



제13회 한국복지패널 학술대회

The 2020 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) Conference

일시 / 2020년 9월 24일(목) 11:00~17:30

주최 / 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

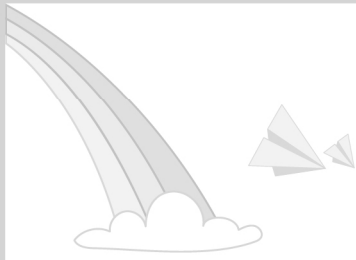
공동
주최 / 한국사회복지학회, 한국사회복지정책학회, 한국사회복지연구회,
한국아동복지학회, 한국사회보장학회, 한국조사연구학회, 한국청소년복지학회



K I H A S A
한국보건사회연구원



서울대학교
SEOUL NATIONAL UNIVERSITY



PROGRAM

11:00~12:00

Session 1

아동(소회의실 2)

좌장: 안상훈(서울대학교 사회복지학과)

제1주제

1. 아동·청소년기 진로성숙도 변화 분석
 - 발표: 곽수란(고구려대학교 유아교육과)
 - 토론: 이기종(국민대학교 교육학과)
2. 학업 성취와 교우 관계가 청소년기 긍정 발달에 영향 미치는 경로: 발달단계별 비교
 - 발표: 이지연(이화여자대학교 사회복지학과)
정익중(이화여자대학교 사회복지학과)
 - 토론: 유조안(서울대학교 사회복지학과)

노인(소회의실 3)

좌장: 김찬우(가톨릭대학교 사회복지학과)

제2주제

1. 노년기 가구형태와 우울: 대처자원의 상호작용효과를 중심으로
 - 발표: 이현주(대구대학교 사회복지학과)
정은희(서울대학교 사회복지연구소)
 - 토론: 전미애(총신대학교 사회복지학과)
2. 노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구: 지역별 비교
 - 발표: 권혁창(경남과학기술대학교 사회복지학과)
 - 토론: 문현경(국민연금연구원)

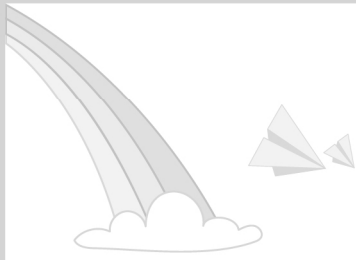
노동(소회의실 4)

좌장: 여유진(한국보건사회연구원)

제3주제

1. 베이비부머와 베이비부머 이전 세대의 노동궤적과 빈곤의 관계 -종사상 지위와 공적
연금 보장여부를 중심으로
 - 발표: 안서연(국민연금연구원)
 - 토론: 조미라(연세대학교 빈곤문제국제개발연구원)





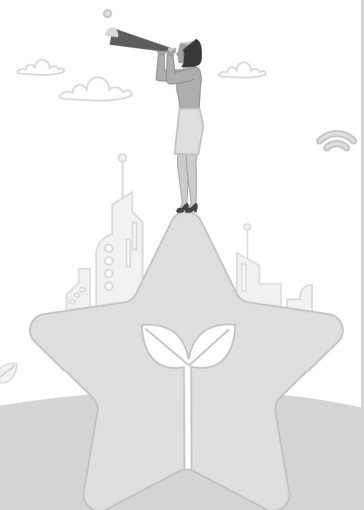
PROGRAM

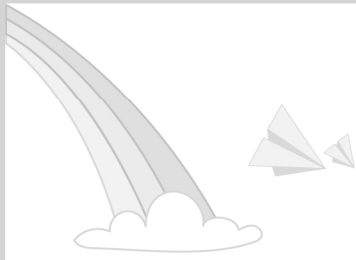
13:10~13:15	개회사: 조흥식(한국보건사회연구원 원장)
13:15~13:20	축사: 강철희(한국사회복지학회 회장)
13:20~13:30	대학원생 우수논문 시상식 시상: 강상경(서울대학교 사회복지연구소 소장)
13:40~15:10	특별강연: 패널 다층모형 분석 김진석(서울여자대학교 사회복지학과 교수)

15:20~16:20 Session 2

건강(소회의실 2)	좌장: 강상경(서울대학교 사회복지학과)
제1주제	<ol style="list-style-type: none"> 1. 청년기의 어떠한 특성이 우울을 증가 또는 감소시키는가? 성장혼합모형을 적용한 8개년도 종단연구 <ul style="list-style-type: none"> - 발표: 유창민(한남대학교 사회복지학과) - 토론: 유민상(한국청소년정책연구원) 2. 성인의 문제음주 변화에 따른 잠재계층 분류와 생태체계 영향요인 검증 <ul style="list-style-type: none"> - 발표: 권태연(선문대학교 사회복지학과) - 토론: 정은희(서울대학교 사회복지연구소)

복지인식(소회의실 3)	좌장: 이상은(숭실대학교 사회복지학과)
제2주제	<ol style="list-style-type: none"> 1. 한국인의 복지태도의 변화궤적 탐색 <ul style="list-style-type: none"> - 발표: 김사현(대구대학교 사회복지학과) - 토론: 김신영(한양사이버대학교 실버산업학과) 2. 한국인의 복지태도: 균열 구조의 형성과 변화 <ul style="list-style-type: none"> - 발표: 안상훈(서울대학교 사회복지학과) 김영미(동서대학교 사회복지학과) 김수완(강남대학교 사회복지학과) - 토론: 김한성(한양대학교 사회학과)





PROGRAM

16:30~17:30

Session 3

대학원생(소회의실 2)

좌장 : 정은희(한국보건사회연구원)

제1주제

1. 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향
 - 발표: 임유나(서울대학교 보건대학원)
 - 토론: 김태현(연세대학교 보건대학원)
2. 2015년 기초생활보장제도 개편이 수급자의 복지 인식에 미친 영향 분석: '수급빈곤층'과 '비수급빈곤층'의 인식 차이를 중심으로
 - 발표: 임혜리(덕성여자대학교 사회복지학과)
 - 토론: 남재현(부산대학교 사회복지학과)

정책평가(소회의실 3)

좌장: 이현주(한국보건사회연구원)

제2주제

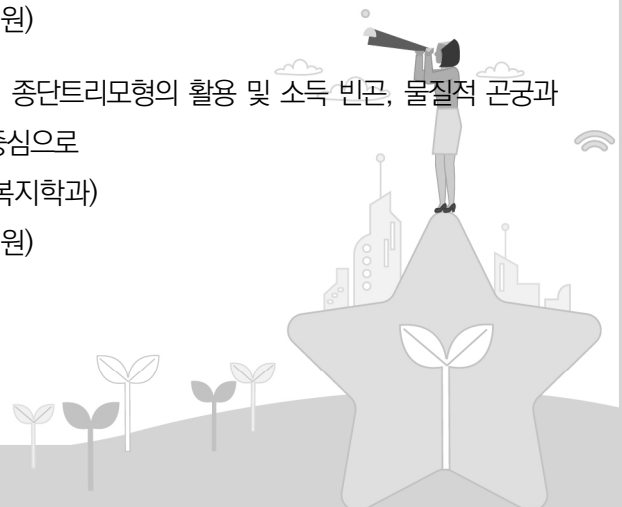
1. 실업급여 상하한액 조정과 수급가구의 경제적 여건 변화
 - 발표: 이승호(한국노동연구원)
 - 토론: 변금선(서울연구원)
2. 영유아 양육지원정책의 효과 분석
 - 발표: 이채정(국회미래연구원)
 - 토론: 박미진(서울대학교 사회복지연구소)

빈곤(소회의실 4)

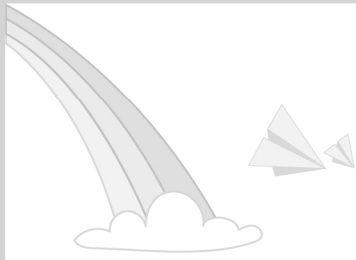
좌장: 정원오(성공회대학교 사회복지학과)

제3주제

1. 빈곤계층의 빈곤원인인식 유형에 따른 우울변화 추적 연구
 - 발표: 이종하(인덕대학교 사회복지학과)
 - 김윤희(인덕대학교 사회복지학과)
 - 토론: 윤성원(한국자활복지개발원)
2. 빈곤의 예측적 유형화에 관한 연구: 종단트리모형의 활용 및 소득 빈곤, 물질적 곤궁과 기초보장 수급 경험의 관련성을 중심으로
 - 발표: 노법래(세명대학교 사회복지학과)
 - 토론: 김은하(한국사회보장정보원)



CONTENTS



Session 1

제1주제 아동

- 1. 아동·청소년기 진로성숙도 변화 분석 3
- 2. 학업 성취와 교우 관계가 청소년기 긍정 발달에 영향 미치는 경로: 발달단계별 비교 19

제2주제 노인

- 1. 노년기 가구형태와 우울: 대처자원의 상호작용효과를 중심으로 41
- 2. 노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구: 지역별 비교 67

제3주제 노동

- 1. 베이비부머와 베이비부머 이전세대의 노동궤적과 빈곤의 관계 - 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 중심으로 87

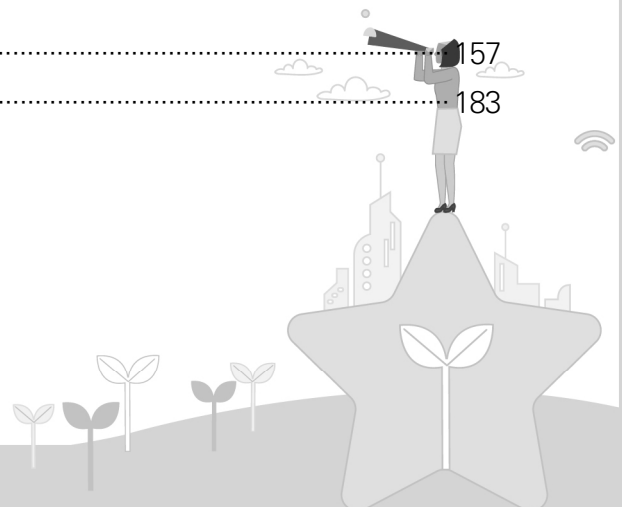
Session 2

제1주제 건강

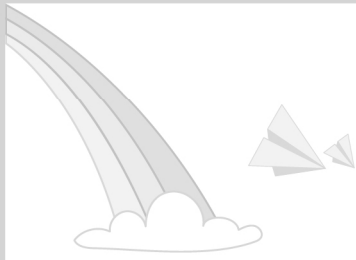
- 1. 청년기의 어떠한 특성이 우울을 증가 또는 감소시키는가? 성장혼합모형을 적용한 8개년도 종단연구 113
- 2. 성인의 문제음주 변화에 따른 잠재계층 분류와 생태체계 영향요인 검증 129

제2주제 복지인식

- 1. 한국인의 복지태도의 변화궤적 탐색 157
- 2. 한국인의 복지태도: 균열 구조의 형성과 변화 183



CONTENTS



Session 3

제1주제 대학원생

- 1. 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향 217
- 2. 2015년 기초생활보장제도 개편이 수급자의 복지 인식에 미친 영향 분석: '수급빈곤층'과 '비수급빈곤층'의 인식 차이를 중심으로 243

제2주제 정책평가

- 1. 실업급여 상하한액 조정과 수급가구의 경제적 여건 변화 261
- 2. 영유아 양육지원정책의 효과 분석 281

제3주제 빈곤

- 1. 빈곤계층의 빈곤원인인식 유형에 따른 우울변화 추적 연구 303
- 2. 빈곤의 예측적 유형화에 관한 연구: 종단트리모형의 활용 및 소득 빈곤, 물질적 곤궁과 기초보장 수급 경험의 관련성을 중심으로 319



Session 1

제1주제 아동

1. 아동·청소년기 진로성숙도 변화 분석
2. 학업 성취와 교우 관계가 청소년기 긍정 발달에 영향 미치는 경로:
발달단계별 비교

아동·청소년기 진로성숙도 변화 분석

Analysis of Transition in Career Maturity from Child to Adolescence

곽수란(고구려대학교 유아교육과 교수)

본 연구는 한국복지패널 10차와 13차 아동부가조사 데이터를 사용하여 초등학교에서 중학교까지 진로성숙도의 변화를 확인하였다. 특히 아동기인 초등학생과 청소년기에 진입하는 중학생 시기는 가정배경의 부모, 학교의 교사, 친구와의 관계가 매우 예민하게 상호작용함과 동시에 변화하는 시기이기 때문에 부모의 교육참여, 교사와의 유대관계, 친구와 또래애착을 외생변수로 투입하였다. 또한 아동청소년기 발달특성이며 과업인 자존감과 학업성적이 초등학교에서 중학교까지 시계열적 특성에 따라 진로성숙도에 어떤 영향을 미치는지 확인하는 것이다. 분석자료는 한국복지패널 10차 아동부가조사 대상인 초등학교 4~6학년 학생이 13차 중학교 1~3학년이 되는 시점까지 패널 데이터이며, 두 차시까지 탈락하지 않고 응답한 360명이 최종 분석표본으로 선정되었다. 검증 방법은 진로성숙도를 최종 종속변인으로 한 구조방정식모형을 설정하여 인과관계를 확인하였다. 분석결과 부모의 교육참여는 자존감과 학업성적, 교사와 유대관계는 자존감, 친구와 또래애착은 자존감과 진로성숙도에 유의한 영향을 나타내고 있다. 또한 자존감은 학업성적과 진로성숙도에 유의한 영향을 미치며 이는 초등학교와 중학교 시기 공통적인 결과이다. 그러나 초등학교 자존감은 중학교 학업성적과 진로성숙도에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않으며, 초등학교 학업성적은 중학교 자존감과 진로성숙도에 유의한 효과를 나타내지 않는다. 또한 초등학교 진로성숙도는 중학교 자존감과 학업성적에 의미있는 영향 요인이 아닌 것으로 확인되고 있다. 그러나 초등학교 자존감→중학교 자존감, 초등학교 학업성적→중학교 학업성적, 초등학교 진로성숙도→중학교 진로성숙도는 직접적인 인과관계 효과가 확인되고 있다. 본 연구 결과는 진로탐색기인 아동기·청소년기 진로성숙도에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 확인하여 건강한 성인기로 이행하는데 필요한 진로지도에 효율적 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

- 주제어: 자존감, 학업성적, 진로성숙도, 한국복지패널

제1절 서론

진로(career)는 한 개인이 전 생애 과정에서 수행하는 일을 총칭하는 것을 의미하며, 따라서 임금을 받는 직업에만 국한되는 것이 아니라 개인이 발달되는 전 과정에서 수행하는 모든 활동을 포함하는 것으로 이해할 수 있다. Hoyt(1974)는 진로를 인간이 일생을 통하여 하는 일의 총칭이라 했으며, McDaniel(1978)은 인생 전반에 걸쳐 수행하게 되는 연속적인 일이나 여가를 모두 포함하는 생활방식으로 정의하기도 하였다. 진로의 핵심적 의미는 인간의 생애발달 과정에서 핵심적으로 수행하는 일로 이해할 수 있다. 또한 생애발달 특성에 따라 진로활동이 다르며 이와 같이 각 생애발달에 따른 진로 과정을 진로발달이라고 할 수 있다(이현림, 2012). 결국 진로는 각 개인의 발달과정과 직접적으로 연계되어 있음을 확인할 수 있는 것이다.

진로성숙은 학자에 따라 그 개념과 정의에 차이가 있지만 진로선택이나 진로계획 수준, 자아와 직업을 통합할 수 있는 능력수준, 진로를 결정할 수 있는 능력 및 태도의 정도 등을 의미한다(교육학용어사전,

2007). 진로성숙은 모든 연령층의 발달특성과 발달과제를 구체적으로 밝히고 있는 발달이론에서 나온 개념으로, 진로발달 이론가인 Super(1953)가 직업의식성숙을 소개한 후 진로성숙에 관한 연구가 시작되었다고 볼 수 있다. 즉, 진로성숙이란 진로에 관한 의식, 태도, 가치, 지식, 정보수집이나 의사결정 능력 그리고 진로선택이나 결정의 수준이 단계적으로 발달해 간다는 진로발달이론에 근거하고 있는 것이다. 진로가 개인의 발달과정과 직접적으로 연계되어 있다면 진로 준비정도를 나타내는 진로성숙도 또한 발달특성과 불가분 연계되어 있어야 함을 시사한다.

본 연구의 목적은 미성년기 진로성숙도는 미래 성인기의 건강한 생활을 담보하는 결정적 요인이라는 논리적 맥락에 근거하여 아동·청소년기 진로성숙도를 실증적으로 검증하는 것이다. 구체적으로 살펴보면, 먼저 초등학생부터 중학생 시기까지 진로성숙도의 시계열적 변화 즉, 초등학교와 중학교 시기의 진로성숙도에 변화를 확인하는 것이다. 또한 진로성숙도가 개인의 생애발달 특성과 연계되어 있다는 맥락에 따라 아동청소년기 주요한 발달과업인 자아발달 및 학업활동 요인과 어떤 인과관계가 있는지 검증하고자 한다. 더 나아가 아동·청소년기는 가정에서 벗어나 학교 및 또래와의 관계로 사회적 영역이 확대되며 따라서 부모, 교사, 친구는 아동·청소년기 발달에 의미 있는 타자로 영향을 미친다고 할 수 있다. 이러한 맥락에서 부모, 교사, 친구 요인을 외생변인으로 투입하여 아동·청소년기 발달과업(자아발달, 학업활동)과 진로성숙도에 미치는 영향을 입체적으로 확인하고자 한다. 본 연구결과는 아동·청소년기 진로성숙도를 확인함으로써 미래 건강한 성인기 발달에 도움이 되는 교육 정보를 확인할 수 있을 것으로 판단된다.

제2절 진로성숙도 관련 이론과 선행연구

진로성숙도는 진로선택이나 진로계획 수준, 자아와 직업을 통합할 수 있는 능력수준, 진로를 결정할 수 있는 능력 및 태도의 정도 등을 의미한다. Super(1990)는 아동기·청소년기를 진로발달의 성장기와 탐색기로 보았다. 따라서 진로와 관련된 능력과 태도를 준비하는 진로성숙도 제고는 아동·청소년기에 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 다른 한편으로, 아동·청소년기 진로에 대한 능력과 태도를 갖추는 것은 미래 성인기의 건강한 생활을 위한 토대가 되기 때문에 비교적 조직적이고 체계화된 정보가 제공되어야 할 필요성을 시사한다.

진로성숙이 발달특성과 연계되는 논리적 맥락 때문에 아동청소년기 주요 발달과업인 자아발달, 특히 자아개념 및 자존감과 진로성숙과의 관계를 검증한 연구는 양적으로 축적되어 있는 것을 볼 수 있다 (Dillard, 1976; Holland, 1981; 김예수·조봉환, 2009; 김재철 외, 2011; 김정원·김옥인, 2007; 김종운·김지현, 2008; 이선영·송주연, 2017; 이현림·주문자, 2007; 장영은, 2010; 조주연·이은정, 2018; 차정원·이형실, 2014; 허균, 2012). 또한 초등학생과 중학생은 학교에서 학업활동으로 대부분 시간을 보내는 학령기라는 특성을 갖기 때문에 진로성숙도를 학업활동과 관계를 확인하는 연구도 비교적 많은 것을 볼 수 있다 (김정원·김옥인, 2007; 이주리, 2009; 이현림·주문자, 2007; 정윤경 외, 2017; 최수정, 2007; 홍향연·유태명, 2008).

다른 한편으로 아동·청소년기는 가정에서 벗어나 학교사회로 생활영역이 확대되기 때문에 보호자인 부모와 더불어 교사와 또래친구와의 관계는 그들의 미래 생활을 준비하는데 있어 참고기준이 된다. 이러한 측면에서 부모특성과 진로성숙도와의 관계(소연희, 2011; 전현정·정혜원, 2018; 정윤경 외, 2017; 조미형 외, 2006; 차정원·이형실, 2014), 교사특성과 진로성숙도와의 관계(장용희 외, 2014; 전현정·정혜원, 2018; 정윤경 외, 2017; 조미형 외, 2006) 그리고 또래친구 특성과 진로성숙도와의 관계(장용희 외, 2014; 전현정·정혜원, 2018; 정윤경 외, 2017; 조미형 외, 2006; 차정원·이형실, 2014)를 실증적으로 분석한 연구도 상당부분 확인되고 있다.

본 연구는 진로성숙도의 개념과 의미 그리고 선행연구 결과에 근거하여 아동기 초등학생부터 청소년기 중학생 시기까지 진로성숙도의 변화 그리고 관련 요인간의 인과관계를 구조방정식모형을 설정하여 입체적으로 분석하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 분석표본 및 분석변수

본 연구는 한국복지패널(KOWEPS) 아동부가조사 10차(초등학생 4~6학년)와 13차(중학생 1~3학년) 데이터를 사용하였다. 표본은 초등학교 4~6학년 학생 패널이 중학교에 진급하여 본 연구 설문에 응답한 402명 중 구조방정식모형에 적합하지 않은 사례를 제거한 360명이다.

이 연구는 초등학교부터 중학교에 이르는 아동·청소년기 중요 주변인의 특성, 발달과업 그리고 진로성숙도 간 입체적인 인과관계를 확인하는 것이다. 먼저 아동기인 초등학교 시기의 진로성숙도가 중학교 시기인 진로성숙도에 어떤 영향을 미치는지 확인하는 것이다. 또한 진로성숙은 발달특성과 불가분의 관계가 있다는 논리적 근거에 의해 아동청소년기 주요 발달과업인 자아발달(자존감)과 학업성적이 진로성숙도 변화에 어떤 매개적 영향을 미치는지 검증하는 것이다. 더 나아가 아동·청소년기 중요한 사회적 관계인 부모, 교사, 친구의 특성이 진로성숙도와 발달과업과의 인과관계에서 통제변인으로 작용하는지 또한 확인하고자 한다.

진로성숙도와 자존감은 초등학교와 중학교 시기에 동일 문항으로 측정된 데이터를 사용한다. 진로성숙도 21개의 문항은 긍정 설문 10개와 부정 설문 11개로 구성되어 있다. 긍정설문과 부정설문을 무작위로 합산할 경우 신뢰도가 낮아지는 것을 경험적으로 확인하였다. 따라서 긍정설문과 부정설문을 독립된 측정변인으로 분리하여 잠재변인인 진로성숙도로 구성하였다. 자존감 또한 자신에 대한 긍정적 인식 8문항과 부정적 인식 4문항을 긍정과 부정으로 분리하여 자존감 요인으로 구성하였다. 특히 부정자존감 문항은 5문항으로 구성되어 있으나 신뢰도를 낮추는 한 문항을 배제하여 4문항을 분석변수로 구성하였다. 부정설문(인식) 측정변인은 동일한 추정방향을 위해 역산하였다.

다음으로 아동·청소년기 학업성적은 초등학교 학업성적과 중학교 학업성적을 측정변인으로 구성하였으며, 초등학교와 중학교 시기의 측정내용이 동일하다. 또한 미성년기인 아동·청소년기 사회적 영향을 미치는 주요 주변인의 특성은 가정배경에서는 부모의 교육참여, 학교배경은 교사와의 유대관계 그리고 친구와의 또래애착을 외생변수로 투입하였다. 분석에 투입되는 변수는 <표 1>과 같다.

<표 1> 측정변수 내용

변인	내용	척도 및 신뢰도
부모_교육참여	✓학생이 인식한 부모(보호자)의 교육참여 4문항 평균 -부모님과 학교생활이나 친구에 대해 대화 -부모님은 교사와 면담하기 위해 학교에 방문 -학교가 주최하는 학부모회 모임 등 행사에 참여 -부모님은 내가 숙제를 다했는지 관심을 가지고 확인 ✓점수가 높을수록 보호자 교육참여 높음	4점척도 신뢰도 $\alpha=.739$
교사_유대관계	✓학생이 인식한 학교 교사와의 관계 5문항, 부정문항(2)은 역산 -학생들은 선생님들과 친하게 지낸다 -선생님들은 모든 학생을 공정하게 대한다 -선생님들은 학생들이 열심히 하면 칭찬해 주신다 -수업 중에 선생님들은 학생들의 기를 죽인다(역)	4점척도 $\alpha=.679$

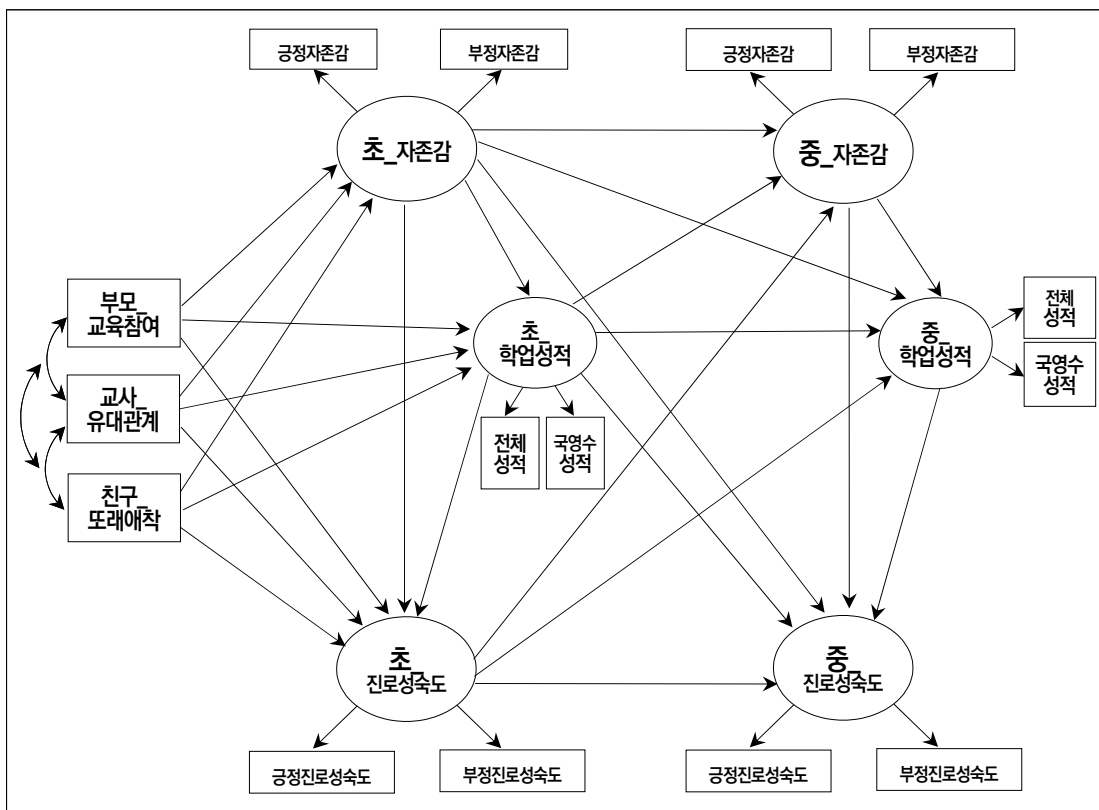
변인		내용	척도 및 신뢰도
		-잘못한 일이 없는데 선생님께 혼나는 경우가 있다(역) ✓점수가 높을수록 교사와 유대감 높음	
친구_또래애착		✓학생이 인식한 또래와의 관계 인식 4문항 -친구들과 오래동안 친구로 지내고 싶다 -친구들과 함께 있으면 즐겁다 -친구들과 같은 생각과 감정을 가지려고 노력한다 -친구들과 서로의 고민을 솔직하게 이야기 한다 ✓점수가 높을수록 또래와의 관계가 좋음	5점척도 $\alpha = .725$
초·중_자존감	긍정자존감	✓자신에 대한 긍정적 인식 8문항 -가치감이 있는 사람 -좋은 자질을 많이 가진 사람 -남들이 하는 만큼 뭐든지 할수 있는 사람 -긍정적인 태도를 지닌 사람 -나 자신에 만족하는 사람 -재주가 많은 사람 -다른 사람보다 의지가 강한 사람 -처음에 못할지라도 잘 할때까지 열심히 하는 사람 ✓점수가 클수록 자존감이 높음	4점척도 초등 $\alpha = .866$ 중등 $\alpha = .915$
	부정자존감	✓자신에 대한 부정적 인식 5문항(전체역산) -실패자라고 느끼는 경향 -자랑스러워 할 만한 것이 별로 없음 -쓸데없는 존재라는 느낌 -유능하지 않다는 느낌 -자신을 좀 더 존중할 수 있으면 하고 바람(신뢰도문제 삭제) ✓점수가 클수록 자존감이 높음	4점척도 초등 $\alpha = .798$ 중등 $\alpha = .893$
초·중_학업성적		지난 1년 간 학교성적 4문항 -전과목평균, 국어, 수학, 영어 점수가 높을수록 학업성적 높음	5점척도 초등 $\alpha = .824$ 중등 $\alpha = .858$
초·중_진로성숙도	긍정진로성숙도	✓진로에 대한 긍정적 인식 10문항 -내가 잘하는 일이 무엇인지 안다 -내가 남보다 잘하는 일이 무엇인지 자주 생각한다 -나의 장점이 무엇인지 안다 -재 장래 희망을 이루기 위해 지금 무엇을 해야 할지 생각해 본다 -미래를 위해 다양한 경험을 쌓으려고 노력한다. -내가 어떤 사람인지 곰곰이 생각해 본다 -학교 공부 중 어떤 것들은 나의 장래 희망을 이루는데 중요하다 -내가 즐겁게 할 수 있는 일이 어떤 것들인지 안다 -내가 진정으로 좋아하는 일들이 무엇인지 자주 생각한다 -나에게 무엇이 중요한지 자주 생각한다 ✓점수가 높을수록 진로성숙도 높음	4점척도 초등 $\alpha = .852$ 중등 $\alpha = .867$
	부정진로성숙도	✓진로에 대한 부정적 인식 11문항(전체역산) -돈이 충분히 많다면 직업을 가질 필요가 없다 -부모님이 내직업을 정해주기를 원한다 -돈을 많이 벌 수 있다면 어떤 직업이라도 좋다 -나에게 맞는 직업이 무엇인지 부모님이나 선생님이 더 잘아신다 -어떤 직업을 선택하는 좋은지 부모님이나 선생님이 정해주셨으면 좋겠다 -내가 어떤 사람인지 모르겠다 -내 장래 희망과 다르더라도 부모님이 기대하시는 것을 따라야 한다 -미래에 어떤 직업을 갖게 될지는 별로 중요하지 않다 -나에게 중요한 것이 무엇인지 모르겠다 -지금 여러 직업들에 대해 미리 알아보는 것은 의미가 없다. -나는 미래에 대해서는 별로 생각해보지 않았고 관심도 없다 ✓점수가 높을수록 진로성숙도 높음	4점척도 초등 $\alpha = .826$ 중등 $\alpha = .812$

2. 분석방법 및 연구모형

본 연구는 초등학교부터 중학교 시점까지 진로성숙도 수준이 어떻게 변화되며, 변화에 영향을 미치는 요인과의 인과관계는 어떠한지 검증하는 것이다. 먼저 각 변수에 대한 기술통계량과 상관관계 그리고 평균차이검증은 SPSS 프로그램을 사용하였다. 기술통계는 자료가 구조방정식모형 분석에 적합한지를 파악하기 위해 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 확인하였다. 상관 및 공분산 계수는 구조방정식모형에 투입되는 변수간의 관계를 파악할 수 있는 자료이다. 또한 측정변수에 대한 대응표본 t검증은 초등학교와 중학교 시점의 측정변수의 차이를 탐색해 보고자 수행하였다.

구조방정식모형 분석은 LISREL 프로그램을 이용한 구조방정식모형 분석을 실시하였다. 구조방정식모형은 요인간의 인과관계에 관한 추론을 가능하게 해주는 통계기법이다(이기중, 2012). 특히 초등학교 시점의 자존감과 학업성적 그리고 진로성숙도의 인과관계가 중학교 시점까지 어떻게 연계되는지 시계열분석으로 검증하는 것이다. 본 연구의 구조방정식모형 모수추정은 최대가능법(ML)을 채택하였다. 연구모형은 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 진로성숙도 연구모형



제4절 분석결과 및 해석

1. 측정변수의 기술통계량 및 평균차이 검증

본 연구의 구조방정식모형 모수추정 방법은 ML이다. 그런데 ML추정은 다른 추정방법보다 엄격한 다중

변수 정상성이라는 기본가정이 요구된다. 다중변수가 정상분포를 이룬다는 가정하에 모수값을 추정하고 이 모수값에 최대한으로 접근하는 값을 설정된 모형의 추정치로 선택하기 때문이다.

<표 2> 다중변수 정상성 검증 결과

모형	편포도			침도			편포도와 침도	
	추정값	Z값	p값	추정값	Z값	p값	χ^2	p값
전체 (n=360)	22.054	10.612	.000	314.460	8.152	.000	179.067	.000

<표 3> 측정변수 기술통계량(n=360)

변수		최솟값	최댓값	평균	표준편차	편포도	침도
부모_교육참여		1.00	4.00	2.69	.66	-.07	-.13
교사_유대관계		1.80	4.00	3.37	.45	-.42	-.13
친구_또래애착		2.00	5.00	4.25	.63	-.62	-.15
초_자존감	긍정자존감	1.75	4.00	3.20	.48	-.18	-.32
	부정자존감	1.00	4.00	3.48	.56	-1.05	.76
초_학업 성적	전체성적	1.00	5.00	3.77	.88	-.31	-.26
	국영수성적	1.00	5.00	3.89	.81	-.51	-.13
초_진로 성숙도	긍정진로성숙도	1.00	4.00	3.08	.49	-.24	.53
	부정진로성숙도	2.00	4.00	3.31	.46	-.24	-.75
중_자존감	긍정자존감	1.00	4.00	3.16	.53	-.41	.50
	부정자존감	1.00	4.00	3.32	.65	-.73	.00
중_학업 성적	전체성적	1.00	5.00	3.44	1.00	-.37	-.27
	국영수성적	1.00	5.00	3.56	.94	-.46	-.30
중_진로 성숙도	긍정진로성숙도	1.00	4.00	3.03	.49	-.32	1.17
	부정진로성숙도	1.55	4.00	3.26	.44	-.32	-.04

<표 2>는 LISREL PRELIS를 사용하여 다중변수 정상성을 추정한 결과이다. 다중변수 정상성 분석 결과, 다중변수의 편포도 및 침도 그리고 편포도와 침도를 동시에 검증한 χ^2 검증 통계량이 크게 추정되고 있으며, 이 값이 관찰될 확률은 p=.00으로 15개 다중변수 정상성은 충족되지 않음을 알 수 있다. 다중변수 정상성이 검증되지 않을 때, 정상성 가정이 요구되지 않는 WLS와 같은 추정방법을 사용할 수 있다. 그러나 변수가 연속적이지 않거나 표본크기가 무한대로 크지 않은 경우에도 통계적 가정이 엄격한 ML이 신뢰할만한 결과를 나타낸다(이기중, 2012). 다른 한편으로, <표 3>은 측정변수 기술통계량을 제시한 것으로 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 편포도, 침도 값을 제시하고 있다. 개별변수의 편포도와 침도가 1을 넘지 않으면 정상성을 충족하는 것이다. 이러한 맥락에 따라 본 연구에서는 다중변수 정상성은 개별변수의 정상성으로 대체하고 모수추정은 ML방식을 사용하고자 한다. <표 4>는 구조방정식모형에 투입되는 측정변수의 상관과 공분산 행렬을 보여주고 있다. 각 측정변수의 상관관계는 구조방정식모형의 인과관계를 그대로 반영하지는 않는다. 따라서 상관 및 공분산 행렬은 구조방정식모형에 투입되는 측정변수들 간 관계와 특성을 탐색하는 자료로 제시한 것이다.

<표 4> 측정변수 상관행렬 및 공분산행렬(n=360)

변 수		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
부모_교육참여(1)		.43	.04	.12	.08	.05	.20	.17	.09	.04	.03	.03	.17	.17	.02	.03
교사_유대관계(2)		.14**	.20	.08	.09	.09	.08	.09	.05	.05	.02	.05	.11	.09	.04	.04
친구_또래애착(3)		.30**	.30**	.39	.11	.07	.11	.14	.14	.08	.03	.02	.10	.12	.04	.04
초_자존감	긍정자존감(4)	.25**	.42**	.36**	.23	.11	.17	.17	.12	.09	.09	.09	.15	.14	.07	.04
	부정자존감(5)	.13*	.38**	.20**	.41**	.31	.14	.15	.07	.08	.08	.10	.13	.13	.06	.04
초_학업성적	전체성적(6)	.34**	.21**	.20**	.39**	.28**	.78	.55	.09	.08	.08	.06	.44	.40	.05	.07
	국영수성적(7)	.31**	.23**	.27**	.45**	.33**	.77**	.66	.13	.07	.08	.09	.39	.38	.05	.04
초_진로성숙도	긍정진로성숙도(8)	.28**	.25**	.46**	.52**	.27**	.22**	.32**	.24	.09	.05	.04	.09	.09	.06	.03
	부정진로성숙도(9)	.12*	.26**	.29**	.39**	.32**	.19**	.19**	.42**	.21	.06	.05	.06	.09	.05	.06
중_자존감	긍정자존감(10)	.07	.10*	.08	.36**	.27**	.18**	.17**	.19**	.24**	.29	.23	.16	.16	.14	.08
	부정자존감(11)	.08	.16**	.06	.29**	.29**	.11*	.17**	.11*	.16**	.64**	.43	.19	.21	.13	.10
중_학업성적	전체성적(12)	.26**	.24**	.16**	.31**	.24**	.50**	.48**	.18**	.13*	.29**	.29**	1.00	.76	.12	.08
	국영수성적(13)	.28**	.22**	.21**	.32**	.25**	.48**	.50**	.19**	.20**	.32**	.35**	.81**	.88	.12	.09
중_진로성숙도	긍정진로성숙도(14)	.07	.16**	.14**	.28**	.22**	.12*	.13*	.24**	.21**	.55**	.42**	.24**	.25**	.24	.08
	부정진로성숙도(15)	.10	.19**	.14**	.19**	.17**	.18**	.11*	.16**	.28**	.36**	.34**	.17**	.22**	.37**	.19

*p<.05 **p<.01, 대각선 위는 공분산행렬, 대각선 아래는 상관행렬

<표 5>는 측정변수의 대응표본 평균차이를 검증한 결과이다. 초등학교와 중학교 시기의 자존감, 학업성적, 진로성숙도 평균차이를 확인한 결과, 부정자존감과 학업성적이 통계적으로 유의한 평균차이를 보이고 있다. 그리고 그 차이는 초등학교보다 중학교 시기에 더 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 상관계수와 마찬가지로 평균차이가 인과관계 차이를 그대로 반영하는 것은 아니다. 다만 평균차이 검증 결과는 초등학생이 갖는 특성이 중학교에 어떤 영향을 미치는지 확인하는 구조방정식모형을 검증하기 위해 투입된 데이터의 속성을 개괄적으로 탐색하기 위해 분석하였다.

<표 5> 측정변수 초·중 평균차이 검증(대응표본 t-검증)

측정변수		평균	표준편차	t	p
긍정자존감	초	3.199	.481	1.194	.233
	중	3.163	.535		
부정자존감	초	3.480	.557	4.289	.000
	중	3.315	.654		
전체성적	초	3.769	.883	6.553	.000
	중	3.442	1.000		
국영수성적	초	3.891	.813	6.989	.000
	중	3.565	.936		
긍정진로성숙도	초	3.084	.486	1.784	.075
	중	3.028	.490		
부정진로성숙도	초	3.306	.461	1.446	.149
	중	3.265	.437		

2. 초등학교에서 중학교 시점까지 진로성숙도 변화 검증

<표 6>은 진로성숙도 변화를 검증하기 위해 설정한 구조방정식모형 적합도를 나타낸 것이다. 정량적 적합도 평가지수인 χ^2 는 121.84(df=66, p=.00)로 적합한 모형으로 판단하기 어렵다. 정량적 적합도 지수가 적절하지 않을 때 통계적 검증은 아니지만 모형전체를 판단하는 기준으로 설정된 모형에서 나온 χ^2 를 그 모형의 자유도로 조정하는 규준적 χ^2 (normed chi-square: NC)를 사용하기도 한다(Jöreskog, 1969; 이기중, 2015 재인용). NC가 1에 가까우면 모형과 자료는 잘 합치한다고 결론을 내리지만 대체로 이 비율의 값이 2 또는 3, 아주 크게는 5미만이면 모형과 자료가 잘 합치한다고 결론을 내리기도 한다(Carmines & McIver, 1981; Kline,1998; 이기중, 2012 재인용). 이에 본 연구모형의 NC가 1.85를 나타내고 있으며, 또한 정성적 적합도 지수인 GFI=.96, TLI=.97 그리고 RMSEA=.05는 비교적 적합한 모형임을 결과로 제시해주고 있다. 따라서 진로성숙도 추정을 위한 구조방정식모형 적합도는 정성적 지표의 적절성으로 대체하고 개별 추정치를 추정하고자 한다.

<표 6> 구조방정식모형 적합도 지수

구조방정식모형	χ^2	df(p)	NC	GFI	TLI	RMSEA
전체모형(n=360)	121.84	66(.00)	1.85	.96	.97	.05

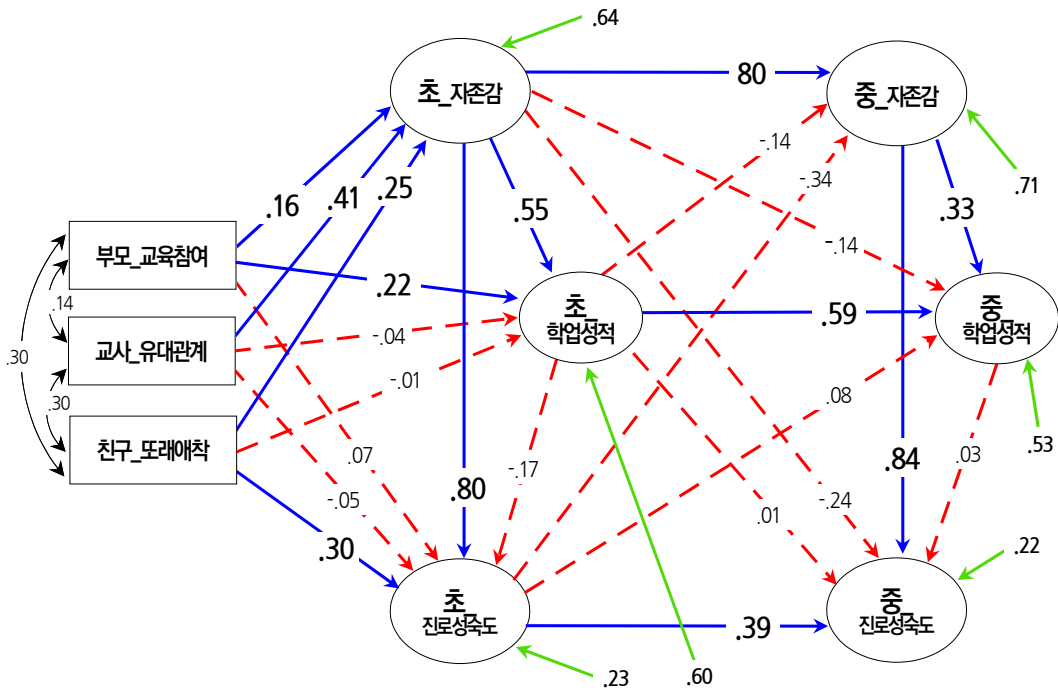
<표 7>은 구조방정식모형 측정모형 추정치를 제시한 것이다. 6개 잠재변수를 설명하는 측정변수 설명력(λ)은 p<.001 수준에서 모두 유의한 결과를 나타내고 있다. 이는 잠재변수를 설명하기 위해 선정된 측정변수가 그 잠재변수를 잘 대표하고 있음을 나타낸다. 따라서 분석결과는 측정변수를 대신한 잠재변수 중심의 구조모형으로 제시하였다.

<표 7> 측정모형 추정치

추정 경로	측정모형 추정치(λ)					
	초_자존감	초_학업성적	초_진로성숙도	중_자존감	중_학업성적	중_진로성숙도
긍정자존감	1.00	-	-	-	-	-
부정자존감	.76(9.35)	-	-	-	-	-
전체성적	-	1.00	-	-	-	-
국영수성적	-	.95(17.08)	-	-	-	-
긍정진로성숙도	-	-	1.00	-	-	-
부정진로성숙도	-	-	.70(8.84)	-	-	-
긍정자존감	-	-	-	1.00	-	-
부정자존감	-	-	-	1.06(12.66)	-	-
전체성적	-	-	-	-	1.00	-
국영수성적	-	-	-	-	.97(18.26)	-
긍정진로성숙도	-	-	-	-	-	1.00
부정진로성숙도	-	-	-	-	-	.65(7.87)

추정치(t-value), 측정모형 전체 λ 값은 $p < .001$ 수준에서 모두 유의함

[그림 2] 진로성숙도 구조방정식모형 분석결과



[그림 2]는 구조방정식모형 분석결과를 그림으로 제시한 것이며, 통계적으로 유의한 경로는 실선으로, 통계적으로 유의하지 않은 경로는 점선으로 표시하였다. 또한 <표 8>과 <표 9>는 진로성숙도 구조방정식 모형 직접효과 및 간접효과 추정치를 제시한 것이다.

<표 8> 진로성숙도 인과관계 직접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
부모_교육참여	→초_자존감	.10	.16	.03	3.02**
	→초_학업성적	.26	.22	.06	4.18***
	→초_진로성숙도	.04	.07	.03	1.28
교사_유대관계	→초_자존감	.36	.41	.05	7.22***
	→초_학업성적	-.07	-.04	.10	-.70
	→초_진로성숙도	-.04	-.05	.05	-.87
친구_또래애착	→초_자존감	.16	.25	.04	4.31***
	→초_학업성적	-.01	-.01	.07	-.19
	→초_진로성숙도	.18	.30	.04	4.69***
초_자존감	→초_학업성적	1.07	.55	.18	5.98***
	→초_진로성숙도	.74	.80	.12	6.05***
	→중_자존감	1.00	.86	.29	3.49***
	→중_학업성적	-.31	-.14	.41	-.76
	→중_진로성숙도	-.22	-.24	.21	-1.01
초_학업성적	→초_진로성숙도	-.08	-.17	.04	-1.91
	→중_자존감	-.09	-.14	.06	-1.37
	→중_학업성적	.69	.59	.09	7.45***
	→중_진로성숙도	.00	.01	.05	.04
초_진로성숙도	→중_자존감	-.43	-.34	.25	-1.73
	→중_학업성적	.21	.08	.34	.61
	→중_진로성숙도	.37	.39	.18	2.08*
중_자존감	→중_학업성적	.63	.33	.14	4.49***
	→중_진로성숙도	.64	.84	.09	7.24***
중_학업성적	→중_진로성숙도	.01	.03	.04	.30

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

먼저 부모교육참여와 교사유대관계 그리고 친구또래애착이 초등학생의 자존감과 학업성적 및 진로성숙도에 미치는 영향은 그 양상이 차이가 있는 것을 확인할 수 있다. 즉, 부모의 자녀 교육참여는 자존감($\beta = .16, t = 3.02$)과 학업성적($\beta = .22, t = 4.18$)에, 교사의 학생과의 유대관계는 자존감($\beta = .41, t = 7.22$), 그리고 친구와의 또래애착은 자존감($\beta = .25, t = 4.31$)과 진로성숙도($\beta = .30, t = 4.69$)에 통계적으로 유의한 영향을 나타내고 있는 것이다. 무엇보다도 부모의 교육참여, 교사와의 유대관계 그리고 친구와의 또래애착은 초등학교 시기 자존감에 매우 중요한 영향요인이라는 것을 먼저 확인할 수 있다. 그러나 부모의 교육참여는 학업성적, 친구와의 관계는 진로성숙도에 더 영향이 있으며, 교사는 학업성적이나 진로성숙도에 의미 있는 영향을 미치지 못하는 것을 확인할 수 있다. 이것은 부모 특성은 자녀의 학업성취에 중요한 요인으로 작용하고 있으며, 진로성숙도는 친구의 영향이 크다는 것을 시사한다. 본 연구에서 학업성취는 학업성적으로 측정된 변수이며, 따라서 학업성적은 가정배경인 부모의 영향이 크다는 선행연구 결과들을 재확인시켜주는 결과라 판단된다. 또한 진로와 관련된 자아정체감으로 측정된 진로성숙도는 부모나 교사보다는 비슷한 발달특성을 가진, 그래서 현재 및 미래 생활에 대한 공유가 수월한 친구와 관계에서 형성되고 있다는 것을 시사한다. 이는 다른 한편으로 진로 탐색기에 속하는 초등학교시기에 부모와 교사는 학업성적이나 자존감에 더 집중하며, 진로는 시간적으로 후순위로 인식하고 있음을 시사한다. 이것은 부모의 교육참여는 교사와의 유대관계가 자존감과 학업성적을 매개하더라도 초등학교 진로성숙도에 통계적으로 유의한 영향을 나타내

지 않으나, 중학교 진로성숙도에는 통계적으로 유의한 매개효과를 나타내는 결과로도 추정할 수 있다(<표 9> 참조). 결과적으로 부모, 교사, 친구와의 관계가 진로성숙도에 미치는 영향을 종합하면, 진로성숙도에 직접적인 영향을 미치는 요인은 친구이며, 학업성적에 결정적인 영향을 미치는 요인은 부모이다. 그리고 부모, 교사, 친구는 초등학교의 자존감에 직접적이며 중요한 결정요인이라는 것을 확인할 수 있다.

초등학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도가 중학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도에 미치는 효과는 논의가 상당히 필요한 결과를 보여준다. 자존감, 학업성적, 진로성숙도에 대한 시계열적 인과관계를 구체적으로 살펴보면, 먼저 초자존감→중자존감($\beta=.86, t=3.49$), 초학업성적→중학업성적($\beta=.59, t=7.45$) 그리고 초진로성숙도→중진로성숙도($\beta=.39, t=2.08$)의 효과는 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 즉, 초등학교 시기의 자존감, 학업성적 그리고 진로성숙도는 중학교 시기까지 의미 있는 정적 효과를 나타내는 것이다. 이 결과는 초등학교 형성된 자존감, 학업성적, 진로성숙도가 중학교 시기까지 연계된다는 것을 의미한다. 그러나 초등학교 자존감이 중학교 학업성적과 진로성숙도, 초등학교 학업성적이 중학교 자존감과 진로성숙도 그리고 초등학교 진로성숙도가 중학교 자존감과 학업성적에 미치는 영향은 모두 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 못하는 것이다. 더 나아가 초등학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도가 중학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도에 미치는 간접효과 또는 통계적으로 유의하지 않은 것이다. 이 결과는 초등학교 시점의 자존감과 학업성적 그리고 진로성숙도는 중학교 시점의 자존감과 학업성적과 진로성숙도에 직접 및 간접적으로 그 영향이 연계되지 않음을 시사한다. 그러나 부모의 교육참여, 교사와의 유대관계, 친구와 또래에 착이 외생요인으로 투입되고, 각 학교급의 자존감, 학업성적, 진로성숙도가 매개될 때 유의한 효과가 드러나는 결과를 확인할 수 있다(<표 9> 참조). 이것은 초등학교에서 중학교 시기까지 자존감, 학업성적 및 진로성숙도는 부모, 교사, 친구의 영향이 지속적으로 연계되어 있음을 추정할 수 있다. 다른 한편으로, 각 학교급을 별도로 분리하여 살펴보면, 자존감은 학업성적과 진로성숙도에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 반면, 학업성적이 진로성숙도에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 결과적으로 자존감이 높으면 진로성숙도와 학업성적 또한 높아지지만, 학업성적이 높더라도 진로성숙도에는 그 효과가 미치지 않으며, 이러한 맥락은 초등학교와 중학교시기에 공통적인 특성이라는 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 아동기인 초등학교 시기는 자존감 형성이 매우 결정적이라는 것을 보여주고 있으며, 아동기의 자존감은 학업성적이나 진로성숙도에도 중요한 영향을 미칠 뿐 아니라, 청소년기의 발달에도 직·간접적인 영향을 나타낸다는 것을 확인할 수 있다.

<표 9> 진로성숙도 간접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
부모_교육관여	→초_학업성적	.11	.09	.04	2.68**
	→초_진로성숙도	.04	.08	.03	1.73
	→중_자존감	.03	.05	.03	1.10
	→중_학업성적	.26	.19	.05	5.18***
	→중_진로성숙도	.03	.06	.02	1.76
교사_유대관계	→초_학업성적	.38	.22	.08	4.89***
	→초_진로성숙도	.24	.29	.05	5.24***
	→중_자존감	.25	.24	.05	4.73***
	→중_학업성적	.30	.15	.08	3.52***
	→중_진로성숙도	.16	.20	.04	4.09***
친구_또래애착	→초_학업성적	.17	.14	.05	3.49***
	→초_진로성숙도	.10	.18	.03	3.43***
	→중_자존감	.02	.03	.04	.61
	→중_학업성적	.13	.09	.07	1.93*
	→중_진로성숙도	.09	.16	.03	2.80**
초_자존감	→초_진로성숙도	-.09	-.09	.05	-1.63
	→중_자존감	-.37	-.32	.23	1.63
	→중_학업성적	1.27	.56	.38	3.33
	→중_진로성숙도	.66	.74	.20	3.26
초_학업성적	→중_자존감	.03	.06	.03	1.16
	→중_학업성적	-.05	-.04	.05	-1.01
	→중_진로성숙도	-.06	-.12	.05	-1.11
초_진로성숙도	→중_학업성적	-.27	-.11	.17	-1.56
	→중_진로성숙도	-.27	-.28	.17	-1.62
중_자존감	→중_진로성숙도	.01	.01	.02	.30

표준화 추정치 *p<.05, **p<.01, ***p<.001

초등학교에서 중학교까지 진로성숙도의 변화를 부모, 교사, 친구 특성과 자존감 및 학업성적과의 인과 관계로 확인한 결과, 진로성숙도에 직접효과를 나타내는 것은 친구와의 또래애착과 자존감이다. 부모와 교사 특성은 초등학교 진로성숙도에 직접 및 간접 효과에 유의한 결과를 나타내지 않는 반면, 중학교 진로성숙도에 통계적으로 유의한 간접효과를 나타내고 있다. 즉, 부모, 교사, 친구 특성은 초등학교 중학교 진로성숙도에 통계적으로 유의한 직접 및 간접 효과를 나타내고 있는 것이다. 이 결과는 진로성숙도의 방해 오차(ζ)가 초등학교 및 중학교 각각 .23, .22로 상대적으로 작게 추정된 것으로도 의미 있게 확인할 수 있다. 결과적으로 부모, 교사, 친구 특성과 자존감 및 학업성적은 초·중학교 진로성숙도에 상당한 설명력을 갖는 요인인 것으로 판단할 수 있는 것이다.

제5절 결론 및 제언

이 연구는 초등학교에서 중학교까지 진로성숙도의 변화를 검증하는 것이다. 특히 아동기인 초등학생과 청소년기에 진입하는 중학생 시기에 중요한 사회적 관계인 부모, 교사, 친구를 외생요인으로 투입하고, 아동·청소년기 발달특성이며 과업인 자존감과 학업성적이 초등학교에서 중학교까지 시계열적 특성에 따라 진로성숙도에 어떤 영향을 미치는지 확인하는 것이다. 분석결과와 결론은 다음과 같다.

첫째, 아동·청소년기 부모, 교사, 친구와의 사회적 관계는 자존감에 중요한 영향을 미친다. 또한 부모는 학업성적에 중요한 영향을 미치며, 진로성숙도는 친구와의 또래애착이 결정적 요인임을 확인하였다. 또한 학업활동과 관련된 사회적 관계인 교사는 아동·청소년기 자존감에 영향을 미치며 학업성적이나 진로성숙도에 유의한 영향을 확인하지 못하였다. 다만 부모, 교사, 친구의 특성은 초등학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도를 매개하여 중학교 학업성적과 진로성숙도에 유의한 효과를 미치는 것을 확인할 수 있다.

둘째, 초등학교 자존감, 학업성적, 진로성숙도 각각은 중학교까지 그 영향이 연계되어 있는 것을 확인하였다. 즉, 초등학교시기에 자존감은 중학교 시기의 자존감에 정적 효과를 나타내며, 초등학교 학업성적은 중학교 학업성적에도 정적 효과를 나타내고 있는 것이다. 더 나아가 진로성숙도 또한 초등학교 시기와 중학교시기에 정적 인과관계를 나타내고 있는 것이다.

셋째, 초등학교 시기의 자존감이 중학교 학업성적과 진로성숙도에 미치는 영향과 초등학교 시기의 학업성적이 중학교 시기의 자존감과 진로성숙도에 미치는 영향은 유의한 결과를 나타내지 못한다. 또한 초등학교 진로성숙도는 중학교 자존감과 진로성숙도에 미치는 영향 또한 확인되지 않는다.

넷째, 자존감, 학업성적 및 진로성숙도와의 관계를 살펴보면, 초등학교와 중학교 시점에서 공통적으로 나타난다. 즉, 자존감은 학업성적과 진로성숙도에 정적 영향을 미치는 반면, 학업성적은 진로성숙도에 영향을 나타내지 않고 있다. 더 나아가 자존감과 학업성적이 진로성숙도에 미치는 매개효과 또한 유의한 결과를 나타내지 않는 것을 확인하였다.

마지막으로 아동·청소년기 발달과업은 부모, 교사, 친구의 영향이 매우 중요하다. 특히 자존감에 미치는 영향은 절대적인 것을 확인하였다. 또한 아동·청소년기 자존감은 학업성적과 진로성숙도에 결정적인 요인이라는 것이 검증되었다. 이에 진로탐색기에 발달과정인 아동·청소년기의 학업성적 뿐만아니라 진로성숙도는 자존감과 직접적으로 연계되어 있음을 확인한 것이다. 다만, 아동·청소년기는 성별 발달속도가 매우 차이가 있다. 여학생이 남학생보다 아동기에서 청소년기로 먼저 이행하는 것이다(정옥분, 2004). 이에 본 연구결과를 보다 효율적으로 적용하기 위해서는 성별 간의 차이를 구체적으로 확인할 필요가 있는 것이다. 그런데 본 연구에서는 데이터의 특성 상 성별에 따른 구조방정식모형 검증을 하지 못하였다. 본 연구결과를 확인하고 활용하기 위해서는 이러한 제한점을 충분히 고려할 필요가 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

- 교육학용어사전(2007). 고려대학교 교육문제연구소.
- 김예수, 조봉환(2009). 초등학생이 지각한 부모양육태도와 자아개념 및 진로의식성숙과의 관계. 상담평가연구, 2(1), 87-103.
- 김재철, 황매향, 김아영 (2011). 체험활동과 진로성숙 간의 관계에서 긍정적 자아관과 내적 직업가치관의 매개효과. 진로교육연구, 24(1), 1-23.
- 김재호, 정철영 (2006). 초등학생의 가족체계와 자기효능감 및 진로태도성숙의 관계. 한국실과교육학회지, 19(4), 119-137.
- 김정원, 김옥인 (2007). 중학생의 자아개념 및 학업성취수준과 진로성숙도와의 관계. 아동교육, 16(4), 75-82.
- 김중운·김지현, 2008)아동의 자아개념 및 학습동기와 진로성숙과의 관계. 진로교육연구, 21(2), 127-144.
- 소연희 (2011). 초등학생들이 지각한 부모의 교육적 관여가 진로성숙도에 미치는 영향: 학업적 자기효능감과 학교생활적응의 매개효과. 직업교육연구, 30(4), 203-220.
- 이기종(2012). 구조방정식모형-인과성·통계분석 및 추론. 서울: 국민대학교 출판부.
- 이주리 (2009). 초등학생의 진로성숙도 발달궤적과 예측요인. 아동학회지, 30(2), 43-55.
- 이현림(2012). 진로상담. 양서원.
- 이현림, 주문자(2007). 초등학생의 자아개념 및 학업성취도가 진로의식성숙도에 미치는 영향. 진로교육연구, 20(2), 181-192.
- 장영은 (2010). 초등학생의 진로의식성숙도에 애착과 자아개념이 미치는 효과: 성차, 동시효과 및 지연효과에 관하여. 대한가정학회지, 48(6), 1-12.
- 장용희, 한정현, 이재신(2014). 초등학생의 교사애착, 또래애착, 자기격려, 진로자기효능감과 진로성숙도간의 구조적 관계. 디지털융복합연구, 12(10), 515-523.
- 전현정, 정혜원 (2018). 중학생의 진로성숙도와 학교 특성 변인 및 학생 특성 변인과의 관계 분석. 한 국청 소년연구, 29(3), 213-240.
- 정옥분(2004). 발달심리학:전생애 인간발달. 서울: 학지사.
- 정윤경, 이지수, 안현선 (2017). 사회적 지지와 진로성숙도의 종단적 변화와 학업참여 및 학업성취간의 구조적 관계 검증. 진로교육연구, 30(3), 1-24.
- 정윤경, 이지수, 안현선(2017). 사회적 지지와 진로성숙도의 종단적 변화와 학업참여 및 학업성취간의 구조적 관계 검증. 진로교육연구 30(3), 1-24.
- 조미형, 최상미, 엄태영(2006). 남녀청소년의 부모, 친구, 교사애착과 학교생활적응이 진로성숙에 미치는 영향에 관한 연구. 한국사회복지조사연구, 15, 81-97.
- 조주연, 이은정(2018). 사회 자아개념 및 학업 자아개념과 진로성숙도의 종단적 관계 분석. 교육심리연구,

32(3), 379-396.

- 차정원, 이형실 (2014). 청소년의 가족환경 및 또래환경과 진로성숙도의 관계에서 자아존중감의 매개효과. 한 국가정과교육학회 학술대회, 145-145.
- 최수정 (2007). 중등단계 청소년의 자기효능감, 사회경제적 수준 및 학업성적과 진로성숙 변화의 관계에 대한 구조방정식 변화모형. 한국청소년연구, 18(3), 31-57.
- 허 균 (2012). 잠재성장모형을 활용한 진로성숙 도의 변화궤적과 성별, 자아존중감 및 부모 애착 시간효과와의 구조관계, 직업교육연구, 31(2), 193-209.
- 홍향연, 유태명 (2008). 중학생의 진로성숙도에 영향을 미치는 변인 분석. 한국가정과교육학회지, 20(3), 49-64.
- Dillard, J. M. (1976). Relationship between career maturity and self-concepts of suburban and urban middle-and urban lower-class preadolescent black males. *Journal of Vocational Behavior*, 9 (3), 311-320.
- Eccles, J. S. (1994). Understanding women's educational
- Ginzberg, E., Ginsberg, S. W., Axelrod, S., & Herma, J. L.(1951). *Occupational Choice. An approach to a general theory*. New York: Columbia University Press.
- Holland, M. (1981). Relationships between vocational development and self-concept in sixth grade students. *Journal of Vocational Behavior*, 18, 228-236.
- Hoyt, K. B. (1974). *An introduction to career education*. U. S. Office of Education Policy Paper. Washington, DC: The Office.
- McDaniel, C. (1978). The practice of career guidance and counseling. *INFORM*, 7(1), 1-8.
- Super, D. E. (1953). A theory of vocational development. *American Psychologist*, 8, 185-190.
- Super, D. E. (1990). A life-span, life-space approach to career development. In D. Brown, L. Brooks, & Associates, *Career choice and development*(pp. 197-261). San Francisco: Hossey-Bass.

학업 성취와 교우 관계가 청소년기 긍정 발달에 영향 미치는 경로: 발달단계별 비교

The Pathways from Academic Achievement and Peer Relations to Positive Youth Development:
A Comparison of Developmental Stages

이지언(이화여자대학교 사회복지연구소 연구교수)

정익중(이화여자대학교 사회복지학과 교수)

본 연구는 학업 성취와 교우 관계가 긍정 발달에 영향을 미치는 경로에서 자아존중감, 학교 유대감, 부모 관계의 매개 효과를 발달 단계에 맞추어 초등학생과 중학생 시기를 비교·분석하였다. 기존 연구가 초등학생과 중학생의 발달 산물을 개별적으로 검증한 것과는 달리, 본 연구는 초등학교와 중학교의 발달단계별 비교를 통해, 개인·학교·가족 영역 내 매개 변인이 긍정 발달에 미치는 영향력을 통합적으로 분석하였다. 자료 분석은 한국복지패널 10차(2015)와 13차(2018) 아동 부가조사의 초등학생 471명과 중학생 391명의 자료를 활용하였고, 구조방정식 모형으로 분석하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 중학생의 긍정 발달로의 경로에는 교우 관계의 영향이 더 크고 초등학생의 긍정 발달에는 학업 성취의 영향이 더 큰 것으로 검증되었다. 둘째, 긍정 발달에 미치는 매개 요인의 효과를 초등학교와 중학교 시기를 비교·분석해보면, 초등학생과 중학생의 긍정 발달에 영향력이 가장 큰 매개 요인은 자아존중감으로 확인되었다. 그리고 중학생 시기의 부모 관계는 긍정 발달에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 초등학생 시기 높은 수준의 부모 관계는 초등학생의 긍정 발달에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 본 연구의 결과에 근거하여 청소년기 긍정 발달 증진을 위한 효율적인 개입 방안을 제시하고자 한다.

제1절 서론

청소년기 긍정 발달 이론의 시각에서 보면, 긍정 발달로의 잠재 가능성이란 개인의 적응성에 근거하며, 적응 능력은 환경 요인에 의해 증진된다는 견해이다(Fremont, 2019). 다수의 선행연구는 청소년기 적응 능력의 지표로써 사회적 역량과 정서적 역량을 활용하였다(Dirks et al., 2007; Chen et al., 2020). 또한 청소년기에 구축되는 주관적 행복감도 위험 행동에 대한 강력한 잠재적인 적응 요인이라고 보고되었다(Shek & Ma, 2010; kim, 2019).

UN의 아동권리협약이 체결된 이후 아동·청소년기 긍정 발달에 대한 연구자들의 관심이 더욱 가속화되었고, 국제 비교를 통해 청소년기 행복 지수가 높은 영역을 검증한 연구자도 지속적으로 증가하고 있다(국승희, 2001; 김상욱 외, 2006). UNICEF가 보고한 청소년기 행복 지수의 영역별 구성요소는 친구 관계, 학업 성취, 주관적 행복감 등 다양한 요인을 포함한다(UNICEF, 2006). 다른 시기와 비교하여, 특히 중학교 시기의 청소년들은 그들의 발달 과제를 수행하는 과정에서 부모와 교사보다는 또래의 영향을 크게 받는다

(Stefan et al., 2017). 다양한 선행연구에서 검증된 중학교 시기의 교우 관계는 자아존중감, 성취동기, 학교 적응 등 청소년기 발달의 다양한 영역에서 강력한 영향을 주는 것으로 보고되었다(염혜선·임성애·이은주, 2019). 특히 또래 간 부정적인 경험을 가진 청소년은 심리적으로 위축되어 학교 부적응을 보이는 것으로 나타났다(이선희·이은경, 2020). 청소년기 학업 성취도 청소년의 학교 적응과 삶의 만족도에 유의한 영향을 미치는 요인이다(Wentzel, 2004; 이봉주·김광혁, 2009; 이은지·유지혜, 2020). 특히 한국사회에서 학업 성취는 청소년과 부모에게 행복감을 주는 요인이며, 청소년은 학업 성취를 달성하는 과정에서 심리적인 불안정을 경험하는데, 이는 스트레스가 적은 집단보다 2배 높은 우울 유병을 보일 수 있다는 결과도 보고되었다(전영상·최영신, 2017).

한편, 국가별 청소년기 행복 지수의 영역별 지표를 비교한 보고서에 따르면, 우리나라 청소년은 학업 성취 영역에서는 최상위 점수로 나타났지만(OECD PISA, 2015), 청소년이 주관적으로 인식한 행복감은 상대적으로 낮다(OECD, 2017). 또한 학업을 중단하는 학교 부적응 청소년을 조사한 보고서를 보면, 청소년기 학업중단 사유로 또래 관계 요인이 전체 학생 응답의 40.7 %이며, 학업 성취로 인한 갈등으로 학업을 중단한 학생은 3.1%인 것으로 나타났다(한국교육개발원, 2018).

이와 같이 학업 성취와 교우 관계는 청소년기 발달 과제인 동시에 발달 산물이며, 행복 지수의 대표적인 구성 요인이다(정익중 외, 2011). 청소년기 발달 산물을 검증한 연구자들은 학업 성취, 교우 관계, 그리고 학교 적응과의 인과적 구조 관계를 주로 검증하였다. Wentzel et al.(2004)은 우정을 나눌 수 있는 중학교 시기의 교우 관계는 청소년기 사회적 역량을 증진시키며 학년이 올라갈수록 중학생이 학교에 건강하게 적응할 수 있도록 유도하는 보호 요인이라고 보고하였다. 반면에 수줍음이 많거나 소극적인 교우 관계를 형성할수록 중학교 시기의 청소년들은 낮은 학교 적응력을 보인다(Coplan et al., 2017). 학업 성취와 중학생의 발달을 검증한 Chen et al. (1997)은 중학교 시기의 학업 성취는 사회적 역량의 예측 요인이며, 높은 수준의 학업 성취는 주관적 행복감과 학교 적응으로 이어진다고 보고하였다(Yang et al., 2019). 이어 매개 변인의 영향력을 검증하면서 부적응 학생에 대한 다양한 개입 전략을 제시하였다. 그러나 기존의 연구들은 주로 아동·청소년기 시기에서 발견되는 우울과 공격성, 그리고 자아존중감과 같은 개인 영역 내 매개 요인의 효과를 검증하였다(김희례·정진경, 2019; 박소운, 2017). 또한 대부분의 선행연구는 연구 대상을 각각 초등학생 또는 중학생에 한정하여 특정 시기에서의 개인·학교·가족 영역별 매개 요인이 연구모형 검증에 활용되었다. 이와 같이 기존 연구가 매개 요인의 유의미한 영향력을 개별적으로 보고하였다면, 본 연구는 통합적인 영역에서 매개 요인을 선정하여 발달 시기별로 다양한 매개 효과를 비교 분석하였다. 즉 발달 단계에 따른 매개 요인의 상대적인 영향력을 비교함으로써, 초·중기 청소년의 긍정 발달을 위한 차별적인 개입 전략을 효율적으로 제공하였다는 점에서 선행연구와 차별성이 있다고 할 것이다. 즉 부모 관계, 자아존중감, 학교 유대감의 매개 효과가 초등학생과 중학생이라는 발달 단계별로 어떻게 다른지 확인하여, 중학생 시기만의 차별적인 개입 방안을 모색하고자 하였다. 선행연구에서 보고된 자아존중감은 발달 단계에 따라 변화되며(정익중, 2007; 정은석 외, 2014), 부모 관계도 발달 단계별로 자녀의 긍정적인 발달에 미치는 상대적인 영향력이 검증되었기 때문이다(정소희, 2016). 또한 본 연구는 메타분석을 활용한 선행연구(이지언·정익중, 2015)에 근거하여 개인·학교·가족 영역별 영향력 있는 매개 요인을 선별하였다. 동일한 연구모형 내에 선별된 매개 요인의 효과를 비교 분석하여 청소년기 긍정 발달에 대한 통합적인 접근 전략을 제시하고자 하였다. 통합적인 접근을 위해서는 개인적 측면과 함께 청소년이 소속된 학교와 가정에서 일어나는 맥락적 변인을 살펴볼 필요가 있으므로 영역별로 매개 요인을 선정하였다.

정리하면, 본 연구는 학업 성취와 교우 관계가 개인·학교·가족 영역의 매개 경로를 통해 아동·청소년기 긍정 발달에 미치는 영향을 초등학생과 중학생을 비교하여 분석하고자 한다. 이를 통해 기존 연구에서

제시한 결과를 확인하고 더 나아가 다양한 영역 내 매개 요인의 영향력을 동일한 모형에서 발달 단계에 맞추어 검증함으로써, 청소년기 긍정 발달을 위한 개인·학교·가족 간 통합적이고 차별적인 개입 방안을 제시하는 것이 본 연구의 목적이다.

연구문제 1. 학업 성취와 교우 관계는 초등학생과 중학생의 긍정 발달에 유의한 영향을 미치는가?

연구문제 2. 학업 성취와 교우 관계는 자아존중감, 학교 유대감, 부모 관계를 매개로 하여 초등학생과 중학생의 긍정 발달에 영향 미치는 경로가 다른가?

제2절 이론적 배경

1. 학업 성취와 교우 관계가 청소년기 긍정 발달에 미치는 영향

긍정 발달 이론에 의하면, 청소년의 긍정 발달로의 잠재 가능성은 적응 능력이며, 청소년의 적응 능력은 환경적인 요인에 의해 영향을 받는다(Carter & Bruene, 2019). 또한 다양한 선행연구에서 보고된 청소년기 긍정 발달의 측정 지표는 사회적 역량, 정서적 역량, 그리고 주관적인 행복감으로 분류 된다(Bird & Markle, 2012; Shek & Ma, 2010; Chen et al., 2020). 구체적으로 살펴보면, 청소년기 사회적 역량은 타인을 포용할 수 있는 사회적 기술을 활용하여 또래와 긍정적인 관계를 형성하는 능력이다(Shek & Ma, 2010). 정서적 역량은 청소년의 목표 달성을 위해 본인의 정서를 스스로 조절하는 능력이며, 또래의 다양성을 이해하고 적절하게 자신의 감정을 타인에게 표현하는 개인의 잠재된 특성이다(Chen et al., 2020). 이와 같은 정서적 능력은 환경에 적응하는 능력을 예측하는 요인으로 검증되었다(Mikolajczak et al., 2015). 주관적 행복감은 청소년기에 마주하는 스트레스 요인에 대처하는 자원으로 활용되며, 이는 스트레스로부터의 회복을 증진시킨다(Bird & Markle, 2012).

청소년기 주요 발달 과제인 학업 성취는 개인의 내적 특성 요인 중에서도 능력에 관련된 변인이며, 높은 수준의 학업 성취는 사회적 역량의 예측 요인이다(Chen et al., 2020). 학업 성취와 인지적 요인 간 관계를 보고한 연구도 다수 존재하지만, 서양에서 보고된 선행연구는 학업 성취와 사회적 적응 간 유의미한 관계를 지속적으로 보고하였다(Coie et al., 1992; Wentzel & Asher, 1995; Burchinal et al., 2008; Yang et al., 2019), 학업 성취와 정서적 역량을 검증한 선행연구는 주로 청소년이 학업 성취를 달성하는 과정에서 정서적 역량의 효과를 보고하였다(Halberstadt, Denham, & Dunsmore, 2001). Zettler(2011)의 연구에서 높은 학업 성취를 보이는 학생은 자신의 감정을 통제하는 능력이 큰 것으로 확인되었다. Duckworth & Seligman(2006)도 그의 연구에서 높은 수준의 목적을 위해 본인의 감정을 억제할 수 있는 능력을 정서 조절 능력이라고 보고하였고 학업 성취가 높은 학생은 높은 수준의 정서 조절 능력을 보인다고 보고하였다. 한편 중국 상하이 소재 초등학교 5학년 학생을 2년 동안 추적한 연구를 보면, 높은 수준의 학업 성취는 친사회성과 학교적응에 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 이 연구에 의하면, 학업 성취가 낮으면 청소년은 좌절을 경험하게 되며, 결과적으로 낮은 자아존중감으로 이어져 주관적 행복감이 저하 된다(Chen et al., 2020).

중학교 2학년 시기부터 자신에 대한 또래의 평가에 민감하게 반응하며(Betz et al., 2014), 또래와 활발한 교우 관계를 구축하지 못하는 학생은 심리 · 사회적인 부적응으로 이어진다(Achenbach, 1991). 해외

선행연구에 보고된 학교 적응에 영향을 미치는 또래 관계의 영향력을 살펴보면, 친구가 없는 초등학교 6학년 학생은 활발한 교우 관계를 구축하는 학생보다 정서적인 고통을 경험하며 이는 낮은 수준의 학교 적응에도 영향을 미친다(Wentzelet al., 2004). 이와 같이 또래 관계는 청소년의 행복감에 영향을 미치는 요인이며, 높은 수준의 또래 관계는 사회적 역량을 증진시킨다(Huebner, 2004). 반면 교우 관계가 위축된 청소년은 낮은 수준의 학교적응을 보인다(Coplan et al., 2017).

한편 청소년기 성취와 관계, 그리고 적응 간의 경로를 설명하는데 개입되는 요인을 검증한 선행연구는 생태 체계적인 차원에서의 매개 요인의 영향력을 보고하였다. 김예리 외(2016)는 메타분석을 활용하여 아동의 심리 사회적 부적응에 영향을 미치는 요인을 개인·가족·학교 수준에서 고찰하면서, 아동의 학교 부적응과 상관이 높은 변인으로 부모 관계를 보고하였다. 이지언·정익중(2015)은 학교 적응의 예측 변인을 메타분석을 활용하여 분석하면서 학교 적응 관련 변인들을 개인, 가족, 학교의 3개 변인군으로 유형화하였다. 이 연구에서도 학교 적응과 관련된 가족 영역 평균 효과 크기의 순서는 친밀한 부모·자녀 관계가 1순위이고 부모 감독이 2순위인 것으로 보고되었다.

2. 초등학생과 중학생의 발달단계별 차이

청소년기에 대한 연령 구분이 학자들마다 상이하지만 일반적으로 청소년기는 10대 초반부터 10대 후반, 즉 초등학교 고학년 시기부터 중학교와 고등학교에 이르는 시기이다. 초등학생의 학교 적응과 행복감을 검증한 선행연구(Videon, 2005)를 보면, 부모·자녀 관계는 행복감에 유의미한 영향을 미치며 또래보다 부모에게 심리적으로 의존을 한다. 초등학생의 사회적 관계는 주로 가족 관계가 우선시되지만, 중학교에 입학하면서 또래가 의미 있는 타인이 되어 이들에게 강한 애착을 보이는 발달 단계적 특성을 보이게 된다(홍세희 외, 2006). 또한 중학생은 부모가 과잉 간섭을 한다고 지각할 때, 중학교 시기의 심리·정서적 발달에 부적(-)인 영향을 미치는 것으로 보고되었다(Aquilino & Supple, 2001). 이와 같이 초등학교 시기의 심리적 불안이 부모에 의해 해소되어진다면, 중학교 시기의 심리·정서적 불안은 또래에 의해 증감된다는 점이 초등학교와 중학교 시기 간 발달 단계상의 차이이다. 이는 중학교 시기의 사회적 관계로부터 확장되는 자아에 대한 개념에 기인하는데, 중학교 시기의 자아상은 또래의 영향을 많이 받기 때문이다(Chubb et al., 1997). 즉 중학생 시기는 또래의 시선에 민감하며, 또래의 평가가 자아상 형성에 유의미한 영향을 미친다(Gruenenfelder-Steiger et al., 2016). 초등학생 시기와 비교하여 중학교 시기는 학령 전환기 고유의 특성이 반영되어 기본적으로 심리·정서적인 불안을 경험한다(Brendgen et al., 2010), 따라서 스스로에 대한 긍정적인 인식을 증진시키는 것이 청소년기 주요 발달 과제이다.

청소년기 자아존중감은 의미 있는 타인으로부터 사회적으로 수용되는 경우에 나타나는 심리적인 내적 지표이다(Gruenenfelder-Steiger, 2016). 다시 말해서 자아존중감은 자신이 소속되어 있는 집단에서 자신이 어떻게 평가받는지 스스로 인식하면서 형성되는 개인의 내적 요인이다(Gruenenfelder-Steiger, 2016). 선행연구에 의하면 자아존중감은 발달 단계에 따라 변화되는데(정익중, 2007), 초등학교 시기에서 자아존중감이 증가하다가 중학교 시기부터 감소되기 시작한다(홍세희 외, 2007). 이를 통해 자아존중감의 발달 과정의 특성을 이해할 수 있다. 중학교 이후 또래 간 사회적 관계를 확장하면서 또래 집단 내에서 본인이 좋은 평가를 받을 경우에는 높은 수준의 자아존중감이 형성되며, 또래로부터 소외 또는 따돌림을 경험하는 경우에는 낮은 자아존중감이 구축된다(Gruenenfelder-Steiger, 2016). 그런데 중학교 시기의 낮은 자아존중감은 심리·사회적인 부적응으로 이어지며 다양한 문제 행동을 유발한다고 보고되었다. 이를 통해 중학

교 시기의 또래 관계가 자아존중감에 미치는 파급력을 알 수 있다.

중학교 시기에 학업 성취가 높고 또래 관계가 활발한 학생은 높은 수준의 자아존중감을 보이며(Hoge et al., 1990), 초등학생 시기에도 동일한 것으로 보고되었다(이영애·인권순, 2013). 그러나 초등학생 시기는 또래의 평가보다는 부모 또는 교사의 평가를 더 우선적으로 생각하여 학업에 대한 부모의 과도한 기대에 부응하기 위해 노력하며, 높은 수준의 학업 성취를 보일 때 초등학생의 자아존중감은 증가한다(Gruenenfelder-Steiger et al., 2016).

한편 중학교에 입학한 이후 본인에 대한 정체성이 증가하고 또래 집단의 평가에 대해 민감하게 반응하면서 청소년은 부모에게 덜 의존하게 되고 이로 인해 부모·자녀 관계도 변화된다(정소희, 2016). 청소년기 부모·자녀 관계를 검증한 해외 선행연구도 중·고등학교 시기의 부모 관계 수준은 아동기와 비교하여 상대적으로 낮다고 보고하였다(Meeus et al., 2005). 물론 중·고등학교 시기에도 부모 관계는 자녀에게 여전히 유의미한 영향을 미치며, 부모와 친밀감을 형성하는 청소년이 심리·정서적으로 건강하다(D'Angelo & Omar, 2010). 그러나 부모의 지나친 간섭과 통제는 중학생의 심리·정서에 부적(-)으로 영향을 미친다고 보고되었다(Goldstein et al., 2005). 자녀의 연령 증가에 따른 부모·자녀 관계 유형을 보고한 해외 선행연구에서도 초등학교 시기와 비교하여 중학생은 자율성이 증진됨에 따라 부모 관계도 변화되어 부모와의 애착 수준도 아동기보다 낮아진다고 보고되었다(Hoskins, 2014). 반면 국내 연구에 의하면, 중학교와 고등학교 시기의 부모·자녀관계의 유형으로 학대는 감소하지만 부모 감독과 같은 통제적인 부모·자녀 관계는 증가되는 것으로 보고되었다(정소희, 2016).

선행연구에서 보고된 학교 유대감은 청소년의 긍정 발달에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 학교가 학생들에게 의미 있는 장소가 되기 위해서는 학교 유대감이 형성되어야 한다(Srebnik & Elias, 1993). 특히, 청소년기의 학교 유대감은 또래 관계를 활용한 프로그램의 효과가 입증되었는데, 학생들은 또래 멘토링 프로그램에 참여함으로써, 또래에게 의미 있는 역할을 수행한다고 인식하였고 이는 학교 유대감을 증진시킨다고 보고되었다(Wolfe et al., 1996). 초등학교 5, 6학년을 대상으로 학교 유대감이 긍정 발달에 미치는 영향을 검증한 해외 연구는 학교가 학생들에게 주도적으로 학급 운영에 참여할 것을 권장하고 학생들에게 우호적인 교실 환경을 제공할 때 학생들의 학교 유대감은 향상된다고 보고하였다(Abbott et al., 1998). 여기서 교실 환경이란 또래 간 자유롭게 의사를 표현하고 협력을 경험할 수 있는 환경을 의미한다.

제3절 연구방법

1. 분석 자료

한국복지패널은 한국사회에서 요구되는 사회복지정책의 효율적인 수립을 목적으로 구축되었고, 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 주관하는 종단 자료이다. 한국복지패널은 전국 지역별 가구 분포와 거의 유사하게 설계되어 2006년부터 총 7,000가구를 일반 가구와 저소득층 가구로 구분하여 조사되었고, 가구용 설문조사, 가구원용 설문조사, 부가조사로 이루어진다. 2006년부터 3년마다 아동, 복지 인식, 장애인에 대한 부가 조사를 실시하고 있다.

본 연구는 한국복지패널 10차(2015)와 13차(2018) 아동 부가조사를 활용하였다. 동일한 아동을 대상으로 진행된 10차와 13차 아동 부가조사는 2015년 3월 기준 초등학교 4, 5, 6학년에 재학 중인 아동 471명과 이들을 추적하여 2018년도에 중학교 1, 2, 3학년 학생인 391명을 조사한 자료이다.

2. 주요 변수의 측정

「한국복지패널조사」에서는 변인의 측정을 '매우 그렇다(1점)'에서 '전혀 그렇지 않다(4점) 의 4점 Likert 척도로 하였으나, 본 연구에서는 변인별 역방향으로 질문한 문항을 제외한 모든 문항을 0점 '전혀 그렇지 않다'에서 3점 '매우 그렇다'로 재코딩하여 점수가 높을수록 해당 변인의 경향도 높은 것으로 해석하였다.

1) 종속변수 : 긍정 발달

본 연구는 긍정 발달의 측정 변인을 해외 선행연구에서 보고한 지표에 근거하여 주관적 행복감, 정서적 역량, 사회적 역량으로 구성하였다. 청소년기 주관적 행복감은 스트레스에 대처하는 잠재적인 자원이며 강점이며(Cummins, 2018), 사회적 역량은 청소년기 의미 있는 타인과 긍정적인 관계를 구축하는데 요구되는 능력이다(Yudron et al., 2016). 정서적 역량은 청소년기 급격하게 변화하는 감정을 스스로 조절하고 사회적 환경에 적절하게 대처하는 능력으로 긍정 발달에 필수적인 요인이다(Mikolajczak et al., 2015).

2) 독립변수

(1) 교우 관계

교우 관계는 서울아동패널(2005)의 또래 애착 척도를 사용하였고 4점 척도이다. 점수가 높을수록 교우 관계 수준이 높다는 것을 의미한다. '내 친구들은 내가 외롭거나 힘들 때 나와 함께 있어 준다', '내 친구들은 도움이 필요할 때 나를 도와준다', '나는 친구들과 사이좋게 지낸다'에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다'-'4점: 매우 그렇다'로 4점 척도로 응답한 것을 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하였다.

(2) 학업 성취

학업 성취는 국어, 영어, 수학 과목에 대해 '1점: 아주 못함', '2점: 중간 이하', '3점: 중간', '4점: 중간 이상', '5점: 매우 잘함'의 5점 척도를 1=0, 2=1, 3=2, 4=3, 5=4점으로 재코딩하였다. 점수가 높을수록 학업 성취가 높은 것을 의미한다.

3) 매개변수

(1) 자아존중감

본 연구에서 자아존중감은 Rogenberg(1965)의 자아존중감 한국어판 아동용 10문항으로 구성하였다. 4점 척도를 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하였다. 부정적으로 질문하는 5문항은 역코딩하였다.

(2) 부모 관계

본 연구에서 부모 관계는 이세용, 양현정(2003)의 연구에서 개발된 척도의 일부를 사용하였고, 부모 교육참여와 부모 지도 감독의 문항으로 구성된 4점 척도를 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하여 이용하였다.

(3) 학교 유대감

학교 유대감은 Cavazos(1990)의 학교생활 척도를 박현선(1998)이 빈곤 청소년의 학교 적응 유연성 연구에서 수정하여 사용한 척도를 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하였고, 부정적인 질문에 대해 답변한 2문항은 4=0, 3=1, 2=2, 1=3으로 역코딩하여 계산하였다.

3. 자료분석방법

본 연구는 성취와 관계가 청소년기 긍정 발달에 미치는 경로에서 매개 요인의 효과를 발달 단계별로 비교하기 위하여 구조방정식 모형을 활용하였다. 구조방정식 모형은 변수 간 인과관계를 설명해주는 방법으로 확인적 요인분석과 경로 분석이 결합된 분석 방법이다(Kline, 2016). 본 연구에서 측정 모형은 확인적 요인분석을 통해 검증되었고, 잠재변수 간 인과관계는 구조 모형의 분석을 통해 검증되는 2단계 접근 방식(two-step approach)이 활용되었다(Anderson & Gerbing, 1988). 동일한 모형 내 다양한 매개 효과의 영향력을 비교하기 위하여 효과 분해 분석을 하였고 총효과와 간접효과의 통계적 유의미성을 검증하기 위해 bootstrapping 을 활용하였다. 자료의 분석은 IBM SPSS Statistics 26과 AMOS 22 프로그램을 통해 진행되었다.

제4절 연구결과

1. 주요 변인의 상관 분석 및 기초 통계

주요 변인의 기초 통계는 <표 1>과 같고, 중학생 표본의 주요 변수 간 상관관계 분석결과는 <표 2>와 같다. 대각선을 기준으로 상단 부분이 초등학생 상관 분석의 결과이고, 하단 부분이 중학생 상관 분석의 결과이다. 구조방정식 모형의 추정치는 연속변수에 대한 정규분포를 가정하고 있다(Kline, 2016). 정규성은 데이터가 정규분포를 따르는 것을 의미하며, 구조방정식 모형에서는 일변량 정규성을 기준으로 정규성을 평가한다(배병렬, 2017). 정규성 검증 기준인 왜도와 첨도가 ± 3.0 이하, 첨도 ± 8.0 이하로 확인되어, 주요 변수의 정규성 검증 기준은 모두 충족되었다.

<표 1> 기술 통계량

	초등학생				중학생			
	평균	표준 편차	왜도	첨도	평균	표준 편차	왜도	첨도
국어	3.055	.814	-.599	.079	2.662	.965	-.449	-.173
영어	2.766	.049	-.569	-.379	2.519	.178	-.537	-.518
수학	2.814	.090	-.549	-.356	2.519	.187	-.471	-.694
학교유대 1	2.331	.482	-.121	-.533	2.198	.527	-.340	.540
학교유대 2	1.140	.415	-1.06	.988	2.239	.544	-.626	.844
긍정자아존중감	2.256	.484	-.361	.635	2.252	.556	-.520	.701
부정자아존중감	2.238	.515	-.692	.774	2.124	.598	-.397	-.391
부모 관계 1	1.613	.689	-.055	.004	3.102	.623	-.418	1.15
부모 관계 2	1.939	.655	-.440	.076	2.401	.715	-.790	.105
주관적 행복감	3.144	.731	-.886	1.07	3.158	.675	-.600	-.107
사회적 역량	2.273	.466	-.610	1.76	2.161	.504	-.248	.489
정서적 역량	2.742	.390	.391	.837	2.323	.477	-.272	.374
교우 관계 1	2.499	.389	-.549	.638	2.393	.551	-.582	.789
교우 관계 2	2.595	.408	-1.31	1.74	2.514	.559	-1.48	4.18

2. 측정 모형

구조방정식 모형은 이론적 근거에 의해 설정된 연구모형이 자료와 적합한지를 검증하기 위한 분석 방법이며, 측정 모형과 구조 모형으로 이루어진다(Kline, 2016). 구조방정식 모형은 측정 모형을 먼저 추정하고 구조 모형을 추정하는 2단계 접근법(Two-step Approach)을 통해 분석된다(Anderson & Gerbing, 1988). 측정 모형은 확인적 요인분석을 통해 검증되며, 이론적인 근거에 의해 구축된 측정 모형을 확인하기 위하여 실시되는 분석이다(Kline, 2016).

<표 2> 주요 변인의 상관 분석 결과

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1	.443**	.528**	.113**	.084	.278**	.233**	.269**	.211**	.237**	.290**	.194**	.149**	.118**
2	.495**	1	.483*	.139**	.155**	.361**	.216**	.253**	.279**	.315**	.356**	.097**	.139**	.196*
3	.538**	.597**	1	.165**	.142**	.327**	.272**	.240**	.277**	.287**	.317**	.245**	.179**	.219*
4	.150*	.140*	.098*	1	.386**	.451**	.267**	.130**	.082*	.372**	.477**	.284**	.277**	.157**
5	.190**	.061*	.109**	.581**	1	.236**	.261**	.113**	.074	.332**	.283**	.270**	.126**	.111**
6	.310**	.281**	.278**	.369**	.328**	1	.419**	.225**	.242*	.547**	.591**	.264**	.404**	.284**
7	.256**	.279**	.296**	.277**	.354**	.647**	1	.134**	.193*	.417**	.288**	.320**	.275**	.145**
8	.284**	.091*	.212**	.201**	.240**	.295**	.247**	1	.570**	.321**	.276*	.133**	.213**	.280**
9	.203**	.192*	.292**	.097*	.098*	.171**	.188**	.426**	1	.359*	.251*	.159*	.252*	.262*
10	.301**	.300**	.253**	.341**	.352**	.649**	.563**	.252**	.186*	1	.554**	.326**	.376**	.299**
11	.347**	.299**	.257**	.500**	.445**	.496**	.409**	.193**	.137**	.533**	1	.301**	.404**	.285**
12	.397**	.357**	.352**	.315**	.338**	.412**	.347**	.262**	.168**	.346**	.567**	1	.161**	.142**
13	.216**	.131**	.13**	.275**	.418**	.418**	.318**	.331**	.181**	.442**	.364**	.258**	1	.635**
14	.217**	.117**	.110**	.286**	.233**	.442**	.273**	.231**	.066**	.421**	.258**	.285**	.542**	1

대각선을 기준으로 상단 부분이 초등학생, 하단 부분이 중학생 상관 분석 결과임

주. 1. 국어 2. 수학 3. 영어 4. 학교유대1 5. 학교유대2 6. 긍정자아감 7. 부정자아감 8. 부모관계1 9. 부모관계2 10. 주관적 행복감 11. 사회적 역량 12. 정서적 역량 13. 교우 관계1 14. 교우 관계2

<표 3> 측정 모형의 적합도

모형	χ^2 (df)	NFI	CFI	RMSEA
초등학생 측정 모형	147.252(62)	.929	.957	.054
중학생 측정 모형	218.496(62)	.911	.921	.080

측정 모형의 적합도는 <표 3>과 같다. 본 연구모형의 적합도는 절대적합지수(Absolute Fit Index)인 χ^2 통계량, RMSEA, 증분적합지수(Incremental Fit Index)인 NFI 와 CFI 등을 사용하여 검증하였다. NFI 와 CFI가 .90 이상이면 수용할 만하고 RMSEA는 0.10 이하이면 자료를 잘 적합 시킨다고 볼 수 있다(Kline, 2016). 본 연구에서 측정 모형의 적합도를 보면 χ^2 이 통계적으로 유의미한 것($p < .01$)을 제외하고, 초등학생과 중학생 모형 모두 모형 적합도 지수에서 좋은 적합도를 보여주었다. 측정 모형에 대한 분석결과는 <표 4>와 같다. 측정 모형 내 측정변수의 요인적재량은 유의수준 .001에서 모두 유의미하였다.

<표 4> 측정 모형의 요인적재량

		초등학생			중학생		
잠재변수	측정변수	β	S. E.	C. R.	β	S. E.	C. R.
긍정발달	사회적 역량	.752	.043	15.199***	.731	.053	13.792***
	정서적 역량	.624	.036	8.580***	.608	.051	11.405***
	주관적 행복감	.735			.741		
교우관계	또래 관계1	.908			.778		
	또래 관계2	.700	.120	10.290***	.700	.111	9.910***
학업성취	국어	.678	.059	11.6569***	.699	.061	12.012***
	영어	.740			.780		
	수학	.673	.075	11.614***	.738	.076	12.471***
자아존중감	긍정 자존감	.790	.133	10.546***	.881	.077	14.434***
	부정 자존감	.630			.734		
부모 관계	부모 관계1	.733	.104	9.551***	.789	.225	5.658***
	부모 관계2	.788			.640		
학교유대감	학교 유대1	.758	.132	8.068***	.770	.093	10.683***
	학교 유대2	.610			.640		

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

3. 구조 모형

본 연구의 모형은 학업 성취, 교우 관계, 자아존중감, 부모 관계, 학교 유대감, 긍정 발달 간의 관계 구조로 구축되었다. 구조 모형의 적합도는 <표 5>와 같다. 초등학생 연구모형의 적합도는 $\chi^2 = 207.550(65)$, NFI = .941, CFI = .928, RMSEA = .068로 나타나 적합도 지수의 기준에 근거하여 적합한 수준으로 평가하였다. 중학생 연구모형의 적합도 역시 $\chi^2 = 236.336(65)$, NFI = .924, CFI = .913, RMSEA = .082로 나타나 적합도 지수의 기준에 근거하여 적합한 수준으로 확인되었다.

구조 모형 내 잠재변수 간 영향 관계를 살펴보면 <표 6>과 같다. 매개변수를 제외한 구조 모형에서 초등학교 시기와 중학교 시기의 교우 관계와 학업 성취는 긍정 발달에 정적(+인) 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 매개변수를 포함한 구조 모형에서는 초등학생과 중학생 모두 교우 관계가 긍정 발달에 미치

는 경로는 유의하지 않은 것으로 검증되어 완전 매개되는 것으로 나타났다. 학업 성취와 긍정 발달 경로에서 초등학생은 완전 매개되었고, 중학생은 부분 매개되는 것으로 검증되었다.

<표 5> 구조 모형의 적합도

모형	χ^2 (df)	NFI	CFI	RMSEA
초등학생 측정 모형	207.550(65)	.941	.928	.068
중학생 측정 모형	236.336(65)	.924	.913	.082

<표 6> 구조 모형 경로계수

경로	초등학생			중학생		
	표준화 회귀계수	표준 오차	C. R.	표준화 회귀계수	표준오차	C. R.
교우관계 => 긍정발달	-.047(-.056)	.101	-.558	.152(.144)	.094	1.544
교우관계=> 자아존중감	.434(.582)	.079	7.349***	.603(.774)	.090	8.569***
교우관계=> 부모 관계	.262(.465)	.107	4.325***	-.074(.517)	.097	5.312***
교우관계=>학교 유대감	.325(.385)	.088	4.374***	.516(.544)	.085	6.416***
학업성취 => 긍정발달	-.069(-.043)	.062	-.696	.269(.145)	.032	4.518***
학업성취->자아존중감	.506(.357)	.046	7.713***	.291(.213)	.043	4.948***
학업성취=>부모 관계	.409(.381)	.064	5.924***	.272(.196)	.052	3.799***
학업성취=>학교 유대감	.278(.172)	.047	3.674***	.091(.084)	.040	2.100***
자아존중감=>긍정발달	.720(.639)	.130	4.927***	.291(.213)	.043	4.948***
부모관계=>긍정발달	.205(.137)	.038	3.580***	-.074(-.056)	.048	-1.163
학교유대감=>긍정발달	.435(.439)	.077	5.717***	.367(.331)	.059	5.651***

*p<.05, **p<.01, ***p<.001. ()의 수치는 비표준화 계수임.

4. 효과 분해

본 연구에서는 구조 모형 분석결과에 근거하여 효과 분해 분석을 진행하였고, 총효과, 간접효과, 직접 효과의 통계적 유의미성 검증을 위하여 bootstrapping 방법을 활용하였다, 그 결과는 <표 7>과 같다. 중학교 시기의 교우 관계가 긍정 발달에 미치는 경로에서 간접효과는 통계적으로 유의미하였고(.458, p<.01), 학업 성취가 긍정 발달에 미치는 경로의 간접효과도 통계적으로 유의미하였다(.158, p<.01). 단, 부모 관계를 통한 긍정 발달로의 경로에서 간접효과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 확인되었다. 초등학교 시기의 교우 관계가 긍정 발달에 미치는 경로에서 간접효과는 통계적으로 유의미하였고(.508, p<.01), 학업 성취가 긍정 발달에 미치는 경로의 간접효과도 통계적으로 유의미하였다 (.569, p<.01). 초등학생 모형에서 부모 관계를 통한 긍정 발달로의 경로의 간접효과는 통계적으로 유의미한 것으로 검증되었다. 또한 중학생 모형에서는 교우 관계와 긍정 발달 간 경로의 간접효과의 크기가 학업 성취 경로의 간접효과 크기보다 더 큰 것으로 나타났다. 반면 초등학생 모형에서는 학업 성취와 긍정 발달 간 경로의 간접효과의 크기가 교우 관계 경로보다 더 큰 것으로 확인되었다. 초등학생과 중학생 모두 자아존중감의 매개 효과는 다른 매개 요인보다 긍정 발달에 미치는 영향력이 가장 큰 것으로 나타났다.

<표 7> 효과 분해

경로	초등학생			중학생		
	직접 효과	간접 효과	총 효과	직접 효과	간접 효과	총 효과
교우관계 => 긍정발달	-.047	.508**	.461**	.152	.458**	.611**
자아존중감		.312**			.299**	
부모 관계		.054**			-.030	
학교 유대감		.142**			.189**	
학업성취 => 긍정발달	-.069	.569**	.501**	.269**	.158**	.427**
자아존중감		.364**			.144**	
부모 관계		.084**			-.020	
학교 유대감		.121**			.034**	

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

제5절 논의

본 연구는 학업 성취와 교우 관계가 긍정 발달에 영향을 미치는 경로에서 자아존중감, 학교 유대감, 부모 관계의 매개 효과를 발달단계에 맞추어 초등학생과 중학생 시기를 비교·분석하였다. 기존 연구가 초등학생과 중학생의 발달 산물을 개별적으로 검증한 것과는 달리, 본 연구는 초등학교와 중학교의 발달단계별 비교를 통해, 개인·학교·가족 영역 내 매개 변인이 긍정 발달에 미치는 영향력을 통합적으로 분석하였다는 점에서 본 연구의 의의가 있다. 특히, 선행 연구가 학업 성취, 교우 관계, 학교 적응 간 구조적인 인과관계를 검증하여 청소년의 긍정적 발달 방안을 제시한 것과는 달리, 본 연구는 학업 성취와 교우 관계가 긍정 발달에 미치는 영향 경로를 발달단계에 맞추어 검증함으로써, 중학생 시기만의 차별적인 긍정 발달에 대한 개인·학교·가족 영역 간 총체적인 접근 방안을 제시하고자 하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 중학생의 긍정 발달로의 경로에는 교우 관계의 영향이 더 크고 초등학생의 긍정 발달에는 학업 성취의 영향이 더 큰 것으로 검증되었다. 둘째, 긍정 발달에 미치는 매개 요인의 효과를 초등학교와 중학교 시기를 비교·분석해 보면, 초등학생과 중학생의 긍정 발달에 영향력이 가장 큰 매개 요인은 자아존중감으로 확인되었다. 그리고 중학생 시기의 부모 관계는 긍정 발달에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 초등학생 시기 높은 수준의 부모 관계는 초등학생의 긍정 발달에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 주요 결과가 함의하고 있는 다양한 실천적·정책적 시사점들은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 중학생의 긍정 발달은 학업 성취보다 교우 관계의 영향력이 더 큰 것으로 검증되었다. 이를 통해 초등학교에서 중학교로 전환되는 시기의 주요 발달 과제는 높은 수준의 교우 관계를 형성하여 사회적 역량을 증진하는 것임을 알 수 있다. 다양한 선행연구는 교우 관계를 통해 형성되는 청소년기 사회성 발달의 중요성을 이미 강조하였다. 이지언·정익중(2015)은 메타분석을 통해 학교 적응의 예측 요인을 검증하면서 청소년기 교우 관계 영역이 성취 영역보다 학교 적응에 미치는 영향력이 더 크다고 보고하였다. 그러나 학교 교육은 사회성 발달보다는 대학 입시 위주의 교과목 편성에 치중되어(이영호, 2002), 학생들은 보이지 않는 경쟁적이고 치열한 학교문화를 경험하게 된다. 또래 관계 영역의 사회성 발

달이 전반적인 청소년기 긍정적 발달에 미치는 영향력이 크고 부모보다는 친구의 지지로 심리·정서적 안정을 경험하게 된다(Ciarrochi et al., 2017)고 보고한 선행연구(Lounsbury et al., 2003)에 근거해 학교는 교우 관계를 활성화하는 다양한 프로그램을 개발할 필요가 있다. 이를 통해 경쟁적인 학교문화가 완화되고 긍정 발달에서 요구되는 청소년의 사회적 역량이 증진되어야 할 것이다.

선행연구에 의하면 또래 도우미 프로그램(Peer helper program)은 또래로부터 도움을 받은 학생뿐만 아니라 도움을 준 학생의 학교 적응력과 사회성 증진에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다(Jones et al., 2002). 이 연구에서 또래 도우미는 학급 내 부적절한 행동을 보이는 학생이 교우 관계에서 배척당하지 않도록 배려하고 학급에서 조화로운 구성원이 되기 위한 사회적 기술을 또래에게 지원하는 역할이 부여된다(Myrick et al., 1995). 이 프로그램은 미국 학교 상담 협회(American School Counselor Association)에서도 적극적으로 권장한 프로그램이다(Jones et al., 2002). 국내 연구에서도 또래 상담을 통해 따돌림 피해 학생의 학교 적응력이 향상되어 수업 참여와 학교규칙 준수 측면에서 긍정적인 변화가 있는 것으로 보고되었다(정정임·주은선, 2006).

또한 교우 관계가 원만한 중학생은 친구 없이 지내는 학생보다 더 자주 친사회적 행동을 보이며 높은 수준의 적응 능력을 보인다고 보고되었듯이(Wentzel et al., 2004), 부모보다는 친구로부터 심리적 안정을 구하는 중학생 시기의 발달 특성을 고려하여(Juvonen et al., 2000), 학교는 교우 관계 수준이 낮은 중학생의 교우 관계 개선을 위한 노력을 보다 적극적으로 추진해야 할 것이다. 학교 부적응 학생의 교우 관계 증진의 필요성을 강조한 해외 선행연구도 학교에 기반을 둔 소집단 활동 프로그램(cooperative-learning, school-based programs)의 참여가 사회적 위축 성향을 보이는 청소년의 교우 관계를 발달시킨다고 보고하였다(Roseth, Johnson, & Johnson, 2008). 그의 연구에서 교우 간 소통의 기회를 부여하는 팀 활동은 교우 관계가 위축된 참여 학생의 학교 적응을 증가시킨다고 보고되었다.

둘째, 초등학생 및 중학생의 교우 관계와 학업 성취를 통해 긍정 발달에 미치는 경로에서 자아존중감은 두 시기에서 공통으로 영향력이 가장 큰 매개 요인으로 검증되었다. 그런데 초등학생은 학업 성취를 통한 자아존중감의 매개 효과가 더 크지만, 중학생은 교우 관계를 통한 자아존중감의 매개 효과가 더 크다. 중학생 시기 높은 수준의 학업 성취는 매개 변인의 효과에도 불구하고 중학생의 긍정 발달에 여전히 직접적인 정적(+) 영향을 미치는 점을 고려해 볼 때, 교우 관계 경로의 매개 변인에 대한 개입이 더욱 적극적으로 제고되어야 할 것이다. 이는 선행 연구의 결과와도 일치하는 것으로 나타난다. Lord et al. (1993) 과 Simmons et al. (1987)은 중학생 시기 자아존중감의 과급력을 강조하면서, 교우 관계를 적극적으로 구축하는 중학생의 자아존중감이 높은 수준의 학업 성취를 보이는 중학생의 자아존중감보다 더 높다는 결과를 제시하였다. 특히, 중학교 1학년 시기의 높은 수준의 학업 성취는 주로 부모 또는 교사의 평가를 통해 중학생의 자아존중감이 증가 되지만, 활발한 교우 관계는 또래로부터 인정을 받는다는 긍정적인 자아상이 형성되어, 높은 수준의 자아존중감에 직접적인 영향을 미친다는 점이다. 본 연구의 결과에서도 검증되었듯이, 교우 관계는 완전히 매개되어 자아존중감과 학교 유대감을 통해 중학생의 긍정 발달에 유의한 영향을 미친다. 활발한 교우 관계가 높은 수준의 자아존중감을 통해 긍정 발달에 정적(+)인 영향을 미치기 위해서는 이 시기의 또래 동조성, 특히 부정적인 또래 관계에 대한 이해와 예방이 필요하다.

선행연구에 의하면, 중학교 시기의 또래 동조성은 학년이 올라감에 따라 지속적으로 증가하며(Berndt, 1979), 특히 비행 성향의 또래와의 교류에 또래 동조성이 반영되어 청소년기 비행에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다(김세원·이봉주, 2010; 황혜원, 2009). 중학교 시기의 강한 또래 동조성은 또래로부터 거부나 따돌림의 두려움에 대한 강한 정서 반응인데, 비행 성향의 친구와 적극적으로 교류할수록 이들 간에 또래 동조성은 더욱 강화된다(박현선·이상균, 2008). 따라서 높은 수준의 교우 관계가 중학

생의 긍정 발달에 정적인 영향으로 발전하기 위해서는 개별 학생의 교우 관계에 대한 학교의 담임교사와 사회복지사의 관심이 요구된다. 학교는 학생들에게 정기적인 학생 개별 상담을 제공하여 담임교사와 사회복지사가 비행 청소년과의 교류 여부를 모니터링 할 수 있도록 환경을 조성해 주어야 한다. 교사와 사회복지사는 학생들의 개별 상담을 통해 학생의 교우 관계를 면밀히 모니터링하여 교우 관계를 통한 사회성 발달이 긍정 발달에 정적(+인) 영향을 미칠 수 있도록 유도해야 할 것이다.

셋째, 초등학교 시기와는 달리, 중학생의 긍정 발달로의 경로에는 부모 관계가 유의한 영향을 미치지 않는다는 본 연구의 결과를 통해, 초기 청소년기 문제 행동 감소에 유의한 영향(Goldstein et al., 2005)을 미치는 부모 관계와는 달리, 중학생의 사회·정서적 역량 증진을 통한 긍정 발달에는 부모의 새로운 역할이 제기된다. Gregson et al.(2017)은 중학생으로 전환되는 시기에 요구되는 자녀의 사회성 발달에 유의한 영향을 미치는 부모 관계를 검증하였다. 그의 연구에 의하면, 교우와의 관계 개선에 요구되는 사회적 기술이나 행동에 대한 부모의 조언은 중학생 자녀의 사회성을 증가시킨다.

중학생 시기는 또래에 대한 정서적 의존이 더 커지면서 부모로부터 심리적으로 독립하려는 욕구가 강해진다(정소희, 2016). 나아가 자신을 객관적으로 보기 시작하여 자아 정체감이 형성되는 시기이므로 지나친 부모의 감독과 통제는 청소년 시기 자녀의 사회적 자율성 증진에 부정(-)으로 영향을 미친다(Goldstein et al., 2005). 따라서 학교는 중학교 1학년 학부모를 대상으로 자녀의 사회·정서적 역량 증진을 위한 부모 교육 프로그램을 제공해야 할 것이다. 학교는 부모 교육 프로그램을 통해, 중학생 시기가 사회·정서적 역량을 증진 시켜야 하는 발달단계이며, 전환기에 경험하게 되는 심리·사회적 불안을 안정시켜야 하는 발달단계임이 강조되어야 할 것이다. 따라서 초등학교 시기와는 차별적인 양육 방식의 지침이 부모에게 제공되어야 할 것이다. 선행연구에 근거하여 중학교 시기에 요구되는 부모 관계의 유형을 살펴보면, 부모가 자녀를 통제하고 감독하는 방식보다는 자녀를 독립적인 객체로 인정하고 자녀 스스로 교우 관계를 적극적으로 형성할 수 있도록 심리·정서적으로 지원을 해주는 것이 바람직하다. 더불어 학교는 청소년의 긍정 발달을 위해 정서적이고 신체적인 변화를 잘 받아들일 수 있도록 전문상담사를 통한 상담 서비스와 다양한 팀 활동으로 구성된 소집단 신체 활동 프로그램을 제공해야 한다.

청소년기 긍정 발달로의 잠재 가능성이란 개인의 적응 능력인데, 적응이란 개인과 환경이 지속적으로 상호작용 하는 과정에서 개인이 환경에 적응하기 위해 자신의 사회적 역량, 정서적 역량, 그리고 주관적 행복감을 활용하는 과정을 통해 확보된다. 이러한 맥락에서 볼 때, 청소년기 긍정 발달을 위한 개입은 개인의 내적 요인과 가족과 학교라는 환경 요인을 고려하여 통합적인 개입 방식으로 접근해야 할 것이다. 본 연구에서 제시된 통합적인 접근 방식은 청소년기 문제 행동과 반사회적 행동과 같은 부정 발달을 감소시키기 위한 전략과도 공통성이 있다. 선행연구에서 보고된 낮은 수준의 자아존중감, 부모 관계, 학교 유대감은 청소년의 부정 발달에도 정적인 영향을 미친다(이지언, 2016). 하지만 청소년기 긍정 발달은 부정 발달과는 차별적인 방식으로 접근해야 할 것이다. 청소년기 부정 발달의 예방을 위해 학교와 부모는 통제와 감독의 방식으로 접근하였다면, 긍정 발달의 증진을 위해서는 학교와 부모는 청소년에게 심리·정서적 지원을 위해 적극적으로 노력해야 할 것이며(Buckley et al., 2003), 이를 통해 청소년들의 자아존중감과 주관적 행복감은 향상되어 높은 수준의 적응 능력으로 이어지도록 유도해야 할 것이다.

참고문헌

- 국승희. 2001. "정신분열병 환자의 삶의 질 모델개발." 전북대학교 박사 학위 논문.
- 김상욱 · 김신영 · 박승호 · 유성렬 · 임지연 · 최지영. 2006. "한국청소년발달지표연구 I: 결과 부분 측정 지표 검증." 한국청소년정책연구원.
- 김세원 · 이봉주. 2010. "아동기에서 청소년기 전환기 동안 아동의 학대 경험과 비행 행동에 대한 잠재계층 간 관계." 『아동과 권리』 14(3):327~353.
- 김예리·임경수·김현수. 2016. "아동의 심리 사회적 부적응 상관 요인에 관한 메타분석." 『한국아동복지학』 56:165-193.
- 김희례·정진경. 2019. "부모의 교육열이 아동의 학교 적응에 미치는 영향: 자아존중감의 매개 효과." 『인문사회 21』 10(5):59-74.
- 박소윤. 2017. "청소년의 자아 정체감, 또래 애착이 학교생활 적응에 미치는 영향 : 우울, 공격성 매개 효과." 이화여자대학교 석사 학위 논문.
- 박현선·이상균. 2008. "청소년기 비행 친구의 영향에 대한 보호 요인의 조절 효과." 『사회복지연구』 37:399-427.
- 배병렬. 2017. Amos 24 구조방정식 모델링. 서울:청람.
- 염혜선, 임성애, 이은주. 2019. "교사, 또래, 부모 관계 잠재프로파일의 종단적 변화: 초등학교에서 중학교 전환기를 중심으로." 『한국교육문제연구』 37(3):207-231.
- 이봉주 · 김광혁. 2009. "실업이 아동학대에 영향을 미치는 경로." 아동과 권리, 13(2):177~201.
- 이선희 · 이은경. 2020. "지역아동센터 이용 청소년의 또래소외와 학교적응 사이에서 우울과 휴대폰 의존도의 직렬매개 효과." 『한국가족복지학』 25(1):1-20.
- 이영예·안권순. 2013. "초등학생의 자아존중감과 성격 특성이 학교 생활적응에 미치는 영향." 『청소년학연구』 20(11):257-281.
- 이영호. 2002. "입시 경쟁 교육체제에서의 청소년 학습문화." 『한국교육사회학회 춘계학술대회』 55~92.
- 이은지·유지혜. 2020. "중·고등학교 전환기 청소년의 학업성취도, 학교적응, 삶의 만족도 간 종단적 인과관계 연구." 『학습자중심교과교육연구』 20(10):555~575.
- 이지연. 2016. "청소년기 친사회적·반사회적 행동의 발달궤적과 학교 영역 예측 요인." 이화여자대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 이지연·정익중·백종림. 2015. "학교 적응의 예측 변인에 대한 메타분석." 『아동학회지』 35(2):1 - 23.
- 정소희. 2016. "청소년의 정서 문제에 영향을 미치는 부모 양육 행동의 상대적 영향력: 초, 중, 고 발달단계별 분석." 『청소년학연구』 23(6):119-144.
- 정은석·강상경·김성용. 2014. "아동, 청소년기 비만이 자아존중감에 미치는 영향의 시기별 비교 : 성별 차이를 중심으로." 『사회복지연구』 45(4):267-275.

- 정익중. 2007. "청소년기 자아존중감의 발달궤적과 예측 요인." 『한국청소년연구』 47:127 - 166.
- 정익중·권은선·박현선. 2011. "아동의 학업 성취 발달궤적의 예측 요인과 발달 산물." 『한국아동복지학』 34:63-93.
- 정정임·주은선. 2006. "또래 상담 활동이 따돌림 경험 학생들의 심리적인 변화에 주는 영향: 중학생의 자아존중감, 대인관계, 학교 적응을 중심으로." 『학생 생활연구』 22:1-16.
- 하영희. 2003. "개인 변인과 환경 변인이 아동의 문제 행동에 미치는 영향." 『아동학회지』 24(4):29-40.
- 한국교육개발원. 2018. 교육통계분석자료집: 유·초·중등 교육통계편.
- 홍세희·박언하·홍혜영(2006). "다층모형을 적용한 청소년의 자아개념 변화 추정." 『한국청소년연구』 44:241-263.
- 황혜원. 2009. "한국청소년 비행의 이해를 위한 종단적 연구:일반긴장이론을 중심으로." 『아동과 권리』 13(1):1-31.
- Abbott R., O'Donnell J., Hawkins J., Hill K., Kosterman R., & Catalano R. 1988. "Changing teaching practices to promote achievement and bonding to school." *American Journal of Orthopsychiatry* 68:542 - 552.
- Achenbach, T. 1991. *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. Burlington, VT: University of Vermont Department of Psychiatry.
- Anderson, J. & Gerbing, D. 1988. "Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach." *Psychological Bulletin* 103(3):411-423.
- Aquilino, W. S., & Supple, A. J. 2001. "Long-term effects of parenting practices during adolescence on well-being: Outcomes in young adulthood." *Journal of Family Issues*, 22(3):289 - 308.
- Berndt, T. 1979. "Developmental changes in conformity to peers and parents." *Developmental Psychology* 15(6):608-616.
- Betz, C., Cowell, J., Faulkner, M., Feeg, V., Greenberg, C., Krajicek, M. 2014. "Advancing the Development of the Guidelines for the Nursing of Children, Adolescents, and Families: 2014 Revision: Process, Development, and Dissemination." *Journal of Pediatric Health Care* 30(3): 284-288.
- Bird JM, Markle RS. 2012. "Subjective well-being in school environments: promoting positive youth development through evidence-based assessment and intervention." *Social Psychology of Education* 22:687-700.
- Brendgen, M., Lamarche, V., Wanner, B., & Vitaro, F. 2010. "Links between friendship relations and early adolescents' trajectories of depressed mood." *Developmental Psychology* 46(2): 491-501.
- Burchinal, M., Roberts, J., Zeisel, S., & Rowley, S. 2008. "Social risk and protective factors for African American children's academic achievement and adjustment during the transition to middle school." *Developmental Psychology* 44(1):286-292.

- Buckley, M., Storino, M., & Saarni, C. 2003. "Promoting emotional competence in children and adolescents: Implications for school psychologists." *School Psychology Quarterly* 18(2):177-191.
- Carter, M., & Bruene, S. 2018. "Examining the Relationship Between Self-Perceptions of Person, Role, and Social Identity Change and Self-Concept Clarity" *Imagination, Cognition and Personality* 38(4):425-451.
- Chen, C., Squires, J., & Scalise, K. 2020. "Evaluating the Dimensionality and Psychometric Properties of a Social - Emotional Screening Instrument for Young Children." *Infants & Young Children* 33(2):142-159.
- Chen, X., Rubin, K., & Li, D. 1997. "Relation between academic achievement and social adjustment: Evidence from Chinese children." *Developmental Psychology* 33(3):518-525.
- Chubb, N., Fertman, C., & Ross, J. 1997. "Adolescent self - esteem and locus of control: A longitudinal study of gender and age differences." *Adolescence* 32:113-129.
- Ciarrochi, J., Morin, A., Sahdra, B., Litalien, D., & Parker, P. 2017. "A longitudinal person-centered perspective on youth social support: Relations with psychological wellbeing." *Developmental Psychology* 53(6):1154-1169.
- Coie, J. D., Lochman, J. E., Terry, R., & Hyman, C. 1992. "Predicting early adolescent disorder from childhood aggression and peer rejection." *Journal of Consulting & Clinical Psychology* 60(5):783 - 792.
- Coplan, R., Liu, J., Cao, J., Chen, X., & Li, D. 2007. "Shyness and school adjustment in Chinese children: The roles of teachers and peers." *School Psychology Quarterly* 32(1):131-142.
- Coplan, R., Liu, J., Cao, J., Chen, X., & Li, D. 2017. Shyness and school adjustment in Chinese children: The roles of teachers and peers. *School Psychology Quarterly*, 32(1):131-142.
- Cummins, R. 2018. *Measuring and Interpreting Subjective Wellbeing in Different Cultural Contexts: A Review and Way Forward (Elements in Psychology and Culture)*. Cambridge: Cambridge University Press.
- D'Angelo, S., & Omar, H. 2010. "Parenting Adolescents." *Pediatrics Faculty Publications* 113.
- Dirks, M., Treat, T., & Weersing, V. 2007. "Integrating theoretical, measurement, and intervention models of youth social competence." *Clinical Psychological Review* 27(3):327-347.
- Duckworth, A., & Seligman, M. 2006. "Self-discipline gives girls the edge: Gender in self-discipline, grades, and achievement test scores." *Journal of Educational Psychology* 98:198-208.
- Fremont, E. 2019. "Perceived health and a new measure of positive youth development in adolescents with chronic conditions." *School Psychology* 34(6):637-645
- Goldstein, S., Davis-Kean, P., & Eccles, J. 2005. "Parents, peers, and problem behavior: A longitudinal investigation of the impact of relationship perceptions and characteristics on the development of adolescent problem behavior." *Developmental Psychology* 41(2):401-413.
- Goldstein, S., Eccles, J., & Davis-Kean, P. 2005. "Parents, peers, and problem behavior: A longitudinal

- investigation of the impact of relationship perceptions and characteristics on the development of adolescent problem behavior." *Developmental Psychology* 41(2):401-413.
- Gregson, K., Tu, K., Erath, S. & Pettit, G. 2017. "Parental social coaching promotes adolescent peer acceptance across the middle school transition." *Journal of Family Psychology* 31(6):668-678.
- Gruenenfelder-Steiger, A. E., Harris, M. A., & Fend, H. A. 2016. "Subjective and objective peer approval evaluations and self-esteem development: A test of reciprocal, prospective, and long-term effects." *Developmental Psychology* 52(10):1563 - 1577.
- Halberstadt, A. G., Denham, S. A., & Dunsmore, J. C. 2001. "Affective social competence." *Social Development* 10(1):79 - 119.
- Hoge, Dean R; Smit, Edna K; Hanson, Sandra L.(1990). School experiences predicting changes in self-esteem of sixth- and seventh-grade students. *Journal of Educational Psychology*, 82(2), 117-127.
- Hoskins, D. H. 2014. "Consequences of Parenting on Adolescent Outcomes." *Journal of Societies* 4:506-531.
- Huebner, E.S., Suldo, S.M., Smith, L.C. & McKnight, C.G. 2004. "Life satisfaction in children and youth: Empirical foundations and implications for school psychologists." *Psychology in the School* 41:81-93.
- Jones, L., Rhine, T., & Bratton, S. 2002. "High school students as therapeutic agents with young children experiencing school adjustment difficulties: The effectiveness of a filial therapy training model." *International Journal of Play Therapy* 11(2):43-62.
- Juvonen, J., Nishina, A., & Graham, S. 2000. "Peer harassment, psychological adjustment, and school functioning in early adolescence." *Journal of Educational Psychology* 92(2):349-359.
- Kim, J. 2019. "Longitudinal associations among psychological issues and problematic use of smart phones: A two-wave cross-lagged study." *Journal of Media Psychology: Theories, Methods, and Applications* 31(3):117-127.
- Kline, R. 2016. "Principles and Practice of Structural Equation Modeling." Fourth edition. New York : The Guilford Press.
- Lord, C., Storoschuk, S., Rutter, M., & Pickles, A. 1993. "Using the ADI-R to diagnose autism in preschoolers." *Infant Mental Health Journal* 14(3):234 - 252.
- Lounsbury, J. W., Tatum, H., Gibson, L. W., Park, S.-H., Sundstrom, E. D., Hamrick, F. L., & Wilburn, D. 2003. "The Development of a Big Five Adolescent Personality Inventory." *Journal of Psychoeducational Assessment* 21(2):111-133.
- Meeus, W., Van de Schoot, R., Keijsers, L., & Branje, S. 2012. "Identity statuses as developmental trajectories: A five-wave longitudinal study in early-to-middle and middle-to-late adolescents." *Journal of Youth Adolescence* 41:1008 - 1021.

- Mikolajczak M, Avalosse H, Vancorenland S. 2015. "A nationally representative study of emotional competence and health." *Emotion*. 15(5):653-667.
- Myrick, R. D., Highland, W. H., & Sabella, R. A. (1995). Peer helpers and perceived effectiveness. *Elementary School Guidance & Counseling* 29(4), 278 - 288.
- OECD (2017) Health at a Glance 2017. OECD. https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/health_glance-2017-en.pdf?expires=1535262171&id=id&accname=guest&checksum=B64CDA6718950DFC06CC114E9ED18BC4
- OECD PISA (2015). <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264267510-en.pdf?expires=1535205373&id=id&accname=guest&checksum=C8081A18A99ED69751F2123B49DC4F9F>
- Pulkkinen, Lea.(2004). A Longitudinal Study on Social Development as an Impetus for School Reform Toward an Integrated School Day. *European Psychologist* 9(3), 125-141.
- Roseth, C. J., Johnson, D. W., & Johnson, R. T. 2008. "Promoting early adolescents' achievement and peer relationships: The effects of cooperative, competitive, and individualistic goal structures." *Psychological Bulletin* 134(2):223-246.
- Saarni, C., Mumme, D., Campos, J., & Eisenberg, N. (Ed.) (1998). *Handbook of child psychology: Vol. 3: Social, emotional, and personality development*. New York: Wiley.
- Shek, D. & Ma, C. 2010. "Dimensionality of the Chinese positive youth development scale: confirmatory factor analyses." *Social Indicator Research* 98:41 - 59.
- Simmons, R. G., Burgeson, R., & Carlton-Ford, S. (1987). The impact of cumulative change in early adolescence. *Child Development* 58:1220-1234.
- Srebnik, D. & Elias, M. 1993. "An ecological, interpersonal skills approach to drop-out prevention." *American Journal of Orthopsychiatry* 63(4):526-535.
- Stefan, L., Sorić, M., Devrnja, A., & Mišigoj-Duraković, M. 2017. "Is School Type Associated with Objectively Measured Physical Activity in 15-Year-Olds?" *International Journal Environment Research Public Health* 14(11):1417 - 1430.
- Videon, T. 2005. "Parent-child relations and children's psychological well-being: Do dads matter?" *Journal of Family Issues* 26(1):50-78.
- Wentzel, K. R., & Asher, S. R. 1995. "The academic lives of neglected, rejected, popular, and controversial children." *Child Development* 66(3):754 - 763.
- Wentzel, K. R., Barry, C. M., & Caldwell, K. A. 2004. "Friendships in Middle School: Influences on Motivation and School Adjustment." *Journal of Educational Psychology* 96(2):195 - 203.
- Wolfe, D. A., Wekerle, C., Gough, R., Reitzel-Jaffe, D., et al. 1996. "The youth relationships manual: A group approach with adolescents for the prevention of woman abuse and the promotion of healthy relationships." Sage Publications, Inc.
- Yang, Q., Tian, L., Huebner, E. & Zhu, X. 2019. "Relations among academic achievement, self-esteem,

and subjective well-being in school among elementary school students: A longitudinal mediation model." *School Psychology* 34(3):328 - 340.

Zettler, I. 2011. "Self-control and academic performance: Two field studies on university citizenship behavior and counterproductive academic behavior." *Learning and Individual Differences* 21(1):119-123.

Session 1

제2주제 노인

1. 노년기 가구형태와 우울: 대처자원의 상호작용효과를 중심으로
2. 노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구:
지역별 비교

노년기 가구형태와 우울: 대처자원의 상호작용효과를 중심으로

이현주(대구대학교 사회복지학과)

정은희(서울대학교 사회복지연구소)

본 연구는 인구고령화와 함께 노인가구가 증가하는 상황에서, 노년기 가구형태변화가 우울변화에 어떠한 영향을 주는지, 나아가 이 관계가 경제적 자원 및 사회관계적 자원에 따라 어떻게 달라지는지 실증적으로 분석하기 위한 연구이다. 이를 위해 한국복지패널 7-14차 년도의 자료를 활용하여 고정효과모형(fixed effects model) 분석을 실시하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 인구사회학적 특성과 대처자원을 모두 고려했을 때, 가구형태변화 자체가 노인의 우울에 영향을 줄 수 있음을 확인하였다. 남성 노인에서는 부부가구에서 단독가구로 변화하면서 우울이 높아지는 반면, 여성 노인에서는 부부가구에서 부부자녀가구로 변화한 경우 우울이 증가했다. 둘째, 가구형태와 경제적 자원 간에 유의한 상호작용효과가 확인되었다. 남녀 모두 부부가구에서 단독자녀가구로 변화할 때 가구소득이 증가할수록 우울이 감소했다. 셋째, 사회관계적 자원의 상호작용에서 성별 차이가 나타났는데, 남성 노인의 경우 부부가구에서 단독가구로 변화하면서 가족관계만족도가 증가하면 우울증가가 완화되는 반면 여성노인의 경우 단독가구로 변화하면서 여가활동만족도가 높아지면 우울증가가 완화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노년기에 개인이 경험하는 가구형태의 변화와 우울의 관계는 전체 집단의 양상과는 다른 의미를 갖는다는 것을 보여준다. 또한 전통적 인식에 기반하여 배우자 유무나 자녀동거여부로 개인의 취약성을 판단하는 것은 현실에 부합하지 않을 수 있으며, 개인이 경험하는 가구형태 변화와 정신건강의 관계는 성별과 대처자원의 맥락에서 이해하고 접근할 필요가 있음을 제시하였다는 점에서 의의를 갖는다.

I. 서론

우리사회의 급속한 인구고령화는 가치관 및 사회규범의 변화와 동시에 진행되면서 길어진 노년기를 보내게 된 노인의 삶의 모습을 바꾸고 있다. 개인의 자율성과 독립성, 다양성의 가치가 전통적인 규범을 대체하고 있는 가운데, 가족과 관련해서 가장 뚜렷하게 표출되고 있는 현상이 바로 가구형태(living arrangement)의 변화이고, 특히 노인단독가구를 비롯한 노인가구¹⁾가 급격히 증가하는 현상에 대한 사회 전반의 우려가 높다.

이러한 우려는 가구형태 변화와 함께 나타나는 여러 현실적인 문제들에 기인한 것이다. 첫째는 실제 이들의 삶이 보이는 취약성이다. 노인가구가 비노인가구에 비해 빈곤율이 현저히 높은 가운데(박능후, 송미

1) 본 연구에서 노인가구란 노인단독가구와 노인부부가구를 통칭하는 의미로, 자녀와 동거하지 않고 노인만으로 이루어진 가구형태를 의미한다.

영, 2006), 아직 공적연금이 충분하지 않고 사적이전소득도 감소하는 상황에서 성인 자녀와 동거하지 않는 노인가구가 증가하는 것이 우리나라 높은 노인 빈곤율의 주된 원인으로 분석된 바 있다(Ku & Kim, 2020).

두 번째는 성인자녀의 부양과 돌봄을 받으며 노년기를 보내는 것이 일반적이었던 우리 사회의 전통적 규범에 비추어 봤을 때, 지금의 가구형태 변화가 노인 개인의 삶에 있어 부정적인 작용을 할 것으로 간주되는 것이다. 특히 노인독거가구의 경우 가장 취약한 가구형태로 인식되고 있다. 노년기 동거가족은 친밀감과 일상적 삶에서의 지원, 그리고 건강행동에 대한 지지를 넘어 비공식적, 공식적 돌봄과도 관련된다는 점에서(Hays, 2002; Leopold, 2012; Wu et al., 2010), 노인단독가구 자체가 취약함을 의미할 수 있다. 실제 독거노인의 빈곤율이 높고(김명일, 2020; Saunders & Lujun, 2006), 고독감이나 우울감이 높다는 연구들(Cheng, Fung, & Chan, 2008; Sun et al., 2011; Ye, & Chen, 2014)이 이를 뒷받침하고 있다. 노년기 우울은 자살의 근접요인이고(오병훈, 2006), 건강상태 악화에도 관련된다는 점에서(Patrick, Johnson, Goins, & Brown, 2004) 임상적·정책적으로 중요한 의미를 갖는다.

노년기 가구형태 현황을 살펴보면, 노인부부가구가 48.4%로 절반 가량을 차지하고, 노인독거가구 23.6%, 자녀동거가구 23.7%로 노인가구가 전체의 72%에 이르러 이제 노인가구로의 변화 흐름은 공고화된 것으로 판단되고 있다(보건복지부, 2017). 1인 가구의 급격한 증가는 비단 노인집단에서만 나타나는 현상은 아니다. 일반가구 대비 1인 가구의 비율은 2000년 15.5%에서 지속적으로 증가하여 2017년에는 28.6%로 주된 가구형태로 자리잡고 있어 더이상 예외적인 가구형태로 보기 어렵다(통계청, 2018).

주목할 점은 가구형태의 변화는 가치관 및 사회규범의 변화 속에서 이해할 수 있는데, 우리사회의 가치관의 변화가 젊은 세대만이 아니라 노인 세대에서도 나타나고 있다는 점이다. 우리나라 노인들 가운데 15.2%만이 자녀와 동거해야 한다고 생각했고, 노후생활비에 대해서도 자녀의 도움이 있어야 한다는 응답은 부분적 도움과 전적인 도움을 모두 합쳐도 17.8%에 불과했다. 반면 본인 스스로(34.0%), 본인과 사회보장제도(33.7%), 사회보장제도(14.1%) 등 본인과 사회보장제도가 책임져야 한다는 응답이 81.8%로 나타났다(보건복지부, 2017). 또한 실제 성인자녀와 동거하지 않는 이유 가운데 하나는 노인들이 이를 선호하지 않기 때문이고, 노인 본인이 과거 자녀로서 부모에게 수행했던 역할을 더 이상 그들의 자녀 세대에게는 기대하지 않고 있음을 알 수 있다(Zhan, 2004). 자율성과 독립성, 다양성 존중의 가치가 공유되는 상황에서, 노인가구 그 자체가 우울에 부정적인 영향을 준다고 단정짓기는 어렵다는 것을 보여준다.

실제 노년기 가구형태와 우울 간 관계에는 일관되지 않은 결과들이 제시되어 왔다. 일반적으로 독거노인일수록 고립감이나 우울이 높은 것으로 알려져 있지만(Sun et al., 2011; Cheng et al., 2008), 여성의 경우 그렇지 않다는 보고도 있다(Michael, Berkman, Colditz, & Kawachi, 2001). 결혼상태나 자녀동거 역시 동거가 정신건강에 유익하다는 연구도 있지만(Ye, & Chen, 2014; Wu et al., 2010), 반대의 결과도 보고되고 있다(Lang & Schütze, 2002; Frankenberg, Chan, & Ofstedal, 2002). 노년기 가구형태 그 자체보다는 사회적 단절로 인한 사회적 고립이 우울을 증가시키는지 노인가구의 삶을 이해하는데 더 핵심적인 요소일 수 있다. 가구성원 자체가 사회적 지지의 주요한 제공원일 뿐 아니라, 가구성원을 통해 타인 및 사회구조에 연결되며, 이렇게 가구에 기반한 사회적 유대관계가 보다 확장된 사회적 통합과 지지를 제공하기 때문에(Hughes & Waite, 2002; Russell & Taylor, 2009), 가구형태와 우울의 관계에서 사회적 관계가 갖는 영향력을 규명하는 것이 필요하다.

1인 가구의 맥락에서 보면 1인 가구 전체의 사회활동 참여 비율은 2010년 26.6%에서 2015년 23.3%로 3.3%p로 모든 연령대에서 감소한 것으로 나타난 바 있다(통계청, 2018). 노인의 경우 가까운 친인척이 있는 비율은 2008년 56.2%에서 2017년 46.2%로, 친한 친구·이웃이 있는 비율이 2008년 72.6%에서 2017년

57.1%로 다른 연령대보다 더 급격히 감소하고 있다(보건복지부, 2017). 이러한 결과는 노년기 즉각적인 도움과 지원을 제공받을 수 있는 자원의 맥락에서 자녀의 가용성이 감소함과 동시에 사회관계적 자원도 함께 감소하고 있음을 보여주고 있다. 중요한 점은 경제적 자원과 사회관계적 자원은 서로 밀접한 관련이 있다는 점이다. 가구형태의 변화는 노년기 소득감소와 밀접한 관련이 있는데, 경제적 자원이 빈약할수록 사회적지나 사회관계, 활동 등의 대처자원 역시 빈약하게 되고 이는 다시 노년기 우울의 위험요인이 되기 때문에(George, 2011), 대처자원으로서 경제적 자원과 사회관계적 자원이 같이 고려되어야 한다.

구체적으로 본 연구는 다음의 세 가지 측면에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 노년기 가구형태에 대한 선행연구들을 살펴보면, 가구형태의 분포를 횡단적으로 살펴보고 독거노인 집단이 해당 시점에서 가장 정신건강이 취약하다고 보고한 연구가 많았다(김명일, 2020; Sun et al., 2011; Cheng et al., 2008; Ye, & Chen, 2014). 이러한 연구를 통해 가구형태별 정신건강 차이를 파악할 수 있다는 점에서 유용하지만, 가구형태의 변화가 정신건강에 어떠한 영향을 주는가에 대해서는 알 수 없다. 노년기에 개인이 경험하는 가구형태의 변화는 전체 집단의 양상과는 다른 의미를 갖는다. 즉 전체적으로 노인단독가구가 증가하는 현상이 내포한 의미와, 단독가구로 변화하는 것이 그 개인에게 어떠한 영향을 주는가는 다른 의미이며, 우울과의 관련성도 다를 것이다.

둘째, 최근 종단 데이터를 활용하여 가구형태 변화와 건강 간 관계를 검증한 연구들이 보고되고 있다(Frankenberg et al., 2002; Hermalin et al., 2005; Stone, Evandrou, & Falkingham, 2013). 이러한 연구는 횡단 연구의 한계를 극복했다는 점에서 의의가 있으나, 대부분의 연구들이 배우자유무 혹은 독거여부나 자녀동거여부를 기준으로 가구형태의 변화를 추적하고 건강과의 관련성을 검증함으로써 배우자동거와 자녀동거를 분리하지 못하였다. 예를 들어 배우자유무로 구분할 경우 사별이나 이혼 이후 동거가족에 대한 정보가 포함되지 않게 된다. 독거와 비독거로 구분할 경우 역시 노인부부가구, 노인부부자녀가구, 노인단독자녀가구의 매우 이질적인 유형이 모두 비독거 집단으로 묶이게 되어 실제 가구형태가 갖는 다양한 특성을 반영하지 못한다는 한계가 있다. 즉 배우자유무나 독거여부 보다는 노년기에 경험하는 가구형태의 변화, 예를 들어 노년기 사별로 배우자를 상실한 이후 가구형태가 어떻게 달라지는가에 따라 우울과의 관계가 어떻게 달라지는지 살펴볼 필요가 있다.

셋째, 노년기에는 다양한 요인에 의해 가구형태의 변화를 경험하는데(Hermalin et al., 2005), 이러한 변화는 스트레스를 동반할 수 있다. 가구형태는 단지 누구와 함께 사는가만 의미하는 것이 아니라, 경제적 상태 및 사회적 네트워크를 대변해준다. Berkman(2000)은 사람들이 맺는 관계 양상은 문화에 따라 변화할 수 있고, 노년기에는 사별 등으로 인해 가장 친밀한 관계를 더 이상 유지할 수 없는 상황을 마주하게 되는데, 다른 형태의 관계가 이를 대체할 수 있는가가 매우 중요하다고 하였다. 선행연구에 따르면 독거가구라 하더라도 사회적 관계나 활동이 충분할 경우 부정적인 건강결과가 완화되는 것으로 나타난 바 있다(석재은·장은진, 2006; Michael et al., 2001). 본 연구에서는 가구형태와 우울 간의 관계에서 노년기 대처자원이 어떠한 역할을 하는지 살펴보고자 한다. 대처자원 가운데 대표적인 개인적 자원으로 경제적 상태와 사회관계적 자원으로 가족관계, 사회적 관계 및 여가활동이 가구형태 변화에 대해 완충효과를 갖는지 분석할 것이다.

넷째, 본 연구에서 관심을 두는 노년기 가구형태, 우울, 대처자원 모두에서 성별에 따른 현저한 차이가 있으며, 이들의 관계에서도 성별차이가 있을 것으로 예측된다. 평균수명 차이로 인해 여성이 홀로 더 긴 노년기를 보내면서 배우자로부터 돌봄을 받을 기회는 제한된 반면, 신체건강 뿐 아니라 우울에서도 유병률이 더 높기 때문에 자녀에게 의존해야 할 가능성이 더 높다(보건복지부, 2017). 특히 현재 여성노인세대는 남성에 비해 학력이 낮고, 고정화된 성역할 속에서 가사노동과 자녀양육을 전담하고 경제적 활동에서

는 배제되었기 때문에 노년기 빈곤의 위험이 높아진다(한국보건사회연구원, 2013). 사회관계적 자원에 있어서는 다소 복합적인데, 공식적인 사회적 활동이나 여가활동에 있어서는 남성이 더 활발하지만(Zhang, Feng, Liu, & Zhen, 2015; Zhang, Feng, Lacanienta, & Zhen, 2017), 여성이 남성보다 가족과의 교류가 활발하고, 다양한 비공식적 관계망을 보유한 것으로 알려져 있다(박소영, 2018; 석재은·장은진, 2016). 따라서 본 연구에서는 가구형태와 우울의 관계 및 대처자원의 조절효과에 있어서도 성별 차이가 있을 것으로 가정한다.

이러한 맥락에서 배우자와 함께 자녀의 부양을 받으며 같은 공간에서 사는 것이 행복한 노년이고 그렇지 않은 형태는 고립된 삶으로 여겨졌던 전통적인 인식이 우리의 현실과 부합하는가를 살펴보고자 한다. 특히 가구형태와 우울 간 관계에서 성별 차이를 가정하고, 성별에 따라 노년기 주요 대처자원이라고 할 수 있는 경제적 자원과 사회관계적 자원에 따라 가구형태와 우울의 관계가 어떻게 달라지는가에 초점을 둘 것이다. 즉 노년기 가구형태와 우울의 관계가 경제적 자원에 따라 달라지는지, 또한 사별이나 자녀동거 감소 등 일차적 가족 관계에서의 축소를 다른 사회적 관계나 활동이 대체하고 보완할 수 있는가를 규명한다. 이를 통하여 노년기 가구형태변화가 개인적으로 의미하는 바가 무엇인지, 또한 사회적으로는 어떠한 대응이 필요한가에 대한 함의를 모색할 수 있을 것이다.

