

• **LIVE ON AIR**

※ 이번 학술대회는 현장 청중없이 온라인으로만 생중계 합니다.
관심있는 분들의 많은 시청 바랍니다.

2022년 한국복지패널 학술대회

The **2022 KOWEPS**(Korea Welfare Panel Study) Conference

일 시 2022년 9월 29일(목)

개최방식 온라인 생중계  YouTube 한국보건사회연구원 채널

주 최 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

공동주최 한국사회정책학회, 한국사회보장학회,
한국사회복지연구회, 한국사회복지정책학회,
한국사회복지학회, 한국조사연구학회,
한국아동복지학회



PROGRAM

11:00~12:00 Session 1

정신건강

좌장: 강상경(서울대학교)

제1주제

1. 기혼여성의 우울과 일-가정 양립 어려움 인식에 관한 종단 연구
 - 발표 : 김태연(충남대학교)
 - 토론 : 전진아(한국보건사회연구원)
2. 코로나19 전후 청년 우울 변화궤적과 영향요인
 - 발표 : 배정희(성균관대학교)
 - 토론 : 유민상(한국청소년정책연구원)

건강

좌장: 강희정(한국보건사회연구원)

제2주제

1. 주거특성이 성인의 건강에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구
 - 발표 : 조영민(이화여자대학교), 한경훈(서울대학교), 김석주(대구대학교)
 - 토론 : 양경은(성공회대학교)
2. 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계
 - 발표 : 최창용(가천대학교)
 - 토론 : 이하나(울산대학교)

노인

좌장: 전용호(인천대학교)

제3주제

1. 충분한 사회적(공식/비공식) 돌봄은 노인의 AIP를 지속시키는가?
 - 발표 : 현다운, 박윤정, 남일성(성공회대학교)
 - 토론 : 김정현(서울시복지재단)
2. 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계: 지역별 비교
 - 발표 : 권혁창(경상국립대학교), 장성현(연세대학교)
 - 토론 : 염동문(창신대학교)

13:10~13:15	개회사 이태수(한국보건사회연구원 원장)
13:15~13:20	축사 한동우(한국사회복지학회 회장)
13:20~13:30	대학원생 우수논문 시상식 시상 홍백의(서울대학교 사회복지연구소 소장)
13:30~13:40	한국복지패널 소개 정은희(한국보건사회연구원 연구위원)
13:40~15:10	특별강연: 한국복지패널 조사를 활용한 생애사 연구: 시퀀스 분석과 그 확장 노법래 교수(세명대학교)

15:20~16:50

Session 2

아동

좌장: 이봉주(서울대학교)

제1주제

1. 고등학생의 학업스트레스와 삶의 만족도: 심리사회적 학교 환경의 매개 효과
 - 발표 : 이상정, 김지민(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 유민상(한국청소년정책연구원)
2. 다차원적 빈곤이 아동발달에 미치는 영향
 - 발표 : 정익중, 이승진, 안선경(이화여자대학교)
 - 토론 : 정선영(인천대학교)
3. 아동·청소년기 중요타인과의 사회적 관계가 학업성취 및 학교적응에 미치는 효과 종단분석
 - 발표 : 곽수란(고구려대학교)
 - 토론 : 이기종(국민대학교)

빈곤 및 불평등

좌장: 정원오(성공회대학교)

제2주제

1. 대안적 소득보장제도가 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향
 - 발표 : 이원진(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 문혜진(서울시복지재단)
2. 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향: 성별, 연령, 빈곤에 따른 이중차이분석 연구
 - 발표 : 한창근, 맹성준(성균관대학교)
 - 토론 : 남재현(부산대학교)
3. COVID-19 유행이 소득수준에 따른 의료이용 불평등에 미친 영향
 - 발표 : 김태현, 신영전(한양대학교)
 - 토론 : 김동진(한국보건사회연구원)

코로나19와 삶의 질

좌장 : 정해식(한국보건사회연구원)

제3주제

1. 코로나19와 아동의 정신건강: 아동기 비경제적 사회적 배제를 중심으로
 - 발표 : 김소은(부스르기사랑나눔회), 김지선(한국사회보장정보원), 정수정(신라대학교)
 - 토론 : 주영선(명지대학교)
2. 초·중·고 아동의 방과후 자기보호시간과 주관적 행복감과의 관계: 빈곤과 비빈곤 비교
 - 발표 : 오수경(이화여자대학교), 김서현(전북대학교), 양은별(포틀랜드주립대학교), 정익중(이화여자대학교)
 - 토론 : 남성희(차의과학대학교)
3. 한국 사회 삶의 질의 객관적 조건과 주관적 인식 변화의 추이와 상호연관성
 - 발표 : 박호준, 박정민(서울대학교)
 - 토론 : 최유석(한림대학교)

17:00~18:10

Session 3

노동

좌장: 이병희(한국노동연구원)

제1주제

1. 일자리 특성과 사회적 위험
 - 발표 : 김현경(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 이승호(한국노동연구원)

대학원생

좌장: 정은희(한국보건사회연구원)

제2주제

1. 우울감 예측요인에 관한 연구: 코로나19와 머신러닝 방법론을 중심으로
 - 발표 : 홍민준(서울대학교 행정대학원 박사과정)
 - 토론 : 오미애(한국보건사회연구원)
2. 복지태도 유형화 및 응답 간 일관성 검토 연구
 - 발표 : 김재현(연세대학교 사회학과 박사과정)
 - 토론 : 양종민(서울대학교 사회발전연구소)
3. 차별적 구조의 빈곤 원인 인식: 정치적 이념과 정부 지출 지지 사이의 도식적 차이
 - 발표 : 김일송(고려대학교 사회학과 석사과정)
 - 토론 : 정해식(한국보건사회연구원)

CONTENTS

Session 1

[제1주제] 정신건강

1. 기혼여성의 우울과 일-가정 양립 어려움 인식에 관한 종단 연구 3
2. 코로나19 전후 청년 우울 변화궤적과 영향요인 21

[제2주제] 건강

1. 주거특성이 성인의 건강에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구 49
2. 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계 73

[제3주제] 노인

1. 충분한 사회적(공식/비공식) 돌봄은 노인의 AIP를 지속시키는가? 93
2. 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계: 지역별 비교 117

Session 2

[제1주제] 아동

1. 고등학생의 학업스트레스와 삶의 만족도: 심리사회학적 학교 환경의 매개 효과 135
2. 다차원적 빈곤이 아동발달에 미치는 영향 147
3. 아동·청소년기 중요타인과의 사회적 관계가 학업성취 및 학교적응에 미치는 효과 종단분석 175

[제2주제] 빈곤 및 불평등

- 1. 대안적 소득보장제도가 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향 199
- 2. 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향: 성별, 연령, 빈곤에 따른
 이중차이분석 연구 217
- 3. COVID-19 유행이 소득수준에 따른 의료이용 불평등에 미친 영향 245

[제3주제] 코로나19와 삶의 질

- 1. 코로나19와 아동의 정신건강: 아동기 비경제적 사회적 배제를 중심으로 265
- 2. 초·중·고 아동의 방과후 자기보호시간과 주관적 행복감과의 관계:
 빈곤과 비빈곤 비교 289
- 3. 한국 사회 삶의 질의 객관적 조건과 주관적 인식 변화의 추이와 상호연관성 311

Session 3

[제1주제] 노동

- 1. 일자리 특성과 사회적 위험 335

[제2주제] 대학원생

- 1. 우울감 예측요인에 관한 연구: 코로나19와 머신러닝 방법론을 중심으로 349
- 2. 복지태도 유형화 및 응답 간 일관성 검토 연구 363
- 3. 차별적 구조의 빈곤 원인 인식: 정치적 이념과 정부 지출 지지 사이의
 도식적 차이 383

[제1주제]

정신건강

-
1. 기혼여성의 우울과 일-가정 양립 어려움 인식에 관한 종단 연구
 2. 코로나19 전후 청년 우울 변화궤적과 영향요인

기혼여성의 우울과 일-가정 양립 어려움 인식에 관한 종단 연구

Longitudinal Study of Depressed Symptoms and Work-family Balance Perception among Married Women

김태연(충남대학교 사회복지학과)

본 연구는 코로나 19를 전후로 기혼여성의 우울감이 시간에 따라 어떻게 변화하였는지를 종단적으로 살펴보고 시간에 따른 우울 변화에 개인 차이가 존재하는지, 우울감의 변화궤적에 영향을 주는 개인 특성으로서 일-가정 양립 어려움의 인식은 어떠한 역할을 하는지 분석하였다. 연구모형 분석을 위해 한국복지패널 데이터 중 2019년부터 2021년까지 조사된 14~16차 종단자료를 활용하여 다층종단분석을 시행하였다. 주요 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 최근 3년 간 기혼여성의 우울감은 시간 경과에 따라 유의미하게 증가하였다. 둘째, 기혼여성의 우울감 변화궤적에는 개인차가 존재하였다. 셋째, 일-가정 양립 어려움에 대한 인식이 높은 기혼여성들은 그렇지 않은 기혼여성들에 비해 우울감이 가파르게 증가하였다. 본 연구 결과는 코로나 19 이후 최근 3년 간 기혼여성의 우울감 변화궤적에 대한 일-가정 양립 어려움 인식의 조절효과를 확인함으로써 일-가정 양립에 대한 어려움 완화가 기혼여성의 정신건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사해 주며, 기혼여성의 일-가정 양립과 정신건강을 지원할 제도적·정책적 방향을 제시하고자 한다.

제1절 서론

작금의 코로나 19와 같은 재난 상황은 인류의 신체건강뿐만 아니라 정신건강을 더욱 위협하고 있다. 통계에 따르면 코로나 19 이후 세계 각국의 우울증과 불안증 유병률이 두 배 이상 증가하였다(OECD, 2021). 감염병에 대한 두려움과 공포감을 느끼고, 고강도의 거리두기 및 자가격리 등으로 외부활동과 대인관계가 줄어들어 무기력감을 느끼기도 하며, 가족 구성원 간의 갈등 심화로 스트레스를 받는 등 코로나 19로 인한 각종 심리적인 어려움을 경험하기도 한다. 정신건강 위험요소와 회복탄력성은 연령, 성별, 고용상태, 사회경제적 지위 등 집단에 따라 차이를 보이는데(OECD, 2021), 팬데믹 상황에 따른 거시적 환경의 변화는 전통적인 사회경제적 취약계층을 확대·재생산할 뿐만 아니라 새로운 형태의 취약계층을 양산하고 있다. 특히, 코로나 19로 인해 일상의 큰 위기를 겪고 이에 대한 구체적 적응이 절실히 요구되는 집단 중 하나가 바로 기혼여성이다. 그러나 코로나 19 상황에서 아동, 청소년, 노인, 대학생, 노숙자 등 다양한 집단의 정신건강에 관한 연구가 활발히 이루어지고 있는 데 반해, 기혼여성의 우울 및 정신건강에 중점을 둔 연구는 매우 제한적이다.

코로나 19 상황 전후 기혼여성의 정신건강을 살펴본 연구들은 주로 미취학 및 취학아동 자녀를 둔 여성 또는 맞벌이 가정의 여성에 한정되는 경향이 있다. 자녀를 둔 여성을 대상으로 한 연구들은 주로 양육

스트레스 문제와 돌봄의 문제를 다루고 있는데, 공적 돌봄체계의 작동이 중단된 상황에서 가정 내 돌봄과 자녀 양육, 그리고 가사노동의 부담이 급격히 증가하여 기혼여성들은 더 높은 수준의 양육 및 돌봄 스트레스를 경험하게 되고(김성현, 2021), 이는 더 높은 수준의 심리적 스트레스, 우울 및 불안 등 부정적 감정을 초래하여 심각한 정신건강 문제로 이어질 수 있다고 보고하였다(진미정·성미애·손서희·유재언·이재람·장영은, 2020). 맞벌이 가정의 여성을 대상으로 한 연구들은 주로 코로나 19 이후 일-가정 양립 경험의 변화와 가사노동 분담 등의 문제에 초점을 맞추어 수행되었는데, 이전에 비해 돌봄 시스템을 이용할 수 있는 기회가 확연히 줄어든 상황에서 여성은 다중역할 부담을 느끼고 일-가정 양립의 어려움이 증가하였다고 보고되었다(최보운·방지원·유성경·김수영, 2022). 감염병 확산으로 인한 위기감, 실직 및 경제 상황의 악화, 공적 돌봄체계의 중단으로 인한 자녀 양육 및 가사노동 부담, 일과 가정 두 영역에서의 책임으로 인한 부담감, 일-가정 양립의 어려움 등으로 기혼여성들은 불안과 우울 등 정신건강 문제에 더욱 취약해졌다(노혜진, 2022)고 볼 수 있겠다.

최근 한국 사회는 여성의 교육 수준이 높아지고 여성의 노동시장 진출이 늘어나는 등 기혼여성들의 사회경제적 역할이 매우 중요해지고 있다. 최근 통계청이 발표한 「지역별 고용조사」와 「경제활동 인구조사」에 따르면 2020년 기준 전국 유배우 가구 중 맞벌이 가구의 비율은 45.4%였으며, 여성 경제활동 참가율은 2012년 50.1%에서 2021년에는 53.3%로 지속적으로 증가하고 있다(통계청, 2021). 그러나 이처럼 여성들의 사회경제적 참여가 늘어남에도 불구하고 우리 사회에서 남성은 생계부양자, 여성은 가사 및 자녀 양육 담당자라는 성역할 분업구조는 여전히 이어지고 있다. 맞벌이 가정이 증가함에도 여전히 여성은 가정 내에서 가사 및 돌봄의 일차적 역할을 수행하기를 기대받는다(최유정·최미라·최셋별, 2018). 여성들의 교육 수준과 노동시장 참여, 소득 등은 상승하였으나 우리 사회와 직장 내에는 여전히 성차별과 유리천장이 존재하고, 가정 내에는 가사와 양육, 노부모 돌봄 등의 책임을 여성에게 전적으로 맡기는 환경이 존재한다. 이에 결국 여성들은 생산과 재생산 노동의 이중부담을 지게 되어 끊임없이 일과 가정 사이에서 갈등과 어려움을 겪게 된다. 기혼여성들에게 일과 가정의 갈등 혹은 불균형은 개인의 효과적인 기능과 심리적 안녕에 부정적인 결과를 초래한다(Guest, 2002). 일-가정 양립의 어려움이 크다고 인식할수록 우울감이 증가하고(조혜정·오영란·박정혜, 2022), 주관적 건강상태가 악화되는 것으로 나타났다(김경륜·조가영·한운영·김주영, 2014). 기혼여성의 우울은 여성 개인뿐만 아니라 가족 구성원의 정신건강에도 부정적인 영향을 미칠 수 있으며(Brown, Doom, Lechuga-Peña, Watamura, and Koppels, 2020; Calvano, Engelke, Di Bella, Kindermann, Renneberg, and Winter, 2020; Calvano, Engelke, Di Bella, Kindermann, Renneberg, and Winter, 2021), 가족 구성원과의 갈등 심화로 인한 가족해체 등의 문제를 초래할 수도 있다(김소정, 2013). 여성의 노동시장 진출 증가라는 사회경제적 변화 및 흐름 속에서 여전히 가사노동 및 자녀양육이 여성의 일이 되어버리는 사회적 현실과 인식은 기혼여성과 가족, 더 나아가 우리 사회에 여러 측면에서 부정적인 결과들을 초래하게 되는 것이다.

상기된 기혼여성의 정신건강과 일-가정 양립에 관한 선행연구들에서는 기혼여성의 우울감의 다양한 영향요인을 횡단적으로 분석하였다는 한계가 발견된다. 특히, 코로나 19가 기혼여성에게 끼친 변화와 추이를 살펴보기 위해서는 종단적 설계가 필요하다고 할 수 있겠다. 또한, 대부분의 연구에서 연구대상이 자녀가 있는 여성, 혹은 여성 근로자로 한정되었기에 본 연구는 일반적인 기혼여성을 연구대상으로 설정하고자 한다. 이에 따라 본 연구는 기혼여성들의 정신건강, 그 중에서도 특히 정신건강 상태를 측정하는 대표 변인들 중 하나인 우울감에 초점을 맞추어 코로나 19 발생 이전 시점부터 현재까지 최근 3년 간 기혼여성의

우울 변화궤적을 중단적으로 분석하고, 우울감의 변화궤적에 영향을 주는 조절변수로서 일-가정양립 어려움의 인식을 중심으로 살펴보고자 한다. 코로나 19 이후 기혼여성의 우울감이 어떻게 변화하였는지, 우울감의 변화궤적에 개인차가 존재하는지, 우울감의 변화궤적에 일-가정양립의 어려움 인식이 영향을 주는지를 파악하고자 한다. 이를 통하여 기혼여성의 심리적 안녕과 정신건강 향상을 위한 방안을 마련하는 데에 본 연구의 의의가 있다.

제2절 이론적 배경

1. 기혼여성의 정신건강 및 우울

일반적으로 우울 증상은 성별에 따라 그 유병률에 큰 차이를 보이는데, 시대적 변화에 상관없이 어느 문화권에서나 보편적으로 여성이 남성에 비해 우울증의 위험이 더 높은 것으로 알려져 있다(안정현·이단비·남진영, 2022; 한인영·홍선희, 2011). 우리나라에서도 주요우울장애 1년 유병률에 있어 여성이 남성보다 2배 이상 높은 것으로 나타났다(보건복지부, 2021). 우울증에 있어 남녀 간의 격차가 가장 큰 나이 구간은 30~39세로 이 나이대의 여성 우울증 진료환자가 남성 진료환자 수의 2.5배에 달한다(공미혜·이진숙·성정현·한정원, 2020).

우울감은 정신건강 상태를 측정할 수 있는 대표적인 변인으로서 여성과 남성의 우울증 격차의 원인에 대해서는 다양한 설명이 이루어져 왔다. 선행연구들에 의하면 여성이 남성과 비교하여 우울증에 더 취약한 이유는 호르몬의 변화, 임신 및 출산 경험, 사회문화적 스트레스, 성역할 차이, 사회불평등 등 매우 다양하다. 중년여성의 경우, 건강 문제, 갱년기 증상, 여성의 환경(폐경) 등의 신체적 변화와 자녀의 독립, 배우자의 은퇴 등으로 인한 역할변화 및 스트레스 등이 우울증에 큰 영향을 미치는 것으로 보고되었다(한미정·이지현, 2013; 안정현 외, 2022). 자녀가 결혼이나 독립을 하는 경우 어머니로서의 역할이 줄어들게 되고 이는 침체감, 외로움, 우울 등의 심리적 어려움으로 이어진다(신기영·옥선화, 1997). 가정 내에서 중심적인 역할을 하기를 기대받아 온 기혼여성들이 중년기에 접어들며 자녀와의 유대감 약화 등 가족관계의 변화로 인해 상실감과 우울감을 겪게 된다(박혜경·최태산, 2012). 또한, 기혼여성의 우울감에 영향을 미치는 다양한 요인들을 성평등적 관점에서 살펴본 연구들도 다수 존재한다. 많은 국내 선행연구들은 여성에게 기대되어 온 전통적 성역할이 기혼여성들의 우울감에 영향을 주고 있음을 시사하고 있다. 기혼여성들의 경우 가사노동과 자녀 양육 및 돌봄의 과도한 부담, 남성과 여성에 기대하는 성역할 차이, 결혼과 출산을 겪으며 발생하는 노동시장에서의 경력단절 등이 우울 현상의 원인으로 확인되어 왔다.

우울증에 관한 통계에 따르면 여성의 경우에는 미혼보다 기혼자일 경우 유병률이 더 높은 반면, 남성의 경우에는 여성과 다르게 결혼한 남성보다 결혼하지 않은 혼자 사는 남성이 우울증에 걸릴 가능성이 큰 것으로 알려져 있다(통계청, 2021). 이는 결혼으로 인해 남성과 여성이 서로 상반된 사회적, 문화적 책임 및 역할을 기대받게 되고 그것이 우울과 관련하여 남녀 간에 상반된 결과를 초래함을 의미한다(한인영·홍선희, 2011). 한국 사회에서 가사노동과 자녀 양육, 배우자 및 노부모 부양 등의 부담은 주로 기혼여성에게 가해진다. 여성들은 주로 가정 내 돌봄 노동을 무급으로 수행하는데 이들의 돌봄 노동은 사회적으로 제대로 인정받지 못한다. 가정에서 행해지던 사적 돌봄 노동이 현대 복지국가에서는 사회서비스라는 이름으로 공적·사회적 영역에서도 행해지고 있지만, 그 영역 또한 대부분 여성이 수행하며, 이 노동에 대한 가치는

사회적으로 낮은 수준이다. 아이돌보미나 요양보호사 등의 돌봄 노동이 중년여성의 저임금 직종으로 자리를 잡은 것이 그 예이다. 기혼여성들이 과거에는 사적 영역인 가족 안에서 가사노동과 돌봄을 제공하였다면, 이제는 사적 영역뿐만 아니라 공적 영역에서도 각종 가사노동과 돌봄 노동을 수행하고 있는 것이다(송다영, 2019). 이처럼 기혼여성들은 여전히 가정 및 사회 전반에서 돌봄의 책임자 역할을 기대받고 있으며, 가부장제의 속성이 가족 내뿐만 아니라 공공영역에도 유지됨으로써 성적 불평등은 더욱 강화된다. 이러한 상황과 환경은 기혼여성들의 정신건강 유지 및 심리적 위안, 삶의 질 향상을 더욱 어렵게 만든다.

이에 더하여, 최근 코로나 19로 인한 팬데믹 상황이 겹치며 기혼여성들은 더욱더 정신건강 문제에 취약한 상황에 놓이게 되었다. 국내외 선행연구에서 코로나 19로 인한 스트레스는 남성에게 비해 여성이 훨씬 높은 수준을 보이는 것으로 나타났다(Adisa, Aiyenitaju, and Adekoya, 2021; Shockley, Clark, Dodd, and King, 2021; 김성현, 2021; 조숙인, 2021). 코로나 19 감염 사태로 인해 사회적 거리두기, 비대면 수업 및 재택근무가 시행되면서, 돌봄이 필요한 자녀가 있는 가정의 경우 가정 내에서 돌봄을 전적으로 감당해야 하는 등 많은 어려움을 겪게 되었다(정익중·이수진·강희주, 2020). 공교육과 공적 돌봄체계가 중단되어 교육과 돌봄의 책임이 전적으로 가족의 책임으로 돌아가는 재가족화 현상이 일어나면서 다양한 문제들과 취약한 대상이 생겨나는데(노혜진, 2022), 특히 가정 내에서 독박육아를 떠맡게 된 양육자, 주로 기혼여성들이 그 대상이 될 가능성이 높아진 것이다. 비대면 수업과 재택근무가 확대되어 모든 가족이 온종일 집에 머무르게 되며 소위 ‘돌밥돌밥(돌아서면 밥 차리고 돌아서면 밥 차리고)’이라는 신조어가 생겨날 만큼 기혼여성의 가사와 돌봄 부담은 더욱 커져 버렸다. 코로나 19 이후 돌봄과 가사노동 책임이 가중된 기혼여성들은 더 높은 수준의 양육 및 돌봄 스트레스를 경험하게 되고(김성현, 2021), 이는 더 높은 수준의 심리적 스트레스, 우울 및 불안 등 부정적 감정을 초래하여 심각한 정신건강 문제로 이어질 수 있다(진미정의, 2020). 감염병 확산으로 인한 위기감, 실직 및 경제 상황의 악화, 공적 돌봄체계의 중단으로 인한 자녀 양육 및 가사노동 부담, 일과 가정 두 영역에서의 책임으로 인한 일-가정 양립의 어려움 등으로 불안과 우울 등 정신건강의 악화가 나타난다고 보고되고 있다(노혜진, 2022).

이외에도 기혼여성의 우울에 영향을 미치는 다양한 요인들 중의 하나로 가구소득 및 빈곤이 강조되는데, 빈곤 상태일 경우 빈곤하지 않은 여성에 비해 우울 수준이 더 높은 것으로 알려져 있으며(이연정·최은실, 2019), 일부 연구에서는 장기적이고 반복적으로 빈곤을 경험한 기혼여성일수록 더 우울하다고 지적하고 있다(이미주·송인한, 2021). 자녀의 연령 또한 기혼여성의 우울에 영향을 미치는데, 자녀의 연령이 어릴수록 양육 스트레스와 우울감 수준이 높은 것으로 나타났다(김민선·주수산나, 2021).

기혼여성의 우울을 악화시키는 다양한 요인들에 충분히 대처하지 못할 경우 개인적인 우울감, 낮은 삶의 만족도, 낮은 자아정체감 등 심리적 불안정을 겪게 된다. 기혼여성의 우울은 여성 개인뿐만 아니라 가족 구성원의 정신건강, 가족 구성원 간의 관계 등에도 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높으며(Brown et al., 2020; Calvano et al., 2021) 더 나아가 가족 구성원과의 갈등 등으로 가족해체 등의 문제를 초래할 수도 있다는 점(김소정, 2013)에서 기혼여성의 우울 및 정신건강 문제는 중요하게 논의될 필요가 있다.

2. 일-가정 양립 어려움의 인식과 우울

일-가정 양립은 일터와 가정 두 영역의 생활이 균형 잡힌 채 유지되는 것을 의미하며 일-가정 균형(work-family balance), 일-생활 균형(work-life balance) 등의 용어로도 불린다. 일-가정 양립의 개념은 다

양하게 정의되는데, 대표적으로 클라크(Clark, 2000)는 일-가정 양립을 역할 갈등이 최소화되어 직장과 가정에서 만족스럽고 잘 기능하는 상태로 정의하였다. 일/가정 경계이론(Work/family border theory)(Clark, 2000)에 의하면 개인들은 일과 가정의 두 영역 사이를 일상적으로 넘나들며 생활하고, 두 영역을 병행하면서 생기는 여러 요소들을 관리 및 협상하면서 두 영역의 균형을 찾아간다고 하였다.

일터와 가정에서 수행하는 역할이 양립하지 못해 발생하는 일-가정 갈등에 관한 연구들은 주로 객관적인 역할 수행 정도에 초점을 맞추어 여성들이 이중부담으로 인해 일-가정 갈등을 더 많이 경험하는 현실을 드러내고 있다(장유나·윤미리·홍세희, 2020). 일-가정양립 갈등은 주로 역할의 충돌에 의해 일어나며, 두 가지 역할을 동시에 수행하기 어려워 발생하는 시간제한에 의한 갈등, 일과 관련한 압박에 의한 스트레스로 인해 다른 역할 수행에 영향을 미치는 압박에 의한 갈등, 주변에서 기대하는 한 역할에 대한 행동이 다른 역할의 행동과 대립하여 발생하는 행동에 의한 갈등으로 구분된다(Greenhaus and Beutell, 1985). 한편, 최근의 연구들은 객관적인 역할 수행 정도뿐만 아니라 역할 수행에 대한 개인의 평가적, 주관적 차원 또한 일-가정 갈등에 유의미한 영향을 주는 요인임을 보여준다(장유나 외, 2020). 예를 들어, 실제 가사 역할 수행 정도보다도 여성의 가사분담 만족도가 여성의 일-가정 양립에서 중요한 요소라고 보며(손영미·박정열, 2015), 가사노동을 하는 객관적 시간량이나 노동의 양뿐만 아니라 이에 대한 주관적 인식이 일-가정 갈등의 주요 영향요인으로 강조되고 있다(최유정·최미라·최새별, 2018).

기존 선행연구들의 결과에 따르면 기혼여성의 우울감에 대해 가장 강력한 영향력을 행사하는 요소 중 하나가 바로 일-가정 갈등이다(최유정 외, 2018). 일-가정 갈등과 관련한 많은 선행연구들은 일-가정 갈등이 우울감에 직접적으로 미치는 효과(김경륜·조가영·한운영·김주영, 2014; 김소정, 2016)를 증명하여 왔고, 다른 다양한 변인들과의 관계 속에서 우울감에 간접적으로 미치는 효과(조혜정·오영란·박정혜, 2022) 등도 확인해 왔다. 여성이 일터와 가정 모든 영역에서 역할과 책임을 수행해야 하는 부담으로 인해 스트레스를 경험하게 되고, 일터와 가정 중 한 영역의 역할을 수행함으로써 다른 영역의 역할을 제대로 수행하지 못하게 되기도 하며, 두 역할을 수행하기에 시간적 제한을 겪기도 한다. 이러한 일과 가정의 갈등 혹은 불균형은 개인의 효과적인 기능과 심리적 안녕에 부정적인 결과를 초래한다(Guest, 2002). 일-가정양립의 어려움을 많이 인식할수록 우울감이 증가하고(조혜정 외, 2022), 주관적 건강상태가 악화되는 것으로 나타났다(김경륜 외, 2014).

일부 선행연구들은 일-가정양립의 어려움과 여성들의 정신건강 간의 관계를 성평등적 관점에서 논의하고 있다. 한국 사회에서 여성의 사회·경제적 역할의 비중은 급속하게 증가해왔고, '남성은 직장, 여성은 가정'이라는 이분법적인 역할 구도에서 서서히 벗어나는 사회문화적 변화를 경험하고 있다. 그러나 인식의 변화 속도는 매우 더디고 아직까지도 우리 사회 전반의 전통적인 성역할 가치관이 크게 변화하였다고 말할 수는 없을 것이다. 가사노동과 자녀 양육 등의 가정 내 돌봄은 여전히 여성의 역할로 인식되고 있는 것이 현실이다(장유나 외, 2020). 전통적 성역할 가치관이 여전히 만연해 있는 한국 사회에서 기혼여성들은 가정과 직장 등에서 요구되는 다양한 역할을 수행하면서 부적응과 부담감을 경험하게 되고 스트레스가 증가하며, 자녀 양육을 위해 경력이 단절되는 등의 어려움을 겪기도 한다(장유나 외, 2020). 즉, 전통적인 성역할 인식으로 인해 여성들은 일과 가정에서의 역할을 모두 수행해야 한다는 과도한 부담감으로 인한 스트레스를 경험하게 되고 결국 심리적, 육체적 위험성이 증가하게 되는 것이다(남순동, 2009). 일과 가정 생활의 균형을 맞추는 데 어려움을 경험함으로써 생기는 부정적 결과는 다양한 측면으로 나타나는데, 대표적으로 우울감이 높아지고(최유정 외, 2018), 자존감 및 삶의 만족감이 낮아질 수 있다(김진현, 2020; 장

유나 외, 2020). 일-가정 갈등이 우울 수준을 증가시키는 정도는 성별에 따라 유의미하게 다르다는 연구도 존재하며, 남성보다 기혼여성 근로자의 경우 일-가정 갈등이 우울감을 더 가파르게 증가시키는 것으로 확인되었다(박경, 2002).

기혼여성의 일-가정 양립에 대한 인식은 기본적으로 성역할 인식의 영향을 받는다. 성역할이 평등하다고 인식할수록 일과 가정 모두 균형 있게 유지할 수 있다고 인식한다는 것이다(장유나 외, 2020). 전통적 성역할 인식을 갖고 있는 여성의 경우, 가사나 양육 등의 역할에 있어 사회문화적으로 기대되는 성역할을 제대로 수행하지 못한다고 느낄 때 우울감이나 낮은 자아존중감 등 심리적 문제를 겪게 될 가능성이 높다(김소정, 2013).

위의 논의를 바탕으로 할 때, 일-가정 양립에 관한 기존의 선행연구에서는, 주로 기혼여성 근로자가 일과 가정 역할 간의 상충으로 인해 발생하는 스트레스를 중심으로 논의되었으며, 일-가정 영역에서의 스트레스 완화가 얼마나 중요한지를 보여주고 있다. 또한, 일-가족 갈등과 우울의 관계, 타 변인들과 우울의 관계에서의 일-가족양립 갈등의 매개효과 등을 보여주는 선행연구는 다수 존재하나 대부분 횡단적 연구로서, 본 연구에서 주목하는 우울의 변화궤적에 대한 일-가족양립 어려움의 인식의 조절효과를 종단적으로 고려한 연구는 찾아보기 어렵다. 일-가족양립 어려움의 인식은 각 개인이 갖고 있는 주관적 인식이자 관점이며, 우리 사회가 일-가족양립에 얼마나 친화적인지에 대한 개인의 관념을 의미한다는 점에서 시시각각 변화하는 태도라기보다는 시불변적인 요소라고 보아야 할 것이다. 기혼여성 개인이 가지고 있는 일-가족양립에 대한 관념이 어떠한가에 따라 우울감이 변화하는 궤적이 다를 수 있으리라 추정된다. 기혼여성의 정신건강과 관련하여서는, 코로나 19 이후 기혼여성의 정신건강을 종단적으로 다룬 국내 연구는 거의 없는 상황이고, 주로 영유아 자녀나 초등학교 자녀를 둔 부모, 맞벌이 가정의 여성의 우울감과 불안을 중심으로 연구가 이루어지고 있다.

이에 본 연구는 코로나 19 이후 기혼여성의 우울감이 어떻게 변화하였는지 최근 3년 간의 변화궤적을 분석하고 일-가정 양립 어려움의 인식이 우울감의 변화궤적에 어떠한 영향을 주는지를 검증하고자 한다. 이를 통해 기혼여성의 일-가정 양립 어려움 인식을 해소하기 위한 적절한 정책과 제도적 프로그램의 필요성을 제시하고, 기혼여성의 우울감 완화와 정신건강 증진을 위한 방향에 대한 함의를 제공하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 연구가설

기혼여성이 경험하는 우울감의 종단적 변화와 이에 영향을 미치는 개인 특성 요인으로서 일-가정 양립 어려움 인식에 관한 상기 논의를 바탕으로 이 논문에서는 아래와 같이 네 개의 연구가설을 수립하였다.

[가설 1] 기혼여성의 우울감에는 개인차가 있을 것이다.

[가설 2] 시간은 기혼여성의 우울감에 정적 영향을 미칠 것이다.

[가설 3] 기혼여성의 우울감 증가 궤적에는 개인차가 있을 것이다.

[가설 4] 일-가정 양립 어려움 인식은 기혼여성의 우울감 증가 궤적에 정적 영향을 미칠 것이다.

2. 연구자료 및 연구대상

기혼여성의 우울감 및 일-가정 양립 어려움 인식을 측정하는 패널조사로 국내에서는 한국복지패널과 여성가족패널 조사가 가장 많이 활용된다(김소정, 2022; 오유라·윤예인, 2021). 그런데 여성가족패널의 경우 3차(2010년) 조사부터 2년 주기로 설문을 실시하고 있어 기혼여성의 우울감 변화 양상을 팬데믹 시기를 포함해 연 단위로 촘촘히 살피는 본 연구와 부합하지 않는 측면이 있다고 판단하였다.

이에 본 연구에서는 코로나 19 발생 시점을 포함해 총 3년(2019~2021년)간 1년 단위로 기혼여성의 우울감과 일-가정 양립 어려움 인식을 설문한 한국복지패널 14, 15, 16차 조사자료를 수직 결합한 데이터 세트를 가설검증에 활용하였다. 차수별로 3,606명, 3,370명, 3,280명의 기혼여성이 조사에 참여하였는데, 본 연구에서는 모든 회차 설문에 응한 3,124명의 조사자료를 최종 데이터 세트로 확정하여 활용하였다.

3. 변수구성 및 정의

1) 종속변수: '우울감'

'우울감'은 한국복지패널 14, 15, 16차 조사, 총 세 개 시점($0 \leq a \leq 2$) 관측값들로 구성된 연속형 시변 요인이다. 변수의 조작적 정의 과정을 간략히 설명하면, 먼저 조사 차수별로 연구대상에게 설문 직전 일주일 간 느낀 우울감 정도를 11개 문항으로 나누어 묻고 그 답을 4점 리커트 척도(1: 극히 드물다 ~ 4: 대부분 그랬다)로 채점한 결과를 추출하였다. 그 다음, 분석 결과에 대한 해석상 편의를 고려하여 채점 체계를 0 ~ 3으로 재점수화하고 두 개 문항(2번, 7번)을 역점수 처리하여 우울감 총점을 계산하였다. 마지막으로, 한국복지패널이 참조한 우울감 원척도(CSED)에 근사한 값을 내기 위해 앞서 계산한 우울감 총점에 11분의 20을 곱해 '우울감' 속성값들을 도출하였다. 이렇게 생성된 시변 요인 '우울감'은 그 범위가 0부터 60까지로, 점수가 높을수록 응답자의 우울감 수준이 높음을 의미한다. 16보다 높으면 우울증을 의심할 수 있다(정은희 외, 2021: 129).

2) 독립변수: 시간

'시간'은 시간(a)의 흐름을 나타내는 서열형 시변 요인으로서, 한국복지패널 14, 15, 16차 조사 시점이 일정한 간격을 유지하며 증가하도록 0, 1, 2로 점수화하였다. '시간'의 첫 속성값을 0으로 설정하였으므로 모형추정 결과 도출된 절편은 '우울감'의 초깃(14차)값을 의미한다.

3) 조절변수: 일-가정 양립 어려움 인식

조절변수인 '일-가정 양립 어려움 인식'은 한국복지패널 조사에 포함된 성역할인식 척도¹⁾ 8개 문항 중 마지막 3개 문항("가정생활은 나에게 스트레스를 준다", "가족에 대한 책임을 다하기 어렵다", "가족에 대한 책임 때문에 직장에서 일에 집중하기 어렵다")을 이용해 만든 연속형 시불변 요인이다. 변수의 조작적 정의 과정을 간략히 설명하면, 먼저 본 연구의 조사 대상 중 한국복지패널 16차²⁾에 참여한 자들을 대상으

1) 한국복지패널 조사의 성역할인식 척도는 '노동시장참여-가족책임 충돌 인식'(연번 1~2번), '젠더 역할 관념'(연번 3~5번), '일-가정 양립 어려움 인식'(연번 6~8번) 총 세 개의 하위요인으로 구성된다(한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소, 2022: 199).

2) 본 연구에서 '일-가정 양립 어려움 인식'은 '우울감'의 증가 궤적에 영향을 미치는 시불변 개인 특성 요인으로 활용된다. 따라서 가급적 초깃(한국복지패널 14차)값을 이용하는 것이 궤적의 변화 양상을 관찰하는 데 있어 유리하다. 그러나 3차부터 13차까지

로 위 3개 문항을 질문하고 그에 대한 답을 5점 리커트 척도(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 5: 매우 그렇다)로 채점하였다. 그다음, 분석 결과에 대한 해석상의 편의를 고려하여 채점 체계를 0 ~ 4로 재점수화한 후 3개 문항 응답에 대한 평균을 구하였다. 마지막으로, 이렇게 구한 평균을 표준화하여 '일-가정 양립 어려움 인식'의 속성값으로 지정하였다. 원점수를 표준화한 것은 모형추정 시 발생할 수 있는 다중공선성 문제를 회피하기 위함이다(Cohen, 1968).

4) 통제변수

통제변수로는 '연령', '학력', '빈곤', '경제활동', '가구원수', '만성질환', '자녀양육'을 정하였다. 구체적으로, '연령'은 설문조사 시점 기준 응답자의 나이 원점수를 표준화해 만든 연속형 변수이고, '학력'은 최종 학력 원점수(2: 무학 ~ 9: 박사학위)를 표준화해 만든 연속형 변수이다. 나이와 교육 수준을 표준점수화한 것은 분석 결과가 실질적 의미를 갖도록 하기 위함이다. '빈곤'은 중위소득 60% 이하 저소득층 가구 소속이면 1, 그렇지 않으면 0, '경제활동'은 설문조사 시점 기준 주된 경제활동 상태가 상용직, 임시직, 일용직 임금근로자 및 고용주, 자영업자 등 실질적으로 수익을 내는 일을 하고 있으면 1, 그 외이면 0, '만성질환'은 지속적인 투병 및 투약이 필요한 만성질환자이면 1, 그렇지 않으면 0, '자녀양육'은 만 17세 이하 자녀(동거 아동 포함)를 두었으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여해 만든 이항 변수이다. '가구원수'는 9개월 이상 생계를 같이 한 가구원 숫자를 집계한 연속형 변수이다. 모든 통제변수는 한국복지패널 16차³⁾ 조사자료에서 추출한 시불변 요인이다.

4. 통계모형 검증전략 및 분석방법

가설검증에는 다층종단분석 방식을 활용하였다(Raudenbush and Bryk, 2002). 아래 <식 1>은 다층종단 분석에 활용한 기본 성장모형으로, 여기서 우울감_{ti}은 개별 기혼 여성(i)을 대상으로 t 회차에 측정한 '우울감' 값을 의미한다.

$$\text{우울감}_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}a_{ti} + \epsilon_{ti} \dots\dots\dots <식 1>$$

<식 1>을 구체적으로 살펴보면, π_{0i} 는 절편으로, 개별 기혼 여성(i)에게서 얻은 모든 '우울감' 값들의 평균을 나타낸다.⁴⁾ π_{1i} 는 제1수준(개체 내) 시변 독립변인 '시간'(a)의 기울기로, '시간'의 한 단위 증가에 따른 개별 기혼 여성(i) '우울감' 값의 선형적인 평균 증감 정도, 즉 선형적 변화율을 나타낸다. ϵ_{ti} 는 오차항으로, 개별 기혼 여성(i)을 대상으로 t 회차에 예상된 '우울감' 예측치에 낀 변량을 나타낸다.

1) 모형 I

본 연구에서는 분석의 효율성을 고려하여 [가설 1]과 [가설 2]를 별개의 모형에서 검증하지 않고 [모형 I]에서 동시에 검증하였다(Hox, 2010). 기초 모형인 [모형 I]의 수립 절차를 좀 더 자세히 설명하면 아

성역할인식 척도를 빠짐없이 측정한 한국복지패널은 14, 15차 조사에서는 신규가구원 대상으로만 해당 척도를 집행하였다. 따라서 초깃값을 사용할 수 없어, 성역할인식 척도의 집행을 모든 표본 대상으로 재개한 16차 조사, 즉 최종 관측 시점 자료로 초깃값을 대체하였다.

3) 조절변수('일-가정 양립 인식 어려움')를 16차 조사자료에서 추출했으므로 일관성 유지 측면에서 시불변 요인으로 활용되는 통제변수들도 14차가 아닌 16차 조사자료에서 추출하였다.

4) 절편에는 시간의 효과가 반영되어 있지 않다. 따라서 π_{0i} 은 종속변수의 초깃값 평균을 나타낸다.

래와 같다.

먼저 [가설 1]은 기혼여성의 ‘우울감’에 개인차가 있는지 묻는다. 즉, 절편의 무선효과가 유의미한지를 묻는다. 이에 답하고자 [모형 I]에서는 기본 성장모형의 절편(π_{0i})을 고정효과(β_{00})와 무선효과(μ_{0i})로 나누었다(식 2 참조). 구체적으로, 개별 기혼 여성(i)을 대상으로 얻은 모든 ‘우울감’ 값들의 평균(π_{0i})을 모든 기혼 여성 ‘우울감’ 관측치들의 평균(β_{00})과 그로부터 개별 기혼여성(i)이 벗어난 정도(μ_{0i})로 구분하였다.

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \mu_{0i} \dots\dots\dots <식 2>$$

다음으로 [가설 2]는 시간의 흐름에 따라 기혼여성의 ‘우울감’이 증가하는지를 묻는다. 즉, ‘시간’ 변수가 ‘우울감’에 발생시키는 고정적 효과가 유의미한지를 묻는다. 이에 답하고자 [모형 I]에서는 기본 성장모형의 ‘시간’ 기울기(π_{1i})에 개체 내 차이만 반영되도록 조치하였다(식 3 참조). 구체적으로, ‘시간’의 한 단위 증가에 따른 개별 기혼여성(i) ‘우울감’의 선형적인 평균 증가 수준, 즉 선형적 증가율을 모든 기혼여성들의 평균 증가 수준(β_{10})에 고정하였다.

$$\pi_{1i} = \beta_{10} \dots\dots\dots <식 3>$$

<식 2>와 <식 3>을 기본 성장모형인 <식 1>에 대입하면 [모형 I]은 아래 <식 4>와 같이 정리된다.

$$\text{우울감}_{ti} = \beta_{00} + \beta_{10}\alpha_{ti} + \mu_{0i} + \epsilon_{ti} \dots\dots\dots <식 4>$$

2) 모형II

[가설 3]은 기혼여성의 ‘우울감’ 증가 궤적에 개인차가 있는지를 묻는다. 즉, ‘시간’이 ‘우울감’에 발생시키는 무선허 효과가 유의미한지를 묻는다. 이에 답하기 위해 [모형II]에서는 기본 성장모형의 ‘시간’(a) 기울기(π_{1i})에 개체 내 차이뿐 아니라 개체 간 차이가 반영되도록 조치하였다(식 5 참조). 구체적으로, ‘시간’의 한 단위 증가에 따른 개별 기혼 여성(i) ‘우울감’의 선형적인 평균 증가 수준을 모든 기혼여성들의 평균 증가 수준(β_{10})과 그로부터 해당 기혼 여성(i)이 벗어난 정도(μ_{1i})로 구분하여 기울기의 고정효과와 무선허 효과가 함께 포착되도록 허용하였다.

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \mu_{1i} \dots\dots\dots <식 5>$$

<식 2>와 <식 5>을 기본 성장모형인 <식 1>에 대입하면 [모형II]은 아래 <식 6>과 같이 정리된다.

$$\text{우울감}_{ti} = \beta_{00} + \beta_{10}\alpha_{ti} + \mu_{1i}\alpha_{ti} + \mu_{0i} + \epsilon_{ti} \dots\dots\dots <식 6>$$

3) 모형III

[가설 4]는 ‘일-가정 양립 어려움 인식’이 기혼여성의 ‘우울감’ 증가 궤적에 정적 영향을 미치는지를 묻는다. 즉, 제2수준(개체 간) 시불변 요인인 ‘일-가정 양립 어려움 인식’이 제1수준(개체 내) 시변 요인인 ‘시간’과 층위 간 상호작용을 일으켜 ‘우울감’ 증가 궤적을 더욱 가파르게 끌어올리는지를 묻는다. 이에 답하기 위해 [모형 III]에서는 <식 2>의 절편(π_{0i})과 <식 5>의 ‘시간’(a) 기울기(π_{1i})를 아래와 같이 재설정하였다(식 7, 식 8 참조).

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}\text{일가정양립어려움인식}_i + \mu_{0i} \dots\dots\dots <식 7>$$

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11}\text{일가정양립어려움인식}_i + \mu_{1i} \dots\dots\dots <식 8>$$

<식 7>과 <식 8>을 기본 성장모형인 <식 1>에 넣고 정리하면 [모형Ⅲ]은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} \text{우울감}_{ti} = & \beta_{00} + \beta_{01} \text{일가정양립어려움인식}_i + \beta_{10} \alpha_{ti} \dots\dots\dots \text{<식 9>} \\ & + (\beta_{11} \text{일가정양립어려움인식}_i \times \alpha_{ti}) + \mu_{1i} \alpha_{ti} + \mu_{0i} + \epsilon_{ti} \end{aligned}$$

위 <식 9>에서 β_{01} 은 ‘일-가정 양립 어려움 인식’이 모든 기혼여성의 ‘우울감’에 발생시키는 평균적인 고정효과, 즉 고정기울기를 나타내고, β_{11} 은 ‘일-가정 양립 어려움 인식’이 모든 기혼여성의 ‘우울감’ 증가 궤적에 발생시키는 평균적인 고정효과, 즉 ‘시간’과 ‘일-가정 양립 어려움 인식’의 고정적인 층위 간 상호작용 효과를 나타낸다.

4) 모형Ⅳ

[모형Ⅳ]에서는 지금까지 추정된 모수들의 통계적 강건성을 확인하기 위해 앞에서 설정한 일곱 개의 통제변수들을 [모형Ⅲ]에 전부 투입하고, 투입 이후에도 독립변수, 조절변수, 층위 간 상호작용항이 이전과 비슷한 효과 크기 및 통계적 유의성을 유지하는지를 살펴보았다.

5) 분석방법

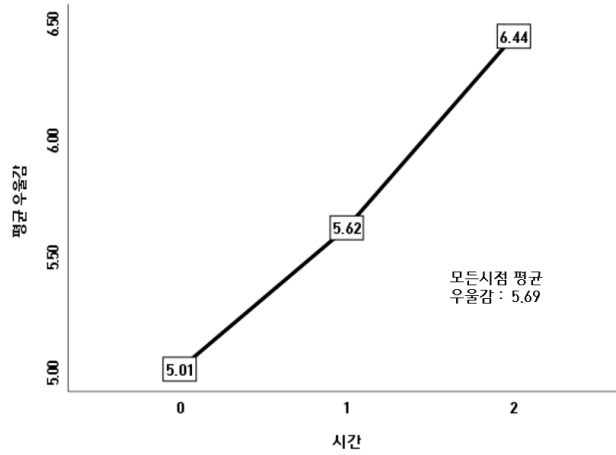
다층중단분석의 실시 방법으로 SPSS 27.0에서 제공하는 혼합선형모형 옵션을 이용하였다(Heck, Thomas and Tabata, 2013). 모형추정에는 최대우도법을 적용하였고, 모형적합도 지표로는 연쇄적 모형 간 비교가 가능한 -2LL을 참조하였다(Azen and Walker, 2011). 한편 제1수준 및 제2수준 공분산 구조 유형은 사전에 정하지 않고 모형추정 결과 가장 양호한 모형적합도를 보인 유형을 사후적으로 정해 결과표에 제시하였다. 덧붙여, 기초 모형인 [모형 I] 추정 결과를 바탕으로 종속변수의 전체 변량 중 제2수준 오차항 변량, 즉 개체 간 차이에 기인하는 미설명 분량(=절편의 무선평과)의 비율을 나타내는 급내상관계수(ICC)를 계산하고 이를 다층분석 정당화의 경험적 근거 중 하나로 활용하였다(Diez, 2002).

제4절 연구결과

1. 기술분석 결과

주요 변수들에 대한 기술분석 결과를 제시하면 다음과 같다. 먼저 종속변수이자 시변 요인인 ‘우울감’은 ‘시간’의 흐름에 따라 높아지는 추세가 뚜렷이 감지되었다. 구체적으로, ‘시간’이 0, 1, 2로 변할 때 ‘우울감’ 평균(표준편차)은 5.01(7.20), 5.62(7.45), 6.44(8.30)로 높아져 기혼여성이 경험하는 우울감은 종단적으로 증가 추세에 놓여 있음을 확인하였다. [그림 1]은 기혼여성의 ‘우울감’이 최근 3년 간 특히 직선 형태로 증가하였다는 것을 명시적으로 보여준다.

[그림 1] 최근 3년(2019, 2020, 2021년) 간 기혼 여성의 우울감 변화 추이



다음으로 시불변 요인에 대한 기술분석 결과를 살펴보면, ‘일-가정 양립 어려움 인식’은 원점수 환원 시 평균 1.10(0: 전혀 어렵지 않다, 1: ‘약간 어렵지 않다’, 2: ‘보통이다’)점으로 나타나 조사 대상 기혼여성들이 일-가정 양립을 대체로 어렵지 않은 것으로 인식하고 있음을 확인하였다. 나이는 평균 57.3세(최소 연령 23세)였고, 학력은 4.8(4: 중학교, 5: 고등학교)점으로 대체로 고졸 학력 수준이었다. 빈곤 가구 비율은 26%였고, 경제활동 참여율은 41%였다. 동거 가구원 수는 평균 3명이었고, 만성질환 유병률은 61%로 비교적 높았다. 직계 자녀 포함 만 17세 이하 아동을 양육하는 가구 비율은 30%였다.

<표 1> 주요 시불변 요인 기술분석 결과

	평균	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도
일-가정 양립 어려움 인식(원점수)	1.10	0.75	0	4	0.63	0.43
연령(원점수)	57.73	14.70	23	90	0.01	-1.02
학력(원점수)	4.81	1.52	2	9	0.13	-0.81
빈곤	0.26	0.44	0	1	1.09	-0.80
경제활동	0.41	0.49	0	1	0.36	-1.87
가구원수	2.97	1.05	1	7	0.72	-0.14
만성질환	0.61	0.49	0	1	-0.45	-1.80
자녀양육	0.30	0.46	0	1	0.88	-1.23

2. 모형추정 및 가설검증 결과

1) 모형 I

[모형 I] 추정 결과, 제2수준 오차이자 절편의 무선효과가 통계적으로 유의미하게 나타났다(μ_{0i} =26.143, $p<0.001$). 이와 더불어 종속변수의 전체 변량 중 개체 간 차이에 기인하는 변량의 비율을 보여주는 급내상관계수도 기준치(0.05)를 상회하는 0.442로 나타났다. 이러한 결과들은 모두 기혼여성의 우울감에 개인차가 있을 것이라는 [가설 1]을 지지한다.

한편 독립변수 ‘시간’이 ‘우울감’에 발생시키는 고정적인 효과, 즉 ‘시간’의 고정기울기도 통계적으로 유의미하였다(β_{10} =0.744, $p<0.001$). 구체적으로, ‘우울감’은 초깃값(β_{00}) 5.000점을 시작으로, 시간이 한 단위 증가할 때마다 평균 0.744점씩 선형 증가하여 중간 2회차와 최종 3회차 시점에서 각각 평균 5.744점과

6.488점에 달하는 것으로 추정되었다. 이러한 결과들은 기혼여성의 우울감이 시간의 흐름에 따라 증가할 것이라는 [가설 2]를 지지한다.

2) 모형 II

[모형 II] 추정 결과, 독립변수 '시간'의 무선키울기가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($\mu_{1i}=3.167$, $p<0.001$). 이는 기혼여성의 우울감 증가 궤적, 즉 선형적 성장률(β_{10})에 개인차가 있을 것이라는 [가설 3]을 지지하는 결과이다.

여기서 특기할 사항은, 무선키울기가 추가 투입되었음에도 [모형 II] 추정 결과가 [모형 I]과 크게 다르지 않게 도출되었다는 점이다. 특히 무선킬편의 효과 크기와 통계적 유의성에 큰 변화가 없었는데, 이는 종속변수의 변량, 특히 개체 간 차이에 기인하는 종속변수의 변량을 설명하기 위해 후속 모형에서 유력한 제2수준 시불변 요인(들)을 선별 투입해야 한다는 주장의 경험적 근거가 된다. 상기 분석 결과를 토대로 아래 [모형 III]에서는 조절변수이자 제2수준 시불변 요인인 '일-가정 양립 어려움 인식'을 추가 투입하였다.

3) 모형 III

[모형 III] 추정 결과, '일-가정 양립 어려움 인식'의 고정효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($\beta_{01}=1.356$, $p<0.001$). 구체적으로, '일-가정 양립 어려움 인식' 점수가 평균(0점)인 기혼여성에 비해 그보다 1단위 더 높은 어려움 인식(1점)을 가진 기혼여성의 '우울감' 점수는 평균 1.356점 높게 확인되었다.

'일-가정 양립 어려움 인식'이 '시간'과 상호작용하여 발생시키는 층위 간 고정효과 역시 통계적으로 유의미하였다($\beta_{11}=0.764$, $p<0.001$). 구체적으로, '일-가정 양립 어려움 인식' 점수가 평균(0점)인 기혼여성의 경우 '시간'이 한 단위 증가할 때 '우울감'이 평균 0.767(β_{10})점씩 선형 증가한 데 반해, '일-가정 양립 어려움 인식' 점수가 평균보다 1단위 높은(1점) 기혼여성의 경우 '시간'이 한 단위 증가할 때 '우울감'이 평균 1.531($\beta_{10}+\beta_{11}=0.767+0.764$)점씩 선형 증가하였다. 이는 '일-가정 양립 어려움 인식'이 기혼여성의 '우울감' 증가 궤적에 정적 영향을 미칠 것이라는 [가설 4], 다시 말해 일-가정 양립을 어렵게 인식할수록 기혼여성의 '우울감' 변화율이 더욱 가파르게(0.764점만큼) 올라갈 것이라는 [가설 4]를 지지하는 결과이다.

한편 [모형 II]에서와 마찬가지로 [모형 III]에서도 '시간' 기울기의 무선킬효과는 통계적으로 유의미하였다($\mu_{1i}=1.931$, $p<0.05$). 그렇지만 유의수준은 $\alpha=0.001$ 에서 $\alpha=0.05$ 로 낮아져 [모형 III]에서 '일-가정 양립 어려움 인식'과 층위 간 상호작용항을 새롭게 투입함에 따라 종속변수의 변량 중 개체 간 차이에 기인하는 변량이 [모형 II]에 비해 상당 부분 추가 설명되었음이 확인되었다.

4) 모형 IV

[모형 IV]에서는 통제변수 투입 후에도 이전 모형에서 도출된 연구 결과가 유지되는지를 살펴보았다. 분석 결과, 고정효과 부분에서는 큰 변화가 감지되지 않았다. 절편, 즉 '우울감'의 초깃값에서 다소간의 변화가 감지되었으나($\beta_{00}=4.494 \rightarrow 5.279$), 이는 다양한 시불변 개인 특성 요인들을 통제변수로 투입한 데 따른 조정으로 유의미한 변화라고 할 수 없다. '시간' 및 '시간×일-가정 양립 어려움 인식' 항이 발생시키는 고정효과의 크기나 통계적 유의성도 대동소이하였다. 다만 무선킬효과 부분에서는 비교적 의미 있는 변화가 발생했는데, 특히 앞선 [모형 III]에서 $\alpha=0.05$ 에서 유의미했던 '시간'의 무선킬기울기가 [모형 IV]에서 통계적 유의성을 완전히 상실하고 그 효과 크기도 현저히 줄어든 것이 주목할만한 변화이다($\mu_{1i}=1.931 \rightarrow 1.217$,

$p=0.024 \rightarrow 0.182$). 무선효과의 뚜렷한 감소는 [모형 IV]에서 다양한 제2수준 시불변 개인 특성 요인들을 통제변수로 새롭게 투입함에 따라 종속변수의 변량 중 개체 간 차이에 기인하는 변량이 [모형 III]에 비해 상당 부분 추가 설명되었음을 방증하는 결과이다.

한편 [모형 IV] 추정을 통해 기혼여성의 '우울감'은 나이가 많고 교육 수준이 낮으며 동거 가구원 수가 많을수록, 그리고 빈곤하며 경제활동을 하지 않으며 만성질환이 있고 17세 이하 자녀(아동)를 양육하는 경우 그 반대의 경우들에 비해 높다는 사실도 함께 확인하였다.

<표 2> 기혼여성의 우울감 영향요인에 관한 다층성장모형 추정 결과

		모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
고 정 효 과					
절 편		5.000***(0.132)	4.999***(0.126)	4.949***(0.119)	5.279***(0.413)
제 1 수 준 (시변 요인)	시 간	0.744***(0.074)	0.750***(0.077)	0.767***(0.074)	0.769***(0.074)
층 위 간 상호작용항	시간 × 일-가정 양립 어려움 인식	-	-	0.764***(0.075)	0.764***(0.074)
제 2 수 준 (시불변 요인)	일-가정 양립 어려움 인식	-	-	1.356***(0.120)	1.241***(0.116)
	연 령	-	-	-	0.665***(0.182)
	학 력	-	-	-	-0.514***(0.136)
	빈 곤	-	-	-	2.525***(0.264)
	경 제 활 동	-	-	-	-0.688***(0.205)
	가 구 원 수	-	-	-	-0.510***(0.122)
	만 성 질 환	-	-	-	0.741***(0.231)
	자 녀 양 육	-	-	-	1.066***(0.310)
무 섰 효 과					
절 편		26.143***(0.984)	23.794***(0.987)	19.853***(1.705)	16.732***(1.607)
시 간		-	3.167***(0.402)	1.931*(0.856)	1.217(0.911)
공 분 산 구 조					
제 1 수 준		항 등	항 등	대 각	대 각
제 2 수 준		항 등	대 각	비구조	비구조
급 내 상 관 및 모 형 적 합 도					
급내상관계수		0.442	-	-	-
-2 L L		61739.261	61667.768	60047.832	59462.432

$tp < 0.10$, $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$

주: 괄호 안의 숫자들은 표준오차임.

주: 비구조 공분산 구조의 (절편×시간기울기) 공분산 추정값은 표에 미포함함.

제5절 논의 및 제언

본 연구는 코로나 19로 인한 팬데믹 환경 속에서 2019년부터 2021년까지 최근 3년 간 기혼여성의 우울감의 추이와 영향요인을 알아보고자 하였다. 표본의 대표성이 높은 한국복지패널 14~16차 중단자료를 통해 다층중단분석을 실시하여 기혼여성 우울감의 변화궤적을 분석하고 시간에 따른 우울의 변화궤적에 개인차가 있는지, 일-가정양립 어려움의 인식이 우울감의 변화궤적에 영향을 미치는지를 검정하였다.

주요 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 2019년부터 2021년까지 최근 3년 간 기혼여성의 우울감 변화궤적을 조사한 결과 기혼여성이 경험하는 우울감은 중단적으로 유의미하게 증가 추세에 놓여 있었다. 특히, 동

일한 데이터를 통해 비교해 본 코로나 19 이전과 이후 시기의 기혼여성 평균 우울감은 뚜렷한 차이를 나타내었다. 코로나 19 이전 시기의 경우, 2015년부터 2017년까지 평균 우울감이 감소추세를 보여 왔었고 2018년은 전년도와 비슷한 수준을 유지하고 있었으나, 본 연구의 분석 시점인 2019년부터는 3년 간 기혼 여성의 우울감이 더욱 가파르게 증가하였음을 알 수 있었다. 이는 코로나 19를 비롯한 과거의 각종 재난 상황에서 기혼여성들이 우울감의 증가, 삶의 만족도 저하 등의 부정적인 영향을 받았음을 보여준 선행연구들의 결과와 일치하는 부분이다.

둘째, 기혼여성의 우울감 변화궤적에는 개인차가 있었으며, 일-가정 양립 어려움의 인식은 우울감의 변화궤적을 조절하는 역할을 했다. 즉, 일-가정 양립의 어려움을 크게 인식하는 여성이 덜 인식하는 여성에 비해 우울감이 더 가파르게 증가하였다. 구체적으로, 일-가정 양립 어려움의 인식은 기혼여성의 우울감에 직접적으로 부정적인 영향도 주었고, 동시에 기혼여성의 우울감 증가율을 높이는 조절변수로 작용하였다. 다시 말하여, 일-가정 양립 어려움의 인식은 시간에 따른 우울감 변화궤적에서 유사 조절변수(quasi-moderator)로 작용하였다(Gogineni, Alsup, and Gillespie, 1995). 일-가정 양립 갈등과 우울 간의 직접적 관계를 확인한 선행연구들은 다수 존재하지만, 일-가정 양립 어려움의 인식의 조절효과를 살펴본 선행연구들은 희소하다는 점에서 본 연구의 차별성이 있다고 할 수 있다.

본 연구결과를 통해 우리가 관심있게 논의해야 할 부분은 다양한 재난 상황에서 남성에 비해 여성들이 부정적인 영향을 더 많이 받는다는 점이다. 코로나 19 팬데믹 초기에 여성들은 남성들에 비해 더 많은 압박감, 스트레스, 죄책감, 고립감 등 부정적인 감정을 경험하고, 일-가정을 양립하는 데에 더 큰 어려움을 겪었다(Clark, McGrane, Boyle, Joksimovic, Burke, Rock, and O'Sullivan, 2020). 더 나아가 각종 재난 상황 이후 여성들은 여전히 과도한 돌봄 노동, 저임금 및 불안정한 고용 등을 겪으며 재난의 피해에서 벗어나기 힘든 경우가 많았던 것(최보윤·방지원·유성경·김수영, 2022)으로 미루어 보아 코로나 19 이후에도 유사한 패턴을 보일 가능성이 높아 보인다. 팬데믹으로 인해 실직을 한 경우 다시 새로이 취직을 하거나 근로시간을 늘리는 것이 어려운 것이 현실이며, 취직을 한다고 해도 경력단절로 인해 불리한 조건으로 계약을 하기 쉽다. 이처럼 팬데믹 상황은 노동시장 및 우리 사회 전반적으로 성불평등을 가중시켰고 이 영향은 여성들에게 고스란히 미칠 가능성이 높다.

이러한 논의를 바탕으로, 코로나 19 이후 더욱 악화된 기혼여성의 정신건강을 개선할 수 있는 방안 마련이 요구된다. 본 연구에서 일-가정 양립의 어려움에 대한 인식은 개인의 주관적 관점으로서 쉽게 변하지 않는 개인적 특성과 유사할 것이라고 보았으나, 장기적인 측면에서 일-가정 양립 어려움에 대한 인식이 개선되는 것이 기혼여성들의 정신건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다. 이를 위해서는 기혼여성의 신체적, 정신적 건강을 위한 지원뿐만 아니라 우리 사회 전반에 걸쳐 일-가정 갈등을 해소하고 일-가정 향상을 이루는 방안이 모색되어야 할 것이다. 정부는 2019년 『남녀고용평등과 일-가정 양립 지원에 관한 법률』을 개정하여 기존의 육아휴직 기간이 1년에서 총 2년으로 확대되었고, 가족돌봄휴직 및 휴가가 신설되는 등 일-가정 양립의 중요성에 대한 인식이 증가하고 있다(장유나 외, 2020). 일과 가정이라는 두 가지 중요한 삶의 영역을 축으로 하여 가정 내에서의 가사와 돌봄이 여성의 책임으로 전가되지 않도록 성평등 정책에 중점을 두고 여성과 남성이 일과 가정의 균형을 이룰 수 있는 환경을 목표로 정책을 추진하여야 할 것이다. 일-가정 양립이 가능할 수 있도록 실질적인 서비스를 개발하고, 여성들의 돌봄 노동 과부하를 완화시킬 수 있는 방안 모색이 필요하다. 직장 및 조직 문화, 제도적 환경의 변화를 위한 정책, 일-가정 지원 정책 등 거시적인 차원의 논의가 지속되어야 할 것이며, 정부 및 노동시장 차원의 적

극적인 정책이 요구된다.

무엇보다 일-가정 양립은 평등한 성역할 인식을 바탕으로 한다(장유나 외, 2020). 가정과 일터, 사회에서 성평등적인 문화에 대한 인식이 개선되어야 할 것이다. 우리 사회는 여전히 유교 사상의 영향이 강하게 남아 있고 남성과 여성에게 기대되는 성역할이 뚜렷하게 분리되어 있다. 특히, 가정 내에서 여성은 가사 일과 양육을 전담해야 한다는 의식이 강하게 남아 있는 것이 현실이다(한인정·홍선희, 2011). 본 연구의 결과를 통해, 우울감을 경험하고 있는 우리 사회의 기혼여성들에게 성역할과 관련하여 좀 더 평등적인 관점을 제공해 줄 수 있는 실천과 상담 또한 효과적일 수 있음을 알 수 있다. 가정 내에서 각종 돌봄의 책임으로 인해 과도한 부담을 느끼는 여성들은 우울감을 느끼게 될 확률이 높다. 남성보다 더 높은 여성의 우울 문제를 개인적인 차원으로 바라볼 것이 아니라, 여성주의적 관점에서 논의하고 우리 사회의 가부장적 문화와 사회구조로 인해 여성이 우울에 취약한 상황에 처하게 될 수 있음을 인식하여야 할 것이다. 따라서 성평등적인 정책과 제도를 통해 일-가정 양립에 친화적인 사회로 나아가야 하며, 가부장적 문화 속에서 여성에게 지우는 비합리한 기대 및 인식을 없애려는 노력이 필요하다.

기존의 선행연구들은 기혼여성의 일-가정 양립의 어려움 등 우울감의 영향요인을 특정 회차를 중심으로 횡단적으로 분석하거나, 연구대상을 특정 연령대의 여성, 자녀가 있는 여성, 혹은 여성 근로자 등으로 한정하여 연구를 수행하는 경우가 대부분이었다. 본 연구는 모든 연령대의 기혼여성을 연구대상으로 포함하였으며, 패널 데이터의 특성을 반영하여 시간의 변화에 따른 우울감의 변화궤적과 일-가정 양립 어려움의 인식 간의 관계를 종단적으로 분석함으로써 선행연구의 한계점들을 보완하고자 하였다.

본 연구가 갖는 한계점은 다음과 같다. 본 연구에서 사용한 한국복지패널 데이터에서 일-가정양립 어려움의 인식 척도는 성역할 인식 척도의 하위 구성요소로서, 가정에서의 스트레스, 가족에의 책임, 가족 돌봄으로 인한 직장생활의 어려움에 대한 문항 등 세 문항으로 구성되어 있다. 한정된 문항 수로 일-가정 양립 어려움 인식을 측정하는 데에 한계가 있을 수 있다. 추후에는 일-가정 양립 어려움의 인식을 보다 타당하게 측정할 수 있는 포괄적인 척도가 개발되어야 할 것이다. 둘째, 본 연구는 기존 선행연구의 한계를 보완하여 연구대상을 일반적 기혼여성으로서 20대부터 90대까지 포함하였으나, 향후의 연구에서는 여성의 결혼상태를 기혼여성에게만 국한하지 않고 미혼여성으로 확장하여 여성의 우울감과 일-가정 양립 어려움 인식에 어떠한 차이가 있는지 살펴보는 것 또한 의미가 있을 것이다. 연령별 혹은 기혼여부에 따라 우리 사회의 일-가정양립에 대한 인식이 다를 수 있으므로 일-가정양립과 우울의 관계를 세부적인 집단에 따라 차별적으로 연구할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 공미혜 · 이진숙 · 성정현 · 한정원. 2020. 「여성복지론」. 2판. 신정.
- 김경륜 · 조가영 · 한운영 · 김주영. 2014. “여성사무직 근로자의 일-가정양립과 주관적 건강 상태에 관한 연구: 직무스트레스의 매개효과를 중심으로”. 「아시아여성연구」. 53(1): 91-120.
- 김민선 · 주수산나. 2021. “COVID-19 상황에서 초등학교 저학년 자녀를 둔 맞벌이 부모의 스트레스 평가 및 대처방식과 정신건강의 관련성”. 「가족과 문화」. 33(3): 28-61.
- 김성현. 2021. “코로나 19 시대 영유아기 부모의 스트레스에 관한 연구-코로나 19 스트레스와 양육 스트레스를 중심으로”. 「안전문화연구」. 13: 375-390.
- 김소정. 2022. “임금근로 비혼 여성의 결혼의향에 영향을 미치는 요인”. 「사회복지연구」. 53(2): 37-62.
- 김소정. 2013. “성역할 고정관념에 영향을 미치는 요인: 성인기 인구 집단을 중심으로”. 「사회복지연구」. 44(1): 89-111.
- 김영미. 2020. “코로나-19 속 한국의 일·가족 양립 현실, 위기로 끝낼 것인가, 변화의 기회로 만들 것인가”. 「월간 공공정책」. 174: 56-59.
- 김은정, 오경자, 하은혜, 1999. “기혼여성의 우울증상에 대한 취약성: 스트레스 경험 및 대처과정을 중심으로”. 「한국심리학회지」. 4(1): 1-14.
- 김진현. 2020. “양성평등적 성역할과 삶의 만족도에 대한 인식이 여성들의 출산경험의 변화에 미치는 영향”. 「가족과 문화」. 32(2): 180-208.
- 남순동. 2009. “중년여성의 가족스트레스와 정신건강 예측모형 : 완벽주의 성향, 자기 수요태도, 사회적 지지를 중심으로”. 중앙대학교 박사학위 논문.
- 노혜진. 2022. “코로나19 이후 아동가구 부모의 우울 변화에서 빈곤 여부에 따른 격차”. 「보건사회연구」. 42(2): 199-219.
- 박경, 2002. “우울한 중년여성의 부부관계 및 의사소통”. 「여성건강」. 3(2): 19-32
- 박혜경 · 최태산. 2012. “중년 여성이 지각하는 부부간 사랑과 자녀 관계가 중년기 우울에 미치는 영향”. 「교육치료연구」. 4(2): 39-54.
- 보건복지부. 2021. “2021년 정신건강실태조사 결과 발표”. <https://www.korea.kr/news/pressReleaseView.do?newsId=156488517>
- 손영미 · 박정열. 2015 “한국 기혼여성근로자의 일-가정 양립 관련 가치관이 일-가정 갈등 및 축진에 미치는 영향”. 「한국콘텐츠학회논문지」. 15(7): 203-215.
- 송다영. 2019. 「새로 쓰는 여성복지론: 쟁점과 실천」. 3판. 양서원.
- 신기영 · 옥선화. 1997. “중년기 주부의 가족 역할 수행과 심리적 복지에 관한 연구”. 「대한가정학회지」. 35(1): 111-128.

- 안정현 · 이단비 · 남진영. 2022. “한국 기혼 남성의 가사노동 여부와 기혼 여성의 우울과의 관련성: 여성가족패널조사 활동”. 『대한보건연구』. 48(1): 17-28.
- 오유라 · 윤예인. 2021. “기혼 유배우 여성의 교육수준이 경제활동참여에 미치는 영향 : 성역할인식의 조절 효과를 중심으로”. 『사회복지 실천과 연구』. 81(1): 41-70.
- 이미주 · 송인한. 2021. “기혼여성의 빈곤경험과 전통적 성역할 인식이 우울에 미치는 영향”. 『사회과학논집』. 52(2): 139-161.
- 이연정 · 최은실. 2019. “기혼여성의 부부갈등과 우울 증상의 관계: 성취지향성 및 사회적 의존성 역기능적 태도의 다중매개효과”. 『한국가정관리학회지』. 37(1): 85-89.
- 장유나 · 윤미리 · 홍세희. 2020. “기혼여성근로자의 성역할인식이 일-가정양립에 미치는 영향- 일만족도의 병렬다중매개효과”. 『아시아여성연구』. 59(2): 115-155.
- 정은희 외. 2021. 『2021 한국복지패널 조사 · 분석보고서』. 한국보건사회연구원.
- 정익중 · 이수진 · 강희주. 2020. “코로나19로 인한 아동일상 변화와 정서 상태”. 『한국아동복지학』. 69(4): 59-90.
- 조숙인. 2021. “코로나 19 상황 속 맞벌이 가구의 일-가정 양립 실태와 요구”. 『육아정책포럼』. 68: 18-28.
- 조혜정 · 오영란 · 박정혜. 2022. “기혼 여성임금노동자의 직장차별 경험이 일가족양립갈등을 매개로 우울에 미치는 영향”. 『인문사회』. 13(2): 591-601.
- 진미정 · 성미애 · 손서희 · 유재언 · 이재림 · 장영은. 2020. “코로나19 확산에 따른 가족생활 및 가족관계의 변화와 스트레스”. 『Family and Environment Research』. 58(3): 447-461.
- 최보윤 · 방지원 · 유성경 · 김수영. 2022. “코로나19 전후 맞벌이 부부의 일-가정 양립 경험 변화와 부부 우울과 삶의 만족에 대한 연구”. 『한국가족관계학회지』. 27(11): 3-32.
- 최유정 · 최미라 · 최선택. 2018. “맞벌이 부부의 역할분담이 일가정 갈등과 가정생활만족도 및 우울에 미치는 영향”. 『한국사회』. 19(1): 47-93.
- 한미정 · 이지현. 2013. “중년여성의 자아정체감, 갱년기 증상이 우울에 미치는 영향”. 『여성건강간호학회지』. 19(4): 275-284.
- 한인영 · 홍선희. 2011. “여성의 성역할인식이 우울에 미치는 영향: 여성주의 관점을 중심으로”. 『한국심리학회지』. 16(4): 477-498.
- 통계청. 2020. “맞벌이가구 비율”. https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=3037
- 통계청. 2021. “여성경제활동인구 및 참가율”. https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1572
- 한국보건사회연구원 · 서울대학교사회복지연구소. 2022. 『한국복지패널 16차년도 조사자료 유저가이드』.
- Adisa, T. A., Aiyenitaju, O., & Adekoya, O. D. (2021). “The work? family balance of British working women during the COVID-19 pandemic”. *Journal of Work Applied Management*. 13(2): 241-260.
- Azen, R. and Walker, C. M. 2011. *Categorical Data Analysis for the Behavioral and Social Sciences*.

Routledge.

- Brown, S. M., Doom, J. R., Lechuga-Peña, S., Watamura, S. E., & Koppels, T. (2020). "Stress and parenting during the global COVID-19 pandemic". *Child abuse & neglect*. 110(2). 104699.
- Calvano, C., Engelke, L., Di Bella, J., Kindermann, J., Renneberg, B., & Winter, S. M.. 2021. "Families in the COVID-19 pandemic: parental stress, parent mental health and the occurrence of adverse childhood experiences—results of a representative survey in Germany". *European Child & Adolescent Psychiatry*. 1-13.
- Clark, S. C. 2000. "Work/family border theory: A new theory of work/life balance". *Human Relations*. 53(6): 747-770.
- Clark, S., McGrane, A., Boyle, N., Joksimovic, N., Burke, L., Rock, N., & O'Sullivan, K. 2020. "You're a teacher you're a mother, you're a worker': Gender inequality during Covid 19 in Ireland". *Gender, Work & Organization*. 28(4): 1352-1362.
- Cohen, J. 1963. "Multiple regression as a general data-analytic system". *Psychological Bulletin*. 70: 426-443.
- Diez, R. 2002. "A glossary for multilevel analysis". *Journal of Epidemiology and Community Health*. 56(8): 588.
- Gogineni, A., Alsup, R., & Gillespie, D. F. 1995. "Mediation and moderation in social work research". *Social Work Research*. 19(1): 57 - 63.
- Greenhaus, J. H., & N. J. Beutell. 1985. "Sources of Conflict between Work and Family Roles". *Academy of Management Review*. 10: 76-88.
- Guest, D. E. 2002. "Perspectives on the study of work-life balance". *Social Science Information*. 41(2): 255-279.
- Heck, R. H., Thomas, S. L. and Tabata, L. N. 2013. *Multilevel and Longitudinal Modeling with IBM SPSS*. Routledge.
- Hox, J. 2010. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. 2nd ed. Routledge.
- OECD. 2021. "Tackling the mental health impact of the COVID-19 crisis: An integrated, whole-of-society response". OECD Policy Responses to Coronavirus (COVID-19). OECD Publishing. Paris.
- Power, K. 2020. "The COVID-19 pandemic has increased the care burden of women and families". *Sustainability: Science, Practice and Policy*. 16(1): 67-73.
- Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S. 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. 2nd ed. Sage.
- Shockley, K. M., Clark, M. A., Dodd, H., & King, E. B. 2021. "Work-family strategies during COVID-19: Examining gender dynamics among dual-earner couples with young children". *Journal of Applied Psychology* 106(1): 15.

코로나19 전후 청년 우울 변화궤적과 영향요인

The trajectory of youth depression before and after COVID-19 and influencing factors

배정희(성균관대학교)

본 연구는 코로나19 전후 국내 청년들의 우울수준이 어떻게 변화하였는지 살펴보고, 코로나19 전후 청년들의 삶 만족도 변화가 우울수준의 변화에 영향을 미치는지 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 한국복지패널 14차-16차년도(2019-2021년) 자료를 활용하였으며, 2019년에 만 19세-34세인 청년 중 14-16차년도에 모두 응답한 이들을 대상으로 기술통계분석 및 잠재성장모형 분석을 실시하였다(n=1,195). 연구 결과, 첫째, 코로나19 전후 전체 청년의 우울 수준은 통계적으로 유의미하게 선형적으로 증가하였다. 둘째, 코로나19 이후 청년의 우울궤적은 인구사회학적 특성에 따라 다르게 나타났으며, 특히 코로나19 발생 전 취업상태 여부에 따라 우울 수준 격차가 크게 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 코로나19 이후 친분관계 만족도와 여가생활 만족도는 유의미하게 선형적으로 감소하였으며, 가족수입 만족도는 유의미하게 선형적으로 증가하였다. 넷째, 코로나19 이후 청년의 삶 만족도에 대한 변화궤적은 청년의 우울궤적에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 연구 결과를 바탕으로 연구의 함의를 논의하고 후속연구를 제안하였다.

*주제어 : 청년, 우울, 삶 만족도, 코로나19, 잠재성장모형

제1절 서론

2019년 12월 중국 우한에서 처음 발생한 코로나19 감염병은 전세계 거의 모든 지역에 많은 영향을 미쳤으며, 2022년 현재까지도 그 영향력은 지속되고 있다. 특히 코로나19는 국가의 보건·의료 시스템 및 개인의 건강에 많은 영향을 미쳤을 뿐만 아니라, 코로나19 확산에 대응하기 위해 각 국가에서 실시되었던 락다운(lockdown), 섯다운(shutdown), 사회적 거리두기 등의 방침은 사람들의 삶의 양식에도 많은 변화를 초래하였다. 대규모 학교의 폐쇄, 사적 모임 제한, 여행 제한, 다중이용시설 이용 제한 등을 경험하게 되었고, 이는 갑작스런 대면 교류기회의 감소와 관계 교류의 온라인화·비대면화와 같은 사회문화적 변화를 가져왔다. 이러한 급격한 행동양식 변화 및 변화에 대한 사회적 압력은 코로나19 초기 사람들의 불안과 우울, 정신적 스트레스를 급격히 증가시킨 것으로 보고되고 있다(Aknin et al., 2022; Robinson, 2022; 김이레, 권진아, 김영주, 2022). 특히 이제 갓 사회에 진입하여 다양하고 폭넓은 사회적 경험들을 통해 경제적·사회적으로 독립할 준비를 해야하는 청년들에게 코로나19의 확산은 더욱 심각하게 이들의 정신건강에 부정적인 영향을 미친 것으로 파악된다(Varma, Junge, Meaklim, & Jackson, 2021; Liu, Zhang, Wong, & Hyun, 2020).

Tamesberger와 Bacher(2020)는 코로나19로 인한 섯다운으로 인해 유럽에서만 청년 실업자가 280만명에

서 480만명으로 증가하였고, 취업이나 교육, 훈련에 참여하지 않는 니트청년(Not in Employment, Education or Training, NEET)의 규모도 470만에서 670만 명으로 증가했음을 지적하면서, 이들이 단순히 코로나19 시기에 잠시 경제적 어려움을 겪는 것이 아니라 ‘잃어버린 세대(lost generation)’가 되어 집단적으로 청년기의 부정적 경험을 향후 오랜 기간 동안 지속하게 될 것에 대해 우려하였다. 국내 연구도 이와 유사하게 코로나19 이후 청년들이 심각한 취업난을 겪게 되었음을 보고하고 있다(함선유, 2022). 2020년 3월 청년 취업자수는 전년 동월 대비 약 23만명이 감소하였고, 2021년 1월에는 약 31만명이 감소하였으며, 특히 기업의 신규채용 억제로 인해 학교 졸업예정자들이 가장 큰 어려움을 겪게 된 것으로 파악되었다(김기현, 배정희, 김창환, 성재민, 2021). 코로나19로 인한 이러한 청년 취업난의 증가는 학교에서 노동시장으로의 이행기에 있는 청년들의 정신건강을 악화시키는 중요한 요인으로 작용한다(Ganson, Tsai, Weiser, Benabou, & Nagata, 2021; 장현진 외, 2022).

본 연구는 코로나19 전후 국내 청년들의 우울 수준이 어떻게 변화하였는지 종단 자료를 통해 살펴보고, 청년들이 인구사회학적 특성에 따라 서로 다른 우울의 변화궤적을 갖게 되는지 파악하는 것을 목적으로 한다. 나아가, 코로나19 전후 청년들의 삶의 여러 측면에 대한 만족도에 변화가 있었는지 파악하고, 이러한 삶 만족도 변화궤적이 우울 수준의 변화궤적에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이를 통해 국내 청년들이 코로나19로 인해 겪게 된 많은 심리적 변화들을 보다 입체적·종합적으로 이해하고, 향후 포스트 코로나 시대에 청년들의 삶의 질을 증진 시킬 수 있는 정책적 제언을 제시하고자 한다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 코로나19(COVID-19)

코로나19(COVID-19)는 2019년 처음으로 보고된 코로나바이러스감염증(Coronavirus disease)을 뜻하는 단어로, SARS-CoV-2라고 불리는 신종 코로나바이러스로 인해 발생하는 질병이다(WHO, 2021). 2019년 12월 31일 중국 우한시에서 최초로 보고된 이후 전 세계적으로 빠르게 확산되었다. 코로나19의 주요한 증상으로는 열, 감기, 피로, 미각 또는 후각의 상실 등이 있으며, 심각할 경우 호흡곤란, 가슴통증, 38°C 이상의 고열 등을 경험하게 되는데, 코로나19에 감염된 사람들 중 약 80%는 특별한 병원 치료 없이 회복되지만 약 15%의 사람들은 산소공급이 필요한 심각한 질병으로 이어지고, 5%의 사람들은 중환자로 집중 치료가 필요하며, 심각한 경우 호흡부전, 급성 호흡곤란 증후군, 패혈증 등의 합병증으로 인해 사망에 이르는 것으로 보고되고 있다(WHO, 2021). 세계보건기구(WHO)에 따르면 2022년 8월 10일 현재 전 세계적으로 코로나19 누적 확진자 수는 5억 8,406만명을 넘어섰으며, 이 중 코로나19로 인한 사망자 수는 641만 8,958명이다. 국내 누적 확진자 수는 2022년 8월 11일 현재 2,098만 3,169명이며, 누적 사망자 수는 2만 5,441명이다(질병관리청, 2022).

코로나19는 지난 약 20개월의 기간 동안 전 세계적으로 많은 사람들의 삶에 막대한 영향을 미친 것으로 보고되고 있다. 코로나19의 빠른 확산세는 전 세계 보건·의료체계와 개인의 건강에 직접적으로 막대한 위협이 되었을 뿐만 아니라, 이러한 코로나19의 확산을 막기 위한 각 국가들의 감염 대응책들은 많은 사람들이 그동안 일상적으로 누리던 삶의 방식에 급격한 변화를 초래하였다. 코로나바이러스는 사람들이 대화를 나누거나 기침 또는 재채기를 할 때 공기 중으로 방출되는 비말과 바이러스 입자를 통해 감염되기

때문에(WHO, 2021), 많은 국가들에서 코로나19 감염예방을 위한 대응책으로 마스크 의무화 등 개인위생 방역에 대한 강화와 함께 사람들 간 접촉을 억제하는 물리적·사회적 거리두기를 주요한 정책수단으로 활용하였기 때문이다. 재택명령, 통행금지 등과 같은 락다운(lockdown)이 전 세계 여러 국가 및 지역에서 실시되었고(Hsiang et al., 2020), 많은 국가들에서 락다운과 같은 극단적 수준까지는 아니더라도 사회적 거리두기(social distancing) 명령을 통해 학교 전체 또는 일부에 대한 잠정적 휴교, 대규모 모임 및 집합 금지, 여행 제한, 비필수 상업활동 금지 등을 명령하였다 (Wang et al., 2020; Mohler et al., 2020). 국내의 경우 2020년 3월 21일 국무총리가 '사회적 거리두기 강화를 위한 담화문'을 발표하며 집단감염이 높은 종교시설, 실내 체육시설, 유흥시설에 대한 운영중단을 강력히 권고하고 정부 산하 수련원, 연수원, 도서관, 수영장 등 다중이용 시설 등의 운영 중지를 발표하면서 본격적인 사회적 거리두기가 시작되었다(보건복지부, 2020).

코로나19로 인한 불안정한 세계정세와 국가별 락다운 또는 사회적 거리두기 정책은 국민들의 생산활동과 국가 간 교류에도 많은 영향을 미쳤다. 코로나19가 국제사회에 미친 영향에 대한 UN산하 국제기구들의 연구결과들을 종합적으로 분석한 CCSA의 보고서에 따르면, 코로나19 이후 2020년 4월 전 세계의 제조생산량은 코로나 전인 2019년 동일 기간보다 20% 감소하였으며, 코로나19로 인해 전 세계적으로 약 1억 명의 사람들이 극심한 빈곤에 처하게 된 것으로 나타났다(CCSA, 2020). 또한, 2020년 1분기에는 1억 5,500만개의 정규직 일자리가 사라진데 이어, 2분기에는 4억개의 정규직 일자리가 사라졌고, UNDP에서 매년 국가별 기대수명, 교육 수준, 소득 수준 등을 종합적으로 측정하는 인간 개발 지수(Human Development Index)는 코로나19 발생 이후 급락하고 있는 것으로 나타났다(CCSA, 2020).

많은 국내외 연구들은 코로나19 팬데믹이 개인의 정신건강에 미친 영향에 대해 보고하고 있다. 다수의 연구들에서 코로나19 팬데믹 발생 이후 초기 몇 달간 사람들의 불안, 우울, 정신적 피로움 등이 증가한 것으로 나타났다(Aknin et al., 2022; Pierce et al., 2021). 그러나 일부 연구에서는 코로나19 발생 초기 우울, 불안, 기분 장애와 같은 정신건강 증상들이 증가하지만, 2020년 중반 이후부터는 점차 감소하여 코로나 이전과 유사해졌다고 보고되기도 하며(Robinson, 2022), 코로나19 이후 자살생각은 증가했으나 우울은 유의미하게 증가하지는 않았다는 연구(Connor et al., 2021)도 존재하여 코로나19 발생 이후 장기적 정신건강의 변화계적에 대해서는 보다 많은 후속 연구들이 필요한 상황이다. 국내 연구를 중심으로 살펴보면, 코로나19의 발생은 다양한 연령대 중 특히 노인집단에서 우울을 증가시킨 것으로 나타났다 (김이레, 권진아, 김영주, 2022; 성기욱, 김수진, 문정화, 2021). 국내에는 주로 특정 인구집단을 중심으로 코로나19가 정신건강에 미치는 영향이 연구되었는데, 코로나19 격리경험자의 우울에 대한 연구(정연진, 전해정, 2022; 이승영 외, 2021), 코로나19 이후 사회복지시설 종사자의 정신건강에 대한 연구(양옥경, 심임숙, 2021; 윤명숙, 김요섭, 2020), 코로나19로 인한 취업모의 우울에 대한 연구 (주영선, 이운경, 2022), 코로나19 전담병원 종사자들의 우울에 대한 연구(정연자, 백재성, 2022)가 대표적이다.

2. 코로나19가 청년 정신건강에 미친 영향

코로나19는 전 세계 많은 인구에 영향을 미쳤으나, 특히 학교에서 사회로의 진출을 준비하는 시기에 있는 청년들에게는 더욱 특별한 영향을 미치게 되었다(Power, Hughes, Cotter, & Cannon, 2020). 청년은 국가별, 지역별로 또는 상황에 따라 15세-24세, 15세-29세, 19세-39세 등 다양하게 정의되지만, 국내에서는 2020년 제정된 청년기본법에 따라 만19세 이상 34세 이하의 사람으로 정의된다(청년기본법 제3조 1항). 청

년의 연령대에 대한 기준은 다양하지만, 생애주기 관점에서 청년은 부모와 학교의 보호를 받는 청소년에서 나아가 경제적·사회적으로 독립한 성인으로 전환되는 과정에 있는 이들을 의미한다. 청년기는 이행기적 특성을 갖는 것으로 여겨지는데, 청년들은 주로 교육을 마치고 전일제 임금 근로를 시작하는 학교에서 직장으로의 이행(school to work transition), 원가족으로부터 심리적·경제적으로 독립하는 가족 이행(family transition), 부모와 함께 살던 집에서 독립하는 주거 이행(housing transition) 등을 경험하게 된다(Phillips et al., 2002; Crockett & Bingham, 2010; Roberts, 2013). 그리고 이러한 다양한 이행 과정에서 청년들은 학교 또는 지역사회를 통한 공식적 또는 비공식적 교육, 봉사활동, 인턴, 실습과 같이 직무적 전문성을 쌓을 수 있는 다양한 직무 활동, 친구들 또는 직장 동료들과의 사회적 교류, 세계관을 형성하고 확장시키는 데 기여하는 여행 및 문화생활, 시민으로서의 투표 및 시민단체 참여와 같은 사회 참여 등 다양한 활동들을 통해 성장하게 된다.

그러나 코로나19로 인한 정부의 락다운 또는 사회적 거리두기 조치로 인한 학교 교육의 비대면화, 사적 모임 제한, 여행 제한, 다중 이용시설에 대한 제한은 그동안 청년들이 생애주기 과정에서 자연스럽게 경험했던 수많은 교육, 직무경험, 사회적 교류경험, 문화생활, 시민 사회 참여 경험들의 획득을 어렵게 만들었다(임진선, 전성범, 이평원, 2022; Lehmann et al., 2021). 코로나19 이후 청년실업 역시 급증하였으며, 일자리의 질도 악화되기 시작하였다(Blustein, et al, 2020; 김수현, 2022). 코로나19로 인한 삶의 양식의 변화 중 가장 두드러지는 것은 서비스의 온라인화 또는 비대면화인데, 이는 PC, 휴대폰 등을 통한 온라인 환경에 익숙한 청년들에게 긍정적인 효과 및 만족도를 가져오기도 하였지만(Maqableh & Alia, 2021), 동시에 온라인 서비스를 이용하기 위한 물리적 자원과 경험이 충분하지 않은 취약계층과 그렇지 않은 집단 간의 불평등을 악화시키고(Soudien, 2020), 인터넷 중독(이소영, 양영미, 윤지영, 2021), 사회적 고립(Loades et al., 2020)과 같은 문제를 더욱 심화시켰다. 코로나19 백신 및 치료제 개발의 지연과 코로나19 변이 바이러스의 끊임없는 발생, 확진자 수의 지속적인 증가로 인해 코로나19의 영향력은 장기화되기 시작하면서 포스트코로나 시대라는 새로운 삶의 방식에 적응하기 위해 각 국가와 개인들이 노력하고 있지만(오철호, 2021; 김지원, 2021), 지난 약 20개월 동안 갑작스럽고 빠르게 찾아온 경제·사회구조적 변화와 삶의 양식 변화가 장기적으로 이제 갓 사회에 진입한 청년들에게 어떠한 영향을 미치게 될지에 대해서는 지속적인 연구가 필요하다.

국내외 많은 연구들은 코로나19가 다양한 연령대 중 특히 청년들의 정신건강에 부정적 영향을 미친다는 점을 강조한다(Varma, Junge, Meaklim, & Jackson, 2021; Power et al., 2020). 코로나19 이후 청년들의 우울, 불안, PTSD 경험, 자살 경향성 등 다양한 정신건강 지표가 악화되었다는 결과가 미국(Liu, Zhang, Wong, & Hyun, 2020; Kibbey, Fedorenko, & Farris, 2021), 영국(Evans, Alkan, Bhangoo, Tenenbaum, & Ng-Knight, 2021). 인도(Rehman, Yildirim, & Shah Nawaz, 2022), 폴란드(Debowska, Horeczy, Boduszek, & Dolinski, 2020), 뉴질랜드(Gasteiger, et al. 2021) 등 다양한 국가에서 발표되었다. 코로나19가 청년의 정신건강에 영향을 미치는 기제로서 직업의 불안정성 증대(Ganson, Tsai, Weiser, Benabou, & Nagata, 2021), 취업장벽의 증가(장현진 외, 2022), 외로움의 증가(Lee, Cadigan, & Rhew, 2020; McQuaid, Cox, Ogunlana, & Jaworska, 2021), 락다운으로 인한 사회적 고립의 증가(Dedryver, & Knai, 2021), 알콜 소비의 증가(Coakley et al., 2021; Vera et al., 2021), 인터넷 중독의 증가(이소영, 양영미, 윤지영, 2021; 강선경, 권진, 2021) 등이 보고되었다.

국내에서 코로나19가 청년들의 정신건강에 미친 영향에 대해서는 주로 성인 전체를 대상으로 한 연구

에서 연령대별 특성을 살펴보거나(Lee, Choi, & Lee, 2022), 횡단면 설문조사를 통해 청년들이 코로나19 이후 인지하게 된 우울과 불안 수준을 살펴보는 방식으로 연구가 이루어졌다(Noh & Park, 2022; 신예솔, 박수현, 2022; 박지현, 2021; 안혜령, 홍예지, 2022). 이인정(2021)은 2020년 서울 복지 실태조사 자료를 활용하여 코로나 19 이후 청년 1인가구의 고용, 소득, 감정의 변화가 이들의 우울에 미치는 영향을 위계적 회귀분석을 통해 살펴보았는데, 이 역시 횡단자료를 통한 회고적 응답에 기초하였다는 점에서 한계를 지닌다. 코로나19가 실제로 청년 정신건강 수준에 어떠한 변화를 초래하였는지 보다 정확하게 파악하기 위해서는 종단자료 분석을 통해 코로나 전후의 변화계적을 살펴보는 것이 필요하다.

3. 청년 정신건강에 영향을 미치는 요인

많은 선행연구들은 정신건강에 영향을 미치는 다양한 요인에 대해 탐색해 왔다. 그 중 개인의 성별, 연령, 교육수준, 거주지역, 직업의 유무, 소득수준, 만성질병여부 등과 같은 인구사회학적 특성은 정신건강에 영향을 미치는 주요한 요인으로 잘 알려져 있다(강상경, 정은희, 김병수, 2015; 오찬혁, 유병철, 이명진, 강성홍, 2021). 많은 선행연구들에서는 거의 공통적으로 여성이 남성보다, 교육수준이 낮을수록, 농촌지역에 거주할수록, 미취업자일수록, 소득수준이 낮을수록, 만성질병이 있을수록 우울수준이 높게 나타나는 것으로 보고되고 있으나(강상경, 정은희, 김병수, 2015; 신미아, 박주영, 2022), 연령이 우울 수준에 미치는 영향에 대해서는 일관되지 않다.

또한 선행연구들은 개인의 사회적 관계가 우울에 중요한 영향을 미친다고 보고하고 있다(최유정, 이명진, 최셋별, 2016). 특히 중고령층을 대상으로 한 연구들에서 사회적 관계와 우울의 종단적 상호 인과 관계는 여러차례 검증되었으며(최은영, 엄사랑, 2018; 김진훈, 2019; 박소영, 2018), 1인 가구를 대상으로 한 국내 연구들에서도 사회적 관계에 대한 만족도가 이들의 향후 우울 수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다(유지애, 2020; 정혜은, 2019). 청년기는 부모, 형제와 같은 가족을 넘어 친구들, 동료들 등 가까운 타인들과 사회적 관계를 맺는 중요한 시기이며(진미경, 2011), 이 시기에 부정적 사회적 관계 또는 사회적 고립상태 등을 경험하게 된 청년들은 향후 외로움, 우울감과 같은 정서적 어려움을 겪을 가능성이 높다(유민상, 신동훈, 2021).

여가활동 역시 정신건강에 중요한 영향을 미친다. 노인을 대상으로 한 선행 연구들에서 여가활동 참여가 우울증 및 정서에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며(이은주, 2014; 김현국, 박영순, 송영명, 2012; 조인숙, 2020), 1인가구를 대상으로 한 연구에서도 여가활동 경험과 이에 대한 인식이 행복감에 영향을 미치는 것으로 나타났다(정영금, 윤소영, 2021). 청년을 대상으로 한 연구에서도 청년들의 여가생활 만족도가 정신건강에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다(유예린, 이현실(2021)). 특히 최근 청년들은 일과 삶의 균형을 관점에서 친구들과의 교제, 문화 및 관광, 게임과 같은 여가생활을 매우 중시하고(민경선, 2018; 김지혜, 윤지인, 2020), 권리로서 여가를 인식하는 등(이현서, 2016) 자신의 삶에서 여가생활을 매우 중요시한다는 점을 고려해 볼 때, 청년들의 여가생활과 이에 대한 만족도는 청년들의 정신건강에 많은 영향을 미칠 것으로 예측된다. 실제로 최근 이뤄진 한 연구에서는 청년들의 여가활동 유형이 우울감에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다(주진영, 이세경, 원형중, 2021).

마지막으로, 소득은 그 자체로도 정신건강에 유의미한 영향을 미치지만(Patel et al., 2018), 소득에 대한 만족도((Wang, Li, Teo, & Jaharadak, 2022), 소득에 대한 기대(Ekici & Koydemir, 2014) 등 소득에 대한 주관적 인식도 우울 또는 행복감과 같은 정신건강에 유의미한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다. 특히

본 연구에서 살펴볼 소득 만족도(income satisfaction)는 객관적인 소득에 대한 주관적인 인식을 나타내는 것으로, 상대적 박탈감, 소득 불평등에 대한 인식 등과 밀접한 관련이 있는 것으로 이해된다(D'Ambrosio & Frick, 2007; Sweeney, & McFarlin, 2004). 국내에서 소득만족도를 살펴본 연구는 매우 드물지만, 이와 유사하게 주관적 계층의식이 삶의 만족도에 영향을 미친다는 연구(오준범, 이준협, 2014)가 존재한다. 즉, 객관적 소득수준과 상관없이 체감중산층의 삶 만족도가 체감저소득층보다 더 높은 것으로 나타났다(오준범, 이준협, 2014).

사회적 관계 형성, 여가 활동, 소득수준은 정신건강에 중요한 영향을 미치는 요인임과 동시에 코로나19로 인해 많은 변화를 겪게 된 변수로 파악된다. 먼저, 국내의 경우 2020년부터 3월경부터 시작된 사회적 거리두기로 인한 사적 모임 제한, 다중이용시설 제한 등으로 인해 청년들은 선후배, 직장동료, 친구 등 다양한 대인관계 형성에 변화와 어려움을 겪은 것으로 나타났다(이혜은, 이순희, 2021). <국민여가활동조사>를 활용하여 15세 이상 국민의 코로나19 전후 여가생활 변화를 비교한 연구에 따르면, 코로나 이후 여가 시간은 감소하고, 전반적 여가생활 만족도도 감소한 것으로 나타났다(김의재, 강현욱, 2021). 청소년을 대상으로 한 연구에서도 코로나19 이후 여가활동의 유형에 변화가 있는 것으로 나타났으며(김은혜, 2021), 대학생의 여가활동 제약은 주관적 행복함에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다(박영진, 윤종대, 이봉근, 2021). 또한, 코로나19로 인한 노동시장 악화로 한국의 소득불균형은 더욱 심화되고 있는 것으로 나타났다(김태완, 이주미, 2020). 그러나 이러한 선행연구들은 회고적 기법에 의한 설문조사 또는 질적 인터뷰에 근거하였거나, 청년만이 아닌 전체 인구를 대상으로 변화양상을 확인하고 있다는 점에서 한계를 갖는다. 패널데이터를 활용한 종단 분석을 통해 청년들의 사회적 관계 형성과 여가활동, 그리고 소득에 대한 주관적 인식에 어떠한 종단적 변화가 있었는지 살펴보고, 이러한 변화가 청년들의 코로나19 전후 우울의 변화와 어떠한 관계가 있는지 살펴 보는 것이 필요하다.

4. 연구문제

위와 같은 선행연구들의 연구결과와 한계를 바탕으로, 본 연구는 아래와 같은 네 가지 연구 질문을 갖는다.

첫째, 코로나19 전후 청년의 정신건강은 어떻게 변화하였는가?

둘째, 코로나19 전후 청년의 정신건강은 인구사회학적 특성에 따라 차이가 있는가?

셋째, 코로나19 전후 청년의 삶 만족도(사회적 친분관계 만족도, 여가활동 만족도, 가족수입 만족도)는 어떻게 변화하였는가?

넷째, 코로나19 전후 청년의 삶 만족도 변화는 정신건강 변화에 영향을 미치는가?

제3절 연구방법

1. 데이터 및 분석대상

본 연구는 2019년부터 2021년까지 코로나19를 전후로 한 청년 우울을 측정하기 위해 한국복지패널의 14차년도(2019년), 15차년도(2020년), 16차년도(2021년) 응답값을 분석하기 위해 1-16차 결합데이터를 활용하였다. 한국복지패널은 2006년부터 시작된 국가승인통계(제331009호)로서, 국민의 사회경제적 특성, 복지 실

태, 복지 욕구를 종합적으로 파악하기 위해 제주도를 포함한 전국의 가구를 대상으로 실시되는 종단면 조사이다(정은희 외, 2021). 결합데이터는 1차년도부터 16차년도까지 가구 및 가구원 정보가 모두 포함된 종단면 데이터로서, 가구원별 특정 변수의 변화궤적에 대한 분석을 가능하게 한다.

본 연구는 결합데이터 중 14-16차년도 자료를 활용하였으며, 14-16차년도 한국복지패널의 조사기간 및 표본가구 수는 다음 표와 같다. 14차년도 한국복지패널의 조사기간은 2019년 2월 18일부터 5월 21일까지로, 국내에 코로나19 환자가 처음 발생한 2020년 1월 20일 이전에 조사된 마지막 데이터이다. 15차년도 한국복지패널은 2020년 6월 5일부터 9월 24일까지 수집되었으며, 국내 코로나 확산이 심화되면서 2020년 3월부터 첫 사회적 거리두기가 시작된 이후 수집된 첫 번째 자료이다. 조사기간 당시 코로나19 확진자 수는 매일 약 3,086명이었으며, 중앙재난안전대책본부에서 사회적 거리두기가 실시되면서 방역수칙 준수, 불필요한 외출 자제, 다중이용시설의 운영 제한 등이 실시된 이후 다중 이용시설의 운영이 통제되던 시기였다. 16차년도 한국복지패널은 2021년 3월 15일부터 2021년 6월 24일까지 수집되었는데, 코로나19 발생 후 약 15개월이 경과된 시점에서 측정된 자료로, 매일 17,000명 내외의 확진자가 발생했던 시기(통계청, 2022)에 조사된 데이터이다. 코로나19의 장기화와 사회적 거리두기로 인해 국민적 피로도가 누적된 시기라고 할 수 있다. 본 연구에서 분석에 활용된 표본은 2019년 당시 만19세에서 34세인 청년 중 14차년도부터 16차년도까지 3개년도 조사에 모두 참여한 이들을 대상으로 하였다. 이에 따라 본 연구 분석에 포함된 분석 대상은 총 1,195명이다.

<표 1> 한국복지패널 14-16차년도 특성

	조사기간	조사기간 코로나19 상황	조사원료 표본가구
14차년도 (2019년도)	2019.2.18. - 2019.5.21.	코로나19 발생 전	6,331가구
15차년도 (2020년도)	2020.6.5. - 2020.9.24.	매일 약 3,086명 확진 사회적거리두기 실시	6,029가구
16차년도 (2021년도)	2021.3.15. - 2021.6.24	매일 약 16,594명 확진 사회적거리두기 실시	5,996가구

출처: 조사기간 및 표본가구는 정은희 외(2021), 여유진 외(2020), 여유진 외 (2019), 코로나19 상황은 저자 작성

2. 변수의 측정

먼저, 본 연구의 종속변수는 우울이다. 한국복지패널에서는 가구원조사지에서 CESD-11 척도의 11가지 문항을 활용하여 우울수준을 측정하고 있다. 질문은 '(2021년 조사시점을 기준으로) 귀하는 지난 1주일간 얼마나 자주 다음과 같이 느끼셨습니까?' 이며, 세부적으로 '㉠ 먹고 싶지 않고 식욕이 없다', '㉡ 비교적 잘 지냈다', '㉢ 상당히 우울했다' 등 11가지 문항에 대해 각각 '극히 드물다(1주일에 1일 미만)', '가끔 있었다(1주일에 1-2일간)', '종종 있었다(일주일에 3-4일간)', '대부분 그랬다(일주일에 5일 이상)' 등 리커트식 4점 척도로 응답하도록 구성되어 있다. 본 연구에서는 CESD-11 척도의 11가지 문항에 대한 응답값을 0-3 점으로 변환하여 합산한 후 20/11을 곱하여 계산하였으며, 역문항은 역채점하였다. 이에 따르면, 우울 수준은 0에서 60점 사이의 값을 가지며, 높은 값은 높은 우울 수준을 의미한다.

다음으로, 독립변수는 사회적 친분관계 만족도, 여가 만족도, 가족수입 만족도이다. 한국복지패널에서는 생활실태에 대한 문항으로 사회적 친분관계에 대한 만족도, 여가생활에 대한 만족도, 가족의 수입에 대한 만족도를 측정하고 있다. 질문은 '다음 각 항목에 대하여 귀하의 만족도는 어느정도입니까?'이며, 사회적

친분관계, 여가생활, 가족의 수입에 대해 '매우 불만족, '대체로 불만족, '그저 그렇다, '대체로 만족, '매우 만족' 등 리커트식 5점 척도로 응답하도록 구성되어 있다. 본 연구에서는 매우 불만족을 1, 대체로 불만족을 2, 그저 그렇다를 3, 대체로 만족을 4, 매우 만족을 5로 코딩하여 분석에 활용하였다. 1-5점 사이의 값 중 높은 값을 가질수록 높은 만족도 수준을 의미한다.

마지막으로, 통제변수는 성별, 연령, 교육수준, 취업여부, 소득수준, 지역이다. 모든 통제변수는 2019년에 조사된 16차년도 데이터값을 기준으로 분석에 포함하였다. 성별은 남성은 0, 여성은 1로 코딩하였다. 연령은 19-34세 사이의 연속값을 가지며, 분석시에는 ① 19-24세, ② 25-29세, ③ 30-34세로 범주화하여 분석하였다. 교육수준은 고졸이하는 0, 고졸초과인 경우 즉 전문대 재학 이상의 최종학력을 가진 경우 1로 코딩하였다. 취업여부는 2018년 12월 31일 기준 경제활동 참여 상태에 대한 응답에서 '실업자(지난 4주간 적극적으로 구직활동을 함)' 또는 '비경제활동인구'로 응답한 경우는 미취업자로 분류하여 0으로 코딩하였으며, '상용직/임시직/일용직 임금근로자', '자활근로, 공공근로, 노인일자리 참여자', '고용주', '자영업자', '무급가족종사자' 라고 응답한 경우 취업자로 분류하여 1로 코딩하였다. 소득수준은 2018년 1년 동안(2018.1.1. - 12.31) 균등화소득에 따른 가구구분 변수를 활용하였다. 한국복지패널 결합데이터에서는 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 기준으로 일반가구와 저소득층가구를 분류하고 있는데, 해당 변수를 그대로 활용하여 일반가구는 0, 저소득층 가구는 1로 코딩하였다. 지역은 2019년 조사 당시 거주하고 있는 주소지를 기준으로 서울, 경기, 인천일 경우에는 수도권으로 1로 코딩하였으며, 그 외 지역은 비수도권으로 0으로 코딩하였다.

<표 2> 변수의 측정 요약

변수유형	변수	측정
종속변수	우울	CESD-11 척도의 11가지 문항을 0-3점으로 변환하여 합산 후 20/11을 곱하여 계산 (*역문항은 역채점)
독립변수	사회적 친분관계 만족도	사회적 친분관계에 대한 만족도 ① 매우 불만족, ② 대체로 불만족, ③ 그저 그렇다, ④ 대체로 만족, ⑤ 매우 만족
	여가생활 만족도	여가생활에 대한 만족도 ① 매우 불만족, ② 대체로 불만족, ③ 그저 그렇다, ④ 대체로 만족, ⑤ 매우 만족
	가족수입 만족도	가족수입에 대한 만족도 ① 매우 불만족, ② 대체로 불만족, ③ 그저 그렇다, ④ 대체로 만족, ⑤ 매우 만족
통제변수	성별	남성(=0), 여성(=1)
	연령	19-34 사이의 연속값을 ① 19-24세, ② 25-29세, ③ 30-34세로 범주화하여 분석
	교육수준	고졸 이하(=0), 고졸 초과 (=1)
	취업여부	주된 경제활동 참여상태가 실업자 또는 비경제 활동인구인 경우 미취업 (=0), 임금근로자, 일자리사업 참여자, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자의 경우 취업(=1)
	소득수준	균등화소득에 따른 가구구분 변수(공공부조 이전 균등화 경상소득의 중위 60% 기준)활용, 일반가구(=0), 저소득가구(=1)
	지역	서울, 경기, 인천은 수도권(=1), 그 외 지역은 비수도권(=0)

4. 분석 방법

본 연구에는 크게 두 가지 방법이 활용되었다. 먼저, SPSS Statistics 27(IBM, 2020)을 활용하여 기술통계를 실시하여 주요 변수에 대한 표본의 특성을 살펴보았다. 먼저, 코로나19 발생 전인 19년과 발생 1년차인 2020년, 발생 2년차인 2021년의 우울 수준, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 가족수입 만족도에 대해 평균 및 표준편차 분석을 실시하여 시계열적으로 살펴보았을 때 이들 변수값에 변화가 있는지 확인하였다. 통제변수인 성별, 연령, 교육수준, 취업여부, 소득수준, 지역에 대해서는 2019년 응답값을 기준으로 빈도분석을 실시하였다.

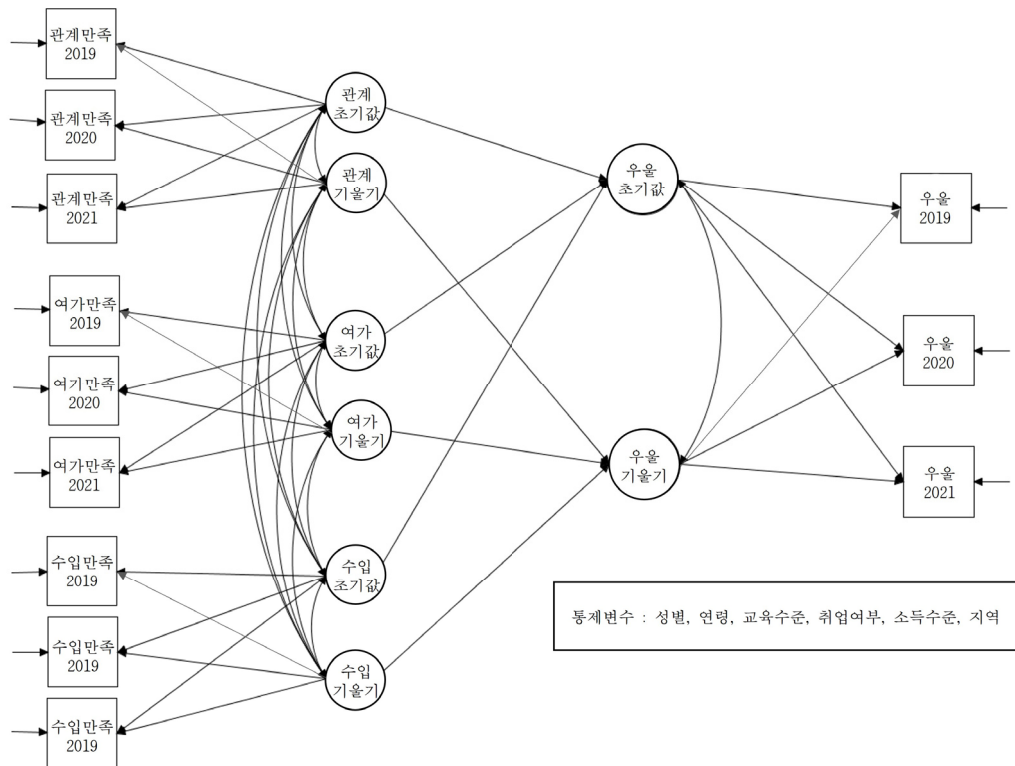
이후 본 연구의 연구 문제인 코로나19 전후 청년의 우울수준 변화궤적, 삶 만족도 변화궤적, 삶 만족도 변화궤적이 우울수준 변화궤적에 미치는 영향을 살펴보기 위해 Mplus Version 8.8(Muthen & Muthen, 2022)을 활용하여 잠재성장모형(Latent Growth Curve Model)을 분석하였다. 잠재성장모형 분석은 시간이 경과함에 따라 변수가 통계적으로 유의미하게 선형적으로(linear growth) 또는 비선형적으로(nonlinear growth) 변화하는지 살펴보는 분석방법이다. 선형 잠재성장모형에서는 초기값(intercept)과 기울기(slope) 값을 도출하며, 비선형 잠재성장모형에서는 2차 함수값(Quadratic)을 추가적으로 도출한다. 본 연구에서는 3개년도 데이터를 대상으로 하여 선형모형과 비선형 모형을 검증한 결과, 선형모형이 더 적합한 것으로 나타나 선형모형의 결과만을 제시하였다. 선형 잠재성장모형 결과에 따라 우울의 변화궤적을 분석한 후, 인구사회학적 특성별 우울의 변화궤적 차이를 살펴보았다. 또한, 세 가지 삶 만족도 변화궤적을 차례로 분석한 후, 삶 만족도 변화궤적이 우울의 변화궤적에 영향을 미치는지 살펴보았다.

잠재성장모형에서 연구모형의 적합도는 주요 적합지수(fit index)인 χ^2 통계량(Chi-square statistics), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), CFI(comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index)를 기준으로 판단하였다. 일반적으로 χ^2/df 가 3 미만, RMSEA가 0.08 미만, CFI 가 0.9 이상, TLI 가 0.9 이상일 경우 연구모형의 적합도가 좋은 것으로 파악하며 (Hu & Bentler, 1998), 본 연구도 해당 기준에 모형 적합도 분석을 실시하였다.

5. 연구모형

본 연구는 코로나19 팬데믹이 발생하기 직전인 2019년과 코로나19 팬데믹이 발생한 후 1년차인 2020년, 2년차인 2021년 청년의 우울 변화궤적을 먼저 살펴본다. 이후, 2019년부터 2021년까지 청년들의 삶 만족도에 대한 변화궤적을 사회적 친분관계에 대한 만족도, 여가생활에 대한 만족도, 가족수입에 대한 만족도를 중심으로 살펴보고, 세 가지 삶 만족도 변화궤적이 청년의 우울 변화궤적에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이때 인구사회학적 특성인 성별, 연령, 교육수준, 취업여부, 소득수준, 지역은 2019년 기준으로 통제 변수로 설정되었다. 연구모형을 그림으로 나타내면 다음 그림1과 같다.

[그림 1] 연구모형



제4절 연구결과

1. 표본 특성

본 연구의 표본 특성은 표3과 같다. 먼저, 종속변수인 우울을 살펴보면, 코로나 전이었던 2019년 우울 수준의 평균은 3.95(SD=6.85)로 나타났다. 이후 2020년 우울은 4.28(SD=7.02), 2021년 우울은 5.10(SD=7.61)으로 점차 증가한 것으로 나타났다. 다음으로 독립변수인 사회적 친분관계 만족도를 살펴보면, 코로나 전 2019년의 경우 사회적 친분관계 만족도의 평균은 3.84(SD=0.61)로 나타났다. 이후, 2020년 3.82(SD=0.59), 2021년 3.80(SD=0.65)로 미미하지만 사회적 친분관계의 만족도가 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타났다. 여가생활 만족도의 평균은 2019년 3.53(SD=0.73), 2020년 3.50(SD=0.77), 2021년 3.41(SD=0.83)로 역시 만족도가 감소하고 있는 것으로 나타났다. 가족수입 만족도는 2019년 3.17(SD=0.82), 2020년 3.33(SD=0.83), 2021년 3.31(SD=0.86)로 나타났다.

통제변수로 인구사회학적 특성을 살펴보면, 성별은 남성이 41.4% (n=495), 여성이 58.6% (n=700)으로 여성의 수가 조금 더 많이 분포하였다. 평균 연령은 25.8세(SD=4.38)이며, 연령대별로 살펴보면 19-24세가 41.4%(n=495), 25-29세가 33.8%(n=404), 30-34세가 24.8%(n=296)로 나타났다. 교육수준은 고졸 이하가 25.2%(n=301), 전문대 입학 이상의 고졸초과가 74.8%(n=894)였다. 소득수준은 일반가구 청년이 90.2%(n=1,078), 저소득가구 청년이 9.8%(n=117)로 나타났다. 지역의 경우, 서울·인천·경기도 등 수도권 거주 청년은 43.8%(n=523), 비수도권 거주 청년은 56.2%(n=672)로 나타났다.

<표 3> 표본 특성

변수		사례수	비율 (%)	최소	최대	평균	표준편차	
종속 변수	우울	2019 우울 (코로나 전)	1037		0.00	56.36	3.95	6.85
		2020 우울 (코로나 1년차)	1112		0.00	52.73	4.28	7.02
		2021 우울 (코로나 2년차)	1096		0.00	54.55	5.10	7.61
독립 변수	사회적친분관계만족도	2019 사회적친분관계만족도	1037		1.00	5.00	3.84	0.61
		2020 사회적친분관계만족도	1112		1.00	5.00	3.82	0.59
		2021 사회적친분관계만족도	1096		1.00	5.00	3.80	0.65
	여가생활만족도	2019 여가생활만족도	1037		1.00	5.00	3.53	0.73
		2020 여가생활만족도	1112		1.00	5.00	3.50	0.77
		2021 여가생활만족도	1096		1.00	5.00	3.41	0.83
	가족수입만족도	2019 가족수입만족도	1037		1.00	5.00	3.17	0.82
		2020 가족수입만족도	1112		1.00	5.00	3.33	0.83
		2021 가족수입만족도	1096		1.00	5.00	3.31	0.86
통제 변수	성별	남	495	41.4				
		여	700	58.6				
	연령 (2019)	평균	1195		19.00	34.00	25.80	4.38
		19-24세	495	41.4				
		25-29세	404	33.8				
	교육수준 (2019)	30-34세	296	24.8				
		고졸이하	301	25.2				
	취업여부 (2019)	고졸초과	894	74.8				
		미취업자	553	46.3				
	소득수준 (2019)	취업자	642	53.7				
		일반가구	1078	90.2				
	지역 (2019)	저소득가구	117	9.8				
비수도권		672	56.2					
	수도권	523	43.8					

2. 코로나19 전후 청년 우울 변화

본 연구의 첫 번째 연구질문과 관련하여 코로나19 전후 청년들의 우울 수준 변화를 살펴보았다. 먼저, 코로나 19 전후하여 전체 청년들의 평균적인 우울 변화계적을 살펴 보았다. 표4는 코로나19 전후 청년 우울 변화계적에 대한 잠재성장모형 결과를 나타낸다. 먼저, 모형의 적합도를 살펴보면, x^2/df , RMSEA, CFI, TLI 등 네 가지 적합지수가 모두 기준을 충족하여 모형 적합도는 좋은 것으로 나타났다.

코로나19 발생 전 청년들의 우울 초기값의 평균은 3.893($p < .001$)였으며, 2019년부터 2021년까지의 변화율은 0.561($p < .001$)로 나타났다. 즉, 선형 잠재성장모형에 따를 때 코로나19 발생 전인 2019년 청년들의 평균 우울수준은 3.893이었으나, 코로나 이후 우울수준은 2021년까지 매년 0.561씩 증가하였으며, 초기값과 변화율은 통계적으로 유의미하였다. 초기값과 변화율의 상관관계는 -5.205 ($p < .001$)로 나타났는데, 이는 초기 우울수준이 높을수록 매년 우울의 증가량은 감소하는 것을 의미한다.

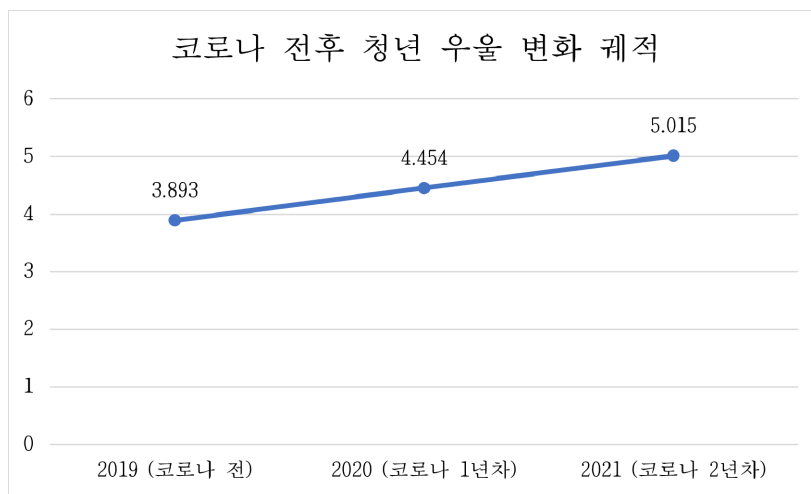
<표 4> 코로나19 전후 청년 우울 변화계적

		평균(표준오차)	변량(표준오차)
초기값		3.893(0.203)***	23.270(3.056)***
변화율		0.561(0.137)***	5.495(1.584)**
초기값-변화율의 상관		-5.205(1.843)**	
Model Fit	x^2 (df)	1.350 (1)	
	RMSEA	0.017	
	CFI	0.999	
	TLI	0.996	

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

이러한 청년들의 우울수준 변화계적을 그림으로 나타내면 그림2와 같다. 선형 잠재성장모형에 따를 때, 코로나19 발생 전인 2019년 청년들의 평균 우울 수준은 3.893이었으나, 코로나19 이후 평균적으로 0.561씩 증가하여 2020년에는 4.454, 2021년에는 5.015 수준으로 증가한 것으로 나타났다.

[그림 2] 코로나19 전후 청년 우울 변화 계적



3. 인구사회학적 특성에 따른 코로나19 전후 청년 우울 변화

다음으로, 두 번째 연구문제와 관련하여 인구사회학적 특성별로 이러한 우울 변화계적에 차이가 있는지 살펴보았다. 위에서 살펴본 우울 변화계적 모형에서 인구사회학적 특성별로 두 가지 그룹으로 분류하여 그룹 간 계적의 차이를 각각 살펴보았다. 먼저, 성별로 어떠한 차이가 있는지 살펴본 결과, 여성의 우울 초기값은 4.555(p<.001)로, 남성의 우울 초기값 2.933(p<.001) 보다 높게 나타났으며, 여성의 우울 변화율 0.617(p<.01) 역시 남성의 우울 변화율 0.473(p<.01) 보다 높게 나타나 여성 청년들이 남성 청년들 보다 코로나 이후 더욱 큰 폭으로 우울 수준이 상승한 것으로 나타났다. 연령대별 차이를 살펴본 결과, 19-24세 초기 청년들이 25-34세 중·후기 청년들에 비해 우울 수준의 초기값(3.972, p<.001)과 변화율(0.592, p<.001)이 미미하게 높은 것으로 나타나, 20대 초반 청년들이 20대 중후반 또는 30대 청년들보다 코로나 이후 우울이 더욱 큰 폭으로 증가한 것으로 나타났다. 교육수준별 차이를 살펴본 결과, 고졸이하 청년의 우울 초

기값은 4.815(p<.001)로 고졸 초과 청년의 우울 초기값 3.618(p<.001)보다 높게 나타났다. 고졸이하 청년들과 고졸초과 청년들 모두 코로나19 이후 우울 변화량이 증가한 것으로 나타났으나, 고졸초과 청년들의 변화율은 통계적으로 유의미한 반면, 고졸미만 청년들의 변화율은 통계적으로 유의미하지는 않았다.

취업여부별 차이를 살펴본 결과, 미취업자의 초기 우울 수준은 4.098(p<.001)로 취업자의 우울수준보다 높게 나타났으며, 특히 미취업자의 우울 증가율은 0.878(p<.001)로 취업자의 우울 증가율보다 훨씬 높게 나타났다. 소득수준별 차이를 살펴보면, 일반가구 청년들의 우울 증가율이 0.597(p<.001)로 저소득가구 청년들의 우울 증가율보다 두드러지게 높게 나타났다. 지역별 차이를 살펴본 결과, 우울의 초기값은 수도권 청년들이 4.465(p<.001)로 비수도권 청년들의 우울 3.436(p<.001) 보다 높게 나타났으나, 코로나 이후 우울의 증가폭은 비수도권 청년들이 0.570(p<.01)로, 수도권 청년들 0.555(p<.05) 보다 다소 높게 나타났다.

<표 5> 인구사회학적 특성별 우울 변화계적

인구사회학적 특성		우울 궤적		Model Fit			
		초기값(표준오차)	변화율(표준오차)	$\chi^2(df)$	RMSEA	CFI	TLI
성별	남	2.933(0.233)***	0.473(0.179)**	1.193(2)	0	1	1
	여	4.555(0.300)***	0.617(0.194)**				
연령	19-24세	3.972(0.250)***	0.592(0.165)***	1.463(2)	0	1	1
	25-34세	3.762(0.345)***	0.534(0.239)*				
교육 수준	고졸이하	4.815(0.584)***	0.561(0.343)	2.436(2)	0.019	0.998	0.995
	고졸초과	3.618(0.205)***	0.547(0.149)***				
취업 여부	미취업자	4.098(0.372)***	0.878(0.240)***	2.399(2)	0.018	0.999	0.996
	취업자	3.721(0.223)***	0.295(0.158)				
소득 수준	일반가구	3.736(0.206)***	0.597(0.142)***	1.994(2)	0	1	1
	저소득가구	5.448(0.841)***	0.159(0.511)				
지역	비수도권	3.436(0.261)***	0.570(0.170)**	1.336(2)	0	1	1
	수도권	4.465(0.318)***	0.555(0.223)*				

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

인구사회학적 특성별 우울 변화계적의 차이를 그림으로 나타내면 다음 그림3과 같다. 특히 집단 간 변화계적에서 기울기에 큰 편차를 보이는 인구사회학적 특성은 취업여부와 소득수준이다. 2019년 당시 미취업자였던 청년들은 취업자였던 청년들에 비해 코로나19 이후 우울 수준이 더욱 큰 폭으로 매년 상승한 것으로 나타났다. 집단 간 격차는 매년 점차 벌어지고 있는 것으로 나타났으며, 향후 코로나19가 더욱 장기화될 경우 취업자와 미취업자 청년 간의 우울 수준 격차는 더욱 벌어질 것으로 추측된다. 소득수준에서는 저소득가구 청년들의 우울수준은 초기값 5.448에서 유의미하게 증가하지 않은데 비해, 일반가구 청년의 우울수준은 초기값 3.736에서 매년 0.597씩 매우 큰 폭으로 증가하였다. 이에 따라, 2019년에는 일반가구 청년의 우울수준은 저소득가구 청년 우울수준의 약 70% 정도였으나, 2021년에는 일반가구 청년의 우울수준이 저소득가구 청년 우울수준의 약 86% 정도로 증가하여, 일반가구의 청년들도 저소득가구 청년들과

유사하게 높은 수준의 우울을 갖게 된 것으로 파악되었다.

[그림 3] 인구사회학적 특성에 따른 코로나19 이후 청년 우울 변화 궤적



4. 코로나19 이후 청년 삶 만족도 변화

세 번째 연구문제는 코로나19 이후 청년들의 삶 만족도에 어떠한 변화가 있는지 살펴보는 것이다. 본 연구에서는 사회적 친분관계에 대한 만족도, 여가생활 만족도, 가족수입에 대한 만족도를 중심으로 살펴보았으며, 그 결과는 다음 표6과 같다. 먼저, 청년들의 사회적 친분관계에 대한 만족도에 대한 선형 잠재성장모형에서 초기값은 3.841(p<.001), 변화율은 -0.024(p<.05)로 나타났다. 즉, 코로나19 이후 청년들의 사회적 친분관계에 대한 만족도는 통계적으로 유의미하게 감소하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 여가생활 만족도의 경우 선형 잠재성장모형에서 초기값은 3.541(p<.001), 변화율은 -0.06(p<.001)로 나타났다. 여가생활에 대한 만족도 역시 코로나19 역시 통계적으로 유의미하게 감소하고 있는 것으로 나타났다. 가족수입에 대한 만족도의 초기값은 3.204(p<.001), 변화율은 0.069(p<.015)로 나타났다. 사회적 친분관계 및 여가생활에 대한 만족도와 달리, 가족수입에 대한 만족도는 코로나 이후 오히려 통계적으로 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 가족수입에 대한 만족도가 증가한 결과에 대해서는 실제 연간 가처분소득의 증가로

인해 만족도가 증가했을 가능성이 있다. 실제로 한국복지패널 데이터 분석 결과 청년이 속한 가구들의 연간 가처분소득 평균값은 2019년 조사시 6,605만원(2018년 기준), 2020년 조사시 6,892만원(2019년 기준), 2021년 조사시 7,013만원(2020년 기준)으로 증가하였기 때문이다. 가구원 수를 고려한 균등화된 가처분 소득 역시 2019년 조사시 3,633만원(2018년 기준), 2020년 조사시 3,844만원(2019년 기준), 2021년 조사시 4,002만원(2020년 기준)으로 증가하였다. 또한, 가족수입에 대한 만족도는 일반적으로 상대적 비교를 통해 주관적으로 인식되므로, 코로나19로 인해 많은 사람들이 실업, 폐업 등 심각한 경제적 타격을 입은 것을 인지한 상황에서 본인이 인식하는 가족수입에 대한 만족도가 상대적으로 증가했을 가능성도 있다.

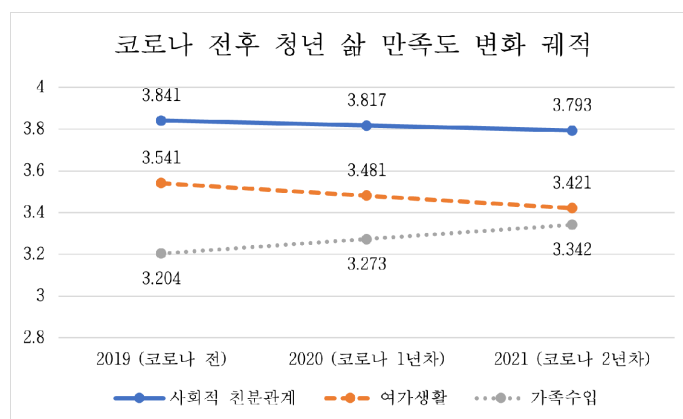
<표 6> 코로나19 전후 청년 삶 만족도 변화계적

		사회적 친분관계 만족도 (표준오차)	여가생활 만족도 (표준오차)	가족수입 만족도 (표준오차)
초기값		3.841(0.017)***	3.541(0.022)***	3.204(0.024)***
변화율		-0.024(0.012)*	-0.06(0.016)***	0.069(0.015)***
초기값-변화율 관계		0.008(0.015)	-0.067(0.023)**	-0.005(0.025)
Model Fit	$\chi^2(df)$	0.003(1)	1.297(1)	12.903(1)
	RMSEA	0	0.016	0.101
	CFI	1	0.998	0.959
	TLI	1	0.993	0.878

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

코로나19 전후 청년 삶 만족도 변화 계적을 그림으로 나타내면 다음 그림4와 같다. 코로나19 이후 청년들의 사회적 친분관계와 여가생활에 대한 만족도는 감소하는 경향을, 가족수입에 대한 만족도는 증가하는 경향을 보이는 것으로 나타났다.

[그림 4] 인구사회학적 특성에 따른 코로나19 전후 청년 우울 변화 계적



5. 코로나19 전후 청년 삶 만족도 계적과 우울 계적과의 관계

마지막으로, 코로나19 전후 청년의 삶 만족도 변화가 우울 수준의 변화에 영향을 미치는지 잠재성장모형을 통해 살펴보았으며, 그 결과는 다음 표7과 같다. 먼저, 인구사회학적 변수만을 투입한 인구사회학적

모형을 살펴본 결과, 우울수준의 초기값에는 성별, 연령, 교육수준, 소득수준, 지역이 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 여성이 남성보다($B=1.727, p<.001$), 30대 초반이 20대 초반보다($B=1.204, p<.05$), 저소득가구 청년이 일반가구 청년보다($B=1.723, p<.05$), 수도권 청년이 비수도권 청년보다($B=1.069, p<.01$) 2019년 당시의 초기 우울 수준이 높은 것으로 나타났다. 전문대 입학 이상의 청년들이 고졸 이하 청년들보다 2019년 당시의 초기 우울 수준이 낮은 것으로 나타났다($B=-1.349, p<.01$). 코로나19 이후 우울의 변화율에 대해서는 인구사회학적 특성 중 취업여부만이 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 즉, 2019년 당시 취업자인 청년은 미취업자인 청년보다 코로나19 발생 이후 우울의 증가율이 유의미하게 낮은 것으로 나타났다($B=-0.759, p<.05$). 이는 역으로, 코로나19 이후 미취업자인 청년의 우울수준이 취업자인 청년의 우울수준보다 유의미하게 큰 폭으로 증가했음을 의미한다.

사회적 친분관계 만족도 모형에서는 인구사회학적 변수에 더해 사회적 친분관계에 대한 만족도 변화율을 독립변수로 투입하여 살펴보았다. 인구사회학적 변수를 통제하였을 때, 사회적 친분관계만족도의 초기값은 우울의 초기값에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-9.47, p<.001$). 즉, 2019년에 친분관계에 대한 만족도가 높은 청년일수록 2019년 우울의 수준이 낮은 것으로 나타났다. 또한, 친분관계에 대한 만족도 변화율은 우울의 변화율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-12.998, p<.001$). 즉, 코로나 이후 친분관계에 대한 만족도가 더 큰 폭으로 증가한 청년일수록 우울 수준은 더 큰 폭으로 감소하였다($B=-12.998, p<.001$). 독립변수를 투입한 이 모형에서도 여전히 취업여부는 우울의 변화율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-0.748, p<.05$).

여가생활 만족도 모형에서는 인구사회학적 변수를 통제하였을 때, 여가생활에 대한 만족도 초기값이 우울의 초기값에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-5.767, p<.001$). 즉, 2019년 당시 여가생활 만족도가 높은 청년일수록 2019년의 우울 수준도 낮아지는 것으로 나타났다. 코로나19 이후 여가생활 만족도의 변화율은 우울 변화율에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-7.25, p<.01$). 즉, 코로나19 이후 여가생활 만족도가 더 큰 폭으로 상승한 청년일수록 우울이 더 큰 폭으로 감소한 것으로 나타났다($B=-7.25, p<.01$).

가족수입 만족도 모형에서는 2019년 당시 가족수입 만족도가 높은 청년일수록 우울의 수준이 통계적으로 유의미하게 낮은 것으로 나타났으나($B=-3.975, p<.001$), 가족수입 만족도의 변화율은 우울의 변화율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다.

독립변수인 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 가족수입 만족도를 모두 모형에 투입한 통합모형에서는 우울의 초기값에는 여가생활 만족도 초기값($B=-5.449, p<.001$), 가족수입 만족도 초기값($B=-2.098, p<.05$)이 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 코로나19 이후 우울의 변화율에 영향을 미치는 독립변수는 여가생활 만족도 변화율($B=3.833, p<.001$), 가족수입만족도 변화율($B=-3.203, p<.01$)로 나타났다. 즉, 코로나19 이후 여가생활에 대한 만족도가 더 큰 폭으로 증가한 청년일수록, 가족수입에 대한 만족도가 더 큰 폭으로 증가한 청년일수록, 우울 수준은 더 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타났다. 이는 역으로, 여가생활에 대한 만족도와 가족수입에 대한 만족도가 더 큰 폭으로 감소한 청년일수록 우울의 정도가 더 큰 폭으로 증가하였다는 사실을 시사한다.

<표 7> 코로나19 전후 청년 삶 만족도 궤적과 우울 궤적과의 관계

변수	인구사회학적 모형		사회적친분관계 만족도 모형		여가생활 만족도 모형		가족수입 만족도 모형		통합모형		
	우울 초기값	우울 변화율	우울 초기값	우울 변화율	우울 초기값	우울 변화율	우울 초기값	우울 변화율	우울 초기값	우울 변화율	
친분관계만족도 초기값			-9.47***						1.489		
친분관계만족도 변화율				-12.998***						0.537	
여가생활만족도 초기값					-5.767***				-5.449***		
여가생활만족도 변화율						-7.25**				-3.833***	
가족수입만족도 초기값							-3.975***		-2.098*		
가족수입만족도 변화율								-7.077		-3.203**	
성별 (여=1)	1.727***	0.167	1.599***	0.272	1.671***	0.144	1.681***	0.161	1.495***	0.284	
연령 (25-29세)	0.964	0.540	0.523	0.515	0.705	0.457	0.692	0.482	0.418	0.481	
연령 (30-34세)	1.204*	0.330	0.569	0.432	0.855	0.313	0.954	0.272	0.416	0.449	
교육수준 (고졸초과=1)	-1.349**	-0.024	-0.626	-0.140	-0.130*	-0.147	-0.931	-0.016	-0.449	-0.232	
취업여부 (취업자=1)	-0.633	-0.759*	-0.280	-0.748*	-0.457	-0.783*	-0.586	-0.786*	-0.344	-0.787**	
소득수준 (저소득=1)	1.723*	-0.535	1.066	-0.612	0.959	-0.583	0.209	-0.741	-0.007	-0.639	
지역 (수도권=1)	1.069**	-0.006	0.925*	-0.011	0.962*	0.079	0.832*	-0.028	0.762	0.059	
Model Fit	$\chi^2(df)$	6.978(8)		110.804(37)		111.127(37)		201.308(37)		586.737(110)	
	RMSEA	0.000		0.041		0.041		0.062		0.061	
	CFI	1.000		0.909		0.891		0.818		0.813	
	TLI	1.000		0.860		0.832		0.72		0.744	

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

제5절 결론

본 연구는 코로나19 이후 국내 청년의 우울 수준에 어떠한 변화가 있었는지 종단적으로 살펴보고, 코로나19 전후 청년의 삶 만족도 수준에 대한 변화가 청년의 우울 궤적에 영향을 미쳤는지 살펴보는 것을 목적으로 하였다. 한국복지패널의 14차년도(2019년), 15차년도(2020년), 16차년도(2021년) 자료를 활용하였으며, 2019년 당시 만19세-34세이며 14-16차년도 조사에 모두 참여한 이들을 대상으로 분석을 실시하였다 (n=1,195). 이후 SPSS v.27을 활용한 기술통계분석, Mplus Version 8.8을 활용한 잠재성장모형 분석을 실시하여 결과를 도출하였다.

주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 코로나19 전후 전체 청년의 우울 수준은 통계적으로 유의미하게 선형적으로 증가한 것으로 확인되었다. 코로나19와 같은 특수한 상황이 발생되지 않았던 상황에서 일반적으로 우울 수준은 시간이 지날수록 감소하는 경향이 있으나(강상경, 정은희, 김병수, 2015), 본 연구에서는

코로나19 발생 전(2019년), 발생 후 1년차(2020년), 발생 후 2년차(2021)에 청년의 우울 수준이 매년 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 이는 종단적으로 살펴보았을 때 코로나19로 이후 청년들의 우울수준이 유의미하게 증가했다는 해외의 선행연구들(Pierce et al., 2020; Magson et al., 2021)과 일치한다.

둘째, 코로나19 이후 청년의 우울계측은 인구사회학적 특성에 따라 다르게 나타났다. 특히, 코로나가 발생하기 전인 2019년에 취업상태였는지 여부에 따라 코로나19 이후 청년들의 우울 수준 격차가 점점 더 큰 폭으로 벌어지고 있는 것으로 나타났다. 즉, 코로나 발생 이전인 2019년 취업자의 우울 수준(3.721)과 비취업자의 우울수준(4.098) 격차는 0.377에 불과하였으나, 취업자는 코로나19 이후 우울수준이 매년 0.295씩 완만하게 상승한 반면 비취업자의 우울수준은 매년 0.878씩 급격하게 상승하면서, 코로나 2년차인 2021년 두 집단간 우울수준 격차는 2019년의 격차보다 약 4배 증가하게 되었다. 이는 취약계층에서 코로나19 이후 우울 수준이 더욱 상승했다는 연구결과들을 지지한다(Connor et al., 2020).

셋째, 코로나19 이후 청년의 삶 만족도에 유의미한 선형적 변화를 확인하였다. 사회적 친분관계 만족도와 여가생활 만족도는 코로나19 이후 유의미하게 선형적으로 감소하였으며, 가족수입 만족도는 코로나19 이후 유의미하게 선형적으로 증가하였다. 코로나19 이후 삶 만족도를 살펴본 선행연구들은 보통 전반적인 삶의 만족도를 측정하여 코로나19 이후 삶 만족도가 감소하는 것으로 나타났는데(Magson et al., 2021), 본 연구에서는 구체적으로 친분관계에 대한 만족도와 여가생활 만족도가 선형적으로 감소하였음을 확인하였다. 또한 코로나19로 인해 많은 이들이 실업, 폐업 등을 겪으며 경제적 상황이 어려워졌기 때문에, 오히려 가족수입에 대한 감사함, 즉 주관적 만족도는 증가하였을 가능성을 시사한다.

넷째, 코로나19 이후 청년의 삶 만족도에 대한 변화계측은 청년의 우울계측에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 세 가지 만족도를 각각 개별모형에 투입했을 때 결과는 다음과 같다. 사회적 친분관계 만족도의 초기값이 높을수록 우울의 초기값이 낮아졌으며, 사회적 친분관계 만족도가 더 큰 폭으로 상승할수록 우울은 더 큰 폭으로 감소하였다. 여가생활 만족도의 초기값이 높을수록 우울의 초기값이 낮아졌으며, 여가생활 만족도가 더 큰 폭으로 상승할수록 우울은 더 큰 폭으로 감소하였다. 가족수입 만족도의 초기값이 높을수록 우울의 초기값이 낮아졌다. 세 가지 만족도를 모두 투입한 통합모형에서는 여가생활 만족도와 가족수입 만족도의 초기값 및 변화율이 우울의 초기값 및 변화율에 유의미한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 함의를 갖는다. 첫째, 종단연구를 통해 국내 청년들의 우울 변화계측을 살펴보았다. 지금까지 국내외에서 이뤄진 많은 연구들은 코로나19 이후 청년의 우울을 살펴볼 때 횡단자료를 활용하였기 때문에 코로나19 이후 장기적으로 시간이 변함에 따라 발생하는 누적적 위험과 불평등을 충분히 설명하지 못했다는 한계가 있었다(Wade, Prime, & Browne, 2020). 본 연구는 한국복지패널자료를 활용하여 청년우울의 종단적 변화양상을 청년집단 전체와 인구사회학적 특성에 따라 분석함으로써, 청년 전체의 변화계측 뿐만 아니라 집단특성별 변화계측의 격차를 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 본 연구는 코로나19 이후 청년의 다양한 삶 만족도 변화계측을 종단적으로 살펴보았다. 코로나19 이후 각 국가에서 실시된 섯다운, 사회적 거리두기 등의 지침으로 인해 청년들은 교육의 비대면화, 친구 및 선후배와의 교류 감소, 여행 또는 봉사활동 등 다양한 경험의 제한, 취업난 및 경제적 어려움의 증가 등 다양한 어려움을 겪었다. 본 연구는 청년들의 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 가족수입 만족도의 변화계측을 종단적으로 살펴보았으므로, 코로나19 이후 청년들의 삶에 대한 주관적 인식변화를 파악하는데 기여하였다. 셋째, 본 연구는 코로나19 이후 악화된 청년들의 정신건강 문제에 대응하기 위한 정부 개입의 필요성을 시

사한다. 2020년 제1차 청년정책 기본계획 제정 이후 청년들의 정신건강에 대한 다양한 정책사업들이 정부 및 지자체에서 시행되고 있으나(정부부처합동, 2021), 여전히 많은 청년들이 코로나19 이후 우울, 불안 등의 문제를 호소하고 있다(박지숙, 김화연, 이숙중, 2021; 임운서, 2022). 특히 본 연구결과에 비춰볼 때, 미취업자 청년, 여성 청년, 고졸이하 청년들에 대한 보다 각별한 관심이 필요하다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, 다양한 인구사회학적 특성이 모두 반영되지 않았다. 특히 청년 내부의 불평등이 더욱 심화되고, 취약계층 청년들이 코로나19로 인해 더욱 부정적인 영향을 받았다는 선행연구 결과들을 고려할 때(Connor et al., 2020), 코로나19 이후 취약계층 청년의 정신건강 수준에 대한 후속적인 연구가 필요하다. 장애를 가진 청년, 주거빈곤 청년, 저소득 빈곤 청년, 미혼모/부 청년, 이주배경 청년, 성소수자 청년 등이 코로나19 이후 겪게 된 정신건강 변화궤적에 대한 후속적인 연구를 제안한다. 둘째, 본 연구는 청년 전체를 대상으로 2019년부터 2021년까지 우울의 선형적 변화궤적을 살펴보았으나, 청년 내부에 서로 다른 유형의 변화궤적이 존재할 가능성이 있다. 후속연구로 잠재계층성장모형(Latent class growth model) 분석을 통해 코로나19 이후 우울의 궤적이 증가, 유지, 감소하는 등 서로 다른 변화궤적의 유형이 존재하는지 파악하고 유형별 예측요인을 살펴보는 후속 연구가 필요하다.

본 연구는 2019년 12월 이후 국내 청년들의 삶에 급격하게 많은 영향을 미친 코로나19로 인해 청년들의 우울수준과 삶의 만족도 수준이 어떻게 변화하였는지 살펴보고, 이 두 변수간의 궤적이 서로 어떻게 영향을 미치는지 종단적으로 살펴봄으로써, 코로나19로 인한 국내 청년의 정신건강 변화를 보다 심층적으로 이해하는데 기여한다. 본 연구가 향후 청년 정신건강 문제와 관련된 다양한 연구의 기반이 되고, 청년 정신건강 관련 정부 정책에 대한 실증적 근거로 기능할 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강상경, 정은희, 김병수. 2015. "복지패널에 나타난 한국 사회의 우울-계적 불평등과 관련요인". 한국사회복지조사연구, 44, 241-270.
- 강선경, 권진. 2021. "청년의 인터넷 과의존과 분노의 관계 연구: 코로나19로 인한 부정적정서의 조절효과 검증". 한국웰니스학회지, 16(4), 235-240.
- 김기현, 배정희, 김창환, 성재민. 2021. "청년 사회 첫 출발 실태 및 정책방안 연구 I : 일자리". 한국청소년정책연구원 연구보고서. 한국청소년정책연구원.
- 김수현. 2022. "코로나19 확산 전후 근로형태별 임금 수준 및 분포 변화 분석". 산업노동연구, 28(3), 33-68.
- 김은혜. 2021. "코로나19 이후 청소년의 여가활동 변화". 한국체육과학회지, 30(5), 195-202.
- 김의재, 강현욱. 2021. "코로나19와 여가생활의 변화: 2020 국민여가활동조사 결과를 중심으로". 한국여가레크리에이션학회지, 45(4), 1-10.
- 김이레, 권진아, 김영주. 2022. "코로나19가 개인의 정신건강에 미치는 영향 : 생애주기별 비교를 중심으로". 비판사회정책, 74, 7-37.
- 김지원. 2021. "포스트코로나 시대에 대응하는 '사회통합형 정책결정모형'의 탐색". 한국정책학회보, 30(5), 127-157.
- 김지혜, 윤지인. 2020. "청년 1인 가구의 여가경험에 대한 탐색적 연구". 문화교류와 다문화교육, 9(4), 353-374.
- 김진훈. 2019. "노인의 사회적관계 요인이 우울 계적에 미치는 영향 -잠재성장모형을 이용한 종단연구". 한국콘텐츠학회논문지, 19(7), 138-148.
- 김태완, 이주미. 2020. "코로나 시대의 소득불균형 심화와 정책적 대응". 보건복지포럼, 290, 20-33.
- 김현국, 박영순, 송영명. 2012. "노인의 대인 관계 정도 및 여가활동 참여가 노년기 우울과 노후생활 만족도에 미치는 영향". 한국여가레크리에이션학회지, 36(1), 1-15.
- 민경선. 2018. "위라벨 세대의 여가와 삶의 만족도". 한국웰니스학회지, 13(3), 377-388.
- 박소영. 2018. "노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로". 보건사회연구, 38(1), 154-190.
- 박영진, 윤종대, 이봉근. 2021. "코로나 19사태로 인한 대학생의 여가활동 제약과 생활체육 참가 및 주관적 행복감의 관계". 한국스포츠학회지, 19(4), 71-80.
- 박지숙, 김화연, 이숙중. 2021. "20대 여성들의 코로나19로 인한 불안이 정부신뢰와 공동체신뢰에 미치는 영향력 연구: 코로나블루와 코로나레드의 매개효과를 중심으로". 한국사회와 행정연구, 32(3), 95-117.
- 박지현. 2021. "코로나19 상황에서의 대학생이 지각한 우울 및 불안의 양상과 긍정심리자본의 영향". 복지상담교육연구, 10(2), 51-71.

- 보건복지부. 2020. "15일간 강력한 사회적 거리두기, 정부부터 앞장서 실천한다!". 2020년 3월 22일 보도자료.
- 성기옥, 김수진, 문정화. 2021. "코로나19로 인한 생활변화가 노인의 우울에 미치는 영향". 사회복지 실천과 연구, 18(2), 99-129.
- 신예솔, 박수현. 2022. "대면 및 비대면 접촉 빈도가 20대의 코로나 우울에 이르는 경로 탐색: 사회적 지지의 매개효과". 한국심리학회지, 건강, 27(4), 589-607.
- 안혜령, 홍예지. 2022. "대학생이 지각하는 일상에 미치는 코로나19 영향이 우울·불안·스트레스에 미치는 영향: 심리적 안녕감과 인지적 유연성의 순차매개효과". 인간발달연구. 29(1), 101-126.
- 양옥경, 심임숙. 2021. "코로나19로 인한 어려움이 사회복지시설 종사자의 정신건강에 미치는 영향: 레질리언스의 매개효과". 사회복지 실천과 연구, 18(3), 121-159.
- 여유진 외 (2019). 2019년 한국복지패널 기초분석 보고서.
- 여유진 외 (2020). 2020년 한국복지패널 기초분석 보고서.
- 오준범, 이준협. 2014. "계층의식과 삶의 만족도 -체감중산층의 삶만족도, 체감저소득층보다 27%p 높다". 현대경제연구원 이슈리포트 34, 1-14.
- 오찬혁, 유병철, 이명진, 강성홍. 2021. "청년층의 우울증상 유병률과 관련 요인". 보건의료산업학회지, 15(2), 27-39.
- 오철호. 2021. "포스트 코로나 시대의 정책연구 - 해체와 가능성의 문제 제기" 한국정책학회보, 30(5), 11-24.
- 유민상, 신동훈. 2021. "청년의 사회적 고립 실태 및 지원 방안 연구". 한국청소년정책연구원.
- 유예린, 이현실. 2021. "covid-19 시대의 여가만족이 청년층의 정신건강에 미치는 영향 : 스트레스 대처의 매개효과". 보건과 사회과학, 56, 31-50.
- 유지애. 2020. "일인가구의 우울과 사회적 관계의 종단적 상호인과관계". 한국가족복지학, 67(1), 153-185.
- 윤명숙, 김요섭. 2020. "코로나 19로 인한 사회복지사의 일상생활 기능방해 정도가 우울에 미치는 영향: 코로나 스트레스의 매개 효과". 지역과 세계, 44(4), 155-179.
- 이소영, 양영미, 윤지영. 2021. "코로나19로 인한 부정적 변화와 자존감, 인터넷 중독의 관계 : 20, 30대 청년을 중심으로". 한국중독범죄학회보, 11(2), 81-106.
- 이승영 외. 2021. "코로나19 자가격리자의 우울에 미치는 영향요인". 재활간호학회지, 24(1), 15-24.
- 이은주. 2014. "노인의 여가스포츠 활동과 사회적지지, 우울감 및 죽음불안의 관계". 한국여가레크리에이션학회지, 38(4), 51-63.
- 이인정. 2021. "COVID-19 위기상황이 1인 가구 청년의 우울에 미친 영향: 성차를 중심으로". 한국융합학회 논문지, 12(9), 205-214.
- 이현서. 2016. "청년 고실업률 시대, 청년 여가권(餘暇權) 성찰". 문화정책논총, 30(2), 236-262.
- 이혜은, 이순희. 2021. "코로나(COVID-19)로 인한 대인관계 변화와 대처경험에 대한 대학생의 인식". 학습

- 자중심교과교육연구, 21(16), 405-417.
- 임윤서. 2022. "포토보이스를 통해 본 비대면 시대 청년의 불안 경험". 문화와 융합, 44(6), 789-818.
- 임진선, 전성범, 이평원. 2022. "대학생의 코로나19시대 여가만족, 여가제약 협상과 삶의 만족과의 관계 분석". 한국사회체육학회지, 88, 151-158.
- 정영금, 윤소영. 2021. "여가활동과 행복의 관계 분석을 통한 1인가구의 여가관련 산업 방향 연구". 여가학 연구, 19(4), 7-30.
- 정은희 외 (2021). 2021년 한국복지패널 조사·분석 보고서.
- 정혜은. 2019. "1인 가구의 사회관계 만족도가 우울감에 미치는 영향: 다인 가구와의 비교를 중심으로". 한국생활과학회지, 28(1), 1-10.
- 조인숙. 2020. "여가활동이 노인의 우울경험에 미치는 영향에 대한 연구". 한국융합학회논문지, 11(11), 269-282.
- 주영선, 이운경. 2022. "코로나19로 인한 돌봄공백이 취업모의 우울에 미치는 영향: 부부갈등 및 가구 빈곤의 조절된 매개효과". 한국가족복지학, 27(2), 127-151.
- 주진영, 이세경, 원형중. 2021. "COVID-19(코로나) 발생 전후로 나타난 청년의 여가활동유형과 우울감 관계". 한국여가레크리에이션학회지, 45(2), 87-99.
- 진미경. 2012. "청년기의 가까운 사회적 관계의 발달". 인간발달연구, 19(3), 41-62.
- 질병관리청. 2022. 코로나바이러스감염증-19 홈페이지. <http://ncov.mohw.go.kr/>
- 최유정, 이명진, 최셋별. 2016. "가구형태와 사회적 관계의 객관적, 주관적 측면이 우울에 미치는 영향: 1인 가구와 다인 가구의 비교를 중심으로". 한국가족관계학회지, 21(2), 25-51.
- 최은영, 엄사랑. 2018. "중 고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계 - 자기회귀교차지연모형 검증과 연령대별 다집단 분석" 한국복지패널 학술대회 논문집, 11, 75-102.
- 통계청. 2022. 통계청 Covid-19 홈페이지. https://kosis.kr/covid/covid_index.do
- 함선유. 2022. "코로나19의 확산과 이행기 청년의 고용변화". 산업노동연구, 28(1), 69-101.
- Aknin, L. B., De Neve, J. E., Dunn, E. W., Fancourt, D. E., Goldberg, E., Helliwell, J. F., ... & Ben Amor, Y. (2022). Mental health during the first year of the COVID-19 pandemic: A review and recommendations for moving forward. *Perspectives on Psychological Science*, 17(4), 915-936.
- Blustein, D. L., Duffy, R., Ferreira, J. A., Cohen-Scali, V., Cinamon, R. G., & Allan, B. A. (2020). Unemployment in the time of COVID-19: A research agenda. *Journal of Vocational Behavior*, 119, 103436.
- CCSA (2020). How Covid-19 is changing the world: a statistical perspective Volume II.
- Coakley, K. E., Lardier, D. T., Holladay, K. R., Amorim, F. T., Mechler, H., & Zuhl, M. N. (2021). Mental health severity is associated with increases in alcohol consumption in young adult

- students during the COVID-19 pandemic. *Alcoholism Treatment Quarterly*, 39(3), 328-341.
- D'Ambrosio, C., & Frick, J. R. (2007). Income satisfaction and relative deprivation: An empirical link. *Social Indicators Research*, 81(3), 497-519.
- Debowska, A., Horeczy, B., Boduszek, D., & Dolinski, D. (2020). A repeated cross-sectional survey assessing university students' stress, depression, anxiety, and suicidality in the early stages of the COVID-19 pandemic in Poland. *Psychological Medicine*, 1-4.
- Ekici, T., & Koydemir, S. (2016). Income expectations and happiness: evidence from British panel data. *Applied Research in Quality of Life*, 11(2), 539-552.
- Evans, S., Alkan, E., Bhangoo, J. K., Tenenbaum, H., & Ng-Knight, T. (2021). Effects of the COVID-19 lockdown on mental health, wellbeing, sleep, and alcohol use in a UK student sample. *Psychiatry research*, 298, 1-7.
- Gasteiger, N., Vedhara, K., Massey, A., Jia, R., Ayling, K., Chalder, T., ... & Broadbent, E. (2021). Depression, anxiety and stress during the COVID-19 pandemic: results from a New Zealand cohort study on mental well-being. *BMJ open*, 11(5), 1-16.
- Hsiang, S., Allen, D., Annan-Phan, S., Bell, K., Bolliger, I., Chong, T., ... & Wu, T. (2020). The effect of large-scale anti-contagion policies on the COVID-19 pandemic. *Nature*, 584(7820), 262-267.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological methods*, 3(4), 424-453.
- IBM (2020). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 27.0. Armon, NY: IBM Corp.
- J. Crockett, L., & Bingham, C. R. (2000). Anticipating adulthood: Expected timing of work and family transitions among rural youth. *Journal of Research on Adolescence*, 10(2), 151-172.
- Lee, C. M., Cadigan, J. M., & Rhew, I. C. (2020). Increases in loneliness among young adults during the COVID-19 pandemic and association with increases in mental health problems. *Journal of Adolescent Health*, 67(5), 714-717.
- Lee, H., Choi, D., & Lee, J. J. (2022). Depression, anxiety, and stress in Korean general population during the COVID-19 pandemic. *Epidemiology and Health*, 44, 1-8.
- Lehmann, S., Skogen, J. C., Haug, E., Mæland, S., Fadnes, L. T., Sandal, G. M., ... & Bjørknes, R. (2021). Perceived consequences and worries among youth in Norway during the COVID-19 pandemic lockdown. *Scandinavian Journal of Public Health*, 49(7), 755-765.
- Liu, C. H., Zhang, E., Wong, G. T. F., & Hyun, S. (2020). Factors associated with depression, anxiety, and PTSD symptomatology during the COVID-19 pandemic: Clinical implications for US young adult mental health. *Psychiatry research*, 290, 1-7.
- Loades, M. E., Chatburn, E., Higson-Sweeney, N., Reynolds, S., Shafran, R., Brigden, A., ... & Crawley, E. (2020). Rapid systematic review: the impact of social isolation and loneliness on the mental

- health of children and adolescents in the context of COVID-19. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 59(11), 1218-1239.
- Magson, N. R., Freeman, J. Y., Rapee, R. M., Richardson, C. E., Oar, E. L., & Fardouly, J. (2021). Risk and protective factors for prospective changes in adolescent mental health during the COVID-19 pandemic. *Journal of youth and adolescence*, 50(1), 44-57.
- Maqableh, M., & Alia, M. (2021). Evaluation online learning of undergraduate students under lockdown amidst COVID-19 Pandemic: The online learning experience and students' satisfaction. *Children and Youth Services Review*, 128, 1-11.
- McQuaid, R. J., Cox, S. M., Ogunlana, A., & Jaworska, N. (2021). The burden of loneliness: Implications of the social determinants of health during COVID-19. *Psychiatry research*, 296, 1-7.
- Mohler, G., Bertozzi, A. L., Carter, J., Short, M. B., Sledge, D., Tita, G. E., ... & Brantingham, P. J. (2020). Impact of social distancing during COVID-19 pandemic on crime in Los Angeles and Indianapolis. *Journal of criminal justice*, 68, 1-7.
- Noh, D., & Park, S. (2022). Mediating Effects of Social Support and Resilience on the Association between COVID-19-Related Stress and Mental Health in Korean Young Adults. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(11), 1-15.
- O'Connor, R. C., Wetherall, K., Cleare, S., McClelland, H., Melson, A. J., Niedzwiedz, C. L., ... & Robb, K. A. (2021). Mental health and well-being during the COVID-19 pandemic: longitudinal analyses of adults in the UK COVID-19 Mental Health & Wellbeing study. *The British journal of psychiatry*, 218(6), 326-333.
- Patel, V., Burns, J. K., Dhingra, M., Tarver, L., Kohrt, B. A., & Lund, C. (2018). Income inequality and depression: a systematic review and meta analysis of the association and a scoping review of mechanisms. *World Psychiatry*, 17(1), 76-89.
- Phillips, S. D., Blustein, D. L., Jobin-Davis, K., & White, S. F. (2002). Preparation for the school-to-work transition: The views of high school students. *Journal of vocational Behavior*, 61(2), 202-216.
- Pierce, M., Hope, H., Ford, T., Hatch, S., Hotopf, M., John, A., ... & Abel, K. M. (2020). Mental health before and during the COVID-19 pandemic: a longitudinal probability sample survey of the UK population. *The Lancet Psychiatry*, 7(10), 883-892.
- Power, E., Hughes, S., Cotter, D., & Cannon, M. (2020). Youth mental health in the time of COVID-19. *Irish Journal of Psychological Medicine*, 37(4), 301-305.
- Rehman, U., Yıldırım, M., & Shahnawaz, M. G. (2022). A longitudinal study of depression, anxiety, and stress among Indians during COVID-19 pandemic. *Psychology, Health & Medicine*, 1-9.
- Roberts, S. (2013). Youth studies, housing transitions and the 'missing middle': Time for a rethink?. *Sociological Research Online*, 18(3), 118-129.

- Robinson, E., Sutin, A. R., Daly, M., & Jones, A. (2022). A systematic review and meta-analysis of longitudinal cohort studies comparing mental health before versus during the COVID-19 pandemic in 2020. *Journal of affective disorders*, 296, 567-576.
- Soudien, C. (2020). Complexities of difference and their significance for managing inequality in learning: Lessons from the COVID-19 crisis. *Prospects*, 49(1), 59-67.
- Sweeney, P. D., & McFarlin, D. B. (2004). Social comparisons and income satisfaction: A cross national examination. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77(2), 149-154.
- Tamesberger, D., & Bacher, J. (2020). COVID-19 crisis: How to avoid a 'lost generation'. *Intereconomics*, 55(4), 232-238.
- Varma, P., Junge, M., Meaklim, H., & Jackson, M. L. (2021). Younger people are more vulnerable to stress, anxiety and depression during COVID-19 pandemic: A global cross-sectional survey. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 109, 1-9.
- Vera, B. D. V., Carmona-Márquez, J., Lozano-Rojas, Ó. M., Parrado-González, A., Vidal-Giné, C., Pautassi, R. M., & Fernández-Calderón, F. (2021). Changes in alcohol use during the covid-19 pandemic among young adults: the prospective effect of anxiety and depression. *Journal of clinical medicine*, 10(19), 1-13.
- Wade, M., Prime, H., & Browne, D. T. (2020). Why we need longitudinal mental health research with children and youth during (and after) the COVID-19 pandemic. *Psychiatry research*, 290, 1-3.
- Wang, X., Pasco, R. F., Du, Z., Petty, M., Fox, S. J., Galvani, A. P., ... & Meyers, L. A. (2020). Impact of social distancing measures on coronavirus disease healthcare demand, central Texas, USA. *Emerging infectious diseases*, 26(10), 1-9.
- Wang, Y., Li, H., Teo, B. S. X., & Jaharadak, A. A. (2022). Correlation Analysis between Residents' Income Satisfaction and Mental Health Based on Big Data. *Occupational Therapy International*, 2022. 1-10.
- WHO(2021). Coronavirus disease(COVID-19). WHO Webpage. Retrieved from <https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019>

[제2주제]

건 강

-
1. 주거특성이 성인의 건강에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구
 2. 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계

주거특성이 성인의 건강에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구

The long-term influences of housing conditions on adults' health outcomes

조영민(이화여자대학교 사회복지학과 조교수)

한경훈(서울대학교 사회복지학과 박사수료)

김석주(대구대학교 사회복지학과 부교수)

본 연구는 주거가 성인의 건강에 미치는 영향을 종단적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 한국복지패널 11차~16차년도 자료를 이용하여 18세 이상 성인(N=9,912)의 주거와 건강 간의 관계를 분석하였다. 주거특성에는 최저주거기준, 주거비 과부담, 이사 횟수, 집의 점유형태, 주거급여 수급 여부를 포함하였다. 신체 건강은 주관적 건강수준, 만성질환 유무, 입원 여부로 측정되었고, 정신건강은 우울 지표를 활용하였다. 회귀분석과 고정효과모형의 분석결과에 따르면 주거특성은 신체적·정신적 건강과 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났다. 점유형태별 하위집단 분석에서는 주거특성과 건강 간의 관계가 자가, 사적임대, 공적임대 그룹에 따라 차이가 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 주거특성이 거주자의 건강에 중요한 함의를 가질 수 있다는 생태체계모델과 가족스트레스모델의 이론적 예측을 대체로 지지하는 것으로 볼 수 있다. 연구결과를 토대로 하여 사회복지정책 및 실천적 함의를 제시하였다.

제1절 서론

1. 문제제기

세계보건기구(World Health Organization, WHO)는 사회·경제적 환경, 물리적 환경, 개인적 특성이 건강을 결정하는 주요 요인으로 소개하고 있다(www.who.int). 물리적 환경인 주거(housing)는 인간의 기본적인 욕구 해결을 위한 공간이며, 인간의 다양한 삶의 영역(예: 경제, 건강, 아동발달, 교육, 관계, 삶의 질 등)과 직·간접적으로 관련이 있다(이숙현, 2020; 임세희, 2019; Baker et al., 2017; Fuller-Thomson, Hulchanski, & Hwang, 2000). 국내·외 선행연구에 따르면 열악한 주거환경은 건강의 위험 요인 중 하나로 알려져 있다(김승연 외, 2013; 박정민 외, 2015; 임세희, 2019; 임재현, 2011; Baker et al., 2017; Fertig & Reingold, 2007; Krieger & Higgins, 2002; Meltzer & Schwartz, 2015). 특히, 가정 내 체류시간이 상대적으로 많은 아동, 노인, 장애인, 만성질환자 혹은 소득이 낮은 가구 등 사회적 약자의 건강은 주거와 관련이 상대적으로 높다(임세희, 2019; WHO, 2022).

선행연구들은 주거와 관련된 개념적 틀(conceptual framework)을 이용하여 건강을 체계적으로 설명하고 있다(Fuller-Thomson et al., 2000¹⁾; Gibson et al., 2011; Levelthal & Newman, 2010; Sharpe et al., 2018;

1) 물리적 또는 화학적 노출(specific physical or chemical exposures), 생물학적 노출(specific biological exposures), 주거의 물리

Swope & Hernández, 2019²⁾; www.oecd.org³⁾). 주로 주거비용(housing affordability), 주거의 질(housing quality), 주거 불안정(housing instability), 주거정책(housing policy) 등이 주거와 건강의 관계를 설명하는 주거의 특성으로 제시되고 있다(Levelthal & Newman, 2010; Shaw, 2004; Sharpe et al., 2018; Swope & Hernández, 2019; WHO, 2022; www.oecd.org). 본 연구 또한 이러한 특성들을 고려하여 주거와 건강의 관계를 종단적으로 탐색해보고자 한다.

첫째, 주거의 경제적 요소로 주거비용(housing affordability)은 개인의 사회·경제적 지위와 주거지 선택뿐만 아니라, 건강과도 밀접한 관계가 있다. 실제로 주거비 과부담은 개인의 주관적 건강과 의료서비스 이용(혹은 접근)에 부정적 영향을 준다(Boch et al., 2020; Meltzer & Schwartz, 2015; Pollack, Griffin, & Lynch, 2010). 기회비용(alternative cost)의 관점에서 주거비 과부담은 건강유지와 증진(예: 식료품, 건강검진, 병원진료 등)에 필요한 가구 지출을 감소시켜, 결과적으로 건강에 부정적인 영향을 준다(Boch et al., 2020; Pollack et al., 2010). 신체적 건강뿐만 아니라, 주거비용의 과부담은 불안, 스트레스, 우울 등을 포함한 정신건강에 부정적인 영향을 주고 있다(김승연 외, 2013; 박정민 외, 2015; 임재현, 2011; 황규홍 외, 2020; WHO, 2022). 특히, 빈곤 혹은 저소득 가구는 상대적으로 높은 수준의 주거비 부담을 경험하고 있다(Fuller-Thomson et al., 2000). 2020년 기준, 저소득 가구의 월 소득 대비 주택임대료(RIP)는 평균 18.8%이며, 이는 전국 평균(16.6%)보다 높다(국토교통부, 2021). 또한, 저소득 가구의 67.4%가 임대료 혹은 주택 관련 대출금 상환부담을 가지고 있으며, 전세자금 대출이나 월세 보조금 지원 등 주거비용 관련 지원에 관한 욕구가 상대적으로 높다(국토교통부, 2021).

둘째, 물리적 특성을 나타내는 주거의 질(housing quality)은 건강과 직접적인 관련이 있다. 열악한 주거의 질은 다양한 사고와 부상, 신체적 건강(예, 호흡기·심혈관·전염성 질환), 주관적 건강에 영향을 주고 있다(박금령·최병호, 2019; Boch et al., 2020; Pevalin, et al., 2017; WHO, 2022). 최저주거기준 미달 혹은 과밀된 주택에 거주하는 개인들은 신체적 건강뿐만 아니라 정신건강의 어려움을 경험하고 있다(박정민 외, 2015; 김승연 외, 2013; 임재현, 2011; Pevalin, et al., 2017; Sharpe et al., 2018; WHO, 2022). 앞서 언급한 경제적 측면인 주거비용은 환경적 요소인 주거의 질을 결정하는 중요한 요인이며, 결과적으로 경제적 어려움이 있는 가구는 물리적으로 열악한 주거를 선택할 가능성이 높다(Pollack, et al. 2010; Sharpe et al., 2018). 실제로, 주거실태조사(국토교통부, 2021)에 따르면 저소득 가구의 7.9%가 최저주거기준 미달 주택에 거주하고 있으며, 이는 전국 평균(4.6%)보다 높다. 더나가 주거의 질을 나타내는 주요 지표인 주택 유형은 건강과 관련이 있다(Pollack, et al. 2010). 예를 들면, 자가소유가구는 경제적 안정으로 인해 건강유지와 증진을 위한 행동에 더욱 적극적이다(김승연 외, 2013; 박금령·최병호, 2019; Pevalin et al., 2017). 2020년 기준 저소득 가구의 46.9%가 자가를 보유하고 있으며, 2.8%가 지하·반지하·옥탑방 등 상대적으로 열악한 주택유형에 거주하고 있다(국토교통부, 2021).

셋째, 주거정책은 건강과 관련이 있다(Conger et al., 1990; Levelthal & Newman, 2010). 주거프로그램의 목적은 주거비용의 완화(경제적 측면)와 주거의 질 개선(물리적 측면)을 통하여 개인의 삶의 질을 향상시키는 데 있다(Jacob et al., 2014). 국외연구들은 주거정책이 건강에 미치는 긍정적 효과를 입증하였지만,

적 특성(physical characteristics of the house), 주거의 사회·경제·문화적 특성(social, economic, and cultural characteristics)을 제시하고 있다.

2) 주거비용(housing affordability), 주거의 질(housing quality), 주거 안정성(residential stability), 지역사회 기회(neighborhood opportunities)로 제시하고 있다.

3) 주거비용(housing affordability), 주거의 질(housing quality), 노숙과 주거 배제(homelessness and housing exclusion), 장애인 주거(housing for people with disabilities)의 4가지 지표(indicators)를 제시하고 있다.

국내의 관련 연구는 상대적으로 미흡한 편이다(박기덕, 2020)

넷째, 주거는 건강에 장기적인 영향을 주고 있다(김승연 외, 2013; 박정민 외, 2015; Pevalin et al., 2017). 특히, 주거는 다양한 외부요인들과 복잡하게 연결되어 있어 건강에 미치는 단기간의 효과를 측정하는데 한계가 있다(박기덕, 2020). 실제로 2020년 기준, 저소득 가구는 현재 주택에 거주하는 기간이 평균 9.1년으로 전국 평균(7.6년)보다 길다(국토교통부, 2021). 이러한 주거의 특성을 고려할 때, 앞서 언급한 주거비용과 주거의 질이 건강에 주는 영향을 종단적으로 분석할 필요가 있다.

끝으로, 기존 선행연구들은 주거와 건강에 관한 일치된 결과를 제시하지 못하였다. 주거와 정신건강의 관계는 대체로 일치된 결과를 지지하고 있지만, 주거와 신체적 건강의 관계는 연구대상과 방법에 따라서 상이한 결과가 보고되고 있다. 따라서 주거와 건강의 관계를 보다 명확하게 규명할 수 있는 추가적인 연구가 필요하다.

2. 연구목적과 연구문제

본 연구는 기존의 이론적·경험적 지식에 근거하여, 주거가 건강에 미치는 장기적인 영향을 실증적으로 탐색하고자 한다. 연구목적에 따라서 아래 같이 연구문제를 설정하였다.

첫째, 주거특성은 건강에 영향을 주는가?

둘째, 주거특성과 건강 간의 관계는 점유형태별 하위집단에 따라 달라지는가?

제2절 기존 문헌검토

1. 이론적 배경

주거특성은 다차원적으로 정의될 수 있다. 본 연구에서는 여섯 가지 주거특성에 초점을 두고자 한다. 이러한 특성에는 (1) 물리적인 주택의 질, (2) 과밀, (3) 주거비부담, (4) 주거이동성, (5) 자가 소유, (6) 공공지원주택 여부가 포함된다(Levelthal & Newman, 2010). 첫째, 물리적인 주택의 질은 주택의 필수적인 설비, 구조, 성능, 안전이나 환경적인 측면에 관한 개념이다. 즉, 주택이 상하수도 및 수세식화장실, 냉난방 시설, 방음·방진 등의 기본적인 시설과 설비를 갖추고 있는지를 확인하는 것이다. 둘째, 과밀(crowding)은 가구구성별 최소 주거면적 및 용도별 방의 개수에 관한 개념이다. 다시 말해, 가구원들의 구성에 적합하게 면적과 방의 개수가 마련되어야 하는데, 이러한 기준에 비해 가구원수가 더 많게 되면 과밀한 주거상태가 되는 것이다. 국내의 연구들에서는 (1) 물리적 주택의 질과 (2) 과밀을 하나로 묶어 '최저주거기준'의 개념으로 통합하여 쓰는 경향이 있다(박정민 외, 2015; 임세희·이봉주, 2009; 임세희, 2015). 이러한 최저주거기준은 주택법 제5조2에 의하여 제정된 것으로 최소 주거면적, 필수적인 설비, 구조·성능 및 환경 기준이라는 세 가지 항목으로 측정하고 있다.

다음으로, 주거비부담은 경제적 측면에 관한 것으로 소득과 주거비의 상대적 비율을 의미한다. 일반적으로 가구소득에 비해 주거비부담이 30% 이상이 되면 주거비 과부담으로 정의한다. 즉, 가구소득에 비해 주거와 관련된 항목들에 대한 소비와 지출이 부담가능한지(affordability)를 살펴보는 개념이다. 넷째, 주거이동성은 일정 시기 동안 지나치게 많은 수준의 주거지 변경을 하였는지에 초점을 둔 개념이다. 예를 들

어, 매년 이사를 경험하는 가구가 있다고 한다면 주거지 이동이 빈번하고 주거가 불안정한 상태에 놓여있을 가능성이 크다. 다섯째, 자가 소유(home ownership)는 전월세와 같은 임대와 대비되는 개념으로 자신의 주택을 직접 구입하여 소유하고 있음을 의미한다. 여섯째, 지원주택(subsidized housing)은 중앙정부나 지방정부의 재정적 지원과 규제에 따라 운영되며 주거 환경이 일정 기준을 충족하면서 거주자들에게는 경제적으로 부담이 적은 형태의 주거를 제공한다는 것을 의미한다.

이처럼 다양한 주거특성이 거주민들의 건강에 영향을 미칠 수 있다는 이론적 논의가 존재한다. 먼저 생태체계모델(bioecological model)에 따르면, 인간은 자신을 둘러싸고 있는 체계(system)들과 지속적으로 상호작용(proximal process)을 하는 과정이 인간발달, 건강, 안녕(well-being) 등 삶에 중요한 요인이 될 수 있다고 한다(Bronfenbrenner & Ceci, 1994; Bronfenbrenner & Morris, 2007). 주거와 건강에 관한 기존 연구들은 주거라는 체계와 사람 간의 상호작용이 중요하며, 이러한 주거체계가 결과적으로 가구원들에게 영향을 줄 수 있다고 가정한다(Coulton et al., 2015; Evans et al., 2003; Leventhal & Newman, 2010). 일반적으로 사람들은 직장이나 학교에서 생활하는 것을 제외한 대부분의 시간을 자신의 주거 공간에서 보내며 일상생활을 영위하며 있으며 주거지는 사람들에게 가장 직접적인 영향을 주고받으며 상호작용을 하는 체계로 볼 수 있다.

실제로 사람들은 주거지에서는 식사, 개인위생활동, 휴식, 수면 등 기본적인 욕구를 해결하며, 가족과도 많은 상호작용을 한다. 따라서 주거특성에 포함되는 주거의 질(물리적인 환경, 과밀)이나 주거비용(경제적인 특성), 주거지 이동 등은 가구원들의 일상생활뿐만 아니라 건강에 영향을 줄 수 있다(Choi & Oishi, 2020; Oishi et al., 2012). 예를 들어, 주거지가 필수적인 설비나 안전장치(예: 냉난방 장치, 방음, 환기 장치, 상하수도, 안전난간 등) 등이 부재 혹은 부실하면 각종 오염원에 노출되거나 사고를 당할 확률이 높아지며 전반적인 면역체계에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이처럼 열악한 주거 환경에서 거주민 간의 상호작용은 관계적 측면에서도 좋지 않을 가능성이 크며, 결과적으로 이들의 건강과 전반적인 삶의 질에 부정적인 결과를 가져올 수 있다(Graham et al., 2015).

주거와 건강을 설명하는 다른 하나의 이론적 틀로 가족스트레스모델(family stress model)이 있다(Conger et al., 1990). 이 모델은 생태체계모델 보다는 미시적이며, 가구의 경제적 요인 등에 의한 심리적 기제인 스트레스에 초점을 둔 것이다. 구체적으로, 빈곤과 같은 경제적 어려움이 가구원들에게 주요한 스트레스 요인(stressor)로 작용하여 개인의 삶에 부정적인 영향을 주는 것으로 가정하고 있다(Conger et al., 1990). 가족스트레스모델이 소개된 초기에는 경제적인 요인에 의한 스트레스를 강조하였지만, 시간이 지남에 따라서 주거나 지역사회와 같이 가족을 둘러싼 다양한 환경적 스트레스 요인에 주목하면서 이론적 설명을 확장하였다(Warren & Font, 2015). 실제로 위에 언급한 주거특성은 가족의 스트레스 수준과 밀접한 관계를 맺을 수 있다(Coley et al., 2013). 예를 들어, 가구원수에 비해 지나치게 과밀된 주거 혹은 가구소득에 비해 지나친 주거비 부담을 경험하는 상황은 가족 구성원들에게 높은 수준의 스트레스를 유발할 수 있다. 주거지의 물리적 환경이 열악하거나 잦은 이사 또한 가족의 스트레스 기제로 작용될 수 있으며 이는 결과적으로 정신적·신체적 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Sandel & Wright, 2006). 반면, 가족의 스트레스 수준은 외부체계인 사회적 혹은 공공의 지원을 통해 완화될 수 있다(Conger et al., 1990). 예를 들어, 정부의 각종 주거지원정책들은 주거비 부담을 경감하고 주택의 물리적 환경을 개선함으로써 가구원들이 주거로 인해 겪는 스트레스에 대처할 수 있도록 도움을 줄 수 있다.

2. 주거특성과 건강에 관한 경험적 연구

주거특성과 건강간의 관계를 분석한 국내·외 연구들이 다수 존재한다. 먼저 해외연구를 살펴보면, Boch et al. (2020)의 연구에서는 미국의 2014 SIPP(Survey of Income and Program Participation) 1차년도 자료(N=55,281; 18세 이상 성인)를 활용하여 주거특성과 건강의 관계를 분석하였다. 이들의 연구결과에 따르면, 주거문제(예: 구조물의 균열 유무, 배관 등)와 특성(자가/임대부, 과밀), 지역사회의 안전이 주관적 건강, 의료서비스 이용, 그리고 병원 입원에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다(Boch et al., 2020).

Pevalin et al. (2017)는 BHPS(British Household Panel Survey)의 13개년도(1996-2008) 자료를 활용하여 주거특성과 정신건강의 관계를 종단적으로 분석하였다. 주거문제 변수에는 채광, 난방, 천장과 바닥 누수, 창문, 결로현상 등이 포함되고, 정신건강을 일반건강질문지(General Health Questionnaire, GHQ)를 이용하여 측정하였다. 그 결과, 열악한 주거환경에 장기간 노출이 될수록 정신건강의 문제가 높게 나타났다(Pevalin et al., 2017). 나아가 주거유형은 주거문제가 정신건강에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 구체적으로 자가거주가의 경우 주거문제가 정신건강에 미치는 부정적 영향이 감소하였으나, 공공주택(social housing)에 거주하는 가구는 이러한 부정적 영향이 증가하는 것으로 보고되었다(Pevalin et al., 2017).

Clair & Hughes(2019)는 영국의 UKHLS(UK Household Longitudinal Study) 자료를 활용하여, 주거특성이 스트레스, 감염병, CRP(C-Reactive Protein, 심장병과 연관된 생체지표)에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 자가소유여부와 주거비 부담은 객관적인 건강지표인 CRP와 유의미한 관계가 있는 것으로 확인되었다(Clair & Hughes, 2019). 그 외에도 다수의 국외연구들이 주거이동성과 건강에 관한 연구를 수행하였다. 잦은 이사를 경험한 가구의 구성원들이 상대적으로 정신건강(예: 우울, 행복감, 안녕, 정신질환 등) 혹은 신체적 건강(예: 심장질환, 비만 등)의 어려움을 경험하였다(Exeter et al., 2015; Fowler et al., 2015; Hendriks et al., 2016; Morris et al., 2016; Oishi et al., 2012; Price et al. 2018; Tseliou et al., 2016).

하지만, 주거특성이 건강과 관계가 없는 것으로 보고한 국외연구들도 존재한다. 예를 들어, Baker et al. (2012)는 호주의 HILD(Household, Income and Labour Dynamics, 2001-2007, N=10,245) 자료를 종단적으로 분석하였고, 인구사회학적 변수를 통제할 경우 자가소유여부가 정신건강에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보고하였다. 이와 유사한 방법으로 Pierse et al. (2016)는 뉴질랜드의 SoFIE(Survey of Families, Income and Employment, 2002-2010) 자료를 활용하여, 자가소유여부와 주거비 부담이 정신건강에 미치는 영향을 분석하였다. 연구결과에 따르면, 횡단분석에서는 주거특성과 건강간의 유의미한 관계를 확인하였지만, 고정효과모형(fixed-effect model)을 이용한 종단분석에서는 유의미한 관계를 확인하지 못하였다(Pierse et al., 2016).

앞서 언급한 국외연구와 유사한 국내연구들도 수행되었다. 먼저 김승연 외(2013)의 연구에서는 한국복지패널 7차조사를 활용하여, 주거환경과 건강수준의 관계를 살펴보았다. 그 결과, 최소주거기준 미달(과밀, 필수설비 기준과 구조·성능 및 환경 기준)과 자가소유여부는 신체적 건강(주관적 건강과 만성질환), 정신건강(우울감)에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이와 유사한 연구방법으로 박금령·최병호(2019)는 한국복지패널 12차년도 자료를 활용하여 최저주거기준 미달과 비주택 거주(예: 비닐하우스, 쪽방, 고시원, 여인숙 등)는 주관적 건강에 부정적인 영향을 주는 것으로 보고하였다. 하지만, 모든 국내연구에서 주거특성이 신체적 건강과 정신건강에 모두 영향을 주지 않았다. 예를 들어, 박정민 외(2015)는 한국복지패

널 (2009-2013년, N=8,583)를 활용하여 주거빈곤과 건강의 관계를 종단적으로 분석하였는데, 물리적 주거환경(최저주거기준 미달)과 주거비 과부담이 우울과 같은 정신건강에만 유의미한 영향을 주는 것으로 확인하였다. 이 연구에서는 주거환경이 주관적 건강상태나 신체적 건강(예: 만성질환)에는 유의한 관계를 맺지 않았는데 이러한 결과에 대해 저자들은 자신들의 연구에서는 역인과관계와 편의를 줄이기 위한 분석방법을 사용했기 때문인 것으로 추측하였다.

기존 연구들에서 주목할 만한 또 다른 관점은 점유형태(tenure-type)에 관한 것이다. 점유형태는 보통 자가(home owner), 사적임대(private rental), 공적임대(public or social rental)로 구분된다(Bentley et al., 2016; Mason et al., 2013). 위에서 언급한 자가소유와 지원거주의 특성과 혼합된 개념으로 볼 수도 있다. 여기서 중요한 점은 주거특성이 건강에 미치는 영향이 점유형태에 따라서 차이가 날 수 있다는 것이다. 예를 들어, 공적임대에 속하는 공공임대주택이나 영구임대주택 거주자의 경우에는 공공의 사업주체가 주택의 시설이나 설비를 유지·보수·관리하는 책임이 있기 때문에 물리적인 주거의 질은 최소기준을 충족할 있다. 따라서 주거의 질로 인한 스트레스 유발 수준이 낮을 수 있지만, 책정된 임대료 혹은 관리비가 가구 소득에 비해서 높은 편이라면 주거비 과부담으로 인한 스트레스가 높아질 수도 있다. 반면, 자가거주의 경우에는 주택 소유자 스스로 주택의 질을 관리·유지해야 하기 때문에 당사자의 경제적 상황이나 자원에 따라서 주거의 질의 차이가 발생할 수 있다. 또한, 사적임대의 경우에는 주택의 실제 소유자(임대인)과 거주자(임차인) 간의 의사소통을 통해 주거비용(임차료)과 주거의 질(주거환경)을 협의해야 하는 구조이다. 이처럼 점유형태에 따른 차이는 주거특성과 거주자 간의 상호작용이나 스트레스 과정에서 다른 영향을 줄 수 있으며 결과적으로 정신적·신체적 건강에 차이를 나타낼 수도 있다.

실제로 선행연구들에서도 점유형태별에 따라 주거특성과 건강 간의 관계가 달라질 수 있음을 확인하였다(Mason et al., 2013; Pevalin et al., 2017). 예를 들어, Bentley et al.(2016)의 연구에서는 호주의 HILDAS(Household, Income and Labour Dynamics in Australia Survey)와 영국의 BHPS(British Household Panel Survey) 자료를 활용하여 주거비부담과 정신건강 사이의 관계를 점유형태에 따라 분석하였다. 그 결과, 주거비의 과부담이 정신건강에 미치는 영향이 점유형태(자가, 사적임대, 공적임대)와 국가별 상황에 따라 차이가 나타나는 것을 확인하였다(Bentley et al., 2016). 구체적으로 호주에서는 2001년에서 2008년 사이에 상대적으로 보수적인 주택대출제도를 운영했기 때문에 자가소유 거주자들의 정신건강이 상대적으로 양호한 편으로 나타났으며, 사적임대나 공적임대 거주자의 경우 제한된 공급과 임대료 상승으로 인해 상대적으로 정신건강이 좋지 않은 것으로 나타났다(Bentley et al., 2016). 반면, 영국은 공격적인 대출제도를 시행하여 자가소유 거주자들이 주거비 과부담(예: 과도한 대출과 이자, 모기지 등)으로 인해 정신건강의 어려움을 겪었으나, 임대거주자는 정부의 관대한 주거지원제도로 인해 주거비 과부담과 정신건강간의 관계가 발견되지 않았다(Bentley et al., 2016). 이러한 결과는 주거특성과 건강, 그리고 점유형태에 의한 차이에 관한 연구를 수행하기 위해서는 각 국가의 사회적, 제도적, 경제적, 문화적 특성에 대한 종합적인 고려가 필요하며, 연구결과의 일반화를 위해 서구 이외의 국가들에서의 추가적인 연구가 수행될 필요가 있음을 함의한다(Bentley et al., 2016).

제3절 연구방법

1. 분석자료

연구의 분석자료는 한국복지패널 11차년도부터 16차년도까지의 조사자료로써, 2015년부터 2020년까지를 분석 대상 기간으로 한다. 2020년의 설정 근거는 한국복지패널 조사자료의 가용한 최근 연도이기 때문이고, 2015년의 설정 근거는 국민기초생활보장제도의 맞춤형 급여체계 개편에 따른 주거급여의 개별급여화, 「주거기본법」 제정⁴⁾, 공공주택과 관련하여 구 「공공주택건설 등에 관한 특별법」의 제명 변경을 포함한 「공공주택특별법」 일부개정, 구 「임대주택법」의 제명 변경을 포함한 「민간임대주택에 관한 특별법」 일부개정 등 주거지원, 공공임대주택, 민간임대주택에 관한 기본적인 법제의 정비가 이루어진 연도이기 때문이다.

분석대상은 11차년도 조사 기준 만 18세 이상의 성인이면서 11차년도부터 16차년도까지의 사례를 온전하게 갖추고 있는 사람으로 선정하여, 균형패널(balanced panel)을 생성하였다. 패널개체는 9,912개로서 2015년부터 2020년까지의 6개년도의 조사차수로 구성하여 총 관측치는 59,472개이다.

2. 변수

본 연구의 종속변수는 건강으로써, 건강 수준을 신체 건강과 정신건강으로 나누어 살펴보았다. 신체 건강은 주관적 건강수준, 만성질환 유무, 입원 여부로 나누어 확인하였다. 주관적 건강수준은 불건강·보통과 건강을 별도의 범주로 이분변수화하였다. 만성질환 유무는 일반적인 기준에 따라 6개월 이상의 투병·투약하고 있으면 만성질환이 있는 것으로 보았다. 입원 여부는 조사 기준연도 중 1회 이상의 입원 여부를 기준으로 측정하였다.

정신건강은 우울 지표(CESD-11)를 활용하여 확인하였다. 조사일 기준 지난 1주일간 11가지 진술에 대하여 각각 얼마나 자주 느꼈는지를 4점 척도로 측정하였다. 한국복지패널 조사분석 보고서의 우울 정도 산출 방법에 따라, 각 하위 문항의 응답을 0, 1, 2, 3으로 재점수화하고 긍정적 진술에 관한 응답은 역점수화한 후 우울 총점을 계산하고 여기에 11/20을 곱하여 60점 만점화하였다(정은희 외, 2021).

주거 관련 특성에 해당하는 독립변수는 최저주거기준, 주거비 과부담, 이사 횟수, 집의 점유 형태, 주거급여 수급 여부이다.

최저주거기준의 설정은 「주거기본법」에 법적 근거를 두고 있다. 구체적으로는 「주거기본법 시행령」에 따라 국토교통부장관이 설정·공고하는 최저주거기준을 토대로 하여, 가구구성별 최소 주거면적 및 용도별 방의 개수, 전용부엌·화장실 등 필수적인 설비의 기준, 안전성·쾌적성 등을 고려한 주택의 구조·성능 및 환경기준 중 하나라도 충족하지 못할 경우, 본 연구에서 최저주거기준에 미달하는 사례로 설정하였다.

현재 시행 중인 최저주거기준(국토해양부공고 제2011-490호, 시행 2011.5.27.)에 따라, 가구구성별 최소 주거면적은 1인 가구 14m², 2인 가구 26m², 3인 가구 36m², 4인 가구 43m², 5인 가구 46m², 6인 가구 55m²에 미치지 못하는 사례를 최저주거기준 미달 기준으로 보았고, 7인 가구부터는 6인 가구와 5인 가구

4) 주거지원필요계층을 위한 공공임대주택의 공급, 민간임대주택의 활성화, 주거급여 지급, 주거약자 지원, 최소한의 주거수준에 관한 지표로서 최저주거기준의 설정 및 공고 등의 내용이 규정되어 있다.