[연구문제 1] 성별에 따라 가구형태변화가 우울에 어떠한 영향을 주는가?

[연구문제 2] 성별에 따라 가구형태와 우울의 관계가 대처자원에 따라 달라지는가?

II. 이론적 논의

1. 노년기 가구형태와 우울

사회적 환경은 개인을 위협에 처하게 하기도 하고, 결핍을 보완해주기도 한다. 누구와 함께 사는가를 의미하는 가구형태(living arrangement)는 가족에 의해 형성되는 일차적이고 핵심적인 사회적 환경이자 관계구조로, 개인은 매일의 삶에서 이 환경과 마주하면서 사회적 역할을 수행하고 관계를 형성한다(Hughes & Waite, 2002). 특히 노인에게 있어 동거가족의 의미는 더욱 커진다. 노년기에는 직업, 소득, 친밀한 관계 등 여러 측면에서 상실을 경험하며 취약해질 수 있기 때문에 가장 일차적이고 핵심적인 환경인 가구형태의 영향력이 다른 집단보다 더 클 수 있다.

가구형태와 건강의 관계에 대한 선행연구들을 살펴보면, 독거노인의 취약성에 주목한 연구들, 결혼상태와 관련하여 사별이 건강과 어떠한 관계가 있는가에 대한 연구들, 그리고 자녀와의 동거여부에 초점을 둔 연구들이 이루어져왔다.

먼저 독거노인의 취약성에 대한 보고가 많이 이루어져왔는데, 독거노인일수록 다른 가구형태의 노인들에 비해 고독감이나 우울이 높고(김명일, 2020; Sun et al., 2011; Cheng et al., 2008; Ye, & Chen, 2014), 전반적 건강상태도 취약하다(Kharicha et al., 2007). 그러나 오히려 독거 여성의 기능상태가 덜 저하되고(Sarwari, Fredman, Langenberg, & Magaziner, 1998), 독거 여성이 사회참여를 더 활발히 하기 때문에 시간이 지날수록 배우자가 있는 여성보다 정신건강이 더 좋다는 연구도 있었다(Michael et al., 2001). 이러한

결과는 노년기 혼자 사는 자체가 건강을 악화시키는 요인은 아닐 수 있음을 의미한다.

결혼상태와 관련해서는 배우자가 있는 상태가 우울에 긍정적으로 보고되었다(Sun et al., 2011). 배우자는 경제적 이득 뿐 아니라 정서적 친밀함과 사회적 지지를 제공하고 바람직한 건강행동이나 생활양식을 갖게 하며, 폭넓은 사회적 네트워크를 유지하게 해준다(Hughes & Waite, 2002; Murphy, Grundy, & Kalogirou, 2007; Sun et al., 2011). 노년기 독거로의 전환은 대부분 사별에 의해 발생하는데, 사별이 정신건강을 악화시키기는 하지만 이러한 심리적 고통이 계속 지속되는 것이 아니라 하나의 과정으로서 일정 기간동안 집중되는 경향이 있고(Stone et al., 2013), 특히 사별에 따른 부정적 영향이 노년기에는 여성보다 남성에서 더 심각한 것으로 알려져 있다(이민아, 2010; Williams & Umberson, 2004).

자녀동거와 건강의 관계에 대한 연구들 역시 혼재된 결과들이 보고되고 있다. 자녀와 동거하는 것이 노인에게 유익을 줄 것이라는 가정은 동거하는 자녀가 노인에게 돌봄과 지지를 제공할 것이라는 전통적인 인식에 기반한 것이다(Hermalin et al., 2005). 자녀와의 동거를 통해 세대 간 정서적, 도구적 교환이 이루어지고, 성인자녀가 노인에게 돌봄을 제공할 수 있다는 측면에서 노인의 고독감을 낮추고 정신건강에 긍정적인 작용을 할 수 있다(Ha, 2008; Leopold, 2012; Wu et al., 2010). 그러나 성인자녀도 부모와 집이라는 공간을 공유하며 경제적 지원을 받거나 집안일, 식사준비, 손자녀돌봄을 지원받는 등 이득을 얻을 수 있다(Frankenberg et al., 2002). 자녀와 동거하면서 성인자녀에게 지지를 제공해야 하는 경우 오히려 의무감과 부담이 증가하는 반면 독립적인 의사결정이나 사생활이 존중받지 못하여 고독감이 증가하고 정신건강에도 부정적인 결과를 줄 수 있다(Lang, & Schütze, 2002; Frankenberg et al., 2002). 실제 자녀동거가구보다 노인부부가구의 건강과 정신건강이 더 좋다는 보고도 있었다(Sun et al., 2011). 자녀동거가 노인의 건강 및 정신건강을 악화시키는 것이 아니라, 건강악화로 인해 돌봄을 받기 위해 자녀와 동거하기 때문일 수도 있다(Brown et al., 2002).

이와 같이 가구형태와 건강 간 관계가 일관되지 않은 이유는 사회적 지지의 양면성과 함께 성별에 따른 차이가 내재되어 있기 때문일 수 있다. 가구에서는 매일의 삶에서 생산과 소비를 함께 하는 경제적 교환이 이루어지고, 집안일에서 돌봄, 정서적 친밀감에 이르는 다양한 형태의 사회적 지지를 주고받는다. 누군가와 함께 산다는 것은 돌봄을 받고 있고, 사랑을 받는다는 느낌, 안전, 정서적 안정감 등 노인에게 정서적, 도구적 지지를 제공해줄 수 있다(Ha, 2008; Leopold, 2012; Wu et al., 2010). 그러나 사회적 지지를 제공하는 것에는 비용이 수반될 수 있고, 긍정적지지 뿐 아니라 갈등이나 부담감 같은 부정적지지가 수반될 수 있다. 가족성원으로부터 사회적지지를 받는 노인에게서 우울이 더 높게 보고된 바 있다(Chou & Chi, 2003). 이와 같이 사회적 지지의 원천으로서 사회관계적 자원은 긍정적 측면과 함께 부정적 측면도 내포하고 있기 때문에 네트워크의 크기나 접촉빈도보다 질적인 차원에서 그 관계에 대한 주관적 인지나 정서적 만족감이 더 중요할 수 있다(Fiori, Antonucci, & Cortina, 2006).

또한 노년기 가구형태와 정신건강의 관계가 일관되지 않은 이유는 사회적 지지의 양면성이나 성별차이와 같이 비교적 알려진 요인 뿐 아니라 기저의 여러 복합적 요인이 작용하기 때문일 수 있다. 예를 들어 시간변화에 따라 개인의 변화에 영향을 줄 수 있는 개인간의 변하지 않는 이질적인 특성이 통제되지 않는 경우 다른 결과를 제시할 수 있다. 따라서 특정시점에서 가구형태별 집단의 우울수준 차이를 보는 것보다 종단자료를 통해 개인 내에서 변화전과 후를 살펴보고 개인간의 보이지 않는 이질적 차이를 통제할 수 있는 분석방법이 필요하다.

2. 노년기 가구형태와 대처자원 및 우울

아시아 국가들에서도 자녀와 동거하는 가구형태는 전반적으로 감소하고 있다(Frankenberg et al., 2002). 개인적 차원에서는 노년기에도 여러 요인에 의해 다양한 가구형태의 변화를 경험하게 되며, 개인이 경험하는 가구형태의 변화는 전체 집단의 변화양상과는 다른 의미를 갖는다. 대만에서 1989년에서 2003년까지의 변화를 살펴본 연구에 따르면 약 28%는 동거에서 비동거로, 약 26%는 비동거에서 동거로 변화하여, 절반 이상의 노인들이 한번 이상의 변화를 경험하는 것으로 나타났다(Hermalin et al., 2005).

스트레스이론에 따르면 부정적인 생활사건이나 변화와 같은 스트레스 요인은 건강악화를 초래하지만, 대처자원을 통해 부정적 결과가 완충될 수 있다(Avison & Cairney, 2003). 대처자원은 크게 개인적 자원과 사회관계적 자원으로 구분된다(Lazarus & Folkman, 1984). 개인적 자원은 개인의 신체적, 물질적 자원을 의미하고, 사회관계적 자원은 사회적 관계나 활동을 통해 획득되는 사회적 지지나 만족감을 의미하는데, 물질적 자원은 소득으로 대표될 수 있으며, 사회관계적 자원은 가족관계, 친구나 이웃과의 관계를 통한 도구적, 정서적 지지 및 사회적 활동 등이 사회관계적 대처자원이 될 수 있다(황지선, 2015). 지금까지 수많은 연구를 통해 건강에 대한 대처자원의 효과가 보고되었다(Avison & Cairney, 2003; Lakey & Orehek, 2011).

소득이 낮을수록 우울이 높다는 것은 건강불평등 및 사회인과적 관점에서 비교적 일관되게 보고되어 왔다(Dohrenwend et al., 1992; 이현주·정은희, 2016). 고령화와 함께 노년기는 길어진 반면 은퇴연령은 낮아지고 노후소득보장제도가 아직 충분하지 않은 상황에서 노인빈곤이 심화되면서 우리나라 노인빈곤율은 49.6%로 OECD 평균인 12.4%의 4배에 이르고 있다. 빈곤은 다시 높은 우울 및 자살률과도 밀접한 관련을 갖는다는 점에서 우리사회의 만성적이고도 심각한 사회문제이다. 비노인가구에 비해 노인가구의 빈곤율이 현저히 높으며(박능후, 송미영, 2006), 여러 요인 가운데 노인의 가구형태가 경제적 상태에 영향을 주는 중요한 요인으로 분석된 바 있다(Ku & Kim, 2020). 반면 성인 자녀와의 동거를 통해 이들의 시장소득이 노인에게 이전되거나 공유될 수 있고(Smeeding et al., 2008, Chou, 2010), 이를 통해 노인의 우울이 감소될 수 있다(Sun et al., 2011). 이러한 맥락에서 볼 때 배우자 사별 후 독거하는 독거노인 혹은 공적이전소득에서 취약한 여성노인의 경우 자녀와의 동거를 통해 이들의 경제적 자원이 공유됨으로써 우울에 대한 보호효과를 기대할 수 있을 것이다.

사회적 지지는 가족, 친구나 이웃, 사회적 관계에 대한 주관적인 친밀감이나 만족감을 의미한다(Antonucci et al., 2010). 특히 가족은 인간이 세상을 살아가는데 있어 안전하고 보호적인 기반이 되어주는 가장 친밀하고 안정적인 관계로서 노년기에는 그 중요성이 더 커진다(Antonucci, 2001). 가족관계 뿐 아니라, 친밀한 사회적 관계나 활동 역시 중요한 사회적 지지원이 된다. 일반적으로 사회적 관계나 사회적 활동이 빈약할수록 우울이 높다(Lee et al., Cho, 2017; Chiao, Weng, & Botticello, 2011; Glass et al., 2006). 선행연구들을 살펴보면, 가족중심문화가 지배적인 이탈리아에서 가족지지가 감소하면서, 친구와의 교류가 빈약할수록 신체건강과 정신건강에 부정적인 영향을 준다고 하였고(de Belvis et al., 2008), 중국노인 연구에서도 매주 이웃만남, 친구/친척만남, 사회적 활동참여 모두 노년기 우울을 낮추는 것으로 나타났다(Sun et al., 2011).

가구형태와 사회적 관계자원을 함께 고려해야하는 이유는 노년기 사별과 같은 친밀한 가족관계의 상실이나 축소가 다른 사회적 관계에 의해 대체되거나 보완될 수 있는가가 중요하기 때문이다. 실제 사회관계적 자원과 건강의 관계가 가구형태에 따라 다르게 나타나기도 하였다. Garcia 등(2005)의 스페인 노인 연구에서 사회적 관계가 빈약하고 친구만남빈도가 낮을수록 건강관련 삶의 질이 저하되는데, 특히 70세 이상 여성 독거노인에서 친구/이웃 만남의 긍정적 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 즉 고령의 독거노인일수록

록 사회적 상호작용으로부터 더 큰 유익을 갖는다는 것이다. Michael 등(2001)의 연구에서는 친척/친구와의 만남, 사회적 참여가 많을수록 여성독거노인의 정신건강에 유익했지만, 배우자와 동거하는 여성에서는 관련이 없었다. Sun 등(2011)의 연구에서도 건강관련 삶의 질에 대한 사회적 상호작용의 완충효과가 부부가구에서는 나타나지 않고 독거노인에서만 나타났다.

또한 노년기에는 은퇴나 공식적인 사회활동이 점차 축소되면서 역할변화나 상실을 경험하게 된다. 특히 퇴직연령은 낮아지고 노년기는 길어짐에 따라, 기존의 역할을 대체하는 활동을 유지함으로써 노년기 변화에 적응하는 것이 더욱 중요해졌다. 노년기 여가활동과 같은 비공식적 사회활동은 사회적 고립을 막는데 있어 중요한 역할을 하며(황남희, 2014), 스트레스를 낮추고 건강과 직접적으로 관련된 중요한 대처자원으로 주목받고 있다(Bedini et al., 2011; Iwasaki & Schneider, 2003). 노년기 여가활동이 스트레스와 우울의 관계에서 완충효과를 가지며(이은석·이선장, 2009), 여가활동이나 객관적 측면의 여가시간 뿐 아니라 여가생활만족도가 스트레스를 감소시킴으로써 삶의 질을 높이는 주요 요인으로 보고되었다(Bedini et al., 2011). 이에 본 연구에서는 사회관계적 자원으로서 가족관계와 사회적 친분관계, 그리고 사회활동의 측면에서 여가활동에 대한 만족도에 초점을 두고자 한다.

3. 가구형태와 우울의 관계에서 성별차이

기대수명의 차이에 따라 여성노인이 배우자 없이 더 긴 노년기를 보내게 되면서 여성노인의 독거비율(33.0%)이 남성노인(10.8%)의 약 3배에 이르고 있다(노인실태조사, 2017). 가부장적 문화 속에서 남성에 비해 학력이 현저히 낮고 일생에 걸쳐 직업이나 공식적 사회활동에 참여할 기회가 낮았던 여성은 노년기에 이르러 경제적으로 훨씬 취약한 상황에 놓이게 된다. 여성노인의 빈곤율(45.9%)이 남성노인(40.1%)보다 더 높고 빈곤 강도도 더 심각한 것으로 보고되며(한국보건사회연구원, 2013), 특히 독거일때 여성노인의 빈곤율이 남성노인보다 훨씬 높다(Saunders & Lujun, 2006). 우울에 있어서도 여성노인이 남성노인보다 우울 증상을 더 많이 경험한다(보건복지부, 2017; Zunzunegui et al., 2009).

반면 사별 이후 겪는 심리적 어려움에 있어서는 여성보다 남성 노인이 더 취약한 것으로 알려져 있다(이민아, 2010; 이지현·한경혜, 2012). 또한 여성노인이 남성노인보다 공식적인 사회활동은 적은 대신 더 광범위하고 다양한 사회적 네트워크를 보유하고 있으며, 자녀와의 교류가 더 활발하고 비공식적인 친밀한 관계도 남성보다 더 풍부한 것으로 보고된다(박소영, 2018; 석재은·장은진, 2016).

가구형태와 우울의 관계 역시 성별에 따라 상이할 수 있다. 여성은 가족관계에서 돌봄에 대한 책임을 더 많이 느끼고, 남성보다 더 많은 기대와 역할을 요구받는다. 즉 여성이 남성보다 가족관계로부터 더 큰 유익과 함께 더 큰 부담을 동시에 경험할 수 있다(Hughes & Waite, 2002). 노년기에 나타나는 이러한 복합적인 성별차이를 고려할 때, 가구형태와 우울의 관계에서도 성별에 따른 차이를 탐색하는 것이 필요할 것이다. 이에 본 연구는 가구형태와 건강 간 관계에서 성별차이가 있다는 가정 하에, 독거 및 자녀동거로의 가구형태변화가 노년기 우울을 높이는 스트레스요인으로 작용하는지 살펴보고, 이 관계에서 경제적 자원과 사회관계적 자원이 완충효과를 갖는지 검증하고자 한다.

III. 연구방법

1. 분석자료

이 연구는 노인의 가구형태와 우울수준의 관계를 파악하기 위해 보건사회연구원의 ‘한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study) 7차부터 14차까지(2012년부터 2019년까지총 8년)의 자료를 활용하였다. 복지패널은 2006년부터 제주도 및 농어가를 포함한 전국단위의 조사로 대표성을 가진 패널조사이다. 원표본 가구규모는 7,072가구로 가구 및 가구원을 대상으로 매년 조사된 자료이다. 시간이 지남에 따라 원표본 가구규모가 감소하여 유지율 감소에 대비하기 위하여 2012년부터 신규 표본가구 1,500가구를 추가로 조사한 자료를 제공하고 있다. 우리나라 가구의 전반적인 인구사회학적 요소들과 복지 관련 현황을 제공하고 있고, 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하여 저소득층 연구에 적합한 패널이다. 본 연구에서는 노인 가구형태와 우울수준의 관계를 살펴보기위해 65세이상 노인의 응답자료를 활용하였다. 분석에 포함된 대상자는 2012년 5,232명, 2013년 4,959명, 2014년 4,670명, 2015년 4,466명, 2016년 4,201명, 2017년 3,967명, 2018년 3,770명, 2019년 3,544명이다.

2. 변수의 측정

1) 우울

본 연구의 종속변수인 우울은 Radloff(1977)가 20문항으로 개발한 CES-D(The Center for Epidemiologic Studies of Depression)의 단축형(11문항) 척도를 활용 하였다. 측정된 CES-D-11 척도에 대한 타당화 연구들에 따르면, 단축형 척도가 원척도의 요인구조와 유사함이 보고된다(Covinsky et al., 2010; Gellis, 2010). 한국복지패널자료 기준 우울의 세부항목은 “식욕이 없음”, “비교적 잘 지냈다”, “상당히 우울”, “모든 일이 힘들게 느껴짐”, “잠을 설침”, “외로움”, “불만 없이 생활”, “사람들이 차갑게 대하는 것 같은 느낌”, “마음이 슬펐다”, “사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌”, “뭐 하나갈 엄두가 나지 않음” 등으로 구성되어 있으며, 각 문항은 ‘1=극히 드물다(일주일에 1일이하),’ ‘2=가끔 있었다(2-3일간),’ ‘3=종종 있었다(일주일에 4-5일간),’ ‘4=대부분 그랬다(일주일에 6일 이상)’와 같은 4점 척도로 측정하였으며, 긍정적인 문항은 역코딩하였다. 본 연구에서 1-4점 척도로 측정된 문항을 0-3으로 전환하여 모든 문항을 합산 후 20/11을 곱해준 점수로 우울 수준을 측정하였다. 따라서 총점이 높을수록 우울증상이 높은 것을 의미한다.

2) 가구형태

본 연구에서 노인의 가구형태는 배우자 유무, 가구주와의 관계, 단독가구 유무, 가구원수, 등을 활용하

여 4개의 가구형태로 구분하였다. 배우자가 없는 경우는 (1) 단독가구(노인독거가구), (2) 단독자녀가구(배우자 없이 독거하면서 자녀 및 기타가구원과 동거하는 가구), 배우자가 있는 경우는 (3) 부부가구(노인부부가구), (4) 부부자녀가구(배우자가 있고 자녀 및 기타 가구원과 동거하는 가구)로 구분하였다.

3) 대처자원

본 연구에서 대처자원은 개인적 자원으로써 가구소득과 사회관계적 자원으로써 사회적지지 및 사회활동으로 구분된다. 소득은 연간가구가처분소득으로 가구원수를 고려한 균등화가처분소득을 로그화하여 사용하였다. 노인의 사회관계적 자원은 사회적지지와 사회활동으로 구분한다. 사회적 지지는 개별 가구원에게 조사한 생활만족도 중 가족관계만족도와 사회적친분관계 만족도를 활용하였고, 사회활동은 여가활동만족도를 활용하였다. 모두 단일 문항으로 1-5점까지 범위를 가진다('매우불만족=1'~ '매우 만족=5').

4) 통제변수

노년기 우울수준에 영향을 줄 수 있는 인구사회학적 변수 및 건강변수 등을 통제변수로 사용하였다. 기존 연구들을 통해 우울수준에 영향을 주는 변수들을 통제하였다. 구체적으로 성별은 남자(0)와 여자(1)=1로, 연령은 만나이로 측정하였다. 학력수준은 0-7까지의 범위를 가진다. 점수가 높을수록 고학력을 의미한다³⁾. 거주지역은 5개 권역 구분변수를 활용하여 농촌(0)과 도시(1)로 구분하였고, 주택자가여부는 주거지 점유형태에 따라 비자가(0)와 자가(1)로 구분하였다. 만성질환은 투병·투약기간에 따라 3개월 이상 앓고 있는 만성질환이 없는 경우(0)와 있는 경우(1)로 구분하였다.

3. 분석 방법

본 연구에서는 시간의 흐름에 따라 노인의 가구형태의 변화와 대처자원이 노인의 우울수준의 변화에 어떠한 영향을 주는가를 검증하기 위해 패널회귀분석의 고정효과모형(fixed effects model)을 적용하였다. 고정효과모형은 개인 내 변화의 원인과 그 변화의 순수한 효과를 연구하는데 적합하다(민인식·최필선, 2013). 고정효과모형의 기본식은 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,n \text{ 및 } t=1,2,\dots,T$$

2) 복지패널자료에서는 자녀와의 동거유무 변수가 제공되지 않는다. 이에 배우자 유무를 기준으로 가구주와의 관계 및 가구원수, 단독가구 및 조손가구 유무를 알 수 있는 가구형태변수를 추가로 활용하였다. 구체적으로 배우자가 없는 경우, 단독가구이면서 가구주인 경우 단독가구(노인독거가구)로 분류하였고, 2인 이상 가구원이 있는 경우 단독자녀가구(배우자 없이 독거하면서 자녀 및 기타가구원과 동거하는 가구)로 구분하였다. 배우자가 있는 경우, 가구주와의 관계가 본인 또는 배우자인 경우이면서 가구원수가 2인인 경우 부부가구(노인부부가구)로 구분하였고, 3인 이상 가구원이면서 배우자가 있는 경우 부부자녀가구(배우자가 있고 자녀 및 기타 가구원과 동거하는 가구)으로 구분하였다. 기타가구원은 부모님, 형제자매 등이 될 수 있으나 본 분석에서 비율이 높지 않고 분석에서 제외하기에는 자녀와 동거하면서 기타가구원도 동거하는 경우를 배제할 수 없어서 분석에 포함하였다. 기타 친인척, 인척관계인 경우 및 조손가구는 분석에서 제외하였다.

3) 노인가구의 경우 시간의 변화에 따른 학력변화가 거의 없으므로 이분변수로 활용할 경우 고정효과에서는 분석에서 제외되는 경우가 많아 학력수준으로 서열변수화하였다. 참조로 이분변수로 투입했을 경우에도 학력자체의 영향 및 타변수의 종속변수에 대한 영향에 차이는 없었다.

이때, i 는 개인, t 는 시간, x 는 관찰된 독립변수, u_i 는 시간에 따라 관찰되지 않는 특성, ε_{it} 는 시간과 개인에 따라 변하는 순수한 오차항이다. 고정효과모형에서는 u_i 를 추정해야 할 모수로 간주하고 패널 그룹별 평균을 빼는 변환식을 적용하면 시간불변의 u_i 는 제외되는 회귀식을 추정할 수 있다. 반면 확률효과모형(random effects model)에서는 u_i 와 ε_{it} 는 상관관계가 없다고 보는 확률변수로 간주한다. u_i 와 ε_{it} 는 상관관계가 없다는 가정이 충족될 경우에는 개인 간 정보와 개인 내 정보를 모두 사용하고 일치추정량을 얻을 수 있는 확률효과를 사용하는 것이 적합할 수 있다. 그러나 이론에 따라 종속변수에 영향을 줄 수 있는 요인들을 분석에 포함하더라도 시간에 따라 불변하는 비관찰된 개인의 이질적 특성이 독립변수와 종속변수에 영향을 줄 수 있다면 결과에 편의가 발생할 수 있다. 본 연구에서와 같이 노인의 우울수준은 다양한 요인에 의해 설명될 수 있다. 따라서 모형에 포함되지 않았지만 개인의 성격이나 환경 등 시불변의 이질적 특성이 독립변수와 상관관계가 있다면 분석에서 이를 고려할 필요가 있다.

본 연구에서는 고정효과모형과 확률효과모형의 적합성을 판단하기 위해 하우스만 검정(Hausman, 1978)을 실시하고자 한다. u_i 와 ε_{it} 는 상관관계가 없다는 가정을 귀무가설로 두고 귀무가설을 기각하는 경우 고정효과모형을 활용하는 것이 더 적합하다고 본다.

한편 본 연구는 한국복지패널 자료 중 7차에서 14차(2012년-2019년조사)까지 8개년도의 자료를 연결하여 패널자료로 구성하였다. 2012년 기준 5232명으로 이후 매년 이들의 특성을 반복 관측한 자료가 사용되었다. 응답자가 모든 해에 응답한 경우 균형패널로 41,856개의 관측치가 생성되나 본 연구는 조사누락 및 표본의 탈락으로 인해 자료의 포괄기간이 달라져 불균형 패널(unbalanced panel)로 구성된다. 균형패널의 비율이 약 63%에 불과하여 패널에서 탈락하는 경우라도 분석에 활용될 수 있는 사례를 포함하여 분석하고자 한다. 분석결과의 일반화를 위해 가중치를 적용하였다. 2012년 신규가구원을 포함하여 가중치를 적용하기 위해 2012년 기준 횡단가중치를 적용하여 분석하였다. 통계분석에는 SPSS 23.0과 STATA 13.0을 활용하였다.

분석의 순서는 다음과 같다. 첫째, 년도별 가구형태, 대처자원, 건강 및 인구사회학적 특성을 파악하기 위해서는 기술통계분석을 실시하였다. 둘째, 개인의 가구형태변화가 우울수준변화에 주는 영향을 파악하기 위해 고정효과모형을 분석을 실시하였다. 셋째, 가구형태의 변화가 대처자원과의 상호작용을 통해 우울에 영향을 주는지 확인하였다. 전체 분석결과는 남성과 여성에 따라 구분하여 제시하였다.

IV. 연구결과

1. 주요 변수 분포

1) 연구대상자의 일반적 특성

본 연구의 주요 변수들의 일반적 특성은 아래 <표 1>과 같다. 전반적으로 남녀노인 간의 특성 차이가 유의하게 확인된다. 우선 종속변수인 우울수준에 대해 남성의 평균 우울점수는 7.71, 여성은 11.3으로 남성이 여성보다 우울수준이 더 낮은 것으로 나타났다($t=-33.71, p<.001$).

가구형태의 특성을 살펴보면 단독가구비율은 남성이 12%, 여성이 43%로 여성의 단독가구비율이 훨씬 높은 반면, 부부가구비율은 남성이 68%, 여성이 32%로 남성의 부부가구비율이 더 높았다. 단독자녀가구비율은 남성이 4%, 여성이 11%로 여성의 단독자녀가구비율이 더 높았고, 부부자녀가구비율은 남성이 16%, 여성이 6%로 남성의 부부자녀가구비율이 더 높은 것으로 나타났다.

남성은 여성보다 평균 연령이 낮고, 평균 학력수준은 높은 것으로 나타났다. 남성은 도시거주비율이 70%, 여성은 69%로 차이가 유의했고, 자가소유 비율도 남성이 74%, 여성이 61%로 더 높았다. 만성질환이 있는 비율은 남성이 85%, 여성은 91%로 대부분의 노인이 만성질환이 있으며 만성질환을 가진 비율이 남성보다 여성이 더 높은 것으로 나타났다. 마찬가지로 연간가구소득도 남성이 여성보다 더 높은 것으로 나타났다. 사회관계적 대처자원인 가족관계 만족도, 사회적친분관계 만족도 및 여가활동만족도 모두 남성이 여성보다 평균만족도가 유의하게 높았다. 변수간의 상관관계는 전체적으로 .07~.41, VIF (Variance Inflation Factors)계수도 1.03~1.79 범위로 나타나 변수들 간의 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단된다.

<표 1> 연구대상자의 주요 특성

변수명	남성(N of Obs=12,252)				여성(N of Obs=20,080)				집단차이	
	평균	표준 편차	최소	최대	평균	표준 편차	최소	최대	x ² /t	
우울	7.71	8.85	0	56	11.32	10.15	0	60	-33.71***	
가구 형태	단독가구	0.12	0.33	0	1	0.43	0.50	0	1	3665.14***
	부부가구	0.68	0.47	0	1	0.32	0.47	0	1	4167.81***
	단독자녀가구	0.04	0.20	0	1	0.18	0.39	0	1	1457.61***
	부부자녀가구	0.16	0.36	0	1	0.06	0.24	0	1	841.05***
연령	76.48	5.96	65	102	77.04	6.15	65	112	-8.46***	
학력수준	2.05	1.48	0	7	0.93	0.96	0	7	78.11***	
도시(도시=1)	0.70	0.46	0	1	0.69	0.46	0	1	10.53**	
자가 소유(=1)	0.74	0.44	0	1	0.61	0.49	0	1	625.74***	
균등화된 연간가구소득(ln)	7.55	0.67	4	13	7.28	0.74	1.76	10.73	35.67***	
만성질환여부	0.85	0.35	0	1	0.91	0.28	0	1	316.39***	
가족관계만족도	3.78	0.65	1	5	3.76	0.66	1	5	3.46**	
사회적친분관계만족도	3.64	0.68	1	5	3.62	0.66	1	5	2.07*	
여가활동만족도	3.26	0.78	1	5	3.22	0.76	1	5	4.34***	

주:*** p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

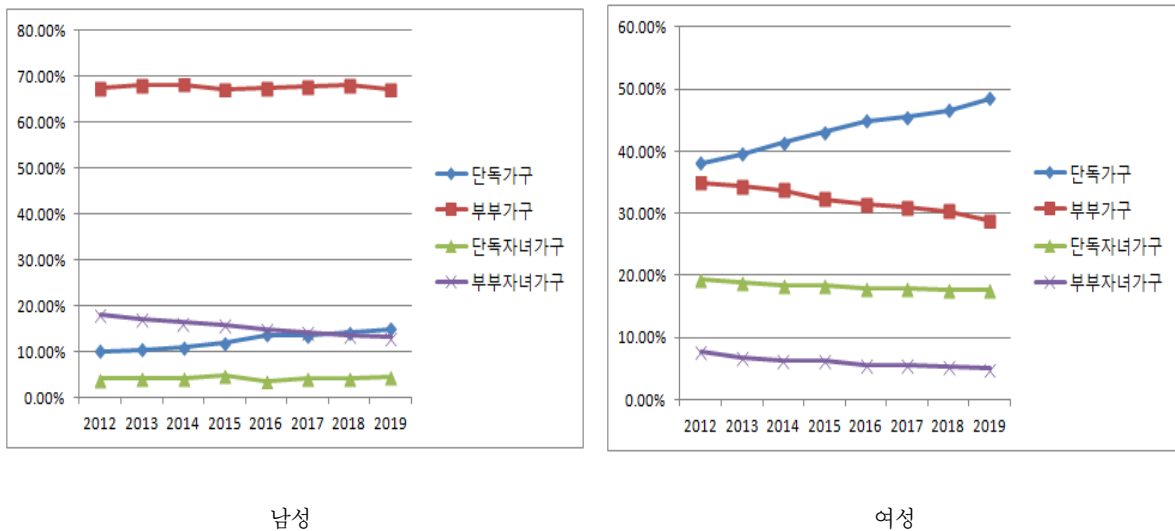
2) 가구형태 비율의 변화

2012년부터 2019년까지 노인의 가구형태의 변화를 남녀 노인에 따라 구분하여 살펴본 결과는 <표2>와 같다. 2012년 남성을 기준으로 할 때, 단독가구비율은 10.2%, 부부가구비율은 67.5%, 단독자녀가구비율은 4.1%, 부부자녀가구비율은 18.1%로 나타나 남성의 경우 부부가구비율이 가장 높았다. 반면 여성의 경우 2012년을 기준으로 단독가구비율이 38%, 부부가구비율이 34%, 단독자녀가구비율이 19.3%, 부부자녀가구비율은 7.7%로 나타나 단독가구비율이 가장 높은 것으로 나타났다. 남성과 여성 모두 단독가구 비율이 시간이 가면서 증가하는 추세로 나타났다. 특히 여성은 단독가구 비율이 시간이 지나며 더 높게 증가한 것으로 나타났다.

<표 2> 가구형태 비율

구분		남자				여자			
		단독	부부	단독 자녀	부부 자녀	단독	부부	단독 자녀	부부 자녀
2012년	n	211	1400	86	376	1205	1101	611	242
	%	10.2%	67.5%	4.1%	18.1%	38.1%	34.9%	19.3%	7.7%
2013년	n	204	1327	82	337	1192	1036	573	208
	%	10.5%	68.1%	4.2%	17.3%	39.6%	34.4%	19.0%	6.9%
2014년	n	199	1246	79	300	1178	959	526	183
	%	10.9%	68.3%	4.3%	16.4%	41.4%	33.7%	18.5%	6.4%
2015년	n	207	1168	83	278	1176	882	501	171
	%	11.9%	67.3%	4.8%	16.0%	43.1%	32.3%	18.4%	6.3%
2016년	n	222	1091	60	243	1160	814	463	148
	%	13.7%	67.5%	3.7%	15.0%	44.9%	31.5%	17.9%	5.7%
2017년	n	205	1032	66	217	1113	757	440	137
	%	13.5%	67.9%	4.3%	14.3%	45.5%	30.9%	18.0%	5.6%
2018년	n	202	971	60	195	1092	711	414	125
	%	14.1%	68.0%	4.2%	13.7%	46.6%	30.4%	17.7%	5.3%
2019년	n	198	893	61	175	1075	639	392	111
	%	14.9%	67.3%	4.6%	13.2%	48.5%	28.8%	17.7%	5.0%
합계	n	1648	9128	577	2121	9191	6899	3920	1325
	%	12.2%	67.7%	4.3%	15.7%	43.1%	32.3%	18.4%	6.2%

[그림 1] 성별 가구형태 비율 변화



3) 가구형태와 우울변화분석

본 연구의 주된 연구질문인 가구형태변화가 우울에 어떤 영향을 미치는지와 대처자원의 상호작용효과를 확인하기 위해 분석자료에 대해 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석하였다. 모델1은 주요설명변수인 가구형태변화와 소득 및 사회관계적 자원을 통제변수와 함께 투입한 모델이다. 모델2는 모델1에 더하여 가구형태에 따라 소득과 사회관계적 자원의 상호작용항을 추가로 투입한 모델이다. 각 모델별로 확률

효과모형과 고정효과모형의 적합도를 판단하는 하우스만검정을 실시한 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 확인되었다(표3, 표4). 따라서 개인 내 비관찰된 변수와 독립변수들의 상관관계가 있음을 가정하고 개인의 비관찰된 이질적 특성을 모수화한 고정효과 모형을 중심으로 해석하고 비교를 위해 확률효과모형도 함께 제시하였다.

(1) 가구형태와 우울변화 분석: 남성

남성노인의 가구형태와 우울변화 분석결과는 아래 <표 3>과 같다. 전반적으로 확률효과모형에서 유의한 영향을 보이는 변수들이 고정효과모형에서는 유의하지 않게 변화하는 경우가 많았다.

모델1은 가구형태와 대처자원인 소득과 사회적관계변수의 주효과를 분석한 모델이다. 먼저 주된 설명변수인 가구형태변화가 우울에 미치는 영향을 고정효과모형에서 살펴보면, 다른 변수를 통제된 상태에서 부부에서 단독가구로 변화하는 경우 우울이 더 증가하는 것으로 나타났다($b=2.05, p<.01$). 이는 확률효과모형에서 가구형태의 효과와는 차이를 보이는 결과이다. 확률효과모형에서는 개인간, 개인내의 차이를 모두 반영하여 해석상으로도 부부인 가구집단보다 단독가구집단이 더 우울이 증가하는 것으로 해석된다. 그러나 고정효과모형에서는 개인 내 순수한 변화의 효과를 보는 것이므로 개인을 여러 해 관찰했을 때 부부기준 단독가구로 변화한 가구가 우울이 더 증가한 것으로 해석할 수 있다. 가구소득의 영향도 동일하게 해석할 수 있다. 확률효과모형에서는 개인간의 차이도 함께 고려하므로 연간가구소득이 높은 사람들이 우울이 감소하는 것으로 볼 수 있으나($b=-.82, p<.001$), 고정효과모형에서는 개인 내에서 소득이 증가한 경우의 우울에 대한 영향만을 보는 것으로 분석결과 유의하지 않은 것으로 나타났다. 사회관계적 자원의 경우 확률효과와 고정효과모형 모두에서 유의한 영향력을 나타내었다. 즉 고정효과모형에 따르면 가족관계 만족도($b=-1.22, p<.001$)와 사회적 친분관계 만족도 ($b=-1.08, p<.001$) 및 여가활동 만족도($b=-1.32, p<.001$)가 증가한 개인들은 우울수준이 감소한 것으로 나타났다. 통제변수로 투입된 연령, 학력, 자가소유, 만성질환의 경우 확률효과모형에서는 모두 유의한 영향력을 나타내었다. 이는 연령이 낮을수록, 학력이 높은 사람이 낮은 사람에 비해, 자가소유한 사람이 그렇지 않은 사람보다, 만성질환이 없는 사람이 있는 사람에 비해 우울이 감소한다고 볼 수 있다. 그러나 고정효과모형에서는 연령의 증가는 확률효과모형과 동일하게 유의하게 우울을 증가시키는 요인이었으나, 개인 내에서 학력의 변화, 만성질환의 발생과 같은 변화는 우울수준에 유의한 영향을 주지 못했다. 반면 도시로의 이동이 남성노인의 경우 우울수준을 증가시키는 것으로 나타났다($b=1.77, p<.05$).

모델2는 가구형태 변화가 남성노인의 우울수준에 미치는 영향에 대해 소득과 사회적지지의 특성이 상호작용 효과를 나타내는지 분석한 모델이다. 고정효과모형을 해석하면, 상호작용투입 후 부부기준 단독가구로의 변화가 우울에 미치는 주효과는 사라지고, 사회관계적변수의 영향력이 유의하게 지속되는 것으로 나타났다. 가구형태에 따른 대처자원의 상호작용효과를 살펴보면 남성노인이 단독자녀가구로 변화하면서 소득이 증가하는 경우에 우울의 감소효과가 있는 것으로 나타났다($b=-1.53, p<.05$). 또한 남성노인이 단독가구로 변화하면서 가족관계 만족도가 증가하는 경우 우울의 감소효과가 있는 것으로 나타났다($b=-1.02, p<.05$).

<표 3> 가구형태와 우울변화 분석: 남성노인

변수 (종속변수 우울)	확률효과모형				고정효과모형			
	모델1		모델2		모델1		모델2	
	Coef.	S.D	Coef.	S.D	Coef.	Robust.S. D*	Coef.	Robust.S. D
constant	20.24***	2.08	19.39***	2.32	-3.14	5.14	-2.53	5.49
도시거주	-0.15	0.24	-0.14	0.24	1.77*	0.86	1.80*	0.88
연령	0.15***	0.02	0.15***	0.02	0.27***	0.05	0.27***	0.05
자가소유(=1)	-0.81***	0.23	-0.80***	0.23	-0.53	0.47	-0.60	0.46
교육수준	-0.26**	0.08	-0.26**	0.08	0.52	0.74	0.47	0.74
만성질환	1.12***	0.22	1.12***	0.22	0.48	0.27	0.50	0.27
단독 (ref=부부)	2.15***	0.31	4.35	3.16	2.05**	0.74	0.86	5.81
단독자녀 (ref=부부)	1.55**	0.53	3.56	5.39	2.20	1.28	10.90	6.42
부부자녀 (ref=부부)	0.25	0.29	-0.90	3.29	-0.61	0.59	-7.04	4.87
연평균 균등화가구소득(ln)	-0.82***	0.16	-0.86***	0.20	-0.18	0.29	-0.29	0.36
가족관계만족	-1.72***	0.12	-1.40***	0.16	-1.22***	0.18	-1.04***	0.24
사회적친분관계만족	-1.56***	0.12	-1.62***	0.15	-1.08***	0.18	-1.11***	0.24
여가활동만족	-1.66***	0.11	-1.66***	0.13	-1.32***	0.16	-1.34***	0.19
단독*소득			0.26	0.45			0.70	0.77
단독자녀*소득			-0.40	0.68			-1.53*	0.71
부부자녀*소득			0.17	0.40			0.66	0.60
단독*가족			-0.81	0.30			-1.02*	0.45
단독자녀*가족			-0.66**	0.53			0.06	0.93
부부자녀*가족			-0.40	0.35			0.11	0.48
단독*사회			0.49	0.36			0.63	0.60
단독자녀*사회			-0.10	0.65			-0.16	0.86
부부자녀*사회			0.02	0.34			-0.10	0.45
단독*여가			-0.91**	0.33			-0.77	0.50
단독자녀*여가			1.24*	0.57			1.18	0.76
부부자녀*여가			0.39	0.28			0.29	0.36
연도더미	투입		투입		투입		투입	
전체 관측치 수	12273		12273		12215		12215	
개체 수	1992		1992		1974		1974	
모형적합도	wald $\chi^2=1933.07$		wald $\chi^2=1965.29$		F=20.93***		F=14.22***	
Adj. R-squared	0.068		0.071		0.068		0.071	
하우즈만검정	$\chi^2=393.07$ ***		$\chi^2=408.75$ ***		$\chi^2=393.07$ ***		$\chi^2=408.75$ ***	

주: *** p<0.001, **p<0.01, *p<0.05; 가중치를 적용한 고정효과모형의 표준오차는 강건표준오차(robust s.d.)로 제시됨.

(2) 가구형태와 우울변화 분석: 여성

여성 노인의 가구형태와 우울변화 분석결과는 아래 <표 4>와 같다. 모델1은 여성노인을 대상으로 가구 형태와 대처자원인 소득과 사회적관계변수의 주효과를 분석한 모델이다.

<표 4> 가구형태와 우울변화 분석: 여성노인

변수 (종속변수 우울)	확률효과모형				고정효과모형			
	모델1		모델2		모델1		모델2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
상수항	27.03***	1.87	22.77***	2.52				
도시거주	-0.05	0.21	-0.04	0.21	-1.34	0.90	-1.27	0.91
연령	0.14***	0.02	0.15***	0.02	0.29***	0.05	0.29***	0.05
자가소유(=1)	-0.82***	0.18	-0.81***	0.18	-0.53	0.36	-0.51	0.36
교육수준	-0.25*	0.11	-0.27*	0.11	0.89	1.15	0.82	1.11
만성질환	1.76***	0.24	1.75***	0.24	0.74*	0.34	0.75*	0.34
단독 (ref=부부)	1.14***	0.23	5.15*	2.53	-0.45	0.66	7.44	5.12
단독자녀 (ref=부부)	0.40	0.29	6.81*	2.99	0.53	0.85	11.71*	5.16
부부자녀 (ref=부부)	0.80*	0.38	10.70*	4.58	1.60*	0.79	12.64	7.15
연평균 균등화가구소득(ln)	-1.12***	0.15	-0.78**	0.26	-0.96**	0.30	-0.22	0.50
가족관계만족	-2.21***	0.11	-2.01***	0.21	-1.68***	0.16	-1.42***	0.30
사회적친분관계만족	-1.08***	0.11	-1.28***	0.20	-0.61***	0.16	-0.90**	0.28
여가활동만족	-2.42***	0.10	-1.95***	0.16	-2.18***	0.13	-1.79***	0.24
단독*소득			-0.06	0.34			-0.78	0.72
단독자녀*소득			-0.88*	0.38			-1.38*	0.66
부부자녀*소득			-1.12**	0.56			-1.14	0.93
단독*가족			-0.22	0.25			-0.27	0.38
단독자녀*가족			-0.32	0.33			-0.40	0.49
부부자녀*가족			-0.45	0.47			-0.60	0.51
단독*사회			0.16	0.26			0.47	0.38
단독자녀*사회			0.48	0.34			0.36	0.47
부부자녀*사회			0.59	0.48			0.33	0.56
단독*여가			-0.98*	0.22			-0.88*	0.31
단독자녀*여가			-0.03	0.30			-0.13	0.40
부부자녀*여가			-0.48	0.39			-0.40	0.44
연도더미	투입		투입		투입		투입	
전체 관측치 수	20159		20159		20047		20047	
개체 수	3119		3119		3075		3075	
모형적합도	wald $\chi^2=3004.88$		wald $\chi^2=3056.89$		F=40.43***		F=26.85***	
Adj. R-squared	0.071		0.073		0.078		0.080	
하우즈만검정	$\chi^2(18)=458.89***$		$\chi^2(30)=482.35***$		$\chi^2(18)=458.89***$		$\chi^2(30)=482.35***$	

주: *** p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

먼저 주된 설명변수인 가구형태변화가 우울에 미치는 영향을 고정효과모형에서 살펴보면, 다른 변수를 통제한 상태에서 부부에서 부부자녀가구로 변화하는 경우 우울이 더 증가하는 것으로 나타났다(b=2.15, p<.01). 여성노인의 경우에도 확률효과모형에서는 부부대비 모든 다른 가구형태로의 변화가 우울을 증가시키는 것으로 나타났으나 고정효과모형에서는 부부자녀가구로의 변화만 유의하였다. 즉 개인을 여러 해 관찰했을 때 부부에서 단독가구로 변화한 경우 여성노인의 우울이 더 증가한 것으로 해석할 수 있다. 가구소득의 경우 여성노인은 확률효과 및 고정효과모형 모두에서 유의한 영향력이 확인되었다. 연간가구소

특이 높은 여성노인들의 우울이 감소하는 것으로 볼 수 있고($b=-1.94, p<.001$), 고정효과모형에서는 시간이 지나면서 개인 내에서 소득이 증가한 경우 우울이 감소한 것으로 볼 수 있다($b=-1.31, p<.001$). 여성노인의 사회관계적 자원의 경우에서도 확률효과와 고정효과모형 모두에서 유의한 영향력이 확인되었다. 즉 고정효과모형에 따르면 가족관계 만족도($b=-1.68, p<.001$)와 사회적 친분관계 만족도($b=-0.61, p<.001$) 및 여가활동 만족도($b=-2.16, p<.001$)가 증가한 개인들은 우울수준이 감소한 것으로 나타났다. 통제변수로 투입된 연령, 학력, 자가소유, 만성질환의 경우 확률효과모형에서는 모두 유의한 영향력을 나타내었다. 이는 여성의 연령이 낮을수록, 학력이 높은 사람이 낮은 사람에 비해, 자가소유한 사람이 그렇지 않은 사람보다, 만성질환이 없는 사람이 있는 사람에 비해 우울이 감소한다고 볼 수 있다. 그러나 고정효과모형에서는 연령의 증가는 확률효과모형과 동일하게 유의하게 우울을 증가시키는 요인이었으나, 개인 내에서 학력의 변화, 자가소유로의 변화는 우울수준에 유의한 영향을 주지 못했다. 반면 여성노인에서는 만성질환이 생기는 경우 우울수준이 증가하는 것으로 나타났다($b=.74, p<.05$).

모델2는 가구형태 변화가 여성노인의 우울수준에 미치는 영향에 대해 소득과 사회관계적 자원이 상호작용 효과를 나타내는지 분석한 모델이다. 고정효과모형을 해석하면, 상호작용투입 후 부부기준 부부자녀가구로의 변화가 우울에 미치는 주효과는 사라지고, 부부에서 단독자녀가구로의 변화가 우울을 증가시키는 것으로 나타났다($b=11.71, p<.001$). 대처자원 중 소득의 주효과는 사라지지만 사회관계적변수 주효과는 유의하게 지속되는 것으로 나타났다. 가구형태에 따른 대처자원의 상호작용효과를 살펴보면 여성노인이 단독자녀가구로 변화하면서 소득이 증가하는 경우에 우울의 감소효과가 있는 것으로 나타났다($b=-1.38, p<.05$). 또한 여성노인이 단독가구로 변화하면서 여가활동 만족도가 증가하는 경우 우울의 감소효과가 있는 것으로 나타났다($b=-.88, p<.05$).

V. 결론

인구고령화와 함께 노인단독가구나 노인부부가구가 증가하는 현상을 마주하면서, 본 연구는 노년기 가구형태의 변화가 노인의 정신건강에 실제 어떠한 영향을 주고 있는지 확인하고, 나아가 가구형태 변화가 우울에 주는 영향을 완화시켜줄 수 있는 대처자원을 탐색하고자 하였다. 본 연구의 주요 연구결과는 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째, 인구사회학적 특성 및 대처자원의 측면에서 여성이 남성보다 더 취약한 상황에 있었다. 여성 노인이 평균연령이 높고, 학력과 가구소득 및 자가소유비율은 낮으며, 만성질환 유병률이 높고 우울수준도 더 높았다. 사회관계적 대처자원에 있어서도 가족관계, 사회적친분관계, 여가활동만족도 모두 남성 노인에 비해 높았다. 가구형태에서도 극명한 차이가 있었는데, 남성에서는 부부가구 비율이 압도적으로 높고, 단독자녀가구 비율이 가장 낮은 반면, 여성에서는 단독가구가 가장 많을 뿐 아니라 급격히 증가하는 추세에 있으며 부부자녀가구 비율이 가장 낮았다. 이러한 차이는 성별에 따른 기대수명의 차이가 반영된 결과로 보인다. 학력과 소득이 낮고 건강상태가 더 안 좋으며 우울수준도 높은 고령의 여성노인에서 독거가구가 급격히 증가하는 것은 기존 연구들에서 보고한 바와 같이 여성 독거노인이 취약한 집단이며 임상적·정책적 관심과 지원이 필요하다는 것을 다시 한번 확인시켜주고 있다.

둘째, 인구사회학적 특성과 대처자원을 모두 고려했을 때, 가구형태변화 자체가 노인의 우울에 영향을 줄 수 있음을 확인하였다. 성별에 따른 차이가 있었는데, 남성 노인에서는 부부가구에서 단독가구로 변화하면서 우울이 높아지는 반면, 여성 노인에서는 부부가구에서 부부자녀가구로 변화한 경우 우울이 증가했

고, 단독가구로 변화할 때에는 우울이 증가하지 않았다. 즉 경제적 상태나 사회관계적 자원과는 독립적으로 남성 노인에서는 부부가구에서 독거로의 변화가, 여성 노인에서는 부부가구에서 부부자녀가구로 변화하는 것이 우울을 증가시킨다는 의미로, 개인이 경험하는 가구형태 변화가 정신건강변화에도 영향을 줄 수 있음을 보여주었다.

셋째, 대처자원과 우울의 관계를 살펴보면, 가구소득의 영향에서 성별에 따른 차이가 있었다. 남성 노인의 경우 가구소득변화 자체가 우울에 영향을 주지 않는 반면, 여성 노인에서는 가구소득이 증가할수록 우울이 감소하였고, 사회관계적 대처자원을 통제된 이후에도 여전히 유의하게 우울수준을 감소시키는 것으로 나타났다. 사회관계적 대처자원의 경우 남녀 모두에서 우울수준을 개선할 수 있는 주요 요인임을 확인하였다. 가족관계, 사회적친분관계, 여가활동에 대한 만족도가 높아질수록 우울이 감소하는 결과는 모든 모델에서 유의하게 나타났다. 노인에게 사회관계적 대처자원은 나이가 들어감에도 정신건강에 주요한 역할을 할 수 있음을 보여준다.

넷째, 가구형태와 대처자원 간에 유의한 상호작용효과가 확인되었다. 남녀 모두에서 단독자녀가구로 변화할 때 가구소득이 증가할수록 우울이 감소하는 것으로 나타났다. 사회관계적 자원의 측면에서, 남성 노인의 경우 단독가구로 변화하면서 가족관계만족도가 증가하면 우울수준의 증가율을 낮출 수 있는 것으로 나타났다. 반면 여성노인의 경우 단독가구로 변화하면서 여가활동만족도가 높아지면 우울증가가 완화되는 것으로 나타났다.

이러한 연구 결과들은 몇 가지 측면에서 중요한 함의를 갖는다. 첫째, 인구사회학적 특성과 대처자원을 모두 고려했을 때, 남성 노인에서는 단독가구로 변화하면서 우울이 높아지는 반면, 여성 노인에서는 그렇지 않았다. 노년기에는 공식적인 사회적 관계가 줄어들면서 배우자에 대한 의존이 높아지는 시기인데, 사별 등에 따른 배우자 상실은 고립감이나 외로움을 증폭시킬 수 있다(이민아, 2010). 사별 이후의 부정적 영향이 남성에서 더 크게 나타나고(이민아, 2010; Williams & Umberson, 2004), 여성 독거노인보다 남성 독거노인에서 고독감이 더 높고 정신건강도 더 안 좋은 것으로 보고된 바 있다(Greenfield, & Russell, 2011; Jeon, et al., 2007). 남성 노인은 노년기 이전까지 경제활동 중심의 공식적인 사회적 관계에 중점을 두었기 때문에 은퇴 이후 관계망 축소에 따른 부정적 영향이 더 크고, 여성의 평균수명이 더 높기 때문에 남성 노인의 경우 사별을 겪는 일이 비교적 덜 일반적일 수 있다. 또한 가부장제의 전통적인 성역할 속에서 일상생활에서 여성에 대한 의존도가 높기 때문에 배우자 상실로 독거하게 된 남성 노인은 일상의 삶에서 현실적인 어려움에 직면하면서 더 높은 우울감을 경험할 수 있다.

여성노인에서 단독가구로의 변화에 따른 우울증가가 나타나지 않은 것은 사별 후 적응의 측면에서 이해할 수 있을 것이다. 사별 후의 심리적 고통은 계속 지속되어 아니라 하나의 과정으로서 일정 기간동안 집중되는 경향이 있다(Stone et al., 2013). 여성독거노인이 남성독거노인보다 자녀, 친인척, 친구/이웃 등 모든 관계자원 수준이 더 높다는 기존연구(석재은·장은진, 2016)를 통해서도 여성노인이 사별 후 적응에 있어 더 유리할 것으로 예측할 수 있다.

지금까지 독거노인에 대해서는 고독사나 높은 빈곤율의 측면에서 관심이 집중되었다. 특히 여성 노인에서 독거와 빈곤율이 함께 증가하면서 여성 독거노인이 우리 사회의 가장 취약한 집단으로 조명되어왔다. 그러나 본 연구는 개인의 가구형태변화의 측면에서 보았을 때, 독거로의 변화가 정신건강에 주는 영향에서는 남성노인이 더 취약함을 보여주고 있다. 즉 여성독거노인의 증가와 높은 빈곤율은 심각한 사회문제임이 분명하지만, 남성 독거노인이 정신건강에서 더 큰 어려움을 겪는다는 것이다. 본 연구결과를 볼 때, 사별 후 독거하게 된 남성노인이 경험하는 현실적인 어려움이나 정신건강에 대한 사회적 관심과 심층적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

둘째, 여성노인의 경우 인구사회학적 특성과 대처자원을 모두 고려했을 때, 부부가구에서 부부자녀가구로 변화하면서 우울이 증가하였다. 여성노인에서 배우자가 있는 상태가 유지되면서 다시 자녀와 동거하는 것이 우울을 증가시키는 결과는 여성 노인의 부담이 높아지는 결과로 이해할 수 있다. Hughes와 Waite (2002)는 특정 가구형태에서 개인에 대한 요구가 자원을 초과한다고 인식될 때 건강에 위험을 야기할 수 있으므로, 가구형태와 건강의 관계를 자원과 요구의 맥락에서 볼 필요가 있다고 하였다. Weissman와 Russell (2018)의 연구에서도 여성 노인이 자녀와 동거하는 경우 건강이 더 악화되는 것으로 나타났다. 여성은 남성보다 가사노동이나 가족돌봄에 더 많은 시간을 할애한다(Lee, Lee, & Chung, 2011). 성인 자녀와 다시 동거하게 되면서 사회적 지지를 받을 수도 있지만, 오히려 성인자녀를 위한 가사노동이나 손자녀 양육 등 노동력을 다시 제공해야 하는 상황, 그 과정에서 생기는 갈등이나 독립적 의사결정의 침해 등이 여성 노인에게 심리적, 신체적으로 부담이 되어 우울을 높이는 결과를 가져올 수 있다(Lang, & Schütze, 2002; Frankenberg et al., 2002). 이러한 결과는 기존에 자녀와 동거하면서 부양을 받는 것이 행복한 노년의 삶이라는 전통적인 인식이 오늘날의 여성 노인에게는 부합하지 않는다는 것을 보여준다.

셋째, 남성과 여성 모두에서 단독자녀가구에서 가구소득이 증가할수록 우울이 감소하는 것으로 나타났다. 부부가구에서 배우자 상실 후 자녀와 동거하게 되는 경우 가구소득이 우울에 있어 완충효과를 갖는다는 의미이다. 자녀세대와 동거하지 않는 노인의 경우 노인빈곤이 더 심화될 수 있고(박능후, 송미영, 2006), 홀로 자녀와 동거하는 경우 지속적으로 독거하는 경우보다 오히려 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났다(백옥미, 2018). 본 연구는 자녀세대와의 동거를 통해 경제적 상태가 좋아지는 것이 노인의 우울을 낮출 수 있고, 특히 노인부부가구에서보다 노인단독가구에서 우울에 대한 경제적 상태의 영향이 더 커지는 것을 보여주고 있다. 동시에 만약 경제적 상태가 좋아지지 않는다면 단순히 자녀와 동거하는 것이 노인의 정신건강에 유익을 주지 못한다는 것을 뜻하기도 한다.

넷째, 남성에서는 단독가구일 때 가족관계만족도가 높을수록 우울이 감소하였다. 남성은 배우자가 없고 자녀와 동거하지 않더라도 비동거 자녀나 친인척 등 가족과의 관계가 좋으면 정신건강 악화를 낮출 수 있다는 것을 의미한다. 앞서 언급한 것처럼 경제활동 중심의 사회적 관계를 형성해온 남성노인의 경우 은퇴는 단지 직업역할을 상실하는 것 뿐 아니라 동료 등 공식적 사회적 관계의 축소를 의미하기 때문에 가족 관계에 대한 의존도가 높아질 수 있다. 선행연구에서도 자녀와의 관계가 삶의 만족도에 주는 영향이 여성 노인보다 남성 노인에서 훨씬 크게 나타났다(석재은·장은진, 2016; Gaymu. & Springer, 2010). 본 연구의 기술통계에서는 가족관계 및 사회적 관계 만족도가 남성에서 다소 높은 것으로 나타났으나, 기존의 연구들에서는 여성노인이 자녀 및 친인척과의 교류가 더 활발한 것으로 나타나면서 남성 노인의 가족관계나 교류가 빈약함을 보여주고 있다(박소영, 2018; 석재은·장은진, 2016). 이러한 차이는 사회적 관계를 네트워크 크기나 접촉빈도 등 구조적 측면에서 측정했는가, 아니면 주관적 인식이나 만족도 등 기능적 측면에서 측정했는가에 따라 달라질 수도 있을 것이다. 남성 독거노인의 우울 감소에 있어 비동거 자녀나 형제자매, 친인척 등 가족관계가 중요한 역할을 한다는 연구결과는, 공식적 관계망이 현저히 감소하는 상황에서 남성 독거노인에게 가족을 통한 사회적 지지도 충분치 않다면 더욱 심각한 우울에 이를 수 있음을 시사한다. 따라서 중년기부터 가족관계 향상이나 소통을 위한 지원을 하는 것이 남성 독거 노인의 우울을 낮추는 데에는 효과가 있을 것이다.

다섯째, 여성에서 단독가구일 때 여가활동만족도가 높아지면 우울이 감소하는 것으로 나타났다. 여가활동은 스트레스를 낮추어 삶의 질을 높이는 중요한 대처자원이다(Bedini et al., 2011; Iwasaki & Schneider, 2003). 노년기 여가활동은 단순한 취미생활이나 즐거움을 추구하는 활동을 넘어서 소외감이나 무위의 문제를 감소시켜주는 활동으로 정신건강과 밀접한 관련을 갖는다(황남희, 2014; 허준수·유수현, 2002). 본 연

구에서도 여가활동의 완충효과가 나타난 것은 여가활동을 통해 친구만남이나 다양한 사회참여가 이루어지는 것이 독거노인의 고립감과 우울을 낮추는 효과가 있음을 의미한다. 선행연구에서도 친구만남이나 사회참여가 독거여성의 정신건강에 있어 보호효과를 갖는 것으로 나타났다(Michael et al., 2001). 이는 독거 자체가 고립을 의미하는 것이 아니라, 다양한 활동참여에 따라 독거의 영향과 결과가 달라질 수 있음을 의미한다.

일반적으로는 남성이 여성보다 더 다양한 유형의 여가활동에 참여하는 반면 여성은 가족에 대한 의무감 때문에 자유로운 시간이 부족한 등 여러 제약으로 여가활동 참여가 더 적은 것으로 알려져 있다(Zhang et al., 2015; Zhang et al., 2017). 또한 경제수준이 낮을수록 다양한 여가활동 참여가 어렵기 때문에, 저소득 노인을 위한 여가활동 활성화는 더욱 중요한 정책적 과제가 될 것이다(황남희, 2014). 2020년부터 기존의 노인돌봄 6개 사업이 통합되면서 노인돌봄맞춤서비스 제공기관을 중심으로 사회관계향상프로그램 등 사회참여 활성화를 위한 서비스가 제공되고 있지만, 제공기관의 역량과 상황에 따라 서비스 내용과 범위에 있어 상당한 편차가 존재한다. 저소득 여성 독거노인의 여가활동 활성화를 위한 제도적 지원이 더 활성화되어야 하며, 현재 노인세대에 비해 교육수준이나 건강상태가 더 좋은 베이비부머 세대를 위한 다양한 여가활동지원정책이 마련되어야 할 것이다.

종합하면, 본 연구에서도 삶의 전반적 영역에서 자원이 빈약하고 신체건강 및 정신건강 위험이 높은 고령의 여성노인에서 단독가구가 급격히 증가하는 결과를 통해 여성 독거노인에 대한 임상적, 정책적 관심과 지원이 필요한 취약한 집단임을 다시 한번 확인시켜주고 있다. 그러나 개인의 가구형태 변화의 측면에서는 보다 복합적인 결과들이 도출되었다. 즉 남성노인의 경우 사별이후 독거하게 되는 것이 우울을 높이는 반면, 여성노인에서는 자녀와 동거하게 되는 상황에서 우울이 더 증가하는 것을 확인하였으며, 경제적 상황이 개선되지 않는 상황에서 배우자 없이 자녀와 동거하게 되는 것은 남녀 모두의 우울을 높인다는 것과, 남성독거노인에서는 가족관계가, 여성독거노인에서는 여가활동이 우울을 낮춰주는 중요한 대처자원이라는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 노인복지실천현장에서 성별과 가구형태변화에 따른 우울 변화에 주목할 필요가 있으며, 정책적으로도 보다 세밀하고 차별적인 접근이 이루어져야 함을 시사한다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 사회관계적 자원은 가족관계, 사회적친분관계, 여가활동에 대한 만족도로 측정되었다. 사회관계적 자원은 네트워크의 크기나 접촉빈도 등 구조적 차원과 사회적지지에 대한 인식이나 만족도 등 기능적 차원으로 구분되기 때문에 이 양자를 함께 고려함으로써 정확한 분석결과를 얻을 수 있다. 그러나 2차 데이터 사용의 한계로 인해 사회적 관계의 객관적 측면을 반영하지 못한 점이 아쉬운 부분이다.

둘째, 자녀와 동거하는 가구의 경우, 자녀의 근로여부, 소득수준, 건강상태, 동거하는 주된 동기 등에 따라 사회적 지지의 방향이 달라질 수 있다. 그러나 한국복지패널의 경우 ADL, IADL과 같이 기능적 건강상태 변수가 제공되지 않고, 동거자녀의 특성이나 동기 역시 파악할 수 없기 때문에 이러한 특성을 고려하지 못하였다. 또한 자녀가 동거하지 않더라도 부모와 가까이 살면서 지지나 돌봄을 제공할 수 있는데, 이 역시 2차 데이터의 한계로 인해 고려할 수 없었다.

셋째, 이 연구는 8개년도의 종단자료를 활용하여 시간이 지남에 따라 연구대상자의 결측이 발생한 불균형패널을 활용하였다. 특정가구형태나 높은 우울수준을 가진 대상자가 조사에서 누락되었을 수도 있고 사망 등으로 조사가 중단된 경우도 있을 수 있다. 그러나 균형패널은 이러한 결측이 한 시점이라도 있으면 분석에 전혀 포함하지 않으므로 선택편의가 더 발생할 수 있어 분석에 활용이 가능한 사례를 포함한 불균형패널을 이용하였다.

넷째, 고정효과모형은 개인의 순수한 변화에 대한 영향력을 효과적으로 추정할 수 있다는 장점이 있지

만 개인 내 변화가 크지 않은 경우 분석에서 제외되거나 영향력을 나타내기가 어려운데, 본 연구에서는 분석대상을 65세 이상을 기준으로 하였기 때문에 개인의 가구형태변화가 많지 않았을 수 있다. 그럼에도 불구하고 시간이 지남에 따라 개인의 변화에 미치는 영향을 보다 정확히 추정하기 위해서는 개인 간의 특성에 따른 차이를 제외한 개인 내의 영향을 보는 것이 필요하며, 고정효과모형을 통해 보다 엄격하게 개인의 가구형태변화가 우울에 어떠한 영향을 주는지 확인하였다는 점에서 의미가 있다. 추후 비노인에서 노인으로 전환되는 과정을 포함하여 가구형태 변화와 건강의 관계를 포괄적으로 살펴보는 연구도 필요할 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 전통적 인식에 기반하여 단지 배우자 유무나 자녀동거여부로 개인적 차원에서 위험이나 안정성을 판단하는 것은 현실에 부합하지 않을 수 있으며, 개인이 경험하는 가구형태 변화와 정신건강의 관계는 성별과 대처자원의 맥락에서 이해하고 접근할 필요가 있음을 제시하였다는 점에서 의의를 갖는다.

참고문헌

- 김명일 (2020). 노인의 빈곤과 우울의 종단적 변화궤적에 관한 연구: 가구형태를 중심으로. *알코올과 건강 행동연구*, 21(1), 93-103.
- 민인식·최필선 (2013). STATA 패널데이터 분석, 서울: 지필미디어.
- 박능후·송미영 (2006). 노인가구 유형별 빈곤상태 변화에 대한 연구. *노인복지연구*, 31, 7-26.
- 박소영 (2018). 노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로. *보건사회연구*, 38(1), 154-190.
- 백옥미 (2018). 노년기 거주형태 변화와 삶의 만족도. *The Journal of the Convergence on culture technology*, 4(4), 301-308.
- 보건복지부 (2017). 2017년도 노인실태조사. 보건복지부.
- 석재은·장은진 (2006). 여성독거노인과 남성독거노인의 관계자원이 삶의 만족도에 미치는 영향. *노인복지 연구*, 71(2), 321-349.
- 오병훈 (2006). 노인자살문제와 예방. *대한임상노인의학회 춘계학술대회 자료집*.
- 이민아 (2010). 결혼상태에 따른 노인의 우울도와 성차. *한국사회학*, 44(4), 32-62.
- 이은석·이선장 (2009). 농촌지역 노인의 스트레스, 우울 및 자살생각에 있어서 신체적 여가활동의 완충효과. *한국스포츠사회학회지*, 22(2), 35-54.
- 이현주·정은희 (2016). 생애과정의 사회경제적 지위와 노년기 건강: 초기 성인기 및 중년기 사회경제적 지위의 다중매개효과. *보건사회연구*, 36(3), 53-84.
- 통계청 (2018). 인구주택총조사.
- 한국보건사회연구원 (2013). 여성노인의 노후빈곤 현황 및 대응정책.
- 허준수·유수현 (2002). 노인의 우울에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *정신보건과 사회사업*, 13(1), 7-35.
- 황남희 (2014). 한국 노년층의 여가활동 유형화 및 영향요인 분석. *보건사회연구*, 34(2), 037-069.
- Antonucci, T. C. 2001. Social relations: An examination of social networks, social support, and sense of control. In: J. E. Birren & K. W. Schaie (Eds.), *Handbook of the Psychology of Aging*, (pp. 427-453). San Diego, CA: Academic Press.
- Avison, W. R., & Cairney, J. (2003). Social structure, stress, and personal control. In S. H. Zarit, L. I. Pearlin, & K. W. Schaie (Eds.), *Personal control in social and life course contexts* (pp. 127 - 164). Springer.
- Bedini, L. A., Gladwell, N. J., Dudley, W. N., & Clancy, E. J. (2011). Mediation analysis of leisure, perceived stress, and quality of life in informal caregivers. *Journal of Leisure Research*, 43(2), 153-175.
- Berkman, L. F. (2000). Which influences cognitive function: Living alone or being alone? *Lancet*,

355(9212), 1291-1292.

- Brown, J. W., Liang, J., Krause, N., Akiyama, H., Sugisawa, H., & Fukaya, T. (2002). Transitions in living arrangements among elders in Japan: Does health make a difference? *The journals of gerontology*, 57(4), S209 - S220.
- Cheng, S. T., Fung, H. H., & Chan, A. M. (2008). Living status and psychological well-being: Social comparison as a moderator in later life. *Aging & Mental Health*, 12(5), 654 - 661.
- Chiao, C., Weng, L., & Botticello, A. L. (2011). Social participation reduces depressive symptoms among older adults: An 18-year longitudinal analysis in Taiwan. *BMC Public Health*, 11(1), 292-300.
- Chou, K. L. & Chi, I. I. (2003). Reciprocal relationship between social support and depressive symptoms among Chinese elderly. *Aging & Mental Health*, 7(3), 224 - 231.
- Chou, K. L. (2010). Number of children and upstream intergenerational financial transfers: Evidence from Hong Kong. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 65, S227 - S235.
- Covinsky, K. E., Yafe, K., Lindquist, K., Cherkasova, E., Yelin, E., & Blazer, D. G. (2010). Depressive Symptoms in Middle Age and the Development of Later Life Functional Limitations: The Long Term Effect of Depressive Symptoms. *Journal of the American Geriatrics Society*, 58(3), 51-56.
- de Belvis, A. G., Avolio, M., Spagnolo, A., Damiani, G., Sicuro, L., Cicchetti, A., Ricciardi, W., & Rosano, A. (2008). Factors associated with health-related quality of life: The role of social relationships among the elderly in an Italian region. *Public Health*, 122(8), 784 - 793.
- Dohrenwend, B. P., Levav, I., ShROUT, P. E., Schwartz, S., Naveh, G., & Link, B. G. et al. (1992). Socioeconomic status and psychiatric disorder: the causation-selection issue. *Science*, 255, pp.946-952.
- Fiori, K. L., Antonucci, T. C., & Cortina, K. S. 2006. "Social network typologies and mental health among older adults". *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*. 61B(1). 25-32.
- Frankenberg, E., Chan, A. & Ofstedal, M. B. (2002). Stability and change in living arrangements in Indonesia, Singapore, and Taiwan, 1993-99. *Population Studies*, 56, 201 - 213.
- Garcia, E. L., Banegas, J. R., Perez-Regadera, A. G., Cabrera, R. H., & Rodríguez-Artalejo, F. (2005). Social network and health-related quality of life in older adults: A population-based study in Spain. *Quality of Life Research*, 14(2), 511 - 520.
- Gaymu, J. & Springer, S. (2010). Living conditions and life satisfaction of older Europeans living alone: a gender and cross-country analysis. *Ageing and Society* 30(07), 1153 - 1175.
- Gelis, Z. D. (2010). Assessment of a brief CES-D measure for depression in homebound medically ill older adults. *Journal of gerontological social work*, 53(4), 289-303.
- George, L. K. (2011). Social factors, depression, and aging. In R. H. Binstock, & L. K. George (Eds.),

- Handbook of Aging and the Social Sciences (7th ed., pp. 149-162). Elsevier.
- Glass, T. A., De Leon, C.F., Bassuk, S. S., & Berkman, L. F. (2006). Social engagement and depressive symptoms in late life: Longitudinal findings. *Journal of Aging and Health*, 18(4), 604 - 628.
- Greenfield, E. A. & Russell, D. (2011). Identifying Living Arrangements That Heighten Risk for Loneliness in Later Life: Evidence From the U.S. National Social Life, Health, and Aging Project. *Journal of Applied Gerontology*, 30(4) 524 - 534.
- Ha, J. (2008). Changes in support from confidants, children, and friends following widowhood. *Journal of Marriage and Family*, 70(2), 306 - 318.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.
- Hays, J. (2002). Living arrangements and health status in later life: a review of recent literature. *Public Health Nursing*, 19(2), 136-51.
- Hermalin, A. I., Ofstedal, M. B., Baker, K. R., & Chuang, Y. L. (2005). Moving from Household Structure to Living Arrangement Transitions: What Do We Learn?. University of Michigan, Ann Arbor: Population Studies Center.
- Hughes, M. E. & Waite, L. J. (2002). Health in Household Context: Living Arrangements and Health in Late Middle Age. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(1), 1 - 21.
- Iwasaki, Y., & Schneider, I. E. (2003). Leisure, stress, and coping: An evolving area of inquiry. *Leisure Sciences*, 25(2-3), 107 - 113.
- Jeon, G. S., Jang, S. N., Rhee, S. J., Kawachi, I., & Cho, S. I. (2007). Gender differences in correlates of mental health among elderly Koreans. *The journals of gerontology. Series B, Psychological sciences and social sciences*, 62(5), S323-329.
- Kharicha, K., Iliffe, S., Harari, D., Swift, C., Gillmann, G., Stuck, A. E. (2007). Health risk appraisal in older people: Are older people living alone an 'atrisk' group? *British Journal of General Practice*, 57(537), 271 - 276.
- Ku, I. & Kim, C. O. (2020). Decomposition Analyses of the Trend in Poverty Among Older Adults: The Case of South Korea. *The Journals of Gerontology: Series B*, 75(3), 684 - 693.
- Lang, F. R. & Schütze, Y. (2002). Adults children's supportive behaviors and older parents' subjective well-being—A developmental perspective on intergenerational relationships. *Journal of Social Issues*, 58(4), 661-680.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New york, NY: Springer Publishing Company, Inc.
- Lee, D. H., Lee, H. J., & Chung, M. K. (2011). An analysis of time use on activities of daily living. Considering korean adults in seoul.
- Lee, H., Park, S., Kwon, E., & Cho, J. (2017). Socioeconomic Disparity in Later-Year Group Trajectories of Depressive Symptoms: Role of Health and Social Engagement Change. *International Journal of*

- Environmental Research and Public Health, 14, 588. doi:10.3390/ijerph14060588.
- Leopold, T. (2012). The legacy of leaving home: Long-term effects of coresidence on parent-child relationships. *Journal of Marriage and Family*, 74(3), 399-412.
- Michael, Y. L., Berkman, L. F., Colditz, G. A., & Kawachi, I. (2001). Living Arrangements, Social Integration, and Change in Functional Health Status. *American Journal of Epidemiology*, 153(2), 123-131.
- Murphy, M., Grundy, E., & Kalogirou, S. (2007). The Increase in Marital Status Differences in Mortality up to the Oldest Age in Seven European Countries, 1990-99. *Population Studies*, 61(3), 287-298.
- Patrick, J. H., Johnson, J. C., Goins, R. T., & Brown, D. K. (2004). The Effects of Depressed Affect on Functional Disability among Rural Older Adults. *Quality of Life Research*, 13(5), 959-967.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale a self-report depression scale for research in the general population. *Applied psychological measurement*, 1(3), 385-401.
- Russell, D. & Taylor, J. (2009). Living alone and depressive symptoms: The influence of gender, physical disability, and social support among Hispanic and non-Hispanic older adults. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences & Social Sciences*, 64B(1), 95-104.
- Sarwari, A. R., Fredman, L., Langenberg, P., & Magaziner J. (1998). Prospective study on the relation between living arrangement and change in functional health status of elderly women. *American Journal of Epidemiology*, 147, 370 - 378.
- Saunders, P. & Lujun, S. (2006). Poverty and Hardship among the Aged in Urban China. *Social Policy & Administration*, 40(2), 138-157.
- Smeeding, T. M., Gao, Q., Saunders, P., & Wing, C. (2008). Elder poverty in an ageing World: Conditions of social vulnerability and low income for women in rich and middle-income nations. Luxembourg: LIS Cross-National Data Center.
- Stone, J., Evandrou, M., & Falkingham, J. (2013). The transition to living alone and psychological distress in later life. *Age and Ageing*, 42, 366 - 372.
- Sun, X., Lucas, H., Meng, Q., & Zhang, Y. (2011). Associations between living arrangements and health-related quality of life of urban elderly people: a study from China. *Quality of Life Research*, 20(3), 359-369.
- Weissman, J. D. & Russell, D. (2018). Relationships Between Living Arrangements and Health Status Among Older Adults in the United States, 2009-2014: Findings From the National Health Interview Survey. *Journal of Applied Gerontology*, 37(1), 7-25.
- Williams, K. & Umberson, D. (2004). Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective. *Journal of Health and Social Behavior*, 45, 81-98.
- Wu, Z., Sun, L., Sun, Y., Zhang, X., Tao, F., & Cui, G. (2010). Correlation between loneliness and social relationship among empty nest elderly in Anhui rural area, China. *Aging & Mental*

- Health, 14(1), 108 - 112.
- Ye, M. & Chen, Y. (2014). The influence of domestic living arrangement and neighborhood identity on mental health among urban Chinese elders. *Aging & Mental Health*, 18(1), 40-50.
- Zhan, H. J. (2004). Willingness and expectations: Intergenerational differences in attitudes toward filial responsibility in China. *Journal of Marriage and Family Review*, 36(1/2), 175 - 200.
- Zhang, W., Feng, Q., Lacanienta, J., & Zhen, Z. (2017). Leisure participation and subjective well-being: Exploring gender differences among elderly in Shanghai, China. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 69, 45-54.
- Zhang, W., Feng, Q., Liu, L., & Zhen, Z. (2015). Social engagement and health: Findings from the 2013 survey of the Shanghai elderly life and opinion. *The International Journal of Aging and Human Development*, 80(4) 332 - 356.
- Zunzunegui, M. V., Alvarado, B. E., Béland, F., & Vissandjee, B. (2009). Explaining health differences between men and women in later life: A cross-city comparison in Latin America and the Caribbean. *Social Science & Medicine*, 68(2), 235-242.

노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구: 지역별 비교

권혁창(경남과학기술대학교 사회복지학과 부교수)4)

본 연구는 한국 65세 이상 75세 미만 초기고령자의 노동과 노후소득보장 수급액과의 관계에 대해 지역을 중심으로 고찰하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 노후소득보장제도를 국민연금, 특수지역연금, 기초연금, 국민기초생활보장제도로 세분화하여 노후소득보장제도와 고령자노동과의 관계에 대해 분석한다. 특히 선행연구에서 주목하지 않았던 지역변수를 중심으로 노후소득보장제도와 고령자 노동과의 관계를 분석한다. 본 연구는 2012년(7차)부터 2017년(12차) 한국복지패널자료를 활용하여 패널자료분석방법을 통해 분석한다. 본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 패널자료분석 결과, 고령자 노동에 영향을 미치는 인구사회학적 변수(성별, 연령, 교육수준), 경제(자산), 건강(주관적 건강상태) 및 심리건강상태(우울, 자아존중감) 변인을 통제하고, 노후소득보장제도의 수급액과 고령자 노동의 관계는 제도별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 고령자의 노동과 노후소득보장 수급액의 관계에 대한 분석은 지역변수 투입여부에 따라 상이한 결과를 산출한다. 셋째, 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌으로 나누어 노후소득보장 수급액과 고령자 노동과의 관계를 분석한 결과 지역별로 노후소득보장 수급액이 고령자 노동에 미치는 영향이 다른 것으로 밝혀졌다. 본 연구는 이러한 연구결과를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하였다.

*주제어 : 고령자 노동, 노후소득보장제도, 지역, 패널자료분석

I. 서론

세계적으로 고령자 노동이 중요한 사회정책적 고려사항으로 대두되었다. 공적연금개혁을 추진하는 선진 국가들은 연금개혁으로 인해 연금의 소득대체율이 낮아짐에 따라 근로 인센티브를 높이고 고령자 노동을 노후소득 보장을 위한 하나의 정책 대안으로 고려하고 있다 (OECD, 2013). 이에 비해 노인빈곤율이 높은 한국은 공적 노후소득보장제도가 성숙하지 않은 상황에서 고령자 노동을 증가시키려 한다(노인 일자리 사업 등). 본 연구는 한국의 노후소득보장제도와 고령자 노동의 관계에 주목하고자 한다.

한국의 노후소득보장제도 중 대표적인 제도인 국민연금은 역사가 짧고, 수급차원에서는 사각지대가 광범위하고 급여수준도 낮다고 보고되고 있다(국민연금사편찬위원회, 2015). 통계청(2016)의 발표에 의하면, 65세 이상 고령자의 42.3%가 공적연금을 받으며, 그 중 88.3%가 국민연금 수급자이다. 그리고 55~79세 인구 중 44.1%가 평균 51만원의 공적 또는 사적연금을 수령하고 있었다. 즉 우리나라 고령층의 경우 연금 수급에서 배제되어 있는 비중이 높고, 연금을 수급한다 하더라도 연금급여 수준은 생활이 원활할 정도의

4)주저자(e-mail: khchang3@daum.net)

수준은 아니며, 따라서 기본적인 생활을 영위하기 위해서는 계속 일을 해야 하는 사람이 적지 않음을 유추할 수 있다. 이러한 상황 속에서 한국 노인들은 연금수급 연령이 지나고도 오랫동안 노동에 종사하는 것으로 알려져 있다(OECD, 2013).⁵⁾

노후소득보장제도와 노동의 관계에 대해서 경제학적 접근은 노동-여가의 차원에서 공적연금의 수급액이 많을수록 고령자 노동이 축소될 수 있다고 보는 반면, 노동의 이유가 생활비 마련 외에도 노인의 자아실현과 연관되어 있기 때문에 고령자 노동이 지속될 수 있다고 보는 입장도 존재한다. 예를 들어 활기찬 노년(active ageing) 시각에서는 평균수명이 늘어남에 따라 적극적으로 사회적 활동을 지속하는 것이 노년에도 필요하다고 본다.

한국 고령자 고용과 노후소득보장제도의 관계에 대한 선행연구들은 첫째, 고령자 노동의 결정요인 분석 연구들(e.g., 우석진, 2010; 이은경, 2014; 최은영, 2017; 최희정, 2018)과 둘째, 개별 노후소득보장제도의 고령자 노동 공급효과에 대해 분석한 연구들(e.g., 지은정, 2003; 이상은, 2004; 변금선, 2005; 최승현, 2006; 이승렬, 최강식, 2007; 전승훈, 2010; 이기주, 석재은, 2011; 박상현, 김태일, 2011; 권혁창 외, 2014; 강성호, 김기홍, 2014; 강소량, 2015; 권혁창, 박주완, 2017; 김혜진, 2018; 박철성, 최강식, 2018; 성효용, 이경곤, 2018)로 대별될 수 있다.

그런데 첫째, 고령자 노동 결정요인 분석에 대한 선행연구에서는 노후소득보장제도를 세분화해서 고령자 고용을 분석한 연구는 찾아보기 힘들다. 즉 관련 선행연구에서 연금소득, 공적연금, 국민연금 수급 혹은 기초연금 수급 등 일부 개별 노후소득보장제도가 독립변수로 다루어졌으나, 한국 노후소득보장제도 전체가 분석에서 고려된 것은 아니다. 둘째, 개별 노후소득보장제도의 노동공급효과를 분석한 연구들은 개인변수를 통제한 상태에서 제도의 효과를 살펴보는 데, 이러한 선행연구들은 대체로 단일한 노동시장을 암묵적으로 가정하고 있기 때문에 지역변수가 중요하게 고려되고 있지 않다고 평가할 수 있다. 즉 관련 선행연구에서는 노후소득보장제도의 노동공급효과가 지역에 따라 다르게 나타날 수 있는지에 대해서는 그다지 관심을 가지고 있지 않다.

본 연구는 노후소득보장제도를 국민연금, 특수직역연금, 기초연금, 국민기초생활보장제도로 세분화하여 노후소득보장제도와 65세 이상 고령자 노동과의 관계에 대해 지역을 중심으로 분석한다. 본 연구가 지역에 주목하는 이유는 노후소득보장제도의 노동공급효과에 대한 선행연구들이 인적자본을 비롯한 개인특성을 강조하면서 지역변수를 분석에서 고려하지 않았기 때문에 정책의 효과가 지역별 맥락에 따라 달라질 수 있다는 점을 간과하고 있다고 판단하기 때문이다. 즉 본 연구의 목적은 한국 노후소득보장제도의 고령자 노동공급효과는 지역에 따라 달라질 수 있는가를 검증하는 것이다.

논문의 구성은 다음과 같다. II장은 고령자노동과 노후소득보장제도 수급과의 관계에 대한 선행연구들을 검토한다. III장은 본 연구의 연구방법을 제시하고 IV장에서는 분석 결과를 제시한다. V장에서는 노후소득보장제도의 수급상태와 고령자 노동과의 관계에 대한 본 연구의 결과를 정리하고 이론적 및 정책적 함의를 논의한다.

5) OECD 34개 국가들의 2007~2012년 남성의 평균 은퇴 연령은 64.2세이고 2012년 기준 연금 수급 연령의 평균은 65세로 은퇴 시기와 연금 수급 시기가 거의 일치하지만, 한국 남성의 경우 실제 은퇴 연령이 71.1세이고 연금 수급 연령은 60세로 나타났다.

II. 선행연구 검토

1. 고령자 노동에 대한 선행연구

고령자 노동에 대한 이론적 접근은 크게 신고전주의 미시경제학적 접근, 유럽의 사회정책적 접근(권혁창 외, 2014), 그리고 비경제학적 접근으로 나누어질 수 있다. 첫째, 미시경제학적 접근은 주로 노동-여가 모형과 생애주기모형을 일컫는데, 제도적 요인이 개인의 유인 혹은 비유인의 관점에서 고려된다. 즉 공적 연금제도의 수급액이 고령자 노동에 비유인으로 작용할 수 있다. 둘째, 유럽의 사회정책적 접근은 고령자 은퇴를 견인 요소(사회보장제도)와 추진 요소(탈산업화, 연공서열적 임금구조, 주기적 실업 등)의 결합구조 속에서 고찰한다(Kohli and Rein, 1991; Ebbinghaus, 2006). 사회정책적 접근은 고령자 노동이 사회보장제도에 의하여 축소될 수 있으나, 이는 고령자 고용에 대한 수요측 요인에 의해서도 영향을 받는다고 본다. 셋째, 활기찬 노년의 입장에서는 물론 자아실현을 위해 고령자 노동이 필요하다는 “활기찬 노년” 시각도 존재한다. 활기찬 노년 시각은 비경제학적 관점으로 볼 수 있다.

한편 한국 고령자 노동에 대한 선행연구들은 첫째, 고령자 노동시장의 구조 및 고령자 노동 현황에 대한 논의(장지연, 2007; 최혜지, 2018), 둘째, 고령자 노동 결정요인에 대한 논의(우석진, 2010; 이은경, 2014; 최은영, 2017; 최희정, 2018)로 대별된다.⁶⁾

첫째, 한국 고령자 노동시장에 대한 논의는 고령자 노동시장이 1차와 2차 임금노동시장과 자영업시장이라는 삼중 분절 구조를 가지고 있으며, 생애 주된 일자리에서의 퇴직이 50대 중반으로 빠른 편이나 자영업자의 은퇴연령이 높기 때문에 고령자의 경제활동참가율이 높게 나타난다고 보고한다(장지연, 2007). 한편 최혜지(2018)의 연구는 약 20%의 중·고령자 노동자가 고용불안정과 소득불안정을 경험하고 있으며, 약 30%의 중·고령자들이 고용 불안정과 소득불안정 위험이 적은 안정적 성격의 노동자층이라는 사실을 보여주고 있다. 이상의 연구들은 한국 고령자 노동시장이 분절 노동시장의 성격을 가지고 있고 상당수의 고령자들이 불안정노동을 경험하고 있으며, 따라서 고령층의 특성별로 다양한 노동시장정책 접근이 필요함을 언급한다.

둘째, 고령자 노동 결정요인에 대한 논의에서 우석진(2010)은 한국 고령화패널 자료를 활용하여 퇴직 연령, 성별, 연금소득, 건강, 자녀 수가 주 일자리 퇴직 후 노동시장 복귀 지속기간과 연관되어 있음을 생존 분석모형을 통해 보여 주었고, 이은경(2014)은 한국 고령화패널을 활용하여 건강, 연령, 성별, 혼인여부, 학력, 자산, 공적연금이 고령자 노동과 연관되어 있다고 분석하고 있다. 최은영(2017) 역시 한국 고령화패널을 활용하여 가구소득, 가구자산, 연령, 성별, 학력, 건강상태, 거주지역, 배우자 유무가 고령자 노동과 연관되어 있음을 보여주었다. 최희정(2018)은 고령층을 전기와 후기 노인으로 구분하고 각 고령층의 취업결정요인을 살펴보면, 전기노인의 취업에 유의미한 변수는 성별, 연령, 학력수준, 거주지역, 주관적 건강, 가구총소득과 총자산, 그리고 기초연금 수급여부임을 보여주고 있다.

하지만 한국 고령자 노동 결정요인에 대한 선행연구는 노후소득보장 수급상태를 명확히 구분하지 않았다. 즉 고령자 노동 결정요인에 대한 선행연구에서는 국민연금, 특수직역연금, 기초연금, 국민기초생활보

6) 한편 외국 연구에서는 특히 건강이 고령자 노동 결정요인 중 중요한 요소라는 점이 강조되었다(Laura, 2011).

장제도를 모두 포괄하여 노후소득보장제도를 변수화하여 고령층 고용을 분석하지는 않는다. 이러한 선행 연구에서 노후소득보장제도 변수는 공적연금 수급액 혹은 국민연금 수급여부, 기초연금 수급여부 등으로 분석에서 고려되었으나, 노후소득보장제도를 세분화하여 살펴본 연구는 드물다. 특히 공적연금을 독립변수로 포함한 연구에서는 특수직역연금과 국민연금 간의 구분이 명확하지 않다.

2. 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동의 관계에 대한 제도적 고찰

한국의 노후소득보장제도는 수급자인 고령자의 노동에 영향을 미칠 수 있는 제도적 요소를 가지고 있다. 공적연금의 경우 퇴직소득심사제도가 존재하며, 공공부조제도는 보충급여방식으로 인해 생계급여액이 근로소득의 정도에 따라 줄어들 수 있다. 한편 기초연금의 경우 65세 이상 노인의 경제적 하위 70%에 지급되기 때문에 수급 경계선에 위치한다면 근로소득을 증가시키려는 유인이 제한될 수 있다.

첫째, 국민연금법 제63조의2(소득활동에 따른 노령연금액)에 따르면, 노령연금 수급권자가 대통령령으로 정하는 소득이 있는 업무에 종사하면 연금수급개시연령에서 최대 5년까지 노령연금액에서 근로소득의 일부를 뺀 금액을 지급한다. 이 경우 삭감되는 연금액은 노령연금액의 2분의 1을 초과할 수 없다.

둘째, 특수직역연금의 경우에도 퇴직연금 또는 조기퇴직연금을 수령하면서 사업소득이나 근로소득이 있을 경우 소득활동에 따른 급여감액에 대한 규정이 있다. 예를 들어 공무원연금법 제 50조 3항에서는 전년도 평균연금월액을 초과한 소득월액(초과소득월액)이 있는 경우 초과소득월액의 범위에 따라 초과소득월액의 일정비율과 일정금액의 합에 해당하는 연금급여를 지급하지 않는다. 지급정지액은 퇴직연금 또는 조기퇴직연금의 2분의 1을 초과할 수 없다. 사학연금도 공무원연금법을 준용하기 때문에 마찬가지라 할 수 있다. 그런데, 특수직역연금의 경우 초과소득이 있는 한 연령에 관계없이 퇴직소득심사제도가 영향을 미치지 않지만, 국민연금의 경우에는 연금수급개시연령에서 최대 5년까지만 소득 증가에 따른 연금액의 감소가 있어 차이가 있다 (김수성, 2019). 따라서 특수직역연금 수급자의 경우 국민연금 수급자에 비해 근로에 대해 소극적일 가능성이 존재한다.

셋째, 국민기초생활보장법의 제8조(생계급여의 내용 등)에서 생계급여 수급권자는 부양의무자가 없거나, 부양의무자가 있어도 부양능력이 없거나 부양을 받을 수 없는 사람으로서 그 소득인정액이 기준 중위소득의 100분의 30 이하인 사람이다. 그리고 “생계급여 최저보장수준은 생계급여와 소득인정액을 포함하여 생계급여 선정기준 이상이 되도록 하여야 한다”고 규정하여 생계급여가 보충급여임을 확인할 수 있다. 여기에서 소득인정액은 소득평가액과 재산의 소득환산액의 합계인데, 소득평가액은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등 실제소득에서 장애·질병·양육 등 가구 특성에 따른 지출요인, 근로를 유인하기 위한 요인, 그 밖에 추가적인 지출요인에 해당하는 금액을 감하여 산정한다. 따라서 근로를 유인하기 위한 요인을 고려한다 하더라도 근로소득이 많을수록 소득평가액이 높아져서 생계급여액이 줄어든다. 결국 65세 이상 생계급여 수급권자의 경우 근로에 대해 소극적일 가능성이 높다.

넷째, 기초연금 수급권자의 경우 법 제3조(기초연금 수급권자의 범위 등)에서 65세 이상인 사람으로서 소득인정액 기준 하위 70%에 해당되는 경우에 해당한다. 2020년 선정기준액은 배우자가 없는 노인가구의 경우 월 소득인정액 148만원, 배우자가 있는 노인가구의 경우 월 소득인정액 236.8만원으로 한다. 소득산정 제외 근로소득의 범위는 월 96만원이다 (기본공제액). 특수직역연금 수급권자는 기초연금을 받을 수 없으며 국민연금 수급자의 경우 기초연금액에서 국민연금 수급액의 일부를 감한다. 따라서 월 96만원 이하의 근로소득을 버는 노인의 경우 근로가 기초연금액 수급에 영향을 주지 않는다고 볼 수 있다. 하지만 하

위 70%에 해당하면서 수급 경계선에 있는 노인의 경우 근로소득을 높일 경우 기초연금 수급에서 탈락될 수 있기 때문에 근로를 더 늘리려고 하지 않을 것이다.

3. 노후소득보장제도와 고령자 노동의 관계에 대한 선행연구 고찰

경제학적 접근은 노동공급이 소득효과와 대체효과(혹은 부의 효과와 대체효과)와의 상대적 크기에 의해 결정된다고 본다. 또한 상반된 각 효과의 상대적 크기는 실증연구에 의해 검증될 문제로 설정된다. 대체적으로 경제학적 접근은 다른 요인들이 동일하다는 가정 하에서 공적 연금의 수급액이 높을수록 고령층 개인의 노동시장 참가는 감소할 수 있다는 예측을 낳는다. 즉 노동-여가모형을 공적연금과 고령자 노동과의 관계에 적용하면, 다른 요인들이 동일하다는 가정 하에서 공적연금을 많이 수급할수록 고령자 개인의 노동시장 참가는 감소할 수 있다(McConnell et al., 2003).⁷⁾

노후소득보장제도 수급과 고령자 노동의 관계를 살펴보는 선행연구는 주로 국민연금의 노동공급효과에 주목하고 있다. 하지만 국민연금, 특수직역연금, 기초(노령)연금, 국민기초생활보장제도 등 노후소득보장제도 전반을 아울러 고령자 노동을 고찰한 연구는 찾기 어렵다. 이하에서는 선행연구를 각 노후소득보장제도별로 고령자 노동공급효과로 나누어 살펴보기로 한다.

1) 국민연금과 노동

고령자의 경우 국민연금 수급이 노동공급에 미치는 효과는 평생소득과 비교하여 연금수급액의 정도에 따라 달라질 것으로 예상할 수 있다. 국민연금과 노동 간의 관계에 대한 대다수 국내의 선행연구들은 2000년대 중반 이후 임금근로자들을 대상으로 하여 국민연금의 은퇴효과를 살펴본다. 그런데 국민연금의 노동공급 효과는 가입자와 수급자에 미치는 영향으로 나누어 살펴보는 것이 타당하다. 공적연금 가입자의 경우 은퇴 전에 가입기간을 늘려 공적연금 수급액을 높이려는 동기가 존재하기 때문에 노동공급이 늘어날 수도 있지만, 수급자의 경우 수급액이 높을수록 노동하지 않으려는 동기가 발생할 수도 있기 때문이다. 국민연금 수급자 측면에서 노동공급 효과에 대한 국내 연구 사례들을 살펴보면, 권혁창·박주완(2017)은 국민연금 수급자의 경우 공적연금과 고령자 노동은 부정적으로 연관되어 있다는 선행연구들이(권혁진·김대철, 2009; 전승훈, 2010; 강성호·김기홍, 2014) 상당수 존재한다고 밝히고 있다. 하지만 일부 선행연구에서는 60대 고령자를 대상으로 국민연금 수급자 중 근로자 비중이 비수급자 중 근로자 비중에 비해 높게 나타났다는 사실을 기반으로, 고령자의 경제활동참여에 대한 패널자료분석 결과 국민연금수급이 고령자의 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 것을 밝히고 있다 (강소량, 2015; 권혁창·박주완, 2017). 한편 김혜진(2018)의 연구는 국민연금 수급과 고령층의 경제활동참여의 관계는 통계적으로 유의미하지 않았으나, 국민연금 수급액이 평균수급액 이상인 경우 국민연금을 수급할수록 고령층이 경제활동에 참여할 확률이 낮은 것으로 보고하고 있다. 따라서 국민연금 수급과 고령자 노동의 관계에 대해서도 아직

7) 노동-여가모형을 이용하면 공적연금의 경제적 유인을 강조함으로써 한 개인의 노동공급을 설명할 수 있지만, 노동수요 측면에서의 요인을 고려하지 않았기 때문에 실제로 실현되는 노동공급을 설명하는데 제한적이다. 또한 노동-여가모형은 고령화로 인한 고령노동시장의 노동공급 증대 가능성 역시 고려하지 않는다고 할 수 있다. 고령화로 초래되는 노동공급 효과에 대해서는 안종범과 정지운(2008) 참조.

명확한 결론이 나 있는 것은 아니라고 판단된다.

2) 특수직역연금과 고령자 노동

국민연금을 제외한 나머지 노후소득보장제도의 고령자 노동공급효과에 대한 선행 연구는 그다지 많지 않은 편이다. 특수직역연금제도는 주로 공무원연금, 사립학교교직원연금, 군인연금을 통칭하는데, 특수직역 연금의 노동공급효과에 대해서는 소수 연구만 존재한다 (권혁창 외, 2014; 지은정 외, 2003). 지은정 외 (2003)의 연구는 공무원 연금 가입자의 퇴직확률을 분석한 연구이며, 권혁창 외(2014)의 연구는 특수직역 연금 수급자와 비수급자의 고용을 비교하고 있다. 지은정 외(2003)는 특수직역연금의 최고가치가 증가할수록 퇴직발생 확률이 감소한다는 것을 밝히고 있지만, 비교집단이 설정되어 있지 않아서 수급자의 노동이 비수급자의 노동과 비교하여 어떠한가에 대해 대답하기 힘들다. 한편 권혁창 외(2014)의 횡단면 회귀분석 연구결과 특수직역연금 수급은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있지만 패널자료분석의 결과는 두 변수의 관계가 통계적으로 유의미하지 않다고 밝히고 있다. 그런데 특수직역수급자와 비수급자의 비교에 있어서 이 연구의 한계는 비수급자의 경우 국민연금수급자는 제외되어 있지만 기초연금수급자와 국민기초생활보장 수급자가 포함되어 있을 가능성이 존재하여 특수직역연금의 노동공급효과를 정밀하게 판별하지 못한다는 점이다.

한편, 특수직역연금이 급여수준이 높으며, 특수직역연금 수급자들이 화이트칼라(혹은 사회지도층)으로 구성되어 일반 근로자와 자영업자를 모두 포괄하는 국민연금과 다르다는 점에서(권혁창 외, 2014), 한국 특수직역연금의 고령층 노동공급효과는 국민연금의 고령층 노동공급효과와는 다르게 나타날 가능성도 존재한다.

3) 기초연금과 고령자 노동

사회수당제도로 볼 수 있는 기초연금의 수급조건은 소득·재산수준 등이 반영된 소득인정액이 수급선정 조건보다 낮아야하며, 연금지급액은 국민연금 가입자의 최근 3년간 월 평균소득을 의미하는 A값의 10%수준이다. 기초연금의 노동공급 효과에 대한 선행연구는 소수에 불과하다 (e.g., 성효용, 이경곤, 2018; 최희정, 2018). 성효용과 이경곤(2018)의 연구에 따르면, 기초연금 수급은 기대소득의 상승을 가져오기 때문에 기초연금 수급 대상자의 노동공급이 감소할 가능성이 있지만, 상향점수매칭법을 활용한 연구결과 기초연금 수급에 따른 노동공급효과는 통계적으로 유의미하지 않다고 밝히고 있다. 이러한 연구결과는 기초연금 수준이 높지 않기 때문에 얻어진 결과일 수 있다. 한편 최희정(2018)의 연구는 패널자료 분석결과 전기노인층(65세-74세)의 경우 기초연금 수급이 취업에 부정적인 영향을 미친다고 보고한다. 따라서 기초연금의 고령층의 노동공급 효과에 대해서도 아직까지 확실한 결론을 내리기는 힘들다고 할 수 있다.

4) 국민기초생활보장제도의 노동공급효과

국민기초생활보장제도의 수급권자 인정기준은 소득인정액 기준조건과 부양의무자 기준 조건이다. 이 중 소득인정액은 가구의 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합한 금액으로 급여종류별 수급자 선정기준 이하 여야 하며, 급여수준은 보충급여의 원칙에 따라 중위소득기준과 소득인정액의 차이만큼 제공된다(강욱모, 2019). 따라서 국민기초생활보장제도 수급자의 경우 유급노동을 할 경우 보충급여제도 때문에 급여삭감이 있을 수 있어 근로동기가 약할 수 있다.

국민기초생활보장제도의 노동공급효과에 대한 선행연구는 (e.g., 이상은, 2004; 변금선, 2005; 구인회 외, 2010) 수급자 중에서 근로능력가구를 대상으로 비교집단을 설정한 후 이중차분법을 통해 국민기초생활보장제도의 효과를 검증하고 있다(<표 1> 참조). 이상은(2004)은 국민기초생활보장제도의 노동공급효과가 통계적으로 유의미하지 않다고 밝히고 있으며, 변금선(2005)는 대체로 국민기초생활보장제도의 노동공급효과가 통계적으로 유의미하지 않으나 고교 중퇴 이하인 근로능력자는 고졸 이상에 비해 제도 시행 이후 근로시간이 감소했음을 보여주고 있고, 구인회 외(2010)의 연구에서는 저소득층의 근로확률을 약 5.4% 감소시키는 효과가 있다고 보고하고 있다.

<표 1> 국민기초생활보장제도가 노동에 미치는 영향에 대한 선행연구

저자 (년도)	대상	자료	변인	결과
이상은 (2004)	18-75세 개인	노동패널 (1-5차 년도)	- 독립변수 : 국민기초생활보장제도 수급 - 종속변수: 취업, 근로시간	국민기초생활보장제도는 취업과 근로시간에 거의 영향을 미치지 않는다.
변금선 (2005)	15-64세 경제활동 가능인구	노동패널	- 독립변수: 국민기초생활보장제도 - 종속변수: 취업 여부(경제활동 여부)	국민기초생활보장제도는 근로능력자의 경제활동에 영향을 미치며, 효과는 대상자의 특성에 따라 다르다.
구인회, 임세희, 문혜진 (2010)	가구주가 25세 이상인 가정	통계청의 가구소비 실태조사, 도시가계조사, 전국가계조사	- 독립 변수: 국민기초생활보장제도 수급 - 종속변수: 근로 여부	국민기초생활보장제도는 부분적으로 빈곤층의 근로 동기를 감소시켰다.

하지만 이러한 선행연구들은 국민기초생활보장제도의 노동공급효과에 대해 일관적이지 않으며, 특히 <표 1>에서 알 수 있듯이, 이들 선행연구에서 분석대상이 15세 이상으로 설정되어 있기 때문에 고령자만을 대상으로 진행된 연구라고 보기 어렵다. 따라서 국민기초생활보장제도의 고령층 노동공급효과에 대해서는 추가적인 연구가 요구된다.

4. 노후소득보장제도의 노동공급효과에서 지역이 중요한가?

노후소득보장제도와 고령자 노동과의 관계에 대해서 지역이 명시적으로 고려된 선행연구는 찾기 어렵다. 이는 노후소득보장제도의 경제적 효과를 고려할 때 지역노동시장 수요 요인에 대해 주목하지 않았다는 것을 의미한다. 하지만 정책 효과연구에서 일부 연구들은 노동연계복지정책 (Hoynes, 2000; Kwon &

Meyer, 2011; 권혁창, 이윤진, 2012), 청년 고용활성화 방안(박종훈·이경제·이성우, 2018), 사회서비스(최예나, 2016) 영역에서 지역별 정책효과의 차이에 주목해왔다.

노후소득보장제도와 고령자 노동의 관계에 영향을 미칠 수 있는 요소로 지역이 중요한데, 대도시, 중소도시, 그리고 농어촌 지역에 따라 노인 일자리 수요가 달라질 수 있기 때문이다. 즉 노후소득보장제도의 노동공급효과는 고령자 노동수요에 따라 달라질 수 있고, 지역별로 고령자 노동수요가 다르다면 노후소득보장제도와 고령자 노동과의 관계는 지역에 따라 달라질 수 있다. 안은경·이희연(2015)는 고용규모에 따른 지역노동 시장권을 광역지역, 중소지역, 농어촌지역으로 나누고 지역별로 일자리 창출 격차가 존재한다고 분석한다. 박종훈 외(2018)은 청년고용이 지역별로(도시와 농촌지역) 차이가 존재한다고 밝히고 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료

본 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 자료를 활용한다. 2006년에 처음 구축되기 시작한 한국복지패널은 7,000여 가구를 대상으로 하며, 7차년도 조사에는 1차년도 표본규모를 유지하고자 약 1,800가구를 추가하여 신규 패널을 구축하였다. 이러한 특성을 고려하여 본 연구는 복지패널 7차년도(2012년)를 기준으로 12차년도(2017년)까지의 자료를 활용하였다.

본 연구는 패널자료분석방법을 활용하여 고령자 노동에 영향을 미치는 제도적 요인을 분석하고자 7차년도에 65세 이상부터 74세 이하까지의 노인 가구주를 선별하여 추출하고⁸⁾ 동일 대상을 지속적으로 추적하여 12차년도까지의 총 6년 동안의 자료를 구축하였다. 최종 분석 대상 수는 7차년도 1,262명, 8차년도 1,230명, 9차년도 1,193명, 10차년도 1,162명, 11차년도 1,119명, 12차년도 1,085명으로 조금씩 감소하는 추세를 보이고 있다.

2. 분석변수

본 연구의 종속변수는 근로여부이다. 독립변수인 노후소득보장제도 수급은 로그 수급액을 활용하였다. 수급여부보다 로그 수급액을 독립변수로 고찰한 이유는 수급액 수준에 따라 국민연금이 고령자 노동에 미치는 영향이 다르다는 김혜진(2018)의 연구에 근거한 것이다.

통제변수는 선행연구결과를 토대로 4개 영역의 변수로 구성하였다(<표 2> 참조). 첫째, 인구사회학적 변수는 성별, 연령, 지역, 교육수준, 배우자유무이다. 둘째, 경제 변수는 자산이다. 셋째, 신체건강 변수는 주관적 건강상태이다. 넷째, 심리건강 변수는 우울과 자아존중감이다. 우울은 지난 1주일간의 심리상태에 대해 질문한 것이며 CESD-11 척도로 총 11문항, 4점 척도로 구성되어 있다.⁹⁾ 자아존중감은 Rosenberg

8) 분석대상을 2012년 현재 65세 이상 74세 이하의 노인 가구주로 한정할 이유는 75세 이상 고령자의 경우 1988년 국민연금이 시행되었을 때 51세 이상의 나이를 가진 고령자이고 1988년 국민연금에 가입을 한다하더라도 가입기간이 10년 미만이기 때문에 연금형태의 국민연금을 수령할 수 없는 가능성이 높아서 국민연금에 원조적으로 배제되어 있을 가능성이 높은 인구계층이라고 판단했기 때문이다.

9) 역점문항(2문항)을 변환한 후 총합한 후 20/11로 곱하여 계산하였고, 점수가 높을수록 우울수준이 높음을 의미한다. 연도별 우울의 신뢰도는 7차년도 0.851, 8차년도 0.886, 9차년도 0.856, 10차년도 0.889, 11차년도 0.884, 12차년도 0.906이다.

Self-Esteem Scale을 활용하여 측정하였는데 총 10문항(4점 척도)으로 구성되어 있으며, 역문항은 변환하고 평균처리하였다.¹⁰⁾

<표 2> 변수 설명

구분	변수명	세부사항	
통제 변수	성별	남 1, 여 0	
	연령	단위(세)	
	지역1	중소도시 1, 대도시 0	
	지역2	농촌 1, 대도시 0	
	교육	중졸 미만 0, 중졸 이상 1	
	배우자	배우자 있음 1, 기타(이혼, 사별, 별거, 비해당) 0	
	경제	자산	log(총 자산)
	신체 건강	주관적 건강상태	1점(아주 안 좋음) ~ 5점(매우 좋음)
	심리 건강	우울	총 11문항, 1점(극히 드물다) ~ 4점(대부분 그랬다)
		자아존중감	총 10문항, 1점(대체로 그렇지 않다)~4점(항상 그렇다)
독립 변수	노후 소득 보장 제도	기초수급	로그 월수급액
		특수지역	로그 월수급액
		국민연금	로그 월수급액
		기초연금	로그 수급액
종속 변수	근로	근로 1 비근로 0	

3. 분석방법

본 연구는 주로 패널자료분석방법을 활용한다. 패널자료는 횡단자료(Cross Section Data)와 종단자료(Time Series Data)가 결합된 형태로, 패널자료분석방법은 개인의 보이지 않는 속성을 통제하면서 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석할 수 있다. 패널자료분석방법에서 주로 활용되는 모형은 확률효과모형(Random-Effects model)과 고정효과모형(Fixed-Effects model)이다. 두 모형은 개별적인 특수성의 가정에서 차이를 보인다. 고정효과모형과 확률효과모형의 핵심적인 차이는 관측되지 않는 개체의 효과는 모델의 독립변수와 상관이 있는가 아니면 이러한 효과는 확률적인가이다(Frees, 2004). 본 연구에서는 확률효과모형을 선호하는데, 그 이유는 확률효과모형이 개인 내 변량뿐만 아니라 개인들 간의 변량을 분석에서 고려할 수 있기 때문이다. 또한 본 연구에서 활용하는 패널로지트분석의 경우, 고정효과모형은 종속변수의 변화가 없는 사례를 삭제하고 분석하기 때문에 고령노동자 전체를 대상으로 분석하지 않는다는 한계를 가지고 있기도 하다.

10) 연도별 자아존중감의 신뢰도는 7차 0.710, 8차 0.732, 9차 0.749, 10차 0.721, 11차 0.737, 12차 0.763으로 나타났다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계분석

1) 연구대상자의 특성

연구대상자의 특성은 <표 3>과 같다. 첫째, 연구대상자의 인구사회학적 속성을 살펴보자. 성별의 경우 여자는 남자보다 적었다. 이는 분석대상을 가구주로 한정했기 때문에 남성의 비율이 높은 것으로 보인다. 연령은 7차 년도에 평균 69.9세이고 지역별 분포를 살펴보면 대도시, 농촌, 중소도시 순으로 나타났다. 교육수준의 경우 7차 년도를 살펴보면 초졸 이하가 39.9%로 가장 많았고, 무학과 중졸이하 순으로 나타났으며, 배우자 유무에서 7차 년도 배우자가 있는 사람이 57.9%로 기타(사별, 이혼, 별거, 미혼, 기타)에 비해 많았다.

<표 3> 연구대상자의 특성

						(명, %)
	변수	7차 전체	대도시	중소도시	농어촌	X2/F
성별	남	796(63.1)	314(63.8)	215(62.5)	257(62.7)	.196
	여	466(36.9)	178(36.2)	129(37.5)	159(37.3)	
	연령	69.9(2.8)	69.8(2.8)	69.9(2.4)	70.3(2.9)	3.699*
지역	대도시	492(39.0)				-
	중소도시	344(27.3)	492	344	426	
	농어촌	426(33.8)				
교육	무학	195(15.5)	54(11.0)	55(16.0)	86(20.2)	64.319***
	초졸 이하	504(39.9)	168(34.1)	131(38.1)	205(48.1)	
	중졸 이하	223(17.7)	97(19.7)	63(18.3)	63(14.8)	
	고졸 이하	226(17.9)	103(20.9)	66(19.2)	57(13.4)	
	전문대 재학 이상	114(9.0)	70(14.2)	29(8.4)	15(3.5)	
배우자	유배우자	731(57.9)	282(57.3)	198(57.6)	251(58.9)	.267
	기타	531(42.1)	210(42.7)	146(42.4)	175(41.1)	
	log자산	3.70(3.3)	4.26(2.6)	3.38(3.7)	3.34(3.6)	10.469***
	주관적 건강상태	2.96(.91)	2.97(.90)	2.99(.95)	2.91(.91)	.947
심리건강	우울	8.49(8.8)	8.06(8.9)	8.76(9.3)	8.77(8.6)	.917
	자아 존중감	2.90(.41)	2.91(.42)	2.89(.43)	2.91(.41)	.276
근로	유	592(46.9)	176(35.8)	139(40.4)	277(65.0)	86.470***
	무	670(53.1)	316(64.2)	205(59.6)	149(35.0)	

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

둘째, 연구대상자의 연령을 지역별로 비교하면 농어촌 지역의 노인의 나이가 상대적으로 많았으며, 교육수준도 지역별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 무학의 경우 농어촌 지역 노인의 20%, 중소도시 지역 노인의 16%, 그리고 대도시 지역 노인의 11%였으나, 전문대 재학 이상의 경우 대도시 지역 노인의 14.2%, 중소도시 지역 8.4%, 농어촌 지역 노인의 3.5%가 해당되었다. 그리고 자산은 대도시, 중소도시, 농어촌 순

으로 나타났다. 특히 근로유무에서 지역별 차이가 두드러지게 나타났는데, 대도시 노인의 경우 35.8%, 중소도시 노인의 40.4%, 그리고 농어촌 노인의 65%가 노동하는 것으로 나타났다.

2) 고령자 근로 추이

고령자 근로 추이를 살펴보면, 7차 년도의 경우 근로를 하는 노인은 46.9%로 근로를 하지 않는 노인 53.1%에 비해 적었고, 매년 감소하는 경향을 보여 12차 년도에는 39.7%인 것으로 나타났다. 즉 연령이 증가하면서 고용은 지속적으로 감소하는 추세를 보인다. 하지만 2012년에 65세 이상 75세 미만 노인층의 근로비율이 46.9% 정도로, 노인 가구주의 반 정도가 근로하고 있다는 사실은 주목할 만하다(<표3>, <표 4> 참조).

<표 4> 고령자 근로 추이

변수	조사차수						X2/F	
	7차	8차	9차	10차	11차	12차		
근로	유	592(46.9)	572(46.5)	538(45.1)	490(42.2)	453(40.5)	431(39.7)	22.943***
	무	670(53.1)	658(53.5)	655(54.9)	672(57.8)	666(59.5)	654(60.3)	

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

3) 노후소득보장제도와 고령자 노동의 상관관계

<표 5> 노후소득보장제도와 고령자 노동의 상관관계

	7차 고령자 노동(2012년)	8차 고령자 노동(2013년)	9차 고령자 노동(2014년)	10차 고령자 노동(2015년)	11차 고령자 노동(2016년)	12차 고령자 노동(2017년)
국민기초생활보 장제도 수급액	-.223**	-.197**	-.203	-.185**	-.018	-.013
특수직역 연금 수급액	-.057*	-.042	-.066*	-.065*	-.058	-.095*
국민연금 수급액	.169**	.141**	.146**	.143**	.140**	.118**
기초(노령)연금 수급액	-.080**	-.038	.014	.003	.037	.058

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

노후소득보장제도와 고령자 고용의 상관관계는 <표 5>에 나타나 있다. 공공부조인 국민기초생활보장 수급액과 특수직역 연금 수급액은 고령자 고용과 부정적으로 연관되어 있으며, 국민연금 수급액은 고령자 고용과 긍정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 그리고 2014년 기초연금으로 전환된 이후 기초연금 수급액은 고령자 고용과 통계적으로 유의미하지 않았다. 상관관계 분석에서 나타난 특이한 점은 국민연금 수급액과 고령자 노동과의 관계가 긍정적이라는 것이다. 이는 국민연금의 경우 수급액이 고령자 노동을 줄이는 방향으로 작동하지 않았다는 점을 시사한다.

2. 지역이 중요한가? : 고령자 노동과 노후소득보장제도

확률효과모형을 적용한 패널회귀분석을 통해 노후소득보장제도 수급상태가 고령자 노동에 영향을 미치는지 검증하여 그 결과를 <표 6>에 제시하였다. 본 연구가 확률효과모형을 선호하는 이유는 고정효과모형의 경우 종속변수의 변화가 없을 경우 분석에서 제외되어 총 1,237명의 노인가구주 중에서 352명만을 분석하기 때문이다.

<표 6>는 노후소득보장제도의 수급액(특수직역연금 수급액, 국민연금 수급액, 국민생활보장 수급액, 기초(노령)연금 수급액)을 독립변수로 한 패널자료분석 결과를 보여주고 있다. <표 6>은 지역을 통제변수로 투입하는지의 여부에 따른 두 가지 모형의 결과가 제시되어 있다.

<표 6> 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동: 패널 확률효과모형

		지역을 고려한 경우(1)			지역을 고려하지 않은 경우(2)		
		Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z
통제변수	성별	.973	.421	2.31*	1.091	.453	2.41*
	연령	-.243	.027	-8.85***	-.248	.028	-8.87***
	지역1 (중소도시)	1.089	.287	3.79***	-	-	-
	지역2 (농어촌)	3.775	.305	12.38***	-	-	-
	교육수준	-.535	.293	-1.83	-1.292	.313	-4.12***
	배우자유무	1.350	.371	3.64***	1.731	.397	4.36***
	log자산	.227	.043	5.23***	.206	.045	4.61***
	주관적 건강상태	.317	.073	4.35***	.296	.074	4.03***
	우울	-.018	.007	-2.59*	-.018	.007	-2.50*
	자아존중감	.730	.170	4.30***	.731	.170	4.30***
독립변수	제도						
	국민기초생활보장 수급액	-.370	.093	-3.97***	-.426	.094	-4.55***
	특수직역 연금 수급액	-.473	.097	-4.87***	-.496	.105	-4.69***
	국민연금 수급액	.138	.072	1.92	.181	.075	2.40*
	기초(노령)연금 수급액	-.081	.040	-2.05*	-.071	.041	-1.75
	_cons	10.712	2.008	5.34***	12.701	2.052	6.19***
	Number of obs.			6,075			
	Number of groups			1,237			
	Log likelihood		-2339.1676			-2410.8812	

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

첫째, 고령자 노동에 지역변수가 통계적으로 유의미하게 연관되어 있는 것으로 나타났다. 지역을 고려한 모형(1)에서, 대도시와 비교하여 중소도시와 농어촌 더미변수가 모두 긍정적으로 고령자 노동과 연관되어 있으며, 이 결과는 통계적으로 유의미하였다. 이는 고령자 노동에 지역의 특성이(예를 들어 고령자 노동시장 상황) 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다.

둘째, 고령자 노동에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 및 건강 변인을 통제하더라도, 노후소득보장제도 중 특수직역연금 수급액과 국민기초생활보장 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있다. 하지만, 지역을 통제변수로 투입한 모형(1)에서는 한편 국민연금 수급액은 고령자 노동과 통계적으로 유의미하게 연관되어 있지 않으며, 기초(노령)연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있으며 통계적으로 유의미했다. 한편 지역을 통제하지 않은 모형(2)에서는 국민연금 수급액이 고령자 노동과 긍정적으로

연관되어 있으며, 통계적으로 유의미하였다. 이러한 결과는 국민연금 수급자가 비수급층에 비해 높은 고용율을 보인다는 선행연구(권혁창·박주완, 2017)와 비슷한 결과이다. 한편 지역을 고려하지 않았을 때(모형(2)), 기초(노령)연금과 고령자 노동의 관계는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 국민연금 수급액과 기초(노령)연금 수급액 등 노후소득보장제도의 수급과 고령자 노동과의 관계가 지역별로 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.¹¹⁾

셋째, 인구사회학적 통제변인의 영향을 살펴보면, 남성 노인 가구주가 여성보다 더 근로하며, 연령이 높아질수록 근로를 하지 않는 것으로 나타났다. 한편 배우자가 있는 경우에 노인가구주가 더 노동하는 것으로 나타났다. 그리고 경제 변인 중에서는 자산이 많을수록 노인 가구주가 더 근로하는 것으로 나타났다. 자산이 많은 노인층의 고용률이 높다는 사실은 경제학적 접근의 예측과는 다른 것으로 나타났다. 최은영(2017)은 가구 자산수준이 고령자 경제활동의 유인을 감소시킨다고 밝히고 있어서, 한국 고령자 노동에 미치는 자산의 영향에 대해서는 보다 심도 깊은 추가 분석이 필요하다고 판단된다.

넷째, 신체건강 요인 중에서는 주관적 건강상태가 좋다고 인식할수록 노인가구주의 고용 확률이 증가하였고, 심리건강 변인인 우울정도가 노인가구주의 근로와 부정적으로 연관되어 있어, 우울수준이 높을수록 노인가구주의 근로 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 반면에 자아존중감은 긍정적으로 고령자 노동과 연관되어 있는 것으로 드러났다. 이러한 분석결과는 고령자 노동과 노인의 심리적, 신체적 건강이 유의미하게 연관되어 있다는 것을 확인시켜준다.

3. 지역별 비교 분석

<표 7>은 지역별로 노후소득보장 수급액과 고령자 노동과의 관계를 보여주고 있다. 첫째, 대도시의 경우, 특수직역연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있다. 둘째, 중소도시의 경우, 기초(노령)연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 셋째, 농어촌 지역의 경우, 공공부조인 국민기초생활보장 수급액과 특수직역연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 한편 국민연금 수급액은 대도시, 중소도시, 농어촌 지역 모두에서 고령자 노동과 통계적으로 유의미하게 연관되어 있지 않았다.

그렇다면, 왜 제도변수인 노후소득보장 수급액이 고령자 노동에 미치는 영향이 지역별로 제도에 따라 상이하게 나타나는 것인가? 첫째, 국민연금의 경우, 지역에 상관없이 수급액과 고령자 노동의 관계가 긍정적으로 나타났지만 그 관계가 통계적으로 유의미하지 않았기 때문에, 국민연금의 고령자 노동공급 효과는 경제학에서 예측한 것과는 다르게 부정적이지 않았다고 판단할 수 있다. 이는 국민연금 수급액 자체가 상대적으로 낮고 65세 이상 고령자의 경우 국민연금의 퇴직소득심사제도의 영향을 그다지 많이 받지 않기에, 국민연금 수급이 고령자노동을 줄이지는 않는다고 해석할 수 있다. 둘째, 특수직역연금의 고령자 노동공급 효과는 지역 모두에서 부정적으로 나타났고, 중소도시를 제외하면 그 효과가 통계적으로 유의미하였다. 특수직역연금의 수급액이 국민연금에 비해 상대적으로 많고 수급자가 근로할 경우 삭감되는 급여액이 많기 때문에 (김수성, 2019), 이러한 퇴직소득심사제도의 엄격성 때문에 근로에 소극적일 가능성이 존재한다. 하지만 통계분석결과만으로는 중소도시의 경우 왜 특수직역연금의 노동공급효과가 통계적으로 유의미하지 않은가를 해석하기 어렵다. 중소도시의 경우 다른 지역과 다르게 특수직역연금 수급자에게 적절한

11) 지역과 제도변수 간의 다중공선성의 문제를 확인하기 위해 상관관계 분석을 시행한 결과, 가장 높은 상관계수가 0.132로 나타나 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단된다.

노인 일자리가 충분하지 않은 것으로 생각해볼 수는 있다. 셋째, 공공부조제도인 국민기초생활보장제도의 고령자 노동공급 효과는 농어촌 지역에서 부정적으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의미하였다. 농어촌 지역의 경우 다른 지역에 비해 농사 등 고령자 일자리가 상대적으로 존재하는 상황에서 공공부조는 부정적으로 고령자 노동에 영향을 미치는 것으로 보인다. 넷째, 기초(노령)연금의 고령자 노동공급효과는 부정적으로 나타났지만 중소도시의 경우에만 통계적으로 유의미하였다. 이는 중소도시의 노인 일자리 상황에 대해 보다 정확한 정보를 가지고 해석할 필요가 있다.

<표 7> 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동: 지역별 분석

	대도시			중소도시			농어촌			
	Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z	
통계 변수	성별	1.251	.579	2.16*	.735	.986	.74	.381	.786	.49
	연령	-.293	.043	-6.83***	-.214	.054	-3.95***	-.198	.049	-4.04***
	교육수준	.087	.433	.20	-1.344	.650	-2.07*	.038	.526	.07
	배우자유무	.719	.487	1.48	2.106	.912	2.31*	2.111	.723	2.92**
	log자산	.202	.089	2.27*	.250	.082	3.06**	.229	.065	3.53***
	주관적 건강상태	.359	.115	3.08**	.263	.137	1.92	.352	.135	2.61**
	우울	-.011	.011	-0.98	-.008	.015	-.51	-.041	.013	-3.31**
	자아존중감	.920	.262	3.51***	.541	.335	1.62	.680	.312	2.18*
독립 변수	국민기초생활 보장 수급액	-.234	.122	-1.91	-.311	.20	-1.56	-.851	.217	-3.93***
	특수지역 연금 수급액	-.679	.144	-4.71***	-.114	.189	-.61	-.587	.20	-2.94**
	국민연금 수급액	.148	.110	1.34	.156	.139	1.13	.075	.130	.58
	기초(노령)연 금 수급액	-.018	.061	-.30	-.168	.072	-2.35*	-.10	.082	-1.22
_cons	13.350	3.07	4.34***				11.661	3.66	3.19**	
Number of obs.		2509			1703			1863		
Number of groups		497			372			429		
Log likelihood		-946.15781			-685.38156			-693.46153		

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

V. 결론 및 제언

본 연구는 한국 65세 이상 75세 미만 고령자 (가구주)를 2012년부터 2017년까지 6년 동안 추적하여 고령자노동 영향요인을 노후소득보장 수급을 중심으로 고찰하는 것을 목적으로 하였다. 본 연구의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 패널자료분석 결과, 고령자 노동에 영향을 미치는 인구사회학적 변수(성별, 연령, 교육수준), 경제(자산), 건강(주관적 건강상태) 및 심리건강상태(우울, 자아존중감) 변인을 통제하고, 노후소득보장제도의 수급액과 고령자 노동의 관계는 제도별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 고령자의 노동과 노후소득보장 수급액의 관계에 대한 분석은 지역변수 투입여부에 따라 상이한 결과를 산출한다. 셋째, 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌으로 나누어 노후소득보장 수급액과 고령자 노동과의 관계를

분석한 결과 지역별로 노후소득보장 수급액이 고령자 노동에 미치는 영향이 다른 것으로 밝혀졌다. 본 연구의 분석결과를 바탕으로 이론적, 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 노후소득보장제도의 고령자 노동공급효과는 지역에 따라 다르게 나타나기 때문에, 이론적으로는 제도의 효과를 고찰하기 위한 연구는 지역적 맥락을 고려할 필요가 있다고 하겠다. 둘째, 노후소득보장제도의 고령자 노동공급 효과는 노후소득보장제도에 따라, 그리고 지역에 따라 다르게 나타난다. 따라서 고령자 고용정책(예를 들면, 노인 일자리 사업)의 효과성을 높이기 위해서는 노후소득보장 수급 상태와 지역을 기준으로 정책을 차별화할 필요가 있다.

본 연구는 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌으로 나누어 노후소득보장제도의 노동공급효과를 검토했는데, 향후에는 보다 구체적으로 지역노동시장의 상황(예를 들어 지역노동시장의 실업율)을 분석에서 고려하는 것이 필요하다.

참 고 문 헌

- 강성호·김기홍(2014). 공적연금 근로유인 추정과 고용친화적 연금제도 개선. <고용직업능력개발연구>, 12, 65-92.
- 강성호·전승훈·임병인(2008). 국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석. <경제학연구>, 56(3), 75-107.
- 강소량(2015). 국민연금이 고령자의 노동시장 참여에 미치는 영향. <정책분석평가학회보>, 25(2), 165-195.
- 구인회·임세희·문혜진(2010). 국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법을 이용한 추정. 44(1), 123-148.
- 국민연금사편찬위원회(2015). 실록 국민의 연금. 국민연금연구원.
- 권혁진·김대철(2009). 국민연금의 소득조사(earnings test) 기준변경이 근로유인에 미치는 영향. <보험금융연구>, 20(3), 161-199.
- 권혁창·박주완 (2017). 국민연금 수급과 고령자 노동 간의 관계 연구. <사회과학연구>, 33(4), 1-21.
- 권혁창·이운진 (2012). 지역노동시장과 근로연계복지정책의 효과: 미국 위스콘신 주의 사례를 중심으로. <사회과학연구>, 28(2), 323-347.
- 권혁창·정창률·박주완 (2014). 특수직역연금 수급과 고령자 노동 사이의 관계에 관한 연구. <사회복지정책>, 41(3), 27-50.
- 김수성(2019). 공적연금 퇴직소득심사제도의 형평성에 관한 연구: 국민연금과 특수직역연금의 비교를 중심으로. <연금연구>, 9(1), 35-71.
- 김수완(2012). 중고령자 근로에 영향을 미치는 요인에 관한 비교사회정책학적 연구. <한국사회정책>, 19(2), 69-97.
- 김원섭·우해봉(2008). 국민연금이 중고령 남성의 은퇴에 미치는 효과와 정책적 함의. <사회복지정책>, 35, 111-139.
- 김혜진(2018). 고령층의 국민연금 수급과 경제활동참여 간의 관계. <노인복지연구>, 73(3), 193-213.
- 박상현·김태일(2011). 국민기초생활보장제도가 노동공급과 성과에 미치는 영향. <한국정책학회>, 20(4), 277-308.
- 박종훈·이경재·이성우(2018). 지역 노동시장의 산업구조를 고려한 청년층 고용 활성화 방안에 관한 연구. <한국지역개발학회지>, 30(4), 133-160.
- 박주완(2014). 공적연금 수급에 따른 고령자의 근로활동 및 경제실태 분석. <연금이슈 & 동향분석>. 국민연금연구원.
- 박철성·최강식(2018). 국민연금이 취업과 은퇴에 미치는 영향. <> 28(3), 1-16.
- 변금선(2005). 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과. <노동정책연구>, 5(2), 31-64.
- 성효용·이경곤(2018) 기초연금의 노동공급 효과. <한국재정정책학회>, 20(4), 83-108.

- 안은경·이희연 (2015). 지역노동시장권별 창업에 의한 일자리 창출 격차 및 일자리 질 비교. <한국경제지리학회지>, 18(2), 168-189.
- 안종범·전승훈(2004). 은퇴 결정과 은퇴 전·후 소비의 상호작용. <노동경제논집>, 27(3), 1-23.
- 안종범·정지운(2008). 조기은퇴의 원인으로서는 연금제도 관대성과 고령화. <경제학연구>, 56(1), 249-278.
- 우석진(2010). 한국 고령노동자의 부분은퇴와 노동시장 복귀. <한국노년학>, 30(2), 499-513.
- 이기주·석재은(2011). 국민연금제도가 중고령 남성 임금근로자의 은퇴결정에 미치는 영향. <사회보장연구>, 27(1), 55-88.
- 이만우·김진영·김대철(2008). 국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과: 남성가구주 임금근로자의 노동시간을 중심으로. <재정학연구>, 56, 143-186, 한국재정학회.
- 이상은(2004). 국민기초생활보장제도의 노동공급효과. <한국사회복지학>, 56(2), 71-91.
- 이승렬·최강식(2007). 국민연금이 중·고령자의 은퇴행위에 미치는 영향. <사회보장연구>, 23(4), 83-103.
- 이영훈(2001). 선형패널자료모형에 관한 문헌연구. <계량경제학보>, 15(1), 105-138.
- 이은경(2014). 중고령자의 건강이 노동시장 참여에 미치는 영향. <사회보장연구>, 30(3), 183-214.
- 이정의·Masateru, H. (2010). 고령자 경제활동 참여의 국가 간 비교 : 한·미·일을 중심으로. <노인복지연구>, 50, 49-72.
- 장지연(2007). 중·고령자 노동시장의 구조와 노동이동. <민주사회와 정책연구>, 11, 62-86.
- 전승훈(2010). 생애 연금급여가 은퇴시기 결정 및 은퇴자의 노동공급에 미치는 영향. <재정정책논집>, 12(1), 3-32.
- 지은정·김동배·노인철·이익섭(2003). 공무원연금이 가입자의 퇴직결정에 미치는 요인분석. <사회보장연구>, 19(2), 1-33.
- 최승현(2006). 맞벌이가구의 은퇴행위에 대한 실증분석. <노동경제논집>, 29(1), 129-152.
- 최예나(2016). 사회서비스 고용성과에 대한 지역요인의 영향 연구. <지방정부연구>, 20(2), 299-323.
- 최은영(2017). 고령자 가구소득과 노동 및 가구소비에 관한 연구. <사회보장연구>, 33(1), 117-140.
- 최혜지(2018). 중고령자의 불안정 노동: 세대 비교적 관점으로. <노인복지연구>, 73(2), 249-272.
- 최희정(2018) 전·후기 노인의 취업 영향요인에 관한 종단연구: 패널 로짓 모형의 활용. <노인복지연구>, 73(3), 113-141.
- 통계청(2016). 2016 고령자 통계.
- Draxler, J. & Mortensen, J.(2009). Towards Sustainable but Still Adequate Pensions in the EU. ENEPRI Research Report No.67.
- Ebbinghaus, B.(2006). Reforming Early Retirement in Europe, Japan, and the USA. Oxford University Press.
- Frees, E. W.(2004). Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences. Cambridge University Press.

- Hoynes, H.W.(2000). Local Labor Markets and Welfare Spells: Do Demand Conditions Matter? *The Review of Economics and Statistics*, 82(3). 351-368.
- Kohli, M. and Rein, M.(1991). The Changing Balance of Work and Retirement. in Kohli, M., Rein, M., Gullimardm, A. and Van Gusteren, H. (Eds.). *Time for Retirement: Comparative Studies of Early Exit from the Labor Force*. (pp.1-35). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kwon, H.C. and Meyer, D.(2011). How do Economic Downturn Affect Welfare Leavers?: A Comparison of Two Cohorts. *Children and Youth Services Review*.
- Laura, R.G.(2011). Compression of Morbidity and the Labor Supply of Older People. *Applied Economics*, 43(4).
- McConnell, C., Brue, S. & Macpherson, D.(2003). *Contemporary Labor Economics*(6th edition). McGraw-Hill/Irwin.
- OECD(2013). *Pensions at a Glance*. OECD.
- Ruhm, C.(1996). Do pensions increase the labor supply of older men? *Journal of Public Economics*. 59. 157-175.
- Tuma, N, B. and Sandefur, G.D.(1988). Trends in the Labor Force Activity of the Elderly in the United States, 1940-1980. in Ricardo-Cambell, R. and Lazear, E.P. (Eds.). *Issues in Contemporary Retirement*.(pp.38-83). Stanford: Hoover Institution Press.

Session 1

제3주제 노동

1. 베이비부머와 베이비부머 이전세대의 노동궤적과 빈곤의 관계
 - 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 중심으로

베이비부머와 베이비부머 이전세대의 노동궤적과 빈곤의 관계¹²⁾

- 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 중심으로

안서연(국민연금연구원)

본 연구는 한국복지패널 자료 2차부터 14차 자료를 사용하여 베이비부머와 베이비부머 이전세대의 종사상지위와 공적연금 보장 여부를 중심으로 중고령기의 노동궤적을 유형화 하고, 도출된 노동궤적과 소득 빈곤과 지출빈곤의 관련성에 대해 분석하였다. 이를 위해 다채널배열분석과 군집분석 방법을 사용하여 노동궤적을 유형화하였으며, 로지스틱 회귀분석을 통해 노동궤적과 빈곤여부의 관련성을 검증하였다. 분석결과는 다음과 같다. 베이비부머 세대는 이전 부머 세대보다 더 오래 주된 일자리에서 일하였으며, 공적연금 보장률도 높았다. 반면 중고령 여성의 노동궤적은 남성의 노동궤적에 비해 매우 불안정 하였으며, 공적연금 보장률도 남성에 비해서 매우 낮은 수준을 보였다. 이는 향후에도 여성노인의 빈곤을 악화시키는 요인으로 작용할 것으로 보인다. 마지막으로 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 조합한 노동궤적과 소득빈곤과 지출빈곤과의 관련성을 검증한 결과, 베이비부머 여성을 제외한 그룹에서 종사상 지위보다는 공적연금 보장 여부가 소득, 지출빈곤 여부에 더 직접적인 영향을 준 것으로 파악되었다. 이러한 연구결과를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하였다.

제1장 문제제기

우리나라는 OECD 국가 중 노인빈곤율이 가장 높고, 65세 고령자의 고용률(30.6%; 남성 40.2%, 여성 23.5%) 또한 가장 높은(통계개발원, 2019) 슬픈 현실에 처해있다. 2019년 통계청 고령자 통계(55세~79세)에 따르면, 고령자 중 장래에 일하기를 원하는 비율이 대략 65%로 이 수치는 전년보다 증가하였으며, 근로희망사유가 “생활비 보탬”이라는 응답이 60.2%로 응답 항목 중 가장 높았다(통계청, 2019). 이러한 통계 결과를 바탕으로 우리나라의 노인빈곤 문제는 가까운 미래에 해결되기 어려울 것으로 예상된다. 우리나라는 공적연금 제도가 충분히 성숙하기도 전에 노동유연화가 진행되었다. 노후소득보장 측면에서 공적 소득자료가 충분히 파악되지 않는 상태에서의 불안정 노동의 확대는 공적연금의 사각지대를 증가시키는 방향으로 작용할 가능성이 높다. 즉 공적연금의 넓은 사각지대와 짧은 가입기간으로 인한 낮은 급여수준 문제가 해결되지 않은 채, 노동시장의 불안정성이 증가하는 것은 향후 노인빈곤의 문제를 지속화할 유인이 될 가능성이 높다. 노인빈곤 문제가 어느 정도 해결된 서구에서조차 연금 개혁이후, 노후보장제도로 불안정 노동자들을 적극 포함하지 않을 경우, 빈곤문제가 다시 확대될 것이라는 우려가 나오고 있다(Hinrichs & Jessoula, 2012; 김윤영, 2018: 29 재인용).

1990년대 후반 외환위기로 인해 우리나라의 비정규직은 폭발적으로 증가하였으며, 불안정 노동은 계속

12) 이 논문은 초안이오니 저자와의 협의 없는 인용을 삼가해 주시기 바랍니다. 연락처: ahnseoyeon@nps.or.kr

확대 생산되고 있다(신광영, 2018, 5~6p). 현재의 근로연령층이 노동시장의 불안정 계층(고용불안, 소득불안, 사회적임금의 불안정성)으로 남아있을 경우, 향후 노인 진입 시 빈곤할 가능성이 매우 높다. 이렇듯 생애과정을 통틀어서 개인이 종사하는 일자리의 질과 기간이 향후 노년기의 경제적 안정에 직접적인 영향을 미칠 것이라는 사실은 분명하다. 현재의 높은 노인빈곤율 문제 또한 노인들이 근로연령층일때의 노동계적과 깊은 관련성이 있을 것으로 예상된다. 이러한 측면에서 현재의 노인빈곤 문제를 이해하고 정책적으로 대비하기 위해서는 현재의 근로연령층이 기존의 노인세대와 종사상 지위와 공적연금 보장 수준에서 어떤 노동계적의 차이를 보이는 지를 비교하는 연구가 선행되어야 한다.

중고령층의 노동계적에 관심을 둔 연구들은 활발히 진행되었지만 대부분 직업경로 혹은 은퇴 경로에 관한 연구(박경하, 2011; 남춘호, 2016; 임정연·이영민, 2016; 최민정, 2017 등)이거나, 노후소득 보장에 관심을 둔 연구의 경우에도 중고령자들의 노동시장 이행패턴에 따른 유형별 소득수준의 차이와 공적연금 가입 확대를 언급하는 선에서 그쳤다(예를 들어, 유호선, 박주완, 유현경, 2014; 한신실, 2018 등). 또한 최근에는 노년기의 노동에 대한 관심이 증가하면서 (노년기)노동의 불안정성의 확대에 영향을 둔 연구 또한 활발히 진행 중이다(이승윤 외, 2017; Kim et al, 2018; 최혜지, 2018; 최혜지·정은수, 2018; 윤하림, 홍백의, 2020) 그럼에도 불구하고, 이제껏 노동경력과 빈곤의 관계성에 주목한 연구들은 주로 근로빈곤층을 다루며, 이들 연구들은 근로/고용 형태를 중심으로 빈곤결정요인을 분석하거나 취업상태 변화와 빈곤이행 및 동태를 다루었으며, 현재 세대와 노인 세대 간의 노동 생애주기의 역동적인 변화를 총체적인 측면에서 포착하고, 이러한 노동계적과 빈곤과의 관계에 관해 실증적으로 분석한 연구는 찾기 힘들다.

이에 본 연구는 현재의 노인진입을 앞두고 있는 베이비부머 세대와 이미 코호트의 대다수가 65세 이상 노인에 진입한 베이비부머 이전 세대(이하, 이전부머세대)들이 각각 어떤 노동계적을 지니고 있는지 비교하고, 이러한 노동계적과 가구의 경제적 상황, 즉 소득빈곤과 지출빈곤이 어떤 관련성을 지니는지 실증적으로 분석하고자 한다. 중년층에서 노인층으로 진입 직전에 있는 베이비부머 코호트의 노동계적과 이전부머 코호트의 지난 10여 년간의 노동계적을 비교 분석 함으로써, 두 세대가 어떤 계적의 차이를 보이는지, 그리고 이러한 노동계적의 유형은 가구 빈곤과 어떤 관계를 지니는지에 관해 실증적으로 파악할 수 있다.