의 최소 주거면적의 차이인 9m²를 1인 가구원 단위로 더하여 계산하였다. 최저주거기준에 해당하는 방의 개수는 1인 가구 1개, 2인 가구 1개, 3인 가구 2개, 4인 가구 3개, 5인 가구 3개, 6인 가구부터는 4개로 설정하였다.

필수적인 설비의 기준⁵⁾도 현재 시행 중인 최저주거기준에 따라, 상·하수도를 단독 사용하는 형태, 입식 부엌을 단독 사용하는 형태, 수세식 화장실을 단독 사용하는 형태, 온수시설이 있는 목욕시설을 단독 사용하는 형태에서 하나라도 해당하지 않는 부분이 있으면 최저주거기준에 미달하는 사례로 설정하였다. 예를 들어 재래식 부엌을 단독으로 사용하고 있거나, 수세식 화장실을 공동으로 사용하고 있거나, 온수시설이 있는 목욕시설을 공동으로 사용하고 있으면 본 연구에서 최저주거기준에 미달하는 사례로 보았다.

최저주거기준의 마지막 요소인 주택의 구조·성능 및 환경기준⁶⁾도 현재 시행 중인 최저주거기준에 명시된 대로 한국복지패널이 조사 항목을 구성하고 있으므로, 본 연구는 주택의 구조·성능 및 환경기준의 다섯 가지 조사 항목⁷⁾ 중 하나라도 충족하고 있지 못한 사례를 최저주거기준에 미달하는 사례로 보았다.

주거비 과부담은 가구소득 대비 주거비 지출의 비중이 일정 기준을 초과하여 과하게 나타나는 것을 뜻한다. 국가에 따라, 연구자에 따라 주거비 과부담을 정의하는 기준은 다양하나, 대체로 가구소득 대비 30%를 기준으로 설정하는 경우가 많다(Herbert et al., 2018; 박정민 외, 2015; 임세희, 2016). 따라서 본 연구도 주거비 과부담의 기준을 가구소득의 30%로 설정하였다. 가구소득은 가처분소득을 기준으로 하였다. 주거비는 주거 관련 부채의 이자, 주거관리비⁸⁾, 광열수도비⁹⁾로 구성되고, 집의 점유 형태에 따라 월세가 발생하면 월세도 주거비에 포함하였다.

이사 횟수는 조사년도에 이사를 한 적이 있으면 1회로 간주하였다. 따라서 분석 대상 기간이 6년인 본 연구에서 도출가능한 이사 횟수의 최대값은 6회이다.

집의 점유형태는 자가, 공공임대, 민간임대로 구분하였다. 자가 주택은 집의 점유형태 문항에 ‘자가’로 응답한 사람이 해당한다. 공공임대는 영구임대¹⁰⁾아파트 또는 국민임대¹¹⁾아파트에 거주하는 사람으로 구성된다. 민간임대는 집의 점유형태 문항에 ‘자가’가 아닌 ‘전세’나 ‘보증부월세’ 또는 ‘월세(사글세)’로 응답한 사람 중 공공임대에 해당하지 않는 사람으로 구성된다.

주거급여 수급 여부는 조사년도에 국민기초생활보장제도의 주거급여를 받은 적이 있으면¹²⁾ 수급으로

5) 최저주거기준(국토해양부공고 제2011-490호, 시행 2011.5.27.) 제3조(필수적인 설비의 기준)에 따라 “주택은 상수도 또는 수질이 양호한 지하수 이용시설 및 하수도시설이 완비된 전용입식부엌, 전용수세식화장실 및 목욕시설(전용수세식화장실에 목욕시설을 갖춘 경우도 포함한다)을 갖추어야 한다.”

6) 최저주거기준(국토해양부공고 제2011-490호, 시행 2011.5.27.) 제4조(구조·성능 및 환경기준)에 따라 주택은 안전성·쾌적성 등을 확보하기 위하여 다음의 다섯 가지 기준을 모두 충족하여야 한다. “1. 영구건물로서 구조강도가 확보되고, 주요 구조부의 재질은 내열·내화·방열 및 방습에 양호한 재질이어야 한다. 2. 적절한 방음·환기·채광 및 난방설비를 갖추어야 한다. 3. 소음·진동·악취 및 대기오염 등 환경요소가 법정기준에 적합하여야 한다. 4. 해일·홍수·산사태 및 절벽의 붕괴 등 자연재해로 인한 위험이 현저한 지역에 위치하여서는 아니된다. 5. 안전한 전기시설과 화재 발생 시 안전하게 피난할 수 있는 구조와 설비를 갖추어야 한다.”

7) 한국복지패널 조사에서 구조·성능 및 환경기준의 다섯 가지 항목이 온전히 조사되기 시작한 것은 15차년도(2019년 조사)부터 이므로, 15차년도와 16차년도에는 구조·성능 및 환경기준의 구성을 다섯 가지 항목으로 할 수 있었지만, 14차년도를 포함한 그 이전 조사년도에는 구조·성능 및 환경기준 중 “5. 안전한 전기시설과 화재 발생 시 안전하게 피난할 수 있는 구조와 설비를 갖추어야 한다”는 문항이 존재하지 않는다. 따라서 14차년도를 포함한 그 이전 시기의 구조·성능 및 환경기준은 본 연구에서 네 가지 항목으로 구성하였다.

8) 한국복지패널 조사표 문항의 정의에 따라 주택설비 및 수선비, 아파트 등 관리비, 이사비, 복비, 정화조비 등을 포함한다.

9) 한국복지패널 조사표 문항의 정의에 따라 수도비, 전기료, 난방비를 포함한다.

10) 영구임대는 정부의 재정 보조를 받아서 국민기초생활보장제도의 생계급여, 의료급여 수급자 등을 대상으로 공급하는 공공임대주택이다. 임대료는 시세대비 30% 수준, 임대료무기간은 50년이다(LH홈페이지 2022년 8월1일).

11) 국민임대는 무주택 저소득(소득 1분위부터 4분위) 계층을 대상으로 국가 재정과 주택도시기금을 지원받아서 건설 및 공급하는 공공임대주택으로써, 임대료는 시세대비 60~80%, 임대료무기간은 30년이다(LH홈페이지 2022년 8월1일).

12) 주거급여 수급으로 간주한 경우는, 임차급여(특례포함) 또는 수선유지급여(특례포함)에 해당하는 경우이다.

간주하였다. 따라서 분석 대상 기간이 6년인 본 연구에서 도출가능한 주거급여 수급 횟수의 최대값은 6회이다.

통제변수는 건강 수준에 영향을 미치는 것으로 기존 연구에서 보고된 연령, 성별, 교육수준, 가구원수, 소득, 거주지역의 인구사회학적 변수를 설정하였다. 교육수준은 고등학교 이하에 해당하면 0, 전문대 이상에 해당하면 1을 부여하여 더미변수화하였다. 소득은 가구 가처분소득을 균등화하여 개인에게 부여하였다. 거주지역은 도시에 0, 농어촌에 1을 부여하는 더미변수화하였고, 군 지역을 농어촌¹³⁾으로 정의하였다.

3. 분석방법

본 연구는 주거특성이 성인의 건강에 미치는 영향을 확인하기 위하여, 로지스틱 회귀분석, 다중회귀분석, 고정효과모형(fixed effect model)을 적용하였다. 전체 연구대상에 대한 분석을 먼저 진행하고, 영향의 양상을 구체적으로 확인하기 위하여 자가 주택, 공공임대, 민간임대로 구분되는 주택 점유형태별로 나누어 시행하였다. 주택 점유형태가 건강에 미치는 영향을 구체적으로 확인하기 위하여, 주택 점유형태별 구분은 자가 주택, 공공임대, 민간임대 각각에 대하여 분석 데이터의 설정 기간인 2015년부터 2020년까지 6년 모두 동일한 점유형태를 계속 유지한 집단을 기준으로 하였다. 즉 하위 집단 중 자가 주택 집단은 6년간 모두 자가 주택에만 거주한 개인, 공공임대 집단은 6년간 모두 공공임대 주택에만 거주한 개인, 민간임대 집단은 6년간 민간임대 주택에만 거주한 개인으로 구성하였다.

로지스틱 회귀분석과 다중회귀분석은 한국복지패널 조사자료의 가용한 최근 시점인 2020년을 분석 대상 기간으로 설정하되, 주거특성 관련 독립변수는 분석 대상 시점 기준 포함 과거 6개년도의 정보를 담은 변수로 조작화하여 분석 모형에 투입하였다. 이는 패널데이터의 시계열 정보를 활용하여 주거특성관련 변수의 누적적인 특성이 건강 수준에 미치는 영향을 확인하기 위함이다. 독립변수 중 최저주거기준의 경우 분석 데이터의 가용 시점인 2015년부터 2020년까지의 기간 중 연 단위 최저주거기준 충족 횟수로 조작화하였다¹⁴⁾. 마찬가지로 주거비 과부담, 이사횟수, 집의 점유형태의 독립변수도 2015년부터 2020년까지의 기간 동안 해당하는 연수로 조작화하였다¹⁵⁾. 독립변수 중 집의 점유형태는 하위 집단별 분석이 아닌 전체를 대상으로 하는 분석에만 투입하였으나, 다중공선성 문제로 인하여 집의 점유형태 중 자가와 공공임대만 더미변수로 각각 투입하였다. 종속변수가 이분변수인 주관적 건강수준, 만성질환 유무와 입원 유무는 로지스틱 회귀분석, 종속변수가 연속변수인 우울은 다중회귀분석을 실시하였다.

본 연구는 주거 관련 특성이 건강에 미치는 영향을 탐구하는 것이다. 특히 건강의 경우 시간과 관계없이 변하지 않는 개별 성인의 이질적인 특성이 건강 수준에 영향을 미칠 수 있다. 패널데이터를 이용한 고정효과모형은 개별 성인의 관측되지 않은 이질성을 반영할 수 있으므로 모형 설정의 오류를 줄일 수 있다(민인식, 최필선, 2022). 따라서 본 연구는 패널데이터의 고정효과모형을 적용하여 집단 내 차이로부터 도출되는 주거 관련 특성과 건강 간의 관계를 도출하고자 한다.

13) 이는 한국복지패널 조사분석 보고서의 기준을 따른 것으로, 이 보고서는 특별시 또는 광역시, 도농복합군을 '대도시'로, 시 또는 구를 '중·소도시'로, 각 시도의 군을 '농어촌'으로 구분하였다(정은희 외, 2021).

14) 따라서 해당 변수가 가질 수 있는 최소값은 0, 최대값은 6이 된다. 해당 변수의 값이 6이라는 것은, 2015년부터 2020년까지 6년간 계속 거주 주택이 최저주거기준을 충족하지 못했다는 뜻이다.

15) 예를 들어 2015년부터 2020년까지 특정 개인이 매년 주거비 과부담에 시달렸다면 해당 변수값은 6이 된다.

제4절 분석결과

1. 기술통계

한국복지패널 11차년도(2015년) 조사자료 기준으로 만 18세 성인에 대하여 자료의 가용한 최근년도인 2020년에 해당하는 분석대상의 기본적인 특성은 <표 1>과 같다. 2020년 기준으로 최저주거기준에 미치지 못하는 사례는 전체의 20.7%에 달한다. 집의 점유형태별로 나누어 보면, 자가 주택 거주 개인의 18.2%가 최저주거기준에 미치지 못하는 주택에 살고 있다. 공공임대의 경우 14.5%, 민간임대의 경우 26.6%가 최저주거기준에 미치지 못하는 주택에 살고 있다.

주거비가 가구소득의 30%를 초과하는 주거비 과부담에 해당하는 사례는 전체의 3.8%로 나타났다. 자가의 경우 2.9%, 공공임대의 경우 5.8%, 민간임대의 경우 6.0%로 나타나, 상대적으로 민간임대에 해당하는 개인의 주거비 과부담 비중이 높은 것으로 확인된다. 2020년에 이사한 적이 있는 개인은 전체의 10.4%였고, 민간임대 19.9%, 공공임대 9.9%, 자가주택 6.9%의 순으로 높게 나타났다.¹⁶⁾ 2020년에 국민기초생활보장제도의 주거급여 개인 수급률은 6.1%이었고, 공공임대 34.2%, 민간임대 11.5%, 자가 주택 1.8% 순으로 높게 나타났다.

인구사회학적 변수와 관련한 특성으로, 2020년 기준 분석자료의 개인 평균 연령은 51.3세였고, 남성은 전체의 48.2%, 여성은 51.8%였다. 전문대 이상의 교육수준에 해당하는 개인은 전체의 49.4%였다. 자료의 평균 가구원 수는 2.9명이었고, 공공임대에 사는 개인의 평균 가구원수는 2.5명으로 다른 주택 점유유형보다 낮게 나타났다. 평균 가구균등화가처분소득은 연 3,605만 원이었고, 공공임대의 경우 평균 연 2,662만 원으로써 다른 주택 점유유형보다 낮게 나타났다. 농어촌에 거주하는 개인은 전체의 7.8%였고, 자가 주택 8.8%, 공공임대 5.3%, 민간임대 3.9% 순으로 높게 나타났다.

<표 1> 분석대상의 기본적인 특성 (2020년 기준)

(단위: %, 세, 명, 만원/연)

구분	전체 (N=9912)	집의 점유형태 ¹⁾			
		자가 (N=5,282)	공공임대 (N=443)	민간임대 (N=1,301)	
주거 특성	최저주거기준 미충족	20.7	18.2	14.5	26.6
	주거비 과부담	3.8	2.9	5.8	6.0
	이사 여부	10.4	6.9	9.9	19.9
	주거급여 수급	6.1	1.8	34.2	11.5
인구 사회 학적 변수	연령(성인 평균)	51.3	52.6	52.2	46.3
	성별(남성)	48.2	49.5	48.4	45.7
	교육수준(전문대 이상)	49.4	49.2	36.3	55.2
	가구원 수(평균)	2.9	3.1	2.5	2.8
	가구균등화가처분소득	3,605	3,794	2,662	3,540
	거주지역(농어촌)	7.8	8.8	5.3	3.9

주: 1) 집의 점유형태는 패널데이터 설정 기간(2015~2020년)인 6년 동안 동일한 형태가 계속되는 패널 개체를 기준으로 구분

2) 개인 표준 횡단가중치 부여

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

16) 이때 집의 점유유형별 이사 여부 산정은 동일한 주택 점유형태를 유지한 범주 내에서의 이사한 행위만 고려한다.

패널데이터의 설정 기간인 2015~2020년의 6년간 연도별 집의 점유유형별 최저주거기준 미충족률은 <표 2>에 제시하였다. 민간임대의 최저주거기준 미충족률이 자가 주택이나 공공임대 유형보다 높게 나타났다. 연도별로는 2019년부터 최저주거기준의 미충족률이 점유유형과 관계없이 높게 나타나는데, 이는 한국복지패널 조사자료가 15차년도(2019)부터 최저주거기준 중 주택의 구조, 성능 및 환경 문항에서 신규 문항을 1개 추가한 것의 영향을 받은 것으로 추정된다.

<표 2> 연도별 집의 점유유형별 최저주거기준 미충족률

(단위: %)

구분	전체 (N=9912) ²⁾	집의 점유형태 ¹⁾		
		자가 (N=5,282)	공공임대 (N=443)	민간임대 (N=1,301)
2015	14.5	10.5	11.2	22.4
2016	14.7	11.4	6.9	23.1
2017	13.4	10.5	7.0	20.9
2018	13.3	11.1	8.5	19.1
2019	25.7	22.7	22.4	32.2
2020	20.7	18.2	14.5	26.6
계	17.0	14.1	11.8	24.0

주: 1) 집의 점유형태는 패널데이터 설정 기간(2015~2020년)인 6년 동안 동일한 형태가 계속되는 패널 개체를 기준으로 구분
 2) 2020년 기준
 3) 개인 표준 횡단가중치 부여
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

연도별 집의 점유유형별 주거비 과부담 기준에 해당하는 개인의 비율은 <표 3>에 제시하였다. 민간임대의 주거비 과부담 비율이 2016년을 제외하고 자가 주택이나 공공임대 유형보다 대체로 높게 나타났다.

<표 3> 연도별 집의 점유유형별 주거비 과부담 실태

(단위: %)

구분	전체 (N=9912) ²⁾	집의 점유형태 ¹⁾		
		자가 (N=5,282)	공공임대 (N=443)	민간임대 (N=1,301)
2015	3.8	3.3	3.9	5.5
2016	4.2	3.9	6.8	4.8
2017	3.4	2.7	2.2	5.4
2018	3.8	3.2	4.3	5.1
2019	2.9	2.4	3.2	4.1
2020	3.8	2.9	5.8	6.0
계	3.6	3.1	4.4	5.2

주: 1) 집의 점유형태는 패널데이터 설정 기간(2015~2020년)인 6년 동안 동일한 형태가 계속되는 패널 개체를 기준으로 구분
 2) 2020년 기준
 3) 개인 표준 횡단가중치 부여
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

연도별 집의 점유유형별 이사 발생률을 <표 4>에 제시하였다. 민간임대 거주 특성을 가진 개인의 연도별 이사 발생률이 자가 주택 거주나 공공임대 거주자보다 높게 나타났다.

<표 4> 연도별 집의 점유유형별 이사 발생 여부

(단위: %)

구분	전체 (N=9912) ²⁾	집의 점유형태 ¹⁾		
		자가 (N=5,282)	공공임대 (N=443)	민간임대 (N=1,301)
2015	10.5	7.2	3.7	19.2
2016	10.4	7.1	9.7	18.5
2017	10.0	6.1	9.3	20.9
2018	9.1	5.4	9.0	17.8
2019	8.6	5.5	5.0	17.7
2020	10.4	6.9	9.9	19.9
계	9.9	6.4	7.8	19.0

주: 1) 집의 점유형태는 패널데이터 설정 기간(2015~2020년)인 6년 동안 동일한 형태가 계속되는 패널 개체를 기준으로 구분

2) 2020년 기준

3) 개인 표준 횡단가중치 부여

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

연도별 집의 점유유형별 주거급여 수급률을 <표 5>에 제시하였다. 전체적인 주거급여의 수급률은 2016~17년에 정체되다가 2018년부터 증가 추이를 보이는데, 이는 2018년 10월에 시행된 주거급여의 부양의무자 기준 폐지의 영향이 있는 것으로 추정된다. 집의 점유유형별 주거급여 수급률은 공공임대 거주자가 다른 유형보다 높게 나타났다.

<표 5> 연도별 집의 점유유형별 주거급여 수급률

(단위: %)

구분	전체 (N=9912) ²⁾	집의 점유형태 ¹⁾		
		자가 (N=5,282)	공공임대 (N=443)	민간임대 (N=1,301)
2015	4.5	1.1	31.4	8.2
2016	5.3	1.5	31.1	9.6
2017	5.3	1.7	28.3	10.0
2018	5.7	2.0	31.5	10.2
2019	5.8	1.9	31.7	10.4
2020	6.1	1.8	34.2	11.5
계	5.5	1.7	31.4	9.9

주: 1) 집의 점유형태는 패널데이터 설정 기간(2015~2020년)인 6년 동안 동일한 형태가 계속되는 패널 개체를 기준으로 구분

2) 2020년 기준

3) 개인 표준 횡단가중치 부여

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

주거특성별 건강 수준은 <표 6>에 제시하였다. 최저주거기준을 충족한 사람이 그렇지 못한 사람보다 모든 건강 지표에서 좋게 나타났다. 주거비 역시 과부담에 해당하는 사람보다 적정 부담에 해당하는 사람이 모든 건강 지표에서 좋게 나타났다.

<표 6> 주거특성별 건강 수준(2015~2020년)

(단위: 점, %)

	최저주거기준		주거비 과부담		이사 유무		주거급여	
	충족	미충족	과부담	적정	발생	미발생	수급	비수급
주관적 건강상태(평균)	3.7	3.5	3.3	3.7	3.8	3.7	2.8	3.7
만성질환 유무(%)	39.6	48.6	57.5	40.5	34.0	42.3	72.6	39.3
입원 유무(%)	10.1	11.9	14.7	10.2	10.2	10.4	15.5	10.1
우울(평균)	4.7	7.3	8.6	5.0	4.6	5.2	12.7	4.7

주: 개인 표준 종단가중치 부여

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

2. 집의 점유유형별 주거 특성이 건강에 미치는 영향

집의 점유유형별 주거 특성이 주관적 건강수준에 미치는 영향을 확인하기 위한 분석 결과는 <표 7>과 같다. 자가, 공공임대, 민간임대로 구성되는 집의 점유유형 하위집단은 데이터 설정 기간인 6년 내내 같은 유형에만 거주한 개인으로 구성되었다. 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과, 다른 조건이 같을 때 최저주거기준을 충족하는 기간이 길어질수록 주관적 건강수준이 높아질 확률이 커진다. 반대로 주거비 과부담에 시달리는 기간이 길어질수록 주관적 건강수준은 낮아질 확률이 커진다. 나이가 적을수록, 여성보다 남성이, 대학 이상의 학력을 가진 사람이, 가구원수가 많은 사람의 주관적 건강수준이 높을 확률이 통계적으로 유의하게 큰 것으로 나타났다. 하지만 집의 점유유형별 하위집단으로 나누어 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과에서는 5% 유의수준에서 대체로 주거 관련 특성의 주관적 건강수준에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 다만 주거정책적인 특성과 관련하여 주거급여를 받는 사람이 그렇지 않은 사람보다 주관적 건강수준이 낮을 확률이 커지는 것은 집의 점유유형별 주거 특성과 관계없이 통계적으로 유의하게 확인되었다.

<표 7> 집의 점유유형별 주거 특성이 주관적 건강수준에 미치는 영향(2020년)

종속변수: 주관적 건강수준 (0: 불건강 또는 보통, 1: 건강)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
연령	-0.056	0.003***	-0.057	0.004***	-0.044	0.013**	-0.048	0.008***
성별(0:여성, 1:남성)	0.210	0.066***	0.057	0.089	0.861	0.319**	0.317	0.180†
교육수준(0:고교이하, 1:전문대 이상)	0.180	0.081*	-0.004	0.109	0.579	0.443	0.409	0.218*
가구원수	0.100	0.030**	0.166	0.044***	-0.187	0.160	-0.086	0.076
log가구균등화처분소득	-0.012	0.018	0.016	0.029	-0.150	0.045**	0.491	0.242*
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	-0.029	0.095	-0.093	0.124	1.436	0.586*	0.641	0.410
최저주거기준(연수)	0.082	0.025**	0.044	0.036	-0.191	0.128	0.035	0.057
주거비 과부담(연수)	-0.128	0.052*	0.062	0.090	-0.508	0.271†	-0.139	0.089
이사(연수)	0.063	0.047	0.098	0.103	0.851	0.413*	-0.137	0.099
자가주택 거주(연수)	-0.019	0.015						
공공임대 거주(연수)	-0.087	0.030**						
주거급여 수급(연수)	-0.285	0.030***	-0.554	0.100***	-0.170	0.059**	-0.250	0.048***
상수항	2.888	0.290***	2.721	0.442***	4.186	1.213**	-0.736	1.932
사례수		9,912		5,282		443		1,301

주: 개인 표준 횡단가중치 부여; † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 만성질환의 유무에 미치는 영향을 확인하기 위한 분석 결과는 <표 8>과 같다. 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과, 다른 조건이 같을 때 10% 유의수준에서 주거비 과부담에 해당하는 기간이 길어질수록 만성질환을 갖고 있을 확률이 커진다. 하지만 5% 유의수준에서 집의 점유유형별 하위집단으로 나누어 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과에서는 대체로 주거 관련 특성의 주관적 건강수준에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 10% 유의수준으로 판단 기준을 낮추면, 자가 주택 거주 집단의 개인은 최저주거기준 충족 기간이 길수록, 이사의 횟수가 늘수록¹⁷⁾ 만성질환을 가지고 있지 않을 확률이 높았다. 민간임대 주택 거주 집단의 개인은 주거비 과부담 기간이 길어질수록 만성질환을 가지고 있을 확률이 커지는 것으로 나타났다.

<표 8> 집의 점유유형별 주거 특성이 만성질환 유무에 미치는 영향(2020년)

종속변수: 만성질환 유무 (만성질환: 6개월 이상 투병·투약)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
연령	0.089	0.003***	0.085	0.005***	0.089	0.013***	0.083	0.010***
성별(0:여성, 1:남성)	-0.069	0.071	-0.049	0.098	-1.005	0.340**	0.173	0.182
교육수준(0:고교이하, 1:전문대 이상)	-0.129	0.083	-0.129	0.115	0.238	0.435	-0.195	0.214
가구원수	-0.005	0.032	-0.179	0.047***	0.184	0.169	0.126	0.084
log가구균등화가처분소득	0.035	0.019†	0.031	0.027	0.075	0.071	-0.103	0.168
거주지역(0:도시, 1:농어촌)	0.167	0.115	0.124	0.149	-0.615	0.657	-0.518	0.469
최저주거기준(연수)	-0.019	0.029	-0.073	0.044†	0.224	0.144	0.055	0.057
주거비 과부담(연수)	0.125	0.064†	0.119	0.120	0.441	0.291	0.178	0.100†
이사(연수)	-0.087	0.049†	-0.184	0.110†	-0.474	0.498	0.048	0.100
자가주택 거주(연수)	-0.025	0.017						
공공임대 거주(연수)	0.005	0.031						
주거급여 수급(연수)	0.270	0.037***	0.384	0.104***	0.240	0.074**	0.263	0.055***
상수	-4.741	0.333***	-3.796	0.480***	-6.292	1.446***	-4.345	1.549**
사례수		9,912		5,282		443		1,301

주: 개인 표준 횡단가중치 부여; † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 입원의 유무에 미치는 영향을 확인하기 위한 분석 결과는 <표 9>에 제시하였다. 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과, 다른 조건이 같을 때 주거비 과부담에 해당하는 기간이 길어질수록 연도별 입원의 경험이 늘어날 확률이 커지는 것으로 나타났다. 하위 집단 중에서는 공공임대에 거주한 집단의 경우 최저주거기준 충족 연수가 늘어날수록 연도별 입원의 경험이 늘어날 확률이 커지는 것으로 나타나 일반적인 예측과 다른 방향으로 결과가 제시되었다.

17) 집의 점유유형별로 이사 사유의 분포가 다르다는 것을 참고할 필요가 있다. 조사 대상 기간에 속한 1년 사이에 이사한 적이 있는 응답자에게 이사의 이유를 묻는 문항은 한국복지패널 14차 조사부터 신규 추가되었으므로 2018년부터 2020년까지 이사 사유의 분포를 집의 점유유형별로 살펴보면, 자가 주택 거주 유형 중 재정문제(“집값 혹은 집세가 너무 비싸고 부담스러워서”) 때문에 이사했다고 응답한 성인은 약 3%에 불과하였다. 하지만 민간임대 주택 거주 유형 중 재정문제 때문에 이사했다고 응답한 성인은 약 13%였다. 자가 주택 점유 집단에서 이사 사유 중 가장 비중이 높은 것은 ‘주택규모 및 시설설비’(“시설이나 설비가 더 양호한 집으로 이사하려고” 등) 40%, ‘거주환경’(“쾌적하고 양호한 지역환경으로 가기 위해서” 등) 35% 순이었다. 공공임대 주택 점유 집단에서 이사 사유 중 가장 비중이 높은 것은 ‘주택규모 및 시설설비’(“시설이나 설비가 더 양호한 집으로 이사하려고” 등) 47%였다. 반면, 민간임대 주택 점유 집단에서 이사 사유 중 가장 비중이 높은 것은 ‘거주환경’ 35%, ‘내/외부요인’(“집주인이 나가라고 해서” 등) 31% 순이었다. 다만 공공임대 집단의 경우 다른 집단과 달리 이사 경험자 자체가 적고 이사 사유 응답자가 수가 17명으로 극히 적어 해석에 유의할 필요가 있다.

<표 9> 집의 점유유형별 주거 특성이 입원 유무에 미치는 영향(2020년)

종속변수: 연중 입원 유무 (0: 입원한적 없음, 1: 입원한 적 있음)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
연령	0.016	0.004***	0.027	0.005***	0.006	0.020	0.019	0.012
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.138	0.092	-0.151	0.129	0.425	0.404	-0.194	0.232
교육수준(0: 고교이하, 1:전문대 이상)	-0.022	0.117	0.169	0.158	-1.920	0.797*	-0.394	0.326
가구원수	-0.182	0.042***	-0.127	0.068†	0.048	0.213	-0.108	0.108
log가구균등화가처분소득	-0.017	0.021	-0.011	0.030	0.006	0.068	-0.242	0.202
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	0.172	0.120	0.220	0.150	-0.391	0.842	0.205	0.537
최저주거기준(연수)	0.029	0.031	0.007	0.047	0.546	0.177**	0.047	0.070
주거비 과부담(연수)	0.178	0.054**	0.119	0.120	0.046	0.333	0.079	0.084
이사(연수)	0.049	0.065	0.017	0.139	-0.155	0.735	0.046	0.168
자가주택 거주(연수)	-0.010	0.019						
공공임대 거주(연수)	0.019	0.038						
주거급여 수급(연수)	0.005	0.031	-0.143	0.064*	0.019	0.072	0.029	0.062
상수	-2.472	0.399***	-3.285	0.622***	-5.451	1.794**	-1.045	1.841
사례수		9,912		5,282		443		1,301

주: 개인 표준 횡단가중치 부여; † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 우울에 미치는 영향을 확인하기 위한 분석 결과는 <표 10>에 제시하였다. 우울은 다른 신체 건강 지표보다 주거 특성의 영향이 통계적으로 유의한 항목이 많이 나타났다. 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과, 다른 조건이 같을 때 최저주거기준 충족 연수가 낮을수록, 주거비 과부담에 해당하는 기간이 길수록 우울의 정도가 심화할 확률이 높았다. 자가 주택에 거주하는 사람이 다른 주택 점유 유형에 속하는 사람보다 우울 수준이 낮을 확률이 크게 나타났다. 하위 집단별로 살펴보면, 자가 주택 거주 집단의 성인은 최저주거기준 충족 연수가 높을수록, 이사 경험이 많을수록 우울 수준이 낮을 확률이 커졌다. 민간임대 거주 집단의 성인은 최저주거기준 충족 연수가 높을수록 우울 수준이 낮을 확률이 커지지만, 주거비 과부담의 경험이 많을수록 우울 수준이 높을 확률이 커졌다.

<표 10> 집의 점유유형별 주거 특성이 우울에 미치는 영향(2020년)

종속변수: 우울 (점수가 높을수록 우울 심화)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
연령	0.045	0.009***	0.031	0.014*	0.067	0.040†	0.059	0.023*
성별(0:여성, 1:남성)	-1.651	0.206***	-1.456	0.264***	-3.203	1.160**	-2.038	0.663**
교육수준(0:고교이하, 1:전문대 이상)	-0.523	0.251*	-0.417	0.347	-0.141	1.524	0.902	0.718
가구원수	-0.283	0.089**	-0.253	0.131†	-1.038	0.540†	0.021	0.257
log가구균등화가처분소득	-0.204	0.102*	-0.397	0.160*	0.163	0.192	-1.847	0.738*
거주지역(0:도시, 1:농어촌)	0.944	0.325**	1.199	0.419**	-1.993	1.304	-1.437	1.508
최저주거기준(연수)	-0.615	0.090***	-0.731	0.129***	0.466	0.444	-0.570	0.221*
주거비 과부담(연수)	0.755	0.190***	0.433	0.268	0.921	0.645	0.804	0.342*
이사(연수)	-0.227	0.130†	-0.736	0.247**	2.595	2.150	0.204	0.293
자가주택 거주(연수)	-0.125	0.049*						
공공임대 거주(연수)	0.151	0.101						
주거급여 수급(연수)	1.160	0.114***	1.119	0.221***	1.011	0.266***	0.918	0.211***
상수	9.844	1.174***	11.891	1.923***	3.803	4.333	20.538	5.822***
사례수		9,315		4,966		403		1,238

주: 개인 표준 횡단가중치 부여; † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

위의 결과를 정리하면, 전반적으로 최저주거기준의 미충족과 주거비 과부담의 경험이 많을수록 신체 건강과 정신건강의 악화 가능성을 높이는 것으로 확인되었다. 집의 점유유형별 주거 특성의 영향의 차이는 신체 건강보다 정신건강 지표인 우울에서 명확하게 나타났다. 즉, 우울의 완화와 관련하여, 자가 주택 거주자에게는 최저주거기준의 충족이, 민간임대 주택 거주자에게는 최저주거기준의 충족과 주거비 과부담의 완화가 유의미한 요인인 것으로 보인다.

3. 고정효과모형 분석

집의 점유유형별 주거 특성이 주관적 건강수준에 미치는 영향을 확인하기 위한 고정효과모형 분석을 실시하여 건강에 영향을 미칠 것으로 알려져 있는 인구사회학적 특성 및 개인의 미관측된 시불변 특성을 통제하였다. 분석결과는 <표 11>과 같다. 전체를 대상으로 한 분석 결과, 5% 유의수준에서는 주거급여를 수급하는 경우 수급하지 않는 경우보다 주관적 건강수준이 좋지 않다고 응답할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 10% 유의수준에서는 최저주거기준을 충족하는 경우 주관적으로 건강하다고 응답할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 집의 점유유형별 하위집단에서는 주관적 건강수준에 유의한 영향을 미치는 주거 특성이 대체로 부재하였다.

<표 11> 집의 점유유형별 주거 특성이 주관적 건강수준에 미치는 영향(고정효과모형, 2015~2020)

종속변수: 주관적 건강수준 (0: 불건강 또는 보통, 1: 건강)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
교육수준(0: 고교이하, 1: 전문대 이상)	0.359	0.334	0.173	0.465	12.112	610.597	0.088	1.193
가구원수	0.079	0.033*	0.075	0.047	-0.146	0.194	0.124	0.105
log가구균등화가처분소득	0.006	0.009	-0.001	0.012	-0.067	0.057	0.106	0.039**
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	0.144	0.220	0.716	0.420†	-	-	0.340	1.014
최저주거기준	0.068	0.036†	0.030	0.049	0.191	0.202	0.089	0.091
주거비 과부담	-0.057	0.070	0.027	0.099	0.298	0.366	0.068	0.194
이사	-0.002	0.052	-0.037	0.106	-0.004	0.450	0.007	0.107
자가주택 거주	0.039	0.062						
공공임대 거주	0.287	0.173†						
주거급여 수급	-0.505	0.120***	-0.111	0.239	-0.334	0.334	-1.012	0.275***
2016년(더미)	-0.115	0.040**	-0.148	0.053**	-0.014	0.190	0.045	0.115
2017년(더미)	0.081	0.040*	0.096	0.053†	0.263	0.190	0.147	0.116
2018년(더미)	-0.387	0.040***	-0.426	0.053***	-0.273	0.192	-0.345	0.115**
2019년(더미)	-0.247	0.041***	-0.317	0.054***	-0.002	0.194	-0.077	0.116
2020년(더미)	-0.588	0.041***	-0.701	0.055***	-0.460	0.198*	-0.267	0.117*
사례수(패널개체수)	34,418(5,766)		19,577(3,266)		1,496(250)		4,241(712)	

주: † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 만성질환의 유무에 미치는 영향을 확인하기 위한 고정효과모형 분석결과는 <표 12>와 같다. 전체 대상의 분석 결과, 최저주거기준을 충족하는 경우 만성질환이 없을 확률을 높이는 것으로 나타났다. 집의 점유유형별 하위집단 중 자가 주택 거주자와 공공임대 거주자에게도 이러한 양상은 같았다. 민간임대 거주자의 경우 이사 경험의 발생은 만성질환이 있을 확률을 높이는 것으로 확인되었다.

<표 12> 집의 점유유형별 주거 특성이 만성질환 유무에 미치는 영향(고정효과모형, 2015~2020)

종속변수: 만성질환 유무 (만성질환: 6개월 이상 투병·투약)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
교육수준(0: 고교이하, 1: 전문대 이상)	-0.707	0.325*	-0.672	0.456	13.098	619.414	-0.556	1.294
가구원수	-0.048	0.040	-0.044	0.058	-0.054	0.236	-0.142	0.126
log가구균등화가처분소득	0.011	0.012	0.014	0.016	0.041	0.049	0.033	0.044
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	-0.314	0.285	-1.365	0.525**			0.795	0.978
최저주거기준	-0.163	0.045***	-0.165	0.063**	-0.709	0.269**	0.057	0.110
주거비 과부담	-0.022	0.095	-0.116	0.139	0.917	0.616	0.175	0.240
이사	0.092	0.059	0.146	0.123	-0.288	0.564	0.053	0.121**
자가주택 거주	-0.030	0.076						
공공임대 거주	-0.062	0.205						
주거급여 수급	0.333	0.152*	-0.045	0.310	-0.594	0.456	0.990	0.313**
2016년(더미)	0.215	0.049***	0.171	0.065**	0.148	0.249	0.297	0.138*
2017년(더미)	0.363	0.049***	0.320	0.066***	0.107	0.251	0.453	0.139**
2018년(더미)	0.512	0.050***	0.473	0.066***	0.374	0.250	0.550	0.139***
2019년(더미)	0.898	0.050***	0.840	0.068***	0.644	0.252*	1.039	0.140***
2020년(더미)	1.107	0.051***	1.023	0.068***	0.865	0.257**	1.169	0.141***
사례수(패널개체수)	24,009(4,028)		13,342(2,226)		941(157)		3,160(531)	

주: † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 입원의 유무에 미치는 영향을 확인하기 위한 고정효과모형 분석결과는 <표 13>과 같다. 전체 대상의 분석 결과, 최저주거기준을 충족하는 경우 연중 입원하는 경험이 없을 확률을 높이는 것으로 나타났다. 집의 점유유형별 하위집단에서는 입원 유무에 유의한 영향을 미치는 주거 특성이 대체로 부재하였다.

<표 13> 집의 점유유형별 주거 특성이 입원 유무에 미치는 영향(고정효과모형, 2015~2020)

종속변수: 연중 입원 유무 (0: 입원한적 없음, 1: 입원한 적 있음)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
교육수준(0: 고교이하, 1: 전문대 이상)	-0.024	0.375	0.484	0.576			-0.530	1.033
가구원수	-0.181	0.038***	-0.124	0.055*	-0.101	0.226	-0.087	0.111
log가구균등화가처분소득	0.020	0.012	0.027	0.017	0.046	0.059	-0.016	0.052
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	-0.023	0.213	0.945	0.476*			-1.065	0.859
최저주거기준	-0.114	0.040**	-0.077	0.057	-0.328	0.229	-0.082	0.102
주거비 과부담	-0.057	0.072	-0.033	0.112	0.016	0.340	-0.012	0.185
이사	0.008	0.058	0.043	0.127	0.183	0.532	0.017	0.116
자가주택 거주	0.013	0.067						
공공임대 거주	-0.012	0.187						
주거급여 수급	0.188	0.119	-0.500	0.253*	0.249	0.332	0.522	0.249*
2016년(더미)	0.053	0.046	0.201	0.064**	-0.230	0.215	-0.026	0.127
2017년(더미)	0.069	0.046	0.103	0.065	0.324	0.200	-0.028	0.127
2018년(더미)	0.085	0.046†	0.150	0.065*	-0.109	0.211	-0.149	0.129
2019년(더미)	-0.071	0.047	0.038	0.067	-0.195	0.213	-0.210	0.132
2020년(더미)	0.051	0.047	0.148	0.066*	-0.234	0.218	-0.075	0.130
사례수(패널개체수)	27,064(4,543)		14,170(2,366)		1,281(214)		3,428(577)	

주: † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

집의 점유유형별 주거 특성이 우울에 미치는 영향을 확인하기 위한 고정효과모형 분석결과는 <표 14>와 같다. 전체 대상의 분석 결과, 5% 유의수준에서 다른 조건이 같을 때 최저주거기준을 충족하는 경우, 이사가 발생하는 경우 우울 수준이 낮을 확률을 높이는 것으로 나타났다. 반대로 개인이 주거비 과부담을 경험하면 우울이 심화할 확률은 높아졌다. 최저주거기준의 충족은 자가 주택, 공공임대, 민간임대 거주자 별로 모두 우울의 완화 확률을 높이는 유의한 영향 요인으로 확인되었다. 주거비 과부담의 경험은 자가 주택 거주자나 공공임대 거주자의 우울에 유의한 영향 요인이 아니었지만, 민간임대 거주자에게는 주거비 과부담의 경험이 우울 심화의 확률을 높이는 유의한 영향 요인으로 나타났다.

<표 14> 집의 점유유형별 주거 특성이 우울에 미치는 영향(고정효과모형, 2015~2020)

종속변수: 우울 (점수가 높을수록 우울 심화)	전체		자가 주택		공공임대		민간임대	
	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.	계수	S.E.
교육수준(0: 고교이하, 1: 전문대 이상)	-1.140	0.834	0.380	1.088			-2.670	2.506
가구원수	0.022	0.076	-0.056	0.107	0.527	0.582	-0.140	0.254
log가구균등화가처분소득	-0.054	0.023*	-0.051	0.028†	0.135	0.166	-0.150	0.085†
거주지역(0: 도시, 1: 농어촌)	0.671	0.488	1.741	0.873*			2.002	2.228
최저주거기준	-1.631	0.085***	-1.807	0.112***	-1.944	0.640**	-1.078	0.228***
주거비 과부담	0.474	0.164**	0.021	0.226	1.136	1.010	1.326	0.458**
이사	-0.273	0.117*	-0.227	0.221	0.897	1.609	-0.233	0.258
자가주택 거주	-0.169	0.142						
공공임대 거주	-0.362	0.406						
주거급여 수급	1.328	0.279***	-0.045	0.543	1.124	1.048	1.635	0.612**
2016년(더미)	-0.052	0.094	-0.170	0.118	0.894	0.595	0.180	0.282
2017년(더미)	0.210	0.094*	0.211	0.119†	-0.244	0.599	0.386	0.283
2018년(더미)	0.199	0.095*	0.303	0.120*	0.201	0.599	-0.109	0.284
2019년(더미)	0.559	0.096***	0.646	0.122***	-0.476	0.606	0.663	0.286*
2020년(더미)	1.299	0.097***	1.229	0.122***	2.114	0.623**	1.117	0.289***
상수항	7.925	0.391***	6.726	0.518***	8.987	2.033***	9.830	1.327***
사례수(패널개체수)	56,404(9,802)		30,314(5,229)		2,487(433)		7,388(1,282)	

주: † $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소 『한국복지패널 11~16차년도』 원자료.

제5절 결론

1. 요약

본 연구는 한국복지패널 11차~16차년도 자료를 이용하여 주거와 건강의 관계를 분석하였다. 신체 건강은 주관적 건강수준, 만성질환 유무, 입원 여부로 나누어 확인하였고, 정신건강은 우울 지표를 활용하였다. 주거 관련 특성에 해당하는 변수에는 최저주거기준, 주거비 과부담, 이사 횟수, 집의 점유형태, 주거급여 수급 여부를 포함하였다. 회귀분석과 고정효과모형을 통한 결과에 따르면 주거특성은 거주자의 신체적·정신적 건강에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 주거특성이 거주자의 건강에 중요한 함의를 가질 수 있다는 생태체계모델과 가족스트레스모델의 이론적 예측을 지지한다(Bronfenbrenner & Morris, 2007; Conger et al., 2000; Leventhal & Newman, 2010). 또한, 주거특성과 건강 간의 유의미한 관계를 확인한 기존 연구결과들과도 일치한다(김승연 외, 2013; 박금령·최병호, 2019; Boch et al., 2020; Clair & Hughes, 2019; Exeter et al., 2015; Fowler et al., 2015; Pevalin et al., 2017). 하지만 주거특성이 건강에 유의미한 영향을 미치는 않는다고 보고한 선행연구들과는 일치하지 않는다(Baker et al., 2012; Pierse et al., 2015). 본 연구에서 각각의 주거특성과 건강 지표, 점유형태, 그리고 분석방법에 따라 그 유의성에 미세한 차이가 나타났음을 고려해 볼 때, 주거와 건강 간의 관계를 유의성 여부라는 이분법적인 시각에서 해석하기보다는 다차원적인 접근을 통해 종합적으로 이해하고 조망하기 위한 노력이 필요할 것이다.

2. 함의

전반적으로 본 연구는 주거특성과 건강(특히, 정신건강)에 관한 선행연구와 유사한 연구결과를 도출하였다. 하지만 선행연구와 달리, 주거특성과 신체건강간의 관계를 일부 확인하였다. 본 연구의 결과에 따라서 주거와 건강에 대해 아래와 같이 사회복지적 함의를 제시하였다.

첫째, 주택의 질(최저주거기준)은 건강에 영향을 주었다. 최저주거기준 이하에 장기간 거주할수록, 신체 건강(주관적 건강)과 정신건강(우울)에 부정적인 영향을 주고 있다. 따라서 열악한 주거환경을 개선하기 위한 최저주거기준의 실행력이 강화되고, 주택개량사업이 적극적으로 활성화되어야 한다(김성연, 2020; 임세희, 2019; 임세희·박경하, 2017). 실제로 수급권자가 최저주거기준 이하 주택에 주거급여(임차급여)를 지불하더라도 이를 제한할 수 있는 강제조항은 없다(김성연, 2020). 따라서, 주거급여제도 내에서의 최저주거기준(주거의 질)을 우선적으로 적용하여 확대하는 노력이 필요하다. 한편, 최저주거기준을 보장하기 위한 주택개량사업(수선급여)을 시행하려고 해도 현실적인 어려움이 존재한다. 재원 마련, 신청주의 방식의 사업으로 인한 사각지대, 임대인과 임차인의 협의, 대상자의 우선순위, 사후관리 등 주택개량사업 추진과정에도 복잡한 이해관계들이 있다(이후빈·박미선, 2019). 따라서 사업주체(한국토지주택공사)가 이러한 복잡한 이해관계를 조정하고 관리할 수 있는 역량을 강화하거나, 이러한 관계를 조정할 수 있는 지역사회 내 협의체가 필요하다(이후빈·박미선, 2019).

둘째, 주거비용(주거비 과부담)은 건강에 영향을 준다. 구체적으로 주거비 과부담은 신체건강(주관적 건강, 입원)과 정신건강(우울)에 부정적인 영향을 주었고, 이는 선행연구들과 유사한 결과이다. 이러한 결과는 주거비용을 지원하는 주거급여에 함의를 제공한다. 주거급여(임차급여)의 기준임대료와 실제임차료의 차이로 인해서 수급자의 자기부담금의 차이가 발생하며, 특히, 민간임대가구가 공공임대가구에 비해서 자기부담이 상대적으로 크다(김성연, 2020). 실제로 본 연구에서도 주거비 과부담이 우울에 미치는 영향이

민간임대가구에서 더 높게 나타났다. 따라서 주거유형과 주거비 부담을 고려하여 주거급여(임차급여)의 개선이 필요하다. 또한 임대료뿐만 아니라, 주거관리비용의 양적 부담을 감소시킬 수 있는 다양한 사업(예: 에너지 바우처 사업)의 확대가 필요하다.

셋째, 본 연구는 점유유형별(자가소유, 공공임대, 민간임대)로 주거특성이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 다른 주거유형에 비해서, 자가소유가구는 주거의 질(최저주거기준)이 정신건강(우울)에 주요한 영향을 주었다. 공공임대가구는 주거의 질(최저주거기준)이 신체건강(만성질환)에, 민간임대는 주거비용(주거비 과부담)이 정신건강(우울)에 주요한 영향을 주었다. 즉, 주거유형에 따라 주거특성이 건강에 미치는 영향력은 상이하게 나타날 수 있다. 따라서 정책적 측면에서는 주거유형의 특성을 고려한 주거급여제도의 시행, 실천적 측면에서는 주거특성과 건강을 보다 강조한 통합사례관리가 운영되어야 할 것이다.

끝으로, 본 연구는 주거급여제도의 소관 부처의 개편과 확대 이후의 자료(2015년~2020년)를 분석하였다. 2015년 개별급여로 개편된 주거급여제도는 대상자 범위와 지원보장 수준의 확대에 기여하였고, 실제 수급자의 수도 증가하는 추세이다(진미운, 2017). 하지만, 주거비용의 측면에서 임차료의 검증과 실효성 문제, 주거의 질 측면에서는 수선급여의 사각지대 등이 주요한 정책적 한계로 지적되고 있다(진미운, 2017). 따라서 주거 관련 어려움(주거비용과 주거의 질)을 겪고 있는 가구의 적극적인 발굴과 함께, 가구의 경제적 상황과 욕구, 주거문제 개선과 관련된 복잡한 이해관계자(예: 임대인, 임차인, 사업주체, 공공임대 등)를 고려하여 주거급여제도의 실효성을 담보할 수 있는 정책적·실천적 노력이 필요하다.

3. 연구의 제한점

본 연구는 선행연구들의 제한점을 일부 보완하였지만, 연구자료와 연구방법으로 인하여 여전히 한계를 가지고 있다. 우선, 본 연구에 사용된 주요 변수의 측정 타당도의 제한점이 있다. 특히, 선행연구와 유사하게 종속변수인 건강(예: 주관적 건강, 만성질환, 입원)은 연구대상자의 응답에 의존하여 측정하였다. 향후 연구에서는 보다 객관적인 건강 관련 척도의 분석이 필요할 것으로 사료된다. 둘째, 본 연구는 인구사회학적 특성을 통제하여 주거특성과 건강간의 관계를 종단적으로 확인하였지만, 그 인과관계를 규명하는데 여러 유형의 편의(bias)가 발생할 수 있다. 특히, 가구의 경제적 상황은 독립변수인 주거특성(주거비용과 주거의 질)과 종속변수인 건강(특히, 병원진료)을 결정하는 주요한 선행변수이며, 이는 본 연구결과의 인과관계의 타당도에 영향을 줄 수 있다. 따라서 향후 연구는 주거특성을 결정하는 도구변수(instrumental variable)를 보다 엄격하게 통제하는 분석이 시도되어야 할 것이다. 또한, 본 연구에서 주거유형은 주거특성이 건강에 미치는 영향력을 조절(moderating)할 것으로 기대된다. 따라서 주거유형의 조절효과에 대한 보다 엄격한 통계검정이 이루어져야 할 것이다. 끝으로, 본 연구는 저소득층이 과표집된 한국복지패널을 이용하였다. 또한, 주거의 가장 취약한 노숙인 혹은 주거 불안정 집단을 고려하지 못하였다. 따라서 본 연구의 대상자를 고려하여, 본 연구의 결과를 해석하여야 한다.

참고문헌

- 국토교통부. (2021). 2020년 주거실태조사-(특성가구) 연구보고서-. 세종특별자치시: 국토연구원.
- 김승연, 김세림, 이진석. (2013). 주거환경이 건강수준에 미치는 영향. *보건과 사회과학*, 34(1), 109-133.
- 민인식, 최필선. (2022). 패널데이터분석 Verson 16-17 3판. 지필미디어.
- 박금령, 최병호. (2019). 주거취약계층의 주관적 건강 수준과 삶의 만족도: 최저주거기준 미달 가구와 비주택 거주 가구를 중심으로. *보건사회연구*, 39(2), 500-518.
- 박기덕. (2020). 주거지원 프로그램과 저소득층 가구의 건강: 건강상태인지와 보건의료비의 결정요인을 중심으로. *주택도시연구*, 10(1), 63-86.
- 박정민, 허용창, 오욱찬, 윤수경. (2015). 주거빈곤이 건강에 미치는 영향에 관한 종단연구. *한국사회복지학*, 67(2), 137-159.
- 이숙현. (2020). 패널자료를 이용한 주거빈곤과 문제음주의 관계분석. *보건사회연구*, 40(1), 520-559.
- 임세희. (2015). 최저주거기준미달가구의 결정요인: 지역 특성을 중심으로. *사회복지정책*, 42(4), 47-73.
- 임세희. (2016). 주거비 과부담 결정요인. *한국사회복지학*, 68(3), 29-50.
- 임세희. (2019). 주거빈곤이 아동의 권리에 미치는 영향. *한국사회복지학*, 71(4), 7-30.
- 임세희, 박경하. (2017). 유형별 주거빈곤가구의 차이: 최저주거기준 하위기준미달, 주거비 과부담, 중복주거빈곤가구. *한국사회정책*, 24(4), 31-62.
- 임세희, 이봉주. (2009). 최저기준 미달 주거가 아동의 학업성취에 미치는 영향. *사회복지연구*, 40(3), 243-265.
- 임재현. (2011). 주거빈곤이 가족생활에 미치는 영향. *사회복지연구*, 42(1), 279-304.
- 정은희, 이봉주, 신재동, 한겨레, 우선희, 하은솔, 김지원, 송지은, 박나영, 정다운, 강상경, 박정민, YOO JOAN PAEK, 정원오, 김찬우, 김화선, 김동진, 임은정. (2021). 2021년 한국복지패널 조사분석 보고서. 한국보건사회연구원.
- 황규홍, 김민지, 박지민, 홍승완, 서영성, 김대현. (2020). 한국성인의 주거비 과부담 경험이 우울증 발생에 미치는 영향: 고령화 연구패널조사를 중심으로. *Korean Journal of Family Practice*, 10(4), 307-313.
- LH 국민임대[웹사이트]. (2022.8.1.) URL: <https://www.lh.or.kr:443/contents/cont.do?sCode=user&mPid=242&mId=243&menuYear=>
- LH 영구임대[웹사이트]. (2022.8.1.) URL: <https://www.lh.or.kr:443/contents/cont.do?sCode=user&mPid=237&mId=239&menuYear=>

- Baker, E., Beer, A., Lester, L., Pevalin, D., Whitehead, C., & Bentley, R. (2017). Is housing a health insult? *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(6), 567-585.
- Baker, E., Bentley, R., & Mason, K. (2013). The mental health effects of housing tenure: Causal or compositional? *Urban Studies*, 50(2), 426-442.
- Bentley, R. J., Pevalin, D., Baker, E., Mason, K., Reeves, A., & Beer, A. (2016). Housing affordability, tenure and mental health in Australia and the United Kingdom: a comparative panel analysis. *Housing Studies*, 31(2), 208-222.
- Boch, S. J., Taylor, D. M., Danielson, M. L., Chisolm, D. J., & Kelleher, K. J. (2020). 'Home is where the health is': Housing quality and adult health outcomes in the survey of income and program participation. *Preventive Medicine*, 132, 105990.
- Bronfenbrenner, U., & Ceci, S. J. (1994). Nature-nuture reconceptualized in developmental perspective: A bioecological model. *Psychological Review*, 101(4), 568-586.
- Bronfenbrenner, U., & Morris, P. A. (2007). The bioecological model of human development. In R. M. Lerner (Ed.) *Handbook of child development: Vol. 1. Theoretical models of human development* (6th ed., pp. 793-828). Hoboken, NJ: Wiley.
- Choi, H., & Oishi, S. (2020). The psychology of residential mobility: A decade of progress. *Current Opinion in Psychology*, 32, 72-75.
- Clair, A., & Hughes, A. (2019). Housing and health: New evidence using biomarker data. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 73(3), 256-262.
- Coley, R. L., Leventhal, T., Lynch, A. D., & Kull, M. (2013). Relations between housing characteristics and the well-being of low-income children and adolescents. *Developmental Psychology*, 49(9), 1775-1789.
- Conger, K. J., Rueter, M. A., & Conger, R. D. (2000). The role of economic pressure in the lives of parents and their adolescents: The family stress model. In L. J. Crockett & R. K. Silbereisen (Eds.), *Negotiating adolescence in times of social change* (pp. 201 - 223). Cambridge University Press.
- Conger, R. D., Elder Jr, G. H., Lorenz, F. O., Conger, K. J., Simons, R. L., Whitbeck, L. B., ... & Melby, J. N. (1990). Linking economic hardship to marital quality and instability. *Journal of Marriage and the Family*, 52(3), 643-656.
- Coulton, C. J., Richter, F., Kim, S. J., Fischer, R., & Cho, Y. (2016). Temporal effects of distressed housing on early childhood risk factors and kindergarten readiness. *Children and Youth Services Review*, 68, 59-72.
- Evans, G. W., Wells, N. M., & Moch, A. (2003). Housing and mental health: A review of the evidence and a methodological and conceptual critique. *Journal of Social Issues*, 59(3), 475-500.
- Exeter, D. J., Sabel, C. E., Hanham, G., Lee, A. C., & Wells, S. (2015). Movers and stayers: The geography of residential mobility and CVD hospitalisations in Auckland, New Zealand. *Social*

- Science & Medicine*, 133, 331-339.
- Fertig, A. R., & Reingold, D. A. (2007). Public housing, health, and health behaviors: Is there a connection? *Journal of Policy Analysis and Management*, 26(4), 831-860.
- Fowler, P. J., Henry, D. B., & Marcal, K. E. (2015). Family and housing instability: Longitudinal impact on adolescent emotional and behavioral well-being. *Social Science Research*, 53, 364-374.
- Fuller-Thomson, E., Hulchanski, J. & Hwang, S. (2000). The Housing/health relationship: What do we know?. *Reviews on Environmental Health*, 15(1-2), 109-134.
- Gibson, M., Petticrew, M., Bambra, C., Sowden, A. J., Wright, K. E., & Whitehead, M. (2011). Housing and health inequalities: A synthesis of systematic reviews of interventions aimed at different pathways linking housing and health. *Health & Place*, 17(1), 175-184.
- Graham, L. T., Gosling, S. D., & Travis, C. K. (2015). The psychology of home environments: A call for research on residential space. *Perspectives on Psychological Science*, 10(3), 346-356.
- Hendriks, M., Ludwigs, K., & Veenhoven, R. (2016). Why are locals happier than internal migrants? The role of daily life. *Social Indicators Research*, 125(2), 481-508.
- Herbert, C., Hermann, A., & Mccue, D. (2018). *Measuring Housing Affordability: Assessing the 30 Percent of Income Standard*, Joint Center for Housing Studies of Harvard University.
- Jacobs, D. E., Breyse, J., Dixon, S. L., Aceti, S., Kawecki, C., James, M., & Wilson, J. (2014). Health and housing outcomes from green renovation of low-income housing in Washington, DC. *Journal of Environmental Health*, 76(7), 8 - 17.
- Krieger, J., & Higgins, D. L. (2002). Housing and health: Time again for public health action. *American Journal of Public Health*, 92(5), 758-768.
- Leventhal, T., & Newman, S. (2010). Housing and child development. *Children and Youth Services Review*, 32(9), 1165-1174.
- Mason, K. E., Baker, E., Blakely, T., & Bentley, R. J. (2013). Housing affordability and mental health: does the relationship differ for renters and home purchasers?. *Social Science & Medicine*, 94, 91-97.
- Meltzer, R., & Schwartz, A. (2015). Housing affordability and health: Evidence from New York city. *Housing Policy Debate*, 26(1), 80-104.
- Morris, T. T., Northstone, K., & Howe, L. D. (2016). Examining the association between early life social adversity and BMI changes in childhood: A life course trajectory analysis. *Pediatric Obesity*, 11(4), 306-312.
- Oishi, S., Krochik, M., Roth, D., & Sherman, G. D. (2012). Residential mobility, personality, and subjective and physical well-being: An analysis of cortisol secretion. *Social Psychological and Personality Science*, 3(2), 153-161.
- Organization for Economic and Co-operation and Development (OECD). www.oecd.org

- Pevalin, D. J., Reeves, A., Baker, E., & Bentley, R. (2017). The impact of persistent poor housing conditions on mental health: A longitudinal population-based study. *Preventive Medicine, 105*, 304-310.
- Pierse, N., Carter, K., Bierre, S., Law, D., & Howden-Chapman, P. (2016). Examining the role of tenure, household crowding and housing affordability on psychological distress, using longitudinal data. *Journal of Epidemiology and Community Health, 70*(10), 961-966.
- Pollack, C. E., Griffin, B. A., Lynch, J. (2010). Housing affordability and health among homeowners and renters. *American Journal of Preventive Medicine, 39*(6), 515-521.
- Price, C., Dalman, C., Zammit, S., & Kirkbride, J. B. (2018). Association of residential mobility over the life course with nonaffective psychosis in 1.4 million young people in Sweden. *JAMA Psychiatry, 75*(11), 1128-1136.
- Sandel, M., & Wright, R. J. (2006). When home is where the stress is: expanding the dimensions of housing that influence asthma morbidity. *Archives of disease in childhood, 91*(11), 942-948.
- Sharpe, R. A., Taylor, T., Fleming, L. E., Morrissey, K., Morris, G., & Wigglesworth, R. (2018). Making the case for "Whole System" approaches: Integrating public health and housing. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 15*(11), 2345.
- Shaw, M. (2004). Housing and public health. *Annual Review of Public Health, 25*(1), 397-418.
- Swope, C. B., & Hernández, D. (2019). Housing as a determinant of health equity: A conceptual model. *Social Science & Medicine, 243*, 112571.
- Tseliou, F., Maguire, A., Donnelly, M., & O'Reilly, D. (2016). The impact of childhood residential mobility on mental health outcomes in adolescence and early adulthood: a record linkage study. *Journal of Epidemiology and Community Health, 70*(3), 278-285.
- Warren, E. J., & Font, S. A. (2015). Housing insecurity, maternal stress, and child maltreatment: An application of the family stress model. *Social Service Review, 89*(1), 9-39.
- World Health Organization (WHO). www.who.int

아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계

최창용(가천대학교)

본 연구는 아동기 역경(Adverse Childhood Experiences)과 성인 초기 건강 간의 관계를 확인하는 것에 목적을 두고 수행되었다. 이를 위하여 한국복지패널의 1차년도에서 16차년도 조사자료를 활용하여 분석을 실시하였다. 아동기 역경은 신체적 학대, 정서적 학대, 성적 학대, 방임, 부모의 우울, 부모의 문제적 음주, 빈곤, 학교폭력의 8가지 유형으로 조사되었으며, 1차, 4차, 7차년도의 한국복지패널의 아동부가조사 자료와 가구원 조사 자료를 활용하여 수집되었다. 성인 초기 건강은 9차년도에서 16차년도의 자료를 활용하여, 만 20세-만22세 시기와 만23세-만25세 시기의 흡연 여부, 문제적 음주, 주관적 건강, 우울 증상, 만성질환 유병을 수집하였다. 연구참여자는 한국복지패널 아동부가조사의 1차 패널 중 2회 이상의 조사에 참여하고 성인기 가구원 조사에 참여한 자료 총 426명이다. 분석 결과, 1차, 4차, 7차년도의 조사시기별로 연구참여 자 중 약 70% 내외가 1개 이상의 아동기 역경을 경험한 것으로 확인되었으며, 10% 이상이 3개 이상의 역경을 경험한 것으로 나타났다. 모든 시기에 있어 경험한 아동기 역경의 수가 많을수록, 성인 초기의 주관적 건강, 우울 증상이 높은 것으로 나타났다. 4차, 7차년도의 아동기 역경은 흡연, 음주 등 건강행동 지표 와도 유의한 관계를 보였으며, 4차년도의 아동기 역경은 만성질환 유병과도 유의한 관계를 보였다. 아동기 역경의 높은 경험을 및 아동기 역경과 성인 초기 건강과의 유의한 관계를 보여주는 본 연구의 결과에 대한 논의를 진행하고, 후속 연구를 위한 제언을 제시하였다.

제1장 연구의 배경 및 필요성

아동기 역경 경험(또는 아동기 부정적 생애 경험, Adverse Childhood Experiences(ACE))은 성인기 진입 전의 학대, 방임, 가족의 역기능 등의 다양한 유형의 역경을 아우르는 개념이다 (Centers for Disease Control and Prevention, 2022). 아동기 역경 경험은 일반적으로 학대 및 방임의 다섯 유형(신체적 학대, 정서적 학대, 성적 학대, 신체적 방임, 정서적 방임)과 가족의 역기능(family dysfunction)으로서 부모의 정신건강 문제나 약물 남용, 이혼 또는 별거, 수감, 가정폭력 등을 포괄하여 측정하고 있다(Felitti et al., 1998). 최근에는 아동기 역경에 빈곤 경험, 물질적 결핍, 가족 구성원의 사망, 지역사회 또는 학교에서의 폭력 경험 등을 함께 검토하며 역경으로서 부정적인 영향들이 검토되고 있다(Choi et al., 2020; World Health Organization, 2020). 미국의 건강보험사 Kaiser의 기록을 활용한 Felitti 등(1998)의 연구를 통해 아동기 역경 경험이 다양한 성인기 신체적, 정신적 건강에 부정적인 영향을 미치는 것이 확인되며 주목 받았으며, 후속 연구들을 통해 그 영향이 반복적으로 확인되면서 미국은 물론 많은 사회의 관심이 증대되고 있다. 가장 대표적인 아동기 역경에 대한 연구 방법은 노출된 아동기 역경의 수에 따라 증가하는 성인기 신체심리사회적인 건강의 위험도를 확인하는 것으로 조기 사망, 간 또는 심장질환 등을 포함하는 신체적 질환, 우울 등을 포함하는 정신건강, 의료서비스 이용 수준 등과 관련된 다수의 실증적 근거들이 보고되고 있다(Bryan, 2019; Chapman et al., 2004; Chartier et al., 2010; Felitti et al., 1998; Merrick et al.,

2017). 실증적인 근거들은 미국의 질병관리본부의 “Preventing Adverse Childhood Experiences (ACEs): Leveraging the Best Available Evidence” 보고서 등으로 대표되는 아동기 역경의 예방 및 극복에 대한 관심 표명 및 지원활동의 확대로 이어지며 실제 삶의 변화에 기여하고 있다.

지난 20여년 간 미국을 중심으로 한 해외에서 아동기 역경에 대한 연구근거가 활발히 산출되어 온 것에 비해, 한국의 아동기 역경에 대한 연구는 아직 초기 단계로 볼 수 있다. 한국의 기존 연구들이 아동기 역경을 다뤘은 주요한 방식은 개별 아동기 역경 유형이 아동기 내의 심리사회적 적응에 미치는 영향을 횡단적, 또는 단기 종단적으로 보고하는 것이었다. 이들 연구는 아동 학대나 방임, 부모의 우울이나 문제적 음주, 학교 폭력, 빈곤 등이 내재화 또는 외현화 문제, 사회적 유능성 등에 미치는 영향을 보고하였다는 점에서 기여하였다(김현진 외, 2021; 양경선 & Chung, 2019; 유정순 & 정현희, 2021; 이현진 & 유조안, 2022). 신체적 건강과 관련된 지표와 관련된 연구는 상대적으로 부족한 가운데, 청소년기의 음주나 흡연 등의 건강행동과의 유의한 관계들이 횡단자료를 통해 보고되었다(강주희 외, 2011; 윤명숙 & 조혜정, 2009; 조운주, 2010). 요컨대, 한국의 아동기 역경에 대한 주된 관심은 개별 유형의 역경이 아동기 내의 심리사회적 건강에 미치는 영향이었다고 볼 수 있다.

그러나 한국과 해외의 아동기 역경 연구들이 일관되게 보고하는 것은 하나의 유형의 역경에 노출될 경우 다른 유형의 역경에 노출될 가능성이 상당히 높다는 것이며(Choi et al., 2020; Sacks & Murphey, 2018; 이하나 & 정익중, 2021), 아동기 역경의 영향은 아동청소년기를 넘어서 성인기까지 이어질 수 있다는 것이다(Felitti, 1998). 즉, 개별 역경의 근접효과(proximal effects)를 확인하는 것에 더해 용량-반응 관계(dose-response relationship)로 드러나는 누적된 역경의 원접효과와 관련된 근거를 확인할 필요가 있다.

최근 한국에서도 최근 아동기의 종합적인 역경 경험과 성인기 건강 간의 관계를 탐색한 연구가 소수 발표된 바 있다. 이들 연구는 아동기 역경 경험이 성인기 우울 증상(박애리 & 정익중, 2018; 이하나 외, 2021; 이하나 & 정익중, 2021), 주관적 건강상태(이하나 외, 2021), 성인기 자살시도(김준범 & 손수민, 2020)과 유의한 부정적 관계를 갖고 있음을 보고하였다. 이들 연구는 해외의 선행연구들에서 적용해온 종합적인 아동기 역경 경험으로서 ACE 개념을 적용하여 성인기의 건강과의 관계를 탐색하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 이들 연구는 모두 동일한 횡단 자료(2012년 한국사회조사)를 활용한 것으로, 회고적으로 보고한 아동기 역경 경험이 폭넓은 성인기(18세-64세)의 건강 지표 간의 관계를 확인한 연구들이다. 아동기 역경 중 학대를 중심으로 성인기 건강 간의 관계를 살피본 연구들도 있지만, 편의 표집된 대학생들의 회고적 보고를 통한 학대 경험과 우울 증상 간의 관계를 살피보는 것에 그쳤다(김락경 & 김은정, 2019; 김환 외, 2018).

즉, 종단자료를 활용하여 아동기의 역경 경험에 대한 보고와 성인기 건강 간의 관계를 살피본 연구는 부재한 상황이다. 저자의 검토로는 한국아동청소년 패널을 활용하여 아동기 학대 경험과 대학 입학 시기의 흡연 간의 관계를 살피본 것이 유일한 연구이다(김세원, 2021). 따라서 아동기의 누적된 역경 경험이 성인기의 다양한 건강지표와 어떤 영향을 보이는가에 대해서는 추가적인 검토가 필요하다. 해외의 아동기 역경 경험 연구가 1990년대 말 Felitti 등(1998)의 기념비적 연구로 관심을 받은 이후로 현재까지도 지속적으로 많은 사회적인 지원을 받으며 연구가 수행되고, 그 결과가 사회정책적으로 반영되는 핵심적인 배경은 아동기 역경 경험이 성인기 신체적, 정신적 건강에 미치는 영향을 확인한 실증적 근거들이 뒷받침되었기 때문일 것이다. 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계를 살피기 위해서는 잘 구축된 연구 자료를 필요로 한다. 아동기와 성인기를 아울러 종단자료를 구축하는 것은 개인 연구자가 수행하기에는 현실적으

로 불가능하며, 사회적인 지원 하에 수집된 자료를 필요로 한다. 한국의 아동기 역경 연구가 제한되었던 점은 한국의 아동, 청소년을 대상으로 한 종단자료가 아동기 내에서 종료되거나, 길어도 대학 입학 등 성인기 진입과 동시에 종료된다는 점이 영향을 미쳤을 것이다. 또한 해외에서도 자료의 한계로 인해 회고적으로 보고된 아동기 역경을 활용한 연구가 상당히 많다는 점도 언급할 필요가 있다. 그럼에도 시간의 흐름에 따른 관계를 살피고, 회고적 보고에 따른 타당성 문제를 극복하기 위해서는 종단 자료를 활용한 보다 강력한 근거가 필요함은 부인하기 어렵다.

종단 자료를 활용한 아동기 역경 연구가 기여할 수 있는 또다른 중요한 지점은 아동기 역경에 대한 주요한 질문인 누적 효과와 시기 효과에 대한 단서를 제공할 수 있다는 점이다. 아동기 역경에 대한 주된 접근은 전체 아동기 기간 동안 얼마나 많은 유형의 아동기 역경을 경험하였는가 또는 얼마나 지속적으로 경험하여 왔는가에 대한 누적 효과를 살펴보는 것에 있었다. 그러나 특정한 시기의 아동기 역경이 보다 강력한 영향을 미치는가에 대한 결정적 시기 가설에 대한 검토는 상대적으로 부족하였다. 이는 앞서 지적한 바와 같이 아동기 역경을 포함하여 긴 기간 조사해온 종단 자료가 부족한 상황에서 대안적으로 횡단자료 내에서 회고적으로 보고한 아동기 역경을 통한 연구가 수행됨에 따라 실증적 검증이 불가능했다는 한계와 연결된다. 아동기 역경의 시기 효과에 대한 검토 결과는 아동기 역경을 예방하고 극복하는 정책적, 실천적 전략을 형성하는데 근거로 활용될 수 있을 것이다.

본 연구는 위와 같은 기존 연구의 한계를 극복하기 위한 기초를 제공하기 위해 한국복지패널 자료를 활용하여 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계를 탐색적으로 확인하는 것을 목표로 한다. 본 연구는 한국복지패널의 제1차년도 자료에서 가장 최근의 제16차년도의 자료를 활용하여 수행될 것이다. 아동기 역경은 한국복지패널의 아동 부가조사 1차 패널의 세 조사(1차, 4차, 7차 년도)를 통해 아동기 역경의 핵심 유형들인 신체적 학대, 정서적 학대, 성적 학대, 방임의 경험과 최근 추가적 검토를 요한다고 인정되는 가정 밖 폭력 피해의 유형으로 학교폭력의 경험을 확인하였다. 또한 아동부가조사와 같은 시기의 가구 자료 및 가구원 자료를 활용하여 부모의 정신건강 문제, 부모의 문제적 음주, 가구 빈곤의 세 유형의 역경을 함께 포함하여, 총 8개 유형의 아동기 역경의 누적 효과를 확인할 것이다. 성인기의 건강은 주관적 건강상태에 대한 평가와 함께 건강행동으로서 흡연 여부와 문제적 음주, 신체적 건강과 정신적 건강의 대표적 영역들로서 만성질환 유병 및 우울 증상을 포함한 5개 지표로 확인하고자 한다. 특히 결정적 시기 가설의 가능성을 함께 검토하기 위하여, 생애주기에 따라 구분된 시기의 아동기 역경과 성인 초기 건강 간의 관계를 살펴볼 것이다. 구체적으로는 아동기 역경 경험은 각각 만10-12세, 만13-15세, 만16-18세 구간에 해당하는 아동부가조사의 시기별로 구분된 아동기 역경 수준이 성인기 진입시기 (만20세-만22세)와 그 이후의 3개년(만23세-만25세)의 건강 지표들과의 관계를 살펴볼 것이다.

제2장 연구방법

제1절 연구자료

본 연구의 대상은 한국복지패널의 1차 아동부가조사 대상자 중 다음의 두 조건을 충족한 자로 선정되었다. 연구참여기준은 아동기 역경의 시기 효과와 성인기 건강 간의 관계를 살펴보는 본 연구의 목적을 수행하기 위한 기본적인 조건들로 구성되었다. 첫 번째 연구 참여 기준으로 1차 아동부가조사 대상 패널

로 수행된 세 차례(1차년도(2006년), 4차년도(2009년), 7차년도(2012년)) 조사 중 2회 이상 참여한 자로 제한하였다 (n=594). 두 번째 연구 참여기준으로는 앞선 기준을 충족한 자 중 성인기 진입 이후에도 성인 가구원으로서 한국복지패널에 참여한 자로 제한하였다. 두 기준을 충족하여 분석에 활용된 조사참여자의 수는 426명이다.

연구참여자의 아동기 역경은 1차(초등학교 고학년 시기), 4차(중학교 시기), 7차 년도(고등학교 재학 연령)에 수행된 아동부가조사 자료 또는 가구 조사 자료를 활용하여 측정되었다. 이들의 성인기 건강 지표는 성인 가구원으로서 한국아동패널의 가구원 본 조사에 참여한 자료를 활용하였다. 성인기 건강 지표는 한국아동패널의 10차년도부터 가장 최근에 공개된 16차년도의 자료가 활용되었다. 성인기의 건강은 만 20세-만22세 구간과 만 23세-만25세의 2개 구간으로 구분되었으며, 아동부가조사 참여자들의 성인기 진입시기가 출생 연도에 따라 달라짐이 고려되었다. 1차년도 조사(2006년)에서 초등학교 6학년이었던 조사참여자들은 9차년도 조사(2014년)와 14차년도 조사(2019년) 자료가 각각 만20세와 만26세의 기록으로 활용되었다. 1차년도 조사 당시 초등학교 5학년인 경우10차년도(만20세)에서 15차년도 조사자료(만25세)가 성인기 기록으로 활용되었고, 초등학교 4학년이었던 경우 11차년도(만20세)에서 16차년도(만25세)의 자료가 활용되었다.

제2절 측정도구

1. 아동기 역경

아동기 역경은 총 8가지 하위 유형으로 구성되었으며, 각 유형은 이분변수로1차, 4차, 7차년도의 역경 경험 여부(0=경험 없음, 1=경험함)로 조작화 되었다. 1차(초등학교 고학년 시기), 4차(중학교 시기), 7차년도(고등학교 재학 연령)의 아동부가조사 시기를 각각 '후기 아동기', '초기 청소년기', '후기 청소년기'로 명명하여, 세 발달단계별 아동기 역경 노출 수준을 확인하였다.

아동기 역경 중 학대 및 방임과 관련해서는 신체적 학대, 정서적 학대, 방임, 성적 학대의 4가지 하위 유형이 측정되었으며, 각 유형은 조사시점을 기준으로 지난 1년간의 경험을 조사하였다. 한국복지패널에서는 신체적 학대, 정서적 학대, 방임을 서울아동패널의 조사문항을 활용하여 측정하고 있다(서울아동패널, 2005; 한국복지패널, 2022). 신체적 학대는 '나는 부모님으로부터 심하게 맞은 적이 있다'의 단일한 문항에 대한 응답('1=전혀 없었다', '2=1년에 1-2번 정도', '3=2-3개월에 1-2번 정도', '4=한 달에 1-2번 정도', '5=일 주일에 1-2번 정도')을 통해 조사되었다. 5가지 응답 중 '전혀 없었다'가 아닌 응답들은 모두 신체적 학대의 경험으로 반영되었다.

정서적 학대는 '수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 적이 있다', '부모님이 '너만 없으면 속이 편할 것이다'와 같은 말을 하였다', '부모님이 나에게 '멍청한 것', '개만도 못한 것', '바보자식'과 같은 모욕적인 말을 하였다'의 세 문항으로 측정되었으며, 응답 범주는 신체적 학대의 문항과 동일하다. 위의 세 문항 중 하나 이상에서 '2=1년에 1-2번 정도' 이상으로 응답한 경우, 정서적 학대 경험이 있는 것으로 분류되었다.

방임은 '학교수업이 끝난 후 내가 집에 늦게 들어와도 우리 부모님은 관심이 없다', '부모님은 이유 없이 내가 학교에 결석해도 나에게 아무 말 안한다', '부모님은 내가 몰래 남의 물건이나 돈을 가져가도 모른 채 한다', '부모님은 내가 불량오락실에 출입하는 것을 알면서도 모른 채 한다'의 네 문항으로 측정되

었다. 방임 역시 위의 네 문항 중 하나 이상에서 '2=1년에 1-2번 정도' 이상으로 응답한 경우, 방임 경험으로 간주되었다.

성적 학대는 '지난 1년간 내가 싫은데도 다른 사람이 나의 몸을 만진 적이 있다'과 '지난 1년간 내가 싫은데도 다른 사람이 옷을 억지로 벗게 하여 몸을 보려고 한 적이 있다'의 2가지 문항으로 조사되었다. '1=그런적 없다', '2=1번', '3=2번', '4=3번', '5=4번', '6=5번 이상'의 응답 범주 중 1번 이상으로 응답한 문항이 있는 경우, 성적 학대 경험이 있는 것으로 분류되었다.

가구와 관련된 아동기 역경으로는 부모의 우울 증상, 부모의 문제적 음주, 가구 빈곤의 세 가지 유형이 조사되었다. 한국복지패널에서는 성인 가구원 조사에서 우울 증상을 CESD(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale)-11 척도를 통해 매년 조사하고 있다(Kohout et al., 1993; 한국복지패널, 2022). 본 연구에서는 아동부가조사와 동일한 연도(1, 4, 7 조사년도)에 조사된 부모의 CESD_11 응답자료를 활용하였다. CESD-11 척도는 '상당히 우울했다', '모든 일들이 힘들게 느껴졌다', '세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다' 등 우울 증상을 묻는 11개의 문항으로 구성되어 있으며, 그 중 2문항('비교적 잘 지냈다', '큰 불만 없이 생활했다')은 역코딩을 요구하는 문항이다. 각 문항은 0점에서 3점으로 구성된 4점 리커트 척도로 조사되어 점수가 높을수록 높은 수준의 우울 증상을 의미하며, 11개 문항의 합산 점수가 16점 이상인 경우 임상적 우울증을 의심할 수 있는 수준으로 간주된다.¹⁾ 부모의 우울 증상은 각 조사연도에 부모 중 한 사람 이상이 임상적 기준점(16점) 이상으로 확인된 경우, '1'로 코딩되었다.

부모의 문제적 음주는 AUDIT (Alcohol Use Disorder Identification Test) 척도를 통해 조사되었다(Babor et al., 2001; 한국복지패널, 2022). AUDIT 척도는 해로운 수준의 음주 빈도와 양과 관련된 3개 문항, 알코올 의존 증세와 관련된 4개 문항, 그리고 음주 후 후회감, 취중의 일을 기억 못함, 음주관련 상해, 음주관련 문제경험 등 음주와 관련된 문제를 확인하는 4개 문항의 총 10개 문항으로 구성된 자기보고용 알코올 남용 및 의존 평가척도이다. 문항별 응답 범주에 따라 부여된 점수의 합산이 8점 이상인 경우 위험한 음주로 간주되며, 16점 이상인 경우 지속적인 모니터링과 상담이 필요한 수준으로 간주된다. 부모의 우울 증상과 마찬가지로, 부모의 문제적 음주도 부모 중 한 사람 이상이 척도의 기준점(16점) 이상으로 확인된 경우, '1'로 코딩되었다. AUDIT 척도는 한국복지패널에서 4차년도부터 조사한 관계로 후기 아동기의 부모의 문제적 음주는 확인할 수 없었다.

가구 빈곤은 조사대상 아동이 소속된 가구의 가구균등화된 경상소득을 기준으로 중위소득 60% 미만이면 저소득층 가구(1), 그렇지 않으면 일반가구(0)로 분류되었다. 별도의 산출과정 없이 한국복지패널 자료에서 자체 생산한 자료를 활용하였으며, 아동부가조사와 동일한 세 시점의 빈곤 여부만 고려되었다.

마지막으로 가구 밖의 아동기 역경으로 학교폭력이 포함되었다. 한국복지패널 아동부가조사에서는 '다른 아이들이 듣기 싫은 별명을 부르며 나를 놀리거나 조롱한 적이 있다', '다른 아이들이 나를 고의로 어떤 일에 끼워주지 않거나 따돌리고 무시한 적이 있다', '다른 아이들이 나에게 대한 나쁜 혹은 잘못된 소문을 퍼트리거나 뒤에서 그 소문을 수군거린 적이 있다', '다른 아이들로부터 시키는 대로 하지 않으면 나를 가만두지 않겠다는 식의 협박이나 위협을 받은 적이 있다', '다른 아이들이 나에게 겁을 주거나 때려서

1) 한국복지패널에서는 CESD-11 척도를 8차년도까지는 '0=극히 드물다(1주일에 1일 이하)', '1=가끔 있었다(일주일에 2~3일간)', '2= 종종 있었다(일주일에 4~5일간)', '3=대부분 그랬다(일주일에 6일 이상)'의 네 범주로 측정하였다. 그러나 원 척도와 범주 구분의 불일치를 확인하여 9차년도부터는 '0=극히 드물다(1주일에 1일 미만)', '1=가끔 있었다(일주일에 1~2일간)', '2= 종종 있었다(일주일에 3~4일간)', '3=대부분 그랬다(일주일에 5일 이상)'로 변경되었다. 본 연구에서 아동기의 기록은 7차년도 이전에 조사되어, 해당 기간 중 척도의 변화는 없었다. 원척도와와의 차이에 따른 임상적 기준점의 변화는 별도의 타당도 연구가 필요한 사항으로 본 연구에서는 기존에 제시된 임상적 기준점을 그대로 활용하였다.

돈이나 물건을 빼앗긴 적이 있다', '다른 아이들이 나를 손이나 주먹으로 때리거나 발로 걷어찬 적이 있다'의 6가지 유형의 학교폭력에 대해 조사시점 기준으로 지난 1년간의 경험을 4가지 범주(전혀 없다, 지난 1년간 1번, 지난 1년간 2-3번, 지난 1년간 4번 이상)로 조사하였다. 본 연구에서는 일회성 또래 관계 문제를 배제하기 위하여, 위 6가지 학교폭력 유형 중 한 가지 이상의 유형에서 '지난 1년간 2-3번 이상'으로 응답한 경우를 학교폭력 피해 경험이 있는 것으로 분류하였다.

위와 같은 기준에 따라 8가지 유형의 아동기 역경은 각 시기별로 이분변수로 측정되었으며, 역경에 노출된 경우 1 값을 부여하였다. 각 시기별 아동기 역경 변수들을 합산하여, 아동기 역경 노출 수준을 확인하였다.

2. 성인 초기 건강

성인기 건강은 흡연 여부, 문제적 음주 여부, 주관적 건강 수준, 우울 증상 수준, 만성질환 유병 여부의 5가지 지표를 활용하여 측정하였다. 각 지표는 만 20세-만22세 시기의 3개년과 만23세-만25세 시기의 3개년으로 구분되어 측정되었다.

흡연 여부는 '현재 담배를 피우는지 여부'에 대한 질문에 그렇다라고 답한 연도가 구분된 두 시기에서 각각 1개 이상 있는 경우 흡연자(1)로 분류되었다. 만20세-만22세와 만23세-만25세의 두 시기의 각 3개년도 모두에서 담배를 피우지 않는다고 응답한 경우 비흡연자(0)으로 분류되었다.

문제적 음주는 부모의 문제적 음주와 동일한 AUDIT 척도를 활용하여 측정되었다. 그러나 성인 초기의 문제적 음주 수준이 중장년층의 문제적 음주 수준보다 낮음을 고려하여, AUDIT 척도의 두 기준점 중 8점을 분류 기준점으로 적용하였다.²⁾

한국복지패널에서는 주관적 건강을 '현재의 건강상태'에 대한 주관적 평가를 '1=아주 건강하다', '2=건강한 편이다', '3=보통이다', '4=건강하지 않은 편이다', '5=건강이 아주 안 좋다'로 측정하고 있다. 본 연구에서는 이를 역코딩하여 숫자가 높을수록 주관적으로 평가하는 건강상태가 좋음을 의미한다. 분석에서는 만 20세-만22세 시기에 해당하는 3개년의 평균값과 만23세-만25세에 해당하는 3개년의 평균값이 활용되었다.

성인 초기 우울 수준은 부모의 우울을 측정한 것과 동일한 CESD-11 척도를 활용하여 측정되었다. 단, 조사대상자의 성인 초기의 우울 수준이 임상적 기준점(16점)을 넘는 경우가 각 연도별로 1명에서 7명으로 매우 적어, 11개 문항의 합산 점수를 활용하였다. 분석에서는 만20세-만22세 시기에 해당하는 3개년의 평균값과 만23세-만25세에 해당하는 3개년의 평균값이 활용되었다.

만성질환 유병 여부는 만성질환이 있는지에 대한 문항에 대한 응답을 활용하여 측정되었다. 만성질환에 대한 질문에 조사참여자는 '0=비해당', '1=3개월 미만 투병,투약하고 있다', '2=3~6개월 투병,투약하고 있다', '3=6개월 이상 투병,투약하고 있다'로 응답하였으며, 이 중 1번 이상으로 응답한 경우 만성질환이 있는 것으로 분류하였다. 최종적으로 만20세-만22세 시기와 만23세-만25세에 해당하는 각각의 3개년 중 1개년도 이상에서 만성질환을 유병 중인 것으로 확인된 경우, '1'을 부여하고 모든 연도에서 만성질환을 유병 중이지 않은 것으로 응답한 경우 '0'을 부여하였다.

2) 본 조사자료에서도 성인 초기의 문제적 음주 수준의 기준점을 16점으로 삼을 경우, 이에 해당하는 비중은 조사대상을 기준으로 모든 성인기 조사 연도에서 1% 미만으로 나타났다. 반면, 조사대상 부모의 문제적 음주의 기준점을 8점으로 적용할 경우, 4차년도와 7차년도의 조사에서 각각 58.5%, 56.7%가 문제적 음주에 해당하는 것으로 나타났다.

3. 통제 변수

본 연구는 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계를 확인함에 있어 몇 가지 기본적인 인구사회학적 조건을 통제하였다. 먼저 아동 본인과 관련된 특성으로 성별(0=남성, 1=여성)이 통제되었으며, 아동기 주요 성장 지역이 중소도시(1) 또는 농어촌(1)인지를 반영하는 대도시(0)를 준거집단으로 하는 두 이분변수도 통제되었다. 마지막으로 부모의 특성으로 부모의 최종학력이 통제되었다. 부모의 최종학력은 부모 모두 또는 한 명의 부모만 응답한 경우 해당 부모의 최종학력이 고졸 이하인 경우(1)와 부모 중 한 명 이상이 대학 이상(0)의 학력을 가지는지 구분되었다.

제3절 분석방법

본 연구는 빈도분석을 통해 아동기 역경의 발달 단계별 경험 비율을 확인한 후, 아동기 역경이 성인기 건강에 미치는 영향을 시기 효과와 누적 효과로 나눠 검토하였다. 각 시기별, 개별 유형의 아동기 역경에 노출된 집단과 그렇지 않은 집단 간의 건강지표의 평균과 평균 차이의 통계적 유의성은 본문 하단의 첨부표를 통해 제시되었다. 시기 효과를 확인하기 위해 후기 아동기, 초기 청소년기, 후기 청소년기 각각의 아동기 역경 합산 점수가 만 20세-만22세 시기의 건강 지표 및 만23세-만25세 시기의 건강 지표에 미치는 영향을 일반선형회귀분석을 통해 확인하였다. 누적 효과는 세 시기의 아동기 역경 합산 점수를 합산한 점수를 투입한 회귀모형을 통해 확인하였다. 모든 회귀모형에서 아동의 성별과 아동기 주요 성장 지역, 부모의 최종학력이 통제되었다. 본 연구의 모든 자료 정리 및 분석 과정은 R(V.4.2.0)을 통해 수행되었다.

제3장 연구결과

본 연구의 참여자는 한국복지패널 아동부가조사에 2회 이상 참여하고, 성인기 이후에 한국복지패널의 가구원조사에 참여한 자로서 총 426명이다. 이 중 남자는 217명(50.9%), 여자는 209명(49.1%)였다. 1차년도 조사에서 초등학교 4학년이었던 자는 146명(34.3%; 1996년-1997년생), 초등학교 5학년이었던 자는 138명(32.4%; 1995년-1996년생), 초등학교 6학년이었던 자는 142명(33.3%; 1994년-1995년생)이다. 아동기에 주로 성장한 지역이 대도시인 경우가 가장 많았으며(201명, 47.2%), 이어서 중소도시(151명, 35.4%), 농어촌(74명, 17.4%)로 나타났다. 부모가 모두 고졸 이하의 학력을 가진 경우는 약 38%(160명)였으며, 약 62%(266명)는 부모 중 한 명 이상은 대학 재학 이상의 학력을 가진 것으로 확인되었다.

본 연구 참여자의 아동기 역경 노출 수준은 <표1>에서 제시되었다. 세 조사시기 중 유형별로 아동기 역경을 1번 이상 경험한 비율을 살펴보면, 정서적 학대(52.1%)와 가구 빈곤(45.7%)이 가장 높은 수준의 경험율을 보였다. 이어서 학교폭력(34.0%), 신체적 학대(31.0%), 방임(27.5%), 부모의 문제적 음주(27.4%), 부모의 우울(15.3%)의 순으로 높은 경험율을 보였으며, 성적 학대(5.4%)는 가장 낮은 경험율을 보였다. 산출 방식에 따라 조사 시기별 아동기 역경 경험 비율은 전체 기간 중 경험 비율보다 상대적으로 낮으나, 모든 시기에서 20% 이상의 경험율을 보이는 역경이 2개 이상인 등 간과할 수 없는 수치가 나타났다. 유형별 역경 경험율을 조사시기별로 확인한 결과, 학교폭력, 가구 빈곤, 부모의 우울을 제외한 모든 유형에서 후기 청소년기의 경험 비율이 가장 낮고 초기 청소년기의 경험 비율이 가장 높은 것으로 나타났다. 이 중

부모의 우울을 경험한 비율은 후기 아동기와 초기 청소년기의 비율이 거의 동일하였으며, 가구 빈곤 경험율의 차이도 크지 않았다. 반면, 학교 폭력은 후기 아동기의 경험 비율이 초기 청소년기의 경험율에 비해 약 2배, 후기 청소년기의 경험율에 비해 약 3배 높은 수치이다.

조사 대상 아동들의 높은 수준의 아동기 역경 경험은 아동기 역경 합산 점수를 통해서도 확인된다. 하나 이상의 아동기 역경을 경험한 비율은 후기 아동기, 초기 청소년기, 후기 청소년기에 각각 66.7%, 70.9%, 70.2%로 나타났으며, 세 가지 이상의 아동기 역경에 노출된 비율도 각각 12.4%, 14.8%, 13.9%로 나타났다. 아동기 역경 합산 점수의 평균치는 각각 1.16, 1.32, 1.28로 평균적으로 하나 이상의 아동기 역경을 경험하는 것으로 나타났다. 아동기 역경의 누적 효과를 확인하기 위한 세 시기의 아동기 역경 합산 점수들을 다시 합산한 전체 아동기의 역경 합산 점수의 평균은 3.65였다.

본 연구의 결과는 한국 아동들도 아동기 역경 경험의 가능성이 상당히 높을 수 있음을 보여준다. 그러나, 한국복지패널은 표본 추출 과정에서 빈곤 가구와 비빈곤 가구를 1대1로 표집하였으며 본 연구의 목적에 따라서 아동부가조사 참여자 중 연구대상이 제한되었으므로, 본 연구의 아동기 역경의 경험 비율의 외적 타당도는 제한된다. 본 연구참여자 내에서 가구 빈곤 여부를 제외한 아동기 역경 합산 점수의 차이를 빈곤-비빈곤 가구 간 비교한 결과, 빈곤 가구에서 더 높은 수준의 아동기 역경이 나타났으나 그 차이는 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 1> 아동기 역경의 기술 통계

아동기 역경	전체 기간		후기 아동기		초기 청소년기		후기 청소년기	
	N	n (%)	N	n (%)	N	n (%)	N	n (%)
신체적 학대	426	132 (31.0%)	396	54 (13.6%)	426	81 (19.0%)	413	49 (11.5%)
정서적 학대	426	222 (52.1%)	396	85 (21.5%)	426	146 (34.3%)	413	107 (25.9%)
성적 학대	426	23 (5.4%)	396	10 (2.5%)	426	13 (3.1%)	413	2 (0.5%)
방임	426	117 (27.5%)	396	44 (11.1%)	426	49 (11.5%)	413	45 (10.9%)
부모의 우울	391	60 (15.3%)	383	29 (7.5%)	390	29 (7.4%)	387	14 (3.6%)
부모의 문제적 음주	346	95 (27.4%)	-	-	328	66 (20.1%)	312	49 (15.7%)
가구 빈곤	426	195 (45.7%)	414	143 (33.6%)	426	131 (30.8%)	424	110 (25.9%)
학교 폭력	426	145 (34.0%)	396	98 (23.0%)	426	47 (11.0%)	402	32 (8.0%)
아동기 역경 합산	전체 기간		후기 아동기		초기 청소년기		후기 청소년기	
	N	n (%)	N	n (%)	N	n (%)	N	n (%)
0	380	65 (17.1%)	396	132 (33.3%)	426	124 (29.1%)	409	122 (29.8%)
1	380	32 (8.4%)	396	140 (25.3%)	426	141 (33.1%)	409	137 (33.5%)
2	380	54 (14.2%)	396	75 (18.9%)	426	98 (23.0%)	409	93 (22.7%)
3	380	64 (16.8%)	396	29 (7.3%)	426	38 (8.9%)	409	36 (8.8%)
4	380	39 (10.2%)	396	19 (4.8%)	426	16 (3.8%)	409	14 (3.4%)
5+	380	125 (33.2%)	396	1 (0.0%)	426	9 (2.1%)	409	7 (1.7%)
평균(표준편차)	380	3.65 (3.01)	396	1.16 (1.13)	426	1.32 (1.22)	409	1.28 (1.20)

주: 아동기 역경 합산 점수는 각 시기별 역경 결측치가 2 이하인 조사참여자를 대상으로만 산출되었다. 전체 기간의 아동기 역경 합산 점수는 세 시기 아동기 역경 합산 점수들의 합으로 세 시기의 아동기 역경 합산 점수를 모두 가진 조사참여자를 대상으로 산출되었다.

만 20세-만22세와 만23세-만25세의 두 시기의 성인 초기 건강지표의 기술 통계는 <표 2>에서 제시되었다. 이하의 건강지표별 평균치는 만 20세-만22세, 만23세-만25세의 순으로 기술한 것이다. 흡연자의 비율은

각각 17.5%와 20.3%였으며, 문제적 음주 가능성을 보이는 자의 비율은 각각 31.6%와 26.5%였다. 주관적 건강에 대한 평가는 각각 4.17점과 4.09점으로 높은 편이었으며, 우울 증상의 수준을 측정한 CESD-11 척도의 총점의 평균은 각각 2.18점과 2.00점으로 나타났다. 만성질환 유병율은 각각 22.3%와 23.0%로 나타났다. 만20세-만22세 시기에 비해 만23세-만25세 시기에 문제적 음주, 우울 수준에 있어서는 상대적으로 더 양호한 지표를 보이고, 흡연 여부, 주관적 건강, 만성질환 유병은 만20세-만22세 시기에 상대적으로 더 양호한 지표를 보였으나 두 시기 간의 건강지표의 차이는 모든 지표에 있어서 크지 않았다.

<표 2> 성인 초기 건강 지표의 기술 통계

성인 초기 건강	만20세-만22세		만23세-만25세	
	N	평균(표준편차)	N	평균(표준편차)
흡연 여부	411	0.18 (0.38)	330	0.20 (0.40)
문제적 음주 여부	307	0.32 (0.47)	257	0.26 (0.44)
주관적 건강	413	4.17 (0.45)	331	4.09 (0.49)
우울 수준	369	2.18 (3.00)	316	2.00 (2.68)
만성질환 유병 여부	413	0.22 (0.42)	331	0.23 (0.42)

아동기 역경 경험과 성인 초기 건강 간의 관계를 분석한 결과는 아래 <표 3> 및 <표 4>와 같다. 아동기 역경 경험 시기와 성인 초기 건강 지표의 조합에 따라서 별도의 회귀분석이 수행되었으며, 모든 모형에서 아동의 성별, 아동기 주요 성장 지역, 부모의 학력은 통제되었다. 아동기 역경 합산 점수의 영향을 살펴보기 전에 개별 역경이 성인 초기 건강 지표 간의 관계를 살펴 보았으며, 그 결과는 <첨부 표 1>과 <첨부 표 2>를 통해 제시되었다. <첨부 표>들에서는 개별 역경을 경험한 집단과 그렇지 않은 집단 간의 성인 초기 건강 지표의 평균을 보고하였으며, 집단 간 평균차의 유의도를 t-test 또는 chi-square test를 통해 검토하여 보고하였다. 소수의 일부 조합을 제외한 대부분의 조합에 있어서 일관되게 아동기 역경을 경험한 집단의 건강 지표의 평균이 해당 역경을 경험하지 않은 집단의 평균보다 건강하지 못한 결과를 보였으며, 통계적으로 유의한 차이를 보이는 관계들도 확인되었다. 아동기 역경이 성인 초기 건강에 미치는 부정적인 영향은 회귀분석 결과를 통해서도 확인된다.

<표 3>은 아동기 역경 합산 점수와 만20세-만22세 건강 지표 간의 관계를 분석한 결과를 보여준다. 흡연은 후기 청소년기의 역경 경험과 유의한 관계를 보였다(OR = 1.28, $p < .05$). 문제적 음주는 초기 청소년기(OR = 1.40, $p < .01$)와 유의한 관계를 보였으며, 후기 청소년기와는 유의수준 .10에서 유의한 관계를 보였다(OR = 1.23, $p < .1$). 주관적 건강은 후기 아동기($b = -0.06$, $p < .01$), 초기 청소년기($b = -0.09$, $p < .001$), 후기 청소년기($b = -0.06$, $p < .01$)의 아동기 역경과 모두와 유의한 관계를 보였으며, 우울 증상 수준 역시 후기 아동기($b = 0.31$, $p < .05$), 초기 청소년기($b = 0.40$, $p < .01$), 후기 청소년기($b = 0.29$, $p < .05$) 모두와 유의한 관계를 보였다. 만성질환 유병은 초기 청소년기 아동기 역경(OR = 1.23, $p < .05$)과만 유의한 관계를 보였다. 아동기 전체 누적 역경 경험은 문제적 음주(OR = 1.15, $p < .05$), 주관적 건강($b = -0.04$, $p < .01$), 우울 증상($b = 0.24$, $p < .01$)과 유의한 관계를 보였다.

<표 4>는 아동기 역경 합산 점수와 만23세-만25세 건강 지표 간의 관계를 분석한 결과를 보여준다. 흡연은 후기 청소년기의 역경 경험과 유의한 관계를 보였으며(OR = 1.34, $p < .05$), 초기 청소년기와는 유의수준 .10에서 유의한 관계를 보였다(OR = 1.22, $p < .1$). 문제적 음주는 후기 청소년기의 아동기 역경과

유의수준 .10에서 유의한 관계를 보였다($OR = 1.24, p < .1$). 주관적 건강은 후기 아동기($b = -0.05, p < .05$), 초기 청소년기($b = -0.05, p < .05$), 후기 청소년기($b = -0.06, p < .05$)의 아동기 역경과 모두와 유의한 관계를 보였으며, 우울 증상 수준 역시 초기 청소년기($b = 0.31, p < .05$), 후기 청소년기($b = 0.37, p < .01$) 모두와 유의한 관계를 보였다. 우울 증상 수준은 후기 아동기 역경과도 유의수준 .10에서 유의한 관계를 보였다($b = 0.24, p < .1$). 만성질환 유병은 초기 청소년기 아동기 역경($OR = 1.23, p < .05$)과 유의한 관계를 보였으며, 후기 아동기 아동기 역경과는 아동기 역경과도 유의수준 .10에서 유의한 관계를 보였다($OR = 1.19, p < .1$). 아동기 전체 누적 역경 경험은 흡연($OR = 1.21, p < .05$), 주관적 건강($b = -0.04, p < .01$), 우울 증상($b = 0.26, p < .05$)과 유의한 관계를 보였다.

<표 3> 아동기 역경과 만20세-만22세 건강 지표 간의 관계에 대한 회귀분석 모형 결과

아동기 역경	만20세-만22세 시기의 건강 지표									
	흡연		문제적 음주		주관적 건강		우울 증상		만성질환 유병	
	OR	95% CI	OR	95% CI	b	95% CI	b	95% CI	OR	95% CI
누적 경험	1.11	(0.94 - 1.30)	1.15 [†]	(1.01 - 1.33)	-0.04 ^{**}	(-0.06 - -0.02)	0.24 ^{**}	(0.06 - 0.42)	1.06	(0.90 - 1.26)
후기 아동기	0.94	(0.73-1.20)	0.98	(0.76-1.27)	-0.06 ^{**}	(-0.09 - -0.02)	0.31 [*]	(0.02 - 0.60)	1.18	(0.93 - 1.52)
초기 청소년기	1.03	(0.82 - 1.28)	1.40 ^{**}	(1.11 - 1.75)	-0.09 ^{**}	(-0.11 - -0.05)	0.40 ^{**}	(0.15 - 0.66)	1.23 [*]	(1.01 - 1.49)
후기 청소년기	1.28 [*]	(1.01 - 1.62)	1.23 [†]	(0.97 - 1.56)	-0.06 ^{**}	(-0.10 - -0.02)	0.29 [*]	(0.01 - 0.57)	0.87	(0.65 - 1.15)

주 1) 모든 모형에서 성별, 부모의 학력, 아동기 주 거주 지역은 통제 되었음. 간명한 결과 전달을 위해 통제 변인의 계수 및 유의도는 생략되었음.

2) OR = odds ratio, b = unstandardized coefficient, CI = confidence interval

3) [†] p<.1, ^{*} p<.05, ^{**} p<.01, ^{***} p<.001

<표 4> 아동기 역경과 만23세-만25세 건강 지표 간의 관계에 대한 회귀분석 모형 결과

아동기 역경	만23세-만25세 시기의 건강 지표									
	흡연		문제적 음주		주관적 건강		우울 증상		만성질환 유병	
	OR	95% CI	OR	95% CI	b	95% CI	b	95% CI	OR	95% CI
누적 경험	1.21 [*]	(1.01 - 1.44)	1.05	(0.89 - 1.24)	-0.04 ^{**}	(-0.07 - -0.01)	0.26 [*]	(0.09 - 0.43)	1.06	(0.93 - 1.22)
후기 아동기	1.07	(0.83 - 1.39)	1.04	(0.80 - 1.35)	-0.05 [*]	(-0.10 - -0.02)	0.24 [†]	(-0.02 - 0.51)	1.19 [†]	(0.98 - 1.47)
초기 청소년기	1.22 [†]	(0.97 - 1.55)	1.17	(0.92 - 1.48)	-0.05 [*]	(-0.10 - -0.01)	0.31 [*]	(0.06 - 0.55)	1.19 [*]	(1.00 - 1.43)
후기 청소년기	1.34 [*]	(1.01 - 1.77)	1.24 [†]	(0.96 - 1.60)	-0.06 [*]	(-0.10 - -0.01)	0.37 ^{**}	(0.10 - 0.64)	0.82	(0.65 - 1.04)

주 1) 모든 모형에서 성별, 부모의 학력, 아동기 주 거주 지역은 통제 되었음. 간명한 결과 전달을 위해 통제 변인의 계수 및 유의도는 생략되었음.

2) OR = odds ratio, b = unstandardized coefficient, CI = confidence interval

3) [†] p<.1, ^{*} p<.05, ^{**} p<.01, ^{***} p<.001

제4장 결론 및 논의

본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하여 아동기 역경 경험과 성인 초기 건강 간의 관계를 살펴보았다. 장기간의 종단자료를 활용하여 회고적 보고가 아닌 아동기에 직접 수집된 역경 수준을 활용하여 누적효과와 시기효과를 함께 검토하였다는 점에서 의의를 가진다. 본 연구는 아동기 역경과 성인 초기 건강 간의 기본적인 관계를 살펴본 탐색적 연구이지만, 아동기 역경에 대한 초기 연구들이 수행되어 가는 한국의 상황에 기초적인 정보를 제공하는데 기여하길 바란다. 본 연구의 결과들을 바탕으로 결과에 따른 몇 가지 논의들을 이어가고자 한다.

첫째, 연구대상자들의 아동기 역경 경험 비중은 간과할 수 없는 수준임을 보여준다. 본 연구 결과, 후기 아동기, 초기 청소년기, 후기 청소년기에 하나 이상의 아동기 역경을 경험한 비율은 각각 66.7%, 70.9%, 70.2%로 나타났다. 세 가지 이상의 아동기 역경에 노출된 비율도 세 시기에 12%-15% 수준으로 높은 편이었다. 이러한 결과는 아동기 역경 연구에서 공통적으로 확인되는 현상이다. 2012 한국종합사회조사를 활용한 기존 선행연구들에서도 연구의 참여자 선정 기준에 따라 조금씩 차이는 있었지만, 3가지 이상의 아동기 역경을 경험한 비율을 20% 내외로 보고하고 있다(김준범 & 손수민, 2020; 박애리 & 정익중, 2018; 이하나 외, 2021). 해외의 조사들에서도 높은 수준의 아동기 역경 경험들이 일관되게 보고된다. 미국 전국 단위의 대규모 표본을 활용한 연구들을 예로 살펴보면, 2016 National Survey of Children's Health (NSCH) 조사를 활용한 연구에서는 조사한 8개 역경 중 하나 이상 경험한 비율이 약 45%, 세 가지 이상의 역경을 경험한 비율은 약 10%로 나타났다(Sacks & Murphey, 2018). 20년 이상의 종단자료인 National Longitudinal Study of Adolescent to Adult Health에서는 하나 이상 역경을 경험한 비율이 약 72%, 셋 이상을 경험한 비율이 약 25%로 나타났다(Mersky et al., 2021). 높은 수준의 아동기 역경을 경험하는 비중은 전체 사회의 아동을 대상으로 아동기 역경에 대한 노출을 최소화할 수 있는 사회적 노력이 필요함을 보여준다. 가장 대표적인 역경인 아동 학대를 중심으로 사회적 노력들이 이미 이루어지고 있지만, 2020년 기준 10만명당 410명 수준인 학대 판정 사례의 비율을 훨씬 넘어서는 수준으로 아동들은 역경에 노출되고 있다. 학대 판정 사례의 역경 위험 수준과 자기보고 방식을 통해 경험 여부에 따라 분류되는 역경의 위험 수준이 동등히 고려될만하다는 주장은 아니다. 그러나 본 연구를 포함하여 다수의 연구들에서 확인되는 아동기 역경과 부정적인 삶의 양상 및 결과에 대한 보고들은 보다 넓은 관점에서 아동기 역경에 관심을 가져야할 필요성을 제기한다. 이를 위해서는 아동기 역경을 어떻게 측정할 것인가의 문제가 함께 논의되어야 할 것이다. 어떤 경험을 역경으로 볼 것인지, 또 그 수준이 어느 정도일 때 역경으로 간주할 것인지, 한국의 문화적 맥락에 따라 서구 선행연구의 역경 유형들을 어떻게 조정해야 할 것인지에 대한 학계와 실천가, 정책가들의 논의가 필요할 것이다.

둘째, 본 연구는 경험한 아동기 역경의 유형이 많을수록 성인 초기 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 아동기 역경의 경험이 성인기 신체적 건강 및 정신적 건강에 대한 위험요인임은 확인한 국내 및 해외 선행연구들의 결과와 일치하는 결과이다(Charrier et al., 2010; Merrick et al., 2017; 김준범 & 손수민, 2020; 박애리 & 정익중, 2018; 이하나 외, 2021). 본 연구는 아동기 역경이 다양한 건강 지표들과 유의한 관계에 있음을 보여주었다. 아동기 역경 합산 점수는 흡연과 음주라는 대표적 부정적 건강행동을 증가시키는 것으로 나타났으며, 만성질환의 유병 가능성도 높아질 수 있음을 보여준다. 특히 주관적 건강과 우울 증상은 모든 시기의 아동기 역경 합산 점수와 유의한 관계를 보였다. 통계적으로 유의한 관계는 제한적이었으나, 개별 역경 유형을 경험한 경우 대부분의 건강 지표가 역경을 경험하지 않은 집단에

비해 좋지 않음이 나타나며 아동기 역경의 부정적 영향 가능성을 시사하였다. 과거의 한국 연구들이 횡단 자료를 활용하여 아동기 역경과 우울을 중심으로 한 성인기 건강 간의 관계를 보고한 것에 더해 본 연구는 생애주기의 시간적 흐름에 따라 수집된 자료를 활용한 결과를 통해 시간적 인과성을 더하였다는 점과 다양한 건강지표를 살펴보았다는 점에서 의의를 가진다. 건강 행동과 유병률, 우울 증상, 종합적 건강에 대한 주관적 평가 등은 아동기 역경 뿐만 아니라 다양한 예측요인들이 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 아동기 역경이 성인기 건강에 미치는 부정적 영향 역시 트라우마로서 반복적인 외상 가능성, 과도한 스트레스 부하로 인한 신경조절계의 손상, 낮은 사회적 지위나 대인 관계의 문제 등의 경로의 가설들로 설명이 시도되고 있다. 본 연구의 탐색적인 결과를 바탕으로 아동기 역경과 성인기 건강 간의 관계를 보다 면밀히 확인하여, 임상적 중재 방안들을 제안하는 후속 연구들이 수행되어야 할 것이다. 또한 아동기 역경이 성인 초기의 건강에 종단적인 유의한 관계를 보인 본 연구의 결과처럼, 성인 초기 건강 역시 생애주기에 따라 종단적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 한국복지패널의 후속 자료 등을 통해서 본 연구 시기 이후의 주요한 발달과업이 될 노동시장 편입, 결혼 및 역경의 세대간 전이 등과 관련하여 보다 긴 생애주기적 연구 역시 후속 연구의 주요한 과제가 될 것으로 생각된다.

셋째, 본 연구는 아동기 역경이 성인 초기 건강에 미치는 영향이 시기에 따라 달라질 가능성을 제기한다. 본 연구는 전체 누적 아동기 역경과 성인 초기 건강 간의 관계를 확인함과 함께 각 시기별 아동기 역경이 성인 초기 건강과 어떠한 관계를 갖는지 확인하였다. 그 결과, 흡연과 문제적 음주는 초기 또는 후기 청소년기의 아동기 역경과는 유의한 관계를 보였지만, 후기 아동기 역경과는 유의한 관계를 보이지 않았다. 청소년기는 음주, 흡연 등 비행지위에 대해 노출될 가능성이 후기 아동기에 비해 높은 시기로 이들의 흡연, 음주가 보다 어린 연령에 시작되어 성인기 이후까지 지속될 가능성이 있다. 실제로 본 연구에서 탐색적으로 횡단적으로 청소년기 역경 수준과 흡연, 음주 경험 간에 유의한 관계가 나타남을 확인할 수 있었다. 또한 만성질환 유병에 대해서는 초기 청소년기의 아동기 역경만이 유의한 관계를 보였으며, 후기 아동기의 경우 만 23세-만25세 시기의 만성질환 유병에 대해 유의수준 .10에서 제한된 유의한 관계를 보였다. 반면, 후기 청소년기의 역경 수준은 성인 초기의 만성질환 유병과 유의한 관계가 없음은 물론 기술 통계에서 역경에 노출된 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 유병율이 오히려 낮은 것으로 나타났다. 후기 청소년기는 신체적인 완속도가 보다 높은 시기이기 때문에, 역경이 신체적인 질병 발현에 미치는 영향이 상대적으로 작을 가능성이 있다. 이러한 결과는 건강 지표에 따라서 보다 강력한 영향을 미치는 시기가 달라질 수 있으며, 건강 지표에 따라 서로 다른 보건 전략이 필요함을 제안한다. 그러나 본 연구의 결과는 초기 청소년기가 성인 초기 만성질환 유병에 대한 보다 결정적인 시기를 보여주는 것일 수도 있지만, 아동기 역경이 만성질환 유병에 대해서 지연된 효과를 가짐을 보여주는 것일 수도 있다. 지연된 효과 가설을 바탕으로 생각해 보면, 후기 청소년기의 역경은 20대 후반 이후의 성인기 질병 경험에 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 연구의 결과를 통해 시기효과를 단정할 수 없으며, 후속 연구들의 결과들과 함께 논의될 필요가 있다.

마지막으로 본 연구와 관련된 몇 가지 한계들을 밝히고자 한다. 먼저, 본 연구의 자료가 아동기 역경을 총체적으로 조사하지 못하였을 가능성을 배제할 수 없다. 본 연구의 자료는 초등학교 고학년 시기, 중학교 시기, 고등학교 시기에 해당하는 연령대에 각각 1번씩 조사한 것이며, 지난 1년간의 경험을 중심으로 묻고 있다. 따라서 조사 시기 이외에 아동기 역경이 발생하였을 때는 역경 경험으로 간주되지 못하였다.

본 연구는 가족구성원의 사망, 부모의 이혼 또는 별거 등 일반적으로 포함되는 아동기 역경을 포함하지

못하였다는 점도 한계로 가진다. 이 두 지표의 경우, 한국복지패널에서 조사하고 있으나, 성인 패널로서 가구원 조사에 편입되는 첫 해에 일시적으로 조사하는 항목들이다. 따라서 시기효과에 대한 검토가 불가하다는 점에서 본 연구에서는 제외되었으나, 연구 목적에 따라 후속 연구들에서는 고려될 수 있을 것이다. 본 연구에서 부가적으로 전체 누적 경험으로서 부모의 사망과 이혼을 아동기 역경으로 반영하였을 때, 성인 초기 건강과 부정적인 관계를 보이는 것으로 나타났다.

또한 성인기 건강 지표는 모두 자기보고식 응답에 따른 것이다. 음주, 흡연의 건강행동과 우울 증상, 주관적 건강 지표 등은 자기보고를 통해 수집되는 정보들이며, 타당도를 가지는 것으로 알려져 있다. 그러나 임상적 진단에 따른 우울증 또는 만성질환, 객관적 지표로서 의료기관 이용 등과 아동기 역경이 어떤 관련이 있는지 후속 연구들을 통해 살펴볼 필요가 있다.

마지막으로 본 연구는 탐색적 연구로서 아동기 역경과 성인 초기 건강 간의 기초적인 관계를 살펴보는 데 그쳤다는 점에서 한계를 가진다. 아동기 역경이 성인기의 건강 문제로 연결되는 경로를 확인할 필요가 있다. 아동기 역경에 더해 긍정적인 아동기 경험 또는 탄력성 관련 요인들이 함께 연구됨을 통해 어떻게 사회복지 정책과 실천을 통해 실제 아동의 삶과 생애주기에 따른 경험들을 변화할 수 있을지 확인하여야 할 것이다.

여러 한계들에도 불구하고, 본 연구는 한국에서 종단자료를 활용하여 아동기 역경을 종합적으로 살펴보고 성인기 건강과의 관계를 살펴보았다는 점에서 의의를 가진다고 본다. 본 연구와 후속 연구들을 통해 아직은 초기 단계인 한국의 아동기 역경과 관련된 논의가 보다 활성화되기를 기대한다.

참고문헌

- 강주희, 박지혜, 전종설. (2011). 피학대경험이 청소년의 음주에 미치는 영향: 정신건강과 자아존중감의 매개효과를 중심으로. *청소년복지연구*, 13(1), 121 - 140.
- 김락경, 김은정. (2019). 아동기 정서적 학대와 성인기 우울증상과의 관계: 인지적 취약성과 경험회피의 연속매개효과. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 5(2), 135 - 151.
- 김세원. (2021). 청소년기 아동학대 피해 경험과 초기 성인기의 발달 결과. *청소년문화포럼*, 33 - 62.
- 김준범, 손수민. (2020). 아동기 역경경험과 생애 자살시도의 관계에 관한 연구. *아동학회지*, 41(2), 27 - 39.
- 김현진, Lina, C., 노충래. (2021). 부모로부터의 학대가 초기 청소년의 우울에 미치는 영향: 사회적 위축과 또래소외의 이중매개효과. *학교사회복지*, 53, 27 - 53.
- 김환, 최혜라, 한수미. (2018). 아동기 학대 경험이 성인기 우울과 공격성에 미치는 영향에서 자기비난의 매개효과 분석. *인간이해*, 39(1), 1 - 21.
- 박애리, 정익중. (2018). 아동기 부정적 생애경험의 잠재적 유형화: 우울, 정서조절의 어려움 및 대인관계 부적응과 유형화간의 관계. *Korean Journal of Child Studies*, 39(6), 85 - 99.
- 서울아동패널. (2005). 서울 아동발달 및 복지실태조사 설문지.
- 양경선, Chung, G. (2019). 빈곤이 청소년의 또래관계에 미치는 영향: 부모의 방임과 청소년 위생습관의 조절된 매개효과. *청소년복지연구*, 21(1), 57 - 76.
- 유정순, 정현희. (2021). 부모의 문제음주와 자녀의 심리사회적 적응 관계에 대한 메타분석. *한국청소년*
- 윤명숙, 조혜정. (2009). 부모의 문제음주가 청소년 자녀의 음주행위에 미치는 영향 :부모애착과 학대경험의 조절효과를 중심으로. *정신건강과 사회복지*, 32, 248 - 284.
- 이하나, 김시아, 정익중. (2021). 아동기 부정적 생애경험과 성인의 우울 증상 -성인기 사회적 지지의 조절 효과에 대한 탐색-. *한국가족복지학*, 68(2), 127 - 156.
- 이하나, 정익중. (2021). 아동기 부정적 생애경험과 성인기 건강 간의 관계: 성별 차이의 탐색. *아동학회지*, 42(3), 343 - 357.
- 이현진, 유조안. (2022). 아동·청소년의 피폭력 및 피학대 경험이 공격성에 미치는 영향: 우울 및 불안의 매개효과를 중심으로. *정신건강과 사회복지*, 50(1), 30 - 52.
- 조윤주. (2010). 빈곤지위와 청소년 비행의 관계에서 학대 및 방임의 매개효과 검증. *인간발달연구*, 17(1), 85 - 101.
- 한국복지패널. (2022). 한국복지패널 유저가이드.
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B., & Monteiro, M. G. (2001). The alcohol use disorders identification test. World Health Organization Geneva.
- Bryan, R. H. (2019). Getting to why: Adverse childhood experiences& impact on adult health. The

- Journal for Nurse Practitioners, 15(2), 153 - 157.
- Centers for Disease Control and Prevention. (2022). Adverse childhood experiences; Fast facts. Centers for Disease Control and Prevention. <https://www.cdc.gov/violenceprevention/aces/fastfact.html> (Accessed 30 August 2022)
- Chapman, D. P., Whitfield, C. L., Felitti, V. J., Dube, S. R., Edwards, V. J., & Anda, R. F. (2004). Adverse childhood experiences and the risk of depressive disorders in adulthood. *Journal of Affective Disorders*, 82(2), 217 - 225.
- Chartier, M. J., Walker, J. R., & Naimark, B. (2010). Separate and cumulative effects of adverse childhood experiences in predicting adult health and health care utilization. *Child Abuse & Neglect*, 34(6), 454 - 464.
- Choi, C., Mersky, J. P., Janczewski, C. E., Plummer Lee, C.-T., Davies, W. H., & Lang, A. C. (2020). Validity of an expanded assessment of adverse childhood experiences: A replication study. *Children and Youth Services Review*, 117, 105216.
- Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M., Edwards, V., Koss, M. P., & Marks, J. S. (1998). Relationship of Childhood Abuse and Household Dysfunction to Many of the Leading Causes of Death in Adults. *American Journal of Preventive Medicine*, 14(4).
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J. (1993). Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, 5(2), 179 - 193.
- Merrick, M. T., Ports, K. A., Ford, D. C., Afifi, T. O., Gershoff, E. T., & Grogan-Kaylor, A. (2017). Unpacking the impact of adverse childhood experiences on adult mental health. *Child Abuse & Neglect*, 69, 10 - 19.
- Mersky, J. P., Choi, C., Plummer Lee, C., & Janczewski, C. E. (2021). Disparities in adverse childhood experiences by race/ethnicity, gender, and economic status: Intersectional analysis of a nationally representative sample. *Child Abuse & Neglect*, 117, 105066.
- Sacks, V., & Murphey, D. (2018). The prevalence of adverse childhood experiences, nationally, by state, and by race or ethnicity.
- World Health Organization. (2020). Adverse Childhood Experiences International Questionnaire (ACE-IQ). [https://www.who.int/publications/m/item/adverse-childhood-experiences-international-questionnaire-\(ace-iq\)](https://www.who.int/publications/m/item/adverse-childhood-experiences-international-questionnaire-(ace-iq)). (Accessed 30 August 2022)

별첨

<첨부 표 1> 개별 아동기 역경과 20세-22세 건강지표 간의 관계

아동기 역경		20세-22세 건강지표									
		흡연		음주		주관적 건강		우울 증상		만성질환	
		Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb
신체적 학대	전체	0.16	0.21	0.30	0.37	4.21	4.09*	2.05	2.52	0.13	0.13
	후기 아동기	0.18	0.19	0.30	0.33	4.19	4.09	2.12	2.70	0.12	0.15
	초기 청소년기	0.17	0.20	0.28	0.47*	4.21	4.01*	2.07	2.74	0.13	0.13
	후기 청소년기	0.16	0.24	0.30	0.39	4.18	4.14	2.08	2.93	0.13	0.11
정서적 학대	전체	0.16	0.20	0.32	0.32	4.18	4.13	2.11	2.45	0.12	0.16
	후기 아동기	0.19	0.10	0.31	0.07**	4.18	4.15	2.10	3.61	0.12	0.25
	초기 청소년기	0.17	0.18	0.30	0.41	4.19	4.06	2.05	3.05	0.13	0.14
	후기 청소년기	0.17	0.26	0.31	0.35	4.18	4.16	2.18	2.16	0.13	0.11
성적 학대	전체	0.17	0.29	0.31	0.40	4.18	4.06	2.17	2.46	0.13	0.14
	후기 아동기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	초기 청소년기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	후기 청소년기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
방입	전체	0.14	0.25*	0.29	0.38*	4.20	4.09	1.95	2.86*	0.12	0.16
	후기 아동기	0.19	0.17	0.31	0.29	4.18	4.13	2.17	2.24	0.13	0.12
	초기 청소년기	0.16	0.28*	0.30	0.42	4.19	4.05	2.01	3.56**	0.12	0.25*
	후기 청소년기	0.17	0.24	0.30	0.43	4.19	4.09	2.14	2.50	0.13	0.15
부모의 우울 증상	전체	0.16	0.21	0.30	0.41	4.19	4.10	2.01	2.87	0.11	0.21 [†]
	후기 아동기	0.17	0.26	0.30	0.53*	4.19	4.04	2.02	2.94	0.11	0.24
	초기 청소년기	0.17	0.14	0.31	0.41	4.19	4.06	2.07	3.03	0.11	0.24
	후기 청소년기	0.16	0.23	0.32	0.25	4.19	4.05	2.09	3.06	0.13	0.08
부모의 문제적 음주	전체	0.16	0.18	0.29	0.41*	4.20	4.14	2.20	2.17	0.12	0.11
	후기 아동기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	초기 청소년기	0.17	0.17	0.31	0.44 [†]	4.21	4.10*	2.10	2.36	0.10	0.14
	후기 청소년기	0.14	0.19	0.32	0.38	4.20	4.17	2.21	2.25	0.12	0.06
빈곤	전체	0.16	0.19	0.31	0.33	4.22	4.11*	2.07	2.32	0.12	0.14
	후기 아동기	0.17	0.19	0.30	0.37	4.21	4.11*	2.15	2.22	0.12	0.14
	초기 청소년기	0.17	0.18	0.32	0.31	4.21	4.08*	2.01	2.58 [†]	0.12	0.15
	후기 청소년기	0.17	0.18	0.33	0.28	4.21	4.05*	2.11	2.40	0.13	0.13
학교 폭력	전체	0.19	0.15	0.30	0.34	4.20	4.13	1.96	2.61*	0.12	0.15
	후기 아동기	0.21	0.11*	0.32	0.25	4.21	4.08*	1.94	2.92*	0.12	0.15
	초기 청소년기	0.18	0.13	0.29	0.50*	4.17	4.16	2.13	2.55	0.13	0.15
	후기 청소년기	0.16	0.19	0.30	0.52*	4.18	4.12	2.09	2.64	0.13	0.10

- 주 1) 흡연 (0=비흡연, 1=흡연), 2 문제적 (0=AUDIT 총점 8점 미만, 1=AUDIT 총점 8점 이상), 주관적 건강 (1=매우 좋지 않음 ~5=매우 좋음), 우울 증상 수준 (CESD-11 총점(0-33)), 만성질환 (0=만성질환 없음 / 1=만성질환 유병)
 2) Ma = 해당 아동기 역경에 노출되지 않은 집단의 평균, Mb = 해당 아동기 역경에 노출된 집단의 평균
 3) 발달단계별 성적 학대 노출은 사례 수 부족으로 인해 별도로 통계치를 검토하지 않음.
 4) 문제적 음주는 4차년도 이후부터 조사됨.
 5) [†] p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

<첨부 표 2> 개별 아동기 역경과 23세-25세 건강지표 간의 관계

아동기 역경		23세-25세 건강지표									
		흡연		음주		주관적 건강		우울 증상		만성질환	
		Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb	Ma	Mb
신체적 학대	전체	0.18	0.26 [†]	0.24	0.32	4.09	4.07	1.90	2.24	0.22	0.21
	후기 아동기	0.21	0.26	0.26	0.33	4.11	4.03	1.92	2.56	0.21	0.29
	초기 청소년기	0.18	0.32 [*]	0.25	0.37	4.08	4.09	1.96	2.14	0.23	0.18
	후기 청소년기	0.19	0.25	0.25	0.41 [†]	4.09	4.09	1.99	2.13	0.22	0.17
정서적 학대	전체	0.20	0.22	0.25	0.33	4.10	4.04	1.94	2.22	0.21	0.28
	후기 아동기	0.22	0.21	0.27	0.33	4.10	3.92	1.94	3.10	0.21	0.40 [†]
	초기 청소년기	0.20	0.24	0.25	0.35	4.09	4.04	1.93	2.51	0.22	0.24
	후기 청소년기	0.20	0.23	0.26	0.30	4.09	4.09	2.00	2.08	0.21	0.26
성적 학대	전체	0.19	0.38	0.26	0.29	4.08	3.99	2.00	1.96	0.21	0.38
	후기 아동기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	초기 청소년기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	후기 청소년기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
방임	전체	0.16	0.31 ^{**}	0.23	0.33	4.11	4.00	1.80	2.57 [*]	0.21	0.25
	후기 아동기	0.20	0.34 [†]	0.27	0.28	4.11	3.99	2.00	2.03	0.22	0.29
	초기 청소년기	0.19	0.31	0.27	0.26	4.10	4.01	1.92	2.60	0.20	0.35 [*]
	후기 청소년기	0.20	0.21	0.25	0.36	4.10	4.00	1.92	2.70	0.21	0.24
부모의 우울 증상	전체	0.18	0.23	0.27	0.26	4.10	4.00	1.97	2.05	0.20	0.34 [*]
	후기 아동기	0.19	0.25	0.27	0.36	4.12	3.83 [*]	1.95	2.47	0.20	0.43 [*]
	초기 청소년기	0.19	0.21	0.28	0.23	4.10	3.99	2.01	1.69	0.20	0.48 ^{**}
	후기 청소년기	0.18	0.22	0.28	0.29	4.09	3.91	1.97	2.31	0.22	0.15
부모의 문제적 음주	전체	0.18	0.18	0.27	0.32	4.07	4.05	1.98	2.23	0.22	0.18
	후기 아동기	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	초기 청소년기	0.18	0.21	0.28	0.31	4.09	4.02	1.93	2.33	0.21	0.20
	후기 청소년기	0.18	0.19	0.29	0.25	4.10	4.02	1.96	2.91 [†]	0.21	0.13
빈곤	전체	0.19	0.22	0.26	0.27	4.15	4.02 [*]	1.80	2.26	0.21	0.24
	후기 아동기	0.19	0.23	0.28	0.21	4.12	4.01 [*]	1.93	2.16	0.21	0.24
	초기 청소년기	0.18	0.25	0.23	0.33	4.13	3.99 [*]	1.78	2.52 [*]	0.20	0.27
	후기 청소년기	0.18	0.25	0.27	0.25	4.13	3.94 [*]	1.87	2.42	0.23	0.21
학교 폭력	전체	0.19	0.21	0.27	0.25	4.09	4.07	1.84	2.31	0.21	0.23
	후기 아동기	0.24	0.15 [†]	0.28	0.24	4.09	4.09	1.85	2.49	0.21	0.24
	초기 청소년기	0.18	0.36 [*]	0.25	0.40	4.08	4.12	1.87	3.07 [*]	0.21	0.28
	후기 청소년기	0.18	0.37	0.26	0.27	4.09	4.04	1.97	2.31	0.23	0.10

주 1) 흡연 (0=비흡연, 1=흡연), 2 문제적 (0=AUDIT 총점 8점 미만, 1=AUDIT 총점 8점 이상), 주관적 건강 (1=매우 좋지 않음 ~5=매우 좋음), 우울 증상 수준 (CESD-11 총점(0-33)), 만성질환 (0=만성질환 없음 / 1=만성질환 유병)
 2) M_a = 해당 아동기 역경에 노출되지 않은 집단의 평균, M_b = 해당 아동기 역경에 노출된 집단의 평균
 3) 발달단계별 성적 학대 노출은 사례 수 부족으로 인해 별도로 통계치를 검토하지 않음.
 4) 문제적 음주는 4차년도 이후부터 조사됨.
 5) [†] p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

[제3주제]

노 인

-
1. 충분한 사회적(공식/비공식) 돌봄은 노인의 AIP를 지속시키는가?
 2. 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계: 지역별 비교

충분한 사회적(공식/비공식) 돌봄은 노인의 AIP를 지속시키는가?

Does sufficient social(formal/informal) care sustain Aging in Place?

현다운(성공회대학교)

박윤정(성공회대학교)

남일성(성공회대학교)

한국사회가 빠른 추세로 고령화되는 가운데 노인복지학계에서는 Aging in Place(AIP)의 중요성이 강조되고 있다. 기존 연구에서 노인의 지속거주의사에 관한 연구가 많이 진행되어 왔으나, 실질적으로 노인의 AIP를 지속시키는 요인에 대한 검증은 많이 이루어지고 있지 않다. 본 연구는 AIP에 영향을 미치는 여러 영향요인 중 공식·비공식의 사회적 돌봄에 주목하였으며, 해당 변수가 노년기 AIP를 실제로 얼마만큼이나 지속시키는지 그 효과를 알아보려고 하였다. 이를 위해 한국 복지패널 제1차년도부터 제 16차년도까지의 자료를 결합하여 활용하였고, 시간을 주요 변수로 하는 생존분석방법을 통해 노인의 지속거주 기간에 미치는 영향요인을 검증하였다. 분석결과, 연령이 높을수록, 여성인 경우, 배우자가 있는 경우, 만성질환이 있는 경우, 우울이 낮을수록, 지역사회 환경이 좋지 않을수록, 주거복지 서비스 이용 경험이 있는 경우 노인의 거주기간이 늘어나는 것으로 나타났다. 특히, 영향요인 중 만성질환은 시간에 따라 위험비가 감소하며 첫 관찰시점으로부터 11년 이후 노인의 지속거주에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사회적 돌봄은 공식 돌봄과 비공식 돌봄으로 나누어 살펴보았는데, 공식 돌봄에서는 물질지원과 일상생활지원을 받지 않은 경우, 비공식 돌봄에서는 정서지원을 받은 경우 지속 거주의 가능성이 높았다. 공식 돌봄을 받지 않은 경우 AIP의 지속성이 높아졌다는 결과는 AIP에서 공식 돌봄의 역할을 재정립할 필요성을 나타내는 것으로 보인다. 또한, 비공식 돌봄에서의 정서지원이 AIP를 지속시키는 주요 요인으로 밝혀짐에 따라, 지역사회통합돌봄 정책에서 프로그램의 효과와 AIP의 지속성을 높일 수 있도록 정서적 지원을 적극 활용할 것을 제언한다.

제1절 서론

노년기에는 돌봄 필요에 따라 오랫동안 거주하던 공간에서 이주할 가능성이 높아진다(고진수·최막중, 2014). 본인의 거주지는 단지 물리적 공간의 문제뿐만 아니라 본인이 오랫동안 친숙하게 지낸 지역의 문화, 지인, 지원 시설 등을 모두 포함한다고 볼 수 있다(Lecovich, 2014). 이와 같은 문제의식을 바탕으로 노인복지학계에서는 Aging in Place(AIP)의 중요성이 강조되고 있고, 최근 정부 복지 정책의 일환으로 지역사회 통합돌봄이 강조되고 있기도 하다(보건복지부, 2018). 이와 같이 AIP가 강조되는 맥락에는 시설 입소에 대한 정서적 부담, 시설 운영을 위한 공공지원의 부담 또한 고려되고 있다(이승훈, 2017). 따라서

AIP를 위한 정책적 고민을 위해서는 노년기 건강 유지라는 원칙과 함께 정책적 효율성 또한 함께 고민해야 하는 과제가 있는 것이다. 따라서 이를 종합적으로 고려하기 위해서는 노년기 AIP에 미치는 영향 요소를 파악하여 종합적으로 판단해야 할 필요가 있다. 이를 고려한 후에도 정책실패를 경험하지 않기 위해서는 정책 수행의 과정에서는 잘 드러나지 않는 주요 요인들이 AIP에 얼마나 영향을 미치는지 분석할 필요가 있다.

노년기 AIP에 영향을 미치는 요인들에 관한 선행연구의 결과를 살펴보면, 성별, 연령, 학력, 건강, 배우자유무, 소득 등의 인구사회학적 요인(곽인숙, 2011; 홍성희, 2011; 정은하, 2018; 박준범·마강래, 2020)과 주택 및 거주 환경(곽인숙, 2011; 고진수·최막중, 2014; 신서우·민소영, 2020; 정찬우·한창근, 2021), 거주기간(곽인숙, 2011; 고진수·최막중, 2014), 자기돌봄수준(김정은·정여주, 2021), 사회활동참여(홍성희, 2011), 사회적 돌봄(Wiles et al., 2009; Gardner, 2011; Tang, and Lee, 2014; 임연옥, 2016; 박준범·마강래, 2020; 하상희·박정아, 2021) 등의 요인들이 있다. 이 중 눈여겨 살펴볼만한 요인은 사회적 돌봄이다. 사회적 돌봄은 대개 장소에 상관없이 노인들에게 일방적으로 전해지면 되는 것이라고 생각하기 쉬운데, 사회적 돌봄은 사람들 간 상호작용이 개입하는 것이어서 이의 충분 여부는 AIP에 영향을 미칠 수 있다. 사회적 돌봄과 AIP 간의 상관관계에 관한 선행연구 결과를 살펴보면, 사회적 지지나 돌봄서비스가 AIP에 영향을 미치는 것으로 확인된다(Wiles et al., 2009; Gardner, 2011; Tang, and Lee, 2014; 임연옥, 2016; 박준범·마강래, 2020; 하상희·박정아, 2021). 하지만 이와 같은 상관관계의 분석에서 놓치고 있는 것은 사회적 돌봄이 AIP에 미치는 실질적 효과, 즉 얼마만큼 AIP를 지속시킬 수 있는가의 문제라고 볼 수 있다. 실제 현실에서의 AIP의 의미는 노인이 현재 거주지에서 노쇠로 인한 어려움을 최대한 견딜 수 있는 상태라고 볼 수 있다. 즉, 노인에게 있어 AIP는 현재 거주지에 얼마나 오래 거주할 수 있느냐의 문제가 중요하고, 그 시간을 늘릴 수 있는지 어떤 요인이 이에 영향을 미치는지가 중요하다고 볼 수 있다. 이의 분석을 위해서는 노인 개인을 추적 조사할 수 있는 패널자료가 필요하고 시간을 주요변수로 설정하는 분석방법이 필요하다. 본 연구에서는 사회적 돌봄이 노년기 AIP의 지속시간에 영향을 미칠 수 있는가라는 연구 질문을 설정하고, 이의 답을 찾기 위해 사회적 돌봄, 거주, 시간의 효과를 동시에 살필 수 있는 패널자료를 활용하여 분석하고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. Aging in place

노년학 사전에 따르면 Aging In Place란 ‘자신이 살던 주거지에서 이사하지 않고 지속적으로 거주하는 것’이라고 정의하고 있다(Harris, 1988). 여기에서 Place란 단순히 물리적 장소를 의미할 뿐만 아니라 다른 사람들과의 관계가 상호작용되는 사회적 장소, 애착감과 소속감이 있는 정서적 장소, 개인의 신념, 가치 등이 포함되는 문화적 장소를 의미한다(Lecovich, 2014). 이 지속거주의 공간적 개념에 대해서는 개인이 거주하고 있는 집으로 정의하기도 하며 익숙한 지역을 나타내는 지역사회의 범위로 확장시키기도 한다(박준범·마강래, 2020). 최근 들어서는 지역사회로 확장된 개념으로 이해하는 추세이나 지역사회의 범위를 어디까지로 할 것인가 하는 문제에 있어서는 연구자마다 관점의 차이가 있어 명확하게 공간적 범위에 대한 정의를 내리는 것은 쉽지 않다(이윤경 외, 2017).

‘지속적으로’ 거주한다는 시간적인 측면에서도 논쟁점이 있다. 과거에는 시간적 범위를 ‘사망할 때까지’로 보는 경향이 강했으나(박준범·마강래, 2020) 최근에는 ‘가능한 한 오래’라고 해석하기도 한다(Frank, 2001). 그러나, ‘가능하다’라는 범위에 대한 판단에는 여러 가지 고려할 사항이 있으므로 명확한 설명이 어렵다(이윤경 외, 2017). 이상의 논점을 정리해보면, Aging in Place란 “노인이 거주하기를 희망하는 집 또는 장소에서 거주하면서 친숙한 사람들과 관계를 유지하고, 적절한 지원과 보호를 받으면서 좋은 죽음을 맞이하는 것”이라고 규정할 수 있다(이윤경 외, 2017).

Aging in place는 선진국으로부터 시작하여 노인정책의 중요한 개념이 되었는데 그 이유는 첫째, 요양 시설의 관료적인 관리 및 통제, 역할 박탈, 사생활침해 등 시설보호의 문제점이 제기되었기 때문이며, 둘째, 고령인구의 증가로 인한 의료 및 돌봄비용 문제 때문이라고 할 수 있다(조아라, 2013). 즉, AIP는 노인의 자립적이고 자율적인 생활을 보장해주고, ‘시설보호’보다 비용을 절감할 수 있는 대안으로 간주된 것이다. 진정한 AIP를 이루기 위해서는 노인이 자신의 자율적인 선택에 의해 거주지에서 지속적인 생활을 하고 삶의 질을 보장받을 수 있어야 하는데 부적합한 환경에도 어쩔 수 없이 집에서 계속 생활하는 것은 ‘stuck in place’라고 하여 무조건적인 AIP를 선호하는 것에 대해 부정적인 문제를 제기하기도 한다(Erickson et al., 2012). 결국, 진정한 AIP는 노인 스스로의 선택과 환경적인 조건이 부합할 때 비로소 이루어진다는 것을 알 수 있다.

2. 개인-환경 적합성 모델

Aging in place를 일반적 생태론의 관점에서 바라본 Lawton(1990)은 개인-환경 적합성 이론(person - environment fit theory)을 통해 개인의 상황과 환경 간의 적합도(fit)에 따라 노년의 삶이 달라진다고 설명하였다(김유진 외, 2019). 유사한 환경하에서도, 건강, 기능, 자원 등에서 취약한 사람이 그렇지 않은 사람보다 환경의 영향을 더욱 크게 받으며, 개인의 기능이 감소함에 따라 환경이 개인의 활동에 영향을 미친다(Lawton, 1990). 그는 연소노인이고, 경제적 능력이 있으며, 고학력자이고 배우자가 있는 노인이 거주이동을 하고, 여행과 운동을 즐기며, 정치참여활동을 한다고 하였으며, 신체적인 기능이 감소할 때 발생하는 사회적 범위의 축소가 가장 중요한 부정적 영향 중 하나라고 주장하였다. Lawton은 다차원적으로 구성된 환경을 5가지로 분류하였는데, 첫째, 개인적 환경(personal environment)으로 당사자와 직접적으로 상호작용하는 다른 개인을 의미한다. 둘째, 소규모 집단 환경(small group environment)으로 개인이 구성원으로 포함된 집단을 의미하며, 셋째, 초개인적 환경(suprapersonal environment)으로 당사자와 개인적 관계를 가질 수도 있고 가지지 않을 수도 있는 물리적 거리가 가까운 사람들의 집합을 의미한다. 넷째는 사회적 환경(social environment)으로 문화, 가치, 사회 규범, 법률, 조직 등의 환경을 의미하며, 다섯째는 물리적 환경으로, 명확하게 정의하기는 어려우나 보통 개인 공간의 미시적 환경에서 시작하여 주거 단위, 이웃, 그리고 공동체 등으로 확대되는 지리적 환경으로 설명하였다(Lawton, 1989)

이러한 다차원적 환경은 기능과 자원의 감소를 겪는 노인의 욕구를 지원 및 보완하여 오랫동안 거주해 온 거주지에서 자율적으로 생활할 수 있는 요인이 된다. 즉, 주택환경, 근린환경, 이웃과의 관계 및 공식적 돌봄까지 통합적 서비스가 이루어져야 노인의 독립적인 AIP가 이루어진다고 할 수 있다.

3. 선행연구 고찰

1) 노인의 지속거주

노인의 지속거주에 영향을 미치는 요인에 대해서는 다양한 연구들이 진행되었으며 인구사회학적 요인과 주거에 관련된 요인들이 많이 규명되어졌다. 인구사회학적 요인 중에서는 주로 성별, 연령, 교육수준, 건강상태, 경제상태, 배우자유무 등이 노인의 지속거주에 영향을 준다는 연구결과들이 있다. 그러나 거주지에서 지속적으로 거주하였는가를 조사한 연구와 거주지에서 계속 거주하고 싶은가를 조사한 연구 사이에는 약간의 차이를 보이고 있다. 먼저, 박준범·마강래(2020)는 계속거주에 영향을 미치는 요인에 대해서 조사하였는데, 여성이고 유배우자인 경우, 연령이 적을수록, 신체적 제약이 없을수록, 월평균 생활비가 낮을수록, 자가인 경우, 단독주택에 거주하는 경우 계속거주에 유의미한 영향을 미친다고 하였다.

반면, 많은 연구들이 지속거주의식에 관련한 연구를 하였다. 성별에서는 남성의 거주의식이 높다고 보고한 연구들(홍성희, 2011; 문경주, 2019)이 있으며, 연령에 관해서는 고연령일수록 지속거주의사가 높거나(정찬우·한창근, 2021) 지역사회에 애착도가 높다(정은하, 2018)는 결과가 나타났다. 교육수준은 낮을수록 현재주택거주 선택에 긍정적 영향을 미친다는(홍성희, 2011) 연구결과를 보였으며, 건강상태에 관련해서는 만성질환이 적을수록(곽인숙, 2011; 김정은·정여주, 2021), 정신건강이 좋을수록(하상희·박정아, 2021), 주관적 건강상태가 좋을수록(홍성희, 2011) 지속거주 의사가 높은 것으로 나타났다. 경제상태에 관한 요인을 살펴보면, 홍성희(2011)는 총소득이 높을수록 현재주택에서의 지속거주를 원한다고 하였는데, 월지출이 적을수록(곽인숙, 2011) 지속거주의사가 높다고 보고한 연구도 있었다. 지속거주에 대한 배우자 유무와의 영향을 살펴보면, 유배우자(정찬우·한창근, 2021)가 지속거주의사에 정적인 영향을 미치는 결과로 나타난 것에 반해, 무배우자(홍성희, 2011; 곽인숙, 2011)가 지속거주의사에 정적인 영향을 미치는 요인으로 나타나 상반된 결과를 보여주기도 하였다.

연구자에 따라 인구사회학적 요인들은 지속거주의사에 영향력이 없다고 보고되어지기도 하였다. 성별(곽인숙, 2011; 정은하, 2018; 신서우·민소영, 2020; 김정은·정여주, 2021), 연령(홍성희, 2011; 신서우·민소영, 2020; 김정은·정여주, 2021), 교육수준(곽인숙, 2011; 신서우·민소영, 2020; 김정은·정여주, 2021, 정찬우·한창근, 2021), 건강상태(곽인숙, 2011; 고진수·최막중, 2014), 경제상태(곽인숙, 2011; 정은하, 2018; 신서우·민소영, 2020; 김정은·정여주, 2021) 등의 요인들은 지속거주의사와의 관련을 밝히는 연구에서 영향력이 없는 것으로 나타나 일관성이 없는 결과가 혼재되어 있음을 알려준다. 또한, 실질적으로 주거를 지속하는 것과 주거지속을 희망하는 것과는 다른 결과를 보여준다는 것을 알 수 있다.

주거와 관련된 요인은 노인의 지속거주에 중요한 요인으로 보고되어져 왔다. 단독주택에 거주할수록(홍성희, 2011), 자가주택(곽인숙, 2011; 정찬우·한창근, 2021)일수록, 주택 및 주거만족도가 높을수록(홍성희, 2011; 곽인숙, 2011; 정찬우·한창근, 2021), 거주환경만족도가 높을수록(신서우·민소영, 2020) 지속거주에 대한 의향이 높았으며, 고진수·최막중(2014)은 차가일 경우, 주택이나 시설이 노후한 경우에 주거이동이 높게 발생한다고 주장하였다. 박준범·마강래(2020)는 단독주택 보유한 사람이 계속거주 여부에 정적인 영향을 끼친다고 하였으며, 주택의 종류나 주거환경만족도는 유의미한 영향력이 없다고 하였다.

<표 1> 노인의 AIP(지속 거주) 영향요인

저자(연도)	AIP	영향요인	
		주요요인	인구사회학적요인
곽인숙(2011)	지속거주희망	주택점유형태, 주택거주기간, 주거만족도	종교, 배우자유무, 만성질환 수, 월지출액, 가족구성원 수
홍성희(2011)	주거선택 (현재 주택)	사회활동참여, 주거만족도	성별, 배우자유무, 주택유형, 교육수준, 주택만족도, 주관적 건강상태, 주관적 경제상태, 가계총소득
고진수·최막중 (2014)	주거이동	노후주택 및 시설, 가족수 대비 주택 면적, 거주기간, 주택유형	거주지역, 점유형태, 가구소득
정은하(2018)	지역사회 애착도	- 초고령노인: 장기요양보험제도 인지여부, 여가활동종류, 여가투입시간, 주거환경 적절성, 지역사회시설 이용 연소노인: 연락 및 왕래인원 수, 여가활동 종류, 근로활동, 주거환경 적절성, 지역사회시설 이용종류	초고령노인: 학력, 거주기간, 만성질환 수 연소노인: 연령, 소득, 경제수준, 거주기간, 건강상태, 연락 및 왕래 인원 수, 근로활동, 여가활동종류
박준범·마강래 (2020)	계속거주	사회적 친분관계	성별, 연령, 배우자유무, 신체적 제약, 월평균생활비, 점유형태, 여가생활, 주택유형
신서우·민소영 (2020)	정주의식	거주환경만족도(주택환경만족도, 지역사회환경만족도, 이웃환경만족도), 노화불안	주관적 건강상태
김정은·정여주 (2021)	지역사회 계속거주인식	자기돌봄수준	만성질환 수, 장애유형
정찬우·한창근 (2021)	지속거주의사	점유형태, 주거비부담, 주거 편리성, 주택 및 주거환경 만족도	고령, 도시지역 거주, 유배우자, 동거자녀 수 많을수록, 비공식적 관계망의 왕래 빈도 적을수록, IADL, 인지기능 낮을수록, 사회활동 빈도 낮고, 사회활동 만족도 높을수록
하상희·박정아 (2021)	AIP (지속거주요구)	정신건강(우울, 스트레스), 사회적지지, 삶의 만족도	

2) 사회적 돌봄과 AIP

노인이 거주지에서 지속적으로 생활하기 위해서는 단순히 시설입소를 하지 않기 위한 기술적 지원으로 이루어지는 것이 아니다. 탈시설화를 통해서 노인들을 각자의 거주지로 보내놓고 나니 노인들이 자립적으로 생활할 수 있는 사회환경이 제공되지 않는 문제점이 드러났다(박영란·박경순, 2015). 앞서서도 말한 바와 같이 진정한 AIP를 이루기 위해서는 자립적으로 생활하며 자신의 삶을 선택할 수 있는지가 가장 중요하며 가능한 한 오랜 시간동안 자립적인 생활이 가능하려면 지역사회가 함께 하는 돌봄이 필요하다. 지역사회가 함께 하는 사회적 돌봄은 공식·비공식적 돌봄으로 나눌 수 있다. 공식적 돌봄은 기초연금 등의 물

질적 서비스부터 장기요양보험을 통한 방문요양, 방문간호, 주야간보호 등의 여러 가지 서비스와 복지관, 보건소 등 기관을 통한 서비스를 통합한 돌봄을 의미하며, 비공식적 돌봄은 가족, 친지, 이웃 및 친구 등 사적관계망을 통한 돌봄을 뜻한다.

사회적 돌봄이 노인의 지속거주에 영향을 미치는지에 대한 선행연구를 살펴보면, 박준범·마강래(2020)가 사회적 친분관계 만족도가 높을수록 계속거주 확률이 높다고 한 연구나 하상희·박정아(2021)가 사회적 지지가 AIP에 직접적인 영향을 끼친다고 밝힌 연구를 들 수 있다. 임연옥(2016)은 도시와 농촌으로 지역을 나누어 노인의 AIP에 영향을 미치는 요인에 대해 연구하였는데 이웃관계는 두 지역의 노인에게 모두 정서적 지원 및 도구적 지원을 제공하는 매우 중요한 요인이라고 주장하였다. Tang과 Lee(2014)는 거주지에서 생활하는 취약계층 노인 중 주간돌봄서비스, 가사지원서비스, 점심제공서비스, 전화상담서비스, 개인활동보조서비스 이용 경험이 있는 사람들은 자신의 독립적 생활을 위해서 정기적인 도움의 필요성을 인식하였다고 보고하였다. 그러나, 김정은·정여주(2021)의 연구에서는 지역사회계속거주인식에 공식적·비공식적 사회적 돌봄이 유의미한 영향력을 미치지 않는 것으로 나타나 상반된 결과를 보여주기도 하였다.

<표 2> 사회적 돌봄과 노인 AIP(지속 거주)에 관한 선행 연구

저자(연도)	사회적 돌봄 변인	조작적 정의
임연옥(2016)	이웃관계만족도	내 사생활에 이웃이 간섭하는 일은 거의 없다 나에게 문제가 생기면, 내 이웃에게 도움을 받을 수 있다 나는 이웃과 잘 지낸다 나는 이웃과의 관계가 만족스럽다 내 이웃은 필요시 우리집에 방문할 수 있다는 것을 알고 있다
박준범·마강래(2020)	사회적 관계요인	사회적 친분관계만족도, 친인척관계 만족도 가족관계 만족도, 여가생활 만족도
김정은·정여주(2021)	공식·비공식 사회적 돌봄 수준	공식적 돌봄: 방문요양, 활동지원사, 주간보호, 복지관, 보건소 등 지역사회 보건복지 서비스에 대한 각각의 이용유무 비공식적 돌봄: 가족, 형제·자매·친척, 친구나 이웃, 성직자나 종교인 등의 총 인원 수
하상희·박정아(2021)	사회적 지지	나의 친구들은 나를 많이 도와준다 가족, 친구이외의 다른 이웃 사람들도 나를 존중해준다 내가 다니는 노인시설 및 기관의 종사자들은 나를 존중해준다 가족, 친구 이외의 다른 이웃 사람들은 나를 무시하고 있는 것 같다
Tang & Lee (2014)	노인복지관, 데이케어 프로그램, 가사지원, 점심제공, 전화상담, 개인활동보조, 주택보수, 방문간호, 교통지원 서비스 경험	.

사회적 돌봄과 AIP의 연관성에 대해서는 질적 연구에서 많이 다루고 있는데, 민주홍·한경혜(2007)은 노인들이 거주지에서 이웃과 친구들을 사귀고 교회나 경로당 등의 단체에서 활동하여 자신의 정체감, 삶의 지속성을 유지한다고 하였다. 이승훈(2017)의 연구에서 농촌의 노인들은 주거환경이 불편하거나 건강이 악화되어도 이웃의 도움이 있어서 걱정이나 불만이 없이 생활할 수 있다고 보고하고 있다. 권오정 등(2014)은 노년층의 지역 내 계속거주이유에 대하여, 지역에 대한 강한 애정, 장기거주로 인한 익숙함, 집에 대한 만족감, 집에 얽힌 개인적 사연, 친밀한 인적네트워크, 환경변화에 대한 두려움 등을 들었으며, 자녀와 별

거하며 사는 노인들이 증가하면서 가족관계망보다는 친구와 이웃 등의 사회적 관계망이 더 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 이는 박준범·마장래(2020)의 연구에서도 가족관계가 지속거주에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 같은 결과를 증명한다고 하겠다. 또한, 국외의 연구에서도 이웃이나 친구 등의 비공식적인 관계에서 정서적 지지나 생활에서의 상호간 도움이 노인들이 거주지에서 지속적으로 생활하는데 중요한 요인이 된다고 보고하였다(Wiles et al., 2009; Gardner, 2011).

이와같이 지속적 주거에 대한 연구들은 주로 회귀분석이나 구조방정식을 통해 영향요인들을 밝히거나, 질적연구를 통해 노인들의 지속거주나 주거이동에 대한 경험을 기술하는데 그치고 있다. 이는 지속거주 혹은 지속거주의사와 영향요인들에 대한 단편적인 관련성만 보여줌으로써 실질적으로 AIP를 지속시키는 영향요인이 무엇인지를 밝히는 데는 한계가 있다고 할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 거주지에서의 생활 유지기간에 영향을 미치는 요인들을 심도있게 분석하여 노인들이 진정한 AIP를 이루어나갈 수 있도록 지원하는 정책에 기초자료를 제공하고자 한다. 이를 위한 연구문제는 다음과 같다.

1. AIP에 영향을 주는 인구사회학적 요인들은 무엇인가?
2. 공식·비공식 사회적 돌봄은 AIP를 지속시키는가?

제3절 연구 방법

1. 분석 자료 및 연구 대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원 및 서울대학교 사회복지연구소가 매년 조사를 수행하고 있는 한국복지패널(KOWEPS)의 제1차(2006)년도부터 제16차(2021)년도 자료를 결합하여 분석에 활용하였다. 해당 조사는 한국의 외환위기 이후 가구 형태, 소득 수준, 취업 상태가 급변하는 상황에서 빈곤 계층의 규모, 생활 실태 등을 동태적으로 파악하여 효과적인 정책 형성에 기여하고자 처음 실시되었다. 한국복지패널은 국내 가구 단위 패널 중 가장 큰 표본 수를 확보하고 최초 원표본 추출 시 전국 지역별 가구 분포와 거의 유사하게 설계하였을 뿐 아니라 제주도, 농어가를 포함함으로써 표본의 규모와 특성 측면에서 전국을 대표할 수 있다는 장점이 있고(정은희 외, 2021), 건강, 경제상태, 주거, 복지 서비스 이용, 사회관계 등 본 연구에서 검증하고자 하는 가설에 적합한 다양한 조사 내용을 포함하고 있다는 점에서 유용하다고 판단하였다. 본 연구에 포함된 대상자는 1차 조사시점 기준 만 65세 이상 노인이며 이주 여부를 추적 관찰할 수 있도록 매년 조사에 응답한 자료, 최종 1,104명이 선정되었다.

2. 측정 도구

1) 종속변수

종속변수는 이주 여부를 측정할 수 있는 최초 조사가 이루어진 시점을 기준으로 하여, 첫 이주가 발생하기 전까지 주거를 유지한 기간으로 정의하였으며, 년 단위로 측정하였다. 실제 설문에서는 전년도(t-1) 1월 1일부터 12월 31일 사이에 이사한 적이 있는지를 질문하였으며, 이사하였다고 응답한 경우 사건 발생

(1)으로, 그렇지 않다고 응답한 경우 사건 미발생(0)으로 처리하였다(표 3 참조).

2) 독립변수

노인의 지속 거주에 영향을 미치는 사회적 돌봄 특성과 관련하여 공식 돌봄에 대한 변인 3개, 비공식 돌봄에 대한 변인 3개를 각각 선정하였다. 공식 돌봄의 경우 국가 및 공공기관으로부터 제공받는 서비스로 정의하고 그 종류에 따라 첫째, 물질 지원은 2005년 1년간 기초연금(경로연금), 생계비, 의료비, 물품(식료품, 의류, 가구) 지원을 제공받은 적이 있는지 여부를 측정하여 그 중 하나라도 경험한 적이 있으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여하였다. 공식 돌봄의 두 번째 변수인 일상생활 지원의 경우, 2005년 1년간 식사(반찬) 배달 서비스, 노인 무료급식(동사무소, 사회복지관), 가정봉사 서비스(청소, 세탁, 식사준비 등), 교통수단 지원(병원 동행 등)을 제공받은 적이 있는지 여부를 측정하여 그 중 하나라도 경험한 적이 있으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여하였다. 공식 돌봄의 마지막 변수인 간병/보호 지원은 2005년 1년간 방문 가정간호/간병 서비스, 주간보호 서비스, 단기보호 서비스를 제공받은 적이 있는지 여부를 측정하여 그 중 하나라도 경험한 적이 있으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여하였다(표 3 참조).

비공식 돌봄의 경우, 노인이 어려움에 처했을 때 지속적인 관계를 유지하면서 실질적으로 받은 도움으로 정의하고 그 종류에 따라 물질 지원, 정보 제공, 정서적 지원으로 나누어 측정하였다. '2005년 1년간 경제적 혹은 정서적 어려움이나 취업, 가족문제 등에 있어 어려움에 처했을 때 도움을 받은 곳이 있습니까?'라는 질문에 대하여, 생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 3촌 이상의 친척, 동창/선후배/교우/동향사람 등 친구 및 동료, 이웃, 종교 계통(교회/성당/절) 지인 등으로부터 물질 지원이라는 도움을 받았다고 응답한 경우 1로, 그렇지 않은 경우 0으로 코딩하였으며, 정보 제공 및 정서 지원 또한 해당 관계로부터 도움을 받았다고 응답한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 처리하였다(표 3 참조).

3) 통제변수

노인의 지속 거주에 영향을 미치는 통제변수로 인구사회학적 특성 변인, 주거 특성 변인을 선정하였다. 우선 인구사회학적 특성으로는 노인의 연령, 성별, 교육수준, 배우자 유무, 신체건강, 정신건강, 경제상태를 고려하였는데, 연령의 경우 2005년 당시 나이를 연속변수로 측정하고 성별은 남성을 1로, 여성을 0으로 처리하였다. 교육수준은 무학부터 초등학교를 1, 중학교를 2, 고등학교를 3, 전문대 이상을 4로 정의하였고, 배우자 유무는 혼인상태에 대한 질문에서 유배우라고 응답한 경우 1의 값을, 그 외 응답(사별, 이혼 등)일 경우 0의 값을 부여하였다. 신체건강은 만성질환 이환으로 정의하고, 2005년 12월 31일 기준 만성질환으로 분류된 질병의 종류를 앓고 있다고 응답한 경우 1로, 그렇지 않은 경우 0으로 처리하였다. 정신건강의 경우 조사에서 활용된 우울척도 점수를 합산하여 사용하고 점수가 높을수록 우울 증상이 있는 것으로 정의하였다. 마지막으로 경제상태는 균등화 소득 중위 60%를 기준으로 저소득 가구와 일반가구를 나누고, 저소득 가구에 속하는 노인에게 1의 값을, 일반가구에 속하는 노인에게 0의 값을 부여하였다(표 3 참조).

주거 특성으로는 주택 환경, 지역사회 환경, 주거복지서비스 이용을 고려하였다. 주택 환경은 2005년에 거주한 주택의 구조/성능/환경이 어떠한지를 묻는 하위 질문 4가지로 측정하였다. 우선, '영구건물로서 튼튼하고, 주요 구조부의 재질이 내열/내화/방열 및 방습에 양호한 재질을 갖추고 있다', '적절한 방음/환

기/채관 및 난방설비를 갖추고 있다', '해일/홍수/산사태 및 절벽의 붕괴 등과 같은 자연재해로부터 안전하다'등 세 가지 항목에서 그렇다고 응답한 경우 1의 값을, 그렇지 않다고 응답한 경우 0의 값을 부여하였으며, 나머지 항목인 '소음/진동/악취 및 대기오염 등으로 인하여 생활하기에 적절하지 않다'에 대해서는 그렇지 않다고 응답한 경우 1로, 그렇다고 응답한 경우 0으로 처리하였다. 각각 1과 0으로 처리한 4개의 항목을 합산하여 활용하였으며, 점수가 높을수록 주택의 구조/성능/환경이 양호한 것으로 정의하였다. 지역사회 환경은 대상자의 거주지역 생활환경을 묻는 6개 질문을 활용하였다. 해당 항목은 '문화·체육시설(시립체육관, 도서관 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다', '사회복지관련 이용시설(사회복지관 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다', '의료기관(병원, 보건소 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다.', '교육시설(유치원, 학교, 학원 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다.', '대중교통(버스, 지하철 등)이 도보로 10분 이내의 거리에서 이용가능하다.', '자연환경(공원, 녹지 등)이 도보로 20분 이내의 거리에 위치하고 있다.'로 구성되며, 각 항목에 대하여 그렇다고 응답한 경우 1, 그렇지 않다고 응답한 경우 0의 값을 부여하고 합산하여 활용하였다. 따라서, 점수가 높을수록 대상자가 거주하는 지역의 생활환경이 양호한 것으로 정의하였다. 마지막으로 주거복지서비스 이용의 경우, 2006년 조사에서 주거복지사업 이용 경험을 묻는 질문을 활용하였으며, 영구임대주택 또는 공공(국민)임대주택 서비스를 경험한 적이 있다고 응답한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 처리하였다(표 3 참조).

<표 3> 변수의 정의 및 측정

구분		변수명	정의 및 측정
종속 변인	지속 거주(AIP) 특성		(2005년 이후) 첫 이주가 발생하기 전까지 주거를 유지한 기간(단위: 년)
독립 변인	사회적 돌봄 특성	공식 돌봄	기초연금(경로연금), 생계비, 의료비, 물품지원 이용 경험 없음(0) 이용 경험 있음(1)
		일상생활 지원	식사(밀반찬)배달, 노인 무료급식, 가정봉사 서비스(청소, 세탁, 식사준비), 교통수단 지원(병원 동행) 이용 경험 없음(0) 이용 경험 있음(1)
		간병/보호 지원	방문 가정간호/간병 서비스, 주간보호 서비스, 단기보호 서비스 이용 경험 없음(0) 이용 경험 있음(1)

(계속)

구 분			변수명	정의 및 측정
독립변인	사회적 돌봄 특성	비공식 돌봄	물질 지원	생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 친척, 친구 및 동료, 이웃, 종교 계통의 지인으로부터, 물질적 지원 받지 못함(0) 받음(1)
			정보 지원	생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 친척, 친구 및 동료, 이웃, 종교 계통의 지인으로부터, 정보 제공: 받지 못함(0) 받음(1)
			정서 지원	생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 친척, 친구 및 동료, 이웃, 종교 계통의 지인으로부터, 정서적 지원: 받지 못함(0) 받음(1)
통제 변인	인구사회학적 특성		연령	나이(세)
			성별	여성(0) 남성(1)
			교육수준	초등학교 이하(1) 중학교(2) 고등학교(3) 전문대 이상(4)
			배우자	없음(0) 있음(1)
			신체건강 (만성질환)	없음(0) 있음(1)
			정신건강(우울)	우울 척도 (0점-33점)
			경제상태	균등화 소득 중위 60% 기준, 일반 가구(0) 저소득 가구(1)
	주거 특성		주택 환경	주택의 구조, 성능 및 환경 (0-4점) 1) 영구건물로서 튼튼하고, 주요 구조부의 재질이 내열/내화/방열 및 방습에 양호한 재질을 갖추고 있다. 2) 적절한 방음/환기/채광 및 난방설비를 갖추고 있다. 3) 소음/진동/악취 및 대기오염 등으로 인하여 생활하기에 적절하지 않다(역코딩) 4) 해일/홍수/산사태 및 절벽의 붕괴 등과 같은 자연 재해로부터 안전하다.
			지역사회 환경	지역 내 생활환경 (0-6점) 1) 문화/체육시설(시립체육관, 도서관 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다. 2) 사회복지관련 이용시설(사회복지관 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다. 3) 의료기관(병원, 보건소 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다. 4) 교육시설(유치원, 학교, 학원 등)이 이용하기 편리한 곳에 위치하고 있다. 5) 대중교통(버스, 지하철 등)이 도보로 10분 이내의 거리에서 이용가능하다. 6) 자연환경(공원, 녹지 등)이 도보로 20분 이내의 거리에 위치하고 있다.
			주거복지서비스 이용 경험	영구임대주택 또는 공공(국민)임대주택 이용 경험 없음(0) 이용 경험 있음(1)

3. 분석방법

본 연구는 사회적 돌봄 등 개인의 다양한 특성이 노인의 지속 거주 기간에 미치는 영향력을 확인하기 위하여 생존분석(Survival analysis) 방법을 활용하였다. 해당 분석 방법은 연구 대상자가 특정 사건을 경험하는데 소요된 시간(time-to-event)을 생존 시간(survival time)으로 정의하여 모형화하는 것으로, 경과 기간에 따른 생존 확률 또는 사망 확률을 추정하고 그에 미치는 영향요인들을 파악할 수 있는 기법이다. 생존분석을 실시하기 위해서는 먼저 분석 자료의 특징을 이해해야 하는데, 모든 연구 대상자를 일정 기간 이상(최종 사망시까지) 추적 관찰하기 어렵다는 제한점이 있으므로 미리 연구의 종료 시점을 정하게 된다. 본 연구에서는 종료 시점을 2021년으로 하였으므로, 해당 시점까지 연구 대상자가 이주라는 사건을 경험하지 않은 경우 우측 중도 절단(right-censoring)형태의 데이터를 갖게 된다. 또한, 생존 시간(지속 거주 기간)은 항상 양의 값을 가지며, 정규분포를 따르지 않는다. 사건이 발생하기까지 연구 대상자간 경과 기간에 차이가 존재하고, 중도절단의 영향으로 한쪽으로 치우친 긴 꼬리를 갖는 분포를 보인다. 즉 생존분석에 활용되는 데이터는 정규분포를 전제로 하는 기존의 통계분석 기법을 사용하기에 적절하지 않다는 특징이 있다.

본 연구에서는 생존분석 기법 중, 카플란-마이어의 함수와 콕스의 회귀모형을 활용하였다.

카플란-마이어 기법은 생존함수가 이론적 분포를 반영하지 않는다는 전제 하에, 연구 대상자의 생존 시간을 바탕으로 생존 확률을 추정하는 비모수적 접근법이다(Kaplan, Meier, 1958). 이는 생존 시간에 대한 모수적 가정 없이 매 시점에서의 생존함수를 추정하는 것인데, 첫 관찰 시점으로부터 t 라는 시점까지의 추정 생존함수 $S(t)$ 를 매 시점의 생존비를 곱하여 도출한다. 각 구간의 생존비(P_i)는 i 시점에서 사건의 생존자 수(본 연구에서는 지속 거주 노인의 수) n_i 와 사망자 수(본 연구에서는 이주 발생 노인의 수) d_i 의 차이를 n_i 로 나눈 값으로 표현된다. 이를 수식으로 정리하면 아래와 같다.

$$P_i = 1 - \frac{d_i}{n_i} = \frac{n_i - d_i}{n_i}, i = 1, 2, 3 \dots, t$$

$$\widehat{S}(t) = \prod_{i \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right) = p_1 \times p_2 \times \dots \times p_{t-1} \times p_t = S(t-1) \times p_t$$

위에 식에서 도출된 $S(t)$ 값으로 생존확률 곡선을 얻을 수 있는데, 사건(본 연구의 이주 발생)을 경험한 사람들이 발생할 때마다 해당 구간의 생존비가 감소하며 이는 그래프에서 계단 형태의 후하향 형태를 갖는다. 이를 역으로 하여 누적 발생비(1-생존확률)에 대한 그래프도 도출할 수 있는데, 이 때에는 계단 형태의 후상향을 형태가 보편적이며, 일부 학자들은 연구 대상자의 다수가 생존할 가능성이 높은 경우 생존 곡선보다 누적위험 곡선을 활용할 것을 권장하고 있다(Juul, 2014). 본 연구에서는 카플란-마이어의 그래프를 활용하여 전체 연구 대상자의 누적 발생비(누적 이주 발생률)를 확인한 후, 모형에 투입된 주요 관심변수인 사회적 돌봄을 기준으로 범주(수혜 집단 대 비수혜 집단)를 구분하고 집단 간 누적 발생비의 차이를 파악하였다. 또한, 그 차이가 통계적으로도 유의미한지 확인하기 위하여 로그-순위 검정법(log-rank test)를 실시하였다. 로그-순위 검정법에 의하면 범주별 집단에서 각각 관찰된 사망자 수와 예측된 사망자 수를 바탕으로 비교하며, 이 때의 영가설은 '모든 시점에서 집단 간 생존함수의 차이는 없다' 라고 본다.

카플란-마이어 함수를 활용하여 노인의 지속 거주 가능성을 확인한 이후에는 콕스의 회귀모형을 활용하여 노인의 지속 거주 기간에 영향을 미치는 요인을 파악하였다. 카플란-마이어 기법에서는 범주형 변수만을 고려해 집단 별 생존함수의 차이를 확인할 수 있었다면, 콕스의 모형은 원인이 되는 여러 변수(범주형 및 연속형)를 포함하여 분석할 수 있다. 즉, 실제 개인이 갖는 다양한 특성 중 노인의 지속 거주 기간에 유의미한 영향력을 나타내는 변수가 무엇인지를 규명하는 연구에 적합하다. 본 연구의 Cox 회귀모형에서는 시간 경과에 따른 위험률(노인 이주 발생률)이 종속변수가 되며, 이를 수식으로 표현하면 아래와 같이 위험함수 $h(t)$ 로 정리된다(Cox, 1972). 해당 식의 X 는 p 개의 공변량(설명변수)이 포함된 열벡터이고, B 는 공변량과 선형으로 결합하는 회귀계수의 열벡터이다. $h_0(t)$ 는 기저 위험함수로, 특정 시점에 해당하는 t 에서 모든 공변량이 0의 값을 가질 때 도출되는 기본적 위험이라 설명할 수 있다. 이는 시간이 경과함에 따라 공변량의 값이 변하는 시간 의존적 함수라 할 수 있다. 이에 비해, $\exp(X' B)$ 는 t 의 변화에도 값이 달라지지 않는 상수 부분으로, 공변량 X 값이 주어졌을 때 기본 위험에 추가적으로 미치는 영향력으로 설명된다.

$$h(t) = h_0(t) \cdot e^{(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p)} = h_0(t) \cdot \exp(X' B)$$

Cox의 회귀모형에서는 위험비(Hazard Ratio; HR)라는 값이 도출되는데, 이를 활용하면 분석의 대상이 되는 집단 간 위험이 상대적으로 얼마나 차이가 나는지를 설명할 수 있다. 위험비는 독립변수가 한 단위 증가하였을 때 사건이 발생할 확률이 얼마나 증가 또는 감소하는지로 해석하며, 그 값이 1보다 크면 독립변수가 증가할수록 사건이 발생할 확률(본 연구에서는 노인 이주가 발생할 확률) 또한 증가하는 것으로 이해하면 된다. cox 모형으로 생존분석을 수행하기 위해서는 비례위험의 가정(위험비가 시간의 경과와는 무관하게 늘 일정하고 집단 간 공변량 차이에 비례하는 상수값을 갖는다)을 검증해야 하며, 이를 위배하는 경우 시간에 따라 변하는 공변량을 반영하여 모형화해야 한다. 본 연구에서는 비례위험을 검증하는 방법으로 Schoenfeld의 Global test를 활용하였다³⁾. 해당 추정식에 따르면, 시간을 기준으로 분할된 하나의 구간에서 공변량의 영향력이 다른 구간에 비해 커질 경우 비례성 가정이 적합하지 않은 것으로 판단한다(Schoenfeld, 1980). 모형에 투입된 전체 변수가 영가설(시간을 기준으로 구간에 따라 독립변수의 영향력 차이가 없다)을 기각하지 못한다면 비례성의 가정이 성립하므로 Cox의 비례위험모형을 적용하고, 만약 영가설을 기각하는 변수가 확인되면 해당 변수의 로그 위험비를 최초 관찰 시점 이후 시간에 대한 선형 함수로 가정하여 모형에 적용한다. 이는 아래의 수식으로 표현할 수 있으며, 분석 결과에서 도출된 값을 적용하여 구간 별 추정 위험비를 계산한다.

$$\log \{ HR(t) \} = \alpha + \beta \times t$$

$$HR(t) = \alpha + \beta^t$$

3) Abeysekera와 Sooriarachchi(2009)는 모의실험을 통해 비례성 검증 기법을 비교하는 연구를 실시하였으며, Schoenfeld의 global test의 우수성이 확인되었다.

제4절 연구 결과

1. 연구 대상자의 일반적 특성

연구 대상자 1,104명을 대상으로 주요 변인에 대한 기술통계 분석을 실시한 결과는 <표 4>와 같다. 관찰을 시작한 시점으로부터 노인의 첫 이주가 발생하기까지 걸린 기간은 평균 13.0년(SD=5.0)이었으며, 최소 1년부터 최대 16년으로 나타났다. 인구사회학적 특성을 확인한 결과 평균 연령은 69.9세(SD=3.9)이며, 여성(715명, 64.8%)이 남성(389명, 35.2%)에 비해 많았다. 교육수준은 초등학교 이하가 가장 큰 비중을 차지하였으며(794명, 71.9%), 이후 중학교(142명, 12.9%), 고등학교(112명, 10.1%), 전문대 이상(56명, 5.1%)의 순으로 나타났다. 혼인상태를 확인한 결과, 배우자가 있는 노인(778명, 70.5%)이 사별, 이혼 등으로 배우자가 없다고 응답한 노인보다 더 많았다(326명, 29.5%). 건강과 관련하여서는 1개 이상의 만성질환을 앓고 있는 노인(758명, 68.7%)이 그렇지 않은 노인(346명, 31.3%)보다 많았으며, 정신건강을 우울 척도로 측정한 결과, 평균 점수는 33점 만점 기준 7.1점(SD=6.2)으로 나타났다. 주거 특성에 해당하는 변인들의 경우, 주택 환경은 4점 만점을 기준으로 평균 3.2점(SD=1.1), 지역사회 환경은 6점 만점을 기준으로 평균 3.1점(SD=2.1)으로 나타났으며, 주거복지서비스를 이용한 경험이 없다고 응답한 노인이 다수를 차지하였다(1,067명, 96.6%). 마지막으로, 사회적 돌봄 특성을 공식 돌봄 및 비공식 돌봄으로 나누어 확인한 결과는 다음과 같았다. 우선 공식 돌봄의 경우, 노인 100명 중 약 18명이 물질 지원과 관련된 서비스를 받은 적이 있다고 응답하였으며(203명, 18.4%), 일상생활 지원은 그보다 적은 100명 중 약 6명이 해당 서비스를 받은 것으로 조사되었다(65명, 5.9%). 간병/보호 지원은 수혜 경험자가 5명(0.5%)로 매우 적었다. 한편, 비공식 돌봄 영역에서는 노인의 과반수가 주변 사람들로 부터 물질 지원(665명, 59.3%) 및 정서 지원(565명, 51.2%)과 관련된 도움을 받은 것으로 나타났는데, 이에 비해 정보 지원과 관련된 도움을 받은 노인은 35명(3.2%)으로 그 비율이 낮았다.

<표 4>연구 대상자의 일반적 특성

		(N=1,104)			
구분		빈도(%)/ 평균(SD)	최소값	최대값	
지속 거주(AIP) 특성	기간 (첫 이주가 발생하기까지 걸린 기간)	13.0(5.0)	1	16	
	연령	69.9(3.9)	65	99	
인구사회학적 특성	성별	여성	715(64.8)	0	1
		남성	389(35.2)		
	교육수준	초등학교 이하	794(71.9)	1	4
		중학교	142(12.9)		
		고등학교	112(10.1)		
		전문대 이상	56(5.1)		
	배우자	없음	326(29.5)	0	1
있음		778(70.5)			

(계속)

(N=1,104)

구 분		빈도(%)/ 평균(SD)	최소값	최대값	
인구사회학적 특성	신체건강	만성질환 없음	0	1	
		만성질환 있음			
	정신건강(우울)		7.1(6.2)	0	33
	경제상태	일반 가구	0	1	
		저소득 가구			
주거 특성	주택 환경		3.2(1.1)	0	4
	지역사회 환경		3.1(2.1)	0	6
	주거복지서비스 (공공/영구임대)	이용경험 없음	0	1	
		이용경험 있음			
사회적 돌봄 특성	공식 돌봄	물질 지원	수혜 경험 없음	0	1
			수혜 경험 있음		
		일상생활 지원	수혜 경험 없음	0	1
			수혜 경험 있음		
	간병/보호 지원	수혜 경험 없음	0	1	
		수혜 경험 있음			
	비공식 돌봄	물질 지원	도움 받지 못함	0	1
			도움 받음		
		정보 지원	도움 받지 못함	0	1
			도움 받음		
정서 지원		도움 받지 못함	0	1	
		도움 받음			

2. 생존분석 결과

1) 노인의 지속 거주 가능성

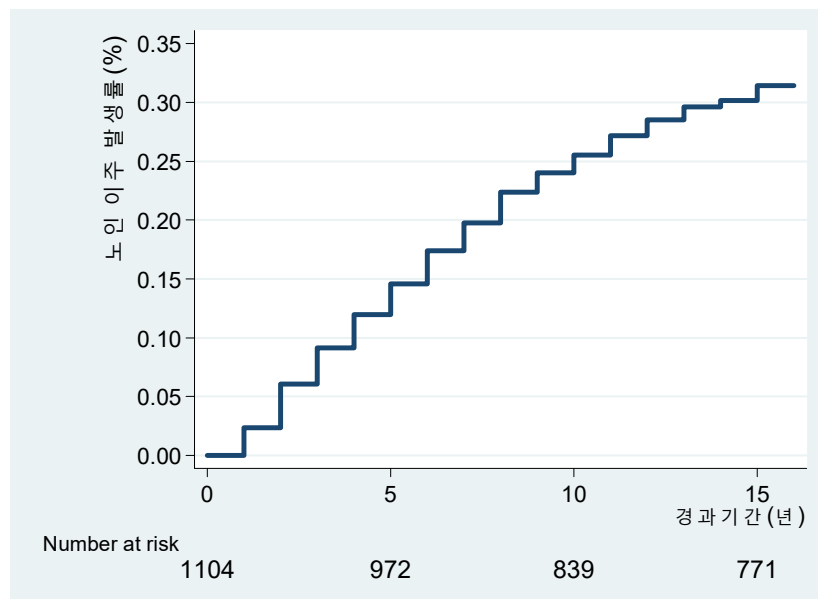
(1) 시간에 따른 노인 이주 발생률 및 지속 거주율

시간 경과에 따른 노인 이주 및 지속 거주율의 누적 발생 비율은 <표 5>와 같이 나타났다. 첫 관찰시점으로부터 시간이 경과함에 따라 노인의 이주는 꾸준히 발생하고 있으며, 관찰 종료 시점까지 지속 거주 상태인 노인은 전체 1,104명 중 757명(68.6%)으로 나타났다. 설명변인들의 영향력을 고려하지 않고 전체 노인의 이주 발생률 추이를 카플란-마이어 곡선으로 확인한 결과는 [그림 1]과 같다. 노인의 이주를 중심으로 도식화하고자, 지속 거주에 관한 생존곡선이 아닌 누적 발생비(1-생존확률)에 대한 그래프로 제시하였다. 그래프를 구간 별로 살펴보면, 앞의 표에서 확인하였듯 노인의 이주는 꾸준히 발생하였으나, 시간이 경과하면서 전반보다는 후반에 발생률의 증가 폭이 완화된 것으로 나타났다.

<표 5> 시간에 따른 노인 이주 발생률 및 지속 거주율

경과 기간 (단위: 년)	대상자 수	이주 발생 건수	우측 절단	이주 발생률 (누적 위험율)	지속 거주율 (누적 생존율)
1	1,104	26	0	0.0236	0.9764
2	1,078	41	0	0.0607	0.9393
3	1,037	34	0	0.0915	0.9085
4	1,003	31	0	0.1196	0.8804
5	972	29	0	0.1458	0.8542
6	943	31	0	0.1739	0.8261
7	912	26	0	0.1975	0.8025
8	886	29	0	0.2237	0.7763
9	857	18	0	0.2400	0.7600
10	839	17	0	0.2554	0.7446
11	822	18	0	0.2717	0.7283
12	804	15	0	0.2853	0.7147
13	789	12	0	0.2962	0.7038
14	777	6	0	0.3016	0.6984
15	771	14	757	0.3143	0.6857

[그림 1] 시간에 따른 노인 이주 발생률(카플란 마이어 위험함수-누적 발생비)



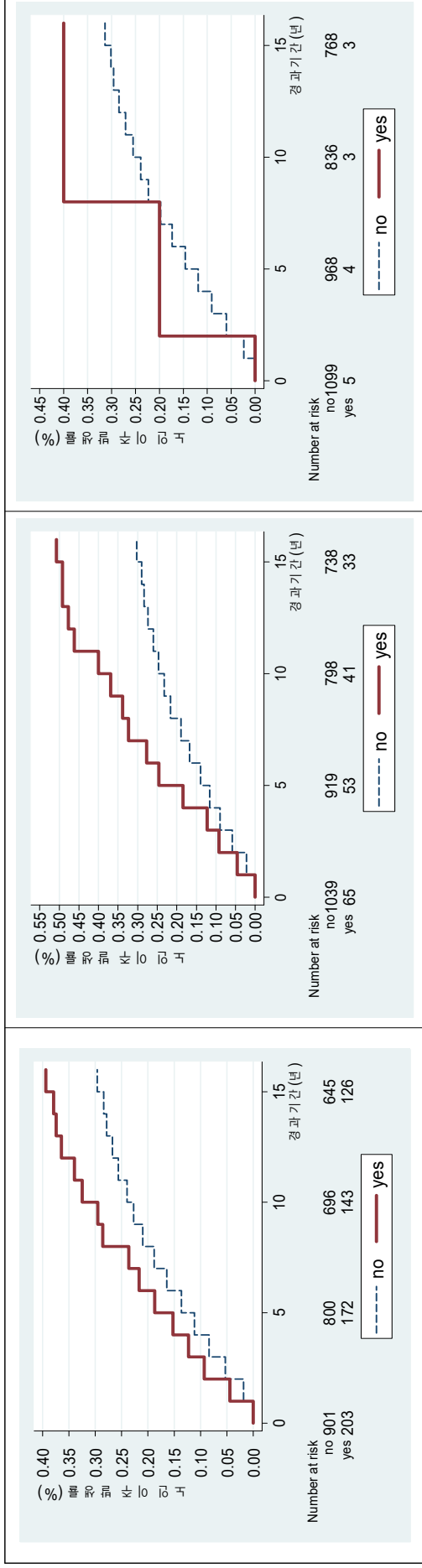
(2) 사회적 돌봄 특성별 노인의 이주 발생 및 지속 거주

본 연구에서 주요 예측변인에 해당하는 사회적 돌봄 변수의 범주 간, 노인의 이주 발생이 유의미한 차이가 있는지 로그-순위 검정(표 6 참조) 및 카플란-마이어 곡선(그림 2 참조)을 통해 확인하였다. 사회적 돌봄 변수 중, '공식 돌봄-물질 지원' 및 '공식 돌봄-일상생활 지원', '비공식 돌봄-정서 지원'의 경우 범주 간 노인들의 이주 발생 및 지속 거주에 유의미한 차이가 관찰되었다($p < .05$). 하나씩 살펴보면, 공식 돌봄 영역으로부터 물질 지원 서비스 및 일상생활 지원 서비스를 경험한 노인들의 이주 발생률이 미경험 노인들의 이주 발생률보다 더 높았으며, 비공식 돌봄 영역으로부터 정서 지원의 도움을 받지 못한 노인들의 이주 발생률이 도움을 받은 노인들의 이주 발생률보다 높았다. 지속 거주(생존율)를 중심으로 다시 설명해보면, 공식 돌봄 영역에서 물질 지원 및 일상생활 지원 서비스를 받지 않은 경우, 비공식 돌봄 영역에서 정서 지원의 도움을 받은 경우 노인들의 지속 거주 비율이 더 높은 것으로 볼 수 있다. 더불어, 세 변수 모두 시간이 경과함에 따라 범주 간 발생률 차이의 폭은 증가하는 경향이 나타났다. 그 밖에 '공식 돌봄-간병/보호 지원' 및, '비공식 돌봄-물질 지원', '비공식 돌봄-정보 제공'은 범주 간 노인 이주 발생의 차이가 통계적으로 유의미하지 않았다.

<표 6> 사회적 돌봄 특성별 노인의 이주 발생 및 지속 거주

구 분		표본 수	이주 발생 (위험 발생)	지속 거주 (생존)	χ^2 (p-value)
공식 돌봄	물질 지원	수혜 경험 없음	901	267	7.80 (0.005)
		수혜 경험 있음	203	80	
	일상생활 지원	수혜 경험 없음	1,039	314	13.14 ($<.001$)
		수혜 경험 있음	65	33	
	간병/보호 지원	수혜 경험 없음	1,099	345	0.24 (0.626)
		수혜 경험 있음	5	2	
비공식 돌봄	물질 지원	도움 받지 못함	449	145	0.14 (0.708)
		도움 받음	655	202	
	정보 지원	도움 받지 못함	1,069	333	1.56 (0.212)
		도움 받음	35	14	
	정서 지원	도움 받지 못함	539	189	7.37 (0.007)
		도움 받음	565	158	

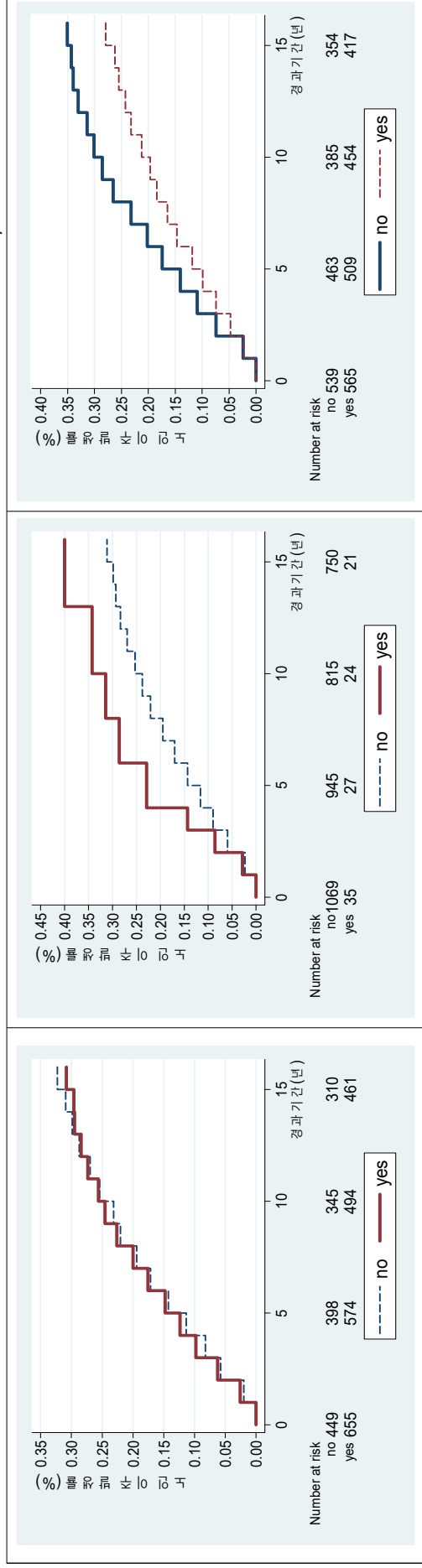
[그림 2] 사회적 돌봄 특성별 노인 이주 발생률(카플란 마이어 위험함수-누적 발생비)



‘공식 돌봄-물질 지원’

‘공식 돌봄-일상생활 지원’

‘공식 돌봄-간병/보호 지원’



‘공식 돌봄-물질 지원’

‘공식 돌봄-정보 제공’

‘비공식 돌봄-정서 지원’

2) 노인의 지속 거주 영향요인

본 연구에서는 노인의 지속 거주에 유의미한 영향을 주는 변수를 확인하기 위하여 콕스의 회귀모형을 활용하였다. 분석에 앞서, 변수들의 위험비가 시간에 따라 일정하다는 기본 가정(비례위험)을 확인하고자 Schoenfeld의 global test를 실시한 결과 연구모형에 투입된 변수 중 만성질환은 영가설을 기각하였으며, 그 외 모든 변수들은 영가설을 기각하지 못해 비례성의 가정이 성립되었다. 즉, 만성질환의 경우 시간 경과에 따라 위험비(공변량)가 달라지고, 그 외 변수들은 영향력이 시간에 독립적인 것으로 해석할 수 있다 (표 7 참조).

<표 7> Schoenfeld's global test를 활용한 비례위험 가설 검정 결과

구 분	rho	χ^2	df	P-value
연령	-0.05585	1.15	1	0.2842
성별	0.05291	1.00	1	0.3174
교육수준-중학교	-0.09706	3.64	1	0.0564
교육수준-고등학교	-0.03779	0.52	1	0.4691
교육수준-전문대 이상	-0.07558	2.04	1	0.1527
배우자 유무	-0.03539	0.47	1	0.4953
만성질환	-0.12348	5.48	1	0.0192
우울	0.01549	0.08	1	0.7802
저소득	-0.03766	0.53	1	0.4678
주택 환경	0.06889	1.68	1	0.1943
지역사회 환경	-0.00156	0.00	1	0.9766
주거복지 서비스 이용 경험	-0.02808	0.35	1	0.5517
공식 돌봄-물질 지원	-0.00041	0.00	1	0.9937
공식 돌봄-일상생활 지원	0.06136	1.46	1	0.2272
공식 돌봄-간병/보호 지원	-0.02224	0.20	1	0.6520
비공식 돌봄-물질 지원	-0.04615	0.80	1	0.3696
비공식 돌봄-정보 지원	-0.01641	0.09	1	0.7594
비공식 돌봄-정서 지원	0.06442	1.55	1	0.2134
global test		19.41	18	0.3667

비례위험 가설 검정 결과를 바탕으로, 시간에 따라 위험비가 변하는 변수(만성질환)를 반영하여 콕스의 회귀모형 분석을 실시한 결과는 다음과 같다(표 8 참조).

인구사회학적 특성 중 노인의 지속 거주 기간에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 요인은 연령, 성별, 배우자 유무, 우울, 만성질환으로 확인되었다. 연령이 증가할수록 지속 거주 가능성이 높아지는데, 노인의

나이가 1세 증가하면 이주 발생 확률은 3.5% 감소하였다(HR=0.965, $p<.05$). 성별의 경우, 여성이 남성에 비해 지속 거주 가능성이 높았으며, 남성의 이주 발생 확률이 36.5% 더 큰 것으로 나타났다(HR=1.365, $p<.05$). 배우자 유무 결과에 따르면, 노인에게 배우자가 있는 경우 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 더 크고, 이주 발생 확률이 33.4% 더 낮았다(HR=0.666, $p<.01$). 노인의 정신 건강 역시 지속 거주 가능성에 영향을 미치는데, 우울 수준이 낮을수록 지속 거주 가능성이 증가하며, 우울 척도를 기준으로(우울 수준이) 1점 높아질수록 이주 발생 확률은 2.6% 증가하였다(HR=1.026, $p<.01$). 마지막으로, 만성질환의 경우, 시간에 따라 공변량이 달라지는 것으로 가정하여 분석하였으므로 두 가지 결과 값이 도출되었다. 해당 로그 위험비는 첫 관찰 시점 이후의 시간에 대한 선형 함수로 가정한 것이므로, $\log \{HR(t)\} = \alpha + \beta \times t$ 의 값으로 위험비를 구할 수 있다. 즉, 연구 분석 결과에서 도출된 값을 적용하면, 만성질환과 관련된 추정 위험비는 'HR(t) = 1.585 × 0.928t'에 시간 값을 투입하여 별도로 계산한다. 해당 위험비는 <표 9>에 제시하였다. 만성질환 위험비는 시간이 지날수록 감소하는데, 첫 관찰 시점 이후 11년이 경과한때부터 통계적으로도 유의미하였다. 이를 좀 더 살펴보면, 만성질환을 앓고 있는 노인의 지속 거주 가능성이 그렇지 않은 노인에 비해 더 높았는데, 11년이 경과한 시점에 만성질환 이환 노인의 이주 발생 확률은 그렇지 않은 노인에 비해 30.4% 더 낮았다(HR=0.696, $p<.05$). 12년이 경과한 시점에서는 만성질환 이환 노인의 이주 발생 확률이 그렇지 않은 노인에 비해 35.4% 더 낮았으며(HR=0.646, $p<.05$), 13년이 경과한 시점에 만성질환 이환 노인의 이주 발생 확률은 그렇지 않은 노인에 비해 40.1% 더 낮았다(HR=0.599, $p<.05$). 14년이 경과한 시점에서 만성질환 이환 노인의 이주 발생 확률은 그렇지 않은 노인에 비해 44.4% 더 낮았으며(HR=0.556, $p<.05$), 15년이 경과한 시점에서는 만성질환 이환 노인의 이주 발생 확률이 그렇지 않은 노인에 비해 48.4% 더 낮은 것으로 나타났다(HR=0.516, $p<.05$).