특히 노동시장에서 불안정 노동이 증가하는 상황에서 일자리의 질의 수준을 보다 세밀하게 측정하기 위해, 종사상 지위와 공적연금 보장여부 두 측면을 고려하여 노동계적을 유형화 할 예정이며, 특히 현재의 베이비부머와 이전부머 세대의 남녀 간 교육수준과 노동시장 성과에 대한 차이가 두드러질 것으로 예상되어 남녀도 각각 분석할 예정이다. 위와 같은 문제의식에 따라 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1: 베이비부머와 이전 부머 세대의 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 고려한 노동계적은 남녀별 코호트 별 어떻게 유형화 되는가?

연구문제 2: 베이비부머와 이전 부머 세대의 종사상 지위와 공적연금 보장 여부를 고려한 노동계적 유형과 가구의 소득빈곤과 지출빈곤은 어떤 관계를 지니는가?

제2장 문헌연구

제1절 베이비부머와 이전 부머 세대의 정의 및 일반적인 특성

현재 우리나라에서 노인진입을 앞둔 인구는 베이비부머 세대으로써, 2020년 기준 대략 57세에서 65세까지 분포한다. 베이비부머라는 것은 특정 시기에 출생하는 아이의 수가 폭증하는 현상을 뜻하며 우리나라의 베이비부머 세대는 1955년부터 1963년 사이에 태어난 출생 코호트를 일컫는 말이다¹³⁾(통계청 2012a). 통계청의 장래인구추계에 따르면, 2010년 기준 우리나라의 베이비부머세대 규모는 713만명 정도로 추정되며, 전체 인구비율 중 14.6%를 차지하는 거대 인구 코호트이다(통계청, 2010b). 이로 인해 향후 대략 10년 동안 이들의 노동시장 은퇴와 노인진입과 관련한 사회경제적 파급효과에 대해 학계와 정책당국의 관심이 높아지고 있다. 9개 년도에 걸친 거대 인구집단인 베이비부머가 향후 10년 동안 고령인구로 진입할 경우, 노인복지 정책에도 적잖은 변화를 불러올 것으로 예상된다.

대략적으로 이들의 생애는 권위주의적인 정치사회적 환경에서 청소년 및 청년기를 보내며, 산업화와 민주화를 경험하였으며(송현주·임란, 2016; 이영라·이숙중, 2018), 대략 20대인 1980년대에는 사회적으로 격동의 시기였으며, 이후 IMF 외환위기(1997), 글로벌 금융위기(2008) 등을 겪으며 구조조정 및 정리해고의 최대 피해자이기도 하다(방하남, 2011). 특히 노후준비와 관련하여 이들 세대는 버팀목 세대 혹은 샌드위치 세대라 일컫는데, 이는 부모와 자녀를 모두 부양해야 하지만 정작 본인들의 노후는 준비하지 못한 세대이기도 하며(통계청, 2010), 고령화로 인해 길어진 노년기를 불충분한 소비생활을 통해 영위해 나가야 하는 세대이기도 하다(송현주·임란, 2016). 베이비부머와 이전 세대와의 가장 큰 차이는 교육수준의 향상이다. 이들은 높은 교육기회를 누렸으며, 두 번의 경제적 위기를 겪긴 했지만, 한국 사회의 고도의 경제성장으로 인한 직접적인 혜택을 누리기도 하였다(정해식 외, 2014). 이를 통해 베이비부머 세대가 높은 교육수준과 고도의 경제성장을 바탕으로 이전 부머 세대보다 더 안정적인 노동 지위를 가졌음을 짐작할 수 있다.

한편 베이비부머 이전 세대를 일컫는 용어는 매우 다양하며, 학자들마다 세대 구분의 차이를 보인다. ‘해방둥이&전쟁세대’(이은희 외, 2015), 해방전쟁세대 (이은희 외, 2015; 강소량, 최은영, 2016), ‘해방전후 복구세대’(황상민, 김도환, 2004) 등이다. 세대 구분 또한 1941년부터 1954년에 이르기까지 다양하다. 대략적으로 이들 세대는 해방 직후와 한국전쟁 사이에 태어나, 한국전쟁과 4·19혁명 그리고 군사정부 등의 사회적 혼란기를 보낸 세대이다. 또한 이들 대부분은 절대적인 빈곤을 경험하였지만, 60년대 후반에서 80년대 초 경제발전의 원동력이 된 세대이기도 하다(이영라·이숙중, 2018). 본 연구에서는 베이비부머 세대와의 비교를 위해 베이비부머세대 이전에 태어난 코호트를 1945년부터 1954년까지의 10개년을 포괄하는 출생 코호트로 정의하고 이들 코호트를 베이비부머 세대와 비교를 위한 분석의 한 축으로 삼았다. 이들 코호트는 2020년 현재 66세부터 75세에 이르는 코호트이다. 이들 세대는 베이비부머 세대와 비교할 때 교육수준이 낮으며, 공적연금이 미성숙한 시기에 생애주된 노동경력을 축적하였을 것으로 짐작된다.

13) 베이비부머 세대를 판단하는 기준으로는 출산율 또는 출생아 수를 사용하며, 우리나라의 경우 출산율 기준으로, 1955~1963년 조출생률이 다른 연도보다 두드러지게 높아, 이 기간에 태어난 사람을 베이비부머 세대로 볼 수 있다(통계청, 2012; 김경아, 김현수 2013).

제2절 중고령자들의 노동계적 관련 연구

1970년대 이후 전통적 산업사회에서 서비스경제사회로 산업구조 전환으로 인한 노동시장의 큰 변화는 표준적인 고용관계의 해체와 노동의 불안정성으로 집약된다(Kalleberg, 2000; 백승호, 2014). Beck가 명명한 위험사회(Risk Society) 관점에서는 위험과 불안정성(Risk and insecurity)은 고용시스템의 일반적인 특징이 되며, 노동시장에서의 불안정성(insecurity)이 더 이상 하급계층(lower classes)에서만 발생되고 있는 현상이 아니라 현재의 우리시대의 중요한 특징이 되었다고 언급하였다(Beck, 1998, p55). 이와 비슷하게 우리나라 노동시장의 유연성과 고용불안정성이 증대되면서 근로빈곤층 혹은 중고령자들의 노동경력의 양극화 및 분절화를 겪고 있는 것으로 나타난다(이주환, 김교성, 2013; 한신실, 2018; 윤하림, 홍백의, 2020). 실제 불안정 노동에 대한 연구나 노년기 노동의 불안정성에 초점을 둔 연구들은 활발히 진행 중이다(예를 들어, Standing, 2011; 강남훈, 2013; 백승호, 2014; 서정희, 2015; 이승윤 외, 2017; 최혜지, 2018; 최혜지·정은수, 2018 등), 여전히 불안정 노동의 속성 및 정의, 불안정 노동 규모와 불안정 노동계급의 실태 분석 및 세대 혹은 코호트간 실태분석에 치중되어 있다. 불안정 노동을 중심으로 한 생애 노동계적이 현재의 노인빈곤 지위와 가구의 경제적 취약성과 제약에 관해서는 다루지 못하였다.

한편 중고령자들의 생애 노동경력(계적)과 노후의 경제적 안정과의 관계에 초점을 둔 연구로는 박경하(2011), 유호선 외(2014), 한신실(2018) 등이 있다. 박경하(2011) 연구는 중고령자들의 은퇴 과정을 종사상 지위에서부터 복지수급(공적연금 수급, 사적이전, 그리고 비수급) 경로를 고려하여 유형화하였다. 유형화 결과 “재진입계약형”이 고용상태와 복지상태를 고려한 은퇴과정에서 가장 취약한 상태였으며, 고용유지가 어렵고 연금 수급 가능 여부와 상관없이 경제적 지원이 미흡한 유형이었다. 반면 “안정적퇴직형”은 서구에서는 말하는 가장 전통적인 은퇴 경로(traditional pathway)를 의미하며, 정규직 고용가능성과 지속가능 기간이 길어 공적연금을 확보할 가능성이 높은 유형이었다. 해당 연구에서는 은퇴 과정을 종사상 지위에서 복지상태(공적연금 수급, 사적이전 등)까지 고려한 은퇴경로를 설정하였다는 점에서 큰 의의를 갖는다. 그럼에도 불구하고 자료의 제한으로 인해 대략 5개 년도의 시계열 자료(한국노동패널 2차~6차자료)를 이용하였으며, 이질성이 클 것으로 예상되는 50세에서 75세 이하의 연령을 남녀 구분 없이 유형화를 시도하여 집단내의 이질성 또한 클 것으로 예상된다. 또한 은퇴과정에 방점을 둔 연구로써 경제활동 상태에 대한 분류가 정규직, 비정규직, 비임금 근로, 비경화로 단순화되어 분석되었다는 점에서 일부 한계를 가진다. 유호선 외 (2014)는 국민노후보장패널 자료와 국민연금공단의 전산자료를 연결하여 노동경력 유형별 국민연금 가입이력, 급여액, 평균소득을 분석하였다. 해당 연구는 직업력 자료를 이용하여 1985년부터 2011년까지의 비교적 긴 시계열 자료를 분석하였으며, 행정자료와의 연결을 통해 유형별 국민연금 수급액을 산출하였다. 분석결과 계속 상용직 유형은 공적연금 가입 경험이 91.3%에 이를 정도로 높았으며, 국민연금 가입액이 가장 높았다. 반면 무급가족종사자로 분류된 유형이 공적연금 가입경험이 낮았으며, 국민연금 수급액 또한 유형들 중 가장 낮았다. 패널자료와 행정자료를 연결함으로써 조사된 종사상 지위와 실제 국민연금 가입과 급여가 어떻게 연결되는지에 관해서 실증적으로 분석하였다는 점에서 연구의 의의가 있다. 한신실(2018) 연구 또한 한국노동패널 직업력 자료와 1차에서 18차 자료를 이용하여 50세 이상 중고령자들의 노동경력을 유형화하고, 유형별 공적연금 가입기간을 분석하였다. 그러나 두 연구 모두 중고령층의 노동경력과 노년기 빈곤의 관계에 대한 확증적 분석까지 연결되지 못하였다.

이에 본 연구는 현재의 노인진입을 앞두고 있는 베이비부머 세대와 베이비부머 이전 세대(이하, 이전부머세대)들이 각각 어떤 생애 노동계적을 지니고 있는지를 종사상 지위와 공적연금 보장의 측면에서 비교하고, 이러한 노동계적과 가구의 경제적 상황, 즉 소득빈곤과 지출빈곤이 어떤 관련성을 지니는지 실증적

으로 분석하고자 한다.

제3장 분석방법

제1절 분석자료 및 분석 대상

본 분석을 위해 한국복지패널 2차에서 14차 자료를 사용하였다. 한국복지패널 자료는 전국을 대표하는 패널자료임과 동시에 저소득층 연구에 적합한 패널이다(유저가이드, 2019). 즉 표본추출 시 중위소득 60% 미만 저소득층을 과대표집하였으며, 저소득층 대상 정책이나 빈곤연구에 적합한 자료이다(유저가이드, 2019). 1차 자료의 경우 공적연금 가입형태 질문에서 국민연금만으로 한정하여 조사하였기 때문에 분석에서 제외하였다. 또한 14차까지의 자료를 사용하였으나, 본 연구에서 관심을 갖는 종속변수인 가구소득과 지출의 경우 조사 시점 기준(t) 전년도 1년(t-1) 전체 값이 조사되었기 때문에 N차(예를 들어 2차) 독립변수와 N+1차(3차)의 가구소득 및 지출 변수를 결합하여 분석하였다. 이런 방식으로 N차와 N+1차의 데이터가 결합되어 분석에 포함된 자료의 최종 wave는 13차 자료(소득,지출은 14차)이다.

분석대상은 베이비부머와 이전 부머세대를 포괄하는 중고령 층이다. 베이비부머 세대는 한국전쟁 이후 출생아 수가 급증한 1955년에서 산아제한 정책이 도입되기 이전인 1963년 사이에 태어난 코호트로 정의된다(김용하, 임성은, 2011, p40). 한편 이전 부머 코호트를 지칭하는 명칭은 학자마다 다르지만 대부분 공통적으로 이전 부머 10년을 포괄하는 1945년에서 1954년 사이에 태어난 세대를 일컫는다. 본 연구 또한 이 정의를 차용하여 베이비부머의 경우 한국복지패널 2차 자료 기준 43세부터 51세(13차 기준 54세에서 62세)로 정의하였으며, 이전 부머세대의 경우 2차 기준 52세부터 61세(13차 기준 63세에서 72세)를 분석대상에 포함하였다. 분석 대상 중 2차에서 14차까지 주요 변수에서 결측치 없이 조사된 관측치는 총 2,496명이며, 2차부터 14차까지 대략 50%의 소실률(attrition rate)을 보였다.

제2절 분석방법 및 분석전략

첫 번째 연구문제 즉 중고령자들의 종사상지위와 공적연금 보장여부를 고려한 노동계적이 어떻게 유형화 되는지를 분석하기 위해 다채널 배열분석방법과 군집분석을 사용하도록 한다. 1980년대 도입된 배열분석은 생명과학에서 사용되는 방법을 차용하여 사회과학 분야에서는 주로 개인의 노동경력, 생애과정, 일상생활(시간자료)과 같은 주제들에서 많이 사용되었다(조미라, 2017), 이 분석방법은 시계열적으로 관찰되는 사건의 배열을 총체적으로 파악하고 유형을 구분하기 위해서 사용된다. 이를 위해서 배열 간 차이점을 도출하기 위해 Hamming 거리 측정방법(Dynamic Hamming Matching, 이하 DHM)¹⁴을 사용하여 배열간 거리값을 구하고, 계산된 거리값에 근거하여 유형화(Cluster analysis)를 하는 방법으로 진행된다. 본 연구에서 사용되는 DHM 방법은 삽입/삭제를 사용하지 않고 대체 방법만을 사용하여 거리측정을 하는 방식이다(Gabadinho, Ritschard, Müller, & Studer, 2011, p25).

이 방법의 장점은 두 시점간 전환비율에 따라 가중치를 부여하는 방법이다. 즉 전환이 빈번하게 발생하는 경우 대체비용을 낮게 계산하고 시점간 전환이 적은 경우 높은 대체비용을 매겨 거리값을 크게 계산한

14) 사회과학에서 널리 적용되고 있는 OM 방법은 배열간 거리값은 모든 배열들을 돌씩 짝지어서 동일한 배열을 만들도록 하는 전환과정에서의 최소비용으로 정의된다. 또한 동일한 배열을 만들기 위한 전환과정은 “삽입/삭제”, “대체”를 통해서 이뤄진다(조미라, 2017). OM 방법과 관련된 비판은 삭제와 삽입을 통해 개인의 노동계적이 실제보다 짧아지거나 길어질 수 있으며, 이는 현실성이 떨어진다는 점이다. 이런 문제를 해결하기 위해서 대체방식만을 사용하는 Hamming 거리 측정 방식이 대안이 될 수 있다.

다(조미라, 2017). 예를 들어, 60세 이후에 은퇴/비경활로 가는 궤적은 전환이 빈번할 것으로 예상되며, 60세 이후에 비경활 상태에서 상용직으로의 전환은 낮게 발생할 것으로 예상된다. 이렇듯 두 시점간(본 연구에서는 t 년도와 t+1 년도 간) 전환 빈도에 따라 거리값을 다르게 책정함으로써 노동궤적의 변화가 언제 발생한 것인지를 고려하여 노동궤적을 분류할 수 있다. 각 채널별로 거리값을 계산하고 이 거리값을 평균 또는 합을 구하여 새로운 비용을 산출하여 유형화 하도록 한다.

본 연구는 다중배열 분석 방법을 사용하며, 2개의 채널은 각각 종사상 지위와 공적연금 보장이다. 먼저 종사상 지위는 전년도 12월 31일 기준 경제활동 상태를 묻는 질문문항을 사용하였으며, 7개의 범주로 분류하였다. 각 분류 지위는 다음과 같다. 1) 상용직 임금근로자, 2) 임시,일용직, 3) 자활근로 및 공공일자리, 4) 고용주, 5) 자영업자, 6) 무급가족종사자, 7) 비경활(실업자 및 은퇴포함). 공적연금 보장 여부의 경우, 공적연금 가입형태 질문을 사용하였다. 공적연금의 유형에는 국민연금과 타 지역연금인 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정직우체국연금이 포함된다. 가입형태의 경우 15)1) 비해당, 2) 연금수급, 3) 연금가입, 4) 연금수급하면서 가입, 5) 미가입으로 분류하여 조사되었다. 5개의 범주를 그대로 두고 유형화를 시도하였으며, 공적연금 가입 연령인 43세부터 수급연령인 72세까지 분포하는 것을 감안하여, 각 유형별 이름을 정할 때는 “가입” 혹은 “수급”상태의 경우 “보장”으로 그 외의 경우는 “미보장”으로 분류하여 유형화 하였다.

다음으로 군집별 노동궤적과 빈곤지위와의 관련성은 로지스틱 회귀분석(Logistic Regression)방법을 사용하여 분석한다. 종속변수는 소득빈곤과 지출빈곤이며, 소득빈곤의 경우 조사년도 기준 전년도 한해의 가처분 소득을 가구 균등화하였으며, 이 소득이 중위소득 50% 이하에 해당되는 경우 빈곤으로 그렇지 않을 경우 비빈곤으로 코딩하였다. 지출빈곤의 경우에도 소득빈곤과 동일하게 가구의 총지출(월평균)을 가구균등화 하였으며, 중위지출의 50%이하를 지출빈곤으로 그 초과일 경우 비빈곤으로 코딩하였다. 지출의 경우 전년도 1년간의 월평균 지출을 의미한다.

로지스틱 회귀분석을 위해 개인의 노동궤적 유형을 독립변수로 분석에 투입하며, 그 외에 소득과 지출 빈곤여부에 영향을 주는 다른 요인들을 통제변수로 추가로 투입하였다. 통제 변수는 남녀의 인적자원을 반영하는 변수로써 교육수준 변수(초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 초대졸 이상), 연령(연속변수), 연령제곱(연속변수), 혼인여부(혼인=1, 그 외=0), 가구형태(단독, 부부, 부부와 자녀, 그 외 형태), 장애여부(장애=1, 비장애인=0), 만성질환여부(비해당=0, 만성질환 투병,투약=1), 가구 내 노동소득이 있는 가구원수, 서울거주 여부(서울=1, 그 외=0), 자가소유 여부이다. 통제변수의 분석 결과는 본문에 제시하지 않았다. 노동궤적 유형변수는 2차부터 13차까지의 배열분석 결과 군집화된 변수를 의미하며, 다른 통제변수와 종속변수, 가중치는 마지막 wave의 값을 사용하였다.

제4장 분석결과

제1절 기초분석

본 장에서는 기술분석 결과를 서술한다. 먼저 분석에 포함된 베이비부머와 이전 부머 세대를 각각 남녀별로 분석하였으며 <표 1>과 같다. 13차 기준으로 소득빈곤은 남성 베이비부머 세대가 11.7%로 네집단 중 가장 낮았으며, 여성 이전 부머 세대의 경우 38.2%로 빈곤율이 가장 높았다. 지출빈곤의 경우에도 베

15) 한국복지패널 조사표에 따르면 공적연금 가입 문항에서 비해당이라 함은 국민연금 적용제외 대상자(만 18세 미만, 만60세 이상 등) 중 연금수급, 미가입에 해당하지 않는 경우라고 설명되어 있음(한국보건사회연구원. 한국복지패널 가구용 조사표, p9).

이비부머 세대의 경우 남성과 여성 각각 6.2%와 7.7%로 큰 차이를 보이지 않았지만, 이전 부머 세대의 경우 남성의 지출 빈곤율이 13.5%인데 반해 여성의 지출빈곤율은 22.1%로 큰 8.6%p 차이를 보였다. 2차와 13차 시점에서의 종사상 지위와 공적연금 가입 형태를 분석한 결과 2차 기준 상용직 비중은 남성 베이비부머 세대가 45.7%로 가장 높았으며 남성 이전 부머세대는 38.2%를 차지하였다. 반면 여성의 경우 베이비부머 세대 중 상용직의 비율은 21.9%이었으며 이전 부머 세대의 경우 10.0%에 불과하였다. 대략 여성 상용직의 비중이 남성의 절반에도 못 미치는 수준이었다. 또한 비경활/은퇴 비중이 베이비부머와 이전 부머세대에서 여성의 경우 각각 38.4%와 55.2%로 가장 높게 나타났다. 다음으로 남성의 경우 자영자의 비중이 베이비부머 세대 18.4%와 이전 부머세대 24.3%로 높았으며, 여성의 경우 무급가족종사자 비율이 2차 기준 11.7%와 9.8%로 높은 비중을 차지하였다. 13차 기준으로 베이비부머 남성은 17.0%만이 비경활/은퇴 상태였으며 이전 부머세대의 경우 44.0%였다. 2차와 13차 사이의 모든 집단에서 상용직 비율은 감소하였으며 임시일용직 비율과 비경활/은퇴 비율은 증가하였다. 공적연금 보장과 관련하여 베이비부머 남성의 연금가입 비율은 2차 기준 84%에 이르렀으며 이전 부머 세대의 연금 수급비율은 13차 기준 77.2%로 높은 편이었다. 반면 여성의 경우 베이비부머 세대 연금 가입 비율은 13차 기준 44.7%이었으며 이전 부머세대의 연금 수급 비율은 38.2%로 가입비율은 남성의 절반에 못 미쳤고 수급 비율은 남성의 절반보다 약간 높은 수준이었다.

<표 1> 코호트별 남녀 기술통계 결과

	남성		여성	
	베이비부머	이전부머	베이비부머	이전부머
소득 평균	3680.041	2953.768	3439.781	2382.063
지출평균	290.7	214.0	253.2	185.4
소득빈곤	11.67	26.2	16.12	38.17
지출빈곤	6.2	13.5	7.7	22.1
종사상 지위				
상용직	45.7 (33.5)	38.2 (6.7)	21.9 (10.3)	10.0(1.7)
임시일용직	17.0 (23.6)	12.3 (22.6)	15.6 (32.0)	15.9(18.4)
자활근로/공공일자리	0.3 (1.5)	0.3 (0.9)	1.2 (0.8)	1.1 (3.9)
고용주	7.0 (4.3)	3.3 (1.5)	2.3 (1.5)	1.4 (0.4)
자영자	18.4 (19.4)	24.3 (23.9)	8.9 (8.5)	7.9(6.3)
무급가족종사자	0.5 (0.6)	0.5 (0.4)	11.7 (8.0)	9.8 (7.2)
비경활/은퇴	11.2 (17.0)	21.1 (44.0)	38.4 (39.0)	55.2 (62.1)
연금보장				
연금미보장	6.2 (14.0)	7.4 (22.6)	44.1 (41.1)	53.1(61.0)
연금수급	0.6 (16.3)	15.5 (77.2)	1.1 (12.0)	7.1 (38.2)
연금가입	84.0 (65.5)	66.2 (0.2)	29.5 (44.7)	21.1 (0.9)
수급 and 가입	0(0.2)	0.9	0.4 (1.3)	0.4
미가입	9.3 (4.0)	10.0	24.9 (1.0)	18.3

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~4차년도』 원자료.

각주: 가중치 적용함. 소득과 지출관련 분석결과는 마지막 wave인 14차 값으로 대체된 13차 기준 결과이며, 종사상 지위와 연금 보장의 경우 2차와 13차 값을 각각 제시하였으며 괄호안의 값이 13차임.

제2절 남녀 세대별 연령에 따른 배열 분석 결과

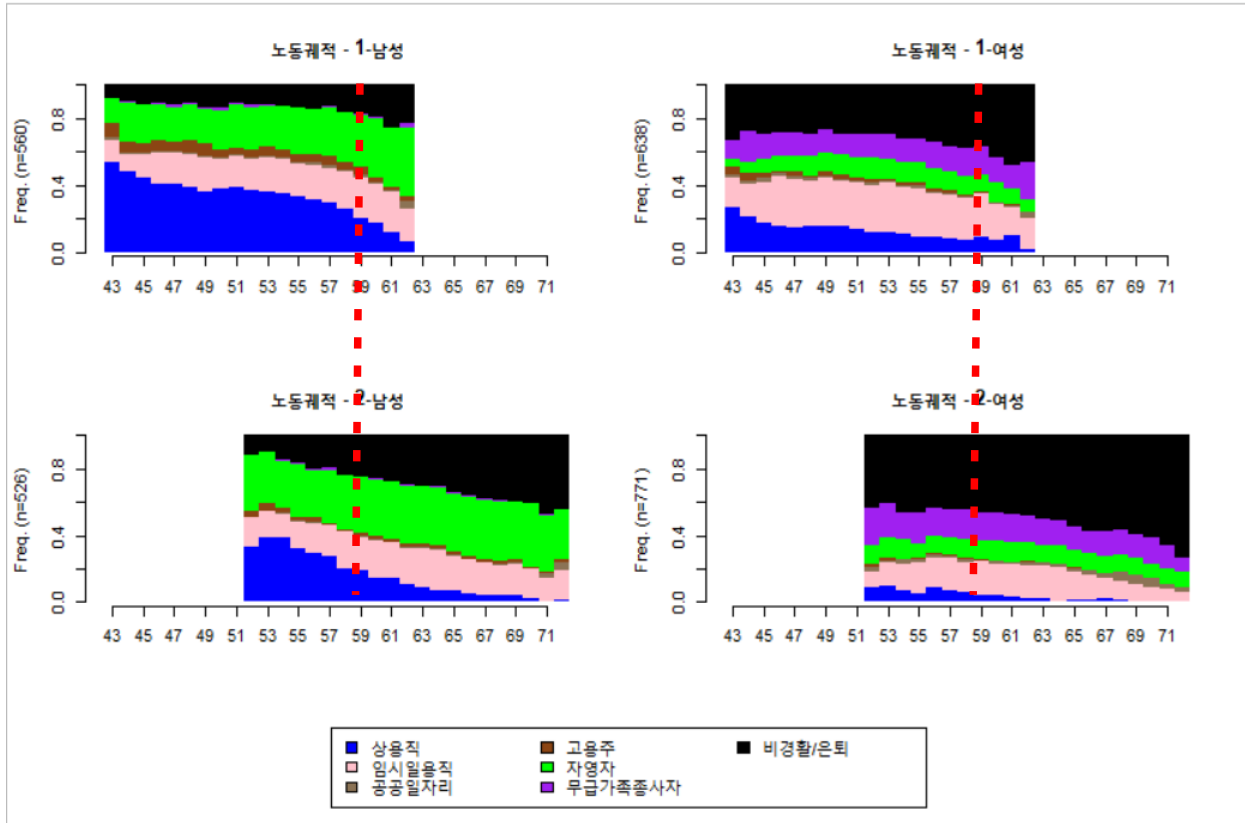
다음으로 분석대상 전체를 연령을 기준으로 stacked data의 형태로 배열 분석을 한 결과는 아래의 [그림 1] ~ [그림 4] 와 같다. 노동궤적과 공적연금 보장 그리고 소득 빈곤 상태, 지출빈곤 상태에 관해 배열분석한 결과이다. 개별 관측치들은 2차에서 13차 모든 년도에서 조사되었지만 각 시작년도의 연령이 다

르기 때문에 43세에서 72세의 주기 사이에서 존재한다¹⁶⁾. 집단1은 베이비부머 세대를 집단 2는 이전 부머 세대를 일컫는다. 분석 결과 예상과 비슷하게 베이비부머 남성 세대의 상용직 비율이 가장 두텁게 나타났으며 그럼에도 43세를 기점으로 감소하다가 57세 정도를 기점으로 급격히 감소하는 추세를 보인다. 또한 불안정 노동은 40대 후반 정도에서 증가하는 양상을 보이며 자영업자 또한 57세 기준으로 증가한다. 60세를 전후로 은퇴로 전환하는 비율도 베이비부머 세대가 이전부머 세대보다 낮다. 즉 베이비부머 세대가 주된 일자리에서 이전 부머 세대보다 더 오랫동안 근무하는 이력을 보이는 것으로 확인된다. 여성 베이비부머 세대는 남성에서는 전혀 포착되지 않는 무급가족종사자 비율이 두껍게 분포하고, 상용직 비율보다 임시일용직의 불안정 노동 비율이 높았다. 또한 60세 정도를 기점으로 은퇴/비경활 비율도 약간 증가하는 경향을 보인다. 반면 이전 부머 세대 또한 남성의 경우 55세 ~57세 정도에서 상용직 비율이 급격하게 감소하며 은퇴/비경활 비율이 증가하는 경향을 보인다. 임시일용직의 불안정 노동보다 자영업자 비율이 가장 두껍게 존재하였다. 이전부머 여성의 경우 베이비부머 여성 세대보다 55세-57세 기점으로 비교했을때에도 이미 비경활 비율이 더 높게 나타나며 65세 기준으로 비경활/은퇴 비율이 급격하게 증가한다. 상용직 종사비율은 매우 낮으며 대부분 임시일용직 혹은 무급가족종사자 비율이 높은 것으로 나타났다.

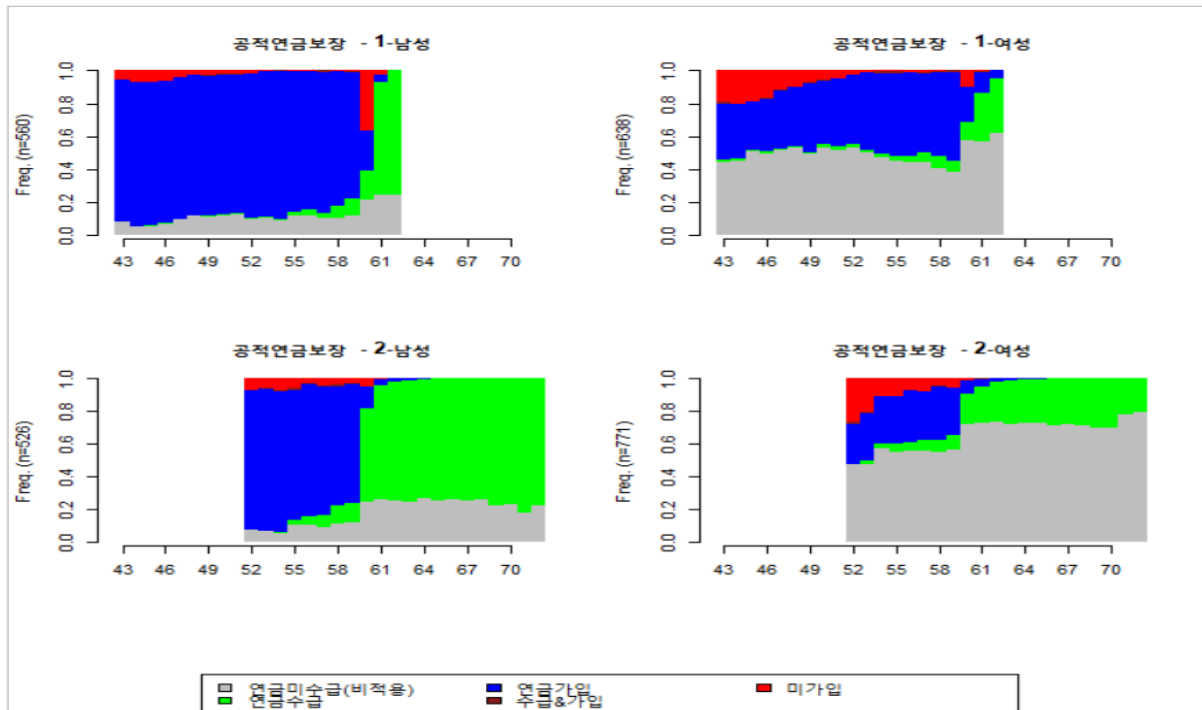
공적연금 보장의 경우 남성 베이비부머 세대의 가입 비율이 매우 높았으며 59세와 60세를 전후하여 수급 비율이 증가하였다. 남성 이전 부머세대의 경우도 마찬가지로 59세와 60세 전후로 공적연금 가입에서 수급으로 전환되는 것을 볼 수 있다. 반면 여성의 경우 남성에 비해서 59세와 60세 전후로 공적연금 수급 비율은 매우 소수이며 이전 부머세대 여성은 베이비부머 여성보다 더 얇은 층이 공적연금을 가입 또는 수급하는 것을 확인할 수 있었다. 소득빈곤의 경우 베이비부머 세대의 여성과 남성의 경우 여성이 남성보다 소득빈곤 비율이 약간 더 높은 것으로 확인되지만 큰 차이를 보이진 않았다. 그러나 이전 부머세대의 경우 남성보다 여성의 소득빈곤율이 훨씬 높았으며, 대략 57세에서 58세를 기점으로 소득빈곤율은 가파르게 증가하는 것으로 확인되었다. 지출빈곤의 경우에도 비슷하게 베이비부머 세대보다 이전부머 세대가 더 높은 경향을 보였고 이전부머 남성보다 이전부머 여성의 지출빈곤율이 가파르게 상승하였다. 대략 57~58세를 기점으로 가구지출의 제약을 경험한다는 것을 예상할 수 있다.

16) 즉 관측치 마다 spell의 길이는 12년도로 동일하지만 시작점과 끝나는 지점이 다르기 때문에 43세와 72세 주기 사이에 결측치가 존재한다.

[그림 1] 베이비부머와 이전부머의 노동계직

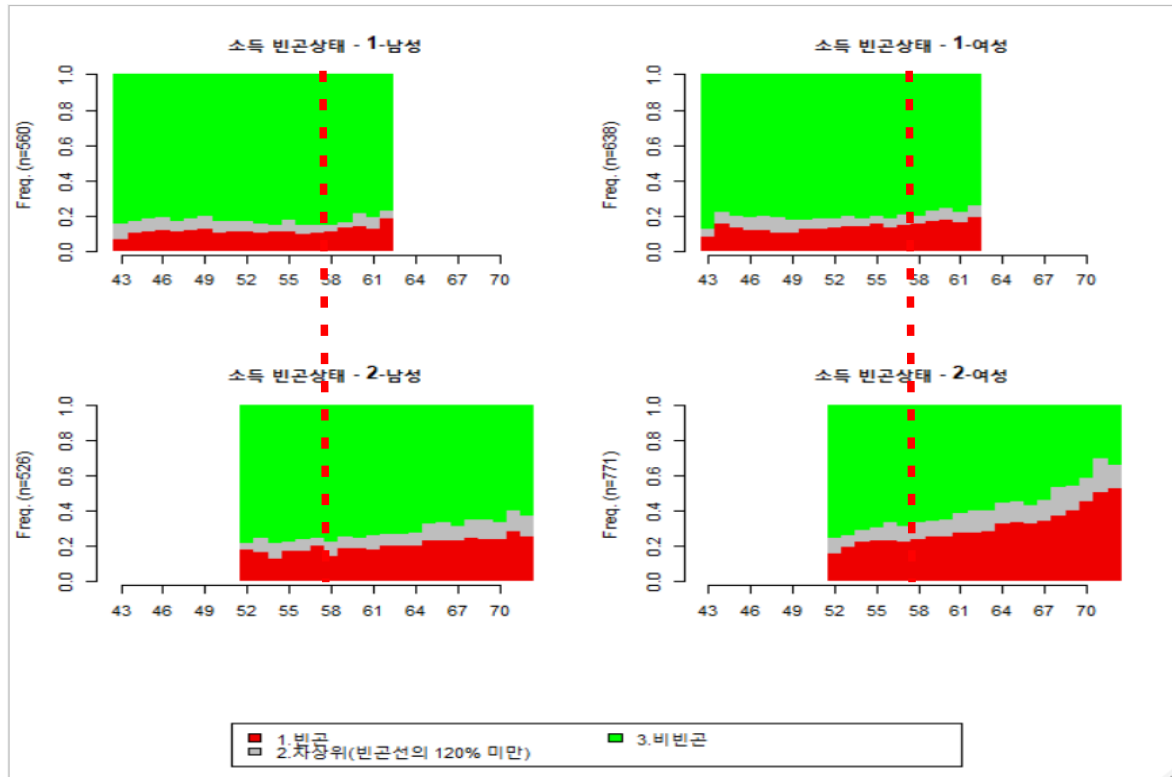


[그림 2] 베이비부머와 이전부머의 공적연금 보장 궤적

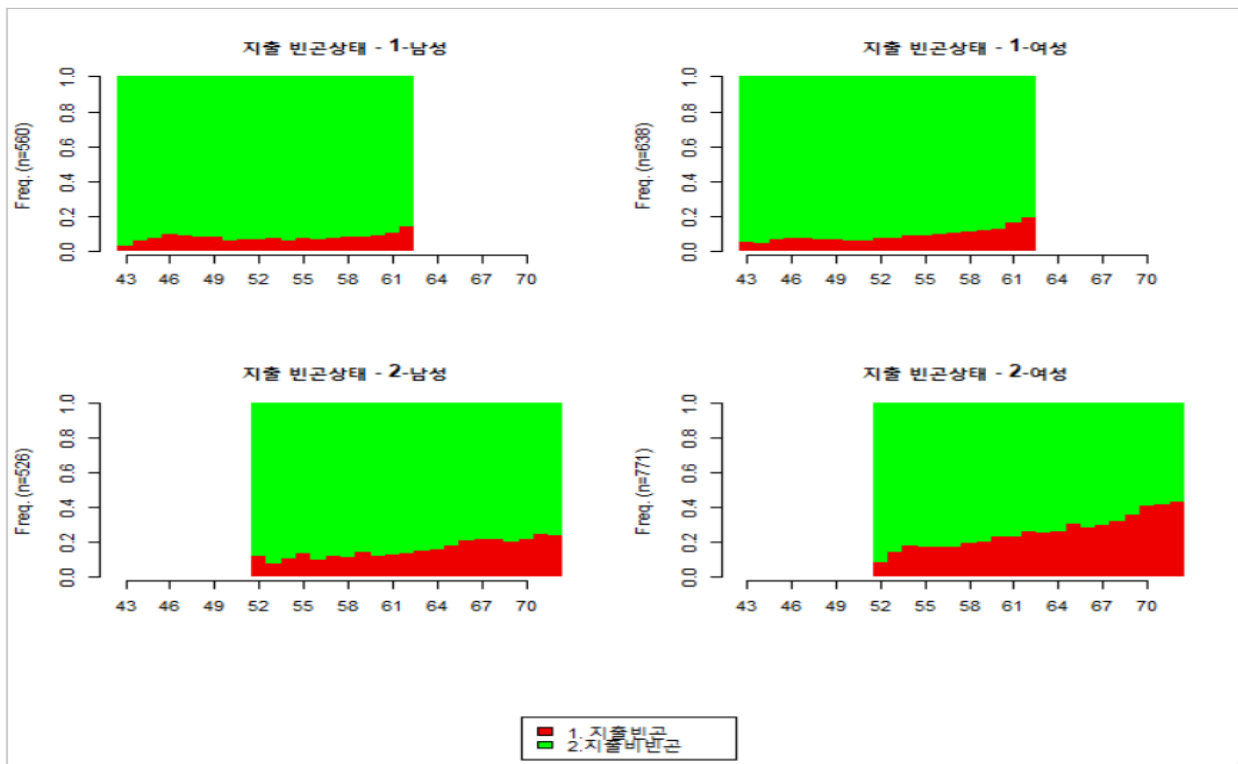


자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

[그림 3] 베이비부머와 이전부머의 소득빈곤 추적



[그림 4] 베이비부머와 이전부머의 지출빈곤 추적



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

제3절 남녀, 코호트별 노동계적 유형화 결과

1) 베이비부머 남성

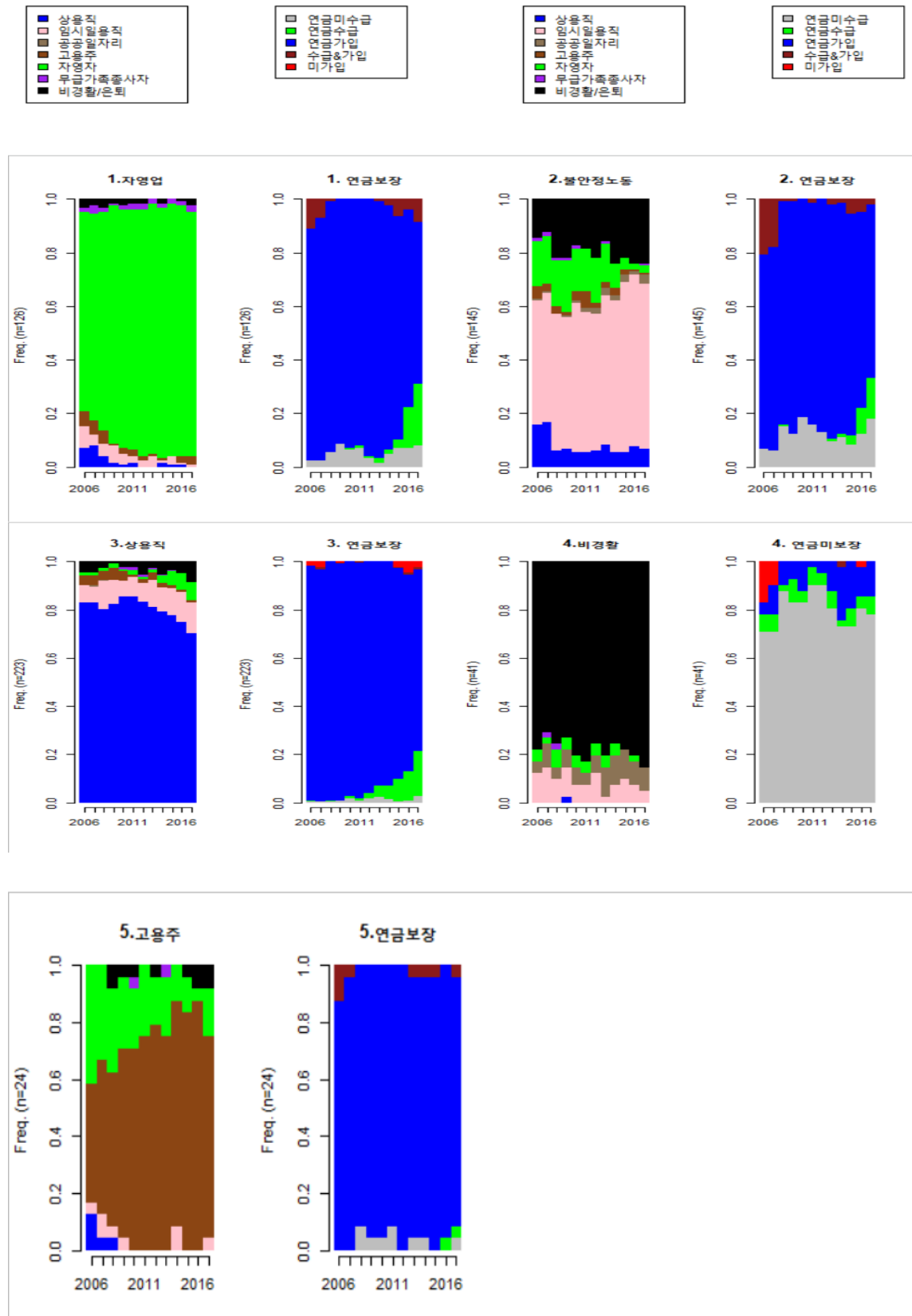
다음으로 남녀별 코호트별 노동계적 유형화 결과를 기술한다. 노동계적 유형화 분석은 먼저 다중배열분석을 통해 “종사상 지위”와 “연금 보장”의 각각의 거리값을 DHM으로 측정하고 이 거리값들의 합(sum) 값을 근거로 노동계적의 거리행렬(distance matrix)을 산출하였다. 그리고 이 거리 행렬을 이용한 군집분석을 통해 최적의 군집수를 결정하였다. 최적의 군집수는 나무그림(tree display), 덴드로그램(dendrogram) 그리고 분할의 질을 표시하는 평가지표들을 종합적으로 고려하였으며, 그 결과 베이비부머 남성, 여성, 이전부머 남성은 5개의 군집이 그리고 이전 부머 여성의 경우 6개의 군집으로 최종 선택하였다.

먼저 베이비부머 남성의 노동계적 첫 번째 유형은 “자영업_연금보장” 집단으로 베이비부머 남성 집단 중 22.5%를 차지하였으며 이들 대부분 공적연금의 가입하였다. 두 번째 유형은 “불안정노동_연금보장”으로 임시일용직과 자영자, 상용직이 혼재되어 있는 집단이며, 임시일용직이 차지하는 비중이 상대적으로 높아 불안정 노동 집단(25.9%)으로 명명하였으며 이 집단에 속한 베이비부머 남성의 경우에도 대부분 공적 연금에 가입한 상태이다. 세 번째 유형은 “상용직_연금보장” 유형으로 상용직이 대다수 속한 집단이다. 5개 유형 중에서 대략 40%를 차지하여 가장 비중이 큰 집단이다. 한 가지 특징적인 점은 대략 2012년을 기점으로 상용직에서 임시일용직으로 전환(파란색에서 분홍색)하는 사람들이 증가한 것으로 보인다. 이 집단 또한 대부분 공적연금이 가입된 상태지만 후반부로 갈수록 연금수급 비중이 증가하는 것도 특징이다. 네 번째 유형은 “비경활_연금미보장” 집단이며 비경활 유형으로 명명한 이유는 공적연금이 대부분 미보장된 상태이기 때문이다. 7.3%로 큰 비중을 차지하진 않는다. 마지막으로 다섯 번째 유형은 “고용주_연금보장” 집단이다. 전체 집단 중에서 베이비부머 남성 집단에서만 분리되어온 독특한 유형이며, 고용주 유형이다. 4%로 매우 작은 집단이지만 자영자에서 고용주로 넘어가는 양상(연두색에서 갈색)을 보여서 사업이 번창한 유형으로 보인다. 이 유형 또한 공적연금은 가입이 된 상태였다.

2) 이전 부머 남성

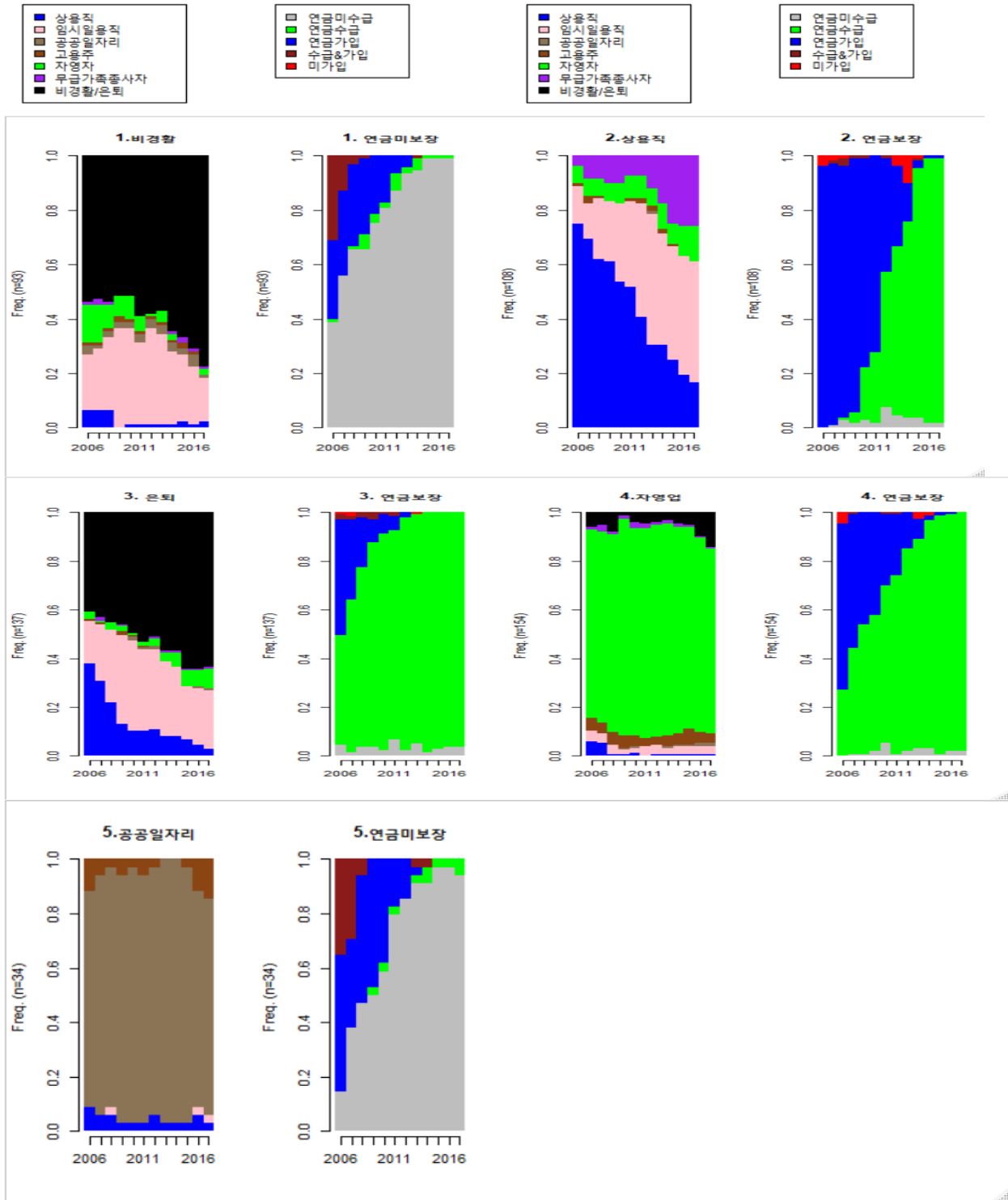
남성 이전부머 세대는 5개의 유형으로 분류되었으며, 베이비부머보다 연령대가 높아짐에 비경활과 은퇴의 양상을 보이는 유형이 2개이며, 자영업 유형 그리고 공공일자리 유형의 따로 분리된 것이 눈에 띈다. 첫 번째 유형은 “비경활_연금미보장” 집단이며, 대략 17.7%가 이 유형에 속하였다. “불안정노동 혹은 자영자”에서 “비경활 혹은 은퇴 상태”로 전환된 상태를 포함한다. 이 유형은 대부분 공적연금이 가입되지 않은 미보장 상태에 속하였다. 두 번째 유형인 “상용직_연금보장 유형(20.5%)”으로 대다수가 상용직에서 불안정 노동 혹은 자영자(무급가족종사자)로 전환되는 상태를 보였다. 연령대가 베이비부머 세대보다 높아짐에 따라 자연스럽게 공적연금 가입에서 공적연금 수급 상태로 전환을 보였다. 세 번째 유형은 “은퇴_연금보장 유형(26.1%)”으로 조기은퇴한 이전부머, 상용직→불안정 노동 → 자영자 → 은퇴로 전환한 이전부머들이 속하였으며 연금은 가입에서 수급상태로 변화하였다. 네 번째 유형은 “자영업_연금보장” 유형(29.3%)으로 대부분 자영업 상태를 유지하였으며 공적연금 가입에서 수급으로 상태가 전환된 집단이다. 마지막으로 “공공일자리_연금미보장” 유형으로 전체 남성 이전부머 집단 중에서 6.5%밖에 차지하지 않았다. 그럼에도 불구하고 공공일자리 유형은 다른 코호트에서는 포착되지 않은 유형이며, 이 유형에 속하는 이전 부머들은 보호된 노동시장에서 일하는 취약계층일 것으로 예상된다. 연금은 미보장 상태인 사람들의 비율이 높았다.

[그림 5] 남성 베이비부머 세대 노동취적과 공적연금 보장 여부



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

[그림 6] 남성 이전 부머 세대 노동계적과 공적연금 보장여부



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

3) 베이비부머 여성

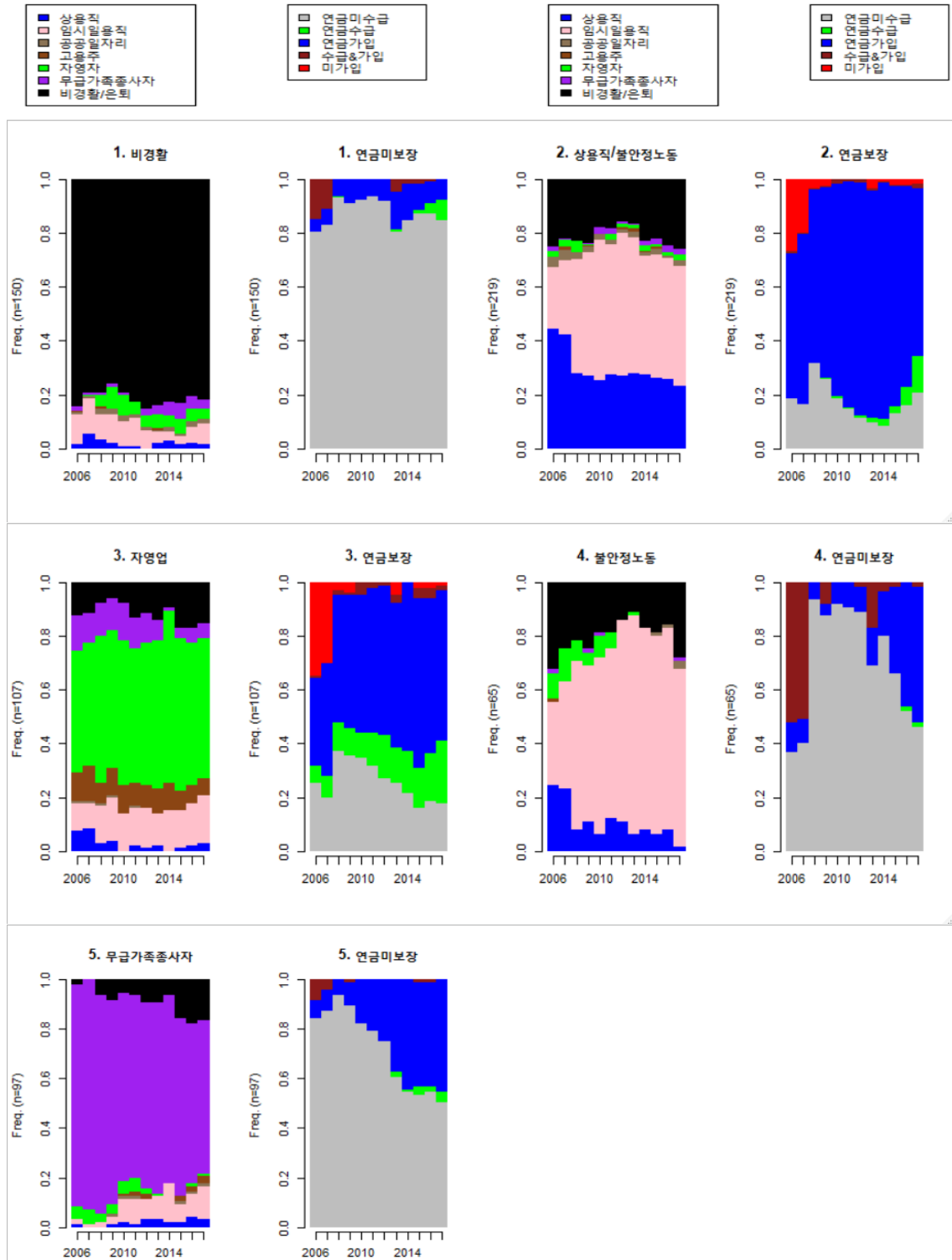
다음으로 여성 베이비부머의 노동계적 유형화 결과를 살펴보도록 한다. 첫 번째 유형은 “비경활_연금미보장”이다. 전체 중 대략 26.6%를 차지하여 2번째로 비중이 컸다. 첫 번째 유형에 속한 여성 중 일부는 임시일용직, 자영업자(무급가족종사자 포함)의 노동을 경험한 것으로 보이지만 대다수는 비경활 상태이며,

이로 인해 공적연금 또한 미보장인 상태이다. 두 번째 유형은 “상용직/불안정노동_연금보장” 유형으로 임시일용직의 불안정 노동 형태가 주를 이루지만 상용직에서 2008년을 기점으로 불안정노동으로 전환되는 비율이 높은 집단을 의미한다. 이들 공적연금의 경우 보장되는 비중이 높았다. 이 유형의 비중은 37%로써 여성 베이비부머 세대 중 가장 큰 비중을 나타내었다. 세 번째 유형은 “자영자_연금보장”으로 전체 집단의 15.4%를 차지하였다. 자영자가 주를 이루긴 하지만, 무급가족종사자와 공공일자리 종사자 그리고 불안정 노동을 경험한 사람들도 함께 포함되었다. 공적연금의 경우 미가입에서 가입으로 전환된 사람들이 있었으며, 공적연금 가입자가 주를 이루었다. 네 번째는 “불안정 노동_연금미보장” 유형으로 상용직 혹은 자영자에서 임시일용직으로 전환된 사람들이 일부 포함되었으며 공적연금은 대부분 미보장 상태를 나타냈다. 마지막으로 다섯 번째 유형은 “무급가족종사자_연금미보장” 유형으로 가구에서 대부분 남성이 자영자이면 여성의 경우 무급가족종사자로 노동할 가능성이 높기에 여성에게만 포착된 유형으로 보이며 연금은 미보장(비해당)에서 가입으로 전환된 사람들이 존재하고 대부분은 미보장이 주를 이룬 유형이었다. 이들은 대부분 공적 소득자료의 미비로 인해 국민연금 가입 유형에서 국민연금 가입자의 “무소득 배우자”로 인해 적용 제외된 유형이 상당수 포함된 것으로 보인다.

4) 이전부머 여성

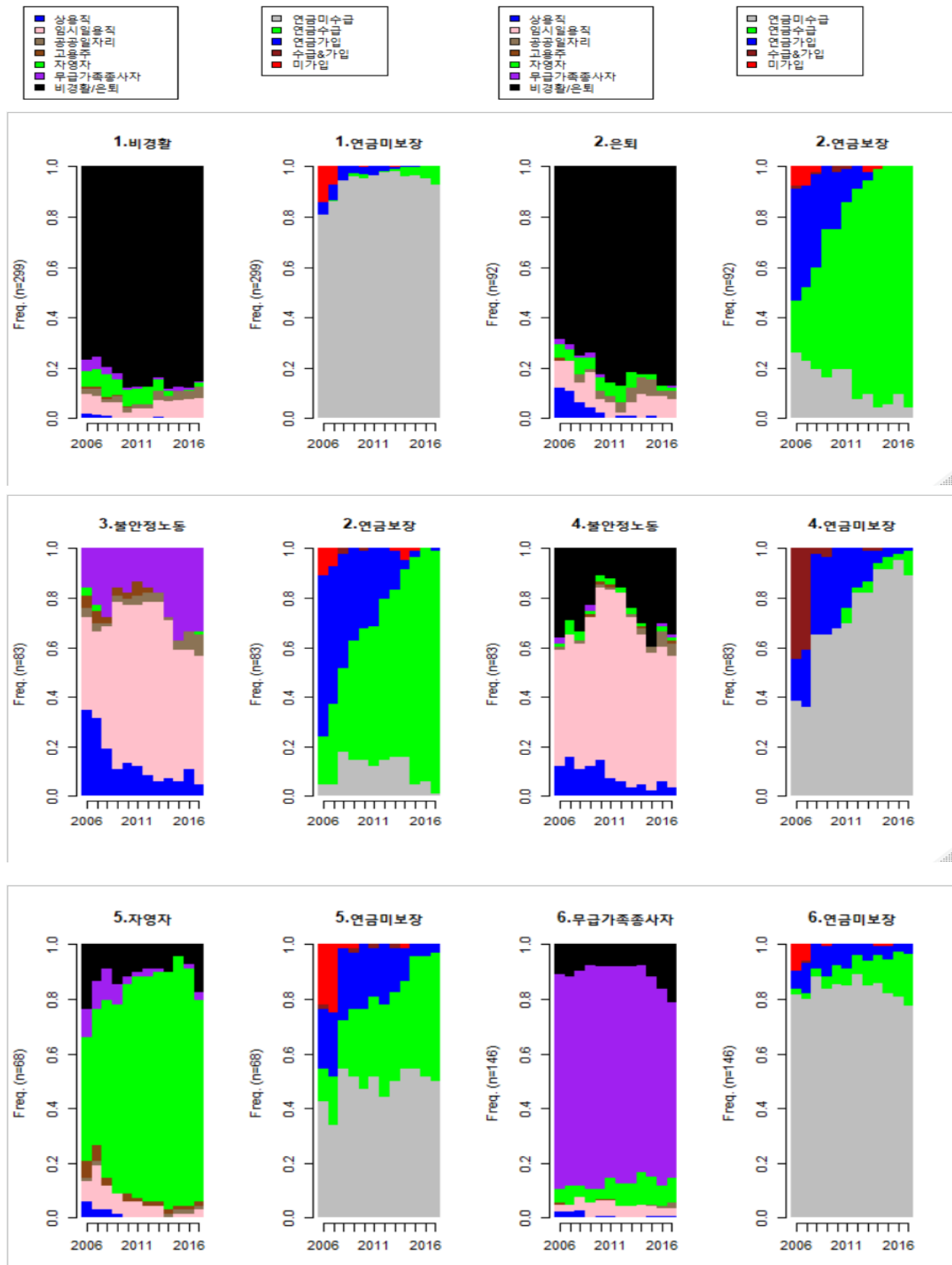
이전부머 여성의 노동계적과 공적연금 조합의 첫 번째 유형은 “비경활_연금미보장” 유형이며, 이 유형은 전체의 38.8%를 차지하여 가장 큰 비중을 보인 유형이다. 비경활로 인해 공적연금 또한 미보장이다. 대부분은 무소득 배우자로서 국민연금 가입에서 적용 제외된 집단을 의미한다. 제2유형은 “은퇴_연금보장” 유형으로 전체에서 11.9%를 차지하였다. 주로 은퇴한 이전부머가 여기에 속하며 일부는 자영자/임시일용직/ 상용직에서 은퇴한 집단을 의미한다. 공적연금 가입에서 수급으로 지위가 전환된 여성들이 포함되었으며, 대부분 공적연금 수급하는 비율이 높았다. 제3유형은 “불안정노동_연금보장” 유형(10.8%)으로 주로 임시일용직에 종사한 이전부머 세대와 상용직에서 임시일용직으로 전환한 이전부머 그리고 무급가족종사자가 이 유형에 포함되었다. 공적연금의 경우 대부분 가입에서 수급으로 전환을 보였다. 제4유형(10.7%)은 “불안정 노동_연금 미보장” 유형으로 제3유형과 노동계적은 비슷하지만, 연금 미보장인 사람들이 분류되었다. 제5유형은 “자영자_연금미보장” 유형(8.8%)이며, 이 유형의 경우 노동계적에서는 대부분 자영자인 사람들이 분류되었으며 연금보장의 경우 절반이 약간 못 미치는 사람들의 경우 공적연금 가입에서 수급으로 전환하였고 그 외는 연금 미보장인 상태이다. 마지막으로 제6유형은 “무급가족종사자_연금미보장” 유형이며, 전체에서 차지하는 비중이 18.9%로 두 번째로 큰 유형이다. 대부분 자영자인 배우자와 함께 일하는 이전부머 여성이 여기에 해당하며, 공적연금은 미보장(무소득 배우자로 분리되어)인 유형이다.

[그림 7] 여성 베이비부머 세대 노동계적과 공적연금 보장여부



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

[그림 8] 여성 이전 부머세대 노동계적과 공적연금 보장여부



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~14차년도』 원자료.

제4절 소득빈곤과 지출빈곤 기술분석 및 결정요인 분석결과

다음은 앞서 분류된 유형별로 관련 변수들의 기술통계 결과를 살펴보고 노동계적 유형과 빈곤과의 관계를 로지스틱 회귀분석을 통해 살펴보고자 한다. 먼저 베이비부머 남성의 경우 앞서 언급하였듯이 상용직_연금보장 유형이 경제상태가 가장 안정적이었으며, 마지막 wave 기준 가구 균등화 소득은 대략 연간 4200만원이며 월 지출 평균(균등화된)은 350만원으로 나타났다. 또한 95%가 공적연금에 보장을 받는 것으로 나타났다. 소득과 지출빈곤은 각각 6.0%와 1.2%로 낮은 편에 속하였다. 베이비부머 남성 유형의 경우 제4유형인 비경활_연금미보장이 가장 취약하였는데, 소득은 1,471만원이며, 집단 평균의 절반에도 못 미치는 수준이었으며, 소득빈곤은 76% 그리고 지출빈곤 비율은 58%에 육박하였다. 그 외 제5유형의 고용주_연금보장 유형의 소득은 가장 높았으며 지출의 경우 두 번째로 높았다. 소득과 지출빈곤 비율은 0이었으며 연금가입 비율은 92%정도여서 상용직보다 약간 낮은 비율을 나타냈다.

다음으로 베이비부머 여성의 경우 상용직이 한 유형으로 분리되지 않았으며, 이는 여전히 이 연령대의 여성 노동시장에서의 차별을 경험하고 있음을 의미한다. 특이한 점은 베이비부머 여성의 경우 노동시장에서 불안정한 지위와 소득빈곤과 지출빈곤과 별 다른 관계가 없다는 점이다. “비경활_연금미보장” 유형의 경우 소득빈곤이 26.2%이고 지출빈곤이 14.3%로 가장 높긴 했지만 남성의 “비경활_연금미보장” 유형보다 낮은 비율을 나타내었으며 소득평균과 지출평균의 경우에도 같은 유형과 남성과 비교할 때 높은 편이었다. 또한 본인의 노동시장 지위가 불안정 노동(무급가족 종사자 포함) 상태이고 공적연금이 미보장인 상태에도 오히려 소득·지출 빈곤율이 자영자_연금보장 유형보다 낮았다. 이는 여성의 경우 가구내의 주소득자(bread winner)가 존재하고, 이에 따른 부양 가족의 역할을 덜 가능성이 높기 때문에 본인의 노동시장 체계와 빈곤의 관계가 큰 연관성을 띠지 않는 것으로 해석될 수 있다.

보다 연령대가 높은 이전 부머 세대 남성의 경우 “비경활_연금미보장” 유형이 소득과 지출액이 가장 낮고 빈곤율이 가장 높아 가장 취약한 집단이었으며, 반대로 “상용직_연금보장” 유형이 소득과 지출액이 가장 높고 빈곤율은 가장 낮아서 경제적으로 안정된 집단이었다. “은퇴_연금보장”인 유형의 경우 소득빈곤은 전체 평균보다 높은 편이었으나 지출빈곤 비율은 평균보다 낮아서 공적연금 급여액이 여전히 낮아 이 집단의 이전부머 남성의 소득빈곤이 높은 것으로 짐작된다. 전체적으로 연금보장이 된 유형보다 연금미보장 유형이 경제적으로 취약하였다. 다음으로 여성 이전 부머의 경우 대략 40% 정도가 “불안정 노동_연금미보장” 유형이었으며, 소득빈곤과 지출빈곤 비율이 가장 높았다. 한가지 특징적인 점은 이 유형과 거의 비슷한 수준으로 취약한 유형이 “자영자_연금보장 유형”과 “무급가족종사자_연금미보장” 유형이었다. 여성 이전부머가 자영자일 경우 가구내의 남성 배우자가 주요 소득원이 아닐 가능성을 의미하기에 취약한 것으로 예상되며 무급가족종사자의 경우에도 매우 영세자영업자일 것으로 예상된다. 다른 세대와 비교할 때 여성 이전부머 세대의 소득빈곤과 지출빈곤율이 매우 높아서 이 집단이 전반적으로 매우 취약함을 의미한다.

<표 2> 노동계적 유형별 기술통계

베이비부머 세대 남성	분류	집단 비율 (%)	소득(년, 만원)	소득빈곤(%)	지출 (월 만원)	지출빈곤 (%)	연금가입 (%)
1	자영업_연금보장	17.9	3865.7	8.7	279.710	2.6	83.3
2	불안정노동_연금보장	27.0	3045.3	10.3	232.6331	5.9	80.0
3	상용직_연금보장	44.5	4216.0	6.0	350.1248	1.2	95.1
4	비경활_연금미보장	6.3	1471.9	75.7	124.8418	57.7	22.0
5	고용주_연금보장	4.3	4509.0	0.0	331.5021	0.0	91.7
합계/평균/%		100.0	3677.1	11.8	290.8	6.2	83.0
베이비 부머 세대 여성	분류	집단 비율 (%)	소득(년, 만원)	소득빈곤(%)	지출 (월 만원)	지출빈곤 (%)	연금가입 (%)
1	비경활_연금미보장	26.6 (%)	2976.8	26.2	241.3	14.3	15.3
2	상용직/불안정노동_연금보장	37.1	3719.3	10.9	273.6	4.0	76.3
3	자영업_연금보장	15.4	3059.7	20.4	238.9	8.1	79.4
4	불안정노동_연금미보장	10.6	3109.0	10.0	215.7	5.5	52.3
5	무급가족종사자연금미보장	10.4	3901.6	9.0	270.8	5.8	49.5
합계/평균/%		100.0	3373.6	16.1	253.2	7.7	56.7
이전부머 세대 남성	분류	집단 비율 (%)	소득(년, 만원)	소득빈곤(%)	지출 (월 만원)	지출빈곤 (%)	연금가입 (%)
1	비경활_연금미보장	16.5	1677.4	60.1	138.2	36.0	1.1
2	상용직_연금보장	28.2	3862.7	8.4	261.5	2.3	98.2
3	은퇴_연금보장	29.1	2468.6	27.7	215.0	12.0	96.4
4	자영업_연금보장	21.0	3570.1	20.6	219.8	11.2	98.1
5	공공일자리_연금미보장	5.2	2265.6	30.4	166.6	21.6	5.9
합계/평균/%		100.0	2953.8	26.2	214.0	13.5	74.5
이전부머 세대 여성	분류	집단 비율 (%)	소득(년, 만원)	소득빈곤(%)	지출 (월 만원)	지출빈곤 (%)	연금가입 (%)
1	불안정노동_연금미보장	40.3	2205.6	45.3	183.5	26.1	7.0
2	비경활_연금미보장	17.4	2760.2	30.1	211.5	20.7	95.7
3	은퇴_연금보장	12.6	2628.8	30.7	180.7	17.2	98.8
4	불안정노동_연금보장	13.1	2447.9	26.3	184.9	15.1	10.8
5	자영자_연금보장	6.2	1989.1	41.7	167.5	27.2	50.0
6	무급가족종사자_연금미보장	10.5	2305.7	45.2	166.3	20.2	22.6
합계/평균/%		100.0	2382.1	38.2	185.4	22.1	34.6

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~4차년도』 원자료.

각주: 가중치 적용함.

다음으로 남녀별 세대별 노동궤적 유형이 노년기 소득빈곤과 지출빈곤에 어떤 영향을 미쳤는지를 확인하기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과이다. 기준 집단은 각 남녀세대별 유형 중 경제적으로 가장 안정적인 유형을 선정하였다. 먼저 남성의 결과를 살펴보면 기술분석 결과와 유사하게 베이비부머 집단에서 “비경활_연금미보장” 유형의 경우 “상용직_연금보장” 유형에 비해 소득이 빈곤할 가능성이 8.2배 통계적으로 유의미하게 높았으며 소비지출 빈곤은 대략 72배 높은 확률을 보였다. “고용주_연금보장” 유형의 경우 소득빈곤과 지출빈곤을 경험한 사람이 없어 분석에서 제외되었다. 정도의 차이는 있으나 상용직_연금보장 유형에 비해서 자영업_연금보장/불안정노동_연금보장 유형이 소비지출빈곤에 속할 가능성이 통계적으로 유의미하게 높았다. 다음으로 이전부머세대의 경우 “비경활_연금미보장” 유형이 상용직_연금보장 유형에 비해 빈곤해질 확률이 7.5배 정도이고, 공공일자리_연금미보장 유형의 경우 상용직_연금보장 유형에 비해 5.6배 높은 것으로 나타났다. 또한 소비지출 빈곤 또한 비슷한 결과를 보였다.

<표 3> 남성 베이비부머와 이전 부머의 소득빈곤과 지출빈곤 결정요인

	(1) 소득빈곤	(2) 소비 지출빈곤		(1) 소득빈곤	(2) 소비 지출빈곤
5개 그룹	베이비부머 (ref: 상용직_연금보장)			이전부머 (ref: 상용직_연금보장)	
자영업_연금보장	1.58	6.91*	비경활_연금미보장	7.50**	5.33*
	(0.758)	(6.736)		(4.950)	(3.862)
불안정노동_연금보장	1.36	6.84*	은퇴_연금보장	2.32	1.73
	(0.612)	(6.200)		(1.596)	(1.232)
비경활_연금미보장	8.22**	71.47**	자영업_연금보장	2.85+	2.92
	(4.835)	(81.966)		(1.763)	(2.189)
고용주_연금보장	-	-	공공일자리_연금미보장	5.60*	7.31**
				(4.031)	(5.600)
관측치	535	535	관측치	526	526

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 2~4차년도』 원자료.
 각주: 가중치 적용함; ** p< 0.01 * p<0.05, + p< 0.1; 괄호안은 표준오차.

여성의 분석결과를 살펴보면 “상용직/불안정_연금보장” 유형을 기준집단으로 했을 때 “비경활_연금미보장 유형”은 소득이 빈곤할 확률이 2.3배 높았으며 지출이 빈곤할 확률은 5.3배 높았다. “자영업_연금보장” 유형과 “불안정노동_연금미보장” 유형이 기준집단에 비해 소득빈곤에 처할 확률이 높았지만 통계적으로 유의하진 않았다. 지출빈곤은 “불안정노동_연금미보장” 유형과 “무급가족종사자_연금미보장” 유형이 .1의 수준에서 통계적으로 유의미하였다. 이러한 결과는 기술분석 결과와는 차이를 보인다. 이전부터 여성의 경우 “은퇴_연금보장 유형”이 기준집단이며, “비경활_연금미보장 유형”은 소득빈곤에 처할 확률이 3.34배 통계적으로 유의미하게 높았으며, 지출빈곤의 경우 2배가량 높았다. 그 외에 “자영자_연금미보장”과 “무급가족종사자_연금미보장” 유형이 소득빈곤에 처할 확률이 대략 4배 혹은 5배정도 통계적으로 유의미하게 높았지만, 소비지출빈곤의 경우 기준집단에 비해서 각 집단이 지출빈곤에 처할 확률이 높았지만 통계적으로 유의미하진 않았다. 이전부터 여성의 경우 베이비부머 여성과는 달리 비경활_연금미보장 유형보다 오히려 자영자_연금미보장과 무급가족종사자_연금미보장 유형이 소득빈곤에 처할 확률이 더 높아 이들 유형이 경제적으로 더 취약함을 보였다.

<표 4> 여성 베이비부머와 이전 부머의 소득빈곤과 지출빈곤 결정요인

베이비부머	(1) 소득빈곤	(2) 지출빈곤	이전 부머	(1) 소득빈곤	(2) 지출빈곤
	(ref: 상용직/불안정_연금보장)	(ref: 상용직/불안정_연금보장)		(ref: 은퇴_연금보장)	(ref: 은퇴_연금보장)
비경활_연금미보장	2.29*	5.32**	비경활_연금미보장	3.34**	2.01+
	(0.970)	(3.023)		(1.167)	(0.751)
자영업_연금보장	1.58	1.66	불안정노동_연금보장	1.88	1.31
	(0.642)	(0.973)		(0.819)	(0.643)
불안정노동_연금미보장	1.43	5.55+	불안정노동_연금미보장	2.02	1.20
	(0.874)	(5.044)		(0.971)	(0.649)
무급가족종사자_연금미보장	0.72	3.64+	자영자_연금미보장	4.07**	2.39
	(0.403)	(2.632)		(2.047)	(1.408)
			무급가족종사자_연금미보장	4.78**	1.60
				(2.068)	(0.751)
관측치	597	597	관측치	771	771

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소 『한국복지패널 2~4차년도』 원자료.
 각주: 가중치 적용함; ** p< 0.01 * p<0.05, + p< 0.1;괄호안은 표준오차.

제5장 결론

본 연구는 베이비부머 세대와 이전 부머 세대를 포함한 중고령자의 종사상 지위와 공적연금 보장 수준을 고려한 노동계적 유형을 파악하고, 남녀별·세대별 노동계적이 노년기 빈곤과 어떤 관련성을 지니는지 실증적으로 파악하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널 2차부터 14차 자료를 이용하여 노동계적 유형화 분석을 위해서는 멀티채널 배열 분석과 군집 분석 방법을 사용하였으며, 노동계적과 빈곤여부와의 관계를 살펴보기 위해서 로지스틱 회귀분석 방법을 사용하였다.

본 연구에서 발견한 분석 결과와 그에 따른 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구를 통해 종사상 지위와 공적연금 보장 측면의 노동계적을 살펴본 결과 여성이 남성보다 매우 취약하고 불안정한 노동계적을 지닌다는 것을 다시 한번 확인할 수 있었다. 이러한 사실은 공적연금이 보장되는 상용직의 노동계적 유형이 여성 베이비부머와 이전 부머 세대에서 하나의 독립된 유형으로 군집화 되지 못하였다는 사실에서도 확인할 수 있다. 이 세대 여성의 경우 일가족 양립이 어려운 상황으로 인해 공적연금이 보장되는 상용직에 계속적으로 종사할 수 없었음을 의미한다. 그럼에도 불구하고, 남녀 모두 베이비부머 세대가 이전부머 세대보다 더 오래 일하고 공적연금 보장율도 높아졌다는 사실 또한 확인할 수 있었다. 베이비 부머 세대가 더 오래일하고 공적연금 보장율이 높아졌다는 사실은([그림 1 참조]), 노인빈곤이 향후에도 비교적 높은 수준이긴 하겠지만 (현재 이미 노인세대의 높은 빈곤율에 의해), 베이비부머 세대가 노인으로 진입하면서 차츰 완화될 것이라는 것을 예상할 수 있다.

둘째, 경제적 안정 수준은 베이비부머 남성-여성, 이전부머 남성-여성의 순서였으며, 베이비부머 남성의 경우 비경활_연금미보장 집단 외에는 대부분의 유형들은 소득과 지출의 편차는 존재하였지만, 소득빈곤과 지출빈곤이 매우 낮은 수준이었다. 특히 베이비부머 남성의 “비경활_연금미보장” 유형이 소득빈곤과 지출빈곤에 속할 확률이 매우 높게 나타났으며, 이들 집단의 평균 소득이 전체 분석대상자 중 가장 낮았다. 이는 이들이 아직 노인으로 진입하기 전이기 때문에 기초연금과 같은 현금성 지원 및 노인복지 관련 서비스를 받을 수 있는 대상에서 제외되고, 가정 내에 다른 소득자가 없을 경우 그대로 빈곤의 상태에 빠질 가능성이 높다는 것을 의미한다. 전체적으로 베이비부머 남성들이 이전 부머 세대보다 종사상 지위와 공적연금 보장율이 높지만, “비경활_연금미보장” 유형에 속한 베이비부머 남성들은 오히려 다른 세대보다 더 취약할 수 있음이 확인되었으며, 이에 대한 정책적 관심이 필요하다.

셋째, 베이비부머 여성의 경우 본인의 노동지위의 불안정성과 가구의 경제적 수준은 밀접한 상관관계를 보이지 않았다. “비경활_연금미보장” 유형과 “자영업_연금보장 유형”이 “불안정노동_연금미보장”, 무급가족종사자, 연금미보장 유형보다 오히려 경제적으로 더 취약하였다. 이들 집단의 경우 가구 내의 배우자가 주요 소득원으로 역할을 하고 있는 것으로 짐작된다. 그럼에도 불구하고 로지스틱 회귀분석 결과, “연금미보장” 집단에 속한 여성들이 “연금보장” 집단에 속한 여성보다 기준집단 대비 지출빈곤에 속할 확률은 높게 나타났다. 이들 집단의 경우에도 가구내의 주요소득원인 배우자가 은퇴하거나 사망할 시에는 본인의 공적연금 수급권이 확보되지 않은 비율이 높기 때문에 연령이 증가할수록 경제적으로 취약해질 가능성이 매우 높다. 그로 인해 현재의 베이비부머 여성의 경제적 상황에 대해서 낙관적으로 해석되긴 힘들다.

넷째, 이전부머 남성의 경우 연금 보장 유형에 속할 경우 연금 미보장 유형보다 빈곤율이 낮았으며, 현재 여전히 노동하는 있는 유형(상용직과 자영업 유형)의 빈곤율이 현재 은퇴/비경활인 집단보다 낮았다. 그로 인해 연금 보장 유형 중에서도 은퇴한 집단의 빈곤율은 여전히 높았다. 이는 이전부머 남성이 공적연금이 보장되는 비율이 74%정도로 높은 수준이긴 하지만 실제 공적연금 수급액이 낮아서 은퇴 후 소득절

벽 현상을 피해갈 수 없기 때문인 것으로 보인다. 즉 여전히 기대수명이 증가하는 현재의 상황에서 노동 시장 은퇴로 인한 노동소득의 감소와 낮은 공적연금액 사이의 간극을 메우기 위한 정책적 고민은 지속되어야 할 것이다.

마지막으로 이전부터 여성의 경우 현재에도 노동을 계속 하고 있는 “불안정 노동_연금보장” 유형의 소득빈곤과 지출빈곤율이 가장 낮았으며, 다른 유형들은 종사상 지위와 연금보장 여부와 관련 없이 경제적으로 매우 취약하였다. 여성 노인의 경제적 취약성은 기존문헌에서도 여러 차례 확인되었으며, 생애전반에 걸친 노동시장에서의 차별과 공적연금 미확보 그리고 연령이 증가함에 따라 단독 가구의 증가로 인해 65세 이후의 여성빈곤율은 가파르게 증가하는 양상을 보인다(그림 3과 4 참조) 그림에도 불구하고 베이비부머 여성의 경우 같은 연령대인 60세 전후를 비교하더라도 빈곤율이 약간 낮아진 것을 확인할 수 있다. 결국 여성 노인의 빈곤율을 효과적으로 낮추는 방법은 생애주기에 걸쳐서 노동시장의 여성에 대한 차별을 제거하고, 경력 단절을 최소화하고 경력이 단절되거나 비경활 상태에서도 경제적 부담 수준에 따라 공적 연금을 가입을 최대한 유지할 수 있도록 하는 것이 핵심이겠다.

이제껏 종사상 지위와 소득빈곤 관계에 관한 많은 연구들이 진행되었다. 그럼에도 불구하고, 중고령자들의 생애 주기에 걸친 노동궤적과 노년기의 빈곤 상태에 대한 직접적인 관련성을 실증적으로 분석한 논문은 제한적이었다. 특히 본 연구에서 관심을 가진 생애주기 동안의 종사상 지위와 공적연금 보장이라는 측면에서 노동궤적을 유형화하고, 여기서 도출된 노동궤적 유형과 노년기의 빈곤의 관계에 관해 연구한 논문은 부재하였다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 가구형태 변화가 가구 빈곤여부에 미치는 영향은 로지스틱 회귀분석에서 통제 변수로 통제하긴 하였지만, 가족 생애주기와 노동 궤적을 직접적으로 연결 지어 유형화하진 못하였다. 특히 생애주기 관점에서 여성의 노동궤적은 혼인 및 양육(parenting)과 밀접한 관련을 지닌다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 주로 관심을 기울이는 생애주기가 중고령층에 초점이 맞춰져 있고, 짧은 패널 주기로 인하여 가족생애와 노동시장 궤적을 직접적으로 연결 지어 유형화하지 못하였다. 관련 연구가 추후에 보완되어야 한다. 둘째, 2차부터 14차까지의 시계열 자료를 사용하였으며, 다채널 배열분석에서의 DHD의 거리측정 방식을 사용함으로써 결측치가 하나라도 존재하는 관측치는 제거하는 방식(List-wise deletion)을 채택하였으며 이로 인해 자료 소실률이 50%에 이르러, 자료의 대표성이 약화되었을 가능성이 높다. 셋째, 본 연구에서 종사상 지위의 구분에서 은퇴 vs 비경활 vs 실업을 별도로 구분하지 않았다. 특히 비경활과 실업상태는 4주간의 구직활동이라는 구분가능한 기준이 있지만, 은퇴와 비경활의 경우는 특히 중고령층의 경우 구분이 매우 모호하기 때문이다. 조사시점에서 비경활로 응답하였지만 공적연금 수급을 받는 경우를 은퇴로 간주하였다. 향후 연구에서는 보다 정교한 구분이 필요하다. 마지막으로 더 긴 시계열 자료의 부재로 인해 베이비부머의 분석은 63세까지 밖에 포괄하지 못하였다. 향후 보다 긴 시계열 자료가 확보되었을 때, 보다 많은 연령대의 베이비부머가 법적 노인 연령인 65세를 지난 후의 빈곤 양상이 어떻게 변화하는지에 대해서도 추가 연구가 필요하다.

참고문헌

- 강남훈(2013). 불안정노동자와 기본소득. 마르크스주의 연구. 10(2). 12-42.
- 강소량·최은영. (2016). “베이비붐 세대와 이전 및 이후 세대 간 비교분석: 가계자산, 소득이 삶의 만족에 미치는 영향을 중심으로”. 《사회보장연구》, 32(2), 1-30
- 김경아·김현수 (2013). “베이비부머세대의 노후소득 보장 실태 및 지원방안 연구”. 국민연금연구원.
- 김윤영. (2018). 노후소득보장제도의 다양성: 불안정 노동자에 대한 보호를 중심으로. 사회보장연구, 34(2), 27-63.
- 남춘호. (2016). 노동경력 배열분석을 통해 본 코호트별 계급궤적 비교: 노동시장구조변화와 서비스사회로의 전환을 중심으로. 지역사회연구, 24(2), 1-23.
- 박경하. (2011). 우리나라 중고령자의 은퇴과정 유형화 연구 (Doctoral dissertation, 서울대학교 대학원).
- 방하남 (2011). “베이비붐 세대: 그들은 누구인가”, 《노동리뷰》, 2, 5 -9.
- 백승호. (2014). 서비스경제와 한국사회의 계급, 그리고 불안정 노동 분석. 한국사회정책, 21(2), 57-90.
- 백승호. (2014). 서비스경제와 한국사회의 계급, 그리고 불안정 노동 분석. 한국사회정책, 21(2), 57-90.
- 서정희. (2015). 비정규직의 불안정 노동: 비정규 고용형태별 노동법과 사회보장법에서의 배제. 노동정책연구, 15(1), 1-41.
- 서정희. (2015). 비정규직의 불안정 노동: 비정규 고용형태별 노동법과 사회보장법에서의 배제. 노동정책연구, 15(1), 1-41.
- 송현주·임란 (2016). “베이비부머 세대의 부양부담이 노후준비에 미치는 영향”. 국민연금연구원.
- 신광영. (2018). 불안정 노동의 시대. 월간 복지동향, (233), 5-12.
- 유호선, 박주완, 유현경. (2015). 우리나라 중·고령자들의 노동시장 특성과 국민연금제도 가입확대방안. [NPS] 국민연금공단 정책자료, 2014(14).
- 윤하림·홍백의. (2020). 한국 중? 장년층 남성의 노동생애 불안정은 보편화되고 있는가?-세대 및 학력 간 노동궤적 비교를 중심으로. 사회복지정책, 47(2), 31-58.
- 이승윤·백승호·김미경·김윤영. (2017). 한국 청년노동시장의 불안정성 분석. 비판사회정책, (54), 487-521.
- 이영라·이숙종. (2018). “고령층의 자산빈곤과 소득빈곤에 미치는 영향요인 연구”. 《사회과학연구》, 57(2), 111-157.
- 이은희· 김경자· 이성림· 유현정·차경욱· 이영애· 이준영. (2015). “세대별 가계경제구조 비교분석”. 《소비자정책교육연구》, 11(2), 197-227.
- 이주환·김교성. (2013). 근로빈곤층의 빈곤이력과 노동경력. 사회복지연구, 44(3), 323-346.
- 임정연·이영민. (2016). 한국 베이비부머 (Baby Boomer) 의 직업이동 특성 분석. 예술인문사회융합멀티미디어논문지, 6, 223-230.

- 정해식·김수완·안상훈. (2014). “다차원적 불평등의 세대간 특성: 현 노인세대, 베이비붐 세대, 이후 세대의 비교를 중심으로”. 《노인복지연구》, 63, 337-369.
- 조미라. (2017). 일-생활 균형 관점에서 본 한국 가구의 노동시간 유형화 연구: 기혼부부의 시간일지를 결합한 배열분석. 서울대학교 대학원 사회복지학과 박사학위논문.
- 조미라. (2017). 일-생활 균형 관점에서 본 한국 가구의 노동시간 유형화 연구: 기혼부부의 시간일지를 결합한 배열분석. 서울대학교 대학원 사회복지학과 박사학위논문.
- 최민정. (2017). 경력단절 여성베이비부머의 노동시장 복귀에 관한 분석. 사회복지정책, 44(1), 105-133.
- 최혜지, 정은수.(2018). 고령노령자의 불안정 노동과 삶의 질. 사회과학연구. 제25권 제2호. 217-237.
- 최혜지.(2018). 중고령자의 불안정 노동: 세대 비교적 관점으로. 노인복지연구. vol 73(2). pp249-272.
- 통계개발원 (2019). 이슈분석2: 고령화와 노년의 경제, 사회활동 참여. 2019년 가을호.
- 통계청 (2010a). “사회조사를 통해 본 베이비붐 세대의 특징”. 통계청 보도자료. 통계청.
- 통계청 (2010b). 장래인구추계 2010-2060. 통계청.
- 통계청 (2012). “베이비부머 및 에코세대의 인구 · 사회적 특성분석”, 통계청 2012. 8. 2 보도자료.
- 통계청. (2019). 고령자 통계. 통계청.
- 한신실. 2018. 이행노동시장과 중고령자의 노동경력. 한국사회복지정책학회 춘계학술대회자료집, 2018(0): 411-432.
- 황상민·김도환. (2004). “한국인의 라이프스타일과 세대의 심리적 정체성”. 《한국심리학회지: 사회 및 성격》, 18(2), 31-47.
- Beck, U. 1997. 위험사회: 새로운 근대(성)를 찾아서. 홍성태 역. 서울: 새물결. (원서 출판 1992)
- Gabardinho, A., Ritschard, G., Mueller, N. S., & Studer, M. (2011). Analyzing and visualizing state sequences in R with TraMineR. Journal of Statistical Software, 40(4), 1-37.
- Kalleberg, A. L. (2000). Nonstandard employment relations: Part-time, temporary and contract work. Annual review of sociology, 26(1), 341-365.
- Kim, Y. Y., Baek, S. H., and Lee, S. S. Y. (2018). Precarious Elderly Workers in Post-Industrial South Korea. Journal of Contemporary Asia, 48(3), 465-484.
- Standing, G. (2011). The precariat: the new dangerous class, Bloomsbury Academic. London, New York.

Session 2

제1주제 건강

1. 청년기의 어떠한 특성이 우울을 증가 또는 감소시키는가?
성장혼합모형을 적용한 8개년도 종단연구
2. 성인의 문제음주 변화에 따른 잠재계층 분류와 생태체계 영향요인 검증

청년기의 어떠한 특성이 우울을 증가 또는 감소시키는가? 성장혼합모형을 적용한 8개년도 종단연구

Classifying the Depression Trajectories in Korean Young Adults: Eight Year Longitudinal Study Using the Growth Mixture Model

유창민(한남대학교 사회복지학과 조교수)

본 연구는 우리나라 청년의 우울 변화궤적이 전체 하나의 모집단의 형태로만 나타나는지 또는 질적으로 다른 다양한 잠재 하위 계층으로 나타나는지 확인하고, 이러한 다양한 하위 잠재계층 간의 차이는 어떠한 요인과 관련이 있는지 알아보는데 목적이 있다. 이를 위해서 한국복지패널 자료 중 2012년부터 2018년까지 총 8년간의 종단자료를 이용하였고, 최종분석대상은 우리나라 청년기에 해당하는 만 19세 이상부터 만 34세 이하까지의 1,695명이다. 주요 연구문제를 분석하기 위해서 성장혼합모형을 적용하였다. 그 결과 첫째, 우리나라 청년의 우울 변화궤적의 잠재계층은 3개의 집단(저수준 우울 유지집단, 고수준 우울 감소집단, 저수준 우울 증가집단)으로 분류되었다. 둘째, 우울 변화궤적의 유형을 예측하는 요인을 분석한 결과, 시기에 따라서 여성 또는 남성, 배우자가 없을수록, 교육수준/자아존중감이 낮고 주거환경이 나쁠수록, 그리고 음주를 많이 할수록 우울수준이 높은 집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 우리나라 청년들의 정신건강을 예방 및 증진할 수 있는 함의와 제언을 논의하였다.

제1절 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

일반적으로 청년기는 아동기에서 성인기로 전환되는 시점으로서 청년기에 대한 정의는 학자와 법에 따라서 매우 다양하다. 권중돈(2014)의 경우 청년기를 고등학교 졸업 이후 취업, 결혼 등을 통해서 독립하는 시기로 정의하였고 그 연령대를 19~30세로 보았다. '청소년고용촉진특별법'에서는 청년을 '취업을 하고 싶은 15세 이상부터 29세 이하인 사람'으로 정의하면서 대략 20대를 청년기로 정의하고 있다. 그러나 최근에는 성인으로서의 다양한 발달과업 성취 이행이 지체됨으로 인해서 청년기의 연령대를 더 넓게 정의하는 경우가 많아지고 있다(김홍중, 2016; Furstenberg, Rumbaut, Settersten, 2005). 실제로 법과 다양한 제도적 시각 또한 청년기를 30대 초·중반까지 반영하고 있다. 구체적으로 우리나라의 대표적 청년 정책에 해당하는 '청년취업성공패키지 사업'과 '청년구직활동지원금 사업' 등은 그 대상을 만 18세 이상부터 만 34세 이하로 정의하고 있고, '청년내일채움공제 사업'은 그 대상을 만 15세 이상부터 만 34세 이하로 하고 있다. 또한, 현재 우리나라 국회에서 발의 중인 법안인 '청년기본법안'에서는 하한 나이를 19세, 상한 나이를 34세

로 정의하고 있다(김기현·배상률·성재민, 2018).

그런데 최근 청년들의 낮은 삶의 질(변금선·김기현, 2019)과 높은 실업률(통계청, 2018) 등 취약한 환경과 더불어서 청년기의 우울 수준이 높아지고 있다. 건강보험심사평가원(2019)에 따르면, 20대에 해당하는 청년들의 우울증이 2012년 5만 2793명에서 2018년 9만 8434명으로 급격히 늘어난 것으로 나타났다. 따라서 청년기의 우울에 대한 개입의 필요성이 증대되고 있다. 우울은 학자마다 다양하게 정의되고 있는데, 대표적으로 American Psychiatric Association(2000)에서는 우울을 다음과 같이 정의하고 있다. 우울이란 '슬픈 감정, 희망이 없음, 죄책감, 활동에 대한 흥미감소 등을 보이는 주관적인 기분'이고, 이러한 우울을 진단하기 위한 세부 내용에는 '하루 종일 우울함, 대부분의 활동에서 흥미가 없음, 체중과 식욕 감소 혹은 증가, 불면 또는 과수면' 등이 있다. 이러한 우울은 그 증상이 심할 경우 자살생각이나 실제 자살로까지 이어질 수 있는 위험이 높기 때문에(김용범, 2008) 최근 청년층의 우울 증가 현상에 대한 깊이 있는 관찰과 연구가 필요한 시점이다.

이에 따라서 청년들의 우울과 관련된 다양한 연구들이 진행되었다(강시운·한창근, 2018; 송인한·이경원·정집훈, 2019). 이러한 연구들은 청년층을 대상으로 이들의 우울과 관련된 다양한 요인들과의 구조적 관계를 분석하고, 특히 매개요인과 조절요인을 확인함으로써 위험 및 보호요인과 청년들의 우울 사이의 매커니즘을 확인했다는 점에서 의의가 있다. 그러나 이러한 연구들은 모두 어느 특정한 한 시점을 대상으로 진행한 연구로써 이후 시간이 흐름에 따라서 이러한 관계가 어떻게 변화하는지 확인하지 못했다는 단점이 있다. 또한 이러한 연구들은 모두 특정한 변수들 간의 관계가 전체 모집단 내에서 어떻게 나타나는지를 확인하였지만, 실제 이러한 관계들은 하나의 집단적 특성만 나타내지 않고 다양한 하위 잠재 집단으로 유형화될 수 있다. 즉, 다양한 특성을 지닌 대상을 확인하는 것 또한 중요하다.

따라서 본 연구에서는 최근 제도적, 법적, 그리고 사회적으로 연장된 청년층의 연령인 만 19세~34세를 대상으로 우울 변화패적이 어떠한 유형으로 나타나는지 확인하고, 이러한 유형에 영향을 주는 예측요인은 무엇이 있는지 확인하고자 한다.

2. 연구문제

이 연구는 우리나라 청년들의 우울패적 변화유형이 어떻게 되는지 살펴보고, 확인된 각 잠재유형과 관련된 예측요인의 관계성을 확인하는 데 그 목적이 있다. 이러한 연구목적을 달성하기 위해서 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

연구문제1: 청년의 우울패적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

연구문제2: 청년의 우울패적 변화유형과 예측요인은 어떠한 관계가 있는가?

제2절 선행연구 고찰

우울과 관련된 다양한 선행연구에 근거하여 우울의 잠재계층유형과 관련이 있을 것으로 예상되는 요인에는 크게 인구사회요인, 사회경제요인, 심리·신체·환경요인, 그리고 건강행동요인이 있다.

먼저 인구사회요인에는 성별과 혼인상태가 있다. 성별의 경우 국내, 국외, 장애 여부, 다문화가정 청소년 등 인구집단의 특성과 상관없이 대체로 여성이 남성보다 더 우울 수준이 높은 것으로 나타난다(김성용, 2020; 유창민, 2017; 한광현, 2020; Cooper et al., 1992). 이처럼 여성의 우울이 남성의 우울보다 더 높

은 성별효과와 관련해서, 정준수와 박미은(2016)은 스트레스 대처와 관련해서 여성의 경우 주로 내재화 방법을 사용하는 반면 남성의 경우 외현화 방법을 사용하기 때문으로 설명한다. 따라서 청년기의 우울도 성별에 따른 차이가 있을 것으로 예상된다. 혼인상태의 경우, 배우자가 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울수준이 낮거나(강상경 외, 2015; 유창민, 2017) 또는 우울 상태에서 탈출할 가능성이 높게 나타났다(정준수·박미은, 2016). 이와 관련하여 유창민(2017)은 배우자가 있는 경우 정서적 지지를 받을 수 있고 이러한 지지가 우울 감소에 긍정적인 영향을 주는 것으로 보았다.

다음으로 사회경제요인에는 직업상태, 교육수준, 그리고 소득수준이 있다. 직업상태의 경우 직업이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울 수준이 더 낮게 나타났고 이러한 영향은 연령대, 장애 유무, 그리고 국외연구에서도 일관되게 보고되고 있다. 강상경 외(2015)의 연구에서 근로하지 않는 경우가 근로하는 경우보다 우울이 더 높게 나타났고, 정은희와 강상경(2014)의 연구에서는 초기 성인기, 중장년기, 그리고 노년기 등 모든 연령층에서 직업이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울수준이 낮게 나타났다. 유창민(2017)의 연구에서는 장애 유무와 상관없이 직업이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울수준이 낮았다. 국외연구 또한 유사한 결과를 보여주었다(Melchior et al., 2013; Virtanen et al., 2005). 교육수준 또한 우울에 영향을 줄 수 있는 중요한 요인이다. 다수의 연구에서 교육수준이 높을수록 우울수준이 낮은 것으로 확인되었는데(강상경 외, 2015; 유창민, 2017) 이것은 교육수준이 건강행동 개선, 소득, 직업, 사회적 지위 등과 정적인 관련이 있기 때문으로 생각된다. 즉, 교육수준이 높을수록 건강행동을 개선하고자 노력 및 방안에 접근이 쉽고, 높은 소득과 안정적인 직장, 그리고 높은 사회적 지위에 있을 확률이 교육수준이 낮은 경우보다 더 높고, 이러한 결과로 인해서 우울이 낮아질 수 있다. 마지막으로 소득수준 역시 우울과 직접적인 관련이 있다. 대체적으로 소득이 낮을수록 우울이 높다는 연구가 많이 있었다(강상경 외, 2015; 김동배·손의성, 2005, 정은희, 2018). 특히 정은희(2018)는 우울과 소득의 종단적 상호관계를 분석한 결과, 우울이 소득에 영향을 주기도 하고 소득이 우울에 영향을 주기도 하는 것을 확인하였다.

다음으로 심리·신체·환경요인에는 자아존중감, 만성질환, 그리고 주거환경이 있다. 자아존중감의 경우, 자아존중감이 높을수록 스트레스 상황을 평가하는 정도(자기효능감)와 관련이 있을 수 있기 때문에 자아존중감이 높을수록 우울수준이 낮게 나타날 수 있다. 실제로 다수의 연구에서 자아존중감이 높을수록 우울수준이 유의미하게 낮은 것이 확인되었다(강상경 외, 2015; 유창민, 2017). 만성질환 또한 우울과 밀접한 관련이 있다. 유창민(2017)은 장애인과 비장애인을 대상으로 만성질환과 우울 변화궤적의 관계를 분석한 결과, 장애인과 비장애인 모두에서 만성질환이 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울 수준이 높게 나타났다. 김성용(2020)의 연구결과에서도 만성질환이 있는 경우에 우울이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 주거환경 또한 개인의 심리적 상태에 영향을 줄 수 있다. 강상경 외(2015)의 연구에서 거주환경의 열악함이 실제로 우울과 유의한 관계가 있음을 확인하였고, 유창민(2016)의 연구에서도 장애인과 비장애인 모두에서 주거환경이 좋을수록 자신의 건강상태에 대한 주관적 인식이 좋게 나타났다.

마지막으로 건강행동요인에는 흡연, 음주, 그리고 건강검진 등이 있다. 이와 관련하여 전진아 외(2012)는 우리나라 성인 11,677명을 대상으로 잠재계층성장분석을 통해서 우울변화양상을 확인하였고, 확인된 우울 잠재계층과 흡연 및 음주와의 연관성을 확인하였다. 그 결과, 우울수준이 낮은 집단보다 우울수준이 높은 집단일수록 흡연과 음주를 할 확률이 높은 것을 확인하였다. 또한 건강검진을 받는 횟수의 경우 건강검진을 자주 참여할수록 심리내적인 상태에 대해서 확인받고 치료받을 가능성이 높다. 이러한 결과는 건강행동과 관련된 요인들이 우울에 영향을 줄 수 있는 요인임을 의미한다.

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

이 연구의 주요한 연구문제를 다루기 위해서 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 7차년도(2012년)부터 14차년도(2019년)까지 총 8년간의 패널자료를 사용하였다. 한국복지패널은 전국을 대표할 수 있도록 설계된 종단조사로서, 2006년도를 기준으로 1차 조사가 이루어졌다. 이때 2단계 층화집락추출법을 사용하였으며, 저소득층과 일반가구를 구분하여 최종 표본을 선정하였다. 본 연구의 1차년도가 아닌 7차년도 조사기준에 해당하는 2012년을 기점으로 우울측정문항에 응답한 만 19세 이상부터 만 34세 이하까지의 청년기에 해당하는 대상으로 연구를 진행하였다. 1차년도가 아닌 7차년도를 선택한 이유는 한국복지패널이 종단설계로서 시간이 지날수록 표본 탈락률이 높아짐에 따라서 7차년도에 새로운 조사대상을 포함시켰다. 이에 따라서 본 연구는 7차년도에 새롭게 포함된 조사대상을 연구대상으로 함으로서 조사기간이 길어짐에 따른 높은 표본 탈락률과 이로 인해 발생할 수 있는 편의를 방지하고자 하였다. 이에 따라서 7차년도 기준 총 1,695명의 청년이 최종 분석대상이다. 잠재계층유형과 예측요인과의 관계를 분석할 때 예측요인의 시점은 7차년도인 2012년도 시점과 14차년도인 2019년도 시점을 사용하였다.

2. 주요 변수 및 측정도구

가) 종속변수: 우울 변화궤적

본 연구의 종속변수에 해당하는 우울의 경우, CES-D척도 11문항(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)을 사용하였다. CES-D척도는 Radloff(1977)가 표준화시킨 척도이고, 한국복지패널에서는 전경구와 이민규(1992)에 의해 수정된 한국판 우울척도를 사용하였다. 문항 내용은 (1) 식욕 없음, (2) 비교적 잘 지냄, (3) 우울함, (4) 모든 일이 힘들게 느껴짐, (5) 잠을 설침, (6) 외로움, (7) 불만없이 생활, (8) 사람들이 차갑게 대하는 것 같이 느낌, (9) 마음이 슬픔, (10) 사람들이 나를 싫어하는 것 같이 느낌, (11) 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음 이다. 2번과 7번 문항은 역문항이다. 이에 모든 문항이 '0=극히 드물다'에서 '3=대부분 그랬다'로 측정될 수 있도록 코딩하였다. 따라서 점수가 높아질수록 우울수준이 높음을 뜻한다. 본 연구의 신뢰도는 7차년도 0.856, 8차년도 0.901, 9차년도 0.891, 10차년도 0.905, 11차년도 0.905, 12차년도 0.905, 13차년도 0.905, 14차년도 0.905이다.

나) 인구사회요인: 성별, 혼인상태

인구사회요인에는 성별과 혼인상태가 있다. 성별의 경우 남성 '0', 여성 '1'로 코딩하였고, 혼인상태는 배우자가 있는 경우 '1', 사별, 미혼, 별거 등으로 배우자가 없는 경우 '0'으로 하였다.

다) 사회경제요인: 직업, 교육수준, 소득수준

사회경제요인에는 직업, 교육수준, 그리고 소득수준이 있다. 직업의 경우 취업 한 경우에는 '1', 취업을 하지 않은 경우에는 '0'으로 코딩하였다. 교육수준의 경우 미취학 '1' ~ 대학원 박사 '9' 로 측정되었다. 소득은 지난 1년간의 가처분소득을 이용하였다. 가처분소득은 가구가 근로제공의 대가로 받은 근로소득, 자

영사업으로부터의 사업 및 부업소득, 자산으로부터 이자, 배당금 등의 재산소득, 정부, 타기구, 비영리 단체 등으로부터 이전되는 이전소득, 그리고 공적이전소득에서 세금 및 사회보장부담금 등을 제외한 후 발생하는 소득을 의미한다(유창민, 2017). 이때 예측요인으로 투입할 때에는 소득을 가구원수로 보정한 가구원소득($\frac{\text{가치분소득}}{\sqrt{\text{가구원수}}}$)을 계산한 후 왜도 및 첨도 등을 고려하여 로그로 변환한 값을 사용하였다.

라) 심리·신체·환경요인: 자아존중감, 주거환경, 만성질환

심리·신체·환경요인에는 자아존중감, 주거환경, 그리고 만성질환이 있다. 자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도 10문항을 사용하였다. 문항 내용은 (1) 나는 가치 있는 사람이다, (2) 나는 좋은 성품을 지녔다, (3) 나는 실패한 사람이라는 느낌이 든다, (4) 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수 있다, (5) 자랑할 것이 별로 없다, (6) 긍정적인 태도를 가졌다, (7) 대체로 만족, (8) 내 자신을 존경할 수 있으면 좋겠다, (9) 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌, (10) 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다 이다. 이 중에서 5개 문항은 긍정적 상태의 자아존중감, 5개 문항은 부정적 상태의 자아존중감을 측정하였기 때문에, 부정적 상태의 자아존중감 5개 문항을 역코딩하였다. 따라서 점수가 높을수록 자아존중감이 높다는 것을 의미한다. 본 연구의 신뢰도는 0.735이다.

주거환경은 구조부 재질, 적절한 방음, 환기, 채광, 난방시설, 소음, 진동, 악취, 대기오염, 자연재해 안전에 관한 것으로 '예', '아니오'로 측정하였고, 이에 대한 총합을 분석에 사용하였다. 따라서 점수가 높을수록 주거환경이 좋음을 의미한다.

다음으로 만성질환은 만성질환을 묻는 질문에 '비해당 0점' ~ '6개월 이상 투병, 투약하고 있다 3점'까지 측정한 값을 사용하였다.

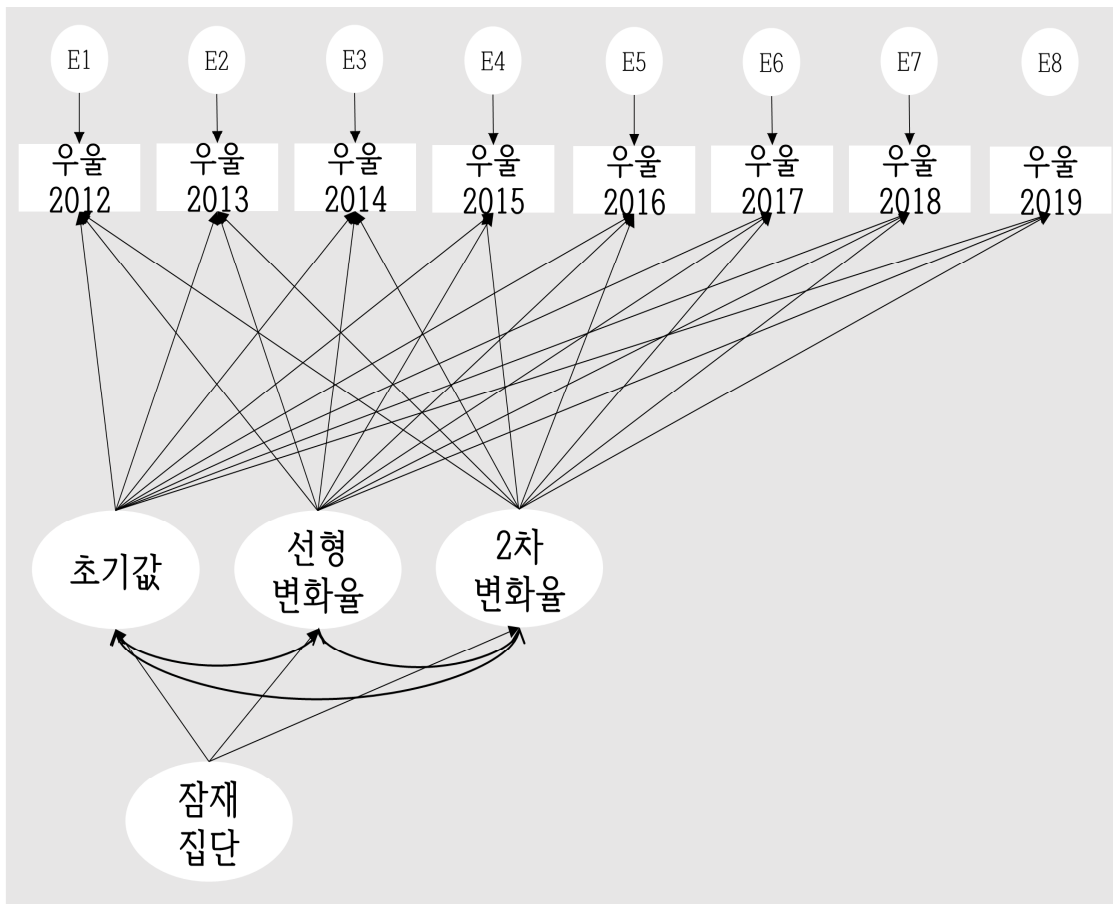
마) 건강행동요인: 흡연, 음주, 건강검진 수

건강행동요인에는 흡연, 음주, 그리고 건강검진 수가 있다. 흡연의 경우 "1년간 평균적으로 귀하는 흡연을 얼마나 하셨습니까?"라는 질문에 대해 전혀 피지 않음 '0' ~ 하루 두 갑 이상 '4'까지 총 5점 척도로 측정을 하였으며, 점수가 높을수록 흡연을 많이 하는 것을 의미한다. 음주의 경우 "1년간 평균적으로 귀하는 술을 얼마나 자주 마셨습니까?"라는 질문에 대해 전혀 마시지 않음 '0'부터 주 4회 이상 '4'까지 총 5점 척도로 측정을 하였고, 점수가 높을수록 음주를 많이 하는 것을 의미한다. 건강검진은 1년간 의료기관을 이용한 외래진료횟수를 사용하였다. 이때 건강검진을 하지 않은 경우도 있기 때문에 변수의 편의성 문제를 고려하여 로그로 변환한 값을 사용하였다.

3. 연구모형 및 분석방법

본 연구는 우리나라 청년들의 우울 변화궤적의 잠재계층유형을 확인하기 위해서 성장혼합모형(Growth Mixed Model: GMM)을 활용하였다. GMM 분석은 특정 요인에 대한 변화궤적의 잠재 집단을 확인할 수 있는 방법으로, 여러 시점으로 조사된 변수를 이용해서 k개의 하위 잠재계층을 찾아내는 방법이다 (그림 1 참조).

[그림 1] 성장혼합모형



잠재계층집단의 수는 다양한 지표들(정보지수, 분류의 질, 집단의 최소 비율, 해석 가능성 정도 등)에 따라서 결정된다. 정보지수는 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)를 계산하여 모형을 비교하고, 값이 작아질수록 모형이 더 적합한 것으로 판단한다(Muthén & Shedden, 1999).

$$AIC = -2\ln(L) + 2p$$

$$BIC = -2\ln(L) + p[\ln(n)]$$

분류의 질을 나타내는 지표는 Entropy 지수를 확인한다. Entropy는 0 ~ 1의 값을 가지게 되고 1에 가까울수록 집단 분류의 질이 좋음을 의미한다(Clark, 2010). 그 다음 잠재집단의 수가 k개인 경우와 k-1개인 경우를 비교하는 모형비교 검증을 한다. 이때 LMR-LRT(Lo Mendell Rubinadjusted Likelihood Ratio Test)와 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test)를 사용하여 확인하는데, p값이 유의하지 않으면 k개의 집단 수를 갖는 모형보다 k-1개의 집단 수를 갖는 모형이 더 좋은 모형이라고 판단한다. 이와 더불어서 각 잠재계층의 표본 대비 최소비율도 고려가 된다. 최소비율은 학자마다 기준이 조금씩 다른데, Jung과 Wickrama(2008)는 표본 대비 최소비율이 5% 이상이 되어야 한다고 주장하였고, Nooner 외(2010)는 표본 대비 최소비율이 1% 이상이면 적절하다고 주장하였다. 따라서 이러한 지표들과 잠재계층집단의 해석 가능성 등을 종합적으로 고려하여 최종 잠재계층집단의 수를 결정하게 된다(Nylund et al., 2007). 다음, 잠재계층집단의 수가 결정이 되고 난 이후, 우울의 하위 잠재계층 유형에 영향을 줄 것으로 예상되는

예측요인과 잠재계층 집단 간의 관련성을 확인하기 위해서 다항로지스틱 회귀분석을 사용하였다.

본 연구는 조사 시점마다 발생하는 결측값을 다루기 위해서 FIML(full information maximum likelihood) 추정방식을 사용하였다. FIML은 결측값들이 무작위성을 가진다는 가정이 충족이 되지 않더라도 편향되지 않는 추정치를 나타내는 것으로 보고되고 있다(Schafer & Olsen, 1998). 이러한 분석을 위해서 Mplus 7.0 통계패키지가 사용되었다.

제4절 연구결과

1. 우울 변화에 따른 잠재집단 분류

우울수준 변화에 따른 잠재계층의 수를 결정하기 위해 성장혼합모형(GMM)을 실시하였다. 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 모형비교를 한 결과를 표 1에 제시하였다.

그 결과 잠재계층의 수를 증가시킬수록 AIC값과 BIC값이 모두 감소하였고, LMR-LRT 검증 또한 대부분 집단의 수에서 유의미하게 나타났다. 분류가 질적으로 얼마나 잘 되었는지를 나타내는 Entropy값은 1에 근사할수록 분류의 질이 높음을 의미하며 모든 계층에서 나쁘지 않은 값을 보였다. 그러나 4계층의 경우 Entropy값이 나쁘지 않았지만 LMR-LRT의 값이 유의미하지 않았고 가장 작은 사례 수를 보인 집단의 비율이 4.2%로 5%보다 작게 나타났다(Jung & Wickrama, 2008). 따라서 이러한 다양한 지표와 동시에 해석의 용이성을 함께 고려하고, 또한 사례 수의 적절성 등을 고려할 때에 적절하게 분포된 3계층 모형이 최적의 모형이라고 판단하였다.

<표 1> 잠재집단 모형의 적합도 비교

지수	1계층	2계층	3계층	4계층
AIC	94610.331	92524.086	91809.681	91368.162
BIC	94702.734	92638.230	91945.566	91525.790
Adjusted BIC	94648.727	92571.516	91866.145	91433.661
LMRT p-value	-	0.0001	0.0003	0.7586
Entropy	-	0.912	0.919	0.938
class1	1695 (100%)	1613 (95.2%)	1453 (85.7%)	149 (8.8%)
class2		82 (4.8%)	156 (9.2%)	79 (4.7%)
class3			86 (5.1%)	1396 (82.3%)
class4				71 (4.2%)
class4				

2. 우울 잠재집단에 대한 기술통계

표 2는 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요변수들의 기술통계값을 세 개의 잠재계층별로 구분하여 나타내었다. 이때 주요 예측변수는 2012년 시점의 값을 사용하였다. 구체적으로 우울과 관련해서, 잠재계층 1의 경우 2012년부터 2019년까지 우울증이라 의심할 수 있는 16점 이하의 점수에서 유지되고 있음을 알 수 있다. 잠재계층 2의 경우 2012년과 2013년에는 우울점수가 16점을 넘었지만 이후 지속적으로 감소하는 모습을 보여준다. 잠재계층 3의 경우 2012년에는 우울점수가 4.31점으로 매우 낮았지만, 이후 급격하게 증가하는 모습을 보여준다. 성별의 경우 계층 1과 계층 2에서는 여성이 많은 반면 계층 3에서는 남성이 더 많은 비율을 나타냈다. 혼인상태의 경우 모든 잠재계층에서 유배우자보다 무배우자인 경우가 많았다. 직업상태와 교육수준 또한 모든 잠재계층에서 취업인 상태가 미취업인 상태보다 많았고, 대졸이상 대졸미만 보다 많았다. 건강행동요인에서는 잠재계층 3이 잠재계층 1과 2보다 흡연 및 음주의 빈도가 높은 것으로 나타났다.

<표 2> 잠재계층별 주요 변수 기술통계치 및 인구사회학적 특성

		계층 1 (N=1,453)		계층 2 (N=156)		계층 3 (N=86)		
		평균(수)	표준편차	평균(수)	표준편차	평균(수)	표준편차	
종속 변수	우울 2012년	2.40	3.45	20.73	6.67	4.31	6.01	
	우울 2013년	7.99	21.83	16.47	26.57	20.63	40.07	
	우울 2014년	7.41	19.22	13.54	23.64	28.17	44.37	
	우울 2015년	7.14	20.98	11.47	22.87	30.53	46.56	
	우울 2016년	7.57	22.38	11.67	22.84	57.13	58.04	
	우울 2017년	6.58	18.24	8.48	16.92	45.05	53.54	
	우울 2018년	5.88	16.71	12.62	22.48	52.96	54.30	
	우울 2019년	3.95	6.66	8.24	12.13	112.73	0.00	
인구 사회 요인	성별	여성	833	102	37			
		남성	620	54	49			
	혼인상태	유배우	511	46	6			
무배우		942	110	80				
사회 경제 요인	직업상태	취업	905	89	56			
		미취업	548	67	30			
	교육수준	대졸이상	1,174	96	65			
		대졸미만	279	60	21			
소득 (만원)		2,825.55	1,583.30	2,366.53	1,086.45	2,868.15	1,292.03	
심리 신체 환경 요인	만 성 질 환	자아존중감	3.24	0.33	2.78	0.41	3.15	0.34
		비해당	1266	125	73			
		3개월 미만 투병	51	11	4			
		3~6개월 투병	24	1	1			
		6개월 이상 투병	112	19	8			
주거환경		3.72	0.72	3.48	0.99	3.72	0.79	
건강 행동 요인	흡연		0.20	0.40	0.26	0.44	0.33	0.47
	음주		1.33	1.17	1.45	1.19	1.57	1.26
	건강검진 수		0.39	0.54	0.31	0.49	0.35	0.53

주: 예측요인의 경우 2012년도 값을 사용하였음.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널』 원자료.

3. 우울 잠재집단의 변화유형

최종적으로 확정된 세 개의 잠재계층 모형의 각 잠재계층별 초기값, 선형변화율, 그리고 2차 변화율의 평균값을 추정한 결과는 표 3과 같고, 도출된 잠재계층별 우울 변화유형은 그림 2와 같다.

먼저 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 1,453명으로 연구대상자의 85.7%가 속하고 있다. 계층 1의 우울 초기값은 2.441(p<0.001)이고 선형변화율은 3.219(p<0.001), 2차 변화율은 -0.430(p<0.001)로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 가장 낮은 우울수준을 보였고 이후 8년 동안 가장 낮은 우울수준을 유지하는 것으로 나타났다. 이에 따라서 계층 1을 '저수준 우울 유지집단'으로 명명하였다.

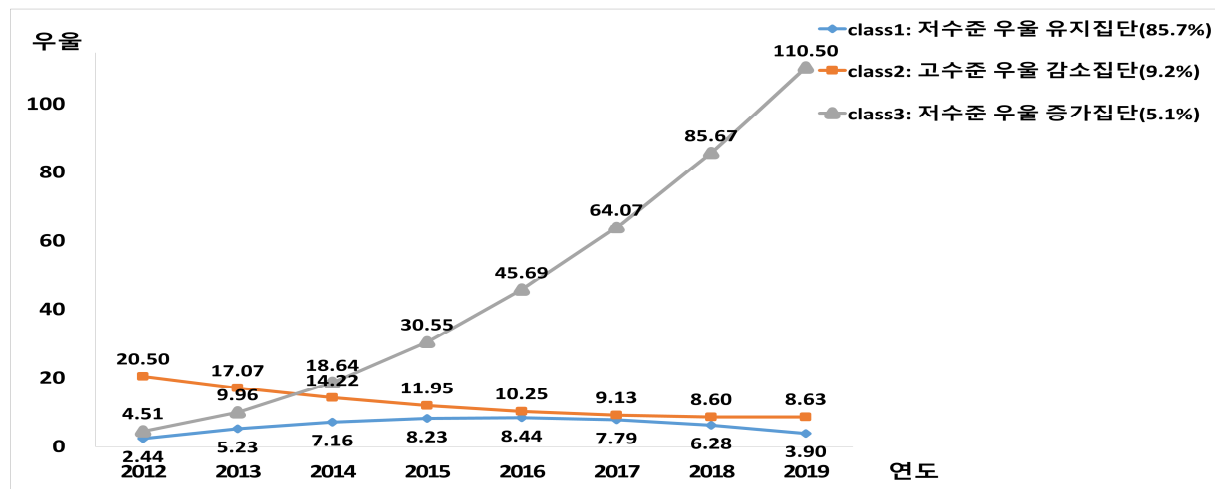
계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 156명으로 연구대상자의 9.2%가 속하고 있다. 계층 2의 우울 초기값은 20.499(p<0.001)이고 선형변화율은 -3.718(p<0.001), 2차 변화율은 0.289(p<0.05)로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 가장 높은 우울수준을 보였을 뿐만 아니라 그 점수가 우울증을 의심할 수 있는 16점보다 높은 20점을 나타내었고, 이후 8년 동안 우울 수준이 점차 감소하면서 2019년에는 두 번째로 낮은 우울점수를 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '고수준 우울 감소집단'으로 명명하였다.

계층 3(class3)을 살펴보면, 사례 수는 총 86명으로 연구대상자의 5.1%가 속하고 있다. 계층 3의 우울 초기값은 4.505(p<0.001)이고 선형변화율은 3.837(p>0.05), 2차 변화율은 1.615(p<0.10)로 나타났다. 계층 3의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 두 번째로 낮은 우울수준을 보였지만, 이후 8년 동안 가장 빠른 속도로 우울이 증가하여 2019년에는 우울증을 의심할 수 있는 16점을 크게 상회하는 110.5점이라는 높은 우울수준을 보였다. 이에 따라서 계층 3을 '저수준 우울 증가집단'으로 명명하였다.

<표 3> 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (저수준 우울 유지집단)		계층2 (고수준 우울 감소집단)		계층3 (저수준 우울 증가집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	2.441***	0.142	20.499***	1.070	4.505***	0.769
선형 변화율	3.219***	0.449	- 3.718***	0.912	3.837	6.284
2차 변화율	-0.430***	0.064	0.289*	0.129	1.615+	0.890

[그림 2] 우리나라 청년층의 우울 변화에 따른 잠재집단 유형



4. 청년기 우울 잠재집단에 영향을 미치는 요인

청년의 우울과 관련될 것으로 예상되는 영향요인이 잠재계층 분류에 미치는 영향을 분석한 결과는 표4 및 표5와 같다. 이때 표 4는 잠재집단과 2012년도 기준 예측요인과의 관계를 살펴본 결과이고, 표5는 잠재집단과 2019년도 기준 예측요인과의 관계를 살펴본 결과이다.

2012년도 기준 예측요인과 잠재집단의 관계와 관련해서, 먼저 우울수준이 상대적으로 가장 낮은 집단인 저수준 우울 유지집단(class 1)을 기준으로 하고 고수준 우울 감소집단(class 2)과 비교할 때에, 여성일수록(B=-0.772, p<0.01), 자아존중감이 낮을수록(B=-3.140, p<0.001), 주거환경이 나쁠수록(B=-0.219, p<0.05), 그리고 음주량이 많을수록(B=0.174, p<0.05) 저수준 우울 유지집단보다 고수준 우울 감소집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 다음으로 우울수준이 상대적으로 가장 낮은 집단인 저수준 우울 유지집단(class 1)을 기준으로 하고 저수준 우울 증가집단(class 3)과 비교할 때에, 배우자가 없는 경우(B=1.965, p<0.001) 저수준 우울 유지집단보다 저수준 우울 증가집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 마지막으로 고수준 우울 감소집단(class 2)을 기준으로 하고 저수준 우울 증가집단(class 3)과 비교할 때에, 남자일수록(B=1.048, p<0.01), 배우자가 없는 경우(B=1.912, p<0.001), 그리고 자아존중감이 높을수록(B=2.566, p<0.001) 고수준 우울 감소집단보다 저수준 우울 증가집단에 속할 확률이 높게 나타났다.

<표 4> 청년기 우울 변화궤적 유형에 대한 다항로지스틱 분석 결과 (예측요인이 2012년도인 경우)

변수	Class2(고수준 우울 감소) vs. Class1(저수준 우울 유지) (Ref)			Class3(저수준 우울 증가) vs. Class1(저수준 우울 유지) (Ref)			Class3(저수준 우울 증가) vs. Class2(고수준 우울 감소) (Ref)		
	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)
	인구 사회 요인								
성별(남자)	-.772**	.247	.462	.277	.271	1.319	1.048**	.349	2.853
혼인상태(무배우자)	.053	.212	1.054	1.965***	.432	7.135	1.912***	.473	6.767
사회 경제 요인									
직업(미취업)	-.112	.204	.894	-.133	.251	.876	-.021	.309	.979
교육수준	-.116	.110	.890	-.168	.139	.845	-.052	.169	.949
소득	.087	.169	1.091	.031	.170	1.032	-.056	.232	.946
심리 신체 환경 요인									
자아존중감	-3.140***	.271	.043	-.574	.331	.563	2.566***	.405	13.008
만성질환	.035	.099	1.036	.038	.127	1.039	.003	.152	1.003
주거환경	-.219*	.104	.803	.075	.159	1.078	.294	.181	1.341
건강 행동 요인									
흡연	.488	.287	1.629	.307	.298	1.359	-.181	.392	.835
음주	.174*	.086	1.190	.062	.106	1.064	-.112	.131	.894
건강검진 수	-.083	.186	.920	-.027	.219	.973	.056	.275	1.058

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

다음으로, 2019년도 기준 예측요인과 잠재집단의 관계와 관련해서, 먼저 우울수준이 상대적으로 가장 낮은 집단인 저수준 우울 유지집단(class 1)을 기준으로 하고 고수준 우울 감소집단(class 2)과 비교할 때에, 교육수준이 낮을수록(B=-0.392, p<0.01), 자아존중감이 낮을수록(B=-1.104, p<0.001), 그리고 주거환경이 좋을수록(B=0.552, p<0.05) 저수준 우울 유지집단보다 고수준 우울 감소집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 다음으로 우울수준이 상대적으로 가장 낮은 집단인 저수준 우울 유지집단(class 1)을 기준으로 하고 저

수준 우울 증가집단(class 3)과 비교할 때에, 남자인 경우(B=1.089, p<0.05), 배우자가 없는 경우(B=1.499, p<0.01), 그리고 자아존중감이 낮을수록(B=-4.546, p<0.001) 저수준 우울 유지집단보다 저수준 우울 증가집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 마지막으로 고수준 우울 감소집단(class 2)을 기준으로 하고 저수준 우울 증가집단(class 3)과 비교할 때에, 남자일수록(B=1.273, p<0.01), 배우자가 없는 경우(B=1.183, p<0.05), 그리고 자아존중감이 낮을수록 (B=-3.442, p<0.001) 고수준 우울 감소집단보다 저수준 우울 증가집단에 속할 확률이 높게 나타났다.

<표 5> 청년기 우울 변화궤적 유형에 대한 다항로지스틱 분석 결과 (예측요인이 2019년도인 경우)

변수	Class2(고수준 우울 감소) vs. Class1(저수준 우울 유지) (Ref)			Class3(저수준 우울 증가) vs. Class1(저수준 우울 유지) (Ref)			Class3(저수준 우울 증가) vs. Class2(고수준 우울 감소) (Ref)			
	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)	B	S.E.	Exp (B)	
인구 사회 요인	성별(남자)	-.184	.283	.832	1.089*	.423	2.971	1.273**	.480	3.571
	혼인상태(무배우자)	.316	.231	1.372	1.499**	.494	4.475	1.183*	.530	3.263
사회 경제 요인	직업(미취업)	-.087	.273	.917	-.814	.568	.443	-.727	.605	.483
	교육수준	-.392**	.130	.676	.031	.231	1.032	.423	.254	1.527
	소득	-.251	.192	.778	-.097	.407	.908	.154	.433	1.167
심리 신체 환경 요인	자아존중감	-1.104***	.295	.332	-4.546***	.548	.011	-3.442***	.592	.032
	주거환경	.552*	.253	1.737	.224	.278	1.251	-.329	.357	.720
	만성질환	.174	.094	1.191	.124	.159	1.131	-.051	.174	.950
건강 행동 요인	흡연	-.027	.355	.973	-.323	.457	.724	-.296	.545	.744
	음주	-.152	.095	.859	.013	.166	1.014	.165	.183	1.179
	건강검진 수	-.211	.221	.809	.253	.355	1.288	.464	.400	1.591

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

제5절 논의 및 결론

이 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 7차년도(2012년)부터 14차년도(2019년)까지 총 8년간의 패널자료를 사용하여 우리나라 만 19세 이상부터 만 34세 이하까지의 청년들을 대상으로 한 우울궤적에 따른 변화유형을 확인하고, 이러한 변화유형 계층에 영향을 주는 예측요인들과의 관계를 확인하였다. 이를 위해서 성장혼합모형(growth mixture model)과 다항로지스틱회귀분석을 실시하였고, 주요 연구결과에 대한 논의 및 결론은 다음과 같다.

1. 청년기 우울궤적의 변화유형 확인

본 연구는 청년들을 대상으로 우울 변화궤적에 대한 혼합성장모형 분석을 실시하였다. 그 결과 '저수준 우울 유지집단', '고수준 우울 감소집단', '저수준 우울 증가집단'의 3개 잠재계층으로 구분되었다. 먼저, 먼저 '저수준 우울 유지집단'은 총 1,453명으로 연구대상자의 85.7%가 속하고 있다. 이 집단의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 가장 낮은 우울수준을 보였고 이후 8년 동안 가장 낮은 우울수준을 유지하는 것으로 나타났다. '고수준 우울 감소집단'은 총 156명으로 연구대상자의 9.2%가 속하고 있다. 이 집단의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 가장 높은 우울수준을 보였을 뿐만 아니라 그 점수가 우울증을 의심할 수 있는 16점보다 높은 20점을 나타내었고, 이후 8년 동안 우울 수준이 점차 감소하면서 2019년에는 두 번째로 낮은 우울점수를 보였다. '저수준 우울 증가집단'은 총 86명으로 연구대상자의 5.1%가 속하고 있다. 이 집단의 변화궤적을 살펴보면 2012년도에 두 번째로 낮은 우울수준을 보였지만, 이후 8년 동안 가장 빠른 속도로 우울이 증가하여 2019년에는 무려 110.5점이라는 높은 우울수준을 보였다.

이러한 결과는 우울과 관련된 기존의 횡단 연구의 결과에서 확인하지 못한 변화궤적을 확인함과 동시에 다양한 하위 잠재 집단을 새롭게 확인했다는 점에서 중요한 의미를 가진다. 본 연구의 결과에 따르면, 2012년도에 3개의 집단 중 2개의 집단은 우울점수가 16점 이하로 나타났고 1개의 집단은 우울점수가 16점보다 높은 20.5점으로 나타났다. 그러나 이러한 우울점수는 시간이 지나면서 변화하게 되었다. 구체적으로 저수준 우울 유지집단의 경우 2012년도와 마찬가지로 2019년도에도 가장 낮은 우울 수준을 보였다. 반면, 2012년도에 20.5점으로 가장 높은 우울 수준을 보였던 고수준 우울 감소집단의 경우 2019년에는 8.63점으로 우울점수가 많이 감소한 것을 확인할 수 있다. 가장 눈에 띄는 집단은 저수준 우울 증가집단이다. 이 집단의 경우 2012년도에 4.51점으로 낮은 우울수준을 보였지만 이후 시간이 지남에 따라서 우울이 급격히 증가하였고 2019년에는 110.5점이라는 높은 우울수준을 보였다. 이러한 결과는 우울의 부정적 영향력을 고려할 때에 청년층의 우울 감소 개입이 시급함을 보여주고, 특히 저수준 우울 증가집단의 특징이 무엇인지 확인하는 것이 매우 중요하다. 따라서 이 집단이 가지는 어떠한 특징이 이렇게 매우 높은 우울수준으로 변화하는지, 그리고 다른 두 집단은 어떠한 특징을 가지고 있기 때문에 우울수준이 낮게 유지 또는 감소하는지 확인하는 것이 필요하다.

2. 청년기 우울 변화궤적 잠재계층의 예측요인

다음으로 우리나라 청년의 우울에 대한 세 개 집단에 속하는 청년들의 특성이 어떠한 예측요인에 의해서 분류되는지 확인하기 위해서 다항로지스틱회귀분석을 실시하였다. 이때 예측요인이 2012년인 경우와 2019년인 경우로 구분하여 분석을 진행하였다.

구체적으로 우울이 상대적으로 가장 낮은 집단인 저수준 우울 유지집단을(class 1)을 기준으로 하고 고수준 우울 감소집단(class 2)과 저수준 우울 증가집단 (class 3)을 각각 비교하는 분석을 실시하였다. 또한 고수준 우울 감소집단 (class 2)을 기준으로 하고 저수준 우울 증가집단(class 3)을 비교하는 분석을 실시하였다.

먼저, 예측요인이 2012년도인 경우와 관련해서, 인구사회요인 중 여자일수록, 그리고 배우자가 없을수록 우울이 높은 집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 이러한 결과는 여성이 남성보다 우울이 더 높다는 기존의 많은 연구결과(김성용, 2020; 유창민, 2017; 한광현, 2020; Cooper et al., 1992)와 일치하는 결과이다. 이처럼 일반적으로 여성이 남성보다 더 우울이 높은 것과 관련해서 정준수와 박미은(2016)은 여성의 경우

주로 내재화 방법을 사용하는 스트레스 대처를 하는 반면, 남성의 경우 외현화 방법을 사용하기 때문에 설명한다. 따라서 청년기 여성들에 대한 우울에 대한 개입이 다른 연령대 및 집단과 마찬가지로 중요하다. 혼인상태의 경우, 배우자가 있는 경우가 그렇지 않은 경우보다 우울수준이 낮거나(강상경 외, 2015; 유창민, 2017) 또는 우울 상태에서 탈출할 가능성이 높게 나타난다(정준수·박미은, 2016)는 기존연구결과를 지지한다. 이와 관련하여 유창민(2017)은 배우자가 있는 경우 정서적 지지를 받을 수 있고 이러한 지지가 우울 감소에 긍정적인 영향을 주는 것으로 보았다.

그런데 재미있는 것은 이러한 성별 차이와 우울 잠재집단 특성의 관계가 2019년도에는 달라진 점이다. 예측요인이 2019년도인 경우, 정 반대되는 성별효과가 나타났다. 즉, 남성이 여성보다 더 우울한 집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 더 정확히는 모든 집단에서 이러한 특징이 나타난 것이 아니고, 가장 우울이 심한 집단인 저수준 우울 증가집단(class 3)의 경우 다른 집단보다 남성이 많을 확률이 높게 나타났다. 이러한 결과는 어느 정도 수준의 우울의 경우 여성이 남성보다 더 높지만, 극단적으로 높은 우울 수준을 나타내는 경우는 여성보다 남성이 더 많음을 의미한다. 이러한 결과는 기존의 성별에 따른 스트레스 대처 방식의 차이에 의해 설명되지 않기 때문에, 어떠한 특정 사건 또는 요인이 이러한 차이를 유발하는지에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

다음으로 사회경제적 요인의 경우, 예측요인이 2019년인 경우에 교육수준이 유의미한 영향요인으로 확인되었다. 구체적으로 교육수준이 낮을수록 더 우울한 집단에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 교육수준 또한 우울에 영향을 줄 수 있다는 기존의 연구결과(강상경 외, 2015; 유창민, 2017)를 지지한다. 이처럼 교육수준에 따라서 특정한 잠재집단에 속할 확률이 영향을 받는 것은 교육수준이 높을수록 건강행동을 개선하고자 노력 및 방안에 접근이 쉽고, 높은 소득과 안정적인 직장, 그리고 높은 사회적 지위에 있을 확률이 교육수준이 낮은 경우보다 더 높고, 이러한 결과로 인해서 우울이 낮아질 수 있기 때문으로 생각된다. 그 외에 중요하게 생각되었던 소득 및 취업 여부 등은 유의미하게 나타나지 않았다. 이러한 결과는 소득과 취업여부 등이 중요하지 않다는 의미가 아니라 이보다 더 중요한 요인으로 인해서 소득 및 취업여부의 효과가 사라진 것으로 생각된다. 즉, 본 연구의 결과에서 상대적으로 베타값이 크게 나타나는 성별, 배우자유무, 자아존중감 등의 요인으로 인해서 소득과 취업여부의 유의미성이 사라진 것으로 생각된다. 따라서 소득 및 취업여부가 우울에 미치는 영향이 성별, 배우자유무, 자아존중감 등의 요인에 의해서 조절 또는 매개되는지에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 만일 성별, 배우자 유무, 자아존중감 등이 중요한 매커니즘으로 확인된다면 이러한 요인에 대한 개입이 더욱 중요해질 수 있다.

다음으로 심리, 신체, 환경요인의 경우, 예측요인이 2012년인 경우에 자아존중감이 높을수록, 그리고 주거환경이 좋을수록 우울이 낮은 집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 2019년의 경우에도 자아존중감이 높을수록 우울이 낮은 집단에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 자아존중감이 높을수록 우울수준이 유의미하게 낮게 나타난다는 기존의 연구결과(강상경 외, 2015; 유창민, 2017)와 일치한다. 이처럼 자아존중감의 긍정적 영향과 관련해서, 자아존중감이 높을수록 스트레스 상황을 평가하는 정도 (자기효능감)와 관련이 있을 수 있기 때문에 자아존중감이 높을수록 우울수준이 낮게 나타나는 것으로 생각된다. 주거환경의 경우 고수준 우울 감소집단에 속할 확률이 저수준 우울 유지집단에 속할 확률보다 높았는데 이러한 결과는 주거환경이 좋은 것이 이후 시간이 흐름에 따라서 지속적으로 영향을 주는 것과 관련되어 보인다. 주거환경 기존의 연구결과(강상경 외, 2015; 유창민, 2016)와 일치 또는 유사한 결과로서, 살아가고 있는 주변 환경, 특히 주거환경의 중요성을 보여준다. 따라서 우울이 높은 청년들을 대상으로 개입할 때에 '주거'와 관련된 개입도 필요하다. 현재 살고 있는 주거환경이 어떠한지에 대한 확인과 더불어서 청년층에게 안전하고 쾌적한 주거환경을 마련할 수 있는 국가적 차원의 지원이 필요하겠다.

마지막으로 건강행동요인 중 음주를 많이 할수록 우울이 높은 집단에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 우리나라 성인을 대상으로 우울과 음주의 관계를 확인한 전진아 외(2012)의 연구결과와 일치한다. 따라서 청년을 대상으로 한 우울 검사에서 높은 수준의 우울이 나온 경우 음주와 관련된 사정 및 확인이 필요하고, 반대로 위험한 수준의 알코올 의존을 보이는 청년의 경우 추후 우울로 이어지지 않도록 추적조사와 집중관리가 필요하다.

본 연구는 전국단위의 종단자료인 한국복지패널자료를 활용하여 2012년부터 2019년까지 총 8년 동안 우리나라 만 19세 이상부터 만 34세 이하까지의 청년을 대상으로 우울의 변화궤적 유형을 확인하였다. 특히 기존의 연구는 전체 또는 하나의 모집단 변화궤적을 확인한 반면, 본 연구는 우리나라 청년의 우울의 변화궤적이 다양한 하위 잠재집단으로 유형화될 수 있음을 확인하였다. 그리고 이러한 다양한 하위 잠재집단의 특성이 무엇인지 확인함으로써 추후 우리나라 청년들의 정신건강을 예방 및 증진시키기 위한 기초적인 자료가 될 수 있다는 데 중요한 의의가 있다.