주거 특성에서는 지역사회 환경 및 주거복지 서비스 변수가 노인의 지속 거주에 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 먼저 지역사회 환경의 경우, 지역 내 생활환경(접근성 중심)이 좋지 않은 곳에 사는 노인일수록 지속 거주 가능성이 높았으며, 환경 평가 점수를 기준으로(지역 내 생활환경이) 1점 높아질수록 이주 발생 확률이 14.1% 증가하였다(HR=1.141, $p<.001$). 주거복지 서비스에 대해서는, 영구임대주택 또는 공공(국민)임대주택 서비스를 이용한 경험이 있는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 더 높았으며, 서비스 이용 노인의 이주 확률이 48.5% 더 작은 것으로 나타났다(HR=0.515, $p<.05$).

사회적 돌봄 특성에서는 공식 돌봄 요인 중 물질 지원과 일상생활 지원, 비공식 돌봄 요인 중 정서 지원 변수가 각각 통계적으로 유의미한 영향을 나타냈다. 첫째, 국가 및 공공기관으로부터 기초연금 및 생계비, 의료비, 물품 등의 물질 지원을 제공받은 경험이 없는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 높았으며, 물질 지원 경험이 있는 노인의 이주 발생 확률이 39.5% 더 큰 것으로 확인되었다(HR=1.395, $p<.05$). 둘째, 국가 및 공공기관으로부터 식사(반찬) 배달 서비스, 노인 무료급식(동사무소, 사회복지관), 가정봉사 서비스(청소, 세탁, 식사준비), 교통수단 지원(병원 동행) 등의 일상생활 지원을 제공받은 경험이 없는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 높았으며, 일상생활 지원 경험이 있는 노인의 이주 발생 확률이 49.4% 더 큰 것으로 확인되었다(HR=1.494, $p<.05$). 마지막으로, 어려움에 처했을 때 주변 사람들(생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 3촌 이상의 친척, 동창/선후배/교우/동향사람 등 친구 및 동료, 이웃, 교회/성당/절 등 종교 계통의 지인)로부터 정서 지원과 관련된 도움을 받은 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 높았으며, 이주 발생 확률이 29.3% 더 낮았다(HR=0.707, $p<.01$).

<표 8>노인의 지속 거주 영향 요인

(N=1,104)

구 분		HR	Estimate	SE	P	
인구사회학적 특성	연령	0.965	-0.035	0.015	0.021	
	남성	1.365	0.311	0.185	0.022	
	교육수준 (ref: 초등학교 이하)	중학교	0.905	-0.100	0.162	0.578
		고등학교	0.940	-0.062	0.177	0.743
		전문대 이상	1.323	0.280	0.320	0.246
	유배우자	0.666	-0.407	0.088	0.002	
	만성질환 (ref. 없음)	1.585	0.461	0.372	0.049	
	우울	1.026	0.026	0.009	0.005	
	저소득 (ref. 일반)	0.875	-0.134	0.118	0.319	
주거 특성	주택 환경	1.039	0.038	0.720	0.470	
	지역사회 환경	1.141	0.132	4.760	<.001	
	주거복지(공공/영구임대)서비스 이용 경험 (ref. 없음)	0.515	-0.664	-2.090	0.037	
사회적 돌봄 특성	공식 돌봄	물질 지원 (ref. 없음)	1.395	0.333	0.207	0.025
		일상생활 지원 (ref. 없음)	1.494	0.401	0.304	0.049
		간병/보호 지원 (ref. 없음)	0.943	-0.059	0.705	0.937
	비공식 돌봄	물질 지원 (ref. 없음)	0.969	-0.032	0.112	0.784
		정보 지원 (ref. 없음)	1.382	0.324	0.386	0.246
		정서 지원 (ref. 없음)	0.707	-0.347	0.080	0.002
시간에 따라 위험비가 변하는 변수	만성질환	0.928	-0.075	-2.560	0.011	

<표 9>시간에 따른 만성질환 추정 위험비

경과 기간 (년)	HR	SE	P
1	1.471	0.309	0.066
2	1.365	0.255	0.097
3	1.266	0.211	0.156
4	1.175	0.174	0.276
5	1.090	0.146	0.519
6	1.012	0.127	0.926
7	0.939	0.115	0.607
8	0.871	0.111	0.279
9	0.809	0.112	0.124
10	0.750	0.115	0.062
11	0.696	0.121	0.036
12	0.646	0.126	0.025
13	0.599	0.131	0.019
14	0.556	0.135	0.016
15	0.516	0.139	0.014

제5절 결론

본 연구는 노인을 위한 사회적 돌봄이 AIP를 지속시킬 수 있는지를 분석하기 위해 수행되었다. 주요 분석 결과를 간략하게 정리하면 다음과 같다. 첫째, 사회적 돌봄의 유형별로 노인의 이주 발생에 차이가 있는지를 분석한 결과, 공식 돌봄 영역에서 물질 지원 및 일상생활 지원 서비스를 받지 않은 경우, 비공식 돌봄 영역에서 정서 지원의 도움을 받은 경우 해당 노인들의 지속 거주 비율이 더 높았다. 둘째, 공공기관으로부터 물질 지원을 제공받은 경험이 없는 노인, 식사(반찬) 배달 서비스, 노인 무료급식(동사무소, 사회복지관), 가정봉사 서비스(청소, 세탁, 식사준비), 교통수단 지원(병원 동행) 등의 일상생활 지원을 제공받은 경험이 없는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 높았다. 또한, 어려움에 처했을 때 주변 사람들(생계를 달리하는 부모/자녀/형제자매, 3촌 이상의 친척, 동창/선후배/교우/동향사람 등 친구 및 동료, 이웃, 교회/성당/절 등 종교 계통의 지인)로부터 정서 지원과 관련된 도움을 받은 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 지속 거주 가능성이 높았다. 위와 같은 분석결과를 종합하면 물질 및 일상생활 관련 지원을 받는 노인들과 정서적 지원을 받는지 여부와 지속 거주 가능성이 상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

이와 같은 분석결과를 바탕으로 한 정책적, 학술적 제언은 다음과 같다.

공식 돌봄 서비스를 받지 않은 경우에 지속 거주 비율이 더 높다는 점은 여러 유용한 해석이 가능해보인다. 공식 돌봄을 위해 거주지를 이전했다는 것으로도 해석이 가능하다. 이와 같은 점을 고려하면 AIP에서 공식 돌봄의 역할을 다시 살펴볼 필요가 있다. 공식 돌봄을 AIP를 돕는 요인으로 설정할 것인지, '공식 돌봄을 받지 않으면서 거주지를 옮기지 않는 것'을 정책 목표로 설정할 것인지는 정책 결정에서 매우 중요한 요인이기 때문이다.

정서지원의 역할에 좀 더 중요한 정책적 역할을 두고 살펴볼 필요가 있다. 분석결과에 따르면 비공식 정서지원은 거주를 지속시키는 요인인 것으로 나타났다. 이는 비공식 정서지원이 AIP에 영향을 미치는 주요 요인이라는 점인데, 현재 지역사회 통합돌봄 정책에서 비공식 정서지원의 역할은 미비하다. 해외 통합돌봄의 사례를 살펴보면 소셜다이닝 등의 비공식 프로그램이 매우 중요한 비중을 차지하고 있다. 또한, 비공식 지원이 AIP의 유지에 영향을 미칠 수 있다는 본 연구의 결과를 좀 더 적극적으로 활용해 볼 필요가 있다. 통합돌봄에서 제공하는 다양한 영역의 프로그램들 중 어떤 프로그램이 비공식 정서지원과 결합할 때 통합돌봄의 효과를 배가시킬 수 있는지 분석해 볼 필요가 있다.

통합돌봄에서 AIP는 주요 변수임에도 AIP의 개념적 논의와 이를 측정할 수 있는 조작적 정의에 관한 논의는 여전히 부족한 형편이다. 본 연구에서 제안한 AIP의 현실적 개념으로써 시간의 개념, 즉 거주를 최대한 유지하는 것으로서의 개념적 정의와 조작적 정의를 연구할 필요가 있다.

본 연구가 가지고 있는 한계는 다음과 같다. 첫째, 거주 지속 여부를 AIP로 설정한 것인데 모든 이주가 AIP를 해치는 것인지의 여부를 알 수 없다는 점이다. 향후 이 변수를 측정할 때 이주 의도 혹은 돌봄으로 인한 불가피성을 묻는 문항이 추가될 필요가 있다.

참고문헌

- 고진수·최막중. 2014. “노년가구의 주거 선택행태에 관한연구: 주거이동과 노인주택 선택을 중심으로”. 『한국도시설계학회지』. 15(1). 19-32.
- 곽인숙. 2011. “노인의 자녀와 동거희망과 지속거주희망에 영향을 미치는 요인: 초고령노인기를 가정하여”. 『한국주거학회논문집』. 22(6). 83-95.
- 권오정·이용민·하해화·김진영·염혜실. 2014. “노년층의 지역 내 계속거주 이유에 관한 연구”. 『가족과 환경 연구』. 52(3). 285-299.
- 김유진·박순미·박소정. 2019. “고령자의 에이징 인 플레이스(Aging in Place)를 위한 서비스 지원 주거모델 개발 연구”. 『보건사회연구』. 39(2), 65-102.
- 김정은·정여주. 2021. “고령 장애인의 자기 돌봄 및 사회적 돌봄 수준이 지역사회 계속 거주 인식에 미치는 영향”. 『인문사회21』. 11(6). 1441-1452.
- 문경주. 2019. “지역사회의 물리적 환경조건과 지역사회자본이 중고령층 정주의식에 미친 영향에서의 삶의 만족도와 지역정체성의 매개효과”. 『공공정책연구』. 35(2). 201-233.
- 민주홍·한경혜. 2007. “거주지 이동을 경험한 노인의 사회관계망 변화와 적응”. 『한국노년학』. 27(4). 861-879.
- 박영란·박경순. 2015. “사람중심 고령사회 패러다임: Aging in Place 이념과 장기요양”. 『장기요양연구』. 3(1). 134-155.
- 박준범·마강래. 2020. “고령자의 계속거주와 사회적 관계에 대한 연구”. 『대한부동산학회지』. 38(4). 5-21.
- 보건복지부. 2018. 『지역사회통합돌봄 기본계획』
- 신서우·민소영. 2020. “독거노인은 지역사회에서 계속 살고 싶을까?: 정주의식, 거주환경만족도, 노화불안의 관계를 중심으로”. 『사례관리연구』. 11(1). 25-44.
- 이승훈. 2017. “AIP(Aging in Place)에 대한 주관적 기대와 의미: 농촌 지역의 노인들을 중심으로”. 『공공사회연구』. 7(1). 135-163.
- 이윤경·강은나·김세진·변재관. 2017. 『노인의 지역사회 계속 거주(Aging in place)를 위한 장기요양제도 개편 방안』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 임연옥. 2016. “친숙한 지역사회에서 존엄하게 늙어가는 것은 어떻게 가능할까?: 농촌과 도시 거주 노인 간 Aging in Place 모델과 경로 비교 분석”. 『노인복지연구』. 71(3). 411-436.
- 정은하. 2018. “지역사회 돌봄 활성화를 위한 초고령 노인의 생활 특성 및 지역사회 애착도 영향 요인에 관한 연구”. 『장기요양연구』. 6(2). 32-54.
- 정은희 외. 2021. 『2021년 한국복지패널 조사·분석보고서』. 한국보건사회연구원.
- 정찬우·한창근. 2021. “주거특성이 지역사회 지속거주 의사에 미치는 영향”. 『한국노년학』. 41(3). 373-396.

- 조아라. 2013. “일본의 고령자 거주문제와 주거정책: Aging in Place를 중심으로”. 『대한지리학회지』, 48(5). 709-727.
- 하상희·박정아. 2021. “정신건강, 사회적지지, 삶의 만족도가 AIP에 미치는 영향에 대한 구조모형 검증: 도시지역 자연발생 노인커뮤니티 가능지역의 아파트거주 여성노인을 대상으로”. 『한국생활과학회지』, 30(4). 691-702.
- 홍성희. 2011. “노인의 주거관리행동에 관한 연구: 주거만족과 주거선택의 인과관계를 중심으로”. 『가족자원경영과 정책』, 15(2). 1-21
- Abeyssekera, W. W. M., and Sooriyarachchi, M. R.. 2009. “use of Schoenfeld’s global test to test the proportional hazards assumption in the cox proportional hazards model: an application to a clinical study”. *Journal of the National Science Foundation of Sri Lanka*, 37(1), 41-51
- Cox, D. R.. 1972. “Regression models and life tables”. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 34(2), 187-202.
- Erickson, L. D., Call, V. R. A., and Brown, R. B.. 2012. “SOS-Satisfied or Stuck, Why older rural residents stay put: Aging in Place or Stuck in Place in rural Utah”. *Rural Sociology*, 77(3), 408-434.
- Frank, J.. 2001. “How long can I stay?: The dilemma of Aging in Place in Assisted Living”. In B. Schwarz(Ed), 『Assisted Living:Sobering Realities』, 1st ed. Abingdon, Oxfordshire:Routledge. 5-10.
- Harris, D. K. 1988. *Dictionary of Gerontology*. New York, NY:Greenwood Press.
- Gardner, P. J. 2011. “Natural neighborhood networks: Important social networks in the lives of older adults aging in place”. *Journal of aging studies*, 25(3), 263-271.
- Juul, S.. 2014. *An introduction to Stata for health researchers*. fourth edition. STATA press.
- Kaplan, E. L., and Meier, P.. 1958. “Nonparametric estimation from incomplete observations”. *Journal of the American statistical association*, 53(282), 457-481.
- Lawton, M. P.. 1989. “Behavior-relevant ecological factors”. In K. W. Schaie, and C. Schooler(Eds), 『Social structure and aging』, 1st ed. London, England: Psychological processes. 287-309.
- Lawton, M. P.. 1990. “Residential environment and self-directedness among older people”. *American psychologist*, 45(5), 638-640.
- Lecovich, E.. 2014. “Aging in Place: From theory to practice”. *Anthropological Notebooks*, 20(1), 21-33.
- Schoenfeld, D.. 1980. “Chi-squared goodness-of-fit tests for the proportional hazards regression model”. *Biometrika*, 67(1), 145-153.
- Tang, F., and Lee, Y.. 2014. “Home- and Community-based services utilization and Aging in Place”. *Home health care services quarterly*, 29(3), 138-154.
- Wiles, J. L., Allen, R. E. S., Palmer, A. J., Haymen, K. J., Keeling, S., and Kerse, N.. 2009. “Older people and their social spaces:A study of well-being and attachment to place in Aotearoa New Zealand”. *Social Science and Medicine*, 68(2009), 664-671.

사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계: 지역별 비교

Relationship between Social Service and Life Satisfaction of the Elderly: A Comparison by Region

권혁창(국립경상대학교)

장성현(연세대학교 석사)

본 연구는 사회서비스 이용이 노인의 생활만족도에 미치는 영향에 대해 지역을 중심으로 실증분석한다. 본 연구는 한국복지패널의 14~16차 자료를 활용하여 패널회귀분석을 실시하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 사회서비스 이용여부와 생활만족도의 관계는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 하지만 거주 지역을 하위집단으로 분석한 결과, 다른 지역과 달리 농어촌에선 사회서비스를 이용하는 노인이 이용하지 않은 노인에 비해 생활만족도가 높은 것으로 나타났다. 둘째, 개별 사회서비스와 노인의 생활만족도와 관계는 서비스별 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 물품지원, 가정봉사 서비스는 생활만족도와 부적으로 연관되어 있고, 방문가정 간호 간병 목욕과 사회교육서비스는 생활만족도와 정적인 것으로 나타났다. 다만 거주지역에 따라 개별 사회서비스도 노인의 생활만족도에 미치는 영향이 달라지는 것으로 확인되었다. 셋째, 사회서비스 이용이 많을수록 노인의 생활만족도는 증가하는 것으로 나타났고, 중소도시와 농어촌 거주자는 사회서비스 이용횟수와 생활만족도가 정적으로 연관된 것으로 제시되었다. 이러한 결과를 바탕으로 거주지역별 노인의 욕구에 적합한 사회서비스 개발이 필요하되, 사회교육서비스 이용은 지역과 관계없이 노인에게 제공될 필요가 있다는 점을 제안하였다.

주요용어: 노인, 생활만족도, 사회서비스, 지역, 패널회귀분석

제1절 서론

한국사회는 급속한 인구고령화를 보여주고 있다. 2021년 현재 고령화율은 16.6%, 65세 이상 노인 인구는 857만 1천명이다(통계청, 2021). 한편 2022년에 출범한 윤석열 정부의 국정과제에서 나타나는 사회복지영역의 주된 특징 중의 하나는 “사회서비스 혁신을 통한 복지, 돌봄 서비스의 고도화”라고 할 수 있다. 이는 윤석열 정부가 현금복지 대신 보육, 교육 등 서비스 복지에 집중하겠다는 정책 의도가 명시적으로 드러난 것으로 볼 수 있다. 인구고령화의 한국 사회에서 사회서비스는 노인의 복지증진에 효과가 있는가? 본 연구는 노인의 사회서비스 이용이 노인의 생활만족도에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 것을 목적으로 한다.

노인의 생활만족도와 사회서비스의 관계에 관한 선행연구들은 사회서비스 이용이 정신건강(예를 들어, 우울과 자존감)을 매개로 노인의 생활만족도에 어떠한 영향을 미치는지 (장신재, 2018; 오정숙, 2019), 혹은 사회서비스 이용 전후 노인의 생활만족도를 비교분석한 연구 (김윤찬, 2019) 등이 존재한다. 하지만, 이러

한 선행연구들은 사회서비스 이용경험이 노인의 생활만족도에 미치는 영향에 대해 일관적인 결론을 산출하지 않는다. 한편 노인의 생활만족도와 지역이 연관되어 있다는 연구(권혁창·조혜정, 2019)를 고찰할 때, 기존의 노인의 생활만족도와 사회서비스의 관계에 대한 선행연구들은 지역변수를 간과하고 있다는 한계를 지니고 있다. 본 연구는 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계에 대해 지역별 비교를 중심으로 고찰하고자 한다.

본 연구는 첫째, 65세 이상 노인들의 인구사회학적 특성에 대한 기술분석과 지역별 (대도시, 중소도시, 농어촌) 노인들의 인구사회학적 특성 비교, 둘째, 65세 이상 노인들을 대상으로 사회서비스 이용과 생활만족도의 관계에 대한 분석, 그리고 셋째, 대도시, 중소도시, 농어촌 지역별 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계에 대한 하위집단 비교분석을 주된 내용으로 한다.

제2절 선행연구 검토

본 연구가 관심을 가지는 노인의 생활만족도란 노인들이 느끼는, 의식주를 포함하여 다양한 생활 영역에서의 주관적인 만족도를 뜻한다. 국내에서 노인의 생활만족도에 대한 선행연구들은 무척 많이 축적되어 있다. 노인의 생활만족도에 대한 선행연구들을 고찰하면, 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인들이 인구사회학적 요인, 신체요인, 심리요인, 가정환경요인, 사회환경 요인 등 다양하다고 할 수 있다 (권혁창, 조혜정, 2019). 본 연구는 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계에 초점을 둔다. 특히, 인구구성, 사회기반 및 복지시설 수준 등 지역적 요인이 개인의 행복도에 영향을 미친다는 연구결과(Tomaney, 2017; Ballas and Dorling, 2013)에 근거를 두고, 사회서비스가 노인의 생활만족도에 미치는 영향을 거주지역을 중심으로 분석하고자 한다.

1. 노인의 사회서비스 욕구와 이용

한국의 사회보장기본법에 따르면, 사회서비스는 “국가·지방자치단체 및 민간부문의 도움이 필요한 모든 국민에게 복지, 보건의료, 교육, 고용, 주거, 문화, 환경 등의 분야에서 인간다운 생활을 보장하고 상담, 재활, 돌봄, 정보의 제공, 관련 시설의 이용, 역량 개발, 사회참여 지원 등을 통하여 국민의 삶의 질이 향상 되도록 지원하는 제도”를 의미한다. 그리고 노인을 대상으로 하는 사회서비스는 ① 돌봄서비스, ② 건강서비스, ③ 교육지원/평생교육서비스, ④ 일자리지원서비스, ⑤ 사회참여 지원 서비스, ⑥ 문화 및 여가서비스, ⑦ 주거 및 환경서비스로 구분될 수 있다 (이정은 외, 2021).

노인 대상의 사회서비스에 대한 욕구와 이용에 대한 선행연구를 살펴보면, 첫째, 노인의 사회서비스 욕구는 인구사회학적 변수 이외에도 거주지역과 연관되어 있는 것으로 나타났다. 예를 들어, 대도시에 거주하는 독거노인의 경우 복합적 욕구의 출현이 낮은 것으로 나타났다 (이정은 외, 2021). 둘째, 노인의 사회서비스 이용은 노인가구유형에 따라 다르게 나타나는 것으로 드러났다 (황명주·백학영, 2020). 노인독거가구의 경우 노인부부가구와 노인동거가구에 비해 사회서비스 이용수준이 높다. 그리고 노인일반가구의 경우 연령, 교육수준, 거주지역, 장애유무가 사회서비스 이용 경험과 연관되어 있는 것으로 나타났다.

이러한 선행연구들에 근거하여 노인의 사회서비스 수요 및 이용 경험에는 (거주)지역이 연관되어 있는 것으로 판단할 수 있다(강은나, 2017). 하지만 지역별 사회서비스에 대한 선행연구는 농어촌(김윤영·이석

환, 2020)에 한정되어 있을 뿐이어서, 지역별 사회서비스의 효과에 대해서는 추가연구가 필요하다.

2. 사회서비스의 효과성: 사회서비스와 노인의 생활 만족도의 관계

국내에서 노인 대상 사회서비스의 효과성에 대한 연구는 아직 충분히 축적되어 있지 않다. 해외문헌에서는 일반적으로 노인에 대한 사회서비스의 이용은 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미친 것으로 제시된다 (Makai, Brouwer, Koopmanschap, Stolk and Nieboe, 2014; Maher and Conroy, 2015). 한국의 경우, 지역 사회서비스 투자사업 전후 비교 연구(김윤찬, 2019)를 통해 참여 노인들의 서비스 만족도가 높고 사회서비스가 삶의 질과 우울 정도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 사회서비스 선택 가능성보다 접근성이 서비스 효과성과 유의미하게 연관되어 있다는 연구결과 (김은정, 2020)에 근거하여, 노인 대상의 사회서비스의 효과성에서도 접근성이 중요하다고 판단할 수 있다.

특히 사회서비스 이용과 노인의 생활 만족도의 관계에 대한 선행연구들은 주로 구조방정식 모형 혹은 위계적 회귀분석모형을 활용하여 한국복지패널(횡단면) 자료를 분석한다 (안은선·송순만, 2017; 장신재, 2018; 오정숙, 2019). 이러한 선행연구들의 분석결과를 살펴보면(<표 1> 참조), 사회서비스 이용 경험이 노인의 생활 만족도에 미치는 영향에 대해 아직 일관적인 결론을 산출하지 않는다고 할 수 있다. 또한 구조방정식모형을 활용한 선행연구들은 제한된 수의 변수를 활용하여 사회서비스 이용과 노인의 생활 만족도의 관계에 대해 분석하고 있어서, 분석모형에서 인구사회학적 변수들을 통제하지 못하는 한계를 보이고 있다.

<표 1> 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계에 대한 선행연구들

저자 (연도)	연구대상	자료	변인	결과
장신재 (2018)	65세 이상 노인 (n=3,392)	10차 한국복지패널	- 독립변수: 사회서비스 이용 매개변수: 우울, 자존감 종속변수: 생활만족도	노인의 사회서비스 이용은 생활 만족도에 정(+)적 영향을 미침.
안은선·송순만 (2017)	65세 이상 저소득층 노인 (n=675)	11차 한국복지패널	- 독립변수: 노인복지서비스 이용 경험 매개변수: 우울, 가족갈등 종속변수: 생활만족도	복지서비스 이용 경험이 노인의 삶의 만족도에 정(+)적 영향을 미침.
오정숙 (2019)	65세 이상 노인 (n=4,809)	12차 한국복지패널	- 독립변수: 노인복지서비스 이용 매개변수: 사회활동, 자아통합감 종속변수: 생활만족도	노인복지서비스는 노인의 삶의 만족도에 직접적인 영향을 미치지 않음. 사회서비스가 노인의 생활 만족도에 미치는 총효과는 통계적으로 유의미하지 않음.
김명일 외 (2019)	65세 이상 노인 (n=10,281)	2014 노인실태조사	- 독립변수: 사회서비스 이용 - 매개변수: 우울, 주관적 건강 - 종속변수: 삶의 만족도	사회복지서비스 이용 수준이 높을수록 삶의 만족도가 높음.
김정훈 (2018)	65세 이상 노인 (n=33,484)	4-11차 한국복지패널	- 독립변수: 노인복지서비스(사회교육서비스, 노인일자리사업, 기초연금, 물품지원, 가정간호 목록 등 서비스, 가정봉사 서비스, 이동편의, 식사 배달, 의료비 지원, 주야간보호 서비스, 노인 무료급식) - 종속변수: 주거만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도	사회교육, 일자리지원, 방문봉사 의료비지원, 무료급식은 삶의 만족도에 긍정적 영향을 줌

한편 노인복지서비스를 개별적으로 삶의 만족도와 살펴본 연구(김정훈, 2018)의 경우, 사회교육, 일자리 지원, 방문봉사, 의료비지원, 무료급식은 삶의 만족도와 정적으로 연관된 것으로 제시된 바 있다. 이 연구는 한국복지패널 4-11차 자료를 활용하여 패널 자료에서 제시된 '노인복지서비스'를 그대로 활용하며 현금급여인 의료비지원, 기초연금을 포함하고 있다. 하지만 본 연구는 노인에게 대한 사회서비스를 사회보장기본법에서 정의한 것처럼, 현금급여를 제외하고 노인을 대상으로 한 현물급여로 규정하였고, 최근 자료를 활용했다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다.

제3절 연구방법

1. 연구자료 및 대상

본 연구는 한국복지패널조사(KOWPS) 14차(2018)에서 16차(2020) 자료를 활용한다. 한국복지패널조사는 외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층(working poor), 차상위층(near poor)의 가구형태, 소득수준, 취업상태 등 동태적 변화를 파악하여 정책 형성 및 정책 지원에 따른 효과성 제고에 목적을 둔다. 즉 본 조사는 다양한 인구집단별로 생활실태와 복지욕구 등을 파악하고 이에 따른 정책 반영 평가에 활용하고 있다.

본 조사는 국내에서 수행 중인 가구단위의 패널조사 중 규모가 큰 패널조사에 속하며, 지역적으로는 제주도, 가구유형으로는 농어가를 포함하여 세부 단위까지 다양한 분석이 용이하다. 특히 다른 패널조사와 달리, 중위소득 60%미만의 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하여 빈곤 연구에 적합하다. 또한 조사를 매년 실시함에 따라 급변하는 사회 변화를 파악할 수 있다. 아울러 한국복지패널은 소득 및 지출수준이 통계청의 가계조사와 큰 차이가 없다는 점에서 소득 연구의 신뢰도가 있는 장점이 있다.

본 연구는 한국복지패널 14차 년도에 만 65세 이상의 노인을 선별하여 추출하였다. 노인의 연령을 만 65세 이상으로 둔 이유는, 노인복지법에서 만 65세 이상을 노인으로 규정하고 있고, 기초연금 수급이 만 65세부터 가능하기 때문이다. 한편 노인 가구전체가 아닌 노인 가구주만을 선별한 이유는 배우자의 경우, 본인이 수급자가 아니더라도 가구 수급의 영향을 받아 정확한 제도적 특성을 반영하기 어렵기 때문이다.

이에 따라 2018년부터 2020년까지 추적되어 최종 분석된 가구주의 사례 수는 3,777명이다.

2. 변수설명

1) 종속변수: 생활만족도

본 연구는 종속변수로 생활만족도로 둔다. 생활만족도는 건강만족도, 가족의 수입 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도의 합으로 제시되어있다. 각 문항은 5점 척도로 구성되어 있고, 점수가 높을수록 생활만족도는 높다고 볼 수 있다.

2) 독립변수: 사회서비스

본 연구의 독립변수는 사회서비스로, 3가지 방법에 따라 세부 구성사항은 바뀐다. 첫 번째 방법은 사회서비스 요소인 노인무료 급식, 물품지원, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스,

이동편의서비스, 주야간보호서비스, 노인일자리사업, 사회교육서비스 중 하나라도 경험한 경우, '1'로 두었고 이러한 사회서비스들은 한 번도 경험하지 않을 경우 '0'으로 두었다. 두 번째 방법은 개별 사회서비스들을 독립변수로 두어, 각각의 사회서비스를 이용한 경우 '1', 이용하지 않은 경우 '0'으로 두어 측정하는 것이다. 마지막 방법은 이러한 사회서비스들의 경험 횟수로, 연속형 변수로 측정하였다.

3) 통제변수

본 연구의 통제변수는 선행연구 결과에 따라 인구사회학적 요인, 경제적 요인, 신체건강, 심리건강 요인으로 구성한다. 인구사회학적 요인엔 성별, 연령, 지역, 교육수준, 배우자여부, 가구원 수가 해당한다. 성별은 남성을 '1', 여성을 '0'으로 구성하였고, 연령은 가구주의 출생연도에서 기준연도를 차감하였다. 거주 지역은 중소도시를 '1', 농어촌을 '2', 대도시를 '0'으로 두었고, 교육수준은 중학교 졸업 이상을 '1', 초등학교 졸업 이하를 '0'으로 두었으며, 현재 배우자가 있을 경우 '1', 배우자와 별거하거나 이혼 및 사별했을 경우 '0'으로 처리하였다. 가구원 수는 연속형 변수로 투입하였다.

경제적 요인에는 자산, 사적이전소득, 공적이전소득이다. 자산은 소유부동산, 점유부동산, 금융자산, 농기계, 농축산물, 자동차가격, 기타자산을 합산한 연속형 변수로 측정하였다. 사적이전소득은 부모나 자녀로부터 받은 보조금, 민간보험, 기타 민간보조금의 합산액이며 연속형 변수로 활용하였다. 공적이전소득은 사회보험급여, 맞춤형급여, 기타정부보조금, 지방보조금의 합산액이며 연속형 변수로 활용하였다.

신체건강요인엔 주관적 건강상태와 장애여부가 해당한다. 주관적 건강상태는 건강을 보통~매우 좋음이라고 응답할 경우 '1', 안 좋음~매우 안 좋음이라고 응답할 경우 '0'으로 처리하였다. 장애여부는 장애가 있을 경우 '1', 없을 경우 '0'으로 두었다.

심리건강 요인에는 자아존중감과 우울이 있다. 자아존중감은 총 10문항의 4점 척도로 구성되어 있고 역문항(5문항)을 변환하고 합하였다. 우울은 총 11문항의 4점 척도로 구성되어 있고 역점문항(2문항)을 변환하고 합하여 계산하였다. 두 변수 모두 연속형 변수로 활용하였다.

<표 2> 변수구성

	변수명	세부사항
종속변수	생활만족도	건강만족도, 가족의 수입 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도 1점(매우 불만족)~5점(매우 만족)
독립변수	노인무료 급식 경험여부	노인무료 급식 경험 있음 1, 노인무료 급식 경험 없음 0
	물품지원 경험여부	물품지원 경험 있음 1, 물품지원 경험 없음 0
	가정봉사서비스 경험여부	가정봉사서비스 경험 있음 1, 가정봉사서비스 경험 없음 0
	식사배달서비스 경험여부	식사배달서비스 경험 있음 1, 식사배달서비스 경험 없음 0
	방문가정간호 간병 목욕 서비스 경험 여부	방문가정간호간병 목욕 경험 있음 1, 방문가정간호간병 목욕 경험 없음 0
	이동편의서비스 경험여부	이동편의서비스 경험 있음 1, 이동편의서비스 경험 없음 0
	주야간보호서비스 경험여부	주야간보호서비스 경험 있음 1, 주야간보호서비스 경험 없음 0

변수명		세부사항	
	노인일자리사업 경험여부	노인일자리사업 경험 있음 1, 노인일자리사업 경험 없음 0	
	사회교육서비스경험여부	사회교육서비스 경험 있음 1, 사회교육서비스 경험 없음 0	
	사회서비스 총횟수	노인무료 급식, 물품지원, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스, 이동편의서비스, 주야간보호서비스, 노인일자리사업, 사회교육서비스 중 이용한 횟수	
	사회서비스 경험 여부	노인무료 급식, 물품지원, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스, 이동편의서비스, 주야간보호서비스, 노인일자리사업, 사회교육서비스 중 하나라도 경험 있음 1, 경험 없음 0	
통제변수	인구사회학적 요인	성별	남 1, 여 0
		연령	단위(세)
		지역	중소도시 1, 농어촌 2, 대도시 0
		교육수준	중졸 이상 1, 중졸 미만 0
		배우자	배우자 있음 1, 기타(이혼, 사별, 별거, 비해당) 0
		가구원 수	단위(명)
	경제적 요인	자산	log(총 자산)
		사적이전소득	log(사적이전소득)
		공적이전소득	log(공적이전소득)
	신체건강 요인	주관적 건강상태	건강 보통 ~ 건강 매우 좋음, 1 건강 안 좋음 ~ 매우 안 좋음, 0
		장애	있음 1, 없음 0
	정신건강요인	자아존중감	총 10문항, 1점(대체로 그렇지 않다)~4점(항상 그렇다)
우울		총 11문항, 1점(극히 드물다)~4점(대부분 그랬다)	

3. 자료분석방법

본 연구는 사회서비스와 생활만족도와의 관계를 도출하고자 패널회귀분석을 실시하였다. 패널회귀분석은 오차항을 어느 방식으로 가정할 지에 따라 확률효과와 고정효과 중 결정하여 추정한다. 이는 오차항을 2개로 설정하여 아래와 같은 식으로 진행한다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

여기서 고정효과모형은 오차항 u_i 를 추정해야 할 모수로 간주하지만, 확률효과 모형은 오차항 u_i 를 확률변수로 가정한다. 한편 고정효과 모형은 개인 내 (within) 변량만 추정이 가능하지만, 확률효과 모형은 분석에서 개인들 간의(between) 변량은 고려하지 못하는 한계가 있다. 또한 패널 개체의 수가 많고 패널 그룹별 시계열 관측개체 수가 적은 경우엔 고정효과 모형보다 확률효과가 타당하다(민인식·최필선, 2019). 이에 따라 본 연구는 변화가 없는 사례도 포함하며, 노인 전체를 대상으로 분석할 수 있는(권혁창, 2021) 확률효과 모형을 활용하였다. 분석을 위해 통계패키지 STATA 14.0을 활용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

본 연구의 대상자는 14차년도 만 65세 이상이며, 이들의 일반적 특성은 <표 3>과 같다. 첫째, 성별은 남성(35.6%)보다 여성(64.4%)이 많은 것으로 나타났다. 연령은 평균 76.0세이고, 지역은 대도시(37.1%), 중소도시(34.0%), 농어촌(28.9%) 순으로 제시되어있다. 교육수준은 중졸미만(59.3%)이 중졸이상(40.7%)보다 많고, 배우자는 있는 노인(57.5%)이 없는 노인(42.6%)보다 많은 것으로 나타났으며, 가구원 수는 평균 1.87명이다. 자산은 연평균 16152.7만원이고, 사적이전소득은 연평균 487.2만원, 공적이전소득은 연평균 858만원이다. 주관적 건강상태는 보통이상으로 응답한 자(58.6%)가 보통미만으로 응답한 자(41.4%)보다 많고, 장애는 없는 노인(84.4%)이 있는 노인(15.6%)보다 많은 것으로 나타났다. 자아존중감은 총합 40점 중 평균 29.9점이고, 우울은 총합 44점 중 평균 15.73점으로 나타났다. 대상자의 사회서비스 이용은 노인무료 급식, 물품지원, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스, 이동편의서비스, 주야간보호서비스, 노인일자리사업, 사회교육서비스가 해당한다. 노인무료 급식 경험자는 20.4%를 차지하고, 물품지원 서비스를 경험한 자는 18.1%, 가정봉사서비스 경험자는 7.4%, 식사배달서비스 경험자는 1.7%, 방문가정간호간병 목욕 서비스 경험자는 10.0%, 이동편의서비스는 1.5%, 주야간보호서비스는 0.67%, 노인일자리사업 경험자는 12.7%, 사회교육서비스경험자는 14.2%로 나타났다. 사회서비스를 한 번이라도 이용한 대상자는 52.9%로 나타났고, 사회서비스의 평균 이용 횟수는 1.8로 나타났다.

둘째, 대상자의 연령, 교육수준, 가구원 수, 자산, 공적이전소득, 주관적 건강상태, 자아존중감, 우울, 노인무료 급식 경험, 물품지원 경험, 식사배달서비스 경험, 방문가정간호 간병목욕 서비스 경험, 노인일자리사업 경험, 사회교육서비스 경험, 사회서비스 이용 횟수, 사회서비스 경험에 따라 거주 지역은 유의한 차이를 보였다. 평균연령은 농어촌 거주자(76.9세)가 대도시 거주자(75.4세)와 중소도시 거주자(75.9세)보다 높고, 교육수준은 대도시의 경우 고학력자가 많지만, 중소도시와 농어촌은 저학력자가 많은 것으로 나타났다. 가구원 수는 대도시(1.9명)와 중소도시(1.9명)의 거주자가 농어촌(1.8명) 거주자보다 많은 것으로 나타났다. 연평균 자산은 중소도시(18710.7만원)와 농어촌(18075.8만원) 거주자가 대도시(12360만원) 거주자보다 많고, 연평균 공적이전소득은 대도시(886만원)와 중소도시(898만원) 거주자가 농어촌(776.1만원) 거주자보다 많은 것으로 나타났다. 주관적 건강상태는 모든 지역에서 보통이상이라고 응답한 자가 많은 것으로 나타났고, 자아존중감은 중소도시 거주자(30.3점)가 대도시(29.4점)와 농어촌(29.8점) 거주자보다 높고, 우울은 농어촌 거주자(16.1점)가 중소도시 거주자(15.5점)보다 높은 것으로 나타났다. 노인무료 급식 경험은 농어촌(35.7%), 중소도시(19.7%), 대도시(9.1%) 순이고, 물품지원 경험자는 농어촌(21.5%), 대도시(18.0%), 중소도시(15.2%) 순이고, 식사배달서비스 경험자는 대도시(2.4%), 농어촌(1.5%), 중소도시(1.0%) 순이고, 방문가정간호 간병 목욕 서비스 경험자는 농어촌(19.9%), 중소도시(6.5%), 대도시(5.6%) 순이고, 노인일자리사업 경험자는 농어촌(14.3%), 중소도시(13.5%), 대도시(10.7%) 순이고, 사회교육서비스 경험자는 농어촌(21.1%), 중소도시(16.0%), 대도시(7.1%) 순이고, 사회서비스 이용횟수는 농어촌(2.1회), 중소도시(1.8회), 대도시(1.6회) 순이며 사회서비스 경험은 농어촌(59.3%), 중소도시(45.5%), 대도시(39.1%) 순이다.

<표 3> 연구대상의 일반적 특성(N= 3,777)

(단위: n(%), m(sd))

변수	구분	14차 전체	집단유형			X2/F	Bonferroni
			대도시(a) (n=1,401)	중소도시(b) (n=1,284)	농어촌(c) (n=1,092)		
성별	남	1,343 (35.6)	512 (36.6)	460 (35.8)	371 (34.0)	1.83	
	여	2,434 (64.4)	889 (63.5)	824 (64.2)	721 (66.0)		
연령		76.0 (6.3)	75.4 (6.25)	75.9 (6.26)	76.9 (6.33)	19.0***	c>a, c>b
교육수준	중졸이상	1,538 (40.7)	731 (52.2)	514 (40.0)	293 (26.8)	163.70** *	
	중졸미만	2,239 (59.3)	670 (47.8)	770 (60.0)	799 (73.2)		
배우자	유	2,170 (57.5)	811 (57.9)	740 (57.6)	619 (56.7)	.39	
	무	1,607 (42.6)	590 (42.1)	544 (42.4)	473 (43.3)		
가구원 수		1.87 (.88)	1.90 (.86)	1.9 (.96)	1.8 (.79)	9.51***	a>c, b>c
자산		16152.7 (41569.9)	12360.0 (34406.8)	18610.7 (52963.4)	18075.8 (33720.2)	9.51***	b>a, c>a
사적이전소득		487.2 (522.8)	500.7 (565.8)	494.5 (535.4)	461.5 (443.9)	1.93	
공적이전소득		858.0 (835.9)	886.0 (873.3)	898.0 (918.3)	776.1 (663.9)	6.17**	a>c, b>c
주관적 건강상태	보통이상	2,213 (58.6)	805 (57.5)	814 (63.4)	594 (54.4)	20.88***	
	보통미만	1,564 (41.4)	596 (42.5)	470 (36.6)	498 (45.6)		
장애	유	588 (15.6)	217 (15.5)	1,081 (84.2)	924 (84.6)	.09	
	무	3,189 (84.4)	1,184 (84.5)	203 (15.8)	168 (15.4)		
자아존중감		29.85 (4.0)	29.4 (4.10)	30.3 (4.05)	29.8 (3.77)	15.3***	b>a, b>c
우울		15.73 (5.06)	15.6 (5.37)	15.5 (4.73)	16.1 (5.00)	4.84**	c>b
노인무료 급식 경험여부	유	771 (20.4)	128 (9.1)	253 (19.7)	390 (35.7)	267.43** *	
	무	3,006 (79.6)	1,273 (90.9)	1,031 (80.3)	702 (64.3)		
물품지원 경험여부	유	682 (18.1)	252 (18.0)	195 (15.2)	235 (21.5)	16.00***	
	무	3,095 (81.9)	1,149 (82.0)	1,089 (84.8)	857 (78.5)		
가정봉사서비스 경험여부	유	280 (7.4)	95 (6.8)	93 (7.2)	92 (8.4)	2.50	
	무	3,497 (92.6)	1,306 (93.2)	1,191 (92.8)	1,000 (91.6)		
식사배달서비스 경험여부	유	63 (1.7)	34 (2.4)	13 (1.0)	16 (1.5)	8.56*	
	무	3,714 (98.3)	1,367 (97.6)	1,271 (99.0)	1,076 (98.5)		
방문가정간호 간병 목욕 서비스 경험 여부	유	378 (10.0)	78 (5.6)	83 (6.5)	217 (19.9)	166.55** *	
	무	3,399 (90.0)	1,323 (94.4)	1,201 (93.5)	875 (80.1)		
이동편의서비스 경험여부	유	58 (1.5)	26 (1.9)	14 (1.1)	18 (1.7)	2.73	
	무	3,719 (98.5)	1,375 (98.1)	1,270 (98.9)	1,074 (98.4)		
주야간보호서비스 경험여부	유	25 (.67)	10 (.7)	7 (.6)	8 (.7)	.41	
	무	3,752 (99.3)	1,391 (99.3)	1,277 (99.5)	1,084 (99.3)		
노인일자리사업 경험여부	유	479 (12.7)	150 (10.7)	173 (13.5)	156 (14.3)	8.20*	
	무	3,298 (87.3)	1,251 (89.3)	1,111 (86.5)	936 (85.7)		
사회교육서비스경험여 부	유	535(14.2)	99 (7.1)	206 (16.0)	230 (21.1)	104.52** *	
	무	3,242 (85.8)	1,302 (92.9)	1,078 (84.0)	862 (78.9)		
사회서비스 이용 횟수		1.84 (1.06)	1.6 (.89)	1.8 (1.01)	2.1 (1.18)	94.1***	c>b>a
사회서비스 경험 여부	유	1,779 (52.9)	548 (39.1)	584 (45.5)	647 (59.3)	101.89** *	
	무	1,998 (47.1)	853 (60.9)	700 (54.5)	445(40.8)		

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

2. 주요변수의 상관관계

사회서비스와 노인의 생활만족도의 상관관계는 <표 4>와 같다. 무료급식을 제외하곤 대부분의 사회서비스는 적어도 한 차례이상 통계적으로 유의한 것으로 제시되었다. 물품지원 경험, 가정봉사서비스 경험, 식사배달서비스, 방문가정간호 간병 목욕 서비스, 이동편의서비스, 주야간보호서비스는 노인의 생활 만족도와 부정적으로 연관되어 있고, 무료급식, 노인일자리사업 사회교육서비스는 생활만족도와 긍정적으로 연관된 것으로 나타났다. 한편 사회서비스 경험 여부 및 사회서비스 이용횟수가 생활만족도와 부정적으로 연관된 것은, 사회서비스가 개선될 여지가 있다는 점을 시사한다.

<표 4> 주요 변수간의 상관분석 결과

	생활만족도 14차	생활만족도 15차	생활만족도 16차
노인무료 급식 경험여부	.01	.02	.03
물품지원 경험여부	-.19***	-.20***	-.20***
가정봉사서비스 경험여부	-.14***	-.18***	-.20***
식사배달서비스 경험여부	-.10***	-.14***	-.1***
방문가정간호 간병 목욕 서비스 경험 여부	-.001***	-.01	-.11***
이동편의서비스 경험여부	-.07***	-.10***	-.11***
주야간보호서비스 경험여부	-.01	-.03	-.05**
노인일자리사업 경험여부	.05**	.03	.03*
사회교육서비스경험여부	.12***	.09***	.05**
사회서비스 경험 여부	-.08***	-.08***	-.05**
사회서비스 이용횟수	-.13***	-.17***	-.25***

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

3. 패널회귀분석 결과

사회서비스 이용여부와 노인의 생활만족도에 관한 패널회귀분석 결과는 <표 5>와 같다. 인구사회학적, 경제적, 신체건강, 심리건강 요인을 통제하더라도 사회서비스 이용여부와 생활만족도는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 사회서비스가 노인의 생활만족도에 미치는 효과성이 미흡하다는 연구(오정숙, 2019)와 맥이 같다. 하지만 거주 지역을 하위집단으로 분석한 결과, 다른 지역과 달리 농어촌에선 사회서비스를 이용하는 노인이 이용하지 않은 노인에 비해 생활만족도가 높은 것으로 나타났다. 즉 농어촌 지역에서 실시하는 사회서비스는 노인의 생활만족도를 향상하는 것이다. 이는 대도시에 거주하는 독거노인의 경우 복합적 욕구가 낮은 것으로 나타난 결과(이정은 외, 2021)와 이어진다고 볼 수 있다.

<표 5> 패널회귀분석 결과: 사회서비스 이용여부와 생활만족도

변수		지역구분		전체		대도시		중소도시		농어촌	
		Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z		
독립변수	사회서비스 이용여부	.002	.24	-.02	-1.24	-.01	-1.05	.04	2.93**		
통제변수	성별	-.03	-3.23**	-.004	-.25	-.05	-3.01**	-.05	-2.5*		
	연령	.003	3.62***	.002	1.84	.004	3.03**	.002	1.36		
	지역	중소도시	.02	1.76							
		농어촌	.01	.64							
	교육수준	.05	4.88***	.04	2.62**	.08	5.09***	.007	.4		
	배우자	-.03	-2.96**	-.04	-1.94	-.04	-2.47*	-.011	-.56		
	가구원 수	-.02	-4.42***	-.02	-1.7	-.03	-3.16**	-.03	-2.98**		
	자산	.026	14.54***	.02	7.4***	.03	9.84***	.03	7.35***		
	사적이전소득	.021	7.21***	.02	3.85***	.02	3.65***	.03	5.52***		
	공적이전소득	.01	3.34**	.01	2.37*	.01	1.92	.02	2.02*		
	주관적 건강상태	.15	19.8***	.16	12.25***	.15	11.69***	.14	10.69***		
	장애	-.02	-1.73	-.02	-1.29	-.02	-.99	-.01	-.28		
	우울	-.02	-26.69***	-.02	-14.75***	-.02	-16.4***	-.02	-15.06***		
자이존중감	.04	36.83***	.04	21.17***	.04	23.61***	.04	18.72***			
cons		1.90	24.93***	1.90	14.95***	1.83	14.07***	1.97	13.59***		
Number of obs.		11,331		4,216		3,838		3,277			
Number of groups		3,777		1,429		1,303		1,097			
R2	within	.1682		.1472		.1674		.2003			
	between	.5959		.5945		.6262		.5469			
	overall	.4302		.4423		.4480		.3977			

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음은 사회서비스를 개별적으로 볼 경우, 생활만족도와 관계에 대한 분석결과는 <표 6>과 같다. 인구사회학적, 경제적, 신체건강, 심리건강 요인을 통제하더라도, 개별 사회서비스들 중 물품지원, 가정봉사 서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스, 사회교육서비스는 생활만족도와 유의한 것으로 나타났다. 즉 물품지원, 가정봉사 서비스는 생활만족도와 부적으로 연관되어 있고, 방문가정 간호 간병 목욕과 사회교육서비스는 생활만족도와 정적인 것으로 나타났다. 이는 사회교육서비스와 방문가정 간호 간병 목욕 서비스가 노인의 생활만족도를 높인다는 기존 연구결과(김정훈, 2018)와 일치한다. 다만 노인일자리지원 사업이 생활만족도와 유의하지 않은 결과가 제시된 점은 기존 결과(김정훈, 2018)와 차이가 있다고 볼 수 있다. 이는 분석자료 시점이 달라졌다는 점에서 최근 노인일자리지원 사업의 효과성이 감소할 여지가 있는 것으로 판단된다.

거주지역의 하위집단별로 분석하면, 대도시와 중소도시 거주자들은 물품지원 서비스 이용이 생활만족도를 낮추는 것으로 제시되지만, 농어촌 거주자에게는 유의하지 않은 것으로 제시된다. 가정봉사 서비스 이용은 대도시 거주자에게 한하여 생활만족도를 낮추는 것으로 나타났다. 한편 방문가정 간호 간병 목욕 서비스 경험은 중소도시와 농어촌 거주자에 대해 생활만족도를 높이는 것으로 나타났고, 사회교육서비스 이용은 지역과 관계없이 생활만족도를 높이는 것으로 나타났다. 비록 노인무료 급식과 노인일자리사업 경험은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났지만, 지역별 하위집단 분석을 한 결과에선 유의한 결과가 도출되었다. 노인무료 급식의 경우, 대도시 거주자들에 한해 생활만족도를 높이는 것으로 나타났고, 노인일자리사업의 경우 중소도시와 농어촌 거주자들에 한해 생활만족도를 높이는 것으로 제시되었다. 결과적으로 각 사회서비스 이용별 노인의 생활만족도에 미치는 영향은 상이하고, 지역별로도 다르게 나타난다고 볼 수 있다.

<표 6> 패널회귀분석 결과: 개별 사회서비스와 생활만족도

변수	지역구분	전체		대도시		중소도시		농어촌		
		Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z	
독립변수	노인무료 급식 경험여부	.02	1.58	.06	2.2*	.001	.06	.02	.87	
	물품지원 경험여부	-.045	-4.05***	-.043	-2.2*	-.06	-2.79**	-.037	-1.95	
	가정봉사서비스 경험여부	-.034	-2.56*	-.046	-1.98*	-.04	-1.67	-.015	-.7	
	식사배달서비스 경험여부	-.012	-.46	.035	.97	-.09	-1.71	-.052	-.98	
	방문가정간호 간병 목록 서비스 경험 여부	.042	2.76**	.010	.34	.08	2.68**	.044	2.0*	
	이동편의서비스 경험여부	-.022	-.77	.005	.1	-.05	-.96	-.028	-.57	
	주야간보호서비스 경험여부	-.013	-.35	.020	.3	-.11	-1.68	.068	.99	
	노인일자리아업 경험여부	.020	1.9	-.028	-1.44	.04	2.2*	.056	3.1**	
	사회교육서비스경 험여부	.095	7.26***	.148	5.32***	.102	4.8***	.063	3.06***	
통제변수	성별	-.028	-2.9***	-.003	-.21	-.043	-2.61**	-.038	-2.1*	
	연령	.002	3.49***	.002	1.74	.003	2.69**	.002	1.51	
	지역	중소도시	.01	.9***						
		농어촌	-.01	-.73***						
	교육수준	.05	5.39***	.04	2.79**	.086	5.4***	.011	.6	
	배우자	-.04	-3.62***	-.04	-2.04*	-.056	-3.24**	-.022	-1.15	
	가구원 수	-.03	-4.51***	-.02	-1.78	-.03	-3.06**	-.034	-3.01**	
	자산	.02	13.49***	.02	7.19***	.03	9.15***	.024	6.82***	
	사적이전소득	.02	6.33***	.01	3.25**	.02	3.19**	.03	5.19***	
	공적이전소득	.02	4.45***	.02	2.92**	.02	2.54*	.02	2.6**	
	주관적 건강상태	.15	19.87***	.16	12.37***	.15	11.59***	.14	10.69***	
	장애	-.01	-1.26	-.02	-.91	-.02	-.9	.00	-.03	
	우울	-.02	-26.2***	-.02	-14.36***	-.02	-16.17***	-.02	-14.65***	
	자아존중감	.04	36.09***	.04	21.06***	.04	23.23***	.04	17.96***	
cons	1.93	25.25***	1.90	14.93***	1.87	14.47***	1.98	13.56***		
Number of obs.		11,331		4,216		3,838		3,277		
Number of groups		3,777		1,429		1,303		1,097		
R2	within	.1731		.1530		.1736		.2037		
	between	.6003		.6025		.6338		.5520		
	overall	.4367		.4503		.4578		.4043		

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음은 사회서비스 이용횟수와 생활만족도의 관계에 대한 분석결과이다(<표 7> 참조). 인구사회학적, 경제적, 신체건강, 심리건강 요인을 통제하더라도, 사회서비스 이용이 많을수록 생활만족도는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 기존 연구결과(장신재, 2018; 안은선, 송순만, 2017; 김명일 외, 2019; 김정훈, 2018)와 궤를 같이 한다. 다만 지역별 하위집단 분석을 한 결과, 중소도시와 농어촌 거주자는 사회서비스 이용횟수와 생활만족도가 정적으로 연관되어 있지만, 대도시 거주자는 사회서비스 이용횟수와 생활만족도가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 대도시보다 중소도시와 농어촌에서 사회서비스 이용이 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석된다.

<표 7> 패널회귀분석 결과: 사회서비스 이용횟수와 생활만족도의 관계

변수		지역구분		전체		대도시		중소도시		농어촌		
		Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z	Coef.	z			
독립변수	사회서비스 이용횟수	.01	3.99***	.01	.9	.01	2.14*	.02	3.52***			
통제변수	성별	-.03	-3.17**	-.003	-.18	-.05	-2.97**	-.045	-2.47*			
	연령	.002	3.26**	.002	1.59	.003	2.67**	.002	1.37			
	지역	중소도시	.02	1.62								
		농어촌	.002	.17								
	교육수준	.05	5.2***	.042	2.72**	.086	5.38***	.008	.43			
	배우자	-.03	-2.92**	-.034	-1.85	-.043	-2.5*	-.011	-.56			
	가구원 수	-.02	-4.25***	-.02	-1.62	-.03	-2.93**	-.034	-2.96**			
	자산	.03	15***	.02	7.79***	.03	1.18***	.025	7.36***			
	사적이전소득	.02	7.23***	.02	3.92***	.02	3.64***	.032	5.5***			
	공적이전소득	.01	3.2**	.01	2.16*	.01	1.8	.018	2.05*			
	주관적 건강상태	.15	2.05***	.16	12.33***	.15	11.85***	.14	10.8***			
	장애	-.02	-1.95	-.03	-1.47	-.02	-1.17	-.01	-.32			
	우울	-.02	-26.83***	-.02	-14.85***	-.02	-16.56***	-.02	-14.96***			
자아존중감	.04	36.84***	.04	21.21***	.04	23.53***	.04	18.75***				
cons		1.91	25.05***	1.90	15.0***	1.85	14.2***	1.96	13.57***			
Number of obs.		11,331		4,216		3,838		3,277				
Number of groups		3,777		1,429		1,303		1,097				
R2	within	.1696		.1477		.1692		.2010				
	between	.5970		.5950		.6264		.5474				
	overall	.4311		.4423		.4484		.3984				

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

제5절 결론

본 연구는 사회서비스 이용과 노인의 생활만족도의 관계를 거주지역을 중심으로 분석하는 것을 목적으로 하였다. 본 연구의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 사회서비스 이용여부와 노인의 생활만족도에 관한 패널회귀분석 결과, 사회서비스 이용여부와 생활만족도의 관계는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 하지만 거주 지역을 하위집단으로 분석한 결과, 다른 지역과 달리 농어촌에선 사회서비스를 이용하는 노인이 이용하지 않은 노인에 비해 생활만족도가 높은 것으로 나타났다.

둘째, 개별 사회서비스와 노인의 생활만족도와의 관계는 서비스별 차이가 있는 것으로 나타났다. 개별 사회서비스들 중 물품지원, 가정봉사서비스, 방문가정간호간병목욕 서비스, 사회교육서비스는 노인의 생활만족도와 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 물품지원, 가정봉사 서비스는 생활만족도와 부적으로 연관되어 있고, 방문가정 간호 간병 목욕과 사회교육서비스는 생활만족도와 정적인 것으로 나타났다. 거주지역별로 분석하면, 대도시와 중소도시 거주자들은 물품지원 서비스 이용이 생활만족도를 낮추는 것으로 제시되지만, 농어촌 거주자에게는 유의하지 않은 것으로 제시된다. 가정봉사 서비스 이용은 대도시 거주자에게 한하여 생활만족도를 낮추는 것으로 나타났다. 한편 방문가정 간호 간병 목욕 서비스 경험은 중소도시와 농어촌 거주자에 대해 생활만족도를 높이는 것으로 나타났고, 사회교육서비스 이용은 지역과 관계없이 생

활만족도를 높이는 것으로 나타났다. 그리고 노인무료 급식의 경우, 대도시 거주자들에 한해 생활만족도를 높이는 것으로 나타났고, 노인일자리사업의 경우 중소도시와 농어촌 거주자들에 한해 생활만족도를 높이는 것으로 제시되었다. 결과적으로 개별 사회서비스가 이용 노인의 생활만족도에 미치는 영향은 서비스별로 상이하고, 지역별로도 다르게 나타난다고 볼 수 있다.

셋째, 사회서비스 이용이 많을수록 노인의 생활만족도는 증가하는 것으로 나타났다. 다만 지역별 하위 집단 분석결과, 중소도시와 농어촌 거주자는 사회서비스 이용횟수와 생활만족도가 정적으로 연관되어 있지만, 대도시 거주자는 사회서비스 이용횟수와 생활만족도가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이러한 분석결과를 토대로 본 연구의 정책적 함의를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 사회서비스의 효과가 지역별로 상이하게 나타났다는 본 연구의 분석결과는 거주지역별 노인의 욕구에 적합한 사회서비스 개발이 필요하다는 점을 시사한다. 특히 방문가정 간호 간병 목욕 서비스와 노인일자리 사업은 중소도시와 농어촌 거주 노인들에게 필요한 사회서비스로 볼 수 있고, 노인무료 급식의 경우, 대도시 거주 노인들에게 필요한 사회서비스라고 할 수 있다. 둘째, 사회교육서비스 이용은 지역과 관계없이 노인의 생활만족도를 높이는 것으로 나타났으므로, 지역에 상관없이 사회교육서비스가 노인들에게 제공되는 것이 타당하다고 할 수 있다.

본 연구는 기존연구에서 간과했던 거주지역을 중심으로 노인 대상의 사회서비스의 효과를 검증했다는 점에서 정책적 의미가 있다고 할 수 있다. 그리고 사회서비스를 다양하게 조작적으로 정의해서 노인 대상 사회서비스의 효과를 생활만족도 차원에서 살펴보았다는 점에서, 그리고 패널자료를 활용해서 연구대상자의 눈에 보이지 않는 특성을 통제하고 사회서비스와 노인의 생활만족도의 관계를 분석했다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다고 하겠다.

참고문헌

- 김은나. 2017. “노년기 근린환경 유형과 삶의 만족에 관한 연구”. 『한국노년학』, 37(3), 669-686.
- 권혁창. 2021. “노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구-지역별 비교”. 『사회복지정책』, 48(1), 39-62.
- 권혁창·조혜정. 2019. “노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구”. 『보건사회연구』, 39(2), 160-191.
- 김명일·이은진·김준표. 2019. “노인의 사회복지서비스 이용 수준과 삶의 만족과의 관계: 우울과 주관적 건강수준의 다중 매개효과 검증”. 『사회과학연구』, 30(2), 141-161.
- 김윤영·이석환. 2020. “농어촌 취약계층의 사회서비스 수요탐색과 정책함의”. 『한국콘텐츠학회논문지』, 20(12), 332-345.
- 김윤찬. 2019. “지역사회서비스 제공 전·후 노인의 삶의 질과 우울 비교 연구: 지역사회서비스 투자사업을 중심으로”. 『지방정부연구』, 23(1), 417-435.
- 김은정. 2020. “사회서비스 선택가능성과 접근성이 서비스 효과성에 미치는 영향: 사회서비스 유형별 차이를 중심으로”. 『지방행정연구』, 34(4), 213-238.
- 김정훈. 2018. “노인복지서비스가 노후 삶의 질에 미친 영향 분석-한국복지패널의 패널 서열형 프로빗 모형 추정”. 『한국정책학회보』, 27(3), 181-202.
- 민인식·최필선. 2019. 『STATA 패널데이터 분석』. 서울: 한국 STATA 학회.
- 안은선·송순만. 2017. “저소득층 노인의 복지서비스 이용 경험이 삶의 만족도에 미치는 영향 - 가족갈등과 우울의 매개효과를 중심으로”. 『디지털융복합연구』, 15(10), 9-18.
- 오정숙. 2019. “노인의 사회복지서비스가 사회활동과 자아통합감을 매개하여 삶의 만족도에 미치는 영향”. 『사회과학연구』, 30(1), 87-111.
- 이정은·류진아·하태정·오다은. 2021. “독거노인의 사회서비스 욕구 유형 및 특성에 관한 연구”. 『사회과학연구』, 32(3), 195-214.
- 장신재. 2018. “노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인에 대한 구조방정식모형-사회서비스 이용, 우울, 자존감을 중심으로”. 『대한고령친화산업학회지』, 10(2), 65-74.
- 통계청. 2021. 『장래인구추계』. 국가통계포털 <https://kosis.kr>에서 2021.7.25. 인출.
- 황명주·백학영. 2020. “노인가구유형과 소득수준에 따른 사회서비스 이용경험의 차이와 사회서비스 이용 경험 영향요인 분석”. 『인문사회 21』, 11(5), 2287-2300.
- Ballas, D., and Dorling, D, “The geography of happiness”, *The Oxford handbook of happiness*, 54, 2013. 465-481.
- Makai, P., Brouwer, W. B., Koopmanschap, M. A., Stolk, E. A., & Nieboer, A. P. “Quality of life

instruments for economic evaluations in health and social care for older people: a systematic review", *Social science and medicine*, 102, 2014, 83-93.

Tomaney, J. "Region and place III: Well-being", *Progress in Human Geography*, 41(1), 2017, 99-107.

[제1주제]

아 동

-
1. 고등학생의 학업스트레스와 삶의 만족도: 심리사회적 학교 환경의 매개 효과
 2. 다차원적 빈곤이 아동발달에 미치는 영향
 3. 아동·청소년기 중요타인과의 사회적 관계가 학업성취 및 학교적응에 미치는 효과 종단분석

고등학생의 학업스트레스와 삶의 만족도: 심리사회적 학교 환경의 매개 효과

Academic Stress and Life Satisfaction in High School Students: Mediating Effects of the Psychosocial School Environment

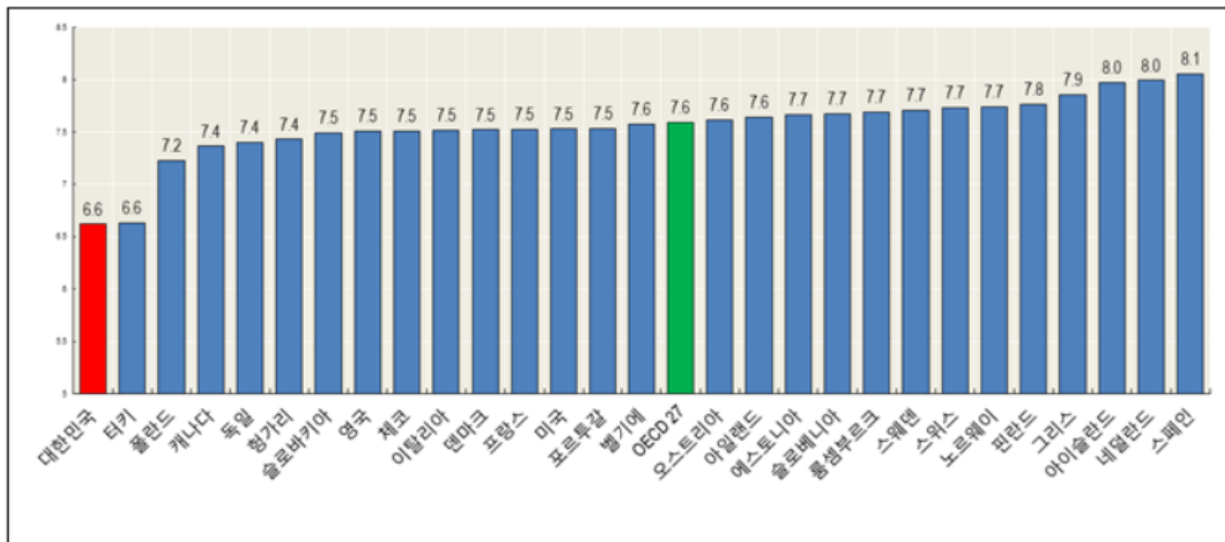
이상정(한국보건사회연구원 부연구위원)

김지민(한국보건사회연구원 전문연구원)

제1절 서론

우리나라 아동정책기본계획의 비전은 “아동이 행복한 나라”이며, 주요 목표 중의 하나는 ‘아동이 현재 행복을 누릴 수 있는 환경 조성’이다(『제2차 아동정책기본계획(‘20~’24)』, 관계부처합동). 이러한 아동정책의 계획과 목표는 우리나라 아동의 행복도가 다른 나라 아동에 비해 현저히 낮다는 실태조사 결과에 기반한 것이다. 2018년도 아동종합실태조사 결과에 의하면(류정희 외, 2019), 우리나라 아동의 삶의 만족도는 6.6점으로 OECD 회원국 27개 국가 아동의 평균 삶의 만족도 7.6점(10점 만점)에 미치지 못하며, OECD 국가들 중 최하위권에 속하는 수준이다¹⁾.

[그림 1] OECD 국가 아동 행복도 비교 결과



자료: 류정희 외. (2019). 아동종합실태조사. p.543.

원자료: OECD(2015). How's Life? 2015: Measuring Well-Being. OECD

1) 류정희 외(2019)는 OECD(2015)의 How's Life에 제시된 아동 행복도의 결과에 아동종합실태조사 결과를 대입하여 국가간 비교 결과를 제시함.

학자들은 우리나라 아동의 삶의 만족도가 낮은 것은 과도한 학습 부담과 끊임없이 비교하는 환경이 그 원인이라고 지적하고 있다²⁾. 최근의 한 연구에서도 부모의 성취를 강요하는 양육태도가 아동의 학업 스트레스를 증가시켜 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 보고하고 있다(이의빈, 김지원, 2022). 우리나라 아동의 학업 스트레스는 세계 최고 수준이라고 해도 과언이 아니다(김미숙, 2015). 2018년도 아동 종합실태조사에서도 우리나라 아동의 스트레스 인지율은 65.4%로 10명 중 약 6~7명이 평상시 스트레스를 조금이라도 느끼고 있으며, 이 중 65%는 숙제나 시험 때문에, 56%는 성적 때문에 부모님으로부터 스트레스를 받는다고 응답했다(류정희 외, 2019). 학업 스트레스가 우리나라 아동의 삶의 만족도를 감소시키는 주요한 요인으로 작용하고 있는 것이다(강신영, 문혁준, 2021; 이의빈, 김지원, 2022; 함영주, 2020).

한편, 연령이 높을수록 숙제나 시험, 성적 때문에 스트레스를 받는 비율이 더 높게 나타나고(류정희 외, 2019), 고등학생이 중학생에 비해 학업 스트레스 수준이 높은 것으로 보고되고 있다(함영주, 2020). 고등학교 졸업자의 71.5%가 대학교에 진학하는 우리나라 현실을 고려할 때³⁾, 대부분의 고등학생이 성적과 입시로 인한 스트레스를 경험하는 것은 새로운 사실이 아닐 것이다. 우리나라 고등학생은 하루 24시간 중 적게는 10시간, 많게는 12시간 이상을 학교에서 사용한다⁴⁾. 이 중 대부분의 시간이 수업과 야간 보충·자율 학습 등 학습시간으로 사용되어 학업 스트레스를 유발하고, 신체적·정신적 건강에 부정적인 영향을 미친다⁵⁾. 즉, 우리나라 고등학생의 학업 스트레스를 낮춰 삶의 만족도 수준을 높이는데 있어 학교라는 환경은 매우 중요하다.

관련하여 학업 스트레스가 학교생활 적응에 부정적인 영향을 미치고(김기순, 신선순, 2011; 김수진, 김순혜; 2015; 김정현, 김성벽, 정인경, 2014), 학교생활 만족도가 높을수록 삶의 만족도 수준도 높다(김은혜, Cui Lina, 노충래, 2019; 신종우, 정현숙, 2021)는 연구 결과는 지속적으로 보고되고 있다. 그러나 학업 스트레스와 삶의 만족도 관계에 있어 학교 환경의 영향에 관한 연구는 찾아 볼 수 없다. 따라서 본 연구는 학업 부담이 가장 크게 나타나는 고등학생을 대상으로 이들의 학업 스트레스와 삶의 만족도에 학교 환경이 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 고등학생의 학업 스트레스와 삶의 만족도 관계에 있어 학교 환경의 매개 효과를 검증해 봄으로써 고등학생의 삶의 질을 높이는데 있어 학교 환경의 중요성을 부각시키고, 궁극적으로 우리나라 고등학생의 삶의 질 개선을 위한 학교의 역할과 기능을 논의하고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. 학업 스트레스와 삶의 만족도

학업 스트레스와 삶의 만족도의 연관성은 많은 연구들에 의해 보고되어 왔다. 우리나라 아동·청소년 대상 연구들은 학업 스트레스 수준이 높아지면, 삶의 만족도 수준은 낮아지는 부적 관계를 보고하고 있다. 한국아동패널을 활용하여 만 10세 아동 대상 연구를 수행한 이의빈과 김지원(2022), 경기 지역 고등학생을

2) 우리나라 아동은 행복할까? "OECD 35개국 중 31위... 과도한 학습과 비교가 문제"

<https://www.ibabynews.com/news/articleView.html?idxno=96026>(2022년 9월2일 인출)

3) e-나라지표. 취학률 및 진학률. https://index.go.kr/potal/main/EachDtPageDetail.do?idx_cd=1520(2022년 9월 2일 인출).

4) 인문계고교생 12시간 학교에서 보내...수면 6시간 미만. <https://www.yna.co.kr/view/AKR20150826156400004>(2022년 9월 2일 인출).

5) 인문계고교생 12시간 학교에서 보내...수면 6시간 미만. <https://www.yna.co.kr/view/AKR20150826156400004>(2022년 9월 2일 인출).

대상으로 수행한 조소희(2019), 청소년참여대회 참가 청소년을 대상으로 설문조사를 수행한 김남정과 임영식(2012) 모두 학업 스트레스는 아동·청소년의 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미친다고 보고하고 있다. 정고운과 서수균(2016)도 소도시 고등학생 대상 연구에서 학업스트레스와 삶의 만족도 간 부적 영향관계를 밝힌바 있다. 이 밖에 삶의 만족도와 유사한 개념인 아동·청소년의 심리적 안녕감(노충래, 김설희, 2012; Yoo, Kahng, & Kim, 2017)과 행복감(김선아, 2020; 서종수, 2018; 장유진, 이승연, 송지훈, 홍세희, 2020; 황정희, 곽현석, 2019)과도 학업 스트레스는 유의미한 관련성을 나타내고 있어, 선행 연구들은 학업 스트레스와 아동·청소년의 삶의 만족도 간 부적 상관성을 지지하고 있다.

2. 학업스트레스와 심리사회적 학교 환경

대부분의 선행연구에서 학업 스트레스는 학교생활 적응 수준에 부정적 영향을 미치는 요인으로 보고되고 있다. 김정현과 동료들(2014)은 경기 지역 중학생 대상 연구에서 청소년의 학업 스트레스 중 공부로 인한 스트레스 수준이 가장 높았고, 스트레스 수준이 높을수록 학교생활 적응 수준이 낮은 것으로 보고하고 있으며, 역시 경기 지역 중학생 대상 연구를 수행한 김명식(2009)은 학업, 교사, 친구관계 스트레스를 학교 적응의 부적 영향 요인으로 밝힌 가운데, 그 중에서도 학업 스트레스의 영향력이 가장 크다고 보고하였다. 김수진과 김순혜(2015)는 초등학교 학생 대상 연구에서 유사한 결과를 보고하고 있다. 학년이 높을수록 학업 스트레스 수준이 높고, 그에 반해 학교생활적응 수준은 낮았다. 즉, 학업 스트레스 수준이 높을수록 학교생활적응 수준이 낮아지는 것이다(김수진, 김순혜, 2015). 한편, 중·고등학교 대상 연구를 수행한 김선아(2020)는 학업 스트레스가 높을수록 학교생활적응도가 높아진다는 기존 연구와의 상반된 결과를 제시하며 후속 연구의 필요성을 제시하였다.

3. 심리사회적 학교 환경과 삶의 만족도

환경은 물리적, 지리적 환경을 넘어 개인이 지각하여 심리적 환경이 될 때 개인의 행동에 영향을 미치며, 보다 중요한 의미를 가진다(박현선, 1999, 재인용). 즉, 학교라는 환경 또한 아동·청소년이 주관적으로 지각하는 심리사회적 영역이 청소년의 발달과 적응에 영향을 미치게 된다(박현선, 1999). 관련하여 많은 연구들이 학교 또는 학교생활적응 수준을 살펴보았다. 한국 아동·청소년패널 자료를 분석하여 초등학교 5학년 아동의 학교적응과 삶의 만족도를 연구한 유경훈(2013)은 학교적응 수준이 높을수록 아동의 삶의 만족도 수준 또한 높아진다고 하였다. 같은 자료를 활용하여 후기 청소년의 학교적응과 삶의 만족도의 종단적 관계를 분석한 김용희(2018)는 학교적응 요인으로 학습활동, 학교규칙, 교우관계, 교사관계를 구체적으로 살펴보았다. 우선, 긍정적 학습활동은 삶의 만족도를 높일 수 있지만 역으로 삶의 만족도가 학습활동 수준을 높이지는 않는다고 보고하였다. 긍정적 교우관계와 교사관계는 후기 청소년의 삶의 만족도 수준을 높이는 정적 관련성을 나타냈으며, 삶의 만족도가 높아도 교우·교사 관계를 긍정적으로 형성할 가능성이 높아진다고 보고하고 있다. 한편, 학교규칙은 삶의 만족도와 부적 상관성을 나타내 학교규칙 수준이 높을수록 삶의 만족도 수준이 낮아지는 것으로 나타났다(김용희, 2018). 코로나 19 전후의 중·고등학교 청소년의 삶의 만족도를 분석한 기은광(2021)은 학교생활 스트레스가 코로나 전보다 낮아졌고, 삶의 만족도 관련 유의미한 요인 중 하나임을 밝히고 있다.

선행연구들은 아동·청소년의 학업스트레스와 삶의 만족도, 학업스트레스와 심리사회적 학교 환경, 심리 사회적 학교 환경과 삶의 만족도 간 관련성을 지지하고 있다. 한편, 지금까지 심리사회적 학교 환경이 학업스트레스와 삶의 만족도를 매개하는지를 직접적으로 밝힌 연구는 찾아 볼 수 없었다. 학업스트레스 수준이 최대에 이를 수 있는 고등학생을 대상으로 심리사회적 학교 환경의 매개효과를 확인한다면, 학교 환경의 변화를 통해 학업 스트레스 수준을 낮추고, 삶의 만족도 수준을 높이는 방안을 고안해 볼 수 있을 것이다. 이에 본 연구의 질문은 다음과 같다.

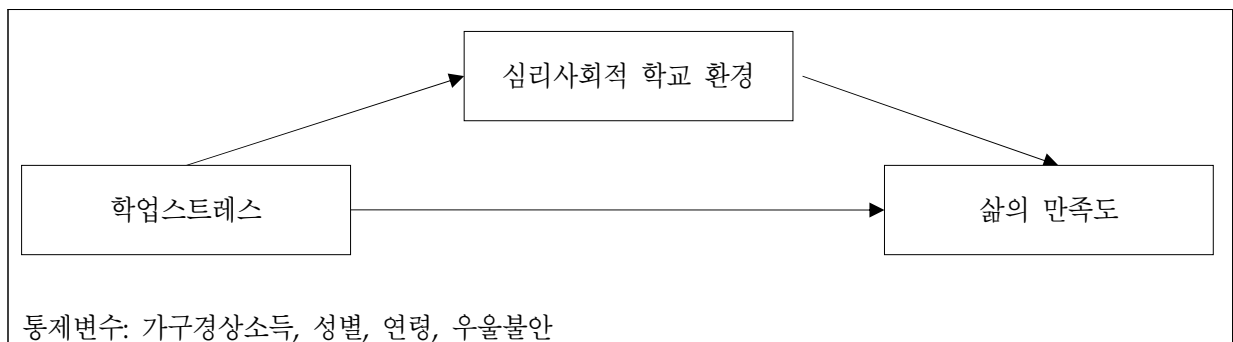
<연구질문> 고등학생이 지각하는 심리사회적 학교 환경은 학업스트레스가 삶의 만족도에 미치는 영향 관계에 매개 효과가 있는가?

제3절 연구방법

1. 연구모형

앞서 살펴본 선행연구 결과를 토대로 고등학생의 학업스트레스가 심리사회적 학교 환경을 통해 삶의 만족도에 미치는 영향을 구조화한 연구모형은 다음 그림과 같다.

[그림 1] 연구모형



2. 연구대상

본 연구는 고등학생의 학업스트레스와 삶의 만족도의 관계를 분석하기 위해 「한국복지패널 16차년도」의 아동 부가조사 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 3년 주기로 아동 부가조사를 실시하고 있으며, 1차 부가조사 대상 아동이 7차 부가조사 이후 성인기로 이행함에 따라 10차 부가조사에서 2015년 3월 기준 초등학교 4~6학년에 재학중인 아동 471명을 신규표집하였다. 16차 부가조사 대상자는 2021년 3월 기준 조사 대상 가구에 포함된 고등학교 1~3학년 아동이고 응답자 수는 337명이다. 한편, 16차 부가조사는 아동이 학교에 재학 중이 아니더라도 시기상 고등학교 1~3학년에 해당한다면 조사대상에 포함하였으나, 본 연구에서는 학업스트레스, 심리사회적 학교 환경 등 변수 특성에 따라 재학생만을 대상으로 분석하였다. 이에 16차 아동 부가조사 응답 아동 337명 중 고등학교에 재학중이지 않은 경우나 분석 변수에 결측치가 있는 경우를 제외한 325명의 자료가 분석에 사용되었다.

3. 측정도구

1) 종속변수: 삶의 만족도

아동 삶의 만족도는 11점 척도(0=가장 나쁜 상태, 10=가장 좋은 상태) 단일 문항으로 구성되어 있어 측정이 용이한 캔트릴 사다리(Cantril Ladder)척도로 측정하였다. 사다리 맨 아래 칸이 가장 나쁜 삶의 상태(0점), 맨 윗 칸이 가장 좋은 삶의 상태(10점)라고 할 때, 본인이 몇 번째 칸에 서있는지를 묻고 이를 응답자의 주관적 삶의 만족도 점수로 본다.

2) 독립변수: 학업스트레스

학업스트레스는 성적 스트레스, 숙제나 시험 스트레스, 대학입시 부담, 공부의 지겨움 등 총 4개 문항으로 구성되어 있으며, '전혀 그렇지 않다(1점)~매우 그렇다(4점)'으로 측정하여 총점 16점으로 점수화한다. 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's alpha=.839로 나타났다.

3) 매개변수: 심리사회적 학교 환경

심리사회적 학교 환경은 '학교 생활이 즐겁다', '선생님을 존경한다', '학교를 그만두고 싶어질 때가 있다' 등 총 9개 문항으로 구성되어 있으며, '전혀 그렇지 않다(0점)~매우 그렇다(3점)'으로 측정하고 부정문항 3개를 역코딩하여 총점 27점으로 점수화한다. 점수가 높을수록 학교 환경을 긍정적으로 인식하는 것으로 해석할 수 있다. 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's alpha=.797로 나타났다.

4) 통제변수: 가구경상소득, 성별, 연령, 우울불안

삶의 만족도에 영향을 줄 수 있는 요인인 가구경상소득, 성별, 연령, 우울불안 수준을 통제변수로 설정하였다. 가구경상소득은 연간 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 사전이전소득, 공적이전소득을 포함한다. 연령은 태어난 년도를 기준으로 조사기준 시점(2020년 12월 31일)의 나이를 산출하였다. 우울불안은 K-CBCL[Achenbach(1991) 척도 중 아동의 우울 및 불안 영역 문항으로 측정하였으며 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's alpha=.847로 나타났다.

4. 분석방법

통계분석 프로그램은 IBM SPSS Statistics 23을 사용하였고 매개모형 검증을 위해 SPSS PROCESS macro v4.1을 활용하였다. 분석 순서는 다음과 같다. 첫째, 연구 대상자의 인구사회학적 특성과 주요변수의 특성을 확인하기 위하여 기술 통계 분석을 수행하였다. 둘째, 연구변인 간 관계를 확인하기 위하여 상관관계 분석과 일원배치분산분석(ANOVA)을 수행하였다. 왜도, 첨도, Durbin-Watson, vif 수치 확인을 통해 정규성, 잔차의 독립성, 다중공선성 부재 등 회귀 모형 설정을 위한 기본 가정이 충족되었음을 확인하였다. 셋째, 연구 가설에 따라 학업스트레스와 삶의 만족도 간 관계에서 심리사회적 학교 환경의 매개효과를 검증하기 위하여 분석 변수를 Hayes(2013)의 PROCESS macro Model 4에 투입해 분석을 시행하였다. Baron & Kenny 분석법은 추론을 통해 매개효과를 예측하는 한계가 있고, Sobel Test는 표본분포의 정규성 가정을 전제하는 한계가 있으나 Hayes의 분석법은 이러한 제약이 없으며 총효과, 직접효과, 간접효과

를 동시에 분석한다는 장점이 있다(정선호, 양태석, 박중규, 2019). 매개효과 분석의 부트스트랩 표본 수는 5,000, 유의수준은 95%로 설정하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자 및 주요변수 특성

본 연구의 분석 표본 수는 325명으로 성별은 여성이 170명(52.3%), 남성이 155명(47.7%)이고 연령은 16세가 119명(36.6%)으로 가장 많고 17세가 107명(32.9%), 15세가 97명(29.8%), 18세가 2명(0.6%)으로 연령 평균은 16세(SD=0.81)이다. 학년의 경우 고등학교 2학년이 115명(35.4%), 고등학교 3학년이 113명(34.8%)이고 고등학교 1학년이 97명(29.8%)이다. 가구 유형은 303명(93.2%)이 양부모가 있는 가구에 거주하고 있으며 22명(6.8%)는 조부모 또는 한부모가정에 거주하거나 소년소녀가장이다. 평균 가구원 수는 4.2명(SD=0.88)로, 4인가구 158명(48.6%), 5인가구 92명(28.3%), 3인가구 50명(15.4%) 등이다. 기초생활보장급여 수급여부는 12명(3.7%)의 아동이 생계급여 수급 가구에 거주하고 있고 20명(6.2%)의 아동이 교육급여 수급 가구에 거주하고 있는 것으로 나타났다.

<표 1> 연구대상자의 인구사회학적 특성

(단위: 명, %)

구분		빈도	비율	
전체		325	100.0%	
성별	여성	170	52.3%	
	남성	155	47.7%	
연령	15세	97	29.8%	
	16세	119	36.6%	
	17세	107	32.9%	
	18세	2	0.6%	
	평균 (표준편차)	16.0 (0.81)		
학년	고1	97	29.8%	
	고2	115	35.4%	
	고3	113	34.8%	
가구 유형	조손·한부모·소년소녀가장	22	6.8%	
	일반	303	93.2%	
가구원 수	2인	11	3.4%	
	3인	50	15.4%	
	4인	158	48.6%	
	5인	92	28.3%	
	6인 이상	14	4.3%	
	평균 (표준편차)	4.2 (0.88)		
기초생활 보장급여 (가구)	생계급여	비수급	313	96.3%
		수급	12	3.7%
	의료급여	비수급	310	95.4%
		수급	15	4.6%
	주거급여	비수급	308	94.8%
		수급	17	5.2%
	교육급여	비수급	305	93.8%
		수급	20	6.2%

주: 생계급여는 일반수급과 조건부수급을 포함, 의료급여는 1종과 2종을 포함, 주거급여는 임차급여와 수선유지급여를 포함, 교육급여는 가구원 중 교육급여 수급자가 1명 이상인 경우를 포함.

자료: 한국보건사회연구원. 『한국복지패널 16차년도』 원자료.

통제변수를 포함한 주요 변수의 특성은 다음과 같다. 먼저 독립변수인 학업스트레스의 평균은 9.91점(SD=2.73)으로 매개변수인 심리사회적 학교 환경, 종속변수인 삶의 만족도, 통제변수 중 연간 가구경상소득, 우울불안과 통계적으로 유의미한 상관관계가 있다. 매개변수인 심리사회적 학교 환경의 평균은 21.18점(SD=3.26)으로 종속변수인 삶의 만족도, 통제변수 중 우울불안과 통계적으로 유의미한 상관관계가 있다. 종속변수인 삶의 만족도 평균은 6.95점(SD=1.59)이며 통제변수 중 연령, 우울불안과 통계적으로 유의한 상관관계가 확인되었다. 통제변수인 연간 가구경상소득 평균은 8,585.42만원(SD=4690.10), 연령 평균은 16.04세(SD=0.81), 우울불안 평균은 3.49점(SD=3.97)이며 이 세 변수간 상관은 발견되지 않았다.

<표 2> 주요변수의 특성

구분	학업스트레스	심리사회적 학교 환경	삶의 만족도	가구경상소득 (연간, 만원)	연령	우울불안	
기술통계	최소값~최대값	4~16	12~27	2~10	1380~39098	15~18	0~21
	평균 (표준편차)	9.91 (2.73)	21.18 (3.26)	6.95 (1.59)	8585.42 (4690.10)	16.04 (0.81)	3.49 (3.97)
	왜도, 첨도	-.462, -.192	-.067, -.385	-.299, -.093	2.330, 11.191	-.008, -1.301	1.565, 2.229
상관관계	학업스트레스	1	-	-	-	-	-
	심리사회적 학교 환경	-.209**	1	-	-	-	-
	삶의 만족도	-.352**	.400**	1	-	-	-
	가구경상소득	.117*	.017	-.045	1	-	-
	연령	.068	-.005	-.138*	-.004	1	-
	우울불안	.358**	-.192**	-.433**	.002	.050	1

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

2. 연구모형의 회귀분석 및 매개효과 검증 결과

연구모형의 통계적 검증을 위하여 Hayes PROCESS Macro Model 4를 활용하여 회귀분석을 실시하였으며 분석 결과는 다음과 같다. 먼저 매개변수인 심리사회적 학교 환경과 관련하여, 독립변수인 학업스트레스(B=-0.2163, p<.01)가 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났고 통제변수 중에는 성별(B=-0.8908, p<.05), 아동의 우울불안(B=-0.1301, p<.01)이 영향을 주는 것으로 확인되었다. 종속변수인 삶의 만족도의 경우, 독립변수인 학업스트레스(B=-0.0985, p<.001), 매개변수인 심리사회적 학교 환경(B=0.1480, p<.001)이 모두 통계적으로 유의미한 영향을 주고, 통제변수 중에서는 연령(B=-2182, p<.05), 우울불안(B=-0.1258, p<.001)이 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 3> 연구모형의 회귀분석 결과

(단위: 명, %)

구분	종속변인: 심리사회적 학교 환경			종속변인: 삶의 만족도			
	B	s.e.	t	B	s.e.	t	
통제변인	가구경상소득	0	0	0.7486	0	0	-0.6423
	성별(여성)	-0.8908	0.3624	-2.4582*	-0.0669	0.1522	-0.4396
	연령	0.0158	0.218	0.0724	-0.2182	0.0907	-2.4043*
	우울불안	-0.1301	0.0481	-2.7033**	-0.1258	0.0203	-6.2129***
독립변인	학업스트레스	-0.2163	0.0698	-3.0962**	-0.0985	0.0295	-3.3402***
매개변인	심리사회적 학교 환경	-	-	-	0.1480	0.0233	6.3515***
R		0.2798			0.576		
R ²		0.0783			0.3318		
F		5.4182***			26.3208***		

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

부트스트래핑을 이용해 학업스트레스와 삶의 만족도 간 관계에서 심리사회적 학교 환경의 매개효과를 확인한 결과, 총효과와 직접효과, 간접효과가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 학업스트레스는 직접적으로 삶의 만족도에 영향을 줄 뿐 아니라 심리사회적 학교 환경을 통해서도 삶의 만족도에 영향을 미친다.

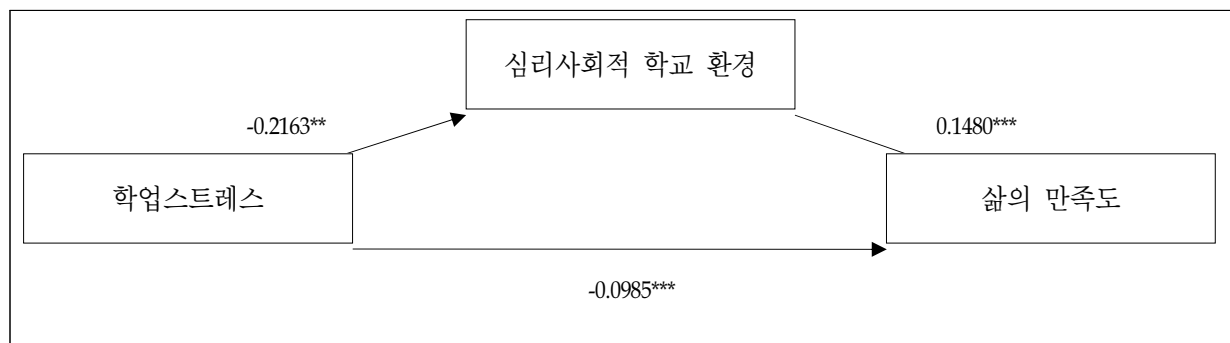
<표 4> 학업스트레스와 삶의 만족도의 관계에서 심리사회적 학교 환경의 매개효과 검증 결과 (단위: 명, %)

효과분해	Effect	(Boot)s.e.	(Boot)LLCI	(Boot)ULCI
총효과	-0.1306	0.0308	-0.1912	-0.0699
직접효과	-0.0985	0.0295	-0.1566	-0.0405
간접효과	-0.0320	0.0126	-0.0592	-0.0102

주: 간접효과는 부트스트래핑(표본 수 5,000, 유의수준 95%)을 이용해 추정하였고 신뢰구간(BootLLCI~BootULCI)이 0을 포함하지 않으면 통계적으로 유의함.

학업스트레스가 삶의 만족도에 미치는 영향과 심리사회적 학교 환경의 매개효과를 검증한 결과를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

[그림 2] 연구모형 검증 결과



제5절 결론 및 제언

최근 5년동안 20대의 자살률이 다른 연령대에 비해 큰 폭으로 증가하고 있다6). 한편, 청소년기 삶의 만족도 수준은 성인기 삶의 만족도를 예측하는 요인으로 작용한다(Yang, 2008), 즉, 성인기 이전의 행복한 삶은 성인기의 삶의 만족도에도 긍정적 영향을 미쳐 우울, 자살 등과 같은 성인기 정신건강 문제를 예방할 수 있는 기제가 될 수 있다. 한편, 우리나라 아동·청소년의 삶의 만족도는 낮고, 그 주요한 요인으로 학업스트레스가 작용하고 있는 가운데, 본 연구는 고등학생의 심리사회적 학교 환경이 학업스트레스와 삶의 만족도를 매개하고 있음을 검증하였다. 학업스트레스는 그 자체로도 삶의 만족도의 부적 요인으로 작용하여 학업스트레스 수준이 높을수록 고등학생의 삶의 만족도 수준을 떨어뜨리는 것으로 나타났지만, 심리사회적 학교 환경을 통해 삶의 만족도에 긍정적 영향을 미칠 수 있는 것으로 파악되었다. 즉 학업스트레스 수준을 낮추면 고등학생의 삶의 만족도를 직접적으로 높일 수도 있고, 학교 환경을 긍정적으로 변화

6) 출처: 통계청, 「사망원인통계」, 행정안전부, 「주민등록인구현황」 성별 및 연령집단별 자살률. <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=8040>(2022년 9월 5일 인출).

시킴으로써 학업스트레스 수준을 낮추어 삶의 만족도를 높일 수 있는 것이다.

학교라는 환경은 아동·청소년의 생활범위가 가정에서 사회로 확대되는 곳으로서 교사와 친구 등과 사회적 관계가 형성되며, 학교에서의 성취가 이후의 사회적응에도 큰 영향을 미치는 매우 중요한 체계이다(박현선, 1999). 그리고 학생의 성장과 발달에는 물리적인 학교 환경보다 학생들이 지각하는 심리사회적 학교 환경이 시간적 안정성과 지속성을 통해 더 크게 영향을 미친다(박현선, 1999). 학생으로 하여금 심리사회적 학교 환경을 긍정적으로 지각하게 하기 위해서는 학교의 전반적인 분위기, 학교 내 인간관계, 학교내 활동 참여 등을 살펴 볼 필요성이 있다(박현선, 1999).

우선, 학교가 뚜렷한 규범을 가지고 조직화되고, 예측가능한 환경이 될 때, 전반적인 학교 분위기는 학생의 적응에 긍정적인 영향을 미친다(Garmezzy, 1991; Werner, 1990). 배화순(2017)은 학생들이 학교 규칙 제정 절차와 적용 과정에 참여하고, 학교 규칙 적용 과정에서 공정한 대우를 받았을 때 학생들이 학교 규칙에 대해 긍정적 태도를 형성한다고 보고하였다. 교내 규범·규칙 제정 등의 절차와 적용 과정에서 학생의 참여를 높이고, 의사 반영의 기회를 확대할 필요성이 있다.

교사와 또래 중심의 학교 내 인간관계는 심리적 사회적 학교 적응과 상관 관계가 있다. 교사관계는 청소년의 학교 적응에 매우 큰 영향을 미친다(최지은, 신용주, 2003). 교사가 학생에게 지지적인 관심과 도움을 제공하고 이를 학생이 높게 지각할수록 학교에 더욱더 성공적으로 적응하는 것이다(윤소정, 주자현, 이은영, 2013; 오미섭, 2013; 최지은, 신용주, 2003). 또한, 교사와 친밀한 관계를 맺는 청소년들은 학교 환경에 대해 긍정적인 정서와 태도를 가지고 자신이 느끼는 감정과 생각을 더 자유롭게 표현하며, 학습활동에 더 많은 것을 배우게 되고 학교생활에 만족한다(Birch & Ladd, 1996). 또래의 교우는 부모 다음으로 많은 시간을 함께 보낸다고 과언이 아니며, 그 만큼 교우관계는 학교생활에 있어 중요하다(오미섭, 2013). 학급 내에서의 친구관계는 정서적 지지, 인간관계 기술, 인정 등을 통해 학교생활을 해나가는데 필요한 대처 능력을 발달시킨다(Ladd, Kochenderfer, & Coleman, 1996). 따라서 교우관계에 만족을 느끼는 학생은 학교 생활에 대한 전반적인 만족도가 높은 반면, 친구가 없을 경우 학교에 가는 것이 재미없고, 자신감이 떨어진다(Savin-Williams & Berndt, 1990).