참고문헌

- 강상경·정은희·김병수. 2015. “복지패널에 나타난 한국 사회의 우울계적 불평등과 관련요인”. 한국사회복지조사연구. 44, 241-270.
- 강시온·한창근. 2018. “청년 가구주의 자산수준이 삶의 만족도에 미치는 영향: 우울감의 매개효과 검증”. 『사회복지연구』. 49(4), 195-220.
- 건강보험심사평가원. 2019. “의료통계정보”. <http://www.hira.or.kr>.
- 권중돈. 2014. 『인간행동과 사회환경-이론과 실천』. 서울: 학지사.
- 김동배·손의성. 2005. “한국노인의 우울 관련변인에 관한 메타분석”. 『한국노년학』. 25(4), 167-187.
- 김기현·배상률·성재민. 2018. 『청년 핵심정책 대상별 실태 및 지원방안 연구I : 청년 니트(NEET)』. 『한국청소년정책연구원』.
- 김성용. 2020. “세월호 참사 전후 한국 성인의 우울 계적 분석: 적응유연성을 중심으로”. 『보건사회연구』. 40(1), 11-50.
- 김용범. 2008. “한국 성인에 있어서 우울증 및 자살사고에 미치는 관련요인”. 박사학위논문, 제주대학교.
- 김홍중. 2016. “청년 여성 프리카리아트의 얼굴”. 『한국문화연구』. 30, 31-66.
- 변금선·김기현. 2019. “청년층의 삶의 질 격차에 관한 연구: 1988-1998년생 청년의 다중격차 실태 분석”. 『사회복지정책』. 46(2), 257-285.
- 송인한·이경원·정집훈. 2019. “청년층 실업과 우울의 관계에서의 음주의 조절효과: 성별 차이 분석”. 『대한보건연구』. 45(1), 59-70.
- 유창민. 2016. “한국복지패널로 본 한국 성인의 건강계적과 예측요인: 장애인과 비장애인의 집단 내, 집단 간 불평등 정도를 중심으로”. 『보건사회연구』. 36(1), 440-472.
- 유창민. 2017. “장애인과 비장애인의 우울 불형평 정도: 2006년부터 10년간의 변화계적을 중심으로”. 『보건사회연구』 37(2), 150-183.
- 전진아·박현용·손선주. 2012. “잠재계층성장모형을 이용한 한국성인 우울수준의 변화계적 분석과 흡연 및 음주와의 연관성에 대한 연구 통합적 정신보건 케어시스템 제안에 대한 함의”. 『정신보건과 사회사업』. 40(3), 63-86.
- 정은희. 2018. “한국사회 우울과 소득의 종단적 상호관계 사회 원인가설과 선택가설 검증을 중심으로”. 『정신건강과 사회복지』. 46(2), 150-178.
- 통계청. 2018. “경제활동인구조사 청년층 부가조사”.
- 정은희·강상경. 2014. “자원봉사와 우울 계적의 종단적 관계: 세 연령집단 간 다집단 비교”. 『사회복지연구』. 45(1), 203-230.
- 정준수·박미은. 2016. “장애인의 우울탈출에 영향을 미치는 요인에 관한 종단적 연구”. 『한국사회복지교육』. 36, 55-83.

한광현. 2020. “다문화청소년의 우울-쾌적 예측 요인에 관한 연구”. 『정신건강과 사회복지』. 48(1), 56-83.

American Psychiatric Association. 2000. 『Diagnostic and statistical manual of mental disorders—fourth edition, text revision』. Washington, DC: American Psychiatric Association.

Clark, S. L. 2010. “Mixture modeling with behavioral data”. Unpublished doctoral dissertation, University of California, Los Angeles, CA.

Cooper, M., Russell, M., Skinner, J. B., Frone, M. R. and Mudar, P. 1992. “Coping, expectancies, and alcohol abuse: A test of social learning formulation”. *Journal of Abnormal Psychology*, 101(1), 139-152.

Furstenberg, F. F., Rumbaut, R.G., and Settersten, R.A. 2005. 『On the frontier of adulthood: emerging themes and new directions. In R. A. Settersten, F. F. Furstenberfg, & R.G. Rumbaut (Eds.). On the Frontier of Adulthood. Theory, Research and Public Policy(pp. 3 - 25)』. Chicago: Univ. Chicago Press.

Jung, T. and Wickrama, K. A. S. 2008. “An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modelling”. *Social and Personality Psychology Compass*, 2, 302-317.

Melchior, M., Chastang, J.-F., Head, J., Goldberg, M., Zins, M., Nabi, H., and Younès, N. 2013. “Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory: a 13-year follow-up of the GAZEL cohort study”. *Molecular psychiatry*, 18(1), 112-121.

Muthén, B., and Shedden, K. 1999. “Finite mixture modeling with mixture outcomes using the EM algorithm”. *Biometrics*, 55(2), 463-469.

Nooner, K. B., Litrownik, A. J., Thompson, R., Margolis, B., English, D. J., Knight, E. D., and Roesch, S. 2010. “Youth self-report of physical and sexual abuse: A latent class analysis”. *Child Abuse & Neglect*, 34(3), 146-154.

Nylund, K. L., Asparouhov, T., and Muthén, B. O. 2007. “Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study”. *Structural Equation Modeling*, 14(4), 535-569.

Radloff, L. S. 1977. “The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population”. *Applied Psychology Measurement*, 1, 385-401.

Rosenberg, M. 1965. 『Society and the adolescent self-image』. Princeton: Princeton University Press.

Schafer, J. L., and Olsen, M. K. 1998. “Multiple imputation for multivariate missing-data problems: A data analyst’s perspective”. *Multivariate Behavioral Research*, 33, 545-571.

Virtanen, M., Kivimaki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainlo, M., and Vahtera, J. 2005. “Temporary employment and health: a review”. *International Journal of Epidemiology*. 34(3), 610-622.

성인의 문제음주 변화에 따른 잠재계층 분류와 생태체계 영향요인 검증

Identifying problem drinking trajectory groups among adults and ecosystem factors as group
determinants

권태연(선문대학교 교수)

본 연구는 성인의 문제음주 수준에 있어 다른 양상을 띠는 잠재계층을 구분하고 생태체계 이론을 토대로 그 계층을 이루는 구체적인 요인들을 밝혀냄으로써 성인들의 문제음주를 예방할 수 있는 근거자료를 제시하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널7-14차년도 자료를 활용하여 준모수적 집단중심 방법(semi-parametric modeling)을 적용한 잠재계층분석을 실시하였다. 분석결과, 5개 잠재계층이 도출되었으며, 이는 연구기간 내내 큰 변화 없이 적정 음주를 유지하는 비문제음주 집단(53.6%), 저수준 문제음주 집단(27.8%), 문제음주 감소 집단(8.5%), 문제음주 증가 집단(8.6%), 고수준 문제음주 집단(1.6%)으로 명명하였다. 다항로지트분석을 통해 영향요인들을 검증한 결과, 인구사회학적 요인에서는 성별이, 개인적 요인에서는 자아존중감이, 가족 요인에서는 가족관계만족도가 모든 잠재계층을 분류하는데 공통적으로 영향을 미치는 예측요인으로 나타났다. 또한 하위 잠재계층별 예측 요인들도 상이하게 나타났다. 이러한 연구결과를 토대로 성인기 문제음주의 예방과 개입을 위한 사회복지적 함의를 제언하였다.

제1절 서론

유해한 알코올 사용은 전 세계 인구의 건강을 위협하는 주요한 위험요인들 중의 하나로서(WHO, 2018), 음주는 한국인의 건강수명을 11.1개월을 감소시키는 두 번째 건강수명 장애요인으로 보고되고 있다(GDB 2016 Alcohol Collaborators, 2018). 국민건강통계(2018)에 의하면, 만 19세 이상 월간 음주율은 60.6%, 월간 폭음률은 38.9%로, 고위험 음주율은 14.7%로 매년 증가 추세를 보이고 있다. 특히 우리나라의 음주자 중 주 1회 이상 폭음(남자 7잔, 여자 5잔 이상) 비율은 47.7%로 전 세계 음주자의 폭음률 평균이 39.5%인 것과 비교하면 상당히 높은 비율을 차지한다(WHO, 2018). 음주는 하나의 위험요소가 우세하지 않더라도 개인의 취약점들이 많을수록 문제음주로 진전될 가능성이 높아진다(WHO, 2014:7). 이러한 문제음주는 개인의 신체적, 정신적, 사회적 건강에 지속적으로 부정적인 영향을 미친다(Rhem, Ashley, and Room, 1996). 음주문제는 개인적 문제이자 의료비 지출 증가, 사망률 증가, 생산성 감소 등의 사회경제적 손실을 초래하는 사회문제이기도 하다. 특히 최근 들어 음주로 인한 피해를 사회와 개인(음주자 및 비음주자 모두를 포함)에 미치는 부담 전체로 측정하려는 변화가 나타나고 있다. 이러한 일환으로 음주운전, 임산부 음주가 태아에게 미치는 영향, 가정폭력, 사업장에서의 음주관련 안전사고를 간접음주 피해로 측정하였으나, 그 범위와 대상이 확대되어 공공장소에서의 소란, 기물파손과 같이 지역사회 내 일상생활의 위

협, 잦은 결근과 그로인한 동료의 대리업무 수행, 숙취로 인한 근무 태만, 술집이나 공공장소에서의 음주자들의 성희롱, 성폭력 등을 포함하고 있다(김광기 오세현, 제갈정, 2019). 이에 세계보건기구에서는 전세계 인류의 건강증진과 유해한 알코올 사용의 감소를 위해 주류세 인상, 음주가능 연령 상향조정, 알코올 관동 규제 등의 국가적 차원에서 일반 국민들을 위한 정책을 수행할 것을 제안하고 있다(WHO, 2018). 따라서 음주문제는 개인이나 가정문제로 국한하기 보다는 사회 및 국가적 차원의 관심과 체계적 관리가 요구되는 사회문제로 보아야 한다. 이를 위해서는 문제음주의 변화 추이를 살펴보고 이에 영향을 미치는 다양한 요인을 고려한 종단연구가 요구된다.

문제음주는 가족, 직장, 지역사회 등 환경적 요인의 중요성이 강조되면서 다양한 심리사회적 요인들이 문제음주에 영향을 미친다는 연구들이 보고되고 있다(Gacic, 1986; Grzywacz and Marks, 2000). 개인의 사회환경적 요인들은 성인기에 특히 중요한 의미를 지닐 수 있다. 자신을 둘러싼 가족과 직장, 지역사회와 밀접한 관계를 가지면서 사회적 역할을 중요시하는 성인들의 욕구는 그만큼 주위의 사회환경적 상황으로 인해 갈등이나 스트레스 상황에 노출될 가능성이 크다. 개인의 심리사회적 기능 및 대인관계에서의 적응의 문제가 문제음주의 발생과 지속과정에 중요한 역할을 하는 것으로 보고되고 있다(Grzywacz and Marks, 2000).

문제음주에 영향을 미치는 선행 연구들을 살펴보면, 연령, 결혼상태, 교육수준, 소득 수준 등의 인구사회학적 요인들(Karlamangla, Zhou, Reuben, Greendale, and Moore, 2005)이나 주관적 건강상태, 흡연, 만성질환 등의 건강관련 요인들이 문제음주와도 관련이 있다는 연구들(Tsai, Ford, Li, Zhao, Pearson, Balluz, 2010; Frisher, Mendonca, Shelton, Pikaheart, De Oliveira, Holdsworth, 2015)이 보고되고 있다. 또한 자아존중감, 자살생각, 우울 등의 개인적 요인들(Li et al., 2011; Zhai et al., 2015)이나 가족관계, 가족갈등의 가족 요인들(Bijttebier and Goethals, 2006; Grzywacz & Marks, 2000), 그리고 사회적 지지 등의 사회적 요인들(Mowbray, Quinn, & Cranford, 2014; Seaman & Ikegwuonu, 2010)이 문제음주에 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다.

종합해보면 문제음주는 단일 요인들에 의해서가 아니라 개인, 가족, 사회적 요인들이 상호작용하여 문제음주가 나타났다고 볼 수 있다. 즉, 문제음주에 대한 예방과 개입을 위해서는 생태체계적 관점에서 문제음주에 영향을 미치는 요인들을 통합적으로 살펴보아야 할 것이다.

음주문제는 시간이 지남에 따라 변화할 수 있는 것이므로, 문제음주 수준이 어떠한 양상으로 변화되는지를 종단연구를 통해 살펴보고 그에 대한 예방 및 개입 방안을 마련하는 것이 필요하다. 그러나 이러한 문제 음주에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구들의 대부분은 횡단 연구들로서 문제음주의 변화 양상을 검증하지 못한 한계가 있다. 이러한 한계를 극복하고자 문제 종단자료에 기초한 음주빈도, 음주량, 문제음주 수준의 변화 양상이나 발달 궤적을 살펴본 연구들이 보고되고 있다. 그러나 이러한 연구들은 다음의 두 가지 측면에서 한계가 있다. 첫번째는 문제음주 발달 궤적에 대한 연구들 대부분이 특정 집단을 대상으로 한 연구들이라는 것이다. 즉, 지역사회 아동 및 청소년 집단(Hill, White, Chung, Hawkins, and Catalano, 2000; Modecki, Barber, and Eccles, 2014; Skogen, Knudsen, Hysing, Wold, and Sivertsen, 2016), 대학생(Iwamoto, Corbin, and Fromme, 2010), 노인(Halonen et al., 2017), 중년여성(Tran et al., 2016), 특정 질환을 가진 임상집단(Cook et al., 2012; Kelso-Chichetto et al., 2018), 특정 인종집단(Cook, Katherine, Karriker-Jaffe, Bond, and Lui, 2015) 등을 대상으로 한 연구들이다. 현재 지역사회 일반 성인들의 문제음주에 대한 예방과 개입이 필요한 시점에 이러한 연구 결과를 성인들에게 적용하기란 한계가 있다. 따라서 지역사회 일반 성인들을 대상으로 한 문제음주의 예방과 개입을 위해서는 종단적 연구가 필요하다. 둘째, 문제음주의 변화에 영향을 미치는 다양한 심리사회적 요인들을 검증하기보다는 인구사회학적

요인들이나 가족 요인 등의 일부 변인들과의 관계를 살펴보았다는데 한계가 있다. 선행연구들에서 문제음주에 영향을 미치는 요인들의 중요성을 강조하고, 문제 음주를 증가시키는 위험요인 또는 문제음주의 위험을 감소시키는 보호요인에 대한 연구들이 진행되어 왔다. 이렇듯 문제음주에 개인적인 요인에서부터 환경적 요인에 이르는 다차원적인 요인들이 영향을 미치는 것으로 보고되고 있으나, 이를 한 모형 안에서 살펴보지 못하고 개별적으로 검증하였다.

국내의 성인의 문제음주에 관한 종단연구들은 복지패널자료를 활용하여 문제음주의 발달궤적을 살펴본 송태민·이주열·김계수(2012)의 연구와 노동패널 자료를 활용하여 음주 추이를 살펴본 김운영·문진영·김미숙(2018)의 연구 두 편 뿐이다. 송태민·이주열·김계수(2012)의 연구에서는 잠재성장모형을 활용하여 성인의 문제음주 발달궤적을 추정하면서 초기치와 변화율에 영향을 미치는 예측요인으로 연령, 흡연, 만성질환, 장애유무, 가구소득, 우울을 살펴보았다. 이는 평균적인 종단적인 변화 양상을 도출하였을 뿐, 문제음주 발달 이면에 존재하는 다양한 잠재계층을 검증하지 못하였다. 김운영·문진영·김미숙(2018)의 연구에서는 노동패널 8차년도부터 19차년도 자료를 활용하여 시계열분석과 패널분석을 실시하였다. 이 역시 시간의 흐름에 따른 문제음주의 변화 추이만을 살펴보았을 뿐 다양한 잠재계층을 살펴보지 못했다.

잠재계층 분석은 특정 모집단에 존재하는 관측되지 않는 다양한 유형의 이질적인 잠재집단을 검증하여 종단적 추이를 살펴볼 수 있다. 또한 다양한 문제음주 발달 변화 형태를 보이는 하위 잠재계층 분류에 영향을 미치는 예측요인을 검증할 수 있다. 따라서 본 연구는 잠재계층 분석을 통해 성인들의 문제음주에 있어 다른 양상을 띠는 잠재계층을 구분하고 그 계층을 이루는 구체적인 요인들을 생태체계적 관점을 통해 밝혀냄으로써 기존 선행연구들의 한계를 극복하고, 성인들의 문제음주에 대한 맞춤형 개입전략을 제공하기 위한 근거자료를 제시하고자 한다. 본 연구의 목적을 달성하기 위해 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

첫째, 성인의 문제음주 변화 양상에 따른 잠재계층의 수는 몇 개이며, 각 잠재계층의 변화 형태는 어떻게 나타나는가?

둘째, 성인의 문제음주 변화 양상에 따른 잠재계층과 개인 요인, 가족 요인, 사회적 요인, 인구사회학적 요인과의 관련성은 어떠한가?

제2절 선행연구 검토

1. 문제음주에 대한 생태체계 이론의 유용성

생태체계 이론은 일반체계이론에 생태학적 관점을 도입한 이론으로서 인간과 환경 간의 동적 관계를 상호작용이라는 측면에서 분석적으로 고찰할 수 있는 인식 틀을 제공한다. 생태체계 이론에서는 인간과 환경은 항상성 유지를 통해서 상호작용하면서 하나의 통합적 체계를 형성하게 됨으로 총체적 존재로서 개인은 사회적 상황 속에서 이해될 수 있으며, 인간의 행동과 성격은 인간이 환경적 요구에 적응하고 환경을 자신의 욕구에 맞게 수정 변화시키는 과정에서 형성되고 발달된다고 가정한다. 생태체계 이론에서 체계는 개인체계와 환경체계로 나뉘는데, 개인체계는 인간의 행동이나 성격에 영향을 주는 신체적, 심리적, 행동적 요소로 구분된다. 사회체계는 인간이 살아가면서 속해있는 가족, 친구, 또래집단, 지역사회 등과 같은 미시적 사회체계와 정부 국가, 세계 등의 거시적 사회체계로 구분한다(강상경, 2011).

음주는 신체, 성격, 정서 뿐 아니라, 가족, 사회문화, 경제 등 여러 환경들로부터 영향을 주고 받아 습관으로 이어지는 사회적 행위라고 볼 수 있다(김윤영·문진영·김미숙, 2018). 음주 문제는 개인적 차원의 사적인 문제가 개인, 가족, 환경, 사회구조적 맥락이 서로 연결되어 복합적으로 영향을 미치는 사회문제이다. 하지만 알코올 연구에서 사회구조적인 맥락에서 중독의 문제를 이해하려는 노력은 상대적으로 주목을 덜 받아왔고, 특히 한국에서는 더욱 간과해왔다(정영호, 2015). Jessor(2016)는 문제음주는 인간과 사회가 소통하는 과정에서 발생하는 결과물로서 문제 음주를 규명하기 위해서는 인간과 사회 환경 간의 관계를 통합적으로 살펴보아야함을 주장하였다. 즉, 음주문제는 환경 속 인간이라는 관점에서 생태체계 이론을 통해 다차원적으로 살펴보아야 한다. 생태체계 이론에서는 인간과 환경 간의 긍정적 상호작용은 개인 뿐 아니라 가족, 지역사회 체계의 발달에 필요한 자원을 제공해줄 수 있다고 보며, 이러한 개인과 환경 간의 긍정적 상호작용은 더 나은 건강행동 예를들어 더 낮은 수준의 문제음주에 영향을 미치게 된다고 설명하고 있다. 이와 반대로 인간과 환경 간의 부정적인 상호작용은 개인 차원의 발달을 저해하고 더 많은 음주행위를 촉진시킴으로서 문제음주로 이어지게 된다고 설명한다(Grzywacz and Marks, 2000). 이렇듯 생태체계 이론은 문제음주의 결정 요인들을 모델링하고 이해하는데 중요한 개념적 틀을 제시해줄 수 있으리라 생각된다. 따라서 본 연구에서는 생태체계 이론을 기반으로 문제음주에 영향을 미치는 요인을 개인적 요인, 가족 요인, 사회적 요인, 인구사회학적 요인으로 구분하여 살펴보고자 한다. 이후 선행연구 검토를 통해 문제음주에 영향을 미치는 개인, 가족, 사회적, 인구사회학적 요인의 변수들을 선정하고자 한다.

2. 문제 음주에 영향을 미치는 요인

1) 개인적 요인: 흡연, 주관적 건강상태, 우울, 자살생각, 자아존중감

흡연은 음주와 더불어 대표적인 건강위험행동으로서, 한 가지 이상의 건강위험 행동을 하는 사람이 건강위험 행동을 전혀 하지 않는 사람보다 다른 건강위험 행동을 중복적으로 수행할 가능성이 높은 것으로 보고되고 있다(박은자·전진아·김남순, 2015; 손애리, 2010; Jiménez-García, 2011). 음주 시 흡연이 동반되고 흡연은 음주의 보완제의 효과가 있다고 보고되고 있다(박소연·이홍직, 2013). 선행연구들에 의하면, 흡연은 문제음주의 중요한 예측 요인으로서 흡연과 음주 간의 상관관계는 매우 높게 나타나고 있다(이숙현·문상호, 2018; Jackson et al., 2002). 흡연자들이 비흡연자들보다 더 자주 그리고 더 과도한 음주를 하는 것으로 나타났으며(Chiolero, Wietlisbach, Ruffieux, Paccaud, and Cornuz, 2006; Falk, Yi, and Hiller, 2006), 흡연과 음주 간의 동시발생률을 보고한 연구들도 있다(Hughes and Kalman, 2006; Kahler et al., 2009).

국내의 선행연구들에 따르면, 주관적 건강상태는 문제음주의 영향요인들 중 하나로 보고되고 있으나, 음주와 주관적 건강상태와의 관계는 연구들에 따라 다양한 결과를 보고하고 있다. 해외의 연구들에 의하면, 폭음하는 사람들의 경우 비폭음자에 비해서 주관적 건강상태를 나쁘다고 인지한다는 결과(Valencia-Martin, Galan, and Rodriguez-Artalejo, 2009; Okosun, Seale, Daniel, and Eriksen, 2005; Stranges et al., 2006)가 보고되었으며, 한편으로는 가끔 폭음하는 하는 집단이 비폭음 집단보다 주관적 건강상태가 더 높다는 결과들(Frisher et al., 2015; Fat, Cable, Marmot, and Shelton, 2014)이 보고되고 있다. 또한 폭음 빈도와 주관적 건강상태와는 연관이 없다는 결과(San Jose, 1999)도 보고되고 있다. 국내의 연구들 역시 일관된 결과를 보고하지 않는다. 주관적 건강상태가 건강하다고 인지할수록 비문제음주 집단에 속할 가능성이 높다는 연구들(김윤선·김복란, 2014; 박소연·이홍직, 2013), 이와 반대로 본인의 건강상태

를 건강하다고 인지할수록 문제음주집단에 속할 가능성이 높다는 연구들(이은숙·조혜정, 2019; 김민혜 외, 2018), 문제음주와 주관적 건강상태간에 유의미한 상관관계가 없다는 연구(송선영, 2011) 등 다양한 결과들이 제시되고 있다.

긴장감소가설(Conger, 1956)에 의하면, 알코올은 스트레스로 인한 긴장 혹은 심리적 디스트레스를 감소시키는 약리적 효과가 있으며, 이러한 알코올의 긴장 감소 속성 때문에 긴장이나 불안을 유발하는 스트레스 상황에서 음주 행위가 강화된다고 설명하고 있다. 즉, 긴장감소가설에 따르면 사람들은 스트레스 상황에 대한 대처방법으로 불안, 우울 등의 심리적 디스트레스 증상을 경감시키기 위해서 술을 마시게 된다는 것이다(Hill and Angel, 2005). 지각된 우울감이 높을수록 음주량과 음주 빈도가 높게 나타났으며, 또한 문제음주로 이르게 될 가능성이 높은 것으로 나타났다(김민혜 외, 2018; 권태연, 2011, 이혜규, 2017; 허만세, 2013; Dixit and Crum, 2000; Kenney et al., 2013; Martens et al., 2008; Meier et al., 2013).

자살행동과 가장 밀접하게 관련되어 있는 요인들 중의 하나가 음주이며, 자살시도자들 대부분이 알코올남용이거나 알코올 중독자였음을 보고하고 있다(Cavanagh et al., 2003; Li et al., 2011). 알코올 문제가 있는 사람이 알코올문제가 없는 사람들에 비해서 자살 가능성이 8~10배 가량 높은 것으로 보고되고 있다(Wilcox, Corner, and Caine, 2004). 또한 선행 연구들에서 자살생각과 음주량, 음주빈도 및 음주관련 문제행동들 간에 유의미한 상관관계를 보였으며, 자살생각은 문제음주에 영향을 미치는 요인으로 나타났다(이은영, 2019; Rogers, 1992; Stepenson, Rena-Shaff, and Wuirk; 2006). 자살생각이 높을수록 문제음주일 가능성이 높아지는 것으로 나타났으나(이은영, 2019), 반면 자살생각은 집단음주량과 혼술 음주량에는 영향을 미치지 않았다는 연구 결과도 있다(이혜규, 2017).

자아존중감은 일반적으로 문제음주의 예측요인으로서 알려져 있으며, 자아존중감이 낮은 사람일수록 자신의 부정적인 감정에 대처하기 위해 알코올을 사용할 가능성이 높다고 보고되고 있다. 그러나 자아존중감과 문제음주 간의 관계는 연구들에 따라 일관된 결과를 보고하지 않고 있다. 자아존중감이 낮은 사람일수록 음주빈도나 음주량이 증가하거나 문제음주 가능성이 높고 심각한 음주 결과를 초래한다는 연구들(김민혜 외, 2018; 권태연, 2011; Zhai et al., 2015)이 있다. 반면, 자아존중감이 높은 사람일수록 더 알코올을 사용하게 될 가능성이 높다는 연구들도 보고되고 있다(Neumann et al., 2009; Aronson, 1969). 이는 consistency theory에 토대를 둔 연구들로서 자아존중감이 높은 사람일수록 일관된 자아개념을 유지하고 갈등적인 정보를 줄이기 위해 위험 행동을 더 하게 된다고 설명하고 있다. 이와 반대로 자아존중감과 음주와는 아무런 관련이 없다는 연구도 보고되고 있다(Trucco et al., 2007).

이상의 선행연구들을 토대로 문제음주에 영향을 미치는 개인적 요인으로는 흡연, 주관적 건강상태, 우울, 자살생각, 자아존중감을 변수로 선정하였다.

2) 가족 요인: 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법

가족은 생애주기 내내 개인의 행동들에 영향을 미치는 미시체계이며, 가족 환경은 가족기능, 가족간 의사소통, 가족과정, 가족 스트레스와 가족 구조와 기능과 같은 다양한 특성들을 의미한다(Finney and Moos, 1995). 이러한 가족 환경은 가족 구성원의 문제음주에 의해 영향을 받을 수 있으며(Moos and Moos, 1976), 알코올 중독자가 있는 가족의 낮은 가족응집력, 느슨한 가족구조, 가족들 간의 불충분한 의사소통 및 가족 관계에 의해 가족환경은 변할 수 있다(Bijttebier and Goethals, 2006). 선행연구들에 의하면, 높은 수준의 가족응집력과 낮은 수준의 가족갈등과 같은 가족 환경은 횡단 및 종단 연구들에서 낮은 수준의 문제음주와 관련이 있다는 결과가 보고되었다(Bahr, Marcos, and Maughan, 1995; Finney, Moos, Cronkite, and Gamble, 1983; Franks, Campbell, and Shields, 1992). 배우자나 다른 가족 구성원들의 정서

적 지지나 가족관계가 좋고 가족관계 만족도가 높을수록 문제음주 수준이 낮거나 음주행위가 낮으며 가족 지지를 많이 받은 사람일수록 문제 음주 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다(권태연, 2011; 주소희, 2014). 또한 배우자나 가족구성원들 간의 갈등 관계는 높은 수준의 문제음주와 관련이 있는 것으로 나타났다(Grzywacz and Marks, 2000). 가족관계에 대한 불만족이 높고 가족 간의 갈등이 있는 경우 과음할 확률이 높은 것으로 나타났다. 따라서 배우자나 가족구성원들 간의 가족관계와 갈등 대처 방법은 문제 음주에 영향을 주는 요인이라고 판단된다. 이상의 선행연구들을 토대로 가족 요인에는 가족관계 만족도와 가족갈등 대처방법을 예측요인으로 선정하였다.

3) 사회적 요인: 사회적 친분관계만족도, 사회복지 서비스 이용

사람들은 사회적 관계를 형성하거나, 유흥을 즐기거나 무엇인가를 축하하고 기념할 때 음주를 동반하는 경향이 있으며, 적정한 사회적 음주는 대인관계에 있어서 사회적 윤희의 역할을 하는 것으로 나타났다(Immonen et al., 2011). 한국 사회 역시 대인관계를 형성하거나 모임, 회식 등에서 음주를 하는 경우가 많으며, 특히 음주에 관대한 문화라는 인식이 있다. 이렇듯 개인의 사회적 활동이나 모임 참여의 기회는 음주 사용을 촉진시키는 것으로 나타났다(Dare et al., 2014). 개인의 가족, 친구, 동료, 지역사회를 포함하는 사회적 네트워크는 개인이 사회적 상호작용을 하는 사람들의 수와 사회적 역할의 개수를 의미하는 규모와 다양성으로 정의되는데, 이러한 개인의 사회적 네트워크는 음주 행위를 강화 또는 제한하는 요인으로 보고되고 있다. 선행연구들에서 사회적 네트워크는 음주 사용과 유의미한 상관관계를 보이는 것으로 나타났다(Kim et al., 2018; Moos, Brennan, Schutte, and Moos, 2010; Seaman and Ikegwuone, 2010). 알코올중독자들이 비문제음주자나 알코올남용자들에 비해서 사회적 네트워크의 크기나 다양성이 작은 것으로 나타났다(Mowbray, Quinn, and Cranford, 2014). 이와 같은 맥락에서 사회적 친분관계 만족도는 문제음주 간와 관련이 높을 것으로 예측되며, 사회적 친분관계 만족도가 높을수록 문제 음주 가능성이 높아진다는 결과가 보고되었다(정준수, 2020). 한편으로는 사회적 친분관계 만족도가 높을수록 음주행위가 줄어들거나 문제음주에 영향을 미치지 않는다는 결과들(권태연, 2011; 김미영, 2017)도 보고되고 있어, 연구들마다 일관된 결과를 보이지 않고 있다.

사회복지서비스 이용과 문제음주 간의 관계를 직접적으로 살펴본 연구는 없으나, 유채영·신원우(2000)의 연구에서는 알코올의존 고위험 군이 알코올의존 상담 치료 및 회복 프로그램에 참여한 경험이 더 많았으며, 정신건강 서비스 및 알코올의존 회복 전문 센터에 대한 욕구가 정상군에 비해 상대적으로 높았다. 즉 자신의 음주를 문제음주라고 인식할수록 사회복지 서비스에 대한 욕구도 높고 실제로 사회복지서비스를 이용할 가능성이 높다고 여겨진다. 대부분의 알코올 교육이 나 음주 문제 대처기술 훈련의 일률적인 집단 프로그램에서 벗어나 음주자의 다양한 욕구를 해결하고 반영할 수 있는 서비스와 자원을 늘리고 사회복지 서비스 이용률과 효과성을 향상시킬 수 있는 노력이 요구된다. 따라서 사회복지서비스 이용이 문제음주에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다고 판단된다. 이상의 선행연구들을 토대로 문제음주에 영향을 미치는 사회적 요인으로는 사회적 친분관계 만족도와 사회복지서비스 이용을 변수로 선정하였다.

4) 인구사회학적 요인: 연령, 성별, 배우자 유무, 교육수준, 경제활동 여부, 가구소득

선행연구들에 의하면 연령, 성별, 혼인상태의 인구학적 요인과 교육수준, 가구소득, 경제활동 여부 등의 사회경제적 지위는 문제음주에 영향을 미치는 인구사회학적 요인들로 논의되고 있다.

음주나 문제음주 유병률은 연령이 증가함에 따라 감소하는 것으로 보고되고 있다. 연령이 증가함에 따라 절주자의 비율은 증가하고 평균 음주량은 감소하는 것으로 나타났으며, 연령대가 낮아질수록 위험음주 비율이 높은 것으로 나타났다(Adams et al 1990; Glass et al., 1995; 양재원 외, 2013). 전반적으로 선행연

구들에서는 연령이 증가할수록 음주량과 빈도 수 등이 줄어들고 문제음주 수준이 낮아지는 것으로 보고되고 있다.

여성과 남성은 생물학적 차이와 전통적인 성역할에서의 차이로 인해 이질적인 음주양상을 보인다. 전통적으로 한국의 음주문화는 남성의 음주에 관대하고 대체로 성인 음주율은 남성이 여성보다 높은 비율을 차지하며, 남성이 문제음주, 알코올 중독 비율이 여성에 비해 높게 나타났다(김진희·최만규, 2015; 양제원 외, 2013). 해외의 연구들에서도 남성보다 여성의 문제음주 비율이 더 높은 것으로 보고되고 있다.

결혼은 심리적 안정을 증진시키고 결혼한 사람들이 배우자로부터 얻는 안정감과 지지는 일상생활 스트레스로부터 보호를 하고 사회통합감을 느끼게 해준다(Ross, Mirowsky, and Goldstein, 1990). 많은 연구들에서 결혼은 낮은 유병률, 사망률, 물질중독과 연관이 있다고 보고하고 있다. 또한 이혼, 사별, 별거중인 사람들은 배우자를 잃은 경우 상실감을 해소하기 위해 음주를 선택할 가능성이 높으며, 문제음주 비율이 나 높은 것으로 나타났다(Horwitz et al., 1996).

낮은 사회경제적 지위는 대체기호 부족과 심리사회적 원인으로 문제음주에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다. 상대적으로 다양한 문화생활을 하기 어려운 저소득층의 경우 값이 싸고 접근이 용이한 알코올의 유혹에 빠지기 쉬워 문제음주로 이어질 가능성이 높다. 즉, 사회경제적 지위가 낮을수록 스트레스에 더 많이 노출되며, 이러한 스트레스를 적절하게 대처할 수 있는 심리사회적 자원이 부족함에 따라 문제음주로 노출될 가능성이 높다. 선행연구들에 의하면, 저소득층이 일반인보다 문제음주가 상대적으로 높으며(Stahre et al., 2009), 문제성 음주와 음주로 인한 사망은 모두 저소득층에서 더 높은 것으로 나타났다(한겨레사회정책연구소, 2015). 교육수준이 낮을수록, 중위소득 이하의 소득집단에 속할수록, 경제활동을 하지 않은 사람일수록 문제음주 가능성이 높은 것으로 보고되고 있다(Karlamangla et al., 2006). 반면, 경제활동에 참여하는 집단이 문제음주 가능성이 높고, 경제활동을 하지 않는 집단에 비해 비정규직 종사자들이 음주문제를 경험할 가능성이 높았다는 연구들도 보고되고 있다(이숙현·한창근, 2019; 황지영·정슬기, 2016). 위의 선행연구들을 토대로 인구사회학적 요인으로는 성별, 연령, 배우자유무, 교육수준, 가구유형, 취업여부를 변수로 선정하였다.

제3절 연구방법

1. 연구 대상

본 연구의 분석 자료는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 7~14차년도 자료이며, 한국복지패널은 서울을 비롯한 7개 광역시와 제주도를 비롯한 9개 도의 가구를 대상으로 연 1회 실시하는 전국적인 대표성을 지닌 종단 조사(panel survey)이다. 한국복지패널 1차년도 자료는 국민실태조사가구 30,000가구를 2단계 층화집락 추출에 의해 추출하였고, 이들 가구 중 소득계층별로 저소득층 가구와 일반가구를 각각 3,500가구씩을 층화집락계통 추출을 통해 총 7,000가구를 표본으로 선정하여 최종 7,072가구가 조사되었다. 그러나 6차년도 조사 이후에 원표본 가구 유지율이 감소하여 7차년도 조사에서는 1차년도 표본규모를 유지하고자 약 1,800가구를 추가하여 신규패널을 구축하였다. 7차년도에는 신규패널 포함 7,071가구가 조사되었으며, 본 연구에서는 가구원 중 20세 이상 성인 6,673명을 최종 분석에 활용하였다.

2. 측정 도구

1) 종속변수

한국복지패널에서 문제음주는 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test) 척도를 사용하여 측정하고 있다. 자기보고용 알코올 남용 및 의존 평가 척도로 지난 1년간 개인이 경험한 음주의 빈도와 양, 알코올 의존증세, 음주와 관련된 문제의 세 영역(해로운 음주에 대한 3문항, 알코올 의존에 관한 3문항, 위험한 음주에 관한 4문항)으로 구성된 10개의 문항을 분석에 활용하였다. 세계보건기구에서는 8점 이상을 알코올에 대한 의존성이 있고, 위험하고 해로운 음주라고 평가한다. 우리나라에서도 합산 점수가 8점 미만이면 정상음주군으로, 8점에서 15점은 문제음주군으로, 16점에서 19점은 알코올남용군으로, 20점 이상은 알코올 의존에 대한 치료가 필요한 알코올 의존군으로 분류하고 있다. 본 연구에서의 AUDIT의 문항간 신뢰도는 .821로 나타났다.

2) 독립변수

문제음주 수준의 잠재계층을 결정하는 요인들을 크게 인구사회학적 요인, 개인 요인, 가족요인 및 사회적 요인으로 구분하였으며, 분석에 활용된 7차년도 문항들을 <표 1>에 정리하였다.

문제음주 수준에 영향을 미치는 인구사회학적 요인으로 성별은 남성은 1로 여성은 0으로, 교육수준은 고졸이하(0)와 대졸이상(1)으로 리코딩하여 분석하였다. 가구유형은 중위균등화 소득의 60%이상은 일반가구(1)로 미만일 경우에는 빈곤가구(0)로, 배우자유무는 결혼을 배우자 있음(1)으로 미혼, 별거, 이혼, 사별은 배우자 없음(0)으로 리코딩하여 분석하였다. 직업은 현재 직업종사여부를 묻는 문항을 활용하여 취업상태(1)와 미취업상태(0)로 구분하여 분석에 활용하였다.

문제음주 수준에 영향을 미치는 개인적 요인으로 자아존중감은 Rogenberg의 자아존중감 척도의 10문항을 Likert 4점 척도(1=대체로 그렇지 않다~4=항상 그렇다)로 측정한 문항들을 활용하였다. 점수가 높을수록 자아존중감이 높다고 할 수 있다. 본 연구에서 자아존중감의 문항간 신뢰도는 .742로 나타났다. 우울은 복지패널에서 지난 일주일 간의 기분을 묻는 CES-D 척도 11문항을 Likert 4점 척도(1=대체로 그렇지 않다~4=항상 그렇다)로 측정한 문항들을 활용하였다. 점수가 높을수록 우울수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 우울의 문항간 신뢰도는 .986로 나타났다. 자살생각은 지난 한해 동안 자살에 대해 생각한 적이 있는지 여부를 묻는 1문항을 활용하였다. 주관적 건강상태는 자신의 건강상태에 대한 만족 수준을 Likert 5점 척도로 측정한 1문항을 활용하였다.

문제음주 수준에 영향을 미치는 가족 요인으로 가족관계 만족도는 가족생활, 배우자와 자녀들과의 관계 만족도를 7점 척도로 측정한 3문항을 활용하였다. 가족갈등 대처방법은 지난 1년간 가족 성원들이 어떻게 논쟁을 해결했는지를 묻는 5문항에 대해서 '전혀 그렇지 않다(1), 그렇지 않다(2), 보통이다(3), 그런 편이다(4), 매우 그렇다(5)'의 Likert 5점 척도로 구분하여 측정하였다. 점수가 높을수록 가족갈등 대처방법이 적절함을 의미하여, 본 연구에서 가족갈등 대처방법의 문항간 신뢰도는 .644로 나타났다.

문제음주 수준에 영향을 미치는 사회적 요인에는 사회적 친분관계 만족도를 묻는 1문항을 활용하였으며, 5점 리커트 척도로 측정하였다. 또한 사회복지서비스 이용 여부는 지난 1년간 다음의 사회복지서비스-의료비, 물품, 가정봉사, 식사배달, 주택, 직업, 상담, 약물, 가정폭력, 부모교육 서비스-를 이용받은 적이 있는지 없는지를 측정한 문항들의 총점을 분석에 환공하였다.

<표 1> 활용된 문항 내용

변수		문항
종속 변수	문제음주	음주 횟수
		음주시 마시는 술잔 횟수
		한 번에 술좌석에서 6잔 이상 마시는 경우
		음주 때문에 일을 하지 못한 횟수
		술을 마시기 시작하면 중간에 그만둘 수 없었던 경험
		해야할 일을 술 때문에 하지 못한 경험
		과음한 다음날 해장술을 마셔야했던 경험
		술을 마신 후에 좌절감을 느끼거나 후회한 경험
		술 마시고 필름이 끊긴 경험
		술로 인해 자신이 다치거나 다른 사람을 다치게 한 경험
주변 사람들이 음주를 걱정하거나 술을 줄이도록 권한 경험		
인구 사회학적 요인	성별	남=1 여=0
	교육수준	대졸이상=1 고졸이하=0
	배우자유무	배우자 있음=1 배우자 없음=0
	취업상태	취업=1 미취업=0
	가구유형	일반가구=1 저소득가구=0
개인 요인	자아존중감	나는 내가 다른 사람들처럼 가치있는 사람이라고 생각한다
		나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다
		나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다
		나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수가 있다
		나는 자랑할 것이 별로 없다
		나는 내 자신에 대하여 긍정적이 태도를 가지고 있다
		나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다
		나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다
		나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다
		나는 때때로 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다
	우울	먹고 싶지 않고 식욕이 없다
		비교적 잘 지냈다
		상당히 우울했다
		모든 일들이 힘들게 느껴졌다
		잠을 잘 이루지 못했다
		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		
흡연	지난 1년 동안 흡연여부 흡연=1, 비흡연=0	
주관적 건강상태	전반적 건강상태 만족 수준	
자살생각	지난 1년 동안 자살에 대한 생각 여부 자살생각 없음=0, 자살생각 있음=1	
가족 요인	가족관계 만족도	가족생활, 배우자관계, 자녀관계 만족 수준 만족도
	가족갈등 대처방법	우리 가정에서는 의견충돌이 잦다
		가족원들이 가끔 너무 화가 나서 물건을 집어 던진다
		가족원들이 항상 침착하게 문제를 논의한다
		가족원들이 자주 서로를 비난한다
가족원들이 가끔 서로를 때린다		
사회적 요인	사회적 친분관계 만족도	사회적 친분 관계 만족 수준
	사회복지서비스 이용 여부	생계비, 의료비, 물품, 가정봉사, 식사배달, 주택, 직업, 상담, 약물, 가정폭력, 부모교육 서비스 이용 여부

3. 분석 방법

본 연구에서는 변화의 형태에 따른 잠재계층을 도출하고 그 잠재계층을 분류하는데 영향을 미치는 요인들의 영향을 검증하기 위해 Nagin(1999)의 준모수적 집단 중심 접근 방법(semi-parametric group-based approach)을 적용하여 분석하였다. Nagin & Land(1993)는 비행청소년의 하위집단을 확인하기 위한 연구방법으로 경험적 자료를 근거로 시간의 흐름에 따라 유사한 행동유형을 보이는 집단들을 통계적 기준에 따라 분류할 수 있는 준모수적 집단 중심 접근 방법(semi-parametric group-based approach)을 개발하였다. 이러한 통계적 기법을 잠재계층 분석이라 하며, 다양한 변화 양상을 보이는 하위집단을 잠재계층(Latent Class)이라고 한다. 군집 수에 대한 엄격한 통계적 검증이 부족하고 변수를 인위적으로 표준화하는 군집분석(Cluster analysis)과는 달리, 잠재계층분석은 잠재계층 수에 대한 통계적 검증이 가능하고 잠재계층 모형에 영향을 미치는 독립변수들을 추가하는 조건모형이 가능하다(홍세희, 2010). 잠재계층 분석을 위해 통계프로그램인 SAS 매크로인 PROC TRAJ를 활용하였다. PROC TRAJ는 변화 형태에 따라 적절한 수의 잠재계층을 도출하고, 다항로짓분석을 통해 다양한 독립변수의 영향력을 동시에 검증할 수 있다. 또한 종단연구에서 발생할 수 있는 결측치를 다루는 대부분의 프로그램(예, AMOS, HLM, Mplus)과 마찬가지로 결측자료의 발생 원인으로 MAR(missing at random)을 가정하고 general quasi-Newton 절차를 적용하여 결측자료 분석을 한다(Nagin, 1999). PROC TRAJ는 결측치를 제거하지 않고 포함한 분석이 가능하다는 장점이 있다.

잠재계층의 수를 결정하기 위한 지수로 AIC(Akaike Information Criterion)과 BIC(Bayesian Information Criterion)을 이용할 것이다. AIC와 BIC는 설명력과 간명성을 고려할 수 있는 지수로 활용되고 있다. AIC와 BIC를 비교하여 적절한 수의 잠재계층을 도출하고 각 잠재계층별로 적합한 함수를 찾아내 후, 이에 영향을 미치는 요인들을 검증하기 위해 다항로짓 분석을 실시할 예정이다. 즉, 각 잠재계층에 대한 독립변수의 효과검증은 다항로짓 분석으로 이루어졌으나, 별도로 이루어지는 것이 아니고 도출된 잠재계층 모형에 독립변수를 추가하여 이루어진다. 각 독립변수는 개인이 어떤 잠재계층에 속할 가능성이 높은지를 분류하는데 사용될 것이다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 기술적 통계

20세 이상 성인의 성별분포는 남성과 여성이 각각 4,112명(61.6%), 2,561명(38.4%)으로 나타났으며, 교육수준은 고졸 이하가 4,179명(62.6%)으로 대졸이상이 2,494명(37.4%)로 나타났다. 평균 연령은 48세였으며, 40대가 22.9%(1,526명)으로 가장 많았으며, 그 다음으로 30대(21%), 50대(17.1%)의 순으로 나타났다. 소득수준이 중위소득 60%이상인 가구원은 5,256명(78.8%), 중위소득 60%미만인 가구원은 1,417명(21.2%)으로 나타났으며, 취업 중인 사람은 4,737명(71%)으로 미취업 중인 사람은 1,936명(29%)으로 나타났다. 배우자가 있는 사람은 4,479명(67.1%)으로 배우자가 없는 사람은 2,194명(32.9%)으로 나타났다. 분석에 활용된 주요

변수들의 기술통계치는 <표 2>에 제시하였다.

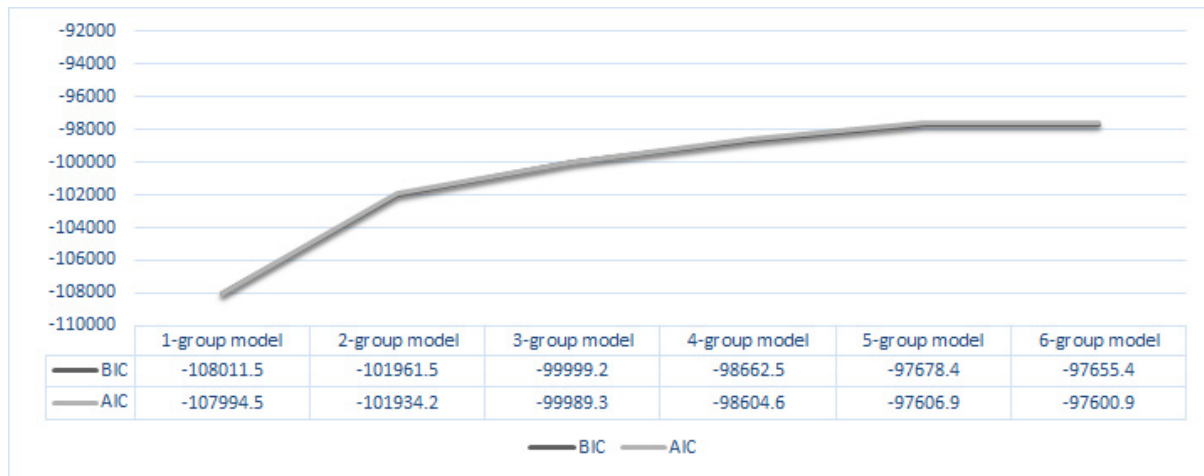
<표 2> 주요 변수들의 기술통계

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	사례수
7차년도 문제음주	6.900	5.604	1.390	2.020	6,673
8차년도 문제음주	7.484	5.364	1.119	1.359	5,101
9차년도 문제음주	7.320	5.589	1.318	1.980	4,594
10차년도 문제음주	7.447	5.420	1.308	2.458	4,078
11차년도 문제음주	7.609	5.471	1.249	2.025	3,870
12차년도 문제음주	7.267	5.191	1.251	2.014	3,682
13차년도 문제음주	7.233	5.214	1.197	1.657	3,480
14차년도 문제음주	6.919	4.913	1.331	2.559	3,325
변수	평균	표준편차	왜도	첨도	사례수
자아존중감	3.082	.390	-.559	.530	6,673
주관적 건강상태	3.775	.872	-.693	.148	6,673
우울	2.858	3.945	1.947	3.463	6,673
가족관계 만족도	4.464	1.784	-.574	-.962	6,673
가족갈등 대처방식	3.862	.323	-1.248	1.798	6,605
사회적친분관계 만족도	3.769	.624	-1.056	2.241	6,673
사회복지서비스 이용	0.729	1.405	1.381	1.260	6,673
변수	빈도(명)		%		사례수
자살생각 유무	없음	1,354	89.8		1,507
	있음	153	10.2		
흡연 여부	비흡연	4,569	68.5		6,673
	흡연	2,104	31.5		

2. 잠재계층 분류

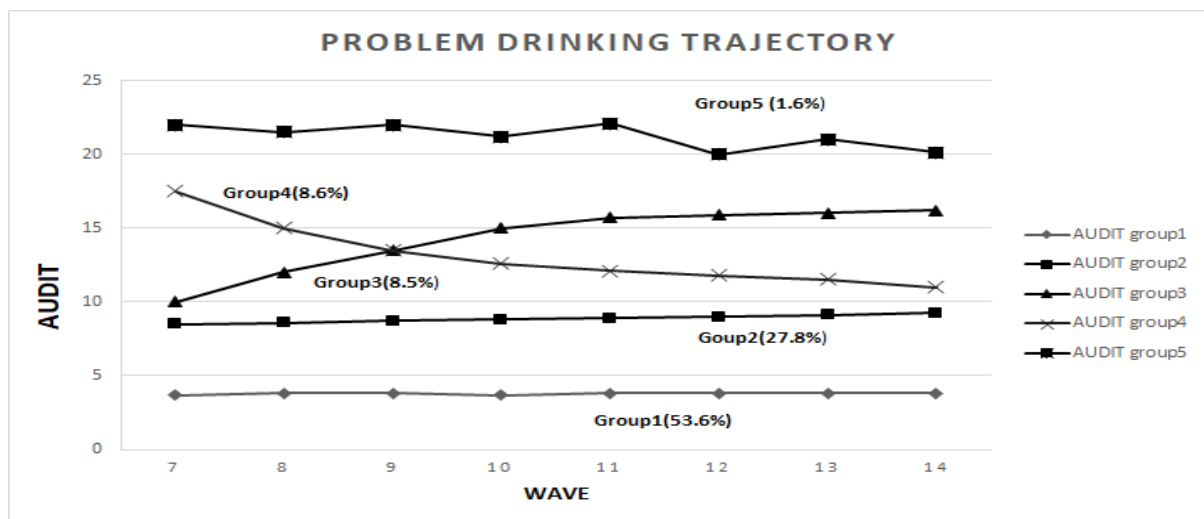
첫 번째 연구문제인 자살생각의 잠재계층 수가 몇 개인지를 검증하기 위해 잠재계층의 수를 증가시키면서 AIC와 BIC를 비교하였다. 먼저 변화선의 형태를 최적화하는 함수를 찾기 위해 3차함수(cubic) 모형을 검증하였고, 검증 후 결과에 따라 3차함수가 유의한 잠재계층일 경우에는 3차함수 모형을, 3차함수가 유의하지 않고 2차함수(quadratic)가 유의할 경우에는 2차함수 모형을, 2차함수가 유의하지 않고 1차함수(linear)가 유의할 경우에는 1차함수를, 1,2,3차함수 모두가 유의하지 않을 경우에는 절편함수(intercept) 모형을 각각 적용하여 AIC와 BIC를 산출하였다. 잠재계층수를 1개에서 하나씩 증가시키면서 각 잠재계층에 적합한 변화함수를 적용한 결과는 [그림 1]에 제시하였다. 그림에 제시된 바와 같이 잠재계층 수가 5개일 때까지는 급격하게 AIC와 BIC가 증가하였으나, 6개 이상의 잠재계층을 지정한 경우에는 AIC와 BIC의 차이가 거의 없었다. 따라서 잠재계층 수가 5개인 모형을 최종모형으로 선택하였다.

[그림 1] 잠재계층 수에 따른 BIC, AIC 변화



5개로 분류된 각각의 잠재계층의 변화함수에 대한 통계치를 살펴보면, 5개의 잠재계층 모두 3차함수가 변화선의 형태를 가장 잘 나타내는 것으로 나타났다. 최종 모형으로 결정된 5개의 잠재계층의 문제음주 수준 변화 형태는 [그림 2]와 같다. 집단 1은 7차년도부터 14차년도의 조사기간 동안 문제음주 수준이 매우 낮은 성인들로 구성된 잠재계층으로 전체의 53.6%를 차지하였고, 조사기간 내내 큰 변화없이 낮은 수준을 유지하고 있어 ‘비문제음주 집단(집단1)’이라고 명명하였다. 집단 2는 문제음주 수준 cutoff 8점을 상회하는 9~10점을 유지하는 성인들로 구성된 잠재계층으로 전체의 27.8%를 차지하였으며, ‘저수준 문제음주 집단(집단 2)’으로 명명하였다. 집단 3의 경우는 연구 초기에는 문제음주 수준이 낮았다가 계속 증가하는 추세를 보이고 있어 ‘문제음주 증가 집단(집단 3)’으로 명명하였다. 이는 전체의 8.5%를 차지하였다. 집단 4의 경우는 초기에는 문제음주 수준이 높았다가 감소하는 추세를 보이는 성인들로 구성된 잠재계층으로 전체의 8.6%를 차지하였다. 집단 4는 ‘문제음주 감소 집단(집단 4)’으로 명명하였다. 마지막으로 집단 5의 경우는 문제음주 수준이 매우 높은 집단으로 조사기간 내내 20점 이상의 높은 수준의 문제음주 수준을 보이고 있어 ‘고수준 문제음주 집단(집단 5)’으로 명명하였으며, 전체의 1.6%를 차지하는 것으로 나타났다.

[그림 2] 잠재계층의 변화형태



3. 잠재계층 분류의 영향요인 검증

두 번째 연구문제를 해결하기 위해 5개의 잠재계층으로 분류된 최종 모형에 독립변수를 추가하여 어떤 변수가 어떤 잠재계층을 분류하는데 영향을 주는지를 검증하였다. 비문제음주 집단을 기준집단(reference group)으로 설정한 후, 나머지 집단과 비교하는 방식으로 잠재계층 분류에 영향을 미치는 유의한 변수를 찾아내기 위해 검증하였다. 이에 대한 결과는 <표 3>에 제시하였다.

인구사회학적 요인 중에서는 성별이, 개인적 요인 중에서는 자아존중감이, 가족요인 중에서는 가족관계 만족도가 모든 잠재계층 분류에 일관되게 영향을 미치는 요인으로 나타났다.

비 문제음주 집단을 기준집단으로 설정하여 분석한 결과, 저 수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높여주는 변수는 인구사회학적 요인들에서는 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 취업유무가 개인 요인에서는 자아존중감, 주관적 건강상태, 흡연이, 가족요인 중에서는 가족관계 만족도가 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 남성일수록, 연령과 교육수준이 낮을수록, 배우자가 없고 취업상태일수록 비 문제음주 집단보다 저수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 흡연자이고 낮은 자아존중감을 가질수록, 자신의 건강상태를 건강하다고 인지할수록, 가족관계에 대한 만족도가 낮을수록 비 문제음주 집단보다 저수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

비 문제음주 집단보다 문제음주 증가 집단에 속할 가능성을 높여주는 변수는 성별, 연령, 배우자유무, 자아존중감, 주관적 건강상태, 흡연, 자살생각, 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법, 사회적 친분관계 만족도인 것으로 나타났다. 즉, 남성일수록, 연령이 낮을수록, 배우자가 없을수록, 자아존중감이 낮고 주관적 건강상태를 건강하다고 인지할수록, 흡연자이고 자살생각이 있고 가족관계 만족수준이 낮고 적절한 가족갈등 대처방법을 활용하지 못할수록 사회적 친분관계에 대한 만족도가 낮을수록 비 문제음주 집단보다 문제음주 증가 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

비 문제음주 집단을 기준집단으로 하였을 때, 성별, 가구유형, 자아존중감, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도는 문제음주 감소 집단에 속할 가능성이 높은 변수로 나타났다. 남성일수록 저소득가구일수록 비 문제음주 집단보다는 문제음주 감소 집단에 속할 가능성이 높았다. 또한 자아존중감이 낮고 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도 수준이 낮을수록 문제음주 감소 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

마지막으로, 성별, 연령, 배우자유무, 자아존중감, 주관적 건강상태, 흡연여부, 자살생각, 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법, 사회적 친분관계만족도, 사회복지 서비스 이용이 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높여주는 변인들로 나타났다. 즉, 남성일수록 연령이 낮을수록 배우자가 없는 사람일수록 자아존중감이 낮고 자신의 건강상태를 나쁘다고 인지하고 흡연을 하는 사람일수록 비문제음주 집단보다는 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 자살생각이 있고 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도가 낮고 가족갈등 대처방법이 적절하지 못할수록 이용하고 있는 사회복지서비스가 많을수록 비문제음주 집단보다는 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

<표 3> 문제음주 수준에 따른 잠재계층별 영향요인 검증

기준집단	비교집단	변수	계수	표준오차	T
비 문제음주 집단 (집단1)	저수준 문제음주 집단 (집단2)	성별	2.870	0.294	9.776***
		연령	-0.043	0.011	-4.028***
		교육수준	-0.534	0.270	-1.977*
		가구유형	0.242	0.294	0.820
		배우자유무	-1.018	0.515	-1.976*
		취업유무	0.241	0.118	2.033*
		자아존중감	-0.957	0.454	-2.108*
		주관적 건강상태	0.189	0.095	1.989*
		흡연여부	0.295	0.148	1.993*
		우울	0.029	0.030	0.933
		자살생각	0.703	0.454	1.548
		가족관계만족도	-0.312	0.113	-2.817*
		가족갈등 대처방법	-0.552	0.308	-1.786
		사회적 친분관계 만족도	-0.452	0.337	-1.340
사회복지서비스 이용	0.041	0.121	0.336		
비 문제음주 집단 (집단1)	문제음주 증가 집단 (집단3)	성별	3.544	0.407	8.718***
		연령	-0.032	0.011	-2.909**
		교육수준	-0.178	0.273	-0.653
		가구유형	-0.095	0.294	-0.323
		배우자유무	-1.888	0.530	-3.562**
		취업유무	-0.223	0.148	-1.507
		자아존중감	-0.925	0.414	-2.234*
		주관적 건강상태	0.378	0.118	3.203*
		흡연여부	1.141	0.266	4.289***
		우울	0.015	0.032	0.459
		자살생각	0.891	0.398	2.239*
		가족관계만족도	-0.243	0.110	-2.209*
		가족갈등 대처방법	-1.177	0.598	-1.970*
		사회적 친분관계 만족도	-0.519	0.183	-2.829*
사회복지서비스 이용	0.116	0.118	0.009		
비 문제음주 집단 (집단1)	문제음주 감소 집단 (집단4)	성별	3.960	0.530	7.472***
		연령	-0.029	0.023	-1.209
		교육수준	-0.123	0.671	-0.184
		가구유형	-1.304	0.642	-2.031*
		배우자유무	1.199	1.020	1.175
		취업유무	-0.121	0.279	-0.436
		자아존중감	-2.588	0.747	-3.461**
		주관적 건강상태	0.387	0.321	1.202
		흡연여부	0.550	0.478	1.152
		우울	0.047	0.055	0.849
		자살생각	0.038	0.767	0.049
		가족관계만족도	-0.276	0.139	-1.986*
		가족갈등 대처방법	-1.377	0.335	-1.125
		사회적 친분관계 만족도	-0.669	0.178	-3.758**
사회복지서비스 이용	0.096	0.221	0.437		
비 문제음주	고수준	성별	3.544	0.407	8.718***

기준집단	비교집단	변수	계수	표준오차	T
집단 (집단1)	문제음주 집단 (집단5)	연령	-0.042	0.011	-3.925**
		교육수준	-0.176	0.266	-0.663
		가구유형	-0.093	0.291	-0.318
		배우자유무	-1.878	0.534	-3.512**
		취업유무	-0.203	0.128	-1.584
		자아존중감	-0.905	0.354	-2.224*
		주관적 건강상태	-0.417	0.138	-3.007*
		흡연여부	1.130	0.231	4.891***
		우울	0.025	0.022	1.136
		자살생각	0.910	0.373	2.437*
		가족관계만족도	-0.276	0.108	-2.546*
		가족갈등 대처방법	-0.866	0.415	-2.087*
		사회적 친분관계 만족도	-0.639	0.320	-1.997*
		사회복지서비스 이용	0.129	0.065	1.984*

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

제5절 결론 및 논의

본 연구는 지역사회 성인들을 대표할 수 있는 한국복지패널 7-14차년도 자료를 활용하여 잠재계층 분석 방법을 통해 성인기 문제음주 수준 변화에 있어 다른 양상을 띠는 잠재계층을 구분하고, 또한 생태체계 이론을 근거로 하여 그 계층을 이루는 구체적인 요인들을 밝혀내고자 하였다. 선행 연구들을 토대로 인구사회학적 요인에는 성별, 연령, 교육수준, 가구유형, 배우자 유무, 취업여부를 개인적 요인에는 흡연, 주관적 건강상태, 우울, 자살생각, 자아존중감을, 가족 요인에는 가족관계 만족과 가족갈등 대처방법을, 사회적 요인에는 사회적 친분 관계 만족과 사회복지서비스 이용을 영향 요인으로 선정하여 분석하였다.

분석결과 문제음주 수준의 변화에 따른 잠재계층의 수는 5개로 분류되었으며, 각각의 집단은 비문제음주 집단, 저수준 문제음주 집단, 문제음주 증가 집단, 문제음주 감소 집단, 고수준 문제음주 집단으로 명명하였다. 비문제음주 집단은 조사기간인 2012년부터 2018년 동안에 문제음주 수준이 적정 수준을 유지하는 집단으로 전체의 절반 이상인 53.6%를 차지하였다. 저수준 문제음주 집단은 조사기간 동안 문제음주 절단점이 8점을 상회하는 문제음주 수준을 보이는 집단으로 27.8%를 차지하였다. 문제음주 증가 집단은 조사기간 초기에는 낮았다가 조사 이후 수준이 증가하는 경향을 보이는 집단으로 전체의 8.5%를 차지하였다. 또한 문제음주 감소 집단은 조사 기간 초기에는 16점 이상의 문제음주 수준을 보이다가 시간이 흐를수록 다소 감소하는 집단으로 8.6%를 차지하는 것으로 나타났다. 또한 마지막으로 고수준 문제음주 집단은 조사기간 내내 20점 이상의 높은 문제음주 수준을 보이는 고위험 집단으로 전체의 1.9%를 차지하였다. 이러한 잠재계층 분류에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 검증한 결과, 성별, 자아존중감 및 가족관계만족도는 모든 잠재계층 분류에 영향을 미치는 예측요인으로 나타났다. 또한 하위 잠재계층별 예측 요인은 상이하게 나타났는데, 저수준 문제음주 집단에서는 연령, 교육수준, 배우자유무, 취업유무, 흡연, 주관적 건강상태가, 문제음주 증가 집단에서는 연령, 배우자유무, 주관적 건강상태, 자살생각, 흡연, 가족갈등 대처방법, 사회적 친분관계만족이, 문제음주 감소집단에서는 가구유형, 사회적 친분관계 만족이, 고수준 문제음주 집단에서는 연령, 배우자유무, 주관적 건강상태, 흡연, 자살생각, 가족갈등 대처방법, 사회적 친분관계 만

족, 사회복지서비스 이용이 유의미한 예측요인이었다. 이러한 결과를 토대로 한 제언 및 함의는 다음과 같다.

첫째, 우리나라 20세 이상 성인들의 문제음주 잠재계층은 잠재 계층간 초기치와 변화율의 형태는 상이한 5개의 잠재계층을 확인하였다. 즉, 기존에 문제음주의 평균적인 발달궤적을 추정한 연구들에서 추정하지 못한 그 이면에 존재하는 다양한 잠재계층을 검증하였다. 본 연구 결과는 HIV 성인 여성들을 대상으로 음주 잠재계층을 검증한 Cook et al.,(2013)의 연구와 뉴욕시 주민들을 대상으로 음주와 폭음의 잠재계층을 검증한 Cerda et al.(2008)의 연구 결과와도 일치하는 결과이다. Cook et al.,(2013)의 연구에 따르면, 본 연구에서처럼 5개의 잠재계층이 확인되었으며, 이는 비음주 집단(49%), 비문제음주 집단(36%), 음주증가 집단(8%), 음주감소 집단(4%), 고위험 음주 집단(3%)인 5개의 잠재계층을 확인하였다. 우울, 이전 문제음주 이력 및 다른 약물 사용은 이러한 잠재계층을 분류하는데 유의미한 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 또한 Cerda et al.(2008)의 연구 역시 비음주 집단(49%), 비문제음주 집단(36%), 음주증가 집단(8%), 음주감소 집단(4%), 고위험 음주 집단(3%)의 5개의 잠재계층이 확인되었다. 그간, 정부에서는 제 4차 국민건강증진종합계획(Health Plan, 2016-2020)을 통하여 6개 사업에 대한 알코올관련 대책을 수립·추진하였으나 실행과 효과가 미흡하였다. 이는 음주문제에 대한 접근을 다양한 잠재계층을 반영하지 못하고 단일집단으로 한 정책이나 프로그램들이 수립되어 그 효과가 미비했다고 보여진다. 따라서 문제음주는 다양한 잠재계층이 존재하며 단일집단으로 개입을 하기 보다는 각각의 잠재계층에 영향을 미치는 예측 요인을 중심으로 맞춤형 예방과 개입 전략을 모색해야 할 것이다.

둘째, 본 연구에서 자아존중감은 모든 잠재계층을 분류하는데 일관되게 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 즉 자아존중감이 낮을수록 비문제음주 집단보다는 저수준 문제음주집단, 문제음주 감소집단, 문제음주 증가집단, 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선행연구들에서 제시한 자아존중감의 영향력과의 일치한다. 자아존중감이 낮은 음주자의 경우 내·외부로부터 스트레스를 받을 때 이를 적극적으로 해결하기 보다는 도피하고자 하는 태도를 보이면서 오히려 문제를 술로 해결하려는 태도를 보일 수 있다. 즉, 낮은 자아존중감은 음주 빈도와 양의 증가로 이어지고 이는 중국에는 해로운 문제음주로 이어지게 된다고 할 수 있다. 따라서 문제음주를 예방하고 개입하고자 하는 프로그램을 구성할 때 음주자의 자아존중감을 향상시키는데 초점을 둔 프로그램이 기본적으로 구성되어야 할 것이다.

셋째, 가족 요인 중 가족관계 만족도 역시 모든 잠재계층을 분류하는데 일관되게 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 음주 문제는 개인의 문제가 아닌 가족병이라고 불릴 만큼 함께 사는 가족구성원들 간에 상호영향을 미치게 되며, 가족들 간 긍정적 상호작용은 문제음주를 예방하고 감소시키는데 매우 중요한 자원이라고 할 수 있다. 또한 본 연구에서는 가족갈등 대처방법이 고수준 문제음주 집단 분류에 유의미하게 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 이러한 결과는 가족 간의 유대와 안정성이 문제음주 위험을 낮춘다는 연구(Bahr, Marcos, Maughan, 1995)와 일치하는 결과라 할 수 있다. 문제음주에 대한 개입 시 음주자 개인 뿐 아니라 가족 모두가 문제음주에 대해서 이해하고 가족들이 함께 참여할 수 있도록 가족 교육이나 가족상담 프로그램이 마련되어야 할 것이다. 특히 고수준 문제음주 집단의 경우 가족들과의 갈등 발생 시 이를 적절하게 대처하는 방법을 몰라 이를 술로 해결하려는 소극적 대처방법을 활용하였을 가능성이 높다. 따라서 문제음주 수준이 높은 고위험 문제음주 집단의 경우 가족들과의 관계나 갈등 대처 방식에 대한 사전 조사를 통해 가족관계를 개선하고 가족들과의 갈등 발생 시 적극적으로 대처하고 해결할 수 있는 가족관계 및 의사소통 개선 프로그램을 적극적으로 활용해야 할 것이다.

넷째, 개인적 요인들 중 주관적 건강상태를 좋다고 인지할수록 저수준 문제음주 집단, 문제음주 증가 집단에 속할 가능성이 높게 나타났으나, 고수준 문제음주 집단에서는 자신의 건강상태를 부정적으로 평가

한 사람일수록 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높게 나타났다. 이러한 결과는 자신이 건강하다고 인지할수록 음주가 건강에 미치는 위협성을 과소 평가하고 민감성이 낮아 해로운 문제음주가 지속되는 것으로 해석된다. 음주가 건강에 미치는 부정적 영향을 인식하지 못하고 자신의 건강을 긍정적으로 인지하는 음주자의 경우 해로운 문제음주를 지속하게 되고 건강위험 행동을 바꾸려고 노력하지 않는다. 따라서 이러한 음주자들의 경우 음주 교육을 받아도 절주나 단주의 동기가 유발되지 않을 수 있다. 자신의 건강을 긍정적으로 인식하는 음주자에게는 음주가 지니는 긍정적 효과에 대한 오해를 없애고 해로운 음주에 대한 민감성을 가질 수 있는 교육 프로그램이 제공되어야 할 것이다.

반면 고수준 문제음주 집단에서는 반대로 자신의 건강상태를 부정적으로 인지할수록 문제음주 집단에 속할 가능성이 높게 나타났다. 이는 고수준 문제음주자의 경우 알코올중독 상태로 폭음 후 여러 가지 금단 증상이나 정신과적 증상들을 경험하게 됨에 따라 자신의 건강상태를 부정적으로 평가하게 된 것이라 판단된다. 따라서 이러한 고수준 문제음주 집단에서는 건강교육이나 음주 중재 교육 시 음주자들이 자신의 건강에 대한 객관적인 평가와 더불어 음주의 부정적 결과에 대한 시정각 자료를 활용한 교육들로 구성할 필요가 있다.

다섯째, 자살생각은 비문제음주 집단에 비해 문제음주 증가 집단과 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높이는 요인으로 나타났다. 즉, 자살생각을 해본 사람일수록 알코올남용이나 알코올의존 집단에 속할 가능성이 높다는 것이다. 자살생각이 높을수록 문제음주일 가능성이 높아지고, 음주량, 음주빈도 및 음주관련 문제행동들 간에 유의미한 상관관계가 나타났다는 연구들(이은영, 2019; Rogers, 1992; Stephenson, Pena-Shaf, Quirk, 2006)과 일치하는 결과이다. 따라서 고위험 음주자들의 경우 중독 상담 시 자살생각에 대한 스크리닝도 동시에 이루어져야 할 것이다.

여섯째, 사회적 친분관계에 대한 만족도가 낮을수록 문제음주 증가 집단, 문제음주 감소집단 및 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높이는 예측요인이었고, 이 세 집단은 AUDIT점수가 10점이상인 문제음주 집단들이다. 이는 알코올중독자들이 사회적 관계망이 좁고 사회적 지지가 낮다는 연구결과(Mowbray, Quinn, and Cranford, 2014)를 뒷받침하는 결과라 판단된다. 즉, 문제음주로 인해 알코올중독자들이 대인관계에서의 갈등이나 문제가 발생하고 이로 인해 사회적 관계망이 줄어들음에 따라 이를 해결하기 위한 대처 수단으로 음주를 선택하게 된 결과라 생각된다. 따라서 고위험 문제음주자들의 문제음주를 개입하기 위해서는 그들에게 지지와 친밀감을 증진시킬 수 있는 사회적 관계에 대한 개선과 지지망 확대를 위한 노력과 프로그램 개발이 요구된다.

일곱째, 사회복지서비스 이용은 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높여주는 예측 요인이었다. 사회복지 서비스를 많이 이용하는 사람일수록 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 고수준 문제음주 집단은 알코올 중독 수준의 치료가 필요한 집단으로 대부분 가족관계가 좋지 않고 사회적 관계망 역시 빈약할 가능성이 높다. 따라서 다른 집단에 비해서 개인적 자원을 활용하기 보다는 사회복지서비스 제공을 받을 가능성이 높아서 나타난 결과로 보여진다. 알코올중독자들이 이용할 수 있는 지역사회 다양한 사회복지 서비스 개발과 연계가 필요하다고 할 수 있다. 현재 문제음주자들을 위한 지역사회의 인프라가 매우 부족한 실정이다. 알코올 등 중독자를 위한 조기개입·상담 및 재활서비스를 제공하는 중독관리통합지원센터는 2014년 이후 전국 50개소로 정제되어 있으며, 알코올 중독자수 약 139만명의 0.7% 미만이 서비스 제공을 받을 수준이다. 또한 지역사회의 민간 혹은 공공 사례관리자들이 문제음주자들을 만날 기회가 많으나 이들을 상담하고 개입하기 위한 정보와 개입 기술이 부족하고 이들을 연계할 재활서비스 기관도 턱없이 부족하다. 따라서 문제음주자들에 대한 상담 및 재활 서비스를 제공할 수 있는 전달체계 및 서비스 기관의 확충과 전문인력의 양성이 요구된다.

여덟째, 흡연은 저수준 문제음주 집단, 문제음주 증가집단과 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높게 하는 예측요인으로 나타났다. 흡연자가 비흡연자에 비해 음주량과 음주 횟수가 높으며, 알코올 남용이나 의존의 가능성이 높다는 연구들(Haas and Smith, 2012; Pelucchi, Gallus, Garavello, Bosetti, and La Vecchia, 2006)과도 일치하는 결과이다. 특히 흡연과 음주를 동시에 하는 경우 둘 다 하지 않는 집단에 비해 사망률이 높고, 장기간 흡연과 음주는 우울증을 악화시킨다고 보고되고 있다(건강증진개발원, 2020). 최근에 사회적으로 흡연자에 대한 부정적인 인식이 높아지고 금연구역 지정을 하고 있지만, 아직도 음주가 이루어지는 상황에서 흡연이 비교적 자연스럽게 허용되는 분위기이다. 니코틴이 함유된 담배를 피울 때 니코틴이 함유되지 않은 담배를 피울 때보다 더 많은 음주를 하게 되고 술을 마시는 것이 담배의 맛을 더 좋게 함에 따라 흡연의 양의 증가가 음주량의 증거로 이어진다(보건복지부, 2019). 해외에서는 음주와 흡연 문제를 동시에 가지고 있는 대상자들에 대한 예방 및 중재프로그램을 운영하고 있으며(Guilamo-Ramos, Litardo and Jaccard, 2005), 특히 주점 내에서의 금연 정책을 통해 알코올 소비량이 줄어들었다(파스아리, 2010)는 점은 흡연과 음주를 고려한 정책과 프로그램 개발이 필요함을 시사하는 내용이라고 할 수 있다. 따라서 보다 문제음주를 감소시키기 위해서는 반드시 흡연 여부를 확인하고, 흡연과 음주 문제에 대한 동시 개입이 필요하다.

마지막으로 인구사회학적 요인 중 성별은 비문제음주 집단보다는 저수준 문제음주 집단, 문제음주 감소 집단, 문제음주 증가집단, 고수준 문제음주 집단에 속할 가능성을 높여주는 유의미한 예측 요인으로 나타났다. 즉 남성일수록 비문제음주 집단보다는 문제음주 집단에 속할 가능성이 높다고 할 수 있다. 이러한 결과는 기존의 선행연구들에서 나타난 성별 영향력과 일치하는 결과라 할 수 있다. 우리나라 뿐 아니라 대부분의 나라에서 남성의 음주량이 여성과는 차이가 나타나며, 남성은 과음해도 괜찮다는 관대한 태도가 일반적이다(Cotino, 1995). 따라서 남성의 음주 문제에 대한 관대한 인식과 역으로 여성 문제 음주자들에 대한 부정적 시선을 개선할 수 있는 인식개선이 필요하다. 또한 성인기 초기 집단에 대한 문제음주에 대한 관심이 더 요구된다고도 할 수 있다. 취업상태에 있는 사람일수록 저수준 문제음주 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 취업상태에 있는 사람들일수록 비 취업자들에 비해 회식이나 사회적 활동의 기회가 많아짐에 따라 음주기회도 증가하여 나타난 결과라고 예측된다. 알코올중독자들의 경우 이미 음주문제로 인해 실직이나 미취업상태에 있을 가능성이 높다. 따라서 직장인들을 대상으로 한 음주 예방 및 문제음주 개입에 대한 교육이 필요하고 직장 내 음주문화에 대한 개선을 위한 노력도 요구된다.

본 연구는 우리나라 성인의 문제음주의 잠재계층을 분류하고 생태체계 이론을 토대로 잠재계층 분류에 영향을 미치는 예측 요인들을 개인, 가족, 사회적 요인으로 구분하여 한 모형 안에서 통합적으로 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 종단연구를 통해 지역사회 일반 성인들의 문제음주의 예방과 개입을 위한 정책과 서비스 계획에 좀 더 구체적인 근거자료를 제시하였다고 할 수 있다. 마지막으로 지역사회 성인들을 대표할 수 있는 한국복지패널 데이터를 활용하여 성인기 문제음주에 대한 종단연구를 실시하여, 그 결과를 일반화할 수 있다는 데 의의가 있다.

그러나 이러한 의의에도 불구하고 본 연구가 지니는 한계와 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 본 연구는 한국복지패널을 활용한 2차 자료 분석을 하여 문제음주 잠재계층 분류에 영향을 미치는 예측요인들을 좀 더 다양하게 활용할 수 없었다. 사회적 요인에 있어서도 사회적 관계를 단순히 사회적 친분관계 만족도 1문항을 활용하였고, 사회적지지 변수도 활용할 수 없었다. 또한 잠재계층 분류에 영향을 미치는 예측요인들 중 자아존중감, 우울, 자살생각, 주관적 건강상태 등은 시변변수로서 시간의 흐름에 따른 변화를 분석에 반영하지 않고 연구 기간의 초기값인 7차년도 데이터를 활용하였다. 추후 연구 시 예측요인들을 시변변수로 활용하여 검증해볼 필요가 있다. 본 연구에서는 20세 이상 성인을 연구대상으로 잠재

계층을 분류하였는데, 최근들어 생애주기에 따라 문제음주나 이에 영향을 미치는 예측요인들이 달라질 수 있다는 연구들이 보고되고 있다. 따라서 추후 연구에서는 청년집단, 중장년 집단, 노인집단으로 구분하여 생애주기별 문제음주의 잠재계층 분류와 예측 요인들을 검증해보는 것도 의의가 있을 것이라 생각된다.

참고문헌

- 강상경. 2011. 「인간행동과 사회환경」. 경기도: 나남.
- 권태연. 2011. “심리사회행동요인을 고려한 우울수준과 음주행위 간의 종단적 상호관계에 관한 연구”, 「한국사회복지학」, 63(1), 187-215.
- 김광기·오세현·제갈정, 2019, “우리나라 성인의 간접음주폐해 경험정도와 관련 요인”, 「보건과 사회과학」, 52, 161-180.
- 김미영, 2017, “로지스틱 회귀분석을 이용한 문제음주 예측요인 분석”, 「디지털융복합연구」, 15(5), 487-494.
- 김민혜·조병희·손슬기·양준용·손애리, 2018, “문제 음주자의 사회문화적 특성에 대한 성별 차이”, 「알코올과 건강행동연구」, 19(1), 17-32.
- 김윤선·김복란, 2014, “춘천지역 남녀 대학생들의 영양소 섭취 상태”, 「한국식품영양과학회지」, 4(12), 934-942.
- 김윤영·문진영·김미숙, 2018, “한국인의 음주요인에 대한 변화추이와 패널분석”, 「보건과 사회과학」, 48, 29-58.
- 김진희·최만규, 2010. “성별에 따른 아파트 주민의 음주, 사회적 지지와 사회적 연결망과의 관계”, 「한국지역사회생활과학회지」, 21(1), 105-115.
- 따스아리(2010.04.09.). “우리와 술문화가 흡사한 아일랜드의 음주정책은?”. <http://blog.daum.net/mohwpr/12879500>, 2018.01.04.
- 박소연·이홍직, 2013, “청소년의 문제음주에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 인구사회학적 특성 요인, 건강 요인, 일탈행동 요인을 중심으로”, 「한국웰니스학회지」, 8(1), 3-4.
- 박은자·전진아·김남순. 2015. “성인의 복합적인 건강위험행동과 주관적 건강수준, 스트레스, 우울감의 관련성”, 「보건사회과학」, 35(1), 136-157.
- 손애리. 2010. “구조방정식 모형을 이용한 스트레스, 우울 및 문제음주 간의 관련성 연구”, 「보건과 사회과학」, 27, 61-79.
- 송선영, 2011, “독거노인의 문제음주에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 「임상사회사업연구」, 8(1), 61-81.
- 송태민·이주열·김계수, 2012, “성인남성의 문제음주 변화에 관한 연구”, 「알코올과 건강행동연구」, 13(1), 59-71.
- 양재원·왕수연·황인숙·김선미·배기혜·이홍재·고영훈, 2013, “경기도 일지역의 문제음주실태와 알코올 미충족욕구 조사연구”, 「정신신체의학」, 21(1), 62-71.
- 유채영·신원우, 2000, “알코올의존 노숙자와 일반 노숙자의 사회심리적 특성 및 서비스 욕구에 관한 비교 연구”, 「정신보건과 사회사업」, 10, 113-142.

- 이은숙·조혜정, 2019, “성인의 연령층별 음주상태, 폭음 및 위험음주와 주관적 건강인지와의 연관성”, 「대한보건연구」, 45(2), 69-82.
- 이숙현·문상호, 2018, “청년의 문제음주에 미치는 사회생태학적 결정요인에 관한 데이터 마이닝 분석”, 「사회과학복지연구」, 49(4), 65-100.
- 이숙현·한창근, 2019, “자아존중감이 문제음주에 미치는 영향: 성별 및 연령집단 간 다집단 분석”, 「사회과학연구」, 39(1), 293-333.
- 이은영, 2019, “한국 청소년의 정신건강 특성이 문제음주에 미치는 영향: 청소년건강행태온라인조사 자료 (2017년) 활용”, 「사한국산학기술학회논문지」, 20(4), 160-168.
- 이혜규, 2017, “음주자 유형별 정신건강 분석: 혼술 대 집단음주의 비교연구”, 「알코올과 건강행동연구」, 18(2), 1-14.
- 주소희, 2014, “지역사회 저소득노인의 문제성음주에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 「복지행정논총」, 24(2), 1-25.
- 정영호, 2015. 「음주의 사회적 피해 평가 및 개선 방안 연구」. 세종: 보건복지부.
- 정준수, 2020, “생애주기별 문제음주에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 청년, 중년, 노년 3세대 비교를 중심으로”, 「비판사회정책」, 67, 251-297.
- 허만세, 2012, “중년 여성의 음주문제와 자아존중감 사이의 인과관계 분석”, 「보건사회연구」, 32(1), 201-27.
- 황지영·정슬기, 2016, “주관적 계층의식이 음주문제에 미치는 영향”, 「정신보건과 사회사업」, 44(3), 238-265.
- Adams, W. L., Garry, P. J., Rhyne, R., Hunt, W. C. and Goodwin, J. S. “Alcohol intake in the healthy elderly: changes with age in a cross-sectional and longitudinal study”, *Journal of the American Geriatric Society*, 38, 1990, 211 - 216.
- Aronson E. “The theory of cognitive dissonance: A current perspective”. In Berkowitz L. (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, San Diego: Academic Press. 1969, 4: 1 - 34.
- Bahr, S. J., Marcos, A. C., and Maughan, S. L., “Family, educational and per influences on the alcohol use of female adolescents”, *Journal of Studies on Alcohol*, 56, 1995, 457-469.
- Bijttebier, Patricia and Eveline Goethals. "Parental drinking as a risk factor for children's maladjustment: The mediating role of family environment." *Psychology of Addictive Behaviors*, 20(2), 126.
- Cavanagh, J.T., Carson, A.J., Sharpe, M, et al. “Psychological autopsy studies of suicide: A systematic review”, *Psychol Med*, 33(3), 2003, 395-405.
- Cerda, Magdalena, et al. "Alcohol use trajectories among adults in an urban area after a disaster: evidence from a population based cohort study." *Addiction*, 103(8), 2008, 1296-1307.
- Chiolero, A., Wietlisbach, V., Ruffieux, C., Paccaud, F., and Cornuz, J. “Clustering of risk behaviors with cigarette consumption: A population-based survey”, *Preventive Medicine*, 42(5), 2006, 348 -

353.

- Conger, J. 1956. "Reinforcement theory and the dynamics of alcoholism", *Quarterly Journal of Studies on Alcohol*, 17, 296-305.
- Cook, Won Kim, et al. "Asian American problem drinking trajectories during the transition to adulthood: Ethnic drinking cultures and neighborhood contexts." *American journal of public health*, 105(5), 2015, 1020-1027.
- Dare, Julie, et al. "Social engagement, setting and alcohol use among a sample of older Australians." *Health & social care in the community*, 22(5), 2014, 524-532.
- Dixit, A. R., and Crum, R. M. "Prospective study of depression and the risk of heavy alcohol use in women", *American Journal of Psychiatry*, 157, 2000, 751-758.
- Falk, D. E., Yi, H. Y., and Hiller-Sturmhofel, S. "An epidemiologic analysis of co-occurring alcohol and tobacco use and disorders: Findings from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions", *Alcohol Research & Health*, 29(3), 2006, 162 - 171.
- Fat, Linda Ng, et al. "Persistent long-standing illness and non-drinking over time, implications for the use of lifetime abstainers as a control group." *J Epidemiol Community Health*, 68(1), 2014, 71-77.
- Finney, J. W., and Moos, R. H. "Entering treatment for alcohol abuse: A stress and coping model", *Addiction*, 90(9), 1995, 1223 - 1240.
- Finney, J. W., Moos, R. H., Cronkite, R. C., and Gamble, W. "A conceptual model of the functioning of married persons with impaired partners: Spouses of alcoholic patients", *Journal of Marriage and Family*, 45, 1983. 23 - 34.
- Franks, Peter, Thomas, L. Campbell, and Cleveland, G. Shields. "Social relationships and health: The relative roles of family functioning and social support." *Social Science & Medicine*, 34(7), 1992, 779-788.
- Frisher, M., Mendonça, M., Shelton, N., Pikhart, H., de Oliveira, C., Holdsworth, C. "Is alcohol consumption in older adults associated with poor self-rated health? Cross-sectional and longitudinal analyses from the English Longitudinal Study of Ageing", *BMC Public Health*. 15(1), 2015, 703.
- Gačić, B. "An ecosystemic approach to alcoholism: Theory and practice". *Contemp Fam Ther*, 8, 1986, 264 - 278.
- GBD 2016 Alcohol Collaborators. "Alcohol use and burden for 195 countries and territories, 190 - 2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016", *Supplementary appendix 2, Lancet*. 2018.
- Glass, T. A., Prigerson, H., Kasl, S. V. and Mendes de Leon, C. F. "The effects of negative life events on alcohol consumption among older men and women", *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 50, 1995, 205 - 216.
- Grzywacz, Joseph G., and Nadine F. Marks. "Family, work, work family spillover, and problem drinking during midlife", *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 2000, 336-348.

- Guilamo-Ramos, V., Litardo and Jaccard, J. "Prevention Programs for Reducing Adolescent Problem Behaviors: Implications of the Co-occurrence of Problem Behaviors in Adolescence", *Journal of Adolescent Health*, 26, 2005, 82-86.
- Halonen, Jaana I., et al. "Trajectories of risky drinking around the time of statutory retirement: a longitudinal latent class analysis." *Addiction*, 112(7), 2017, 1163-1170.
- Haas, Amie L., and Shelby K. Smith. "The relationship of smoking status to alcohol use, problems, and health behaviors in college freshmen." *Journal of Research on Adolescence*, 22(4), 2012, 758-767.
- Hill, D. T., and Angel, J. R. "Neighborhood disorder, psychological distress, and heavy drinking", *Social Science and medicine*, 61, 2005, 965-975.
- Hill, K.G., White, H.R., Chung, I.J., Hawkins, J.D., and Catalano, R.F. "Early adult outcomes of adolescent binge drinking: person- and variable-centered analyses of binge drinking trajectories", *Alcohol Clin Exp Res*, 24(6), 2000, 892-901.
- Horwitz, Allan V., Helene Raskin White, and Sandra Howell-White. "Becoming married and mental health: A longitudinal study of a cohort of young adults." *Journal of Marriage and the Family*, 1996, 58(4), 895-907.
- Hughes, J. R., and Kalman, D. "Do smokers with alcohol problems have more difficulty quit ting? ", *Drug and Alcohol Dependence*, 82(2), 2006, 91 - 102.
- Immonen, S., Valvanne, J., and Pitkala K. " Older adults' own reasoning for their alcohol consumption", *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 26, 2011, 1169 - 1176.
- Iwamoto, Derek K., William, Corbin, and Kim, Fromme. "Trajectory classes of heavy episodic drinking among Asian American college students." *Addiction*, 105(11), 2010, 1912-1920.
- Jackson, K. M., Sher, K. J., Cooper, M. L., and Wood, P. K. "Adolescent Alcohol and Tobacco Use: Onset, Persistence and Trajectories of Use across Two Samples". *Addiction*, 97(5), 2002, 517-531.
- Jiménez-García, R., Esteban-Hernández, J., Hernández-Barrera, V., Jimenez-Trujillo, I., López-de-Andrés, A., and Garrido, P. C. "Clustering of unhealthy lifestyle behaviors is associated with nonadherence to clinical preventive recommendations among adults with diabetes", *Journal of Diabetes and Its Complications*, 25, 2011, 107-113.
- Jessor, R. "The Origins and Development of Problem Behavior Theory: The Collected Works of Richard Jessor". 2016. Berlin: Springer.
- Kahler, C. W., Borland, R., Hyland, A., McKee, S. A., Thompson, M. E., and Cummings, K. M. "Alcohol consumption and quitting smoking in the International Tobacco Control (ITC) Four Country Survey", *Drug Alcohol Dependence*, 100(3), 2009, 214 - 220
- Karlamangla, A., Zhou, K., Reuben, D., Greendale, G., and Moore, A. "Longitudinal trajectories of heavy drinking in adults in the United States of America", *Addiction* 101(1), 2006. 91-99.
- Kenney, Shannon, Richard, N. Jones, and Nancy, P. Barnett. "Gender differences in the effect of

- depressive symptoms on prospective alcohol expectancies, coping motives, and alcohol outcomes in the first year of college.", *Journal of youth and adolescence*, 44(10), (2015): 1884-1897.
- Kim, S., Spilman, S. L., Liao, D. H., Sacco, P., and Moore, A. A. "Social networks and alcohol use among older adults: a comparison with middle-aged adults", *Aging & mental health*, 22(4), 2018, 550-557.
- Li, Zhuoyang, et al. "Attributable risk of psychiatric and socio-economic factors for suicide from individual-level, population-based studies: a systematic review." *Social science and medicine*, 72(4), 2011, 608-616.
- Martens, M. P., Martin, J. L., Hatchett, E. S., Fowler, R. M., Fleming, K. M., Karakashian, A., et al. "Protective behavioral strategies and the relationship between depressive symptoms and alcohol-related negative consequences among college students", *Journal of Counseling Psychology*, 55(4), 2008, 535 - 541.
- Meier, M. H., Caspi, A., Houts, R., Slutske, W. S., Harrington, H., Jackson, K. M., et al. "Prospective developmental subtypes of alcohol dependence from age 18 to 32 years: Implications for nosology, etiology, and intervention", *Development and Psychopathology*, 25(3), 2013, 785 - 800.
- Modecki, K.L., Barber, B.L., Eccles, J.S. "Binge drinking trajectories across adolescence: for early maturing youth, extra-curricular activities are protective", *J Adolesc Health*, 54(1), 2014, 61-66.
- Moos, R. H., and Moos, B. S. "A typology of family social environments", *Family Process*, 15, 1976, 357 - 371.
- Moos, R.H., Brennan, P.L., Schutte, K.K., and Moos, B.S. "Social and financial resources and high-risk alcohol consumption among older adults", *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 34, 2010, 646 - 654.
- Mowbray, O., Quinn, A., and Cranford, J. A. "Social networks and alcohol use disorders: findings from a nationally representative sample", *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 40(3), 2014, 181-186.
- Nagin, S. "Analyzing developmental trajectories: A semi parametric group-based approach", *Psychological Methods*, 4, 1999, 139 - 177.
- Neumann, C.A., Leffingwell, T.R., Wagner, E.F., Mignogna, J., and Mignogna, M. "Self-esteem and gender influence the response to risk information among alcohol using college students", *J Subst Use*, 14, 2009, 353 - 363.
- Okosun, I.S., Seale, J.P., Daniel, J.B., and Eriksen, M.P. "Poor health is associated with episodic heavy alcohol use: evidence from a national survey", *Public Health*, 19(6): 2005, 509-517.
- Pelucchi, C., Gallus, S., Garavello, W., Bosetti, C., and La Vecchia, C. "Cancer risk associated with alcohol and tobacco use: focus on upper aero-digestive tract and liver", *Alcohol Research & Health*, 29(3), 2006, 193.
- Rehm, J., Ashley, M. J., and Room, R. "On the emerging paradigm of drinking patterns and their

- social and health consequences", *Addiction*, 9, 1996, 1615 - 1622.
- Rogers, James R. "Suicide and alcohol: Conceptualizing the relationship from a cognitive social paradigm." *Journal of Counseling & Development*, 70(4), 1992, 540-543.
- Ross, C. E., Mirowsky, J., and Goldsteen, K. "The impact of the family on health: The decade in review", *Journal of Marriage and the Family*, 1990, 52(4), 1059-1078.
- San Jose, B., et al. "The U-shaped curve: various health measures and alcohol drinking patterns", *Journal of studies on alcohol*, 60(6), 1999, 725-731.
- Seaman, P., and Ikegwuonu, T. *Drinking to belong. Understanding young adults alcohol use within social network.* York: Joseph Rowntree Foundation. 2010.
- Skogen, J.C., Harvey, S.B., Henderson, M., Stordal, E., Mykletun, A. "Anxiety and depression among abstainers and low-level alcohol consumers. The Nord-Trøndelag health study", *Addiction*. 104, 2009, 1519 - 1529.
- Stahre, Mandy A., et al. "Binge drinking among US active-duty military personnel." *American journal of preventive medicine*, 36(3), 2009, 208-217.
- Stephenson, H., Pena-Shaf, J., Quirk, P., "Predictors of college student suicidal ideation: Gender differences", *College Student Journal*, 40, 2006, 109-117
- Stranges S, et al., "Alcohol drinking pattern and subjective health in a population-based study", *Addiction*, 101(9), 2006, 1265-1276.
- Tran, Nam T., et al. "Life course outcomes for women with different alcohol consumption trajectories: A population based longitudinal study." *Drug and alcohol review*, 35(6), 2016, 763-771.
- Trucco, E.M., Connery, H.S., Griffin, M.L., and Greenfield, S.F. "The Relationship of Self-Esteem and Self-Efficacy to Treatment Outcomes of Alcohol-Dependent Men and Women", 16, 2007, 85 - 92.
- Tsai, J., Ford, E.S, Li, C, Zhao, G, Pearson, W.S, Baluz, L.S. "Multiple healthy behaviors and optimal self-rated health: Findings from the 207 Behavioral Risk Factor Surveillance System Survey", *Prev Med*. 51(3), 2010, 268-274.
- Valencia-Martin, J.L., Galan, I., and Rodriguez-Artalejo, F. "Alcohol and self-rated health in a Mediterranean country: the role of average volume, drinking pattern, and alcohol dependence", *Alcohol Clin Exp Res*, 3(2), 2009, 240-246.
- WHO, "Global status report on alcohol and health 2018: executive summary", Licence: CC BY-Nc-SA 3.0IGO.
- Zhai, H., Yang, Y., Sui, H., Wang, W., Chen, L., Qiu, X., et al. " Self-Esteem and Problematic Drinking in China: A Mediated Model", *PLoS ONE*, 10(10), 1-11.

Session 2

제2주제 복지인식

1. 한국인의 복지태도의 변화궤적 탐색
2. 한국인의 복지태도: 균열 구조의 형성과 변화

한국인 복지태도의 변화궤적 탐색¹⁷⁾

An exploratory study on the trajectories of change in Korean welfare attitudes

김사현(대구대학교 사회복지학과)

본 연구는 한국인의 복지태도 궤적을 분석한 연구이다. 기존의 연구와 달리 본 연구는 크게 2가지 측면을 강조한다. 첫째, 복지태도를 다차원적 관점에서 규정하고, 이를 토대로 한국인의 복지태도가 어떻게 구조화되었는지를 탐색하였다. 둘째, 복지태도의 변화가 모든 집단에게서 동일하지 않을 것이란 가정아래, 변화의 양상을 공유하는 여러 집단을 특성을 탐색하고자 했다. 분석을 위해 한국복지패널조사의 복지인식 부가조사 8차, 11차, 14차년도 자료를 활용하였고, Nagin 등에 의해 개발된 집단중심기반 다중궤적모형(Group-based Multi-trajectory Model) 분석을 실시하였다. 복지태도는 다음의 5가지 복지정책 이슈에 대한 태도로 규정하였다: 불평등(Inequality), 정부지출(Expenditure), 보편성(Universality), 정책평가(Evaluation), 증세(Tax). 분석의 주요결과는 다음과 같다. 먼저, 변화궤적이 상이한 집단은 크게 4개로 식별되었으며, 변화의 양상을 따라 '선별확대군(48.7%)', '확대반대군(25.7%)', '비용회피군(18.9%)', '적극확대군(6.7%)'으로 명명하였다. 다른 변화궤적을 따르는 이유에 대해 기존 복지태도 설명이론들이 일부 기여하고 있지만, 이들로부터 설명되기 어려운 점들이 적지 않았다. 본 연구의 결과를 통해 복지태도의 명확한 개념정의 필요성을 다시 환기하도록 하였으며, 변화적 측면에서 내적 이질성과 동질성을 동시에 파악할 필요성을 제기하였다.

제1절 서론

최근 한국사회에서도 복지태도 혹은 복지인식에 대한 연구가 크게 증가했다. 1980년 초반 몇몇 연구자들에 의해 다소 탐색적 수준에서 수행되었던 연구들이 전국단위의 조사가 이루어진 이후로 급증한 것이다. 특별히 2007년부터 시작된 한국복지패널의 복지인식 부가조사는 연구의 확대에 크게 기여했고, 덕분에 한국인의 복지태도에 관련된 많은 경험적 자료들이 축적될 수 있었다.

그러나 복지태도에 대한 연구들이 가야 할 길은 여전히 요원하다. 다른 연구분야들의 성과와 비교하면 복지태도 연구는 여전히 초보적 단계를 벗어나지 못하고 있으며, 연구의 성과들을 일반화하는 데에도 어려움이 있기 때문이다. 사실 평가적 반응으로서 태도나 인식은 평가의 대상에 따라 그 결과가 확연히 다르다(Rokeach, 1970; Olson and Zanna, 1993). 더욱이 동일한 대상일지라도 설문 방식이나 활용되는 용어에 따라서도 미묘한 차이를 보인다. 그런 점에서 태도에 대한 분석의 결과는 분석되는 태도의 대상이 무엇인지에 따라 크게 달라질 수밖에 없다. 그럼에도 불구하고 복지태도가 무엇인지에 대한 개념적 논의나 합의가 여전히 이루어지지 않고 있으며, 이러한 상황에서 분석의 결과들이 일반화에 이르기란 쉽지 않

17) 연구에 대구대학교 황동진 박사와 이민서 박사생의 도움이 있었음을 밝힙니다.

을 일이다.

복지태도에 대한 초기연구는 1970년대 이후 선진자본주의 국가들의 위기와 관련하여 복지정책에 대한 구성원들의 지지수준을 파악하고자 시도되었다. 그 후 연구의 관심은 복지국가 자체로 이동하였고, 복지태도에 대한 연구도 사회정책적 차원에서 개별 복지프로그램의 개혁(축소 및 재편)에 대한 지지수준을 파악하는 것으로 옮겨갔다(김사현, 2010a). 당시의 연구들은 복지국가 혹은 복지체제의 발전 및 축소, 그리고 여러 복지제도와 관련하여 사회구성원들의 태도를 탐색하는 것이 주를 이루었다. 특별히 복지국가의 발전 및 개혁과 관련된 몇 가지 주요 이론들을 경험적으로 검증하는 것에 초점이 두어졌는데, 대표적으로 계급 및 소득주의 관점의 접근이나(Svallfors, 1993; Papadaki and Bean, 1998; Meltzer and Richard, 1981) 복지제도의 이해관계 형성에 기초한 신정치(Pierson, 1996) 및 복지지위적 접근(안상훈, 2000; 2003), 그리고 보다 최근의 위험지위적 접근(Iversen and Soskice, 2001; Moene and Wallerstein, 2001; Rhem, 2009; 홍경준·김사현, 2018) 등이 그것이다. 최근에도 이러한 거시적 연구는 지속되고 있으며, 관련된 많은 연구들이 진행되고 있다.

그러나 기존의 이론적 설명이 한국사회에 잘 적용되지 않으면서 연구는 점차 새로운 방향으로 흘러갔다. 이는 크게 두 가지로 정리해 볼 수 있다. 그 중 하나는 새로운 설명변수를 찾으려는 노력이다. 복지태도의 사회적 및 문화적 요인의 탐색이나 한국적 특성, 예컨대 지역주의(이중섭, 2009; 김형관, 2011), 주택문제(안상훈·박종연·김수완, 2013; 안상훈, 2020) 등과의 관련성을 찾으려는 노력들이 나타나기 시작한 것이다. 그 결과 연구의 관심은 점차 자본주의체제나 복지국가와 같은 거시적 현상 보다는 미시적 현상으로서 복지태도 자체로 옮겨갔다. 물론, 이들 역시 복지정책에 대한 거시적 논의를 따르고 있지만, 주된 관심을 한국사회에서 개인의 복지태도가 어떤 요인에 의해 결정되는지를 파악하는 것에 둔 것이다.

다른 하나는 태도의 대상, 즉 종속변수에 대한 관심으로 이어졌다. 복지태도 자체에 대한 관심이 커지면서 분석대상을 달리하는 연구들 또한 많아지게 된 것이다. 연구들은 이제 기존의 분석대상이었던 정부 역할이나 분배정책, 그리고 개별 복지정책 및 제도에 대한 태도나 지지의 문제를 넘어 다양한 주제들, 예컨대 성장과 분배, 보편성, 재정부담, 그리고 정책평가 등 다양한 복지관련 주제들에 대한 태도들을 다루기 시작했다. 이들은 각 주제마다 개별적으로, 혹은 필요에 따라 다양한 방식으로 결합되어 분석되며 복지태도 연구의 지평을 넓히는데 기여했다. 하지만, 다른 한편으로 일반화되기 어려운 정도의 다양한 분석결과들이 양산되면서 복지태도 연구를 혼란스럽게 만드는 부작용도 동시에 가져왔다. 최근 복지태도 연구에서 이론적 논의가 진전되지 않는 것도 이와 무관하지 않을 것이다.

그럼에도 불구하고 복지태도에 관련된 두 가지 논의, 혹은 쟁점은 주목할 필요가 있다. 한 가지 논의는 태도의 불일치나 비일관성, 혹은 이중성 논의이다(최균·류진석, 2000; 이성균, 2002; 백정미 외, 2008; 김영순·여유진, 2011; 김사현, 2015; 김교성·이윤민, 2016). 복지정책확대에 대한 지지와 그에 대한 재정부담 문제를 함께 다루면서 이 둘 사이에서 나타나는 태도의 불일치 문제가 제기되었던 것이다. 분석의 결과들은 일관되게 한국사회에서 태도의 불일치 문제가 크다는 것을 보여준 바 있으며, 이것을 한국사회의 주요한 하나의 특성으로 부각시켰다. 그러나 재분배적 관점에서 이들이 일치하리라 가정하는 것은 오히려 무리일 수 있다는 비판이 있다(김사현·홍경준, 2010; 홍경준·김사현, 2018). 실제로 재분배의 정치경제학은 종종 혜택과 부담 사이의 불일치, 심지어 서로 상반되는 이해관계를 기본적으로 가정하기도 한다. 또한 설문문항의 모호성 및 비구체성을 고려하지 않은 채 약한 증거에 기초하여 이러한 논의를 진전시키는 것은 성급하거나 부적절하다는 비판도 제기된다(이건민, 2016).

그런 점에서 복지태도의 다차원성을 제기하는 또 다른 논의는 주목할 만하다. 이들은 복지태도를 단일 차원으로 구성된 것이기 보다 여러 주제들에 대한 복합적 반응으로 이해한다. 그래서 복지정책에 관련된

여러 이슈들을 도출하고 반응의 유사성을 토대로 집단화하는 방식을 택하고 있다(김사현·홍경준, 2010; 노법래, 2014; 김수정·남찬섭, 2015; 박미경·조민호, 2016; 허수연·김한성, 2016). 이 방법의 장점은 서로 다른 쟁점들을 단순화하면서 제기되는 비논리성 문제(Kangas, 1997; 김사현, 2010a), 그리고 태도의 일관성이란 무리한 가정에서 오는 불일치성 문제를 비껴갈 수 있다는 것이다. 반면, 무엇이 복지태도를 구성하는 적절한 항목일지는 가장 큰 쟁점으로 남는다. 하지만, 이것은 반대로 이론적 논의 및 이를 통한 진전의 가능성을 열어 놓는다는 점에서 긍정적이다. 이에 본 연구 또한 다차원적 복지태도의 관점을 따라 한국인의 복지태도가 어떻게 구조화되어 있는지를 살펴보고자 한다.

한편, 기존 복지태도 연구에서 일천했던 또 다른 부분은 '태도의 변화'와 관련된 것이다. 태도를 다루는 많은 연구들은 사람의 태도가 안정적인지, 안정적이라면 이를 유지하게 하는 것은 무엇이며, 반대로 안정적이지 않다면 변화하게 하는 요인이 무엇인지에 대해 이해하려고 하였다. 그 결과 태도는 여러 내·외적 요인으로 변화될 수 있으며, 그러한 요인이 없으면 기본적으로 안정적이지만, 변화의 가능성은 항상 열려 있다는 게 중론이 되었다. 따라서 시시각각으로 변하는 개인의 지위와 환경, 그리고 복지정책으로 인해 구성원들의 복지태도 또한 변화될 개연성이 충분하다 할 것이다. 하지만, 그동안 복지태도의 변화를 추적하려는 연구가 한국사회에서 많지 않았다. 일부 조사시점별 유의한 변수의 차이를 비교분석하는 연구들(김윤태·유승호·이훈희, 2013; 김영순·여유진, 2015; 여유진·김영순, 2015)과 패널분석을 실시한 연구(노법래, 2014) 등이 있었으나 대부분 변화의 연속성을 다루지는 못했다.

변화의 연속성 추적은 그동안 주로 거시적 차원에서 전체 국민들의 의식변화를 종합해서 다루어지는 형편이었다(안상훈, 2012; 2020 등 다수). 그러나 이러한 접근은 복지태도 변화의 양상이 모든 개인 및 집단에게서 동일하다는 가정을 잠재적으로 한다는 문제를 안고 있다. 따라서 이로부터 벗어나기 위해서는 내적 이질성을 열어두는 접근이 필요하다. 이상록·이순아·김형관(2017)의 연구는 이 점에서 유일하게 개인 수준의 변화를 분석적으로 다룬 바 있다. 다만, 이들이 변화의 요인을 탐색하는 것에 초점을 뒀으로써 변화의 연속성, 특히 집단적 변화양상을 파악하는 것에 이르지 못한 단점이 있다. 동시에 노법래(2014)의 연구를 제외한 모든 연구들이 복지태도를 단일적 차원으로 다루었으므로 복지태도의 다차원적 특성을 반영하지 못했다는 한계를 지닌다.

본 연구는 이러한 문제의식을 따라 복지태도의 다차원적 측면을 고려한 한국인의 복지태도 변화궤적을 추적해 보고자 한다. 특별히, 연구는 복지태도의 변화가 모든 집단에게서 동일한 양상으로 전개되지 않을 것이란 가정아래, 변화의 양상이 동일한 여러 집단을 도출할 것이다. 그리고 각 변화궤적의 특성을 파악하고, 궤적의 차이를 초래하는 요인이 무엇인지 탐색해 볼 것이다.

제2절 이론적 배경 및 연구방법

1. 복지태도의 개념 및 차원(dimension)

복지태도를 정의하는 방식은 연구자들마다 차이가 있으며, 사실 합의된 정의를 찾기가 어려운 형편이다. 그렇다고 공통되는 요소들이 전혀 없는 것은 아니다. 많은 연구들에서 다루어지는 주요한 복지관련 쟁점들이 있으며, 이론적으로 중요하게 다루어지는 쟁점들 또한 존재한다. 본 연구를 이러한 연구와 논의들을 토대 삼아 복지태도를 다차원적 관점에서 정의해 보고자 한다.

복지태도를 정의하는데 앞서, 우선 태도가 무엇인지 이해할 필요가 있다. 일반적으로 태도는 어떤 대상에 대한 평가적 반응으로 이해된다(Rokeach, 1970; Olson and Zanna, 1993). 여기서 평가적 반응이란 대

상에 대한 선호로 설명할 수 있으며, 대상은 사물, 사람, 신념 등 형태가 있는 것에서부터 추상적인 것에 이르기까지 인간이 생각할 수 있는 모든 것을 포함한다(Bohner & Dickel, 2011). 그렇다면 복지태도는 어떻게 정의할 수 있는가? 많은 연구들은 복지의식, 복지인식, 그리고 복지태도라는 용어를 분별없이 혼용하여 쓰기도 한다. 그러나 점차 가치영역과 행동지향 영역으로 구분하여 설명되어 설명되고 있는데, 복지의식은 가치나 신념 그 자체이며, 복지태도는 그러한 의식을 바탕으로 행동적 요소를 더욱 강하게 나타낸다는 것이다(허수연·김한성, 2016). 이에 따라 복지태도는 복지정책과 관련된 이슈에 대한 평가적 반응으로 가치, 신념에 기반한 행동성향으로 정의되고 있는 형편이다(김영순·여유진, 2011).

많은 연구들이 이러한 방식을 따라 복지태도를 정의했으며, 이를 토대로 복지태도에 관련된 연구들을 수행해 왔다. 그러나 여전히 복지태도를 어떻게 조작정의 할 것인지에 대해서는 연구자마다 차이가 존재한다. 한 가지 쟁점만을 다루는 연구가 있는가 하면(허수연·김한성, 2016), 어떤 연구는 여러 쟁점들을 종합해서 복지태도로 정의하기도 했다. 한 가지 쟁점만을 다룰 경우에도 선택되는 지표는 매우 상이했으며, 그것으로부터 정부의 복지정책에 대한 찬반의 문제를 다루려는 시도가 많았다. 그러나 복지국가 혹은 복지정책과 같은 복잡한 사회현상들에 대한 태도는 양가적이거나 심지어 모순 될 수 있다(Svallfors 1991; 김영순·여유진, 2011; 김사현, 2017). 예컨대, 사람들은 국가의 복지지출확대가 관료주의 문제와 경제적 비효율성을 초래한다는 이유로 비판적이면서 동시에 복지수준 향상을 위해 국가의 적극적인 개입을 지지할 수도 있다(Svallfors 2010).

몇몇 복지태도 연구자들은 이러한 이유로 복지국가를 다차원적인 현상으로 평가하고 이를 바탕으로 복지태도가 측정되어야 한다고 제안한 바 있다(Svallfors, 1991; Shivo and Uusitalo, 1995; Gelissen 2000; Van Oorschot and Meuleman 2011; Roosma, Gelissen and Van Oorschot, 2013). 복지태도를 단일차원으로 구성된 개념으로 보는 것이 아니라, 여러 주제들에 대한 복합적 반응으로 이해해야 한다는 것이다. 그러나 다차원적 접근을 시도한 경우라도 몇 가지 논란은 피할 수 없다. 그 중 가장 핵심적인 것은 역시 포함되어야 할 주제, 혹은 쟁점에 관한 것으로서, 어떤 것을 왜 포함해야 하는지에 대한 논란이 제기된다는 것이다. 다만, 이러한 논란은 이론적 논의 및 이를 통한 진전의 가능성을 열어 놓는다는 점에서 긍정적이라 할 수 있다. 또 다른 논란은 포함된 항목들을 다루는 방식과 관련되어 있다. 대표적으로 여러 지표를 단순합산하는 경우, 각 지표들의 상대적 중요성을 반영할 수 없다는 문제가 제기될 수 있다. 대안으로서 요인점수를 활용하는 방법이 있지만(주은선·백정미, 2007; 이훈희·김윤태·이원지, 2011), 역시 태도라는 것이 대상에 따라 다르게 나타나는 평가적 반응이라는 점을 간과하게 된다. 복지태도를 구성하는 요소들을 총체적 지표로 판단하는 것에 주의를 기울일 필요가 있다는 지적이 있는 이유이다(Kangas, 1997; 김사현, 2010a).

복지태도의 하위 쟁점들을 개별적으로 다루면서도 반응의 유사성을 토대로 집단화하는 최근의 방식은 그런 점에서 주목할 만하다(김사현·홍경준, 2010; 김수정·남찬섭, 2015; 박미경·조민호, 2016). 대표적으로 김사현·홍경준(2010)은 복지국가 연구에서 가장 고전적인 정책쟁점 세 가지, 곧 평등·보장, 잔여복지-제도 복지, 재정부담을 선별하고 이를 대리하는 5개 지표(급여의 한시성, 최소생활보장, 중산층포괄, 빈부격차감소, 재정확대)로 복지태도를 정의한 바 있다. 그리고 잠재집단분석(Latent class analysis, LCA)을 실시하여 복지확대지지층, 부동층, 최저생활보장지지층을 도출하였다. 또 다른 연구로서 김수정·남찬섭(2015)은 복지태도를 정부역할을 묻는 9개 항목(의료서비스, 빈곤층생계, 노인복지, 소득격차감소, 복지정책 확대, 근로능력자 복지혜택, 일자리제공, 복지확대목적 증세, 나도 담세)으로 정의하고, 역시 LCA를 통해 친복지-친증세 집단, 미온적지지 집단, 그리고 친복지-반증세 집단을 도출하였다. 박미경·조민호(2015)는 복지대상, 복지책임주체, 복지확대를 위한 증세를 활용해, 선별적 복합 중심형, 선별적 국가 중심형, 보편적 국가 중

심형을 도출한 바 있다.

각 연구들에서 확인할 수 있듯이, 이러한 방법은 복지태도의 구성요소를 무엇으로 삼는지에 따라 복지태도 및 집단분류가 다양해진다는 문제점을 갖고 있다. 따라서 포함되는 항목에 대한 논란이 제기될 수밖에 없다. 그러나 서로 다른 쟁점들을 단순합산하거가 요인점수를 활용할 때 제기되는 비논리성 문제로부터 자유롭다는 장점이 있다. 또한 태도의 일관성을 가정하는 데에서 오는 비일관성, 불일치성, 혹은 이중성 문제를 비켜갈 수 있다. 이에 본 연구도 복지태도를 구성하고 있는 요소들을 규명하고, 총체적 지표가 아닌 각각의 개별적 차원으로 접근하는 이 방법을 택하고자 했다. 그리고 구성요소들을 선별함에 있어, 복지태도 연구가 당초 다루었던 복지국가 및 복지정책에 관련된 여러 다양한 쟁점들에 초점을 두었다. 그 결과 크게 다섯 가지 차원을 관련된 선행연구들로부터 도출할 수 있었다. 이들은 상호의존적이지만, 동시에 독립된 쟁점으로 인정할 수 있는 것들이다. 좀 더 구체적으로 언급하면,

첫 번째 차원은 복지정책의 목표에 관한 것이다. 복지정책이 궁극적으로 추구하는 것이 무엇인지에 대한 사람들의 생각은 상이할 수 있다. 대표적으로 모든 사람이 동등한 가치로 간주되는 사회 정의를 추구하는 평등의 목표(Roller, 1995)와 사회적 위험으로부터 사람들을 보호하기 위한 사회보장의 목표(Wilensky, 1975; Esping-Andersen, 1990)간에 발생하는 논쟁이다. 이는 매우 고전적인 논쟁의 주제였으며, 복지태도 연구에서도 중요하게 다루어지고 있는 형편이다(김사현·홍경준, 2010). 왜냐하면 복지태도 또한 복지정책이 추구하는 목표를 평등에 두느냐, 혹은 사회보장에 두느냐에 따라 다르게 나타날 수 있기 때문이다.

두 번째 차원으로는 복지정책의 범위와 수준에 관련한 것이다. 복지정책의 목표를 설정하면, 복지정책의 제공범위를 어디까지 둘 것인가에 대한 쟁점이 뒤따른다. 범위와 관련한 차원은 정부가 재분배해야 하는 삶의 영역을 나타낸다(Roller, 1995). 예컨대, 연금, 노동시장, 실업급여, 보건, 교육, 돌봄 서비스 등 다양한 영역을 다룰 수 있다. 그리고 각각의 영역에 대해 정부가 얼마나 노력을 기해야 하는지, 즉 복지지출의 규모에 대한 선호도로 다루어 질 수 있다(Roller, 1995; Muuri, 2010). 복지지출에 대한 선호는 평등이나 재분배의 가치와는 별개로 정책수혜에 관한 선호로 나타날 개연성도 있기에 정책의 목표와는 다른 차원으로 이해된다.

세 번째 차원으로는 복지정책의 대상에 관련한 것이다(김사현·홍경준, 2010). 일반적으로 복지정책의 대상은 선별적으로 정할 것인지, 혹은 보편적으로 할 것인가에 대한 문제로 이해된다. 대상의 선정은 복지국가의 가장 오래된 논쟁으로 '누가 혜택을 받아야 하는가', '어떤 기준으로 복지를 제공할 것인가'와 같이 대상선정에 관한 반응과 그리고 대상을 선정하여 복지프로그램을 제공한다면 '얼마나 줄 것인가'와 같이 급여의 수준에 대한 태도를 포함한다(Gilbert and Terrell 2010; Van Oorschot 2006).

네 번째는 복지정책의 결과에 관련한 차원이다. 이 차원은 복지국가의 성과에 관한 태도이며, 복지정책이 추구한 목표가 얼마나 달성되었는가에 대한 영역으로 이해할 수 있다(Roosma, Gelissen and Van Oorschot, 2012). 예컨대, '평등, 사회보장이 달성 되었는가?', '불평등이 완화되었는가?', '복지프로그램의 혜택과 서비스가 만족스러운가?'와 같은 물음으로 확인할 수 있다. 이는 복지정책이 정당성을 확보하고 있는지를 다루는 것이기에 다른 영역과 구별된 반응이 나타날 개연성이 있는 쟁점이다.

마지막 차원은 재정부담과 관련한 것이다. 복지정책의 목표와 범위를 어떻게 설정하든, 혹은 복지정책의 대상을 어떻게 선정하든, 그것을 실현시키기 위해서는 재원의 확보라는 쟁점은 피하기 어렵다. 복지국가의 발달과 함께 복지혜택을 향유한 사람들은 복지정책을 선호하는 것으로 이어졌다. 그러나 복지확대에 대한 선호는 항상 비용문제를 동반하며, 그에 따라 재정부담을 거부하는 늑프현상이 제기되기도 했다. 이처럼 재정부담 및 증세와 관련된 문제는 복지정책의 목적, 대상 등과 같은 개인의 가치와 관련한 문제와

는 별개로 가치지향의 문제를 넘어선 실천적 의지를 포함한다. 따라서 이들은 복지태도를 구성하는 또 다른 차원으로 이해될 필요가 있다(김사현·홍경준, 2010).

지금까지 복지태도를 다차원적으로 정의하기 위해 복지국가 및 복지정책에 관련해 태도평가의 대상이 되는 주된 쟁점들에 대해 살펴보았다. 연구는 이들을 크게 복지정책의 목표와 범위 및 수준, 복지정책의 대상, 복지정책의 결과, 그리고 재정부담이라는 총 5가지 차원으로 요약하였다. 이후 이들 5가지 차원을 대리하는 지표들을 선별하여 복지태도 분석항목을 설정하게 될 것이다.

2. 복지태도의 역동성

복지태도 연구에서 주목해야 할 또 다른 측면은 태도의 역동성 문제를 어떻게 다룰지이다. 이 문제를 이해하기 위해서는 태도의 속성에 주목할 필요가 있다. 개인의 가치와 신념을 바탕으로 하는 어떤 대상에 대해 갖는 선호를 태도라고 정의한다면, 그것의 속성과 관련해 다음과 같은 의문이 제기될 수 있다. 태도는 한 번 형성되면 안정적으로 유지되는지, 혹은 상황에 따라 변하는 가변적 속성을 지니는가? 또한 개인들마다 어떠한 차이가 있는가?

태도를 다루는 많은 연구자들은 사람의 태도가 안정적인지, 불안정적이라면 그러한 태도를 유지하게 하는 것은 무엇인지, 반대로 불안정하지 않다면 태도를 변화하게 하는 요인이 무엇인지에 대해 이해하려고 하였다. 일반적으로 시간적 맥락에서 특정 상황에 대해 유사한 판단을 내리면 ‘안정성’, 시간적 맥락에서 다른 판단을 내리면 ‘변화’라고 추론되는데(Schwarz, 2007), 결론적으로 태도는 안전성과 변화의 성질을 모두 가지는 것으로 평가된다. 관련 연구자들에 따르면, 태도는 타인과의 상호작용 및 행동, 사회적 영향, 그리고 개인의 동기 등으로 인해 변화될 수 있다. 그러나 이러한 내적 및 외적인 영향이 없다면, 한번 형성된 태도는 상대적으로 오래 지속되는 것으로 여겨진다. 요컨대, 태도는 변화의 요인이 없으면 기본적으로 안정적이지만, 변화의 가능성은 항상 열려 있다는 것이다.

그럼에도 불구하고 복지태도를 다룬 기존 연구들의 대부분은 한 시점에서 복지태도를 규명하고 영향요인을 찾는 것에 치중하였다. 정태적 접근을 주로 해왔고 시간적 맥락에서 변화의 가능성을 고려하지 못했던 것이다. 변화를 다루더라도 복지태도를 사회문화적인 요소로 이해함으로써 사회구성원들의 복지태도를 집합적 수준에서 다루는 경향이 컸다. 이에 따라 집단내 내적 이질성, 혹은 다양한 반응을 다루는데 제한이 있었다. 그러나 태도는 개인이 가지는 반응이며, 동일한 자극에도 다른 반응이 나타날 수 있다. 예컨대, 전체 국민을 대상으로 10년 간 정부지출에 대한 태도를 조사한 결과, 시간이 흐를수록 정부지출을 확대해야 한다는 결과가 나왔다고 가정해보자. 이 결과는 전체 국민의 평균치를 나타낸 것이다. 그 중 어떤 사람은 시간이 지남에 따라 정부지출을 축소해야한다고 응답할 수 있고, 어떤 사람은 지금 수준으로 유지해야 한다고 응답할 수 있다. 전체적으로 지출에 대한 찬성의 정도가 커졌다고 하더라도 개개인의 변화유형은 다를 수 있다는 것이다. 집단 내에 존재할 수 있는 다양한 변화양상에 주목할 이유가 바로 여기에 있다.

비교적 최근에 들어, 복지태도의 역동성을 포착하기 위한 동태적 접근을 시도하는 연구들이 등장하기 시작하였다(김운태·유승호·이훈희, 2013; 김영순·여유진, 2015; 이정진·노대명, 2015; 이상록·이순아·김형관, 2017). 이들은 복지태도가 변화가능성을 지니며, 이것이 특정한 사건이나 정책적 이슈, 세대효과 등 사회적 맥락을 따를 것으로 보았다(김운태·유승호·이훈희, 이정진·노대명, 2015). 또한 그것이 개인의 사회경제적 조건과도 관련성이 있음을 밝힌 바 있다(이상록·이순아·김형관, 2017). 그런 점에서 이들 연구들은 시간의 흐름에 따른 태도변화를 본격적으로 논의하게 만든 토대를 제공했다. 다만, 모두 특정 두 시점, 혹은 세대 간의 복지태도를 비교하는 방식으로 변화를 다룸으로써 한 개인의 태도 변화를 연속적으로 다루지는

못했다. 사실 변화의 양상은 시점과 기간에 따라 차이가 발생할 수 있으며, 이를 다루기 위해서는 연속성을 고려한 접근이 요구된다고 할 수 있다. 본 연구는 이러한 점을 분석에 반영함으로써 복지태도의 변화궤적을 추적해 보려는 것이다. 또한 변화의 양상이 서로 다른 집단들을 분류하여 각 집단이 갖는 특성들을 파악하는 것에도 관심을 두고 있다.

3. 복지태도 설명요인

만약 복지태도의 변화궤적이 서로 다른 여러 집단들이 도출된다면, 그러한 차이가 발생하는 이유들이 존재할 것이다. 이에 여기서는 복지태도의 형성에 영향을 주는 것으로 이론적·경험적으로 제시된 요인들을 살펴보고자 한다. 일반적으로 복지정책과 관련한 개인의 선호는 크게 두 가지 관점에 의해 설명된다. 그 중 하나는 개인의 객관적 지위에서 나오는 '자기이해'이며, 나머지 하나는 개인의 신념이나 이데올로기와 같은 '주관적 의식'이다(Hasenfeld and Rafferty, 1989; Papadakis, 1992; Groskind, 1994; Blekesaune and Quadagno, 2003; Jæger, 2006; 김사현, 2010b).

자기이해(self-interest)적 관점은 복지정책에 대한 자신의 이해관계에 따라 선호가 만들어지는 진다고 강조한다. 즉, 자신에게 이익이 되는지를 판단하여 합리적인 의사결정을 하게 됨을 의미하는 것이다. 예컨대, 복지정책의 수혜자가 될 가능성이 큰 사람들은 상대적으로 그렇지 않은 사람들보다 복지정책에 긍정적인 태도를 유지할 가능성이 높다. 계층이나 계급, 복지지위 등을 강조하는 이론들은 일반적으로 이러한 관점을 따르며(Beane and Papadakis, 1998), 관련하여 몇 가지 인구사회학적 요인들이 주요하게 언급된다.

우선 계급 및 계층적 접근은 기본적으로 복지정책이 개인의 경제적 지위와 깊은 관련이 있음을 강조한다. 대부분의 복지정책이 경제적 자원이 부족한 사람들을 대상으로 할 뿐만 아니라, 재분배라는 복지정책의 목적 또한 경제적 지위와 관련되기 때문이다. 이에 따라 고용지위나 소득 및 재산수준, 이와 관련된 교육수준이나 소득손실의 위험정도 등에 따라 복지정책의 선호가 달라진다고 본다(Meltzer and Richard, 1981; Svallfors, 1993; Iversen and Soskice, 2001; Rhem, 2004; Jæger, 2006). 다만, 한국 사회에서는 계급과 계층 간의 일관된 연구결과를 도출하고 있지 못하고 있는 형편이다(류만희·최영, 2009; 류진석, 2004; 서재욱·김운태, 2014; 주은선·백정미, 2007). 이에 따라 비일관성, 혹은 탈계층성이 강하게 작동한 모순적 반응으로 해석되고 있기도 하다. 그러나 앞서 언급했듯이, 이러한 반응이 오히려 복지태도의 구성요소가 단일 차원으로 이루어져있지 않기 때문에 발생하는 것이며, 따라서 각각에 대해 개별적으로 접근해야할 필요성을 시사하는 것이기도 하다(김사현·홍경준, 2010).

한편, 복지제도는 그 자체로 제도적 이해관계를 형성시킬 뿐만 아니라, 동시에 사회적 학습효과(social learning)를 창출한다(Pierson, 2006). 그런 측면에서 복지제도의 수혜여부는 복지태도 형성에 중요하게 작용할 수 있다(안상훈, 2000). 실제로 특정 복지프로그램의 직접적인 대상이 되는 계층은 다른 프로그램보다 자신이 수혜 받을 수 있는 프로그램을 더 지지하는 것으로 나타난 바 있다(Ponza et al, 1988). 또한 복지수혜의 경험은 제도에 대한 긍정적 반응을 높일 뿐만 아니라, 새로운 사회적 규범을 형성하는 데 기여한다(Rothstein, 1998; 김사현, 2010a). 따라서 복지태도 연구들은 관련된 몇 가지 인구사회학적 요인, 대표적으로 성별이나 연령, 실업, 질병, 결혼지위 등이 복지태도와 관련될 수 있다고 본다. 이 중 몇 가지에 대해서만 간략히 연관성을 탐색해 보면,

성별에 따라서는 남성에 비해 여성이 복지정책을 선호하는 경향이 있다(김영순·여유진, 2011; 류만희·최영, 2009). 역사적으로 돌봄의 주된 제공자로서 그리고 노동시장에서 배제된 여성이 돌봄정책, 노동시장정책 등의 복지정책의 수혜자로서 복지를 향유하면서 남성에 비해 복지를 지지하는 것을 이해할 수 있다. 같은 맥락으로 결혼지위도 함께 고려될 수 있을 것이다. 그러나 이들 역시 한국사회에는 그 효과가 일관

되지 않은 형편이다(김영순·여유진, 2011; 주은선·백정미, 2007; 허수연·김한선, 2016). 한편, 일반적으로 노인세대가 연금, 돌봄서비스 등의 수혜계층이 될 가능성이 크기에 복지정책을 보다 지지할 것으로 가정된다(류만희·최영, 2009). 그러나 20-30대 젊은 계층에서는 진보적 성향의 태도를 나타내며, 연령이 높아질수록 보수적 성향을 태도를 나타내는 경향이 동시에 존재한다(Hasenfeld and Rafferty, 1989; Cook and Barrett, 1992). 더욱이 한국의 노인세대의 경우 다른 국가들에 비해 복지정책에 대해 더욱 보수적이라는 사실은 이미 잘 알려진 바다.

복지태도에 대한 계층 및 계급, 그리고 복지지위론적 설명이 관련 연구에서 큰 역할을 차지함에도 불구하고, 설명한 바와 같이 한국사회에서 이들의 적용 가능성은 크게 의심받고 있는 형편이다. 이에 다른 설명요인을 찾는 시도들이 많아졌다. 특히 한국의 특수성에 주목하는 연구들이 등장하고 있는데, 대표적으로 지역과 주거에 관련된 문제이다. 지역문제의 경우는 동서로 갈라진 정치지형(이중섭, 2009), 그리고 도동간 격차(김형관, 2011)가 주요한 쟁점으로 자리잡고 있다(김형관, 2011; 최유석, 2011; 김운태·서재욱, 2014). 또한 주거지위가 복지태도와 관련된다고 보는 이유는 한국사회에서 주택이 자산의 가장 큰 부분을 차지하기 때문이다(안상훈·박종연·김수완, 2013; 안상훈, 2020). 즉, 자산이 많아 개인적인 소비가 가능할 경우 공적복지에 수요는 낮은 반면, 납세의 부담은 클 것이란 주장이다.

다른 관점으로서 주관적 의식(subjective perception)은 개인의 가치와 신념, 이데올로기 등과 관련이 있다. 한 개인의 복지태도는 그 사람의 객관적인 사회경제적 지위와는 별개로 그가 가진 주관적 의식과 관련될 수 있다는 것이다(Hasenfeld and Rafferty, 1989; Feldman and Zaller, 1992; Gelissen, 2000). 실제로 많은 연구들에서 복지국가에 대한 태도가 정치 및 이데올로기적 신념에 의해 결정되고 있음을 밝히고 있다(Jäger, 2008). 국내에서도 복지태도에 대한 주관적 의식의 영향은 꾸준히 주목받았으며, 복지에 대한 가치, 정치적 성향 등을 설명요인으로 활용되어 왔었다(류진석, 2004; 김사현, 2010b; 김교성·김운민, 2016). 특별히 진보와 보수로 구분되는 정치적 이념은 비교적 일관된 결과를 보여 온 것이 사실이다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구에서는 한국복지패널조사자료를 활용하였다. 한국복지패널조사는 전국 단위로 해당 가구주 및 가구원을 대상으로 조사를 진행하여 연령, 소득계층, 경제활동상태 등에 따른 다양한 인구 집단별로 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하는데 용이하다. 이 자료는 2006년 7,072가구를 대상으로 매년 추적조사를 통해 자료를 축적하는 종단 데이터이며, 특히 2차(2007년)조사부터 3년 주기로 복지인식에 대한 부가조사를 진행하고 있다. 따라서 한국인의 복지태도 변화궤적을 분석하기에 적절한 자료라 할 것이다.

분석을 위해 연구는 한국복지패널 8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년)년 조사자료를 결합하여 사용하였다. 복지인식 부가조사가 시작된 2차(2007년) 조사부터 포함하지 않은 이유는 5차(2010년) 조사까지 가구주와 가구주의 배우자만을 대상으로 조사가 진행되었기 때문이다. 그에 반해 8차(2013년) 조사부터는 표본가구내 만19세 이상 가구원 모두를 조사하였다. 더불어 원표본 가구의 잦은 변동과 이탈로 신규 표본을 추가해야 할 필요성이 제기되던 중, 7차(2012년) 조사에서 1차(2006년) 조사의 표본규모 유지를 위해 1,800가구가 신규 패널로 구축되었다. 이에 연구에서는 대표성 확보를 위해 8차(2013년) 조사 이후 자료를 활용하게 되었다¹⁸⁾. 8차(2013년) 복지인식 부가조사에 참여한 4,720명 중, 이후 11차, 14차 조사에 모두 응답한 대상은 1,495명으로 확인되었다. 본 연구는 이들 중 복지태도 측정을 위해 선정된 문항에 모두 응답

한 1,194명을 최종 분석대상으로 선정하였다.

2. 변수정의

1) 복지태도

본 연구에서 복지태도는 이론적 논의를 통해 도출된 5가지 복지정책 이슈에 대한 태도로 규정했다. 그리고 분석을 위해 각각에 대한 측정지표를 다음과 같이 구성되었다: 불평등(Inequality), 정부지출(Expenditure), 보편성(Universality), 정책평가(Evaluation), 증세(Tax). 구체적인 측정방법은 아래와 같다.

첫째, 불평등(Inequality)에 관한 지표는 정부의 책임과 관련된 지표이다. 이를 확인하기 위해 소득분배 인식에 대한 변수를 사용하였는데, 구체적으로 '소득격차 해소가 정부 책임이다'로 측정되었다. 이를 기존 자료 응답 내용을 역코딩하여(1=매우 반대한다, 2=반대한다, 3=동의도 반대도 하지 않는다, 4=동의한다, 5=매우 동의한다) 활용하였다.

둘째, 정부지출(Expenditure) 지표는 정부지출에 대한 의견을 묻는 변수를 사용하였으며, '각 영역별로 정부지출이 늘기를 바라는지, 혹은 줄어든기를 바라는지'로 측정되었다. 지출의 영역은 사회복지정책과 직접적으로 관련된 분야로서 건강보험, 국민연금, 주거지원, 빈곤층 생활지원, 노인 생활지원, 장애인 생활지원, 아이를 키우는 가족지원, 실업대책 및 고용보험으로 총 8개 분야이다. 각 영역에 대해 5점 척도로 측정되었으며, 이를 정부지출이 늘기를 바라는 경우 높은 점수가 되도록 역코딩하였다(1=훨씬 덜 지출, 2=조금 덜 지출, 3=현재 수준으로 지출, 4=좀 더 지출, 5=훨씬 더 많이 지출). 분석에 포함된 사례는 8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년) 조사에서 모두 응답한 경우이며, 분석에는 평균값이 활용되었다.

셋째, 보편성(Universality) 지표는 복지정책의 대상에 관련된 것이다. 이를 측정하기 위해 사회서비스 제공 대상 범위 변수를 사용하였다. 자료는 5점 척도로 측정되었는데, 이를 역코딩하여 연구에서는 1점은 가난한 사람만을, 5점은 모든 국민을 대상으로 하기를 선호하는 것으로 했다.

넷째, 정책평가(Evaluation) 지표는 정부의 사회정책들에 대해 평가한 변수를 사용하였다. 평가영역은 의료 서비스, 노인의 삶의 유지, 장애인 지원, 보육서비스, 빈곤 예방, 실업 대응, 성 평등 수준 향상, 적절한 거주 지원과 관련된 것으로 총 8개 부문이다. 각 평가 항목별 응답 내용은 5점 척도로 측정되었으며, 긍정적으로 정책을 평가할수록 점수가 높도록 역코딩하였다(1= 매우 잘못하고 있다, 2=잘 못하는 편이다, 3=보통/그저 그렇다, 4=잘 하고 있는 편이다, 5=매우 잘하고 있다). 역시 분석에는 8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년)조사에 모두 응답한 사례만이 포함되었고, 모두 평균값이 활용되었다.

마지막으로 증세(Tax)에 관한 지표는 '복지예산을 늘리기 위해 세금을 더 걷어야 한다'에 대해 찬성과 반대 의견을 측정한 변수를 사용하였다. 연구에서는 자료의 응답 내용을 역코딩하여 분석에 활용하였다(1=매우 반대한다, 2=반대한다, 3=대체로 반대한다, 4=보통이다, 5=대체로 찬성한다, 6=찬성한다, 7=매우 찬성한다). 연구의 복지태도를 측정하기 위한 5개의 지표에 사용된 변수들에서 모름/무응답으로 응답한 경우는 모두 결측으로 처리하였다.

2) 독립변수

본 연구에서 활용한 독립변수는 기존 선행연구에서 복지태도에 영향을 미치는 것으로 보고된 요인으로

18) 참고로 2차 복지인식 부가조사에 응답한 1,600여개 사례들 중, 8차까지 추적조사가 이루어진 사례는 400여건에 지나지 않았다.

선정하였다. 사용된 변수는 성별, 연령, 결혼지위, 거주지역, 고용지위, 소득, 재산세, 주거지위, 복지경험, 정치이념으로, 이들을 활용하여 한국인의 복지태도 궤적에 대한 특성을 탐색하였다. 이들 변수들은 모두 8차(2013년)년도 조사자료에서 추출하여 구성하였다. 연구에서 활용한 종속변수와 독립변수의 구체적인 측정 방식은 아래의 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수정의

구분	변수	조작정의 및 측정방법
종속 변수	불평등 (Inequality)	소득격차 해소가 정부 책임이다 (1=매우 반대한다 ~ 5= 매우 동의한다)
	정부지출 (Expenditure)	영역별 정부지출에 대한 의견 - 건강보험, 국민연금, 주거지원, 빈곤층 생활지원, 노인 생활지원, 장애인 생활지원, 아이를 키우는 가족지원, 실업대책 및 고용보험 (1=훨씬 덜 지출 ~ 5=훨씬 더 많이 지출) 8개 영역의 평균 점수
	보편성 (Universality)	사회서비스 제공 대상 범위 (1=가난한 사람 대상 ~ 5=모든 국민 대상)
	정책평가 (Evaluation)	정부 사회정책에 대한 평가 -의료서비스, 노인의 삶의 유지, 장애인 지원, 보육서비스, 빈곤 예방, 실업 대응, 성평등 수준 향상, 적절한 거주 지원 (1= 매우 잘못하고 있다 ~ 5=매우 잘하고 있다) 8개 평가항목의 평균 점수
	증세 (Tax)	복지예산을 늘리기 위해 세금을 더 걷어야 한다 (1=매우 반대한다 ~ 7=매우 찬성한다)
독립 변수	성별	남자(0) 여자(1)
	연령	35세 미만(1) 35세 이상-50세 미만(2) 50세 이상-65세 미만(3) 65세 이상(4)
	학력	중졸이하(1) 고졸(2) 전문대졸이상(3)
	결혼지위	미혼(1) 유배우(2) 무배우(3)
	거주지역	대도시(1) 중소도시(2) 농어촌(3)
	고용지위	상용직(1) 임시/일용/자활(2) 고용주/자영업(3) 무급/실업/비경활(4)
	소득	경상소득(자연로그)
	재산세	세금 중 재산세(자연로그)
	주거지위	그 외(0) 자가(1)
	복지경험	지난 1년간 정부에서 제공하는 사회보험 및 복지서비스 이용경험
정치이념	보수(1) 중도(2) 진보(3)	

3. 분석전략

1) 다중궤적모형

한국인의 복지태도 궤적을 도출하기 위해, 이 연구는 집단중심기반의 다중궤적모형(Group-based Multi-trajectory Model)을 활용하였다. 이는 하나의 결과변수에 대해 여러 궤적을 산출하는 집단중심궤적 모형(Group-based trajectory model, GBTM)을 다수의 결과변수들에 적용할 수 있도록 확장한 것이다 (Nain, Jones, Passos, and Tremblay, 2018).

우선 GBTM은 $Y_i = \{y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}\}$ 로 두었을 때, 개인 i 의 종속변수에 대해 가지는 우도(likelihood) $P(Y_i)$ 는 개인 i 가 특정집단에 속할 확률 π_j 와 특정 집단 j 에 속한 개인 Y_i 의 종속변수에 대한 조건부 확

률의 곱으로 계산된다. 이때 특정집단 j 에서 T 기간에 걸친 개별 Y_i , 즉 y_{it} 는 상호독립임을 가정한다. 따라서 특정집단에 속한 개인의 종속변수에 대한 확률 $P^j(Y_i)$ 는 매 시점의 해당 확률의 곱으로 표현될 수 있다(Hsu and Jones, 2012; 김소진, 2019). 즉, 아래의 식 (1)과 같이 표현될 수 있다.

$$P(Y_i) = \sum_{j=1}^J \pi_j P^j(Y_i) \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{단, } P^j(Y_i) = \prod_{t=1}^T p^j(y_{it})$$

다중궤적모형은 이를 식 (2)와 같이 확장한 것이다.

$$P(Y_1, Y_2, \dots, Y_K) = \sum_j \pi_j \prod_k f_k^j(Y_k) \dots\dots\dots (2)$$

여기서 k 는 분석에 활용된 여러 결과변수의 수(본 연구에서 $k=5$)이며, f_k^j 는 각 결과변수에 대한 궤적별 분포함수이다. 이에 따라 결과변수 k 의 자료특성에 따라 다른 확률분포가 이용된다. 본 연구에서 활용된 결과변수들은 모두 특정 구간내에서 연속적인 값을 가지므로, 이들은 모두 절단정규분포(censored normal distribution)를 따르는 것으로 가정하였다(Jones, Nagin, and Roeder, 2001). 또한 조사시점이 3개 이므로 시간함수는 2차 함수만으로 충분하여 아래의 식(3)으로 분석모형을 설정하였다.

$$y_{it}^{*i} = \beta_0^j + \beta_1^j Time_{it} + \beta_2^j Time_{it}^2 + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (3)$$

한편, GBTM 분석에서 궤적의 수를 결정하는 데에는 여러 방법들이 활용된다. 가장 대표적인 것은 상대적 적합도를 나타내는 BIC(Bayesian Information Criterion) 지수를 활용하는 것이다. BIC값이 0에 가까운 음수일수록 자료에 대한 설명력과 간명성이 좋은 모델이라 할 수 있다. 다만, 집단의 수가 증가함에 따라 BIC 값이 계속 증가하는 경우가 발생하는데, 이 경우에는 그 증가가 둔화되는 지점, 즉 elbow point를 기준으로 삼을 수 있다(Petras and Mayns, 2010; 김사현·김소진, 2019). 둘째는 k 개 궤적이 적합한지 여부를 수치로 판단하는 것이다. 활용되는 수치는 베이즈요인(Bayes Factor, BF) 값이다. 이는 개념상 영가설모형(k 개 모형)의 자료설명력 대비 대안모형($k+1$ 개 모형)의 자료설명력의 비율을 나타내는 것으로, 구체적으로 사전오즈비(prior odds ratio) 대비 사후오즈비(posterior odds ratio)의 비율로 구해진다. 이때 BF의 값이 클수록 대안모형이 자료를 더 잘 설명하며, 일반적으로 $2\log_e(B_{10})$ 이 6이상이면 대안모형이 자료에 더 부합하는 것으로 평가된다(<표 2>참조)¹⁹⁾. 마지막으로 이론적 및 현실적 판단을 하는 것이다. 이 분석법을 개발한 Nagin et al(2018)은 모델선택이 단순히 적합도 통계의 기계적 적용에 의할 것이 아니라 이론 및 현실적 관심을 따라 이루어져야 함을 강조하였다. 즉, 가장 간명하고 유용하게 자료의 특성을 요약하는 것이 바람직하다는 것이다(Nagin and Odgers, 2010; Hsu and Jones, 2012; Tang, 2014; 김소진, 2019).