마지막으로 고등학생의 청소년활동참여는 학습활동, 학교규칙, 교우관계, 교사관계 등의 학생생활적응을 높이는 직접적 요인이기도 하며(김윤나, 박옥식, 2009; 박주현, 이태자, 2015; Kuperminc, Holditch, & Allen, 2001), 공동체의식과 자아존중감의 향상을 매개로 학교생활적응에 긍정적 영향을 미치기도 한다(송진영, 최영란, 2016). 따라서 학교내 동아리나 스포츠 활동 등 다양한 활동의 기회를 제공할 필요성이 있다. 유광옥과 원유병(2008)은 생활체육참여가 학교폭력적 행동을 감소시키고 학교생활적응을 돕는다고 했으며, 최형임과 동료들(2012)은 동아리 활동 만족도가 높을수록 학습활동, 학교규칙, 교우 및 교사관계 영역에서 학교생활 적응도가 높은 것으로 보고하고 있다. 즉, 학생들에게 동아리나 방과후 스포츠 활동의 기회를 제공하여 참여하게 함으로써 학교 적응을 돕고 학교에 대한 긍정적 인식 수준을 높일 수 있을 것이다.

우리나라 고등학생 10명 중 7명 이상이 대학교에 진학하고, 대학 진학을 위해 하루 10시간~12시간 이상을 학교에서 보내고 있다. 본 연구는 학업스트레스가 과중한 고등학생을 대상으로 학업스트레스와 삶의 만족도 간 심리사회적 학교 환경의 매개효과를 분석함으로써, 학교 환경의 변화를 통해 고등학생의 학업스트레스를 줄이고 삶의 만족도 수준을 높이는 방안을 제시하였다. 고등학생의 학업스트레스를 직접적으로 낮추는 것은 요원할지라도 고등학생이 가정 다음으로 많은 시간을 보내고 있는 학교 환경의 개선과 변화를 통해 조금 더 높은 삶의 질을 누릴 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강신영, 문혁준. (2021). 부모의 성취압력과 아동의 그릿, 학업스트레스, 삶의 만족도 간의 구조적 관계. 학
습자중심교과교육연구, 21(20), 431-443.
- 기은광. (2021). 코로나 19 전후, 중고등학교 청소년 삶의 만족도 및 관련 요인에 대한 분석. 글로벌사회복
지연구, 11(1), 73-91.
- 김기순, 신선순. (2011). 청소년이 지각한 스트레스가 학교생활 적응에 미치는 영향. 교육종합연구, 9(3),
94-111.
- 김남정, 임영식. (2012). 청소년 스트레스와 삶의 만족도 관계에서 청소년활동의 중재효과. 청소년학연구,
19(8), 219-240.
- 김미숙. (2015). 한국아동의 주관적 웰빙수준과 정책과제. 보건복지포럼. 14-26.
- 김명식. (2009). 청소년의 지각된 스트레스와 우울이 학교적응에 미치는 영향. 한국심리치료학회지, 1(2),
53-67.
- 김선아. (2020). 남녀청소년의 다양한 스트레스(부모, 학업, 친구, 외모, 경제), 학교생활적응과 행복감의 관
계성 연구: 매개관계를 중심으로. 한국산학기술학회논문지, 21(9), 161-169.
- 김수진, 김순혜. (2015). 아동의 학업스트레스와 학교생활적응과의 관계에서 자아탄력성의 조절효과. 청소
년학연구, 22(2), 49-70.
- 김윤나, 박옥식(2009). 청소년활동의 효과에 대한 비교분석-자아존중감, 직업성숙도, 학업성취, 생활만족도,
스트레스, 비행과의 관계를 중심으로-. 청소년복지연구, 11(1), 79-99.
- 김용희, (2018). 후기 청소년기 학교적응과 삶의 만족도의 종단적 관계-자기회귀교차지연 모형을 이용하여-
한국아동복지학, 61, 23-60.
- 김은혜, CUI LINA, 노충래. (2019). 다문화청소년이 인식한 가족지지가 삶의 만족도에 미치는 영향-자아
탄력성과 학교생활적응 매개효과, 다집단분석. 한국아동복지학,(68),87-114.
- 김정현, 김성벽, 정인경. (2014). 청소년의 학업스트레스가 학교생활적응에 미치는 영향: 스트레스 대처의
매개효과를 중심으로. 한국청소년연구, 25(4), 241-269.
- 노충래, 김설희. (2012). 중학생의 학업스트레스와 학업성적이 심리적안녕감에 미치는 영향: 자아존중감과
우울불안에 대한 개인요인 및 사회적 지지요인의 매개효과를 중심으로. 한국아동복지학, (39), 39-68.
- 류정희, 이상정, 전진아, 박세경, 여유진, 이주연,...이봉주. (2019). 아동종합실태조사. 보건복지부, 한국보건
사회연구원.
- 박주현, 이태자(2015). 청소년 체험활동의 참여시간과 참여만족도가 삶의 만족도와 공동체의식에 미치는
영향 - 학교생활적응의 매개효과를 중심으로 -.청소년시설환경, 13(2), 237-249.
- 배화순. (2017). 학교 규칙에 대한 학생의 태도 연구. 규범의 행동 영역과 운영 방법을 중심으로. 시민교육

- 연구, 49(3), 21-43.
- 송진영, 최영란. (2016). 고등학생의 청소년활동참여가 학교생활적응에 미치는 영향: 공동체의식과 자아존중감의 매개효과를 중심으로. *교육문화연구*, 22(5), 179-207.
- 서중수. (2018). 청소년의 학업스트레스와 행복의 관계에서 대인관계 유능감의 조절효과. *한국가족복지학*, 23(4), 595-611.
- 신중우, 정현숙. (2021). 중학교 청소년의 삶의 만족도와 영향요인에 대한 탐색적 연구: 개인특성과 가족 및 학교환경 특성을 중심으로. *한국가족관계학회지*, 26(2), 93-111.
- 유광옥, 원유병. (2008). 생활체육참여 정도 관련변인과 학교폭력 및 학교생활적응과의 관계. *한국스포츠심리학회지*, 19(1), 97-113.
- 유경훈. (2013). 학업성취에 영향을 미치는 학교적응, 자존감, 삶의 만족도의 구조적 관계. *한국산학기술학회논문지*, 14(6), 2700-2706.
- 윤소정, 주자현, 이은영. (2013). 청소년이 지각한 사회적지지 체계와 학급응집력 및 학교적응과의 관계. *열린교육연구*, 21(2), 185-207.
- 오미섭. (2013). 교사관계 및 교우관계가 중학생의 학교적응에 미치는 영향: 공동체의식 매개효과를 중심으로. *지역사회연구*, 21(3), 111-130.
- 이은지, 유지혜. (2020). 중·고등학교 전환기 청소년의 학업성취도, 학교적응, 삶의 만족도 간 종단적 인과관계 연구. *학습자중심교과교육연구*, 20(10), 555-575.
- 이의빈, 김진원. (2022). 부모의 성취압력이 아동의 삶의 만족도에 미치는 영향: 학업 스트레스의 매개효과를 중심으로. *청소년문화포럼*, 69, 130-158.
- 장유진, 이승연, 송지훈, & 홍세희. (2020). 부모 학력과 경제 수준이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 사교육 시간과 학업 스트레스의 순차적 매개효과 검증. *청소년학연구*, 27(12), 249-273.
- 정고운, 서수균. (2016). 고등학생의 학업스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 성격강점의 조절효과. *한국동서정신과학*, 19(1), 53-73.
- 조소희. (2019). 고등학생이 지각한 부모의 완벽주의 성향과 학업스트레스 및 삶의 만족도의 관계. *충북대학교교육대학원 석사학위 논문*.
- 최지은, 신용주. (2003). 청소년이 지각한 부모-자녀 관계, 또래 관계, 교사와의 관계가 학교생활 적응에 미치는 영향. *대한가정학회지*, 41(2), 199-210.
- 최형임, 이재성, 문영경. (2012). 청소년의 동아리활동 만족도가 학교생활적응에 미치는 영향-자아탄력성의 매개효과. *미래청소년학회지*, 9(1), 23-45.
- 함영주. (2020). 크리스천 청소년의 쉼 현황과 학업 스트레스, 삶의 만족도, 자아존중감의 상관성 연구. *성경과 신학*, 94, 71-97.
- 황정희, 광현석. (2019). 학교급별 스트레스, 게임중독, 주관적 행복감의 구조적 관계. *학습자중심교과교육연구*, 19(11), 1-24.
- Birch, S. H., & Ladd, G. W. (1996). Interpersonal relationships in the school environment and

- children's early school adjustment: The role of teachers and peers. *Social motivation: Understanding children's school adjustment*, 15, 199-225.
- Garnezy, N. (1991). Resiliency and vulnerability to adverse developmental outcomes associated with poverty. *American behavioral scientist*, 34(4), 416-430.
- Kuperminc, G. P., Holditch, P. T., & Allen, J. P. (2001). Volunteering and community service in adolescence. *Adolescent Medicine*, 12(3), 445-457.
- Ladd, G. W., Kochenderfer, B. J., & Coleman, C. C. (1996). Friendship quality as a predictor of young children's early school adjustment. *Child development*, 67(3), 1103-1118.
- Savin-Williams, R. C., & Berndt, T. J. (1990). Friendship and peer relations.
- Werner, E. E. (1990). Protective factors and individual resilience. In S. J. Meisels & J. P. Shonkoff(Eds.). *Handbook of early childhood intervention*. (pp.97-116). Cambridge, MA: Cambridge university press.
- Yang, Y. (2008). Social inequalities in happiness in the United States, 1972 to 2004: An age-period-cohort analysis. *American Sociological Review*, 73(2), 204 - 226.
- Yoo, C., Kahng, S. K., & Kim, H. (2017). The trajectory of life satisfaction and its associated factors among adolescents in South Korea. *Asia Pacific Journal of Social Work and Development*, 27(1), 1-12.

다차원 빈곤이 아동발달에 미치는 영향

Effects of Multidimensional Poverty on Child Development

정익중(이화여자대학교 사회복지학과)

이승진(이화여자대학교 사회복지학과 박사수료)

안선경(이화여자대학교 사회복지학과 박사과정)

본 연구는 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동의 발달에 횡단 및 종단적으로 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 한국복지패널 10차, 13차, 16차 가구, 가구원 및 아동부가조사 자료를 활용하였으며, 최종분석 대상은 아동이 속한 304가구와 336명의 아동이다. 다차원 빈곤 잠재집단 유형화를 위해 잠재계층분석(LCA)과 잠재계층성장분석(LCGA)을 실시하였고, 아동발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 BCH 보조변수를 활용하였다. 분석 결과 첫째, 횡단적으로 살펴본 다차원 빈곤의 잠재계층은 3개의 집단(다차원 빈곤, 중간 다차원 빈곤, 다차원 비빈곤)으로 분류되었다. 둘째, 분류된 잠재계층 유형에 따라 10차 자료에서는 우울 및 불안, 공격성, 주관적 행복감에, 13차 자료에서는 학업성적에, 16차 자료에서는 부모와의 관계에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 셋째, 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층은 4개의 집단(다차원 빈곤 지속형, 다차원 빈곤 가중형, 다차원 빈곤 회복형, 다차원 비빈곤 지속형)으로 분류되었다. 넷째, 분류된 변화궤적 잠재계층 유형에 따라 부모와의 관계, 친구와의 관계에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 아동의 건강한 성장을 위한 다차원 빈곤의 접근 필요성 및 실천·정책적 함의를 논의하였다.

제1절 서론

빈곤은 사회 현상의 반영이다(Lepianka, Gelissen, and Van Oorschot, 2010). 빈곤 정책을 통해 사회가 합의한 빈곤의 정의와 현재를 들여다볼 수 있다. 우리 사회에서는 '빈곤선'을 중위소득의 40%, 50%, 60%를 빈곤선으로 정하여 소득이 빈곤선 미만에 해당될 경우 빈곤층으로 간주하고 있다(한국보건사회연구원, 2021). 최근 우리 사회의 현실을 반영하는 디지털 신조어가 대중적으로 사용되고 있다. '워킹푸어(Working Poor)', '에듀푸어(Edu Poor)', '하우스푸어(House Poor)', '이자 푸어(론 푸어·Loan Poor)', '미술랭 푸어' 등과 같은 '푸어족'과 관련된 수식어가 넘쳐난다. "풍요의 시대, 무엇이 가난인가: 숫자가 말해주지 않는 가난의 정의"의 저자는 사람마다 다른 '가난의 기준'인 '진짜 가난'과 '가짜 가난'을 언급하며 빈곤의 결과를 만드는 원인에는 개인행동의 이유도 있으나 개인에게 미치는 영향력이 큰 사회·문화의 구조 안에서 살아가는 것 자체가 '가난한 개인'을 만든다고 강조한다(장상미 역, 2022).

OECD에 따르면 2018~2019년을 기준으로 한국의 상대적 빈곤율은 16.7%로 OECD 조사대상 37개국 중 4번째로 높은 수준인 것으로 확인되었다(OECD, 2021; 서울신문, 2021년 10월 26일). 이는 국민의 6명 중 1

명이 중위소득 50%에 미치지 못함을 의미한다. 2021년 가계금융복지조사에서 2021년 3월 말 기준 가구의 평균 자산은 5억 253만원, 부채는 8,801만원으로 나타났다(통계청·금융감독원·한국은행, 2021). 가구 자산은 2019~2020년 3.1%, 2020~2021년 12.8%가 증가하였다. 반면 가구 부채는 2019~2020년 4.4%, 2020~2021년 6.6%가 증가하여 가구 자산은 약 4배 증가, 가구 부채는 약 1.5배가 증가하였다. 이는 가구 부채보다 가구 자산의 증가가 높게 나타나 가구의 소득이 향상되었음을 파악할 수 있으나 코로나19로 인한 다양한 정부 지원금으로 인한 영향임을 예측해 볼 수 있다. 가구소득 및 비소비지출 지수 역시 2019~2020년 1.7%, 2020~2021년 3.4% 증가하여 소득 증가액이 1.7% 상승한 것으로 나타났으며, 이것은 앞서 언급한 가구 자산 증가의 폭이 컸기 때문에 반영된 결과로 보인다. 가구소득 및 자산, 비소비지출이 상승했음에도 불구하고 소득분배지표의 상대적 빈곤율은 15.3% 전년 대비 단 1.0%p만 감소하는 양상을 보였다(통계청 외, 2021). 결론적으로 자산과 부채, 그리고 가구소득 및 비소비지출이 비례하는 경향성을 나타내는데 이는 증가 결과에만 초점을 두기보다는 이면의 영향요인에 대한 파악이 필요함을 시사한다. 이처럼 우리 사회에서 빈곤 문제는 절대적 빈곤과 상대적 빈곤을 넘어 삶의 영역별로 다양한 차원의 빈곤 양상을 보인다. 그럼에도 불구하고 현재까지 우리 사회는 전통적으로 소득과 소비를 반영한 화폐적 방식으로 빈곤선을 정하는 기준을 삼고 있으며, 이를 통해 빈곤의 유무를 판단하고 다양한 복지제도를 시행한다. 그러나 사회가 규정한 빈곤의 기준에는 해당하지 않지만, 다른 차원의 영역에서도 빈곤을 확인할 수 있다. 이는 경제적 빈곤 기준을 벗어난 다차원적 관점에서 빈곤의 접근과 함께 절대적 빈곤을 보완하는 정책과 복지제도가 필요함을 시사한다.

절대적 빈곤을 보완하는 복지 차원에서도 변화가 없었던 것은 아니다. 국민기초생활보장을 보더라도 급여의 종류와 선정기준이 사회흐름과 국민적 요구에 따라 조금씩 변화해 왔다. 그러나 다양한 보장과 함께 수급자의 비율이 증가하는 결과도 가져왔다. 2021년 12월 말 기준 국민기초생활보장 수급자는 약 236만명(172만 8천 가구)으로 19년(188만명) 대비 25.53%, 20년(213만명) 대비 10.8% 증가하는 상황이 지속되고 있다. 생애주기별로 수급자의 비율을 살펴보면 아동복지법상 아동기(영유아기·학령기·청소년기)에 해당하는 수급자 비율 16.9%가 노년기 수급자 비율 37.6% 다음으로 두 번째로 높은 비중을 차지했다(보건복지부, 2019; 보건복지부, 2020; 보건복지부, 2021). 지속해서 증가하는 수급자 수도 중요하지만, 무엇보다 아동 수급자 비율이 증가하고 있는 것에 주목해야 한다. 아동의 빈곤은 가정의 빈곤이다. 복지예산 증가와 다양한 복지제도의 보장이 실현되고 있음에도 불구하고 실질적인 빈곤 해소에 얼마만큼 면밀히 접근하였는지 판단해 볼 필요가 있다.

빈곤은 아동의 성장 가능성을 저해하는 보이지 않는 장벽이다. 빈곤은 대부분 사람에게 부정적 영향을 주지만 전인적 발달이 정점에 달하는 시기의 아동이 겪는 빈곤은 성인과 비교하면 위험성이 크다. 따라서 아동을 양육하는 가정의 역할이 매우 중요하다. 가구의 경제적 빈곤은 아동에게 우울 및 불안, 사회적 위축, 비행과 공격성 등을 상승시키고 학교적응 및 학업성취의 약화, 부모 및 또래와의 관계, 삶의 만족도 저하 등의 어려움을 초래한다고 보고하고 있다(정익중, 2011; 김광혁, 2015; 김현주, 2011; 김진미, 2019). 특히 빈곤가정에서 경험하는 문화는 아동에게 빈곤에 대해 익숙함을 체감하게 함으로써 일상적인 영역에 적응되는 경험을 하게 된다(김효진, 2008). 선행연구에서 가구 빈곤은 아동발달에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 주로 경제적인 측면과 관련된 요인을 중심으로 연구됐다. 하지만 가정 내에서 아동이 경험한 빈곤의 시기도 중요하다. 빈곤 경험의 시기가 이룰수록, 장기화 될수록 더욱 심한 부정적인 결과를 보인다. 즉, 단기간의 빈곤 경험 보다는 연속적인 빈곤을 경험할수록 아동발달에 미치는 부정적 영향이 큰

것이다(김효진, 2008; 구인회·박현선·정익중·김광혁, 2009; 김광혁, 2011).

이처럼 빈곤이 아동발달에 부정적인 영향을 미친다는 연구가 이어져 왔음에도 불구하고 빈곤을 해소하는 실천적·정책적 시행에는 한계가 따른다. 우리 사회의 빈곤 관점이 경제적 요인에 치중되어 있으며, 경제적 지원과 경제적 요인 이외의 빈곤에 관한 판단 및 자원에 한계가 존재하기 때문이다. 그럼에도 현재까지 빈곤 및 아동발달에 관한 연구는 꾸준히 이어지고 있다. 선행연구에서는 주로 몇 가지 빈곤 측정지표를 통해 빈곤·비빈곤 집단으로 이분화한 연구가 주를 이루었고 일부 연구에서는 빈곤의 하위집단을 유형화하는 대상중심적(person-centered) 접근 연구가 일부 수행되었다. 그러나 대부분 횡단연구의 한계를 가지고 있었으며, 종단분석을 통해 다차원적 빈곤에 따른 아동발달을 함께 들여다본 연구는 많지 않았다. 더욱이 빈곤과 아동의 발달 산물을 보는 연구의 경우 2010년대 초중반까지 연구가 활발하게 이어졌으나 이후의 연구는 많지 않은 실정이다. 본 연구에서는 소득만을 활용하는 전통적 빈곤의 관점에서 단일 빈곤 지표로 측정 시 확인하기 어려운 점을 보완하여 다차원 빈곤을 적용하고자 한다. 실질적으로 경험하는 빈곤은 개인마다 상이하기에 전통적인 경제 기준 빈곤의 한계에서 벗어나 다차원 빈곤을 설정하고 아동발달에 미치는 영향을 횡단 및 종단적으로 파악하고자 한다.

따라서 본 연구는 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동발달에 횡단 및 종단적으로 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 연구내용을 구체적으로 제시하면 다음과 같다.

첫째, 10차, 13차, 16차 각 차수별 아동 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형을 횡단적으로 살펴본다.

둘째, 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동의 발달에 어떠한 영향을 미치는지 확인한다.

셋째, 횡단적으로 확인한 유형화 결과를 활용하여 3개년의 다차원 빈곤 변화궤적 잠재계층 유형을 종단적으로 살펴본다.

넷째, 다차원 빈곤 유형 발달궤적 잠재계층이 아동의 발달에 어떠한 영향을 미치는지 확인한다.

제2절 이론적 배경

1. 다차원 빈곤

빈곤은 삶을 영위하는데 필요한 최저수준의 자원이 결핍된 상태로 전통적인 관점에서는 소득을 기준으로 경제적 수단의 부족으로 물질적인 욕구를 충족하기 어려운 상태로 정의한다(김경혜, 2011; 서병수·권중희, 2013). 매년 실시되는 가계금융복지조사는 가계의 자산, 부채, 소득, 지출 등 소득정보를 통해 경제적인 삶의 수준과 변화 등을 파악하며 이를 소득분배지표로 삼는다(통계청 외, 2021). 소득 중심의 단일 계량 빈곤선은 생활 전반의 충족과 결핍을 측정하는 간접지표로 정책적 빈곤층을 선별하는데 정확성 가지며 생활 및 복지 결핍 수준을 간접 측정할 수 있다(권중희·서병수, 2012). 그러나 사람마다 필요로 하는 소득의 양과 생활양식 및 수준이 상이하며 삶에 대한 가치가 다르기에 소득 이외에 삶 전반의 정보와 욕구 등을 반영하는 데 한계가 따른다(조성한, 2010; 보건사회연구원, 2012; 남수정, 2018). 더욱이 사회가 발전됨에 따라 물질적 부족의 기준이 되었던 절대적 빈곤(absolute poverty)에서 사회적 생활 수준에 따라 변동되는 상대적 빈곤(relative poverty)으로 개념이 확대되며 의·식·주를 비롯해 교육, 문화, 의료, 건강, 근로 및 고용 등 다양한 영역에서 빈곤의 개념과 기준이 세분화 되었다. 그럼에도 불구하고 여전히 소득접근법

에 기반을 둔 빈곤 측정 방식을 유지하고 있다.

빈곤에 대한 다차원적 접근은 생활에서 겪는 박탈, 배제, 결핍 등을 포함하는 포괄적 개념으로 다양한 비소득 차원(non-income demensions)으로 설명한다(변금선·이혜림, 2022; 이봉조·정자유·강상원, 2022). 다차원 빈곤은 실현 능력접근(capability approach)을 중심으로 개인의 생활 및 복지수준의 하위 속성으로 이루어진 벡터(Vector)를 가지는 것을 전제로 여러 영역들의 최저기준 확보 유무를 통해 결핍 혹은 빈곤을 판단하며, 소득 중심의 빈곤의 한계를 보완한다(서병수 외, 2013; 남수정, 2018). 다차원 빈곤을 접근하는 방법은 복합빈곤지수(Multidimensional Poverty Index), 다차원 빈곤지수(MPI: Multidimensional Poverty Index), 다차원 중복결핍 분석(MODA: Multiple Overlapping Deprivations Analysis), 차원계수방식(counting approach), 합집합 및 교집합 등이 활용된다.

다차원 빈곤은 측정 도구의 다각화와 적용 대상 및 빈곤 차원의 영역별 연구가 진행됐다. 정은희·유석의(2014) 연구에서는 잠재집단분석을 활용하여 생활의 어려움 및 박탈을 측정하는 7개 영역 즉, 주거, 식생활, 교육, 의료, 고용, 근로능력, 금융 영역에서 아동 거주 가구의 빈곤 특성을 규명하는 다차원 접근을 시도하였고, 측정 영역에 따라 빈곤 집단의 차이가 나타나 소득에 의한 빈곤 규명의 한계가 확인되었다. 또한 빈곤이 아동에게 미치는 부정적 영향을 해소하기 위한 통합적 정책접근과 다차원적 사회서비스 개입의 필요성을 시사하였다. 김은주(2015)의 연구에서는 Townsend(1962)의 상대적 빈곤 이론에 기반한 주거, 식생활, 건강, 교육 차원의 다차원 박탈 지표를 제시하여 아동이 경험한 다차원 박탈지표에 따른 아동 빈곤 결핍 현황을 파악하였다. 생활 수준 박탈과 소득을 고려한 지표에서는 소득 기준보다 다차원 빈곤율이 높게 나타나 기존의 절대빈곤 기준의 측정방식을 개선하여 사각지대 아동에 대한 발굴·지원의 필요성을 언급하였다. 특히 아동 대상의 다차원 빈곤 지표는 건강, 주거, 식생활 및 놀이 등을 구성하고 있으며 발달과정에 적절한 요인과 아동 권리를 고려한 지표를 구성해야 한다(최균·서병수·권중희, 2011; 보건사회연구원, 2012). 최균 외(2011) 연구에서는 차원계수방식의 다차원적 빈곤에 따라 자원의 확보인 화폐적 지표와 개인적·사회적 관계·사회구조적 실현능력인 비화폐 지표로 6개 차원으로 분류한 후 3개년의 차원빈곤 선을 파악하였다. 다차원 빈곤율은 20%로 자산, 소득, 사회보장, 건강 등 결핍의 폭이 높은 것으로 나타났다. 빈곤 접근은 소득 부족을 포함한 주거, 자산, 건강, 근로능력, 사회보장 등을 통합적 지원보다는 결핍 차원에 개별적 지원이 효과적임을 제안하였다. 청년의 다차원적 빈곤 특성을 본 변금선 외(2022) 연구에서는 청년이 경험한 다차원 빈곤 실태와 빈곤 요인을 2010년과 2019년을 기준으로 경제(소득 빈곤, 순자산 빈곤), 교육·역량(NEET, 자율성), 노동(실업, 고용안정), 주거(최저수준 기준, 비적정주거), 건강(우울, 자살생각, 미충족 의료), 사회적 자본(사회적 관계망), 복지(식생활 결핍, 삶의 만족도) 7개 영역 15개 지표로 다차원 빈곤을 분석하였다. 청년의 다차원 빈곤율은 타 연령대에 비하여 낮은 것으로 확인되었으며 다차원 빈곤 측면에서는 경제적 차원 빈곤의 감소, 교육 및 역량, 노동, 사회적 자본 차원의 빈곤이 증가하였다. 또한 3개 이상 차원의 빈곤으로 측정된 빈곤 위험은 30대, 부모동거, 대도시에서 높게 나타났다. 이외에도 김정혜(2011) 연구에서는 Alkire와 Foster(2007)의 다차원 빈곤지수를 활용하여 소득과 자산, 고용 및 노동, 주거, 건강, 교육 차원의 지표를 측정하였으며, 황남희(2016) 연구 역시 노인에 대한 다차원 분석을 소득, 자산, 주거, 고용, 건강, 사회참여, 사회관계망 등 7가지 차원의 빈곤율을 분석하였다. 다수의 연구에서 다차원 빈곤 지표로 화폐, 사회보장(건강보험), 경제활동, 주거위치, 주거유형, 영양, 교육, 주관적 건강상태, 가족관계 및 사회적 관계 만족도 등을 측정하였다(서병수·권중희, 2007; 석상훈, 2011; 유지영, 2019). 이에 본 연구에서는 선행연구를 근거로 주거, 식생활, 교육, 의료, 고용, 금융, 관계 영역의 차원을 설정하

였으며, 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동발달에 미치는 영향을 파악하고자 한다.

2. 빈곤이 아동발달에 미치는 영향

아동이 겪는 빈곤은 심리, 정서, 신체 발달 등 전인적 영역에 영향을 미친다(정익중·오정수, 2021). 이는 아동기를 포함하여 성인기에도 부정적 영향이 누적되어 빈곤의 대물림 현상이 발생할 수 있으며, 더 나아가 사회구성원으로서 경제적 활동에 한계와 기회의 제약이 발생할 수 있다(Becker, 1981; Wilson, 1987; 정은희 외, 2014). 가족과정모델(family process model)과 인적자본투자이론(human capital investment theory)에서는 가구소득과 아동발달의 상관관계에 대해 설명한다. 가족과정모델은 경제적 결핍이 양육자의 스트레스를 증가시키고, 부적 가족관계를 형성하기 쉽다고 설명한다. 때문에 양육자의 관심과 지원이 감소하고 부적절한 양육태도가 아동발달에 부정적 영향을 미친다는 것이다(Conger, Conger and Elder, 1997). 인적자본투자이론은 아동 양육자의 소득 범위 내에서 아동에 대한 투자 비용이 결정되며 이는 양육자의 경제적 능력에 따라 달라진다(Becker, 1981; Becke and Tomes, 1986). 실제로 빈곤한 가정에서 성장한 아동은 인지 및 정서발달, 신체 발달 등에서 낮은 수준의 성취를 보이는 것으로 두가지 이론의 관점에서 소극적 투자가 투입된 결과로 이해할 수 있다(김남연·임아름, 2018). 더불어 빈곤 및 실업 등으로 인한 급격한 소득감소는 가족기능 및 관계의 저하를 가져오며 특히 아동발달에 부정적 영향을 미친다고 보고한다(Conger et al, 1997; 김광혁, 2019). 이처럼 가족의 경제적 빈곤 및 자원의 결핍은 아동발달의 기회를 제한한다.

빈곤 가구는 경제적 어려움뿐만 아니라 아동의 성장과 아동을 둘러싼 타인과의 관계를 저해한다. 가족구성원 간의 관계 및 상호작용에 대한 만족도, 양육 태도, 양육자 및 아동 각각의 사회적 관계 등에 부정적 영향을 끼쳐 아동발달을 저해한다(구인회 외, 2006; 김광혁, 2019; 김소형·김현옥·김경호, 2022). 특히 빈곤 가정의 아동이 비빈곤 가정의 아동에 비해 우울 및 불안과 비행 및 공격성 등 내재화와 외현화 문제의 어려움을 겪는다(김광혁, 2010; 이상균·유조안, 2015). 즉 빈곤이 아동의 사회적 관계망 및 사회성을 약화시키고, 심리·정서적 부적응을 유발하는 요인이라고 볼 수 있다(McLeod and Shanahan, 1993; 신명주, 2015; 정그레이스·이상균·유조안, 2015).

빈곤과 아동발달의 관계를 검증한 선행연구에 따르면 가족의 경제적 빈곤은 아동의 우울·불안, 부주의 및 사회적 위축 등이 내재적 요인의 상승에 영향을 미치며(김광혁, 2015; 이선희·이은경, 2021), 소득 격차에 따라 아동의 균형 있는 식생활과 건강 및 실천 관리에 차이가 나타났다(권은선·구인회, 2010; 김소형 외, 2022). 빈곤과 아동의 삶의 질과의 관계를 살펴본 연구에서도 빈곤은 청소년의 삶의 질에 직접적 영향을 미치는 것으로 나타나 빈곤할수록 삶의 만족도와 행복감이 낮아져 전반적인 삶의 질을 저해한다고 보고한다(유정원·김형모, 2012; 이수진·정익중 2020). 특히 삶의 만족도는 개인의 주관적인 안녕감을 나타내는 핵심 지표로써 자신의 삶에 대한 만족 정도를 인지적으로 평가하는 것으로 매우 중요한 지표이다(Huebner, 2004; Pavot, Diener, Colvin, and Sandvik, 1991). 이외에도 빈곤과 학업성취의 상관관계가 매우 높게 보고되었다. 가정배경 즉, 가정소득 및 부모학력 등이 아동의 학업성취에 영향을 미치며, 소득수준에 따라 상이한 결과를 나타내는 것으로 나타났다(김광혁, 2010; 양귀순, 2017). 특히 빈곤경험 발달단계적 분석한 구인회 외(2009)의 연구에서는 빈곤 아동의 학업성취는 비빈곤 아동에 비해 해마다 성취수준이 부정적인 방향으로 변화하는 양상을 보이는 것으로 나타났다. 이외에도 학교생활적응(구인회·박현선·정의

중, 2006; 김광혁, 2019; 김현주, 2011; 정익중·권은선·박현선, 2011), 부모·교사·또래 지지와 같은 관계 변수 등이 상관관계를 갖으며 빈곤할수록 대부분의 영역에서 아동발달에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다(김효진, 2008; 김현주, 2011). 특히, 학령기 아동의 경우 학업과정 및 성적에서 삶의 만족도와 행복감의 영향을 받는 것으로 나타났으며(김진미, 2019; 이현웅·곽윤정, 2011), 아동의 단기간의 빈곤 경험보다는 연속적인 빈곤을 경험할수록 아동발달에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(김효진, 2008; 구인회 외, 2009; 김광혁, 2011). 이에 본 연구에서는 빈곤과 아동발달에 상관관계가 있는 주요한 변수로 내재화 요인과 외현화 요인, 부모 및 친구 관계, 주관적 행복감 등을 아동발달 지표로 분석하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

본 연구는 『한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)』를 활용하였다. 한국복지패널은 전국을 대표하는 패널조사로 표본추출 시 중위소득 60% 미만 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하였기 때문에 저소득층 연구에 적합한 패널이다. 2006년부터 총 7,072가구를 대상으로 시작되었으며, 가구용, 가구원용, 부가조사, 세 가지의 조사표로 구성하여 실시되었다. 부가조사는 3년마다 아동, 복지 인식, 장애인에 대해 이루어지고 있다. 본 연구에서는 다차원 빈곤이 아동발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 아동부가조사가 실시된 10차(2015년), 13차(2018년), 16차(2021년) 자료를 활용하였다. 분석에 포함된 대상자는 10차, 13차, 16차 아동부가조사에 모두 응답한 아동이 속한 304가구와 아동은 10차 336명, 13차 326명, 16차 322명이다. 가장 많은 수가 참여한 10차를 기준으로 아동의 인구사회학적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 성별을 살펴보면 남아는 159명(47.3%), 여아는 177명(52.7%)으로 나타났고, 학년은 초등학교 4학년 103명(30.7%), 초등학교 5학년 118명(35.1%), 초등학교 6학년 115명(34.2%)이다. 지역을 살펴보면 서울 36명(10.7%), 광역시 100명(29.8%), 시 153명(45.5%), 군 39명(11.9%), 도농복합군 8명(2.4%)으로 나타났다. 또한 가구 가처분소득의 평균은 5542.63만원, 표준편차는 3142.85로 나타났다.

2. 측정도구

1) 다차원 빈곤

본 연구에서는 주거, 식생활, 교육, 의료, 고용, 금융, 관계의 총 7개 영역으로 빈곤 지표를 선정하여 아동 가구의 빈곤 특성을 살펴보고자 하였다. 주거 영역은 주거비 과부담과 주거생활 박탈 두 가지 차원으로 구성하였다. 주거비 과부담은 가처분소득 대비 주거비 지출이 30% 이상을 차지할 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 주거생활 박탈은 2달 이상 집세가 밀리거나 낼 수 없어 집을 옮긴 경험이 있거나, 돈이 없어 겨울에 난방을 못한 경험이 있는 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 식생활 영역은 식생활 박탈 한 가지 차원으로 구성하였고, 균형잡힌 식사를 못하는 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 교육과 의료도 각각 교육비 과부담과 의료비 과부담 한 가지 차원으로 구성하였는데, 가처분소득 대비 교육비/의료비 지출이 20% 이상을 차지할 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 고용 영역은 경제활동 참여상태와 근로능력 두 가지 차원으로 구성하였다. 경제활동 참여상태는 실업 또는 비경제활동인구라고 응답한 경우를, 근로능력은

단순근로미약자 또는 근로 불가능이라고 응답한 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 금융 영역은 신용불량한 가지 차원으로 구성하였고, 신용불량 가구원이 있는 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 관계 영역은 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도 두 가지 차원으로 구성하였다. 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도는 각각 1문항으로 '매우 불만족(1점)'에서 '매우 만족(5점)'으로 응답하도록 했다. 이에 응답한 모든 가구원의 만족도 평균이 3점 이하인 경우 빈곤가구로 '1'로 코딩하였다. 모든 지표에서 빈곤가구가 아닌 경우에는 '0'으로 코딩하였다.

<표 1> 다차원 빈곤 주요 변수의 정의 및 측정방법

영역	변수명	정의 및 측정방법	빈곤율(%)		
			10차	13차	16차
주거	주거비 과부담	가처분소득 대비 주거비 지출이 30% 이상	1.5	0.9	0.9
	주거생활 박탈	2달 이상 집세가 밀리거나 낼 수 없어 집을 옮긴 경험이 있거나, 돈이 없어 겨울에 난방을 못한 경험이 있는 경우	0.9	0.9	0.6
식생활	식생활 박탈	균형잡힌 식사를 못하는 경우	4.5	2.4	0.9
교육	교육비 과부담	가처분소득 대비 교육비 지출이 20% 이상	16.4	17.9	20.8
의료	의료비 과부담	가처분소득 대비 의료비 지출이 20% 이상	1.2	3.0	1.2
고용	경제활동 참여상태	실업, 비경제활동인구	6.8	6.8	10.1
	근로능력	단순근로미약자, 근로 불가능	0.6	1.2	1.2
금융	신용불량	신용불량 가구원이 있는 경우	3.0	2.4	1.5
관계	가족관계 만족도	가구원 가족관계 만족도의 평균이 3점 이하인 경우	6.5	11.3	6.8
	사회적 친분관계 만족도	가구원 사회적 친분관계 만족도의 평균이 3점 이하인 경우	11.3	14.3	19.6

2) 아동발달

아동의 발달은 우울 및 불안, 공격성, 학업성적, 부모와의 관계, 친구와의 관계, 주관적 행복감을 통해 살펴보았다. 우울 및 불안, 공격성은 Achenbach(1991)가 개발한 아동, 청소년 행동평가 척도(Child Behavior Checklist: CBCL)를 오경자·이혜련·홍강의·하은혜(1998)가 번안한 척도 중 각 변수에 해당하는 문항을 활용하였다. 우울 및 불안은 '외롭다고 불평한다', '잘 운다', '나쁜 생각이나 나쁜 행동을 할까 두려워한다', '스스로 완벽해야 한다고 생각한다' 등 14개의 우울 및 불안 관련 문항에 대해 '1점: 전혀 아니다', '2점: 그렇다', '3점: 자주 그렇다'의 3점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2로 재코딩하여 합산한 점수로 측정하였다. 총점이 높을수록 우울 및 불안 정도가 높은 것을 의미한다.

공격성은 '말다툼을 자주 한다', '가족이나 다른 아이의 물건을 부순다', '자주 싸운다', '신체적으로 남을 공격한다' 등 19개의 공격성 관련 문항에 대해 '1점: 전혀 아니다', '2점: 그렇다', '3점: 자주 그렇다'의 3점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2로 재코딩하여 합산한 점수로 측정하였다. 총점이 높을수록 공격성 정도가 강한 것을 의미한다.

학업성적은 '지난 1년 동안 여러분의 학교성적은 어떻습니까?'라는 질문에 '1점: 아주 못함', '2점: 중간 이하', '3점: 중간', '4점: 중간 이상', '5점: 아주 잘함'의 5점 척도로 응답하였다. 본 연구에서는 전과목 평균의 학교성적을 활용하였으며, 점수가 높을수록 주관적 학교성적이 높음을 의미한다.

부모와의 관계는 이세용·양현정(2003)이 개발한 부모의 교육참여 척도의 일부를 활용하였다. '부모님과 나는 학교 생활이나 친구에 대해 대화한다', '우리 부모님은 내가 숙제를 다 했는지 관심을 가지고 확인한다' 등 4문항에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다', '2점: 별로 그렇지 않다', '3점: 그런 편이다', '4점 항상 그렇다'의 4점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2, 3으로 재코딩하여 합산한 점수로 측정하였다. 총점이 높을수록 부모와의 관계가 좋음을 의미하며, 척도의 Cronbach's α 값은 .740(10차), .710(13차), .754(16차)이다.

친구와의 관계는 서울아동패널(2005)을 참고하여 활용하였다. '내 친구들은 내가 외롭거나 힘들 때 나와 함께 있어준다', '내 친구들은 나를 좋아한다' 등 4문항에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다', '2점: 별로 그렇지 않다', '3점: 그런 편이다', '4점 항상 그렇다'의 4점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2, 3으로 재코딩하여 합산한 점수로 측정하였다. 총점이 높을수록 친구와의 관계가 좋음을 의미하며, 척도의 Cronbach's α 값은 .767(10차), .848(13차), .797(16차)이다.

주관적 행복감은 연세대학교 사회발전연구소(2010)의 척도를 활용하였다. '나는 건강하다고 생각한다', '나는 학교생활을 매우 좋아한다', '나는 삶에 만족한다' 등 6개의 문항에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다', '2점: 별로 그렇지 않다', '3점: 보통이다', '4점: 다소 그렇다', '5점: 매우 그렇다'의 5점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2, 3, 4로 재코딩하였고, 부정설문 문항은 역코딩하여 합산한 점수로 측정하였다. 총점이 높을수록 주관적 행복감이 높음을 의미하며, 척도의 Cronbach's α 값은 .756(10차), .766(13차), .834(16차)이다.

3. 분석방법

본 연구는 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동의 발달에 횡단 및 종단적으로 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 Mplus 8.4를 활용하였고, 구체적인 분석방법은 다음과 같다.

첫째, 각 차수별 아동 가구의 다차원 빈곤 잠재계층이 아동의 발달에 미치는 영향을 횡단적으로 살펴보기 위해 잠재계층분석(Latent Class Analysis: LCA)을 활용하였고, 모형은 [그림 1]과 같다. 이는 변수가 아닌 사람을 중심으로 분석하는 대상중심 접근방법으로 모집단의 이질적인 특성을 파악할 때 유용하다(Pastor, Barron, Miller and Davis, 2007). 그리고 유형의 수를 연구자가 미리 가정하지 않고, 범주화된 설문에 대한 관측변수들의 응답패턴을 기초로 하여 유사한 속성을 가진 개개인을 동일한 하위그룹으로 분류하기 위한 통계 분석방법이다(Muthen and Muthen, 2000; Geiser 2013).

둘째, 유형화된 각 차수별 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동발달에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 BCH 보조변수(auxiliary variable)를 활용하여 잠재계층에 따른 종속변수의 집단간 차이를 분석하였다(Asparouhov and Muthen, 2014). BCH(Bolck-Croon-Hagenaars) 접근 방식은 집단 내 개인의 확률적 특성을 고려하는 분석으로 ANOVA를 통한 분석보다 명확한 추정치를 산출하는 방법으로 보조변수의 분산이 집단 간에 크게 차이가 나는 경우 적용 한다(Bakk, Vermunt, 2016; Asparouhov, Muthén, 2014). 잠재계층분석 내에서 활용되는 BCH는 3단계 접근방법을 활용한다. 1단계는 잠재계층분석의 매개변수를 원격 결과 변인 없이 추정하고, 2단계는 잠재계층분석을 기반으로 집단 내 개인의 사후확률을 활용하여 특정

7) 본 연구에 적절한 분석방법은 잠재계층분석과 성장혼합모형이 합쳐진 2차성장혼합모형(Second-Order Growth Mixture Model)일 수 있다. 이는 2차 계층의 잠재계층을 조사하기 위한 모델로 개별 하위 영역의 특정 성장 궤적들 사이의 잠재적 이질성을 파악하기 위한 다차원 분석을 가리킨다. 2차성장혼합모형은 내부에 존재하는 이질성에 대한 보다 정확한 분석이 가능하며 모든 2차 잠재계층과 관련된 개별 확률을 추정할 수 있다는 장점이 있다(Wickrama, Lee, O'Neal and Lorenz, 2022). 그러나 본 연구에서는 다차원 빈곤이 아동의 발달에 미치는 영향에 대한 횡단과 종단 각각의 결과를 모두 확인하고자 잠재계층분석과 잠재계층성장분석을 분리하여 2단계로 실시하였다.

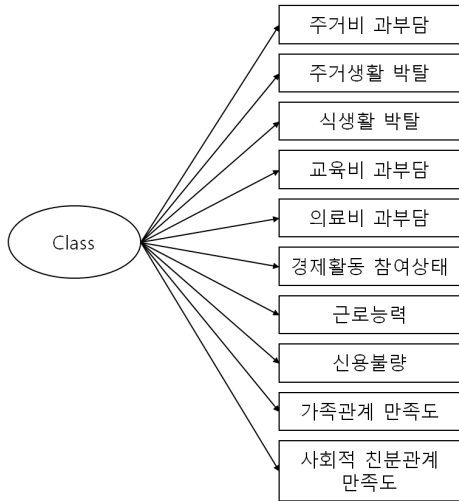
가중치 변수를 계산, 3단계는 가중치 변수를 각 집단의 Z 가중 평균을 계산하는데 적용한다(Huang, Dziak, Bray and Wagner, 2017). 종속변수가 연속형일 때 분류오류에 따라 각 개인의 가중치를 부여한 후 종속변수에 대해 분산분석을 실시하여 차이가 나타나는지를 알아보는 방법으로 분류의 오류를 고려할 뿐만 아니라, 기존 종속변수 분포에 큰 영향을 받지 않으므로, 잠재계층의 변화 문제가 발생하지 않는 장점이 있어 권장되는 방법이다(조소영·조규락, 2022; Bakk et al, 2016).

셋째, 횡단적으로 확인한 다차원 빈곤 유형화 결과를 활용하여 3개년의 다차원 빈곤 변화궤적 잠재계층 유형을 종단적으로 확인하기 위해 잠재계층성장분석(Latent Class Growth Analysis: LCGA)을 활용하였고, 모형은 [그림 2]와 같다. 분석을 진행하기 전에 각 차수별 아동 가구의 다차원 빈곤 유형으로 나타난 '다차원 비빈곤', '중간 다차원 빈곤', '다차원 빈곤'을 빈곤 수준에 따라 '다차원 비빈곤'은 '1'로, '중간 다차원 빈곤'은 '2'로, '다차원 빈곤'은 '3'으로 코딩하여 잠재계층을 도출하기 위한 지표로 활용하였다. 잠재계층성장분석은 성장혼합모형(Growth Mixture Model: GMM)의 하나로 특정한 성장집단의 세분화된 잠재 하위 집단을 찾아낼 수 있는데, 여러 시점으로 측정된 변수를 사용하여 각각의 다른 성장모수를 나타내면서 k 개의 하위집단을 확인하는 방법이다(유창민, 2019). 이는 각 잠재계층 내 변화궤적을 동질적이라고 보아 각 하위궤적 내 개인차를 허용하지 않고 집단 내 분산을 0으로 고정한다(Jung and Wickrama, 2008). 다차원 빈곤 유형의 변화궤적은 절편과 기울기로 측정되었으며, 잠재계층 변수는 절편과 기울기 값이 유사한 아동들의 집단을 나타내도록 했다(박현선·김민정·정익중, 2014).

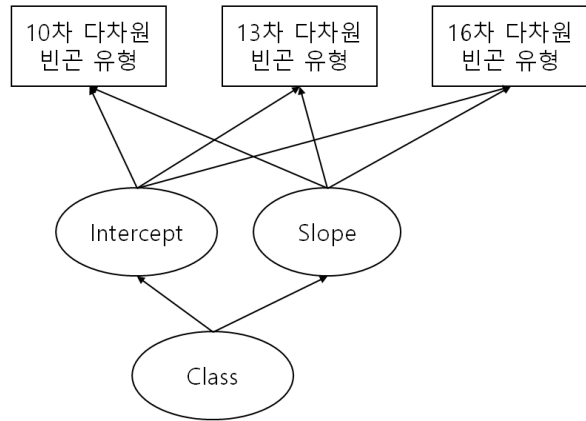
넷째, 다차원 빈곤 유형 변화궤적 잠재계층 유형의 변화가 아동의 발달에 어떠한 영향을 미치는지 확인하기 위해 BCH 보조변수를 활용하여 잠재계층에 따른 결과변수의 차이를 분석하였다.

잠재계층분석과 잠재계층성장분석에서 모형의 적합성을 평가하여 계층의 수를 결정하기 위해 정보지수, 모형의 χ^2 차이검증, 분류의 질, 각 집단의 사례 수 분포, 해석 가능성을 활용한다. 정보지수는 AIC(Akaike' Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), SABIC(Sample-size Adjusted BIC)가 있으며, 값이 작을수록 적합한 모형이라고 볼 수 있다. 모형의 χ^2 차이검증은 LMR-LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test), BLRT(Bootstrap Likelihood Ratio Test)로 확인하였다(Mendell and Rubin, 2001). 이때 잠재계층이 k개인 모형에 대해서 잠재계층이 k-1개인 모형과의 차이를 검증하며, 유의도 점수를 바탕으로 선택한다. 분류의 질은 Entropy를 통해 확인하며, 이는 1에 가까울수록 계층 분류의 정확도가 높음을 의미한다(Muthen 2004). 그리고 각 집단의 사례 수 분포는 도출된 잠재계층에서 하위집단의 비율이 전체의 1~5% 이상인 경우는 적절하다고 본다(Jung et al, 2008; Nooner, Litrownik, Thompson, Margolis, English, Knight, and Roesch, 2010).

[그림 1] 잠재계층분석(Latent Class Analysis: LCA) 모형



[그림 2] 잠재계층 성장분석(Latent Class Growth Analysis: LCGA) 모형



제4절 연구결과

1. 주요 변수의 기술통계

본 연구에서 사용된 주요 변수가 정규분포를 만족하는지 확인하기 위해 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도의 기술통계 결과를 <표 2>에 제시하였다. 비행을 제외한 모든 변수의 절댓값이 왜도는 3미만, 첨도는 10미만의 값을 나타내어 정규성 가정을 충족하는 것으로 나타났다.

<표 2> 주요 변수의 기술통계

변수		최솟값	최댓값	평균	표준편차	왜도	첨도
우울 및 불안	10차	0	26	3.45	3.91	2.25	6.90
	13차	0	23	3.62	4.17	1.80	3.69
	16차	0	21	3.58	4.00	1.51	2.01
공격성	10차	0	19	2.50	3.46	2.09	5.00
	13차	0	19	2.56	3.52	2.17	5.11
	16차	0	14	1.63	2.46	2.02	4.37
학업성적	10차	1	5	3.76	0.86	-0.25	-0.29
	13차	1	5	3.42	1.00	-0.37	-0.27
	16차	1	5	3.15	0.91	0.15	-0.04
부모와의 관계	10차	0	12	6.72	2.62	-0.05	-0.05
	13차	0	12	6.22	2.47	-0.15	0.05
	16차	0	12	5.46	2.52	0.32	0.09
친구와의 관계	10차	3	12	9.76	1.83	-0.38	-0.36
	13차	2	12	9.83	2.00	-0.70	0.34
	16차	3	12	9.45	1.81	-0.06	-0.42
주관적 행복감	10차	2	24	19.18	4.18	-0.93	1.014
	13차	5	24	19.02	4.00	-0.53	-0.31
	16차	4	24	17.51	4.20	-0.39	-0.17

2. 각 차수별 아동 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형과 아동발달 간의 관계

1) 다차원 빈곤 잠재계층 수 결정

아동 가구의 다차원 빈곤 잠재계층이 어떻게 유형화되는지 확인하기 위해 주거비 과부담, 주거생활 박탈, 식생활 박탈, 교육비 과부담, 의료비 과부담, 경제활동 참여상태, 근로능력, 신용불량, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도를 종속변수로 하여 10차, 13차, 16차 각 차수별로 잠재계층분석(LCA)을 실시하였다. 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 정보지수, 모형의 χ^2 차이검증, 분류의 질, 각 집단의 사례 수 분포, 해석 가능성을 살펴봄에 모형을 비교하였다. 각 집단의 사례 수 분포를 살펴볼 때, 본 연구에서 활용한 빈곤 지표의 경우 교육비 과부담을 제외한 대부분의 지표들에서 '빈곤'을 차지하는 비율이 10% 이하로 나타난다. 따라서 각 집단의 사례 수 비율이 4% 이하로 나타나더라도 의미있는 분류로 판단하였다. 각 차수별로 모형을 비교한 결과는 <표 3>에 제시하였다.

결과를 각 차수별로 자세히 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 10차 자료의 결과는 정보지수인 AIC, BIC, saBIC는 잠재계층이 2개인 모형이 수치가 가장 작았으며, 모형의 χ^2 차이검증 또한 LMR-LRT, BLRT 모두 2개인 모형이 더 좋은 모형이라고 볼 수 있다. 하지만 분류의 질인 Entropy는 계층의 수가 커질수록 증가하는 것으로 나타났다. 각 집단의 사례 수 분포는 3개인 모형이 적절한 것으로 판단되었다. 따라서 다양한 지수와 해석 가능성을 고려했을 때 잠재계층의 수가 3개인 모형을 최종적으로 결정하였다. 둘째, 13차 자료는 AIC, BIC, saBIC는 잠재계층이 3개인 모형이 수치가 가장 작았으며, LMR-LRT는 2개인 모형이, BLRT는 3개인 모형이 더 좋은 모형이라고 볼 수 있다. Entropy는 4개인 모형이 가장 좋은 분류의 질을 나타내었다. 각 집단의 사례 수 분포는 3개인 모형이 적절한 것으로 판단되었다. 따라서 다양한 지수와 해석 가능성을 고려했을 때 잠재계층의 수가 3개인 모형을 최종적으로 결정하였다. 셋째, AIC는 잠재계층이 3개인 모형이, BIC와 saBIC는 2개인 모형이 수치가 가장 작았으며, LMR-LRT는 2개인 모형이, BLRT는 3개인 모형이 더 좋은 모형이라고 볼 수 있다. Entropy는 계층의 수가 커질수록 증가하는 것으로 나타났다. 각 집단의 사례 수 분포는 3개인 모형이 적절한 것으로 판단되었다. 따라서 다양한 지수와 해석 가능성을 고려했을 때 잠재계층의 수가 3개인 모형을 최종적으로 결정하였다.

<표 3> 각 차수별 다차원 빈곤 잠재계층 모형 적합도

구분	모형	AIC	BIC	saBIC	LMR-LRT	BLRT	Entropy	잠재계층 분류율 %			
								1	2	3	4
10차	1-class	1299.077	1341.066	1306.172	na	na	na				
	2-class	1213.611	1301.404	1228.445	.000	.000	.929	7.1	92.9		
	3-class	1219.516	1353.115	1242.091	.071	.267	.966	6.8	3.9	89.3	
	4-class	1229.962	1409.366	1260.276	.101	.600	.969	7.1	1.2	87.8	3.9
13차	1-class	1405.294	1447.282	1412.389	na	na	na				
	2-class	1321.924	1409.718	1336.759	.000	.000	.855	9.2	90.8		
	3-class	1306.334	1439.933	1328.909	.124	.000	.747	2.4	17.6	80.1	
	4-class	1307.858	1487.263	1338.173	.201	.070	.994	2.4	44.6	81.3	11.9
16차	1-class	1316.608	1354.779	1323.058	na	na	na				
	2-class	1268.211	1348.371	1281.756	.001	.000	.836	91.7	8.3		
	3-class	1262.218	1384.366	1282.858	.062	.000	.935	4.2	4.2	91.7	
	4-class	1269.023	1433.158	1296.757	.002	.082	.963	4.2	3.6	92.0	0.3

n=336

na = not applicable.

2) 다차원 빈곤 잠재계층의 특성

다차원 빈곤 잠재계층에 대한 해석은 각 지표에 응답할 조건부 확률에 의해 이루어진다. 차수별 각 잠재계층의 조건부 응답 확률은 <표 4>와 같고, 그래프로 나타낸 형태는 [그림 3], [그림 4], [그림 5]와 같다. 3개의 유형은 10개 차원에 '빈곤'하다고 응답할 확률이 높은 정도에 따라 '다차원 빈곤', '중간 다차원 빈곤', '다차원 비빈곤'으로 명명하였다. 각 집단 크기를 살펴보면 10차 자료는 다차원 빈곤 23명(6.8%), 중간 다차원 빈곤 13명(3.9%), 다차원 비빈곤 300명(89.3%)으로 나타났고, 13차 자료는 다차원 빈곤 8명(2.4%), 중간 다차원 빈곤 59명(17.6%), 다차원 비빈곤 269명(80.1%)으로 나타났으며, 16차 자료는 다차원 빈곤 14명(4.2%), 중간 다차원 빈곤 14명(4.2%), 다차원 비빈곤 308명(91.7%)으로 확인되었다.

각 차수별로 유형의 특성을 자세히 살펴보면 다음과 같다. 10차 자료의 경우 '다차원 빈곤' 유형은 주거생활 박탈 11.8%, 식생활 박탈 40.2%, 의료비 과부담 6.9%, 신용불량 24.5%, 가족관계 만족도 41.6%, 사회적 친분관계 만족도 97.4%로 총 6개의 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높았다. 이는 소득과 관련성이 높고, 관계적 차원에서 빈곤을 보이는 유형으로 나타났다. '중간 다차원 빈곤' 유형은 주거비 과부담 7.8%, 교육비 과부담 23.3%, 경제활동 참여상태 100%, 근로능력 15.5%로 총 4개의 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높아, 고용의 측면에서 빈곤을 겪는 유형으로 보여진다. '다차원 비빈곤' 유형의 경우 '빈곤'에 응답할 확률이 가장 높은 차원은 없었으나, 교육비 차원에서 빈곤을 경험할 확률이 높은 것으로 나타났다.

13차 자료에서는 '다차원 빈곤' 유형은 주거생활 박탈 37.5%, 식생활 박탈 100%, 의료비 과부담 12.5%, 경제활동 참여상태 37.5%, 근로능력 12.5%, 신용불량 37.5%, 가족관계 만족도 50%, 사회적 친분관계 만족도 87.5% 총 8개의 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높았다. 이 유형은 주거비 및 교육비 과부담을 제한 대부분의 차원에서 빈곤을 경험하고 있는 집단이라고 볼 수 있다. '중간 다차원 빈곤' 유형은 주거비 과부담 1.7%, 교육비 과부담 42.9%로 총 2개의 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높았으며, 다른 유형에 비해 교육비 과부담 차원에서 빈곤을 경험하고 있는 집단으로 나타났다. '다차원 비빈곤' 유형의 경우 '빈곤'에 응답할 확률이 가장 높은 차원은 없었으나, 교육비 과부담 차원에서 다른 차원에 비해 빈곤을 경험할 확률이 높은 것으로 나타났다.

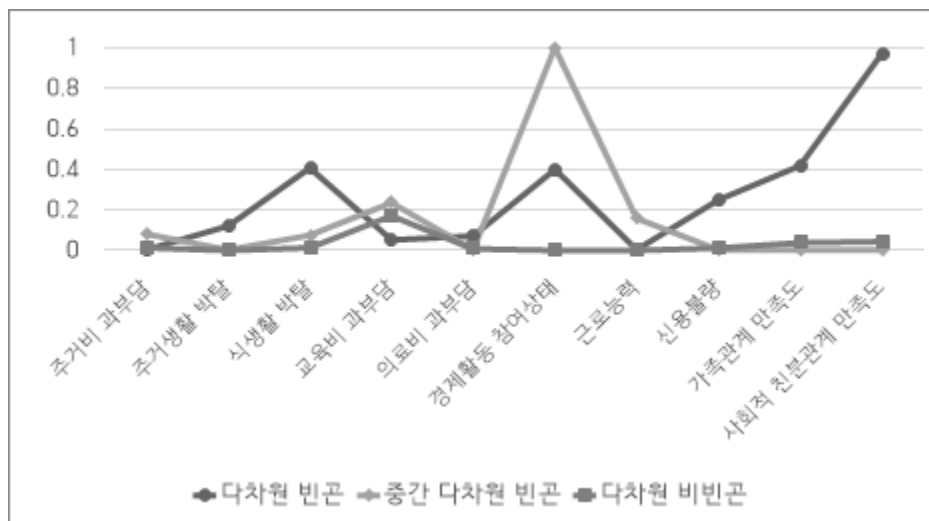
16차 자료에서는 주거비 과부담 19.1%, 의료비 과부담 6.5%, 경제활동 참여상태 87.5%, 근로능력 25.5%, 신용불량 19.6%, 사회적 친분관계 70.7%로 총 6개 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높게 나타나 소득과 관련성이 높은 차원에서 빈곤을 보이는 것으로 확인되었다. '중간 다차원 빈곤' 유형은 주거생활 박탈 12.6%, 식생활 박탈 18.9%, 가족관계 만족도 100% 총 3개의 차원에서 '빈곤'에 응답할 확률이 높게 나타났으며, 이는 가정 내 어려움을 겪고 있는 집단으로 유추해 볼 수 있다. '다차원 비빈곤' 유형의 경우 교육비 과부담 22.3%로 다른 유형에 비해 교육비 과부담 차원에서 빈곤을 경험하고 있는 집단으로 나타났다.

각 차수별 결과에서 주목할만한 점은 주거비 과부담 차원이 10차와 13차에서 '중간 다차원 빈곤' 유형에서 상대적으로 높은 비율을 보였다는 점과, 교육비 과부담 차원의 경우 '중간 다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형에서 빈곤이 나타났다는 점이다. 상대적으로 비빈곤한 집단에서 주거비와 교육비 차원의 빈곤이 나타나는 것으로 보아 해당 영역에 대한 정책적 보완이 필요함을 알 수 있다. 또한 의료비 과부담, 신용불량, 사회적 친분관계 만족도 차원의 빈곤은 3개 차수 모두 '다차원 빈곤' 유형에서 응답할 확률이 높았다. 이는 가장 빈곤한 집단의 경우 의료비 과부담, 신용불량, 사회적 친분관계 만족도 차원에 초점을 맞춘 지원이 필요함을 시사한다.

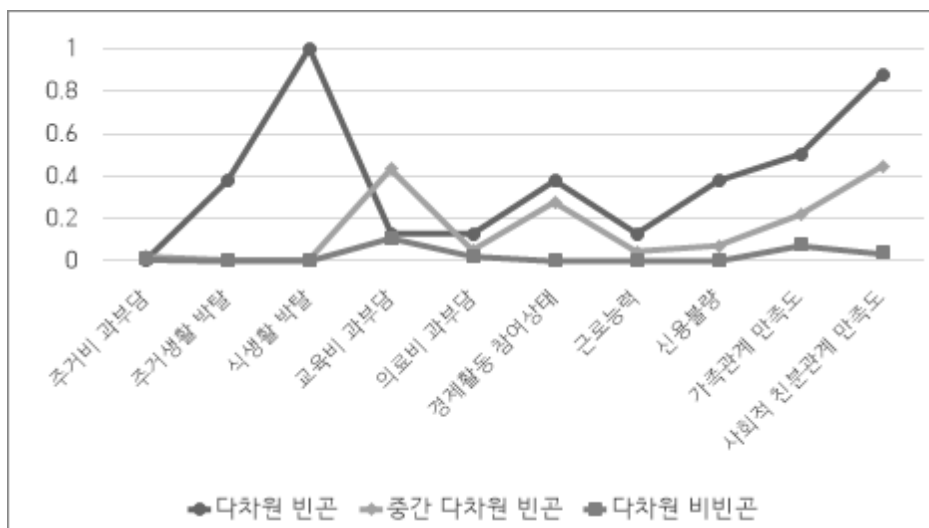
3) 다차원 빈곤 잠재계층에 따른 아동발달의 차이

각 차수별로 다차원 빈곤 잠재계층 유형에 따라 아동발달에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 방법을 적용한 결과는 <표 5>에 제시하였다. 그 결과 10차 자료(초등학생)에서는 우울 및 불안, 공격성, 학업성적, 주관적 행복감에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 우울 및 불안의 경우 '다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형 간 차이가 있는 것으로 나타났고, '다차원 빈곤' 유형이 정도가 높은 것으로 나타났다. 공격성은 '중간 다차원 빈곤', '다차원 비빈곤'과 '다차원 빈곤' 유형 간 차이가 확인되었고, '다차원 빈곤' 유형이 나머지 두 개의 유형보다 높은 것으로 나타났다. 학업성적과 주관적 행복감에도 차이가 나타났는데, '다차원 비빈곤'이 '다차원 빈곤' 유형보다 높은 것으로 나타났다. 즉, 부정적인 발달에 있어서는 '다차원 빈곤' 유형이, 긍정적인 발달은 '다차원 비빈곤' 유형이 더 높은 것으로 나타났다. 13차 자료(중학생)는 학업성적에 유의한 차이가 있었다. '다차원 빈곤' 유형보다 '중간 다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형이 학업성적이 높은 것으로 나타났다. 16차 자료(고등학생)는 부모와의 관계에 유의한 차이가 있었다. '다차원 비빈곤' 유형이 '다차원 빈곤' 유형보다 부모와의 관계가 좋은 것으로 나타났다.

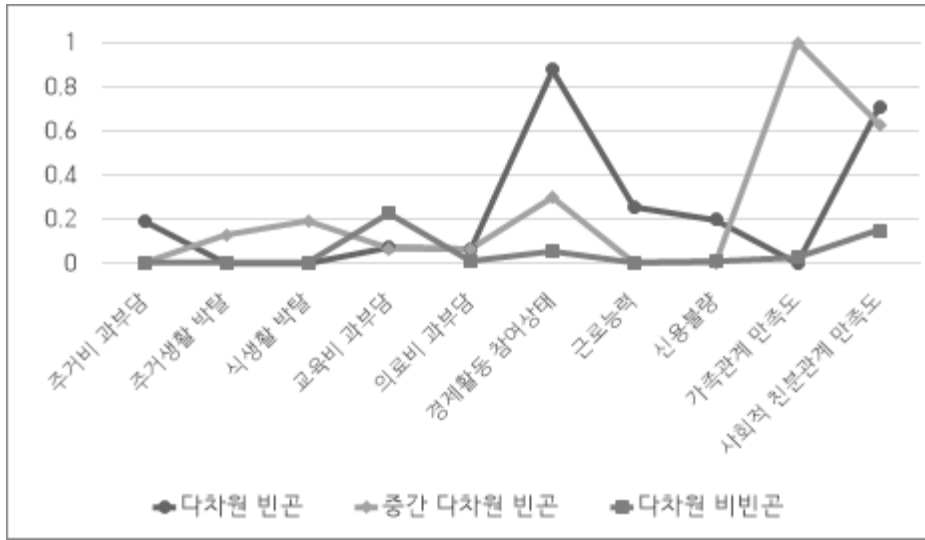
[그림 3] 10차 다차원 빈곤 잠재계층



[그림 4] 13차 다차원 빈곤 잠재계층



[그림 5] 16차 다차원 빈곤 잠재계층



<표 4> 유형별 조건부 응답 확률

(N=336)

구분	10차			13차			16차		
	다차원 빈곤	중간 다차원 빈곤	다차원 비빈곤	다차원 빈곤	중간 다차원 빈곤	다차원 비빈곤	다차원 빈곤	중간 다차원 빈곤	다차원 비빈곤
주거비 과부담	빈곤	.078	.013	.000	.017	.007	.191	.000	.000
	비빈곤	.922	.987	1.000	.983	.993	.809	1.000	1.000
주거생활 박탈	빈곤	.118	.000	.375	.000	.000	.000	.126	.000
	비빈곤	.882	1.000	.625	1.000	1.000	1.000	.874	1.000
식생활 박탈	빈곤	.402	.013	1.000	.000	.000	.000	.189	.000
	비빈곤	.598	.987	.000	1.000	1.000	1.000	.811	1.000
교육비 과부담	빈곤	.048	.171	.125	.429	.108	.072	.066	.223
	비빈곤	.952	.829	.875	.571	.892	.928	.934	.777
의료비 과부담	빈곤	.069	.008	.125	.047	.022	.065	.063	.007
	비빈곤	.931	.992	.875	.953	.978	.935	.937	.993
경제활동 참여상태	빈곤	.397	.000	.375	.273	.000	.875	.296	.051
	비빈곤	.603	1.000	.625	.727	1.000	.125	.704	.949
근로능력	빈곤	.000	.000	.125	.041	.000	.255	.000	.000
	비빈곤	1.000	1.000	.875	.959	1.000	.745	1.000	1.000
신용불량	빈곤	.245	.013	.375	.068	.000	.196	.000	.006
	비빈곤	.755	.987	.625	.932	1.000	.804	1.000	.994
가족관계 만족도	빈곤	.416	.038	.500	.214	.072	.000	1.000	.023
	비빈곤	.584	.962	.500	.786	.928	1.000	.000	.977
사회적 친분관계 만족도	빈곤	.974	.044	.875	.442	.034	.707	.629	.148
	비빈곤	.026	.956	.125	.558	.966	.293	.371	.852

<표 5> 다차원 빈곤 잠재계층에 따른 아동발달의 차이

구분	10차(초등학생)				13차(중학생)				16차(고등학생)				
	N	M	S.E.	Overall test χ^2 (significant pairwise comparisons)	N	M	S.E.	Overall test χ^2 (significant pairwise comparisons)	N	M	S.E.	Overall test χ^2 (significant pairwise comparisons)	
우울 및 불안	다차원 빈곤 ^a	23	4.941	.738	4.274 (c<a)	8	2.500	.829	1.986	14	3.436	.882	1.225
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	3.212	1.067		59	3.087	.651		14	4.959	1.413	
	다차원 비빈곤 ^c	300	3.332	.229		269	3.670	.295		308	3.353	.232	
공격성	다차원 빈곤 ^a	23	5.354	.991	9.163** (b, c<a)	8	2.750	.745	.278	14	2.750	1.004	2.255
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	2.274	.910		59	2.279	.538		14	2.063	.611	
	다차원 비빈곤 ^c	300	2.261	.192		269	2.532	.248		308	1.478	.139	
학습성적	다차원 빈곤 ^a	23	3.327	.210	4.678 (a<c)	8	2.500	.306	7.259* (a<b, c)	14	2.458	.345	3.275
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	3.696	.278		59	3.317	.169		14	3.165	.192	
	다차원 비빈곤 ^c	300	3.795	.049		269	3.349	.081		308	2.957	.070	
부모와의 관계	다차원 빈곤 ^a	23	5.837	.657	1.478	8	4.875	.856	1.590	14	3.181	.603	11.251** (a<c)
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	6.080	.758		59	5.923	.463		14	4.487	.862	
	다차원 비빈곤 ^c	300	6.572	.165		269	5.979	.190		308	5.269	.161	
친구와의 관계	다차원 빈곤 ^a	23	9.737	.398	1.045	8	9.625	.557	.219	14	8.997	.869	.069
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	9.303	.459		59	9.323	.410		14	9.157	.466	
	다차원 비빈곤 ^c	300	9.784	.107		269	9.515	.191		308	9.028	.155	
주관적 행복감	다차원 빈곤 ^a	23	16.888	1.014	7.709* (a<c)	8	16.375	1.561	3.008	14	14.036	1.728	4.788
	중간 다차원 빈곤 ^b	13	18.012	.887		59	19.094	.798		14	15.238	1.076	
	다차원 비빈곤 ^c	300	19.426	.241		269	18.341	.359		308	17.006	.316	

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

3. 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층 유형과 아동발달 간의 관계

1) 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층 수 결정

다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층 수를 결정하기 위해 10차, 13차, 16차 각 차수별 아동 가구의 다차원 빈곤 유형을 빈곤 정도에 따라 '다차원 비빈곤'은 '1'로, '중간 다차원 빈곤'은 '2'로, '다차원 빈곤'은 '3'으로 코딩하여 잠재계층성장분석(LCGA)을 실시하였다. 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 정보지수, 모형의 χ^2 차이검증, 분류의 질, 각 집단의 사례 수 분포, 해석 가능성을 살펴보고 모형들을 비교한 결과는 <표 6>에 제시하였다. AIC, BIC, saBIC는 4개인 모형이 수치가 가장 작았으며, LMR-LRT는 2개인 모형이, BLRT는 모든 집단의 수에서 유의하게 나타났다. Entropy는 모든 집단의 수에서 좋은 분류의 질을 나타냈다. 각 집단의 사례 수 분포는 4개인 모형이 가장 적절한 것으로 판단되었다. 따라서 다양한 지수와 해석 가능성을 고려했을 때 잠재계층의 수가 4개인 모형을 최종적으로 결정하였다.

<표 6> 다차원 빈곤 유형 잠재계층 모형 적합도

모형	AIC	BIC	saBIC	LMR-LRT	BLRT	Entropy	잠재계층 분류율 %				
							1	2	3	4	5
1-class	1389.638	1408.723	1392.863	na	na	na					
2-class	746.254	776.791	751.414	.044	.000	1.000	10.7	89.3			
3-class	548.937	590.925	556.032	.462	.000	.999	89.3	6.3	4.5		
4-class	180.841	234.280	189.870	.288	.000	1.000	4.5	3.9	6.3	85.4	
5-class	186.841	251.731	197.805	.353	.000	1.000	85.4	6.3	3.9	4.5	0.0

n=336

na = not applicable.

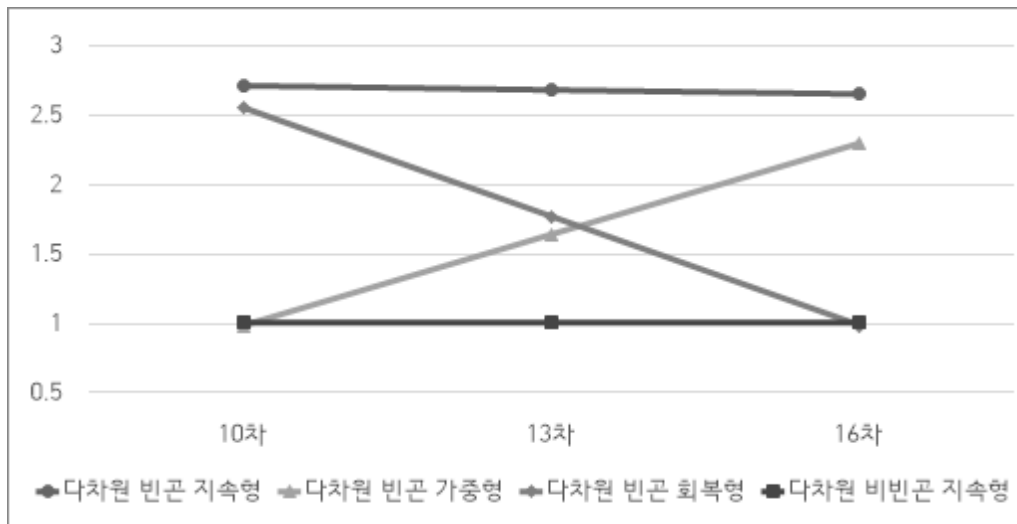
2) 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층의 특성

최종적으로 결정된 4개 계층 모형에서 도출된 집단의 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 형태는 [그림 6]과 같고, 각 잠재계층 유형별 초기치와 변화율의 평균을 추정한 결과는 <표 7>과 같다.

4개의 유형은 각 차원별 특성을 고려하여 '다차원 빈곤 지속형', '다차원 빈곤 가중형', '다차원 빈곤 회복형', '다차원 비빈곤 지속형'으로 명명하였다. '다차원 빈곤 지속형'을 살펴보면, 사례 수는 총 15명으로 연구대상자의 4.5%가 속한다. 다차원 빈곤 유형의 초기치는 2.708($p < .001$)이고, 변화율은 $-.030(p > .05)$ 으로 나타났다. 즉, 모든 시점에서 다차원 빈곤 정도가 가장 높은 집단이며, 변화율은 유의하지 않은 것으로 나타나 10차에서 16차까지 다차원 빈곤이 지속되는 것으로 나타났다. 따라서 '다차원 빈곤 지속형'으로 명명하였다. '다차원 빈곤 가중형'을 살펴보면, 사례 수는 총 13명으로 연구대상자의 3.9%가 속한다. 다차원 빈곤 유형의 초기치는 $.979(p < .001)$ 이고, 변화율은 $.656(p < .001)$ 으로 나타났다. 즉, 10차 시점에는 다차원 빈곤 정도가 가장 낮았으나 갈수록 상승하였다. 따라서 '다차원 빈곤 가중형'으로 명명하였다. '다차원 빈곤 회복형'을 살펴보면, 사례 수는 총 21명으로 연구대상자의 6.3%가 속한다. 다차원 빈곤 유형의 초기치는 $2.546(p < .001)$ 이고, 변화율은 $-.783(p < .001)$ 으로 나타났다. 즉, 10차 시점에는 다차원 빈곤 정도가 높았으나 갈수록 감소하였다. 따라서 '다차원 빈곤 회복형'으로 명명하였다. '다차원 비빈곤 지속형'을 살펴보면, 사례 수는 총 287명으로 연구대상자의 85.4%가 속한다. 다차원 빈곤 유형의 초기치는 $1.008(p < .001)$ 이고, 변

화율은 $-.001(p>.05)$ 로 나타났다. 즉, 모든 시점에서 다차원 빈곤 정도가 낮은 집단이며, 변화율은 유의하지 않은 것으로 나타나 10차에서 16차까지 다차원 비빈곤이 지속되는 것으로 나타났다. 따라서 ‘다차원 비빈곤 지속형’으로 명명하였다.

[그림 6] 다차원 빈곤 유형 변화궤적의 잠재계층



<표 7> 잠재계층 유형별 초기치, 변화율의 추정평균

(N=336)

유형	사례 수	초기치		변화율	
		estimate	S.E.	estimate	S.E.
다차원 빈곤 지속형	15(4.5%)	2.708***	.117	-.030	.102
다차원 빈곤 가중형	13(3.9)	.979***	.011	.656***	.064
다차원 빈곤 회복형	21(6.3%)	2.546***	.109	-.783***	.055
다차원 비빈곤 지속형	287(85.4%)	1.008***	.002	-.001	.001

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

3) 다차원 빈곤 유형 변화궤적 잠재계층에 따른 아동발달의 차이

다차원 빈곤 유형 변화궤적 잠재계층 유형에 따라 아동발달에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 보조 변수를 활용하여 실시한 결과는 <표 8>에 제시하였다. 다차원 빈곤 유형 변화궤적 잠재계층 유형에 따라 부모와의 관계와 친구와의 관계에 차이가 있는 것으로 나타났는데, 부모와의 관계의 경우 ‘다차원 빈곤 가중형’과 ‘다차원 빈곤 회복형’, ‘다차원 비빈곤 지속형’ 간의 차이가 나타났으며, ‘다차원 빈곤 회복형’과 ‘다차원 비빈곤 지속형’이 ‘다차원 빈곤 가중형’보다 부모와의 관계가 더 좋은 것으로 확인되었다. 친구와의 관계에서는 ‘다차원 빈곤 가중형’, ‘다차원 비빈곤 지속형’과 ‘다차원 빈곤 회복형’ 간의 차이가 나타났다. ‘다차원 빈곤 가중형’과 ‘다차원 비빈곤 지속형’보다 ‘다차원 빈곤 회복형’이 친구와의 관계가 좋은 것으로 확인되었다. 즉, 관계의 측면에서만 종단적인 영향을 확인할 수 있었다.

<표 8> 다차원 빈곤 유형 변화계적 잠재계층에 따른 아동발달의 차이

구분		N	M	S.E.	Overall test χ^2 (significant pairwise comparisons)
우울 및 불안	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	4.214	.970	2.867
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	4.308	1.213	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	4.900	1.037	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	3.418	.236	
공격성	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	2.143	.570	2.360
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	2.692	.957	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	1.450	.433	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	1.571	.147	
학업성적	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	2.929	.188	2.805
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	2.923	.277	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	3.000	.245	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	3.184	.055	
부모와의 관계	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	4.214	.828	13.481** b<c, d
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	4.000	.449	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	5.368	.366	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	5.600	.154	
친구와의 관계	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	9.429	.502	12.053** b, d<c
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	9.385	.370	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	10.500	.304	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	9.383	.110	
주관적 행복감	다차원 빈곤 지속형 ^a	15	14.400	1.336	6.036
	다차원 빈곤 가중형 ^b	13	15.385	1.262	
	다차원 빈곤 회복형 ^c	21	15.714	1.092	
	다차원 비빈곤 지속형 ^d	287	17.049	.320	

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

제5절 논의 및 결론

본 연구에서는 전통적인 빈곤 측정 기준의 한계에서 벗어나 다차원 빈곤 지표를 중심으로 아동이 경험하는 빈곤의 단기적 경험과 연속적 경험이 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 따라서 본 연구의 목적은 가구의 다차원 빈곤 잠재계층 유형이 아동의 발달에 횡단 및 종단적으로 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 이를 위해 한국복지패널 10차, 13차, 16차 가구, 가구원 및 아동부가조사 자료를 활용하였다. 다차원 빈곤 잠재집단 유형화를 위해 잠재계층분석(LCA)과 잠재계층성장분석(LCGA)을 실시하였고, 아동발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 BCH 보조변수를 활용하였다.

첫째, 다차원 빈곤 잠재계층을 횡단적으로 살펴보기 위해 주거비 과부담, 주거생활 박탈, 식생활 박탈,

교육비 과부담, 의료비 과부담, 경제활동 참여상태, 근로능력, 신용불량, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도 차원을 통해 10차, 13차, 16차 각 차수별로 잠재계층분석을 실시하였고, 모두 3개의 잠재계층이 도출하였다. 이는 10개 차원에 '빈곤'하다고 응답할 확률이 높은 정도에 따라 '다차원 빈곤', '중간 다차원 빈곤', '다차원 비빈곤'으로 명명하였다. 각 유형별 특성을 살펴보면 '다차원 빈곤' 유형은 전반적인 차원에서 빈곤을 경험하는 집단으로 나타났다. 따라서 소득을 포함한 다차원적 영역의 전반적인 지원이 필요한 유형이다. 다만 이 집단에서 상대적으로 주거비와 교육비 과부담에 대해 빈곤을 경험하지 않는다는 결과가 나왔는데, 이는 주거비와 교육비에 어려움이 없다기보다는 기본적인 생계가 우선순위가 되어 나타난 결과일 수 있다. '중간 다차원 빈곤' 유형은 소득 외의 차원에서 빈곤을 경험하는 유형이다. 시기에 따라 다른 어려움을 겪을 수 있고, 소득에 따른 절대적 빈곤이 아니기 때문에 발견이 어려울 수 있다. 따라서 소득 중심의 지원이 아닌 다양한 다차원 빈곤을 발굴하고 지원할 수 있도록 체계가 마련되어야 한다. '다차원 비빈곤' 유형은 전반적으로 빈곤을 경험하지 않을 가능성이 높은 유형으로 교육비 과부담 차원에서만 빈곤을 경험할 확률이 높았다.

각 차수의 유형별 조건부 응답 확률 결과에서 주목할만한 점은 주거비 과부담 차원이 10차와 13차에서 '중간 다차원 빈곤' 유형에서 상대적으로 높은 비율을 보였다는 점과, 교육비 과부담 차원의 경우 '중간 다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형에서 빈곤이 나타났다는 점이다. 상대적으로 비빈곤한 집단에서 주거비와 교육비 차원의 빈곤이 나타났는데 이것은 주택정책과 교육정책의 방향성이 유기적으로 연결되어야 함을 시사해 준다. 교육 경쟁이 치열하고 질 높은 교육에 수요가 높은 일부 비빈곤의 집단에서는 '학군'에 따른 '거주지역'을 매우 중요하게 여긴다. 학군이 좋을수록 거주지역의 주택시장도 과열된다. 이는 가구의 소득수준과 가구주의 학력, 거주지역 등 주 양육자의 사회계층 요인이 자녀의 사교육비에 미치는 영향이 크다는 연구와 동일한 맥락을 가진다(정익중, 2011). 따라서 '중간 다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형에 대해 보편적 차원에서 모든 가정과 아동이 교육과 주거비 차원의 빈곤을 겪지 않을 수 있는 교육-주택-노동의 유기적인 정책이 제안되어야 할 것이다.

또한 의료비 과부담, 신용불량, 사회적 친분관계 만족도 차원의 빈곤은 3개 차수 모두 '다차원 빈곤' 유형에서 응답할 확률이 높았다. 이러한 결과는 현재 우리나라의 건강보험이 정률제를 기반으로 한 본인부담금 제도를 운영하여 소득이 낮아질수록 의료비에 대한 부담이 더 커지도록 되어있는 상황(송은철·신영전, 2010)이며, 취약계층의 경우 경제적 빈곤뿐만 아니라 경제적 빈곤이 야기하는 관계적 빈곤으로 악화되므로 사회적 관계의 차원에서도 높은 배제 수치를 나타냄으로써 사회적 자본의 결핍을 보여주기(박경·최경화·정숙정, 2019) 때문이라고 볼 수 있다. 따라서 이러한 '다차원 빈곤' 유형이 빈곤에서 벗어날 수 있도록 의료비의 비급여 항목을 확대하고, 신용불량에 빠졌을 때 개인 회생제도를 통해 신속히 채무를 면제받을 수 있도록 절차를 간소화하고, 회생 기관에 대한 접근성을 강화해야 한다. 사회적 친분관계는 다양한 사회적 자원을 정서적, 경제적, 정보적으로 교환할 수 있는 만큼 사회적 관계망을 넓힐 수 있도록 지역기반의 커뮤니티를 활성화해서 다양한 기회를 제공하는 것이 필요하다.

각 차수별로 다차원 빈곤 잠재계층 유형에 따라 아동발달에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 방법을 적용한 결과 분류된 잠재계층 유형에 따라 10차 자료에서는 우울 및 불안, 공격성, 학업성적, 주관적 행복감에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 우울 및 불안의 경우 '다차원 비빈곤' 유형보다 '다차원 빈곤' 유형이 정도가 높은 것으로 나타났다. 공격성은 '다차원 빈곤' 유형이 나머지 '중간 다차원 빈곤', '다차원 비빈곤' 유형보다 높은 것으로 나타났다. 학업성적과 주관적 행복감에도 차이가 나타났는데, '다차원 비빈'

곤'이 '다차원 빈곤' 유형보다 높은 것으로 나타났다. 13차 자료(중학생)는 학업성적에 차이가 확인되었다. '다차원 빈곤' 유형보다 '중간 다차원 빈곤'과 '다차원 비빈곤' 유형이 학업성적이 높은 것으로 나타났다. 16차 자료(고등학생)는 부모와의 관계에 유의한 차이가 있었다. '다차원 비빈곤' 유형이 '다차원 빈곤' 유형보다 부모와의 관계가 좋은 것으로 나타났다. 즉, 부정적인 발달에 있어서는 '다차원 빈곤' 유형이, 긍정적인 발달은 '다차원 비빈곤' 유형이 더 높은 것으로 나타났다.

또한 아동의 초등학생 시기에 조사가 이루어진 10차 자료의 결과에서 중고등학교 시기와는 다르게 다양한 발달변인에서 유의미한 차이가 나타났다. 이는 아동기 초기에는 아동의 인지적 및 사회·정서적 기술이 빠르게 발달하며, 부모 및 가정학습환경과 아동양육 환경, 보건시스템으로부터의 투입에 아주 민감하게 반응(김효진, 2008)하기 때문이라고 설명할 수 있다. 초등학교에 다니는 아동은 가정이라는 내부 생활환경에서 학교라는 외부세계로 자신의 활동영역을 확장시켜 나간다. 이 시기는 가정이란 좁고 특수한 친족사회에서 형성된 특성이 그 이후 확대된 일반사회에서 사회적 관계를 형성하는 출발점이 되는 중요한 시기이다(양귀순, 2017). 즉, 연령이 낮을수록 가정환경이 자녀의 발달에 미치는 영향이 크다고 볼 수 있다.

기존 선행연구 역시 빈곤 가정의 아동은 비빈곤 가정 아동에 비해 다차원 빈곤을 더 겪는 것으로 보고한다. 빈곤은 경제적 어려움과 사회적 관계망, 아동의 내재화 요인(우울 및 불안, 사회적 위축)과 외현화 문제(비행 및 공격성)들을 상승시키는 요인이 된다(신명주, 2015; 정그레이스 외, 2015; 김광혁, 2019; 김소형 외, 2022). 특히 '관계'와 관련된 요인은 가족구성원 간의 상호작용이 적어지며 갈등이 발생하면 삶의 만족도가 낮아지지만, 관계 만족도가 높을수록 주관적 행복감과 삶의 만족을 느끼게 되는 요인(김진미, 2019; 이현웅 외, 2011)으로서 아동 당사자 뿐만 아니라 빈곤가정 내 관계에도 매우 중대한 영향을 미친다. 이러한 아동의 심리사회적 적응에는 사회서비스의 이용이 긍정적인 영향을 미치기 때문에 이용 기회를 확대하는 것이 필요하다(정익중·김혜란·홍순혜·박은미·허남순·오정수, 2005). 또한 다차원 빈곤 유형에 대해 각 유형의 특성에 맞춘 지원방향을 수립하고 가정 내 문제 우선순위에 따른 수요자 맞춤형 지원이 필요하다. 아동이 발달상의 어려움을 겪는 경우 지역 내 사회복지 및 상담 유관기관을 통한 상담·치료 서비스 제공과 가족 내·외 '관계'에 대한 어려움의 경우 원활한 교류가 이어질 수 있도록 의사소통 및 관계 기술 교육을 제공받을 수 있는 지역 내 자원을 연계하고 체계를 구축하여 연속적인 서비스 환경 조성이 필요할 것이다.

둘째, 다차원 빈곤을 종단적으로 살펴보기 위해 앞서 잠재계층분석을 통해 각 차수별로 도출된 '다차원 빈곤', '중간 다차원 빈곤', '다차원 비빈곤'을 활용하여 다차원 빈곤 유형의 변화궤적을 잠재계층성장분석을 통해 유형화하였다. 그 결과 4개의 잠재계층이 도출되었다. 다차원 빈곤 유형의 변화궤적에 따라 '다차원 빈곤 지속형', '다차원 빈곤 가중형', '다차원 빈곤 회복형', '다차원 비빈곤 지속형'으로 명명하였다. 이는 선행연구에서 빈곤의 종단적 지속여부에 대해 '지속빈곤, 일시빈곤, 비빈곤'으로 분류하였으나(구인회 외, 2009; 권은선, 2010; 김광혁, 2011), '일시빈곤' 유형이 빈곤의 이행에 따라 세부적으로 추가 분류될 수 있음을 알 수 있다.

다차원 빈곤 유형 변화궤적 잠재계층 유형에 따라 아동발달에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 방법을 적용한 결과 분류된 잠재계층 유형에 따라 부모와의 관계, 친구와의 관계에 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 다차원 빈곤의 변화궤적이 아동발달의 관계적인 측면에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 부모와의 관계는 '다차원 빈곤 가중형'과 비교해 '다차원 빈곤 회복형'과 '다차원 비빈곤 지속형'이 더 긍정적인 것으로 나타났다. 친구와의 관계에서는 '다차원 빈곤 가중형', '다차원 비빈곤 지속형'과 '다차원 빈곤

회복형' 간의 차이가 나타났다. '다차원 빈곤 가중형'과 '다차원 비빈곤 지속형'보다 '다차원 빈곤 회복형'이 친구와의 관계가 좋은 것으로 확인되었다. 즉, '다차원 빈곤 가중형'보다 '다차원 빈곤 회복형'의 관계적인 측면의 발달이 더욱 긍정적임을 알 수 있다. 이는 '관계'가 장기적인 측면에서 빈곤 완화 효과를 불러오는 것으로 유추해볼 수 있다. 실제로 온라인 소셜 네트워크 플랫폼(Facebook, Instagram) 데이터를 활용해 사회적 자본과 경제적 이동성(아동이 소득분포를 높일 수 있는 기회)의 관계를 연구한 결과에 따르면 사회경제지위가 낮은 가정의 아동이 평균적으로 높은 사회경제지위를 가진 가정의 아동과 같은 학교를 다니는 것을 넘어 교류하고 성장할 경우 아동이 성인이 된 후 미래소득은 평균 20% 상승을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 빈곤을 겪는 아동은 부유한 또래와 긍정적인 상호작용을 하는 관계, 빈곤·비빈곤 아동 및 이웃과의 교류가 활발한 지역일수록 사회경제지위의 계층의 상향 이동성이 커진다는 것이다(Chetty et al., 2022). 그동안 우리 사회에서 이루어진 소득 중심의 빈곤 정의는 빈곤을 부정적으로 인식하게 하여 '관계'의 순기능을 무력하게 했다. 또한 빈곤의 책임을 가정과 국가에 국한하였으며 빈곤 완화를 위해 가정 내부요인 혹은 경제적 요인에 초점을 맞추어 복지제도를 시행해 왔다. 그러나 본 연구결과를 통해 가정 외부에서도 빈곤 완화 요인을 찾아볼 수 있었으며, 특히 비경제적 요인인 인적자본과의 관계에 주목할 것을 시사한다. 따라서 '다차원 빈곤 가중형'과 '다차원 빈곤 지속형'에 속한 아동이 성장하는 동안 친구, 이웃, 지역사회 등 외부 인적자원과의 관계망을 통한 활발한 교류를 통해 '함께' 빈곤을 완화하고 건강한 발달을 도모하게 해야 한다.

또한 '다차원 빈곤 가중형'보다 '다차원 빈곤 회복형'이 긍정적인 발달을 보인 것은 빈곤을 경험했다는 공통적인 특징을 가지고 있지만, 발달궤적에 따라 다른 발달을 보인다는 점을 시사한다. 따라서 기존 연구에서는 이 두 개의 집단을 빈곤으로 통칭했으나 세분화하여 살펴볼 필요가 있음을 의미하며, 각 집단의 특성에 따른 맞춤형 지원이 이루어져야 한다. 다만, 친구와의 관계에서 '다차원 비빈곤 지속형'보다 '다차원 빈곤 회복형'이 긍정적인 발달을 보인 것에 대해서는 후속연구를 통해 심층적으로 확인해볼 필요가 있다. 이에 반해 아동의 부정적인 발달 측면인 우울 및 불안, 비행, 공격성에는 다차원 빈곤 발달궤적 유형에 따라 차이가 없는 것으로 나타났는데, 이는 김광혁(2011)의 연구에서 빈곤 지속 여부에 따라 우울 및 불안, 공격성에 2개의 패널데이터 자료에서 차이가 없는 결과가 도출된 것과 맥을 함께한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 일반적인 소득 기준의 빈곤이 아닌 다차원 빈곤의 잠재계층과 아동의 발달 간의 관계를 살펴보고 각 집단의 특성에 따른 맞춤형 지원 방안에 대해 제언했다는 점이다. 둘째, 종단적으로 빈곤의 지속 여부를 확인할 때 다차원 빈곤의 발달궤적을 확인하고 통계적으로 분류했다는 점이다. 그동안의 선행연구에서 빈곤의 종단적 지속여부에 따른 영향을 살펴보았을 때 다차원 빈곤이 아닌 소득 기준의 전통적인 빈곤을 활용하여 '지속빈곤, 일시빈곤, 비빈곤'으로 분류하는 것이 일반적이었다. 하지만 본 연구에서는 집단을 임의로 분류하는 것이 아닌 통계적 수치를 근거로 집단의 수를 결정하고 명명하였고, 선행연구에서 분류되던 '일시빈곤'을 '다차원 빈곤 가중형', '다차원 빈곤 회복형'으로 세부적으로 나누어 살펴볼 수 있었다는 점이다. 셋째, 종단적으로 다차원 빈곤이 아동발달에 미치는 영향을 살펴보았을 때 '다차원 빈곤 가중형'보다 '다차원 빈곤 회복형'의 관계적인 측면의 발달이 더욱 긍정적이라는 결과를 통해 '관계'가 장기적인 측면의 다차원 빈곤 완화 효과를 불러온다는 것을 확인했다는 점에서 의의가 있다.