19) $2\log_e(B_{10})$ 는 $2(\Delta BIC)$ 에 근사한다(Jones et al., 2001), ΔBIC 는 $k+1$ 개 모형의 BIC에서 k 개 모형의 BIC를 뺀 값이다. 따라서 $2(\Delta BIC)$ 가 6 이상일 경우는 대안모형이 더 좋은 모형인 것으로 판단할 수 있다.

<표 2> Bayes Factor에 대한 해석

$2\log_e(B_{10})$	(B_{10})	H_0 를 기각하는 정도
0~2	1~3	언급할 가치가 없는
2~6	3~20	긍정적
6~10	20~150	강력
>10	>150	매우 강력

자료 : Jones 외(2001). p.390

2) 다항로지트모형

각 궤적에 대한 예측요인의 검증은 다항로지스틱(multinomial logistic) 회귀분석을 통해 이루어졌다. 아래의 식(4)는 구체적인 분석모형이다. 식에서 x_n 은 관련 예측요인으로서 복지태도에 영향을 미치는 요인들로 평가되는 변수들이다. 본 연구는 이러한 관련요인들이 궤적의 차이를 설명해 낼 수 있는지 확인해 보았다.

$$\ln \frac{p(y_i = j)}{p(y_i = 1)} = \beta_0^j + \sum_{n=1}^m \beta_n^j x_n^j, \text{ for } j = 2, \dots, J \dots\dots\dots (4)$$

제4장 연구결과

1. 한국인의 복지태도 궤적

1) 복지태도의 평균적 변화추세

복지태도의 집단별 변화궤적을 다루기에 앞서, 전체 조사대상자들의 복지태도 변화양상을 간략히 살펴 보도록 한다. 이는 한국인 복지태도의 평균적인 변화를 나타내는 것으로서 각 집단의 태도변화를 이해하는데 도움이 될 것이다.

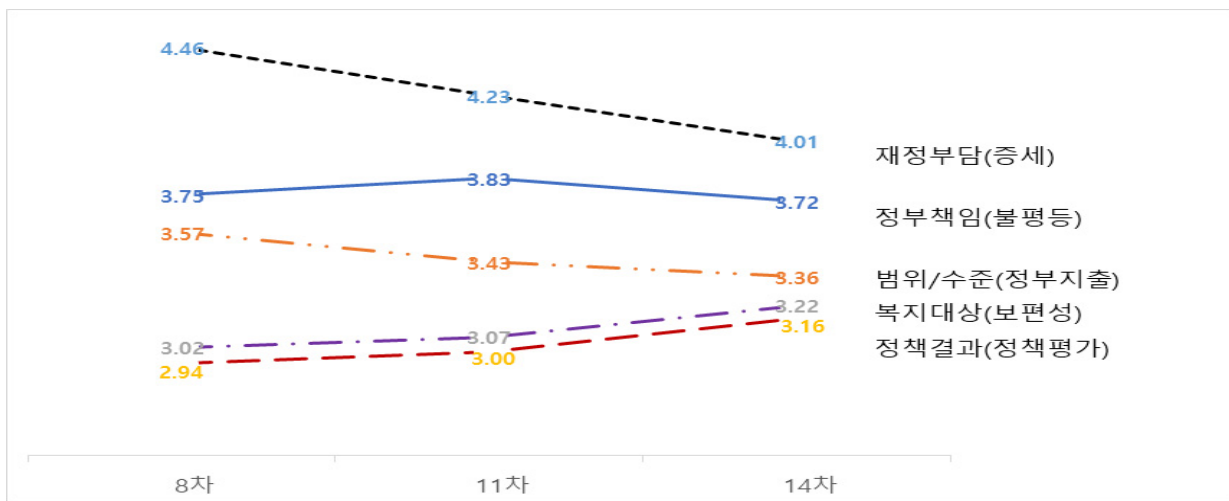
우선 불평등 해소의 정부책임에 관한 질문의 경우, 8차년도 응답평균은 3.75이다. 5점 척도임을 감안할 때, 불평등을 해소하는 것이 정부책임이라는 데에 한국인들이 전반적으로 동의하고 있다고 해석될 수 있다. 그리고 11차년도 조사에서 잠시 그 값이 3.83으로 올랐으나, 이내 다시 3.72로 하락하면서 등락을 반복하고 있었다. 따라서 이러한 변화의 이유를 찾는 노력이 필요하지만, 여기서는 추세를 살피는 것으로 제한하고자 한다.

다른 네 지표에 대해서는 변화의 추세가 분명해 보인다. 정부의 복지지출 확대나 그에 대한 증세에 대한 지지수준은 8차년도 조사시점부터 지속적으로 하락하고 있다. 정부지출의 경우 8차년도에 3.57의 수준으로 정부지출을 늘리는 것에 찬성하는 경향이 높았으나, 그 이후 11차년도 3.43, 14차년도 3.36으로 점차 찬성하는 정도가 약해지는 것을 확인할 수 있다. 그럼에도 여전히 복지를 위한 추가적인 정부지출을 선호하는 정도가 더 크게 나타나고 있었다. 이와 달리, 복지를 위한 증세에 동의하는지를 묻는 질문에는 보다 큰 변화가 관찰된다. 8차년도 4.46이었던 것이 11차년도 4.23으로 줄었고, 14차년도에는 4.01 수준까지 하

락했다. 7점 척도임을 감안하면, 이는 8차조사가 진행되던 시기만 하더라도 증세에 대한 찬성여론이 높았으나 점차 반대의 목소리가 높아지며 찬성과 반대의 정도가 대등해진 것으로 해석될 수 있다. 이러한 결과만을 놓고 보면, 향후 복지확대를 위한 증세가 수월하지 않을 것임을 짐작케 한다.

복지정책의 대상과 정책결과에 대한 태도의 경우는 이들과 정반대의 양상으로 전개되고 있다. 대상을 보편화하는 것에 대한 지지는 8차년도 3.02로 그다지 높지 않았으나, 점차 3.07, 3.22로 높아졌다. 마찬가지로 정부정책에 대한 평가도 8차년도 2.94로 다소 부정적이었으나 14년도에는 3.16으로 긍정적으로 바뀌었다. 이러한 변화는 다소 고무적이다. 그것이 최근 보다 보편적인 복지제도, 예컨대 보육서비스나 기초연금 등의 도입과 연금 및 장기요양보험 등이 보다 실질적인 제도효과를 내고 있는 것에 대한 긍정적 반응으로 해석될 여지가 있기 때문이다. 하지만, 여전히 본 연구에서 그 이유를 직접적으로 제시하는 것은 가능하지 않다.

{그림 1} 복지태도 추세



지금까지 전체 조사대상의 복지태도가 변화하는 양상을 살펴보았다. 이들은 복지태도를 구성하는 각 지표들에 대한 평균적인 변화를 보여준 것이다. 그러나 본 연구에서 가정한 바와 같이, 변화의 양상이 항상 모든 구성원들에게 동일한 것은 아닐 수 있다. 아래에서는 이러한 가정아래, 복지태도 및 그것의 변화양상이 서로 다른 집단들을 도출한 분석결과를 살펴보도록 한다.

2) 복지태도의 집단별 변화궤적

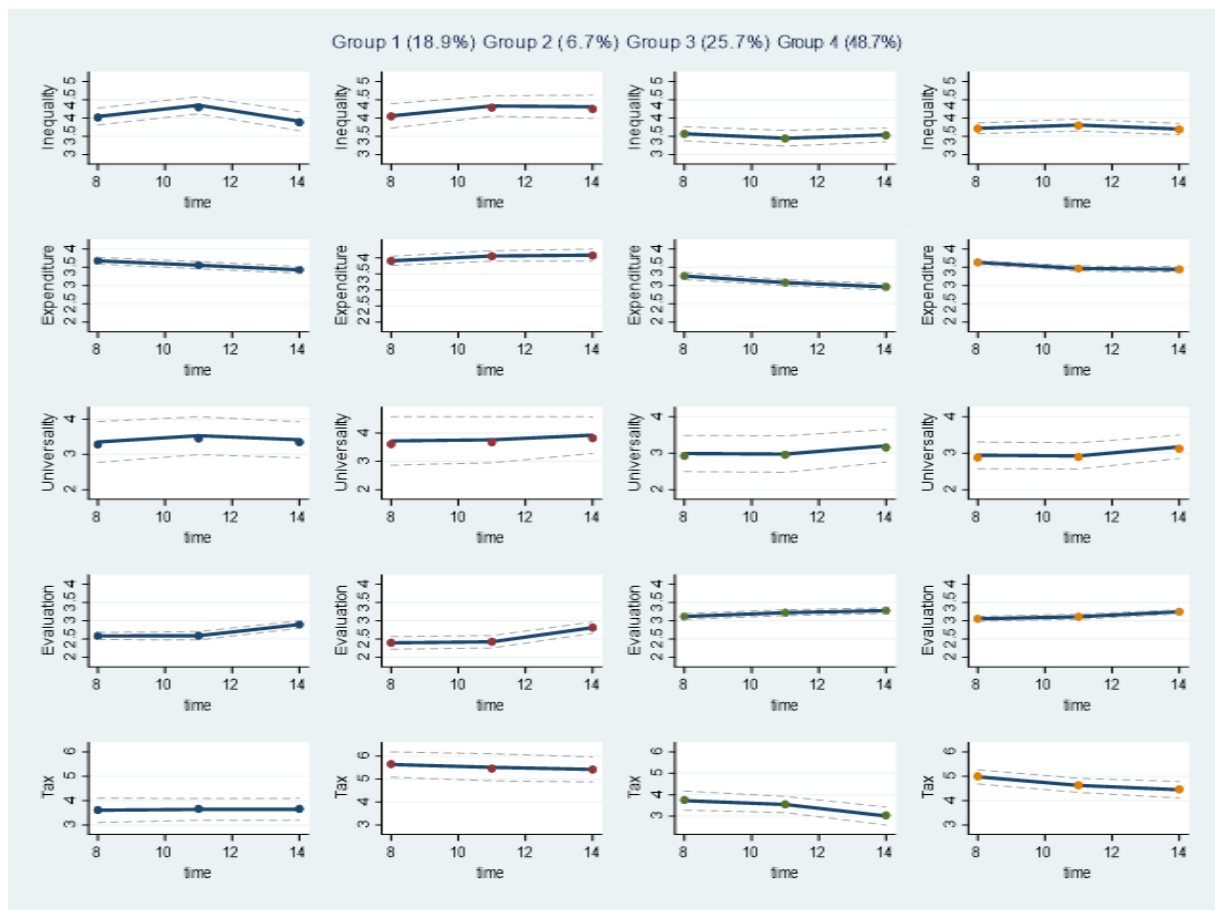
본 연구는 복지태도가 변화하는 궤적이 다른 여러 집단들을 도출하기 위해 다중궤적모형 분석을 실시하였다. 그리고 가장 적합한 모형을 결정하고자 앞서 제시한 준거기준을 토대로 분석결과를 검토하였다. 그 결과 BIC지수의 경우, 집단 수가 증가할수록 그 값이 계속 증가하는 양상을 보이다가 5개 집단 모형에서 감소하는 것을 확인하였다(부록1 참조). 이후 6개 집단 모형에서 다시 BIC값이 증가하지만, 4개 집단인 경우와 비교해도 여전히 그 값이 작을 뿐만 아니라 6개 집단 모형부터 집단 내 표본 비율이 5% 이하인 집단이 존재하였다(부록2 참조). 집단 내 표본 비율 5% 이하 집단은 다른 집단의 양상과 큰 차이를 보이지 않아 이론적인 관점에서 의미를 발견하기 어렵다고 판단하였다. 이러한 점을 고려하였을 때, BIC값이 -23549.83, $2(\Delta BIC)$ 값이 67.66으로 6이상인 4개 집단 모형이 최적 복지태도 궤적임을 알 수 있었다.

GBTM을 실시하여 도출한 결과를 그래프를 확인하면 [그림 2]과 같다. 그리고 구체적인 수치는 <표

3>에 제시되어 있다. 이들은 5개 지표들에 대한 4개 집단 모형의 궤적을 보여준다. 그림에서 5개의 행은 복지태도를 측정한 5개의 지표를 나타낸다: 불평등, 정부지출, 보편성, 정책평가, 증세. 각 그래프에서 가로축은 관찰시간으로 8차년도에서 14차년도를 나타내고 있으며, 세로축은 각 지표의 측정 점수를 뜻한다.

결론부터 말하자면, 각 집단은 5개 지표에 대해 각기 다르게 반응하고 있으며, 변화의 양상도 집단마다 다르다는 것이 분석에서 확인되었다. 구체적으로 추출된 4개 집단의 각 지표에 대한 반응과 변화의 양상을 살펴보면, 우선 집단1과 집단2는 불평등, 정부지출, 보편성, 정책평가에 대한 지표에서 비슷한 양상을 보인다. 특히 불평등 지표와 정부지출 지표에서는 상대적으로 다른 집단에 비해 높은 점수를 유지되고 있는 것을 확인할 수 있다. 집단2의 경우는 유일하게 그 값들이 지속적으로 커지고 있기도 하다. 따라서 두 집단은 불평등 해소에 대한 정부책임에 동의를 하고 있으며, 정부지출이 늘어나는 것에도 역시 동의하고 있다고 볼 수 있다. 보편성 지표 역시 다른 집단 보다 점수가 높은 편으로 3점대 이상을 조사 기간 내내 유지하고 있다. 여기서도 집단2는 그 값이 상대적으로 가장 높은 편이다. 이 점수가 높다는 것은 복지대상의 범위를 넓히는 것에 동의하는 것이므로, 상대적으로 두 집단은 보편적 제도에도 긍정적이라 할 것이다. 다만, 그 정도는 크게 강하지 않음을 알 수 있다. 반면, 이 두 집단은 정책평가 지표에서 상대적으로 낮은 2점대의 점수를 계속 보여주고 있으며, 집단2는 더욱 평가에 부정적이다. 조사가 끝나는 시점에서 미미하게 증가했지만 3점 이상으로 증가하지는 않았다.

[그림 2] 한국인의 복지 태도 궤적



한편, 집단1과 집단2에서 두드러지는 차이는 증세 지표에서 나타난다. 다른 지표들에서는 유사한 결과를 보여주었지만, 집단1의 경우 증세 지표에서 상당히 낮은 점수로 조사가 끝나는 시점까지 유지되었다.

복지정책을 위한 재정적 부담에 줄곧 반대의 입장을 가지는 것이다. 이와 달리 집단2의 경우 시간이 지남에 따라 다소 감소하지만 조사기간 내내 증세 지표에서 매우 높은 점수가 유지되는 것을 확인 할 수 있다. 즉, 증세에 매우 찬성하고 있는 것이다. 따라서 이 집단은 증세를 통한 복지확대에 적극 지지하는 집단으로 이해할 수 있다. 이에 본 연구는 집단1을 '비용회피군'으로, 집단2를 '적극확대군'으로 명명하였다. 두 집단의 비율은 각각 조사대상의 18.9%와 6.7%이다.

조사대상의 25.7%를 차지하는 집단3의 경우 불평등, 정부지출, 보편성, 증세 지표가 상대적으로 가장 낮은 점수대를 줄곧 유지하고 있다. 특히 정부지출과 증세 지표의 경우 조사가 끝나는 시점에 점수가 더 감소하는 것으로 확인된다. 전반적으로 정부의 복지정책에 대해 반대하는 입장이며, 그러한 경향은 갈수록 더 심해지고 있는 것이다. 특이한 점은 정책평가 지표에서는 다른 집단들에 비해 계속 점수가 높게 나타나고 있다는 것이다. 따라서 집단3은 현재의 상황에 만족하며, 추가적인 복지확대를 반대하는 계층으로 이해할 수 있다. 이에 집단3은 '확대반대군'으로 명명하였다.

<표 3> 각 지표별 4개 집단들의 변화궤적

	8차		11차		14차	
	M	S.D.	M	S.D.	M	S.D.
정부책임(불평등)	3.75	0.85	3.83	0.86	3.72	0.87
집단1: 비용회피군	4.07	0.76	4.37	0.66	3.92	0.83
집단2: 적극확대군	4.03	0.75	4.28	0.65	4.32	0.76
집단3: 확대반대군	3.56	0.87	3.39	0.94	3.49	0.89
집단4: 선별확대군	3.70	0.84	3.80	0.78	3.68	0.83
범위/수준(정부지출)	3.57	0.48	3.43	0.53	3.36	0.56
집단1: 비용회피군	3.69	0.43	3.61	0.50	3.43	0.44
집단2: 적극확대군	3.93	0.47	4.09	0.51	4.13	0.51
집단3: 확대반대군	3.21	0.48	3.03	0.46	2.93	0.50
집단4: 선별확대군	3.65	0.40	3.47	0.44	3.45	0.46
복지대상(보편성)	3.02	1.39	3.07	1.35	3.22	1.24
집단1: 비용회피군	3.36	1.35	3.53	1.34	3.37	1.22
집단2: 적극확대군	3.68	1.40	3.60	1.34	3.91	1.31
집단3: 확대반대군	2.97	1.35	2.98	1.37	3.17	1.24
집단4: 선별확대군	2.84	1.39	2.89	1.29	3.11	1.21
정책결과(정책평가)	2.94	0.57	3.00	0.58	3.16	0.52
집단1: 비용회피군	2.53	0.46	2.53	0.51	2.84	0.47
집단2: 적극확대군	2.38	0.54	2.42	0.55	2.82	0.61
집단3: 확대반대군	3.12	0.52	3.23	0.52	3.30	0.49
집단4: 선별확대군	3.06	0.52	3.11	0.48	3.25	0.47
재정부담(증세)	4.46	1.56	4.23	1.51	4.01	1.59
집단1: 비용회피군	3.44	1.49	3.58	1.54	3.60	1.46
집단2: 적극확대군	5.75	1.10	5.55	1.36	5.52	1.14
집단3: 확대반대군	3.61	1.47	3.44	1.34	2.90	1.29
집단4: 선별확대군	5.08	1.23	4.67	1.30	4.51	1.43

마지막으로 조사대상자의 절반에 가까운 48.7%가 속한 집단4는 정부지출과 정책평가 지표에서 조사기간 동안 높은 점수를 보여주고 있다. 집단4는 복지정책에 대한 지출이 늘어나는 것에 동의하며, 정부의 복

지정책에도 상대적으로 긍정적인 평가를 보이고 있다. 그러나 불평등 지표와 보편성 지표에서는 상대적으로 낮은 점수를 줄곧 유지하고 있다. 특히, 보편성에 대한 지지수준은 4개 집단들 중에서 가장 낮은 상태를 유지하였다. 이와 달리, 증세 지표는 집단2 다음으로 높은 수준에서 지지를 보인다. 조사의 시작시점에는 약 5점의 높은 점수로 측정되었으며, 조사가 끝나는 시점에는 다소 감소한 모습을 보이지만 여전히 집단2 다음으로 높은 수치이다. 따라서 이 집단의 경우는 복지확대를 지지하지만, 보편적인 확대는 다소 꺼리는 집단으로 이해할 수 있다. 이에 집단2는 '선별확대군'으로 명명하였다.

2. 한국인 복지태도 궤적의 차이요인

1) 궤적별 인구사회학적 특성

4개 집단으로 구분된 한국인의 복지태도 궤적의 인구사회학적 특성을 분석한 결과는 <표 4>와 같다. 분석결과 성별, 연령, 결혼지위, 거주지역, 고용지위, 소득, 재산세, 주거지위, 복지경험, 정치이념에서 모두 집단 간 차이가 있었다. 이는 통계적으로 유의한 차이임이 확인되었다.

집단의 인구사회학적 구성을 보면, 성별은 집단1과 집단3에서 여성의 비율이 높았다. 집단2는 남성의 비율이 가장 높은 집단이며, 집단4는 남성과 여성의 비율이 비슷하게 나타났다. 앞서 복지태도 궤적이 집단1과 집단2가 4개 지표에서 비슷한 양상을 보였고, 집단3과 집단4 또한 4개 지표에서 비슷한 양상을 보였다. 이는 인구사회학적 특성의 차이를 확인하는 데서도 비슷한 양상으로 나타난다. 상대적으로 집단1과 집단2는 50세 미만의 참여자가 많이 속하였고, 전문대 졸업 이상인 경우가 많았다. 미혼의 비율이 집단3과 집단4에 비해 높았으며, 대도시와 중소도시에 거주하는 비율이 높았다. 이에 반해 집단3과 집단4는 50세 이상의 비율이 높고 유배우 기혼자인 참여자들이 속하였다.

이 외에 각 집단의 두드러지는 특징을 살펴보면 집단1은 복지경험이 없는 경우가 127명(59.62%)로 가장 높았다. 그런 점에서 비용회피적인 반응이 나오는 이유가 짐작되기도 한다. 정치이념은 중도인 참여자가 84명(42.211%)으로 상대적으로 높은 비율로 속하였다. 집단 2는 집단1과 달리 복지경험이 있는 경우가 44명(58.67%)으로 다른 집단에 비해 많았다. 이와 더불어 정치 이념이 진보인 참여자가 28명(39.44%)로 다른 집단에 비해 집단 내 비율이 높게 나타났다. 역시 적극적인 복지확대의 반응이 나타난 이유를 짐작할 수 있다.

집단 3의 두드러진 특징은 거주지가 농어촌인 경우, 고용지위가 고용주/자영업자에 속하는 비율이 높다는 것이다. 그리고 4개 집단 중 평균 소득액과 재산세가 가장 높았으며 자가 비율도 높았다. 실제로 사후검증(scheffe test)의 결과 집단3이 다른 집단보다 재산세가 높은 것으로 확인되었다. 그리고 집단3에 정치이념이 보수인 참여자들이 많이 속하였고 진보인 참여자 비율이 가장 낮았다. 복지확대를 반대하는 반응이 나오게 되는 충분한 이유일 것이다. 마지막으로 집단4는 고용지위가 무급/실업자/비경활인 참여자들의 수가 193명(31.69%)으로 많았다. 평균 소득의 경우 사후검증을 실시하였을 때, 다른 집단들보다 낮은 것으로 관찰되었다. 이와 더불어 재산세도 가장 낮은 집단에 해당하는 것으로 확인된다. 이는 저소득층에게서 선별적인 복지확대에 대한 지지가 높다는 선행연구들의 결과에 어느 정도 부합하는 것이다.

<표 4> 복지태도궤적의 인구사회학적 특성

	집단1_비용회과군		집단2_적극확대군		집단3_확대반대군		집단4_선별확대군		F/x ² (p)	scheffe 사후검증 결과
	사례수 (M)	비율 (SD)	사례수 (M)	비율 (SD)	사례수 (M)	비율 (SD)	사례수 (M)	비율 (SD)		
성별	남자 75	35.21	47	62.67	116	39.06	273	44.83	19.82***	
	여자 138	64.79	28	37.33	181	60.94	336	55.17		
연령	35세 미만 95	44.60	29	38.67	66	22.22	126	20.69	109.47***	
	35세 이상 50세 미만 93	43.66	33	44.00	95	31.99	214	35.14		
	50세 이상 65세 미만 22	10.33	10	13.33	95	31.99	207	33.99		
	65세 이상 3	1.41	3	4.00	41	13.80	62	10.18		
학력	중졸이하 9	4.81	3	4.48	69	25.84	122	24.90	65.38***	
	고졸 69	36.9	24	35.82	108	40.45	189	38.57		
	전문대졸 109	58.29	40	59.70	90	33.71	179	36.53		
결혼지위	미혼 61	28.64	26	34.67	47	15.82	117	19.21	30.93***	
	유배우 144	67.61	45	60.00	221	74.41	422	69.29		
	무배우 8	3.76	4	5.33	29	9.76	70	11.49		
거주지역	대도시 107	50.23	33	44.00	138	46.46	304	49.92	24.93***	
	중소도시 86	40.38	39	52.00	103	34.68	244	40.07		
	농어촌 20	9.39	3	4.00	56	18.86	61	10.02		
고용지위	상용직 71	33.33	32	42.67	88	29.63	162	26.60	32.19***	
	임시/일용직 57	26.76	17	22.67	48	16.16	167	27.42		
	고용주/자영업자 17	7.98	4	5.33	50	16.84	87	14.29		
	무급/실업/비정규 68	31.92	22	29.33	111	37.37	193	31.69		A > D ** B > D * C > D **
소득 (만원)	5340.40	2520.19	5543.33	2646.73	5798.32	5637.80	4917.11	3759.16	8.69***	A < C ** B < C * D < C ***
재산세 (만원)	1.55	3.11	1.40	2.93	2.16	3.20	1.30	2.19	9.28***	
주거지위	그 외 105	49.03	36	48.00	86	28.96	255	41.87	25.51***	
	자가 108	50.70	39	52.00	211	71.04	354	58.13		
복지경험	없음 127	59.62	31	41.33	166	55.89	291	47.78	14.39**	
	있음 86	40.38	44	58.67	131	44.11	318	52.22		
정치이념	보수 51	25.63	15	21.13	116	41.88	194	33.74	31.44***	
	중도 84	42.21	28	39.44	116	41.88	239	41.57		
	진보 64	32.16	28	39.44	45	16.25	142	24.70		

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

주 : 소득, 재산세는 평균(M) 표준편차(SD)이다.

한편, 상대적으로 집단1과 집단2는 연령이 상대적으로 낮으며, 특히 집단1은 가장 낮은 연령대로 구성되어 있다. 또한 정치적 이념도 진보의 비율이 높으며, 집단2는 가장 높은 편이다. 그런 점에서 이들 집단에게서 정부책임, 정부지출, 정책대상 확대에 긍정적인 반응을 보이는 이유를 짐작할 수 있다. 반면, 두 집단 모두 정책에 대해 부정적인 평가를 보이는 데, 이에 대한 이유는 서로 상이할 것으로 예상된다. 전자의 경우는 복지혜택을 받은 경험이 상대적으로 적은 사실로부터, 후자는 보다 진보적 관점에서 현 정책의 미진함을 지적했을 가능성이 있다. 집단3와 집단4의 경우는 상대적으로 연령대가 높은 편이며, 정치적 이념도 상대적으로 보수인 경우가 많다. 그런 점에서 이들에게서 정부책임, 정부지출, 정책대상의 확대에는 다소 부정적이며, 정책평가에는 보다 긍정적인 태도가 나타난 것도 역시 연령효과가 반영된 결과로 이해될 수 있다.

2) 계층차이의 요인

본 연구는 GBTM 모형에 대한 분석으로 얻어진 각각의 복지태도 계층들 간의 차이가 기존의 복지태도 설명요인들로 파악될 수 있는지를 추가로 검증하였다. 이를 위해 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였고, 분석의 결과는 <표 5>에 제시하였다. 분석에서 기준집단은 연구대상자들 중 가장 많은 비율의 참여자가 속했던 집단4이다.

집단1은 기준집단인 집단4와 비교하여 연령, 교육수준, 재산세, 주거지위 변수에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 이와 달리 성별, 결혼지위, 거주지역, 고용지위, 소득, 복지경험, 정치이념에서는 유의하지 않았다. 유의한 영향을 보이는 요인 중에서 특히 연령 변수의 영향이 크게 관찰되었는데, 나이가 어릴수록 집단4에 비해 집단1에 속할 확률이 높았다. 또한 교육수준이 높을수록 집단1에 속할 확률이 역시 높았는데, 아마도 최근 젊은 세대의 학력이 높은 것과 관련이 있을 듯하다. 이는 기존연구에서 일관되게 저연령 계층에서 복지비용 회피적 반응이 높다는 연구결과와 일치하는 것이다(김사현, 2015; 김교성·김윤민, 2016). 자가를 소유하고 있지 않을수록 집단1에 속할 확률이 높은 것도 같은 맥락에서 이해될 수 있을 것이다. 반면, 재산세가 높을수록 집단1에 속할 확률이 높았는데, 이는 저소득층에서 이러한 반응이 높다는 기존 연구의 결과와 배치된다. 그러나 이것이 집단4와의 비교결과라는 점은 유의할 필요가 있다.

집단2는 성별, 학력, 소득, 복지경험 변수에서 유의한 영향력이 확인되었다. 반면, 연령, 결혼지위, 거주지역, 고용지위, 정치이념에서는 유의한 영향이 관찰되지 않았다. 집단4에 비해 집단2에 속하게 될 확률은 성별이 남성일수록, 학력이 전문대 졸업 이상일수록 높아졌다. 이는 한국사회의 경우 남성 및 고학력층에서 복지비용에 대해 보다 지지적 반응이 나타난다는 기존연구 일치하는 반면, 복지확대와 최저생활보장이 라는 측면에서 비교된 연구결과와는 배치된다(김사현, 2010). 이 연구에서는 비록 통계적으로 유의하진 않았으나 여성에게서 그 비율이 높았다. 다만, 선행연구가 서울시만으로 분석대상으로 했고, 설문 방식이 달랐다는 점에 주의할 필요는 있다. 한편, 소득이 높을수록 집단2에 속할 확률이 높았는데, 이 역시 기존의 계급론적 관점에서는 이해하기 어렵다. 그러나 이 집단에게서 보편적 복지에 대한 요구가 높다는 점에서 선별적 복지로 인해 배제되는 이해관계가 작동했을 개연성이 있다. 이는 복지서비스 수혜경험이 있는 경우 집단2에 속할 확률이 높아지는 것으로 일부 확인할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 복지경험이 복지 정책에 대한 지지와 관련된다는 제도주의 관점을 지지하는 결과로 해석될 수도 있다.

<표 5> 각 계층에 영향을 미치는 요인

		집단1 vs. 집단4	집단2 vs. 집단4	집단3 vs. 집단4
성별 (기준: 남자)		0.360 (0.218)	-0.679* (0.316)	0.244 (0.192)
연령 (기준: 35세 미만)	35세 이상 50세 미만	-0.735** (0.265)	-0.155 (0.382)	-0.500 (0.286)
	50세 이상 65세 미만	-1.918*** (0.390)	-0.318 (0.537)	-0.734* (0.340)
	65세 이상	-2.092** (0.710)	-0.095 (0.807)	-0.141 (0.436)
학력 (기준: 중졸이하)	고졸	0.994* (0.438)	1.242 (0.676)	-0.008 (0.247)
	전문대졸	1.220** (0.462)	1.496* (0.703)	-0.329 (0.300)
결혼지위 (기준: 미혼)	유배우	0.414 (0.297)	-0.733 (0.404)	0.098 (0.306)
	무배우	-0.138 (0.581)	-0.730 (0.746)	0.860* (0.422)
거주지역 (기준: 대도시)	중소도시	-0.029 (0.201)	0.460 (0.291)	-0.183 (0.180)
	농어촌	0.467 (0.385)	0.106 (0.674)	1.007*** (0.275)
고용지위 (기준: 상용직)	임시/일용직	-0.021 (0.270)	-0.368 (0.406)	-0.672* (0.259)
	고용주/자영업자	0.078 (0.349)	-0.929 (0.586)	-0.264 (0.276)
	무급/실업/비경활	0.352 (0.274)	0.363 (0.397)	-0.075 (0.248)
소득(ln)	(만원)	-0.127 (0.203)	0.618* (0.298)	0.412* (0.167)
재산세(ln)	(만원)	0.395* (0.194)	-0.374 (0.325)	0.391* (0.157)
주거지위(기준: 그 외)		-0.481* (0.244)	0.153 (0.369)	0.175 (0.218)
복지경험(기준: 없음)		-0.205 (0.205)	0.769* (0.305)	-0.339 (0.185)
정치이념 (기준: 보수)	중도	0.271 (0.237)	0.515 (0.365)	-0.101 (0.188)
	진보	0.212 (0.252)	0.529 (0.373)	-0.719** (0.231)
상수		-0.768 (1.721)	-8.204** (2.605)	-3.687** (1.417)

N= 954, Pseudo R2 = 0.109, Wald chi2(54) = 249.01***

*p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

마지막으로 집단3과 집단4를 비교하였을 때 가장 많은 변수에서 유의한 차이를 보였다. 연령, 결혼지위, 거주지역, 고용지위, 소득, 재산세, 정치이념이 영양요인으로 확인되었다. 연령이 50세~65세 사이인 경우는 집단4에 속할 확률이 상대적으로 높으며, 반대로 배우자가 있는 경우는 집단3에 속할 확률이 높았다. 고용지위의 경우 상용직은 집단4에 비해 집단3에 속할 확률이 높았다. 그리고 농촌에 거주하며, 소득과 재산세가 높은 경우, 그리고 정치적 이념이 진보에 속하지 않을수록 집단3에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 전반적으로 보수적 경향이 짙어질수록 집단3에 속할 가능성이 커짐을 의미하며, 이는 전통적인 계급론적 관점의 설명에 부합하는 것으로 이해될 수 있다

제5절 결론

이 연구는 한국인의 복지태도가 시간에 따라 어떻게 변하는지, 그것이 어떻게 집단별로 구조화되어 있는지를 살펴보았다. 특별히 연구는 복지태도의 다차원적 특성을 개념화 및 조작화에 반영하여 분석을 실시하였다. 복지태도를 다루었던 기존의 연구들이 단일 차원에서 복지태도의 변화를 분석하거나, 혹은 다차원적 접근을 하였지만 단일 시점에서 분석되었던 한계를 극복하고자 한 것이다. 또한 변화의 내적 다양성을 가정함으로써 집단별 변화의 양태와 차별적 요인을 탐색해 보고자 했다.

분석을 위해 연구는 복지태도를 5개 항목, 즉 복지정책의 목표와 범위 및 수준, 복지정책의 대상, 복지정책의 결과, 그리고 재정부담에 대한 태도로 정의했다. 그리고 각각에 대해 불평등, 정부지출, 보편성, 정책평가, 증세 관련 항목들에 대한 지지수준을 대리지표로 삼았다. 분석에는 Nagin 등에 의해 개발된 집단 중심기반의 다중궤적모형이 활용되었다.

분석결과 한국인 복지태도의 변화궤적은 크게 4개 유형으로 요약되었다. 이들은 선택된 지표들에 대한 반응 및 변화의 양상을 고려해 각각 비용회피군, 적극확대군, 확대반대군, 그리고 선별확대군으로 명명되었다. 전체 분석대상자들 중에서 선별확대군이 48.7%로 가장 많았고, 확대반대군 25.7%, 비용회피군 18.9%, 그리고 적극확대군 6.7% 순이었다. 따라서 한국사회에서 복지확대에 대한 요구가 높지만, 복지발전의 유형은 선별적 제도를 더 선호하고 있음을 알 수 있다. 또한 기존 연구에서 태도불일치 혹은 비밀관성으로 지적되었을 집단의 규모가 작지 않음을 여전히 확인할 수 있었다.

변화의 궤적은 예상대로 모든 집단에게서 동일하지 않았다. 일부 지표, 예컨대 정책평가는 모든 집단의 변화궤적이 증가하는 양상을 보인 반면, 다른 지표들에서는 집단별 차이를 보였다. 전체적으로 감소하는 경향을 보였던 정부지출 부문에서 '적극확대군'은 오히려 증가하는 모습이 나타났다. 또한 재정부담을 회피하는 집단으로 분류되는 '비용회피군'의 경우, 시간이 지남에 따라 증세를 더 지지하는 모습으로 바뀌는 양상을 보이기도 했다. 집단내 서로 상이한 변화궤적을 가정했던 본 연구의 주장이 입증된 것이다. 그러나 다른 한편으로 각 집단의 변화가 크지 않았다는 점도 주목할 필요가 있다. 대부분의 지표에서 조사초기에 구분되었던 집단별 지지수준의 차이는 조사가 끝난 시점까지 거의 유지되고 있었다. 이러한 결과는 일부 제한된 분석시기에서 비롯된 현상일 수 있지만, 태도라는 것이 형성되면 크게 변하지 않는 속성을 갖기 때문인 것으로 해석될 수 있다. 그런 점에서 기존 연구들이 복지태도의 안정성을 가정했던 것은 어느 정도 타당했다 할 것이다.

한편, 궤적별 차이와 관련된 요인들은 전반적으로 비교 대상에 따라 상이하게 나타났다. 가장 많은 비율을 차지하는 선별확대군을 비교기준으로 삼았을 때, 비용회피군은 저연령, 저학력, 고자산, 낮은 주거지위를 갖는 집단에게서 나타날 확률이 높았다. 이와 달리, 적극확대군이 될 확률은 남성, 고학력, 고소득, 그리고 복지수혜 경험자에게 높았다. 확대반대군의 경우는 상대적으로 저연령층의 무배우자, 그리고 농어촌 거주자, 상용직이면서 고소득, 고자산, 그리고 보수이념을 지닌 집단에게서 높게 나타났다. 이처럼 분석의 결과는 일부 기존의 설명이론에 부합하는 듯하지만, 직관적으로 받아들이기 어려운 측면들을 동시에 보여주고 있다. 그 점에서 이유가 궁금해질 수밖에 없다. 아마도 여러 가지 요인들이 작용했을 것이다. 다만, 기존의 이론들이 대부분 복지국가 혹은 복지지출의 확대나 축소에만 초점을 둔 반면, 이 연구가 복지태도의 다차원적 속성을 고려했기에 나타나는 현상일 가능성이 매우 클 것이다. 서로 차원이 다른 여러 이슈들을 종합했을 때, 기존의 이론으로 설명될 수 없는 영역들이 존재할 것이기 때문이다. 결국 복지태도

는 보다 복잡한 내적구조를 가지는 것으로 볼 필요가 있으며, 따라서 향후 이를 밝히는 노력들이 뒤따라야 할 것이다.

결론적으로 한국인 복지태도의 변화궤적을 추적했던 이 연구는 당초의 연구목적은 일정 부분 달성했다고 평가될 수 있다. 복지태도를 다차원적으로 정의하고, 각 평가대상에 대한 반응을 동태적인 관점에서 접근함으로써 이질적인 복지태도 변화궤적을 갖는 여러 집단들을 도출했기 때문이다. 또한 궤적의 차이를 만들어 내는 요인들이 무엇인지를 탐색적 수준에서 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 이 연구에는 몇 가지 해소되어야 할 쟁점들이 여전히 존재한다. 가장 큰 쟁점은 역시 복지태도를 정의함에 있어 선택된 차원, 혹은 항목 및 지표들이 적절했는지에 대한 평가가 향후 이루어져야 한다는 것이다. 연구가 비록 복지국가 연구에서 주요하게 제기되는 쟁점들을 선별하고자 노력했지만, 그것이 타당한지는 지속적으로 논의될 필요가 있다. 그래야 향후 복지태도 연구를 진일보시킬 것이기 때문이다. 복지태도 연구자들에게 시급한 과제가 바로 이러한 논의라는 것이 본 연구자의 입장이다.

이 외에 다른 문제들이 있지만, 한 가지만 더 언급하자면 분석에 활용된 조사기간과 관련이 있다. 변화궤적을 추적했던 연구임에도 분석에서 다루어진 조사시기는 3개 차수, 곧 9년에 지나지 않는다. 그런 점에서 지금의 결과가 보다 장기적으로 추적했을 때와 동일할 것으로 예단할 수 없다. 본 연구에서 가장 아쉬운 점이 이 부분이다. 이러한 문제가 발생한 이유는 복지인식 부가조사 패널에서 누락 및 이탈된 사례가 너무 많았기 때문이다. 더욱이 새로이 진입한 사례들의 경우도 이러한 문제가 발생하고 있는 상황이다. 따라서 패널조사로서 원표본 유지에 보다 힘써야 향후 한국인 복지태도의 변화양상을 의미 있게 다룰 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김교성·김윤민. 2016. “복지태도의 이중성: ‘넘프’현상과 집단별 차이”. 『한국사회복지학』. 68(2). 27-51.
- 김사현. 2010a. “복지국가의 제도적 성격이 복지태도에 미치는 효과: 노동인구 및 비노동인구에 대한 복지태도를 중심으로”. 박사학위논문. 성균관대학교(미간행).
- 김사현. 2010b. “개인의 주관적 인식이 복지태도의 보편성에 대한 선호에 미치는 효과: 도구변수를 활용한 접근법”. 『사회복지연구』. 41(3). 213-239.
- 김사현. 2015. “한국인의 복지태도 불일치에 대한 탐색적 연구: 복지지출과 증세에 대한 태도 불일치를 중심으로”. 『사회과학연구』. 41(1). 27-57.
- 김사현. 2017. “정부지출에 대한 태도이중성 비교연구”. 『사회복지정책』. 44(4). 35-66.
- 김사현·김소진. 2019. “노년기 우울증상의 다중계적 및 변화요인 연구”. 『한국가족복지학』. 64. 31-60.
- 김사현·홍경준. 2010. “잠재집단분석방법을 통한 서울시민의 복지태도 연구”. 『사회복지정책』. 37(2). 95-121.
- 김소진. 2019. “한국 노인의 노화계적 연구”. 『한국노년학』. 39(1). 37-60.
- 김영순·여유진. 2011. “한국인의 복지태도 비계급성과 비일관성 문제를 중심으로”. 『경제와 사회』. 9. 211-140.
- 김영순·여유진. 2015. “한국인의 복지태도는 어떻게 변화하고 있는가? 사회경제적 지위 변수의 영향력을 중심으로”. 2015 사회정책연합 공동학술대회 발표자료. 85-115.
- 김윤택·서재욱. 2017. “복지태도와 복지수급의 경험: 한국의 소득수준별 효과”. 『사회보장연구』. 33(4). 31-56.
- 김윤택·유승호·이훈희. 2013. “한국의 복지태도의 정치적 역동성: 탈계급성과 정치적 기회의 재평가”. 『한국학연구』. 45. 183-212.
- 노법래. 2014. “한국 사회의 시기 및 계층간 복지국가지지 변동에 관한 종단연구”. 『행정논총』. 52(4): 139-164.
- 류만희·최영. 2009. “복지정책에 대한 지지도 연구: 복지의식, 계층, 자기이해(self-interest)의 영향을 중심으로”. 『한국정책과학학회보』. 13(1). 191-210.
- 류진석. 2004. “복지태도의 미시적 결정구조와 특성”. 『한국사회복지학』. 56(4). 79-101.
- 박미경·조민효. 2016. “잠재집단분석을 활용한 한국인의 복지태도 유형 연구”. 『한국사회와 행정연구』. 26(4). 137-164.
- 박시중 역. 2006. 『복지국가는 해체되는가: 레이건, 대처, 그리고 축소의 정치』. 성균관대학교출판부.
- Pierson, Paul. 1994. *Dismantling the welfare state? : Reagan, Thatcher, and the politics of retrenchment*. Cambridge NY: University Press.
- 백정미·주은선·김은지. 2008. “복지인식구조의 국가 간 비교: 사민주의, 보수주의, 자유주의의 국가와 한국”. 『사회복지연구』. 37. 319-344.
- 서재욱·김윤택. 2014. “이중화와 복지태도: 임금 근로자의 복지태도에 관한 연구”. 『사회복지정책』. 41(1). 95-121.

- 안상훈. 2000. “복지정치의 사회적 균열구조에 관한 연구: 계급론의 한계와 새로운 분석틀”. 『한국사회복지학』, 43: 193-221.
- 안상훈. 2003. “친복지동맹의 복지지위균열에 관한 정치사회학적 비교연구: 스웨덴의 경험과 한국의 실험”. 『사회복지연구』, 21. 79-104.
- 안상훈. 2012. “복지정치 활성화 과정에서의 국민의식 변화 연구”. 『재정포럼』, 189. 61-74.
- 안상훈. 2020. “북한이탈주민과 남한주민의 복지태도 차이에 관한 다집단경로분석 연구”. 『한국사회정책』, 27(1): 65-87.
- 안상훈. 2020. “한국인의 복지 태도: 특성과 추세”. 『보건복지포럼』, 281. 31-44.
- 안상훈·박종연·김수완. 2013. “주거 관련 물질적 이해관계가 복지태도에 미치는 영향: 주거지위와 연관된 주요 변수를 중심으로”. 『사회복지정책』, 40(4). 375-398.
- 여유진·김영순. 2015. “한국의 중간층은 어떤 복지국가를 원하는가? 중간층의 복지태도와 복지국가 전망에 의 함의”. 『한국정치학회보』, 49(4): 335-362.
- 이건민. 2016. “한국 복지태도 연구에 대한 비판적 평가”. 2016년 사회정책연합 공동학술대회 발표논문집. 491-514.
- 이상록·이순아·김형관. 2017. “한국사회 복지태도 변화의 역동성”. 『사회복지연구』, 48(4). 59-89.
- 이성균. 2002. “한국사회 복지의식의 특성과 결정요인: 국가의 복지책임지지도를 중심으로”. 『한국사회학』, 36(2). 205-228.
- 이정진·노대명. 2015. “복지수급자에 대한 시민들의 복지태도 결정요인에 대한 고찰”. 『한국정당학회보』, 14(2): 195-224.
- 이중섭. 2009. “한국인의 복지의식에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”. 『사회복지정책』, 36(4): 77-99.
- 이훈희·김윤태·이원지. 2011. “한국의 복지태도와 건강보험 인식의 결정요인”. 『사회보장연구』, 27(2). 1-25.
- 주은선·백정미. 2007. “한국의 복지인식 지형: 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로”. 『사회복지연구』, 34(3). 203-225.
- 최균·류진석. 2000. “복지의식의 경향과 특징”. 『사회복지연구』, 16(1). 223-254.
- 허수연·김한성. 2016. “한국인의 복지태도에 관한 연구”. 『사회보장연구』, 32(3). 203-235.
- 홍경준·김사현. 2018. “노동대중의 균열: 위험지위와 복지태도를 중심으로”. 『사회복지정책』, 45(2): 67-94.
- Blekesaune, Morten and Jill Quadagno. 2003. “Public attitudes toward welfare state policies: a comparative analysis of 24 nations”. *European Sociological Review*, 19(5). 415-427.
- Bohner, Gerd and Nina Doickel. 2011. “Attitudes and attitude Change”. *Annual Review of Psychology*, 62. 391-417.
- Cook, F. Lomax and Edith J. Barrett. 1992. *Support for the American Welfare State: The views of congress and the public*. Columbia University Press.
- Esping-Andersen, Gøsta. 1990. *The three worlds of welfare capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, Gøsta. 1999. *Social foundations of postindustrial economies*. Oxford University Press.
- Feldman, Stanley and John Zaller. 1992. “The political culture of ambivalence: ideological responses to the welfare state”. *American Journal of Political Science*, 36(1). 268-307.

- Gelissen, John. 2000. "Popular support for institutionalised solidarity: a comparison between European welfare states". *International Journal of Social Welfare*. 9(4). 285-300.
- Gilbert, Neil and Paul Terrell. 2010. *Dimensions of social welfare policy* (7th ed.). Boston: Pearson.
- Groskind, Fred. 1994. "Ideological influences on public support for assistance to poor families". *Social Work*. 39(1). 81-89.
- Hasenfeld, Yeheskel and Jane A. Rafferty. 1989. "The determinants of public attitudes toward the welfare state". *Social Forces*. 67(4). 1027-1048.
- Hus, Hui-Chuan and Bobby L. Jones. 2012. "Multiple trajectories of successful aging of older and younger cohorts". *The Gerontologist*. 52(6). 843-85.
- Iversen, Torben and David Soskice. 2001. "An asset theory of social policy preferences". *American Political Science Review*. 95: 875-893.
- Jaeger, Mads Meier. 2006. "What makes people support public responsibility for welfare provision: self-interest or political ideology?". *Acta Sociologica*. 49(3). 321-338.
- Jones, Bobby. L., Daniel S. Nagin and Kathryn Roeder. 2001. "A sas procedure based on mixture models for estimating developmental trajectories". *Sociological Methods & Research*. 29(3). 374-393.
- Meltzer, Allan H. and Scott F. Richard. 1981. "A rational theory of the size of government". *Journal of Political Economy*. 89: 914-927.
- Moene, Karl Ove and Michael Wallerstein. 2001. "Inequality, social insurance, and redistribution". *American Political Science Review*. 95: 859-874.
- Nagin, Daniel S. and Candice L. Odgers. 2010. "Group-based trajectory modeling in clinical research". *Annual Review of Clinical Psychology*. 6. 109-138.
- Nagin, Daniel S., Bobby L. Jones, Valéria Lima Passos and Richard E. Tremblay. 2018. "Group-based multi-trajectory modeling". *Statistical Methods in Medical Research*. 27(7). 2015-2023.
- Olson, James and Mark P. Zanna. 1993. "Attitudes and attitude change". *Annual Reviews of Psychology*. 44. 117-54.
- Petras, Hanno and Katherine Masyn. 2010. "General growth mixture analysis with antecedents and consequences of change". In Alex R. Piquero and David L. Weisburd (Eds.). *Handbook of quantitative criminology*. NY: Springer.
- Ponza, Michael, Greg. J. Duncan, Mary Corcoran and Fred Groskind. 1988. "The guns of autumn? age differences in support for income transfers to the young and old". *Public Opinion Quarterly*. 52(4). 441-466.
- Rehm, Philipp. 2009. "Risks and redistribution; an individual-level analysis". *Comparative Political Studies*. 42(7): 855-881.
- Rokeach, Milton. 1970. *Beliefs, attitude and values*. San Francisco: Jossey-Bass Inc.
- Roller, Edeltraud. 1995. "The welfare state: the equality dimension". In Ole Borre and Elinor Scarbrough (Eds.). *The scope of government*. New York/Oxford: Oxford University Press.
- Roosma, Femke, John Gelissen and Wim van Oorschot. 2013. "The multidimensionality of welfare state

- attitudes: a European cross-national study". *Social Indicators Research*. 113. 235-255.
- Sihvo, Tuire and Hannu Uusitalo. 1995. "Attitudes towards the welfare state have several dimensions". *Scandinavian Journal of Social Welfare*. 4. 215 - 223.
- Svallfors, Stefan. 1991. "The politics of welfare policy in Sweden: structural determinants and attitudinal cleavages". *British Journal of Sociology*. 42(4). 609 - 634.
- Svallfors, Stefan. 1993. "Dimensions of inequality: a comparison of attitudes in Sweden and Britain". *European Sociological Review*. 9(3): 267-287.
- Svallfors, Stefan. 2010. "Public attitudes". In F. Castels (Ed.). *The Oxford handbook of the welfare state*. New York/Oxford: Oxford University Press.
- Tang, Fengyan. 2014. "Successful aging: multiple trajectories and population heterogeneity". *International Journal of Social Science Studies*. 2(3). 12-22.
- Van Oorschot, Wim. 2006. "Making the difference in social europe: deservingness perceptions and conditionality of solidarity among citizens of European welfare states". *Journal of European Social Policy*. 16(1). 23 - 42.
- Wilensky, Harold. 1975. *The welfare state and equality: structural and ideological roots of public expenditure*. Berkely: University of California Press.

부록 1. BIC값 변화량

	BIC(N=17,910)	BIC(N=1,194)	AIC	LL	2(ΔBIC)
1	-23824.17	-23797.09	-23746.24	-23726.24	
2	-23586.27	-23537.52	-23445.99	-23409.99	519.14
3	-23561.99	-23491.58	-23359.36	-23307.36	91.88
4	-23549.83	-23457.75	-23284.86	-23216.86	67.66
5	-23576.59	-23462.85	-23249.28	-23165.28	-10.2
6	-23575.21	-23439.81	-23185.56	-23085.56	46.08

부록 2. 집단 내 표본 비율

	집단내 표본의 비율 (%)						
	1	2	3	4	5	6	7
1	100.00						
2	64.72	35.28					
3	19.22	53.07	27.71				
4	18.90	6.73	25.67	48.71			
5	18.88	12.85	15.80	48.14	5.34		
6	6.08	13.99	25.56	38.43	13.12	2.8	

부록 3. 다중궤적모형 추정결과

	성장모수	불평등	정부지출	보편성	정책평가	증세	집단비중 (%)
1	절편	-1.783	3.963	0.672	4.052***	3.344	
	1차 시간함수	1.178***	-0.032	0.548	-0.318*	0.043	18.90***
	2차 시간함수	-0.055***	0.000	-0.024	0.017**	-0.002	
2	절편	1.289	2.867**	4.923	4.084***	6.433	
	1차 시간함수	0.533	0.188	-0.202	-0.371	-0.095	6.73***
	2차 시간함수	-0.022	-0.007	0.012	0.020*	0.002	
3	절편	5.086***	4.054***	4.731*	2.608***	2.293	
	1차 시간함수	-0.288	-0.127	-0.371	0.085	0.352	25.67***
	2차 시간함수	0.013	0.004	0.019	-0.003	-0.022	
4	절편	2.391**	4.773***	4.838	3.308***	7.015***	
	1차 시간함수	0.272	-0.205**	-0.408**	-0.068	-0.332	48.71***
	2차 시간함수	-0.013	0.008*	0.021	0.005	0.011	
	Sigma	0.974***	0.468***	1.903***	0.507***	1.508***	
모형적합도		BIC=-23,549.83(N=17,910), BIC=-23,458.75(N=1,194), AIC=-51,895.37 LL=-23,216.86					

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

한국인의 복지태도: 균열 구조의 형성과 변화

안상훈(서울대학교 사회복지학과, 주저자)
김영미(동서대학교 사회복지학과, 공동저자)
김수완(강남대학교 사회복지학과, 교신저자)

I. 문제 제기

2000년대 후반부터 현재까지 10여 년의 시간은 한국의 복지제도가 확장되고 복지의 발달에 따라 정치적 이슈가 된 시기이다. 이 연구는 실질적인 복지의 확대에 따라 우리나라 복지정치의 균열구조가 어떻게 형성·발전되고 있는가를 실증적으로 확대에 따라 우리나라 복지정치의 균열구조가 어떻게 형성·발전되고 있는가를 실증적으로 확인해보고자 한다.

먼저 복지태도가 무엇인지 정의할 필요가 있다. 일반적으로 복지태도(welfare attitudes)란, 복지의 제반 내용에 대한 선호 여부의 반응을 의미하는 것으로 이해된다. Taylor-Gooby는 전반적인 사회복지제도에 대한 지지 여부, 복지비용의 문제, 재분배, 복지국가의 정당성 등에 대한 사회적 태도를 복지태도라고 규정하는 바 있다(Taylor-Gooby, 1985). 우리나라의 복지태도 관련 선행 연구들에서는 복지태도에 대해 명확한 정의를 내린 바가 거의 없다. 다만 김영순·여유진(2011)이 '복지의식(welfare consciousness)이란 복지 및 그와 관련된 사회현상들에 대한 사람들의 감정과 인상, 가치와 신념 그 자체이며, 복지태도(welfare attitudes)란 복지의식에 기반을 둔 행동성향'이라고 정의 내린 것이 특기할만하다. 하지만 기존의 정의들은 '태도 개념'의 다양한 차원을 사상함과 동시에 포괄적으로만 다루고 있기에 복지태도가 형성되고 변화하는 과정이 어떻게 이루어질 것인지를 포착하는 데 한계적이다. 복지태도의 어떤 면이 먼저 발생하고, 복지태도의 차원들이 어떤 관계에 있으며, 왜 변화하는가와 같은 질문들에 제대로 답하기 위해서는 '태도 개념'을 보다 체계적으로 정의하는 일에서 출발하여야 한다.²⁰⁾ 이 연구는 '태도'에 대한 사회심리학적 이론들을 토대로 복지태도를 '복지 및 관련된 사회 현상들에 대한 상황 인식과 정책 인식을 총칭하는 것으로서, 믿음(belief)과 의견(opinion)으로 표출되는 평가적 판단(evaluative judgment)'이라고 정의하고자 한다.

문제는 이 평가적 판단으로서의 복지태도가 복지정치를 설명하는 이론을 실증적으로 검증하기에 충분히 '일관적이고 안정적인가'라는 점이다. 다수의 국내 복지태도 관련 선행 연구들은 복지태도가 충분히 안정적이라는 암묵적인 전제 하에 혹은 이에 대한 고려 없이, 주로 서구 복지국가를 설명하는 이론적 관점에서 제기되는 복지태도 독립변인의 통계적 영향력을 검증하는 방식으로 접근해왔다.²¹⁾ 그러나 한국의 정치 상황은 서구와 상당히 다르다. 계급의식이 뚜렷하게 형성되어 있지 않았던 우리나라에서, 계급 간 대립이나 노동자계급의 정치화가 복지국가의 형성과 발전을 견인해온 것으로 설명하는 주류적 복지정치 논의

20) 복지태도 연구가 다양한 종속변수를 다루고 있지만, 왜 그 시점에 특정 독립변수가 특정 종속변수에 영향력을 발휘하는지 설명하는 데는 실패하는 경향을 보인다. 복지태도 지표로 거론될 수 있는 것들 간의 상하 체계와 선후 관계를 우선 정리할 수 있어야 '변화하는 복지태도'의 의미를 제대로 포착할 수 있을 것이라는 생각에서 이 연구는 출발했다.

21) 그런 면에서 기존 연구들의 한계는 바로 종속변수에 관한 이론적 무관심이며, 향후 한국 복지정치 연구가 넘어야 할 지점이라 할 수 있겠다.

를 그대로 적용하기는 어렵다. 그간의 복지태도 연구에서, 계급의 설명력이 낮거나 모순적으로 나타난 것이 이상하지 않은 이유이기도 하다.

서구 복지 선진국들의 경우, 계급정치에 의해 복지국가가 형성되었고, 그렇게 형성된 복지제도, 그로 인해 형성된 다차원의 복지 지위에 의해 시민들의 복지태도가 변화해 왔다(안상훈, 2000). 우리나라의 경우, 이들과 복지국가의 형성 과정이 같지 않다. 개인들의 복지 태도가 지난 10년간의 복지정책을 견인했다고 보기보다는, 복지 제도화가 먼저 진전되면서 복지에 대한 정치사회적 논의가 활발해지고, 비로소 각 개인의 복지태도가 형성되는 과정을 거치고 있다고 보는 것이 오히려 타당할 것이다.

한 개인의 복지 태도가 형성되는 경로는 다양하다. 자신의 뿌리 깊은 가치관이나 이데올로기에 따라 복지정책에 대한 규범적 평가를 할 수 있다. 혹은 복지정책 혜택으로 인한 자기 이해(self interest)를 따져 합리적 평가를 할 수도 있을 것이다. 그도 아니라면, 여론이나 자신의 준거집단의 영향을 받을 수도 있다. 만약 복지태도가 가치관이나 이데올로기와 같이 체계적인 신념체계에 기반하는 것이라면 충분히 일관성 있고 안정적이며, 잘 변화하지 않을 것이다. 한편 복지태도가 자기이해에 따른 합리적 판단의 결과라면, 사안에 따라 판단되고 정책의 발전에 따라 변화할 수 있을 것이다. 반면 복지태도의 결정은 비합리적인 요인, 준거집단이나 영향력 있는 타인, 여론 등에 의해 충분한 숙고를 거치지 않고 임의로 결정될 가능성도 사실상 적지 않다. 태도에 관한 미시적 이론들에서는, 질문 순서나 조사 시점에 따라서도 태도가 달라진다는 점을 밝히고 있다. 이러한 임의적 판단의 가능성은, 상황과 이슈를 해석하는 충분한 가치관이나 신념, 이데올로기가 형성되기 전 시점에서 가장 클 수 있다. 즉, 복지태도가 형성되고 있는 초기 시점에, 태도의 일관성과 안정성이 낮을 수 있음을 의미한다.

이와 같은 문제 제기는 다음의 세 가지 이론적 논의 흐름을 검토함으로써 심도 있게 살펴볼 것이다. 첫째, 태도의 안정성과 일관성에 대한 사회심리학 이론을 검토할 것이다. 둘째, 복지태도 자체가 종교나 이데올로기처럼 기본적으로 보편적인 가치관과는 달리, 상황과 이슈에 의존적인 ‘상황적 가치관’이기 때문에 본질적으로 안정적일 수 없다는 견해(조남경, 2013)에도 주목하고자 한다. 이는 복지태도가 상황에 대응적이고, 이슈에 따라 달라진다는 것을 의미한다. 예컨대 불평등이 심화되면 불평등에 대한 인식이 이에 따라 가게 되고, 같은 친복지태도라 할지라도 복지를 확대하는 것에 대한 태도와 세금을 더 내는 것에 대한 태도는 다를 수 있음을 의미한다.²²⁾

셋째, 최근 복지국가 논의들에서도 정책 사안에 따른 사회계층별 태도의 일관성과 안정성 문제가 “복지국가 갈등의 재정의”라는 관점에서 새롭게 제기되는 중이다. 사회민주주의 계급정치를 강조하는 접근이나 권력자원론 등 기존 복지국가 정치이론은 노동자계급의 이해를 동질적으로 가정했다. 노동-자본 간의 단일한 갈등축을 중심으로, 노동자계급이 일관적으로 ‘사회보험과 재분배’ 등 복지를 지지한다고 설명해왔다. 반면, 복지국가의 정치에 대한 새로운 접근들은 탈산업화 자본주의 시대에 정당 지지 세력의 구성 변화에 주목한다. 또한 노동계급 내 외부자-내부자 간의 균열에 주목한다. 사회보험과 재분배, 사회적 투자에 대한 상이한 이해관계, 그에 따른 갈등의 분화가 나타나고 있음을 지적한다. 예컨대 사민주의 정당의 새로운 지지층으로 고학력 여성 노동자층이 등장하면서, 전통적인 분배 이슈보다는 사회투자에 더 큰 관심을 보이고 있다는 것이다(Häusermann & Kriesi, 2015; Häusermann, Picot & Geering, 2013, Ahn, 2000).

이와 같은 상황들이 복지태도 연구에 대해 갖는 함의는, 복지태도가 무엇인지, 친복지적 태도를 무엇으로 포착해야 하는지, 복지정치의 이론적 균열이 실제로 우리나라에서 존재하는지와 같은 근원적인 문제 제기가 필요하다는 점이다. 본 연구는 지난 12년간의 자료를 가지고 한국의 복지 태도에 대한 일반 모형

22) 독립변수 관련해서도 같은 맥락의 제안이 유효하다. 복지 태도는 상대적으로 견고한 ‘계급’보다는 복지 관련 다차원적 ‘지위’에 따라 결정될 가능성이 높을 것으로 보인다.

을 구성해보고자 하며, 다음과 같은 연구 질문을 던지고자 한다.

첫째, 태도란 무엇이며, 어떻게 구성되는가? 복지 태도는 일관적이고 안정적인가? 이는 복지 태도 혹은 복지 인식을 다룬 기존 연구들이 거의 다루지 않은 내용이라고 할 수 있다. 여기에서는 심리학, 정치학 등 태도, 의견 관련 기성 학계의 연구 동향을 토대로 '복지태도의 다차원적 재구성' 작업을 시도하고자 한다.

둘째, 지난 10여 년간 복지의 제도적 확대를 거치면서 복지 태도가 어떻게 변화해 오고 있는가? 이를 설명하기 위해, 두 개의 이론적 흐름에 주목하고자 한다. 하나는 '태도'의 변화에 관한 일반적 이론이며, 다른 하나는 주로 제도주의 관점에 입각해 복지태도의 균열구조 변화를 설명하는 정치학적 논의다.

셋째, 이 연구에서는 태도에 영향을 미치는 요인으로 '사회계층'에 주목한다.²³⁾ 학력, 소득, 고용지위 등으로 대표되는 한국의 사회계층 균열의 구조는 어떠한가? 이들은 지난 12년 동안 복지태도에 의미 있는 균열을 가져오고 있는가?

23) 사회계층은 사회학, 정치학, 심리학 등의 분야에서 인식이나 태도를 형성하는 주요 요인으로 다뤄져 왔다. 경제학적으로도 이해관계의 중심 기반으로 작동한다는 점은 잘 알려져 있다. 따라서 복지정치 형성 초기 단계인 한국에서는 다른 요인들에 우선하여 사회계층을 고려할 필요가 있다고 판단했다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 복지태도에 대한 이론적 검토

1) 태도란 무엇인가?

태도(attitude)는 특정한 대상(물리적인 물체나 사고, 정책, 행위 등)에 대한 포괄적인 의미에서의 선호와 판단 등 '평가적 판단'(evaluative judgments)을 의미한다(Kruglanski & Stroebe, 2005; Wegener & Carlston, 2005). 또한 태도는 경험에 의해 형성되고, 대상 및 관련된 상황들에 대한 개인의 행동적 반응에 직접적이거나 역동적인 영향을 가하는 정신적인 준비 상태라고도 정의된다(Allport, 1935:810; Oskamp & Schultz, 2005에서 재인용).

태도의 기능적 속성은 다음의 네 가지로 제시할 수 있다. 첫째, 태도는 기존 정보와 새로운 정보를 통합하는 체계를 제공함으로써 정보 단순화와 관리를 촉진한다(지식 기능). 둘째, 태도는 개인이 바라는 목적을 달성하고 부정적인 결과를 피하도록 돕는다(효용적·도구적 기능). 셋째, 심리분석 원칙에 따라 자기 존중을 유지 향상하는 기능을 갖는다(자기방어 기능). 넷째, 개인들이 자신의 가치와 생각에 대한 정보를 전달하고(가치표명 기능), 좋아하는 타인과의 관계를 유지하기 위한 기능(사회-조정 기능)을 수행한다(Wyer & Albarracin, 2005).

그렇다면 태도는 어떤 하위차원으로 구성되는가? 일반적으로 태도의 3요소 관점(Tri-componential viewpoint)에서, 태도는 감정적, 행동적, 인지적 요소로 구성된다고 설명한다(Oskamp, S. & Schultz, 2005; Fabriga & Wegener, 2005) 먼저, 감정적 요소는 대상에 대한 긍정적 혹은 부정적인 느낌이나 감정을 의미한다. 감정은 찬성과 반대, 혹은 좋거나 나쁜 질의 속성에 대한 평가와는 구분된다. 다음으로, 행동적 요소는 대상을 향한 행동과 반응을 의미한다. 마지막으로, 인지적 요소는 대상에 대한 신념을 의미한다. 전통적인 3요소 이론(tripartite)은 감정, 행동, 신념의 3요소가 태도의 기본 골격 혹은 자극에 대한 가능한 반응의 3가지 유형이라고 본다.²⁴⁾ 반면 최근의 수정된 관점에서는, 태도가 감정, 인지, 행동의 3요소로 구성되는 것이 아니라, 이들을 기반으로 도출되는 정보의 '평가적 요약'이라고 보고 있다(Oskamp, S. & Schultz, 2005).

복지태도를 이론적으로 구성하기 위해, 태도와 유사한 개념으로 사용되는 믿음(belief)과 의견(opinion), 그리고 태도와 이들의 관계를 세밀히 살펴보기로 하자. 이들은 사회심리이론에서 핵심적인 이론이지만, 이들의 의미에 대해 합의가 이루어지고 있지는 않다(Wyer & Albarracin, 2005) 일단 태도의 3요소 모델에서는 믿음과 의견을 모두 태도의 한 요소인 인지적 요소로 다루는 경향이 있다. 여기에서 믿음과 의견을 동의어로 보는 관점, 의견을 '평가적' 믿음이라고 보는 견해 등으로 구분된다(Oskamp, S. & Schultz, 2005).

먼저 믿음(belief)은 일반적으로 '어떤 지식, 정보나 명제가 사실일 가능성, 혹은 어떤 상태나 사건이 일어날 가능성에 대한 추정'(Eagly & Chaiken, 1998; Fishbein & Ajzen, 1975; Wyer & Albarracin, 2005:273에서 재인용), '대상이 특정한 성질을 가진다고 보는 주관적인 확률'(Oskamp, S. & Schultz, 2005) 등으로

24) 그동안 심리학적 접근에서는 실제로 태도를 구성할 때에 특히 감정적 요소와 인지적 요소에 초점을 맞춰 온 경향이 있었다. 태도의 3요소 관점을 복지 태도와 연결해 본다면, 복지태도는 주로 인지적 요소와 행동적 요소와 관련성이 있다고 할 수 있다.

정의할 수 있다. 따라서 믿음(belief)은 특정한 상황에 대한 주관적 해석이나 주관적인 경험의 형태로 표출된다. 예컨대 ‘우리나라는 불평등이 심각하다는 명제에 대해 어느 정도 사실이라고 보는가?’라는 질문은 한 사람의 상황에 대한 인식인 믿음(belief)을 묻는 것이 된다. 이와 같은 상황에 대한 인식은 과거나 현재 뿐만 아니라 미래에 대해서도 가능하다. ‘우리나라는 앞으로 불평등이 더욱 심화될 것이다’와 같은 미래 상황에 대한 인식과 전망은 기대(expectations)와 같은 표현이다.

한편, 의견(opinion)은 인지적이기보다는 평가적이다. 특정한 차원에서, 사건이나 대상에 대한 평가와 관련된 것으로 설명된다(Oskamp, S. & Schultz, 2005). 복지 태도와 연결해보면, ‘복지가 확대되어야 한다’, ‘복지확대를 위해 증세가 필요하다’ 등이 이에 해당한다. 물론 여론조사나 투표행위와 관련된 사회과학 연구에서, 의견은 믿음이나 태도와 별로 구분되지 않고 혼용되는 경향도 있다(Oskamp, S. & Schultz, 2005). 예컨대 ‘공적 의견’ 혹은 여론(public opinion)이란, 특정한 성격을 지닌 대중(수도권 유권자, 영세자영자 집단 등)이 공유하고 있는 태도와 믿음으로 해석된다.

지금까지 태도, 믿음, 의견과 관련된 다양한 사회과학 논의 흐름을 살펴보았다. 이들 간의 관계는 명확히 정리되지 못하고, 다소 혼란스럽게 논의가 펼쳐져 있었다. 하지만 복지태도가 한 개인의 내면에 존재하는 다차원적인 하위인식에 주목하는 심리학적 차원뿐만 아니라, 사회적으로 표출되고 외부로부터 영향을 받는 ‘공적 의견’의 차원과도 밀접하게 연결되어 있음을 확인했다.

따라서 본 연구는 복지태도 개념을 다음과 같이 이론적으로 재구성하고자 한다. 복지 태도는 상황에 대한 인식과 정책에 대한 인식의 두 차원으로 구성할 수 있다. 첫째, 상황 인식은 믿음(belief)에 해당하는 것으로서 ‘~이다’라는 기술적(descriptive) 서술로 주로 표현된다. 둘째, 정책 인식은 정책사안에 대한 판단 및 평가로, 무엇이 어떻게 되어야 하는지 규범적(normative) 서술 혹은 어떻게 되어야 한다는 주장으로 표현되고, 의견(opinion)에 해당된다.

<표 1> 복지태도의 이론적 분석틀: 상황인식과 정책인식

차원		이론적 개념	내용	표현형
복지 태도	상황 인식	믿음 (belief)	대상이 특정한 성질을 가진다고 보는 주관적 확률, 어떤 지식·정보·명제가 사실일 가능성에 대한 추정	기술적 서술 (~이다)
	정책 인식	의견 (opinion)	정책관련 규범적·이해적 판단과 주장	규범적·주장적 서술 (~해야 한다)

2) 태도 접근성과 양면성

사회심리학 이론에서 태도 접근성(attitude accessibility)이란 대상과 평가 간의 연관성의 강도를 의미한다. 그리하여 접근성이 높은 태도란, 대상을 마주했을 때 대상에 대한 평가가 자동으로 기억으로부터 활성화되는 경우를 말한다(Wyer & Albarracin, 2005).²⁵⁾

기존의 복지 태도 연구에서는 다룬 적이 없지만, 사실 복지 태도를 논할 때 태도 접근성은 중요한 의미를 갖는다. 특정한 사회적 현상이나 정책에 대해 ‘충분히 의미 있는’ 태도가 형성되어 있는가의 문제이기 때문이다. 평소에 생각해보지 않은 이슈인 경우와, 그에 대해 충분한 지식이 있고 자신의 태도를 명확히

25) 이는 설문 문항에 대해 답변하는 속도로도 측정이 가능한데, 신속한 반응은 높은 접근성, 느린 반응은 낮은 접근성을 보여준다(Wyer & Albarracin, 2005).

읽어본 적이 있는 경우는 태도의 신뢰성이나 일관성에서 차이가 날 수밖에 없다.

일반적으로 태도 접근성은 태도가 활성화되는 빈도, 정보의 양과 복잡성 등에 의해 영향을 받는다고 설명된다. 먼저, 태도가 활성화되는 빈도와 관련해, 질문이 자주 반복되면 대상과 평가 간의 연관성을 강화하기 때문에 기억으로부터 평가를 추출하는 것이 용이해진다. 태도는 그가 신뢰할만한 정보라고 생각하는 정보에 기반할 때 더욱 접근성이 높아진다. 그리고 대상에 대해 즉시 떠오르는 생각과 경험의 수가 많고, 정보에 대한 정확한 이해가 있을수록, 접근성이 높아진다. 정보의 복잡성(complexity)과 통합수준도 고려되어야 한다. 한 사안이 내포한 다양한 차원에 대해 충분히 이해하고 있고, 개념적으로 연결해 이해하고 있으면, 통합성이 높아진다. 반면 통합성이 낮은 태도는 기저 차원들이 일관적이지 않고 분리, 분산되어 있는 상태를 말한다(Wyer & Albarracin, 2005). 요컨대 잘 아는 내용이거나, 반복적으로 질문을 받았거나, 생각할 기회가 있었을 경우, 태도 접근성이 높아진다는 것이다.

이와 같은 태도 접근성에 대한 이론적 설명에 따르면, 정책에 대한 직·간접적인 경험, 복지태도 조사의 반복은 정책에 대한 지식과 이해 수준 등을 높이고, 결과적으로 태도의 접근성을 높일 것이라고 예측할 수 있다. 접근성이 높아지면 충분히 의미 있고 일관성 있는 태도가 가능하다. 예컨대 시간의 흐름에 따라 특정한 균열 구조가 형성된다든지, 이해관계에 따른 계층별 태도의 일관성이 높아지는 현상이 나타날 수 있다.

특정한 대상에 대한 태도가 두 개 이상인 태도의 양면성(attitudinal ambivalence) 혹은 이중적 태도(dual-attitude)에 대해서도 살펴볼 필요가 있다. 사회심리학적 설명에서 태도의 '양면성'은 긍정적 평가와 부정적 평가를 모두 포함하는데, 개인의 태도에 발생하게 되는 평가의 긴장, 대상에 대한 혼재된 감정을 의미한다.

차원 내 양면성(within-dimension ambivalence)은 한 차원 내에서의 평가가 갈등적일 때 (하나의 태도 대상에 대해서 서로 다른 감정과 신념이 혼재하는 경우) 발생한다. 차원 간 양면성(between-dimension ambivalence)은 상이한 차원 간에 갈등이 일어날 때 발생한다. 전반적인 평가가 감정과 연결되지 않는다면, 특정한 현상에 대한 지식이나 믿음이 행동적 태도와 일치하지 않는 등의 상황이 여기에 해당한다(Wyer & Albarracin, 2005).

이중적 태도 구조(dual-attitude structure)는 하나의 대상에 대해 두 개 이상의 태도가 존재하는 상황에 대한 또 다른 설명이다. 여기에는 두 가지 버전의 설명이 있다. 첫째, 한 개인의 이중적 태도는 의식적이고 명시적 차원과 암시적(implicit) 차원이 공존하기 때문에 발생한다는 것이다. 암시적 태도는 인지되지 못하나 자동으로 활성화되는 기본 태도를 말하고, 명시적 태도는 개인이 암시적 태도를 덮고 명시적 태도를 검색해낼 충분한 동기와 능력이 있을 때 비로소 표출된다고 본다(Wilson et al. 2000).

둘째, 태도가 변화할 때, 기존의 태도가 폐기되지 않고 새로운 태도와 함께 공존하기 때문에 발생한다고 보는 관점(PAST; the past attitudes still there)이다. 일반적으로 개인이 태도를 바꿀 때, 기존의 태도를 잘못된 것, 혹은 확신이 낮은 것으로 분류한다. 그런데 그 재분류가 제대로 이루어지지 않았을 경우, 기존의 태도도 함께 나타날 수 있다는 것이다(Petty, Tormala, Brinol & Jarvis, 2005; Fabrigar & Wegener, 2005: 86에서 재인용).

복지태도에서 양면성 혹은 이중적 태도 구조는 상황 인식보다는 정책 인식에서 더 나타나기 쉬울 것으로 예측된다. 예컨대 우리나라가 불평등하다는 것에 대한 상황 인식은, 평등의 다양한 차원들에 따라 생각과 판단이 혼재될 가능성은 있다. 하지만 충분히 생각할 기회와 조건이 충족된다면 종합적인 사고를 통해 단일한 태도로 정리되기 쉽다. 반면, 정책 인식은 접근성이 높다고 하더라도, 여전히 개인의 규범과 가치, 이해관계 간의 긴장과 갈등 때문에 양면성이 존재할 가능성이 있다. 예컨대 복지 확대는 바람직하다고 판

단하지만, 그것을 위해 세금을 올리는 것에 대해서는 부정적인 감정이 들 수 있다. 정리하면, 일반적으로 복지 태도가 이데올로기, 가치체계와 연결되면 일관성이 높아질 수 있다. 하지만 이해관계와 결부된다면 일관적이지 않을 수 있고, 양면성이 존재할 수 있다.

2. 복지태도 변화에 대한 이론적 검토

1) 사회심리학적 접근 : 태도의 변화는 어떻게 일어나는가?

사회심리학적 관점에서 설명하는 태도의 변화에 대해 이해하기 위해서는, 태도의 안정성에 관한 두 가지 상반된 관점에 대해 먼저 언급할 필요가 있다.

첫째, 태도를 축적된 지식의 안정적 구조로 보는 관점이다. 이 관점에서 태도는, '지속되는' 조직적, 동기적, 감정적, 지각된, 인지적 과정이라고 정의된다(Krech & Crutchfield, 1948). 태도는 특정한 대상에 대한 평가나 선호를 장기적인 기억에 저장하고 있다가, 특정한 이슈나 대상을 만나게 될 때 활성화된다고 설명된다. 즉, 태도는 한번 기억에 저장된 후에 다시 소환되는 것이기 때문에 태도가 오랜 시간 안정적으로 지속된다는 것이다.

둘째, 구성체주의 관점(constructionist view)이다. 이 관점에서 태도는 임시적 구성체로, 태도적 판단을 요구받는 시점에 생성된다고 본다. 사람들은 선입견, 일반적 평가가 없는 상태에서, 질문받는 시점에 접근 가능한 정보와 태도적 판단을 통합하여 태도를 재구성한다는 것이다. 따라서 시간이 지나면 이 구성과정은 새롭게 다시 이루어지게 된다. 이 관점은 태도의 변화를 설명하는데 좀 더 적합하다. 실제로 최근 연구들은, 태도가 전통적인 가정에 비해 훨씬 덜 견고하고 덜 안정적이라고 보고하고 있다. 즉, 태도는 시간에 따라 변화하고, 해당 시점에서의 생각에 따라 달라지는 경향이 있다. 특정대상에 대한 판단 및 평가가 자신의 기억에서 도출되는 것이라고 해도, 모든 태도는 '맥락 의존적'(context dependent)일 수밖에 없고, 실시간으로 구성되며, 개인들이 당시에 대상과 관련한 접근가능한 정보를 반영하게 된다.

특정한 대상에 대한 개인의 태도는 대상의 속성에 부착된 주관적 가치 혹은 그 결과에 대한 주관적 확률에 달려있다고 설명하는 기대-가치 태도 모델(Kruglanski & Stroebe, 2005)을 살펴보자. 이 모델에 따르면, A라는 대상에 대한 태도는 A가 어떤 특성들(가치, 이해관계, 결과 등)을 가지고 있다고 인식하며, 각 인식된 속성에 대한 평가의 함수라는 것이다.

$$\text{태도(Attitude)} = \sum \text{Expectancy} \times \text{Value}$$

어떤 대상에 대한 태도가 더 긍정적일 때, 주어진 대상은 가치 있는 목표나 결과를 얻게 할 수 있다. 또는 부정적으로 평가되는 목표를 막는 '도구'적인 것으로 인식될 수 있다. 예컨대 복지정책에 대한 특정한 태도는 복지정책이 특정한 가치(예, 평등), 이해관계(예, 복지수급 여부) 혹은 사회적 결과(예, 빈곤 완화, 불평등 완화)와 연결되어 있는지와, 그 결과에 대한 주관적 평가에 의해 결정된다. 어떤 정책에 대해 누군가가 더 긍정적인 태도를 갖는다면, 그것은 나에게 유리하거나, 더 나은 사회적 결과나 가치를 지향하는데 도움이 되는 도구이기 때문이라는 것이다.

$$A_0 = \sum_{i=1}^n I_i V_i$$

여기에서 I_i 는 도구성(instrumentality)으로 대상 o가 목표나 가치 i의 획득을 증진하거나 막는 확률을

의미한다. V_i 는 가치 중요성 혹은 가치 i 를 획득했을 때, 개인이 경험하는 만족이나 불만족의 정도나 가치 중요성을 의미한다. n 은 가치 대상에 의해 매개되는 목표나 가치 상태의 수를 의미한다(Rosenberg, 1960: Albarracin et al., 2005:329에서 재인용).

이처럼 이익(interest)의 속성으로서의 목표(가치), 그리고 태도 대상과 이들 목표 간의 연결로서의 도구적 관계로 설명하는 것을 넘어 기대-가치 접근을 태도의 일반이론으로 더욱 발전시킨 Fishbein의 일반공식도 있다. 즉, 대상이 목표획득과 관련 있는 도구성을 가질 뿐만 아니라, 일반적인 속성(attribute) 그 자체에 대한 가치 부여와 평가에 의해 태도가 결정될 수 있다는 것을 의미한다(Fishbein & Ajzen, 1975: Albarracin et al., 2005:329에서 재인용).

$$A_0 = \sum_{i=1}^n b_i e_i$$

A_0 : 대상, 행동, 사건 o에 대한 태도. b_i : o가 속성 i와 관련된 주관적 확률.

e_i : 속성 i에 대한 평가. n : 중요한 속성의 수

이러한 모델에서 태도가 형성, 변화되어가는 과정에 대한 설명은 두 가지 관점으로 요약할 수 있다. 첫째, 각 개인은 대상의 속성을 알아감으로써 태도를 형성해간다고 보는 관점이다. 즉, 태도는 속성 정보의 바텀업(bottom-up)의 통합에서 비롯된다고 설명된다. 여기에서 태도의 변화는 대상의 속성에 대한 인지가 추가, 변경되거나 속성에 대한 평가가 달라질 때 발생한다. 둘째, 태도의 상이한 요소들 간에 불일치가 발생하게 될 때 일관성을 유지하기 위해 태도 변화가 톱다운(top-down) 방식으로 일어난다고 보는 관점이다. 불일치하게 될 때 태도가 불안정한 상태가 되는데, 이때는 둘 중 한편이 변화하여 일관성을 맞추게 된다는 것이다(Albarracin et al., 2005).

그렇다면 일반화된 기대-가치 모델을 통해 복지태도의 변화를 설명해보자. 가치·규범적인 차원에서 불평등과 빈곤을 완화할 수 있다는 속성에 대한 주관적 기대로 특정한 복지정책을 찬성하던 사람이라도, 복지정책의 확대에 의해 자신이 부담해야 할 세금이 늘어나게 되면 자기 이해와 관련된 속성에 따라 평가가 부정적으로 변화하게 된다. 이처럼 복지정책에 대한 다양한 속성들에 대한 주관적 인식과 긍정적·부정적인 평가가 서로 누적되고 상쇄되면서, 최종적으로 찬성의 정도가 낮아지거나, 부정적으로 변화할 수도 있다. 혹은 자신의 규범적 판단과 자기이해에 입각한 선호 간의 불일치를 제거하고 일관성을 유지하기 위해, 기존의 규범적 판단에 입각한 부정적 태도를 변화시키게 되는 것으로도 설명할 수 있다.

동일한 속성에 대한 판단 자체가 바뀌는 것인지, 아니면 새로운 속성이 추가되고 이에 대한 평가가 더해지면서 총체적인 태도가 변화하는 것인지는 복지태도의 변화에 있어서 흥미롭게 살펴볼 지점이라 할 수 있다. 이와 같은 설명은 태도를 규정하는 평가에 사용되는 정보가 달라지면 태도가 달라질 수 있다는 점에 기반하고 있음도 주목할 필요가 있다.

지금까지 살펴본 사회심리학적 이론들은 대체로 한 개인의 내면에서 일어나는 '인지 과정'에 초점을 두어 태도의 변화를 설명하고 있다. 그러나 태도는 사회적 속성을 지니고 있으며, 모든 태도는 사회적 맥락과 관련한 상호적 관계에서 발전하고 기능하고 변화한다는 점에서 사회적이다(Prislin & Wood, 2005: 672). 다음 절에서는 태도 변화를 촉발하는 외부적 요인, 즉 평가에 사용되는 정보 자체의 변화를 주로 제도주의 맥락에서 살펴보고자 한다.

2) 제도주의 설명: 제도는 태도를 어떻게 변화시키는가?

복지태도의 발전은 복지국가의 발전과정과 연관되어 있다. 특히, '복지제도 형성의 정치학'(politics of welfare policy-making)에 따라 복지제도의 수준과 양상에 따라 다르게 전개되는 경향이 있다. 그리하여 사회구성원의 복지의식은 계급 구성원들이 경험해온 복지체제의 기본적 성격과 구체적인 내용, 사회적 합의의 정책결정과정 등에 따라서 국가별로 상이하게 나타날 수 있다. 사회계급과 복지의식의 관계도 해당 국가의 제도적·역사적 특성을 반영한다(신광영·조돈문·이성균, 2003:58).

한편으로 이는 복지체제에 따라 복지에 대한 태도가 체계적으로 달라진다는 복지태도 국가비교 연구들의 토대가 되어왔다. 예컨대 동일한 계급이라도 복지체제의 역사적 특징 혹은 제도에 따라서 국가별로 상이한 복지의식을 형성할 수 있다(김영순, 1996; Svallfors, 1995; 신광영 외에서 재인용:57). 특히 Esping-Andersen(1990)이 말하는 복지국가 체제별 특성은 복지 지위의 균열과 맞닿아 있다. 자유주의 체제에서는 선별주의 복지로 인해 수급자-납세자 균열이 가장 두드러지고, 보수주의 체제에서는 노동시장 내부자-외부자 간의 균열이 가장 핵심적이라고 설명된다. 시민주의 체제에서는 공공부문과 시장 간의 균열이 두드러진다.

제도가 인식에 영향을 미치는 것에 대한 가장 체계적인 설명은 정책 환류 효과(Policy feedback effect)(Esping-Andersen, 1990; Pierson, 2000; Ahn, 2000 등)이다. 이는 특히 한 국가에서 시계열적으로 제도에 부착된 이해관계 균열과 이에 따른 복지태도의 변화를 설명하는 데 유효하다. 예컨대 복지국가가 발전하여 탈상품화 효과가 높아지면, 복지국가의 성장에 따라 고용과 복지의 혜택을 받아온 중간계층, 공공부문의 노동자도 복지국가 발전이라는 공통의 목표를 위해 친복지적 인식을 갖게 된다(신광영 외, 2003:47)는 복지국가 확대기의 복지인식이 정책 환류 효과를 잘 보여주는 예다. 나아가 피어슨((Pierson, 1994)의 복지국가에 대한 신정치학(new politics) 설명은, 변화하는 사회적 맥락에서 복지에 대한 이해관계가 계급이 아닌 복지수혜계층 여부에 따라 달라짐을 보여준다. 이와 같은 설명은, 복지국가 확대기에는 비교적 동질적으로 발전했던 복지인식이, 복지국가 위기와 재편을 맞이하여 상이한 균열지점을 보여준다는 것에 주목한다.

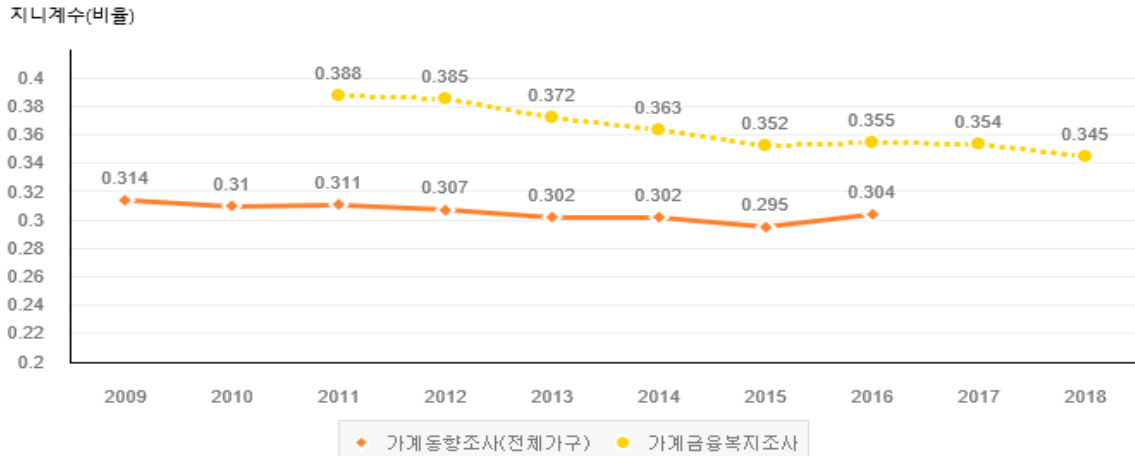
이 연구는 복지태도의 균열 구조가 시간에 따라 변하고 있는지, 변인 간 영향력이 조사 시점에 따라 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다. 이를 통해 10여 년의 사회 변화 경험이 복지태도에 미친 영향을 검토할 것이다. 이를 위해 지난 12년간 한국의 내·외부적 변화를 불평등 양상과 복지지출 규모, 두 가지 지표로 살펴보고자 한다.

먼저 균등화 가처분소득으로 산출한 지니계수를 통해 우리나라의 불평등 추이를 보면(그림 1), 지난 10여 년간 불평등이 조금씩 감소해온 것을 확인할 수 있다. 이들 수치는 공적 이전소득을 포함한 것으로²⁶⁾, 노인을 위한 기초연금 강화 등 복지 확대의 효과로 해석할 수 있는 대목이다.

26) 처분가능소득= 시장소득(근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적 이전소득 - 사적 이전지출) + 공적 이전소득(공적연금, 기초연금, 사회수혜금 등) - 공적 이전지출(경상조세, 연금, 사회보험)

「가계동향조사」에서는 사적 이전지출을 차감하지 않았고, 「가계금융복지조사」에서는 사적 이전지출을 차감했다는 차이가 있다.

[그림 1] 우리나라의 지니계수 추이

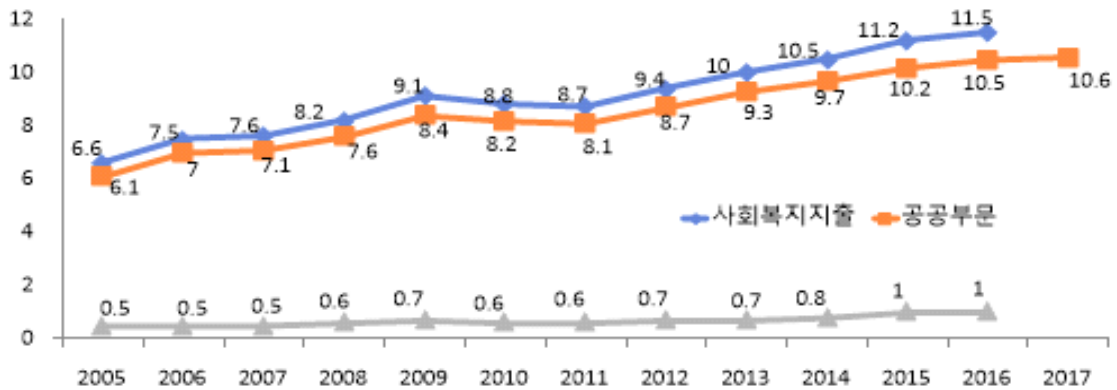


* 주 : 균등화 가치분소득 기준
 * 자료 : e-나라지표 (2020년 8월 18일 검색)

<그림 2>는 우리나라의 복지지출 규모의 추이를 GDP 대비 비중으로 보여준다. 2005년 6.6%에 불과했으나, 2016년에는 11.5%로 74% 증가했다. 여기에는 고령화에 따른 연금지출과 건강지출의 자연증가분도 있지만, 기초연금, 노인장기요양보험, 제반 사회서비스 등의 복지 확대에 의한 부분도 크다. <그림 2>에는 포함되지 않았지만, 2017~2019년은 아동수당 지급, 건강보험 보장성 확대, 기초연금 급여 인상, 기초생활보장제도 급여 인상 등의 복지 확대 정책으로 복지지출이 확연히 증가했을 것으로 보인다.

[그림 2] 복지지출 규모 추이

(단위 : GDP 대비 %)



* 자료 : e-나라지표 (2020년 8월 18일 검색)

3. 사회계층과 복지태도에 관한 이론적 검토

복지태도를 구조화하는 균열은 무엇인가? 복지국가에 대한 사회적 이해관계를 설명하는 계급론 혹은 사회계층론의 흐름이 이 질문과 직결되어 있다²⁷⁾. 전통적으로 복지국가 확대기에 계급은 복지국가 발전을

27) 사회계급(social class)과 사회계층(social stratification)은 엄밀한 의미에서 같은 개념은 아니다. 계급의식은 생산수단의 소유권

설명하는 핵심어였다. 복지국가의 확대는 계급 투쟁 혹은 계급 연합의 결과로 설명되었고, 중간계층을 수혜자로 포괄하는 보편주의적 복지국가의 성립이 복지국가에 대한 정치적 지지를 확산시켜 정치적 지속가능성을 가져왔다는 논의 등이 그것이다.

복지국가에서 계급론의 유효성은 크게 두 가지에 의해 도전받았다. 하나는 계급구조 자체의 분화이다. 계급적 균열 논의는 생산수단에 대한 통제를 기반으로 한 전통적인 구분인 노동-자본의 선명한 갈등 구조를 넘어서, 노동시장 이중구조에 따른 내부자-외부자 균열이나 숙련 수준에 따른 계층구조 등으로 분화되고 있다. 최근에 다시 증가하는 신자영자 집단, 사회보장체계에 온전히 보호받지 못하거나 취약한 불안정 노동층, 프레카리아트(precariat)의 확대, 플랫폼 노동 등 새로운 고용형태의 확산 등에 따라 노동계층의 이중화, 노동계층 내 격차 확대는 더욱 심화되고 있다.

또 다른 도전은 신복지정치 이론(Pierson, 2003; Ahn, 2000)으로부터 제기되었다. 이 논의들은 복지국가 위기, 재편기를 지나면서, 복지정치에서 계급의 설명력이 더 이상 유효하지 않거나 약화되고 있다고 지적한다. 복지국가의 정치적 균열에서 계급균열보다 성(gender)과 세대, 종교, 인종, 민족 등 비계급적 균열 혹은 복지수급과 관련한 자기 이해(self interest)가 더 중요해졌다는 것이다. 이러한 논의의 흐름에서, 안상훈(2000, 2001)은 수급자 지위, 납세자 지위, 복지제공자 지위라는 복지지위론을 통해, 자기 이해에 따른 신복지정치 균열을 체계화했다. Taylor-Gooby(2001)는 복지국가 재편기에 복지국가 체제에 따라 상이한 복지균열이 나타나는데, 전통적인 계급균열보다는 시장 지위, 젠더, 공공부문, 노동시장 지위(내부자/외부자)를 통해 설명할 수 있다고 했다.

이처럼 복지정치에서 계급론을 둘러싼 논의의 흐름을 따라가 보면, 계급의 설명력이 사라지고 다른 사회적 균열이 복지태도에 중요한 균열인지, 아니면 여전히 계급적 균열이 복지태도에서 중요한 요인인지가 핵심적인 논쟁점임을 알 수 있다.

<표 2> 복지국가 재편기 복지체제별 복지 균열

	시장지위	젠더	국가영역	내부자/외부자
사회민주주의 (스웨덴)		X	X	
보수주의 (독일)		X		X
자유주의 (영국)	X			

* 자료 : Taylor-Gooby(2001:136)

한국에서 사회계층은 복지태도의 유의미한 균열구조인가? 복지국가 형성이 뒤늦게 빠른 속도로 이루어지는 한국의 경우, 복지국가 발전의 단계로 보면 서구의 복지국가 형성기와 비슷한 상황이다. 다른 한편으로 한국을 서구 복지국가와는 다른 사회문화적 배경을 지닌 유교주의 복지국가나 동아시아 복지체제 등 제4의 복지체제로 보는 설명에서 말하듯, 서구 복지국가와 다른 양상이 존재할 가능성도 적지 않다. 예컨대 그동안 우리나라에서는 사회계층 이동이 활발히 일어나 사회계층 인식이 유동적임을 밝힌다든지(이병훈·윤정향, 2006), 사회계층 균열 구조가 언제 등장했는지에 대한 연구들이 이루어졌다(이용마, 2014). 또

계 및 생산수단의 권력관계 등에 기반하고 있는 구조적 관점에서 자본주의 체제의 주요 계급 주체들이 보유하게 되는 주관적 의식 성향을 지칭한다. 사회계층의식은 사회 구성원들이 주관적으로 자신의 사회경제적 위계 상 지위를 인지·판단하는 것, 사회계층의 위계 속에서 자신의 위치를 자리매김하거나 특정 계층지위에 주관적인 일체감을 귀속시키는 것으로 정의될 수 있다(이병훈·윤정향, 2006). 또한 계급은 갈등 관계에 바탕을 두고 경제적 속성에 기반하여 결정되며, 집단 간 경계가 명료하고 단절적이며 귀속의식이 강한 개념이다. 반면 계층은 경제적 차원뿐만 아니라 사회문화적, 정치적 권력의 차원까지 포괄하는 다차원적 개념이다. 연속적 집단이며, 심리적 귀속의식은 강하지 않고 지위 불일치를 경험할 수도 있다(변상우, 2018). 하지만 관련 분야의 연구들에서는 두 가지를 혼용하고 있다. 따라서 이 연구에서도 두 용어를 구분하기보다는 혼용하여 사용되되, 논의의 맥락에 따라 이론적 설명에서는 주로 계급으로, 실증적 접근과 관련해서는 사회적 계층으로 사용하고자 한다.

한국인의 복지태도에 계급의 영향력이 나타나지 않는 '비계급성'의 문제가 논의되곤 했다(김영순·여유진, 2011; 이성균, 2002; 우아영, 2000; 김영란, 1995).

이러한 논의들에 비춰볼 때, 우리나라의 복지태도에서 사회계층에 따른 균열은 2010년 이전까지는 거의 관찰되지 않았음을 알 수 있으며, 복지가 본격적으로 확대되기 시작한 최근에는 사회계층 균열이 형성되고 있는지에 주목할 필요가 있음을 알 수 있다.

그렇다면 우리나라의 사회계층을 다룬 연구들은 이론적·실증적으로 어떻게 접근하고 있는가? 사회계층은 유사한 사회적 위치와 자원, 경험을 공유하면서 유사한 가치관이나 태도를 형성해가는 주관적인 의식과 관련된 것으로 논의된다. 사회계층을 측정하는 방식은 객관적 측정과 주관적 측정으로 구분된다(Kraus et al., 2012; Lott & Saxon, 2002; Kraus et al., 2010; Kraus et al., 2011; Lott, 2012; Côté et al., 2013 ; 정운태, 2018에서 재인용 ; 홍두승, 2005 ; 이병훈·윤정향, 2006). 객관적 측정방식으로 사회계층을 다룬 많은 연구들은, 소득, 직업, 교육 등의 사회경제적 시장자원 보유 수준을 강조한 베버의 사회계층 논의를 따라, 사회계층 지위 지표로 교육, 직업, 소득수준에 주목해 왔다.

문제는 실증분석에서 사회계층을 교육수준, 직업, 소득수준의 3차원으로 측정하면, 사실상 사회경제적 지위(socioeconomic status: SES)²⁸⁾와 구별하기가 어려워진다는 것이다(변상우, 2018). 이런 이유로 사회계층을 '주관적 계층의식'으로 측정하는 것이 더 바람직하거나, 혹은 주관적 측정과 객관적 측정을 병행해야 한다는 논의가 제기된다. 하지만 아쉽게도 한국복지패널에는 주관적 계층의식을 묻는 문항이 없다.

교육수준, 직종, 소득수준 세 가지 차원을 다루는 경우에도, 일부 연구들은 세 가지 차원을 종합해 상층, 중산층, 하층 등의 계층으로 나누기도 하고(이용마, 2014), 1개 혹은 2-3개 차원을 투입해 사회계층을 대리하는 개별 지표로 사용하기도 했다. 최근 심리학계 연구에서 이루어진 사회계층 측정 동향을 분석한 변상우(2018)에 따르면, 객관적 사회계층 측정 지표로 가장 많이 사용된 것은 교육수준(학력)이고, 소득, 직업 순으로 나타났다. 그러나 상당수 연구는 사회경제적 지위나 계층을 분석할 때, (본인과 부모)학력, 소득, (본인과 부모의) 직업 세 가지 차원을 모두 사용하고 있다.

복지태도 및 복지인식 관련 선행연구 검토 결과, 교육이나 직업 혹은 고용지위, 소득을 사회계층에 대한 이론적 논의 없이 사회경제적 지위(SES) 차원에서 개별 투입한 경우가 상당수였다. 물론 계층 혹은 계급의 의미를 명확하게 사용하여 계층의 대리변수로서 직종을 투입하거나(김영순·여유진, 2011), 소득을 객관적 계층 지표로 투입한 연구(이상은·김희찬, 2019), 직종과 소득을 함께 투입한 연구(여유진·김영순, 2015), 교육, 소득, 주거를 사회계층으로 사용한 연구(안상훈, 2000) 등도 일부 있다. 주은선·백정미(2007)는 주관적 계층인식을 계층변수로 사용했는데, 이는 '한국 사회정책 욕구 및 인식조사'(2006, 한국사회복지연구소) 자료를 활용해 분석한 것이었다. 아쉽게도 한국복지패널조사에는 주관적 계층인식 문항이 포함되지 않아 분석 변인에 포함할 수 없었다.²⁹⁾ 국내 복지태도 연구들의 사회계층 측정방식을 정리하면, <표 3>과 같다.

28) 사회경제적 지위는 개인의 권력, 위신 및 자원에 대한 통제 정도에 의해 계층구조 안에서 지정되는 개인의 위치를 의미한다. 쉽게 수량화될 수 있고, 수량화된 지표가 변화된다면 사회경제적 지위도 변형이 가능하다. 이러한 점에서 개인의 사회경제적 위치는 일시적이고 유동적인 것이다(Diener & Ali, 2009; Liu et al, 2004; 변상우, 2019:106에서 재인용).

29) 다수의 기존 경험연구에서 교육수준, 소득수준, 주거지위 등 객관적 사회경제적 지위와 주관적 계층의식 간에 모종의 인과관계가 존재하고 있다는 것이 입증됐다(김병조, 2000; 송한나·이명진·최셋별, 2013; 송유진, 2015 등). 안상훈(2020)의 연구는, 복지태도 관련 연구에서 주관적 계층의식을 변인으로 포함한 소수의 연구 중 하나인데, 북한이탈주민과 남한주민의 복지태도 비교 모형에서 객관적 지표들과 복지 태도를 매개하는 변인으로 입증됐다.

30) 2007년에는 표본가구의 가구주 및 배우자 총 1,687명에 대해 복지인식조사가 이루어졌고, 2013년에는 표본가구 내 만 19세 이상 모든 가구원 5,050명 중 4,185명에 대해 조사가 이루어졌다. 이 연구에서는 분석의 일관성을 위해 가구주 및 배우자만을

<표 3> 국내 복지태도 선행연구의 사회계층 측정방식

	연구	데이터	사회계층 측정					용어
			객관적 사회계층				주관적 사회계층	
			교육	직업	소득	주거		
1	김영순·여유진 (2011)	한국복지패널 (2007)	○ (통제)	● (직종) ○ (고용지위 통제)	○ (통제)			계급
2	여유진·김영순 (2015)	한국복지패널 (2007, 2013년) ³⁰⁾	○ (통제)	● (직종) ○ (고용지위 통제)	○ (통제)			계층
3	김사현(2010)	한국복지패널 (2007)	○ (탐색)	○ (고용지위, 탐색)	○ (탐색)			(일반 독립변수)
4	이상록·김형관 (2013)	한국복지패널 (2010)	○ (통제)	○ (고용지위, 통제)	○ (통제)			경제지위 교육이념
5	김희자 (2013)	한국복지패널 (2010)	●	● (직종, 종사상지위)	●			계급 계층
6	주은선·백정미 (2007)	사회정책육구 및 인식조사 (2006)	○ (통제)		○ (통제)		●	계층
7	이상록·이순아·김형관(2017)	한국복지패널 (2010, 2013, 2016년)	○	○ (고용지위)	○			(일반 독립변수)
8	이상은·김희찬 (2019)	한국복지패널 (2007, 2010, 2013, 2016년)	○ (통제)		●			계층
9	김수완·안상훈 (2013)	한국복지패널 (2010년)	○	● (직종, 고용지위)				계급
10	안상훈 (2020)	사회정책육구 및 인식조사 (2018)	●		●	●	●	사회계층
11	신광영 외(2003)	전국 20+ 성인 설문자료 (2000년)	○ (통제)	●				계급
12	김영란(1994)	수도권 20+ 성인 설문자료 (1994년)		●	●		●	사회계급

이 연구에서는 이론적으로 사회계층의 변수들로 가장 확실하게 확인되고 있는 교육, 소득, 직업의 세 차원을 모두 다루되, 이론적으로 또 경험적으로 확인을 거친 중요한 지표 항목으로 거론되는 주거지위(안상훈, 2020; Rex & Moore, 1967)도 함께 고려하고자 한다.

4. 복지태도 측정 관련 선행연구 검토

복지태도 관련 선행연구들을 검토한 결과, <표 4>에 제시된 바와 같이 복지태도는 주로 '정책인식' 관련 문항들로 측정되었다. 구체적으로 살펴보면, 평등과 격차 해소를 위한 국가의 책임성, 분야별 복지에 대한 국가의 책임성, 공공복지에 대한 지출 확대, 증세에 대한 태도, 복지원칙(선별/보편)에 관한 태도 등의 문항들로 측정했다. 이들을 변수화하는 측정방식도 다양했다. 1개 문항 응답값으로 측정하거나, 여러 개의 문항을 합산한 점수 혹은 평균 점수로 측정하거나, 잠재변수화하거나 요인분석을 통해 점수화했다.

분석 대상으로 추출했다.

한편, '상황 인식' 관련 문항들은 기존 연구에서 거의 사용되지 않았다. 한국복지패널 조사자료에서 '상황인식'과 관련된 문항은, 한국 사회의 소득 분배와 평등 수준, 복지제공 시 근로의욕, 빈곤 원인 및 빈곤층 특성, 세금부담 수준과 공정성에 대한 인식 등을 묻는 문항들이다. 이 연구에서는 앞서 <표 1>에 제시한 바와 같이, 복지태도를 '상황인식' 차원과 '정책인식' 차원으로 구분하고, 두 가지 인식 차원을 동일한 모형으로 분석하고자 한다.

<표 4> 복지태도 관련 선행연구에서 복지태도의 측정

연구명	복지태도 문항						측정방식			
	상황 인식	정책인식					문항 합산/평균값	잠재 변수화	요인 분석 점수	단일 문항 응답값
		평등/격차 축소 지향	국가의 복지 책임	공공 복지 지출 확대	증세	복지 원칙				
Svallfors(1997)		●	●				●			
Andreß & Heien(2001)		●	●				●			
Svallfors(2004)		●	●				●			
Wong et al.(2008)		●	●				●			
Lewin-Epstein et al.(2002)		●						●		
이성균(2002)			●						●	
류진석(2004)			●		●	●	●			
안상훈(2000)		●								●
안상훈(2009)						●				●
김은지·안상훈(2010)		●	●					●		
안상훈(2020)		●								●
주은선·백정미(2007)		●		●					●	
김영순·여유진(2011)		●		●	●		●			
여유진·김영순(2015)		●		●	●		●			
김희자(2013)				●		●	●		●	
이상록·김형관(2013)				●	●	●	●			
이상록 외(2017)		●			●	●				●
박찬웅 외(2014)		●	●							●
김수완 외(2014)		●				●				●
최영준·이승준(2015)				●			●			
이흥기·박영준(2015)				●	●	●		●		
홍경준·김사현(2018)				●	●					●
이상은·김희찬(2019)				●				●		

III. 연구방법

1. 분석자료

한국인의 복지태도 균열구조가 형성, 변화되는 과정을 분석하기 위해, 본 연구에서는 「한국복지패널」 원자료를 활용하였다. 한국복지패널³¹⁾은 2006년부터 매년 같은 가구를 대상으로 가구의 소득·소비현황, 생

활실태, 복지욕구 및 수급 현황을 조사해 온 중단자료이다. 2007년부터는 3년 주기로 복지인식에 관하여 부가조사를 실시했다. 현재까지 2007년(2차년도), 2010년(5차년도), 2013년(8차년도), 2016년(11차년도), 2019년(14차년도) 총 5회의 복지인식 조사가 이루어졌다. 본 연구에서는 5개년도 조사 원자료를 사용했고, 다집단 분석(multi-group analysis)에는 2007년과 2019년 조사 자료를 사용했다.

복지인식 부가조사는 전체 가구원 중 일부를 대상으로 실시되었다. 2007년과 2010년에는 가구주, 가구주의 배우자를 대상으로 실시되었고, 2013년부터는 그 외 가구원까지 포함하였다. 본 연구에서는 분석의 일관성을 위해 가구주와 그 배우자만을 분석 대상에 포함했다. 한국복지패널은 저소득층 가구를 과대 표집해(표본가구의 50%) 자료를 수집했기 때문에, 이를 조정하기 위해 개인 횡단면 표준가중치를³²⁾ 적용했다. 기술분석에는 가중치를 적용했고, 구조모형 분석에는 가중치를 적용하지 않았다³³⁾.

<표 5> 조사연도별 분석대상자 수

조사연도(차수)	전체 응답자 수	복지인식 응답자 수	가구주, 배우자 응답자 수	가중치 적용 응답자 수
2007년(2차)	17,478명	1,678명	1,674명	1,680명
2010년(5차)	15,625명	2,118명	2,118명	2,218명
2013년(8차)	17,984명	4,184명	3,577명	3,373명
2016년(11차)	15,989명	3,442명	3,094명	2,979명
2019년(14차)	14,418명	2,027명	1,639명	1,583명

2. 분석 방법

복지태도에 관한 기존 연구들은 안상훈(2000, 2009, 2020) 등의 연구³⁴⁾를 예외로, 대부분 회귀분석을 실시해 개별 변인의 영향력을 확인했다. 결정 변인들을 하나의 평면에 배치하는 방식의 회귀분석의 경우, 이론적으로 상관성이 높거나 경로가 예상되는 변수들이 다중 공선성 문제를 일으켜 개별 변인들의 영향력을 통계적으로 검증하는 데 한계적일 수 있다(안상훈, 2020:70-1). 복지태도를 종속변수로 한 기존 연구에서 통계적 유의성을 확보하는 변수가 연구마다 차이를 보이는 것은, 일정 부분 방법론적 한계에 기인할 수도 있다.

따라서 본 연구에서는 먼저, 2007년, 2010년, 2013년, 2016년, 2019년 5개 연도 자료를 활용해 경로 분석(path analysis)을 실시하였다. 기존 실증 연구들이 독립변수 간에 존재하는 경로를 사상시킨 한계를 넘어서, 독립변수 간에 존재하는 선후 관계를 모형에 반영해 직접 효과뿐만 아니라 매개변수를 통한 간접효과를 확인할 수 있을 것이다. 이때 동일한 분석모형을 각 차수 자료에 적용하여 경로 분석을 수행하고, 그에

31) 한국복지패널조사는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 2006년부터 실시하였다. 일반가구와 저소득층 가구를 구분해 각각 3,500가구씩 총 7,000가구를 표본으로 선정했다. 6차년도(2011년) 조사 이후 원표본 가구 유지율이 감소해 7차년도(2012년)에 1,800가구를 추가해 신규패널을 구축했다(출처 : 한국복지패널 홈페이지 <https://www.koweps.re.kr:442/probe/sample.do>. 검색일 : 2020. 8. 20).

32) 복지인식 조사자료에 포함된 표준가중치 횡단면 데이터 분석용 가중치(변수명 : wc_ws, 2013년부터는 wc_ws_c_all)를 적용했다.

33) 변수 간의 관계를 고찰하는 경우에는 가중치의 적용 여부가 그다지 큰 문제로 작동하지 않는다. 기존에 한국복지패널 자료를 기술분석이 아닌, 변수 간 관계성을 중심으로 분석한 연구들도 동일한 가정에서 출발하고 있다(안상훈, 2009: 176).

34) 안상훈(2009)는 LISREL을 활용한 확증적 경로분석(confirmatory path analysis)을 실시해 친복지태도 결정요인과 경로구조를 분석했고, 안상훈(2020)은 AMOS를 활용한 다집단 경로분석을 실시해 북한이탈주민과 남한주민의 복지태도를 비교분석했다. 김수완·안상훈(2013)은 Mplus를 활용한 경로분석을 실시해 공적연금지출에 대한 인식을 분석했다. 백정미 외(2008)는 다집단 구조방정식 분석(multi-group SEM analysis)을 실시해 한국, 미국, 프랑스, 스웨덴의 복지인식 차이를 분석했다. 이흥기·박영준(2015)는 구조모형분석을 통해 가구경제수준이 복지인식에 미치는 영향을 검증했다.

따라 모형적합도와 경로계수값의 유의도를 살펴보는 간접적인 비교를 통해³⁵⁾ 2007년 이후 최근까지 한국 복지태도의 균열이 어떻게 달라지고 있는지 살펴보고자 했다.

다음으로, 간접적 비교분석의 결과를 토대로 최종 모형을 재구성하고, 2007년과 2019년 자료에 대한 다 집단 분석(multi-group analysis)을 실시하였다.³⁶⁾ 2007년과 2019년은 패널 자료의 특성상 차수별 표본이 독립적이지 않을 가능성이 있기는 하지만, 표본 누락(attrition) 및 신규표본 추가 등에 의해 상이성이 증가해 다집단 분석(multi-group analysis)을 실시할 수 있다고 판단했다.

다집단 경로분석은 다음과 같은 차례로 이루어진다. 첫째, 모든 경로가 집단 간에 동일하게 적용될 수 있는지 형태동일성(configural invariance)을 검증한다. 동일한 모형이 상이한 집단에 대해 적합도를 확보하면 형태동일성을 만족하는 것으로 판단하며, 형태동일성이 확인되지 않을 경우 등가성 검증 단계로의 진행이 불가하다(Hong et al., 2003). 둘째, 형태동일성이 확인되면 등가성 제약(cross-group equality constraints) 검증을 실시하는데, 모형에 포함된 회귀계수들이 같은 값을 지닌다는 제약을 가한 후 경로별로 집단 간 차이가 존재하는지를 검증하는 절차이다(Byrne, 2001). 이는 각 집단의 경로계수 사이에 유의미한 차이가 있는지 없는지를 확인하는 것으로, 모형 속 경로계수에 등가성 제약을 준 모형과 제약을 주지 않은 기저모형(base-line or default model)을 비교한다(김주환·김민규·홍세희, 2009). 등가성 제약이 들어간 모형과 기저모형 간 카이제곱의 차이($\Delta\chi^2$)를 확인하여 양자가 통계적으로 유의미하게 차이를 보이는지 확인하게 된다. 모형 간 차이가 통계적으로 유의하면, 모수에 대한 집단 간 차이가 있는 것이며 그 경로계수값은 등가성을 확보하지 못하는 것으로 결론 짓는다(안상훈, 2020: 76-7).

3. 분석변수 및 모형

본 연구의 종속변수는 '복지태도(welfare attitude)'이다. 이론적 논의 검토 결과를 토대로, 이 연구에서는 복지태도를 '상황 인식'과 '정책 인식'으로 구분했다. 한국복지패널조사에 포함된 복지태도 관련 문항들 중 상황인식에 해당하는 문항으로 '우리나라는 소득이나 재산에 있어서 얼마나 평등하다고 생각하십니까'를 선택했다. 한국 사회에 대한 상황인식을 가장 대표하는 문항이라고 보기 때문이다. 정책인식에 해당하는 문항으로는 '사회복지 확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다는 의견에 대해 얼마나 동의하십니까'를 선택했다. 이 문항은 복지의 확대 필요성에 대한 가장 적극적인 지지를 보여주는 정책 인식이라고 할 수 있다.

본 연구의 독립변수는 '사회계층'이다. 앞서 설명한 사회계층 관련 이론적 논의에 따라, 사회계층을 소득, 교육, 고용지위, 주거지위 등의 객관적인 사회경제적 지위로 측정하고자 한다. 그리하여 본 연구의 차수별 경로분석에 투입하는 주요 독립변수는 교육지위, 소득지위, 고용지위, 주거지위이다. 먼저 고용지위는 유급노동에 대한 자율성/통제력을 기반으로 하여 서열화하였다³⁷⁾. 주거지위는 사회계층 관련 논의에서도 주요하게 다뤄지고 있어 독립변수에는 포함했으나, 부가적으로 확인한다는 면에서 계층 변수 간 경로 설정에서는 제외하였다. 그 외에 기존 연구에서 독립 혹은 통제변수로 투입했던 성별, 연령, 거주지역, 복지

35) 복지태도의 균열구조가 시간에 따라 변화했는지, 변인 간 영향력이 조사 시점 사이에 도입된 복지프로그램과 그에 대한 경험을 통해 달라지고 있는지 등을 검토하려면 다집단 분석(multi-group analysis)의 형태 동일성(configural invariance) 및 등가성 제약(cross-group equality constraints) 비교의 방법을 적용하는 것이 옳을 것이다. 그런데 패널 자료를 이용해 다집단 분석을 할 경우, 차수(wave)별 표본의 독립성이 확보되지 못하는 문제가 발생할 수 있다. 하지만, 표본 누락(attrition) 및 신규표본 추가 등에 의해 시차가 있는 경우는 일부 적용이 가능할 수도 있다.

36) 분석에 사용된 프로그램은 IBM SPSS 23이다.

37) 일반적으로 비경활은 연구대상에서 제외되는 경향이 있지만, 이는 '일반적인 복지인식 모형'을 보려는 이 연구의 취지에 맞지 않아 포함하였다. 또한 기존 연구에서 고용주와 자영자를 묶어 하나로 처리하고 있다는 점을 참고하였다.

4) 가장 근원적인 문제는, 주관적 계층인식 변수가 없다는 점임.

급여 수혜수준, 복지서비스 경험수준 변수를 통제변수로 투입하였다. 변수에 대한 정의와 측정은 <표 2>에 제시된 바와 같다.

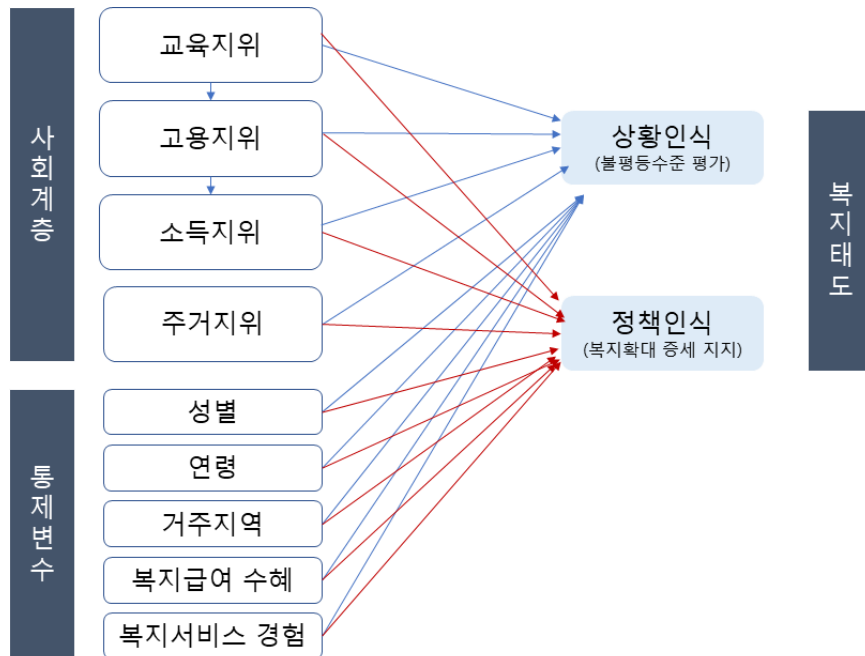
<표 6> 변수의 정의

변수		변수 정의	변수 측정
종속변수	복지태도	상황인식	한국 사회의 소득, 재산 불평등 정도에 대한 평가점수
		정책인식	사회복지 확대를 위한 증세 동의/반대 정도
독립변수 (사회계층)	교육지위	학교를 어디까지 마쳤는지 묻는 문항을 토대로 서열화한 점수 ³⁸⁾	무학(1) 초졸(2) 중졸(3) 고졸(4) 2·3년제 대졸(6) 4년제 대졸(6) 대학원 이상(7)
	소득지위	가구원 수로 균등화한 연간 가구 경상소득 금액 ³⁹⁾	___만원
	고용지위	주된 경제활동 참여상태 문항을 토대로 근로 여부, 고용 불안정성 여부, 일의 자율성 등을 고려해 서열화한 점수	비경활(1) 불안정 근로지위 ⁴⁰⁾ (2) 상용 근로지위(3) 고용주, 자영업자(4)
	주거지위	주택의 점유 형태 문항을 토대로 주거 안정성을 고려해 서열화한 점수	월세, 기타(1) 보증부 월세(2) 전세(3) 자가(4)
통제변수	성별	성별	남성(0) 여성(1)
	연령	한국 기준 나이	출생연도 - 해당연도 + 1
	거주지역	거주지역 문항을 토대로 행정구역 수준, 지역 규모 고려해 서열화한 점수	서울(1) 광역시(2) 시(3) 군, 도농복합(4)
	복지급여 수혜	가구의 공적 이전급여 수준	총 이전급여의 자연로그값 ⁴¹⁾
	복지서비스 경험	가구의 복지서비스 경험 수준	이용한 복지서비스 횟수를 합산

본 연구의 분석모형은 <그림 3>과 같다. 이는 경로분석 모형이고, 2007년, 2010년, 2013년, 2016년, 2019년 5개년도의 자료에 분석모형을 적용할 것이다. 다집단분석의 연구모형은 간접적 비교분석 결과를 토대로 재구성해 제시할 것이다.

38) 재학, 휴학, 수료는 추후 졸업 가능성이 있다고 보고 졸업 범주에 함께 묶었고, 중퇴는 한 단계 아래를 최종학력으로 보고 점수화하였다.
 39) 연간 가구 경상소득이 1억을 초과하는 소수의 고소득자 사례(outlier)가 분포의 왜곡을 초래했다. 통상 정상분포의 조건을 만족시키기 위해서는 왜도 < 2, 첨도 < 7이어야 하는데(Hong et al., 2003) 모든 차수의 자료에서 이 조건을 충족시키지 못했다. 따라서 1억을 상한액으로 설정해 분포 왜곡을 해소하였다. 상한액 조정 후, 모든 차수의 자료에서 정상분포 조건이 충족됐다. 경상소득 상한을 1억으로 설정한 후, 가구원 수의 제곱근으로 나눠 균등화 처리했다.
 40) 임시직, 일용직, 자활근로, 노인 일자리 참여자, 무급가족종사자, 실직자를 포함하였다.
 41) 공적연금, 고용보험, 산재보험, 국민기초생활급여, 장애수당, 장애아동부양수당, 경로연금(기초연금), 노인교통비, 모부자가정수당, 가정위탁금, 영유아보육료, 학비지원, 국가유공자 보조금, 농어업 정부보조금, 기타 보조금 등 조사된 모든 공적 이전급여액을 합산했다. 변수의 분포가 정상분포 조건을 충족하지 않고, 소수의 이상점을 찾아내기 어려워, 자연로그값으로 전환하였다. 자연로그 전환 시, 0보다 큰 값을 가져야 하기 때문에, 일률적으로 1을 더하여 전환하였다.

[그림 3] 분석모형



IV. 분석 결과

1. 기초분석

분석 결과 제시에 앞서 먼저, 패널 차수별 응답자의 인구학적 특성을 분석했다. 경로 분석에서는 성별을 제외하고 서열 변수화하여 투입했으나, 하위 범주별 빈도와 비율을 <표 7>과 같이 제시하여 분석에 포함된 응답자의 구체적 특성을 확인하고자 하였다.

성별의 경우, 여성 비율이 남성보다 약간 상회했다. 거주지역은 시 거주자가 45~50%로 가장 많은 비중을 차지하고 있고, 광역시 거주자가 23~28%, 서울시 거주자가 15~20%를 차지했다. 군과 도농복합은 분리 조사되었지만, 합친 비중이 10% 미만이라 같은 범주로 묶었다.

교육지위의 경우, 고졸자가 32~38%로 가장 많은 비중을 차지했고, 4년제 대졸자가 그 다음으로 많았다. 대졸자 비중은 2007년 19.7%였으나, 2019년 27.8%로 증가했다. 주거지위의 경우, 자가 거주자가 가장 많은 비중을 차지했는데, 2007년 55.6%에서 꾸준히 증가해 2019년에는 63.2%를 차지했다. 반면, 전세 거주자는 감소 추세를 보였다. 고용지위의 경우, 2007년에는 비경활이 33.9%로 가장 높은 비중을 차지했는데, 점차 감소해 2019년에는 25%였다. 반면, 상용근로자는 2007년 32.5%에서 2009년 26.1%로 감소했으나, 이후 증가추세를 보여 2019년에는 38.4%를 차지했다. 임시직, 일용직, 자활근로, 무급가족종사자, 실직자 등 불안정고용 상태에 있는 사람의 비중 역시 지속적으로 증가했는데, 2007년 19.9%였던 비중이 2019년 23.5%가 되었다.

<표 7> 패널 차수별 인구학적 특성별 응답자

(단위 : 명, %)

			2019년		2016년		2013년		2010년		2007년	
			빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
통계 변수	성별	남성	757	47.9	1,355	45.5	1,582	46.9	1,049	49.3	819	48.8
		여성	825	52.1	1,624	54.5	1,791	53.1	1,079	50.7	861	51.2
	거주지역	서울	300	19.0	557	18.7	662	19.6	323	15.2	348	20.7
		광역시	371	23.4	707	23.8	814	24.1	606	28.5	398	23.7
		시	804	50.8	1,464	49.1	1,610	47.7	969	45.5	786	46.8
		군, 도농복합	107	6.8	250	8.4	287	8.5	230	10.8	148	8.8
독립 변수	교육지위	무학	28	1.8	161	5.4	204	6.0	144	6.7	113	6.7
		초졸	108	6.8	316	10.6	364	10.8	275	12.9	223	13.2
		중졸	127	8.0	312	10.5	371	11.0	247	11.6	210	12.5
		고졸	550	34.7	951	31.9	1,097	32.5	784	36.8	634	37.7
		2, 3년제 대졸	249	15.7	387	13.0	388	11.5	208	9.8	123	7.3
		4년제 대졸	440	27.8	752	25.2	835	24.7	400	18.8	330	19.7
		대학원	80	5.1	100	3.4	115	3.4	72	3.4	47	2.8
	주거지위	자가	1,000	63.2	1,865	62.6	2,063	61.2	1,212	56.9	935	55.6
		전세	259	16.4	427	14.3	577	17.1	449	21.1	320	19.1
		보증부월세	239	15.1	423	14.2	500	14.8	281	13.2	262	15.6
		월세, 기타	85	5.4	264	8.9	232	6.9	187	8.8	163	9.7
	고용지위	자영자, 고용주	208	13.2	392	13.2	458	13.6	339	15.9	232	13.8
		상용근로 지위	607	38.4	902	30.3	994	29.5	555	26.1	545	32.5
		불안정근로지 위	371	23.5	710	23.8	897	26.6	522	24.5	334	19.9
		비경활	396	25.0	975	32.7	1,025	30.4	712	33.4	569	33.9

* 주 : 개인 횡단면 표준가중치를 적용하여 산출한 결과값임.

분석모형에 포함된 비율변수들의 경우, 평균, 표준편차를 제시해 응답자의 특성을 살펴보았다. <표 8>에 제시된 바와 같이, 평균 연령은 2017년 48.8세였고, 2016년 53.8세까지 증가했으나, 2019년에는 51.3세였다⁴²⁾.

연간 가구의 공적 이전급여액 총액은 2007년 평균 165만원 수준에 그쳤으나 점차 증가해 2016년에는 541만 원까지 증가했다. 자신을 포함한 가구원들이 이용한 복지서비스의 수는 2007년에는 평균 1개에 미달하는 수준이었으나, 2010년 1.6개, 2013년 2.1개, 2016년에는 2.4개, 2019년에는 2.3개로 증가했다. 이는 2010년 이후 복지정책의 확대로 급여 및 서비스를 경험한 국민의 수가 증가했음을 보여준다.

42) 통계청 DB에서 국민의 평균 연령을 조회한 결과, 2007년 36.5세, 2010년 37.9세, 2013년 39.3세, 2016년 40.7세, 2019년 42.2세 인 것으로 나타났다. 국민 평균 연령은 미성년 국민까지 모두 포함한 결과이기 때문에, 만 19세 이상 성인들만 포함한 우리 분석자료의 평균 연령 값과는 차이를 보일 수밖에 없다.

(출처 : https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_1XA2101# 2020. 8. 20 자료 추출)

<표 8> 패널 차수별 응답자의 인구학적 특성

(단위 : 세, 만원, 개)

		평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도	
2019년	연령	51.3	11.1	21.0	80.0	0.2	-0.5	
	공적이전 급여액 ⁴³⁾	원자료	518.5	1,147.2	0.0	16,456	5.1	37.9
		로그전환	3.4	3.2	0.0	9.7	0.0	-1.7
	복지서비스 수	2.3	2.8	0.0	20.0	1.6	2.9	
	균등화 경상소득	3,706.1	1,427.6	-227.0	10,000	0.2	0.1	
2016년	연령	53.8	13.6	25.0	98.0	0.4	-0.5	
	공적이전 급여액	원자료	541.0	939.5	0.0	11,520	4.8	38.4
		로그전환	3.9	3.1	0.0	9.3	-0.3	-1.6
	복지서비스 수	2.4	2.6	0.0	18.0	1.7	4.6	
균등화 경상소득	3,079.5	1,491.2	-2,810.0	10,000	0.3	-0.1		
2013년	연령	52.2	13.5	23.0	95.0	0.4	-0.5	
	공적이전 급여액	원자료	374.2	764.1	0.0	7,920.0	4.6	29.9
		로그전환	3.4	3.0	0.0	9.0	-0.1	-1.7
	복지서비스 수	2.1	2.5	0.0	17.0	1.7	3.6	
균등화 경상소득	2,813.9	1,427.8	-1,023.1	7,254.0	0.4	-0.3		
2010년	연령	51.2	13.3	22.0	92.0	0.5	-0.4	
	공적이전 급여액	원자료	262.2	619.3	0.0	7,088.0	6.0	50.5
		로그전환	3.0	2.9	0.0	8.9	0.1	-1.7
	복지서비스 수	1.6	2.2	0.0	17.0	1.9	5.0	
균등화 경상소득	2,317.0	1,310.4	-5,262.3	10,000	0.3	2.4		
2007년	연령	48.8	13.3	21.0	92.0	0.5	-0.3	
	공적이전 급여액	원자료	165.3	419.4	0.0	4,000	4.8	27.3
		로그전환	2.4	2.7	0.0	8.3	0.4	-1.4
	복지서비스 수 ⁴⁴⁾	0.6	1.7	0.0	20.0	5.7	47.3	
균등화 경상소득	2,017.1	1,201.2	-1,619.6	8,870.0	0.9	1.7		

다음으로, 본 연구의 종속변수인 복지 태도는 어떻게 변화했는지 살펴보자(표 9).

<표 9> 패널 차수별 복지태도 평균과 표준편차

		평균	표준편차	최소값	최대값	왜도	첨도
2019년	상황 인식	5.04	1.21	1.00	7.00	0.48	0.07
	정책 인식	3.00	0.93	1.00	5.00	0.03	-0.92
2016년	상황 인식	5.03	1.22	1.00	7.00	-0.49	0.20
	정책 인식	3.04	0.92	1.00	5.00	-0.01	-0.80
2013년	상황 인식	5.26	1.22	1.00	7.00	-0.63	0.54
	정책 인식	2.82	0.92	1.00	5.00	0.27	-0.89
2010년	상황 인식	5.27	1.24	1.00	7.00	-0.75	0.66
	정책 인식	2.87	0.92	1.00	5.00	0.14	-0.97
2007년	상황 인식	5.41	1.30	1.00	7.00	-0.73	0.47
	정책 인식	2.99	0.95	1.00	5.00	0.12	-1.01

* 주 : 상황 인식은 7점 척도이고, 점수가 높을수록 한국 사회가 불평등하다고 평가. 정책 인식은 5점 척도이고, 점수가 높을수록 사회복지 확대를 위한 증세에 반대

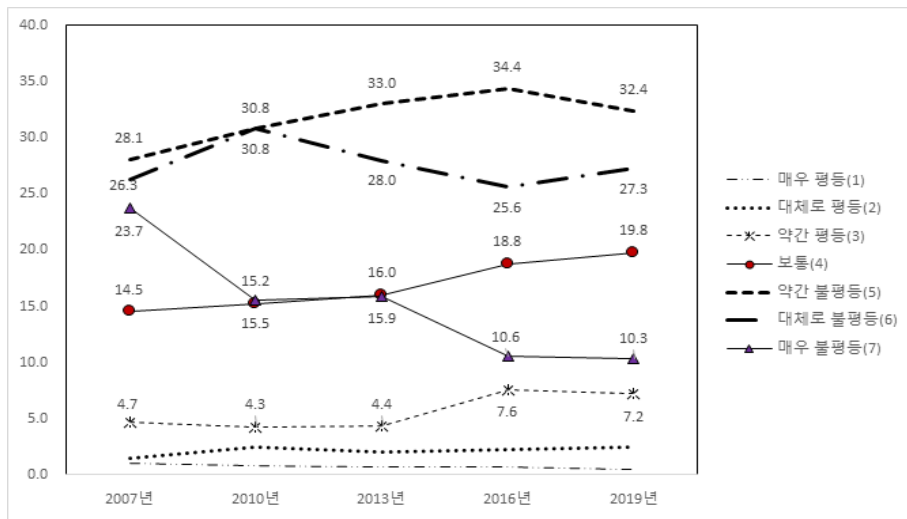
43) 분석에는 공적 이전급여 총액의 자연로그값을 투입했으나, 응답자 특성을 구체적으로 보여주기 위해 자연로그값 전환 전 원 자료 값을 함께 제시하였다.
 44) 복지서비스 수 변수는 2007년 자료 분석에서는, 왜도와 첨도 각각 2, 7보다 큰 수치를 보여 정상분포 조건을 충족하지 못했다. 정상분포 조건을 충족하는 자연로그값으로 전환하고자 했으나, 2010년 이후 조사자료 분석에서는 문제가 없어 다른 차수와의 통일성을 위해 그대로 두었다.

우리 사회의 소득, 재산 분배의 평등/불평등 수준에 대해 어떻게 평가하고 있는지 보면, 모든 연도에서 5점대의 점수를 보여 '약간 불평등하다'고 평가하고 있는 것으로 나타났다. 그런데 2007년 평균 5.41점에서 점차 감소해 2016년에는 5.03점, 2019는 5.04점이었다. 이는 불평등 수준에 대한 평가 태도가 '대체로 불평등'에서 '약간 불평등' 하다고 여기는 방향으로 이동하고 있음을 보여준다.

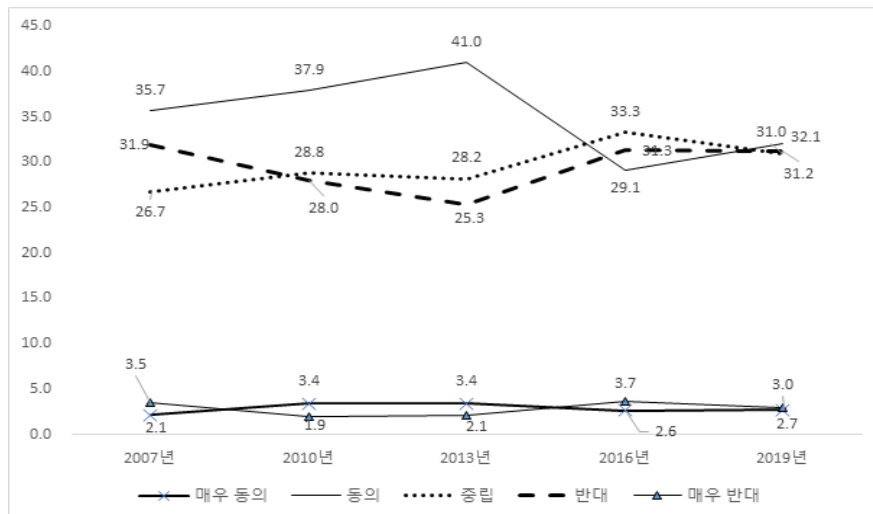
사회복지 확대를 위해 증세를 지지하는지에 대한 평가는 평균 3점 내외의 값을 보인다. 3점은 찬성도 반대도 아닌 중립적 태도이다. 2007년 평균 2.99점이었던 이 값은 2010년 2.87점, 2013년 2.82점으로 '반대' 방향으로 이동했으나, 2016년 3.04점, 2019년 3.0점으로 '찬성' 방향으로 소폭 이동했다.

평균적인 수준만으로는 복지태도의 변화 양상을 면밀하게 파악하기 어렵다. <그림 4>와 <그림 5>는 복지태도의 변화를 보다 역동적으로 보여준다.

[그림 4] 복지태도(불평등수준 평가) 변화 (2007 - 2019년)



[그림 5] 복지태도 (복지증세 지지) 변화 (2007 - 2019년)



한국 사회 불평등 수준에 대한 평가의 경우, '매우 불평등'하다고 응답한 비율은 2007년 23.7%로 높았으나, 2019년 10.3%까지 급감했다. 반면, '대체로 평등'하다고 응답한 비율은 2007년 28.1%에서 2016년 34.4%까지 증가했다. '대체로 불평등'하다고 응답한 비율은 2010년 30.8%였으나 2016년 25.6%까지 감소했다. 앞서 살펴본 대로, 한국의 불평등이 완화되고 있는 현상을 반영하는 것으로 보인다.

사회복지 확대를 위한 증세에 대한 태도의 경우, 가장 급격한 비율의 변화를 보이는 것은 '동의'한다는 응답이다. 2007년 35.7%에서 2010년 37.9%, 2013년 41%까지 꾸준히 증가했으나, 2016년 29.1%로 급락했고, 2019년 32.1%로 소폭 상승에 그쳤다. 그에 반해 찬성도 반대도 아닌 중립적 태도가 꾸준히 증가해 2007년 26.7%였던 비율은 2016년 33.3%까지 상승했다. 증세를 '반대'한다는 입장도 2013년까지는 감소했으나, 2016년, 2019년 조사에서는 30% 이상으로 증가했다. 이 기간 복지지출의 증가와 복지혜택의 증가를 고려하면, 최근 증세에 대한 태도가 더 소극적으로 되어가는 현상은 아이러니하다.

2. 차수별 경로분석 간접비교

2007년부터 2019년까지 5개 차수의 패널 자료에 <그림 3>에 제시한 경로모형을 적용해 분석하였다. <표 6>은 '불평등수준 평가'를 종속변수로 한 경로분석 결과를, <표 10>은 '복지 확대를 위한 증세 지지'를 종속변수로 한 경로분석 결과를 제시하였다.