다차원 빈곤은 소득지표에 매몰되어 있던 빈곤의 기준을 다각화하는 과정으로 전통적인 '빈곤'의 인식 개선을 위해 다양한 차원의 빈곤개념과 비경제적 빈곤 완화 요인을 탐색해야 할 필요성을 시사한다. 우리

사회는 현재까지도 빈곤 정책으로 소득 기준의 단일 빈곤선을 기준으로 소득 구간에 따른 사회 및 복지 서비스를 제공하고 있다. 그러나 실질적인 빈곤의 이면을 들여다보기 위해서는 다차원 관점을 통한 통합적 접근이 필요하다. 나아가 상대적 빈곤의 기준을 넘어 보다 역동적인 개념의 빈곤 적용의 필요성이 있다. 빈곤의 다차원적 접근은 삶의 다양한 영역에서 겪는 빈곤에 따른 서비스와 정책의 구체화가 가능할 것이며 빈곤으로의 전락을 예방하는데 이바지할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 구인회·박현선·정익중. 2006. “빈곤이 아동의 학업성취에 미치는 영향”. 『아동권리연구』. 10(3). 269-295.
- 구인회·박현선·정익중·김광혁. 2009. “빈곤과 아동발달의 관계에 대한 중단분석”. 『한국사회복지학』. 61(1). 57-79.
- 권은선·구인회. 2010. “빈곤이 아동건강에 미치는 영향”. 『한국사회복지학』. 62(4). 129-148.
- 권종희·서병수. 2012. “한국의 다차원빈곤 동향”. 『한국복지패널 학술대회 논문집』. 한국보건사회연구원.
- 김경혜. 2011. “빈곤문제를 보는 새로운 시각-소득빈곤에서 다차원 빈곤으로”. 『SDI 정책리포트』. 100. 서울연구원.
- 김광혁. 2010. “빈곤이 아동의 우울·불안에 미친 영향: 빈곤의 기간 및 시기, 정도에 따른 차이를 중심으로”. 『한국청소년연구』. 21(1). 5-31.
- 김광혁. 2011. “빈곤이 아동발달에 미치는 영향의 차이 한국복지패널과 한국청소년패널의 차이 비교”. 『한국복지패널 학술대회 논문집』. 한국보건사회연구원.
- 김광혁. 2015. “가족의 경제적 빈곤이 아동의 우울,불안에 영향을 미치는 과정 -이웃환경과 가족기능의 매개효과를 중심으로-”. 『지역과 세계』. 39(3). 129-159.
- 김광혁. 2019. “가구소득이 학업성취, 우울불안, 공격성에 미치는 영향-아동청소년 대상 패널 비교를 중심으로”. 『학교사회복지』. 45. 1-27.
- 김남연·임아름. 2018. “부모의 이중빈곤이 아동의 심리적 적응에 미치는 영향 - 맞벌이 가구 아동을 중심으로”. 『어린이재단 연구논문 모음집』. 초록우산 어린이재단.
- 김소형·김현옥·김경호. 2022. “소득구간별 아동·청소년의 사회관계에 의한 건강행위 분류예측의 데이터마이닝 비교분석”. 『한국가족복지학』. 69(1). 37-66.
- 김은주. 2015. “다차원 빈곤지표로 측정된 한국의 아동빈곤: 새로운 지표의 적용가능성 탐색”. 『한국사회정책』. 22(3). 105-137.
- 김진미. 2019. “초등학생의 행복감 영향요인”. 『교육연구논총』. 40(3). 161-180.
- 김현주. 2011. “빈곤 아동과 일반가정 아동의 학교생활적응 영향요인 비교분석연구”. 『학교사회복지』. 20. 1-22.
- 김효진. 2008. “빈곤이 아동에게 주는 영향분석”. 『보건복지포럼』. 한국보건사회연구원.
- 남수정. 2018. “한국 노년기 가구주의 다차원적 빈곤 집단 유형과 특성: 잠재집단 모형(LCA)의 적용”. 『소비자학연구』. 29(3). 63-81.
- 박경·최경화·정숙정. 2019. “가족 생애사를 통해 본 빈곤층의 사회적 배제 경험”. 『한국사회복지질적연구』. 13(1). 209-235.
- 박현선·김민정·정익중. 2014. “또래 괴롭힘 피해경험 발달유형에 따른 내면화 및 외현화 문제 양상”. 『사회

- 복지연구」. 45(2). 5-30.
- 변금선·이혜림. 2022. “청년의 다차원적 빈곤 특성 - 2010년 2019년 청년층의 빈곤비교-”. 『사회복지정책』. 49(1). 87-119.
- 보건복지부. 2019. “2019 국민기초생활보장 수급자 현황”. 보건복지부.
- 보건복지부. 2020. “2020 국민기초생활보장 수급자 현황”. 보건복지부.
- 보건복지부. 2021. “2021 국민기초생활보장 수급자 현황”. 보건복지부.
- 보건사회연구원. 2012. “빈곤에 대한 대안적 접근: 욕구범주를 고려한 다차원성에 대한 분석”. 보건사회연구원.
- 서병수·권종희. 2007. “한국의 다차원 빈곤 분석: 실현능력접근”. 『사회복지정책』. 28. 199-232.
- 서병수·권종희. 2013. “한국 다차원 빈곤의 종단분석: 차원계수방식에 의한 실현능력접근”. 『사회보장연구』. 29(3). 195-224.
- 서울아동패널. 2005. “서울 아동발달 및 복지실태조사” 설문지. 서울대학교 사회과학연구원. www.childpanel.com.
- 서울신문. 2021년 10월 26일. “한국 상대적 빈곤율 16.7%... OECD 4위”
- 석상훈. 2011. “저소득층의 빈곤이행과 빈곤지속”. 『한국사회보장학회 정기학술대회 자료집』. 한국사회보장학회.
- 송은철·신영전. 2010. “과부담 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤 지속에 미치는 영향”. 『예방의학회지』. 43(5). 423-435.
- 신명주. 2015. “저소득가정의 청소년이 지각한 가정의 경제적 환경, 가족의 건강성, 자아존중감 간의 관계”. 『청소년문화포럼』. 42. 33-58.
- 양귀순. 2017. “초등학교 시기 가정배경이 자존감 및 학업성취에 미치는 영향”. 『미래유아교육학회지』. 24(1). 343-362.
- 연세대학교 사회발전연구소. 2010. “어린이 청소년 행복지수의 구축과 국제비교연구조사 결과보고서”. 연세대학교.
- 오경자·이혜련·홍강의·하은혜. 1998. “K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도”. 서울: 중앙적성연구소.
- 유정원·김형모. 2012. “빈곤이 아동의 삶의 질에 미치는 영향: 생태체계 변인의 매개효과를 중심으로”. 『아동과 권리』. 16(2). 231-257.
- 유지영. 2019. “우리나라 여성청년의 다차원적 빈곤에 관한 연구”. 『디지털융복합연구』. 17(10). 85-91.
- 유창민. 2019. “한국 청소년의 수면시간 변화 유형 분류 및 예측요인 확인: 잠재계층성장분석을 적용한 7개년도 종단연구”. 『보건사회연구』. 39(1). 230-258.
- 이봉조·정자유·강상원. 2022. “서울시 다차원 빈곤 측정”. 『사회복지정책』. 49(2). 41-70.
- 이상균·유조안. 2015. “빈곤관련 가족환경 위험요인의 잠재계층유형과 아동 문제행동간의 관계 -양육효능감과 양육행동실천의 매개효과-”. 『한국가족복지학』. 48. 29-57.

- 이선희·이은경. 2021. "부모가 지각하는 빈곤이 초등학교 4학년 아동의 우울에 미치는 영향". 『한국아동가족복지학』. 26(3). 377-400.
- 이현웅·곽윤정. 2011. "초기 청소년의 학교생활 및 삶에 대한 만족도에 미치는 영향 변인 연구". 『청소년학연구』. 18(7). 59-83.
- 이세용·양현정. 2003. "아버지의 교육참여와 청소년 발달". 삼성생명공익재단 사회정신건강연구소.
- 이수진·정익중. 2020. "청소년의 일상생활과 행복 간의 관계: 빈곤과 비빈곤 청소년의 비교". 『학교사회복지』. 49. 175-200.
- 장상미 역. 2022. 『풍요의 시대, 무엇이 가난인가: 숫자가 말해 주지 않는 가난의 정의』. 서울: 갈라파고스.
- Ruth Lister. 2021. *Poverty(Key Concepts)*. 2nd Edition. United Kingdom: polity.
- 정그레이스·이상균·유조안. 2015. "청소년들은 어떤 날 더 행복한가?: 부모와의 친밀감이 일상의 행복감에 미치는 영향 및 가구소득과 학교 급에 따른 차이". 『한국가족관계학회지』. 20(1). 3-23.
- 정은희. 2014. "박탈지표를 이용한 아동빈곤집단의 특성과 정책과제". 『보건복지 Issue & Focus』. 237. 한국보건사회연구원.
- 정은희·최유석. 2014. "아동거주가구의 빈곤에 관한 다차원적 접근: 잠재집단분석을 이용한 유형화". 『한국콘텐츠학회논문지』. 14(6). 129-139.
- 정익중. 2011. "초중고 사교육비의 사회계층적 예측요인과 성적에 미치는 영향". 『한국아동복지학』. 35. 73-98.
- 정익중·권은선·박현선. 2011. "아동의 학업성취 발달계적 예측요인과 발달산물". 『한국아동복지학』. 34. 63-93.
- 정익중·김혜란·홍순혜·박은미·허남순·오정수. 2005. "사회복지서비스 이용이 빈곤아동의 심리사회적 적응에 미치는 영향". 『한국사회복지학』. 57(3). 105-454.
- 정익중·오정수. 2021. 『아동복지론』. 서울: 학지사.
- 조성한. 2010. "한국의 공식적 빈곤선에 대한 비판적 고찰". 『현대사회와 행정』. 20(1). 1-24.
- 조소영·조규락. 2022. "잠재프로파일분석에 따른 대학생의 학습참여 유형과 예측요인 및 대학교육성과". 『교육기술학회지』. 38(2). 605-636.
- 최균·서병수·권중희. 2011. "차원계수방식에 의한 다차원적 빈곤 측정". 『한국사회복지학』. 63(1). 85-111.
- 통계청·금융감독원·한국은행. 2021. "2021년 가계금융복지조사 결과".
- 한국보건사회연구원. 2012. "빈곤에 대한 대안적 접근: 욕구범주를 고려한 다차원성에 대한 분석". 서울: 한국보건사회연구원.
- 한국보건사회연구원. 2021. 2021년 빈곤통계연보. 한국보건사회연구원.
- 황남희. 2016. "한국 노인의 다차원 빈곤실태와 시사점". 『연금포럼』. 국민연금연구원.
- Achenbach, T. M., "Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile", Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry, 1991.

- Alkire, S., and Foster, J. E., "Counting and Multidimensional Poverty Measurement", *Oxford Poverty and Human Development Initiative Working Paper Series*, 7, OPHI, 2007.
- Asparouhov, T., and Muthén, B., "Auxiliary variables in mixture modeling: Using the BCH method in Mplus to estimate a distal outcome model and an arbitrary secondary model", *Mplus Web Notes*, 21(2), 2014, 1-22.
- Bakk, Z., and Vermunt, J. K., "Robustness of stepwise latent class modeling with continuous distal outcomes". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 2016, 20-31.
- Becker, G. S., "A Treatise on the Family", *Cambridge: Harvard University. Press*, 1981.
- Becker, G. S., and Tomes. N., "Human capital and the rise and fall of families.", *Journal of Labor Economics*, 4(3), 1986, S1-S39.
- Chetty, R., Jackson, M.O., Kuchler, T., Stroebel, J., Hendren. N., Fluegge, R. B., Gong, S., Gonzalez, F., Grondin, A., Jacob, M., Johnston, D., Koenen, M., Laguna-Muggenburg, E., Mudekereza, F., Rutter, T., Thor, N., Townsend, W., Zhang, R., Bailey, M., Barberá, P., Bhole, M., and Wernerfelt, N., "Social capital I: Measurement and associations with economic mobility". *Nature*, 608, 2022, 108 - 121. <https://doi.org/10.1038/s41586-022-04996-4>.
- Conger, R. D., Conger, K. J., and G. Elder, "Family economic hardship and adolescent adjustment: Mediating and moderating processes.", in *Consequences of Growing Up Poor*. edited by G. J. Duncan and J. Brooks-Gunn., New York: Russell Sage Foundation, 1997, 288-310.
- Geiser, C., "Data Analysis with Mplus", *New York: Guilford Press*, 2013.
- Huang, L., Dziak, J. J., Bray, B. C., and Wagner, A. T., "LCA_Distal_BCH Stata function users' guide (Version 1.1)", *University Park, PA: The Methodology Center, Penn State*, 2017.
- Huebner, E. S., "Research on assessment of life satisfaction of children and adolescents.", *Social Indicators Research*, 66, 2004, 3-33.
- Jung, T., and Wickrama, K. A. S., "An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modelling", *Social and Personality Psychology Compass*, 2, 2008, 302-317.
- Lepianka, D., Gelissen, J., and Van Oorschot, W., "Popular explanations of poverty in Europe: Effects of contextual and individual characteristics across 28 European countries", *Acta Sociologica*, 53(1), 2010, 53-72.
- Mendell, Lo, Y., N. R. and Rubin, D. B., "Testing the number of components in a normal mixture", *Biometrika*, 88, 2001, 767-778.
- McLeod, J. D., and Shanahan, M. J., "Poverty, parenting, and children's mental health". *American sociological review*, 58(3), 1993, 351-366.
- Muthen, B., and Muthen, L. K., "Integrating person-centered and variable-centered analyses: Growth mixture modeling with latent trajectory classes", *Alcoholism*, 24(6), 2000, 882-891.

- Muthén, B., "Latent Variable Analysis. In D. Kaplan(ed.), *Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*", *Thousand Oaks, CA: Sage*, 2004.
- Nooner, K. B., Litrownik, A. J., Thompson, R., Margolis, B., English, D. J., Knight, E. D., and Roesch, S., "Youth self-report of physical and sexual abuse: A latent class analysis". *Child Abuse & Neglect*, 34(3), 2010, 146-154.
- OECD. Stat. 2021년 10월 25일. Income Distribution and Poverty Database. <http://stats.oecd.org/index.aspx?r=958519>.
- Pastor, D. A., Barron, K. E., Miller, B. J., and Davis, S. L., "A latent profile analysis of college students' achievement goal orientation", *Contemporary Educational Psychology*, 32(1), 2007, 8-47.
- Pavot, W., and Diener, E., Colvin, C. R., and Sandvik, E., "Further validation of the satisfaction with life scale: Evidence for the cross-method convergence of well being measures". *Journal of Personality Assessment*, 57, 1991, 149-161.
- Townsend, P., "The meaning of poverty", *The British Journal of Sociology*, 13(3), 1962, 210-227.
- Wickrama, K. A., Lee, T. K., O'Neal, C. W., and Lorenz, F. O., "Higher-order growth curves and mixture modeling with Mplus: A practical guide", *Routledge*, 2022.
- Wilson, W. J., "The Truly Disadvantaged: the Inner city, the Underclass, and Public Policy", *Chicago, IL: University*. Chicago Press, 1987.

아동·청소년기 중요타인과의 사회적 관계가 학업성취 및 학교적응에 미치는 효과 종단분석

Longitudinal analysis of the effects of social relationships with significant others in children and adolescents on academic achievement and school adjustment

곽수란(고구려대학교 유아교육과 교수)

본 연구는 한국복지패널 10차와 13차 그리고 16차 아동부가조사 데이터를 사용하여 초등학교에서 중학교 그리고 고등학교까지 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계 변화를 확인하였다. 아동기인 초등학교와 청소년기인 중학교 및 고등학교 시기는 가정의 부모, 학교 교사 그리고 친구와의 관계가 매우 예민하게 변화하는 시기이다. 따라서 부모의 교육관여와 관심, 학교에서 교사와의 유대관계 그리고 친구와 친밀감을 외생변수로 투입하였다. 그리고 부모, 교사, 친구와의 사회적 관계가 학령기인 아동·청소년기 주요 발달과업인 학업성취 및 학교적응과 어떤 인과관계 맥락을 나타내는지 확인하는 것이다.

분석 자료는 한국복지패널 10차 아동부가조사 대상인 초등학교 4~6학년 학생이 13차 중학교 1~3학년, 16차 고등학교 1~3학년 시점까지 응답한 패널데이터이며, 세 번의 조사에 탈락하지 않고 응답한 287명(남학생 131명, 여학생 156명)이 최종 분석 표본으로 선정되었다. 검증 방법은 아동·청소년기 중요타인인 부모, 교사, 친구와의 관계 그리고 학업성취 및 학교적응 간 인과관계를 구조방정식모형을 설정하여 시간의 흐름에 따라 어떤 양상을 나타내는지 검증하였다.

분석결과, 중요타인인 부모, 교사, 친구 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향은 각각의 학교급 및 성별 집단에 따라 비교적 차이나는 결과를 보여주고 있다. 무엇보다도 초등학교와 고등학교보다는 중학교 시점의 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계가 의미 있게 드러나지 않으며, 여학생 집단이 남학생 집단 보다 인과관계가 더 명확하게 드러나는 것을 확인할 수 있다. 본 연구 결과는 아동기·청소년기 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향을 확인할 수 있으며, 더 나아가 건강한 아동·청소년기 건강한 발달을 도울 수 있는 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

- 주제어: 부모관계, 교사관계, 친구관계, 학업성취, 학교적응

제1절 서론

인간은 성인에게 전적으로 의존하는 시기를 거치고, 사회적 관계의 확대로 타인과 상호작용을 통해 독립적인 존재로 인식하는 발달과정을 거친다. 자신이 독립적인 존재임을 인식하는 자아는 자신에 대한 인식이지만 타인의 존재를 통해서 인식되고 형성되는 것이다. 즉, 가족중심의 관계에서 학교와 또래집단으로 사회적 영역이 확대되는 아동·청소년기는 타인을 거울삼아 한 개인으로 발달하는 것이다.

아동·청소년기의 중요 사회적 관계는 일차적으로 가정 내 부모라 할 수 있다. 또한 학령기인 아동기부

터는 생활의 주요 영역이 가정에서 학교로 이행하는 시기이다. 즉, 학업활동이 생활의 주요 부분을 차지하는 시기이기 때문에 학교 교사는 중요 타인이며 사회적 관계의 주 대상이 되는 것이다. 더 나아가 아동·청소년기는 주요 사회적 관계가 가족에서 친구로 이행하는 결정적인 시기이다. 가정에서 학교로 사회적 영역이 확대되면 필연적으로 가족과의 밀접한 관계에서 친구 또는 교우와의 관계가 중요해지는 것이다. 결과적으로 미성년기 아동·청소년에게 부모, 교사, 친구 또는 교우는 현재와 미래 생활의 토대가 되는 사회적 관계를 형성하는 중요한 타인인 것이다.

한국사회에서 아동·청소년기는 학교에서 보내는 시간이 생활의 대부분을 차지할 뿐 아니라 그 시기의 학교생활과 그 성과인 학업성취가 성인기 생활을 좌우할 정도의 의미를 가지고 있다. 환언하면, 부모의 학업활동과 관련된 지원과 관심, 학업활동에 직접 관여하는 교사 그리고 학업활동의 성과를 확인 또는 비교하게 되는 친구와의 관계가 아동·청소년기 생활에서 중요하며 상당한 비중을 차지하고 있는 것이다.

본 연구는 먼저 아동기에서 청소년기에 이르는 시간의 흐름에 따라 중요 타인과의 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 특성과 그 변화를 확인하고자 한다. 구체적으로 살펴보면, 중요타인인 부모, 교사, 친구 관계와 학업성취 및 학교적응의 자기회귀 효과를 먼저 확인하고, 사회적 관계와 학업적응 및 학업성취의 인과관계를 교차 지연 효과로 시계열적 측면에서 검증하고자 한다. 본 연구 결과는 아동·청소년기 중요 타인과의 사회적 관계와 학업활동 간 인과관계를 확인할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 아동·청소년기 사회적 관계와 학업활동과의 논리적 맥락을 파악함으로써 아동·청소년기 건강한 발달을 지원하는 정보로 활용할 수 있을 것으로 여겨진다.

제2절 아동·청소년기 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 관계

아동기 생활의 근거는 가족이다. 가정 내 부모-자녀관계는 사회적 관계의 틀을 형성하게 하므로, 가정 밖 특히 학교나 또래와의 사회적 상호작용에 관여되어 사회적 적응이나 성취에 효과를 발휘하게 되는 것이다. 이와 같이 가정 내 부모와의 사회적 관계가 아동·청소년의 학업성취 및 학업적응에 중요 영향 요인이라는 것은 국내외 선행 연구들을 통해 확인할 수 있다(Dubois et al., 1994; Kurdek et al, 1985; Ladd & Price, 1987; Richardson et al., 1984; Rosenthal, 1995; Wang, 2003; Watson & Protinsky, 1988; 곽수란, 2006, 2014; 김경식·이현철, 2010; 김두환, 2008; 김두환·김지혜, 2011; 김마리아, 2013; 문주희·백지숙, 2012; 박영신·김의철, 2003; 방상옥·임신일, 2022; 송운용·곽수란, 2006; 신나나·도현심, 2000; 이기종·곽수란, 2012; 정병삼, 2012; 최숙현, 2009; 최지은·신용주, 2003).

다른 한편으로 학령기인 아동기는 가정에서 학교로 사회적 영역이 확대되는 초등학교 시기이며, 사회적 관계 또한 부모의 역할을 대신하는 교사가 중요 타자로 편입된다. 따라서 학업활동이 목적인 학교에서 교사와의 관계가 학교생활 및 학업성취에 직접적이고 긴밀한 인과관계를 갖는 것은 자명한 것이다. Cogner(1977)는 학생이 학교생활에 적응하고 학업을 향상시키는데 가장 중요한 요인은 교사와의 개별적인 관계라고 하였다. 또한 Brophy & Good(1984)은 교사가 학생에 대한 기대, 질문에 대한 반응시간, 수업중 개별지도 등이 학생의 학업성취에 영향을 준다는 것을 검증하고 있다. 학교에서 대부분의 시간을 학업활동을 하면서 보내는 아동·청소년기 학생에게 교사와의 상호작용은 학교적응뿐 아니라 학업성취에 영향을 미치는 중요한 요인인 것이다. 일상생활 대부분 학교에서 보내는 아동·청소년의 교사관계가 학업성취 및 학교적응과 인과관계를 나타내는 국내외 연구 역시 상당부분 축적된 것을 보여주고 있다(Brophy &

Good, 1984; Cogner, 1977; Cohen and Fish, 1993; Erknam et al., 2010; 강유경·한유경, 2015; 강해련·오익수, 2008; 곽수란, 2006, 2012, 2014, 2021; 곽수란·이기중, 2013; 김경식·이현철, 2010; 문주희·백지숙, 2012; 김양분·임현정·김난옥, 2012; 방상옥·임신일, 2022; 이숙정, 2010; 최권 외, 2013; 최지은·신용주, 2003; 송운용·곽수란, 2006; 정병삼, 2012; 천석우, 2010). 이와 같은 연구들은 가정에서 학교로 주요 생활 영역이 변화되는 아동·청소년 시기의 의미있는 타인인 교사와의 관계가 학업성취 및 학교적응에 중요한 요인이 된다는 것을 나타내주고 있다.

아동·청소년기는 가족에서 학교로 사회적 영역이 확대되는 것과 동시에 동년배인 또래와의 상호작용이 중요해지는 결정적인 시기이기도 하다. 학업활동을 같이하는 교우 또는 친구와의 관계는 아동·청소년기 발달에서 또 하나의 사회적 관계이며 중요 타인인 것이다. 학령기 중심에 있는 아동·청소년기 대부분 생활은 학교에서 보내게 된다. 이는 학교의 성취 즉, 학업성취가 중요 과업이 된다는 것을 의미한다. 아동·청소년기는 가족보다는 학교에서 더 많은 시간과 에너지를 소비하면서 교사와 관계와 더불어 학교 내 또래와의 상호작용이 확대된다. 따라서 이 시기의 아이들은 성인의 승인보다는 또래의 승인을 받고 싶어하는 특성 때문에 부모나 교사의 영향력은 점차 줄어들게 된다. 이러한 성향은 연령이 증가할수록 더 강화되며, 교우 및 친구와의 상호작용을 통해 자아중심 관점이 감소되고, 협동, 경쟁, 협상의 원리를 체득할 뿐만 아니라 사회적 규칙이나 압력에 반응하는 방법을 학습하게 되는 발달과정을 거치는 것이다(김동배·권중돈, 2005). 아동·청소년기 사회적 관계에서 부모나 형제, 교사 등과 같은 성인들은 비자발적인 관계인 반면, 친구, 교우 또는 또래 관계는 자발적이고 상호의존적인 새로운 대인관계 대상이 된다. 교우관계나 친구관계에서 어려움을 겪는 학생은 일반적으로 자긍심이 낮고, 교실환경에 적응하는데 어려움을 겪으며, 학업수행 정도가 낮게 되는 것이다(Cohen and Fish, 1993). Ladd et al.(1997)은 학교 친구들로부터 많은 지지와 도움을 받는 경우 학교에서 자신감과 안전감을 갖기 때문에 아동의 발달과 학교적응에 긍정적인 영향을 미치게 된다고 보고하였다. 더 나아가 또래와의 상호작용은 아동·청소년기 주요 생활공간인 학교를 중심으로 이루어지기 때문에 또래와의 관계가 우호적이며 만족스러울수록 자신에 대한 인식 및 학교생활 전반에 대해 긍정적인 태도 및 성취를 경험하게 되는 것이다(Berndt, 1999; Cohen and Fish, 1993; Gest et al., 2005; Janos et al., 1985; Kurdek et al., 1985; Ladd, 1990; Powell, 1993; Zhenhong et al., 2004; 강유경·한유경, 2015; 곽수란, 2006, 2014; 김경식·이현철, 2010; 김양분·임현정·김난옥, 2012; 문은정·심희옥, 2001; 문은식·김충희, 2002; 최지은·신용주, 2003; 송운용·곽수란, 2006; 문주희·백지숙, 2012; 정병삼, 2012; 이귀숙, 2014; 최지은·신용주, 2003)

결론적으로 아동·청소년기 발달은 가정 내 부모와의 관계가 토대가 되고, 사회적 영역의 확대로 친구 또는 교사와 같은 중요 타자와의 사회적 관계를 통해 마무리하게 된다. 본 연구는 초등학교 아동기부터 청소년기가 마무리 되는 고등학교까지 사회적 영역의 확대와 더불어 상호작용하게 되는 중요 타자인 부모, 교사, 친구와의 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향을 확인하고자 한다. 그런데 아동·청소년기는 성장, 성숙, 학습이 진행되는 발달의 중심에 있기 때문에 특정 시점의 횡단 자료를 통해 이 시기의 특성을 판단하는 것은 그 결과를 활용하는데 제한적일 수밖에 없다. 따라서 본 연구는 초등학교부터 중학교 그리고 고등학교에 이르기까지 변화를 추적할 수 있는 패널데이터를 사용하여 아동·청소년기 주요 발달과업인 학업활동 즉, 학업성취 및 학교적응 특성을 탐색해 보고자 한다. 특히 아동·청소년기는 사회적 영역이 확대되고 따라서 사회적 관계 또한 확대된다. 따라서 아동·청소년기 중요한 발달과업인 학업활동이 단순히 교육을 지원하는 가정배경에 의해서만 결정되는 것이 아니라는 가정 하에 사회적 관계와

학업성취 및 학교적응과의 인과관계를 패널데이터를 사용하여 실증적으로 검증하고자 한다. 더불어 아동기와 청소년기는 신체·생물학적으로 사춘기로 전환되는 시기이며, 성별 간 발달의 속도가 상당히 차이나는 특성을 가지고 있다. 따라서 사회적 관계와 학업성취 그리고 학업적응 간 인과관계 맥락이 남학생과 여학생 집단에서 차이를 나타낼 가능성을 가지고 있다. 이에 본 연구는 남학생과 여학생 집단을 분리하여 분석하고 비교하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 분석표본 및 분석변수

본 연구는 한국복지패널(KOWEPS) 아동부가조사 10차(초등학생 4~6학년)와 13차(중학생 1~3학년) 그리고 16차(고등학생 1~3학년) 데이터를 사용하였다. 표본은 초등학교 4~6학년 학생 패널이 중학교에 진급하고 고등학교 진급까지 탈락하지 않은 사례를 1차적으로 선정하였다. 그리고 결측치와 같은 구조방정식모형 분석에 적합하지 않은 사례를 제거하여 최종적으로 남학생 131명, 여학생 156명이 투입하였다.

<표 1> 측정변수 내용

변인		내용	신뢰도	데이터/신뢰도
부모관계	초_부모관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓학생이 인식한 부모의 교육관여 4문항, 관심 4문항 평균 ✓부모님과 나는 학교생활이나 친구에 대해 대화한다, 우리 부모님은 학교 선생님들과 이야기하기 위해 학교에 찾아가신다. 우리 부모님은 학교가 주최하는 학부모회 모임 등과 같은 행사에 참석하신다. 우리 부모님은 내가 숙제를 다했는지 관심을 가지고 확인한다. 부모님은 내가 집에 없을 때 어디에 누구와 함께 있는지 알고 계신다. 부모님은 내가 몇시에 들어오는지 알고 계신다. 부모님은 내가 집에 없을 때 무엇을 하는지 알고 계신다. 부모님은 내가 어른 없이 집에 있을 때 전화를 하신다. 	.840	10차 아동부가조사 초4, 5, 6학년
	중_부모관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 항상그렇다 4점척도 ✓점수가 클수록 부모와 상호작용이 긍정적 	.834	13차 아동부가조사 중1, 2, 3학년
	고_부모관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 항상그렇다 4점척도 ✓점수가 클수록 부모와 상호작용이 긍정적 	.827	16차 아동부가조사 고1, 2, 3학년
교사관계	초_교사관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓학생이 인식한 교사와의 관계(5문항) 평균 ✓전반적으로 우리학교 학생들은 선생님과 친하게 지낸다, 우리학교 선생님은 모든 학생을 공정하게 대한다, 우리학교 선생님은 학생이 열심히 하면 칭찬해주시다. 수업중에 선생님은 학생의 기를 죽인다(역산), 나는 우리학교 선생님을 대부분 존경한다, 선생님의 지시를 잘 따른다. 	.691	10차 아동부가조사 초4, 5, 6학년
	중_교사관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 항상그렇다 4점척도 ✓점수가 클수록 교사와 상호작용이 긍정적 	.790	13차 아동부가조사 중1, 2, 3학년
	고_교사관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 항상그렇다 4점척도 ✓점수가 클수록 교사와 상호작용이 긍정적 	.790	16차 아동부가조사 고1, 2, 3학년
친구관계	초_친구관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓학생이 인식한 친구와의 관계, 4문항 평균 ✓나는 친구들과 오랫동안 친구로 지내고 싶다. 나는 친구들과 함께 있으면 즐겁다. 나는 친구들과 같은 생각과 감정을 가지려고 노력하는 편이다. 나는 친구들과 서로의 고민을 솔직하게 이야기 하는 편이다. 	.807	10차 아동부가조사 초4, 5, 6학년
	중_친구관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 매우그렇다 5점척도 ✓점수가 클수록 친구와 상호작용이 긍정적 	.851	13차 아동부가조사 중1, 2, 3학년
	고_친구관계	<ul style="list-style-type: none"> ✓전혀그렇지 않다~ 매우그렇다 5점척도 ✓점수가 클수록 친구와 상호작용이 긍정적 	.843	16차 아동부가조사 고1, 2, 3학년

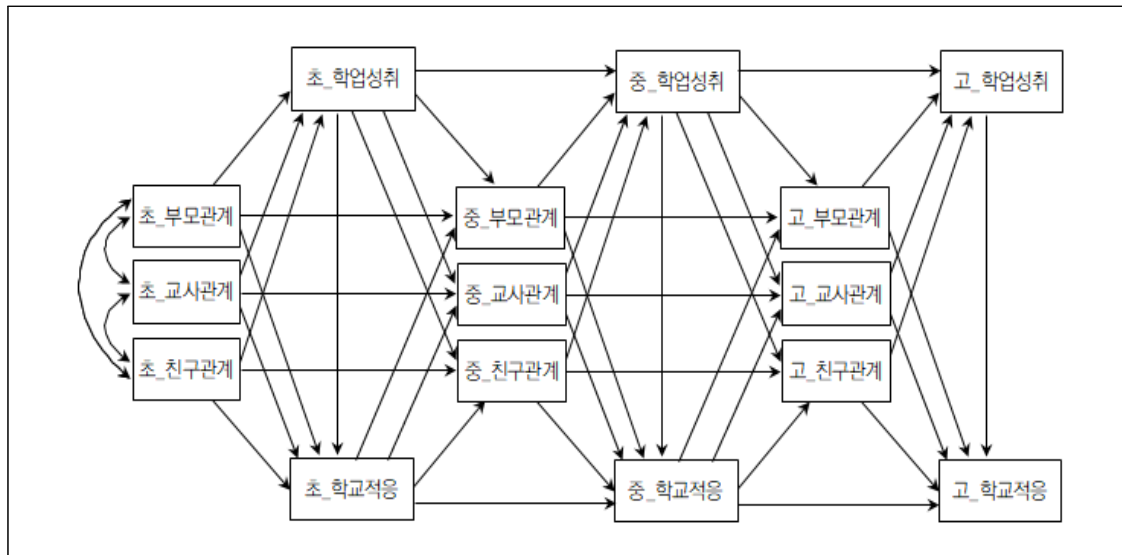
변인		내용	신뢰도	데이터/신뢰도
학업성취	초_학업성취	✓학생 자신의 국어, 수학, 영어 학업성적 평균 ✓아주못함 ~ 아주잘함 5점척도 ✓점수가 클수록 학업성취가 높음	.824	10차 아동부가조사 초4, 5, 6학년
	중_학업성취		.858	13차 아동부가조사 중1, 2, 3학년
	고_학업성취		.841	16차 아동부가조사 고1, 2, 3학년
학교적응	초_학교적응	✓학생의 학교생활 적응 7문항 평균 ✓학교생활이 즐겁다. 내가 배우고 있는 대부분의 과목을 좋아한다. 나는 수업태도가 좋은 편이다. 숙제는 내 스스로 꼬박 꼬박 해 가는 편이다. 학교를 그만두고 싶어질 때가 있다(역산). 시험볼 때 다른 친구의 답안지를 본 적이 있다(역산). 수업이나 자율학습 시간에 허락없이 교실에서 나간 적이 있다(역산). ✓전혀그렇지않다~ 매우그렇다 4점척도 ✓점수가 클수록 학교적응도 높음	.720	10차 아동부가조사 초4, 5, 6학년
	중_학교적응		.686	13차 아동부가조사 중1, 2, 3학년
	고_학교적응		.722	16차 아동부가조사 고1, 2, 3학년

이 연구는 초등학교부터 중학교 그리고 고등학교에 이르는 동안 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 즉, 아동·청소년기 중요타인인 부모와 교사 그리고 친구와의 관계가 학업성취와 학교적응에 어떤 영향을 미치는지 검증하는 것이다. 특히 중요타인과의 사회적 관계가 초등학교에서 고등학교에 진급하면서 어떤 양상으로 변화되며, 그러한 사회적 관계가 학업성취 및 학교적응에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석하는 것이다. 중요 타인인 부모, 교사, 친구 관계와 학업성취 및 학교적응은 초등학교, 중학교, 고등학교 시점에서 동일한 문항으로 측정된 패널데이터를 사용하였다. 부모관계는 학생이 인식한 부모의 교육관여와 관심 8문항 평균을 사용하였으며, 교사관계는 학생이 인식한 교사와의 관계 5문항 그리고 친구관계는 학교 교우뿐만 아니라 친구와의 관계를 나타내는 4문항 평균을 사용하였다. 또한 학업성취는 학생이 자신의 국어, 영어, 수학 성적 정도를 5점으로 정성적 평가한 점수를 사용하였으며, 학교적응은 학업활동과 학교생활에 대한 긍정적 태도를 정성적으로 평가한 것이다. 분석에 투입되는 변수는 <표 1>과 같다.

2. 분석방법 및 연구모형

본 연구는 초등학교부터 고등학교 시점까지 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응이 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 공분산계수는 구조방정식모형에 투입되는 변수간의 관계를 파악할 수 있는 자료이다. 또한 아동기인 초등학교에서 청소년기인 중학교와 고등학교는 전환기 발달특성을 나타내는 시기일 뿐 만 아니라, 성별 간 발달의 속도에 상당한 차이를 보이는 시기이다. 따라서 아동기와 청소년기까지 발달과정을 시계열적으로 분석하는 본 연구모형의 인과관계가 남학생과 여학생 집단에서 차이를 나타낼 가능성이 높다. 이러한 차이가 실증적 자료에서 어떻게 나타내는지 확인하기 위해 성별 간 독립표본 t검증을 수행하였다.

[그림 1] 학업성취 및 학교적응 연구모형



중요타인과 사회적 관계(부모, 교사, 친구)와 학업성취 그리고 학교적응 간 인과관계는 LISREL 프로그램을 사용하여 구조방정식모형 분석을 실시하였다. 구조방정식모형은 요인 간의 인과관계에 관한 추론을 가능하게 해주는 통계기법이다(이기중, 2012). 구조방정식모형 모수추정은 최대가능법(ML)을 채택하였다. 구조방정식모형은 [그림 1]과 같다.

제4절 분석결과 및 해석

1. 측정변수의 기술통계량 및 평균차이 검증

본 연구의 구조방정식모형 모수추정 방법은 ML이다. 그런데 ML추정은 다른 추정방법보다 엄격한 다중변수 정상성이라는 기본가정이 요구된다. 다중변수가 정상분포를 이룬다는 가정 하에 모수값을 추정하고 이 모수값에 최대한으로 접근하는 값을 설정된 모형의 추정치로 선택하기 때문이다.

<표 2> 다중변수 정상성 검증 결과

모형	편포도			첨도			편포도와 첨도	
	추정값	Z값	p값	추정값	Z값	p값	χ^2	p값
전체(N=287)	16.459	2.786	.005	264.143	3.579	.000	20.572	.000
남학생(n=131)	33.604	1.437	.151	259.395	1.935	.053	5.811	.055
여학생(n=156)	30.524	2.942	.003	262.307	2.594	.009	15.385	.000

<표 2>는 LISREL PRELIS를 사용하여 다중변수 정상성을 추정한 결과이다. 다중변수 정상성 분석 결과, 남학생 집단은 다중변수의 편포도(Z=1.437, p=.151) 및 첨도(Z=1.935, p=.053) 그리고 편포도와 첨도를 동시에 검증한 $\chi^2=5,811$ 이고, 이 값이 관찰될 확률은 p=.055로 15개 다중변수 정상성이 충족되고 있음을 알

수 있다. 따라서 남학생 집단은 ML 모수추정 가정을 충족하고 있음을 볼 수 있다. 그러나 여학생 집단의 경우, 다중변수의 편포도($Z=2.942, p=.003$) 및 첨도($Z=2.594, p=.009$) 그리고 편포도와 첨도를 동시에 검증한 $\chi^2=15,385(p=.000)$ 로 다중변수 정상성이 충족되지 않는 것을 확인할 수 있다. 구조방정식모형의 ML 모수추정에서 다변량 정상성 가정이 충족되지 않을 때 WLS와 같은 추정방법을 사용할 수 있다. 그러나 본 연구가 남학생과 여학생 두 집단 모형을 각각 분석하여 비교하는 것이기 때문에 동일한 추정방법을 사용해야 한다. 다만 여학생 집단이 ML추정의 기본가정이 충족되지 않으나, 변수가 연속적이지 않거나 표본크기가 무한대로 크지 않은 경우에도 통계적 가정이 엄격한 ML이 신뢰할만한 결과를 나타낸다(이기중, 2012)는 근거하여 본 연구의 구조방정식모형은 ML 추정방법을 사용하였다.

다른 한편으로, <표 3>은 측정변수 기술통계량을 제시한 것으로 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 편포도, 첨도 값을 제시하고 있다. 개별변수의 편포도와 첨도가 1을 넘지 않으면 정상성을 충족하는 것이다. 이러한 맥락에 따라 여학생 집단의 다변량 정상성은 개별변수의 정상성으로 대체하고 모수추정은 ML방식을 사용하고자 한다. 다만 여학생 집단에서 중학교 교사관계 첨도(7.18)가 개별 정상분포 기준이 충족된다고 보기에는 한계가 있다는 점을 고려해야 할 것으로 보인다.

<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 3> 측정변수 기술통계량(남학생 n=131, 여학생 n=156)

변인		최소값		최대값		평균		표준편차		왜도		첨도	
		남	여	남	여	남	여	남	여	남	여	남	여
부모관계	초_부모관계	1.13	1.13	4.00	4.00	2.89	2.99	.61	.60	-.27	-.43	-.17	.05
	중_부모관계	2.17	2.33	4.00	4.00	3.33	3.38	.39	.42	-.08	-.17	-.47	-.70
	고_부모관계	2.33	2.33	4.44	4.44	3.70	3.84	.47	.46	-.19	-.58	-.55	-.15
교사관계	초_교사관계	1.00	2.00	5.00	5.00	3.87	3.88	.79	.78	-.67	-.18	.64	-.86
	중_교사관계	2.00	1.43	4.00	4.00	3.38	3.48	.40	.35	-.65	-1.58	.58	7.18
	고_교사관계	1.00	1.00	4.00	4.00	2.71	2.94	.56	.50	-.59	-.37	.81	.94
친구관계	초_친구관계	1.50	1.83	4.00	4.00	3.28	3.23	.45	.44	-.60	-.24	1.33	.24
	중_친구관계	2.22	2.33	4.44	4.44	3.74	3.90	.47	.45	-.22	-.59	-.31	-.12
	고_친구관계	1.25	1.00	5.00	5.00	3.53	3.64	.85	.90	-.39	-.53	-.07	-.08
학업성취	초_학업성취	2.00	2.29	4.00	4.00	3.42	3.45	.33	.35	-.59	-.46	1.55	.39
	중_학업성취	1.00	1.38	4.00	4.00	2.64	2.76	.56	.50	-.29	.11	.70	.05
	고_학업성취	1.50	2.00	4.00	4.00	3.23	3.23	.43	.39	-.27	.11	1.56	-.10
학교적응	초_학교적응	1.67	2.78	4.44	4.44	3.63	3.81	.48	.40	-.42	-.07	1.24	-.81
	중_학교적응	1.00	1.00	5.00	5.00	3.06	3.22	.90	.82	.05	.22	-.32	.48
	고_학교적응	2.29	2.43	4.00	4.00	3.34	3.38	.40	.31	-.22	-.01	-.38	-.07

<표 4> 측정변수 상관행렬 및 공분산행렬(남학생 n=131)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
초_부모관계(1)	.371	.129	.092	.040	.008	-.031	.122	.032	-.008	.127	.116	.012	.053	.006	-.020
중_부모관계(2)	.376***	.318	.181	.044	.057	.012	.057	.093	.015	.176	.214	.133	.084	.059	.035
고_부모관계(3)	.271***	.576***	.311	.042	.027	.061	.036	.046	.093	.092	.150	.129	.047	.015	.082
초_교사관계(4)	.167	.197*	.190*	.156	.038	.003	.064	.048	.015	.114	.127	.038	.086	.042	.014
중_교사관계(5)	.029	.227**	.107	.214*	.199	.047	-.011	.076	.027	.023	.090	.036	.029	.093	.019
고_교사관계(6)	-.117	.050	.256**	.015	.245**	.184	-.010	.023	.079	.004	.031	.115	.001	.019	.105
초_친구관계(7)	.424***	.213*	.135	.342***	-.050	-.048	.224	.052	.020	.116	.072	.013	.079	.005	.015
중_친구관계(8)	.112	.354***	.178*	.264**	.367***	.116	.237**	.217	.048	.097	.129	.026	.064	.069	.007
고_친구관계(9)	-.028	.054	.349***	.081	.128	.384***	.090	.217*	.228	.005	.028	.054	-.003	.009	.078
초_학업성취(10)	.263***	.393***	.208*	.363***	.065	.012	.310***	.263**	.013	.629	.295	.230	.156	.061	.008
중_학업성취(11)	.225***	.446***	.317***	.380***	.237**	.084	.179*	.328***	.069	.439***	.720	.328	.103	.121	.066
고_학업성취(12)	.022	.263**	.259**	.108	.089	.298***	.032	.062	.126	.323***	.431***	.805	.071	.085	.179
초_학교적응(13)	.217***	.369***	.208*	.541***	.161	.009	.412***	.339***	-.015	.487***	.301***	.195*	.164	.040	.028
중_학교적응(14)	.031	.315***	.080	.319**	.626***	.133	.033	.446***	.056	.232**	.430***	.285***	.298***	.111	.030
고_학교적응(15)	-.084	.155	.372***	.093	.105	.617***	.082	.039	.414***	.024	.197*	.503***	.174*	.226**	.157

*p<.05, **p<.01, ***p<.001, 대각선 상단: 공분산행렬/ 대각선 하단: 상관행렬

<표 5> 측정변수 상관행렬 및 공분산행렬(여학생 n=156)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
초_부모관계(1)	.360	.173	.102	.047	.038	.007	.073	.053	.026	.157	.124	.063	.067	.053	.017
중_부모관계(2)	.572***	.254	.129	.032	.052	.014	.044	.088	.059	.087	.081	.059	.043	.052	.033
고_부모관계(3)	.341***	.514***	.248	.049	.022	.022	.034	.040	.049	.076	.053	.099	.032	.018	.033
초_교사관계(4)	.186*	.148	.235**	.177	.040	.033	.092	.041	.023	.082	.080	.047	.076	.032	.027
중_교사관계(5)	.145	.235**	.101	.216**	.194	.062	.021	.078	.031	.038	.085	.014	.024	.081	.044
고_교사관계(6)	.032	.070	.115	.198*	.362***	.153	.020	.037	.047	.035	.052	.069	.019	.047	.080
초_친구관계(7)	.266***	.190*	.150	.472***	.105	.110	.212	.082	.040	.108	.097	.076	.060	.030	.022
중_친구관계(8)	.197*	.389***	.178*	.217**	.391***	.210**	.395***	.204	.080	.074	.083	.003	.032	.058	.033
고_친구관계(9)	.108	.288***	.243**	.133	.172*	.300***	.216**	.440***	.163	.068	.036	-.029	.025	.019	.036
초_학업성취(10)	.337***	.224**	.198*	.251**	.112	.117	.303***	.212**	.217**	.601	.376	.243	.131	.064	.063
중_학업성취(11)	.229**	.177*	.118	.212**	.214**	.147	.233**	.204*	.098	.538***	.812	.296	.139	.140	.044
고_학업성취(12)	.128	.143	.243**	.137	.038	.215**	.201*	.008	-.087	.382***	.400***	.674	.056	.050	.091
초_학교적응(13)	.322***	.246**	.184*	.519***	.158*	.137	.374***	.206**	.176*	.486***	.444***	.195*	.121	.039	.020
중_학교적응(14)	.254***	.299***	.106	.219**	.530***	.345***	.188*	.374***	.139	.239**	.449***	.177*	.326***	.120	.040
고_학교적응(15)	.092	.213**	.214**	.203*	.319***	.661***	.152	.234**	.289***	.264***	.156	.358***	.189*	.375***	.096

*p<.05, **p<.01, ***p<.001, 대각선 상단: 공분산행렬/ 대각선 하단: 상관행렬

<표 6>은 성별 간 측정변수 평균차이를 검증한 결과이다. 분석결과, 초등학교에서는 학교적응, 중학교에서는 교사관계, 친구관계 그리고 학업성취가 통계적으로 유의한 평균차이를 나타내고 있다. 그리고 고등학교에서는 부모관계와 교사관계가 통계적으로 유의한 차이를 나타내고 있다. 특히 통계적으로 유의한 평균차이를 나타내는 측정변수는 모두 남학생보다 여학생의 평균이 높다. 결과적으로 중요타인인 부모, 교사, 친구와 사회적 관계와 학업성취 그리고 학교적응과의 인과관계 모형에 투입되는 대부분의 변수는 여학생의 평균이 높은 것을 확인할 수 있다. 이는 구조방정식모형 분석 결과가 남학생과 여학생 집단에서 차이가 있을 가능성을 보여주는 것이다.

<표 6> 측정변수 성별 간 평균차이 검증

	성별	N	평균	표준편차	t	p
초_부모관계	남학생	131	2.89	.61	-1.44	.151
	여학생	156	2.99	.60		
중_부모관계	남학생	131	3.33	.39	-1.10	.272
	여학생	156	3.38	.42		
고_부모관계	남학생	131	3.70	.47	-2.56	.011
	여학생	156	3.84	.46		
초_교사관계	남학생	131	3.87	.79	-.18	.858
	여학생	156	3.88	.78		
중_교사관계	남학생	131	3.38	.40	-2.32	.021
	여학생	156	3.48	.35		
고_교사관계	남학생	131	2.71	.56	-3.56	.000
	여학생	156	2.94	.50		
초_친구관계	남학생	131	3.28	.45	.86	.388
	여학생	156	3.23	.44		
중_친구관계	남학생	131	3.74	.47	-2.93	.004
	여학생	156	3.90	.45		
고_친구관계	남학생	131	3.53	.85	-1.10	.274
	여학생	156	3.64	.90		
초_학업성취	남학생	131	3.42	.33	-.71	.477
	여학생	156	3.45	.35		
중_학업성취	남학생	131	2.64	.56	-1.97	.049
	여학생	156	2.76	.50		
고_학업성취	남학생	131	3.23	.43	.08	.935
	여학생	156	3.23	.39		
초_학교적응	남학생	131	3.63	.48	-3.56	.000
	여학생	156	3.81	.40		
중_학교적응	남학생	131	3.06	.90	-1.51	.133
	여학생	156	3.22	.82		
고_학교적응	남학생	131	3.34	.40	-.96	.338
	여학생	156	3.38	.31		

2. 중요타인과의 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계 검증

<표 7>은 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계를 검증하기 위해 설정한 구조방정식모형 적합도를 나타낸 것이다. 정량적 적합도 평가지수인 χ^2 가 남학생 집단은 75.59(df=54, p=.03), 여학생 집단은 64.35(df=54, p=.16)로, 여학생 모형은 적합한 모형이나 남학생 모형은 적합한 모형으로 평가하기 어렵다. 이 결과를 확인할 수 있는 것은, 아동·청소년기 사회적 관계와 학업성취 그리고 학업적응 간 인과관계 중단분석을 위해 설정한 구조방정식모형은 여학생 집단에서 적합한 모형이라 판단할 수 있는 것이다.

그러나 남학생 집단의 구조방정식모형과 같이 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 크기는 5미만이면 모형과 자료가 잘 합치한다고 결론을 내리기도 한다(Carmines & Mclver, 1981; Kline,1998; 이기중, 2012 재인용). 이에 본 연구모형의 NC는 남학생 집단은 1.40이고, 그 외 정성적 적합도 지수인 GFI=.93, TLI=.94로 적합한 지수라 평가할 수 있다. 무엇보다도 근사합치(close fit) 지수인 RMSEA(남학생=.05/ 여학생=.04)가 두 집단 모두 매우 적합한 것임을 보여주고 있다. 따라서 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계 추정을 위한 구조방정식모형 적합도는 매우 적합한 것으로 판단하고 개별 추정치를 추정하고자 한다. 다른 한편으로 본 연구는 아동·청소년기 사회적 관계와 학업성취와 학교적응 간의 인과관계를 검증하는 것이다. 그런데 아동·청소년기는 성별 간 발달속도가 차이가 있으며, 특히 중요타인과의 사회적 관계 변화가 극적으로 변화하는 시기이다. 따라서 남학생과 여학생 집단 연구모형을 각각 설정하여 분석하여 비교하고자 한다. 그런데 남학생과 여학생 집단의 사회적 관계와 학업성취 그리고 학교적응 간 인과관계를 비교하기 위해서는 두 집단 간 인과관계 맥락이 유사해야 한다. 따라서 두 집단의 인과관계 맥락이 유사한지 확인하기 위해 다집단분석을 실시하였다. 다집단분석 결과, 정량적 지수인 $\chi^2=216.96$ (df=168)이며, 정성적 지수인 GFI=.92, TLI=.96 그리고 근사합치인 RMSEA=.05로 추정되고 있다. 이는 남학생과 여학생 두집단의 구조방정식모형 인과관계 맥락이 유사하다는 것을 나타내고 있는 것이다. 이에 남학생과 여학생 집단 모형을 각각 분석하고 개별 추정치를 비교하고자 한다.

<표 7> 구조방정식모형 적합도 지수

구조방정식모형	χ^2	df(p)	NC	GFI	TLI	RMSEA
전체모형(N=287)	75.68	54(.03)	1.40	.97	.98	.04
남학생모형(n=131)	75.59	54(.03)	1.40	.93	.94	.05
여학생모형(n=156)	64.35	54(.16)	1.19	.95	.98	.04
다집단분석(남, 여)	216.96	168(.01)	1.29	.92	.96	.05

[그림 2]와 [그림 3]은 구조방정식모형 분석결과를 그림으로 제시한 것이며, 통계적으로 유의한 경로는 실선으로, 통계적으로 유의하지 않은 경로는 점선으로 표시하였다. 또한 <표 8>과 <표 9>는 구조방정식모형 직접효과이며, <표 10>은 간접효과 추정치를 제시한 것이다.

먼저, 초등학교 시점의 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향은 다음과 같다. 초등학교의 초_교사관계→초_학교적응(남학생 $\beta=.37, t=4.90$ / 여학생 $\beta=.38, t=5.45$) 그리고 초_학업성취→초_학교적응(남학생 $\beta=.29, t=3.91$ / 여학생 $\beta=.33, t=4.86$) 경로가 통계적으로 유의한 영향을 나타내고 있다. 그리고 이 결과는 남학생과 여학생 집단에서 공통적이다. 다만 남학생 집단에서는 초_친구관계→초_학교적응($\beta=.20, t=2.51$), 초_교사관계→초_학교성취($\beta=.29, t=3.38$) 경로에서, 여학생 집단에서는 초_부모관계→초_학업성취($\beta=.27, t=3.50$) 경로에서 각각 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 다른 한편으로 초등학교 시점의 학업성취와 학교적응이 중학교 시점의 사회적 관계에 미치는 영향은 여학생 집단에서는 전체 경로에서 통계적으로 유의지 않은 결과를 보여주고 있다. 반면 남학생 집단에서는 초_학업성취→중_부모관계

($\beta=.22$, $t=2.50$), 초_학교적응→중_부모관계($\beta=.20$, $t=2.29$), 초_학교적응→중_친구관계($\beta=.22$, $t=2.25$) 경로가 통계적으로 유의한 차이를 보여주고 있다. 초등학교에서 중학교로 이행하는 시점에서 학업성취와 학교적응이 사회적 관계에 미치는 영향은 여학생보다는 남학생 집단에서 상대적으로 인과관계 맥락이 유의한 것을 확인할 수 있다.

다음으로, 중학교 시점의 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향은 다음과 같다. 중학생의 중_교사관계→중_학교적응(남학생 $\beta=.50$, $t=7.42$ / 여학생 $\beta=.40$, $t=5.87$), 중_학업성취→중_학교적응(남학생 $\beta=.23$, $t=3.18$ / 여학생 $\beta=.29$, $t=4.39$) 경로가 남학생과 여학생 집단에서 공통적으로 유의한 영향을 나타내고 있다. 반면 남학생 집단에서는 중_부모관계→중_학업성취($\beta=.26$, $t=3.18$), 중_친구관계→중_학교적응($\beta=.215$, $t=2.11$) 경로가 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 그러나 여학생 집단에서는 남학생 집단과 공통적으로 유의한 중_교사관계→중_학교적응 이외 모든 경로는 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다. 다른 한편으로 중학교 시점의 학업성취와 학교적응이 고등학교 시점의 사회적 관계에 미치는 영향은 여학생 집단에서 중_학교적응→고_교사관계($\beta=.21$, $t=2.30$)를 제외하고, 두 집단의 인과관계 경로 모두 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 못하고 있다. 중학교에서 고등학교로 이행하는 시점에서 학업성취와 학교적응이 사회적 관계에 미치는 영향은 여학생과 남학생 집단 모두 인과관계 맥락이 거의 나타나지 않는다는 것을 추정할 수 있다.

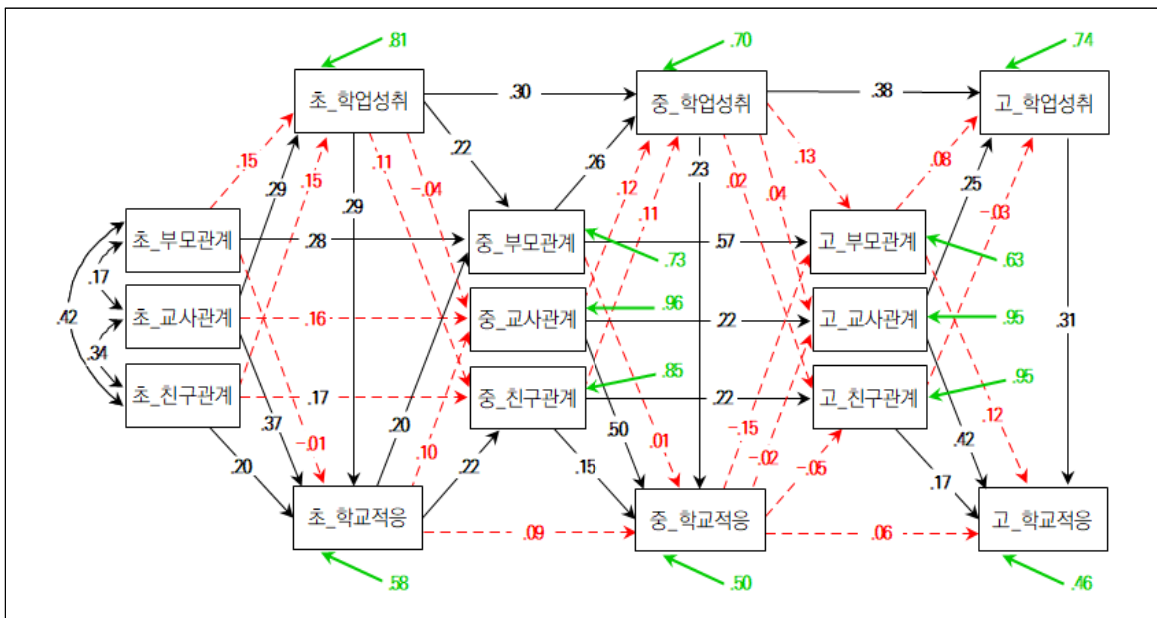
고등학교 시점의 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계는 남학생과 여학생 집단 공통으로 고_교사관계→고_학업성취(남학생 $\beta=.25$, $t=3.07$ / 여학생 $\beta=.21$, $t=2.83$), 고_교사관계→고_학교적응(남학생 $\beta=.42$, $t=6.25$ / 여학생 $\beta=.53$, $t=8.37$) 그리고 고_학업성취→고_학교적응(남학생 $\beta=.31$, $t=4.73$ / 여학생 $\beta=.22$, $t=3.55$) 경로에서 통계적으로 유의한 결과를 확인할 수 있다. 그러나 남학생 집단에서는 고_친구관계→고_학교적응($\beta=.17$, $t=2.47$), 여학생 집단에서는 고_부모관계→고_학업성취($\beta=.23$, $t=3.30$) 경로에서 각각 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다. 고등학교 시점에서 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응 간 인과관계는 남학생 집단보다 여학생 집단에서 인과관계 맥락이 더 명확하게 드러나는 것을 확인할 수 있다.

사회적 관계인 부모관계, 교사관계, 친구관계와 학업성취 그리고 학교적응의 시계열적 인과관계 즉, 초등학교부터 중학교를 거쳐 고등학교에 이르기까지 각각의 인과관계는 초등학교에서 중학교에 미치는 영향, 특히 남학생 집단이 가장 약한 인과관계 맥락을 나타내고 있다. 초_학업성취→중_학업성취→고_학업성취 그리고 초_부모관계→중_부모관계→고_부모관계 시계열적 관계는 모두 통계적으로 유의하다. 그러나 남학생 집단에서는 초_교사관계→중_교사관계와 초_친구관계→중_교사관계 그리고 초_학교적응→중_학교적응→고_학교적응 인과관계가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 반면, 여학생 집단에서는 초_학교적응→중_학교적응 경로를 제외하고 초→중→고 시점의 교사관계와 친구관계 모두 통계적으로 유의한 인과관계를 보여주고 있다.

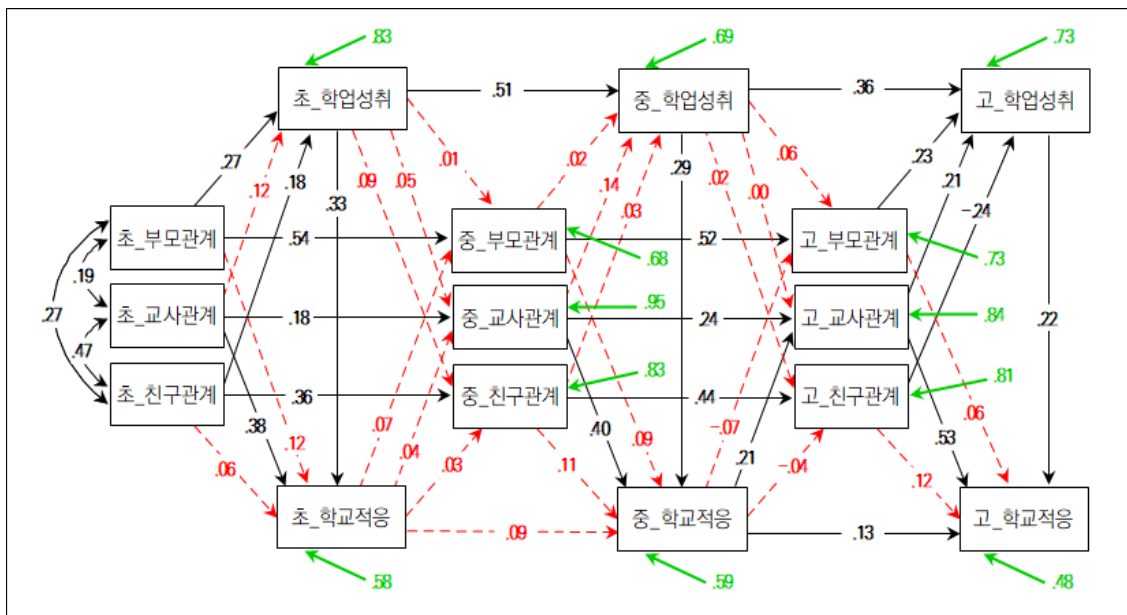
이 연구는 초등학교에서 중학교 그리고 고등학교에 이르는 시점에서 중요한 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 시계열적 인과관계를 확인하였다. 연구결과를 종합하면, 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응에 미치는 인과관계 경로가 통계적으로 가장 약한 학교급은 중학교 시점인 것으로 추정할 수 있다. 중학교 시기는 아동기에서 청소년기로 이행하는 결정적 시기이며 따라서 가정을 중심으로 의존적인 성향이 독립적 특성으로 변화되는 시점이기도 하다. 독립적 특성이라는 것은 사회적 관계 비중이 변화가 나타난다는 것을 의미한다. 따라서 사회적 관계가 매우 극적으로 변화될 가능성이 높고 이러한 사회적 관계 특성은 학업성취와 학교적응과의 인과관계 맥락이 견고하게 나타날 가능성이 낮은 결과를 보여주는 것

으로 판단된다. 이러한 사회적 관계와 학업성취, 학교적응과의 인과관계 맥락은 초등학교에서는 학업성취와 학교적응과 매우 균형있게 나타난 반면, 중학교에서는 매우 약하게 드러나고 있으며, 고등학교에서는 학업성취에 더 직접적이고 긴밀한 인과관계로 확인되고 있는 것이다. 또 다른 측면에서, 남학생 집단에서는 교사관계와 친구관계가 학교적응에 미치는 영향이 초등학교에서 중학교 그리고 고등학교에 이르는 시점까지 매우 뚜렷하게 드러난다. 반면, 여학생 집단에서는 부모관계가 학업성취에 미치는 영향이 남학생 집단에서보다 명확하게 확인되고 있다. 이러한 남학생과 여학생 집단에서 인과관계 맥락에서 차이는 아동기에서 청소년기로 이행하는 시점에서 사회적 관계 특히 부모, 교사, 친구 관계나 학업성취 및 학교적응에 차이가 있다는 것을 실증적으로 확인해주는 것으로 판단된다.

[그림 2] 구조방정식모형 분석결과(남학생 모형)



[그림 3] 구조방정식모형 분석결과(여학생 모형)



<표 8> 구조방정식모형 분석결과_직접효과(남학생 n=131)

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
초_부모관계	→초_학업성취	.20	.15	.11	1.73
	→초_학교적응	.00	-.01	.05	-.08
	→중_부모관계	.26	.28	.07	3.61***
초_교사관계	→초_학업성취	.58	.29	.17	3.38**
	→초_학교적응	.38	.37	.08	4.90***
	→중_교사관계	.18	.16	.11	1.58
초_친구관계	→초_학업성취	.25	.15	.16	1.59
	→초_학교적응	.17	.20	.07	2.51*
	→중_친구관계	.16	.17	.08	1.97
초_학업성취	→초_학교적응	.15	.29	.04	3.91***
	→중_부모관계	.16	.22	.06	2.50*
	→중_교사관계	-.02	-.04	.06	-.38
	→중_친구관계	.06	.11	.06	1.11
	→중_학업성취	.32	.30	.09	3.68***
초_학교적응	→중_부모관계	.28	.20	.12	2.29*
	→중_교사관계	.11	.10	.12	.87
	→중_친구관계	.25	.22	.11	2.25*
	→고_학교적응	.08	.09	.06	1.33
중_부모관계	→중_학업성취	.39	.26	.12	3.18**
	→중_학교적응	.01	.01	.04	.16
	→고_부모관계	.57	.57	.07	8.07***
중_교사관계	→중_학업성취	.22	.12	.15	1.48
	→중_학교적응	.37	.50	.05	7.42***
	→고_교사관계	.21	.22	.10	2.16*
중_친구관계	→중_학업성취	.21	.11	.15	1.35
	→중_학교적응	.11	.15	.05	2.11*
	→고_친구관계	.23	.22	.09	2.61**
중_학업성취	→중_학교적응	.09	.23	.03	3.18**
	→고_부모관계	.08	.13	.05	1.53
	→고_교사관계	.02	.04	.05	.43
	→고_친구관계	.01	.02	.05	.18
	→고_학업성취	.41	.38	.09	4.78***
중_학교적응	→고_부모관계	-.26	-.15	.13	-1.98
	→고_교사관계	-.03	-.02	.15	-.18
	→고_친구관계	-.07	-.05	.14	-.51
	→고_학교적응	.08	.06	.07	1.02
고_부모관계	→고_학업성취	.13	.08	.14	.94
	→고_학교적응	.09	.12	.05	1.86
고_교사관계	→고_학업성취	.53	.25	.17	3.07**
	→고_학교적응	.39	.42	.06	6.25***
고_친구관계	→고_학업성취	-.05	-.03	.16	-.31
	→고_학교적응	.14	.17	.06	2.47*
고_학업성취	→고_학교적응	.14	.31	.03	4.73***

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

<표 9> 구조방정식모형 분석결과_직접효과(여학생 n=156)

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
초_부모관계	→초_학업성취	.35	.27	.10	3.50***
	→초_학교적응	.07	.12	.04	1.85
	→중_부모관계	.45	.54	.06	7.85***
초_교사관계	→초_학업성취	.22	.12	.15	1.40
	→초_학교적응	.32	.38	.06	5.45***
	→중_교사관계	.19	.18	.09	2.05*
초_친구관계	→초_학업성취	.30	.18	.14	2.06*
	→초_학교적응	.05	.06	.05	.82
	→중_친구관계	.35	.36	.07	4.92***
초_학업성취	→초_학교적응	.15	.33	.03	4.86***
	→중_부모관계	.01	.01	.05	.12
	→중_교사관계	.03	.05	.05	.51
	→중_친구관계	.05	.09	.05	1.07
	→중_학업성취	.59	.51	.08	7.31***
초_학교적응	→중_부모관계	.10	.07	.11	.89
	→중_교사관계	.05	.04	.13	.42
	→중_친구관계	.04	.03	.11	.35
	→고_학교적응	.09	.09	.07	1.42
중_부모관계	→중_학업성취	.03	.02	.13	.23
	→중_학교적응	.06	.09	.05	1.38
	→고_부모관계	.51	.52	.07	7.34***
중_교사관계	→중_학업성취	.29	.14	.15	1.93
	→중_학교적응	.31	.40	.05	5.87***
	→고_교사관계	.22	.24	.07	2.92**
중_친구관계	→중_학업성취	.07	.03	.15	.45
	→중_학교적응	.08	.11	.05	1.54
	→고_친구관계	.40	.44	.07	5.81***
중_학업성취	→중_학교적응	.11	.29	.03	4.39***
	→고_부모관계	.03	.06	.04	.78
	→고_교사관계	.00	.00	.04	-.03
	→고_친구관계	.01	.02	.04	.30
	→고_학업성취	.33	.36	.06	5.18***
중_학교적응	→고_부모관계	-.11	-.07	.11	-.95
	→고_교사관계	.25	.21	.11	2.30*
	→고_친구관계	-.04	-.04	.10	-.44
	→고_학교적응	.12	.13	.05	2.15*
고_부모관계	→고_학업성취	.39	.23	.12	3.30***
	→고_학교적응	.04	.06	.04	.97
고_교사관계	→고_학업성취	.43	.21	.15	2.83**
	→고_학교적응	.42	.53	.05	8.37***
고_친구관계	→고_학업성취	-.49	-.24	.15	-3.29***
	→고_학교적응	.09	.12	.05	1.92
고_학업성취	→고_학교적응	.08	.22	.02	3.55***

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

본 연구는 초등학교부터 고등학교 시점까지 부모, 교사, 친구와의 사회적 관계와 학업성취 및 학교적응과의 인과관계를 시계열적으로 분석하였다. 이 결과를 해석하고 활용하는데 있고 참고해야 할 사항은 방해오차(ε)이다. 먼저 남학생과 여학생 집단의 방해오차는 각각 초_학업성취 .81, .83, 초_학교적응 .58, .58, 중_부모관계 .73, .68, 중_교사관계 .96, .95, 중_친구관계 .85, .83, 중_학업성취 .70, .69, 중_학교적응 .50, .59, 고_부모관계 .63, .73, 고_교사관계 .95, .84, 고_친구관계 .95, .81, 고_학업성취 .74, .73, 고_학교적응 .46, .48이다. 특히 중학교와 고등학교 교사관계와 친구관계 방해오차가 상대적으로 크게 추정되고 있다. 이것은 모형 내 인과관계 맥락에서 중학교와 고등학교 교사관계와 친구관계 설명력이 낮다는 것을 의미한다. 본 연구결과를 해석하고 활용하기 위해서는 이러한 결과를 참고해야 할 것으로 판단된다.

<표 10> 구조방정식모형 분석 결과_간접효과

경로		남학생(N=131)		여학생(N=156)	
		비표준화 계수(오차)	표준화 계수(t)	비표준화 계수(오차)	표준화 계수(t)
초_부모관계	→초_학교적응	.03(.02)	.04(1.58)	.05(.02)	.09(2.84)**
	→중_부모관계	.04(.03)	.04(1.32)	.01(.02)	.02(.82)
	→중_교사관계	.00(.01)	.00(-.13)	.02(.02)	.02(.86)
	→중_친구관계	.02(.02)	.02(.95)	.02(.02)	.03(1.30)
	→중_학업성취	.18(.07)	.13(2.80)**	.23(.09)	.15(2.63)**
	→중_학교적응	.02(.02)	.04(1.31)	.07(.03)	.13(2.83)**
	→고_부모관계	.18(.05)	.19(3.67)***	.24(.04)	.29(5.65)***
	→고_교사관계	.00(.01)	.00(.37)	.02(.01)	.03(1.76)
	→고_친구관계	.00(.01)	.01(.44)	.01(.01)	.01(.78)
	→고_학업성취	.10(.04)	.07(2.47)*	.17(.05)	.13(3.75)***
→고_학교적응	.03(.01)	.05(2.35)*	.04(.01)	.08(3.01)**	
초_교사관계	→초_학교적응	.09(.03)	.08(2.56)*	.03(.02)	.04(1.35)
	→중_부모관계	.22(.06)	.15(3.39)***	.04(.04)	.03(1.00)
	→중_교사관계	.04(.05)	.03(.69)	.02(.04)	.02(.59)
	→중_친구관계	.15(.05)	.13(2.81)**	.02(.04)	.02(.68)
	→중_학업성취	.35(.10)	.16(3.65)***	.19(.10)	.09(1.87)
	→중_학교적응	.16(.05)	.20(3.38)***	.12(.04)	.15(3.07)**
	→고_부모관계	.11(.05)	.08(2.40)*	.01(.02)	.01(.52)
	→고_교사관계	.05(.03)	.04(1.62)	.08(.03)	.08(2.61)**
	→고_친구관계	.03(.03)	.02(1.02)	.01(.02)	.01(.36)
	→고_학업성취	.18(.06)	.08(3.23)*	.10(.04)	.05(2.25)*
→고_학교적응	.07(.02)	.07(2.79)**	.06(.02)	.08(2.79)**	
초_친구관계	→초_학교적응	.04(.03)	.04(1.47)	.04(.02)	.06(1.90)
	→중_부모관계	.10(.04)	.08(2.26)*	.01(.02)	.01(.70)
	→중_교사관계	.02(.02)	.02(.68)	.01(.02)	.01(.81)
	→중_친구관계	.07(.03)	.07(2.15)*	.02(.02)	.02(1.18)
	→중_학업성취	.17(.08)	.09(2.19)*	.21(.10)	.10(1.96)
	→중_학교적응	.06(.02)	.09(2.61)*	.07(.03)	.09(2.43)
	→고_부모관계	.05(.03)	.04(1.86)	.01(.01)	.00(.43)
	→고_교사관계	.01(.01)	.01(.50)	.02(.01)	.02(1.64)
	→고_친구관계	.05(.03)	.05(1.94)	.14(.04)	.16(4.03)
	→고_학업성취	.08(.04)	.04(1.98)	.01(.05)	.00(.16)
→고_학교적응	.03(.01)	.03(2.20)*	.03(.01)	.04(2.33)*	
초_학업성취	→중_부모관계	.04(.02)	.06(1.98)*	.01(.02)	.02(.88)

경로		남학생(N=131)		여학생(N=156)	
		비표준화 계수(오차)	표준화 계수(t)	비표준화 계수(오차)	표준화 계수(t)
	→중_교사관계	.02(.02)	.03(.85)	.01(.02)	.01(.42)
	→중_친구관계	.04(.02)	.06(1.95)	.01(.02)	.01(.35)
	→중_학업성취	.10(.04)	.09(2.43)*	.01(.02)	.01(.85)
	→중_학교적응	.06(.03)	.14(2.11)*	.10(.03)	.22(3.82)***
	→고_부모관계	.13(.04)	.19(3.30)***	.02(.03)	.03(.62)
	→고_교사관계	.01(.02)	.01(.28)	.03(.02)	.06(1.24)
	→고_친구관계	.02(.02)	.04(.96)	.03(.03)	.05(.97)
	→고_학업성취	.19(.05)	.17(3.58)***	.21(.05)	.20(4.12)***
	→고_학교적응	.05(.02)	.09(2.58)**	.04(.02)	.11(2.75)**
초_학교적응	→중_학업성취	.19(.08)	.09(2.35)*	.02(.04)	.01(.49)
	→중_학교적응	.09(.06)	.11(1.53)	.03(.05)	.03(.58)
	→고_부모관계	.13(.08)	.09(1.70)	.04(.06)	.03(.66)
	→고_교사관계	.02(.03)	.02(.70)	.04(.04)	.04(.94)
	→고_친구관계	.05(.03)	.04(1.39)	.01(.04)	.01(.23)
	→고_학업성취	.10(.05)	.05(2.05)*	.03(.04)	.01(.96)
	→고_학교적응	.05(.03)	.05(1.92)	.04(.03)	.01(1.20)
중_부모관계	→중_학교적응	.04(.02)	.06(2.25)*	.00(.01)	.00(.23)
	→고_부모관계	.02(.02)	.02(.92)	-.01(.01)	-.01(-.68)
	→고_교사관계	.01(.02)	.01(.40)	.02(.01)	.02(1.20)
	→고_친구관계	.00(.02)	.00(.04)	.00(.01)	.00(-.39)
	→고_학업성취	.24(.09)	.15(2.55)*	.21(.08)	.13(2.70)*
	→고_학교적응	.09(.03)	.13(2.73)**	.05(.02)	.08(2.16)*
중_교사관계	→중_학교적응	.02(.01)	.03(1.34)	.03(.02)	.04(1.77)
	→고_부모관계	-.08(.05)	-.07(-1.64)	-.03(.04)	-.02(-.76)
	→고_교사관계	-.01(.06)	-.01(-.11)	.08(.04)	.09(2.30)*
	→고_친구관계	-.03(.05)	-.02(-.49)	-.01(.03)	-.01(-.37)
	→고_학업성취	.19(.09)	.09(2.13)*	.22(.08)	.12(2.81)**
	→고_학교적응	.12(.09)	.14(2.39)*	.18(.04)	.26(4.71)***
중_친구관계	→중_학교적응	.02(.01)	.03(1.25)	.01(.02)	.01(.45)
	→고_부모관계	-.02(.02)	-.01(-.69)	-.01(.01)	-.01(-.65)
	→고_교사관계	.00(.02)	.00(.05)	.02(.02)	.03(1.34)
	→고_친구관계	-.01(.02)	-.01(-.40)	.00(.01)	.00(-.37)
	→고_학업성취	.07(.08)	.04(.92)	-.16(.09)	-.09(-1.90)
	→고_학교적응	.05(.03)	.06(1.97)	.04(.02)	.06(1.72)
중_학업성취	→고_부모관계	-.02(.01)	-.04(-1.68)	-.01(.01)	-.02(-.93)
	→고_교사관계	.00(.01)	.00(-.18)	.03(.01)	.06(2.04)
	→고_친구관계	-.01(.01)	-.01(-.50)	.00(.01)	-.01(-.44)
	→고_학업성취	.02(.03)	.02(.65)	.02(.02)	.02(.68)
	→고_학교적응	.08(.03)	.17(2.48)	.05(.02)	.16(2.72)**
중_학교적응	→고_학업성취	-.04(.09)	-.02(-.50)	.09(.08)	.04(1.02)
	→고_학교적응	-.05(.08)	-.04(-.60)	.10(.05)	.11(1.92)
고_부모관계	→고_학교적응	.02(.02)	.03(.92)	.03(.01)	.05(2.42)*
고_교사관계	→고_학교적응	.07(.03)	.08(2.57)*	.04(.02)	.04(2.21)*
고_친구관계	→고_학교적응	-.01(.02)	-.01(-.31)	-.04(.02)	-.05(-2.41)*

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

<표 10>은 중요타인인 부모, 교사, 친구와의 사회적 관계 그리고 학업성취 및 학교적응 간 인과관계를 실증적으로 검증하고 있다. 특히 초등학교에서 고등학교까지 시간적 흐름에 따른 인과관계를 확인하고 있으나 초등학교 시점에서 고등학교 시점의 요인 간 직접효과 경로는 설정하지 못했다. 따라서 직접 효과 경로를 설정하지 못하는 인과관계는 간접효과를 추정하여 확인하였다. 남학생과 여학생 집단에서 공통적이며 의미있는 간접효과는 초등학교 및 중학교 부모관계와 교사관계가 고등학교 학업성취와 학교적응에 미치는 영향이다. 이는 초등학교 시점의 부모나 교사와의 관계는 고등학교 시기까지 지속적으로 학업성취와 학교적응에 효과를 나타낸다는 것을 의미한다. 다른 한편으로 초등학교 친구관계는 고등학교 학업성취에 간접효과를 나타내고 있으며, 중학교 친구관계는 고등학교 학업성취 및 학교적응에 간접효과가 확인된다. 그리고 이 결과는 남학생과 여학생 집단에서 공통적이다. 결과적으로 아동·청소년기 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 효과는 학교급, 성별에 따라 차이가 있는 것으로 추정할 수 있다.

제5절 결론 및 제언

이 연구는 초등학교에서 중학교 그리고 고등학교에 이르는 시점까지 아동·청소년기 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 특히 초등학교에서 고등학교까지는 아동기와 청소년기 전환시점을 포함하고 있으며, 또한 아동·청소년기는 성별 발달 속도에 차이가 있는 특성을 반영하여 남학생과 여학생 집단을 구분하여 인과관계 맥락을 확인하였다. 분석결과와 결론은 다음과 같다.

첫째, 초등학교 시점에서 교사관계→학교적응에 영향을 미치며, 이 결과는 성별 집단 간 공통적이다. 그러나 남학생 집단에서는 친구관계→학교적응, 여학생 집단에서는 부모관계→학업성취에 유의한 인과관계가 확인되고 있다. 초등학교 시점에서 교사관계는 학교적응과 직접적인 인과관계를 나타내며, 학업성취는 부모와의 관계, 교사와의 관계는 학교적응과 인과관계가 더 밀접한 것을 추정할 수 있다. 다만 이러한 인과관계는 성별 간 차이가 있는 것을 확인할 수 있다.

둘째, 중학교 시점에서는 여학생 집단에서 교사관계→학교적응 경로가 통계적으로 유의한 결과를 나타내는 것을 제외하고, 그 외 모든 경로가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 중학교 시점에서 사회적 관계는 학업성취 및 학교적응과 인과관계가 거의 확인되지 않고 있다. 중학교 시점은 사회적 관계 비중이 변화되는 사춘기 절정기라 할 수 있으며, 이러한 맥락 때문에 학업성취와 학교적응에 의미있는 인과관계를 확인하는데 한계가 있는 것으로 판단된다.

셋째, 고등학교 시점에서 사회적 관계는 학업성취는 교사와의 관계, 학교적응은 교사와의 관계가 공통적으로 의미있는 인과관계를 보여주고 있다. 더 나아가 남학생 집단은 친구관계가 학교적응, 부모와 친구와의 관계가 학교적응에 통계적으로 유의한 인과관계를 나타내고 있다. 결과적으로 고등학교 시점의 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 인과관계가 성별 집단 간 차이가 있음을 확인할 수 있다.

넷째, 사회적 관계인 부모, 교사, 친구 관계, 학업성취, 학교적응의 시계열 간 인과관계 또한 남학생과 여학생 집단에서 차이가 있는 것을 볼 수 있다. 특히 교사관계, 친구관계, 학교적응 요인이 초등학교에서 중학교에 미치는 효과에서 차이가 나타나고 있다. 그러나 부모관계와 학업성취의 시계열 간 인과관계 맥락은 남학생과 여학생 집단에서 공통적인 결과를 보여주고 있다. 다른 한편으로, 학업성취→학교적응 인과관계는 초등학교, 중학교, 고등학교 시점에서 그리고 성별 집단 간 공통적이다.

마지막으로 아동·청소년기 중요타인인 사회적 관계가 학업성취와 학교적응에 미치는 인과관계는 학교

급에 따라 그리고 성별 집단에 따라 차이가 있는 것을 확인하였다. 본 연구결과를 실제적으로 활용하기 위해서는 학교급 및 성별 집단 간에 따라 다르게 활용해야 할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 광순애(2008). 부모의 양육태도가 청소년의 자아개념에 미치는 영향. 석사학위논문. 건국대학교.
- 강유경·한유경(2015). 초등학생의 학업적응에 영향을 미치는 변인 분석 연구. *교육학연구*, 53(3), 61-88.
- 강해련·오익수(2008). 교사의 격려반응이 아동의 학교생활적응에 미치는 영향. *초등상담연구*, 7(2), 131-140.
- 곽수란(2006). 청소년의 학교적응도 분석. *교육사회학연구*, 16(1), 1-26.
- 곽수란(2012). 학업성취, 교사기대 그리고 학업적응과의 관계분석. *교육사회학연구*, 22(1), 1-24.
- 곽수란(2014). 아동청소년기 사회적 관계가 자아개념 및 학업성취에 미치는 영향. *교육사회학연구*, 24(2), 1-24.
- 곽수란(2021). 고등학생의 학업성취, 교사기대 효과인가? 귀인 효과인가?. *직업능력개발연구*, 24(3), 31-56.
- 곽수란(2021). 교사기대, 학업자아개념, 학업성취 인과관계 종단분석. *한국교육종단연구 학술대회 발표 논문*, 2021. 11. 26.
- 곽수란·이기중(2014). 학교에서의 사회적 관계가 중학생의 자존감 및 학교적응에 미치는 영향.
- 김경식·이현철(2010). 사회적 자본으로서의 부모, 교사, 교우 관계와 학업성취 간의 종단적 관계 분석. *중등교육연구*, 58(1), 203-225.
- 김경혜·공경혜(2004). 어머니의 자아개념 및 양육태도와 자녀의 자아개념과의 관계. *방과후아동지도연구*, 1(1), 113-126.
- 김동배·권중돈(2005). *인간행동이론과 사회복지실천*, 서울: 학지사.
- 김두환(2008). 부모와 자녀의 사회적 관계와 대학진학 포부 및 학업성취. *교육사회학연구*, 18(4), 29-53.
- 김두환·김지혜(2011).
- 김마리아(2013). 부모의 교육적 기대수준이 자녀의 자아개념 및 학업성취에 미치는 효과. *학습자중심교과교육연구*, 13(2), 117-139.
- 김양분·임현정·김난옥(2012). 학업성취에 대한 학급 및 교사 요인의 영향. *한국교육*, 39(2), 157-179.
- 문은식·김충희(2002). 청소년의 학교생활 적응행동에 영향을 미치는 사회, 심리적 변인들의 구조적분석. *교육심리연구*, 16(2), 219-241.
- 문은정·심희옥(2001). 아동의 친한 친구와의 관계와 자아지각 및 학교적응과의 관계. *아동학회지*, 22(4), 99-113.
- 문주희·백지숙(2012). 청소년이 지각한 부모-자녀관계, 또래관계, 교사관계가 학업효능감과 성취동기에 미치는 영향: 초기 청소년과 중기 청소년 비교연구. *청소년시설환경*, 10(3), 39-50.
- 박영신·김의철(2003). 한국 청소년의 성취동기와 학업성취에 대한 부모-자녀관계의 영향: 토착심리학적 접근

- 근. 청소년학연구, 10(1), 139-165.
- 방상옥·임신일(2022). 부모의 긍정적 양육태도, 교사애착관계, 학업성취의 중단적 관계 검증: 자기회귀교차지연모형 분석. 청소년학연구, 29(4), 237-261.
- 송운용·곽수란(2006). 청소년의 학교적응에 영향을 미치는 보호체계 요인에 관한 연구. 가족과 문화, 18(3), 107-129.
- 신나나·도현심(2000). 청소년의 자아개념에 대한 부모-자녀관계와 학교생활 적응간의 상호작용 효과. 한국가정관리학회지, 18(3), 99-113.
- 이기종·곽수란(2012). 부모양육방식이 아동·청소년의 자존감 및 학업성취에 미치는 영향. 한국아동청소년패널 학술대회 논문집, 707-731. 11월 16일. 서울: 서울대학교 호암교수회관.
- 이숙정(2010). 초등학생의 학업성취에 영향을 미치는 교사-학생관계와 학급풍토 및 학습몰입의 경로분석. 초등교육연구, 23(4), 207-227.
- 정병삼(2012). 부모, 교사, 친구관계에서 시작하는 지지가 초기 청소년들의 학업성취에 미치는 중단적 효과. 한국청소년연구, 23(2), 131-159.
- 최권·전민재·안효영·진하늘·도승이(2013). 중학생이 지각한 교사 및 교우관계가 수업참여를 매개로 학업성취에 미치는 영향. 아시아교육연구, 14(4), 281-306.
- 최숙현(2009). 부모의 양육태도에 따른 아동의 자아개념 및 학교적응. 한국예술치료학회지, 9(2), 181-211.
- 최지은·신용주(2003). 청소년이 지각한 부모-자녀관계, 또래관계, 교사와의 관계가 학교생활 적응에 미치는 영향. 대한가정학회지, 41(2), 199-220.
- 천석우(2010). 교사리더십에 따른 학생의 학교생활적응과 학업성취도에 관한 연구: 자아개념 매개효과를 중심으로. 박사학위논문. 건양대학교.
- Berndt, T.J.(1999). Friends' influence on student's adjustment to school. *Educational Psychologist*, 34, 15-28.
- Brophy, J.E. & Good, T. L.(1984). Teacher communication of differential expectations for children classroom performance some behavior data. *Journal of Education Psychology*, 76, 236-237.
- Cogner, J.J.(1977). *Adolescence and Youth: Psychological Development in a Changing World*(2nd ed). NY: Haper and Row.
- Cohen, J.J. and M.C. Fish(eds.)(1993). *Handbook of school-based interventions: Resolving student problem and promoting healthy educational environments*. San Francisco, CA: Josey-Bass Publishers.
- DuBois, D.L., S.K. Eitel, and R.D. Felner(1994). Effects of family environment and parent-child relationships on school adjustment during the transition to early adolescence. *Journal of Marriage and the Family*, 56, 405-414.
- Erknam, F., A. Caner, Z.H. Sart, B. Borkan, K. Sahan(2010). Influence of perceived teacher acceptance, self-concept and school attitude on the academic achievement of school-age children in Turkey.

Cross-Cultural Research, 44(3), 295-309

- Escriva, V.M., P.S. Garcia, and E. Perez-Delgado(2001). Family climate and development of self-concept. A longitudinal study in adolescent population. *Revista Latinoamericana De Psicologia*, 33(3), 243-260.
- Kurdek, L. A., Fine, M.A. and Sinclair, R.J.(1985). School adjustment in sixth graders: Parenting transactions, family climate, and peer norm effects. *Child Development*, 66, 430-445.
- Ladd, G. W. and J.M. Price(1987). Predicting children's social and school adjustment following the transition from preschool to kindergarten. *Child Development*, 58, 1168-1189.
- Ladd, G. W., Kochenderfer, B. J. and Coleman, C. C(1997). Classroom peer acceptance, friendship, and victimization: Distinct relational systems that contribute uniquely to children's school adjustment. *Child Development*, 68(6), 1181-1197.
- Ladd, G. W.(1990). Having friends, keeping friends, making friends, and being liked by peers in the classroom: Predictors of children's early school adjustment? *Child Development*, 61, 1081-1100.
- Powell, S. R.(1993). The power of positive peer influence: Leadership training for today's teens. In J.E. Zins and M.J. Elias(eds.), *Promoting student success through group intervention*. NY: Haworth Press.
- Richardson, R., N. M. Galamvos, J. Schulenberg, and A. Petersen(1984). Young adolescents' perception of th family environment, *Journal of Early Adolescence*, 4, 131-153.
- Rosenthal, B. S.(1995). The influence of social support on school completion among Haitian. *Social Work in Education*, 17(1), 30-39.
- Rutter, M.(1985). *Studies of Psychosocial Risk: The Power of Longitudinal Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Wang, Y.(2003). Family environment and the development of behavior, self-concept and personality in children with learning disorders. *Chinese Mental Health Journal*, 17(7), 441-444.
- Watson, A. S. and H. O. Protinsky(1988). Adolescent identity development: Effects of perceived family structure. *Family Relations*, 37, 288-292.
- Zhenhong, W., Dejun, G. and Ping, F. (2004). Self-concept and coping style of junior high school students with different peer relationship. *Psychological Science*, 27, 602-605.
- Gest, S. D., Domitovich, C. E. Welsh, J. A.(2005). Peer academic reputation in elementary school: associations with chances in self-concept and academic skills. *Journal of Educational Psychology*, 97(3), 337-346.
- Janos, P. M., Fung, H. C. and Robinson, N. M.(1985). Self-concept, self-esteem, and peer relations among gifted children who feel different. *Gifted Child Quarterly*, 29(2), 78-82.

[제2주제]

빈곤 및 불평등

-
1. 대안적 소득보장제도가 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향
 2. 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향: 성별, 연령, 빈곤에 따른 이중차이분석 연구
 3. COVID-19 유행이 소득수준에 따른 의료이용 불평등에 미친 영향

대안적 소득보장제도가 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향¹⁾

The effects of alternative income security programs on income distribution and income mobility

이원진(한국보건사회연구원 부연구위원)

이 연구는 한국복지패널조사 자료를 활용하여 UBI(universal basic income)와 NIT(negative income tax)의 횡단적 소득분배 및 종단적 소득안정 효과를 비교·분석하였다. 분석 결과에 따르면, 대체로 UBI보다 현행 소득보장제도의, 현행 소득보장제도보다 NIT의 횡단적 소득분배 효과가 컸다. UBI와 NIT의 종단적 소득안정 효과를 분석한 결과는 대체로 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 연 40~41조 이하의 중소규모 예산을 가정할 때, 2018년-2019년 2년 동안 기준중위소득 50% 이하 빈곤지위를 유지하는 지속빈곤층의 규모를 감소시킨 효과는 UBI보다 NIT가 컸고, 기준중위소득 85% 초과 중고소득을 안정적으로 유지하는 중산층의 규모를 증가시킨 효과는 NIT보다 UBI가 컸다. 또한 대체로 NIT는 기준중위소득 50% 이하 빈곤의 진입과 탈출을 동시에 억제하고 기준중위소득 50% 초과 85% 미만 중저소득구간을 유지하도록 지원하는데 효과적이다. 둘째, 연 180~181조 원의 대규모 예산을 가정할 때, NIT, 특히 재산기준 없는 NIT는 전 국민의 대부분을 기준중위소득 85% 초과 구간으로 이동시켜 횡단적 빈곤과 종단적 빈곤진입·탈출을 사실상 사라지게 하였다. 하지만 월 30만 원 UBI와 생계급여를 조합한 급여를 지원하는 시나리오에서는 적지만 횡단적 빈곤과 종단적 빈곤진입·탈출이 여전히 관찰되었다.

제1절 서론

이 연구는 한국복지패널조사 자료를 활용하여 기본소득과 부의 소득세가 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향을 분석한다. 보편적 정액 급여를 지급하는 기본소득(universal basic income, 이하 'UBI')은 오래전부터 대안적 소득보장제도로서 많은 관심을 받아왔고, 최근 기본소득한국네트워크가 구체적인 기본소득 로드맵을 제안하였다(서정희 외, 2021). 부의 소득세(negative income tax, 이하 'NIT')는 소득 수준이 낮을수록 더 많은 급여를 지급하는 공공부조 방식 소득보장제도로, 최근 서울시가 안심소득 시범사업을 실시하면서 많은 주목을 받고 있다. 이 연구는 소득분배 및 소득이동에 미치는 영향을 시뮬레이션하여 UBI와 NIT의 효과를 실증적으로 평가한다. 이 연구의 목적은 현행 소득보장제도, UBI, NIT의 제도 원리에 따른 소득분배 및 소득안정 효과를 비교·분석하는 것이다. 따라서 기본소득한국네트워크의 기본소득 로드맵과 서울시 안심소득 시범사업의 세부 설계를 구체적으로 재현하기보다는 제도 요소에 따른 이론적 차이를 실증적으로 확인할 수 있는 추상화된 형태의 시뮬레이션을 실시한다는 점을 밝혀둔다.²⁾ 박기성, 변양규

1) 이 연구는 <변금선, 이원진, 이해림, 김동진. 2022(발간예정). 서울형 소득지원체계 구축 방안 연구. 서울연구원> 보고서에 수록될 원고의 일부를 수정·발췌한 것이다. 최종적인 연구 결과는 보고서로 출판될 예정이므로, 추후 연구를 인용해야 할 때는 해당 보고서를 인용하기 바란다.

2) 국내에 제안된 NIT는 크게 보장단위에 따라 개인단위 NIT(김낙희 외, 2021)와 가구단위 NIT(박기성, 변양규, 2017; 박기성, 조경엽, 2021)로 구분할 수 있다. 이 장에서는 "안심소득제"(박기성, 변양규, 2017; 박기성, 조경엽, 2021)라는 이름으로 제안된 가

(2017), 강신욱 외(2021, 301-341), 박기성, 조정엽(2021) 등과 같이 UBI와 NIT의 효과를 분석한 선행연구가 있지만, 이 연구는 소득분배에 대한 횡단적 효과와 소득이동에 대한 종단적 효과를 함께 분석한다는 점에서 선행연구의 논의를 확장한다.

제2절 분석방법

1. 분석 데이터

이 연구는 한국복지패널조사 14~15차 자료를 활용하여 횡단 분석과 종단 분석을 병행한다.³⁾ 우선 횡단 분석에서는 14차, 15차 자료를 활용하여 2018년, 2019년 소득분배를 분석한다. 시뮬레이션 분석에서는 2개 연도 횡단 데이터에 각각 가상 UBI와 NIT를 적용한 후 횡단가중치를 활용하여 소득분배를 분석한다. 다음으로 종단 분석에서는 14차-15차 균형패널 자료를 활용하여 2018년-2019년 소득이동을 분석한다. 이때 2개 연도 횡단 데이터에 각각 가상 UBI와 NIT를 적용한 후 균형패널을 구축하여 소득이동을 분석한다는 점에 주의할 필요가 있다. 균형패널 분석에는 15차 횡단가중치를 적용한다.⁴⁾

<표 1> 분석 표본

구분	내용	
횡단 분석	14차 개인 (횡단가중치)	15차 개인 (횡단가중치)
	2018년 소득	2019년 1년 소득
	2018년 12월말 재산	2019년 12월말 재산
	2018년 12월말 연령	2019년 12월말 연령
	14,410명	13,454명
종단 분석	14차-15차 개인 균형패널 (15차 횡단가중치)	
	2018년-2019년 소득이동	
	13,235명	

주: 재산 결측 사례 2018년 8명, 2019년 6명이 제외되었다.

이 연구에서는 <표 2>와 같이 소득을 정의한다. 근로소득, 사업소득을 합산하여 노동소득으로, 노동소득, 재산소득, 사적이전소득을 합산하여 시장소득으로, 시장소득에 공적이전소득을 합산하고 세금 및 사회보험료를 차감하여 가처분소득으로 정의한다. 모든 소득원천은 가구 내에서 합산한 가구소득을 분석하지만, 균등화지수를 적용하여 개인단위 소득분배 및 소득이동을 분석한다.

구단위 NIT를 다루되, 서울시 안심소득 시범사업이라는 특정 사업의 효과를 평가하는 것이 분석 목적이 아니라는 점을 분명히 하기 위해 “안심소득”이 아닌 “NIT”로 부른다.

3) 2020년(16차) 자료는 코로나19의 영향 때문에 분석 결과의 일반화에 한계가 있어 분석에서 제외하였다.

4) 14차-15차 균형패널 분석에 15차 종단가중치 적용을 고려해볼 수 있다. 하지만 14차와 15차에 모두 조사된 균형패널 표본 중 15차 종단가중치가 부여되지 않은 사례가 적지 않기 때문에, 15차 종단가중치를 적용하면 불필요한 표본의 소실이 발생한다(이태진 외, 2020, 215). 이 연구에서는 15차 횡단가중치를 적용한 결과를 보고하되, 15차 종단가중치를 적용한 추가 분석을 실시하여 분석 결과에 큰 차이가 없음을 확인하였다.

<표 2> 소득 정의

구분	내용	
노동소득	상용·임시·일용근로자 근로소득, 고용주·자영자 사업소득, 농림축산업소득, 어업소득, 기타 근로소득	
재산소득	이자 및 배당금, 임대료, 개인연금, 퇴직연금, 기타 재산소득	
사적이전소득	부모나 자녀로부터 받은 가구 간 이전소득, 민간단체로부터 받은 보조금	
공적 이전 소득	공적연금	국민연금, 특수지역연금
	고용보험급여	실업급여, 육아휴직급여, 직업능력개발급여 등
	산재보험급여	휴업급여, 장애연금, 유족급여 등
	생계·주거급여	국민기초생활보장제도 생계급여, 주거급여
	기초연금	기초연금
	근로·자녀장려금	근로장려금, 자녀장려금
기타 공적이전소득	교육급여, 장애인연금, 장애수당, 장애아동수당, 한부모가족 지원, 가정위탁금, 소년소녀가장 지원, 양육수당, 보육료 지원, 아동수당, 학비 지원, 국가유공자 보조금, 농어업 보조금, 긴급복지지원금, 기타 바우처 지원금, 급식비 지원, 에너지 감면·보조, 통신비 감면·보조, 기타 중앙정부·지방자치단체 보조금	
세금 및 사회보험료	소득세, 재산세, 자동차세, 종합소득세, 부동산세, 국민연금 보험료, 특수지역연금 보험료, 건강보험료, 고용보험료 등	
시장소득	노동소득+재산소득+사적이전소득	
가처분소득	시장소득+공적이전소득-세금 및 사회보험료	

주 1: 고용주·자영자 사업소득, 농림축산업소득, 어업소득, 가처분소득의 음수를 0으로 변환하였다.