<표 10> 패널 차수별 표준화계수 및 유의도 비교 (종속변수 : 복지태도(불평등수준 평가))

경로	2019		2016		2013		2010		2007	
	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준
교육지위 → 고용지위	.194	***	.196	***	.176	***	.147	***	.136	***
고용지위 → 소득지위	.251	***	.184	***	.173	***	.157	***	.146	***
주거지위 → 복지태도	-.041		-.015		-.017		-.003		-.017	
소득지위 → 복지태도	-.066	*	-.029		-.045	*	-.006		.002	
교육지위 → 복지태도	-.050		.040		-.045		-.050		-.079	*
고용지위 → 복지태도	.024		.005		-.022		-.027		-.019	
성별 → 복지태도	-.032		-.006		-.041	*	-.032		-.062	*
연령 → 복지태도	-.031		-.069	**	-.075	**	-.039		-.036	
거주지역 → 복지태도	-.061	*	-.052	**	-.056	**	-.020		-.080	**
복지급여 → 복지태도	-.025		-.015		.025		-.027		.011	
서비스경험 → 복지태도	-.003		-.009		.018		.048		-.022	
χ^2	57.902		595.619		487.504		279.386		177.645	
df	11		11		11		11		11	
p	.000		.000		.000		.000		.000	
RMSEA	.051		.131		.110		.107		.095	
NFI	.981		.913		.934		.938		.943	
CFI	.985		.914		.935		.939		.946	
TLI	.938		.568		.676		.697		.777	

* 주 : ***p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

* 주 : 모형적합도의 판단기준: RMSEA <.03 excellent fit <.06 good fit(Hu & Bentler, 1999); NFI, CFI, TLI >.95 very good fit >.90 acceptable fit (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Tucker & Lewis, 1972; Klein, 2011; Lee et al, 2018)

<표 11> 패널 차수별 표준화계수 및 유의도 비교 (종속변수 : 복지증세 지지)

경로	2019		2016		2013		2010		2007	
	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준	계수	유의 수준
교육지위 → 고용지위	.194	***	.196	***	.176	***	.147	***	.136	***
고용지위 → 소득지위	.251	***	.184	***	.173	***	.157	***	.146	***
주거지위 → 복지태도	.074	**	.017		.046	**	.052	*	.034	
소득지위 → 복지태도	-.078	*	-.032		-.064	**	-.035		.049	
교육지위 → 복지태도	-.091	**	-.113	***	-.001		-.038		-.119	***
고용지위 → 복지태도	.010		.056	**	.025		-.018		-.032	
성별 → 복지태도	.040		.097	***	.102	***	.054	*	.021	
연령 → 복지태도	-.034		-.039		-.055	*	-.136	***	-.067	*
거주지역 → 복지태도	.040		.025		.031		.004		.030	
복지급여 → 복지태도	.036		-.019		-.036		.005		-.068	*
서비스경험 → 복지태도	-.060		-.084	***	-.053	**	-.048		-.086	**
χ^2	57.902		595.619		487.534		279.386		177.645	
df	11		11		11		11		11	
p	.000		.000		.000		.000		.000	
RMSEA	.051		.131		.110		.107		.095	
NFI	.982		.913		.935		.938		.943	
CFI	.985		.914		.936		.940		.946	
TLI	.938		.571		.678		.699		.730	

* 주 : ***p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

* 주 : 모형적합도의 판단기준: RMSEA <.03 excellent fit <.06 good fit(Hu & Bentler, 1999); NFI, CFI, TLI >.95 very good fit >.90 acceptable fit (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Tucker & Lewis, 1972; Klein, 2011; Lee et al, 2018)

우선, 모형적합도를 살펴보면 2개의 복지태도 모형 모두 가장 최근 자료인 2019년만 모형적합도가 수용 가능한 수준인 것으로 나타났다. 2019년 이전 차수들의 경우, 아직 복지태도의 균열 구조가 제대로 형성되지 못한 것으로 해석이 가능하다. 기존 연구에서 다루어진 다양한 변수들 중에서, 본 연구에서 독립변수로 투입한 사회계층 관련 변수들만 그 영향력이 상대적으로 안정적인 것으로 나타났다.

모형적합도가 확실히 높은 2019년 결과를 살펴보면, 사회계층 변수들 사이의 경로가 분명한 영향력을 보인다. 소득을 중요한 매개 변인으로 하여(교육지위 → 고용지위 → 소득지위) 최종적으로 복지태도에 이르는 것으로 나타났다. 즉, 교육수준이 높을수록 고용지위가 안정적이고 소득수준이 높고, 이는 우리 사회가 평등하다는 평가, 사회복지 확대를 위해 증세가 필요하다는 태도로 이어지는 것으로 나타났다.

사회계층 변수들의 직접 효과는 우리 사회의 불평등성에 대한 상황인식보다는, 사회복지 확대를 위해 증세를 해야 한다는 보다 적극적인 정책인식에서 더 가시적인 것으로 나타났다. 불평등수준에 대한 평가에는 소득지위만 유의미한 영향을 미쳤으나, 증세에 대한 태도에는 소득지위, 교육지위, 주거지위가 유의미한 영향을 미쳤다. 고용지위는 두 복지태도 모두에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

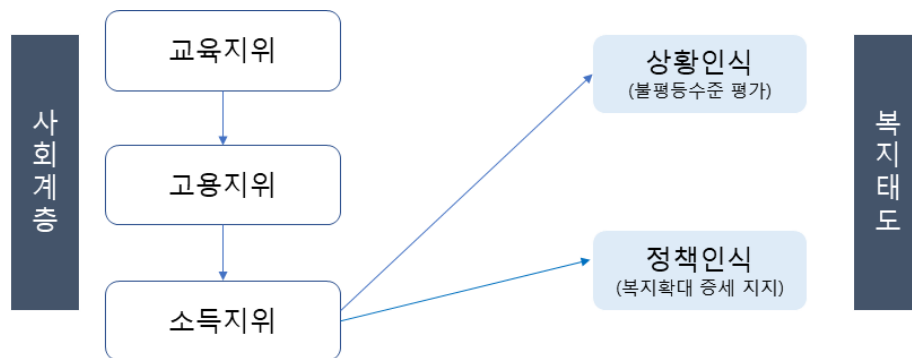
기존 연구들에서 유의미한 것으로 확인되었던 성별, 연령, 거주지역, 복지급여액, 복지서비스 경험 관련 변수들은 차수별로 영향력이 달라 일관성을 보이지 않았다. 특히, 모형적합도가 수용 가능한 2019년의 경

우, 불평등수준 평가태도에 대해 거주지역 변수가 유의미한 것을 제외하고는 모든 변수의 영향력이 유의미하지 않았다. 즉, 거주지역이 도시화된 정도가 클수록 우리 사회가 불평등하다고 인식하는 것으로 나타났다.

3. 다집단 분석(Multi-group Analysis) 결과

앞서 차수별 경로분석 비교분석 결과를 통해, 교육지위 → 고용지위 → 소득지위 → 복지태도의 경로를 확인하였다. <그림 6>과 같이 최종 모형을 재구성하고, 2007년과 2019년 자료에 대한 다집단 분석을 실시하였다.

[그림 6] 다집단 분석모형



가. 불평등수준 평가 모형 분석결과

먼저, 종속변수를 불평등수준 평가로 한 모형의 모형적합도를 검토한 결과, <표 12>에 제시된 바와 같이 2007년과 2019년 두 집단의 형태 동일성을 확인하였다. 적합도 측면에서는 등가성 제약모형도 수용 가능한 것으로 나타났다.

<표 12> 모형적합도 (종속변수 : 불평등수준 평가)

	χ^2	자유도	p	RMSEA	NFI	CFI	TLI
형태동일성모형	2.550	4	.636	.000	.998	1.000	1.000
등가성제약모형	44.967	7	.000	.040	.964	.970	.948

* 주: 모형적합도의 판단기준: RMSEA <.03 excellent fit <.06 good fit(Hu & Bentler, 1999); NFI, CFI, TLI >.95 very good fit >.90 acceptable fit(Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Tucker & Lewis, 1972; Klein, 2011; Lee et al, 2018)

하지만 <표 13>에 제시된 바와 같이, 개별/전체 경로 등가성을 제약한 모형과 기저모형을 비교할 경우, χ^2 변화량을 보면 소득지위에서 복지태도에 이르는 경로 외의 모든 경로가 등가성을 확보하지 못하는 것으로 나타났다.

<표 13> 기저모형과 경로별 추정계수 등가성 제약모형 간 차이 비교 (종속변수 : 불평등수준 평가)

등가성제약을 가한 경로	자유도 변화량	χ^2 변화량	TLI변화량
p1: 교육지위 → 고용지위	1	5.398*	.009
p2: 고용지위 → 소득지위	1	35.642***	.067
p3: 소득지위 → 복지태도	1	1.377	.001
모든 경로 동일성 제약	3	42.417***	.055

* 주 : **p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

교육지위 → 고용지위, 고용지위 → 소득지위 경로는 형태는 동일하되, 2007년과 2019년 사이에 영향력의 크기가 통계적 차이를 노정했다. 소득지위 → 복지태도 경로는 무의미하다는 면에서 등가성을 확보했다. 계층 변수 간 영향력은 구조적 의미는 있으나, 계층 변수에서 복지태도에 이르는 경로는 의미가 없다고 결론내릴 수 있다.

<표 14> 표준화 경로계수 (종속변수 : 불평등수준 평가)

경로	표준화 계수
p1: 교육지위 → 고용지위	.128***(.205***)
p2: 고용지위 → 소득지위	.145***(.253***)
p3: 소득지위 → 복지태도	-.009

* 주 : **p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

나. 복지 증세 지지 모형 분석결과

다음으로 종속변수를 복지 증세 지지로 한 모형의 모형적합도를 검토한 결과, <표 15>에 제시된 바와 같이 2007년과 2019년 두 집단의 형태 동일성을 확인하였다. 하지만 등가성 미확보(TLI = .850으로 적합도 수용불가)로, 모든 경로계수는 2007년과 2019년에서 다른 값을 가진다.

<표 15> 모형적합도 (종속변수 : 복지증세 지지)

	χ^2	자유도	p	RMSEA	NFI	CFI	TLI
형태동일성모형	21.016	4	.000	.036	.984	.987	.933
등가성제약모형	73.496	7	.000	.054	.943	.948	.850

* 주: 모형적합도의 판단기준: RMSEA <.03 excellent fit <.06 good fit(Hu & Bentler, 1999); NFI, CFI, TLI >.95 very good fit >.90 acceptable fit(Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Tucker & Lewis, 1972; Klein, 2011; Lee et al, 2018)

<표 16> 기저모형과 경로별 추정계수 등가성 제약모형 간 차이 비교 (종속변수 : 복지증세 지지)

등가성제약을 가한 경로	자유도 변화량	χ^2 변화량	TLI변화량
p1: 교육지위 → 고용지위	1	5.398*	.000
p2: 고용지위 → 소득지위	1	35.642***	.096
p3: 소득지위 → 복지태도	1	11.440***	.019
모든 경로 동일성 제약	3	52.480***	.083

* 주 : **p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

<표 17> 표준화 경로계수 (종속변수 : 복지증세 지지)

경로	표준화 계수
p1: 교육지위 → 고용지위	.128***(.205***)
p2: 고용지위 → 소득지위	.145***(.253***)
p3: 소득지위 → 복지태도	.040(-.086***)

* 주 : **p < 0.001 ** p < 0.01 * p < 0.05

흥미로운 사실은, 앞서 살펴본 불평등수준 평가를 종속변수로 한 모형에서는 2007년과 2019년 모두 계층 변수가 복지태도에 영향력이 없다는 면에서 일부 증가성을 확보했다. 하지만 복지증세 지지를 종속변수로 한 모형의 경우, 2007년에는 영향력이 없다가(.040) 2019년에 영향력이 발생하는(-.086) 것으로 나타났다.

한국에서 복지정치가 활성화되고, 실질적인 복지국가의 확대가 이루어진 2007년부터 2019년까지의 시간적 간극을 비교한 결과, 계층 변수에 기반한 복지태도의 형성이 최근에 와서야 이루어지기 시작한 것으로 나타났다. 다른 통제변수들에 비해 상대적으로 안정적인 영향력을 보이는 계층 변수의 경우에도, 간결한 모형으로 비교한 결과 2019년에 와서야 영향력이 가시화되었다.

V. 결론

이 연구의 목적은 지난 12년간 복지의 확대를 경험해온 우리나라에서 복지태도 균열의 양상과 변화를 확인하려는 것이다. 복지태도와 관련한 선행연구들에 비해 이 연구가 갖는 차별점은 다음과 같다. 첫째, 종속변수인 '복지태도'를 태도에 관한 사회심리학적, 정치사회학적 논의를 바탕으로 재정의하였다는 점이다, 둘째, 정치적 의사결정에서 유의미한 것으로 알려진 사회계층 변인을 중심에 둔 동일한 모형으로 한국 복지국가의 성장기 인식변화 구조를 비교하였다는 점에서 기존에 주로 횡단적으로 이루어졌던 연구들과 차별성을 갖는다고 할 수 있다.

한국복지패널의 모든 웨이브를 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 한국의 복지정치의 태도균열은 계층변인에 따라 움직이기 시작하고 있으나 그 수준은 맹아적인 상태임을 확인하였다. 특히 사회계층에 따른 균열은 우리 사회의 불평등성에 대한 상황인식보다는, 사회복지 확대를 위해 증세를 해야 한다는 보다 적극적인 정책인식에서 최근 더 가시적으로 나타나고 있다.

둘째, 전체적으로 사회계층 변수인 교육지위, 고용지위, 소득지위 간의 경로가 유효한 것으로 나타나 이들을 한번에 분석에 투입해온 기존 분석모형에 대한 재검토가 필요함을 시사해주고 있다. 셋째, 불평등수준에 대한 상황인식에는 소득지위만 유의미한 영향을 미친 반면, 증세에 대한 태도에는 소득지위, 교육지위, 주거지위가 유의미한 영향을 미쳤다. 고용지위는 두 복지태도 모두에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 자신의 고용지위보다는, 교육수준 혹은 배우자나 가족에 의한 소득수준에 의해 복지태도가 더 영향받음을 시사한다. 기존 연구에서 거의 주목하지 않거나 연구대상에서 제외되었던, 직접 유급노동에 참여하지 않는 '비경제활동참가인구'의 복지태도에 대해 후속연구에서 심층적으로 살펴볼 필요가 있을 것이다.

넷째, 성, 연령 등 주요한 비계층적 균열로 논의되었던 변수들이 차수별로 영향력이 다르게 나타나 비일관성을 보이는 것과, 기존 연구에서 유의미한 것으로 확인되었던 복지급여액, 복지서비스 경험 관련 변

수들이 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 점에 대해서도 추후에 심층적인 확인이 필요하다.

요컨대 복지정책의 미시적 기반인 복지태도의 변화와 균열 양상을 실증적으로 확인하고자 한 본 연구에서, 전반적으로 분석결과는 우리나라의 복지태도에서 체계적이고 뚜렷한 균열구조가 가시화되고 있지 않음을 보여준다. 이는 복지태도 자체가 아직 안정적이지 않은데서 기인한 것으로 보여지며, 데이터가 안정적이지 못한 문제일 가능성도 배제할 수는 없다.

추가적으로 이 연구는 복지태도에 있어서 그동안 거의 다뤄지지 않았던 '상황인식'에 대한 관심을 촉구하고, 세부 이슈에 따라 복지태도가 달라질 수 있다는 점에 관심을 가져야 함을 제안한다. 즉 복지태도를 어떤 문항으로, 어떻게 측정해낼 것인가에 대해 신중한 접근이 필요하다는 것이다. Häusermann과 Kriesi(2015)는 1980년대까지 재분배와 사회보험에 대한 선호는 복지 관대성에 대한 태도에서 합산가능한 것으로 여겨져왔으나, 긴축의 시대에 노동시장 내부자를 위한 사회보험은 외부자와 저임금 근로자에 대한 욕구기반 급여와 경쟁할 수밖에 없게 되면서 사회보험과 재분배, 사회투자에 대한 복지태도의 분화가 일어나고 있음을 지적한 바 있다.

본 연구의 한계도 언급하지 않을 수 없다. 한국복지패널 부가조사에 포함된 다양한 복지태도 관련 설문 문항들 중에서 가장 일반적인 2개 변수에 집중함으로써 동일 모형으로 시점 간 비교는 성공적으로 수행하였으나, 복지태도 관련 변인들을 모두 다루지 못했다는 한계를 갖는다. 향후 복지태도에 관한 이론분석에 기반한 복지태도 지표 구조화 및 척도화 작업이 필요하며, 이 연구는 그 작업을 위한 초기 작업으로서 의미를 갖는다.

참고문헌

- 김병조. (2000). 한국인 주관적 계층의식의 특성과 결정요인. 한국사회학, 34, pp.241-268.
- 김사현. (2010). 개인의 주관적 인식이 복지제도의 보편성에 대한 선호에 미치는 효과 : 도구변수를 활용한 접근법. 사회복지연구, 41(3), pp. 213-239.
- 김수완·김상진·강순화 (2014). 한국인의 복지정책 선호에 관한 연구: 성장과 분배, 선별과 보편을 중심으로. 사회보장연구 30(2), pp.67-90
- 김수완, 안상훈. (2013). 한국 노동시장과 사회적 보호의 내부자-외부자 균열 : 공적연금지출에 대한 인식을 중심으로. 사회보장연구, 29(2), pp. 83-103.
- 김영란(1995). 한국인의 복지태도에 관한 경험적 연구. 고려대학교 박사학위논문.
- 김영미·안상훈(2010). 한국 사회 정책행위자들의 복지인식 연구. 한국장애인고용공단 고용개발원 세미나 토론회. (2010. 12)
- 김영순, 여유진. (2011). 한국인의 복지태도 ; 비계급성과 비일관성 문제를 중심으로. 경제와 사회, 2011. 9., pp. 211-240.
- 김은지, 안상훈. (2010). 한국 복지정치의 젠더 메커니즘 : 태도의 성별차이와 복지지위 매개효과를 중심으로. 사회복지연구, 41(2), pp. 309-334.
- 김희자. (2013). 계급, 계층이 복지정책에 대한 태도에 미치는 영향과 교육변인의 조절효과 연구. 한국사회정책, 20(2), pp. 35-68.
- 류진석. (2004). 복지태도의 미시적 결정구조와 특성. 한국사회복지학, 56(4), pp. 79-101.
- 박찬웅 외. (2014). 복지인식의 사회적 배태성 : 영역별 국가의 복지책임지지 요인에 대한 다수준분석. 사회보장연구, 30(1), pp. 105-141.
- 배은총, 김수완, 안상훈 (2019). 종교와 복지국가의 관계에 관한 연구. 한국사회정책, 26(1), 139-171
- 백정미, 주은선, 김은지. (2008). 복지인식 구조의 국가 간 비교 : 사민주의, 자유주의, 보수주의 복지국가와 한국. 사회복지연구, 37, pp. 319-344.
- 변상우(2018) 사회계층에 대한 재조명: 심리학에서 개념화 및 측정을 중심으로. 한국심리학회지: 문화와 사회문제. 24(2), 101-130.
- 송유진. (2015). 서민 귀속의식의 결정요인. 비판사회정책, 49, pp. 172-201.
- 송한나, 이명진, 최셋별. (2013). 한국 사회의 객관적 계급 위치와 주관적 계층의식 간 격차 결정요인에 관한 연구, 한국인구학, 36(3), pp. 97-119.
- 신광영·조돈문·이성균(2003). 경제위기와 한국인의 복지의식: 사회계층별 복지의식을 중심으로. 집문당.
- 안상훈 (2020). 북한이탈주민과 남한주민의 복지태도 차이에 관한 다집단경로분석 연구. 한국사회정책, 27(1), 65-87
- 안상훈(2000). 복지정치의 메커니즘과 비계급적 균열구조 : 복지권과 복지의무에 기초한 세 가지 지위차원

- 의 이론적·경험적 검토. 사회복지연구 16, 87-115.
- 안상훈(2020). 북한이탈주민과 남한 주민의 복지태도 차이에 관한 다집단경로분석 연구. 한국사회정책 27(1), 65-87.
- 안상훈. (2000). 복지정치의 메커니즘과 비계급적 균열구조 : 복지권과 복지의무에 기초한 세 가지 지위 차원의 이론적, 경험적 검토. 사회복지연구, 16, pp. 87-115.
- 안상훈. (2009). 한국의 친복지태도 결정요인과 그 경로구조에 관한 탐색적 연구. 한국사회정책, 16(1), pp. 163-192.
- 안상훈. (2020). 북한이탈주민과 남한주민의 복지태도 차이에 관한 다집단경로분석 연구. 한국사회정책, 27(1), pp. 65-87.
- 여유진, 김영순. (2015). 한국의 중간층은 어떤 복지국가를 원하는가? 중간층의 복지태도와 복지국가 전망에의 함의. 한국정치학회보, 49(4), pp. 335-362.
- 이병훈, 윤정향. (2006). 사회계층의식의 변동에 관한 연구. 경제와 사회, 2006. 6., pp. 111-140.
- 이상록, 김형관. (2013). 한국사회에서의 세대와 복지태도 : 세대간 복지태도 차이 및 세대 영향의 분석. 사회과학연구, 29(3), pp. 433-458.
- 이상록, 이순아, 김형관. (2017). 한국사회 복지태도 변화의 역동성 : 개인 복지태도 변화에 대한 종단자료 분석. 사회복지연구, 48(4), pp. 59-89.
- 이상은, 김희찬. (2019). 한국인 복지인식의 변화와 국제비교 : 수평적 재분배와 수직적 재분배에 대한 지지의 계층 간 차이. 비판사회정책, 62, pp. 213-250.
- 이성균. (2002). 한국사회 복지의식의 특성과 결정요인 : 국가의 복지책임지지도를 중심으로. 한국사회학, 36(2), pp. 205-228.
- 이용마(2014) 2000년대 이후 한국 사회 계층균열 구조의 등장. 한국정치학회보 48(4). 249-270.
- 이흥기, 박영준. (2015). 가구의 경제적 수준이 복지인식에 미치는 영향 : 정치태도와 교육수준의 매개효과를 중심으로. 비판사회정책, 48, pp. 362-397.
- 정윤태. (2018). 경제생활 위험인식이 주관적 계층의식에 미치는 영향. 사회보장연구, 34(2), pp. 183-208.
- 조남경. (2013). 사회복지의 문화적 토대, 복지태도, 그리고 문화적 문맥. 비판사회정책 (39), pp. 235-273
- 주은선, 백정미. (2007). 한국인의 복지인식 지형 : 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로. 사회복지연구, 34, pp. 203-225.
- 주은선·백정미(2007). 한국의 복지인식 지형 - 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로. 사회복지연구 34, 203-225.
- 최고은. (2016). 복지지위가 복지인식에 미치는 영향 : 정부신뢰의 조절효과를 중심으로. 한국사회정책, 23(1), pp. 125-150.
- 최영준, 이승준. (2015). 중고령층의 자영업 경험이 복지인식에 미치는 영향에 관한 연구. 한국사회정책, 22(1), pp. 381-402.
- 홍경준, 김사현. (2018). 노동대중의 균열 : 위험지위와 복지태도를 중심으로. 사회복지저널, 45(2), pp. 67-94.

홍두승. (2005). 한국의 중산층. 서울대학교 출판부.

Andreß, Hans-Jügen and Heien T. (2001). Four Worlds of Welfare State Attitudes? : A Comparison of Germany, Norway, and the United States. *European Sociological Review*. 17(4). pp. 337-356.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*. 107. pp. 238-246.

Brinol, P. & Petty R. E. (2005) Individual differences in attitude change. In Albarracin, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.14 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Côté, S., Piff, P. K. & Willer, R. (2013). For whom do the ends justify the means? Social class and utilitarian moral judgment. *Journal of Personality and Social Psychology*. 104. pp. 490-503.

Fabrigar, L. R. & Wegener, D. T. (2005) The structure of attitudes. In Albarracin, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.3 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Häusermann, S. & Kriesi, H. (2015) What do voters want? Dimensions and configurations in individual-level preferences and party choice. In Beramendi, P., Häusermann, S., Kitschelt, H. & Kriesi, H. (eds.) *The politics of advanced capitalism*. Cambridge.

Häusermann, S. Picot, G. & Geering, D.(2013) Partisan politics and the welfare state: recent advances in the literature. *British Journal of political science* 43(1): 221-240.

Hong, S., Malik, M. L. & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy sing non-western sample. *Educational and Psychology Measurement*. 63. pp. 636-654.

Hu, I. Z. & Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis. Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*. 6. pp. 1-55.

Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). London : The Guilford Press.

Kraus, M. W., Côté, S. & Keltner, D. (2010). Social class, contextualism, and empathic accuracy. *Psychological Science*. 21. pp. 1716-1723.

Kraus, M. W., Horberg, E. J., Goetz, J. L. & Keltner, D. (2011). Social class rank, threat vigilance, and hostile reactivity. *Personality and Social Psychology Bulletin*. 37. pp. 1376-1388.

Kraus, M. W., Piff, P. K., Mendoza-Denton, R., Rheinschmidt, M. L. & Keltner, D. (2012). Social class, solipsism, and contextualism: how the rich are different from the poor. *Psychology Review*. 119. pp. 546-572.

Kruglanski, A. W. & Stroebe, W. The influence of beliefs and goals on attitudes: issues of structure, function, and dynamics. In Albarracin, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook*

- of Attitudes. Ch.8 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Lee, J., Park, T. & Davis, R. O. (2018). What affects learner engagement in flipped learning and what predicts its outcome? *British Journal of Educational Technology*. November. pp. 1-18.
- Lewin-Epstein, N., Kaplan, A. & Levanon, A. (2002). Distributive Justice and Attitudes Towards the Welfare State. paper prepared for the meeting of the International Sociological Association Research Committee on Stratification and Social mobility in Oxford, UK, April 11-13.
- Lott, B. & Saxon, S. (2002). The influence of ethnicity, social class, and context on judgments about U.S. women. *Journal of Social Psychology*. 142(4). pp. 481-499.
- Lott, B. (2012). The Social Psychology of Class and Classism. *American Psychologist*. 67. pp. 650-658.
- Marsh, K. L. & Wallace, H. M. (2005) The influence of attitudes on beliefs: formation and change. In Albarracín, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.9 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Oskamp, S. & Schultz, P. W. (2005) *Attitudes and Opinions*. (3rd)
- Prislin, R. & Wood, W. (2005) Social influence in attitudes and attitude change. In Albarracín, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.16 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Svallfors, S. (1997). Worlds of welfare and attitudes to redistribution : a comparison of eight western countries. *European Sociological Review*. 13. pp. 283-304.
- Svallfors, S. (2004). Class, attitudes and the welfare state : sweden in comparative perspective. *Social policy and administration*. 38. pp. 119-138.
- Taylor-Gooby (2001) Sustaining state welfare in hard times. *Journal of European Social Policy* 11(2),
- Tucker, L. R. & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*. 38. pp. 1-10.
- Wegener, D. T. & Carlston, D. E. (2005) Cognitive processes in attitude formation and change. In Albarracín, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.12 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Wong, T. K., Wan S. P. & Law K. W. (2008). Welfare Attitudes and Social Class : the case of Hong Kong in comparative perspective. *International Journal of Social Welfare*. 18. pp. 142-152.
- Wyer, R. S. & Albarracín, D. (2005) Belief formation, organization, and change: cognitive and motivational influences. In Albarracín, D., Johnson, B. T. & Zanna, M. P. (2005) *The Handbook of Attitudes*. Ch.7 New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Session 3

제1주제 대학원생 논문발표

1. 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향
2. 2015년 기초생활보장제도 개편이 수급자의 복지 인식에 미친 영향 분석:
'수급빈곤층'과 '비수급 빈곤층'의 인식 차이를 중심으로

경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향

Impact of Economic crisis on Depression and Self-Rated Health

임유나(서울대학교 보건대학원)

본 연구는 경제위기가 개인의 우울과 주관적 건강에 미친 영향을 분석하였다. 본 연구에서 정의하는 경제위기는 2007년 미국의 서브 프라임 모기지 사태에서 촉발된 글로벌 금융위기를 의미하며, 한국에서의 영향이 지역별로 다르게 나타났다는 점을 활용하여 지역 간 개인의 우울과 주관적 건강상태 변화를 살펴보고자 하였다. 경제위기와 개인의 건강 결과 사이의 인과성을 밝히기 위해 준실험설계 연구인 이중차이 분석(Difference-in-Differences)을 활용하여 분석을 시행하였다. 연구 결과 우울의 경우 경제위기 발생 전후를 비교 분석했을 경우 영향을 받은 지역 여부에 따라 유의한 결과를 보이지 않았으나 7개 권역 구분 중 영향이 존재되어 있지 않은 지역을 따로 구분하여 분석했을 경우 대구/경북에 거주하는 개인이 광주/전남/전북/제주 지역에 거주하는 개인보다 우울할 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 주관적 건강의 경우 경제위기 발생 전후를 비교했을 때 모두 경제위기로 영향을 더 크게 받은 지역에서 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높았다. 연구 결과로 도출된 지역 간 우울과 주관적 건강의 차이는 경제위기가 개인의 우울과 주관적 건강에 영향을 미칠 수 있는 요인임을 시사한다. 본 연구는 경제위기가 개인의 건강에 미치는 영향을 확인했다는 점에서 의미를 가지며 경제위기로 인해 개인의 우울과 주관적 건강에 변화가 존재하였음을 실증적으로 분석하였다는 것에 의의가 있다.

제1절 서론

2008년부터 본격적으로 시작된 글로벌 금융위기는 단순히 금융 영역을 넘어 세계 시장과 한국을 포함한 각 국가의 경기 침체 및 경제적 위기로 이어졌다(김봉근 외, 2010). 한국도 1998년 외환위기 위기 이후 경제성장에 수출이 차지하는 비중이 급속히 높아진 구조적 변화를 고려할 때 수출 감소가 한국 경제에 미치는 영향이 적지 않았다. 수출이 급감하면서 제조업 생산이 위축되었고 전반적인 한국 경제 사정의 악화로 인해 고용, 소비, 투자 등 내수가 급격히 침체되었으며 국내 경제 상황은 불안정한 상황에 놓이게 되었다. 특히 2008년 4/4분기 국가별 수출 증가율은 2007년 4/4분기 대비 중국(-33.3%), EU(-16.7%), 일본(-11.8%), 미국(-6.0%) 등 우리나라 주력 수출 시장에 대한 수출 부진이 심각했다(신후식 외, 2009).

경제위기가 발생하기 전인 2007년 5.5%의 경제성장률을 보였던 우리나라도 2008년 2.4%, 2009년 0.7%의 경제성장률을 보이며 그 추세가 감소했으며(통계청), 2007년 23,062달러를 기록한 1인당 국내총생산도 2008년 20,421달러, 2009년 18,300달러로 감소하는 추세를 보였다(한국은행). 가계부채 비율도 2006년 GDP의 5.4%에서 2007년 3.9%로 감소하는 추세를 보이다가 2008년 5.8%, 2009년 7.5%로 증가 추세로 돌아섰다(OECD). 금융위기는 특히 한국의 노동시장에 큰 영향을 주었는데, 실업률의 퍼센트 변화(percent change)가 2005년에서 2006년 -7.13%, 2006년에서 2007년 -6.26%, 2007년에서 2008년 -2.31%로 하락 추세

를 보였으나 2008년 이후 2009년에는 14.96%로 크게 증가 추세를 보였다(IMF, 2015).

경제위기가 지역 경제에 미친 영향은 외환위기와 비교하여 크게 심각하지는 않았으나, 지역 간 변이는 크게 발생하였다(조동철 외, 2011). 특히 지역별 산업의 구조에 따라 영향 지역에 차이가 존재하였는데, 경제위기 동안 지역별 총 부가가치 증감률은 지역 내 제조업 특화도 및 산업 다양화 지수(엔트로피 지수), 산업구조 변화지수와 양의 상관관계를 보였다(김원배 외, 2013). 지역 내 제조업이 발전하거나 산업이 다양화될수록 지역 총 부가가치(Gross Value Added, GVA) 증가에 유리한 것으로 나타났다. 충남과 제주는 경제위기 이전보다 높은 성장률을 보였으며 나머지 지역은 성장률의 감소를 기록했다. 이 중에서도 대구, 부산, 경북은 총 부가가치(GVA)가 크게 감소하며 지역 경제의 위축을 불러왔다. 이처럼 경제위기의 영향은 도시나 지역의 인구 규모, 노동력의 수준, 지역의 산업구조 및 산업 특화 정도 등에 따라 서로 다르게 나타날 수 있음을 확인할 수 있었다.

글로벌 금융위기 발생 이후 미국이나 유럽 등에서는 경제위기로 인해 발생한 지역 간 차이에 관한 연구 및 이를 활용한 연구가 활발하게 진행되어 왔다(Brakman et al. 2015; Connaughton et al., 2012; Fingleton et al., 2012; Thiede et al., 2016). 그러나 우리나라에서는 경제위기로 발생한 지역별 영향에 대한 연구가 부족한 실정이다(김원배 외, 2013). 국내에서 경제위기를 주제로 한 연구는 주로 금융이나 경제, 노동 시장, 산업 구조에 대한 평가 및 분석에 관한 연구가 대부분이었으며(고준형 외, 2018; 김봉근 외, 2010; 박상현 외, 2014; 성재민 외, 2017; 신후식 외, 2009; 이승주, 2011; 장석인 외, 2009; 허찬국 외, 2009; 홍범교 외, 2016; 황수경 외, 2010), 건강에 관한 연구로는 주로 자살률이나 건강보장제도 등의 거시 수준에서의 연구가 많았다(김민영 외, 2011; 김중섭, 2010; 노대명, 2009; 노용환 외, 2013; 신영진, 2010; 신현웅, 2009). 이렇듯 경제위기에 관한 연구는 집합적 수준의 분석이 대부분이었으며 거시 수준의 사회경제적 충격이 개인 수준의 건강에 미치는 영향을 규명하는 것에는 한계가 존재했다.

경제위기가 개인의 건강에 미치는 영향은 크게 두 가지 경로로 생각해볼 수 있는데, 첫 번째는 다양한 사회적 환경의 변화로 인한 개인의 건강 변화이고 두 번째는 건강에 더 직접적인 결정요인으로서 보건 재정의 축소나 의료체계의 변화를 통한 것이다(정혜주 외, 2011; Modrek et al, 2013). 개인과 집단의 건강은 사회경제적 요인에 영향을 받으며, 건강 수준이 재정적 안정 및 경제적 상황과 밀접하게 관련되어 있다는 것은 여러 연구를 통해 확인된 바 있다(김민경 외, 2010; 김창엽, 2004; 서남규, 2011). 따라서 경제위기와 같은 경제적 위기가 개인의 건강과 건강 행동에 영향을 미칠 것이라고 예상하는 것은 합리적인 예측이 될 것이며(Burgard et al., 2013), 실제로 여러 연구에서 경제 위기로 인해 개인의 건강이 악화된다는 결과가 보고되었다(Catalano et al., 2011; Drydakis, 2015; Goldman-Mellor et al., 2010; Henkel, 2011; Kalousova et al., 2014; Karanikolos et al., 2013).

본 연구에서 정의하는 경제위기는 2007년 미국의 서브 프라임 모기지 사태에서 촉발된 글로벌 금융위기를 의미하며, 결과 지표로서는 우울과 주관적 건강을 보고자 하였다. 경제위기로 인한 개인의 스트레스 증가는 단기간에 정신 건강의 악화를 초래할 수 있으며 정신 건강의 악화가 장기간 지속될 경우 신체적 건강도 부정적인 영향을 받을 수 있다. 또한 경제위기로 실업률이 증가할 경우 실업이 지속된 사람은 주관적 건강 및 정신건강이 악화될 확률이 높고 특히 비자발적 실직을 경험할 경우 주관적 건강이 악화될 가능성이 더 높다는 연구 결과가 존재했다(Strully, 2009). 우울이라는 건강 결과는 경제위기로 나타난 개인의 건강 변화를 비교적 단기간에 측정할 수 있는 지표이며, 주관적 건강상태는 장기적으로 우울의 주요한 예측 변수가 될 수 있다는 연구가 제시된 바 있고(Colman et al., 2010; Thielke et al., 2010; Ambresin et al., 2014) 개인의 전반적인 건강 수준을 드러내는 지표로서 사망률과 이환율의 중요 예측인자(Idler et al., 1997)로 활용될 수 있다.

외부 경제위기와 개인의 신체적·정신적 건강 간의 연관성에 대한 명확한 이해는 인구 집단의 건강 증진과 사회적 불평등을 줄이기 위한 정책 설계에 있어서도 중요한 요소로 작용할 수 있다(Drydakis, 2015). 또한 경제위기로 인한 지역적 영향을 파악하는 것은 지역 간 격차 해소를 위한 정책 수립에도 효과적인 것이며 더 나아가서는 지역 간 건강 격차를 해소하기 위한 시작점이 될 수 있을 것이다. 이러한 시각에서 본 연구는 글로벌 금융위기와 같은 대외적 충격과 사회·경제·산업 구조적 문제가 결합하여 발생한 경기 변동 혹은 경제위기가 실제로 지역별로 개인의 건강에 다른 영향을 미쳤는지를 파악하고, 경제위기로 인해 발생한 지역별 영향의 차이에 따라 개인의 우울과 주관적 건강상태에 변화가 나타났는지 확인하고자 한다. 개인의 우울과 주관적 건강에 영향을 미치는 요인으로는 개인의 특성뿐 아니라 개인이 살아가는 지역의 특성이 존재할 수 있고 이는 경제위기가 가져온 지역 경제 영향에 따라 서로 다르게 나타날 것이며, 이로 인해 개인의 우울과 주관적 건강에도 차이가 존재할 수 있을 것이다. 이에 본 연구는 사회경제적 위기인 경제위기가 지역 경제에 미친 영향력에 따라 개인의 우울과 주관적 건강이 다르게 나타나는지 실증적으로 확인해보고자 하였다.

제2절 이론적 배경 및 선행문헌 고찰

1. 경제위기와 건강

경제위기가 건강에 미치는 영향을 살펴본 결과 경제위기로 인한 건강 결과는 일관된 결과를 보이지 않았다. 경제위기 동안 다양한 경로로 개인의 건강이 악화될 수 있음을 보인 연구가 존재한 반면 일부 연구에서는 경제위기로 인한 부정적인 영향이 거의 나타나지 않았고 오히려 긍정적인 결과를 보인 연구도 있었다. 이처럼 혼재되어 있는 영향을 구분하여 살펴보기 위해 본 절에서는 경제위기가 개인의 건강에 어떠한 경로로 영향을 미치는지, 어떠한 기제로 건강상태에 변화를 일으키는지를 살펴보고자 한다.

우선 경제위기가 건강 결과와 건강 행태에 미친 부정적인 영향에 대한 경로를 제시하고자 한다. 경제위기가 건강에 미치는 영향을 언급할 때 가장 빈번하게 활용되는 지표 중 하나는 실업률이다. 주로 실업률의 증가로 인해 일하지 않거나 실업 상태가 지속되는 사람들은 경제활동 중인 사람보다 사망 위험이 높고 주관적 건강 및 정신건강이 좋지 않을 확률이 높다는 견해가 있다(Krueger et al., 2011; Rogers et al., 2000; Ross et al., 1995). 또한 경제위기로 인해 자신이 의도하지 않았으나 일자리를 상실한 경우 장기 사망 위험과 단기 사망 위험이 모두 그렇지 않은 경우에 비해 더 높았으며(Sullivan et al., 2009), 주관적 건강을 보통이거나 좋지 않다고 응답한 비율이 더 높았다(Strully, 2009).

경제위기가 부정적인 건강 결과를 가져온다는 주장에 대한 또 다른 핵심 기전은 경제위기로 인한 개인의 스트레스 증가이다. 개인의 스트레스가 증가할 경우 이는 단기間に 정신건강의 악화를 초래할 수 있고, 심리적인 변화가 장기간 지속될 경우 건강에 해로운 결과를 가져올 수 있다는 결과가 제시되었다(Catalano et al., 2011). 특히 경제위기로 인해 갑작스러운 실직을 경험할 경우 개인은 극심한 스트레스 상황에 놓이게 되며, 이를 극복하는 과정에서 부정적인 행동을 보이는 것으로 나타났다. 갑작스럽게 실직한 상황에 놓인 사람들이 그렇지 않은 사람과 비교했을 때 흡연으로 인한 심혈관 질환 발생의 가능성이 크다는 결과 또한 제시되었으며(Black et al., 2015), 경기 침체가 발생했을 때 특히 근로 연령층에서 자살률과 음주 관련 사망률에 부정적인 영향이 나타났다(Stuckler et al., 2009). 또한 가까운 장래에 일자리를 상실할지도 모른다는 생각을 경험한 근로자에게서는 정신적, 육체적 건강 모두 부정적인 결과가 나타났다(Sverke et al., 2002).

일자리의 상실이나 실업이 건강에 미치는 영향의 또 다른 주요 경로는 개인의 소비에 영향을 미치는 경제적 제약이다. 개인이 얻는 수입은 본인과 그 가족이 건강을 증진하기 위한 재화와 서비스를 구매하는데 사용되는 재정적 자원의 주요 원천이다. 그러나 경제위기로 인해 실업과 실직을 경험할 경우 단기적, 장기적으로 건강에 부정적인 결과를 가져올 가능성이 컸다. 실업과 경제적 제약의 연관성을 밝힌 한 연구에서는 실업이 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있고, 경제적 제약은 스트레스 요인으로서 실업이 정신건강에 미치는 부정적인 영향을 더욱 촉진시킬 수 있다고 밝혔다(Price et al., 2002). 특히 미국의 경우 연금, 건강보험급여, 실업급여 수급자격 등의 다른 경제적 자원들이 근로자에게 부여되어 있기 때문에 일자리의 상실이 그 시점에서의 소득 감소에도 부정적인 영향을 주었지만, 장기적으로 미래의 소득과 편익의 축적, 복지 혜택과 건강에까지 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Burgard et al., 2013).

또한 생애 주기 과정에서 특정 시기에 경제위기를 경험할 경우, 경력 단절 및 퇴직 등으로 인해 개인이 기존에 가지고 있었던 은퇴나 경제적 계획 등이 무너지게 되어 건강 악화를 경험하기도 했다. 50대 후반을 연구 대상으로 한 미국의 한 종단 연구에서는, 이 시기에 경제위기를 경험한 사람들이 그렇지 않은 사람들에 비해 장기적으로 부정적인 건강 결과를 보였으며 이로 인해 상대적으로 낮은 생존율을 보이기도 했다(Coile et al., 2012). 또한 호주 장년층에 대한 종단 연구에 따르면 경제위기 동안 우울과 불안 증세가 심화되었으며 직접적으로 재정적 타격을 받은 사람에게서 그 정도가 더 심했으나 재정적으로 영향을 받지 않은 사람에게서도 우울과 불안 증세가 증가했음을 보였다(Sargent-cox et al., 2011).

경제위기는 또한 개인의 소비 성향에도 영향을 주어 건강에 해로울 수 있는 값싼 식품을 소비하게 함으로써 장기적으로 건강에 부정적인 결과를 초래할 수 있다는 결과도 제시되었으며(Alley et al., 2009), 경제적 이유로 인해 미충족 의료를 경험하거나 의약품을 제대로 복용하지 않아 장기적으로 건강 관련 지출에 부정적인 결과를 가져올 수 있다는 결과도 나타났다(Catalano, 2009).

다음으로는 경제위기가 건강 행태와 건강 결과에 미친 긍정적인 영향에 대한 경로를 살펴보고자 한다. 경제위기가 건강 결과에 미친 긍정적인 영향은 개인에게서도 일부 나타났지만 주로 집합적 수준의 연구 결과가 주를 이루었다. 우선 개인 수준에서 실업이 개인에게 긍정적인 영향을 미치기도 했는데, 실업자들은 수면, 운동, 음식 준비를 비롯한 건강 증진 활동이나 사회적 활동, 여가 등에 더 많은 시간을 할애한다는 연구결과가 나타났다(Aguiar et al., 2011; Krueger et al., 2012).

집합적 수준에서의 일부 연구에 따르면 고소득 국가에서는 경제가 저성장의 국면으로 접어들 때 사망률이 줄고 고성장으로 돌아설 때 사망률이 증가한다는 결과를 보였다(Ruhm, 2000; 2003; 2008; Gerdtham et al., 2006). 또한 주요 경제위기가 건강에 미치는 영향에 대한 Fishback et al. (2007)의 연구에 따르면, 대공황(The Great Depression)기간 동안 자살은 증가했지만 전염성 발병과 도로 교통사고 감소로 인해 전반적인 사망률은 감소했다.

이처럼 경제위기는 건강에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있다. 앞서 서론에서 언급한 바와 같이 경제위기가 개인의 건강에 부정적인 영향을 미치는 경로를 크게 두 가지로 정리해보면 실업, 경제적 제약, 채무 등의 경제적인 충격으로 인한 개인의 건강 변화와 거시 수준에서 재정 긴축 조치로 인해 변화된 보건의료체계, 사회안전망 등으로 인한 개인의 건강 변화이다(Modrek et al., 2013). 본 연구에서는 개인 수준에서 건강 변화에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 고려하여 경제위기가 건강에 미치는 영향을 규명하고자 하였다.

2. 경제위기가 우울에 미치는 영향

전반적으로 경제위기를 전후로 개인의 우울 및 정신건강은 부정적인 영향을 받은 것으로 나타났다. 2008-2013년 기간동안 실업자들은 전반적으로 취업자보다 낮은 건강상태를 보였으며, 경제위기로 인해 발생한 구조적 실업은 개인의 정신건강을 악화시키는 결과를 초래했다(Drydakis, 2015). 또한 경제위기 발생 전과 후를 2008년과 2011년으로 설정했을 때 우울증이 발생할 가능성이 2011년에 더 높게 나타났으며, 경제적 제약은 우울 발생을 예측할 수 있는 변수로 검증되었다(Economou et al., 2013). 금융위기 발생 전과 후를 2008년과 2009년으로 설정한 연구에서도 2009년의 우울 발생확률이 6.8%로 2008년의 3.3%보다 더 높게 나타났으며, 심각한 경제난을 겪고 있는 응답자의 경우 우울 발생확률이 더 높게 나타났다(Madianos et al., 2011).

미국과 유럽에서 경제위기로 인한 실업률의 증가와 우울의 연관성을 살펴본 연구에서는, 경제위기로 인한 개인의 우울이 미국에서 4.78%, 유럽에서 3.35% 증가함을 제시하며 경제위기와 개인의 우울 사이의 연관성이 존재함을 밝혔다(Riumallo-Herl et al., 2014).

스페인의 경우 2006년을 기준으로 2010년과 2012년을 비교하였는데, 2006년과 2010년을 비교한 연구의 경우 경제위기 이전과 비교해 경제위기 이후 주요 우울증은 19.4%, 불안증세는 8.4% 증가하는 결과를 보였으며 특히 실업자의 경우 우울증 발생에 대한 가능성이 더 크게 나타났다(Gili et al., 2012). 2006년과 2012년을 비교한 연구의 결과 또한 실업자의 경우 정신건강이 더 좋지 않다는 결과를 보였다(Bartoll et al., 2014).

호주의 경우 경제위기가 정신장애와 우울, 불안에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였는데 이중 경제위기와 관련되어 나타난 건강 결과로는 우울이 가장 큰 연관성을 보였다(Sargent-Cox et al., 2011). 캐나다의 경우 경제위기 발생 전후를 기준으로 경제위기 발생 전보다 발생 이후에 우울증 유병률이 꾸준히 증가했다(Wang et al., 2010). 홍콩의 경우에도 2007년에는 우울 유병률이 약 8.5%였던 반면, 2009년에는 12.5%로 증가했으며 특히 실업 상태일 경우 우울 유병률이 2009년 17.8%로 더 높았다(Lee et al., 2010).

3. 경제위기가 주관적 건강에 미치는 영향

경제위기 기간 혹은 경제위기를 전후로 개인의 주관적 건강 또한 부정적인 영향을 받은 것으로 나타났으며 특히 남성에서 그 영향이 크게 나타났다.

이탈리아의 경우 임시직 근로자, 구직자 및 실업자의 주관적 건강상태가 상용직 근로자보다 낮게 나타났으며 특히 경제위기 이후 남성에게서 그 영향력이 크게 나타나 실업자 간에도 건강 불평등이 나타남을 제시하였다(Minelli et al., 2014). 그리스의 경우에는 경제위기 이후 주관적 건강상태가 좋다고 응답한 사람의 비율이 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다(Zavras et al., 2013). 그리스와 폴란드를 비교한 연구에서는 금융위기 이후 두 국가를 비교했을 때 폴란드에 비해 그리스의 건강이 더 좋지 않을 가능성이 유의하게 높았다(odds ratio: 1.16, 95% CI= 1.04-1.29)(Vandoros et al., 2013). 독일의 연구에서는 경제위기를 겪으면서 사람들이 약물 사용 장애나 위험 음주, 흡연 등의 건강위험 행동을 할 확률이 높아졌고 이러한 건강위험 요인은 주관적 건강이 낮게 나타나는 데 영향을 미칠 수 있음을 보였다(Freyer-Adam et al., 2011).

스페인의 연구결과는 경제위기 이후 주관적 건강이 낮게 나타남을 보였을 뿐 아니라 남성과 여성에서 주관적 건강 차이의 양상이 다르게 나타남을 보여주었다. 여성의 경우 주관적 건강이 좋지 않음이라고 응

답한 비율이 38.76%에서 2014년 33.78%로 소폭 감소했으나 남성의 경우 55.77%에서 44.01%로 감소해 성별 간 격차가 존재했다(Aguilar-Palacio et al., 2018).

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 자료원

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 공동으로 조사를 수행하고 있는 ‘한국복지패널(Korea Welfare Panel Study)’ 자료를 활용하여 분석을 시행하였다. 한국복지패널은 만 15세 이상 가구원을 대상으로 전국 단위로 조사된 데이터로서 건강 및 의료, 경제활동 상태, 보험 및 연금 가입, 주거, 소득, 재산, 근로, 생활 실태, 가족 관계 및 정신건강 등의 포괄적인 내용을 포함하고 있으며 조사 대상에 제주도와 농·어가 가구를 포함하였다는 점에서 전국을 대표하는 표본으로서 대표성이 높다.

본 연구에서는 경제위기 전후 영향을 살펴보기 위하여 한국복지패널 2차(2007년), 3차(2008년), 4차(2009년), 5차(2010년)년도 자료를 활용하였으며, 조사기준년도와 데이터 차수에 차이가 존재하기 때문에 이를 조정하여 분석에 반영하였다. 지역에 따른 차이를 보다 정확하게 관찰하기 위하여 관찰 기간 중 거주지를 이동하지 않은 20세 이상 개인을 연구 대상으로 포함하였으며, 한국복지패널 2차(2007년) 데이터를 기준으로 3차(2008년), 4차(2009년)에도 지속적으로 복지패널조사에 참여하고, 20세 이상 성인 중 관찰 기간 동안 거주지를 이동하지 않은 개인을 대상으로 균형 패널(balanced panel)을 구축하여 분석을 시행하였다.

2. 분석방법

경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향을 살펴보기 위한 모형은 총 두 가지로 다음과 같다. 첫 번째는 경제위기로 영향을 비교적 크게 받은 지역과 비교적 영향을 적게 받은 지역을 구분하여 우울과 주관적 건강을 종속변수로 한 분석이며, 두 번째는 7개 권역별로 경제위기의 영향을 구분하여 살펴보고자 한 분석이다. 위의 두 가지 분석은 모두 개인의 관찰되지 않은 특성뿐 아니라 시간 추세에 따른 변화를 통제하기 위해 이중차이분석(Difference-in-Differences)을 활용하여 분석을 시행하였다.

본 연구의 첫 번째 분석을 위한 분석모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ecoyear_t + \beta_2 Region_i + \beta_3 Ecoyear_t * Region_i + \beta_4 COVs_{it} + e_{it}$$

i : individual, t : time(0, 1), $Ecoyear$: 경제위기 발생 전후, $Region$: 경제위기 영향 지역 거주 여부, $COVs$: 성별, 연령, 교육수준, 혼인 상태, 가구소득, 경제활동 참여상태, 만성질환 이환 여부, 장애 여부

위의 회귀 방정식을 통한 경제위기로 인한 효과 추정 방법은 다음과 같다. 경제위기 발생 전후를 기준으로 발생 이전 시점인 2007년이면 $Ecoyear=0$, 발생 이후 시점인 2008년, 2009년이면 $Ecoyear=1$ 이 된다. 또한 경제위기의 영향이 비교적 크게 나타난 지역에 거주하는지를 기준으로 거주하지 않을 경우 $Region=0$, 거주할 경우 $Region=1$ 이 된다. 이때 β_1 은 경제위기 발생 전후의 차이, β_2 는 경제위기로 영향을 많이 받은 지역과 비교적 영향을 적게 받은 지역의 차이를 나타내며 β_3 가 이 둘의 효과를 제외하고 본 연구가 파악하고자 하는 경제위기로 인한 순수한 효과의 추정치를 나타낸다.

본 연구의 두 번째 분석을 위한 분석모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ecoyear_t + \beta_2 Region_{ij} + \beta_3 Ecoyear_t * Region_{ij} + \beta_4 COVs_{it} + e_{it}$$

i: individual, *t*: time(0, 1), *j*: 7개 권역 구분(1, 2, 3, 4, 5, 6, 7), *Ecoyear*: 경제위기 발생 전후, *Region*: 경제위기 영향 지역 거주 여부, *COVs*: 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 가구소득, 경제활동 참여상태, 만성질환 이환 여부, 장애 여부

위의 회귀 방정식과 첫 번째 분석모형과의 차이점은 지역 구분에 있다. 첫 번째 분석모형에서는 경제위기의 영향을 받았는지에 따라 지역을 구분하였다면 두 번째 분석에서는 임의로 경제위기의 영향 지역을 구분하지 않고 데이터에서 제공하는 7개 권역별 구분을 그대로 활용하여 경제위기 발생 전후를 기점으로 실제로 7개 권역별 영향력이 다르게 나타나는지를 밝히고자 하였다. 본 분석모형에서도 앞의 분석과 동일하게 경제위기 발생 전후를 기준으로 발생 이전 시점인 2007년이면 *Ecoyear*=0, 발생 이후 시점인 2008년, 2009년이면 *Ecoyear*=1이 된다. 지역은 경제위기의 영향을 비교적 크게 받지 않은 서울을 기준(reference)으로 하여 7개 권역별 구분을 활용하여 경제위기로 인한 효과의 추정치를 나타내고자 하였다.

두 가지 분석 모두 2007년과 2008년, 2009년을 각각 비교하여 경제위기 발생 전후를 비교하고자 하였고, 2007년을 기준으로 관찰 기간 중 거주지를 이동하지 않은 20세 이상 성인을 대상으로 2008년과 2009년에 해당하는 균형패널(balanced panel)을 구축한 후 자료를 결합(pooling)하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

본 연구는 경제위기 발생으로 인해 개인의 우울과 주관적 건강에 차이가 존재하는지를 파악하는 것을 목적으로 하고 있다. 따라서 본 연구에서 도출된 결과가 다른 원인으로 인한 것이 아닌 경제위기 발생의 영향이라는 것을 규명하는 것이 중요한 의의가 될 것이다. 경제위기와 개인의 우울 및 주관적 건강이라는 결과 사이의 인과성을 밝히기 위해 준실험설계 연구인 이중차이분석을 활용하였으며, 경제위기라는 새로운 개입의 영향을 받은 그룹의 총 효과에서 비교적 영향을 작게 받은 그룹의 효과를 제외하여 경제위기가 개인의 우울과 주관적 건강에 가져온 효과를 규명하고자 하였다.

3. 변수정의

본 연구에서 사용한 종속변수와 독립변수 및 그 정의는 <표 2>와 같다. 본 연구의 종속변수는 우울감과 주관적 건강상태로 설정하였다. 우울감의 경우 우울 수준을 측정하는 CES-D(Center for Epidemiological Studies of Depression Scales) 척도를 활용하여 정의하였다. CES-D 척도의 경우 개인의 지난 1주일간의 심리 상태를 자기 보고에 의해 측정하는 방식이며 총 11개 문항으로 구성되어 있다. 11개 문항에 대한 응답은 4개의 범주로 구성되어 있으며 이를 다시 0점, 1점, 2점, 3점으로 재점수화 하고 2번과 7번 문항은 긍정적 감정을 측정하는 문항으로 채점하는 과정에서 역점 처리하였다. 모모든 문항의 점수를 합산하여 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 의미하며, CES-D 점수를 합산한 결과가 16-20점 까지는 경미한 우울, 21-24점은 중한 우울, 25-60은 심한 우울로 분류된다(국립정신건강센터, 2019). 전문가의 치료적 개입이 평가되는 우울의 절단점은 25점이며, 16점은 다소 경미한 수준의 우울감을 나타내는 절단점수이나 본 연구에서는 경미한 우울도 포함하여 살펴보고자 하였다. 따라서 본 연구에서는 11개 문항의 값들을 모두 더한 후 총점에 20/11을 곱하여 계산된 값이 16보다 크면 우울, 16점보다 낮으면 비우울로 정의하였다.

경제위기가 지역에 미친 영향력에 차이에 따라 개인의 우울과 주관적 건강이 달라지는지를 평가하기 위해 주요 설명변수는 개인이 거주하는 지역이 경제위기의 영향을 비교적 크게 받았는지, 비교적 적게 받았는지로 설정하였다. 해당 연도에 경제위기의 영향을 비교적 크게 받은 지역이면 1, 영향을 비교적 적게 받은 지역이면 0으로 정의하였다. 또한 경제위기 전후로 개인의 우울과 주관적 건강이 다르게 나타나는지

를 확인하고자 하였으므로 분석은 경제위기가 발생하기 이전 시점인 2007년과 발생 직후인 2008년을 비교하는 것을 기본으로 하고, 발생 1년 후 시점에서의 영향 또한 파악하기 위하여 2007년과 2009년을 비교하는 분석을 포함하였다.

영향을 크게 받은 지역에 대한 기준으로는 경제위기로 인해 전반적으로 경제 지표가 낮아진 기간 동안(2008년-2009년) 실질 GRDP(Gross Regional Domestic Product; 지역내총생산)가 마이너스 성장률을 기록한 경우로 설정하였다. 실질 GDP(Gross Domestic Product)가 적어도 2분기에 걸쳐 마이너스 성장을 보일 경우 이를 경제위기의 시작으로 보는 정의에 따라(Shiskin, J., 1974) 본 연구에서는 2008년과 2009년 실질 지역내총생산이 마이너스 성장률을 기록한 경우를 영향을 비교적 크게 받은 지역으로 설정하여 분석을 진행하였다. 본 연구는 연 단위 데이터를 제공하는 통계청의 집계 자료를 활용하였기 때문에 1년을 기준으로 마이너스 성장률을 보인 경우를 경제위기의 영향을 받은 지역으로 설정하였다<표 1>.

한국복지패널 데이터는 거주지로서 7개 권역을 1) 서울, 2) 인천/경기, 3) 부산/경남/울산, 4) 대구/경북, 5) 대전/충남, 6) 강원/충북, 7) 광주/전남/전북/제주로 구분하고 있다. 마이너스 성장률 지역을 경제위기의 영향 지역으로 보는 위의 기준에 따라 본 연구에서는 비교적 영향을 많이 받은 지역을 2) 인천/경기, 3) 부산/경남/울산, 4) 대구/경북, 6) 강원/충북으로 설정하였고, 비교적 영향을 적게 받은 지역으로 1) 서울, 5) 대전/충남, 7) 광주/전남/전북/제주로 조작적 정의하였다.

<표 1> 지역별 실질 GRDP 증감률

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
전국	4.9%	5.5%	2.4%	0.7%	6.6%	3.5%
서울특별시	3.7%	4.9%	1.7%	0.8%	3.0%	3.0%
부산광역시	3.1%	5.4%	1.7%	-3.6%	4.5%	2.0%
대구광역시	2.9%	4.0%	0.7%	-2.8%	7.1%	3.4%
인천광역시	4.3%	9.4%	-0.7%	-1.9%	10.7%	1.6%
광주광역시	3.8%	5.4%	0.7%	0.5%	7.7%	3.7%
대전광역시	2.5%	2.9%	0.9%	2.2%	6.6%	3.9%
울산광역시	1.1%	5.0%	-1.9%	-1.2%	4.7%	6.5%
경기도	8.6%	5.5%	4.6%	1.2%	9.7%	3.6%
강원도	6.1%	4.2%	2.2%	0.5%	4.0%	3.5%
충청북도	7.2%	5.3%	-0.1%	5.0%	8.2%	6.2%
충청남도	8.0%	6.0%	4.9%	2.2%	11.8%	6.8%
전라북도	4.2%	5.0%	2.8%	0.8%	4.8%	3.3%
전라남도	3.0%	5.0%	1.2%	0.1%	7.6%	1.5%
경상북도	3.0%	6.6%	2.8%	-0.5%	6.7%	1.8%
경상남도	4.9%	6.2%	5.5%	3.9%	4.8%	2.7%
제주특별자치도	1.9%	5.0%	0.7%	6.1%	2.3%	5.1%

자료: 행정구역(시도)별/경제활동 별 지역내총생산(실질 GRDP) (통계청, 지역계정 지역소득(2010년 기준))

그 외 통제변수로는 개인의 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 가구소득 및 경제활동 참여상태, 만성질환 이환 여부, 장애 여부가 포함되었다. 각 종속변수에 따라 통제하는 변수는 동일하게 분석에 포함하였다. 연령의 경우 연속형으로 분석에 포함하였으며 교육수준은 중학교 졸업 이하와 고등학교 졸업, 대학교 재학 이상으로 구분하였다. 혼인상태는 배우자 유무로 구분하여 사실혼을 포함하여 배우자가 있을 때 '있음'으로 그 이외에 미혼이나 사별 등으로 배우자가 없으면 '없음'으로 정의하였다. 가구소득의 경우 1년 동안

의 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 보정하였으며 경제활동 참여상태는 경제활동을 하고 있다고 응답한 경우 '경제활동 중'으로, 경제활동을 하고 있지 않다고 응답한 경우에는 '비경제활동 중'으로 구분하였다. 만성질환은 1년 내 3개월 이상 겪고 있는 질환이 있을 경우 '만성질환 있음'으로, 그렇지 않으면 '만성질환 없음'으로 정의하였으며 장애 여부 또한 장애가 있을 경우 '장애 있음'으로, 해당사항이 없을 경우 '장애 없음'으로 정의하였다.

본 연구에서 분석을 위한 통계패키지는 SAS 9.4 버전을 이용하였다.

<표 2> 변수정의

변수		정의
종속변수	우울감 (CES_D K)	1= 우울 0= 비우울
	주관적 건강	1= 좋지 않음 0= 좋음
주요 설명변수	금융위기의 영향	금융위기 전후 I 1= 2008년 0= 2007년
		금융위기 전후 II 1= 2009년 0= 2007년
		금융위기 영향 지역 1= 인천/경기, 부산/경남/울산, 대구/경북, 강원/충북 (비교적 영향을 많이 받은 지역) 0= 서울, 대전/충남, 광주/전남/전북/제주 (비교적 영향을 적게 받은 지역)
통계변수	인구 사회학적 특성	성별 1= 남성 2= 여성
		연령 연속형으로 분석에 포함 (20세 이상)
		교육수준 1= 중학교 졸업 이하 2= 고등학교 졸업 3= 대학교 재학 이상
		혼인상태 1= 배우자 있음 0= 배우자 없음
		경제적 특성
건강상태 특성	경제활동 참여상태 1= 경제활동 중 0= 비경제활동 중	
	만성질환 이환여부 1= 만성질환 있음 0= 만성질환 없음	
	장애 여부 1= 장애 있음 0= 장애 없음	

제4절 연구 결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성과 관련된 기술 통계는 경제위기 영향 지역 여부와 경제위기 발생 전후를 살펴보기 위하여 2007년과 2008년, 2007년과 2009년으로 구분하여 <표 3>에 제시하였다.

〈표 3〉 연구대상자의 일반적 특성

	경제위기 이전 (2007)				경제위기 이후 (2008)				경제위기 이전 (2007)				경제위기 이후 (2009)			
	N=10,761				N=10,761				N=9,820				N=9,820			
	영향 지역		비 영향지역		영향 지역		비 영향지역		영향 지역		비 영향지역		영향 지역		비 영향지역	
	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)
전체	6,326	(100.0)	4,435	(100.0)	6,326	(100.0)	4,435	(100.0)	5,763	(100.0)	4,057	(100.0)	5,763	(100.0)	4,057	(100.0)
우울감																
우울	1,988	(31.4)	1,443	(32.5)	1,667	(26.4)	1,172	(26.4)	1,792	(31.1)	1,312	(32.3)	1,379	(23.9)	1,051	(25.9)
비우울	4,338	(68.6)	2,992	(67.5)	4,659	(73.6)	3,263	(73.6)	3,971	(68.9)	2,745	(67.7)	4,384	(76.1)	3,006	(74.1)
주관적 건강상태																
좋음	3,544	(56.0)	2,355	(53.1)	3,464	(54.8)	2,385	(53.8)	3,191	(55.4)	2,135	(52.7)	3,200	(55.7)	2,324	(57.4)
좋지 않음	2,780	(44.0)	2,078	(46.9)	2,862	(45.2)	2,050	(46.2)	2,571	(44.6)	1,920	(47.3)	2,547	(44.3)	1,724	(42.6)
성별																
남성	2,864	(45.3)	1,953	(44.0)	2,864	(45.3)	1,953	(44.0)	2,576	(44.7)	1,767	(43.6)	2,576	(44.7)	1,767	(43.6)
여성	3,462	(54.7)	2,482	(56.0)	3,462	(54.7)	2,482	(56.0)	3,187	(55.3)	2,290	(56.4)	3,187	(55.3)	2,290	(56.4)
연령(단위: 세)																
Mean±SD	51.31±16.95		50.83±17.17		52.31±16.95		51.83±17.17		51.74±16.68		51.16±16.92		53.74±16.68		53.16±16.92	
Median (1Q, 3Q)	50세 (37, 66)		50세 (36, 66)		51세 (38, 67)		51세 (37, 67)		51세 (38, 67)		51세 (36, 66)		53세 (40, 69)		53세 (38, 68)	
교육수준																
중학교 졸업 이하	2,984	(47.2)	1,989	(44.8)	2,979	(47.1)	1,980	(44.6)	2,779	(48.2)	1,878	(46.3)	2,778	(48.2)	1,866	(46.0)
고등학교 졸업	1,836	(29.0)	1,160	(26.2)	1,834	(29.0)	1,160	(26.2)	1,670	(29.0)	1,057	(26.0)	1,659	(28.8)	1,057	(26.1)
대학교 제학 이상	1,506	(23.8)	1,286	(29.0)	1,513	(23.9)	1,295	(29.2)	1,314	(22.8)	1,122	(27.7)	1,326	(23.0)	1,134	(27.9)
혼인상태																
배우자 있음	4,425	(70.0)	2,982	(67.3)	4,409	(69.7)	3,001	(67.7)	4,095	(71.1)	2,749	(67.8)	4,033	(70.0)	2,751	(67.8)
배우자 없음	1,901	(30.0)	1,450	(32.7)	1,913	(30.3)	1,432	(32.3)	1,668	(28.9)	1,306	(32.2)	1,730	(30.0)	1,306	(32.2)
가구소득(단위: 만 원)																
Mean±SD	1,750.32±1,655.65		1,779.87±1,352.65		1,840.00±1,336.60		1,940.77±1,491.57		1,733.70±1,668.19		1,747.58±1,330.12		1,901.48±1,432.52		2,085.60±2,108.02	
Median (1Q, 3Q)	1,452만 원 (858, 2,231)		1,463만 원 (829, 2,308)		1,558만 원 (943, 2,351)		1,609만 원 (927, 2,485)		1,439만 원 (853, 2,198)		1,438만 원 (815, 2,263)		1,619만 원 (1,003, 2,451)		1,681만 원 (990, 2,657)	
경제활동 참여상태																
경제활동 중	4,058	(64.1)	2,739	(61.8)	3,965	(62.7)	2,668	(60.2)	3,702	(64.2)	2,508	(61.8)	3,566	(61.9)	2,472	(60.9)
비경제활동 중	2,268	(35.9)	1,696	(38.2)	2,361	(37.3)	1,767	(39.8)	2,061	(35.8)	1,549	(38.2)	2,197	(38.1)	1,585	(39.1)
만성질환 이환여부																
있음	2,772	(43.8)	1,991	(44.9)	2,895	(45.8)	2,099	(47.3)	2,567	(44.5)	1,866	(46.0)	2,649	(46.0)	1,966	(48.5)
없음	3,554	(56.2)	2,444	(55.1)	3,431	(54.2)	2,336	(52.7)	3,196	(55.5)	2,191	(54.0)	3,112	(54.0)	2,084	(51.5)
장애여부																
있음	528	(8.4)	424	(9.6)	562	(8.9)	455	(10.3)	488	(8.5)	394	(9.7)	551	(9.6)	446	(11.0)
없음	5,798	(91.6)	4,011	(90.4)	5,764	(91.1)	3,980	(89.7)	5,275	(91.5)	3,663	(90.3)	5,212	(90.4)	3,611	(89.0)

2. 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향

1) 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향

경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향을 분석 결과는 다음과 같다<표 4>. 우선 2007년과 2008년을 비교한 결과 우울의 경우 여성이 남성에 비해 우울할 가능성이 더 높았으며(odds ratio: 1.29), 연령의 경우 1세 증가에 따라 우울의 가능성은 약 1%씩 증가하였다. 교육수준에서는 중학교 졸업 이하 개인

에 비해 고등학교 졸업 개인의 우울 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.82), 대학 재학 이상 개인과 비교했을 때도 대학 재학 이상 개인의 우울 가능성이 더 낮은 것으로 나타났다(odds ratio: 0.70). 혼인상태의 경우 배우자 없음에 비해 배우자가 있을 경우 우울할 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.59), 경제활동 참여상태에서는 경제활동 중일 경우에 비해 비 경제활동 중일 경우 우울할 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(odds ratio: 1.19). 만성질환의 경우 만성질환 없음에 비해 만성질환이 있을 경우 우울할 가능성이 더 높은 것으로 나타났으며(odds ratio: 1.42), 장애의 경우에도 장애가 있을 경우 우울할 가능성이 더 높게 나타났다(odds ratio: 1.66). 그러나 경제위기의 영향을 받은 지역 여부 변수와 경제위기 전후 시기의 교호항의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 경제위기가 개인의 우울에는 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

다음으로는 경제위기 발생 1년 이후의 영향을 파악하기 위해 경제위기 이전(2007년)과 이후(2009년)를 구분하여 분석한 결과이다. 우울의 경우 여성이 남성에 비해 우울할 가능성이 더 높았으며(odds ratio: 1.24), 연령의 경우 1세 증가에 따라 우울의 가능성은 약 1%씩 증가하였다. 교육수준에서는 중학교 졸업 이하 개인에 비해 고등학교 졸업 개인의 우울 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.81), 대학 재학 이상 개인과 비교했을 때도 대학 재학 이상 개인의 우울 가능성이 더 낮은 것으로 나타났다(odds ratio: 0.69). 혼인상태의 경우 배우자 없음에 비해 배우자가 있을 경우 우울할 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.56), 경제활동 참여상태에서는 경제활동 중일 경우에 비해 비 경제활동 중일 경우 우울할 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(odds ratio: 1.27). 만성질환의 경우 만성질환 없음에 비해 만성질환이 있을 경우 우울할 가능성이 더 높은 것으로 나타났으며(odds ratio: 1.45), 장애의 경우에도 장애가 있을 경우 우울할 가능성이 더 높게 나타났다(odds ratio: 1.43). 그러나 본 분석에서도 경제위기의 영향을 받은 지역 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 경제위기가 개인의 우울에는 영향을 미치지 않은 것으로 판단된다.

다음은 경제위기가 개인의 주관적 건강에 영향을 미치는지 살펴보았다. 2007년과 2008년을 전후로 분석한 결과 주관적 건강의 경우 여성이 남성에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높았으며(odds ratio: 1.44), 연령의 경우 1세 증가에 따라 주관적 건강이 악화될 가능성이 약 4%씩 증가하였다. 교육수준에서는 중학교 졸업 이하 개인에 비해 고등학교 졸업 개인의 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.72), 대학 재학 이상 개인과 비교했을 때도 대학 재학 이상 개인의 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 중학교 졸업 이하 개인에 비해 상당히 낮은 것으로 나타났다(odds ratio: 0.56). 혼인상태의 경우 배우자 없음에 비해 배우자가 있을 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 낮은 것으로 나타났으며(odds ratio: 0.86), 경제활동 참여상태에서는 경제활동 중일 경우에 비해 비 경제활동 중일 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(odds ratio: 1.22). 만성질환의 경우 만성질환 없음에 비해 만성질환이 있을 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 훨씬 더 높은 것으로 나타났으며(odds ratio: 4.72), 장애의 경우에도 장애가 있을 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높게 나타났다(odds ratio: 2.69). 본 분석에서는 경제위기의 영향을 받은 지역 여부 변수와 경제위기 전후 시기의 교호항의 값이 90% 신뢰 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나 경제위기로 인해 개인의 주관적 건강이 악화될 가능성이 더 높았음을(odds ratio=1.14) 확인할 수 있었다(p-value=0.0668).

2007년과 2009년을 경제위기 전후로 구분하여 분석한 결과, 경제위기로 영향을 받은 지역 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 값이 99% 신뢰수준에서 유의하게 나타났다. 위의 분석 결과 역시 경제위기로 인한 영향을 받은 지역일 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성(odds ratio= 1.35)이 높음을 보여주는 결과이다(p-value<.0001).

〈표 4〉 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향

변수(Ref.)	2007년, 2008년		2007년, 2009년	
	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)
Treatment effect (경제위기*영향지역)	1.06 (0.93-1.20)	1.14* (0.99-1.31)	0.93 (0.81-1.07)	1.35*** (1.17-1.57)
경제위기	0.73*** (0.66-0.80)	0.89** (0.80-1.00)	0.74*** (0.66-0.82)	0.65*** (0.58-0.73)
영향지역	0.94 (0.86-1.03)	0.81*** (0.74-0.90)	0.95 (0.87-1.04)	0.84*** (0.76-0.93)
성별(남자)				
여자	1.29*** (1.21-1.38)	1.44*** (1.33-1.55)	1.24*** (1.15-1.33)	1.35*** (1.25-1.46)
연령	1.01*** (1.01-1.01)	1.04*** (1.04-1.04)	1.00*** (1.00-1.01)	1.04*** (1.03-1.04)
교육수준 (중학교 졸업 이하)				
고등학교 졸업	0.82*** (0.75-0.90)	0.72*** (0.66-0.80)	0.81*** (0.73-0.89)	0.65*** (0.59-0.72)
대학교 재학 이상	0.70*** (0.63-0.79)	0.56*** (0.50-0.62)	0.69*** (0.61-0.78)	0.54*** (0.48-0.61)
혼인상태(배우자 없음)				
배우자 있음	0.59*** (0.55-0.63)	0.86*** (0.79-0.93)	0.56*** (0.52-0.60)	0.82*** (0.76-0.90)
가구 연간 소득	1.00*** (1.00-1.00)	1.00*** (1.00-1.00)	1.00*** (1.00-1.00)	1.00*** (1.00-1.00)
경제활동 여부(경제활동 중)				
비경제활동 중	1.19*** (1.11-1.27)	1.22*** (1.13-1.32)	1.27*** (1.18-1.37)	1.34*** (1.24-1.46)
만성질환 (없음)				
있음	1.42*** (1.31-1.53)	4.72*** (4.38-5.08)	1.45*** (1.34-1.58)	5.04*** (4.66-5.45)
장애(없음)				
있음	1.66*** (1.50-1.84)	2.69*** (2.36-3.06)	1.43*** (1.28-1.59)	2.41*** (2.12-2.75)
Intercept(Beta)	-0.610***	-2.535***	-0.397***	-2.366***
N	21,417	21,413	19,557	19,529
Pseudo R-square	0.1083	0.3624	0.1063	0.3619
-2 log likelihood	23374.508	19867.780	21057.688	18077.434

*p-value<0.1, **p-value<0.05, ***p-value<0.01
 주: Ref., reference; OR, odds ratio; CI, confidence interval

2) 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향(7개 권역별 구분)

다음은 본 연구의 두 번째 분석모형을 적용한 분석으로, 서울을 기준(reference)으로 하여 7개 권역별로 구분하여 결과를 제시하였다. 분석에는 첫 번째 분석모형과 동일한 통제변수가 포함되었으며, 결과 표에는 교호항의 추정치만을 제시하였다<표 5>. 본 분석에서는 경제위기의 영향을 비교적 적게 받은 지역을 기준으로 하여 효과를 보고자 하였으므로 서울을 기준(reference)으로 한 결과를 제시하고자 한다.

우울의 경우 7개 권역별 구분에서도 앞의 결과와 유사한 결과를 확인할 수 있었다. 경제위기의 영향을 받은 지역 여부 변수와 경제위기 전후 시기의 교호항의 추정치가 다른 지역에서는 통계적으로 유의하게 나타나지 않았으나 광주/전남/전북/제주의 경우 서울(reference)에 비해 우울할 가능성이 95% 신뢰 수준에서 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다(p-value=0.0459).

2007년, 2009년의 경우 2007년, 2008년 분석과 교호항의 추정치 결과가 다르게 나타났다. 2007년, 2008년

분석에서 유의하게 나타났던 광주/전남/전북/제주의 경우 교호항의 추정치가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았으며, 대전/충남 지역의 경우 서울(reference)에 비해 우울할 가능성이 90% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 높게 나타났다(p-value=0.0928).

다음으로는 주관적 건강을 종속변수로 한 연구 결과이다. 2007년과 2008년을 경제위기 발생 전후로 설정하여 분석한 결과 90% 신뢰 수준에서 인천/경기가 서울에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높았고(odds ratio: 1.21), 대전/충남은 서울에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높았다(odds ratio: 1.32). 본 분석에서 주목해야 할 점은 영향을 받은 지역이 혼재되어 있지 않은 대구/경북 지역과 서울을 비교할 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성(odds ratio: 1.35)이 95% 신뢰수준에서 유의하게 나타났다는 점이다(p-value=0.0211). 이를 통해 경제위기로 인해 영향을 받은 지역에서의 주관적 건강이 악화될 가능성이 존재함을 확인할 수 있었다.

다음으로는 경제위기 이전(2007년)과 이후(2009년)를 구분하여 분석하였다. 분석 결과 경제위기의 영향을 받은 지역 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 추정치가 서울과 비교했을 경우 유의한 결과를 보이는 지역이 존재했으며(부산/경남/울산, 대구/경북, 광주/전남/전북/제주) 2008년에 유의한 결과를 보였던 인천/경기, 대전/충남 지역이 제외되었다. 90% 신뢰 수준에서 부산/경남/울산 지역이 서울에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.23) 나타났다(p-value=0.0985). 99% 신뢰수준에서는 대구/경북 지역이 서울에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.46) 나타났고(p-value=0.0064), 반대로 90% 신뢰 수준에서 광주/전남/전북/제주 지역은 서울에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 낮게(odds ratio: 0.78) 나타났다(p-value=0.0529).

위의 결과를 통해 금융위기로 영향을 받은 대구/경북에 거주하는 개인과 서울에 거주하는 개인의 주관적 건강을 비교할 경우 영향 지역인 대구/경북에 거주하는 개인의 주관적 건강이 더 좋지 않을 가능성이 높음을 확인할 수 있다. 또 다른 영향 지역인 부산/경남/울산 지역에 거주하는 개인 또한 서울에 거주하는 개인에 비해 주관적 건강이 더 좋지 않을 가능성이 높다는 것을 확인할 수 있었으며, 이러한 결과를 통해 경제위기로 인해 영향을 받은 지역에 거주하는 개인의 주관적 건강이 더 악화될 수 있음을 확인할 수 있었다.

〈표 5〉 경제위기가 우울과 주관적 건강에 미치는 영향(7개 권역별 구분)

	2007년, 2008년		2007년, 2009년	
	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)
경제위기*서울				
경제위기*인천/경기	0.90 (0.74-1.11)	1.21*(0.97-1.51)	0.93 (0.75-1.16)	1.16 (0.91-1.47)
경제위기*부산/경남/울산	1.00 (0.80-1.22)	1.06 (0.84-1.34)	0.86 (0.69-1.08)	1.23*(0.96-1.58)
경제위기*대구/경북	1.02 (0.81-1.27)	1.35**(1.05-1.74)	1.08 (0.85-1.37)	1.46***(1.11-1.91)
경제위기*대전/충남	1.09 (0.83-1.43)	1.32*(0.98-1.77)	1.27*(0.96-1.69)	0.93 (0.68-1.26)
경제위기*강원/충북	1.20 (0.90-1.61)	1.09 (0.79-1.50)	0.86 (0.62-1.18)	0.92 (0.66-1.29)
경제위기*광주/전남/전북/제주	0.80**(0.65-1.00)	0.94 (0.74-1.20)	0.90 (0.71-1.13)	0.78*(0.60-1.00)
Intercept(Beta)	-0.435***	-2.470***	-0.256**	-2.314***
N	21,417	21,413	19,557	19,529
Pseudo R-square	0.1106	0.3637	0.1088	0.3644
-2 log likelihood	23318.312	19823.535	21002.703	18001.105

*p-value<0.1, **p-value<0.05, ***p-value<0.01

주: OR, odds ratio; CI, confidence interval

성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 가구소득, 경제활동 참여상태, 만성질환 이환여부, 장애 여부가 통제변수로 포함되었음

3) 지역별 비교

다음 분석은 대구/경북을 경제위기 발생 지역의 기준(reference)으로 하여 비교적 영향을 적게 받은 지역인 서울, 대전/충남, 광주/전남/전북/제주를 각각 비교한 분석이다. 본 분석 또한 우울과 주관적 건강을 종속변수로 하여 분석하였으며 분석 결과는 대구/경북과 서울, 대구/경북과 대전/충남, 대구/경북과 광주/전남/전북/제주 순으로 제시하였다<표 6>.

1. 대구/경북, 서울 비교

2007년과 2008년의 경우 대구/경북 지역은 서울과 비교하여 우울할 가능성이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았으며, 2007년과 2009년을 비교했을 때도 우울할 가능성이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 주관적 건강을 종속변수로 하여 분석한 결과 2007년과 2008년의 경우, 대구/경북에 거주하는 개인이 서울에 거주하는 개인에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.34) 나타났다(p-value=0.0227). 대구/경북 거주 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 추정치가 통계적으로 유의하게 나타나 경제위기의 영향을 받은 지역에 거주할 경우 개인의 주관적 건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 것을 확인하였다. 2007년과 2009년을 분석했을 때에도 대구/경북 거주 여부와 경제위기 발생 전후 시기의 교호항 추정치가 통계적으로 유의하게 나타나 대구/경북에 거주할 경우 서울에 거주하는 개인에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.45) 나타났다(p-value=0.0068).

2. 대구/경북, 대전/충남 비교

우울의 경우 2007년과 2008년 대구/경북 지역은 대전/충남 지역과 비교하여 우울할 가능성이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았으며, 2007년과 2009년을 비교했을 때도 우울할 가능성이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 주관적 건강의 경우 2007년과 2008년을 분석했을 때, 이전 분석에서 제시된 결과와 다르게 주관적 건강의 결과가 유의하게 나타나지 않았다. 하지만 2007년과 2009년으로 발생 전후 시점을 바꾸어 분석했을 경우, 대구/경북 거주 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 값이 통계적으로 유의하게 나타나 경제위기의 영향을 받은 지역에 거주할 경우 개인의 주관적 건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 앞의 분석 결과와 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 2007년과 2009년을 비교 분석할 경우에도 대구/경북 지역에 거주하는 개인이 대전/충남 지역에 거주하는 개인에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.57) 나타났다(p-value=0.0058).

3. 대구/경북, 광주/전남/전북/제주 비교

앞의 분석 결과와는 다르게 대구/경북 지역과 광주/전남/전북/제주 지역을 비교했을 경우 우울과 주관적 건강 모두가 악화될 가능성이 높음을 보였다. 2007년과 2008년의 경우, 대구/경북 지역은 광주/전남/전북/제주 지역과 비교하여 우울할 가능성이 높게(odds ratio: 1.28) 나타났다(p-value=0.0420). 2007년과 2009년을 비교했을 때는 우울할 가능성이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 앞선 결과에서는 경제위기 영향 지역 여부와 경제위기 발생 전후 시기의 교호항의 값이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았으나, 적어도 2007년과 2008년을 전후로 두 지역을 비교했을 때는 경제위기의 지역별 영향력에 따라 개인의 우울이 다르게 나타났다는 결과를 확인할 수 있었다.

주관적 건강의 경우 2007년과 2008년을 분석했을 때, 기본 분석 결과와 동일하게 대구/경북 지역에 거주할 경우 광주/전남/전북/제주 지역에 거주할 경우보다 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds

ratio: 1.45) 나타났다(p-value=0.0066). 2007년과 2009년으로 발생 전후 시점을 바꾸어 분석했을 때도 대구/경북 거주 여부와 경제위기 전후 시기의 교호항의 값이 통계적으로 유의하게 나타나 경제위기의 영향을 받은 지역에 거주할 경우 개인의 주관적 건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 결과를 얻을 수 있었다. 2007년과 2009년 또한 대구/경북 지역에 거주하는 개인이 광주/전남/전북/제주 지역에 거주하는 개인에 비해 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 높게(odds ratio: 1.89) 나타났다(p-value<.0001).

인)와 지역 구분을 바탕으로 연도만 2012년과 2013년으로 변경하여 분석하였다. 분석 결과 앞선 결과와 동일하게 우울은 유의한 결과를 보이지 않았고, 주관적 건강의 경우 기본분석의 결과와 상반된 방향으로 나타났다. 주관적 건강의 경우 영향 지역에 거주할 경우 비 영향 지역에 거주할 경우보다 주관적 건강이 좋을 가능성이 높게(odds ratio: 0.88) 나타났다<표 7>. 따라서 경제위기로 인해 개인의 주관적 건강이 악화되었다는 결과는 시간 추세로 인한 결과보다는 경제위기로 나타난 결과라고 해석할 수 있을 것이다.

<표 6> 지역별 비교

	2007년, 2008년		2007년, 2009년	
	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)
Panel A: 대구/경북 vs 서울				
Treatment effect	1.02 (0.81-1.27)	1.34** (1.04-1.73)	1.10 (0.87-1.40)	1.45*** (1.11-1.89)
Intercept(Beta)	-0.302*	-2.367***	-0.117	-2.164***
N	6,490	6,489	5,774	5,772
Pseudo R-square	0.1106	0.3563	0.1019	0.3506
-2 log likelihood	8021.627	8944.290	7062.376	7951.472
Panel B: 대구/경북 vs 대전/충남				
Treatment effect	0.90 (0.68-1.19)	1.01 (0.74-1.38)	0.85 (0.64-1.13)	1.57*** (1.14-2.17)
Intercept(Beta)	-0.895***	-2.933***	-0.630***	-2.497***
N	4,558	4,557	4,257	4,257
Pseudo R-square	0.1179	0.3877	0.0978	0.3716
-2 log likelihood	5550.902	6312.980	5168.123	5890.993
Panel C: 대구/경북 vs 광주/전남/전북/제주				
Treatment effect	1.28** (1.01-1.61)	1.45*** (1.11-1.89)	1.20 (0.94-1.52)	1.89*** (1.43-2.48)
Intercept(Beta)	-0.878***	-2.553***	-0.384*	-2.166***
N	6,133	6,130	5,704	5,695
Pseudo R-square	0.1456	0.3880	0.1227	0.3830
-2 log likelihood	7679.259	8487.786	7117.338	7894.204

*p-value<0.1, **p-value<0.05, ***p-value<0.01

주: OR, odds ratio; CI, confidence interval

성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 가구소득, 경제활동 참여상태, 만성질환 이환여부, 장애 여부가 통제변수로 포함되었음

제5절 강건성 검증(Robustness Check)

분석 결과가 시간 추세(time trend)를 반영한 결과임에도 ‘경제위기’로 인한 효과로 결과가 해석될 수 있으므로 이를 확인하기 위해 추가적인 분석을 시행하였다. 분석 결과에 대한 신뢰도를 높이기 위하여 임

의로 경제위기 발생년도를 5년 후(2012년-2013년)로 가정한 후 동일하게 경제위기로 인해 개인의 우울과 주관적 건강에 변화가 존재하는지를 분석하였다. 분석에 앞서 실제로 5년 후 시점인 2012년-2013년에 경제 상황이 경제위기 시점보다 회복되었는지 확인하기 위해 실질 지역내 총생산(GRDP) 증감률과 실업률 증감률 지표를 살펴보았다<표 1, 표 8>. 지역별 실질 GRDP 증감률의 경우 경제위기 이후 점차 회복세를 보이며 플러스 성장률을 이어나갔으며 실업률 증감률 같은 경우에도 2010년 이후로는 실업률의 증감률이 점차 감소되는 방향으로 이동하여 경제위기의 영향에서 벗어난 시점임을 추론해볼 수 있다.

강건성 검증에서도 기본 분석과 동일하게 관찰 기간동안 거주지를 이전하지 않은 대상자(20세 이상 성인)와 지역 구분을 바탕으로 연도만 2012년과 2013년으로 변경하여 분석하였다. 분석 결과 앞선 결과와 동일하게 우울은 유의한 결과를 보이지 않았고, 주관적 건강의 경우 기본분석의 결과와 상반된 방향으로 나타났다. 주관적 건강의 경우 영향 지역에 거주할 경우 비 영향 지역에 거주할 경우보다 주관적 건강이 좋을 가능성이 높게(odds ratio: 0.88) 나타났다<표 7>. 따라서 경제위기로 인해 개인의 주관적 건강이 악화되었다는 결과는 시간 추세로 인한 결과보다는 경제위기로 나타난 결과라고 해석할 수 있을 것이다.

〈표 7〉 강건성 검증

	우울 OR (95% CI)	주관적 건강 OR (95% CI)
Treatment effect	1.05 (0.92-1.19)	0.88*(0.77-1.01)
Intercept(Beta)	-1.023***	-2.716***
N	24,602	24,602
Pseudo R-square	0.1040	0.3702
-2 log likelihood	26581.686	33764.868

*p-value<0.1, **p-value<0.05, ***p-value<0.01

주: OR, odds ratio; CI, confidence interval

성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 가구소득, 경제활동 참여상태, 만성질환 이환여부, 장애 여부가 통제변수로 포함되었음

제6절 고찰 및 결론

본 연구에서는 경제위기가 개인의 우울과 주관적 건강에 미치는 영향을 살펴보았다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 경제위기로 인해 상대적으로 영향을 많이 받은 지역과 상대적으로 영향력을 적게 받았던 지역을 구분하여 우울과 주관적 건강을 비교한 결과 부분적으로 지역에 따른 차이가 존재했다. 우선 우울의 경우, 기본분석에서는 유의한 결과를 보이지 않았으나 영향이 혼재되어 있지 않은 지역을 구분하여 대구/경북과 광주/전남/전북/제주를 비교했을 경우 일부 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 2007년과 2008년을 분석했을 때, 95% 신뢰 수준에서 대구/경북 지역에 거주하는 개인이 광주/전남/전북/제주에 거주하는 개인보다 우울할 가능성이 더 높은 것으로(odds ratio: 1.28) 나타났다. 하지만 2007년과 2009년을 비교했을 경우에는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

기본분석과 7개 권역 구분 분석에서 우울의 결과가 나타나지 않은 이유로 다음과 같은 가능성을 추측해볼 수 있다. 우선 거주 지역 또한 사회경제적 지위의 지표로서 도농 간 우울의 차이가 있음을 보인 연구들이 있다(강영호 외, 2005; 강현욱 외, 2012). 그러나 개인의 우울에 영향을 미치는 요인은 사회경제적 지위, 혼인상태, 가족관계, 친구의 사회적 지지 및 자아존중감 등으로 인해 달라질 수 있음을 보여주었다

(박재규 외, 2011; 정은희 외, 2014). 또한 경제위기로 인한 스트레스가 정신건강에 영향을 미치는 방식은 직접적이기보다는 다른 관련 요인들과의 상호작용을 통해 이루어진다는 연구 결과도 존재했다(유희정 외, 2000). 따라서 경제위기가 직접적으로 개인의 우울에 영향을 미쳤는지 확인하기 위해서는 개인의 특성이나 개인이 처한 사회경제적 상황을 고려할 필요가 있다.

대구/경북지역은 경제위기로 영향을 비교적 크게 받은 지역이며 지역별 비교를 했을 경우 우울이 더 높게 나타난 지역이다. 개인의 정신 건강은 개인이 처한 환경에 큰 영향을 받는다. 선행연구에서도 사회경제적 지표가 악화될 경우 우울증 발병률 등이 증가할 가능성이 높다는 결과를 보였다(Catalano et al., 1977; 1981). 흔히 우울을 개인이 가지고 있는 인지적 취약성의 문제로 여기는 의견도 있지만(Joormann et al., 2015), 현대 사회에서 우울은 개인에게 원래 존재했던 인지적 문제로 국한되지 않고 환경적 요인이 개인의 우울에 영향을 미치는 중요한 원인이 된다. 특히 사회경제적으로 취약한 상황에서 우울 발생률이 높다는 연구들은 우울의 발생이 개인의 통제를 벗어난 외부의 환경적 요인의 차이로 인해 발생할 수 있는 현상임을 보여준다(Lorant et al., 2003; Messias et al., 2011). 이처럼 개인의 우울에는 개인적 특성뿐만 아니라 환경적 요인이 영향을 미칠 수 있으며 연구 결과 또한 이러한 상황이 반영되었음을 유추해 볼 수 있다.

주관적 건강의 경우 경제위기의 영향이 더욱 분명하게 드러났는데, 2007년과 2008년을 비교했을 경우 90% 신뢰수준에서 영향 지역에 거주할 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높게 나타났으며(odds ratio: 1.14) 1년 후 시점인 2009년과 비교했을 경우에도 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높았고(odds ratio: 1.35) 이는 99% 신뢰수준에서 유의한 결과를 보였다. 서울을 기준(reference)으로 한 7개 권역별 분석에서도 2007년과 2008년을 비교했을 경우 대구/경북의 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높았으며(odds ratio: 1.35) 2009년과 비교했을 때도 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높았다(odds ratio: 1.46).

경제위기의 영향이 혼재되어 있지 않은 지역만을 따로 구분하여 주관적 건강을 비교한 결과에서도 대구/경북에 거주하는 개인의 주관적 건강이 서울에 거주하는 개인에 비해 좋지 않을 가능성이 2008년(odds ratio: 1.34)과 2009년(odds ratio: 1.45) 모두 더 높았다. 대전/충남과 대구/경북을 비교한 결과에서도 대구/경북에 거주하는 개인의 주관적 건강이 더 좋지 않을 가능성이 크게 나타나(odds ratio: 1.57) 경제위기로 영향을 받은 지역에 거주할 경우 개인의 주관적 건강이 악화될 가능성이 높다는 앞선 분석 결과와 동일한 결과가 나타났다. 광주/전남/전북/제주 지역과 비교할 경우 99% 신뢰수준에서 2008년(odds ratio: 1.45)과 2009년(odds ratio: 1.89) 모두 대구/경북에 거주할 경우 주관적 건강이 좋지 않을 가능성이 더 높다는 결과를 보였다. 이와 같은 경제위기 영향 지역 여부에 따른 우울과 주관적 건강 차이는 경제위기가 개인의 건강 결과에 변화를 가져올 수 있고 이로 인해 영향 지역에 따라 건강 결과에 차이가 존재할 수 있음을 시사하고 있다.

앞서 언급했듯이 실업률은 경제위기가 개인의 건강의 영향을 미치는지를 밝히고자 할 때 가장 빈번하게 활용되는 지표 중 하나이다. 주로 실업률이 증가할 경우 주관적 건강이 좋지 않을 확률이 높다는 연구는 이론적 배경에서 논의한 바 있다. 실업률은 경제 불확실성이 높은 시기에 인구가 직면한 경제적 혼란과 불안정을 측정하는데 적합한 지표일 수 있으며 경제적 어려움을 나타내는데 널리 사용되는 지표로서 다른 경제 지표보다 단기적인 건강 변화와 더 밀접한 관련이 있다(Stuckler et al., 2009). 실제로 경제위기를 전후로 실업률의 증감률을 확인해보면 본 연구에서 경제위기의 영향 지역으로 설정한 지역에서의 실업률 증감률이 감소 추세를 보이다가 2008년, 2009년에 증가한 경우가 존재한다<표 8>. 이를 통해 경제위기 지역에서의 실업이 금융위기를 기점으로 증가했음을 추론해볼 수 있으며 이러한 상황이 개인의 주관적 건

강을 악화시키는 영향 요인으로 작용했을 것으로 보인다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 결과가 글로벌 발생 전후 약 3개년의 자료만을 활용한 비교적 단기적인 효과라는 한계를 지닌다. 경제위기 발생 직후를 경제위기 발생 전과 비교한 연구로서 연구 결과를 일반화하기에는 비교적 단기간의 연구이며 장기적인 경제위기의 효과를 평가하는 데는 한계가 존재한다. 따라서 향후 이를 보완하기 위해 장기적인 효과에 대한 추적 연구가 필요할 것으로 보인다.

〈표 8〉 지역별 실업률 증감률

	2006	2007	2008	2009	2010	2011
전국	-5.4%	-8.6%	0.0%	12.5%	2.8%	-8.1%
서울특별시	-4.2%	-10.9%	-4.9%	15.4%	4.4%	-4.3%
부산광역시	-4.5%	-4.8%	-5.0%	13.2%	-16.3%	0.0%
대구광역시	-14.0%	-2.7%	2.8%	16.2%	-7.0%	-7.5%
인천광역시	-2.2%	-9.1%	-2.5%	15.4%	11.1%	-6.0%
광주광역시	-4.5%	-4.8%	-5.0%	0.0%	-7.9%	-11.4%
대전광역시	0.0%	-8.9%	-9.8%	0.0%	0.0%	-2.7%
울산광역시	-17.6%	-10.7%	36.0%	20.6%	-14.6%	-22.9%
경기도	-7.9%	-5.7%	-3.0%	18.8%	5.3%	-15.0%
강원도	-27.8%	46.2%	-10.5%	23.5%	23.8%	-15.4%
충청북도	-4.3%	4.5%	-4.3%	-4.5%	4.8%	9.1%
충청남도	-7.4%	-4.0%	4.2%	24.0%	-3.2%	-20.0%
전라북도	4.0%	-7.7%	-8.3%	-9.1%	10.0%	4.5%
전라남도	-26.1%	5.9%	11.1%	-20.0%	31.3%	-4.8%
경상북도	-4.0%	-12.5%	0.0%	28.6%	3.7%	-7.1%
경상남도	-11.5%	4.3%	-8.3%	40.9%	-9.7%	-21.4%
제주특별자치도	-16.0%	0.0%	-14.3%	-11.1%	12.5%	-5.6%

자료: 실업률(시도) (통계청)

둘째, 현재의 건강 수준이나 과거의 건강 수준의 완전한 통제를 할 수 없는 것은 설문으로 수집된 자료를 활용하는 연구에 공통적으로 존재하는 한계점이다. 향후 원래 개인이 가지고 있었던 신체적, 정신적 건강 특성이나 개인의 위기 극복 요인, 사회적 지지 등의 변수들을 추가하여 연구를 진행한다면 모형의 설명력이 더욱 향상되어 신뢰도가 높은 값을 추정해낼 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서 이중차이분석을 활용하여 결론을 추론하고자 하였으므로 영향을 받은 지역과 영향을 받지 않은 지역을 엄밀하게 구분하는 것이 중요하다. 그러나 경제위기가 발생했을 때 경제위기가 특정 지역에만 완전한 영향을 미칠 수 없고, 특정 지역만 경제위기의 영향에서 완전히 자유로울 수 없다. 이러한 측면에서 실질 지역내 총생산 증감률을 활용하여 경제위기 영향 지역 여부를 비교적 영향을 많이 받은 지역과 비교적 적게 받은 지역으로 구분하여 분석을 시행하였으나 통상적인 이중차이 분석의 처치군(treatment)과 비교군(comparison)처럼 외생적으로 결정된 구분이 아니라는 점에서 해석에 유의할 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구에서 경제위기 영향 지역 여부를 구분할 때 7개 권역별 구분을 활용하였다. 따라서 영향을 비교적 많이 받은 지역과 많이 받지 않은 지역이 혼재되어 있는 경우가 존재하며 이로 인해 지역

별로 정확한 효과의 추정치는 산출할 수 없었다. 그러나 이러한 문제를 해결하기 위해 혼재되지 않은 지역에 대한 추가분석을 시행하였으며, 7개 권역별 구분을 활용한 분석에서 유의하게 제시된 결과는 경제위기가 개인의 건강에 미치는 영향을 오히려 과소 추정할 가능성이 높다고 판단하였다. 향후에는 다양한 분석 데이터를 활용하여 지역별로 정확한 효과의 추정치를 산출할 수 있는 연구가 수행될 수 있기를 기대한다.

위와 같은 제한점에도 불구하고 본 연구는 경제위기가 개인의 우울과 주관적 건강에 미친 효과를 평가하였다는 점에서 연구의 의의가 있다. 개인의 건강에는 개인의 특성뿐만 아니라 사회경제적 요인이 복합적으로 영향을 미친다. 외환위기와 비교해 경제위기가 우리나라에 미친 영향은 크게 심각한 편은 아니었으나 지역별 특성에 따라 지역 간 변이는 크게 나타났다. 이와 같은 지역 간 격차는 같은 현상을 경험하더라도 개인의 건강에 서로 다른 결과를 가져올 수 있다. 지금까지 국내에서 경제위기와 개인의 건강에 대해 논의한 국내 문헌은 상대적으로 적었던 것이 사실이다. 경제위기가 개인의 건강에 영향을 미칠 수 있다는 것은 쉽게 예상되지만, 그 영향의 정도와 경로에 대해서는 논의가 부족한 상황이다. 지속적으로 경제 위기에 직면하고 있는 현 상황에서 개인의 건강을 지키기 위한 정책을 구축하는데 지역별 특성을 고려할 필요가 있으며, 이는 지역 간 건강 격차를 해소하기 위한 정책 정립의 시작점이 될 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

- 김미곤 외. 2006. 『2006 한국복지패널 기초분석보고서』. 한국보건사회연구원.
- 강성진. 2005. “한국인의 생활만족도의 결정요인에 대한 연구”. 『제6회 한국노동패널 학술대회 자료집』. 한국노동연구원.
- 박순일 · 원종욱 · 박세경. 2005. 『국민의식조사를 통한 성장분배의 선순환 정책방향』. 한국보건사회연구원.
- Alessi, R., A. Lusardi, and T. Aldershof, “Income and Wealth over the Life Cycle: Evidence from Panel Data”, *Review of Income and Wealth*, Series 43, No. 1, March 1997, 1-32.
- Ando, A., and F. Modigliani, “The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests”, *American Economic Review*, 1963.
- 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.
- 강영호, 윤성철, 황인아, 이무송, 이상일, 조민우, 이민정 (2005). 경제위기에 따른 사망률 불평등의 변화: 지역의 사회경제적 위치 지표의 활용. *예방의학회지*. 38(3):359-365.
- 강현욱, 박경민 (2012). 도시와 농촌 노인의 우울에 미치는 영향요인 비교. *한국노년학*. 32(1):129-143.
- 고준형, 정철호, 최동용 (2018). 금융위기 10년, 글로벌 경제의 변화와 기업의 대응. 포스코경영연구원.
- 국립정신건강센터 (2019). 2019 정신건강 검진도구 및 사용에 대한 표준 지침.
- 김민경, 정우진, 임승지, 윤수준, 이자경, 김은경, 고난주 (2010). 한국인의 사회경제적 불평등에 따른 주관적 건강 수준의 차이와 건강행태 기여요인 분석. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*. 43(1):50-61.
- 김민영, 정광호, 금현섭 (2011). 경제위기와 자살률 간 탐색적 연구. *정책분석평가학회보*. 21(3):273-302.
- 김봉근, 윤상철 (2010). 글로벌 경제위기가 한국의 경제구조에 미친 단기영향과 경기회복 매커니즘 분석. *경제연구*. 28(3):1-25.
- 김원배, 신혜원 (2013). 한국의 경제위기와 지역 탄력성. *국토연구*. 79:3-21.
- 김종섭 (2010). 경제위기와 자살: 한국과 중남미 3개국의 비교. *라틴아메리카연구*. 23(3):45-65.
- 김창엽 (2004). 사회계층과 전반적 건강 수준 및 건강행태. *보건복지포럼*. 18-25.
- 노대명 (2009). 경제위기에 따른 긴급지원제도 확대방안. *보건복지포럼*. 24-32.
- 노용환, 이상영 (2013). 우리나라의 자살 급증 원인과 자살 예방을 위한 정책과제. *보건복지포럼*. 7-18.
- 박상현, 김태일 (2014). 금융위기 전·후 가계의 금융부채 및 소비 행태 분석: 소득계층별 차이를 중심으로. *사회보장연구*. 30(2):165-190.
- 박재규, 이정림 (2011). 한국 성인 남녀의 우울증 변화에 영향을 미치는 요인 분석. *보건과 사회과학*. 29:99-128.

- 서남규 (2011). 한국의료패널로 본 경제활동 상태 및 소득계층에 따른 의료이용. 보건복지포럼. 15-24.
- 성재민, 황선웅, 안정화 (2017). 국제금융위기 이후 제조업 노동시장 분석. 한국노동연구원.
- 신영전 (2010). 글로벌 경제위기와 의료보장의 사각지대. 한국사회정책. 17(1):95-127.
- 신중협, 최형선, 최원 (2010). 금융위기 사례분석을 통한 최근 글로벌 금융위기 전망. 보험연구원.
- 신현웅 (2009). 경제위기에 따른 의료빈곤 개선방안. 보건복지포럼. 33-42.
- 신후식, 유승선, 연훈수 (2009). 글로벌 금융위기와 외환위기 이후의 경기양상 비교와 시사점. 대한민국 국회.
- 유희정, 황성훈, 홍진표, 김현수, 이철, 한오수 (2000). IMF에 관련된 경제적 스트레스가 정신건강에 미치는 영향. 신경정신의학. 154(1): 65-77.
- 이승주 (2011). 글로벌 금융위기와 동아시아의 대응. 세계정치. 15:11-44
- 장석인, 남장근, 서동혁, 홍성인, 정은미, 김종기, 김경유 (2009). 글로벌 경제위기 이후 한국 주력산업의 구조조정 방향과 정책과제. 산업연구원.
- 정은희, 강상경 (2014). 자원봉사와 우울 궤적의 종단적 관계: 세 연령집단 간 다집단 비교. 사회복지연구. 45(1):203-230.
- 정혜주, 변진욱, 이광현 (2011). 경제위기와 건강-한국사회의 변화에 대한 묘사적 연구. 아세아 연구. 54(2):111-152.
- 조동철, 김현욱 (2011). 경제 세계화와 우리 경제의 위기 대응 역량. 한국개발연구원.
- 허찬국, 안순권, 김창배 (2009). 글로벌 금융위기의 파장과 대응방안. 한국경제연구원.
- 홍범교, 오종현 (2016). 글로벌 금융위기 이후 통화·재정정책의 변화와 향후 정책 방향. 한국조세재정연구원.
- 황수경, 윤윤규, 조성재, 전병유, 박경로, 안주엽 (2010). 경제위기와 고용. 한국노동연구원.
- Aguiar, M., Hurst, E., Karabarbounis, L. (2011). Time Use During Recessions. NBER Working Paper Series.
- Aguilar-Palacio, I., Carrera-Lasfuentes P., Sánchez-Recio R., Alonso J. P., Rabanaque M. J. (2018). Recession, employment and self-rated health: a study on the gender gap. Public Health. 154: 44-50.
- Alley, D., Soldo, B., Pagán, J., McCabe, J., DeBlois, M., Field, S., Asch, D., Cannuscio C. (2009). Material resources and population health: Disadvantages in health care, housing, and food among adults over 50 years of age. American Journal of Public Health. 99:693-701.
- Ambresin, G, Chondros, P, Dowrick, C, Herrman, H, Gunn, J. M. (2014). Self-Rated Health and Long-Term Prognosis of Depression. Annals of Family Medicine, 12(1), 57-65.
- Bartoll, X., Palència, L., Malmusi, D., Suhrcke, M., Borrell, C. (2014). The evolution of mental health in Spain during the economic crisis. The European Journal of Public Health. 24(3):415-418.
- Black, S., Devereux, P., Salvanes, K. (2015). Losing Heart? The Effect of Job Displacement on Health. ILR Review. 68(4):833-861.

- Bordo, M., Eichengreen, B., Klingebiel, D., Martinez-Peria, M., Rose, A. (2001). Is the crisis problem growing more severe? *Economic Policy*. 32:51-82.
- Brakman, S., Garretsen, H., Van Marrewijk, C. (2015). Regional resilience across Europe: On urbanisation and the initial impact of the Great Recession. *Cambridge Journal Of Regions. Economy And Society*. 8(2):225-240.
- Burgard S., Ailshire J., Kalousova L. (2013). The Great Recession and Health: People, Populations, and Disparities. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*. 650(1): 194-213.
- Catalano, R. (2009). Health, Medical Care, and Economic Crisis. *The New England Journal of Medicine*. 360(8):749-751.
- Catalano, R., Dooley, C. (1977). Economic predictors of depressed mood and stressful life events in a metropolitan community. *Journal of Health and Social Behavior*. 18(3):292-307.
- Catalano, R., Dooley, C., Jackson R. (1981). Economic predictors of admissions to mental health facilities in a nonmetropolitan community. *Journal of Health and Social Behavior*. 22(3):284-297.
- Catalano, R., Goldman-Mellor, S., Saxton, K., Margerison-Zilko, C., Subbaraman, M., LeWinn, K., Anderson, E. (2011). The Health Effects of Economic Decline. *Annual Review of Public Health*. 32(1):431-450.
- Coile, C., Levine, P., McKnight, R. (2012). Recessions, Older Workers, and Longevity: How Long Are Recessions Good For Your Health?. *NBER Working Paper Series*. 18361
- Colman, Ian, Atallahjan, Anushka. (2010). Life Course Perspectives on the Epidemiology of Depression. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 55(10), 622-632.
- Connaughton J., Madsen R. (2012). U.S. state and Regional Economic Impact of the 2008/2009. *Journal of Regional Analysis&Policy*. 42(3):177-187.
- 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.
- Economou M., Madianos M., Peppou L. E., Patelakis A., Stefanis C. N. (2013). Major depression in the era of economic crisis: a replication of a cross-sectional study across Greece. *Journal of Affective Disorders*. 145(3):308-314.
- Fingleton B., Garretsen H., Martin R. (2012). Recessionary shocks and regional employment: evidence on the resilience of the UK regions. *Journal of Regional Science*. 52:109 - 133.
- Fishback P., Haines M., Kantor S. (2007). Births, deaths, and new deal relief during the Great Depression. *Rev Econ Stats*. 89:1 - 14.
- Freyer-Adam, J., Gaertner, B., Tobschall, S., John, U. (2011). Health risk factors and self-rated health among job-seekers. *BMC Public Health*. 11:659.
- Gerdtham U. G., Ruhm C. J. (2006). Deaths rise in good economic times: evidence from the OECD.

- Econ Hum Biol. 4:298 - 316.
- Gili M., Roca M., Basu S., McKee M., Stuckler D. (2012). The mental health risks of economic crisis in Spain: evidence from primary care centres, 2006 and 2010. *Eur J Public Health*. 23(1):103 - 108.
- Goldman-Mellor, S. J., Saxton, K. B., Catalano, R. C. (2010). Economic contraction and mental health: a review of the evidence, 1990-2009. *Int. J. Ment. Health*. 39:6-31.
- Henkel, D. (2011). Unemployment and Substance Use: A Review of the Literature (1990-2010). *Current Drug Abuse Reviews*. 4(1):4-27.
- Idler, E. L., Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of health and social behavior*. 38(1):21-37.
- IMF (1988). World Economic Outlook Database.
- IMF (2015). World Economic Outlook Database.
- Joormann, J., Tanovic, E. (2015). Cognitive vulnerability to depression: Examining cognitive control and emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*. 4:86-92.
- Kalousova, L., Burgard, S. (2014). Unemployment, measured and perceived decline of economic resources: contrasting three measures of recessionary hardships and their implications for adopting negative health behaviors. *Soc. Sci. Med*. 106:28-34.
- Karanikolos M., Mladovsky P., Cylus J., Thomson S., Basu S., Stuckler D., Mackenbach J., McKee M. (2013). Financial crisis, austerity, and health in Europe. *Lancet*. 381:1323-1331.
- Kindleberger, C. P. (1978). *Manias, panics and crashes: a history of financial crises*. New York: Basic Books.
- Krueger, P., Burgard S. A. (2011). Income, occupations and work. *International handbook of adult mortality*. 263-288.
- Krueger, A., Mueller, A. (2012). Time Use, Emotional Well-Being, and Unemployment: Evidence from Longitudinal Data. *American Economic Review*. 102(3):594-599.
- Lee, S., Guo, W. J., Tsang, A., Mak, A. D., Wu, J., Ng, K. (2010). Evidence for the 2008 economic crisis exacerbating depression in Hong Kong. *Journal of Affective Disorders*. 126(1):125-133.
- Lorant, V., Delige, D., Eaton, W., Robert, A., Philippot, P., Anseau, M. (2003). Socioeconomic Inequalities in Depression: A Meta- Analysis. *American Journal of Epidemiology*. 157(2):98-112.
- Madianos, M., Economou, M., Alexiou, T., Stefanis, C. (2011). Depression and economic hardship across Greece in 2008 and 2009: Two cross-sectional surveys nationwide. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*. 46(10):943-952.
- Messias, E., Eaton, W., Grooms, A. (2011). Economic grand rounds: Income inequality and depression prevalence across the United States: An ecological study. *Psychiatric Services (Washington, D.C.)*. 62(7):710-712.
- Minelli L., Pignini C., Chiavarini M., Bartolucci F. (2014). Employment status and perceived health

- condition: Longitudinal data from Italy. *BMC Public Health*. 14(1):946.
- Modrek, S. R., Cullen, M., Basu, S., Stuckler, D., McKee, M. (2013). A review of health consequences of recessions internationally and a synthesis of the US response during the great recession. *Public Health Reviews*. 35(1).
- Price, R., Choi, J., Vinokur, A., Barling, J. (2002). Links in the Chain of Adversity Following Job Loss: How Financial Strain and Loss of Personal Control Lead to Depression, Impaired Functioning, and Poor Health. *Journal of Occupational Health Psychology*. 7(4):302-312.
- Riumallo-Herl, C., Basu, S., Stuckler, D., Courtin, E., Avendano, M. (2014). Job loss, wealth and depression during the Great Recession in the USA and Europe. *International Journal of Epidemiology*. 43(5):1508-1517.
- Rockoff, H., Kindleberger, C., Laffargue, J. (1984). Financial Crises: Theory, History, and Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*. 16(3):388.
- Rogers, R., Hummer, R., Nam, C. (2000). *Living and dying in the USA : Behavioral, health, and social differentials of adult mortality*. NY: Academic.
- Ross, C., Mirowsky, J. (1995). Does employment affect health? *Journal of Health and Social Behavior*. 36(3):230-243.
- Ruhm C. J. (2000). Are recessions good for your health?. *Q J Econ*. 115:617 - 50.
- Ruhm C. J. (2003). Good times make you sick. *J Health Econ*. 22:637 - 58.
- Ruhm C. J.(2008). A healthy economy can break your heart. *Demography*. 44:829 - 48.
- Sargent-Cox K., Butterworth P., Anstey K. J. (2011). The global financial crisis and psychological health in a sample of Australian older adults: A longitudinal study. *Social Science & Medicine*. 73(7):1105-1112.
- Shiskin, J. (1974). 'The Changing Business Cycle'. *The New York Times*. Section 3:12(December, 1).
- Strully, K. (2009). Job loss and health in the U.S. labor market. *Demography*. 46(2):221-246.
- Stuckler D., Basu S., Suhrcke M., Coutts A., McKee M. (2009). The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis. *Lancet*. 374:315-323.
- Sullivan, D., Wachter, T. (2009). Job displacement and mortality: An analysis using administrative data.(Report). *Quarterly Journal of Economics*. 124(3):1265-1306.
- Sverke, M., Hellgren, J., Näswall, K., Barling, J. (2002). No Security: A Meta-Analysis and Review of Job Insecurity and Its Consequences. *Journal of Occupational Health Psychology*. 7(3): 242-264.
- Thiede B. C., Monnat S. M. (2016). The Great Recession and America's Geography of Unemployment. *Demographic Research*. 35:891-928.
- Thielke, Stephen M, Diehr, Paula, Unützer, Jürgen. (2010). Prevalence, incidence, and persistence of major depressive symptoms in the Cardiovascular Health Study. *Aging & Mental Health*, 14(2), 168-176.

- Vandoros, S., Hessel, P., Leone, T., Avendano, M. (2013). Have health trends worsened in Greece as a result of the financial crisis? A quasi-experimental approach. *The European Journal of Public Health*. 23(5):727-731.
- Wang, J., Smailes, E., Sareen, J., Fick, G., Schmitz, N., Patten, S. (2010). The Prevalence of Mental Disorders in the Working Population over the Period of Global Economic Crisis. *The Canadian Journal of Psychiatry*. 55(9):598-605.
- Wolfson, M. (1990). The Causes of Financial Instability. *Journal of Post Keynesian Economics*. 12(3):333-355.
- Zavras, D., Tsiantou, V., Pavi, E., Mylona, K., Kyriopoulos, J. (2013). Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. *The European Journal of Public Health*. 23(2):206-210.

2015년 기초생활보장제도 개편이 수급자의 복지 인식에 미친 영향 분석: ‘수급빈곤층’과 ‘비수급 빈곤층’의 인식 차이를 중심으로

An Analysis of the Impact of the 2015 Reform of the National Basic Livelihood institution on the Welfare Perception of Recipients : Focusing on the difference in perception between the "benefits Recipient" and the "non take up"

임혜리(덕성여자대학교 사회복지학과)

본 연구는 국민기초생활보장제도의 개편으로 인해 확대된 급여대상자와 비수급 빈곤층 간 복지인식에 어떠한 차이가 존재하는지 알아보는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서는 국민기초생활보장제도가 통합형 급여에서 맞춤형 급여로 개편된 2015년을 기점으로 제도의 개편이 수급 빈곤층의 복지인식에 미친 영향을 분석하고자 2013년(개편 전), 2016년(개편 후)의 급여대상자와 비수급 빈곤층의 복지 인식차이를 각각 분석하고, 각 시기별 자료를 통합하여 기초생활보장제도 개편에 따른 제도적 효과를 이중차분법을 통해 확인하였다. 이러한 분석을 위해 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study) 데이터를 사용하였으며, 2015년 제도 개편의 전후 조사차수인 8차년도(2013) 및 11차년도(2016) 자료를 분석에 활용하였다. 분석결과, 복지 인식과 관련한 모든 모형에서 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계의 개편이 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 집단에 따른 기저선호가 있음으로 관측되었다. 하지만 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층과의 복지인식 차이에 대한 정책효과는 없었다. 본 연구 결과는 대상 선정에 있어 내생성 문제에 대응하여 제도 개편에 따른 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식의 의미를 보다 분명하게 도출하였다는 점에서 의의가 있다. 연구 결과를 통해 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계를 평가하고 정책적 방향성을 수립하는데 도움을 주는 기초 자료로 사용될 수 있을 것이다.

제1절 서론

2000년 10월에 도입된 국민기초생활보장제도는 우리나라의 대표적인 공공부조제도로써 최후의 사회안전망 역할을 수행하여 왔다. 국민기초생활보장제도가 최후의 안전망 임에도 불구하고 제도의 사각지대, 급여체계, 급여 구성 등에 대한 문제제기가 지속되어 왔으며, 비수급 빈곤층이라는 기초생활보장제도의 지원을 받지 못하는 사각지대 문제와 통합급여로 인해 수급가구 및 수급자가 탈수급을 하지 않는다는 문제 등이 지속적으로 제기되어 왔다. 이에 정부는 국민기초생활보장제도가 지닌 한계를 극복하기 위해 2015년 7월 국민기초생활보장제도를 맞춤형 급여(생계, 의료, 주거 및 교육) 체계로 전환하여 운영하고 있다(김태완 외, 2017).

맞춤형 급여제도는 어휘에서 나타나는 것과 같이 저소득층 혹은 빈곤층의 욕구에 맞추어 지원방안을 강구하겠다는 것이다. 즉 생계가 필요한 사람에게는 생계비를, 의료비가 필요한 사람에게는 의료비를, 월세가 부담되어 빈곤한 사람은 임대료 지원을 교육비로 인해 어려움을 경험하는 빈곤가정 자녀를 위해서는

교육비를 지원한다는 점이다. 이로 인해 기존 통합적 급여는 생계급여, 의료급여, 주거급여 및 교육급여로 분리되어 빈곤층을 돕도록 하였다(김태완 외, 2017).

맞춤형 급여로 전환의 가장 큰 특징은 기존 통합형 급여체계에서는 국민기초생활보장제도의 수급가구(혹은 수급자)가 되면 욕구와 상관없이 기초생활보장제도에서 제공하는 모든 급여를 제공받을 수 있는 자격이 주어졌다. 하지만 맞춤형 급여체계에서는 생계가 필요하면 생계급여를, 의료비가 필요하면 의료급여 등을 제공하고 있으며, 필요시에는 생계 및 의료, 의료 및 주거급여 등이 함께 제공되는 체계로 전환되었다. 두번째 특징으로는 기존 기초생활보장제도에서 선정 및 급여기준으로 활용되어오던 최저생계비 대신에 통계청에서 발표하는 소득에 기초한 기준중위소득이 선정 기준으로 활용되고 급여는 각 맞춤형 급여체계에 부합되도록 개편되었다(김태완 외, 2017).

국민기초생활보장제도가 맞춤형 급여로 전환되면서 제도의 안정성, 지속가능성 및 제도발전을 위한 방안으로서 제도 평가 및 이를 통한 기본계획 및 종합계획 수립을 의무화하였다. 따라서 맞춤형 급여체계로의 제도 전환에 따른 평가, 제도변화에 대한 인식, 욕구 분석 등을 위한 실태진단 필요성, 정책 시행 전과 후의 정책대상자의 복지제도에 대한 인식, 향후 발전방향 수립을 위한 실태조사가 필요하게 되었다(김태완 외, 2017). 또한 복지제도의 발달 및 성숙에 따라 사회 구성원간 갈등이 촉발될 수 있다는 점을 감안할 때(은석, 2019) 복지 제도의 영향이 자기 이해에 따라 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층 사이의 복지인식에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보는 것은 중요한 연구주제이다. 따라서 본 연구의 목적은 2015년 국민기초생활보장제도의 개편으로 인해 '수급빈곤층'과 '비수급 빈곤층'의 복지인식과 어떠한 차이가 존재하는지 알아보는 것이다.

기초생활보장 맞춤형 급여체계가 2015년 7월 개편한 점을 고려하여, 한국복지패널 8차(2013년), 11차(2016년)년도 가구용 자료와 가구원용 자료를 사용하였다. 이를 통해 두 집단을 설정하였으며, 두 집단의 복지인식 변화정도를 이중차이모델(Difference-in-Difference, DiD)을 이용하여 분석하였다. 맞춤형 급여체계의 개편이 2015년 하반기에 이루어졌음을 감안한다면 2016년에는 이러한 변화가 어떻게 성과를 내는지를 살펴보는 것이 일차적 관심사가 될 수밖에 없다. 즉 제도 변경 이전에 기대했던 효과가 개편 이후 실제로 나타나는지를 파악하는 것은 중요하다. 기초생활보장제도에서 가장 중요한 과제는 빈곤층에 대한 보호 기능의 확대와 복지인식에 변화가 생기는지 살펴보는 것이다(강신욱, 2016). 나아가 기초보장제도의 효과성을 비수급 빈곤층을 중심으로 살펴본 선행연구는 매우 부족하기 때문에 여전히 수급을 받지 못하는 비수급 빈곤층의 복지인식 변화를 살펴보는 것도 중요하다.

따라서 본 연구에서는 수급빈곤층과 여전히 수급을 받지 못하는 비수급 빈곤층의 복지 인식에는 어떠한 차이가 있는지 알아보았다. 또한 어떠한 요인들이 두 집단의 복지인식 변화에 영향을 미치는지 분석함으로써 맞춤형 급여체계를 평가하고 정책적 방향성을 정립하였다.

이러한 연구 목적 및 이론적 배경에 따라 연구문제를 다음과 같이 설정하였다.

연구 문제 : '수급빈곤층'과 여전히 수급을 받지 못하는 '비수급 빈곤층'의 복지인식이 2015년 맞춤형 급여체계 개편 이후 달라졌는가?

1) 2013년(개편 전) 국민기초생활보장제도 수급여부에 따른 급여대상자와 비수급 빈곤층 사이의 복지인식수준은 어떠한가?

2) 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계 개편은 수급빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지 인식에 영향을 주었는가?

제2절 이론적 배경 및 선행연구

1. 국민기초생활보장제도의 변화(맞춤형 급여체계)

1.1 국민기초생활 보장제도의 변화 과정

한국의 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계로의 개편을 이해하기 위해서는 과거의 국민기초생활 보장법에 대해 이해할 필요가 있다. 생활보호법의 전신인 국민기초생활보장법은 IMF 외환위기와 대량실업의 경제위기에 따른 빈곤문제에 대처하기 위해 1999년에 제정된 법이다. 제정 당시 국민기초생활보장제도는 근로능력 여부와 무관하게 전 빈곤층에게 보편적인 생계급여를 보장하도록 하였으며, 개별적인 필요 정도에 따라 최저생활 수준까지 보장하는 보충급여체계를 채택했다는 점에서 획기적 진보를 한 것으로 평가되었다(박혜리, 2016).

그러나 급격한 경제사회 환경의 변화로 인해 국민기초생활보장제도가 빈곤대책으로 최저한의 생활을 보장해주기 위한 최후의 사회안전망으로서의 기능을 다하지 못하고 있다. 또한 부양의무자 기준과 소득 인정액으로 인해 기초생활보장제도의 혜택을 받지 못하는 빈곤 사각지대가 광범위하게 존재하고 있고(박혜리, 2016), 기존 수급자에게 더 많은 급여를 주는 쪽으로 작동했고 그 결과 복지 사각지대에 속해있는 빈곤층은 제대로 보호받지 못하고, 수급자로 선정된 빈곤층은 제도의 테두리에서 벗어나지 않도록 노력했을 것이다. 즉, 통합급여의 문제점인 'all or nothing' 문제로 모든 급여가 하나의 제도로 묶여 있기 때문에 발생한 문제라고 할 수 있다(노대명, 2016).

이러한 이유에서, 정부는 2014년 12월 국민기초생활보장법 개정안을 통과시키고, 2015년 7월 1일부터 기초생활보장제도의 급여체계를 욕구별 급여 체계, 즉 맞춤형 급여체계로 개편 및 시행하게 되었다(노대명, 2016, p.6). 맞춤형급여는 기존 국민기초생활보장제도에서는 수급가구로 선정되면 동 제도에서 제공되는 모든 급여를 받을 자격이 주어졌던 것과는 다르게 수급가구의 필요와 욕구에 맞추어 생계급여, 의료급여, 주거급여 및 교육급여를 통합적으로 혹은 개별적으로 수급이 가능하도록 개선한 제도이다(김태완 외, 2017). 즉, 기초생활보장제도에 포함되어 있는 생계·의료·주거·교육급여를 별도의 선정기준과 급여수준을 갖는 제도로 분리하여 시행하였다. 또한, 선정기준과 급여 수준을 절대 빈곤 개념의 최저생계비로 계측하던 방식에서 벗어나, 중위소득을 근간으로 한 상대기준선 방식에 따라 급여별로 선정기준을 다층화하고, 급여수준은 급여별로 적정 수준을 재설정하는 방식을 취하였다(박혜리, 2016).

1.2 맞춤형 급여체계로의 개편

2015년 7월 1일부터 국민기초생활보장제도의 급여체계가 맞춤형 개별급여체계로 전환, 시행되었다. 이는 단일한 기준선에서 급여의 대상자를 선정하고 급여를 제공하던 방식에서 벗어나 대상자 선정기준을 생계, 의료, 주거, 교육 급여별로 상이하게 적용하여 빈곤층의 욕구에 따라 일부 급여만이라도 수급할 수 있도록 한다(강신욱, 2016). 이 과정에서 일부 급여의 선정기준선이 높아졌고 부양의무자 기준이 완화되거나 교육급여의 경우는 폐지되었다. 지원방식을 임대료에 대한 차등보조방식으로 지원방식을 전환하였다. 이러한 변화를 통해 빈곤층에 대한 실질적인 보호기능 및 탈수급 유인을 하는 것이 제도 개편의 기본적 목적이다(강신욱, 2016).

기초생활보장제도 개편의 내용을 좀 더 자세히 설명하면 다음과 같다.

첫째, 상대적 관점의 수급자 선정 및 급여기준을 적용하였다. 개정 전에는 최저 생계비 개념을 적용하

여 표준화된 동일한 급여기준⁴⁵⁾을 갖고 있었다. 하지만 빈곤층에 대한 공공부조 선정 기준으로 절대적 빈곤이 아닌 상대적 빈곤관점을 적용해야 한다는 인식이 확산되면서 중위소득을 적용한 급여체제로 개편되었다. 또한 각 급여별로 수급기준을 차등화 하였다. 생계급여의 경우 기준중위소득의 28%선을 시작으로 30%까지 점차 높여가기로 하였고, 의료급여는 기준중위소득의 40% 이하, 주거급여는 기준 중위소득 43% 이하, 교육급여는 기준 중위소득 50%이하를 선정기준선으로 하였다(박혜리, 2016).

둘째, 주거급여와 교육 급여의 경우 대상자 범위가 확대되었다. 제도 개편 이전까지 최저생계비를 기준으로 사용되었는데 이는 중위소득의 약 40%에 해당된다. 따라서 주거급여(중위소득 기준 43%)나 교육급여(중위소득 기준 50%)의 기준선은 이전 기준에 비해 높아졌고, 이들 급여의 대상자가 확대되었다(강신욱, 2016).

셋째, 부양의무자 기준이 완화되었다. 개정 전 국민기초생활보장제도의 가장 심각한 문제로 인식되고 있는 부분이 바로 비수급 빈곤층 집단의 문제였다. 비수급 빈곤층은 사실상 빈곤층이어서 수급 집단에 속해야 함에도 불구하고 부양의무자 기준과 소득인정액이 최저생계비 이상으로 간주되어 수급을 받지 못한 계층이다. 개정 전 부양의무자 기준은 수급자와 부양의무자 각 가구별 최저생계비 합 의 130%이다. 맞춤형 급여체제로의 개편을 함으로써 급여수준의 차등화와 무관하게 부양의무자 기준을 완화하고, 교육급여는 부양의무자 기준을 폐지하여 빈곤층 자녀들이 교육급여를 받을 수 있도록 더욱 확대함으로써 복지사각지대 해소에 다소 기여할 수 있게 되었다(박혜리, 2016).

2. 복지인식과 자기 이해

2.1 복지인식과 자기이해에 대한 선행연구

복지인식은 국가가 어느 수준까지 책임을 져야할 것인지에 대한 견해이다. 복지의식 또는 인식(welfare consciousness과 복지태도(welfare attitude)는 밀접하게 관련이 있고 혼용되어 사용하기 한다(김영순·여유진, 2011). 하지만 한국에서는 복지태도라는 용어보다 복지의식 혹은 복지 인식이라는 용어가 주로 사용되어 왔다. 따라서 본 연구에서는 복지인식과 복지태도를 모두 아울러서 복지에 대한 심적인 내용과 동시에 그에 기반을 둔 행동성향으로 '복지인식'이라는 용어를 사용할 것이다. 우리나라의 복지정책은 빈곤대책의 일환으로 도입되었기 때문에 빈곤과 복지는 매우 연관이 깊다. 김교성(2011)은 우리나라의 복지정책이 주로 소득이전과 특정집단 정책 등이 중심이 된다고 보고하며, 빈곤의 경험은 복지태도를 형성하는 주요 요인일 수 있다고 보았다. 복지인식은 정책방향 결정에 있어서 국민들의 복지인식은 복지정치에 있어서 매우 중요한 주제이며(손병돈, 2016), 국가의 기능과 역할, 책임에 관한 수급 계층별 차이는 현실 정치 영역에서 갈등으로 전환될 수 있다(은석, 2019).

복지인식의 측정은 평등이나 자유에 대한 이데올로기적 태도, 복지책임주체에 대한 인식, 복지정책영역에 대한 정부책임 강화의 필요성에 대한 조사가 진행되어 왔다. 즉 복지인식에 대한 측정 문항들은 각 개인이 사회화 과정을 통해 학습된 가치 인식과 국가차원의 사회복지에 대한 태도로 볼 수 있다(김신영, 2010).

복지국가에 대한 사람들의 인식 및 태도를 결정하는 것으로 가장 중요한 것은 자기 이해(self-interest)이다. 이는 가장 일반적으로는 계급 혹은 계층이라는 사회경제적 지위에서 나아가 복지수급 여부와 같이 보다 구체적인 물질적 이해관계들로 측정된다. 이해관계와 무관하게, 개인이 가진 가치와 이념, 정의관 등도 복지 인식 및 태도에 중요한 영향을 미친다(Blekesaune & Quadagno, 2003; 김영순·여유진, 2015). 선

45) 개정 전 국민기초생활보장법에 의한 급여들(생계, 주거, 교육, 자활)의 수급자격은 의료급여(최저생계비 120% 이하)만을 제외하고 모두 최저생계비 100% 이하로 동일한 자격기준을 갖고 있었다(박혜리, 2016, p. 87).

전자본국을 대상으로 한 여러 선행연구들 중에서 사회경제적 지위와 관련된 자기이해가 복지인식 및 태도를 결정하는 기본 요인임을 밝히고 있다.

복지 인식에 대한 연구는 2010년대 이전까지는 복지확대에 대해서는 시민들이 찬성하지만 그것을 수행하기 위한 증세에는 반대하고 있으며 고소득, 고학력 집단일수록 복지국가에 대한 지지가 더 많은 것으로 나타났으나, 복지 확대에 대한 논의가 본격화된 2000년대 후반에 이르러 변화하기 시작한다(은석, 2019). 즉, 한국의 경우 오랫동안 계급이나 계층이 복지인식 및 복지태도를 결정하는 중요요인이 아닌 것으로 나타났지만 2010년 이후 계급 및 계층의 영향력을 인정하는 연구들이 등장하고 있다(김영순 · 여유진, 2015). 제 2차(2007)와 제 7차(2012) 한국복지패널에서 실시한 복지인식 부가조사를 활용한 김영순 · 여유진의 연구에서는 복지인식에 대한 계층 및 계급의 영향력이 뚜렷해졌다는 것을 알 수 있었다. 또한 고소득층일수록 복지확대를 꺼렸으며 저소득층에서 복지확대를 지지하는 복지인식의 계층효과가 분명히 나타났다(김영순 · 여유진, 2015, p. 107). 하지만 복지수급 등 제도의 발달에 따른 직접적인 이익과 결부된 자기이해요인에 있어서는 명확한 결과가 도출되지 못하고 있다(은석, 2019).

2.2 자기이해에 따른 복지인식의 형성

자기 이해의 관점에 따르면, 복지프로그램으로부터 더 많은 혜택을 볼 것 같은 사람들이 복지프로그램의 확대를 더 지지하고, 복지프로그램으로부터 혜택보다는 재원부담을 할 것 같은 사람들이 복지의 확대를 지지하지 않을 것으로 예상한다(손병돈, 2016, p.6). 즉 복지 프로그램 이용자 혹은 프로그램을 이용할 가능성이 높은 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 복지 프로그램에 대하여 긍정적 태도를 갖게 된다. 따라서 개인의 복지욕구와 복지수급 경험으로 측정되는 복지정책에 대한 자기 이해관계는 개인적 차원에서 복지정책 지지도를 결정하는 중요 요인이다(류만희·최영, 2009).

자기이해 관계는 기여자(납세자, 고소득자)와 수급자(비납세자와 저소득자)로 측정하여 복지정책 지지도의 차이를 설명하기도 한다. 기존의 연구에 따르면, 경제적 취약층, 복지수급 가능성이 높은 집단은 자신들을 대상으로 하는 복지 프로그램에 대한 지지도가 긍정적이라 한다. 또한 청소년층과 저소득층에서 복지정책 지지도가 높은 것으로 나타났다. 그리고 고소득층이 공공부조를 수급하는 저소득층에 비하면 복지국가에 대한 지지도가 낮은 것으로 알려져 있다(Hansenfeld and Rafferty, 1989; Mehrtens III, 2004; 주은선·백정미, 2007).

한편, 연령은 복지정책에 대한 자기이해 관계 여부를 확인할 수 있는 중요한 요인으로 알려져 있는데, 연령별로 복지프로그램에 대한 지지도에 차이가 있다는 것이다. 예컨대, 고령자와 중장년층은 고령자를 위한 프로그램에 대한 지지도가 높을 것이지만, 반면에 상대적으로 아동 프로그램에 대한 지지도는 낮은 경향을 보일 수 있을 것이다. Ponza et al(1988)은 이러한 가설을 실증한 바 있는데 연구결과에 따르면 고령자들은 자신들의 이해를 증진시키는 방식으로 반응한다는 것이다. 즉 고령자들은 교육비 지출이 증가하여야 한다는 사실에 동의하면서도, 자신들이 수급하는 연금에 대한 지출은 더 많이 증가하여야 한다는 반응을 보였다고 한다(류만희·최영, 2009).

Petterson(2001)과 Andersen(2002)의 연구에서는 연령별로 복지 프로그램에 대한 지지도에는 뚜렷한 차이가 있었지만 연금이나 보건의료 서비스에 대해서는 연령별 차이가 없는 것으로 나타났다. 일정한 수급 조건을 충족시키고, 특정 연령대에 급여가 지급되는 연금급여의 경우는 연령에 상관없이 모든 적용대상(전 국민)이 잠재적으로 이해관계를 갖고 있기 때문이다(류만희·최영, 2009).

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 분석대상

본 연구의 분석 자료는 한국복지패널(KoWePS) 8차(2013년), 11차(2016년)년도 가구용 자료와 가구원용 자료이다. 종단연구가 가능한 패널자료를 이용하였으며, 복지패널자료 가운데 복지인식을 추가적으로 실시한 8차, 11차 가구용 자료와 가구원용 자료를 분석 자료로 사용하여 비수급 상태에 있다가 맞춤형 복지제도의 개편으로 인해 수급이 확대되어 수급을 받게 된 ‘확대된 수급가구의 가구원’들의 복지인식을 수급 이전과 이후 시점에서 비교, 분석하였다. 8차년도 및 11차년도 자료를 사용한 이유는 2015년도(10차년도)에 국민기초생활보장제도가 통합형 급여체계에서 맞춤형 급여체제로 개편이 이루어졌기 때문에 시점에 따른 변화를 살펴보기 위해서는 2015년 이전 및 이후의 자료를 확인하는 것이 필요하다고 판단하여서이다.

이 자료는 표본추출 시 중위소득 60%미만 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하였기 때문에 국내 패널조사 중에서 가장 많은 저소득층 가구를 포함하고 있다는 점에서 저소득층 대상 정책이나 빈곤 연구에 적합하며 농촌지역 수급자의 경우도 포함하여 분석할 수 있다는 장점이 있다.

한국복지패널(이하 복지패널) Koweps 8차년도 복지인식 부가조사는 이전 2차와 5차년도 복지인식 조사의 대표성 문제를 보완하여 7차 전체 표본가구 중 지역별, 계층별 확률비례추출법에 따라 추출된 표본가구(2,399가구, 가구원 6,248명) 내 만 19세 이상 모든 가구원 총 5,050명을 대상으로 조사를 실시하였고, 그 결과 총 2,209가구(4,185명)가 조사가 완료되었다. Koweps 11차년도 복지인식 부가조사는 8차년도 복지인식 부가조사 대상자 중 11차년도 표본에 포함된 가구(2,121가구)내 만 19세 이상 모든 가구원 총 3,634명을 대상으로 하였고 총 1,951가구(3,443명)에 대해 조사가 완료되었다.

본 연구에서의 처치효과인 ‘국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계 개편에 따른 복지인식의 변화’는 각각 2012년 1월 12일부터 6월 8일까지 조사된 8차 조사와 2015년 3월 2일부터 6월 8일까지 조사된 11차 조사자료를 분석대상 자료로 한다. 따라서 본 연구의 분석대상은 2015년에 있던 맞춤형 급여체제로의 제도 개편의 효과를 살펴보기 위해 두 시점의 응답자를 대상으로 조사된 자료를 활용하였다. 먼저, 복지패널 내 중위소득 60% 이하 빈곤층 가운데 수급빈곤층(2012년 기준 국민기초생활보장제도의 통합급여를 받은 집단)과 비수급 빈곤층으로 구분하였다. 집단은 다음 <표1>과 같이 구분된다.

<표 1> 수급여부 및 맞춤형 급여체계 개편 시점을 기준으로 한 집단 구분

	8차년도(2013년)	11차년도(2016년)	전체
비수급빈곤층 (명)	1,056	897	1,953
수급빈곤층 (명)	290	218	508
전체	1,346	1,115	2,461

2. 측정변수

다음으로 맞춤형 국민기초생활보장제도의 복지인식 효과성을 분석하기 위해 사용된 변인 및 문항은 다음과 같다(<표 2> 참조). 이 분석에서는 국민기초생활보장제도의 복지인식효과를 분석하기 위하여 수급여부, 복지인식(사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨, 노동 능력이 있는 사람에게도 최소한의 생계보장,

기초생활수급자는 게으름), 성별, 연령, 가처분소득이 활용되었다. 먼저 이 연구의 주요 관심 변수인 수급 여부, 복지인식 변인을 살펴보면, 수급여부는 국민기초생활보장제도를 받는 경우를 기준으로 예, 아니오로 구분하였다. 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여 개편으로 인해 11차년도의 경우에는 생계, 주거, 교육, 의료 급여 중 한 가지라도 수급한 경우 국민기초생활보장제도의 수급자라고 간주하여 코딩하였다. 복지인식의 경우 한 사회 내에 존재하는 복지수혜 경험 여부에 따른 복지인식의 차이와 변화를 측정하기 위해 (은석, 2019), ‘사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨’ 문항에 대해서는 매우 그렇다, 그렇다, 대체로 그렇다, 보통이다, 대체로 그렇지 않다, 그렇지 않다, 전혀 그렇지 않다는 5점 리커트 척도로 응답하도록 하였다. ‘노동 능력이 있는 사람에게도 최소한의 생계 보장’ 및 ‘기초생활수급자는 게으름’ 문항에 대해서는 매우 동의한다, 동의한다, 동의도 반대도 하지 않는다, 매우 반대한다의 5점 리커트 척도로 응답하도록 하였다.

그 외 통제변수로 성별, 연령, 가처분 소득으로 설정하였다. 성별은 남성 및 여성으로 구분하였고, 연령의 경우 조사기준년도인 2012년, 2015년에서 분석대상의 태어난 연도를 뺀 후 1을 더하여 산출하였다. 이는 선행연구인 정성지 외(2019)의 연구에서도 동일하게 측정하였음을 알 수 있다. 가처분 소득은 연속변수로 기초통계 분석 활용을 위해 1000만원 미만, 1000만원 이상-2999만원 이하, 3000만원 이상-4999만원 이하, 5000만원 이상-6999만원 이하, 7000만원 이상-8999만원 이하, 9000만원 이상으로 범주화하여 나타내었다.

〈표 2〉 측정변인 및 문항

변수 종류		변수 정의	
수급여부		① 예 ※ 11차년도의 경우, 생계, 의료, 주거, 교육 급여 중 한 가지라도 수급한 경우 국민기초생활보장제도의 수급자라고 간주함	② 아니오
복지인식	사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨	① 매우 그렇다 ③ 대체로 그렇다 ⑤ 대체로 그렇지 않다 ⑦ 전혀 그렇지 않다	② 그렇다 ④ 보통이다 ⑥ 그렇지 않다
	노동 능력이 있는 사람에게도 최소한의 생계보장	① 매우 동의한다 ③ 동의도 반대도 하지 않는다 ⑤ 매우 반대한다	② 동의한다 ④ 반대한다
	기초생활수급자는 게으름	① 매우 동의한다 ③ 동의도 반대도 하지 않는다 ⑤ 매우 반대한다	② 동의한다 ④ 반대한다
성별		① 여성	② 남성
연령		조사년도(2012/2015년) - 태어난 년도 + 1	
가처분소득		① 1000만원 미만 ③ 3000만원 이상 - 4999만원 이하 ⑤ 7000만원 이상 - 8999만원 이하	② 1000만원 이상 - 2999만원 이하 ④ 5000만원 이상 - 6999만원 이하 ⑥ 9000만원 이상

3. 분석절차 및 분석방법

본 연구는 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계로의 개편으로 인해 확대된 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식에 미치는 효과를 확인하는 데 그 목적이 있다. 이에 먼저 응답자의 기본적 특성을 살펴보기 위해 빈도분석 및 기술통계분석을 활용하였다. 이후 차이 분석을 통해 국민기초생활보장제도의 개편 전후에 따라 확대된 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식에 차이가 있는지 확인하고자 하였다. 우

선 확대된 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 특징을 기술적으로 탐색하였으며, 통계적으로 유의미한 차이가 있는지 확인하기 위하여 t-test를 수행하였다. 이 분석에서는 두 시점의 데이터를 활용하였는데, 개편 전과 개편 후의 데이터를 모두 합쳐 분석하였으며, 제도 개편을 통해 확대된 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 빈곤 인식의 변화가 존재하는지를 함께 탐색하기 위하여 이중차분법을 활용하였다. 시점과 수급여부에 대한 상호작용 변수를 투입함으로써 제도 개편에 따른 복지인식의 전후 차이를 분석하였다. 이와 같이 기술 통계 분석, 차이분석, 이중차분법을 실시하는데 있어 STATA 14.0을 활용하였다.

제4절 연구결과

1. 기술통계 및 차이분석

1.1 응답자의 인구사회학적 특성

국민기초생활보장제도의 맞춤형 개편에 따라 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식 차이가 어떠한 지 검증하기 위해 본 연구에서는 한국복지패널 복지인식부가조사 8차(2013년)와 11차(2016년) 데이터를 활용하였다. 두 조사연도 사이에는 국민기초생활보장제도의 급여체계가 통합형 급여체계에서 맞춤형 개별급여체제로 전환, 시행(2015년 7월 1일)됨에 따라 복지제도가 급격한 확장을 이루었다. 연구의 대상이 되는 것은 2013년 복지인식조사에 참여한 4,184명과 2016년 복지인식조사에 참여한 3,442명이다. 본 연구에서 분석에 활용한 응답자의 일반적인 특성은 다음 <표 2>와 같다. 분석결과에서 중요하게 살펴보아야 할 것은 수급여부이다. 2013년 통합급여를 수급한 경우(3,859명)보다 2016년 맞춤형 급여를 수급하게 된 경우(3,193명) 더욱 감소한 것을 알 수 있다. 이를 통해 탈빈곤한 계층이 증가하였음을 알 수 있다. 하지만 맞춤형 급여체계의 개편으로 2016년 맞춤형 급여체계 중 주거, 교육 급여를 수급받는 확대된 빈곤 수급층은 3,430명으로 증가한 것을 알 수 있다. 따라서 맞춤형 급여체계의 개편으로 인해 생계급여 및 의료급여에서는 벗어났지만, 주거, 교육 급여를 받는 수급 빈곤층은 증가하였음을 알 수 있다.

<표 3> 분석 대상의 인구사회학적 특성

			2013		2016	
			빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
수급여부	1	통합형 급여 수급(bs2012)	3,859	92.2	3,193	92.8
		통합형 급여 비수급(bs2012)	325	7.77	249	7.23
		전체	4,184	100.0	3,442	100
	3	맞춤형 급여 중 주거, 교육 급여만 수급(expand2015)	4,184	100	3,430	99.7
		맞춤형 급여 중 주거, 교육 급여도 비수급(expand2015)	0	0	12	0.3
		전체	4,184	100.0	3,442	100

〈표 3〉 분석 대상의 인구사회학적 특성(계속)

			2013		2016	
			빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
복지인식	사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨(wc_19)	매우 그렇다	177	4.2	175	5.1
		그렇다	1,058	25.3	707	20.5
		대체로 그렇다	768	18.4	767	22.3
		보통이다	732	17.5	671	19.5
		대체로 그렇지 않다	1,025	24.5	753	21.9
		그렇지 않다	311	7.4	234	6.8
		전혀 그렇지 않다	113	2.7	135	3.9
	전체		4,184	100	3,442	100
	노동능력있는 사람에게도 최소한의 생계보장 (wc_26)	매우 동의한다	172	4.1	128	3.7
		동의한다	1,595	38.1	1,148	33.4
		동의도 반대도 하지 않는다	836	20.0	805	23.4
		반대한다	1,235	29.5	1,100	32.0
		매우 반대한다	346	8.3	261	7.6
	전체		4,184	100	3,442	100
	기초생활수급자는 개으름 (wc_24)	매우 동의한다	270	6.5	249	7.2
		동의한다	1,303	31.1	1,114	32.4
		동의도 반대도 하지 않는다	1,180	28.2	981	28.5
		반대한다	1,277	30.5	957	27.8
		매우 반대한다	154	3.7	141	4.1
	전체		4,184	100	3,442	100

〈표 3〉 분석 대상의 인구사회학적 특성(계속)

		2013		2016	
		빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
성별(h_g3)	남	1,792	42.8	1,431	41.6
	여	2,392	57.2	2,011	58.4
	전체	4,184	100	3,442	100
연령(age 변수)	18세 미만	57	1.4	70	2.0
	19-29세 이하	314	7.5	136	4.0
	30-39세 이하	582	13.9	383	11.1
	40-49세 이하	756	18.1	637	18.5
	50-59세 이하	710	17.0	570	16.6
	60세 이상	1,765	42.2	1,646	47.8
	전체	4,184	100	3,442	
가처분소득 (h_din)	1000만원 미만	521	12.5	377	11.0
	1000만원 이상 - 2999만원 이하	1,395	33.3	1,173	34.1
	3000만원 이상 - 4999만원 이하	1,105	26.4	752	21.8
	5000만원 이상 - 6999만원 이하	627	15.0	590	17.1
	7000만원 이상 - 8999만원 이하	297	7.1	280	8.1
	9000만원 이상	239	5.7	270	7.8
	전체	4,184	100	3,442	100

1.2 2013년 수급 여부별 관련 특성 및 복지인식 차이분석

2013년 수급 여부별 관련 특성에 따른 차이 분석 결과는 <표 4>와 같다. 2013년 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 집단 간 차이분석을 시행한 결과 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층은 연령과 가처분소득에 따라 차이를 보였으나, 성별에 따라서는 유의미한 차이를 보이지 않았다. 즉 비수급 빈곤층과 수급 빈곤층간 유의미한 차이를 보이는 일반적 변수는 연령과 가처분소득임을 알 수 있다. 이는 연령과 소득 수준별로 복지인식에 유의미한 영향을 미친다(은석, 2019; 김영순·여유진, 2015; 손병돈, 2016)는 선행연구 결과와 동일한 결과라고 볼 수 있다.

<표 4> 2013년 수급 여부별 관련 특성 차이분석

구분		N	M	SE	T	
성별	수급 빈곤층	남	400	80.3	-	1.6293
		여	656	77.3	-	
	비수급 빈곤층	남	98	19.6	-	
		여	192	22.6	-	
연령	수급빈곤층	290	62.3	0.90	-7.6468***	
	비수급 빈곤층	1,056	69.1	.040		
가처분소득	수급빈곤층	290	1316.3	41.8	2.0766*	
	비수급 빈곤층	1,056	1230.7	594.4		

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

<표 5>는 2013년 수급 여부별 복지 인식의 차이 분석 결과이다. 2013년 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 집단 간 복지인식 차이분석을 시행한 결과 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층은 '사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨'과 '노동능력있는 사람에게도 최소한의 생계보장', '기초생활수급자는 게으름'의 모든 변수에서 유의미한 차이를 보였다. 즉 복지인식 변수는 모두 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층간 유의미한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 그렇다면 2015년 맞춤형 제도 개편으로 인한 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식의 변화인지 추가적으로 탐색해볼 필요가 있다. 따라서 다음 장에서는 이중차분법을 통하여 제도 개편으로 인한 국민기초생활보장제도 수급여부에 따른 복지인식 변화를 분석하였다.

<표 5> 2013년 수급 여부별 복지인식 차이분석

구분	N	M	SE	T	
사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨	수급빈곤층	290	3.98	0.08	6.6686***
	비수급 빈곤층	1,056	3.37	0.04	
노동능력있는 사람에게도 최소한의 생계보장	수급빈곤층	290	2.65	0.06	-5.7413***
	비수급 빈곤층	1,056	3.06	0.03	
기초생활수급자는 게으름	수급빈곤층	290	3.52	0.06	12.7117***
	비수급 빈곤층	1,056	2.71	0.03	

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

<표 6>은 2016년 수급 여부별 복지 인식의 차이 분석 결과이다. 2016년 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 집단 간 복지인식 차이분석을 시행한 결과 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층은 '사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨'과 '노동 능력 있는 사람에게도 최소한의 생계보장', '기초생활수급자는 게으름'의 모든 변수에서 유의미한 차이를 보였다. 즉 복지인식 변수는 모두 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층간 유의미한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 2013년과 2016년 모두 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층으로 인해 복지인식의 차이를 보였다. 그렇다면 2015년 맞춤형 제도 개편으로 인해 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식이 변화한 것

인지를 추가적으로 탐색해볼 필요가 있다. 따라서 다음 장에서는 이중차분법을 통하여 제도 개편으로 인한 국민기초생활보장제도 수급여부에 따른 복지인식 변화를 분석하였다.

〈표 6〉 2016년 수급 여부별 복지인식 차이분석

구분		N	M	SE	T
사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨	수급 빈곤층	218	3.91	0.09	4.5954***
	비수급 빈곤층	897	3.46	0.04	
노동 능력 있는 사람에게도 최소한의 생계보장	수급 빈곤층	218	2.73	0.06	-5.1707**
	비수급 빈곤층	897	3.12	0.03	
기초 생활 수급자는 게으름	수급 빈곤층	218	3.53	0.06	11.9460***
	비수급 빈곤층	897	2.67	0.03	

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

2. 2013년 비수급빈곤층과 수급빈곤층의 인식 변화 비교

맞춤형 국민기초생활보장제도에 대한 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식 변화 분석 결과는 다음 <표 7>과 같다. 인구사회학적 변수들의 영향을 통제한 순수한 효과를 추정하기 위해 복지인식(모형1, 모형2, 모형3)을 종속변수로 하는 이중차분을 실시한 결과, 모형 1, 모형2, 모형 3에서 모두 수급여부 집단의 효과는 있었지만, 처치효과(기간 더미변수×수급 여부집단 더미변수)는 없었다. 즉, 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층 집단 사이에 기저값에서는 유의미한 차이가 있었지만 2012년 통합형 급여체계에서 2015년 맞춤형 급여체계로의 개편에 따른 두 집단 사이의 복지인식에는 모형1, 모형2, 모형3 모두 유의미한 영향을 미치지 않았다.

즉, 모두 빈곤가구 구성원임에도 수급 지위에 따라 복지인식에 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이 차이는 2015년 정책 도입 이전에 비교집단과 통계적으로 유의미한 차이가 존재하였음을 의미한다. 이러한 결과는 ‘수급 빈곤층’이 복지인식에 있어서 자기이해(self-interest)를 형성하고 있는 것이라고 평가할 수 있다. 영역별로도 ‘사회복지를 늘리면 일할 의욕이 저하’, ‘기초생활수급자는 게으름’ 등 복지수급자에 대해 부정적인 인식에 대해서 ‘수급빈곤’ 집단이 ‘비수급빈곤’ 집단에 비해 더 적극적인 방어에 나서고 있음을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 2010년대 이후 우리나라에서도 복지인식에 있어서 계층 및 계급의 영향력이 분명해지고 있다는 김영순과 여유진(2015)의 지적과 일치한다.

하지만 2015년 맞춤형 급여체계 개편은 두 집단 간 인식에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타나는 것에는 세 가지 정도의 가능성이 있다. 우선, 복지패널 내에서 복지인식 문항에 답변한 응답자 가운데 확대된 수급자 즉, 2012년에는 비수급이었다가 2015년 개편 뒤에 수급자가 된 케이스가 유의미한 분석 수행이 어려울 만큼 적었다. 즉, 데이터셋 내에서는 정책 수혜대상의 확대의 효과를 평가하기에 어려움이 있었다. 둘째, 연구 설계상 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여 체계로의 개편이 수급 빈곤층 및 비수급 빈곤층의 복지인식에 유의미한 영향을 미치기까지의 시간이 너무 촉박했을 수 있다. 셋째, 정성지 외(2019)가 지적하듯 맞춤형 급여체계가 실제로는 통합형 급여체계와 유사한 방식으로 시행되고 있거나 혹은 맞춤형 급여체계의 설계 자체가 미흡해서 생긴 결과일 수 있다. 따라서 제도의 변화에 따른 시간의 경과를 지속적으로 검토해볼 필요가 있을 것이다.

통제변수로 투입된 항목들 중에서는 연령 변수만이 수급집단의 복지인식에 영향을 미치는 것으로 나

타났다. 즉 연령이 많을수록 노동 능력이 있거나 일자리가 있어도 가난한 사람에게는 국가가 최소생계를 보장해야 하는 것에 반대하며 사회복지를 늘리면 국민들의 일할 의욕이 떨어진다는 의견에 매우 동의한다고 볼 수 있다. 또한 기초생활수급자는 대부분 게으르다는 말에 매우 동의하는 것으로 분석되었다. 복지 인식에 대해 세대별, 연령별 갈등이 일어날 수 있음을 추론할 수 있다. 이는 연령이 높을수록 공공복지 확대에 대해 부정적으로 인식한다는 주은선과 백정미(2007)의 연구 결과와 동일하다고 볼 수 있다. 즉 연령이 높을수록 사회복지정책에 대한 정부책임성 확대를 선호하지 않는 것으로 분석할 수 있다.

〈표 7〉 수급여부별 맞춤형 국민기초생활보장제도의 복지인식 변화

	모형1 노동능력있는 사람에게도 최소한의 생계보장 coef/se	모형 2 사회복지를 늘리면 일할 의욕 저하됨 coef/se	모형 3 기초생활수급자는게으름 coef/se
기간더미변수(ref. 2015년)	0.0520 (0.091)	-0.006 (0.120)	0.046 (0.084)
수급여부집단 더미변수(ref. 비수급 빈곤)	0.370*** (0.071)	-0.506*** (0.092)	-0.751*** (0.065)
정책효과 (기간더미변수 * 수급 여부집단 더미변수)	-0.013 (0.102)	0.127 (0.134)	-0.064 (0.095)
가처분소득	-0.000 (0.000)	6.290 (0.000)	0.000 (0.000)
연령	0.006*** (0.001)	-0.014*** (0.002)	-0.008*** (0.001)
성별(ref. 여성)	0.068 (0.447)	0.022 (0.057)	0.023 (0.040)
상수	2.181*** (0.164)	4.836*** (0.227)	3.940*** (0.154)
R-squared	0.033	0.045	0.123

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

제5절 결론

본 연구는 한국복지패널의 8차(2013년), 11차(2016년) 자료를 바탕으로 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계의 개편으로 인한 정책적 효과가 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층 사이의 복지인식에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 이를 위해 본 연구에서는 두 집단의 복지인식 변화정도를 이중차이모델(Difference-in-Difference, DiD)을 이용하여 분석하였다. 주요 연구 결과에 따른 결론 및 제언은 다음과 같다.

첫째, 2013년 수급 여부별 관련 특성에 대한 기술통계분석 결과, 맞춤형 급여체계의 개편을 통해 수급 빈곤층이 더욱 감소한 것을 알 수 있다. 하지만 확대된 수급 빈곤층은 증가한 것으로 보아, 생계 급여 및 의료 급여에서는 벗어났지만 아직도 상대적 빈곤선에서 해당되는 수급자의 비율이 높다는 것을 알 수

있다. 즉 맞춤형 급여체계 개편으로 인해 수급 빈곤층의 비율이 더욱 확대되었다고 추론해볼 수 있다.

둘째, 수급여부별 일반적 특성 및 복지인식 차이에 대한 분석 결과, 수급 여부별 비수급 빈곤층과 수급 빈곤층간 유의미한 차이를 보이는 일반적 변수는 연령과 가처분소득임을 알 수 있었으며 복지인식에는 3가지 문항 모두 비수급 빈곤층과 수급 빈곤층 사이에 유의미한 차이를 보이고 있음을 알 수 있었다. 이 차이가 제도 개편 및 확대로 인한 차이인지 확인하기 위해 이중차이모델(Difference-in-Difference, DiD)을 이용하여 분석하였다.

셋째, 2015년 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계로의 개편으로 인해 2013년에서 2016년으로 시점이 변화할 때 비수급 빈곤층과 수급 빈곤층과의 복지 인식에 차이가 있는지 파악하기 위해 이중차분법(Difference-in-Difference, DiD)을 사용한 결과, 모형1, 모형2, 모형3 모두에서 수급 계층별 복지인식 영역의 맞춤형 급여체계로의 개편이 기저선택효과 있음으로 관측되었다. 하지만 선행연구를 통해 예상했던 분석 결과와 달리 모든 모형에서 정책효과는 없었다. 즉 비수급 빈곤층과 수급 빈곤층이 공통 추세로서 받게된 영향에는 유의미한 차이를 보였으나 제도 개편 여부에 따른 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층 사이의 수급계층별 복지인식의 전후 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 통합형 급여에서 맞춤형 급여로의 제도 개편으로 인해 확대된 급여 대상자들이 비수급 빈곤층보다 공공복지에 대한 선호가 더욱 높을 것이라는 기대와 달리 실제로는 그러한 목적이 달성되지 못하였음을 보여준다. 이러한 결과는 맞춤형 급여체계가 실제로는 통합형 급여체계와 유사한 방식으로 시행되고 있거나 혹은 맞춤형 급여체계의 설계 자체가 미흡해서 생긴 결과일 수 있다(정성지 외, 2019). 혹은 이상은(2004)이 국민기초생활보장제도 효과가 나타나지 않았던 것으로 해석한 것과 같이, 11차년도(2016년)는 제도의 개편 이후 1년 정도 지난 시점으로서 시기상 제도 개편으로 인한 효과를 충분히 발휘하기에는 시간적 제약이 존재할 수 있음을 보여준다. 따라서 이러한 결과는 신중하게 해석할 필요가 있다.

넷째, 기초보장제도의 개편에 따른 확대된 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층 사이의 복지인식에 영향을 미치는 통제 변인 가운데 연령 변수는 중요한 영향을 미치고 있었으며, 주로 연령이 높을수록 복지인식정도가 낮은 것으로 나타났다. 즉 연령이 높을수록 공공복지 확대에 대해 부정적으로 인식하고 있는 경향이 있으며, 고연령층일수록 공공복지 수급에 대해 부정적으로 인식한다는 주은선과 백정미(2007)의 연구와 동일한 결과이다.

본 연구는 그동안 선행연구에서 주목하지 못했던 기초보장제도의 맞춤형 급여체계로의 개편으로 인해 확대된 수급 빈곤층(주거, 교육 급여 수급집단)을 비수급 빈곤층과 비교하여 복지 인식의 차이를 파악하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 맞춤형 급여로의 기초보장제도 개편의 복지인식 차이가 객관적으로 입증될 필요가 있다는 측면에서 이중차분방식의 형태로 기초보장제도의 개편 효과를 확인한 것은 기초보장제도의 향후 개선방안에 중요한 시사점을 줄 수 있을 것이다.

이와 같은 시사점에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점이 존재하며, 이에 따른 제언을 하고자 한다. 첫째, 본 연구에서는 수급 빈곤층을 맞춤형 급여체계로의 개편으로 수급 빈곤층이 된 집단으로 정의하였는데, 맞춤형 급여체계 개편 전과 후 모두 수급을 받고 있는 빈곤층 집단은 배제하였다. 따라서 확대된 수급 빈곤층 뿐 아니라 수급 빈곤층 전체와 비수급 빈곤층에 관해서 복지인식의 효과가 어떻게 다르게 나타나는지 등에 대한 후속 연구를 진행한다면 보다 풍부한 분석 및 해석이 가능할 것으로 보인다. 둘째, 본 연구에서는 이중차이분석을 위한 통제변수(연령, 성별, 가처분소득)를 고려하여 구성하였지만, 미처 고려하지 못한 변수들이 존재할 가능성이 있다. 따라서 후속 연구에서는 더 폭넓은 변수들을 투입하여 기초보장제도의 개편으로 인한 수급 빈곤층과 비수급 빈곤층의 복지인식 차이에 대해 더 명확하게 파악할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 국민기초생활보장제도 개편 전과 개편 후의 시점을 1~2년 전후로 보았다는 점

에서 제도의 장기적 효과 및 차이를 반영할 수 없었다는 한계가 존재한다. 제도 개편에 따른 빈곤층의 복지인식의 차이를 보기 위해서는 추후 기초보장제도의 정책적 인식과 행동 변화에 대한 데이터가 축적되어야 확인할 수 있을 것으로 보인다. 이를 통해 기초보장제도의 효율, 효과적인 개선을 위한 구체적인 정책 제언을 제시하는 데 기여할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 강신욱. 2016. 「기초보장정책의 현황과 정책과제」. 보건복지포럼.
- 김교성. 2011. “사회정책 빈곤연구의 동향과 과제”. 『한국사회정책』. 18(1). 43-82.
- 김신영. 2010. “한국인의 복지의식 결정요인 연구: 국가의 공적책임에 대한 태도를 중심으로”. 『조사연구』. 11(1).
- 김영순·여유진. 2011. “한국인의 복지태도”. 『경제와 사회』. 211-240.
- 김영순·여유진. 2015. “한국인의 복지태도는 어떻게 변화하고 있는가? 사회경제적 지위 변수의 영향력을 중심으로”. 『사회정책연합 공동학술대회』.
- 김태완·김문길·여유진·김미곤·김형경·임완섭·정해식·황도경·박형준·윤시몬·이주미·신재동·김선·김은지·김혜승·우명숙·윤상용·이선우·정재훈·최민정. 2017. 「2017년 기초생활보장 실태 조사 및 평가연구」. 한국보건사회연구원.
- 노대명. 2016. 「기초생활보장제도 개편 : 취지와 경과 그리고 향후과제」. 보건복지포럼.
- 류만희·최영. 2009. “복지정책에 대한 지지도 연구”. 『한국정책과학학회보』.13(1), 191-210.
- 박혜리. 2016. “국민기초생활보장제도 급여체계 개편에 관한 고찰 : 맞춤형 개별급여를 중심으로”. 『글로벌사회복지연구』.6(1), 79-92.
- 손병돈. 2016. “집단간 복지태도의 차이 결정요인 : 복지확대 및 증세에 대한 찬성·반대를 중심으로”. 『보건사회연구』.36(4), 5-34.
- 은석. 2019. “복지제도의 확대와 세대갈등 - 2010년대 보육 보편화와 기초연금 도입에 따른 세대별 복지인식 변화 분석을 중심으로”. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 정성지·하재영. 2019. “국민기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편의 근로유인효과: 청년층을 중심으로”. 『사회복지연구』.50(3), 161-184.
- 주은선·백정미. 2007. “한국의 복지인식 지형 : 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로”. 『사회복지연구』.(34), 203-225.
- Blekesaune, M. & Quadagno, J., “Public Attitudes toward Welfare State Policies: A Comparative Analysis of 24 Nations.”, *European Sociological Review*, 19, 2003, 415~427.
- Hasenfeld, Yeheskel; Rafferty, Jane A., “The determinants of public attitudes toward the welfare state.”, *Social Forces*, 67(4): 1989, 1027-1048.
- F. John Mehrrens, III., “Three Worlds of Public Opinion? Values, Variation, and the Effect on Social Policy.”, *International Journal for Quality in Health Care*, 16(2), 2004, 1093-1125.

Session 3

제2주제 정책 평가

1. 실업급여 상하한액 조정과 수급가구의 경제적 여건 변화
2. 영유아 양육지원정책의 효과 분석

실업급여 상하한액 조정과 수급가구의 경제적 여건 변화⁴⁶⁾

The Effects of Unemployment Benefit Limit on Economic Conditions of Recipient Households

이승호(한국노동연구원 부연구위원)

이 연구는 고용보험제도 도입 이후 실업급여의 상하한액이 각기 다른 변화 추이를 보였고, 영향을 미치는 주된 대상 집단이 상이하다는 점에 주목하여, 시간에 따른 실업급여 상하한액의 변화가 수급가구의 경제적 여건 변화에 미친 영향을 추정하였다. 분석자료는 한국복지패널 1-13차 자료를 사용하였다. 먼저, 시기별로 수급가구의 실직 전후 경제적 여건 변화를 상한액 수급가구와 하한액 수급가구로 구분하여 살펴봤다. 기술분석을 통해서 상한액 수급가구는 상한액의 실질 가치 변화 추이와 비슷하게 시간에 따라 소득 감소 정도가 줄어들었고, 하한액 수급가구는 2012년 이후로 소득 감소 정도가 더 완화되었음을 확인하였다. 가구주의 실업으로 소득이 감소한 가구는 실업급여를 포함한 다른 소득 원천으로 감소한 소득을 보충하고, 일부 지출 수준을 줄이는 방식으로 대처하지만, 그 외에도 축적해 놓은 금융자산을 사용하거나 부채를 늘리는 방식도 병행하는 것으로 나타났다. 다음으로, 삼중차분 방법을 적용하여 상하한액의 기준 조정으로 인한 실업급여 수급 효과의 변화 정도를 분석하였다. 분석결과, 상하한액의 조정은 가구 소득의 변화에서나 통계적으로 유의한 결과가 확인되었다. 2006-2014년 시기의 상한액 실질 가치 감소는 실업급여 수급의 소득 보완 효과를 감소시킨 반면, 2012년 이후의 상한액 상향 조정은 소득 보완 효과를 높이는 효과를 보였다. 2006-2017년 기간 하한액의 지속적인 증가 추이는 하한액 수급가구의 소득을 증가시켰다. 이러한 결과는 실업급여의 상하한액 조정이 사실상 임금대체율 조정과 유사한 효과를 가진다는 것을 보여준다. 다만, 정책적으로는 임금대체율 조정과 상하한액의 조정이 영향을 미치는 집단이 상이하다는 점에 유의할 필요가 있다.

제1절 서론

고용보험제도의 실업급여는 실직으로 인한 소득 상실의 위험에 대응하기 위한 사회보장제도이다. 일정한 기간 보험료를 납부한 근로자가 비자발적인 이유로 실직한 후에 구직활동 등의 요건을 충족하게 되면, 정해진 기간 동안 일정한 소득을 지원받을 수 있다. 실업급여는 실직자와 그 가족의 생활안정을 지원하고, 실직자가 적절한 수준의 직업탐색 기간을 가지면서 재취업 일자리를 찾을 기회를 제공한다(고용노동부, 2018).

근로자의 실직은 곧 해당 가구의 근로소득 감소를 의미한다. 안정적인 주요 소득원을 상실한 가구는 우선적으로 가족이나 지인을 통한 사적이전소득을 동원하거나, 실직 전까지 축적해 두었던 자산을 사용하는

46) 이 글은 한국노동연구원에서 고용노동부의 요청으로 수행한 성재민 외(2019), 「구직급여 상하한액 개편방안 연구」 보고서의 3장, “실업급여액 변화와 수급가구의 경제적 여건 변화” 원고를 수정, 보완한 것이다.

방식으로 대응한다(이현주 외, 2016). 이와 같은 가구의 자체적 대응은 해당 가구의 경제적 여건에 따라 감당할 수 있는 위기의 정도가 매우 다를 수 있다는 점에서 한계가 있다. 예컨대, 부모나 자녀, 친인척으로부터 충분한 사적지원을 지원받을 수 있는 가구, 취업 시기에 충분한 자산을 축적해 놓은 가구는 구성원의 실직으로 인해 소득이 감소하더라도 별다른 위기를 겪지 않을 수 있다. 그러나 대부분의 실직 가구는 그만큼의 경제적 능력이나 사적 지원 체계를 갖추지 못하였기 때문에, 줄어든 소득에 대응하여 소비지출을 줄이거나, 부채를 늘리는 방식으로 대처할 수밖에 없다. 소비지출의 감소는 실직자와 그 가족에게 또 다른 문제를 일으킬 수 있고, 부채 증가는 이후 추가적인 비용 증대로 이어질 수 있다.

실직자에게 특정 기간 동안 일정 금액을 현금으로 지원하는 실업급여는 가구의 소비지출 감소를 줄여주는 소비평탄화(consumption smoothing) 역할을 수행한다(이병희, 2015; Gruber, 1997). 그러나 그동안 실업급여의 효과를 다룬 국내 연구들은 대부분 실업급여 수급이 노동시장으로의 재진입을 늦추는 비유인 효과(disincentive effects)에만 초점을 두었고, 실업급여의 가장 기본적인 기능인 소비평탄화 효과는 충분히 다뤄지지 않았다. 이러한 배경에는 여러 가지 원인이 있겠지만, 실업급여의 명시적인 임금대체율이 오랫동안 50%로 고정되어 변화가 없었다는 점도 중요한 요인이다.⁴⁷⁾ 제도 도입 이후 보장 정도에 변화가 없는 것처럼 인식되면서, 대중의 관심을 받지 못하였기 때문이다. 그러나 실업급여의 수급자들이 받는 실업급여액은 임금대체율 외에 상한액(최대구직급여일액)과 하한액(최저구직급여일액)의 변화에도 영향을 받으며, 두 가지 기준 금액은 임금대체율이 고정되어 있던 기간에도 상당한 변화를 보였다.

실업급여는 실직자의 생활안정과 구직 활동 촉진을 목적으로 하며, 임금대체율 50%는 수급자의 실직 전 생활수준을 고려하여 급여수준이 결정됨을 의미한다. 임금 수준이 높았던 실직자는 높은 수준의 실업급여를 받고, 저임금을 받아 온 실직자는 낮은 수준의 실업급여를 받게 되는 구조이며, 이는 국민연금을 비롯한 다른 사회보험에도 적용되는 원리이다. 실업급여의 하한액은 급여수준이 너무 낮아서 구직활동을 위한 기본적 생계 유지가 어려워지는 사례를 방지한다. 실업급여 상한액은 고임금 근로자가 실업 후에도 다른 근로자의 임금보다 높은 수준의 실업급여를 수급하는 일을 막고, 고용보험의 재정적인 안정화에 기여한다. 실업급여 산정의 기초가 되는 구직급여일액이 규정된 상한액보다 높은 경우에는 실업급여가 상한액에 기초하여 산정되며, 해당 실직자는 실업급여의 임금대체율이 50%보다 낮아진다. 반대로 구직급여일액이 하한액보다 낮은 실직자는 하한액을 기준으로 실업급여를 수급하고, 임금대체율이 50%보다 높아진다. 결국, 실업급여의 임금대체율이 고정된 상황에서도 상한액과 하한액의 조정은 실직자들이 실제로 수급하는 실업급여액의 임금대체율에 영향을 미치는 구조이다. 이 연구에서는 시기별 실업급여 상한액과 하한액의 조정으로 인한 실업급여액의 변화가 수급가구의 경제적 여건 변화에 미친 영향을 확인한다.

제2절 문헌검토

1. 실업급여 상하한액의 변화 추이

다음의 <그림 1>은 실업급여 상한액과 하한액의 시간에 따른 변화 추이를 보여준다. 실업급여의 상한액은 외환위기 기간(1998-1999년)을 제외하면 2005년까지 35,000원으로 고정되어 변화가 없었다. 2006년 40,000원으로 인상되었지만, 다시 2014년까지 9년 동안 동일한 수준으로 유지되었다. 2015년에 43,000원으로 한 차례 인상했지만, 2017년 3월까지의 하한액과 역전되는 상황이 나타났고, 2017년 4월 이후 다시 상

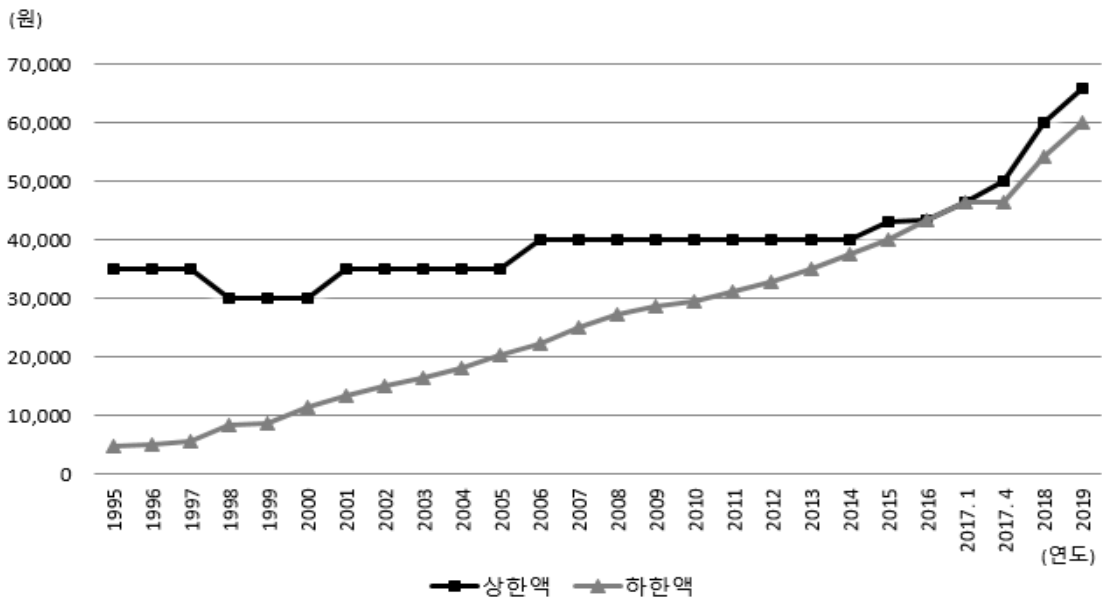
47) 2019년 10월부터 60%로 상향 조정되었다.

향 조정되기 시작했으며, 2019년 현재 상한액은 66,000원이 적용되고 있다.

실업급여 상한액은 고용보험의 취지와 일반 근로자의 임금 수준을 고려하여 정하게 되어 있지만, 상당한 기간 동안 특정 금액(40,000원)에 고정되어 변화가 없었다. 상한액 수준이 조정된 해에도 인상 규모의 근거가 분명하게 제시되지 않았지만, 해당 기간 금융위기 등의 요인으로 실업 규모가 증가하는 변화 속에서 상한액의 고정이 고용보험의 재정 안정화에 상당히 기여했을 것으로 추정된다.

다만, 해당 기간의 물가수준 변화를 고려하면, 상한액이 일정한 금액으로 유지된 기간에도 실질적으로는 상한액이 감액된 것으로 봐야 한다. 예컨대, 2006-2014년의 9년 동안 구직급여의 상한액은 40,000원으로 변화가 없었지만, 같은 기간의 물가상승률을 고려하면 시간에 따라 상한액이 20%가량 감소한 셈이다. 2006년의 40,000원은 2017년의 물가 기준으로 51,330원에 달하지만, 2014년의 40,000원은 2017년의 41,456원에 불과하며, 이는 2006년 상한액의 80.8% 수준이다.

[그림 1] 실업급여 상한액 및 하한액의 변화 추이



실업급여의 하한액은 1995년 고용보험제도 도입 당시 최저임금액의 50% 수준이었으나, 1998년 최저임금액의 70% 수준으로 상향 조정되었고, 2000년 이후로는 최저임금액의 90% 수준을 유지하였다. 근래에 최저임금이 상당 폭으로 인상되면서 2019년 10월부터는 다시 최저임금액의 80% 기준이 적용될 예정이다.⁴⁸⁾ 구직급여의 상한액이 임의적인 기준으로 정해진 후 상당 기간 고정되어 있었던 것과 달리, 하한액은 제도 도입 이후 꾸준히 증가 추이를 이어왔으며, 최근 들어서는 더 빠르게 증가하였다. 이는 하한액이 법에 의해 최저임금의 변화와 자동으로 연계되어 있기 때문이다. 1995년 제도 도입 당시에는 하한액이 상한액의 13.4% 수준에 그쳤지만, 2016년에는 인상된 하한액이 기존의 상한액을 초과하면서 구직급여가 정액급여처럼 지급되는 결과를 초래하였다(성재민, 2016; 박진희 외, 2016). 이후 상한액이 수차례 조정되면서 가파르게 상향 조정되었지만, 최저임금의 인상과 함께 하한액도 상향되었다. 2019년의 하한액은 상한액 대비 91.9%에 달하는 수준이다.

실업급여 상한액의 정체와 하한액의 인상은 임금대체율을 무의미하게 만들었다. 명목적인 임금대체율은

48) 최저임금액의 80%로 하향 조정되더라도 이전의 하한액 수준인 60,120원은 보장된다. 따라서 실질적으로 하한액이 최저임금의 80%로 조정되는 것은 일정 기간이 더 소요될 것으로 보인다.

50%로 정해져 있지만, 상한액과 하한액의 간격이 좁아지면서 제도가 규정하는 명목대체율이 적용되는 실직자의 비중이 감소하기 때문이다. 실업급여액의 평균적인 임금대체율은 상하한액의 적용을 받는 수급자 비율 및 개별 수급자의 이전 임금 수준과 상·하한액 간의 차이 정도에 의해 달라진다. 다만, 제도에 명시된 임금대체율은 구직급여일액이 상한액과 하한액 사이에 위치한 수급자들에게 영향을 미치고, 상한액과 하한액은 그 범주 바깥에 해당하는 수급자들의 임금대체율에 영향을 미친다는 점에서 차이가 있다. 결과적으로 제도의 임금대체율이 50%로 고정된 기간 동안, 상·하한액의 변화가 사실상 평균적인 임금대체율을 조정하는 기능을 수행했다고 볼 수 있다.

2. 선행연구 검토

실업급여 수급이 실직자 가구의 생활 안정에 미치는 효과를 직접적으로 다룬 연구는 많지 않지만, 실업급여의 상한액 및 하한액 기준에 따른 실업급여액의 임금대체율 차이에 주목한 다수의 연구들이 진행되어 있다. 성은미(2007)는 한국노동패널조사 자료를 이용하여 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 사회보험급여수준을 비교하면서, 국민연금에 비해 고용보험 급여에서는 상하한액의 존재로 인해 두 집단 간 급여수준의 차이가 적다고 보고하였다. 구직급여의 상한액은 상대적으로 임금수준이 높은 정규직 근로자의 실업급여를 낮추는 반면, 하한액은 저임금이 대부분인 비정규직 근로자의 임금대체율을 높이는 작용을 했기 때문이다. 이 연구는 상한액의 조정과 하한액의 조정이 주로 영향을 미치는 집단이 서로 다르다는 점을 보여준다.

김혜원 외(2007)에서는 한국노동패널조사 자료를 이용하여 1999년과 2000년 사이에 구직급여의 하한액이 최저임금의 70%에서 90%로 상향 조정되어 실업급여의 임금대체율이 증가한 변화에 주목하였다. 하한액의 조정으로 인한 실업급여의 보장성 강화는 비경제활동인구의 경제활동 참여를 높여서 고용률을 증가시키는 작용을 하는 것으로 나타났다.

김동헌(2010)에서는 상한액의 고정이 임금대체율을 낮추는 효과가 있음을 보여주었다. 사업체 임금근로시간조사의 임금총액 대비 구직급여일액의 비율은 2001년 36.7%에서 2008년 28.9%까지 하락하는 추이를 보였다. 해당 기간에 상한액은 2005년까지 35,000원을 유지하다가 2006년 40,000원으로 한 차례 인상되었지만, 실업급여 수급자의 평균 임금대체율은 상한액이 고정되어 있던 기간에도 하락세를 유지하였다. 황덕순(2011), 노병호, 엄주천(2012), 노정휘, 조규식(2012)의 연구에서도 한국 실업급여의 임금대체율이 제도가 목표로 하는 50% 수준에 이르지 못하는 주된 원인으로 낮은 수준의 상한액 규정이 지목되었다.

이병희(2015)는 고용보험DB를 이용하여, 실업급여 수급자를 하한액 적용자, 50% 임금대체율 적용자, 상한액 적용자의 세 집단으로 구분하고, 각 집단의 구성 비율과 임금대체율을 정리하였다(<표 1> 참고). 2012년의 실업급여 수급자 기준으로, 하한액의 적용을 받은 수급자가 63.6%로 가장 많았고, 50% 임금대체율을 적용받은 수급자는 12.5%, 상한액의 적용을 받은 수급자는 23.9% 수준이었다. 집단별 임금대체율에서는 하한액 적용 수급자가 평균 75.4%의 임금대체율로 비교적 강한 수준의 보호를 제공받은 것과 달리, 상한액의 적용을 받은 수급자의 평균 임금대체율은 29.6%에 불과하였다. 이 연구는 실업급여 상한액 적용 집단과 하한액 적용집단의 보장수준 차이를 실증적으로 분석했다는 점, 50%의 임금대체율을 적용 받는 수급자 규모가 매우 적다는 것을 보여주고 있다는 점에서 의미가 있다.

〈표 1〉 실업급여 지급수준별 수급자 구성과 임금대체율

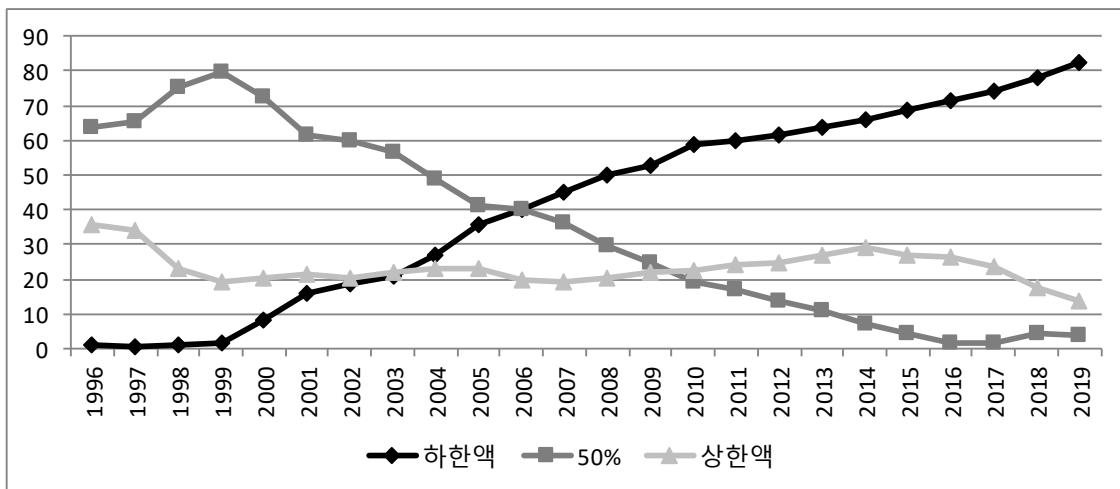
(단위: %)

	수급자의 구성			임금대체율			
	하한액 적용	50% 적용	상한액 적용	하한액 적용	50% 적용	상한액 적용	전체
2009	55.6	23.0	21.4	72.2	50.0	31.5	49.8
2010	59.9	19.0	21.1	74.3	50.0	30.4	50.5
2011	61.5	16.3	22.3	75.5	50.0	28.4	49.5
2012	63.6	12.5	23.9	75.4	50.0	29.6	50.6

자료: 이병희(2015: 144)

성재민(2016)에서는 실업급여의 상한액을 기준으로 구분한 세 집단의 구성 비율이 시간에 따라 어떻게 변화하였는가를 정리하였다(<그림 2> 참고). 50%의 임금대체율을 적용받는 집단의 비중은 1999년 전체 수급자의 79.1%로 고점을 찍은 후 가파르게 감소하여 2013년에는 9.8%까지 줄어들었다. 반면, 하한액을 적용받는 집단의 비중은 1999년까지 1.8%로 매우 적었지만, 이후 빠르게 증가하여 2013년에는 64.1%까지 상승하였다. 두 집단의 규모 변화는 2006년을 기점으로 역전된 X자 형태를 취하고 있다. 상한액을 적용받는 집단은 제도 출범 초기 전체 수급자의 35.6% 수준이었지만, 2000년 이후 20% 수준을 유지하다가, 2007년 이후부터 완만한 상승 추이를 보이고 있다.

[그림 2] 실업급여 하한액, 상한액 및 50% 임금대체율 적용대상자 비중 변화 추이



자료: 고용보험 DB.

출처: 성재민(2016: 29)에 최근 결과를 추가하여 재구성

상한액이 40,000원으로 고정된 시기에 상한액 적용집단의 비중이 증가한 것은 주목할 만한 변화이다. 근로자의 임금수준 및 물가수준이 증가하는 동안 실업급여의 상한액이 고정되는 것은 사실상 상한액이 감소하는 것과 마찬가지로의 효과를 보인다는 것을 보여준다. 또한, 임금대체율 50%가 적용되는 수급자의 비중이 빠르게 감소하여 10% 미만으로 떨어졌다는 점도 주목할 필요가 있다. 실업급여 수급자는 이론적으로 상한액 적용집단, 하한액 적용집단, 50% 임금대체율 적용집단으로 구분할 수 있지만, 명시적인 임금대체율이 적용되는 집단의 규모가 너무 작아져서 별도의 집단으로 구분하는 의미가 줄어들었기 때문이다. 이에 본 연구에서는 실업급여 수급가구를 하한액 적용과 상한액 적용의 두 집단으로만 구분하고, 50% 임금대체율이 적용되는 집단은 상한액 적용집단에 포함하여 분석하였다.

박진희 외(2016)에서는 집단별 임금대체율의 변화 추이를 보여주었다. 하한액 적용집단의 임금대체율은 2008년 70%를 넘어선 이후에도 꾸준히 증가하여 2015년에는 실업급여로 실직 전 임금의 75.6% 수준을 받았다. 반면, 상한액이 적용된 수급집단의 임금대체율은 2008년 31.5%에서 감소 추이가 지속된 결과 2015년에는 28.7%수준으로 감소하였다. 이 연구는 실업급여의 상하한액을 기준으로 구분한 하위집단별 실업급여의 보장수준 차이가 시간에 따라 확대되었음을 보여준다. 이와 같은 집단 간 보장수준의 변화는 상한액의 실질적인 감소 추이, 하한액의 증가 추이가 장기간 지속된 결과로 해석된다.

한편, 실업급여의 수급이 실직으로 인한 경제적 어려움을 어느 정도 완화시키는지에 주목한 국내 연구로 이현주 외(2016)가 있다. 이 연구에서는 한국복지패널조사의 4-10차 자료를 이용하여 실업급여 수급의 소비평탄화 효과를 분석하였는데, 실업급여를 수급한 가구는 비수급 실직 가구에 비해 전년도 대비 소비지출의 감소 정도가 적게 나타나, 실업급여 수급이 실직자 가구의 생계를 지원하는 효과가 있음을 보여주었다. 분석결과에 의하면, 실업급여 수급은 소비 하락을 5.7% 줄였고, 실업급여액의 1% 증가는 소비 수준을 0.0007% 증가시키는 것으로 나타났다(<표 2> 참고).

<표 2> 실업급여 수급이 가구소비에 미치는 영향

	(1)		(2)	
	추정계수	(표준오차)	추정계수	(표준오차)
상수항	0.017	(0.210)	0.035	(0.210)
실업급여 수급	0.057	(0.029)		
로그(실업급여액)			0.007	(0.004)
가구주 실업기간(t)	-0.010	(0.003)	-0.010	(0.003)
로그(실직 전 가구주 노동소득)	-0.014	(0.006)	-0.014	(0.006)
가구주 여성	0.075	(0.029)	0.075	(0.029)
가구주 연령	0.008	(0.009)	0.007	(0.009)
가구주 연령 제곱	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
가구주 학력	-0.006	(0.003)	-0.006	(0.003)
가구주 기혼 유배우	0.046	(0.031)	0.046	(0.031)
가구원 수	0.014	(0.015)	0.014	(0.015)
가구 내 가구무능력자 수	-0.017	(0.018)	-0.017	(0.018)
Adj R-Sq	0.042		0.042	
N	1,144			

자료: 한국복지패널 4-10차 조사 원자료.
출처: 이현주 외(2016: 175)

이현주 외(2016) 연구는 실업급여의 수급이 가구의 경제적 여건에 미치는 효과를 분석했다는 점에서 의미가 있다. 다만, 해당 연구에서 실직으로 인한 영향을 다양하게 살펴본 것과 다르게, 실업급여 수급의 효과는 총소비지출금액의 변화에만 초점을 두었다. 또한, 분석대상 기간 동안, 전체 실업급여 수급가구에서의 평균적인 효과를 보여주는 데 그쳤다는 점에서 이 연구와는 차이가 있다.

이 연구는 실업급여의 상하한액 기준이 영향을 미치는 대상 집단이 상이하다는 점, 고용보험제도 도입 이후 두 기준 금액이 각기 다른 방향의 변화 추이를 보였다는 점에 주목한다. 실업급여 수급집단을 상한액 적용집단과 하한액 적용집단의 두 하위집단으로 구분하고, 시간에 따른 실업급여 상한액과 하한액의 변화 차이를 이용하여, 상한액과 하한액의 조정이 수급가구의 경제적 여건 변화에 미친 영향을 확인한다. 실업을 경험한 가구가 이전까지 보유하고 있는 다양한 자원을 활용하여 생활 수준을 유지하고자 대응한다는 점을 고려하며, 가구의 소득, 지출, 자산 및 부채의 변화를 같이 살펴본다.

제3절 연구방법

1. 분석자료

실업급여액의 변화가 수급가구의 경제적 여건 변화에 미치는 효과 분석은 한국복지패널조사 1-13차 자료를 이용한다. 이 연구는 동일한 조사 대상을 추적 조사하는 패널자료의 특성을 이용하여, 실업급여를 수급하기 이전 시점(t0)과 실직 후 실업급여를 수급한 시점(t1)을 비교하는 방법으로 실업급여 수급의 효과를 추정한다.

한국복지패널은 실업급여를 비롯하여 다양한 사회보장제도의 수급 관련 변수를 포함하고 있고, 가구의 소득과 자산, 부채 및 지출에 대한 상세한 정보를 제공하고 있어서 실업급여 수급과 가구의 경제적 변화 정도를 분석하는 본 연구에 적합한 특성을 지닌다. 가구 특성과 구성원 개인의 특성을 모두 조사한다는 점도 본 연구에 있어서 중요한 특징이다. 개인 단위에서 관측된 실업급여 수급과 가구 단위에서 관측되는 경제적 여건의 변화를 연결할 수 있기 때문이다. 표본추출 시 중위소득 60% 미만의 저소득층에 전체 표본의 50%를 할당하기 때문에, 실직자가 상대적으로 많이 포함되어있는 저소득층을 대상으로 하는 연구에 적합하다는 장점도 있다.

이 연구에서는 1-13차 자료를 사용하지만, 분석대상 기간은 실업급여 수급 시점을 기준으로 2006-2017년이다. 한국복지패널은 실업급여의 수급여부 및 가구의 경제적 특성을 조사 시점이 아닌, '작년 한 해'를 기준으로 측정하기 때문이다. 이 연구는 실직한 시점(t1)과 실직하기 전 시점(t0)의 정보를 병합하여 분석에 활용한다. 또한, 연 단위로 조사를 실시하는 패널자료라는 점에 주의할 필요가 있다. 한국의 실업급여는 수급기간이 90-240일로 제한되기 때문에,⁴⁹⁾ 실업급여를 가장 오래 수급하는 경우에도 수급기간이 1년에 미치지 못한다. 분석자료에서 제공하는 가구의 경제 변수들은 대부분 한 해 동안의 평균값을 보여주므로, 근로자가 t1 시점에 실업급여를 수급했다라도 해당 시점의 경제 변수에는 일정 정도의 비수급기간 정보가 혼재되는 문제가 있다. 예컨대, 개별 사례가 실업급여의 수급 후에도 실직 기간이 유지되는 경우에는 실업급여의 효과가 과소 추정될 수 있고, 실업급여 수급 후에 재취업으로 추가적인 소득을 획득한 경우에는 재취업의 효과가 실업급여의 효과로 오인될 가능성이 있다. 두 사례의 비율이 비슷하다면 평균적인 효과 추정에는 무리가 없겠지만, 이를 확인하기는 쉽지 않다. 이 연구는 평균 수급기간을 제시하여 이를 보완하였다.

마지막으로, 한국복지패널의 실업급여 정보는 구직급여를 별도로 구분하지 않고, 조기재취업수당, 직업능력개발수당 등 다른 급여와 함께 측정하고 있다는 점에도 유의할 필요가 있다. 이 연구에서는 분석자료에서 관측된 실업급여액이 지나치게 높은 경우를 분석에서 제외하는 방식으로 이 문제에 대처하였다.

2. 분석방법

이 연구에서는 두 가지 방법으로 실업급여 상하한액의 조정으로 인한 수급가구의 경제적 여건 변화를 추정한다. 첫 번째 방법은 실업급여 수급가구의 실직 전후(t0/ t1) 시점의 경제적 여건 변화를 기술적으로 살펴보는 것이고, 두 번째 방법은 이중차분 방법을 확장한 삼중차분 방법(triple-differences method)을 적

49) 2019년 10월부터 120-270일로 변경되었다.

용하여, 실업급여 상한액의 조정으로 인한 실업급여 수급 효과의 변화 정도를 살펴보는 것이다.

실직 이후 경제적 여건의 변화 추이는 전체 실업급여 수급가구와 상한액 적용 수급가구, 하한액 적용 수급가구를 구분하여 살펴본다. 이러한 분석은 실업급여 수급과 가구의 경제 여건 변화 사이의 정확한 인과관계를 보여주기 어렵다는 한계가 있지만, 실업급여액의 변화와 동반된 수급가구의 경제적 변화 내용을 구체적으로 확인할 수 있다는 장점이 있다. 가구의 경제적 여건을 보여주는 변수로는 가구 소득(경상소득, 노동소득, 공적이전소득, 사적이전소득 및 기타소득)과 지출(식품비, 필수 소비지출, 선택 소비지출, 비소비 지출), 자산 및 부채의 변화를 포함한다.

시간에 따른 실업급여 상한액의 변화는 2006-2017년의 분석대상 기간을 4개의 하위 기간으로 구분하여 살펴본다. 구체적으로는 2006-2008년(P1)/ 2009-2011년(P2)/ 2012-2014년(P3)/ 2015-2017년(P4)의 4개 기간에서 실업급여 수급 이전 시점(t0)과 수급 이후 시점(t1)의 경제적 여건 변화 정도를 확인한다. 2006-2014년(P1-P3)은 구직급여의 상한액이 40,000원으로 고정된 반면, 하한액은 지속적으로 상승했던 시기이다(<표 3> 참고). 물가 변화를 고려하면, 상한액은 P1에서 P3으로 갈수록 사실상 감소한 반면, 하한액은 최저임금이 증가에 따라 상향 조정되었다. 그 결과 P1에서 P3으로 갈수록 상한액과 하한액의 차이가 좁혀진다는 특징을 보인다. 2015-2017년(P4)은 상한액이 상향 조정된 시기이면서, 2016년부터 2017년 초까지 상한액과 하한액이 동일 금액으로 결정되었던 시기이기도 하다. 각 시기는 상한액과 하한액의 변화 추이에 있어서 다른 특성을 지니기 때문에, 시기별 비교를 통해 상한액의 조정과 동반된 가구 경제 여건의 변화를 살펴볼 수 있다. 또한, 3개 연도의 조사자료를 하나의 시기로 통합하는 방식은 분석에 필요한 사례 수를 확보하는 데에 도움이 된다.

<표 3> 시기별 상한액과 하한액 차이

(단위: 원/일)

	P1. 2006-2008	P2. 2009-2011	P3. 2012-2014	P4. 2015-2017
상한액	49,746	45,073	41,997	46,165
하한액	30,823	33,586	36,894	44,058

주: 2017년 물가 기준 금액이며, 각 시기마다 세 시점의 상·하한액을 평균하였음.

한편, 이 연구에서는 t0와 t1, 두 시점의 연간 자료 비교를 통해서 실업급여 수급의 효과를 확인하기 때문에, 한국복지패널조사에서 관측된 실업급여 수급 사례 전부를 활용할 수 없다. t0와 t1의 두 시점에 걸쳐서 실업급여를 수급한 경우는 두 시점 간 차이를 실업급여 수급으로 인한 차이로 해석할 수 없기 때문이다. 실업급여 수급집단은 t0 시점에 노동시장에 참여하여 노동소득이 확인된 18-64세의 가구주가 t1 시점에 실업급여를 수급한 가구로 한정한다. 가구원이 실업한 경우를 제외한 것은, 결과변수의 측정 단위가 가구라는 점을 고려하였다. 가구주가 실업한 경우와 가구원이 실업한 경우가 가구의 경제적 여건에 미치는 영향의 정도가 다르기 때문이다. 실업급여 수급집단은 t0 시점에 가구주가 취득한 월평균 노동소득을 기준으로 상한액 적용집단과 하한액 적용집단으로 구분한다. t0 시점의 월평균 노동소득이 t1 시점의 구직급여 상한액과 하한액의 평균보다 높으면 상한액 적용집단으로 구분하고, 평균보다 낮으면 하한액 적용집단으로 구분한다. 이병희(2015), 성재민(2016) 등의 선행연구에서는 50%의 소득대체율이 적용되는 집단을 별도로 구분하였지만, 이 연구에서는 분석자료에서 실업급여를 수급한 사례가 충분히 관측되지 않는다는 점, P4 시기의 일부 시점에서는 상한액과 하한액이 동일해서 50% 소득대체율이 적용된 수급가구가 없다는 점, 분석자료가 연 단위로 측정되어 실업급여의 기준이 되는 소득 금액을 정확히 알기 어렵다는 점 등

을 고려하여 상한액 적용 수급가구와 하한액 적용 수급가구의 두 집단으로만 구분한다.

상한액과 하한액의 조정으로 인한 실업급여 수급 효과의 변화는 이중차분법을 확장한 삼중차분법을 적용하여 확인한다. 이중차분법은 정책의 대상이 되는 처치집단(treatment group)과 그렇지 않은 비교집단(control group)을 설정하고 두 집단 사이에 정책 도입 전후의 평균 차이를 비교하여 정책의 효과를 추정하는 방법이다. 이 방법의 분석결과가 설득력을 지니려면 정책의 개입(이 연구에서는 실업급여의 수급)이 없었다면 두 집단이 동일한 변화 추이를 보였을 것이라는 가정(common trend)이 충족되어야 한다. 그러나 가구주의 실업에도 불구하고 실업급여를 수급하지 않은 가구는 실업급여를 수급한 가구와 여러 가지 측면에서 상이한 특성을 지닐 것이다. 실업급여를 수급한 가구주는 그렇지 않은 가구주에 비해 사회보험이 보장되는 일자리에 오랜 기간 종사했을 가능성이 높으며, 이러한 특성 차이는 실직 이후의 행동에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 처치집단과 비교집단 간의 변화 추이가 동일하다고 가정할 수 없는 경우에는, 이러한 집단 간 추이의 차이를 제거해야 온전한 제도 변화의 효과를 추정할 수 있다(Lee et al., 2019). 예컨대, 이중차분 방법으로 확인한 실업급여 수급의 효과는 급여 수급의 효과와 집단의 변화 추이 차이로 인한 영향이 혼재될 수 있다. 그러나 실업급여의 상한액이 조정된 다른 시점에서 동일하게 이중차분 방법으로 수급 효과를 추정한 후에 앞 시점에서의 추정한 수급 효과와 차분하면, 두 집단의 특성 차이로 인한 변화 추이의 차이가 상쇄되고, 변화된 실업급여액에 따른 수급 효과의 차이 정도를 확인할 수 있다.

이 연구에서는 패널자료의 특성을 활용하기 위해서, 고정효과 모형을 적용한 회귀분석을 활용하며, 삼중차분 모형을 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_{igtpt} = \alpha + \gamma Ben_g + \tau Uem_t + \theta Tr_p + \sigma_1 (Ben_g \cdot Uem_t) + \sigma_2 (Uem_t \cdot Tr_p) + \sigma_3 (Tr_p \cdot Ben_g) + \sigma_4 (Ben_g \cdot Uem_t \cdot Tr_p) + X'_{igtpt} \beta + \epsilon_{igtpt}$$

i는 개별 가구를, g는 실업급여 수급가구 여부를, t는 실직 전후 시점을, p는 실업급여액 조정 시기를 의미하며, 이 연구에서 관심을 가지는 실업급여 수급 효과의 변화 정도는 삼중 상호작용항의 회귀계수인 σ_4 를 통해서 확인할 수 있다. X' 는 통제변수들을 의미하며, 연령, 제곱, 거주 지역, 실직 전 임금수준, 가구 내 취업자 수 및 가구원 수, 조사 시점 더미변수들을 포함한다. 성별이나 교육수준 등의 시불변(time invariant) 변수들은 고정효과 모형의 추정 과정에서 탈락한다.⁵⁰⁾ 실업급여 상한액이 감소한 시기의 실업급여 수급 효과 변화는 P1 시기와 P3 시기의 실직 전후 경제적 여건 변화를 통해 확인하고, 상한액 상향 조정으로 인한 영향은 P3 시기와 P4 시기의 비교로 확인한다. 마지막으로 하한액 상향 조정의 영향은 P1 시기와 P4 시기의 비교로 확인한다.

제4절 분석결과

1. 분석대상의 수급 특성

분석에 포함된 실업급여 수급가구의 사례 수는 <표 4>와 같다. 가구주가 실업급여를 수급한 처치집단은 594가구이고, 전체 분석대상 기간에서는 상한액 적용 수급가구와 하한액 적용 수급가구의 비중이 비슷하

50) 성별, 교육수준 외에 삼중 상호작용항을 구성하는 변수들 중 실업급여 수급가구 여부, 실업급여액 변화를 보여주는 시기 더미 변수 및 두 변수의 상호작용항도 시불변변수로 취급되어 탈락한다.

였다. 처치집단 내에서 상한액 적용집단과 하한액 적용집단의 비율을 보면, 상한액이 적용된 수급가구의 비중은 61.1%(P1)에서 42.4%(P4)로 감소한 반면, 하한액이 적용된 수급가구는 38.9%(P1)에서 57.6%(P4)로 증가하였다. 이러한 수급가구 구성 변화 추이는 실업급여의 상·하한액이 시간에 따라 조정된 결과로 볼 수 있다.⁵¹⁾

<표 4> 분석 기간별 실업급여 수급가구 수

	P1. 2006-2008	P2. 2009-2011	P3. 2012-2014	P4. 2015-2018	계
실업급여 수급가구	126	136	174	158	594
상한액	77 (61.1)	69 (50.7)	89 (51.1)	67 (42.4)	302 (50.8)
하한액	49 (38.9)	67 (49.3)	85 (48.9)	91 (57.6)	292 (49.2)

다음의 <표 5>는 각 시기별로 분석대상 실직 가구주의 실업급여 특성 변화를 정리한 것이다. 전체 수급자의 결과를 보면, P1 시기에 실업급여 수급자는 평균적으로 4.6개월 동안 총 489.7만원의 실업급여를 수급하였다. 월평균 급여수준은 99.6만원이었고, 전년도 개인의 노동소득과 비교하면 약 59.2%의 대체율을 보였다. 분석대상 기간(2006-2017년) 동안 실업급여의 연간 총 수급액은 608.4만원까지 증가하였고, 실업급여의 수급기간도 4.6개월에서 5.0개월로 늘어났다. 월평균 수급액은 99.6만원에서 120.5만원으로 약 21.0% 증가하였고, 임금대체율 역시 59.2%에서 71.8%로 높아졌다.

<표 5> 분석 기간별 처치집단의 실업급여 수급 특성

(단위: 만원/연, 월, %)

	P1. 2006-2008	P2. 2009-2011	P3. 2012-2014	P4. 2015-2017
전체 수급자				
총급여액	489.7	490.2	518.4	608.7
수급기간	4.6	4.6	4.7	5.0
월급여액	99.6	103.1	107.7	120.5
임금대체율	59.2	62.0	55.2	71.8
상한액 적용 수급자				
총급여액	533.7	561.7	569.0	631.1
수급기간	4.7	4.7	4.9	5.1
월급여액	105.2	110.2	111.3	123.3
임금대체율	41.0	39.0	31.6	34.1
하한액 적용 수급자				
총급여액	383.8	396.9	431.6	595.2
수급기간	4.3	4.2	4.2	5.0
월급여액	85.6	93.7	102.0	117.6
임금대체율	87.7	88.5	88.3	89.6

주: 임금대체율은 t0 시점의 개인 월평균 노동소득 대비 t1 시점에 수급한 실업급여액의 비율임. 이 표에서는 물가수준의 변화를 고려하지 않았음.

51) 전체 실업급여 수급자 분포에서는 하한액이 적용되는 집단의 비중이 80% 이상으로 이 연구보다 훨씬 더 높은 수준을 보인다. 이러한 차이가 나타난 주된 원인은 본 연구가 분석대상을 가구주가 실직하여 실업급여를 수급한 가구로 제한하고 있기 때문이다. 가구주보다 임금 수준이 낮은 편인 가구원을 포함하면, 하한액이 적용되는 수급자 비중이 더 증가할 수 있다.

상한액 적용 수급자와 하한액 적용 수급자의 실업급여 특성은 확연한 차이를 보였다. 상한액 수급자는 하한액 수급자에 비해서 수급액이 많았지만, 집단 간 차이는 시간에 따라 좁혀지는 경향을 보였다. P1 시기에 월급여액 차이는 평균 19.6만원이었지만, P4 시기에는 차이가 5.7만원으로 약 70.9% 가량 줄어들었다. 두 집단 간 가장 두드러진 차이는 임금대체율의 변화 추이이다. 상한액 수급자는 P1 시기 임금대체율이 41.0% 수준이었지만, P3 시기에는 31.6%까지 감소하였다가 P4 시기에는 34.1% 수준으로 약간 반등하였다. 반면, 하한액 집단의 임금대체율은 P1 시기 87.7%에서 P4 시기에는 89.6%까지 높아졌다.

이 연구의 분석대상인 실직 가구주의 실업급여 관련 특성 변화는 실업급여 상한액의 변화가 적절하게 반영된 것으로 해석할 수 있다. 예컨대, 상한액이 사실상 감액된 시기에 상한액 수급자의 임금대체율이 감소하였고, 상한액이 반등한 시기에 임금대체율 역시 반등하였다. 하한액 수급자의 경우에는 대체로 임금대체율이 증가하는 추이를 보였다. 이 연구에서는 가구주가 실업한 경우로 한정하여 실업급여 수급액 변화의 효과를 분석하지만, 분석대상의 전반적인 수급 특성이 기존 연구들과 크게 다르지 않다는 점을 확인할 수 있다.

2. 실업급여 수급가구의 경제적 여건 변화

다음의 <표 6>은 실업급여 수급가구의 소득 변화를 시기별로 정리한 것이다. 소득은 경상소득 외에 노동소득, 공적이전소득, 사적이전 및 기타소득을 추가로 구분하였다. 노동소득은 임금과 사업소득 및 농림어업 소득을 더한 값이고, 공적이전소득은 사회보험과 공공부조 수급액 및 기타 정부보조금을 포함하였다. 사적이전 및 기타소득은 가족·친인척·지인 등으로부터 받은 사적이전과 앞의 두 범주에 포함되지 않은 기타 소득들을 의미한다.⁵²⁾ P1-P4의 네 시기별로 실업급여 수급이 관측된 사례들을 병합(pooling)하였으며, P1의 t0 시점은 2006-2008년에 실업급여를 수급한 가구의 2005-2007년 소득을 의미한다. 모든 금액은 소비자 물가지수 변화를 고려하여 2017년의 물가 수준으로 조정하였다.

전체 수급가구의 소득 변화에서 가장 두드러지는 점은 t0 시점의 경상소득이 t1 시점보다 높다는 것이다. P1 시기에 전체 수급가구의 경상소득은 4,595만원에서 3,777만원으로 818만원 감소하였고, P2 시기에는 1,058만원, P3 시기에는 1,502만원, P4 시기에는 573만원이 각각 줄어든 것으로 나타났다. t0 시점은 가구주가 취업을 유지한 기간이고, t1 시점은 가구주가 실직 후에 실업급여를 수급한 기간이다. t0 시점과 t1 시점 간의 소득 차이는 가구주의 실직으로 인해 소득이 감소한 효과와 실업급여의 수급을 포함하여 가구가 소득 감소에 대응한 효과들이 모두 포함되어 있다. 따라서 두 시점 사이에 소득이 감소했다는 것은, 가구주의 실직으로 발생한 소득 감소의 위기에 대하여, 실업급여의 수급 및 가구 차원의 대응책이 감소한 소득 전부를 해소하지는 못하였음을 의미한다. 실업급여 수급가구의 소득 감소 정도가 P1-P3 시기에 증가하다가 P4 시기에 일부 감소한 것으로 나타났지만, 이러한 차이가 곧 실업급여액 조정으로 인한 효과 차이를 의미하는 것은 아니라는 점에 유의해야 한다.

52) 경상소득이 하위 세 범주의 합과 일치하지 않은 것은 노동소득 범주에서 사업소득이나 농림어업소득의 음의 값을 0으로 변환하였기 때문이다.

<표 6> 실업급여 수급가구의 소득수준 변화 추이

(단위: 만원/년)

	P1. 2006-2008		P2. 2009-2011		P3. 2012-2014		P4. 2015-2017	
	t0	t1	t0	t1	t0	t1	t0	t1
	전체 수급가구							
경상소득	4,595	3,777	5,075	4,017	5,364	3,862	4,985	4,412
노동소득	4,022	2,758	4,428	2,985	4,331	3,324	4,163	3,329
공적이전소득	132	614	279	775	226	744	370	924
사적이전 및 기타소득	196	290	490	476	343	385	309	343
상한액 수급가구								
경상소득	5,138	4,043	5,847	4,367	6,616	4,263	5,587	4,374
노동소득	4,650	3,060	4,867	3,159	5,490	3,939	4,760	3,163
공적이전소득	65	576	108	763	183	825	267	939
사적이전 및 기타소득	146	240	625	561	334	421	227	278
하한액 수급가구								
경상소득	3,243	3,115	4,052	3,553	3,247	3,184	4,451	4,376
노동소득	2,514	2,035	3,880	2,768	2,652	2,434	3,692	3,460
공적이전소득	297	706	506	790	296	610	476	909
사적이전 및 기타소득	322	416	305	364	358	323	392	410

주: 1) 2017년 물가 기준 금액임, 2) 항목에 따라 무응답 또는 비정상수치가 관측된 사례를 제외하였음.

하위 소득범주에서의 변화를 보면, 노동소득은 감소하였고 공적이전소득과 사적이전 및 기타소득은 대체로 증가하였다. 노동소득이 감소한 것은 가구주가 실직을 경험한 것이 주된 원인이며,⁵³⁾ 공적이전소득은 실업급여 수급을 포함해서 공공부조나 다른 정부보조금을 포함한 공적 소득 지원이 증가하였음을 의미한다. 가족이나 친인척, 지인으로부터의 사적이전을 포함한 기타소득도 감소한 소득을 보충하는 역할을 하였다. 흥미로운 점은 공적이전소득과 사적이전 및 기타소득의 변화 정도가 상이한 양상을 보였다는 것이다. t0 시점에서 두 범주의 소득 수준은 큰 차이를 보이지 않았지만, t1 시점에서는 공적이전소득이 사적이전 및 기타소득에 비해 큰 폭으로 증가하였다. 시간에 따른 변화에서도 공적이전소득의 증가 정도는 점점 더 커진 반면, 사적이전 및 기타소득의 변화는 감소하는 추이를 보였다. 이러한 결과는 사회적 위험에 대한 공적 사회보장의 역할이 커지고, 가족이나 지인에게 의지하는 비중이 감소하고 있는 변화와 부합한다.

실업급여 상한액 수급가구와 하한액 수급가구는 시점 간 소득의 변화에 있어서 다른 양상을 보였다. 상한액 수급가구의 소득 감소 정도는 P1 시기 1,095만원에서 P3 시기 2,353만원까지 커졌다가, P4 시기에 다시 1,213만원으로 줄어들었다. 이러한 변화 추이는 실업급여 상한액의 실질 가치 변화와 일치한다. 반면, 하한액 수급가구의 소득은 P2 시기에 가장 크게 감소하였고, P3-P4 시기에는 감소 정도가 미미한 수준에 그쳤다. 두 집단 간 경상소득 감소 정도의 차이는 노동소득의 감소 차이에 기인한 것으로 보인다. 상한액 수급가구는 t0 시점에 가구주의 노동소득이 더 높았던 집단이므로, 실직으로 인한 소득의 감소 정도도 더 클 수밖에 없다. 공적이전소득의 경우 t0 시점에는 하한액 수급가구의 공적이전소득이 상한액 수급가구보다 높았지만, t1 시점에는 두 집단의 공적이전소득이 비슷한 수준으로 조정되었다. 하한액 수급가구가 t0

53) 단, 노동소득의 감소 전부를 가구주 실직의 효과로 간주할 수는 없다. 예컨대, 분석자료가 연 단위로 측정되기 때문에, 가구주가 t1 시점에 실직과 실업급여 수급 후에 재취업을 했을 수 있고, 가구주 외의 다른 구성원이 노동시간을 늘리거나 취업을 하는 방식으로 소득 감소를 보충했을 수 있다. 그러나 주된 원인이 가구주의 실직이라는 점은 분명해 보인다.

시점에 받았던 임금 수준 대비 실업급여의 대체율이 더 높긴 하지만, 실업급여의 절대적인 수준에 있어서는 상한액 수급가구가 더 많은 금액을 받기 때문이다. 공적이전소득과 달리, 사적이전 및 기타소득은 불안정한 추이를 보였다. P2 시기의 상한액 수급가구와 P3 시기의 하한액 수급가구에서는 t0 시점에 비해 t1 시점의 소득 금액이 오히려 감소한 것으로 나타났으며, 두 집단 간에 일정한 차이가 관측되지 않았다.

정리하면, 실업급여 수급가구는 실직으로 인한 노동소득의 감소로 경상소득이 큰 폭으로 감소하였다. 공적이전이나 사적이전소득이 증가하지만, 감소한 노동소득을 완전히 보충하지는 못하는 것으로 나타났다. 상한액 수급가구의 소득 변화 정도는 시기별 상한액 변화 추이와 동일한 양상을 보였고, 하한액 수급가구도 최근들어 소득의 감소 정도가 더 완화되었다. 상한액 수급가구는 하한액 수급가구에 비해 노동소득이 더 많이 감소하였다. 공적이전소득이 하한액 수급가구에 비해 많이 증가하지만, 노동소득의 감소 정도가 훨씬 컸으며, 결과적으로 상한액 수급가구가 하한액 수급가구에 비해 소득의 감소가 더 크게 나타났다.

다음의 <표 7>은 실업급여 수급가구의 가구주 실직 전후 지출 수준 변화를 정리한 것이다. 한국복지패널조사의 초기 1-2차 자료에는 항목별 지출 수준이 없었기 때문에, 세부 항목별 지출 규모의 변화는 P2 시기부터 제시하였다. 분석자료에서는 생활비 변수를 월 단위로 측정하지만, 앞서 제시한 소득 수준 변화와의 비교를 위해 연 단위로 환산하였다. 전체 생활비 지출 항목은 성격을 고려하여 네 가지로 구분하였다. 위기 가구의 지출 분석이라는 점을 고려하여 식료품 지출을 별도의 항목으로 구분하였고, 가구의 삶의 질 유지에 필수적이라고 여겨지는 주거비, 광열수도비, 보건·의료비, 교육비를 필수 소비지출 범주에 포함하였다. 선택 소비지출에는 가구·가사용품 비용, 의류·신발 비용, 교양·오락비 및 교통·통신비를 포함하였으며, 비소비지출 범주는 다른 가구를 지원한 사적이전 지출과 세금 및 사회보장부담금을 의미한다.

<표 7> 실업급여 수급가구의 지출 수준 변화 추이

(단위: 만원/연)

	P1. 2006-2008		P2. 2009-2011		P3. 2012-2014		P4. 2015-2017	
	t0	t1	t0	t1	t0	t1	t0	t1
전체 수급가구								
총 생활비	3,728	3,540	4,362	4,159	4,456	4,080	4,239	4,075
식료품			911	843	916	816	908	905
필수 소비지출			834	921	754	865	676	759
선택 소비지출			1,006	987	995	936	1,022	894
비소비지출			585	507	674	526	599	507
상한액 수급가구								
총 생활비	4,197	4,002	4,831	4,688	5,181	4,546	4,677	4,397
식료품			954	904	1,023	852	1,009	974
필수 소비지출			938	1,122	842	1,002	761	842
선택 소비지출			1,129	1,126	1,159	1,065	1,091	981
비소비지출			673	563	807	645	625	516
하한액 수급가구								
총 생활비	2,997	2,842	3,741	3,460	3,228	3,292	3,796	3,750
식료품			856	765	756	739	1,009	974
필수 소비지출			700	664	637	607	761	842
선택 소비지출			849	809	723	721	980	1,090
비소비지출			461	394	386	327	544	498

주: 2017년 물가 기준 금액임

전체 실업급여 수급가구의 지출 수준은 가구주의 실직 전에 비해 감소하는 것으로 나타났다. 지출의 감소 정도는 시기에 따라 차이를 보였는데, P1-P3 시기에는 대체로 지출 감소 정도가 더 커지다가, P4 시기에는 일부 줄어들었다. 이러한 추이는 소득의 변화 추이와 일치하는 것으로, 가구의 지출 규모가 소득과 긴밀한 관계에 있음을 보여주는 결과이다.⁵⁴⁾ 그러나 지출의 감소는 소득의 감소보다 규모가 적었다. t0 시점의 소득 대비 지출 비율은 81-85% 수준이었지만, t1 시점에는 92-103% 수준으로 비율이 높아졌다. 이는 소득의 감소에 비해 지출의 감소 속도가 더디고, 소득이 감소해도 바로 대응하기 어려운 지출 항목들이 있기 때문이다.

실제로 전체 수급가구의 지출 항목 중에서, 식료품과 선택 소비지출, 비소비지출은 t0 시점에 비해 t1 시점의 지출 수준이 대체로 감소했지만, 주거비와 광열수도비, 교육비, 보건·의료비 등을 포함하고 있는 필수 소비지출은 오히려 t1 시점의 지출이 더 많았다. 가구의 삶의 질에 직접적인 영향을 미치는 항목, 자녀 교육비나 의료비처럼 미래를 위해서 더 필요한 항목들은 소득이 감소하더라도 지출 수준을 줄이기 어렵기 때문이다. 반면, 선택 소비지출 항목과 비소비지출 항목에서는 대부분의 시기에서 적지 않은 수준의 지출 감소가 확인되었다. 가구주의 실직으로 소득이 감소한 실업급여 수급가구는 선택 소비지출을 중심으로 지출을 줄이며, 다른 가구에 대한 사적이전 지출이나 세금 관련 지출도 같이 감소하였다.

상한액 수급가구는 하한액 수급가구에 비해 지출의 감소 정도가 더 크게 나타났다. P1 시기에 상한액 수급가구는 t0 시점에 4,197만원을 생활비로 지출하였지만, 하한액 수급가구는 2,997만원으로 1,200만원이 더 적었다. 상한액 적용 수급가구의 지출 규모가 컸던 만큼, 실직 후 소득의 감소로 인한 지출의 감소 정도가 더 컸다고 볼 수 있다. 상한액 수급가구의 지출 수준은 상한액의 실질 가치가 가장 적었던 P3 시기에 가장 큰 폭으로 감소하였고, P4 시기에는 지출의 감소 정도가 다소 줄어들었다. 반면, 하한액 수급가구의 지출은 P2 시기에 감소 폭이 가장 컸고, 이후 P3-P4 시기에는 변화 정도가 적었다.

항목별 지출에서는 주거비와 교육비, 보건·의료비 등을 포함하는 필수 소비지출 변화의 차이가 두드러졌다. 상한액 수급가구에서는 소득의 감소에도 불구하고 해당 범주의 지출 수준이 오히려 증가한 반면, 하한액 수급가구에서는 P2-P3 시기에 필수 소비지출에서도 지출 감소가 관측되었다.⁵⁵⁾ 지출의 감소 정도가 적더라도, 지출 감소로 인한 가구의 삶의 질 저하는 하한액 수급가구에서 더 크게 발생할 가능성이 있다. 선택 소비지출은 두 집단 모두에서 대체로 감소하는 경향이 관측되었다. 상한액 수급가구는 비소비지출의 감소 정도가 유독 크게 나타났는데, 고임금에서의 퇴직으로 관련 세금과 사회보험료가 감소한 것이 주된 원인으로 보인다.

다음의 <표 8>은 실업급여 수급가구의 가구 실직 전후 금융자산과 부채 수준의 변화를 정리한 것이다.⁵⁶⁾ 실업급여 수급가구는 가구수 실직 전에 비해 금융자산이 감소하고 부채가 증가하였으며, 그러한 변화 추이는 상한액 수급가구와 하한액 수급가구에서도 대체로 동일하게 관측되었다. 상한액 수급가구는 하한액 수급가구에 비해 금융자산의 감소 정도가 훨씬 컸는데, 기본적으로 t0 시점에 하한액 수급가구에 비해 상대적으로 많은 자산을 보유하고 있었기 때문이다. P4 시기에 상한액이 상향 조정된 후에는 금융자산의 감소 정도가 절반 가량 줄어들었고, 부채의 증가량도 감소하였다. 하한액 수급가구에서는 부채의 증가

54) 가구 소득의 변화와 달리, 지출 변화에서는 일반적인 예상과 다른 방향의 변화들이 다수 관측되었다. 이러한 변화는 가구주의 실직에 따른 소득 감소와 상관없이, 특정 소비 항목에 대한 지출 추이 변화가 발생할 수 있기 때문일 것이다. 기술분석 결과를 실직 혹은 실업급여 수급의 효과로 단정하지 않도록 주의할 필요가 있다.

55) 표에 제시하지 않은 세부 항목의 지출 변화에서는 특히, 상한액 수급가구의 주거비 지출 증가가 크게 관측되었다. 두 시점 사이에 주거비가 인상된 추이가 반영되었을 수 있지만, 가구주 실직 이후로 일부 가구에서 주거 형태가 변화했을 가능성도 있다.

56) 여기서는 금융위기 시점이 포함된 P1 시기를 제외하고 논의한다. P1 시기는 다른 시기에 비해 금융자산 및 부채의 감소 추이가 큰 차이를 보였다. 다른 시기에 비해 금융자산의 감소 정도가 적고, 부채의 증가 폭이 크게 나타났다. 이러한 차이가 금융위기 등 해당 시기의 특징으로 인한 것인지, 혹은 분석자료의 측정 문제인지 추가적인 확인이 필요해 보인다.

정도가 시간에 따라 감소하는 경향이 관측되었다. P2 시기에는 가구주의 실직 후에 부채가 평균 1,308만 원 가량 증가하였지만, P4 시기에는 63만원 증가에 그쳤다. 요컨대, 가구주의 실직으로 인해 소득이 감소하면, 실업급여를 포함한 다른 소득 원천으로 먼저 보충하고, 일부 지출 수준을 줄이는 방식으로 대처하지만, 그와 함께 축적해 놓은 금융자산을 사용하거나 부채를 늘리는 방식도 병행하는 것으로 보인다.

<표 8> 실업급여 수급가구의 금융자산 및 부채 수준 변화 추이

(단위: 만원/연)

	P1. 2006-2008		P2. 2009-2011		P3. 2012-2014		P4. 2015-2017	
	t0	t1	t0	t1	t0	t1	t0	t1
전체 수급가구								
금융자산	2,343	2,135	4,555	3,140	6,607	5,105	5,750	4,963
부채	2,534	4,556	3,259	3,621	2,324	3,280	3,423	3,829
상한액 수급가구								
금융자산	2,415	2,227	6,965	4,132	8,440	6,186	6,028	4,976
부채	2,954	5,307	3,481	3,916	2,630	3,904	3,552	4,274
하한액 수급가구								
금융자산	2,162	1,906	1,963	1,698	3,771	3,432	5,448	4,950
부채	1,479	2,682	2,480	3,788	1,849	2,312	3,283	3,346

주: 2017년 물가 기준 금액임

지금까지 실업급여 수급가구의 경제적 여건 변화를 확인하였다. 이러한 변화 추이는 실업급여 상한액의 조정으로 실업급여를 수급하는 가구에서 구체적으로 어떠한 변화들이 나타났는가를 보여주지만, 제도 변화의 영향을 인과적으로 보여주는 것은 아니라는 한계가 있다. 이에 다음 절에서는 삼중차분 방법을 적용하여, 실업급여 상한액 변화의 효과를 추정한다.

3. 실업급여 상한액 조정이 수급가구의 경제적 여건 변화에 미친 영향

이 연구에서는 2006-2017년의 기간을 3년씩 4개 시기(P1-P4)로 구분하였다. 실업급여 상한액은 P1에서 P3의 시기 동안 사실상 감소하다가, P4 시기에 이르러 상향 조정된 반면, 실업급여 하한액은 P1에서 P4의 시기 동안 지속적인 상승 추이를 그렸다. 여기서는 P1 시기와 P3 시기의 비교를 통해서 실업급여 상한액의 감소가 미친 효과를 추정하고(모형 1), P3 시기와 P4 시기의 비교에 기초하여 상한액 상향 조정의 효과를 추정한다(모형 2). 하한액은 일정한 증가 추이가 지속되었으므로, P1 시기와 P4 시기의 비교를 통해 하한액 상향 조정의 효과를 추정한다(모형 3). 삼중차분 방법을 활용하기 위해서는 실업급여를 수급한 가구와 비슷한 특성을 지니면서 실업급여를 수급하지 않은 집단을 처치집단으로 선정할 필요가 있다. 이 연구에서는 t0 시점에 6개월 이상 노동시장에 참여했으면서, t1 시점에 3개월 이상 실직을 경험한 가구주가 속한 가구를 비교집단으로 삼았다.

삼중차분 모형을 적용하여, 실업급여 상한액의 조정이 수급가구의 소득 변화에 미친 영향을 추정한 결과는 다음의 <표 9>에 정리하였다. 모형 1은 상한액의 실질 가치가 감소한 시기의 실업급여 수급 효과의 변화를 보여준다. 삼중 상호작용항의 회귀계수는 -601.4로 나타났고, $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 실업급여 상한액의 실질 가치 하락으로, 수급가구의 소득 보완 정도가 연 601.4만원 가량 감소하였음을 의미한다. 이러한 결과는 앞서 <표 6>에서 확인한 P1 시기와 P3 시기의 실직 전후 소

득 감소 정도의 차이보다 작지만, 변화의 방향은 동일하다.

실업급여 상한액의 상향 조정으로 인한 수급 효과의 변화는 모형 2에서 확인할 수 있다. 삼중 상호작용항의 회귀계수는 676.8이었고, 마찬가지로 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의하였다. 모형 1의 결과와 반대로, 실업급여 상한액의 상향 조정은 수급가구의 소득을 연 676.8만원 정도 증가시키는 효과를 보였다. 모형 1과 모형 2의 결과를 비교하면, 2006-2014년(P1-P3) 동안의 상한액 실질 가치 하락으로 인한 실업급여 소득 보전 효과의 감소가 2015-2017년(P4)의 상한액 상향 조정을 통해서 상당 부분 상쇄된 것으로 판단할 수 있다. P4 시기의 실업급여는 상한액 적용 수급집단에게 있어서, 적어도 P1 시기와 비슷한 정도의 소득 보전 효과를 보였을 것으로 추정된다.

<표 9> 실업급여액 변화가 수급가구의 경상소득에 미친 영향

	Model 1. 상한액 감소		Model 2. 상한액 증가		Model 3. 하한액 증가	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
Uem	-824.332	358.174 *	-839.194	388.351 *	242.968	240.960
Tr×Uem	104.253	248.738	-621.694	475.765	3.406	133.795
Tr×Uem×Ben	-601.443	221.312 **	676.785	259.400 **	492.360	214.675 *
연령2	2.664	3.817	7.930	3.638 *	-1.9007	2.047
대도시	596.080	355.422 †	163.962	160.359	-369.591	426.190
로그 임금	527.249	53.827 ***	594.329	166.779 ***	5.059	43.091
취업자 수	367.878	117.732 **	207.380	121.370 †	165.434	100.840
가구규모	581.371	166.838 ***	482.342	175.942 **	551.783	146.152 ***
_cons	-7893.991	8695.816	-22438.910	9729.627 *	8970.944	8867.699
within R2	.525		.378		.201	
F	30.94 ***		11.21 ***		3.14 ***	
N	704		575		718	

주: 표에는 제시하지 않았지만 모든 모형에 연도 더미를 포함하였음.

Note: $p < .10$: †, $p < .05$: *, $p < .01$: **, $p < .001$: ***

모형 3은 P1 시기와 P4 시기의 차이를 통해서, 실업급여 하한액 상향 조정의 영향을 확인한 것이다. 삼중 상호작용항의 회귀계수는 492.360으로 나타났고, $p < .05$ 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이 결과는 하한액의 상향 조정으로 하한액의 적용을 받는 수급가구의 소득이 492.4만원 가량 더 증가하였음을 의미한다.

정리하면, 본 연구의 분석대상 기간 동안 실업급여의 임금대체율은 50%로 고정되어 있었지만, 상하한액은 시간에 따라 상이한 변화 추이를 보였다. 상한액의 실질 가치 감소는 해당 수급가구의 소득을 감소시켰고, 상한액을 상향 조정할 시기에는 실업급여의 소득 보전 효과 역시 높아졌다. 하한액은 분석대상 기간 내내 증가하는 추이를 보였으며, 해당 기간 동안 하한액의 적용을 받는 수급가구의 소득 보전 효과도 더 높아졌다.

다음의 <표 10>은 소득 외에 지출, 자산, 부채의 변화에 대해 동일한 삼중차분 모형을 적용한 결과를 정리한 것이다.

<표 10> 실업급여액 변화가 수급가구의 지출, 자산, 부채에 미친 영향

	Model 1. 상한액 감소		Model 2. 상한액 증가		Model 3. 하한액 증가	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
총 생활비	5.253	18.114	9.557	24.296	13.057	20.498
금융자산	-2200.313	1871.289	358.241	1857.984	4298.285	4375.735
부채	266.159	753.161	704.697	492.745	63.590	443.786
N	704		575		718	

주: 모든 모형은 위의 <표 9>와 동일한 설명변수를 포함하였음.

Note: p<.10:† , p<.05:*, p<.01:**, p<.001:***

여기서는 삼중 상호작용항의 회귀계수와 표준오차만 제시하였다. 가구 소득의 변화와 달리, 다른 경제적 여건 변수에서는 모든 모델에서 상·하한액의 변화가 통계적으로 유의한 영향을 않은 것으로 확인되었다. 실직으로 인한 영향, 실업급여 수급으로 인한 영향이 직접적으로 관측되는 소득 변화와 달리, 지출이나 자산, 부채의 경우에는 해당 변화로 인한 영향의 정도가 작고, 가구별 편차 정도가 소득에 비해 훨씬 크다는 점이 영향을 미친 결과로 판단된다. 본 연구의 분석대상으로 포함된 사례 수가 해당 요인의 변화를 분석하기에 충분하지 않았다는 점도 간과할 수 없다. 앞서 <표 7>에서도 총 생활비의 변화는 소득 수준의 변화에 비해 매우 적은 편이었지만, 삼중차분 모형의 분석에서 확인한 변화의 정도는 훨씬 더 적은 값을 보였고, 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않았다.

이러한 결과가 나타난 원인을 본 연구의 분석만으로 단언하기는 쉽지 않다. 추측하면, 가구주의 실직으로 소득이 감소하더라도 지출을 줄이는 데에는 한계가 있기 때문으로 보인다. 실업급여 상·하한액의 변화 정도가 지출에 미치는 영향을 확인하기 위해서는 월 단위의 분석자료를 확인하는 것이 도움이 될 수 있겠다. 혹은 가구주의 실직으로 가구 소득이 감소하더라도, 해당 가구에서 지출의 감소가 관측되려면 시간이 더 필요할 수 있다. 수급가구의 삶의 질에 직접적인 영향을 미치는 지출 감소보다, 이전까지 축적해 놓은 자산을 활용하는 대응이 더 합리적일 수 있기 때문이다.

실제로 통계적으로 유의한 변화는 아니었지만, 본 연구의 분석에서도 상한액이 감소한 시기에는 금융자산에 미친 영향이 부(-)의 부호를, 상한액 및 하한액이 증가한 시기에는 삼중 상호작용항의 부호가 정(+)으로 나타났다. 추가적인 분석이 필요하겠지만, 이러한 결과는 지출 감소보다 자산을 먼저 활용하는 선호를 반영하는 것일 수 있다. 부채 수준의 변화도 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않았다. 아마도 부채를 늘리는 방식의 대응은 자산 사용이나 지출 감소보다 더 후순위일 것으로 추측되므로, 지출 변화가 유의하지 않은 상황에서 부채 변화를 관측하기는 어려워 보인다.

제5절 결론

이 연구에서는 실업급여의 상·하한액이 시기에 따라 상이한 변화 추이를 보였다는 점, 두 기준액이 적용되는 대상 집단이 다르다는 점에 기초하여, 상·하한액의 조정으로 인한 수급가구의 경제적 여건 변화 정도를 추정하였다. 먼저, 주요 분석결과를 요약하면 아래와 같다.

분석대상 기간인 2006-2017년 동안, 전체 실업급여 수급자의 임금대체율은 일정한 변화 추이를 보이지

않았지만, 상한액 적용 수급자와 하한액 적용 수급자를 구분한 분석에서는 상·하한액의 조정이 임금대체율의 변화에 중요한 영향을 미쳤음을 확인할 수 있었다. 상한액 적용 수급자는 상한액의 실질 가치가 감소한 시기에 실업급여의 임금대체율이 41%에서 31.6%까지 감소하였고, 이후 상한액의 상향 조정으로 임금대체율이 34.1%로 반등하였다. 반면, 하한액 적용 수급자의 실업급여 임금대체율은 같은 시기 87.7%에서 89.6%로 꾸준히 증가하였다.

가구주의 실직으로 인한 수급가구의 소득 변화 역시 상·하한액의 조정에 따라 차이를 보였다. 특히 상한액 적용 수급가구의 경우, 상한액의 가치가 감소한 시기에는 가구 소득의 감소 정도가 더 컸고, 상한액이 상향 조정된 이후에는 소득의 감소 정도가 줄어들었다. 수급가구의 지출 변화도 소득 변화와 유사한 추이를 보였지만, 지출의 감소 정도는 소득보다 적었다. 상한액 수급가구의 지출 감소가 하한액 수급가구에 비해 크게 나타났지만, 가구의 삶의 질에 직접적인 영향을 미치는 필수 소비지출 항목에서는 하한액 수급가구에서만 지출 감소가 관측되었다. 상·하한액의 변화에 따라 수급가구의 금융자산 및 부채의 변화도 차이를 보였다. 상한액의 상향 조정 이후 상한액 수급가구의 금융자산 감소 및 부채 증가 정도가 감소하였다. 하한액 수급가구에서도 부채의 증가 정도가 감소하는 추이가 관측되었다.

실업급여 상·하한액의 변화가 수급가구의 경제적 여건에 미친 영향은 삼중차이 모형을 적용하여 추정하였다. 분석결과, 상·하한액의 조정으로 인한 영향은 가구 소득의 변화에서만 통계적으로 유의한 결과가 확인되었다. 2006-2014년 시기의 상한액 실질 가치 감소는 실업급여 수급의 소득 보완 효과를 601만원 가량 감소시키는 방향으로 영향을 미친 반면, 2012-2017 시기의 상한액 상향 조정은 수급가구의 소득을 677만원 가량 높이는 효과를 보였다. 분석대상 기간 동안 하한액의 지속적인 증가 추이는 하한액 수급가구의 소득을 492만원 가량 증가시켰다. 그러나 가구 소득을 제외한 다른 요인들에서는 통계적으로 유의한 변화가 확인되지 않았다. 앞서 기술분석 결과에서 확인했듯이, 소득 변화와 달리 지출이나 자산, 부채의 경우에는 가구주의 실직으로 인한 해당 요인의 변화 정도가 작고, 가구별 편차 정도가 커서 본 연구의 분석자료로는 인과관계를 확인하기가 쉽지 않았다.

이와 같은 분석결과는 실업급여의 상·하한액 조정이 사실상 임금대체율 조정과 유사한 영향을 미쳤음을 보여주었다. 상한액과 하한액의 상향 조정은 실업급여의 소득 보전 효과를 높였고, 상한액의 가치 감소는 소득 보전 효과를 낮추는 작용을 하였다. 다만, 임금대체율의 조정, 혹은 상·하한액의 조정은 영향을 미치는 대상 집단이 서로 다르다는 점에 유의할 필요가 있다. 제도에서 명시한 임금대체율의 조정은 구직급여 기초일액이 상한액과 하한액 사이에 해당하는 수급가구의 소득 보전 효과에 영향을 미치는 반면, 상·하한액의 조정은 구직급여기초일액이 두 기준액 이상 혹은 이하에 해당하는 수급가구에 영향을 미친다. 따라서 정책이 목표로 하는 대상 집단에 따라 정책적 대응 방법이 달라져야 할 것이다.

덧붙여서, 이 연구의 분석결과는 최근의 상한액 상향 조정이 기존의 실질 가치 하락으로 인한 효과 감소를 상당 부분 상쇄하였음을 보여주었다. 2006-2014년 동안 실업급여의 상한액이 고정되어 실질 가치가 하락하였고, 그로 인해 상한액 적용 수급가구에 대한 실업급여의 소득 보전 효과가 감소하였으나, 2015-2017년의 상한액 상향 조정으로 이전 시기에 감소한 효과의 상당 부분이 상쇄되었다. 2018-2019년에도 상한액이 추가로 상향 조정되었으므로, 현재는 상한액 적용 집단에 대한 실업급여의 소득 보전 효과가 2000년대 중반에 비해 개선되었을 것으로 추정할 수 있다.

이 연구는 실업급여 상·하한액의 조정에 주목하여 수급가구의 경제 여건 변화를 살펴보았다. 다만, 연구 모형의 설계에서 각 시점의 기준 금액을 이용하여 상한액과 하한액의 적용집단을 구분하였기 때문에, 각 시점의 해당 집단 기준이 각기 다르게 적용되었다는 한계가 있다. 예컨대, P1 시기와 P4 시기의 하한액 적용집단은 체계적인 특성 차이가 존재할 수 있고, 이러한 차이가 분석결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 또

한, 이 연구에서는 실업급여액의 변화와 수급가구의 지출, 자산, 부채 등 소득 외 경제적 요인 사이에 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 기술분석에서 상하한액 조정 전후로 해당 요인들의 변화 추이가 일부 관측되었다는 점을 고려하면, 이 연구에서의 관측 기간이 실업급여 수급 전후 1년으로 제한되었다는 점이 영향을 미쳤을 수 있다. 실업급여액 변화의 다양한 효과를 보다 엄밀하게 분석하기 위해서는, 더 많은 수급가구의 경제적 여건 변화를 종단적으로 확인할 수 있는 자료가 축적될 필요가 있겠다.

참고문헌

- 고용노동부. 2018. 「고용보험백서」, 고용노동부.
- 김동원. 2010. “한국실업급여의 관대성: 국제비교와 정책적 시사점”, 『노동정책연구』, 10(1), 69-87.
- 김혜원·김은경·전승훈. 2007. 「사회안전망의 경제적 분석」, 한국노동연구원.
- 노병호·엄주천. 2012. “현행 실업급여 제도에 대한 재검토”, 『원광법학』, 28(1), 79-105.
- 노정휘·조규식. 2012. “실업급여제도의 운영 과정상 문제점과 개선방안”, 『한양법학』, 39, 577-600.
- 박진희·윤정혜·최기성. 2016. 「실업급여 수급자 및 비수급자 특성과 노동시장 성과」, 한국고용정보원.
- 성은미. 2007. “정규직과 비정규노동자의 사회보험 수급율과 급여수준 비교연구: 국민연금, 실업급여를 중심으로”, 『사회복지정책』, 29(4), 95-120.
- 성재민. 2016. “실업급여의 역사와 과제”, 『노동리뷰』, 2016년 11월호, 20-37.
- 이병희. 2015. “고용보험 20년의 평가와 과제: 사각지대와 실업급여를 중심으로”, 『한국사회보장학회 정기 학술발표논문집』.
- 이현주·강신욱·김현경·이병희·주상영·전지현. 2016. 「저소득층 가구소비 변화와 사회정책적 함의」, 한국보건사회연구원.
- 황덕순. 2011. “한국의 복지국가 발전과 노동정책”, 『서울대학교 경제연구소 학술대회 논문집』.
- Gruber, J. 1997. “The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance”, *American Economic Review*, 87(1), 192-205.
- Lee, S., Ku, I., and Shon, B. 2019. “The Effects of Old-Age Public Transfer on the Well-being of Older Adults: The Case of Social Pension in South Korea”, *The Journal of Gerontology: Social Science*, 74(3), 506-515.

영유아 양육지원정책의 효과 분석

Policy Impact of 'Child Benefit Package' in Korea

이채정(국회미래연구원 부연구위원)

본 연구는 영유아 양육지원정책의 유형(서비스 지원, 현금급여, 조세혜택)별 효과성을 검토하고, 아동수당의 정책효과를 영유아 가구의 소비지출에 대한 사회인구학적 특성의 영향력 변화를 파악하는 방식으로 분석하였다. 이를 위하여, 한국복지패널 13~14차년도 자료에 옥사카-블라인더 분해법을 적용하여 영유아 양육지원정책 유형별 효과를 분석하고, Chow 검정을 통하여 엔젤지수와 앵겔지수에 영향을 미치는 변수의 영향력에 변화가 발생하였는지를 파악하였다. 분석 결과, 홀벌이 가구와 영아 양육 가구는 정부의 서비스 지원으로 발생한 생활비의 여력을 자녀양육비에 지출할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 저소득 맞벌이 가구와 유아 양육 가구는 자녀장려세제가 자녀양육비 지출을 늘리는 데 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타나, 저소득 가구에 대한 잔여적인 지원이 자녀양육지원정책의 실질적 형평을 달성하는 데 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 보인다. 아동수당 도입 이후 엔젤지수가 감소하는 경향은 관찰되었으나 통계적 유의미성은 담보되지 않았고, 미미한 영향력이기는 하지만 2018년의 경우 가구소득이 높을수록 엔젤지수가 높은 것으로 분석되어 가구소득수준에 따른 영유아 보육 및 유아교육에 질적인 차이에 발생할 우려가 있으며 이러한 격차를 완화하기에는 아동수당의 정책효과가 유의미한 수준에 도달하지 못한 것으로 보인다.

제1절 서론

2018년 9월 아동수당이 도입됨에 따라, 현금급여(아동수당), 조세혜택(자녀장려세제), 서비스 지원(보육료 및 유아학비)으로 구성되는 보편적인 영유아 양육지원 정책(Child Benefit Package)이 마련되었다. 아동수당은 아동이 있는 가구의 소득을 현금급여를 통해 지원하는 제도이다. 아동수당 도입 이전까지는 어린이 집 및 유치원을 이용하는 전 소득계층 대상 0~5세를 대상으로 하는 보육료 및 유아학비 지원과 저소득층의 자녀양육부담을 경감하기 위한 세액공제인 자녀장려세제가 운영되었다.

국가가 수행하는 아동정책은 현금급여, 조세혜택, 서비스 및 비용 혜택 등 다양한 형태로 제공된다. 그러나 한국의 경우 2018년에 아동수당이 도입되었기 때문에 아동에 대한 현금급여, 조세혜택, 서비스 및 비용 혜택을 종합하여 분석한 연구가 드물다. 또한, 고용보험에 가입한 근로자에게 주어지는 육아휴직이나 육아기근로시간단축은 부모가 직접 자녀를 돌볼 수 있는 시간을 보장한다는 측면에서 부모의 근로형태와 무관하게 0~5세 영유아에게 기본적으로 주어지는 보편적인 제도라고 보기 어렵다. 따라서 연구의 분석대상을 0~5세 영유아로 한정하고, 이들을 대상으로 수행되는 현금급여, 조세혜택, 서비스 지원의 효과성을 비교하여 영유아 양육지원정책의 개선 방안을 모색할 필요가 있다.

그동안 영유아 양육지원정책의 효과성 관련 연구는 서비스 지원에 해당하는 보육료 및 유아학비 지원 정책에 집중되었다. 서비스 지원 정책의 효과성을 분석한 선행연구들은 주로 보육료 및 유아학비 지원을

통한 시설보육서비스의 제공이 가구별 자녀양육비용 및 가구소득에 미치는 영향, 여성의 노동시장참여에 미치는 영향 등을 분석하고 있다(최성은·우석진, 2009; 허남재·석재은, 2011; 이상록·조은미, 2016; 정수지 외, 2016; 김은정, 2017; 한종석·이영재·홍재화, 2017; 이채정, 2018). 아동수당에 대한 연구는 아동수당 도입의 필요성에 대한 논의가 주를 이루었고, 아동수당 도입에 의한 빈곤완화효과를 추정하는 방식으로 수행되었다(정찬미, 2017; 남상호, 2018; 정은희 외, 2018). 아동수당 도입의 실질적인 효과를 추정한 강지영(2020)의 연구는 2018~2019년 가계동향조사 자료를 활용하여, 아동수당이 가구소득을 증가시키고 빈곤을 완화한다는 결론을 제시하였다.

본 연구는 보육료 및 유아학비(서비스 지원), 자녀장려세제(조세혜택), 아동수당(현금급여)로 구성되는 영유아 양육지원정책의 유형별 효과성을 검토하고, 최근 도입된 아동수당이 영유아 양육 가구의 소비지출에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석함으로써 아동수당의 자녀양육비용 경감 효과와 영유아 양육 가구의 소비지출에 대한 사회인구학적 특성의 영향력 변화를 파악하고자 한다. 이를 통하여, 영유아 양육지원정책 전반에 대한 효율성 및 아동수당의 효과성 제고를 위한 정책적 개선과제를 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 영유아 양육지원정책에 대한 논의

영유아 양육지원정책은 Esping-Andersen(1999)의 탈가족화(defamilialization) 개념을 기준으로 가족주의적 특성을 가진 정책과 탈가족주의적 특성을 가진 정책으로 구분할 수 있다. 탈가족화는 개인이 가족 내 관계나 역할과 무관하게 사회적으로 적절한 수준의 생활을 유지하는 정도로 정의할 수 있다. 즉, 가족 내에 다른 가족 구성원을 위한 돌봄노동을 제공하는 돌봄제공자(carer)가 존재하지 않더라도, 국가가 제공하는 다양한 사회서비스를 통하여 이를 충족할 수 있는 환경이 조성되어 있을 경우 탈가족화가 달성된 것으로 볼 수 있는 것이다. 따라서 남성 생계부양자와 여성 돌봄제공자로 성별분업을 달성한 부부(male-breadwinner and female-homemaker model)와 그 자녀로 구성된 전통적인 핵가족 사회에서는 가족주의적인 방식으로 돌봄의 필요를 해결하는 것이 전제된다.

여성의 노동시장 참여가 증가함에 따라, 영유아 자녀를 양육하는 주체인 영유아의 주양육자-일반적으로 영유아의 부모-의 노동시장 참여 형태에 따라 맞벌이 가구에 친화적인 정책(dual-earner and dual-carer model)인지 전통적인 형태의 홀벌이 가구에 친화적인 정책인지로 분류할 수도 있다. 일반적으로 한국 사회에서 근로자를 대상으로 하는 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」에 근거하여 수행되는 일가정양립지원정책은 근로자인 부모가 자녀를 직접 돌볼 수 있는 시간을 제공한다는 점에서 가족주의적 특성을 보인다. 고용보험에 가입한 근로자에게 주어지는 육아휴직이나 육아기근로시간단축은 부모가 직접 자녀를 돌볼 수 있는 시간을 보장한다는 측면에서, 가족주의적인 방식으로 영유아 자녀의 돌봄 욕구를 충족하는 전략인 것이다.

이에 따라, 보편적인 영유아 양육지원정책에 대한 개념적 정의가 필요하다. 즉, 주양육자 혹은 부모의 노동시장 참여 형태와 관계없이 국가적 차원에서 영유아의 양육을 지원하기 위하여 수행하는 정책을 영유아 양육지원정책으로 한정하고, 구체적으로 어떤 정책이 영유아 양육지원정책에 포함되는지에 대하여 검토해야 한다. 이를 위하여, 먼저 아동과 영유아에 대한 구분이 필요하다. 영유아는 아동의 하위 개념에 해당하고, 아동은 사회정책의 대상 중 하나로 다양한 정책의 대상으로 설정되어 있다. 한국 사회에서 아동은

0~18세로, 영유아는 0~5세로 규정된다. 영유아는 다시 0~2세의 영아와 3~5세의 유아로 나뉜다.

국가가 수행하는 아동정책은 현금급여, 조세혜택, 서비스 및 비용 혜택 등 다양한 형태로 제공된다. 한국의 경우 아동에 대한 현금급여, 조세혜택, 서비스 및 비용 혜택을 종합하여 분석한 연구가 드물지만, 국외에서는 아동에 대한 현금급여, 조세혜택, 서비스를 종합하여 'Child Benefit Package'로 정의하고 다양한 관련 연구를 진행하고 있다(Bradshaw & Piachaud 1980; Bradshaw et al. 1993; Bradshaw & Finch 2002; 2010; Bradshaw & Mayhew 2006; Van Mechelen & Bradshaw 2013; 정찬미, 2017).

아동정책 중에서도 영유아를 대상으로 하는 정책은 가족의 영유아 자녀에 대한 돌봄 부담을 완화하기 위한 정책과 영유아 자녀 양육으로 인한 가족의 비용 부담을 경감하기 위한 정책으로 분류할 수 있다(최영, 2017; 정은희 외, 2018; 강지영, 2020). 영유아 자녀에 대한 돌봄 부담을 완화하기 위한 정책에는 보육 서비스, 육아휴직, 양육수당 등이 포함되고, 영유아 자녀 양육에 의한 비용 부담을 경감하기 위한 정책에는 현금급여인 아동수당과 자녀세액공제 등의 조세정책이 포함된다(강지영, 2020). 따라서 영유아의 주양육자(일반적으로 부모)가 근로자여야 한다는 조건부로 제공되는 육아휴직 등 자녀를 직접 양육할 수 있는 시간을 보장하는 정책은 제외하고, 영유아에 대한 양육지원정책을 현금급여, 조세혜택, 서비스 및 비용 혜택으로 구분하여 종합적으로 검토할 필요가 있다.

한국의 경우, 영유아를 정책대상으로 설정하여 추진된 양육지원정책은 2018년 9월 아동수당이 도입되기 이전까지는 조세혜택과 서비스 및 비용 혜택을 중심으로 추진되어 왔다. 영유아 대상 조세혜택에는 자녀세액공제와 환급형 세액공제로 분류할 수 있는 자녀장려세제가 있다. 서비스 및 비용 혜택의 경우, 2013년부터 모든 0~5세 영유아를 대상으로 하는 보육료 및 유아학비 지원이 이에 해당된다.

조세혜택을 구체적으로 살펴보면, 자녀세액공제는 거주자의 종합소득세액 계산 시에 기본공제 대상 자녀가 있는 경우 산출세액에서 일정액을 공제하여 주는 제도이다. 자녀세액공제의 적용 대상은 기본공제 대상자에 해당하는 자녀이며, 이는 해당 과세연도의 연간 소득금액의 합계액이 100만원 이하이면서 연령이 20세 이하인 자녀를 의미한다. 자녀세액공제의 유형은 ① 일반세액공제, ② 출생·입양 세액공제가 있으며, 세 가지 유형의 공제 중 거주자 본인에게 해당되는 공제액을 합산하여 세액공제액을 산정한다. 출생·입양 세액공제액은 첫째인 경우 연 30만원, 둘째인 경우 연 50만원, 셋째 이상이 경우 1인당 연 70만원으로 설정되어 있으며, 일반세액공제액은 공제대상 자녀 수가 1명인 경우 연 15만원, 2명인 경우 연 30만원, 3명 이상인 경우 연 30만원과 2명을 초과하는 1명당 연 30만원을 합한 금액(자녀세액공제액(3명 이상) = 30만원 + (자녀 수 - 2) × 30만원)으로 설정되어 있다. 자녀장려세제는 저소득 가구의 자녀 양육을 금전적으로 지원하기 위한 제도이다. 자녀장려세제 대상은 18세 미만의 자녀가 있는 가구로 부부 합산 연소득 금액(사업소득, 근로소득, 기타소득, 금융소득 포함)이 4,000만원 이하이면서 가구원 소유 건축물과 토지 등의 재산 합계액이 2억원 미만인 경우 신청이 가능하다. 부양자녀의 연간소득금액은 100만원 이하여야 한다. 자녀장려금은 홀벌이 가구인지 맞벌이 가구인지에 따라 상이하며, 소득금액에 따라 차등 적용된다. 요컨대, 일정 소득 미만에 해당하는 유자녀 저소득 가구에는 자녀장려세제가, 그 외의 아동인 자녀를 둔 가구에는 자녀세액공제가 적용되는 것이다.

서비스 및 비용 혜택에 해당하는 영유아 보육료 및 유아학비 지원의 경우, 어린이집과 유치원을 통해 보육 및 유아교육 서비스를 이용할 수 있도록 하는 것이 목적이다. 그러나 직접적인 서비스를 제공하기보다는 서비스를 이용할 경우 비용을 보전하는 방식으로 운영되는 서비스 지원 정책에 해당한다. 정부는 0~5세 영유아의 어린이집 이용료(보육료)와 3~5세 유아의 유치원 이용료(유아학비)를 부모의 소득수준에 관계없이 전 소득계층을 대상으로 지급하고 있다. 어린이집이나 유치원을 이용하지 않는 영유아 가구는 가정양육수당을 지원받도록 제도가 설계되어 있다. 2020년 기준 정부에서 인건비를 지원받지 않는 민간

어린이집 기준 0세 월 47만원, 1세 월 41.4만원, 2세 월 34.3만원, 3~5세 월 24만원의 보육료 및 유아학비가 지원되며, 어린이집이나 유치원을 이용하지 않는 영유아에게는 0~1세 월 20만원, 2세 월 15만원, 3~5세 월 10만원의 가정양육수당이 지급된다.

한국은 2018년 9월 아동수당을 도입함으로써, 현금급여, 조세혜택, 서비스지원으로 구성된 영유아 양육 지원정책을 갖추게 되었다. 현재 아동수당은 7세 미만의 모든 아동을 대상으로 하고 있으나, 도입 당시인 2018년 9월에는 가구의 소득·재산 기준이 하위 90% 해당하는 6세 미만 가구를 대상으로 하였다. 아동수당 지원단가는 아동 1인당 월 10만원이다. 당초 아동수당은 보편적 조세혜택이라 할 수 있는 자녀세액공제와 별도로 운영되었으나, 2019년부터는 아동수당을 받을 경우 자녀세액공제를 받을 수 없도록 개정하여 실질적으로 영유아에 대한 조세혜택은 저소득 가구를 대상으로 하는 자녀장려세제를 중심으로 운영되고 있다.

2. 영유아 양육지원정책의 효과성 관련 선행연구

영유아 양육지원정책의 효과성 관련 연구는 서비스 지원에 해당하는 보육료 및 유아학비 지원 정책을 다루는 데에 집중되어 있다. 서비스 지원 정책의 효과성을 분석한 선행연구들은 주로 보육료 및 유아학비 지원을 통한 시설보육서비스의 제공이 가구별 자녀양육비용 및 가구소득에 미치는 영향, 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향 등을 분석하고 있다.

2013년 무상보육이 실시된 이후의 연구들은 보육료 지원이 가구의 시설보육비용 지출뿐만 아니라 사교육비용의 지출에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 분석하고 있다. 김은정(2017)은 2009년과 2012년의 보육 실태조사 자료를 활용하여, 무상보육이 가계 보육비 및 교육비(사교육 포함)에 미친 영향을 영아기와 유아기로 나누어 분석하였다. 이 연구에 따르면, 영아기의 보육료 지원 확대는 시설이용 및 교육 비용의 감소를 가져온 반면, 유아기의 지원 확대는 시설이용비용 감소에만 제한적으로 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 유아기 부모의 경우 보육료 지원이 직접적인 양육부담 완화로 이어지기보다는 사교육 등의 추가 지출 등으로 인해 실질적인 비용 감소 효과가 미미하다는 것을 시사한다. 또한, 영아기의 보육료 지원은 시설보육 이용의 필요성이 큰 취업모 가구의 비용 절감 효과를 극대화한 것으로 분석되었다. 그러나 이 연구는 데이터의 한계로 인하여 0~2세 영아의 비교대상이 3~4세 유아로 설정되었고, 3~5세 유아 중 학령전기에 해당하는 5세만을 대상으로 분석이 실시되었다.

가구소득에 따른 보육료 지원의 효과 차이를 분석한 이상록·조은미(2016)의 연구에서는 2009년 보육료 지원 대상의 확대는 아동 양육비 부담을 일부 감소시키는 효과가 있으나, 사교육비용의 증가가 나타나 결과적으로 양육비 부담의 경감 효과가 크지 않다고 분석하였다. 또한, 정부가 지원하는 보육료 이외에 영유아 부모가 어린이집에 지불하는 추가적인 비용 발생 등의 이유로 보육료 지원 대상의 확대가 소득하위계층의 비용 부담을 가중시키는 측면이 있다고 보았다. 정수지 등(2016)의 연구는 2013년 무상보육 실시 이전과 이후의 1인당 보육비 및 사교육비 지출액과 가구의 소득수준에 따른 유아 보육비 및 사교육비 변화를 추정하였다. 보육비 지원 대상이 확대된 이후 보육비 지출과 사교육비 지출은 전반적으로 역의 상관관계를 보였고, 고소득층의 보육비 부담이 가장 크게 감소한 것으로 나타났다. 이채정(2018)은 한국복지패널을 활용하여 무상보육정책 실시로 인하여 자녀양육비용 지출이 경감되었는지를 영아와 유아 양육가구별로 이중차이모형을 적용하여 분석하였다. 분석 결과, 영아 양육가구는 자녀양육비용이 경감된 반면에 유아 양육가구는 증가한 것으로 나타났다. 이는 무상보육정책이 시설보육을 이용하는 영아 양육가구의 자녀양육비용은 경감하지만, 학령기 진입을 앞둔 유아 양육가구는 정부의 보육료·유아학비 지원으로 발생한 여분의 경제적 자원을 부가적인 특별활동이나, 베이비시터, 학습지 등 시설보육 이외의 보육서비스 이용에 지

출하고 있다는 것을 보여준다고 평가하였다.

보육정책이 여성의 경제활동에 미치는 영향을 분석한 연구에 따르면, 보육료 지원 정책이 여성의 취업 및 노동시간을 감소(최성은·우석진, 2009; 허남재·석재은, 2011)시키는 것으로 분석되었다. 한편, 보육시설의 지속적인 이용은 기혼여성의 경제활동 참여에 긍정적인 영향(진선미 외, 2011)을 미치는 것으로 나타났다. 대다수의 연구에서는 보육료 지원 정책이 여성의 취업, 노동시간 등에 긍정적인 영향을 미치지 못한다는 결론이 도출되었다. 한종석·이영재·홍재화(2017)는 전 계층에게 무상보육을 제공하는 보편적 지원 정책과 취업 여성에게만 보육료를 지원하는 취업조건부 지원 정책이 거시경제에 미치는 효과를 기혼 여성 노동공급 중심으로 분석하였다. 분석 결과, 보편적 지원에서는 여성 총노동의 변화가 평균 노동생산성 향상에 의해 견인되는 반면 취업조건부 지원에서는 노동생산성 향상보다는 고용률 상승으로 일어나는 것으로 나타났다. 양육수당 제공은 여성의 노동공급을 감소시키지만 생산성이 낮은 여성들을 노동시장에서 이탈시키면서 상대적으로 생산성이 높은 여성들을 위주로 노동공급이 이루어지게 하는 것으로 분석되었다.

아동수당에 대한 연구는 주로 아동수당 도입의 필요성에 대한 논의가 주를 이루었다. 일부 실증적인 연구도 진행되어왔는데, 이러한 경우는 아동수당 도입 전 아동가구 소득지원제도의 효과성을 분석해왔다. 아동가구를 대상으로 하는 근로장려세제, 자녀장려세제 등의 세액환급제도의 효과나 아동양육수당의 현금성 지원, 혹은 보육료지원제도의 효과성을 분석하였다.

아동급여 도입 이전의 한국의 아동급여는 조세제도를 중심으로 소득보장이 이루어지고 고소득 분위일수록 아동급여 수준이 높아지는 역진적인 현상이 나타나고 있다(정찬미, 2017). 정찬미(2017)는 한국복지패널 10차년도 자료를 이용하여 아동급여를 파악한 결과 조세를 중심으로 하는 아동의 소득보장이 소득분위가 높을수록 아동급여수준이 높아지는 역진성을 발견하였다. 반면에, 다른 연구에서는 아동가구대상 소득보전제도는 빈곤과 불평등을 완화하는 것으로 발견된다. 정은희(2018)는 아동소득지원제도의 불평등 완화 효과를 분석하여, 불평등 완화 효과가 증가하는 추세임을 발견하였다.

아동수당이 도입된 이후 소수의 연구이지만 아동수당이 빈곤이나 가구소득에 미치는 영향에 대한 연구도 진행되었다. 남상호(2018)는 아동수당의 도입은 소득 최하위나 최상위그룹에는 소득에 큰 변화가 없고, 그 외의 분위에서는 전체적으로 소득이 증가됨을 발견하였다. 특히, 아동수당은 소득분포 상의 중간소득층을 중심으로 지급될 수 있음을 지적했다. 아동수당은 상대적 불평등을 완화시켜 제도 도입 이전 0.36629였던 지니계수가 제도 도입 이후 0.36505로 낮아져, 0.115%만큼 소득불평등이 완화된 것을 발견했다. 이 연구에서는 아동수당이 빈곤을 완화시키는 것으로 분석되었는데, 빈곤 척도에 따라 그 결과는 조금씩 다르게 나타났다. 그러나 분석당시 자료가 제도 도입 이후 4개월이 채 지나지 않은 시점으로, 정책효과를 정확히 포착하기 어려워 아동수당 도입 이전 재정패널 데이터를 바탕으로 소득을 추정하는 방식으로 연구를 진행하여 아동수당의 실제적 효과라고 보기는 어렵다. 정은희 외(2018)는 2018년 9월부터 시행한 아동수당 제도의 불평등 및 빈곤완화 효과를 확인하기 위하여 모의실험 효과를 추정하였다. 모의실험에 있어 아동수당의 지급은 상위 20%를 제외한 것으로 가정하였다. 이를 위해 한국복지패널데이터를 사용하였는데, 아동수당을 지급한 경우 아동을 포함한 전체 가구와 개인의 빈곤율을 감소시키는 영향은 미미하였지만 아동가구의 경우에는 유의미한 빈곤감소효과를 발견하였다. 예를 들어, 0-18세 아동이 있는 아동가구의 경우 시장소득 기준 빈곤율 3.1%, 아동 빈곤율 8.0% 감소되었으며, 0~5세 자녀가 있는 가구의 빈곤율은 5.9% 감소되는 것으로 나타났다. 이 연구는 제도도입과 관련한 모의실험효과를 추정한 것으로서, 실제적인 효과를 분석하고 있지 못하다. 아동수당 도입의 실질적인 효과를 추정한 강지영(2020)은 2018~2019년 가계동향조사 자료를 활용하여 가구주 연령이 25~45세인 아동가구를 대상으로 아동수당 도입이 가구의 소득과 빈곤에 미치는 영향을 이중차이회귀분석으로 분석하였다. 아동수당은 가구소득을 증가시키고 빈곤을 완화시

키는 것으로 나타났다. 특히, 총소득과 가처분소득 기준중위소득 60% 이상의 상대빈곤에 미치는 영향이 큰 것으로 분석되었다.

본 연구는 보육료 및 유아학비(서비스 지원), 자녀장려세제(조세혜택), 아동수당(현금급여)로 구성되는 영유아 양육지원정책의 유형별 효과성을 검토하고, 최근 도입된 아동수당이 영유아 양육 가구의 소비지출에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석함으로써 아동수당의 자녀양육비용 경감 효과와 영유아 양육 가구의 소비지출에 대한 사회인구학적 특성의 영향력 변화를 파악하고자 한다. 이를 통하여, 영유아 양육지원정책 전반에 대한 효율성 및 아동수당의 효과성 제고를 위한 정책적 개선과제를 도출하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 분석 자료 및 방법

본 연구는 제13차(2017년에 대하여 2018년에 조사하여 2019년에 공개) 및 제14차 한국복지패널(2018년에 대하여 2019년에 조사하여 2020년에 공개) 원자료를 활용하여, 서비스지원, 현금급여, 조세혜택으로 구성되는 영유아 양육지원정책의 효과를 비교하고, 아동수당 도입의 효과를 파악하고자 한다. 영유아 양육지원정책의 효과를 비교하기 위해서는 2018년 기준 한국복지패널 원자료에 포함된 부모와 영유아 자녀 1인으로 구성된 가구의 부모 맞벌이 여부와 영유아 자녀의 연령을 기준으로 요인분해법을 활용한 집단비교를 실시하여, 정책요인과 가구특성요인의 자녀양육비 지출 비중에 대한 설명력을 분석한다. 이를 통하여, 보육료 및 유아학비(서비스지원), 아동수당(현금급여), 자녀장려세제(조세혜택)가 영유아 양육 가구의 총생활비 대비 자녀양육비 비중에 미치는 영향을 파악한다. 아동수당 도입의 효과를 파악하기 위해서는 아동수당 도입 이전인 2017년과 이후인 2018년 기준 한국복지패널 원자료에 포함된 부모와 영유아 자녀 1인으로 구성된 가구를 대상으로 이들 가구의 엔젤지수와 앵겔지수에 사회인구학적 특성의 영향력이 변화했는가를 Chow 검정을 실시하여 분석한다. 즉, 아동수당이 도입된 이후 영유아 양육 가구의 소비지출에 구조적인 변화가 발생하였는가를 살펴봄으로써, 아동수당이 당초의 정책목표를 달성하고 있는가를 추론하는 것이다.

본 연구의 영유아 양육지원정책의 효과 비교에는 Oaxaca & Blinder(1973)가 제시한 소득격차의 분해방법론(Oaxaca-Blinder Wage Differential Decomposition)을 적용하고자 한다. 옥사카-블라인더 분해법(Oaxaca-Blinder Decomposition)은 가상적인 비교(counterfactual)를 통해 남녀 간의 소득격차를 가시적인 요인과 그렇지 않은 요인의 기여로 분해하기 위하여 고안되었다. 즉, 남녀 간의 소득격차를 인적자원이론에서 논의되는 주요 변수에 의해 설명되는 부분과 사회구조적인 요인 등에 의하여 설명되지 않는 부분으로 나누어 보는 것이다.

구체적으로 살펴보면, 남성의 소득을 Y_m , 여성의 소득을 Y_f 라고 하고, 남성과 여성의 소득격차 기대값은 $D = E(Y_m) - E(Y_f)$ 라고 한다. 설명변수행렬 X_m 과 X_f 로 선형모형을 구성하면, $Y_m = X_m\beta_m + \epsilon_m$ 과 $Y_f = X_f\beta_f + \epsilon_f$ 와 같다. 이를 소득격차 기대값에 반영하면, $D = E(Y_m) - E(Y_f) = E(X_m)\beta_m - E(X_f)\beta_f$ 이고, 정리하면 $\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f + E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$ 이다. $\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f + E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$ 에서 앞의 항($\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f$)은 남성과 여성의 설명변수 차이인 인적자원이론에서 논의되는 불평등을 나타내는 부분이 되고, 뒤의 항($E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$)은 남녀 간의 차별을 나타내는 부분이 된다. 이상에서 논의한 수식은 두 개의 요소로 분해(two-fold)했을 때에 해당하는데, Oaxaca(1973)은 앞의 항을 부존자원효과(endowment effect), 뒤의 항을 차별효과(discrimination)라고 개념화하였다. 한편, Daymont &

Andrisani(1984)는 $\{E(X_m) - E(X_f)\}(\beta_m - \beta_f)$ 라는 세번째 항을 추가하여, 부존자원효과와 차별효과와 상호작용항으로 개념화하고 세 개의 항(three-fold)으로 분해할 것을 제안하였다.

본 연구에서는 Oaxaca(1973)가 제안한 두 개 요소로 분해하는 방법을 적용하여, 영유아 양육 가구의 부모 맞벌이 여부와 영유아의 연령에 따른 자녀양육비 지출 비중의 결정요인을 분석한다. 본 연구는 아동수당이 도입되어 영유아 양육을 위한 서비스 지원, 현금급여, 세제혜택 제도가 갖춰진 2018년을 기준으로, 자녀양육비 지출 비중 차이를 객관적인 지표들로 설명할 수 있는 부분과 그렇지 못한 부분으로 분해한다. <표 1>은 이상에서 논의한 본 연구의 분석모형을 수식으로 나타낸 것이다.

〈표 1〉 옥사카-블라인더 분해법

2018년 맞벌이 가구 혹은 유아 가구의 자녀양육비 비중: Y_a

2018년 홀벌이 가구 혹은 영아 가구의 자녀양육비 비중: Y_b

자녀양육비 비중의 기대값: $D = E(Y_a) - E(Y_b)$

자녀양육비 비중에 영향을 미치는 변수들: X

$$D = E(Y_a) - E(Y_b)\beta_b + E(X_a)(\beta_a - \beta_b)$$

옥사카-블라인더 분해법을 적용하는 본 연구의 분석모형은 맞벌이 가구와 홀벌이 가구, 자녀가 영아인 가구와 자녀가 유아인 가구의 자녀양육비 지출 비중 차이를 가지적인 변수들의 영향에 의한 차이와 사회구조에서 기인하는 비가지적인 요인에 의해 나타나는 차이로 분해한다. 즉, 첫 번째 항은 정책요인과 가구 특성요인에 의한 차이이고, 두 번째 항은 사회구조적으로 발생하는 변화가 종속변수의 차이로 나타난 것이다. 맞벌이 가구와 홀벌이 가구 또는 영아 양육 가구와 유아 양육 가구 사이의 구조적인 차이가 없다면 두 번째 항의 값은 0이 되고, 맞벌이-홀벌이 또는 영아 양육-유아 양육 가구 간의 자녀양육비 비중 차이를 모두 정책요인과 가구특성요인의 차이로 설명된다고 볼 수 있다(Oaxaca, 1973; Oaxaca & Ranson, 1994; Jann, 2008; Bauer & Sinning, 2008). 한편, 옥사카-블라인더 분해법에 근거한 분석모형을 구현하는 데 필요한 기대값을 구하기 위한 방법으로 최소자승법(Ordinary Least Squares; OLS)을 적용한 단순회귀분석(Simple Regression)을 활용한다.

또한, 본 연구는 2018년 9월 아동수당 도입 이후 영유아 양육지원정책이 자녀양육비 지출에 미친 영향을 가구별 소득수준을 고려하여 살펴보고자 한다. 자녀양육비 지출의 변화 양상뿐만 아니라, 아동수당 도입 이전과 이후의 엔젤지수와 영젤지수에 영향을 미치는 사회인구학적 요인을 함께 파악할 것이다. 이를 위하여, 한국복지패널 13차년도와 14차년도 자료를 활용하여 아동수당의 도입이 영유아 자녀 양육비용 지출에 미친 영향을 분석하였다. 2017년(한국복지패널 13차년도)에는 서비스 지원(보육료 및 유아학비)과 조세혜택(자녀장려세제)이 제공되었으나, 2018년(한국복지패널 14차년도)에는 아동수당(현금급여)이 도입되어 영유아 양육지원정책이 확대되었다. 가구특성을 통제하기 위하여, 현금성 영유아 양육지원정책의 효과 비교와 마찬가지로 영유아 자녀와 부부로 구성된 3인 가구를 분석대상 가구를 한정하였다. 이 경우 분석결과의 외적타당성 측면의 반론이 제기될 가능성이 있으나, 가구특성이 동일한 가구를 대상으로 정책의 효과를 분석함으로써 비교가능성을 높이고 분석결과의 신뢰도를 높일 수 있을 것으로 기대된다.

아동수당 도입을 전후로 영유아 양육 가구의 엔젤지수와 영젤지수에 미치는 사회인구학적 특성의 영향력이 변화했는가를 파악하기 위해서는 Chow 검정을 실시한다. Chow 검정은 특정 시점을 전후로 하는 모형에서 구조적 변화를 검증할 때 이용된다.⁵⁷⁾

$$Chow = \frac{S_c - (S_1 + S_2)/k}{(S_1 + S_2)/(T_1 + T_2 - 2k)}$$

Chow 검정은 두 시점을 통합한 전체를 하나의 회귀식으로 추정하여, 잔차제곱합(SSE)을 구하고 이를 S_c 로 놓는다. 이후 각 시점에서의 개별 추정식으로 잔차제곱합을 구하여 S_1 과 S_2 로 놓는다. k 는 모형에 포함된 독립변수의 수이며, 각 시점은 T_1 과 T_2 로 놓는다. 식을 통해 계산된 값이 자유도 $(df) = (k, T_1 + T_2 - 2k)$ 에 대한 일정 유의수준에서 F 임계값보다 크면 두 시점의 회귀계수가 동일하다는 영가설이 기각되고, 두 시점의 회귀계수는 다르며 상이한 모형으로 받아들인다. F 공식의 분자는 두 시점을 합쳐 분석했을 때 설명되지 않는 부분을 의미하고, 분모는 따로 분석했을 때 설명되지 않는 부분을 의미한다. 이 둘의 크기에 따라 영가설의 기각 또는 채택이 결정된다. 영가설이 기각되어야 두 시점의 영향력이 유의미하게 다른 것이다(민인식·최필선, 2012).

2. 변수 구성

<표 2>는 옥사카-블라인더 분해법을 활용한 영유아 양육지원정책의 효과를 분석하는 데 활용되는 변수를 정리한 것이다.

<표 2> 변수 구성 1: 영유아 양육지원정책의 효과 비교

구분	변수명	변수의 정의	
집단비교	맞벌이	홀벌이=0, 맞벌이=1	
	자녀연령	영아=0, 유아=1	
종속변수	자녀양육비 비중(월)	(보육료비+공교육비+사교육비)/총생활비*100	
설명변수	정책요인	보육료 및 유아학비 수급	미수급(양육수당)=0, 수급=1
		아동수당(4개월) 수급	미수급=0, 수급=1
		자녀장려세제 수급	미수급=0, 수급=1
	가구특성요인	거주지역	비도시=0(시, 군, 도농복합군), 도시=1(서울, 광역시)
		주택소유형태	전월세 등=0, 자가=1
		가구소득	연간 가구 가처분소득(만원)

종속변수인 자녀양육비 비중은 월 기준 총생활비에서 보육료비와 공교육비 및 사교육비가 차지하는 비중에 해당한다. 설명변수는 정책요인과 가구특성요인으로 나누어 설정하였다. 정책요인은 현금화된 서비스 지원에 해당하는 보육료 및 유아학비 수급, 현금급여인 아동수당 수급, 조세혜택인 자녀장려세제 수급으로 조작적으로 정의하였다. 가구특성에는 거주지역, 주택소유형태, 가구소득 등의 변수가 포함된다. 거주지역은 서울과 6개 광역시를 도시로, 그 외의 시, 군, 도농복합군을 비도시로 구분하였다. 영유아 자녀 양육 가구의 거주지역은 어린이집 및 유치원의 분포와 밀접한 관련성이 있기 때문에, 주택소유형태나 가구소득과

57) Chow 검정은 두 회귀식의 등가성을 검정하는 방법으로, 오차항의 분산이 모든 관찰값에 대해 동일하고 변화가 일어난 시기를 사전에 파악하는 것을 전제한다.

같은 개별 가구의 사회경제적 특성과 함께 가구특성요인에 포함하였다.

<표 3>은 아동수당 도입 전후 영유아 양육 가구의 지출 변화 분석에 활용될 주요 변수의 정의를 정리한 것이다. 본 연구에서는 아동수당 도입 전후 가계의 소비지출에서 자녀의 보육과 교육을 위해 지출하는 비용이 차지하는 비중을 의미하는 엔젤지수와 기초생활비에 해당하는 식료품비 지출 부담을 나타내는 지표인 앵겔지수가 어떻게 변화하였으며, 변화를 유발한 요인이 무엇인가를 파악하여, 아동수당 도입의 정책 효과를 분석하고자 한다.

<표 3> 변수 구성 2: 아동수당 도입 전후 엔젤지수 및 앵겔지수의 영향요인 분석

구분	변수명	변수의 정의		
정책 변수	아동수당 도입여부 (2018년 기준)	2017년=0, 2018년=1		
종속 변수	엔젤지수	월평균 자녀양육비/월평균 생활비*100		
	앵겔지수	월평균 식료품비/월평균 생활비*100		
	생활비 항목	월간 식료품비(만원)	:가정식비와 외식비용을 합한 금액	
		월간 주거비(만원)	:월세와 주거관리비를 합한 금액	
		월간 피복신발비(만원)		
		월간 보건의료비(만원)		
		월간 자녀양육비(만원)	:어린이집 필요경비, 유치원 원비 등 보육시설에 추가적으로 지급하는 시설보육비용과 아이돌보미, 베이비시터, 학원, 학습지 등 시설보육 외에 자녀양육을 위해 추가적으로 지급하는 시설보육비용을 합한 금액	
		월간 교통통신비(만원)		
		월간 교양오락비(만원)		
		연령	조사연도의 모의 만 나이	
학력	고등학교 이하=0, 전문대 이상=1			
근로여부	비근로=0, 근로=1			
설명변수	모의 특성	연간소득	모의 연간소득(만원)	
		거주지역	비도시=0(시, 군, 도농복합군), 도시=1(서울, 광역시)	
		주택소유형태	전월세 등=0, 자가=1	
		가구 특성	가구 소득	가처분소득
	소득분위			가구별 가처분소득을 기준으로 5분위 구분 1=소득하위 20% 이하, 2=소득하위 20% 초과 40% 이하, 3=소득하위 40% 초과 60% 이하, 4=소득하위 60% 초과 80% 이하, 5=소득하위 80% 초과 100% 이하, 소득상위 20%

구체적으로 살펴보면, 자녀양육비는 어린이집 필요경비, 유치원 원비 등 보육시설에 지급하는 시설보육 비용과 아이돌보미, 베이비시터, 학원, 학습지 등 시설보육 외에 자녀양육을 위해 추가적으로 지출하는 비용을 합한 금액으로 정의하였다. 자녀양육비와 식료품비가 생활비 전체에서 차지하는 비율을 구하여, 각각 엔젤지수와 앵겔지수로 조작화하였다. 영유아 양육가구의 엔젤지수와 앵겔지수에 영향을 미치는 사회인구학적 요인은 모의 특성과 가구 특성으로 구분하였다. 모의 특성은 어머니의 연령, 학력수준, 근로여부, 연간소득 등의 변수로 구성된다. 가구 특성은 거주지역, 주택소유형태, 가구의 가처분소득 등의 변수로 구성된다.

제4절 분석결과

1. 영유아 양육지원정책의 효과 비교

<표 4>는 영유아 양육지원정책의 효과 비교를 위한 표본의 기초통계량을 정리한 것이다. 아동수당이 도입됨으로써, 서비스 지원, 현금급여, 조세혜택이 모두 갖춰진 2018년을 기준으로 부부와 0~5세 자녀 1인으로 구성된 가구에 대한 정책요인 및 가구특성요인에 대한 기술통계를 산출하였다.

<표 4> 기초통계량

(단위: 가구, 만원, %)

구분	변수		2018년
집단비교	맞벌이 여부	홀벌이	68 (55.7)
		맞벌이	54 (44.3)
	자녀연령	영아	63 (51.6)
		유아	59 (48.4)
종속변수	자녀양육비 지출 비중		8.40 (7.035)
정책요인	보육료 및 유아학비 수급	비수급 (가정양육수당 수급)	41 (33.6)
		수급	81 (66.4)
	아동수당(4개월) 수급	비수급	6 (4.9)
		수급	116 (95.1)
	자녀장려세제 수급	비수급	107 (87.7)
		수급	15 (12.3)
가구특성요인	거주지역	비도시 (시, 군, 도농복합군)	71 (58.2)
		도시 (서울, 광역시)	51 (41.8)
	주택소유형태	전월세 등	52 (42.6)
		자가	70 (57.4)
	가구소득(연간 가처분소득 기준)		6088.030 (2636.5830)
표본 수		122	

주: () 안의 값은 명목변수의 경우는 비중, 연속변수의 경우는 표준편차임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 14차년도』 원자료.

육사카-블라인더 분해법 적용을 위한 집단비교 변수의 기술통계를 살펴보면, 홀벌이 가구는 55.7%, 맞벌이 가구는 44.3%로 집계되었다. 또한, 영아 양육 가구는 51.6%, 유아 양육 가구는 48.4%로 나타났다. 종속변수에 해당하는 분석대상 표본의 자녀양육비 지출 비중은 총생활비의 8.4% 수준으로 파악되었다.

정책요인을 살펴보면, 보육료 및 유아학비 비수급 가구(가정양육수당 수급 가구)는 전체의 33.6%, 수급

가구는 전체의 66.4%에 해당한다. 아동수당 비수급 가구는 4.9%, 수급 가구는 95.1%로 대부분의 영유아 양육 가구가 아동수당을 수급한 것으로 나타났다. 저소득 가구를 대상으로 하는 자녀장려세제 비수급 가구는 87.7%, 수급 가구는 12.3%로 집계되었다.

가구특성요인을 살펴보면, 거주지역은 비도시 지역 거주 가구의 비중이 58.2%, 서울 및 6개 광역시 등 도시 지역 거주 가구의 비중이 41.8%인 것으로 파악되었다. 주택소유형태의 경우 전월세 등의 비중이 42.6%, 자가 비중이 57.4%로 집계되었다. 연간 가처분소득 가구소득 평균은 약 6,088만원으로 집계되었다.

맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 추정 결과는 회귀계수의 크기와 통계적 유의성을 중심으로 살펴본다. 영유아 양육 가구의 부모의 근로형태(맞벌이-홀벌이)와 자녀의 연령대(영아-유아)에 따른 자녀양육비 지출 비중을 기댓값을 산출하여 옥사카-블라인더 분해법에 적용하는 것이 추정의 목적이므로, 각 변수가 갖는 영향력의 크기와 통계적 유의미성을 파악할 필요가 있다.

<표 5>는 맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중에 대한 다중회귀분석 결과이다. 종속변수를 자녀양육비 지출 비중으로 설정하고, 영유아 자녀 양육 가구의 자녀양육비 지출에 영향을 미칠 것으로 판단되는 부모의 근로형태와 자녀의 연령대를 제외한 정책요인과 가구특성요인을 설명변수로 설정하여 회귀분석을 실시하였다.

<표 5> 맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 추정 결과

	홀벌이					맞벌이					
	B ₁ (비표준화계수)	표준오차	B ₂ (표준화계수)	t	유의확률	B ₁ (비표준화계수)	표준오차	B ₂ (표준화계수)	t	유의확률	
맞벌이 여부	보육료 및 유아학비	10.137	0.919	0.826	11.034	0.000	2.535	2.537	0.137	0.999	0.323
	아동수당	0.534	2.310	0.018	0.231	0.818	2.496	5.249	0.077	0.476	0.637
	자녀장려세제	1.720	1.373	0.100	1.253	0.215	7.872	3.721	0.307	2.155	0.040
	거주지역	1.594	0.940	0.127	1.695	0.095	0.865	2.081	0.058	0.416	0.679
	주택소유형태	-0.601	0.943	-0.049	-0.637	0.526	1.802	2.189	0.117	0.824	0.414
	가구소득	1.905E-005	0.000	0.006	0.069	0.945	0.001	0.000	0.336	2.079	0.043
	상수항	-0.192	3.015	-	-0.064	0.949	-2.695	7.796	-	-0.346	0.731
	Adj. R ²	0.643 (3.665)					0.063 (7.256)				
F	21.153***					1.598					
자녀 연령	영아(0~2세)					유아(3~5세)					
	B ₁ (비표준화계수)	표준오차	B ₂ (표준화계수)	t	유의확률	B ₁ (비표준화계수)	표준오차	B ₂ (표준화계수)	t	유의확률	
	보육료 및 유아학비	6.931	1.829	0.454	3.789	0.000	8.723	1.498	0.607	5.822	0.000
	아동수당	-	-	-	-	-	1.593	2.547	0.077	0.625	0.535
	자녀장려세제	2.825	2.821	0.118	1.002	0.321	4.799	1.994	0.262	2.406	0.020
	거주지역	1.754	1.753	0.116	1.000	0.321	0.421	1.356	0.033	0.310	0.758
	주택소유형태	-0.404	1.790	-0.026	-0.225	0.822	1.798	1.381	0.143	1.302	0.199
	가구소득	0.001	0.000	0.284	2.350	0.022	0.000	0.000	0.186	1.546	0.128
상수항	-2.884	2.690	-	-1.072	0.288	-2.807	3.746	-	-0.749	0.457	
Adj. R ²	0.256 (6.534)					0.421 (4.806)					
F	5.271***					8.025***					

주: 1. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

2. () 안의 값은 추정값의 표준오차임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 14차년도』 원자료.

맞벌이 여부에 따른 자녀양육비 지출 비중 추정 결과를 보면, 홀벌이 가구의 경우 보육료 및 유아학비 수급과 거주지역이 자녀양육비 비중에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 보육료 및 유아학비 수급의 영향력은 82.6%, 도시 지역 거주 영향력은 12.7%로 분석되었다. 이는 홀벌

이 가구는 정부의 서비스 지원 정책의 혜택을 활용할 수 있는 인프라가 충분히 갖추어진 경우에 자녀양육비 지출이 증가하는 경향이 있음을 의미한다. 맞벌이 가구는 자녀장려세제와 가구소득이 자녀양육비 비중에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 저소득 가구에 제공되는 조세혜택인 자녀장려세제의 영향력은 30.7%, 가구소득의 영향력은 33.6%인 것으로 나타났다. 이는 고소득 맞벌이 가구의 경우 상대적으로 자녀양육비 지출을 늘릴 확률이 높으며, 자녀장려세제의 대상에 해당하는 저소득 가구의 경우 조세혜택을 받음으로써 자녀양육비 지출을 높이는 경향이 나타날 수 있음을 함의한다. 즉, 자녀장려세제가 저소득 맞벌이 가구가 영유아 자녀를 위한 자녀양육비를 지출하는 데 지지효과를 발휘하고 있음을 암시하는 결과이다.

영유아 자녀의 연령대에 따른 자녀양육비 지출 비중 추정 결과를 보면, 영아 자녀 양육 가구의 경우 아동수당을 수급한 가구가 표본에 포함되지 않아 아동수당 수급을 제외하고 추정되었다. 영아 자녀 양육 가구는 보육료 및 유아학비 수급과 가구소득이 자녀양육비 비중에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 유아 자녀 양육 가구의 경우에는 보육료 및 유아학비 수급과 자녀장려세제가 자녀양육비 비중에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 영아 양육 가구와 유아 양육 가구 공통적으로 정책요인 중 하나인 보육료 및 유아학비 수급의 자녀양육비 비중에 대한 영향력이 통계적으로 유의미했으며, 각각 45.5%, 60.7%를 차지하였다. 이는 보육료 및 유아학비 지원을 통한 서비스 지원 정책이 영유아 양육 가구가 전 소득계층을 대상으로 제공되는 보육 및 유아교육 서비스 이외의 자녀 양육에 필요한 서비스에 지출을 할 수 있는 여력을 형성할 수 있음을 보여주는 결과이다. 영아 양육 가구의 경우 가구소득이 자녀양육비 지출에 미치는 영향력이 28.4%로 추정되어, 고소득 영아 양육 가구일수록 자녀양육비 지출을 늘릴 확률이 높다는 결과가 도출되었다. 유아 양육 가구는 보육료 및 유아학비와 마찬가지로 정책요인에 해당하는 자녀장려세제 수급이 자녀양육비 지출 비중에 미치는 영향력이 26.2%에 해당하는 것으로 나타났다. 맞벌이 여부에서와 마찬가지로 유아 양육 가구에서는 저소득 가구에 대한 조세혜택이 유아 양육에 필요한 비용을 지출하는 데 지지효과를 발휘하고 있는 것으로 볼 수 있다.

맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 추정 결과를 종합하면, 홑벌이 가구와 영아 양육 가구의 경우에는 보육료 및 유아학비 지원으로 발생한 총생활비의 여력을 자녀양육비에 지출할 확률이 높은 것으로 볼 수 있다. 한편, 저소득 맞벌이 가구와 저소득 유아 양육 가구의 경우에는 자녀장려세제가 자녀양육비 지출을 늘리는 데 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 맞벌이 가구와 학령전기에 해당하는 유아 양육 가구는 전 소득계층으로 대상으로 하는 보편적인 양육지원정책보다는 저소득 가구를 대상으로 하는 자녀장려세제가 저소득 가구의 자녀양육비 지출 비중을 증가시키는 경향이 있어, 저소득 가구에 대한 지원이 실질적인 자녀양육지원정책의 형평성을 달성하는 데 긍정적인 영향을 발휘할 수 있음을 암시하는 결과로 볼 수 있다.

<표 8>은 옥사카-블라인더 분해법을 적용하여, 맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중을 차이를 분해한 결과이다. 옥사카-블라인더 분해 시의 설명변수는 자녀양육비 지출 비중 추정 시에 모형에 포함되었던 변수들을 동일하게 사용하였다.

<표 6> 맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 요인분해 결과

	맞벌이여부				자녀연령			
	정책요인		정책요인+가구특성요인		정책요인		정책요인+가구특성요인	
	홀벌이	맞벌이	홀벌이	맞벌이	영아	유아	영아	유아
집단변수	6.622*** (0.743)	10.634*** (1.015)	6.622*** (0.743)	10.634*** (1.016)	7.455*** (0.952)	9.404*** (0.820)	7.455*** (0.952)	9.404*** (0.820)
산술적 차이 (Difference)	-4.012*** (1.258)		-4.012*** (1.259)		-1.949 (1.256)		-1.949 (1.257)	
설명되는 차이 (Explained)	-1.624** (0.709)		-3.134*** (1.051)		-1.374* (0.739)		-0.950 (0.819)	
설명되지 않는 차이 (Unexplained)	-2.388* (1.221)		-0.878 (1.267)		-0.576 (1.058)		-1.000 (1.013)	
표본 수(가구)	122							

주: 1. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

2. () 안의 값은 표준오차임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 14차년도』 원자료.

맞벌이여부에 따른 자녀양육비 지출 비중 차이 요인분해 결과를 보면, 정책요인만을 고려했을 때와 정책요인과 가구특성요인을 모두 고려했을 때의 홀벌이 가구와 맞벌이 가구의 차이는 -4.012로 동일하였다. 그러나 설명되는 차이는 정책요인만을 고려했을 때와 정책요인과 가구특성요인을 함께 고려했을 때 각각 산술적 차이의 약 40.5%, 78.1%를 차지하는 것으로 분석되었다. 즉, 서비스 지원, 현금급여, 조세혜택 수급 여부와 같은 정책요인으로 설명할 수 있는 홀벌이 가구와 맞벌이 가구의 자녀양육비 지출 비중 차이는 40.5%에 해당하고, 거주지역, 주택소유형태, 가구소득 등 가구특성요인으로 설명할 수 있는 홀벌이 가구와 맞벌이 가구의 자녀양육비 지출 비중 차이는 37.6% 정도인 것으로 볼 수 있다.

자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 차이 요인분해 결과, 정책요인과 정책요인 및 가구특성요인 고려 시 모두 영아 가구와 유아 가구의 차이는 -1.949로 동일하였으나, 통계적 유의미성은 담보되지 않는 것으로 나타났다. 설명되는 차이는 정책요인과 정책요인 및 가구특성요인 고려 시 각각 산술적 차이의 약 70.5%, 40.7%로, 정책요인뿐만 아니라 가구특성요인을 함께 고려했을 때 오히려 설명되는 차이가 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 경향이 뚜렷하게 차이가 있어서, 가구특성요인을 더했을 때보다 정책요인만으로 분석했을 때 좀 더 높은 설명력을 갖는 것으로 추론할 수 있다.

2. 아동수당 도입 전후 엔젤지수 및 앵겔지수의 영향요인 분석

아동수당 도입 전후 엔젤지수 및 앵겔지수의 영향요인 분석을 위한 표본에 포함된 부부와 영유아 자녀 1인으로 구성된 3인 가구의 일반적인 특성은 <표 7>과 같다. 분석대상 가구의 일반적 특성을 모의 특성과 가구 특성으로 구분하여 제시하였다.

영유아를 양육하고 있는 어머니의 특성을 살펴보면, 평균 연령은 2017년 33.14세, 2018년 33.84세를 기록하였다. 어머니의 교육 수준은 2017년에는 고졸 이하가 20.6%였으나 2018년에는 고졸 이하가 14.8% 감소하여, 전반적인 학력수준이 높아졌다. 근로여부의 경우 2017년에는 비근로가 50.4%, 2018년에는 비근로가 50.8%로 비슷한 수준을 유지하였다. 영유아 자녀를 양육하는 취업모의 연간소득은 2017년에는 약 838만원으로 1,000만원에 미치지 못하였으나, 2018년에는 약 1,234만원에 도달하였다.

가구 특성을 살펴보면, 2017년과 2018년 비도시 거주가구의 비중은 각각 약 57.4%, 약 58.2%로 비슷한 수준을 보였다. 주택소유형태는 2017년에는 자가주택을 소유한 가구의 비중이 약 51.1%였으나, 2018년에

는 57.4%로 상승하였다. 가구의 연간 가처분소득은 2017년 약 5,781만원, 2018년 약 6,088만원으로 집계되었다.

〈표 7〉 기초통계량

구분	변수		2017년	2018년
모(母)의 특성	연령(세)		33.14 (4.546)	33.84 (4.522)
	교육수준(명)	고교 이하	29 (20.6)	18 (14.8)
		전문대 이상	112 (79.4)	104 (85.2)
	근로여부(명)	비근로	71 (50.4)	62 (50.8)
		근로	70 (49.6)	60 (49.2)
	연간소득(만원)		837.872 (1639.131)	1234.107 (2093.093)
가구 특성	거주지역 (가구)	비도시 (시, 군, 도농복합군)	81 (57.4)	71 (58.2)
		도시 (서울, 광역시)	60 (42.6)	51 (41.8)
	주택소유형태 (가구)	전월세 등	69 (48.9)	52 (42.6)
		자가	72 (51.1)	70 (57.4)
	가구소득(연간 가처분소득 기준, 만원)		5781.292 (2371.509)	6088.030 (2636.583)
	표본 수(가구)		141	122

주: () 안의 값은 명목변수의 경우는 비중, 연속변수의 경우는 표준편차임.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 13~14차년도』 원자료.

2017년과 2018년 영유아 양육 가구의 연간 가처분소득 및 월간 생활비 지출의 평균을 소득분위별로 나누어 살펴보았다(<표 8>). 영유아 자녀 양육가구의 연간 가처분소득은 2017년에 비하여 2018년에 전 소득분위에서 증가한 것으로 나타났다. 2017년과 2018년 각각에 대한 분산분석 결과, 소득분위별 연간 가처분소득의 평균은 통계적으로 유의미하게 차이가 있는 것으로 분석되었다. 한편, 2017년과 2018년 모두 생활비 지출액의 규모가 소득분위가 증가함에 따라 증가하는 경향이 나타났고, 3분위를 제외한 모든 소득분위에서 2017년에 비하여 2018년에 월간 생활비 지출액의 평균이 증가한 것으로 나타났다. 월간 생활비 지출의 평균은 2017년과 2018년 모두 소득분위별로 유의미한 차이가 있는 것으로 분석되었다.

〈표 8〉 소득분위별 연간 가처분소득 및 월간 생활비 지출의 평균

(단위: 만원)

	연간 가처분소득		월간 생활비 지출	
	2017년	2018년	2017년	2018년
1분위	3204.938	3333.088	295.138	332.560
2분위	4501.679	4614.992	404.786	427.440
3분위	5429.643	5710.533	455.786	441.792
4분위	6383.333	6874.583	469.185	644.042
5분위	9372.138	10083.120	658.482	671.083
전체	5781.292	6088.030	456.872	501.361
F값	131.403***	96.389***	30.517***	18.146***

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 13~14차년도』 원자료.

생활비 지출 항목별 평균을 살펴보면(<표 9>), 전체적으로 식료품비 지출은 2017년에 비해서 2018년에 지출액이 감소한 것으로 나타났으나, 그 외의 항목은 지출액이 증가하였다. 식료품비는 전 소속분위에서 2017년에 비하여 2018년의 지출액이 감소한 것으로 나타났다. 그러나 주거비는 2분위, 3분위, 5분위의 경우 2017년보다 2018년의 지출액이 감소한 것으로 분석되었다. 뿐만 아니라, 3분위 집단의 경우에는 피복신발비와 자녀양육비, 교통통신비가 2017년에 비하여 2018년에 감소한 것으로 나타났다. 한편, 식료품비와 자녀양육비의 소득분위별 지출 양상은 2017년과 2018년 모두 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 분석되었다.

<표 9> 소득분위별 월간 생활비 지출의 항목별 평균

(단위: 만원)

	식료품비		주거비		피복신발비		보건의료비		자녀양육비		교통통신비		교양오락비	
	2017년	2018년	2017년	2018년	2017년	2018년	2017년	2018년	2017년	2018년	2017년	2018년	2017년	2018년
1분위	75.1	51.9	31.7	32.3	7.7	9.1	11.0	14.4	21.7	23.3	45.4	59.0	10.0	13.1
2분위	86.5	56.2	38.5	26.5	13.3	14.4	16.1	17.6	27.3	30.6	70.0	73.3	17.6	22.2
3분위	95.0	58.1	29.9	29.6	18.3	16.0	15.5	15.5	35.1	34.3	89.0	55.0	18.5	25.7
4분위	94.3	66.9	31.7	51.9	14.9	18.2	18.4	19.2	43.3	53.2	74.4	128.0	21.8	33.9
5분위	109.5	78.4	33.2	32.4	24.2	26.4	17.6	18.6	77.1	81.5	76.4	67.7	29.0	29.2
전체	92.1	62.2	33.0	34.4	15.7	16.7	15.7	17.0	41.0	44.3	70.9	76.4	19.4	24.7
F값	7.888***	4.929***	0.728	1.872	9.474***	6.522***	1.158	0.366	11.175***	6.937***	0.923	2.185*	5.132***	3.493

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 13~14차년도』 원자료.

2017년과 2018년의 소득분위별 엔젤지수와 앵겔지수의 평균을 보면(<표 10>), 분석대상 가구 전체의 엔젤지수는 2017년 8.675%에서 2018년 8.398%로, 앵겔지수는 2017년 21.791%에서 2018년 13.642%로 감소하였다. 엔젤지수는 1분위를 제외한 모든 소득분위에서 2017년보다 2018년에 감소하는 경향이 관찰되었고, 앵겔지수는 전 소득분위에서 2017년보다 2018년에 감소한 것으로 나타났다. 2017년과 2018년 각각에 대한 엔젤지수와 앵겔지수의 소득분위별 분산분석은 앵겔지수의 경우에만 통계적으로 유의미한 차이를 보이는 것으로 분석되었다.

<표 10> 소득분위별 엔젤지수와 앵겔지수의 평균

(단위: %)

	엔젤지수		앵겔지수	
	2017년	2018년	2017년	2018년
1분위	7.190	7.271	26.674	17.352
2분위	7.181	7.134	22.334	13.490
3분위	7.857	7.607	22.288	13.643
4분위	9.500	8.860	20.437	11.280
5분위	11.626	11.217	17.166	12.299
전체	8.675	8.398	21.791	13.642
F값	2.289	1.448	8.662***	4.405**

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 13~14차년도』 원자료.

아동수당 도입 이전인 2017년과 도입 이후인 2018년에 엔젤지수와 앵겔지수에 미치는 사회인구학적 요인의 영향력에 의미 있는 변화가 있었는가를 파악하기 위해, Chow 검정을 실시하였다. Chow 검정은 전체 자료를 토대로 추정한 계수와 부분 자료를 토대로 추정한 계수가 서로 같다는 가정을 통계적으로 검정한다. 두 모형의 모수 추정값 차이가 존재하여 귀무가설이 기각되면, 두 시점의 모형은 독립변수들이 서로 다른 영향을 미친다고 볼 수 있다.

<표 11>의 분석결과를 보면, 2017년에 비하여 2018년에 영유아 양육 가구의 엔젤지수는 통계적으로 유의미하게 감소한 반면, 엔젤지수는 2017년보다 2018년에 감소하는 경향은 관찰되었으나 통계적 유의미성은 담보되지 않는 것으로 분석되었다. Chow 검정량은 각각 엔젤지수 모형은 -15.624, 엔젤지수 모형은 -18.838이 산출되었고, 두 모형 모두 2017년과 2018년의 모형 간 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 아동수당의 도입이 영유아 가구의 엔젤지수와 엔젤지수 결정에 미치는 관련 변수들의 영향력에 변화를 유발하지 않았음을 의미한다.

어머니의 특성 요인을 살펴보면, 2017년에만 어머니의 연령이 증가할수록 엔젤지수는 증가하고 엔젤지수는 감소하는 경향이 통계적으로 유의미하게 나타났다. 어머니의 교육수준과 근로여부 또한 2017년에만 엔젤지수가 통계적으로 유의미한 수준으로 감소하는 데 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 가구 특성 요인의 경우 거주지역은 2018년 엔젤지수의 증가에, 가구소득은 2018년 엔젤지수의 증가와 2017년 엔젤지수의 감소에 통계적으로 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 즉, 2018년 기준 도시지역에 거주할 경우에는 식료품비 지출이 증가하는 경향이 있으며, 가구소득이 높을수록 자녀양육비 지출이 증가하는 경향이 있음을 의미하는 결과이다. 이러한 결과는 아동수당의 도입이 영유아 가구의 엔젤지수와 엔젤지수 결정에 미치는 관련 변수들의 영향력에 변화를 유발하지 않았음을 의미하는 동시에, 미미한 영향력이기는 하지만 가구소득이 높을수록 자녀양육비 지출 비중이 높은 것으로 분석되어 가구소득수준에 따른 영유아 보육 및 유아교육에 질적인 차이에 발생할 수 있음을 함의하는 것으로 볼 수 있다.

<표 11> 아동수당 도입 전후 엔젤지수 및 엔젤지수의 영향요인 분석

		엔젤지수			엔젤지수		
		전체	2017년	2018년	전체	2017년	2018년
아동수당 도입여부 (2018년 기준)		-0.2998 (0.8217)	-	-	-7.5774*** (0.7311)	-	-
모(母)의 특성	연령	0.2012** (0.0938)	0.2137* (0.1254)	0.1795 (0.1440)	-0.2294*** (0.0834)	-0.2918** (0.1189)	-0.1288 (0.1104)
	교육수준	-2.8247** (1.1049)	-3.3576** (1.4074)	-2.4836 (1.8369)	-1.1177 (0.9831)	-1.5042 (1.3352)	-1.3258 (1.4084)
	근로여부	3.2045** (0.9720)	3.8173*** (1.2850)	2.4628 (1.5295)	-0.0250 (0.8647)	1.4173 (1.2191)	-1.7893 (1.1727)
	연간소득	-0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0004)	-0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0004)	-0.0004 (0.0003)
가구 특성	거주지역	0.6614 (0.8299)	0.7317 (1.1067)	0.7506 (1.2804)	0.3219 (0.7383)	-1.1885 (1.0499)	2.2719** (0.9817)
	주택소유형태	0.2131 (0.8379)	-0.5644 (1.1125)	0.9854 (1.3156)	-0.2406 (0.7455)	0.1607 (1.0554)	-1.1186 (1.0087)
	가구소득	0.0005** (0.0002)	0.0003 (0.0003)	0.0005* (0.0003)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0014*** (0.0003)	-0.0003 (0.0002)
상수항		-0.2776 (3.2099)	0.1670 (4.2527)	-0.4390 (5.0033)	35.4749*** (2.8559)	40.3148*** (4.0346)	21.9943*** (3.8362)
Adj. R ²		0.1052	0.1295	0.0529	0.4124	0.2376	0.1729
Chow 검정량		-15.624			-18.838		
표본 수		262	141	121	262	141	121

주: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 13~14차년도』 원자료.

제5절 결론

본 연구는 영유아 양육지원정책을 서비스 지원에 해당하는 보육료 및 유아학비 지원, 현금급여에 해당하는 아동수당, 조세혜택에 해당하는 자녀장려세제로 조작적으로 개념화하여, 영유아 양육지원정책의 유형별 효과성을 검토하고, 최근 도입된 아동수당이 영유아 양육 가구의 소비지출에 어떠한 영향을 미쳤는가를 영유아 양육 가구의 소비지출에 대한 사회인구학적 특성의 영향력 변화를 파악하는 방식으로 분석하였다. 이를 위하여, 옥사카-블라인더 분해법을 활용하여 영유아 양육지원정책의 효과를 분석하고, Chow 검정을 통하여 엔젤지수와 앵겔지수에 영향을 미치는 변수의 영향력에 변화가 발생하였는지 여부를 파악하였다.

영유아 양육지원정책의 효과를 비교하기 위하여 맞벌이여부와 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중을 추정한 결과, 홑벌이 가구와 영아 양육 가구는 정부의 보육료 및 유아학비 지원으로 발생한 총생활비의 여력을 자녀양육비에 지출할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 저소득 맞벌이 가구와 저소득 유아 양육 가구는 자녀장려세제가 자녀양육비 지출을 늘리는 데 긍정적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 저소득 가구에 대한 지원이 실질적인 자녀양육지원정책의 형평성을 달성하는 데 긍정적인 영향을 발휘할 수 있음을 암시하는 결과로 볼 수 있다. 맞벌이여부에 따른 자녀양육비 지출 비중 차이 요인분해 결과, 서비스 지원, 현금급여, 조세혜택 수급여부와 같은 정책요인으로 설명할 수 있는 홑벌이 가구와 맞벌이 가구의 자녀양육비 지출 비중 차이는 40.5%이고, 가구특성요인으로 설명할 수 있는 홑벌이 가구와 맞벌이 가구의 자녀양육비 지출 비중 차이는 37.6%인 것으로 나타나 상당 수준 영유아 양육지원정책이 효과를 발휘하고 있는 것으로 보인다. 자녀연령에 따른 자녀양육비 지출 비중 차이 요인분해 결과는 통계적 유의미성이 담보되지 않는 것으로 분석되었다.

아동수당 도입 전후 엔젤지수 및 앵겔지수의 영향요인 분석 결과, 2017년에 비하여 2018년에 영유아 양육 가구의 앵겔지수는 통계적으로 유의미하게 감소한 반면, 엔젤지수는 2017년보다 2018년에 감소하는 경향은 관찰되었으나 통계적 유의미성은 담보되지 않는 것으로 분석되었다. 이는 아동수당의 도입이 자녀양육비 지출 비중의 증가 또는 감소에 유의미한 영향을 미치지 못하였음을 의미한다. 이러한 결과는 2018년 9월에 아동수당이 도입됨에 따라, 제도 시행 이후 4개월에 해당하는 자료가 포함되어 아동수당의 효과를 파악하는 데 한계가 있기 때문인 것으로 판단된다. 한편, 미미한 영향력이기는 하지만 2018년의 경우 가구소득이 높을수록 자녀양육비 지출 비중(엔젤지수)이 높은 것으로 분석되어 가구소득수준에 따른 영유아 보육 및 유아교육에 질적인 차이에 발생할 수 있음을 함의하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 영유아 양육지원정책을 서비스 지원, 현금급여, 조세혜택으로 개념적으로 재정의하고 각 제도 유형별 효과성을 분석하였다는 점에 있어서 선행연구와 차별성을 갖지만, 아동수당 도입 이후 4개월에 해당하는 정보만이 포함된 자료를 토대로 분석하였기 때문에 실질적인 아동수당의 효과를 파악하는 데는 한계가 있다. 후속 연구에서는 축적된 자료를 토대로 보육료 및 유아학비, 아동수당, 자녀장려세제의 정책 효과를 종합적으로 분석하고, 이를 토대로 전 소득계층 영유아를 대상으로 하는 보편적인 정책을 수행하는 동시에 소득계층별 차이에 의해 발생하는 불평등을 해소하기 위하여 어떠한 정책수단을 활용하여 격차를 완화할 수 있을 것인가에 대한 정책적 함의를 도출할 필요가 있다.

참고문헌

- 김은정. 2017. 영유아 보육료 지원 정책이 가계 보육비 및 교육비 지출에 미친 영향. 「한국보건사회연구원 제13차 인구포럼: 주요 저출산대책의 성과와 향후 발전 방향」. 29-54.
- 김현숙·원종학. 2004. 「여성인력공급과 조세·재정정책: 자녀보육비용을 중심으로」. 한국조세연구원 연구 보고서.
- 남궁현·허순임. 2018. “영유아 가구의 양육비 지출 부담과 공적이전혜택 분석: 소득분위별 현금, 서비스, 조세 지원을 중심으로”. 「사회복지정책」, 45(4): 229-259
- 남상호. 2018. “아동수당제도 도입이 빈곤과 불평등에 미치는 효과 분석: 재정패널 자료를 중심으로”. 「사회보장연구」, 34(4): 93-119.
- 민인식·최필선. 2012. 「STATA 기초통계와 회귀분석」. 서울: 지필미디어.
- 박수미. 2008. “저출산과 돌봄노동”. 「젠더연구」, 13: 53-63.
- 박미경·조민효. 2014. “보육정책의 효과성 평가 연구”. 「한국정책학회보」, 23(3): 241-271.
- 이경호·민인식. 2018. “아동수당이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향: 마이크로 시뮬레이션 활용”. 「조사연구」, 19(2): 25-49.
- 이상록·조은미. 2016. “아동 보육 지원의 확충과 소득계층 간 양육 불평등: 2009년도 아이사랑플랜 도입 전후에의 아동양육비 결정에 미치는 사회경제적 요인들의 영향력 변화에 대한 분석을 중심으로”. 「사회과학연구」, 32(1): 141-169.
- 이윤진·이정원·김문정. 2013. “5세 누리과정 도입 후 교육·보육 지출비용 변화 분석: 2011~2012년 동일기관 이용 가구를 중심으로”. 「육아정책연구」, 7(2): 166-189.
- 이채정·권혁주. 2017. “무상보육정책이 영유아 자녀 양육비용 지출에 미친 영향분석”. 「한국사회와 행정연구」, 28(3): 175-198.
- 이채정. 2018. “무상보육정책의 영유아 연령별 자녀양육비용 경감 효과 분석”. 「한국정책학회보」, 27(2): 109-132.
- 이혜원. 2013. “보육료 지원 정책이 부모의 보육비용 부담 완화에 미치는 영향”. 「재정포럼」, 204: 8-26.
- 정수지·박윤현·송지나·김대웅·이순형. 2016. “보육비 지원대상 확대에 따른 소득계층별 유아 보육비 및 사교육비 변화: 무상보육정책 시행을 중심으로”. 「아동학회지」, 37(2): 27-42.
- 정은희·백승호·김성아. 2018. 「아동가구 소득지원제도의 소득재분배 효과」. 한국보건사회연구원.
- 정찬미. 2017. “아동수당과 아동관련 조세지원 제도의 빈곤 및 소득불평등 완화효과”. 「사회복지정책」, 44(1): 47-78
- 정찬미·이상은. 2009. “아동소득보장 대안들의 빈곤 및 소득불평등 감소효과”. 「사회복지정책」, 26(1): 307-327.
- 진선미·장용석·강은나. 2011. “사회서비스 지속성이 기혼여성의 경제활동참여 및 참여상태에 미치는 영향

- 에 관한 중단연구: 혼합다항로지스틱 회귀모형의 활용”. 「보건사회연구」, 31(3): 38-69.
- 최성근. 2014. 「우리나라 가계의 엔젤계수 특징과 시사점」. 현대경제연구원 경제주평.
- 최성은. 2010. “바우처와 현금지원: 보육료지원사업을 중심으로”. 「재정학연구」, 3(1): 145-181.
- 최성은·우석진. 2009. 「보육지원정책의 적정성 및 효과성 분석」. 한국보건사회연구원.
- 허남재·석재은. 2011. “한국의 보육료지원제도는 취업모 친화적인가?”. 「사회복지정책」, 38(2): 139-163.
- 홍정림. 2013. “보육비 지원 정책의 효과성 분석”. 「한국인구학」, 36(4): 95-118.
- Bradshaw, J., and Mayhew, E. “Family benefit packages”, *Social policy, employment and family change in comparative perspective*, 2006. 97-117.
- Bradshaw, J., and Piachaud, D. *Child support in the European Community*. Bedford Square Press of the National Council for Voluntary Organisations, 1980.
- Bradshaw, J. (Ed.). *Support for children: A comparison of arrangements in fifteen countries*. Bernan Press, 1993.
- Castle, A. *Child tax & Welfare Benefits and Their Possible Effect on Population Growth*. Prepared for Population Matters, 2013.
- Corak, M., Lietz, C., and Sutherland, H. *The impact of tax and transfer systems on children in the European Union*, 2005.
- Jann, B. “A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition,” *ETH Zurich Sociology Working Paper*, 5, 2008.
- Jann, B. “A Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models,” *The Stata Journal*, 8(4), 2008. pp.453-479.
- Sinning, M., Hahn, M., and Bauer, T. “The Blinder-Oaxaca decomposition for nonlinear regression models,” *The Stata Journal*, 8(4), 2008, pp. 480-492.
- Oaxaca, L. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14, 1973, pp.693-709.
- Oaxaca, L. and Ransom, M. “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials,” *Journal of Econometrics*, 61, 1994, pp.5-21.
- Van Mechelen, N., and Bradshaw, J. “Child poverty as a government priority: Child benefit packages for working families, 1992 - 2009”. In *Minimum income protection influx*, Palgrave Macmillan UK, 2013, 81-107.

Session 3

제3주제 빈곤

1. 빈곤계층의 빈곤원인인식 유형에 따른 우울변화 추적 연구
2. 빈곤의 예측적 유형화에 관한 연구: 종단트리모형의 활용 및 소득 빈곤, 물질적 곤궁과 기초보장 수급 경험의 관련성을 중심으로

빈곤계층의 빈곤원인인식 유형에 따른 우울변화 추적 연구

A Study on the tracking of depression change according to the type of cause of poverty among the poor

이종하(인덕대학교 사회복지학과)

김윤화(인덕대학교 사회복지학과)

본 연구는 빈곤계층이 빈곤원인인식을 어떻게 하고 있는지와 이에 따른 특성의 차이, 그리고 빈곤과 밀접한 우울과의 관계를 종단적인 분석안에서 살펴보는 데에 목적을 두고 있다. 빈곤원인은 크게 세 가지로 구분하여 집단별로 나타나는 양상의 차이 파악을 통해 빈곤계층내에 존재하는 집단별로의 고유한 특성을 파악하여 빈곤탈피를 위한 개입지점 모색에 유용한 정보를 제공하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널의 8차~14차까지의 7개년도의 데이터를 활용하여 빈곤계층이면서, 빈곤원인인식에 응답한 1,346명을 추출하여 분석하였다. 분석방법은 기술통계분석, 집단간 차이분석, 군집분석, 잠재성장모형을 활용하였다. 분석결과, 첫째, 빈곤계층은 여성, 고연령, 낮은 학력, 경제활동 미참여, 복지서비스 수혜자가 더 많았다. 둘째, 빈곤계층은 우울에 있어 더 취약한 조건을 가졌음을 확인하였다. 셋째, 빈곤원인인식별 우울궤적은 공통점과 차이점이 각각 발견되었다. 이같은 연구결과를 통해 빈곤계층의 하위 유형에 따라 정신건강 양상이 다르게 나타나고, 이에 영향을 미치는 요인들을 파악함으로써 빈곤탈피를 위한 실천적, 정책적 개입 방안에 지침이 될 수 있는 방향을 제시하였다.

제1절 서론

빈곤은 동서고금을 막론하고, 인간의 삶을 황폐화하는 가장 큰 요인 중 하나라고 할 수 있다. 사회복지가 실천되던 초기부터 가장 관심을 갖은 주제는 빈곤이었으며, 그 빈곤에 대한 개입을 위해 수많은 연구자와 실천가들이 노력하여왔다. 그러한 빈곤을 바라보던 관점은 크게 기능주의적 관점과 갈등주의적 관점, 상호작용 관점으로 나누어 볼 수 있다(최일섭, 2000). 또한 개인의 문제에 초점을 맞춘 자유주의적 관점과 환경에서의 문제를 감소시켜주어야 한다고 보는 보호주의적 관점으로 나눌 수 있다(Gaston V. R., 1971). 빈곤에 대해서 어떠한 시각으로 개입하고, 정책과 제도를 만들어 갈 것인가를 결정하는 것은 국가의 중요한 빈곤정책의 방향이 될 것이다. 그러한 방향을 결정하기 위해서는 국민들이 빈곤에 대해서 어떻게 생각하고, 어떠한 관점을 가지고 있는지 또한 중요할 것이다. 빈곤원인에 대한 인식 성향은 빈곤에 대한 태도와 정책의 근거가 될 것이다(Niemelä, 2008). 한국사회에서 빈곤원인 인식 파악은 복지 이슈들을 둘러싼 현재 및 앞으로의 복지정치 및 복지정책의 전개양상을 이해함에 단초를 제공하는 중요한 정책적 함의를 지니기도 한다(이상록, 김형관, 2014).

우리나라에서 지금까지 진행된 빈곤원인의 인식에 관한 연구는 매우 부족한 상황이다. 몇 편의 연구를

통하여 아동, 차상위계층 여성, 기초생활수급자 등의 빈곤인식에 대한 연구(이수진 외, 2015)는 진행되어 왔지만, 빈곤에 대한 부정적인 인식에 초점이 맞추어져 있었다. 빈곤에 대해서 원인 인식에 대한 연구(이상록, 김형관, 2013)에서는 한국사회는 빈곤을 개인책임으로 인식하는 경향이 높다고 보고하였으며, 연령이 높고, 취업지위가 높고, 보수적인 정치성향을 가진 사람일수록 빈곤에 대한 개인책임 인식이 높았다고 하였다.

그렇다면, 빈곤계층 스스로는 빈곤원인에 대해서 어떻게 생각할 것인가? 빈곤이 낙인으로 작용하고, 개인적인 문제로 생각되어질 때, 빈곤에 대한 무력감은 증폭되고 사회적으로 위축될 수 있다(Rogers-Dillon, 1995). 또한 빈곤에 대해 갈등주의적인 시각에서 제도적 착취를 원인으로 본다면, 빈곤정책에 대한 서비스 요구도는 달라질 것이다(최일섭, 2000).

빈곤과정 중에는 사회적 스트레스로 인한 우울문제가 발생할 수 있다(Mirowsky, and Ross, 1989; Aneshensel, 1992; Thoits, 1995). 이러한 우울의 문제에 대해서 아론 벡(Aaron Beck)은 우울과 자살사고가 미래에 대한 부정적인 기대인 절망감의 결과라고 강조하였다(Minkoff, Bergman, Beck and Beck, 1973). 만약 빈곤원인에 대한 인식을 개인적인 문제로 생각하는지 사회적인 문제로 생각하는지에 따라 현재 상황을 바라보는 시각이 달라지고, 그에 따른 절망감이 다르게 느껴질 수 있다면, 빈곤에 대한 개입방안을 새롭게 모색할 수 있을 것이라 생각된다. 빈곤원인 인식과 더불어 빈곤과 밀접하게 공존하는 우울의 문제도 영향요인들과 함께 다뤄진다면, 빈곤의 문제를 근본적으로 해결하여 하는 데에 유용한 단초를 제공해 줄 수 있을 것이다. 이에 빈곤계층이 빈곤원인을 어떻게 인식하는지에 따른 우울감의 변화를 중장기적으로 살펴보는 종단연구를 통해 빈곤 대상자에게 효과적인 탈빈곤 서비스를 제공하기 위한 개입에의 기초자료를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

이에 따른 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 빈곤계층의 빈곤원인인식에 따른 특성 차이는 어떠한가? 둘째, 빈곤계층의 우울궤적은 어떠한가? 셋째, 빈곤계층의 빈곤원인인식 유형에 따른 우울궤적의 예측요인은 시간흐름에 따라 어떠한 변화궤적을 보이는가?

제2절 이론적 배경

1. 빈곤과 빈곤원인

빈곤은 여러 가지의 상황 및 요인들이 복합적으로 얽혀진 상태에서 나타날 수 있는 사회현상 중 하나로 다양한 경로를 통해 발생한다고 할 수 있다. 빈곤은 노동시장구조의 변화, 고용기회의 감소, 금융시장 접근에 대한 어려움 등과 같은 장애들로 인하여 야기될 수 있고 성장이 충분치 않거나 변동성이 심할 경우 대중의 빈곤화 현상도 가져올 수 있다. 특히 사회의 양극화 현상이 심할수록 빈곤화 현상이 증가할 수 있다(서병수, 2014).

빈곤의 역사를 통하여 살펴본 빈곤의 원인은 크게 사회적 수준에서 다수의 빈곤은 일시적 빈곤과 구조적 빈곤으로 나눌 수 있다. 일시적 국면 또는 위기 상황 빈곤은 홍수, 가뭄, 전쟁, 권력자의 횡포 등 자연재해나 인재로 발생하는 재앙이다. 이러한 재해는 갑자기 발생하기도 하지만 서서히 누적적으로 다가오기도 한다. 다른 한편으로는 경제조건이 단기적 악화로 인한 일시 빈곤도 있다. 구조적 빈곤은 자원의 확보를 둘러싼 사회적, 경제적, 정치적, 기술적 체제에 기인한다. 빈곤의 역사를 볼 때 빈자는 일시적인 충격이나 구조적 빈곤을 당면하여 소수만이 위험을 관리 극복할 수 있었고 대부분은 빈곤이 고착되었다. 빈자들은 특징적으로 다양한 위험에 더욱 노출되어 있고, 이러한 위험에 대처할 수단이 거의 없다. 결국 빈곤이

다른 빈곤요인을 초래하여 장기 빈곤으로 귀결되었다. 그러나 이러한 빈곤 현상은 다음 세대에도 전수된다. 즉, 근로능력을 지녔음에도 미취업 혹은 질이 낮은 일자리에 종사하여 지속적인 빈곤상태를 벗어나지 못하는 구조에 고착된다(문진영, 강상준, 2020; 서병수, 2014).

사회학의 관점에서의 빈곤은 크게 개인과 사회의 책임 두 가지로 나눌 수 있다. 개인책임의 관점에서는 인간자본이론, 개인능력접근을 통해 개인적으로 가진 능력이나 그로 인한 영향 등을 통해 빈곤 여부가 결정된다는 것으로 이는 개인이 통제 가능한 영역이다. 한편 사회책임 관점에서는 선발이론 및 학력주의, 노동시간의 구조적 문제, 인구 급증, 토지사유제, 직무경쟁 등이 있으며, 이는 개인이 통제할 수 없는 영역이다(서병수, 2014). 사회구조안에서 보는 빈곤에 관한 구조적 문제는 빈곤층을 사회에서 최소한으로 지켜야 하는 삶의 양식으로부터 배제 되는 문제가 있고, 이로 인해 사회적 존재로서 인정받지 못하는 상대적 박탈감이 야기된다(Townsend and Kennedy, 2004).

빈곤원인과 관련하여 Feagin(1972)는 미국사회의 빈곤층 및 빈곤에 대한 부정적 인식과 잘못된 고정관념이 빈곤 및 복지 정책의 확충에 주요한 정치적 걸림돌로 작용하고 있음에 주목하여, 대중의 빈곤원인 인식 실태와 특성을 체계적으로 분석하고자 하였다. 분석결과 빈곤원인 인식 유형이 개인책임론(individualism), 사회구조책임론(structuralism), 운명론(fatalism) 등 세 개의 유형으로 구성된다고 하였는데, 이는 개인의 행태나 사회구조적 문제 외에도 개인의 노력으로도 어쩔 수 없는 상황인 개인의 운명을 개인적 책임과 사회구조적 책임에 포함시킨 것이라 할 수 있다(이상록, 김형관, 2014). 빈곤원인을 인식하는 것은 복지정책을 판단하는 중요한 결정요인이 된다. 이는 빈곤층의 행태 및 빈곤 양상 파악에 중요하며, 해당 사회의 빈곤원인 인식 성향은 빈곤층에 대한 태도 및 빈곤정책에의 정치적 지지를 결정함에 주요한 근거로 작용할 뿐 아니라, 해당 사회의 빈곤문제 및 빈곤대책의 특성과 전개양상 등을 이해함에 중요한 사회적 맥락으로서 주요한 의의를 지닌 것으로 평가된다(이충환, 2015; Niemelä, 2008; Larsen, 2008). 이충환(2015)의 연구에 따르면 빈곤원인 인식에서 빈곤의 원인 중 개인의 책임인식이 높을수록 사회구조적 책임인식이 낮을수록 보편적 복지를 지향, 국가 책임인식, 빈곤층 지원확대와 같은 국가의 복지확대를 지지함을 확인하였다.

2. 빈곤과 우울

우리사회는 소득양극화 현상이 심화되면서 빈곤과 정신건강에 대한 관심이 증가하고 있다(윤명숙, 김남희, 2017). 소득수준을 포함한 경제관련 요인은 우울에 영향을 미치는 강력한 요인임을 많은 연구들에게서 지속적으로 증명해 오고 있다(Ansseue et al., 2008; Lorant et al., 2003). 경제적으로 빈곤한 계층이 우울과 같은 정신건강 문제를 더 많이 경험하고 생활의 어려움을 겪는다. 낮은 소득수준으로 초래되는 빈곤상태가 우울을 증가시키는 기제로 작용하게 된다(Beard, 2008).

저소득 계층일수록 우울감이 높고 자기효능감이 낮아 부정적 생활사건에 더 많이 노출될 수 있다(House et al., 2005). 근로빈곤이나 실업과 같은 가족의 취약한 경제조건 및 불안정한 노동지위, 물리적이고 구조적, 환경적인 요인들은 우울의 심각성과 지속성에 영향을 주게 되며 정신질환의 원인이 된다(이현경 외, 2013). 빈곤상황은 일자리 제공 상황에도 불구하고 오랫동안 겪고 있는 스트레스에서 비롯된 만성화된 우울로 일자리 제공에도 정서적인 어려움은 여전히 존재하여 어렵게 얻은 일자리를 또 다시 잃는 상황을 되풀이 할 수 있다(장경혜, 김정규, 2014). 국민기초생활보장수급자들을 대상으로 한 정신건강 실태 조사에 따르면 일반인에 비해 이들 집단의 사회적 부적응, 불안 및 우울의 정도가 훨씬 높은 것으로 조사되었다(박상규, 이병하, 2004).

횡단 연구 뿐 아니라 종단연구에서도 빈곤과 우울의 강력한 관계를 확인할 수 있다. 한국복지패널 자료

를 이용한 연구에서도 빈곤여부에 따라 우울의 변화궤적에 영향을 미치고 빈곤의 특성으로 인해 그 간격의 차이가 존재하는 연구가 증명되어 왔다. 즉 빈곤한 경우는 우울의 초기치가 그렇지 않은 집단에 비해 높았으며, 시간이 갈수록 빈곤으로 인한 우울의 상황을 더욱 악화시키는 종단적 변화의 결과를 확인할 수 있었다(강석임, 전희정, 2013; 김윤화, 2020; 허만세, 2013). 이러한 경제적 압박과 악순환은 스트레스 대처 자원을 약화시킴으로써 결과적으로 정신적 고통을 가중시킨다는 결과를 통해 빈곤이 우울에 미치는 영향력을 설명하고 있다(이상문, 2008). 이와 같이 빈곤계층에서의 경제적 어려움으로 인한 우울은 단지 개인의 문제 뿐 아니라 가족원 전체에게 영향을 미칠 수 있다는 점에서 적극적인 사회적 관심의 필요성이 제기되며(윤명숙, 김남희, 2017), 이것이 빈곤정책안에서 정신건강측면까지 함께 다뤄져야 되는 필수적 이유가 된다.

3. 빈곤대상자의 우울 영향요인

빈곤대상자들의 우울 영향요인은 다양한 가운데 빈곤으로 인한 우울의 직접적인 영향으로 설명하는 인과관계로부터 빈곤으로 인해 발생하는 다양한 상황 및 사건들을 통해 우울로 파생되는 매개적 관계로도 빈곤과 우울의 관계를 일관되게 설명하고 있다. 이에 빈곤대상자들의 다양한 특성에 따른 요인들이 복합적으로 작용하면서 우울에 직, 간접적으로 영향을 미치게 되는데, 많은 연구에서 보편적으로 제시하는 일반적 특성 중심으로 살펴보면 다음과 같다.

성별은 많은 연구들에서 일관되게 여성의 우울수준이 남성보다는 높다는 연구결과를 지속적으로 제시하고 있다. 즉 빈곤한 여성이 남자에 비해 더 정신건강문제에 취약한 것으로 나타났고, 이는 빈곤한 상황일수록 성별에 따른 차이가 두드러졌다(강상경, 권태연, 2008 ; 이상문, 2008; Melchior et al., 2013). 다음으로 연령은 강상경과 권태연(2008)은 생애주기 전반에 걸쳐 우울수준은 성별에 상관없이 평균적으로 증가하는 양상을 보인다고 하였고, 강석임과 전희정(2013)은 연령에 따라 우울의 유병율이 변화하는 양상을 보인다고 하였다(강석임, 전희정, 2013). 학력은 낮은 교육수준은 우울과 밀접한 관련이 있어 학력이 중졸 이하인 집단이 고졸이상인 집단에 비해 우울이 유의미한 수준에서 높았다(윤명숙, 김남희 2017; Belle and Doucet, 2003). 또한 교육수준이 높은 여성일수록 우울점수가 유의미하게 낮아졌다(김정선, 신경림, 2004). 이를 통해 빈곤여성의 우울이 학력에 따라 차이가 있음을 확인하였다(엄태완, 2008). 빈곤층의 경제활동 여건이 우울에 영향을 미치는 요인도 설명하고 있다. 빈곤대상자 중에는 불안정하고 취약한 고용상태에 머물며, 이러한 상황이 지속되면서 건강 악화 및 생활불안정, 근로능력의 감소 등의 부정적 생활 스트레스로 인해 무망감과 불안을 느끼고 이로 인해 우울이 증가되는 양상을 설명하고 있다(김지혜, 성정현, 2010; 문진영, 강상준, 2020). 마지막으로 복지서비스는 이종하·김윤화(2019) 연구에서와 같이 복지서비스를 받고 있는 경우가 우울이 더 높음을 알 수 있었다.

제3절 연구방법

1. 연구방법

본 연구에서는 빈곤계층이 빈곤원인을 어떻게 인식하느냐에 따라 우울의 궤적 변화가 나타나는지를 종단적 분석안에서 살펴보고자 하였다. 이에 따라 빈곤원인의 하위 유형인 개인책임론, 사회구조책임론, 운

명론의 세 집단으로 구분하여 이에 따른 궤적 분석과 영향요인을 함께 분석하였다. 통제변인은 성별, 연령, 학력, 경제활동여부, 복지서비스로 상정하였다. 또한 빈곤원인인식과 우울과의 군집분석을 통해 빈곤계층에 관한 집단별 특성의 차이를 탐색하였다.

본 연구에 사용된 자료는 저소득층을 대상으로 하는 연구에 적합한 한국복지패널을 사용하였고, 14차까지의 자료 중 빈곤원인인식이 포함된 8차 데이터부터 14차 데이터까지 총 7개년도의 데이터를 활용하였다(한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소, 2020). 본 연구의 주요 대상인 빈곤계층은 8차년도 당시 중위소득 50%미만에 해당하는 자 중 빈곤원인인식에 응답한 1,346명을 추출하여 연구대상자로 선정하였다. 우울궤적에 대한 예측요인은 8차년도의 자료를 활용하였다.

2. 변수측정

1) 종속변수 : 우울

정신건강을 대표하는 척도로 우울 척도를 사용하였다. 우울은 지난 일주일동안의 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, 2020). 전해숙과 강상경(2013)의 연구에서 신뢰도는 .87이었고, 본 연구에서는 8차년도 .88을 시작으로 이후 년도도 높은 신뢰도가 유지되었다.

2) 독립변수

8차년도 부가조사부터 시작한 빈곤원인인식 문항은 총 11개로 구성되어 있고, 각 하위유형은 개인책임론(1), 사회구조책임론(2), 운명론(3)으로 분류된다. 빈곤원인인식은 8차년도 당시 세 개의 집단 중 가장 높은 점수를 가진 경우가 빈곤의 원인에 대한 책임이 있다고 인식하는 수준이 높은 것으로 해석하였다. 개인책임론은 빈곤의 책임을 개인의 능력, 동기, 노력, 책임감 등이 부족한 이유로 우리사회의 빈곤원인으로 가장 중요하다고 생각하는 것으로 해석한다. 사회구조책임론은 기업과 산업의 낮은 임금, 충분한 교육 기회 부족, 좋은 일자리 부족, 빈곤층에 대한 차별 등이 우리사회의 빈곤원인에서 매우 중요하다고 생각하는 것으로 해석한다. 마지막으로 운명론은 개인적인 불행과 불우한 가족배경 등이 우리사회의 빈곤에서 매우 중요하다고 생각하는 것으로 해석한다(Feagin, 1972).

3) 예측요인

빈곤계층의 빈곤원인인식의 하위유형별로의 우울궤적 영향요인으로 총 5개의 요인들을 상정하였다. 성별은 남자(1), 여자(0), 연령은 연속변수로 측정하였다. 학력은 고졸미만(0), 고졸이상(1), 경제활동여부는 경제활동참여(1), 경제활동미참여(0)으로 리코드하여 사용하였다. 복지서비스는 지난 1년간의 복지서비스 이용경험을 10개 영역으로 나누어 서비스 경험이 있으면 '1', 없으면 '0'으로 리코드하여 이를 총합산한 형태의 연속변수를 사용하였다. 복지서비스는 생계비, 의료비, 물품, 가정봉사, 식사배달, 주택관련, 직업관련서비스 외에 상담, 약물상담, 가정폭력 상담이 포함되며, 점수가 높을수록 복지서비스 혜택을 많이 받은 것으로 해석한다.

3. 분석방법

빈곤계층이 빈곤원인을 어떻게 인식하느냐에 따라 우울의 궤적 변화가 나타나는지를 종단적 분석안에서 살펴보기 위해 빈곤원인의 세가지 하위 유형별로의 집단간 차이를 통해 분석하였다. 분석은 SPSS 24.0과 AMOS 21.0을 활용하여 기술통계분석, 군집분석, 잠재성장분석을 실시하였다.

첫째, 각 집단에 따른 예측변인의 차이분석을 위해 χ^2 , 일원배치분산분석을 실시하였다. 사후분석은 Scheffe를 사용하였다. 둘째, 종속변수인 우울의 연도별 상관관계를 보기 위해 Correlation 분석을 실시하였다. 셋째, 독립변수와 종속변수간의 조합을 통한 빈곤계층의 유형을 파악하고자 군집분석을 수행하였다. 이후 일반적 특성과의 집단간 차이를 분석 위해 χ^2 , Independent samples t-test를 실시하였다. 넷째, 빈곤계층 전체의 우울 궤적 분석을 위해 잠재성장모형을 활용하였다. 각 집단별로 예측요인을 포함한 조건부 모형 분석을 수행하였다. 완전 최대우도법을 사용하였으며, 적합도는 χ^2 통계량, RMSEA, NFI, CFI, TLI를 사용하였다.

제4절 연구결과

본 연구는 빈곤계층이 빈곤의 원인을 어떻게 인식하느냐에 따라 우울의 궤적 변화가 나타나는 양상이 어떠한가와 우울궤적에 영향을 미치는 요인을 빈곤원인 인식 유형별로 살펴보고자 하였다. 또한 본 연구 대상자에 대한 더 많은 정보를 제공키 위해 본 연구의 주요한 독립과 종속변수인 빈곤원인과 우울을 조합하여 유형화하는 분석도 시도하였다. 자세한 연구결과는 다음과 같다.

1. 연구대상자의 일반적 특성

1) 연구대상자의 일반적 특성

빈곤원인 인식유형에 따른 연구대상자의 일반적 특성의 집단간 차이를 분석한 결과, 연령에서만 빈곤원인 인식유형에 따른 통계적인 차이가 유의하였다($F=3.956, p<.05$). 사후분석 결과 빈곤의 책임이 사회구조 책임보다 개인책임이라고 생각한 집단의 연령이 더 높았다. 성별, 학력, 경제활동여부, 복지서비스는 모두 빈곤원인 인식유형에 따른 집단간 차이가 통계적으로 유의하지 않고 집단별 비슷한 분포를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 성별은 남자보다 여자가 훨씬 많았고, 학력은 세집단 모두 고졸미만의 낮은 학력이 월등히 많았다. 경제활동 또한 세집단 모두 경제활동 미참여가 더 많은 것으로 나타났고, 복지서비스는 세 집단 모두 2개가량 받는 것으로 나타났다<표1>.

<표 1> 연구대상자의 집단간 특성 차이(8차년도)

(n=1346)					
구분	영역	개인책임론 (빈도,%)	사회구조책임론 (빈도,%)	운명론(빈도,%)	χ^2/F
성별	남자	184(39.2)	127(36.1)	187(35.6)	1.560
	여자	285(60.8)	225(63.9)	338(64.4)	
연령	M(SD)	75.8(12.9)	73.1(15.0)	74.6(13.6)	3.956* 개인책임>사회구조책임
학력	고졸미만	358(76.3)	266(75.6)	396(75.4)	.122
	고졸이상	111(23.7)	86(24.4)	129(24.6)	
경제활동여부	경제활동미참여	288(61.4)	199(56.5)	330(62.9)	3.683
	경제활동참여	181(38.6)	153(43.5)	195(37.1)	
복지서비스	M(SD)	1.9(1.1)	2.0(1.1)	2.0(1.2)	.733

*p<.05

2) 종속변수의 종단적 상관관계 및 기술통계

종속변수인 우울의 다변량 정규성 검토 결과, 왜도의 절대값이 3미만이고, 첨도는 절대값 10미만으로 정규성 가정이 충족됨을 확인하였다. 다음으로 우울의 종단적 상관관계를 살펴본 결과, 전체집단 및 각 집단별 모두 8차~14차년도까지 통계적으로 유의한 정적 상관관계를 보였다. 또한 다중공선성 문제는 발견되지 않았다. 전체 집단의 우울수준의 평균은 8차년도 5.8점(5.6), 9차년도 6.9점(5.6), 10차년도 6.0점(5.7), 11차년도 5.8점(5.7), 12차년도 5.6점(5.6), 13차년도 5.7점(5.5), 14차년도 5.6점(5.4)으로 전반적으로 시간 경과에 따른 감소 양상을 보였다. 전체 년도 모두 임상적 우울 기준인 8.8보다는 낮은 수준이었다.

2. 빈곤원인인식과 우울의 군집분석 결과

빈곤계층의 우울 개입 지점 모색에 보다 풍부한 정보를 제공하고자 빈곤원인인식과 우울간 군집분석을 실시하였다. 각 변수들의 단위는 표준화하여 실시하였고, 비계층적 군집분석의 K-군집분석을 통해 집단을 유형화하였다. 집단 구분 후 집단의 특성에 부합되는 군집에 대한 명칭부여를 한 뒤, 일원배치분산분석, 카이제곱을 이용하여 집단간 차이를 분석하였다.

각 변인에서 세 개의 군집간의 평균 차이가 모두 통계적으로 유의하였고(p<.001), 각 군집 케이스 수도 군집의 개별적 특성이 비교적 뚜렷하고, 개념적으로 설명이 용이한 최종 4개의 집단으로 결정하였다. 최종 군집중심에 제시된 값들을 토대로 각 군집의 명칭을 부여하였다. 최종 군집 중심 결과는 크게 빈곤원인을 개인책임이나 운명론이냐에 따라 우울의 여부가 각각 제시된 4개의 집단이 도출되었다.

<표 2> 최종 군집중심 결과

구분	1군집	2군집	3군집	4군집	
빈곤원인인식	.62515	-.91534	-1.21305	.78712	
우울(8차)	-.58876	1.56019	-.45641	1.11268	
각 군집 케이스 수	574	133	370	269	
최종 군집 특성	빈곤원인인식	운명론	개인책임	개인책임	운명론
	우울(8차)	우울없음	우울있음	우울없음	우울있음

군집유형에 따른 성별, 연령, 학력, 경제활동여부, 복지서비스는 모두 집단간 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 먼저 성별은 남자보다 여자가 더 많은 가운데, 2군집과 4군집인 우울이 있는 집단은 남자보다 여자가 다른 집단에 비해 상대적으로 더 많은 것으로 나타났다($\chi^2=24.405, p<.001$). 연령은 각 군집에 따른 차이가 통계적으로 유의하였고, 1군집에 비해 2, 3, 4 군집에서 연령대가 높았다($F=3.415, p<.05$). 학력은 모든 군집에서 고졸미만이 월등히 더 많았으나, 2군집과 4군집의 우울이 있는 군집이 다른 군집에 비해 학력이 더 낮은 것으로 나타났다($\chi^2=18.759, p<.001$). 경제활동참여 또한 전체적으로는 미참여의 비율이 더 높았으나, 2군집과 4군집의 우울이 있는 집단은 모두 미참여의 비율이 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다($\chi^2=17.067, p<.01$). 복지서비스는 군집별로 집단간 차이가 있었고, 사후분석 결과 1군집과 3군집의 우울이 없는 군집보다 개인책임과 우울을 가지고 있는 군집에서 받는 복지서비스의 양이 더 많은 것을 확인하였다($t=3.606, p<.05$). 이러한 군집분석을 통해 빈곤계층이 더 취약한 조건이라 할 수 있는 높은 연령, 낮은 학력, 경제활동 미참여 상태, 복지서비스 수혜 등은 우울이 포함되어 있는 경우가 더 많음을 확인할 수 있었다. 이는 빈곤계층에 있어 우울이라는 문제를 늘 동시적으로 고려해야 되는 주요한 요인임을 강조하는 결과로서 보여질 수 있겠다.

<표 3> 군집유형에 따른 연구대상자의 집단간 특성 차이

구분		1군집	2군집	3군집	4군집	χ^2/F
		운명론 우울없음	개인책임 우울있음	개인책임 우울없음	운명론 우울있음	
성별	남	222(38.7%)	33(24.8%)	164(44.3%)	79(29.4%)	24.405***
	여	352(61.3%)	100(75.2%)	206(55.7%)	190(70.6%)	
연령	M(SD)	73.3(14.8)	75.7(12.6)	75.7(13.2)	75.7(12.6)	3.415* 3군집, 4군집>1군집
학력	고졸미만	411(71.6%)	109(82.0%)	274(74.1%)	226(84.0%)	18.759***
	고졸이상	163(28.4%)	24(18.0%)	96(25.9%)	43(16.0%)	
경제활동여부	경제활동미참여	324(56.4%)	95(71.4%)	216(58.4%)	182(67.7%)	17.067**
	경제활동참여	250(43.6%)	38(28.6%)	154(41.6%)	87(32.3%)	
복지서비스	M(SD)	2.0(1.2)	2.3(1.2)	1.9(1.1)	2.1(1.2)	3.606* 2군집>1군집, 3군집

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

3. 빈곤원인인식 유형별 우울 궤적 분석결과

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

1) 무조건부 모형의 우울 궤적 모형 적합도

빈곤계층의 우울 변화에 7개년의 시기동안 급격하게 영향을 줄 만한 사건이 없음을 확인하고 선형변화를 가정하였다. 무변화와 선형변화 모형을 비교한 결과를 <표 4>와 같이 제시하였다. 모형 적합도 분석 결과, 선형 변화의 경우 χ^2 값이 통계적으로 유의하나($\chi^2=156.075, df=29$), 대안적 절대적합지수인 RMSEA 값이 .057이고, 증분적합지수들도 비교적 .9이상으로 수용가능하여 무변화 모형 보다 선형변화 모형이 연구대상자의 우울 궤적을 잘 추정하고 있는 모형으로 선택되었다.

<표 4> 연구대상자의 우울궤적 모형 적합도 비교

	χ^2	df	p값	RMSEA	NFI	TLI	CFI
무변화	192.676	32	.000	.061	.874	.907	.893
선형변화	156.075	29	.000	.057	.898	.918	.915

2) 무조건부 모형 분석

연구대상자의 우울 궤적은 7년간 비교적 선형형태의 감소 양상을 보였다. 우울의 전체 평균의 초기값과 기울기, 개인차 변량은 모두 통계적으로 유의미하여, 8차년도에서 우울의 초기 평균값은 6.265점이고 ($p<.001$), 매년 $-.085$ 만큼씩 우울이 감소하는 것으로 나타났다($p<.01$). 변량의 초기값과 변화율을 분석한 결과, 초기 우울 수준이 개인에 따라 다양한 것으로 나타났고(11.852, $p<.001$), 변화율도 통계적으로 유의하여(.201, $p<.001$), 개인에 따라 우울이 다양하게 변화함을 알 수 있었다. 즉, 초기 우울에도 개인차가 있을 뿐 아니라, 시간이 지남에 따라서 더 빨리 혹은 천천히 증가하거나 혹은 감소하는 등 다양한 양상으로 변화함을 제시하고 있다. 우울의 초기값과 변화율의 부적 상관관계가 통계적으로 유의하여($r=-.534$, $p<.001$), 초기 우울이 높은 사람일수록 시간의 경과에 따라 우울 수준이 낮은 사람에 비해 상대적으로 빠른 속도로 우울이 감소하는 현상을 확인하였다.

<표 5> 연구대상자의 우울 궤적 추정치

	Estimate	S.E.	C.R.
평균			
초기값	6.265	.128	48.890***
변화율	-.085	.029	-2.941**
초기값과 변화율의 상관	-.534	.162	-3.298***
변량			
초기값	11.852	.869	13.635***
변화율	.201	.043	4.653***

** $p<.01$, *** $p<.001$

3) 빈곤원인인식별 우울 궤적 예측요인

빈곤원인 인식별 우울궤적의 예측요인을 포함한 모형을 분석하였다. 세 유형 모두 조건부 모형이 자료에 잘 적합함을 확인하였다. 표준화 경로계수를 중심으로 우울 궤적에 영향을 미치는 예측변인들을 분석한 결과는 <표 6>과 같다.

먼저 개인책임으로 빈곤의 원인을 인식하고 있는 집단에서는 경제활동여부, 복지서비스의 초기치가 유의하였고, 성별은 초기치와 변화율 모두 유의하였다. 즉, 남자보다 여자가 출발점에서 우울 수준이 더 높았으나($b=-.347$, $p<.001$), 시간이 지남에 따라서 남자가 여자보다 우울의 감소속도가 더 느린 것을 확인하였다($b=.313$, $p<.01$). 경제활동은 초기치만 유의한 차이를 보이고 변화율은 유의하지 않았다. 경제활동을 안하는 경우 초기 우울수준이 더 높았고($b=-.148$, $p<.05$), 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다

($b=-.050$, ns). 복지서비스도 초기치만 유의한 차이를 보이고 변화율은 유의하지 않았다. 복지서비스를 많이 경우 초기 우울수준이 더 높았고($b=.205$, $p<.001$), 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다($b=-.016$, ns).

다음으로 사회구조책임론으로 빈곤의 원인을 인식하고 있는 집단에서는 경제활동여부, 복지서비스의 초기치만 유의하였고 변화율은 유의하지 않았다. 경제활동을 안하는 경우 초기 우울수준이 더 높았고($b=-.164$, $p<.05$), 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다($b=.017$, ns). 복지서비스를 많이 경우 초기 우울수준이 더 높았고($b=.157$, $p<.05$), 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다($b=.190$, ns).

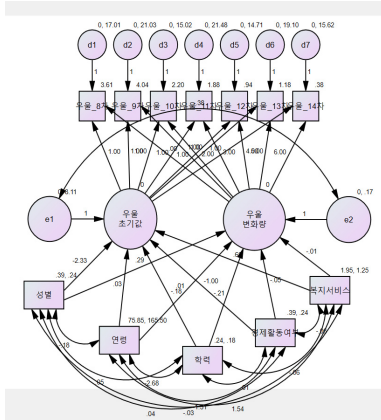
마지막으로 운명론으로 빈곤의 원인을 인식하고 있는 집단에서는 성별, 경제활동여부의 초기치가 유의하였고, 변화율은 유의하지 않았다. 즉, 남자보다 여자가 출발점에서 우울 수준이 더 높았고($b=-.114$, $p<.05$), 이는 시간이 지남도 그 차이가 지속되는 양상을 보였다($b=-.064$, ns). 경제활동을 안하는 경우 초기 우울수준이 더 높았고($b=-.194$, $p<.01$), 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다($b=.003$, ns).

<표 6> 빈곤원인인식별 우울 궤적 예측요인

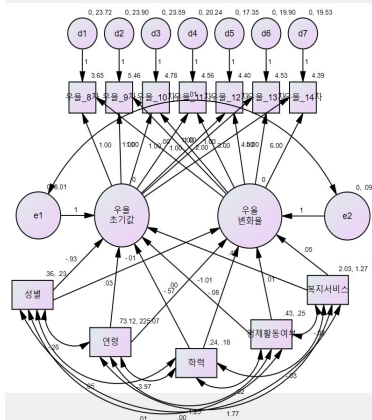
우울 궤적	8차년도 예측요인	개인책임론				사회구조책임론				운명론			
		B	S.E.	C.R.	std b,p	B	S.E.	C.R.	std b,p	B	S.E.	C.R.	std b,p
우울 초기치	←성별	-2.330	.414	-5.629	-.347***	-.926	.510	-1.816	-.146	-.876	.454	-1.930	-.114*
우울 변화율	←성별	.293	.098	2.979	.313**	-.006	.118	-.047	-.009	-.072	.105	-.681	-.064
우울 초기치	←연령	.027	.018	1.522	.105	.029	.021	1.393	.141	.017	.018	.963	.065
우울 변화율	←연령	.007	.004	1.685	.199	-.004	.005	-.776	-.179	.005	.004	1.214	.130
우울 초기치	←학력	-.181	.542	-.333	-.023	-.569	.723	-.787	-.080	-.502	.566	-.887	-.059
우울 변화율	←학력	-.213	.129	-1.654	-.198	-.076	.167	-.457	-.106	.125	.131	.957	.101
우울 초기치	←경제활동	-.997	.411	-2.423	-.148*	-1.012	.485	-2.086	-.164*	-1.475	.464	-3.180	-.194**
우울 변화율	←경제활동	-.047	.098	-.478	-.050	.010	.112	.093	.017	.003	.107	.032	.003
우울 초기치	←복지서비스	.600	.173	3.464	.205***	.424	.211	2.011	.157*	.334	.181	1.852	.109
우울 변화율	←복지서비스	-.007	.041	-.162	-.016	.052	.049	1.070	.190	.030	.042	.721	.068

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

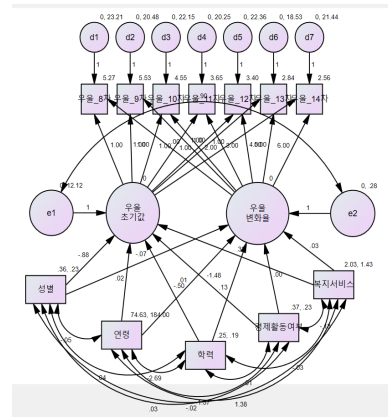
[그림 1] 개인책임 집단의 우울계적 예측요인



[그림 2] 사회구조책임 집단의 우울계적 예측요인



[그림 3] 운명론 집단의 우울계적 예측요인



상기의 결과를 통해 빈곤계층이 빈곤을 어떻게 인식하느냐에 따라서 공통된 양상과 인식별로 다르게 나타나는 양상이 있음을 확인하였다. 개인책임론과 운명론에서는 여자가 초기 우울수준이 높은 것은 같으나 개인책임론은 성별에 따른 우울의 격차가 시간이 지남에 따라 커지는 반면, 운명론은 격차가 벌어지지 않고 차이가 지속되는 양상을 나타낸 것이 차이가 있었다. 경제활동은 세가지 인식 모두에서 경제활동을 하지 않는 경우 초기의 우울이 더 높고 이는 시간이 지남도 그 차이가 지속되는 양상은 동일하게 나타났다. 복지서비스는 개인책임론과 사회구조책임론에서 초기지만 유의하여 복지서비스를 많이 받으면 초기 우울이 더 높은 상태임을 확인할 수 있었다.

제5절 논의 및 결론

빈곤계층이 빈곤의 원인을 어떻게 인식하느냐에 따라 우울의 궤적 변화 영향요인이 어떻게 다른지를 살펴보고, 이를 통해 빈곤계층을 위한 정책지원에 기초정보가 되는 단초를 제공하고자 연구를 수행하였다. 주요한 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 빈곤계층의 일반적 특성에서는 남자보자 여성이 더 많았고, 연령은 70대이상의 고령이었으며, 학력은 낮은 수준을 보였다. 경제활동은 미참여가 많았고 복지서비스는 받고 있는 것으로 나타났다. 이를 빈곤원인 인식유형에 따라서 살펴본 결과 연령만 제외하고는 모두 비슷한 양상을 보이는 것으로 분석되었다. 이같은 결과는 빈곤의 노령화 및 여성화 현상이 나타나는 결과가 그 맥을 같이 할 수 있다(윤명숙, 김남희, 2017). 이는 빈곤의 정책이 노인빈곤을 중심으로 한 정책과도 함께 맞물려가야 함을 나타내는 결과로 해석할 수 있겠다. 또한 높은 연령, 낮은 학력, 경제활동 미참여와 복지서비스 수혜는 사회경제적 지위가 낮고, 취약한 빈곤계층의 전형적인 양상을 다시 한번 확인해주는 결과라 할 수 있겠다(김윤화, 2020).

둘째, 빈곤계층의 우울 개입 지점 모색에 보다 풍부한 정보를 제공하고자 빈곤원인인식과 우울간 군집 분석을 실시한 결과, 빈곤계층이 더 취약한 조건이라 할 수 있는 높은 연령, 낮은 학력, 경제활동 미참여 상태, 복지서비스 수혜 등은 우울이 포함되어 있는 경우가 더 많음을 확인할 수 있었다. 이는 빈곤계층에 있어 우울이라는 문제를 늘 동시에 고려해야 되는 주요한 요인임을 강조하는 결과로서 보여질 수 있겠다. 이는 빈곤이 정신건강의 부정 영향을 미치는 것으로 경제적인 상황이 빈곤층의 정신건강에 취약한

요소로 작용함을 재확인하였다. 이러한 결과는 기존의 많은 연구결과들과 일치하는 결과이다(Mustillo et al., 2003; Peter et al., 2005; Koster et al., 2006; 엄태완, 2008; 최영, 2008; 성준모, 2010; 이원진, 2010; 이왕원 외, 2016).

셋째, 빈곤원인인식별 따른 우울척도의 차이를 분석한 결과, 세 집단간 공통된 결과 및 차이가 나는 결과가 공존함을 확인하였다. 먼저 개인책임론으로 빈곤 원인을 인식하고 있는 집단에서는 여자가 출발점에서 우울 수준이 더 높았고, 시간이 지남에 따라서 남자가 여자보다 우울의 감소속도가 더 느린 것을 확인하였다. 경제활동은 미참여인 경우, 복지서비스는 많이 받는 경우 초기 우울수준이 더 높았고, 이는 시간 경과에도 지속되는 양상을 보였다. 다음으로 사회구조책임론에서는 경제활동은 미참여인 경우, 복지서비스는 많이 받는 경우 초기 우울수준이 더 높았고, 이는 시간 경과에도 지속되는 양상을 보였다. 이는 여자가 남자에 비해 더 정신건강문제에 취약하다는 기존의 연구와 일치하는 내용이다(윤명숙 외, 2008; 이상문, 2008; Melchior et al., 2013). 마지막으로 운명론에서는 남자보다 여자가 출발점에서 우울 수준이 더 높았고, 이는 시간이 지나도 그 차이가 지속되는 양상을 보였다. 경제활동을 안하는 경우 초기 우울수준이 더 높았고, 시간이 지나도 차이가 지속되는 양상을 보였다. 이처럼 세 집단간에는 경제활동이라는 요인이 공통되게 작용하는 것을 확인하였다. 즉 빈곤층 대상은 경제활동 상황이 매우 중요하며, 경제활동으로 인한 정신건강 문제 또한 매우 중요한 의미를 지니는 결과를 확인하는 결과와 뜻을 같이 한다. 이는 근로의욕 및 근로 시장 진입에 긍정적 영향을 미쳐 탈수급과 탈빈곤에 도달하는 데에 기여할 수 있는 중요한 여건이 될 수 있다(윤명숙, 김남희, 2017). 개인책임론과 운명론에서는 남자보다 여자가 더 우울에 취약하나 변화율은 두 집단간 서로 다른 양상을 보임을 확인하였다. 복지서비스는 개인책임론과 사회구조책임론에서만 많이 받을수록 초기 우울이 높고 이것이 지속되는 결과로서 이어짐을 설명하고 있다. 이는 빈곤 여성이 비빈곤 집단에 비해 우울 유병률이 더 유의하게 높은 선행연구 결과와 일치하는 내용이다(고정은, 이선희, 2015).

이상으로 논의한 결과들을 바탕으로 빈곤계층이 빈곤을 탈피하고, 그들의 정신건강을 위해 제시할 수 있는 실천적·정책적인 함의는 다음과 같다.

첫째, 빈곤계층의 경제활동을 견고히 할 수 있는 빈곤탈피의 보다 적극적인 지원 정책이 필요하다. 경제적 상황이 안정적이지 못하고 불안정하면 빈곤은 악순환이 되므로 빈곤계층을 위한 안정적인 일자리 지원 대책을 재점검하여 보다 실효성 있는 지원 체계가 마련되어야 할 것이다. 빈곤대상자 중 상당수가 노인빈곤자가 많음을 감안하여 물가상승률을 고려한 노인소득 지원금의 상향조정을 비롯한 소득개선 프로그램을 점검하고 및 노인의 소득 보장을 위한 프로그램이 재정비 되어야 할 것이다.

둘째, 빈곤계층의 정신건강에 더욱 적극적인 개입이 필요하다. 개입시에는 빈곤계층의 고연령자와 여성 등의 인구사회학적 특성을 가진 요건을 중시해야 하므로 이러한 특이성이 반영된 개입 프로그램이 마련되어야 할 것이다. 정신건강복지센터를 중추기관으로 하여 사회복지의 각 영역에서 빈곤한 대상자들의 정신건강을 어떻게 접근할 것인지에 대한 임파워먼트 등의 심리정서적 개입 지원 체계 마련하고, 빈곤개입 솔루션을 위한 정신건강복지센터의 역할을 확대할 필요가 있다.

셋째, 빈곤과 우울이 각각 별개의 방향으로 진행될 것이 아니라, 병행하여 이루어질 때 빈곤계층의 탈피 및 정신건강 문제 해결을 꾀할 수 있을 것이다. 따라서 각각의 영역에서 상기의 사항을 충분히 준수하면서 이 두가지가 실천 현장에서 병행되어 지원받고 개입이 될 수 있는 동시적 시스템이 마련되어야 할 것이다. 따라서 사회복지 전달체계안에서 빈곤과 정신건강 문제를 함께 다룰 수 있는 체계로서 정신보건 전문가와 사례관리 전문가간의 협업 혹은 통합체계 구성하여 지원하는 방식을 마련해야 할 것이다. 또한 고위험 집단의 경우는 빠른 개입을 요하므로 이들을 정확하게 스크리닝 할 수 있는 진단도구의 개발도 이루어져야 할 것이다. 아울러 이 두가지 업무를 동시에 수행가능한 전문사례관리 인력을 개발하는 방안도

고려되어야 할 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 2차자료 활용에 따른 예측변인 선정의 제한이 있는 부분이다. 둘째, 예측변인은 8차년도를 기준으로 하였기에 시변예측변인들을 고려하지는 못한데에 따른 문제점이 있다.

참고문헌

- 강상경, 권태연. 2008. “사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰”, 『정신보건과 사회사업』, 30. 332-355.
- 강석임, 전희정. 2013. “기혼여성의 우울변화에 영향을 미치는 요인”, 『보건과 사회과학』, 33 161-188.
- 김정선, 신경림. 2004. “성인여성의 우울과 스트레스, 사회적 지지에 관한 연구”. 『한국간호과학회』, 34(2). 352-361.
- 고정은, 이선혜. 2015. “여성노인의 우울 영향요인 : 빈곤집단과 비빈곤집단간 차이연구”, 『노인복지연구』, 68. 251-271.
- 김윤희. 2020. “만성질환자의 소득수준에 따른 우울궤적 분석”, 『생명연구』, 55. 203-228.
- 김지혜, 성정현. 2010. “빈곤여성가장의 사회적 지지와 심리적 디스트레스간의 관계”, 『가족과 문화』, 22(1) 65-93.
- 문진영, 강상준. 2020. “근로빈곤층의 우울에 영향을 미치는 요인 연구 - 성별에 따른 소득, 건강, 주거 및 노동과 음주 요인에 대한 위계적 회귀분석”, 『생명연구』, 55. 79-107.
- 박상규, 이병하. 2004. “빈곤층의 심리적 특성에 관한 연구”, 『한국심리학회지: 상담 및 심리치료』, 16(4). 813-824.
- 서병수. 2014. “빈곤화 성장정책은 폐기되어야 한다”, 『빈곤없는세상 연구보고서』, 1-6.
- 성준모. 2010. “소득수준별 가구 경제요인이 우울에 미치는 영향에 대한 종단적 고찰”, 『한국사회복지학』, 62(1). 109-132.
- 윤명숙, 김남희. 2017. “여성자활근로자의 우울에 영향을 미치는 요인”, 『한국정신보건사회복지학회 학술발표논문집』, 319-339.
- 윤명숙, 김남희. 2017. “빈곤여성근로자들의 우울에 영향을 미치는 요인 연구”, 『젠더와 문화』, 10(2). 183-218.
- 엄태완. 2008. “빈곤층의 경제적 스트레스와 우울 관계에서 자기효능감과 사회적 지지의 효과”, 『정신보건과 사회사업』, 28. 36-66.
- 이상문. 2008. “빈곤계층의 정신건강에 관한 연구”, 『한국사회학』, 42(3). 119-152.
- 이상록 · 김형관. 2014. “한국사회 빈곤원인 인식의 실태와 결정요인”, 『한국사회복지학』, 66(1). 163-189.
- 이수진, 이정애, 이은희, 정익중. 2015. “아동의 빈곤인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 모르는 게 약인가?”, 『한국청소년연구』, 26(4), 29-57.
- 이왕원, 최율, 김문조. 2016. “한국 저소득층 가구의 빈곤화 과정에 관한 연구: 자기회귀교차지연 모형을 통한 다중박탈 양상의 종단적 분석”, 『가족과 문화』, 28(1). 162-206.
- 이원진. 2010. “국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 우울의 관계”, 『한국사회복지학』, 62(4). 249-274.

- 이충환. 2015. “빈곤 원인 인식과 불평등 인식이 복지태도에 미치는 영향연구”. 『한국사회복지행정학』, 17(3). 375-401.
- 이현경, 손민성, 최만규. 2013. “근로자의 우울 관련 요인 - 사회경제적 특성, 건강행태, 근무환경을 중심으로”. 『보건교육건강증진학회』, 30(5). 125-138
- 이종하, 김윤희. 2019. “신규 빈곤진입과정에서의 정신건강 변화”. 『보건사회연구』, 39(4). 41-70
- 장경혜, 김정규. 2014. “도시빈곤 여성의 우울감소를 위한 계슈탈트 집단 심리치료 프로그램 개발과 효과 연구”. 『한국계슈탈트 상담연구』, 4(2). 23-48.
- 최영. 2008. “독거노인의 경제수준, 건강상태, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향”. 『사회과학연구』, 24(4). 103-123.
- 최일섭. 2000. “빈곤문제”. 『서울나남』, 81-108.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소. 2020. “한국복지패널 14차년도 조사자료 user's guide”.
- 허만세. 2013. “음주문제와 우울간의 인과관계와 빈곤상태 변화의 연관성 분석”. 『한국사회복지학』, 65(2). 203-230.
- Aneshensel, C. S., “Social Stress: Theory and Research”. *Annual Review of Sociology*, 18, 1992, 15-38.
- Ansseue, M., B. Fischler., M. Dierick., A. Albert., S. Leyman and A. M. Pharm. “Socioeconomic Correlates of Generalized Anxiety Disorder and Major Depression in Primary Care : The Generalized Anxiety and Depression Impact Survey II.” *Depression and Anxiety*, 25, 2008, 506-513.
- Beard, J. R, Tracy, M., Valhov, D., and Galen, S., “Trajectory and socioeconomic Predictors of Depression in a Propective Study of Residents of New York City”. *Annals of Epidemiology*, 18(3), 2008.
- Belle, D., and Doucet, J., “Poverty, inequality, and discrimination as sources of depression among US women”, *Psychology of Women Quarterly*, 27(2), 2003, 101-113.
- Townsend, Ian, and Steven Kennedy. “Poverty: measures and target”s. *House of Commons Library*, 2004.
- Feagin, J. R. “Poverty: We still believe that God helps those who help themselves”. *Psychology today*, 6(6), 1972, 101-110.
- Gaston, V. R., “Welfare Policy and Industrialization in Europe, America, and Russia”, 1971.
- House, J. S., P. M. Laritz, and P. Herd., "Continuity and Change in the Social Stratification of Aging and Health Over the Life Course: Evidence From a Nationally Representative Longitudinal Study from 1986 to 2001/2002 (American's Changing Lives Study)", *Journal of Gerontology* 60B(Special Issue II), 2005, 15~26.
- Koster, A., H. Bosma., G. I. J. M. Kempen., B. W. J. H. Penninx., A. T. F. Beekman., D. J. H. & Deeg and J. van Eijk, “Socioeconomic Differences in Incident Depression in Older Adults : The Role of Psychosocial Factors, Physical Health Status, and Behavioral Factors”, *Journal of Psychosomatic Research*, 61, 2006, 619-627.

Larsen, Christian A., "The Institutional Logic of Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support.", *Comparative Political Studies*, 41(2), 2008, 145-168.

Melchior, M., Chastang, J., Head, J., Goldberg, M., Zins, M., Nabi, H., & Younès, N., "Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory :A 13year follow-up of the GAZEL cohort study", *Molecular Psychiatry*, 18(1), 2013, 112-121.

Minkoff, K., Bergman, E., Beck, A. T., and Beck, R., "Hopelessness, depression, and attempted suicide", *American Journal of Psychiatry*, 130(4), 1973, 455-459.

Mirowsky, J., & Ross, C. E., "Social Causes of Psychological Distress", *New York: Aldine de Gruyter*, 1989.

Mustillo, S., Worthman, C., Erkanli, A., Keeler, G., Angold, A., and Costello, E. J., "Obesity and psychiatric disorder: Developmental trajectories", *Pediatrics*, 111(4), 2003, 851-859.

Rogers-Dillon, R., "The dynamics of welfare stigma", *Qualitative sociology*, 18(4), 1995, 439.

Thoits, P. A., "Stress, Coping, and Social Support Processes: Where are We? What Next?", *Journal of Health and Social Behavior(Extra Issue)*, 1995, 53-79.

빈곤의 예측적 유형화에 관한 연구:

종단 트리 모형(longitudinal tree-based model)의 활용 및 소득 빈곤, 물질적 곤궁(material hardship)과 기초보장 수급 경험의 관련성을 중심으로

노법래(세명대학교)

1. 서론

본 연구의 목적은 빈곤을 경험집단의 예측적 유형화와 함께 빈곤 위험이 높은 집단의 특성이 무엇인지 탐색적으로 살펴보는 것이다. 빈곤과 관련한 본 연구의 핵심적인 접근은 빈곤이 본질적으로 다차원적 현상이라는 점과 변화하는 사회보장 관련 정보 환경에 맞춰 빈곤 위험에 대한 실질적인 예측력을 높이는 분석 과정이 시급히 확립될 필요가 있다는 점이다.

최근 사회보장과 관련한 자료 환경 또한 빠르게 변화하고 있다. 사회보장과 관련하여 대규모 정형, 비정형 데이터가 축적과 이를 분석 가능한 방식으로 가공하고 여기에 데이터에 기반한(data-driven)된 분석적 접근을 통해 새로운 복지 수요를 발굴하고 정책 수요에 선제적으로 대응할 수 있는 가능성이 확대되고 있다. 사회과학 영역의 데이터 분석에서 조심스럽게 쓰이던 “예측”이라는 말을 최근에는 어느 정책 영역에서나 쉽게 사용하고 있음을 알 수 있다. 복잡한 사회 현상에 대한 예측은 본질적으로 유형화를 수반할 수밖에 없다. 동일한 결과도 다양한 경로에 의해 발생하는 동결과성(equifinality)의 문제가 사회현상의 예측에서는 필수적으로 고려될 필요가 있기 때문이다. 이는 본 연구의 주제인 빈곤에서 특히 중요한 의미를 지닌다. 본 연구에서 강조하고자 하는 예측적 유형화란 빈곤 수준에 영향을 미치는 복합적 경로를 고려한다는 것을 의미한다.

Sen은 빈곤, 불평등 현상과 관련해서 중요한 것은 가용한 화폐 수준이 아니라 개인이 누리는 자유의 양 혹은 실현능력(capabilities)임을 강조했다(Sen, 1980). 최근의 빅데이터 환경은 빈곤의 다차원성에 대한 강조는 이론적 의미를 넘어서 실질적인 의미를 갖춰가고 있다. 즉, 실질적인 삶의 어려움이나 자살과 같은 비극적 현상을 예방하기 위해서 빈곤 현상에 대한 체계적인 고찰은 더욱 중요성이 높아지고 있지만, 화폐 중심의 빈곤 계측이 그와 같은 실질적인 문제를 예측하는 데 한계가 많을 수밖에 없기 때문이다.

한편 사회정책 수요와 관련해서 산업구조의 개편, 인구학적 변화, 지능정보사회로의 급격한 이행 가운데 예상하지 못한 새로운 정책 수요가 발생하고 있으며, 기존의 사회보장 관련 정책 도구가 지녔던 역할이 감퇴하는 상황이 관찰되고 있다. 사회복지와 관련한 새로운 자료 환경이 이와 같은 상황에 대처하는 공동체의 노력에 얼마나 의미 있는 근거들을 산출할 수 있을 것인가 하는 도전상황에 직면하고 있다.

그러나, 방대하게 늘어나고 있는 데이터를 통해 빈곤 현상을 관찰하고 이와 관련된 사회 문제를 체계적으로 예측할 수 있는 개념화나 분석 프로세스의 확립은 더딘 상황이라고 평가할 수 있다. Sen을 통해 본격적으로 촉발된 빈곤 현상의 다차원적 관찰이 지니는 의미가 빅데이터 환경에서 중요성과 그 실현 가능성이 더욱 커지고 있다고 생각한다.

빈곤 현상이 지니고 있는 다차원성을 다루기 위해서 본 연구는 소득 빈곤과 더불어서 구체적 빈곤 경

험 그 차체를 다루는 물질적 곤궁(material hardship) 개념을 함께 활용하고자 한다. 물질적 곤궁은 빈곤에 대한 직접적 관찰을 목적으로 한다는 점에서 사회보장 정책이나 관련 서비스의 효과를 검토함에 이점을 지니고 있다(Beverly, 2001).

물질적 곤궁은 화폐적 빈곤만으로 포착되지 않는 생활 경험을 다룬다는 점에서 빈곤의 다차원성을 포착하는 하나의 지표임과 동시에 빈곤과 관련된 구체적인 결과라는 점에서 의의를 지닌다. 국내에서도 물질적 곤궁 개념이 지니는 의의를 바탕으로 부채와 같은 생애사적 위협 요인이 삶의 질에 미치는 영향이나 빈곤이 우울과 같은 삶의 질과 관련한 문제 영향을 실증적으로 다루는 연구가 진행된 바가 있다(김주희 외, 2015; 탁장한, 박정민, 2017; 여유진, 2020).

본 연구의 목적과 관련해 물질적 곤궁을 다루는 것은 크게 두 가지 이점을 지닌다. 첫째, 화폐적 빈곤과의 관련성을 통해 한국의 빈곤 현상을 체계적으로 이해할 기회가 된다는 것이다. 두 번째는 공공부조와 같은 빈곤 완화 정책과의 관련성을 통해 정책의 효과성 평가와 더불어서 사회보장 정책의 “사각지대” 개념을 보다 구체화할 수 있다는 이점이 있다. 예를 들어, 물질적 곤궁 수준이 높지만 이에 비해 빈곤 완화 정책에 대한 정책 경험이 낮다면 우리는 이를 정책의 사각지대로 더 선명하게 정의할 수 있을 것이다. 이상의 논의를 바탕으로 본 연구의 연구 문제를 요약하면 아래와 같다.

연구문제1: 소득 빈곤의 궤적과 물질적 곤궁 경험 사이에는 어떤 관련성이 있는가?

연구문제2: 빈곤 및 수급 경험에 따른 분포와 빈곤 고위험 집단의 탐색적 특성은 무엇인가?

연구 문제와 관련한 본 연구의 분석 전략은 다음과 같다. 첫 번째 연구 문제와 관련해서 본 연구는 주요 개인, 가구 특성 변수를 설명변수로 하고 빈곤 수준을 결과 변수로 하는 트리 모형을 활용하여 유형화를 진행하고자 한다. 이때, 보다 엄밀한 유형화와 더불어 복지패널 자료의 장점인 장기간의 추적 정보를 포괄적으로 활용하기 위해서 중단 트리 모형을 응용할 것이다. 회귀목(classification and regression tree, CART)와 같은 트리 모형을 활용한 기존의 연구들이 주로 횡단면 자료를 중심으로 분석을 했음을 고려할 때 본 연구는 이를 중단 자료에 본격적 응용을 시도한다는 점에서 의의가 있다. 이어서 중단 트리 모형을 활용해 도출된 집단들의 빈곤 수준과 물질적 곤궁 경험 간 상관성을 검토를 통해서 연구 문제1에 대한 답을 구할 것이다.

두 번째 연구문제와 관련해서 여기서는 빈곤 위험을 소득 빈곤과 물질적 곤궁 경험과 더불어 기초보장 수급 경험 수준을 기준으로 앞에서 도출한 집단이 어떤 분포를 보이는지 관찰하고자 한다. 그리고 빈곤 위험이 높다고 판단되는 집단의 특성을 탐색적으로 비교 검토하고자 한다. 이어서 본 연구에서 빈곤 위험과 관련해 고려하고자 하는 세 요인의 이론적 배경과 각 조건에 따른 “빈곤 영역”의 성격을 기술하고자 한다.

2. 빈곤 영역

빈곤 현상은 다차원적 속성을 지니고 있으며 차원의 선택과 선택된 차원의 계측이라는 측면에서 빈곤에 대한 정량화는 어떤 방식이든 일정한 한계를 지닐 수밖에 없다. 일반적으로 소득으로 계측된 화폐적 빈곤은 빈곤에 대한 가장 명료한 측정 방식으로 활용되고 있다. 그러나 화폐적 빈곤 개념은 빈곤 현상을 다룸에 있어 중요한 맹점이 있을 수 있다는 점을 많은 연구자가 지적해 왔다(Beverly, 2001; Iceland, 2005)

Iceland & Bauman, 2007; Alkire & Foster, 2011 등). 기본적으로 사람들을 소득 이외의 다양한 생활 자원과 서비스를 활용하고 있으며, 이에 따라 화폐적 빈곤이 실제적인 빈곤에 미치는 영향은 다양하게 중재될 수 있다는 것이다. 또한 화폐적 빈곤 개념은 사회 서비스의 정책 효과를 포착함에 있어서 어려움이 있을 수 있다. 왜냐하면 다양한 형태로 제공되는 사회 서비스나 개입 프로그램의 효과는 소득 그 자체의 상승이 아니라 빈곤 경험의 직접적인 완화를 목적으로 제공되는 경우가 많기 때문이다. 따라서 사회복지 정책의 실질적인 효과와 사각지대 범위를 검토하기 위해서는 보다 직접적인 빈곤 경험에 대한 관찰을 보완적으로 활용할 필요가 있다.

서론에서 언급한 바와 같이 물질적 곤궁은 화폐적 빈곤 개념이 지니는 비간접성, 혹은 추상성을 보완할 수 있는 지표로 활용하여 개인과 가구가 경험하고 있는 빈곤 현실을 현실적으로 드러내는 데 기여할 수 있다. 또한 화폐적 빈곤과 사회보장 제도의 실질적인 영향을 검토할 수 있는 변수로 활용할 수 있다. 국민기초생활보장과 같은 빈곤 억제 정책에 따른 급여 수급에도 불구하고 물질적 곤궁을 경험한다면 이는 급여의 불충분성이 존재할 수 있다는 것을 의미할 수 있다. 또한, 물질적 곤궁을 경험하고 있음에도 수급권을 확보하지 못한 정책 사각지대에 대한 보다 선명한 정의가 될 수 있을 것이다.

아래 [그림 1]은 지금까지의 논의를 바탕으로 빈곤 영역 개념을 벤다이어그램 형태로 제시한 것이다. 빈곤 상태에 빠지지 않는 물질적 대응 역량과 관련된 화폐적(소득) 빈곤과 실질적인 빈곤 경험을 드러내는 물질적 곤궁, 그리고 공적 지지체계가 작동하지 않는 비수급 상황을 중심으로 빈곤과 관련된 주요 영역이 대별될 수 있다. 각 영역의 성격을 살펴보면 다음과 같다.

1. 불충분 보장영역

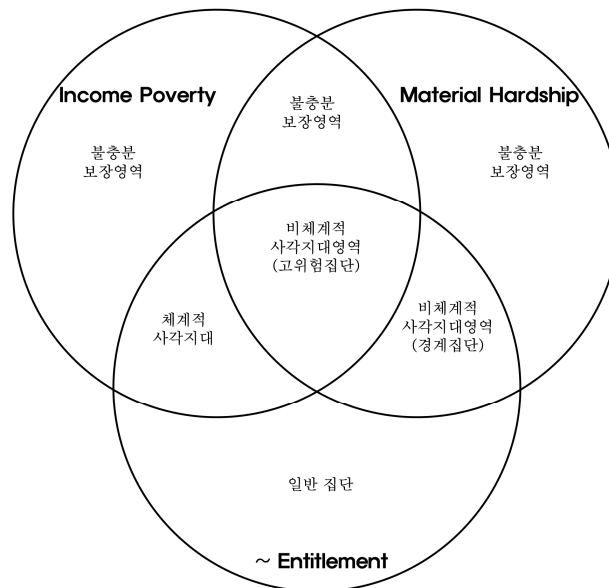
[그림 1]에서 제시된 바와 같이 불충분 보장 영역은 공공부조를 수급하고 있다는 측면에서 빈곤과 관련해 일정한 보장을 받고 있지만, 빈곤 위험을 함께 안고 있는 집단이라고 할 수 있다. 공공부조 수급을 받더라도 급여 수준의 제한적 성격으로 인해서 대부분의 수급자는 이 영역 가운데 한 곳에 포함될 수 있다. 불충분 보장과 관련해서 특히 중요한 영역은 물질적 곤궁을 지속해서 경험하고 있는 집단이라고 할 수 있다. 실질적인 빈곤 경험의 완화가 공공부조의 핵심적인 목적임을 고려할 때 여기에 속하는 집단이 있다면 관련 보장 정책의 효과성이 떨어진다는 것을 의미하기 때문이다.

2. 체계적 사각지대

여기서 “체계적”이라는 것은 정책의 성격 혹은 명시적인 수급권의 발생 요건에 의해서 의도되었다는 것을 의미한다. [그림 1]에 따르면 이는 소득 빈곤을 경험하고 있지만, 수급권이 제한된 경우를 의미한다. 한국의 기초보장수급에는 소득 이외에도 재산에 의한 환산액, 부양가족 등 다양한 요건을 복합적으로 고려하기 때문에 소득 빈곤과 수급 경험 간 관련성이 일률적이지 않을 수 있으며, 이는 제도 설계에 따른 의도된 사각지대라고 할 수 있다. 이들 집단은 물질적 곤궁을 경험하고 있지 않다는 점에서 빈곤 위험이 상대적으로 낮은 특징을 보이는데, 이는 수급권을 확보하지 않는 상황과도 관련성이 있다고 볼 수 있다.

3. 비체계적 사각지대

앞에서 언급한 것과 반대로 여기서 “비체계적”이란 실질적인 빈곤 경험을 하고 있음에도 수급권을 획득하지 못한 경우를 의미한다. 공공부조 정책의 핵심적 목표가 빈곤의 예방과 억제임을 고려할 때 이들 집단은 정책으로부터 소외된 진정한 사각지대라고 할 수 있을 것이다. [그림 1]에서 해당 집단은 빈곤 위험 정도에 따라 두 개의 영역으로 제시되어 있다. 여기서는 빈곤과 관련한 세 가지 요건 모두에서 취약성을 보이는 “고위험집단”과 소득 빈곤은 경험하지 않지만, 물질적 곤궁 경험은 하는 “경제집단”으로 명명하였다.



[그림 1] 빈곤 영역에 관한 벤다이어그램

3. 분석 방법

1. 분석 데이터

본 연구의 분석 데이터는 한국복지패널 1차~13차 자료를 결합하여 구성하였다. 한국복지패널은 빈곤 위험이 큰 집단이 높은 비중으로 포함되어 있고, 본 연구에서 다루는 소득 빈곤뿐만 아니라 물질적 곤궁 경험과 관련한 변수를 포함하고 있어 분석 목적에 적합하다. 아울러 개인과 가구 특성 변수를 포괄적으로 구성할 수 있으며, 비교적 장기에 걸친 반복측정 데이터라는 점에서 강점이 있다.

먼저 종단 트리 모형의 결과변수에 해당하는 소득 빈곤 수준은 다음과 같은 과정을 통하여 계측하였다. 먼저 개인이 속한 가구의 총 경상소득에서 가구원 수의 제곱근을 나눈 가구균등화 소득을 구했다. 거기에 설문 시점별로 가구 중위소득의 70%미만~60%이상을 1, 60%미만~50%이상을 2로 하는 방식으로 순차적으로 적용해 중위 가구 소득의 20% 미만인 경우 6으로 하고 이를 최댓값으로 하였다. 가구 중위소득의 70% 이상인 가구의 가구원은 모두 빈곤 수준을 0으로 처리했다.

종단트리모형에서 활용한 설명 변수는 다음과 같다. 본 연구에서는 집단 구분과 트리 모형 해석의 간명성을 위해 설명 변수는 모두 카테고리 변수를 활용하였다. 그러나 투입된 변수가 대부분 처음부터 카테고리

고리 변수였기 때문에 연속 변수의 카테고리화는 부분적으로 이뤄졌다. 먼저 개인 특성 변인은 다음과 같이 다루었다. 주요한 인구학적 변수인 성별과 함께 연령은 20대~30대, 40대~50대, 60대~70대, 80대 이상으로 구분했다. 교육은 중졸 이하, 고졸, 전문대학 졸업 이상으로 구분했다. 입학했으나 졸업을 하지 못한 경우(중퇴)는 이전 교육 단계를 적용했다.

건강과 관련해 5점 척도로 설문된 주관적 건강에 대한 답변에서 3점을 기준으로 기준점 이하인 경우는 “낮음”으로 나머지는 “높음”으로 분류했다. 장애 수준은 “비장애”, “경증”, “중증”으로 나뉘었다. 장애가 있는 경우 3급 이상인 경우를 “중증”으로 하고, 기타 집단은 “경증”으로 보았다. 혼인 상태는 “미혼”, “기혼”, “이별”로 나뉘었는데, “이별”에는 사별과 이혼을 함께 포함했다. 노동시장 참여와 관련해서는 시기별 주요 근로 형태를 기준으로 “비경제활동”, “실업”, “정규직”, “비정규직”, “자영업”으로 대별했다.

가구 특성 변인은 세 가지 변수를 활용했다. 먼저, 가구 유형은 “1인가구”, “한부모-조손 가구”, “기타 가구”로 대별했다. “기타 가구”에는 주로 자녀와 동거, 혹은 동거를 하지 않는 부부로 구성된 가구가 포함되었다. 주거 지역은 “광역시 이상”, “일반 도시”, “농어촌”으로 분류했으며, 자가 소유 여부에 따라 이분 변수를 구성했다. 다만, 본 연구에서 활용하는 종단 트리 모형의 특성상 하나의 케이스가 설명변수에서 복수의 값을 가질 수 없는 한계에 따라 설명변수는 모두 종단 자료에 기반하여 최빈값을 활용했다.

물질적 곤궁 수준은 한국복지패널의 관련 변수 7개를 활용하여 이를 합산하여 활용했다. 관련 변수는 경제적 사정으로 인한 집세 미납 혹은 이주, 공과금 미납, 전기-전화-수도가 끊긴 경험, 공교육비 미납 경험, 난방 못 한 경험, 가족 구성원이 병원을 가지 못한 경험, 신용불량자 등재 경험이다. 수급 경험은 매년 수급 경험이 있다고 응답한 경우 기간에 상관없이 해당 연도는 있는 것으로 처리하여 0(없음)과 1(있음)의 값을 부여했다. 실제 분석에서는 물질적 곤궁과 수급 경험을 평균화하여 소득 빈곤과의 관련성을 검토했다.

2. 통계 방법

본 연구의 분석 과정은 크게 세 단계로 진행된다. 첫 번째 단계는 13년간의 종단 자료에 대한 트리 모형을 실시하는 것이다. 두 번째 단계는 앞 단계에서 도출한 소득 집단별 빈곤 수준과 물질적 곤궁 경험, 그리고 공공부조 수급 수준의 관련성을 검토하고자 한다. 마지막 단계에서는 소득 빈곤, 물질적 곤궁과 공공부조 수급 수준을 통합하는 “빈곤 위기” 수준을 예측하고, 위기 수준이 높은 집단의 특성을 탐색적으로 살필 것이다.

분석의 첫 번째 단계이자 본 연구의 주요 자료 분석 방법인 종단 트리 모형은 회귀목(CART) 모형과 같은 트리 기반 모형(tree-based model)을 종단 데이터에 응용한 것으로 볼 수 있다. 트리 모형의 기본적 가정은 결과변수의 변이는 영향 요인의 조합에 의해 달라질 수 있다는 것이다. 빈곤이 다양한 영향 요인의 조합으로 설명될 수 있다는 본 연구의 기본적 접근이 타당하다면 빈곤 현상에 대한 트리 모형의 적용이 지니는 장점이 있을 것이다.

여기서는 회귀목을 기본 모형으로 활용하는데, 회귀목은 집단을 대별하는 때 상황에서 결과변수의 불순도(impurity)를 가장 떨어뜨리는-혹은, 동질성을 가장 높이는 방식으로-설명 변수를 찾고 해당 변수를 활용한 분기(spilt) 조건을 구성하는 과정을 통해 모형을 확장하게 된다. 회귀목에서 분기는 하나의 기준에 따라 두 갈래로 이뤄진다. 모형 구성 가운데서 설명변수는 이전의 분기 조건 제약 속에서 다시 활용되는 반복적(recursive) 과정을 거친다. 회귀목 분석에서는 분기가 지나치게 많아져 모형이 복잡해져 해석이 어려워지거나, 과잉 적합 문제가 발생하는 것을 피하기 위해서 모형이 일정 수준 이상으로 커지지 않도록 하는 “가지치기(pruning)” 기준이 필요하다. 본 연구에서는 분기 조건을 만들 때, Hothorn(2006)가 제시한

확률적으로 유의미하게 집단 구분이 이뤄지는 경우만 분기가 이뤄지게 하는 조건적 추론 방식(conditional inference framework)을 활용했다.

기존의 트리 기반 모형이 주로 횡단면 자료를 중심으로 예측적 유형화를 시도하였다면, 종단 트리 모형은 여기에 종단 데이터가 일반적으로 지니는 장점을 결합하여 추정 결과의 정확도를 재고할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 회귀모형을 종단 자료에 적용하기 위해서 특정되지 않는 개인의 이상성을 무작위 효과로 모형에 포함되는 변인을 고정효과로 각각 다루는 선형혼합효과모형(linear mixed effects model, LMER)을 결합한 방식(Kundu & Harezlak, 2019)을 취하고자 한다. 횡단면 자료를 주로 다루는 기존의 모형에서는 결과변수의 평균적 수준을 추정하는 것과 달리, 종단 트리 모형은 결과변수의 평균적 수준(절편)과 더불어 평균적인 변화량(기울기)도 함께 도출할 수 있다는 점에서 한 시점에서의 평균적 수준 뿐만 아니라 결과변수의 변화에 대한 예측도 일정하게 가능하다는 장점이 있다. 본 연구의 분석에는 통계프로그램 R(R Core Team, 2019)의 “LongCART” 패키지(Madan, 2020)의 관련 함수를 활용하였다.

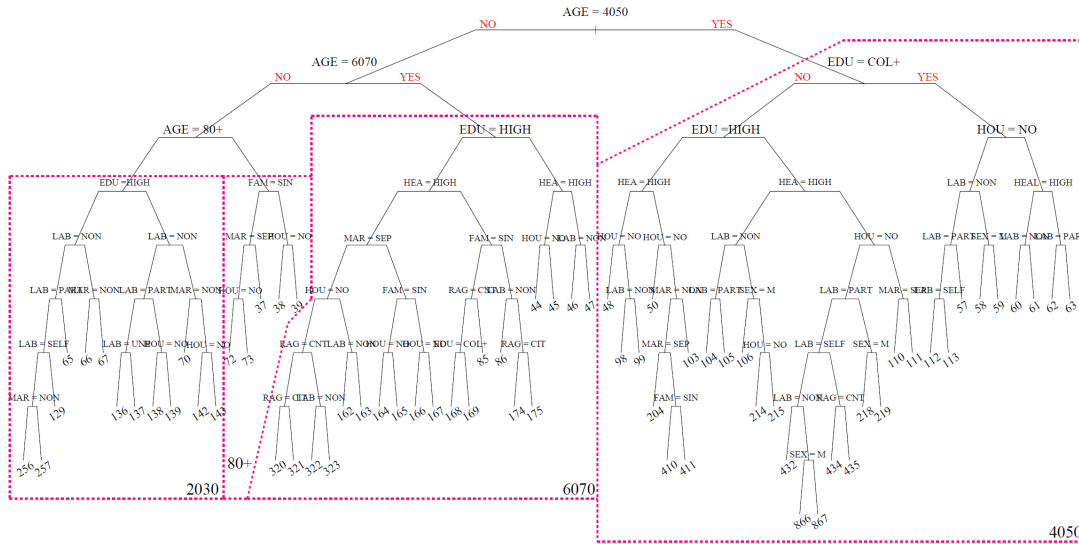
빈곤 영역에 대해 언급한 바와 같이 빈곤 관련 위기 유형은 세 가지 조건을 고려하였다. 앞서 진행한 종단 트리모형의 결과를 통해 도출된 소득 수준별 집단을 기준으로 소득 빈곤, 물질적 곤궁 그리고 수급 경험을 중심으로 위기 유형을 나눴다. 본 연구에서는 소득 빈곤의 경우는 분석 기간 평균적으로 연도별 중위값의 50% 이하 수준(본 연구에서는 빈곤 수준이 2 이상인 경우)을 보이는 경우로 정의하였다. 물질적 곤궁의 경우는 시기별로 평균 0.5회 이상 물질적 곤궁 경험을 보인 경우로 정하였다. 기초보장 수급 이력의 경우도 연도별로 평균 0.5회 이상 수급 경험이 있을 경우와 아닌 경우로 구분을 했다. 이와 같은 기준을 마련한 이유는 매년 관련 경험을 할 확률이 50% 이상인 경우로 상정하였기 때문이다.

4. 분석 결과

1. 종단 회귀모형 분석 결과

[그림 2]은 종단 회귀모형을 활용한 분석 결과를 제시한 것이다. 분기에 따른 집단 구분의 통계적 유의미성이 관찰되는 마지막 수준까지 회귀모형을 성장시킨 결과 종말 노드는 69개로 나타났다. 분석 결과 검토의 용이성을 위해서 [그림 2]에서는 분기식과 종말노드의 번호를 제시하였으며, [표 1]에는 추출된 집단의 추정 평균(b_0)와 연간 변화 수준 추정치(b_1)를 제시하였다.

[그림 2]에서 확인할 수 있는 바와 같이 분기식 구성에서 가장 초기 시점에 등장하는 것은 연령(AGE)이었다. 이는 연령이 소득을 추정하는 데에 설명력이 크다는 점과 더불어서 연령에 따라 소득에 영향을 미치는 요인 구조가 달라질 수 있음을 시사하는 것이다. 점선으로 구획한 연령 집단별 분기 구조의 전반적 특성을 보면 40~50대가 가장 복잡한 특성을 보임을 알 수 있다. 이는 이들 집단 내에서 소득 편차가 상대적으로 크고 거기에 영향을 미치는 요인이 다양하고 복잡한 구조를 지니고 있음을 시사한다. 반대로 80대 이상의 경우는 비교적 단순한 분기식을 보이는데, 이는 해당 연령 집단 내 소득 편차가 상대적으로 작고 그에 영향을 미치는 요인도 비교적 단순하다는 것을 뜻한다. 모형의 위계적 구조를 고려할 때 연령 다음으로 중요하나 영향을 미치는 변인은 교육 수준(EDU)인 것으로 나타났다. 80대 이상을 제외하고 교육은 상위 분기를 형성하는 변수로 포착되었다. 이후 분기에 활용되는 변인은 연령 집단에 따라서 상이한 구조를 보였다. 비교적 젊은 집단일수록 노동 시장 참여(LAB)가 핵심적 변인이었으며, 연령이 높아짐에 따라서 자가 소유(HOU), 건강(HEA) 등의 요인들이 복합적으로 관여하는 것으로 나타났다.



[그림 2] 소득 빈곤 종단 트리 모형

[표 1]에서 드러나는 것과 같이 분석 결과 소득 빈곤이 가장 높은 집단(node = 39, n = 365)은 80대 이상(AGE = 80+), 1인가구(FAM = SIN), 자가 미소유자(HOU = NO)인 집단으로 분석 기간내 빈곤 수준의 평균이 4.4로 이는 해당 케이스가 평균적으로 중위소득의 40%~30% 보다 다소 낮은 수준을 유지했다는 것을 의미한다. 다음으로 소득 빈곤 수준이 높은 집단(node = 167, n = 500)은 60대~70대(AGE = 6070), 고졸 아님(~EDU=HIGH), 이별 경험(MAR = SEP), 1인가구(FAM = SIN), 비자가 소유자(HOU = NO)의 특성을 보였다. 해당 연령 집단의 교육 분포를 볼 때, “고졸 아님” 조건에 부합하는 집단은 대부분 중학교 졸업 이하 집단에 속하는 것으로 나타났다. 반면 빈곤 지위가 가장 낮은 안정 집단(node = 59, n = 169)은 40대~50대(AGE = 4050), 전문대졸 이상(EDU = COL+), 자가 소유(HOU = YES), 경제활동중(~LAB = NON), 남성(SEX = M)이라는 특성을 보였다. 다만 본 연구에서 빈곤 위험이 낮은 집단은 중위값을 기준으로 값이 묶여있는(bounded) 구조가 있기 때문에 상대적으로 안정적으로 포착된 집단 간 이상성이 높을 수 있음을 고려할 필요가 있다.

〈표 1〉 종말 노드별 예측값

Node	n	b0	b1	Node	n	b0	b1
256	987	0.394	-0.029	45	169	2.878	0.015
257	792	0.528	-0.037	46	323	0.916	0.019
129	189	0.541	-0.006	47	226	1.250	0.041
65	518	0.751	-0.024	48	314	1.622	0.011
66	524	0.491	-0.010	98	138	2.007	-0.001
67	369	0.977	-0.011	99	192	2.991	-0.020
136	668	0.602	-0.024	50	667	0.914	-0.018
137	43	2.167	-0.098	204	260	1.135	-0.021
138	120	0.736	-0.024	410	72	1.875	-0.058
139	256	1.391	-0.066	411	30	1.998	0.045
70	401	0.820	0.021	103	41	3.046	-0.061
142	44	1.371	0.081	104	123	1.110	0.019
143	48	3.015	-0.056	105	122	1.959	-0.015
72	430	3.091	0.002	106	85	2.955	0.048
73	183	3.854	-0.013	214	52	1.015	0.013
37	479	2.319	-0.067	215	63	2.726	-0.037
38	187	3.844	0.017	432	500	0.294	-0.009
39	363	4.375	0.013	866	28	2.328	0.009
320	551	1.787	0.065	867	274	0.495	0.004
321	566	2.423	0.026	434	326	0.678	-0.026
322	399	2.428	0.042	435	125	1.193	-0.047
323	218	2.948	0.023	218	149	1.320	0.046
162	120	2.293	0.045	219	202	0.757	-0.032
163	442	3.114	0.030	110	744	0.918	-0.031
164	276	1.862	-0.010	111	185	1.771	-0.059
165	211	2.722	-0.049	112	612	0.189	-0.004
166	434	3.300	0.032	113	224	0.595	-0.024
167	500	3.895	0.029	57	142	1.036	-0.046
168	815	1.306	0.042	58	46	1.467	0.111
169	211	0.511	0.024	59	169	0.434	0.011
85	369	1.837	0.006	60	43	1.222	0.027
86	125	2.464	0.003	61	35	3.016	-0.030
174	89	2.919	0.060	62	484	0.649	-0.021
175	46	2.939	0.033	63	140	1.248	-0.055
44	322	1.575	0.035				

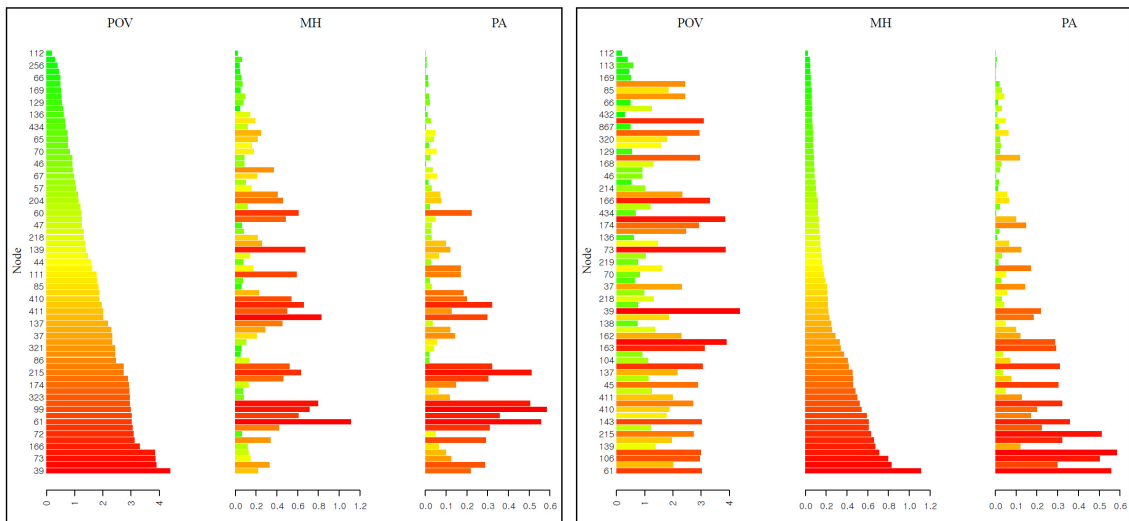
2. 소득 빈곤과 물질적 곤궁 및 수급 경험 간 관련성

[그림 3]은 소득빈곤(POV), 물질적 곤궁(MH), 수급 경험(PA)을 추출된 유형별로 비교한 것이다. 좌측 그림은 소득빈곤을 기준으로 정렬한 결과를 나타낸 것이며, 우측 그림은 물질적 곤궁 수준을 기준으로 정렬한 결과이다. 좌측 그림에서 확인할 수 있는 바와 같이 소득 빈곤 수준과 나머지 두 변수 사이에 전반적인 수준에서 상관성이 관찰되지만, 구간에 따라 상관성에 차이가 있고, 예외적인 집단이 존재함을 알 수 있다. 소득빈곤 수준이 높게 포착된 구간의 경우 물질적 곤궁이나 수급 경험 수준이 오히려 낮은 예외적 경우가 확인되었기 때문이다. 반대로 소득 빈곤 수준은 상대적으로 중간 수준 근처에 머물지만, 물질적 곤궁이나 수급 경험이 높은 집단도 있는 것으로 나타났다. 다만 소득빈곤 수준이 낮은 집단은 물질적 곤궁과 수급 경험 또한 낮게 나타나는 패턴이 나타났다.

소득빈곤 수준이 낮은 구간을 제외하고 나머지 구간에서 물질적 곤궁과 수급 경험과의 관련성이 구간에 따라 차이가 있고 예외적인 경우가 발생하는 것은 다음과 같이 추론할 수 있다. 우선 소득빈곤이 구체적인 빈곤 경험으로 연결되는 과정에서 다양한 외부 요인이 관여할 수 있다. 화폐로 계측된 소득빈곤이 높다고 해도 생활 여건(주택, 가용한 사회서비스 자원 등)이 잘 갖춰져 있다면 실제 빈곤 경험은 완화될

수 있는 것이다. 반대로 소득빈곤이 심한 상황이 아니라 할지라도 주거 환경이 열악하거나, 노동참여로 인하여 가족 구성원 가운데 돌봄이 어려운 상황이 발생한다면 물질적 곤궁을 경험할 가능성이 커질 수 있다. 뿐만 아니라 공공, 민간을 중심으로 지역사회에서 다양한 비현금성 지지체계가 작동하고 있다는 점과 그와 같은 지원 체계의 지역적 불균형이 있을 수 있다는 점은 소득빈곤과 실질적 빈곤 경험인 물질적 곤궁 간의 관련성을 더욱 복잡하게 만들 수 있다. 전반적인 수준에서 보았을 때 소득빈곤과 물질적 곤궁 경험 간 상관계수는 $r = .35(p < .001)$ 로 낮은 수준이었으나 통계적 유의미성은 관찰되었다. 소득빈곤과 수급 경험 간 상관계수는 상대적으로 높은 $r = .65(p < .001)$ 로 나타났다.

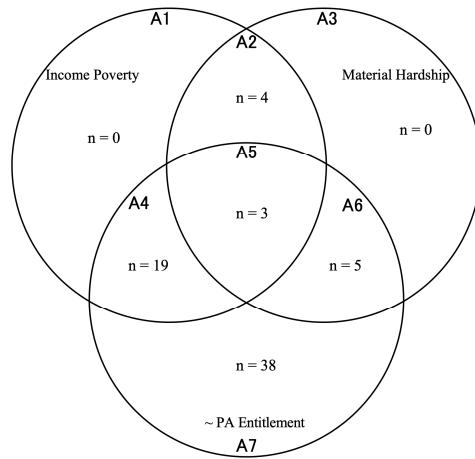
다만 소득빈곤과 기초보장 수급 간 예외적인 패턴이 관찰되는 것은 수급 자격의 발생이 소득 이외에 다양한 조건에 의해서 결정되기 때문으로 이해할 수 있다. 노동소득, 사업소득, 재산소득에 의한 직접적인 수입 이외에도 주택 등의 소유에 따른 환산액을 적용하여 소득인정액을 구하기 때문이다. 아울러 부양의 부자 기준과 같은 조건은 소득빈곤과 수급 수준 간 상관성을 떨어뜨릴 수 있는 것이다. 따라서 물질적 곤궁 경험과 기초보장 수급 간에 관련성이 더 클 수 있음을 예상할 수 있다. [그림]의 우측은 물질적 곤궁 경험 수준을 기준으로 집단을 정렬한 결과를 제시한 것이다. 그림에서 드러나는 바와 같이 물질적 곤궁과 수급 경험은 소득빈곤 수준에 비해서 높은 상관성($r = .76, p < .001$)이 나타났다.



[그림 3] 빈곤 관련 지표 간 비교 막대그래프

3. 빈곤 고위험 집단의 특성

[그림 4]는 세 가지 조건에 따른 빈곤 위험 유형을 대별한 결과를 벤다이어그램으로 제시한 것이다. 그림에서 제시된 바와 같이 소득 빈곤과 물질적 빈곤 수준만 높게 경험하는 집단은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 두 빈곤 경험을 동시에 하는 집단($n=4$)이 포착되었으며, 수급 수준이 낮은 조건까지 포함하여 가장 위기 수준이 높은 집단도 3개 유형이 있는 것으로 나타났다. 가장 많은 유형은 두 가지 빈곤 경험과 수급 경험이 수준이 낮은 비빈곤 집단으로서 총 38개 유형이 나타났다. 다음으로 많은 유형은 소득 빈곤 수준이 높고 수급 수준이 낮은 집단($n = 19$)이었으며, 물질적 곤궁 수준이 높으면서 수급 경험 수준이 낮은 집단은 5개 유형이 있는 것으로 나타났다.



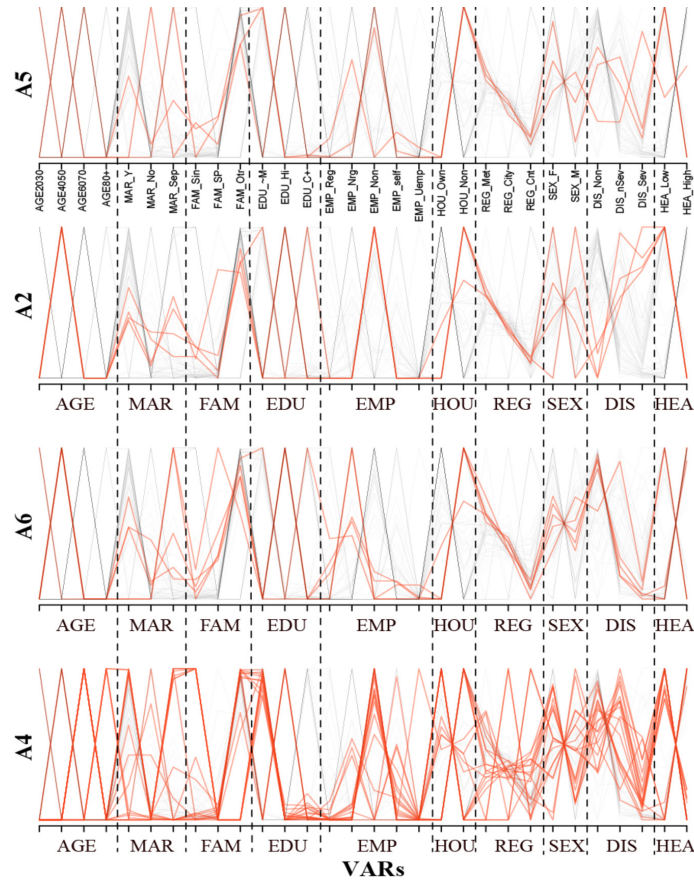
[그림 4] 빈곤 영역별 유형 분포

[그림 5]는 벤다이어그램 영역에 속하는 집단의 특성을 병렬그래프로 제시한 것이다. 가로축은 속성을 세로축은 해당 속성에 속하는 퍼센트를 의미한다. 비교를 위해 해당 영역에 속하는 집단을 진하게 표시하고 기타 집단은 연하게 제시하였다. 다만, 해당 값이 반복되는 경우는 점차 진하게 표시되도록 처리했다. [표 2]는 [그림 5]에서 제시된 정보를 수치 형태로 제시한 것이다. [표 2]의 Chi-square 검증 결과에서 확인할 수 있는 바와 같이 벤다이어그램으로 표현된 빈곤 영역과 개별 특성 간에는 통계적으로 유의미한 수준에서 관련성이 있는 것으로 나타났다.

위험 수준이 가장 높은 A5 영역의 경우 유사한 특성보다는 다양한 집단이 포착되는 것으로 나타났다. 지역(REG)의 경우 광역시 이상(Met), 일반시(City), 농어촌(Cnt) 순으로 비율이 줄어드는 패턴이 유사하게 관찰되지만 이는 A2, A6도 유사하게 나타났다. A5에 속하는 집단의 경우 연령 집단별 비율에서 명확하게 교차되는 양상이 나타나는데, 이는 빈곤 위험이 가장 높은 집단이 연령 특성에 따라 특성이 다양하게 결합될 수 있음을 의미한다. 그러나 일반 가구의 비율이 높다는 점과 자가 소유자가 거의 없는 점, 건강 수준이 낮다는 점은 주요한 특성이라고 할 수 있다. 즉, 빈곤과 관련된 주요 특성을 전반적으로 아우르고 있으면서 도시에서 2세대 이상의 구성원을 지닌 가구를 구성하는 집단이라는 특성이 있다.

수급 경험 비율은 높지만, 화폐적 빈곤과 더불어 실제 물질적 곤궁을 높게 경험하고 있는 A2집단의 경우 장애수준(DIS)와 주관적 건강(HEA)에서 공통적 특성이 있는 것으로 나타났다. 장애 수준이 없음(Non), 경증(nSev), 중증(Sev)로 갈수록 비율이 높아지고 있으며, 주관적 건강의 경우는 대부분 낮음(Low)에 속하는 것으로 나타났다. 한편, 연령(AGE)는 40~50대였으며, 노동시장 참여(EMP)는 대부분 비경제활동인구(Non)인 것으로 나타났다.

소득빈곤 수준이 상대적으로 낮고 기초보장 수급 경험도 적지만 물질적 곤궁을 경험하고 있는 A6 영역에 속한 집단은 장애 속성에서 비교적 일관된 패턴이 나타났지만, 양상은 A2와 반대였다. 즉, 비장애 비율이 가장 높았으며, 경증과 중증의 비율은 낮은 것으로 나타났다. 고용에서도 이 영역에 속한 집단은 대부분 노동시장에 참여하고 있으며, 정규직보다 비정규직 비중이 높은 것으로 나타났다. 연령은 30~40대가 많지만, 일부 집단은 20~30대인 것으로 나타났다.



[그림 5] 빈곤 위험 영역 비교 병렬그림

비수급이지만 화폐적 빈곤을 경험하고 있는 A4 집단은 다양한 속성을 지닌 하위 집단이 포함된 것으로 나타났다. 다만 대부분의 집단이 고등학교 졸업 이하였으며, 상대적으로 비경제활동 인구의 비중이 높은 것으로 나타났다. 연령은 다양하게 분포하고 있는 것으로 나타났으나, 앞에서 살펴본 집단에 비해 연령이 높은 집단의 비중이 컸다.

〈표 2〉 빈곤 영역별 특성 비교

변수	빈곤 영역					
	A2	A4	A5	A6	A7	
Age	2030	0	0.9	12.1	37.8	34.7
	4050	100	1.4	34.8	62.2	42
	6070	0	63.9	53.1	0	23.3
	80+	0	33.8	0	0	0
Chi-square(12) = 11392.0***						
Marriage	Y	43.5	51	18.6	30.8	75.9
	N	16	2.6	15.1	17.1	16
	Sep	40.5	46.4	66.2	52.1	8.1
Chi-square(8) = 4506.6***						
Family	Single	18.7	37.9	9.3	11.9	3.4
	SP	5.1	0.7	5.8	12.1	0.7

변수	빈곤 영역					
	A2	A4	A5	A6	A7	
Others	76.3	61.4	84.9	76	95.9	
Chi-square(8) = 4635.6***						
Education	~Mid	51.2	89.4	87.2	10.6	24.7
	High	39.5	6.7	12.1	83	34.6
	College+	9.3	3.8	0.8	6.3	40.7
Chi-square(8) = 7580.5***						
Emp.	Fulltime	0	0.7	4.5	10.8	31.4
	Part Time	0	6.7	27.5	78.2	18.2
	Inactive	100	71.3	57.7	5.2	30.8
	Self-EMP	0	20.3	8.1	5	18.7
	Unemp	0	1	2.3	0.9	0.9
Chi-square(16) = 5715.3***						
House	Own	8	56.8	0	6.3	69.3
	Non	92	43.2	100	93.7	30.7
Chi-square(4) = 2339.0***						
Region	Metro	57.3	28.6	53.9	54.9	49.3
	City	31.5	35.5	33	37.8	35.6
	Country	11.2	35.8	13.1	7.4	15.1
Chi-square(8) = 1237.2***						
Sex	Female	52.8	63.5	75.3	54.6	49.5
	Male	47.2	36.5	24.7	45.4	50.5
Chi-square(4) = 353.36***						
Dis.	Non	54.7	79.9	80.4	94.4	93.6
	Not-sev.	13.9	12.8	9.8	4.4	3.9
	Sev.	31.5	7.3	9.8	1.2	2.5
Chi-square(8) = 1499.4***						
Health	Low	100	87.1	92.7	27.6	14.3
	High	0	12.9	7.3	72.4	85.7
Chi-square(4) = 9475.8***						

5. 결론

본 연구는 빈곤 위기 수준이 높은 집단 특성을 관찰하기 위해 종단 자료에 대한 트리모형의 적용을 통해 소득 빈곤을 중심으로 예측적 유형화를 시도하였다. 또한 예측적 유형화와 더불어 빈곤 양상에 대한 이해를 위해 화폐적 빈곤, 물질적 곤궁, (비)수급 경험 수준을 복합적으로 고려하여 빈곤 현상의 구체적 양상을 개념화하고자 하였다. 소득 수준을 중심으로 종단 트리모형을 통해 도출된 69개 집단을 위 세 조건에 따라 배치하고 그 특성을 비교 분석했다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 분석을 통해 소득 빈곤과 물질적 곤궁 간에는 약한 수준의 상관성이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 소득 빈곤이 바로 시간에 따른 누적 효과를 통해서 물질적 곤궁으로 이어지기 때문에 비선

형적 관계를 이룬다는 기존 연구의 설명이나(Iceland & Bauman, 2007), 가족주의가 상대적으로 강한 한국 사회에서 비동거 가족을 포함한 친족을 통한 금전적, 비금전적 이전의 효과가 개입하고 있음을 통해 일정 부분 설명이 가능할 것이다. Cox et al.(2000)은 총소득과 사전 이전이 단순 대치(trade-off)나 선형적 관계가 아니라는 점을 지적하면서 부양에서의 이타적 성격이 사전 이전에 관여하고 있음을 검토한 바가 있다. 사전 이전이 비물질적 형태나 생활상의 어려움을 직접적으로 해소하는 방향으로도 이뤄질 수 있음을 생각해 볼 때, 총소득이 낮은 부모가 빈곤 경험을 하지 않도록 지지하는 자녀의 역할 비중이 더 커질 수 있는 것이다. 이는 빈곤 연구에서 소득 빈곤만을 고려할 때 실제 생활에서의 빈곤 경험을 포괄하지 못할 수 있음을 염두에 둘 필요성을 제기한다.

둘째, 화폐적 빈곤, 실질적인 빈곤 경험, 그리고 비수급이라는 제도적인 배제 상황을 모두 경험하고 있는 가장 취약한 집단은 이상성이 높은 특성을 보이는 것으로 나타났다. 이는 이들 집단을 예측하기 위해서는 고도의 정밀한 분석이 요청된다는 것을 의미한다. 이들은 도시에 거주하면서 2세대로 구성된 일반적인 가계를 구성하면서, 노동시장, 건강 등에서 취약한 특성이 있었다. 트리 분석 결과에서 제시된 것과 같이 여기에는 연령대별로 특징을 지니고 여기에 속하는 집단이 있었는데, 연령 구성상 이들이 동일한 가계를 이루고 있는 가능성이 클 수 있다. 자가 소유자가 아닌 도시에 거주하는 50대 이상의 건강상 제약으로 노동이 어려운 부모와 비정규 노동을 하면서 거주를 함께 하는 자녀가 있으면서 상대적으로 여성 구성원이 비중이 높은 가족이 전형적인 성격을 보인다고 할 수 있다.

셋째, 앞에서 제시한 빈곤 고위험 집단을 제외하고 비체계적인 사각지대라고 할 수 있는 집단은 화폐적 빈곤 수준은 상대적으로 낮으나 실질적인 빈곤 경험과 더불어 수급 경험이 낮은 집단이었다. 이들의 주요 특성은 근로빈민의 성격을 주로 따르는 것으로 판단된다. 이들은 주로 40~50대로 비정규 노동을 특징으로 하고 있었다. 주로 도시에 거주하면서 자가 소유가 거의 없다는 점은 최고 취약 집단과 유사했다. 이들의 다수는 부모-자녀 가구를 형성하고 있으나, 다른 영역에 비해 상대적으로 한부모 가구의 비중이 높은 특성을 함께 나타냈다. 이는 미국 사회를 대상으로 한 Buman(2002)의 연구에서 한부모 가구의 경우 노동시장의 참여가 실질적인 빈곤 경험 완화에 미치는 효과가 상대적으로 낮다는 관찰 결과와 유사한 맥락을 지니고 있다. 즉, 자녀 양육에 따른 노동시장 참여 유인은 큰 가운데, 일정한 근로 소득을 확보하지만 동시에 수급권의 제약 경험 및 실질적인 빈곤 경험의 완화는 충분히 이뤄지지 않는 것이다. 이는 한부모 가구가 노동과 가사, 돌봄의 동시 수행에 어려움이 크고, 가족 해체 이후 생활 유지를 위한 자원 확보에서 어려움을 경험하고 있기 때문으로 파악된다.

넷째, 수급 경험은 비교적 많지만, 화폐적 빈곤과 더불어 물질적 곤궁을 동시에 경험하는 “보장 불충분 집단”의 특성도 살펴보았다. 해당 집단은 주로 장애 경험의 비중이 높고 주관적 건강 또한 대부분 낮은 수준을 보였다. 해당 집단은 대부분 경제활동을 하지 않는 상태라는 특징도 있었다. 집단 특성에 의해 기초보장 수급의 기회는 있지만, 급여의 수준과 더불어 실질적인 생활상의 어려움을 극복하기 위한 서비스가 부족한 집단으로 생각할 수 있다. Sen(1979)은 화폐로만 계측된 빈곤은 한 집단 내에서 개인 간 존재할 수 있는 행동상의 제약 요소를 무시하는 한계가 있음을 지적했다. 이는 동일한 경제적 자원으로도 실제 빈곤 경험에 대응할 수 있는 개인의 역량과 사회적 차별 구조에 따라 그 효과가 달라질 수 있음을 지적한 것으로 해석할 수 있다. 본 연구에서 도출한 보장 불충분 영역에 속하는 집단은 이런 측면에서 불리한 위치에 속한 집단과 관련된 것으로 보인다. 동일한 화폐적 자원을 가지고 효용을 창출하는 개인적 역량과 사회적 제약이 존재하는 상황 속에서 이들 집단은 빈곤에 대한 취약성이 커지는 것이다.

본 연구의 분석 결과를 토대로 몇 가지 정책적 함의를 도출하면 다음과 같다. 첫째, 최근 다양하게 진행되고 있는 취약 집단에 대한 예측 모형에서 정교화가 필요하다는 점이다. 정교화는 빈곤에 대한 개념화

와 분석 알고리즘 및 데이터 확보라는 차원에서 각각 고민할 필요가 있다. 예측 모형과 데이터가 아무리 향상된다고 해도 빈곤 현상을 규명하는 적절한 개념화가 되어있지 않다면 예측 결과의 질을 높이는 일은 어려울 수 있다. 본 연구는 화폐적 빈곤, 물질적 곤궁, 비수급이라는 빈곤 현상을 둘러싸고 있는 가용한 물질 자원, 실질적인 빈곤 경험, 정책적 개입이라는 속성을 고려하여 빈곤 현상의 개념화를 시도하고자 하였다. 추후 우리 사회의 실정에 더욱 적합한 높은 수준의 개념화가 이뤄진다면 하루가 다르게 축적되고 있는 행정 데이터와 빠른 발전을 보이는 분석 알고리즘의 결합을 통해 더욱 고도화된 작업을 할 수 있을 것으로 기대한다.

둘째, 본 연구의 개념화를 통해 도출된 빈곤 영역(유형)은 각기 고유한 특징이 있다는 점을 확인할 수 있었다. 따라서, 어떠한 빈곤이나를 중심으로 개입 전략 또한 다양하게 마련할 필요가 있다. 가장 취약한 특성을 보였던 집단은 가족 해체 이전에 불안한 모습으로 가족을 유지하면서 건강, 고용 등에서 어려움을 겪고 있는 집단이었다. 또한 다른 집단에 비해 비교적 그 특성을 파악하기 까다로운 면도 있었다. 이들 집단은 그들이 경험하고 있는 어려움이 명시적으로 드러나기 전에 눈에 띄지 않을 가능성이 크다는 점도 고려할 필요가 있다.

또 다른 비체계적인 사각지대를 이루고 있는 집단은 근로 빈곤 집단이었다. 고용의 불안정성이 포착되지만 노동 시장에 참가하고 있는 이들이 자신의 노동을 통해서 빈곤 위험을 극복할 수 있도록 노동 시장 전반에 걸쳐 변화가 있어야 할 것이다. 특히, 저숙련 서비스 일자의 상대적인 비중 확대와 플랫폼 노동의 확산으로 인한 새로운 변화는 저임금 노동자에게 큰 도전으로 다가오고 있다. 이와 같은 변화는 기술적 변동에 동반되는 것으로 정책 개입을 통해서 근본적인 방향 전환이 어렵다는 특징이 있다. 따라서 변화하는 노동 시장 환경에 맞는 근본적인 사회보장 제도의 개편이 요청될 수밖에 없을 것이다.

수급 경험은 일정하게 있으나 물질적 자원의 확보와 실질적인 빈곤 경험 모두에서 어려움을 경험하는 불충분 영역에 속하는 집단은 주로 장애나 건강상의 어려움이 있는 집단이었다. 해당 집단은 개인적 특성과 사회적 제약으로 인하여 경제적 자원을 필요한 효용으로 변환함에 어려움을 경험할 수 있다. 따라서 이들의 경우는 현금 급여 이외에 실질적인 생활상의 욕구를 해결하는 서비스 급여의 확대가 빈곤 경험을 효과적으로 줄이는 데 도움이 될 것으로 판단된다.

본 연구는 빈곤과 관련해서 “예측”이라는 용어가 활발히 논의되는 가운데 빈곤의 개념화와 트리 모형을 활용한 예측적 유형화라는 데이터 기반 접근을 결합하여 한국 사회의 빈곤 양상을 포괄적으로 조망하고자 하였다. 또한 패널 자료의 장점을 활용하기 위해 트리 모형을 종단 자료에 응용하는 시도를 하였다. 본 연구에서 시도한 빈곤에 대한 개념화와 예측 모형 및 자료 구성은 탐색적 성격이 강하다. 추후 연구를 통해서 고도화를 기대할 수 있을 것이다. 그러나 빈곤 현상에 대한 어떤 예측도 타당한 개념화와 데이터의 정보를 최대한 활용하는 효과적인 알고리즘의 결합이 고유하게 중요하다는 본 연구의 주장은 유효하리라 생각한다.

참고문헌

- 김주희, 유정원, 송인한. (2015). 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향: 연령의 조절효과 분석. 보건사회연구, 35(3), 42 - 70.
- 여유진. (2020). 물질적 박탈이 우울에 미치는 영향: 생애주기별·박탈영역별 효과를 중심으로. 보건사회연구, 40(2), 60 - 84.
- 탁장한, 박정민. (2017). 과중채무자의 사회경제적 박탈에 관한 연구. 사회복지연구, 48(2), 173 - 201.
- Alkire, S., Foster, J. (2011). Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. *The Journal of Economic Inequality*, 9(2), 289 - 314.
- Bauman, K. J. (2002). Welfare, Work and Material Hardship in Single Parent and Other Households. *Journal of Poverty*, 6(1), 21 - 40.
- Beverly, S. G. (2001). Measures of Material Hardship. *Journal of Poverty*, 5(1), 23 - 41.
- Cox, D., Hansen, B. E., Jimenez, E. (2004). How responsive are private transfers to income? Evidence from a laissez-faire economy. *Journal of Public Economics*, 88(9), 2193 - 2219.
- Hothorn, T., Hornik, K., Zeileis, A. (2006). Unbiased Recursive Partitioning: A Conditional Inference Framework. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 15(3), 651 - 674.
- Iceland, J., & Bauman, K. J. (2007). Income poverty and material hardship: How strong is the association? *The Journal of Socio-Economics*, 36(3), 376 - 396.
- Kundu, M. G., & Harezlak, J. (2019). Regression trees for longitudinal data with baseline covariates. *Biostatistics & Epidemiology*, 3(1), 1 - 22.
- Madan, G Kundu (2020). LongCART: Recursive Partitioning for Longitudinal Data and Right Censored Data Using Baseline Covariates. R package version 2.0.
- R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Sen, A. (1979). Issues in the Measurement of Poverty. *Scandinavian Journal of Economics*, 81(2), 285 - 307.
- Sen, A. (1980). Equality of What? In S. McMurrin (Ed.), *Tanner Lectures on Human Values* (pp. 197 - 220). Cambridge: Cambridge University Press.