주 2: 연도별로 개인노동소득(상용·임시·일용근로자 근로소득, 고용주·자영자 사업소득, 기타 근로소득)이 존재하는 사례의 중위값의 10배로 개인노동소득을 탐코딩한 후 가구 내에서 합산하였다.

2. 시뮬레이션 설계

시뮬레이션에서는 현행 소득보장제도, UBI, 재산기준 없는 NIT, 재산기준 있는 NIT를 검토한다(<표 3> 참조). 시뮬레이션에서는 우선 대안적 소득보장제도로 대체할 현행 소득보장제도의 범위를 설정해야 한다. 박기성, 변양규(2017, 63)는 국민기초생활보장제도 생계·주거·자활급여와 근로·자녀장려금을 대체하는 안심소득을 제안하였고, 서울시 안심소득 시범사업에서는 생계·주거급여를 지급하지 않고 기초연금을 차감하여 급여를 지급한다(서울 안심소득 홈페이지). 이 연구에서는 NIT가 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금을 대체하는 것으로 설정한다.

한편, 궁극적으로 충분한 급여 수준을 보장하는 완전기본소득은 대체로 국민기초생활보장제도, 기초연금, 근로·자녀장려금을 모두 대체할 수 있을 것이다. 하지만 이 연구에서 검토하는 최대 월 30만 원 수준의 부분기본소득은 급여 수준이 낮아 국민기초생활보장제도를 완전히 대체하기 어렵다. 이 연구에서는 UBI를 적용할 때 주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금을 폐지하지만 생계급여는 폐지·삭감하지 않는 것으로 설정한다. 이하에서는 시나리오별 생계·주거급여-기초연금-근로·자녀장려금-UBI-NIT 패키지를 '주요 소득보장급여'로 부른다. 즉, 현행 소득보장제도 시나리오에서는 <생계·주거급여+기초연금+근로·자녀장려금>이, UBI 시나리오에서는 <생계급여+UBI>가, NIT 시나리오에서는 <NIT>가 주요 소득보장급여에 해당한다.

NIT는 기준중위소득의 일정 비율로 정의한 선정기준소득에서 가구의 인정소득을 차감한 금액의 50%를 지급하는 것으로 설정한다. 인정소득에는 노동소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적연금, 고용보험급여, 산재보험급여를 포함한다. 즉, NIT를 시장, 가족, 사회보험으로부터 충분한 소득을 얻지 못한 저소득층을 지원하는 소득보장제도로 설정하는 것이다. 기준중위소득의 일정 비율로 정의한 선정기준소득은 가구규모별로 차등하여 적용한다.

<표 3> 시뮬레이션 설계

구분		현행 소득보장제도	UBI	재산기준 없는 NIT	재산기준 있는 NIT
주요 소득보장급여		· 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금	· 개인 정액급여 · B: 급여액 · 현행 생계급여 유지 · 현행 주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금 폐지	· 가구 보충급여 · C: 선정기준소득 · 급여액=(C-인정소득)×50% · 현행 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금 폐지	· 재산기준: 순자산 중위값 150% 이하 (2018년 2.6억 원, 2019년 2.7억 원, 명목)
예산 (명목)	예산1 · 2018년 25조 원 · 2019년 29조 원	· 현행 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금 지급액 총합	· B=월 3만 원(명목)	· C=기준중위소득 71%	· C=기준중위소득 75%
	예산2 · 2018년 180조 원 · 2019년 181조 원	-	· B=월 30만 원(명목)	· C=기준중위소득 163%	· C=기준중위소득 186%
	예산3 · 2018년 41조 원 · 2019년 40조 원	-	· B=월 6만 원(명목)	· C=기준중위소득 85%	· C=기준중위소득 92%
	예산4 · 2018년 35조 원 · 2019년 34조 원	-	· B=월 5만 원(명목)	· C=기준중위소득 79%	· C=기준중위소득 85%
인정소득		· 인정소득 = 노동소득 + 재산소득 + 사적이전소득 + 공적연금 + 고용보험급여 + 산재보험급여			
급여 전 소득		· 급여 전 소득 = 인정소득 + 기타 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료			
급여 후 소득		· 급여 후 소득(가처분소득) = 급여 전 소득 + 시나리오별 주요 소득보장급여			

주 1: 예산은 전국 횡단 표본을 활용하여 가구 내 합산 급여액에 가구가중치를 적용하여 산출하였다.

주 2: 급여 전 소득과 급여 후 소득의 음수를 0으로 변환하였다.

재산기준 있는 NIT의 재산기준은 순자산 중위값의 150% 이하로 설정한다. 즉, 인정소득이 선정기준소득 이하이면서 총재산에서 총부채를 차감한 순자산이 연도별 순자산 중위값의 150% 이하인 가구가 수급 가구로 선정된다. 순자산 중위값의 150%는 2018년 2.6억 원, 2019년 2.7억 원으로, 자산가격의 상승을 반영하여 시간에 따라 증가하였다.

시뮬레이션은 4개의 예산 시나리오를 검토한다. 예산1은 현행 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금 지급액의 총합으로, 연 25~29조 원이다. 예산2는 생계급여를 유지한 상태에서 월 30만 원 UBI를 지급하는 데 필요한 금액으로, 연 180~181조 원이다. 예산3은 재산기준 없는 NIT를 기준중위소득 85% 이하 가구에 지급하는 데 필요한 금액으로, 연 40~41조 원이다. 예산4는 재산기준 있는 NIT를 기준중위소득 85% 이하 가구에 지급하는 데 필요한 금액으로, 연 34~35조 원이다.

이와 같이 4개의 예산을 설정한 후, 해당 예산으로 시나리오별 주요 소득보장급여를 시행하는 상황을 가정한다. 예를 들어, 예산1은 연 25~29조 원인데, 이를 활용하여 UBI를 시행하면 월 3만 원을 지급할 수 있고, 재산기준 없는 NIT를 시행하면 기준중위소득 71% 이하 가구를 지원할 수 있으며, 재산기준 있는 NIT를 시행하면 기준중위소득 75% 이하 가구를 지원할 수 있다. 이와 같은 시뮬레이션 설계를 통해 동일 예산 하에서의 제도 원리에 따른 소득분배 및 소득안정 효과 차이를 확인할 수 있다. 단, 일반적으로 UBI는 공유부 과세, 소득세, 탄소세 등 재원 설계 방안과 패키지로 제안된다(서정희 외, 2021)는 점을 고려하

면, 추가 재원 확보 가능성을 고려하지 않은 동일 예산 하에서의 UBI-NIT 분배 효과 비교 분석은 UBI에 게 상대적으로 불리한 설정으로 해석될 수 있다는 점을 언급해둔다.

3. 소득분배 및 소득안정 효과

이 연구는 주요 소득보장급여의 효과를 대상포괄성, 급여효율성, 급여적정성, 소득안정성을 기준으로 평가한다. 첫째, 대상포괄성은 주요 소득보장급여의 수급률로 평가한다. 이때 수급률은 주요 소득보장급여가 존재하는 가구에 속한 개인의 비율로 정의한다. 둘째, 급여효율성은 주요 소득보장급여의 총 급여액 중 빈곤갭 감소에 사용된 금액의 비율로 평가한다. 빈곤갭 감소에 사용된 급여액은 급여 전 소득이 빈곤선에 미치지 못하는 집단에 지급된 급여액 중 빈곤선을 초과하여 지급된 급여액을 제외한 금액을 의미한다.⁵⁾ 셋째, 급여적정성은 급여 전 소득과 급여 후 소득의 지니계수, 빈곤율, 빈곤갭비율 차이로 평가한다. 이때 급여 전 소득은 인정소득에 기타 공적이전소득을 합산하고 세금 및 사회보험료를 차감한 소득을 의미하고, 급여 후 소득은 급여 전 소득에 주요 소득보장급여를 합산한 소득을 의미한다(<표 3> 참조). 빈곤율은 소득이 빈곤선 미만인 집단의 비율을 의미하고, 빈곤갭비율은 빈곤선과 빈곤층 소득의 차액의 총합을 전체 인구 수와 빈곤선의 곱으로 나눈 비율을 의미한다(여유진 외, 2021, 152-153).

<표 4> 소득분배 및 소득안정 효과 평가 기준

구분	대상포괄성	급여효율성	급여적정성	소득안정성
지표	수급률	총 급여액 중 빈곤갭 감소에 사용된 금액의 비율	지니계수 빈곤율 빈곤갭비율	소득구간이동

주 1: 주요 소득보장급여를 가구 내에서 합산하고 균등화지수를 적용하여 개인단위로 분석한다.

주 2: 빈곤선은 연도별 제1준 기준 균등화 가처분소득 개인단위 중위값의 50%로, 2018년 131만 원/월, 2019년 139만 원/월이다(명목).

<표 5> 2018년-2019년 소득구간이동 예시

(단위: %, %p)

구분			2019년			
			최저소득	중저소득	중고소득	계
(A) 급여 전 소득	2018년	최저소득	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_1
		중저소득	a_{21}	a_{22}	a_{23}	a_2
		중고소득	a_{31}	a_{32}	a_{33}	a_3
		계	$a_{\cdot 1}$	$a_{\cdot 2}$	$a_{\cdot 3}$	$a_{\cdot \cdot} = 100$
(B) 급여 후 소득	2018년	최저소득	b_{11}	b_{12}	b_{13}	b_1
		중저소득	b_{21}	b_{22}	b_{23}	b_2
		중고소득	b_{31}	b_{32}	b_{33}	b_3
		계	$b_{\cdot 1}$	$b_{\cdot 2}$	$b_{\cdot 3}$	$b_{\cdot \cdot} = 100$
(B-A)	2018년	최저소득	Δ_{11}	Δ_{12}	Δ_{13}	Δ_1
		중저소득	Δ_{21}	Δ_{22}	Δ_{23}	Δ_2
		중고소득	Δ_{31}	Δ_{32}	Δ_{33}	Δ_3
		계	$\Delta_{\cdot 1}$	$\Delta_{\cdot 2}$	$\Delta_{\cdot 3}$	$\Delta_{\cdot \cdot} = 0$

주: 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

5) Beckerman(1979, 275-276)은 이를 “빈곤 감소 효율성(poverty reduction efficiency)”으로 부른다.

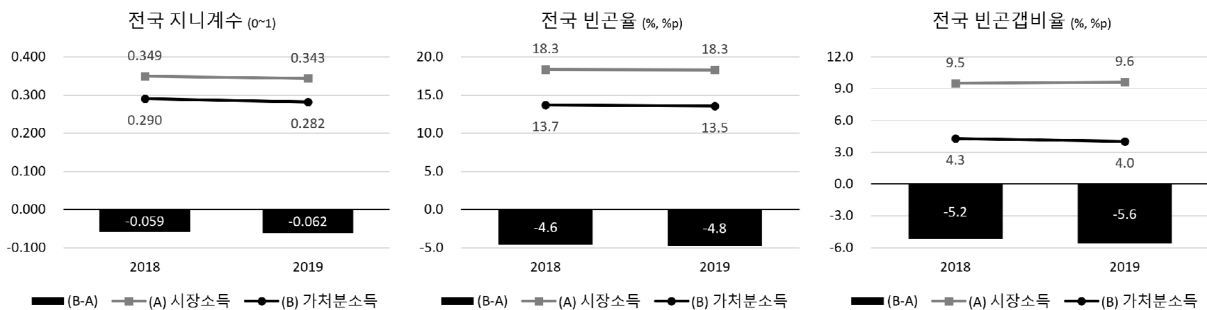
마지막으로 소득안정성은 2018년-2019년 소득구간이동으로 평가한다. <표 5>에는 2018-2019년 소득구간 이동의 예시를 제시하였다. 연도별 소득구간은 기준중위소득의 50% 이하, 50% 초과 85% 이하, 85% 초과 의 3개 구간으로 정의하고, 이를 각각 최저소득, 중저소득, 중고소득으로 부른다.⁶⁾ 표의 (A)에서 2018년-2019년 급여 전 소득이동을 살펴보면, 최저→최저, 최저→중저, 최저→중고 비율이 각각 a_{11} , a_{12} , a_{13} 이고, 2018년 최저소득 비율은 $a_{11} + a_{12} + a_{13} = a_{.1}$ 이다. 또한 최저→최저, 중저→최저, 중고→최저 비율이 각각 a_{11} , a_{21} , a_{31} 이고, 2019년 최저소득 비율은 $a_{11} + a_{21} + a_{31} = a_{.1}$ 이다. (B)는 급여 전 소득에 주요 소득보장급여를 합산한 급여 후 소득에 대해 동일한 분석을 실시한 결과이고, (B-A)는 급여 전 소득이동과 급여 후 소득이동의 차이를 보여준다.

이와 같이 구성한 표에서 우선 2018년 및 2019년의 횡단 소득분배를 살펴보자. $a_{.1}$ 이 작고 $a_{.3}$ 이 클수록 2018년 소득분배가 양호하고, $a_{.1}$ 이 작고 $a_{.3}$ 이 클수록 2019년 소득분배가 양호하다. 급여 전 소득에 주요 소득보장급여를 합산하면 최저소득 비율이 감소하고 중고소득 비율이 증가하는 형태로 소득분배가 개선될 것이다. 따라서 $\Delta_{.1} < 0$ 이고 $\Delta_{.3} > 0$ 일 때 2018년 소득분배가 개선된 것으로, $\Delta_{.1} < 0$ 이고 $\Delta_{.3} > 0$ 일 때 2019년 소득분배가 개선된 것으로 평가할 수 있다.

종단적 소득안정 효과는 2018년-2019년 소득구간이동으로 살펴볼 수 있다. a_{11} , a_{22} , a_{33} 은 급여 전 소득 이 동일 소득구간을 유지한 비율이다. a_{11} 은 최저소득 유지 비율이고 a_{33} 은 중고소득 유지 비율이므로, a_{11} 이 작고 a_{33} 이 클수록 바람직한 상태로 평가할 수 있고, $\Delta_{11} < 0$ 이고 $\Delta_{33} > 0$ 일 때 주요 소득보장급여가 소득안정성을 개선한 것으로 평가할 수 있다. 즉, 장기빈곤 위험을 감소시키고 중산층 지위를 안정적으로 유지할 수 있도록 지원하는 소득보장급여를 효과적이라고 평가하는 것이다. 한편, a_{12} , a_{13} , a_{23} 은 소득구간 상향이동을, a_{21} , a_{31} , a_{32} 은 소득구간 하향이동을 보여준다. 종단적 소득안정성만을 고려하면 상향이동 비율이 높고 하향이동 비율이 낮을수록 바람직한 상태로 평가해볼 수 있지만, a_{12} , a_{13} 이 크고 a_{31} , a_{32} 이 작을수록 2018년 횡단 소득분배는 악화된다. 따라서 소득구간 상향이동 및 하향이동은 횡단적 소득분배 효과를 함께 고려하여 종합적으로 살펴볼 필요가 있다.

제3절 분석결과: 현행 소득보장제도의 효과

[그림 1] 시장소득 및 가처분소득 분배지표



주: 가구원 수 제공근 균등화 소득을 개인단위로 분석하였다.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

6) 소득보장제도의 주요 목적이 저소득층 지원임을 고려하여, 이 연구의 소득안정성 분석에서는 저소득구간의 소득이동을 집중적으로 살펴본다. 분석 결과의 간명성을 위해 중고소득구간은 세분하지 않았다.

[그림 1]에는 2018년과 2019년의 횡단적 소득분배를 분석한 결과를 보고하였다. 그림은 소득보장제도와 조세제도가 소득분배를 일정하게 개선한다는 사실을 보여준다. 시장소득 지니계수는 0.343~0.349이었고, 공적이전소득과 세금·사회보험료를 반영한 가처분소득의 지니계수는 0.282~0.290이었다. 이는 소득보장제도와 조세제도가 지니계수를 0.059~0.062 감소시켰음을 의미한다. 시장소득 빈곤율은 18.3%, 가처분소득 빈곤율은 13.5~13.7%였고, 시장소득 빈곤갭비율은 9.5~9.6%, 가처분소득 빈곤갭비율은 4.0~4.3%였다. 2018~2019년 시장소득 빈곤율 및 빈곤갭비율은 거의 변화하지 않았지만 가처분소득 빈곤율 및 빈곤갭비율은 시간에 따라 감소하였다. 이는 시간에 따른 공적이전 확대가 빈곤 감소에 기여하였을 가능성을 시사한다.

<표 6> 전국 2018년-2019년 소득구간이동

(단위: %, %p)

구분			2019년			
			최저소득	중저소득	중고소득	계
(A) 시장소득	2018년	최저소득	11.2	1.9	1.0	14.2
		중저소득	2.5	6.8	5.5	14.9
		중고소득	0.7	4.2	66.1	71.0
		계	14.4	12.9	72.7	100.0
(B) 가처분 소득	2018년	최저소득	4.4	2.4	1.1	7.9
		중저소득	2.0	9.2	7.1	18.3
		중고소득	0.5	5.0	68.2	73.7
		계	6.9	16.6	76.5	100.0
(B-A)	2018년	최저소득	-6.8	0.5	0.1	-6.2
		중저소득	-0.5	2.4	1.6	3.5
		중고소득	-0.2	0.8	2.1	2.8
		계	-7.5	3.7	3.8	0.0

주: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

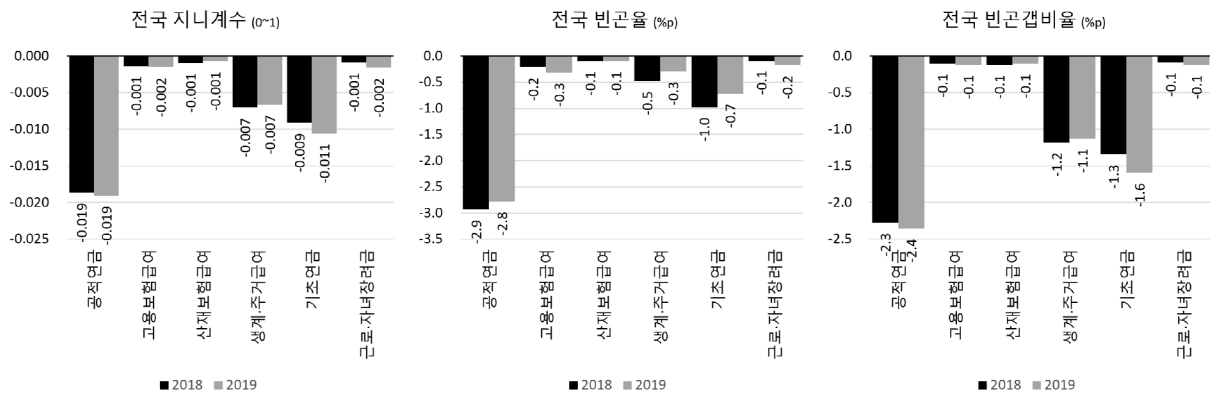
<표 6>에는 2018년-2019년 소득구간이동을 분석한 결과를 보고하였다. 분석 결과를 살펴보면, 2018년-2019년 시장소득이 최저소득구간을 유지한 비율은 11.2%였지만, 가처분소득이 최저소득구간을 유지한 비율은 4.4%로 공적이전 소득·지출 합산 후 6.8%p 감소하였다. 이는 공적이전 소득·지출이 2년 동안 기준중위소득 50% 이하 빈곤지위를 유지한 지속빈곤층의 규모를 크게 감소시킨 것으로 해석할 수 있다. 또한 공적이전 소득·지출은 2년 동안 중저소득구간 및 중고소득구간을 유지한 집단의 비율을 증가시켰다. 시장소득에 공적이전 소득·지출을 합산하면 중저소득구간 유지 비율이 6.8%에서 9.2%로 2.4%p 증가하였고, 중고소득구간 유지 비율이 66.1%에서 68.2%로 2.1%p 증가하였다.

한편, 공적이전 소득·지출은 빈곤진입을 일정하게 예방하는 역할을 수행하는 것으로 판단된다. 2018년-2019년 시장소득 이동을 살펴보면 중저→최저 비율과 중고→최저 비율이 각각 2.5%, 0.7%로 나타났다. 즉, 2019년 시장소득이 기준중위소득 50% 이하인 빈곤층 14.4% 중 3.2%는 기준중위소득 50% 초과에서 이하로 소득지위가 하락한 집단이었다. 그런데 공적이전 소득·지출 합산 후 가처분소득 이동을 살펴보면 중저→최저 비율과 중고→최저 비율이 각각 2.0%, 0.5%로 0.5%p, 0.2%p 감소하였다. 이는 공적이전 소득·지출이 최저소득구간으로의 소득 하향이동 확률을 감소시켰음을 의미한다. 단, 시장소득에 비해 가처분소

득의 중고→중저 비율이 0.8%p 높은 것으로 나타나 공적이전 소득·지출이 소득 하향이동 가능성을 반드시 감소시키는 것은 아니라는 사실도 함께 확인할 수 있다.

다음으로 [그림 2]에는 개별 공적이전소득 항목이 횡단적 소득분배를 얼마나 개선하는지를 분석한 결과를 보고하였다. 그림의 수치는 <시장소득+개별 공적이전소득 항목>의 분배지표에서 <시장소득>의 분배지표를 차감한 값으로, 수치가 클수록 해당 공적이전소득 항목의 분배 효과가 크다고 해석할 수 있다. 분석 결과는 공적연금의 분배 효과가 가장 크다는 사실을 뚜렷하게 보여준다. 공적연금은 지니계수, 빈곤율, 빈곤갭비율을 각각 0.019, 2.8~2.9%p, 2.3~2.4%p 감소시켰다. 공적연금을 제외하면 국민기초생활보장제도 생계·주거급여와 기초연금의 분배 효과가 크게 나타났다. 2018~2019년 생계급여와 주거급여는 각각 기준중위소득 30%, 43~44% 이하 빈곤층을 지원하기 때문에 빈곤율 감소 효과는 그다지 크지 않았지만, 빈곤갭비율 감소 효과는 1.1~1.2%p로 비교적 크게 나타났다. 기초연금의 빈곤율 및 빈곤갭비율 감소 효과는 각각 0.7~1.0%p, 1.3~1.6%p였다. 기초연금은 급여 수준이 높지 않아 빈곤율을 감소시키는 데는 한계가 있지만, 빈곤층의 소득을 지원하여 빈곤갭비율 감소에 작지 않게 기여한다. 또한 기초연금은 2019~2021년 저소득층부터 단계적으로 급여수준을 인상하였기 때문에, 2020년 이후 분배 효과가 더욱 증가하였을 것으로 예상된다. 한편, 고용보험급여, 산재보험급여, 근로·자녀장려금의 분배 효과는 그다지 크지 않았다.

[그림 2] 개별 공적이전소득 항목 합산 전후 분배지표 변화



주 1: 가구원 수 제공된 균등화 소득을 개인단위로 분석하였다.

주 2: <시장소득+개별 공적이전소득 항목>의 분배지표에서 <시장소득>의 분배지표를 차감한 값이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 7>에서는 개별 공적이전소득 항목이 소득구간이동에 미치는 영향을 살펴보았다. 예를 들어, 2018년-2019년 시장소득이 최저소득구간을 유지한 비율은 11.2%였는데, 시장소득에 공적연금을 합산한 소득이 최저소득구간을 유지한 비율은 8.5%였다. 즉, 공적연금이 최저소득구간 유지 비율을 2.8%p 감소시킨 것이다. 표는 공적연금이 소득이동에 가장 큰 영향을 미쳤다는 사실을 보여준다. 분석 결과를 살펴보면, 공적연금은 최저소득구간 유지 비율을 2.8%p 감소시켰고 중고소득구간 유지 비율을 3.0%p 증가시켰다. 이는 공적연금이 노년기의 노동시장 지위 하락으로 인한 저소득 위험을 감소시키는 데 기여한 것으로 해석할 수 있다. 공적연금을 제외하면 기초연금의 소득안정 효과가 가장 컸다. 기초연금은 최저소득구간 유지 비율을 1.4%p 감소시켰고 중고소득구간 유지 비율을 0.6%p 증가시켰다. 공적연금과 비교할 때 급여 수준이 높지 않은 기초연금은 중고소득구간 유지 비율을 증가시킨 효과보다 최저소득구간 유지 비율, 즉 기준중위소득 50% 이하 지속빈곤 확률을 감소시킨 효과가 상대적으로 컸다. 한편, 국민기초생활보장제도 생계·

주거급여는 최저소득구간 유지 비율을 0.7%p 감소시켰다. 그밖에 고용보험급여, 산재보험급여, 근로·자녀 장려금이 소득이동에 미친 영향은 그다지 크지 않았다.

<표 7> 개별 공적이전소득 항목 합산 전후 전국 2018년-2019년 소득구간이동 변화

(단위: %, %p)

구분			19				(B-A)				
			최저소득	중저소득	중고소득	계	최저소득	중저소득	중고소득	계	
(A) 시장 소득	18	최저소득	11.2	1.9	1.0	14.2	-				
		중저소득	2.5	6.8	5.5	14.9					
		중고소득	0.7	4.2	66.1	71.0					
		계	14.4	12.9	72.7	100.0					
(B) 시장소득 + 개별 공적이전소득 항목	공적 연금	18	최저소득	8.5	1.8	0.9	11.2	-2.8	-0.1	-0.1	-3.0
			중저소득	2.2	7.3	5.4	14.9	-0.3	0.5	-0.1	0.1
			중고소득	0.4	4.3	69.1	73.9	-0.3	0.1	3.0	2.9
			계	11.1	13.4	75.5	100.0	-3.3	0.5	2.8	0.0
	고용 보험 급여	18	최저소득	11.1	1.8	1.0	14.0	-0.1	-0.1	0.0	-0.2
			중저소득	2.4	6.9	5.3	14.6	-0.1	0.1	-0.2	-0.2
			중고소득	0.7	4.1	66.6	71.4	0.0	-0.1	0.5	0.4
			계	14.2	12.9	72.9	100.0	-0.2	0.0	0.2	0.0
	산재 보험 급여	18	최저소득	11.1	1.9	1.0	14.0	-0.1	0.0	0.0	-0.1
			중저소득	2.5	6.8	5.5	14.9	0.0	0.0	0.0	0.0
			중고소득	0.7	4.2	66.2	71.1	0.0	0.0	0.1	0.1
			계	14.3	12.9	72.8	100.0	-0.1	0.0	0.1	0.0
	생계· 주거 급여	18	최저소득	10.5	2.1	1.0	13.6	-0.7	0.2	0.0	-0.6
			중저소득	2.6	7.1	5.5	15.2	0.1	0.3	0.0	0.4
			중고소득	0.7	4.2	66.2	71.2	0.0	0.0	0.1	0.2
			계	13.8	13.4	72.8	100.0	-0.6	0.5	0.1	0.0
	기초 연금	18	최저소득	9.9	2.1	1.0	13.0	-1.4	0.2	0.0	-1.2
			중저소득	2.5	7.1	5.7	15.3	0.0	0.3	0.2	0.4
			중고소득	0.7	4.4	66.7	71.8	0.0	0.2	0.6	0.8
			계	13.0	13.6	73.4	100.0	-1.4	0.7	0.8	0.0
근로· 자녀 장려금	18	최저소득	11.2	1.8	1.1	14.1	-0.1	-0.1	0.0	-0.1	
		중저소득	2.4	6.7	5.7	14.9	-0.1	-0.1	0.2	0.0	
		중고소득	0.7	4.1	66.3	71.1	0.0	-0.1	0.2	0.1	
		계	14.3	12.6	73.1	100.0	-0.1	-0.3	0.4	0.0	

주: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

제4절 분석결과: 대안적 소득보장제도의 효과

1. 대상포괄성

이하에서는 본격적으로 대안적 소득보장제도의 효과를 시뮬레이션한 결과를 살펴본다. 우선 <표 10>에는 시나리오별 주요 소득보장급여의 수급률을 보고하였다. 현행 소득보장제도는 국민기초생활보장제도 생

계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금을 합산한 급여를 의미하는데, 해당 급여의 수급률은 27.0~28.6%였다. 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금을 운영하는 데 필요한 연 25~29조 원(예산1)으로 재산기준 없는 NIT를 시행하면 수급률이 17.2~18.3%로 나타났고, 재산기준 있는 NIT를 시행하면 수급률이 15.5~16.8%로 나타났다. 이처럼 동일 예산 하에서 현행 소득보장제도보다 NIT의 수급률이 낮았다는 분석 결과는 생계·주거급여-기초연금-근로·자녀장려금 조합보다 NIT의 선별성이 강하다는 사실을 분명하게 보여준다. 즉, 생계·주거급여-기초연금-근로·자녀장려금을 NIT로 재편하면 더 적은 규모의 수급자에게 더 높은 수준의 급여를 집중하게 되는 것이다. 한편, 재산기준 있는 NIT의 수급률이 재산기준 없는 NIT의 수급률보다 낮은 것은 재산기준 있는 NIT가 수급자에게 상대적으로 높은 수준의 급여를 제공하기 때문이다. <표 11>을 살펴보면, 예산1 하에서 재산기준 없는 NIT와 재산기준 있는 NIT의 수급자 평균 급여액은 각각 연 364~370만 원, 395~407만 원이었다.

<표 8> 주요 소득보장급여 수급률

(단위: %)

구분		현행 소득보장제도		UBI		재산기준 없는 NIT		재산기준 있는 NIT	
		2018	2019	2018	2019	2018	2019	2018	2019
전국	예산1	27.0	28.6	100.0	100.0	18.3	17.2	16.8	15.5
	예산2	-	-	100.0	100.0	67.5	64.3	48.0	46.4
	예산3	-	-	100.0	100.0	25.2	24.1	22.7	21.4
	예산4	-	-	100.0	100.0	22.4	21.3	20.3	18.9

주: 주요 소득보장급여가 존재하는 가구에 속한 개인의 비율이다.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 9> 주요 소득보장급여 수급자의 평균 급여액

(단위: 만 원/년)

구분		현행 소득보장제도		UBI		재산기준 없는 NIT		재산기준 있는 NIT	
		2018	2019	2018	2019	2018	2019	2018	2019
전국	예산1	229	255	90	90	364	370	395	407
	예산2	-	-	655	649	841	848	1157	1156
	예산3	-	-	141	139	419	419	468	468
	예산4	-	-	119	118	395	396	435	443

주: 주요 소득보장급여가 존재하는 가구에 속한 개인을 대상으로 가구원 수 제곱근 균등화 급여액의 평균을 분석한 결과이다.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

당연하게도, 예산이 증가하면 NIT의 수급률이 증가한다. 연 25~29조 원(예산1), 34~35조 원(예산4), 40~41조 원(예산3), 180~181조 원(예산2)으로 예산이 증가할 때, 재산기준 없는 NIT의 수급률은 17.2~18.3%, 21.3~22.4%, 24.1~25.2%, 64.3~67.5%로 증가하였고, 재산기준 있는 NIT의 수급률은 15.5~16.8%, 18.9~20.3%, 21.4~22.7%, 46.4~48.0%로 증가하였다. 서울시 안심소득 시범사업과 같이 기준중위소득 85% 이하 저소득층을 지원하는 NIT를 시행하면, 재산기준이 없을 때의 수급률은 24.1~25.2%, 재산기준이 있을 때의 수급률은 18.9~20.3%로 나타났다.

한편, 전 국민에게 정액 급여를 지원하는 UBI의 수급률은 모든 시나리오에서 100%였지만, 예산에 따라 급여액은 크게 달라졌다. 예산1, 예산4, 예산3, 예산2로 예산이 증가할 때 UBI-생계급여 조합의 평균 급여

액은 연 90만 원, 118~119만 원, 139~141만 원, 649~655만 원으로 증가하였다. 물론, 동일 예산 하에서 UBI-생계급여 조합의 수급자 평균 급여액은 NIT보다 훨씬 작았다.

2. 급여효율성

<표 12>에는 주요 소득보장급여 총 급여액 중 빈곤갭 감소에 사용된 금액의 비율로 급여효율성을 평가하였다. 급여 전 소득이 빈곤선보다 작은 빈곤층만을 대상으로 소득이 빈곤선까지만 증가하도록 급여를 지원할 때 해당 급여의 급여효율성을 100%로 평가할 수 있다. 분석 결과는 동일 예산 하에서 UBI와 현행 소득보장제도보다 NIT의 급여효율성이 높다는 사실을 뚜렷하게 보여준다. 예산1 시나리오에서 급여 효율성은 현행 소득보장제도 68.0~69.2%, 재산기준 없는 NIT 93.7~93.9%, 재산기준 있는 NIT 90.8~91.2%, UBI-생계급여 33.9~34.5%였다. NIT 중에서는 재산기준 없이 소득만으로 수급자를 선정할 때의 급여효율성이 조금 더 높았다.

한편, 예산이 증가할수록 NIT의 급여효율성은 감소한다. 예산1, 예산4, 예산3, 예산2로 예산이 증가할 때 재산기준 없는 NIT의 급여효율성은 93.7~93.9%, 87.4~88.7%, 82.0~84.0%, 26.1~28.4%로, 재산기준 있는 NIT의 급여 효율성은 90.8~91.2%, 83.0~84.7%, 77.0~79.5%, 22.6~24.5%로 감소하였다. 특히 연 180~181조 원(예산2)까지 예산이 증가하면 NIT의 선정기준소득이 기준중위소득의 163~186%까지 인상되어 다수의 비빈곤층을 포괄하기 때문에, UBI-생계급여 조합과 NIT의 급여효율성 격차가 크게 감소하게 된다.

<표 10> 주요 소득보장급여 총 급여액 중 빈곤갭 감소에 사용된 금액의 비율

(단위: %)

구분	현행 소득보장제도		UBI		재산기준 없는 NIT		재산기준 있는 NIT		
	2018	2019	2018	2019	2018	2019	2018	2019	
전국	예산1	69.2	68.0	34.5	33.9	93.7	93.9	90.8	91.2
	예산2	-	-	16.4	16.4	26.1	28.4	22.6	24.5
	예산3	-	-	28.4	27.9	82.0	84.0	77.0	79.5
	예산4	-	-	30.5	30.0	87.4	88.7	83.0	84.7

주: 가구 내 합산 급여액에 가구가중치를 적용하여 산출하였다. 빈곤갭 감소에 사용된 급여액은 급여 전 소득이 빈곤선에 미치지 못하는 집단에 지급된 급여액 중 빈곤선을 초과하여 지급된 급여액을 제외한 금액을 의미한다. 급여 전 소득은 <인정소득+ 기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

3. 급여적정성

<표 11>과 <표 12>에는 시나리오별 주요 소득보장급여의 횡단적 분배 효과를 보고하였다. 우선 예산1 시나리오 분석 결과를 살펴보면, UBI의 분배 효과가 대체로 가장 작았고 NIT의 분배 효과는 대체로 현행 소득보장제도와 유사하거나 조금 더 컸다. 재산기준 없는 NIT와 재산기준 있는 NIT의 분배 효과를 비교한 결과는 분배지표에 따라 상이하게 나타났는데, 빈곤갭비율을 기준으로 하면 재산기준 없는 NIT의 분배 효과가 더 컸다. 예를 들어 2018년 빈곤갭비율을 살펴보면, 현행 소득보장제도의 분배 효과는 2.4%p, UBI-생계급여 조합의 분배 효과는 1.4%p, 재산기준 없는 NIT의 분배 효과는 3.8%p, 재산기준 있는 NIT의 분배 효과는 3.6%p였다. 이처럼 재산기준 없는 NIT의 빈곤갭비율 감소 효과가 가장 크게 나타난 분석 결

과는 재산기준 없는 NIT의 급여효율성이 가장 높은 것으로 나타난 <표 10>의 분석 결과와 상응한다.

예산이 증가하면 UBI-생계급여 조합과 NIT의 분배 효과 격차가 더욱 커진다. 예를 들어 연 180~181조 원의 예산²를 가정할 때, 2018년 지니계수 감소 효과는 UBI-생계급여 0.047, NIT 0.102~0.119이었고, 빈곤율 감소 효과는 UBI-생계급여 7.5%p, NIT 12.2~15.2%p였다. 즉, 연 180~181조 원의 예산을 사용하여 UBI-생계급여를 시행하면 빈곤율을 7.9%까지 감소시킬 수 있지만, 재산기준 없는 NIT를 시행하면 빈곤율을 0%에 가깝게 감소시킬 수 있는 것이다.

<표 11> 주요 소득보장급여 합산 전후 2018년 분배지표 변화

구분			(A) 급여 전 소득	(B) 급여 후 소득				(B-A)			
				현행 소득 보장 제도	UBI	재산 기준 없는 NIT	재산 기준 있는 NIT	현행 소득 보장 제도	UBI	재산 기준 없는 NIT	재산 기준 있는 NIT
지니 계수 (0~1)	전국	예산1	0.307	0.290	0.296	0.285	0.285	-0.017	-0.011	-0.023	-0.022
		예산2		-	0.260	0.189	0.205	-	-0.047	-0.119	-0.102
		예산3		-	0.292	0.273	0.274	-	-0.015	-0.034	-0.033
		예산4		-	0.294	0.278	0.279	-	-0.013	-0.029	-0.028
빈곤율 (%, %p)	전국	예산1	15.4	13.7	14.3	13.2	12.6	-1.7	-1.1	-2.2	-2.8
		예산2		-	7.9	0.2	3.2	-	-7.5	-15.2	-12.2
		예산3		-	13.6	9.2	9.6	-	-1.8	-6.2	-5.8
		예산4		-	13.9	10.8	10.6	-	-1.5	-4.6	-4.8
빈곤갭 비율 (%, %p)	전국	예산1	6.7	4.3	5.2	2.9	3.1	-2.4	-1.4	-3.8	-3.6
		예산2		-	2.2	0.1	1.1	-	-4.5	-6.6	-5.5
		예산3		-	4.9	1.7	2.2	-	-1.8	-5.0	-4.5
		예산4		-	5.0	2.1	2.5	-	-1.6	-4.5	-4.2

주 1: 가구원 수 제공된 균등화 소득을 개인단위로 분석하였다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 12> 주요 소득보장급여 합산 전후 2019년 분배지표 변화

구분			(A) 급여 전 소득	(B) 급여 후 소득				(B-A)			
				현행 소득 보장 제도	UBI	재산 기준 없는 NIT	재산 기준 있는 NIT	현행 소득 보장 제도	UBI	재산 기준 없는 NIT	재산 기준 있는 NIT
지니 계수 (0~1)	전국	예산1	0.300	0.282	0.290	0.280	0.280	-0.019	-0.010	-0.021	-0.020
		예산2		-	0.256	0.189	0.203	-	-0.044	-0.112	-0.098
		예산3		-	0.286	0.269	0.270	-	-0.014	-0.031	-0.030
		예산4		-	0.288	0.274	0.274	-	-0.012	-0.027	-0.026
빈곤율 (%, %p)	전국	예산1	15.5	13.5	14.1	13.7	13.0	-2.0	-1.4	-1.9	-2.5
		예산2		-	8.4	0.2	3.1	-	-7.2	-15.3	-12.4
		예산3		-	13.5	10.3	10.3	-	-2.0	-5.3	-5.3
		예산4		-	13.9	11.4	11.4	-	-1.7	-4.1	-4.1
빈곤갭 비율 (%, %p)	전국	예산1	6.6	4.0	5.3	3.1	3.3	-2.6	-1.3	-3.5	-3.3
		예산2		-	2.4	0.1	1.1	-	-4.2	-6.5	-5.5
		예산3		-	5.0	2.0	2.4	-	-1.7	-4.6	-4.2
		예산4		-	5.1	2.4	2.7	-	-1.5	-4.2	-3.9

주 1: 가구원 수 제공된 균등화 소득을 개인단위로 분석하였다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

다양한 예산 하에서 재산기준 없는 NIT와 재산기준 있는 NIT의 분배 효과를 비교해보면, 대체로 재산기준 없는 NIT의 분배 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 예를 들어 예산2, 예산3, 예산4 하에서 2018년 빈곤갭비율 감소 효과를 살펴보면, 재산기준 있는 NIT는 각각 5.5%p, 4.5%p, 4.2%p였고, 재산기준 없는 NIT는 각각 6.6%p, 5.0%p, 4.5%p였다.

4. 소득안정성

<표 13> 급여 전 소득 2018년-2019년 소득구간이동

(단위: %)

구분			2019년			
			최저소득	중저소득	중고소득	계
(A) 전국	2018년	최저소득	7.8	2.0	1.2	11.0
		중저소득	2.1	7.8	6.7	16.6
		중고소득	0.6	4.8	67.0	72.4
		계	10.5	14.6	74.9	100.0

주 1: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

마지막으로 시나리오별 주요 소득보장급여의 소득안정 효과를 살펴본다. 우선 <표 13>에는 2018년-2019년 급여 전 소득의 소득구간이동을 분석한 결과를 보고하였다. 2018년-2019년 최저소득구간을 유지한 비율은 7.8%였고, 중고소득구간을 유지한 비율은 67.0%였다.

<표 14>~<표 17>에서는 시나리오별 주요 소득보장급여가 급여 전 소득의 소득구간이동 비율을 얼마나 변화시켰는지를 분석하였다. 예를 들어, 2018년-2019년 최저소득구간 유지 비율은 7.8%였는데, 현행 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금을 합산하면 최저소득구간 유지 비율이 4.4%로 감소하였다. 즉, 생계·주거급여, 기초연금, 근로·자녀장려금이 최저소득구간 유지 비율을 3.4%p 감소시킨 것이다.

우선 <표 14>의 예산1 시나리오 분석 결과는 현행 소득보장제도, UBI-생계급여, NIT의 소득안정 효과가 상당히 상이하게 나타난다는 사실을 보여준다. 분석 결과를 살펴보면, 현행 생계·주거급여-기초연금-근로·자녀장려금 조합은 최저소득구간 유지 비율을 3.4%p 감소시켰고, 중저소득구간 유지 비율을 1.4%p 증가시켰으며, 중고소득구간 유지 비율을 1.2%p 증가시켰다. 그런데 현행 소득보장제도와 비교할 때 UBI-생계급여 조합은 최저소득구간 유지 비율 감소 효과가 1.7%p로 훨씬 작았고 중고소득구간 유지 비율 증가 효과가 2.2%p로 조금 더 컸다. 이는 UBI가 최저소득층의 급여 수준을 낮추고 중고소득층에게로 급여를 확산하기 때문이다. 반면 현행 소득보장제도에 비해 NIT는 최저소득 유지 비율 감소 효과가 5.0~5.2%p로 조금 더 컸고, 중저소득 유지 비율 증가 효과가 5.9~6.3%p로 훨씬 컸으며, 중고소득 유지 비율 증가 효과는 거의 나타나지 않았다. 이는 기준중위소득의 71~75%까지 급여를 지급하는 NIT가 중고소득층의 급여 수준을 낮추고 최저소득층 및 중저소득층에게 급여를 집중하기 때문이다. 요컨대, 기준중위소득 50% 이하 빈곤지위를 유지하는 지속빈곤층의 규모를 감소시키고 기준중위소득 50% 초과 소득지위를 유지하는 중간소득층의 규모를 증가시킨다는 점에서는 현행 소득보장제도, UBI-생계급여, NIT가 동일하지만, NIT는 기준중위소득 50% 이하 빈곤을 벗어나지 못하는 지속빈곤층의 규모를 감소시키는 데 좀 더 효과적인 반면

UBI는 기준중위소득 85% 초과 중산층 지위를 안정적으로 유지하도록 지원하는 데 좀 더 효과적이라고 평가할 수 있다.

<표 14> 주요 소득보장급여 합산 전후 2018년-2019년 소득구간이동 변화, 예산1

(단위: %, %p)

구분			19				(B-A)				
			최저소득	중저소득	중고소득	계	최저소득	중저소득	중고소득	계	
(B) 전국	현행 소득 보장 제도	18	최저소득	4.4	2.4	1.1	7.9	-3.4	0.4	-0.1	-3.1
			중저소득	2.0	9.2	7.1	18.3	-0.1	1.4	0.4	1.7
			중고소득	0.5	5.0	68.2	73.7	-0.1	0.2	1.2	1.3
			계	6.9	16.6	76.5	100.0	-3.6	2.0	1.5	0.0
	UBI	18	최저소득	6.1	1.8	1.1	9.1	-1.7	-0.2	-0.1	-1.9
			중저소득	2.2	8.3	6.0	16.5	0.1	0.5	-0.7	-0.1
			중고소득	0.6	4.6	69.3	74.4	0.0	-0.2	2.2	2.0
			계	9.0	14.7	76.4	100.0	-1.5	0.1	1.4	0.0
	재산 기준 없는 NIT	18	최저소득	2.6	1.3	0.5	4.5	-5.2	-0.7	-0.6	-6.5
			중저소득	1.5	14.1	7.4	23.0	-0.6	6.3	0.7	6.4
			중고소득	0.3	5.1	67.1	72.5	-0.3	0.3	0.1	0.1
			계	4.4	20.6	75.0	100.0	-6.1	6.0	0.1	0.0
	재산 기준 있는 NIT	18	최저소득	2.8	1.3	0.5	4.6	-5.0	-0.7	-0.7	-6.4
			중저소득	1.6	13.7	7.4	22.7	-0.5	5.9	0.7	6.1
			중고소득	0.3	5.1	67.2	72.7	-0.2	0.3	0.2	0.3
			계	4.8	20.1	75.1	100.0	-5.7	5.5	0.2	0.0

주 1: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

주 3: (B-A)는 급여 후 소득 분석 결과에서 <표 13>의 급여 전 소득 분석 결과를 차감한 값이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 15> 주요 소득보장급여 합산 전후 2018년-2019년 소득구간이동 변화, 예산2

(단위: %, %p)

구분			19				(B-A)				
			최저소득	중저소득	중고소득	계	최저소득	중저소득	중고소득	계	
(B) 전국	UBI	18	최저소득	2.1	1.1	0.5	3.7	-5.7	-0.9	-0.6	-7.3
			중저소득	1.2	6.1	3.6	10.9	-0.9	-1.7	-3.1	-5.7
			중고소득	0.3	3.2	81.9	85.4	-0.2	-1.6	14.9	13.0
			계	3.6	10.4	86.0	100.0	-6.9	-4.2	11.1	0.0
	재산 기준 없는 NIT	18	최저소득	0.0	0.0	0.2	0.2	-7.8	-2.0	-1.0	-10.8
			중저소득	0.0	0.1	0.6	0.7	-2.1	-7.7	-6.2	-15.9
			중고소득	0.1	0.4	98.7	99.2	-0.4	-4.4	31.6	26.8
			계	0.1	0.5	99.4	100.0	-10.4	-14.1	24.5	0.0
	재산 기준 있는 NIT	18	최저소득	0.9	0.4	0.7	2.0	-6.9	-1.6	-0.4	-9.0
			중저소득	0.5	1.5	2.3	4.3	-1.6	-6.3	-4.4	-12.3
			중고소득	0.5	1.8	91.3	93.6	0.0	-3.0	24.2	21.2
			계	2.0	3.7	94.3	100.0	-8.5	-10.8	19.4	0.0

주 1: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

주 3: (B-A)는 급여 후 소득 분석 결과에서 <표 13>의 급여 전 소득 분석 결과를 차감한 값이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 16> 주요 소득보장급여 합산 전후 2018년-2019년 소득구간이동 변화, 예산3

(단위: %, %p)

구분			19				(B-A)				
			최저소득	중저소득	중고소득	계	최저소득	중저소득	중고소득	계	
(B) 전국	UBI	18	최저소득	5.5	1.9	1.0	8.4	-2.3	-0.1	-0.2	-2.6
			중저소득	2.2	8.1	5.8	16.0	0.1	0.3	-0.9	-0.6
			중고소득	0.6	4.4	70.6	75.6	0.0	-0.5	3.6	3.1
			계	8.3	14.3	77.4	100.0	-2.2	-0.3	2.5	0.0
	재산 기준 없는 NIT	18	최저소득	0.7	0.8	0.3	1.8	-7.1	-1.2	-0.9	-9.2
			중저소득	0.6	16.5	7.3	24.4	-1.5	8.8	0.6	7.8
			중고소득	0.2	5.3	68.3	73.8	-0.4	0.5	1.3	1.3
			계	1.5	22.6	75.9	100.0	-9.0	8.0	0.9	0.0
	재산 기준 있는 NIT	18	최저소득	1.0	0.9	0.5	2.5	-6.8	-1.1	-0.7	-8.5
			중저소득	1.1	14.7	6.7	22.5	-1.0	6.9	0.0	5.9
			중고소득	0.3	5.0	69.8	75.0	-0.3	0.2	2.7	2.6
			계	2.4	20.6	77.0	100.0	-8.1	6.0	2.1	0.0

주 1: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

주 3: (B-A)는 급여 후 소득 분석 결과에서 <표 13>의 급여 전 소득 분석 결과를 차감한 값이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

<표 17> 주요 소득보장급여 합산 전후 2018년-2019년 소득구간이동 변화, 예산4

(단위: %, %p)

구분			19				(B-A)				
			최저소득	중저소득	중고소득	계	최저소득	중저소득	중고소득	계	
(B) 전국	UBI	18	최저소득	5.8	1.9	1.0	8.7	-2.0	-0.1	-0.1	-2.2
			중저소득	2.2	8.2	6.0	16.4	0.0	0.5	-0.7	-0.2
			중고소득	0.6	4.4	69.9	74.9	0.0	-0.4	2.9	2.5
			계	8.6	14.5	76.9	100.0	-1.9	-0.1	2.0	0.0
	재산 기준 없는 NIT	18	최저소득	1.6	0.9	0.3	2.8	-6.3	-1.1	-0.8	-8.2
			중저소득	1.0	15.9	7.5	24.3	-1.1	8.1	0.7	7.7
			중고소득	0.2	5.3	67.4	72.9	-0.4	0.5	0.4	0.5
			계	2.7	22.0	75.2	100.0	-7.8	7.4	0.3	0.0
	재산 기준 있는 NIT	18	최저소득	1.7	1.3	0.5	3.4	-6.2	-0.7	-0.7	-7.6
			중저소득	1.3	14.5	7.2	23.0	-0.9	6.8	0.5	6.4
			중고소득	0.3	5.2	68.0	73.6	-0.3	0.4	1.0	1.1
			계	3.2	21.0	75.8	100.0	-7.3	6.4	0.9	0.0

주 1: 개인단위로 분석하였다. 최저소득은 연도별 기준중위소득 50% 이하, 중저소득은 연도별 기준중위소득 50% 초과 85% 이하, 중고소득은 연도별 기준중위소득 85% 초과를 의미한다.

주 2: 급여 전 소득은 <인정소득+기타 공적이전소득-세금 및 사회보험료>이고, 급여 후 소득은 <급여 전 소득+주요 소득보장급여>이다.

주 3: (B-A)는 급여 후 소득 분석 결과에서 <표 13>의 급여 전 소득 분석 결과를 차감한 값이다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.

다음으로 <표 15>에는 예산2 시나리오 분석 결과를 보고하였다. 연 180~181조 원으로 NIT를 시행하면 기준중위소득의 163~186%까지 지원할 수 있으므로, 전 국민의 대부분을 기준중위소득 85% 초과 중고소득

구간으로 이동시킬 수 있다. 특히 재산기준 없는 NIT를 시행하면 전 국민의 98.7%가 중고소득구간을 유지하게 된다. 따라서 횡단적으로 빈곤이 거의 사라질 뿐만 아니라, 종단적으로 빈곤진입·탈출이 거의 발생하지 않는다. 시장소득의 변동에 따라 급여 전 소득이 기준중위소득 50% 이하로 감소하는 빈곤진입이 발생하더라도(<표 13> 참조), NIT가 일정 수준 이상의 소득을 보장하는 보충급여를 지원하기 때문에 가처분소득이 기준중위소득 50% 이하로 하락하는 빈곤진입은 거의 사라지게 된다. 또한 기준중위소득 50% 이하 빈곤층이 거의 존재하지 않으므로, 기준중위소득 50% 이하에서 초과로 소득구간이 이동하는 빈곤탈출 역시 거의 발생하지 않는다.

한편, UBI-생계급여 조합을 시행하면 전 국민의 81.9%가 중고소득구간을 유지하게 되고, 최저소득구간 유지 비율은 2.1%로 크게 감소하였지만 사라지는 않았다. 또한 그 규모가 크지는 않았지만 여전히 기준중위소득 50% 경계를 오가는 빈곤진입·탈출 사례가 존재하였다. 이는 연 180~181조 원의 대규모 예산 하에서 재산기준 없는 NIT와 비교할 때 UBI-생계급여 조합이 장기빈곤 위험을 감소시키고 중산층 지위를 안정적으로 유지하도록 지원하는 기능이 상대적으로 약하다는 사실을 의미한다. 재산기준 있는 NIT의 소득안정 효과는 재산기준 없는 NIT와 UBI-생계급여 조합의 중간 수준이었다.

<표 16>에는 예산3 시나리오 분석 결과를 보고하였다. 연 40~41조 원으로 선정기준소득이 기준중위소득 85%인 재산기준 없는 NIT를 시행한 결과, 최저소득구간 유지 비율이 7.1%p 감소하였고, 중저소득구간 유지 비율이 8.8%p 증가하였다. 또한 중저·중고소득에서 최저소득으로 하향이동한 비율이 1.9%p 감소하였고, 최저소득에서 중저·중고소득으로 상향이동한 비율이 2.1%p 감소하였다. 재산기준 없는 NIT와 비교할 때 UBI-생계급여 조합은 중고소득구간 유지 비율 증가 효과가 3.6%p로 조금 큰 대신 최저소득구간 유지 비율 감소 효과가 2.3%p로 훨씬 작았고, 중저·중고소득에서 최저소득으로 하향이동한 비율을 감소시키지 못했다. 재산기준 있는 NIT의 소득안정 효과는 UBI-생계급여 조합보다는 재산기준 없는 NIT에 좀 더 가까운 것으로 판단된다.

<표 17>에서 예산4 시나리오를 분석한 결과는 <표 16>의 예산3 시나리오 분석 결과와 유사하였다. 연 34~35조 원으로 재산기준 없는 NIT를 시행한 결과, 최저소득구간 유지 비율이 6.3%p 감소하였고, 중저소득구간 유지 비율이 8.1%p 증가하였으며, 중저·중고→최저 하향이동 비율이 1.5%p 감소하였고, 최저→중저·중고 상향이동 비율이 1.9%p 감소하였다. 재산기준 있는 NIT의 소득안정 효과는 재산기준 없는 NIT보다 조금 더 약했고, 대체로 NIT보다 UBI-생계급여 조합의 소득안정 효과가 약하게 나타났다.

제5절 결론

소득보장제도는 횡단적으로 시장소득의 불평등을 개선하기도 하지만, 종단적으로 노동시장 성과 및 가구 특성 변화에 따른 시장소득의 불안정성을 완화하기도 한다. 예를 들어, 국민기초생활보장제도와 같은 보충급여 방식 소득보장제도는 시장소득이 증가/감소할 때 급여를 감소/증가시켜 가처분소득을 안정시키고 빈곤진입·심화를 방지한다. 또한 공적연금 및 기초연금과 같은 노후소득보장제도는 노년기로의 이행에 따른 노동소득 하락에 대응하여 급여를 지원하여 소득안정에 기여한다.

이 장에서는 한국복지패널조사 자료를 활용하여 UBI와 NIT의 횡단적 소득분배 및 종단적 소득안정 효과를 비교·분석하였다. 분석 결과에 따르면, 대체로 UBI보다 현행 소득보장제도의, 현행 소득보장제도보다 NIT의 횡단적 소득분배 효과가 컸다. 연 25~29조 원으로 생계·주거급여-기초연금-근로·자녀장려금 조합,

UBI-생계급여 조합, 재산기준 없는 NIT, 재산기준 있는 NIT를 시행할 때 2018년 빈곤갭비율은 각각 4.3%, 5.2%, 2.9%, 3.1%로 나타났다. 예산 규모를 증가시키면 UBI와 NIT의 분배 효과 격차는 더욱 커졌다. 연 180~181조 원으로 UBI-생계급여 조합을 시행하면 2018년 빈곤갭비율을 2.2%까지, 재산기준 있는 NIT를 시행하면 1.1%까지, 재산기준 없는 NIT를 시행하면 0.1%까지 감소시킬 수 있었다.

UBI와 NIT의 종단적 소득안정 효과를 분석한 결과는 대체로 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 연 40~41조 이하의 중소규모 예산을 가정할 때, 2018년-2019년 2년 동안 기준중위소득 50% 이하 빈곤지위를 유지하는 지속빈곤층의 규모를 감소시킨 효과는 UBI보다 NIT가 컸고, 기준중위소득 85% 초과 중고소득을 안정적으로 유지하는 중산층의 규모를 증가시킨 효과는 NIT보다 UBI가 컸다. 또한 대체로 NIT는 기준중위소득 50% 이하 빈곤의 진입과 탈출을 동시에 억제하고 기준중위소득 50% 초과 85% 미만 중저소득 구간을 유지하도록 지원하는 데 효과적이다. 둘째, 연 180~181조 원의 대규모 예산을 가정할 때, NIT, 특히 재산기준 없는 NIT는 전 국민의 대부분을 기준중위소득 85% 초과 구간으로 이동시켜 횡단적 빈곤과 종단적 빈곤진입·탈출을 사실상 사라지게 하였다. 하지만 월 30만 원 UBI와 생계급여를 조합한 급여를 지원하는 시나리오에서는 적지만 횡단적 빈곤과 종단적 빈곤진입·탈출이 여전히 관찰되었다. 빈곤 제거·완화를 소득보장제도의 일차적 목표로 설정한다면, 동일 예산 하에서 저소득층에게 급여를 집중하는 NIT가 현행 소득보장제도와 UBI보다 효과적일 수밖에 없다.

단, 현행 소득보장체계를 구성하는 다양한 급여를 NIT로 통합하는 형태의 재구조화 방안에 대해서는 신중한 접근이 필요하다. 빈곤 제거·완화가 소득보장제도의 주요 목표임은 분명하지만, 그밖에 실업·퇴직 대응, 근로유인 제고, 취업 지원, 아동 양육 지원, 주거 지원, 상병 지원 등 개별 소득보장제도의 목표를 매우 다양하게 설정할 수 있기 때문이다. 향후 소득보장체계 재구조화 논의에서는 구조 개편의 범위, 형태, 필요성에 대한 다각적인 검토가 이루어져야 할 것이다.

한편, 재산기준 없는 NIT와 재산기준 있는 NIT를 비교·분석한 결과는 공공부조 제도의 선정 및 급여 기준 관련 논의에 일정한 시사점을 제공한다. 이 연구에서 분석한 바와 같이, 동일 예산 하에서 재산기준을 적용할 때보다 적용하지 않을 때 보충급여 방식 소득보장제도의 급여효율성 및 분배 효과가 더 크게 나타난다. 이는 최근 주요 과제로 논의되고 있는 국민기초생활보장제도 재산기준 완화 방안이 생계급여의 빈곤 감소 효과를 강화할 가능성을 시사한다.

참고문헌

- 강신욱, 이원진, 노대명, 이지혜, 백승호, 서정희, 양재진, 오건호, 최한수, 홍경준, 금민, 2021, 「기본소득 도입의 조건과 과제」, 한국보건사회연구원.
- 김낙희, 변양호, 이석준, 임종룡, 최상목, 2021, 「경제정책 어젠다 2022」, 21세기북스.
- 박기성, 변양규, 2017, “안심소득제의 효과”, 노동경제논집, 40(3), 57~77.
- 박기성, 조경엽, 2021, 「안심소득제의 비용과 경제적 효과」, 한국경제연구원.
- 서정희, 금민, 강남훈, 김교성, 류보선, 백승호, 안효상, 유승경, 윤형중, 이지은, 2021, 「한국사회 전환: 리얼리스트들의 기본소득 로드맵」, 사단법인 기본소득연구소.
- 여유진, 하은솔, 이원진, 2021, 「2021년 빈곤통계연보」, 한국보건사회연구원.
- 이태진, 이원진, 오욱찬, 김성아, 여유진, 구인회, 김미곤, 2020, 「국민기초생활보장제도의 효과 분석: 시행 20년의 변화와 과제」, 한국보건사회연구원.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 각 연도, 한국복지패널조사 원자료.
- Beckerman, W, 1979, The Impact of Income Maintenance Payments on Poverty in Britain, 1975. The Economic Journal, 89(354), 261~279.
- <http://www.seoulsafetyincome.seoul.kr/>(서울 안심소득 홈페이지)

코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향:

성별, 연령, 빈곤에 따른 이중차이분석 연구

한창근(성균관대학교 사회복지학과 교수)

맹성준(성균관대학교 사회복지학과 박사수료)

본 연구는 코로나19로 인해 실물경기 하방압력이 높아지고 있는 상황에서, 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 규명하고자 한다. 본 연구문제를 규명하기 위해 한국복지패널 13차-16차(2018년-2021년)자료를 활용하였고, 가구의 경제적 수준을 근로소득, 가구균등화 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 총자산, 총부채로 세분화하여 살펴보았으며, 확장형의 이중차이분석을 실시하였다. 분석결과, 코로나19가 전반적으로 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 집단들의 근로소득 및 가처분소득을 증가시키는 것으로 나타났다. 반면, 코로나19가 전반적으로 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 집단들의 부동산 자산 및 총부채를 감소시키는 것으로 나타났다. 연구자들은 상술한 연구결과를 바탕으로, 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 부정적인 영향을 최소화할 수 있는 정책적 제언을 제시하였다.

Keyword : 코로나19, 가구의 경제적 수준, 이중차이분석

제1절 서론

2019년 11월 코로나19(COVID-19)가 중국에서 최초로 보고된 이후 아시아를 거쳐 유럽과 북미 등 전세계에 확산되었다. 코로나19로 인한 팬데믹(pandemic) 상황이 처한지도 약 2년이 지난 지금, 우리나라를 비롯하여 전 세계는 코로나 N차 대유행의 공포와 함께 아직까지 팬데믹 상황에서 벗어나지 못하고 있다. 2022년 8월 8일 기준 우리나라의 신규 확진자 수는 55,262명에서 8월 14일 119,603명으로, 하루 평균 123,855명의 신규 확진자가 발생하였으며, 8월 14일 기준 누적 사망자는 25,523명에 이른다(질병관리청, 2022). 특히 질병관리청에서도 공식적인 보고를 통해, 코로나19가 독감과 같이 우리 사회가 통제할 수 있는 수준은 아닌 것으로 판단하고 있다. 질병관리청장은 2022년 8월 4일 중앙방역대책본부 브리핑에서 코로나19가 홍역이나 천연두처럼 완전히 퇴치하는 것은 불가능하며, 독감화가 되는 것도 한참 남았다고 발표하였다(MBN, 2022).

코로나19는 생명을 위협할 뿐만 아니라, 생명줄이라 할 수 있는 경제를 악화시켰다. 사람들은 코로나19라는 경험하지 못한 질병으로 인한 생명의 위협뿐만 아니라, 경제악화로 인한 생계 걱정이라는 또 다른 위협에 직면하였다. 전문가들도 코로나의 가장 큰 영향은 감염으로 인한 사망이지만, 경제적 영향은 이보다 광범위하고 오래 지속될 가능성이 높다고 경고하고 있다(Barua, 2021). UN의 세계 소득 자료를 활용하여 코로나의 175개국에 대한 영향을 분석한 연구에서는 코로나 팬데믹 이후 5년이 지나면 불평등을 나타내는 지니 계수가 약 1.25%까지 증가할 수 있음을 보고하였다(Furceri et al., 2020).

지난 2008년 글로벌 금융위기와 비교해보면 현재 코로나 사태로 인한 경제위기는 다방면에서 더욱 심

각하고 돌파구도 묘연하다. 바이러스라는 비경제적 요인으로 인해 감염이 급속도로 확산되어, 수요와 공급에 동시 충격을 주었을 뿐 아니라 실물경제에도 직접적인 충격을 주었다. 또한 중국에서 아시아를 거쳐 전 세계로 급격하게 확산되어, 전 세계에 동시 패닉상태에 빠뜨렸고, 이러한 혼란 상태에서 각국이 봉쇄정책을 사용하면서 지금과 같은 사상 초유의 경제위기에 국제협력도 하기 어려운 진퇴양난의 형국을 보이고 있다(김동환·임형석, 2020)

코로나19가 경제에 가져온 타격은 가구들의 경제상황을 통해서도 확인할 수 있다. 통계청(2020)의 가계동향조사 결과를 살펴보면, 코로나19가 발생한 직후인 2020년 1/4분기 가구당 월평균 소득은 5,358,000원으로 전년 동기 대비 3.7% 증가했지만, 가계지출은 3,945,000원으로 전년 동기 대비 4.9% 감소했다. 이는 전반적인 가구의 소득은 증가하였지만, 코로나19로 인한 피해의 영향을 상대적으로 적게 받는 고소득계층이나 상용직 가구가 같이 포함되어 있기 때문인 것으로 보인다. 그러나 코로나19로 인한 사회경제적 불안심리의 확산으로 전반적인 가구들의 소비심리는 위축되었다.

상술한 코로나19가 가구들의 경제상황에 미친 영향은 국외의 연구를 통해서도 파악해볼 수 있다. 코로나19가 가져온 경제적 손실은 모든 가구에 동일하게 적용되는 것은 아니며, 가구 간 소득 불평등을 더욱 심화시킬 가능성이 높다. 특히 교육수준이 낮거나, 저숙련·비정규직 노동자와 같은 낮은 사회경제적 지위를 가진 사회적 약자들은 경제적 불황기로부터 부정적인 영향을 더 많이 받는다(Hoynes, Miller, & Schaller, 2012; Mutter, 2015). 최근 선행연구에서는 코로나19 이후 고학력층은 1-2년 이내에 이전의 고용상태로 복귀하지만, 저학력층은 시간이 지날수록 고용상태가 더 악화된다고 보고하고 있다(Furceri et al., 2020). 미국의 경우 3월 하반기부터 일자리 공석(vacancy posting)이 급감하기 시작하여, 4월 말에는 40% 이상 감소하였으며 이러한 노동 수요의 감소는 거의 모든 산업 및 직종에서 관찰되었다(Forsythe et al., 2020). 그리고 미국, 독일 등 여러 선진국의 노동력 조사자료를 분석한 연구에 따르면, 여성과 같은 고용불안정 계층이 남성에 비해 코로나19로 인한 고용 및 근로시간 감소로 인한 피해가 심각하다고 보고하였다(Alon et al., 2022).

가구의 경제상황을 가늠해볼 수 있는 전통적인 사회경제적 지표로는 소득이 있다. 하지만 상술한 가계동향조사의 결과와 같이, 소득은 증가하였어도 소비는 감소할 수 있으므로 가구의 경제상황을 분석할 때는 다양한 변수들을 고민해야 한다. 가령, 선행연구(박호준·박정민, 2021; Dew, 2007)에서 소득은 자산이나 부채와 높은 상관관계를 보이지만, 그 방향성이 반드시 일치하지 않는 것으로 보고하고 있으므로, 개별가구의 경제상황을 정확하게 파악하기 위해서는 소득과 함께 자산, 부채를 함께 살펴보는 것이 더 적절해 보인다. 또한 선행연구들(김낙년, 2017; Piketty, 2013)은 복잡하고 다차원적인 개념인 불평등을 논의하며, 자산의 중요성을 강조하고 있다.

코로나19가 발생한 이후, 이와 관련된 영향과 피해, 그리고 앞으로의 상황에 대한 예측까지 다양한 분야에서 연구들이 이루어지고 있지만, 개별가구의 경제상황에 미친 영향을 살펴본 연구는 다소 제한적이다. 코로나19가 가구의 경제상황에 미친 영향을 살펴본 선행연구들은 크게 두 가지로 분류할 수 있는데, 가구의 경제상황을 소득이나 빈곤에 초점을 맞추어서 수행한 연구(김동환·임형석 2020; 김태완·이주미 2020; 남재현·이래혁 2020; 손병돈·문혜진 2021)와 노동시간 및 고용동향을 비롯한 노동시장 상황을 중심으로 연구가 진행되었다(김을식·김제신, 2020; 전기택, 2020; 황선웅, 2020; 고영근·안태현, 2021; 이용관, 2021). 상술한 연구들은 코로나19가 가구의 경제상황에 미친 영향을 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 하지만 상술한 것과 같이 자산과 부채의 중요성이 강조되고 있으므로, 코로나19가 가구의 경제상황에 미친 영향을

자산과 부채를 고려해서 살펴보는 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 소득, 자산 및 부채를 고려하여 살펴보고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. 코로나19가 경기에 미치는 영향

코로나19는 전 세계적으로 경제, 교육, 문화, 무역, 국제협력 등 모든 분야에서 급속한 변화를 가져왔으며, 그중 경제 분야는 가장 심각한 부정적 영향을 받고 있는 것으로 나타났다(구자현 외, 2021). 특히, 2021년은 세계경제가 잠정적으로 회복하였으나, 2022년 압도적인 경기 하방위험으로 인해 2022년과 2023년 경기가 더욱 악화될 것으로 전망되고 있다(IMF, 2022b).

특히 코로나19로 인한 경제상태를 다양한 시나리오로 예측한 김동환·임형석(2020)의 연구에 따르면, 현재 경제상태는 가장 최악의 시나리오로 진행되고 이는 상황이다. 코로나19 이전부터 진행되었던 구조적 장기침체(secular stagnation)에 코로나19로 인한 실업이 장기화되면서 인적자본이 훼손되고, 신규 투자가 지연되어 혁신의 단절이 발생할 경우, 세계 및 각국 경제의 잠재성장률은 더욱 낮아질 가능성이 크다(김동환·임형석, 2020). 또한 저금리와 양적완화를 비롯한 적극적인 재정정책으로 인한 국가채무의 급격한 증가는 금융위기로 이어질 수 있다. 한편, 코로나19 팬데믹으로 인한 인플레이션, 글로벌 공급망 차질로 인해 이미 경기가 악화되었지만, 최근 발발한 우크라이나 전쟁은 경기 악화를 더욱 가속화시킬 것으로 보인다(IMF, 2022).

2021년 4.1%를 나타낸 한국의 경제성장률은 올해 2% 초중반에 머무를 수 있다는 것이 대다수의 전망이다. 정부는 2022년 6월 경제성장률을 당초 3.1%에서 2.6%로 0.5%p 하향 조정하였으며(관계부처합동, 2022), 한국개발연구원에서 2022년 8월에 발표한 보고서에 따르면 대다수의 전문가들은 한국의 경제성장률이 낮은 성장세를 보일 것이라 예상하였다(한국개발연구원, 2022). 또한 국제통화기금(IMF) 역시 2022년 우리나라의 경제성장률 전망치를 2.3%로 내년 성장률은 2.1%로 보고 있다(IMF, 2022a). 이러한 경기침체 위험에 고물가·고금리·고환율의 3고(高) 위기가 가시화하면서 스태그플레이션(stagflation)이라는 최악의 상황까지도 예상되고 있다(장민, 2022).

2. 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향

코로나19로 인한 팬데믹 상황이 어떠한 이유로 발생했는지, 그리고 앞으로 이러한 팬데믹이 발생되지 않도록 하는 연구도 중요하겠지만, 그와 동시에 팬데믹으로 인한 경제적 피해의 실태를 확인하고, 피해를 최소화할 수 있는 방안을 모색하는 연구가 현재의 시점에서 매우 중요하다. 국외에서도 코로나19 사태 이후 연구들을 통해서 코로나19가 가구의 경제상황에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 코로나19의 확산으로 인해 임시직 종사자 노동시간 및 임금의 감소 및 실업상태에 놓여질 확률이 더 높고, 저학력 집단 및 여성이 위기에 더 취약해지는 것으로 나타났다(Adams-Prassl et al., 2020). 또한 미국의 경우 청년노동자, 저학력자, 여성 등의 취약집단이 코로나19로 인한 실업과 고용률 감소를 경험한 가장 대표적인 집단이라 보고되고 있다(Corets & Forsythe, 2022).

한국에서 코로나19가 발생한 2020년 이후, 국내에서도 다양한 연구들이 진행되었는데, 코로나19가 가구

의 경제적 수준에 미치는 영향은 주로 고용, 소득, 소비, 소득불평등에 초점이 맞춰졌다. 먼저 고용현황을 살펴보면 코로나로 인한 고용 충격이 1998년 외환위기 이후 최악의 수준으로 진행되고 있다고 보고 있다. 통계청(2020)의 자료에 따르면 코로나의 영향이 본격적으로 나타나기 시작한 2020년 4월 취업자 수는 약 476,000명이 감소하여, 외환위기 시기 이래 최대 감소폭을 기록하였다. 그리고 이러한 고용 충격은 임시·일용직 및 자영업자 등 취약계층에게 더 심각한 피해를 주고 있다. 2020년 4월 임시근로자는 587,000명, 일용근로자는 195,000명, 고용주는 179,000명 감소한 것으로 나타났다. 더욱이 이번 고용 충격은 과거 위기 대비 광범위하게 장기간 지속될 것으로 전망되고 있다. 국민들도 역대 고용위기 중에서 코로나19로 인한 고용위기(42.6%)를 1998년 외환위기(47.7%)에 견줄 만큼 심각한 위기로 인식하고 있고, 외환위기로 인한 심각한 피해를 입은 40대 이상 연령층에서는 코로나 고용위기를 외환위기보다도 더 심각하게 인식하고 있다(김을식·김재신, 2020).

상술한 고용위기를 고용형태별로 상세히 살펴보면 정규직과 비교하여 비정규직이 비자발적 실직, 강압적 무급휴직, 소득 감소를 경험한 확률이 두배 가량 높았고, 비정규직 중에서도 파견·용역·사내하청 노동자와 특수고용 노동자와 같은 비전형 노동자의 소득 감소 확률이 높은 것으로 나타났다(황선웅, 2020). 즉, 코로나19는 한국 사회 전반에 차별적으로 영향을 미쳤지만, 고용형태에 따른 취약 계층에게 더욱 부정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있다. 또한 고용시장에서 남성에 비해 여성의 고용률 감소가 실업률 상승과 연관되어 노동시장에서 이탈하였음을 밝히고 있다(고영근·안태현, 2021).

다음으로 소득과 소비의 변화, 계층 간 소득불평등 양상을 살펴보면 다음과 같다. 통계청(2021)의 가계금융복지조사 결과를 살펴보면 소득5분위별 소득 구성비의 경우 저소득계층에 해당하는 소득1분위에서는 공적이전소득이 가장 큰 비중(47.1%)을 차지하고, 소득5분위에서는 근로소득이 가장 큰 비중(68.8%)을 차지하는 것으로 나타났다. 2020년 1-2 분기 기준, 소득1분위의 경우 공적이전소득과 사업소득을 제외한 모든 소득이 전년 동기 대비 감소한 것으로 확인되었다. 2020년 1분기 기준 공적이전소득을 세분화하여 살펴보면 전년 동기 대비 모든 분위에서 공적이전소득 수준이 높아진 것을 확인할 수 있다. 분위별로 살펴보면 소득이 낮은 분위에서는 기초연금과 사회수혜금의 수급액이 높게 나타나고 있으며, 소득이 높은 분위에서는 세금 환급금이 다른 공적이전소득에 비해 많은 것으로 나타났다. 또한 2020년 2분기 기준 공적이전소득은 크게 증가하였는데, 이는 긴급재난지원금 등 공적 이전소득이 전체 소득증가에 긍정적 영향을 준 것을 보인다.

이와 비슷한 결과로 1-4차 재난지원금 등 2020년 한 해 동안 저소득층에 표적화된 공적이전소득이 크게 증가하여 공적이전소득에 의존하는 최하위 소득계층은 코로나19로 인한 가처분소득 감소가 적었을 수 있다고 보고하였다(이현주 외, 2020). 소득하락이 발생하였을 때, 소득과 순자산이 적은 가구는 누적 적자가 유동성 자산보다 큰 유동성 위험에 빠질 수 있으며, 유동성 제약이 발생되면 이전과 같은 수준의 소비를 유지할 수 없게 된다. 코로나19로 인한 전반적 소비 위축은 감염위험 회피를 위한 고소득층의 소비감소가 더 큰 영향을 미쳤을 수 있지만(Chetty et al., 2020), 소득 하위계층에서는 유동성 제약으로 인한 소비 위축이 발생하였을 가능성이 높고(김영일, 2020), 특히 공적이전소득이 불충분한 소득 하위계층에서 주거비, 식비, 의료비 등의 필수적 소비가 제약되는 심각한 생활상의 어려움으로 이어졌을 수 있다. 코로나로 인한 방역조치로 인해 음식숙박업, 도소매업, 교육 서비스업 같은 대면서비스업을 중심으로 한 매출이 급감한 것을 보고한 선행연구(손병돈·문혜진, 2021)를 통해서도 사회 전반적으로 급격한 소비위축이 발생했다는 것을 알 수 있다.

1998년 외환위기를 비롯한 경제적 위기가 발생하였을 때를 돌아보면 소득과 소비 증가율이 모두 감소하였지만 코로나 위기는 소득보다 소비를 더 크게 감소시켰다(이승호, 2020). 코로나 사태가 발생한 2020년 1/4분기에 가처분 소득은 전년 대비 3.7% 증가하였음에도 소비가 6.5% 감소하여 소비지출의 감소 경향이 과거 위기보다 두드러지게 나타난 것이다(통계개발원, 2020). 통계청(2021)의 가계동향조사결과를 보면 비록 소득1분위의 소득증가는 공적이전소득에 의한 것이 대부분이 이긴 하지만 모든 계층에서 소득은 증대하였고, 소비는 모든 계층에서 감소하였다는 것을 알 수 있다. 그러나 다른 선행연구들을 살펴보면 자영업 종사자 가구는 상용직 가구와 비교하여 소득 감소와 빈곤 증가를 경험하였고(남재현·이래혁, 2020), 자영업자, 특수형태 근로자, 1인가구, 한부모 가구, 저소득층에서 가구 소득의 급격한 감소를 경험했다고 밝히고 있다(손병돈·문혜진, 2021).

따라서 코로나19로 인한 가구의 경제상황을 파악하는 데 있어서 소득만 살펴보게 되면 정확한 현황 파악이 어려울 수 있다. 이는 소득을 기초자료로 한 소득불평등 문제를 파악하는데도 마찬가지이다. 통계청(2021)의 가계금융복지조사에 따르면, 코로나19 기간동안 소득불평등이 완화된 것으로 나타났다. 구체적으로 지니계수는 코로나 이전인 2019년 0.339에서 코로나 이후인 2020년 0.331로 감소하였으며, 상대적 빈곤율 역시 2019년 16.3%에서 2020년 15.3%로 감소한 것으로 나타났다. 그러나 선행연구들에서는 코로나의 피해가 가구소득의 감소정도를 제외하고는 저소득층이나 임시 일용직과 같은 고용불안정 계층, 여성, 장애인, 한부모가정에 더 크게 나타났고 이는 결국 소득불평등을 심화시켰다고 보고 있다(김태완·이주미, 2020; 남재혁·이래혁, 2020; 손병돈·문혜진, 2021).

이렇게 코로나19가 집단 간의 소득불평등을 심화시켰는지에 대한 분석은 아직 한 방향으로 명확하게 결론을 내리기 힘든 상황이다. 그렇다면 코로나19는 가구의 자산과 부채에는 어떠한 영향을 미쳤을까?

코로나19 이전 및 이후에도 복지 관련 연구에서는 우리사회의 소득 불평등에 주목하여 연구가 진행되었다. 그러나 피케티(Piketty)가 유럽과 미국사회의 부의 축적 역사를 통해서 증명하였듯이 이제 우리사회도 부의 분배 문제와 관련하여 자산불평등에 더욱 관심을 가져야 한다. 부의 축적은 스스로 번 소득 중의 일부를 저축하거나 상속이나 증여로 부를 이전받는 것을 통해 이루어진다. 만약 경제성장률이 높은 사회라고 한다면 상속받은 부가 없더라도 자신의 노력으로 부를 축적할 수 있는 기회가 열려있다고 할 수 있지만, 경제성장률이 미미해지면 그러한 기회는 줄어들고, 상속받은 부가 더 중요해진다(김낙년, 2017). 따라서 경제위기 상황에서 취약계층은 더욱 취약해질 수 있지만, 소득이나 자산의 보유량이 높은 집단은 부를 더욱 축적할 수 있으므로, 집단 간 비교 연구를 통해 그 영향을 살펴보는 연구의 필요성이 제기된다.

상술했듯, 코로나19는 이전과는 질적으로 다른 심각한 경제위기를 가져왔고, 이러한 경제위기 상황에서는 부의 축적이 노동시장에서 받는 소득에 의한 저축보다는 이전까지 축적해온 자산(개인의 노력이 아닌 상속이나 증여도 포함)에 의존할 가능성이 더 크다. 코로나 이후 2년 동안 취업률 감소, 소비 위축 등 진통을 겪고 있지만 이에 반해 특히 부동산자산의 가치는 비정상적으로 급등하였다.

앞서 살펴본 통계청(2021)의 가계금융복지조사를 보다 세밀하게 분석해보면 소득1분위에서의 소득증가는 2020년 5월말부터 지급된 재난지원금 및 각 지자체별 소규모 현금급여 등 일시적 공적이전소득으로 인한 소득증가인 경우가 대부분이고, 우리가 주목할 만한 것은 자산의 변화이다. 총부채는 감소하였지만, 부동산자산 감소율이 상대적으로 더 높기 때문에 결국 가구의 자산은 감소한 것으로 보인다. 2021년 소득5분위 가구의 자산은 전체의 43.7%, 소득1분위 가구는 6.5%를 점유, 소득5분위 가구의 부채는 전체의 44.7%, 소득1분위 가구는 전체의 4.0%를 점유하고 있다. 소득 5분위별 가구당 평균 부채는 4분위에서 전년 대비

9.7%로 가장 높게 증가, 1분위에서는 0.1%로 증가폭이 가장 작다. 부채의 점유율은 소득 4분위 가구가 24.9%로 전년대비 0.7% 증가하였다. 이렇듯 자산보유율이 높은 가구가 부채율도 높다. 이러한 부채는 생계형 부채가 아닌 투자형 부채일 가능성이 높기 때문에, 레버리지를 활용하여 자산을 증대시키는데 기여할 수 있는 것이다.

가계부채가 가구의 소득과 소비에 미치는 영향을 살펴본 연구 결과를 보면 가계부채는 오히려 소비를 촉진하고 소득증대에 기여하는 것을 알 수 있었다. 또한 소비를 동반한 가계부채는 고용, 생산 등을 자극해서 경제성장에 긍정적 역할을 할 수 있다고 보고하고 있다(황진영·이선호, 2015). 따라서 코로나로 인한 개별가구들의 경제적 상황을 보다 면밀히 살펴보기 위해서는 가구의 소득뿐만 아니라, 자산과 부채를 고려해야 한다.

제3절 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서는 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 살펴보기 위해 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study)의 13차년도(2018년)부터 16차(2021년)까지 총 4년간의 조사자료를 활용하였다. 특히 본 연구의 목적을 달성하고자 13-16차년도 가구주 데이터를 결합하여 활용하였다. 한국복지패널은 국내의 패널조사 중 규모가 큰 편이며, 표본이 전국적인 대표성을 지니고 있다(한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소, 2022). 또한 한국복지패널은 소득, 자산, 가계부채와 같은 가구의 경제적 수준을 살펴볼 수 있으며, 종사상 지위, 건강상태 등의 개인적 요인 등을 측정하고 있어 본 연구에서 활용하기에 적합한 자료라고 판단하였다. 한국복지패널의 13차년도(2018년)에서는 총 6,474가구, 14차년도(2019년)는 총 6,331가구, 15차년도(2020년)는 6,460가구, 16차년도(2021년)는 6,240가구가 조사되었으며, 본 연구에서 활용하는 변수에 결측이 있는 사례를 제외하고 총 4,987가구를 균형(balanced) 패널로 구성하여 분석에 활용하였다.

2. 변수의 정의 및 측정

(1) 종속변수 : 가구의 경제적 수준

본 연구에서의 종속변수는 가구의 경제적 수준이며, 구체적으로 근로소득, 가구균등화 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 총자산, 총부채이다. 근로소득은 상용근로자 임금소득, 임시·일용근로자 임금소득, 고용주·자영자 사업소득(순소득), 농림축산업소득(순소득), 어업소득(순소득), 기타근로소득, 사업 및 부업소득의 합계이다. 가구균등화 가처분소득은 가처분소득에 OECD 균등화 지수 산출방법을 적용하였다. 금융자산은 예금, 적금, 주식·채권·펀드, 불입한 갯돈, 기타의 합계이며, 부동산자산은 거주주택, 소유부동산, 점유부동산의 합계이다. 총자산은 금융자산, 부동산자산, 농기계, 농축산물, 자동차, 기타재산을 합으로 구성되어 있으며, 총부채는 금융기관대출, 담보대출, 일반사채, 카드빚, 선제보증금, 외상, 미리탄 갯돈, 기타부채의 합계이다. 상술한 변수들은 높은 왜도와 첨도 등 분포의 특성을 고려하여 자연로그(log) 함수로 변환하여 분석에 활용하였다.

(2) 설명변수

본 연구는 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 살펴보는 것이므로, 연구문제를 규명하기 위해 국내에 코로나19 최초 확진자가 발생한 2020년 1월 20일을 기점으로 코로나19 이전 시점과 이후 시점을 구분하였다. 한국복지패널의 경우 가구의 경제적 수준을 나타내는 소득, 자산, 부채를 전년도 기준으로 측정하므로, 13차년도(2018년), 14차년도(2019년), 15차년도(2020년)는 코로나19 이전 시점으로, 16차년도(2021년)는 코로나19 이후 시점으로 구분하여 코로나19 이후 시간 더미변수를 생성하였다. 본 연구에서의 주요 분석집단(성별, 연령층, 빈곤여부 등)을 살펴보기 위해 변수를 생성하였으며, 연령층의 경우 청년층은 19세-39세, 중년층은 40세-64세, 노년층은 65세 이상으로 구분하였으며, 빈곤여부는 가구균등화된 경상소득을 기준으로 중위소득 60% 미만이면 빈곤가구, 그렇지 않으면 비빈곤 가구로 구분하였다. 이후 분석집단을 기준집단과 비교집단으로 구분하여 각각 코로나19 이후 시간 더미변수를 곱하여 상호작용항을 생성하였다. 상술한 상호작용항의 계수는 코로나19의 영향력을 나타내는 이중차이(DID) 추정량이다.

(3) 통제변수

본 연구에서 통제변수는 기존 선행연구들에서 가구의 경제적 수준에 영향을 미치는 것으로 보고된 변수를 선정하여 모형에 투입하였다. 성별은 '0=남성, 1=여성'으로 더미화하였으며, 연령은 연속형변수로 활용하였다. 교육수준의 경우 '1=무학-초등학교, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학 이상'으로 연속형변수로 활용하였으며, 종사상 지위는 남재현과 이래혁(2020)의 연구를 통해 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 지위를 고려하여, '1=무급가족종사자, 실업자, 비경제활동인구, 2=임시직·일용직, 자활근로, 공공근로, 3=고용주·자영업, 4=상용직'으로 코딩하였고 연속형변수로 활용하였다. 가구원 수는 연속형변수로 활용하였으며, 건강상태는 '1=매우 안좋다 ~ 5=매우 건강하다'로 연속형변수로 활용하였으며, 지역(수도권구분) 더미는 '0=비수도권, 1=수도권'로 구성되었다.

3. 분석방법

본 연구에서는 우선 연구대상자의 인구사회학적 특성과 주요 변수들의 특성을 살펴보기 위해 빈도분석과 기술통계분석을 실시하였다. 이후 분석대상별 가구의 경제적 수준에 차이가 있는지를 확인하기 위해 t 검정과 일원배치분산분석을 실시하였다. 마지막으로 본 연구의 연구문제인 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 규명하기 위해 이중차이분석을 진행하였다.

이중차이분석(difference in differences method: DID)은 실험군(treatment group)과 대조군(control group) 개념을 사회과학에 적용한 것으로, 정책효과를 추정하는 연구에 주로 활용된다(민인식·최필선, 2019). 이중차이분석은 실험군(정책이나 프로그램의 효과를 받는 집단)과 대조군(정책이나 프로그램의 효과를 받지 않는 집단)의 프로그램(처리) 전후의 결과를 각각 차분한 뒤, 각각의 차분결과를 다시 차분하는 방법이다(이석민, 2018). 상술한 이중차이분석을 통해 관찰되지 않는 개체의 특성들과 시간특성의 효과를 제거하여 프로그램(처리)의 순수한 효과를 추정할 수 있다(이석민, 2018). 이중차이분석을 프로그램(처리) 전후 데이터를 합동시킨(pooling) 상태에서 횡단면 모형을 설정하면 식 (1)과 같다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 P + \beta_3 (Treat_i \times P) + \epsilon_i \quad \text{식 (1)}$$

식 (1)에서 Y_i 는 종속변수인 가구의 경제적 수준을 의미하며, $Treat_i$ 는 프로그램(처리)에 참여하면 1, 참여하지 않으면 0인 더미변수이며, P 는 프로그램(처리) 시행 후이면 1, 시행 전이면 0인 더미변수이며, β_3 는 프로그램(처리)의 효과를 나타내는 추정치를 의미한다. 본 연구는 분석모형에 따라 비교집단이 2개 이상인 경우도 있으므로 분석을 하기 위해 확장형의 이중차이분석(difference-in-differences with multiple treatments)을 적용하였으며, 비교집단이 2개인 경우는 식 (2), 비교집단이 3개인 경우는 식 (3)과 같다(이석민, 2018; 남재현·이래혁, 2020).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Treat_1 + \beta_2 Treat_2 + \beta_3 P + \beta_4 (Treat_1 \times P) + \beta_5 (Treat_2 \times P) + \sum_{j=1}^J \beta_j X + \epsilon_i \quad \text{식 (2)}$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Treat_1 + \beta_2 Treat_2 + \beta_3 Treat_3 + \beta_4 P + \beta_5 (Treat_1 \times P) + \beta_6 (Treat_2 \times P) + \beta_7 (Treat_3 \times P) + \sum_{j=1}^J \beta_j X + \epsilon_i \quad \text{식 (3)}$$

식 (2)는 식 (1)의 추정치에 더하여 비교집단들의 더미변수인 $Treat_1$ 과 $Treat_2$ 가 포함되었으며, β_4 와 β_5 는 각각 기준집단과 비교한 비교집단들의 프로그램(처리)의 평균처리효과의 추정치를 의미한다. 또한 X 는 분석대상들의 관찰된 특성들을 통제하기 위한 통제변수이다. 식 (3)는 식 (2)에서 비교집단의 더미변수 ($Treat_3$)와 상호작용항($Treat_3 \times P$)이 추가되었다.

한편, 이중차이분석은 관측되지 않지만, 시간에 따라 변화하는 이질성으로 인해 발생하는 선택편의를 통제할 수 있다는 장점이 있지만, 선택편의의 크기가 처리 전후에도 동일하다는 가정이 있어야 한다(민인식·최필선, 2021). 즉, 이중차이분석의 추정치는 상술한 동일추세(parallel-trend)가정이 성립해야 의미가 있다고 할 수 있다. 이중차이분석에서 동일추세가정이 성립하는지를 확인하기 위해서는 프로그램(처리) 시행 전후로 결과변수를 각각 최소 2번 이상 측정된 자료가 있어야 된다(이석민, 2018). 하지만 본 연구에서 활용하는 한국복지패널자료는 16차(2021년)까지만 공개되어 있어, 자료의 제한으로 동일추세가정이 성립하는지를 확인하지 못했다. 따라서 본 연구에서는 동일추세가정이 성립함을 가정하여 분석을 수행하였다.

제4절 연구결과

1. 기초통계분석

본 연구대상자들의 인구사회학적 특성 및 변수들의 특성을 살펴보기 위해 빈도분석과 기술통계분석을 실시하였고, 그 결과는 다음 <표 1>과 같다. 성별의 경우 남성이 12,976명(65.0%)로 여성 6,972명(35.0%)보다 높게 나타났으며, 연령의 평균은 64.264, 표준편차는 15.566으로 확인되었다. 교육수준의 경우 무학, 초등학교가 6,626명(33.2%)로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 고등학교 5,482명(27.5%), 전문대학 이상 5,016명(25.1%), 중학교 2,824명(14.2%) 순으로 나타났다. 종사상 지위는 무급가족종사자, 실업자, 비경제활동인구가 7,538명(37.8%)으로 가장 높게 나타났으며, 상용직 4,379명(22.0%), 고용주·자영업 4,062명(20.4%), 임시직·일용직, 자활근로, 공공근로가 3,969명(19.9%)로 나타났다. 가구원 수의 경우 평균은 2.236, 표준편차는 1.220이며, 건강상태의 평균은 3.271, 표준편차는 .954로 확인되었다. 지역(수도권구분) 더미의 경우 비수도

권이 13,281명(66.6%)로 수도권 6,667명(33.4%)보다 높게 나타났으며, 빈곤여부의 경우 비빈곤이 11,495명(57.6%)으로 빈곤 8,453명(42.4%)보다 높게 나타났다. 연령층의 경우 노년이 10,602명(53.1%)로 가장 높은 비중을 보였으며, 중년 7,936명(39.9%), 청년 1,383명(6.9%) 순으로 나타났고, 경제활동 여부의 경우 경제활동을 하고 있음이 12,410명(62.2%), 경제활동을 하고 있지 않음은 7,538명(37.8%)으로 확인되었으며, 1인가구 여부의 경우 다인가구인 경우가 13,044명(65.4%)으로 1인가구 6,904명(34.6%)보다 높게 나타났다.

<표 1> 주요 변수들의 기초통계 (n=19,948)

변수명	구분 혹은 범위	빈도(%) 또는 평균(SD)
성별	남성	12,976 (65.0%)
	여성	6,972 (35.0%)
연령	20 - 79	64,264 (15.566)
교육수준	1=(무학 - 초등학교)	6,626 (33.2%)
	2=(중학교)	2,824 (14.2%)
	3=(고등학교)	5,482 (27.5%)
	4=(전문대학 이상)	5,016 (25.1%)
종사상 지위	1=(무급가족종사자, 실업자, 비경제활동인구)	7,538 (37.8%)
	2=(임시직·일용직, 자활근로, 공공근로)	3,969 (19.9%)
	3=(고용주·자영업)	4,062 (20.4%)
	4=(상용직)	4,379 (22.0%)
가구원 수	1 - 9	2,236 (1.220)
건강상태	1=매우 안좋다 - 5=매우 건강하다	3,271 (.954)
지역(수도권구분) 더미	0=비수도권	13,281 (66.6%)
	1=수도권	6,667 (33.4%)
빈곤여부	0=비빈곤	11,495 (57.6%)
	1=빈곤	8,453 (42.4%)
연령층	0=청년	1,383 (6.9%)
	1=중년	7,963 (39.9%)
	2=노년	10,602 (53.1%)
경제활동 여부	0=경제활동 하고 있음	12,410 (62.2%)
	1=경제활동 하고 있지 않음	7,538 (37.8%)
1인가구 여부	0=다인가구	13,044 (65.4%)
	1=1인가구	6,904 (34.6%)

가구의 경제적 수준을 나타내는 주요 변수들의 단위는 만원이며, 소득의 경우 연간 소득으로 측정되었으며 근로소득은 가구주 1인의 소득이고, 가구균등화 가처분소득은 가구 전체의 소득이다. 상세히 살펴보면, 근로소득의 최솟값은 -32220, 최댓값은 170000로 나타났으며, 평균은 2121.07, 표준편차는 3150.73으로 확인되었으며, 가구균등화 가처분소득의 최솟값은 -55641.53, 최댓값은 84868.00으로 나타났으며, 평균은 2508.28, 표준편차는 2036.21으로 확인되었다. 금융자산의 최솟값은 0, 최댓값은 274120로 나타났으며, 평균은 5505.77, 표준편차는 10878.00로 확인되었고, 부동산자산의 최솟값은 0, 최댓값은 1853000으로 나타났으며, 평균은 27640.07, 표준편차는 49150.53으로 확인되었다. 총자산의 최솟값은 0, 최댓값은 1869985으로 나타났으며, 평균은 34250.25, 표준편차는 54548.39로 확인되었고, 총부채의 최솟값은 0, 최댓값은 366000으로 나타났고, 평균은 4067.96, 표준편차는 11218.74로 확인되었다.

<표 2> 가구의 경제적 수준의 기초통계 (n=19,948)

변수명	범위	평균(SD)
근로소득	-32220 - 170000	2121.07 (3150.73)
가구균등화가처분소득	-55641.53 - 84868.00	2508.28 (2036.21)
금융자산	0 - 274120	5505.77 (10878.00)
부동산자산	0 - 1853000	27640.07 (49150.53)
총자산	0 - 1869985	34250.25 (54548.39)
총부채	0 - 366000	4067.96 (11218.74)
근로소득(log)	0 - 12.104	9.118(1.048)
가구균등화가처분소득(log)	0 - 11.456	9.866(.747)
금융자산(log)	0 - 12.521	7.121(2.281)
부동산자산(log)	0 - 14.432	8.361(3.290)
총자산(log)	0 - 14.441	9.307(1.966)
총부채(log)	0 - 12.810	3.560(4.215)

주: 가구의 경제적 수준의 단위는 만원이며, 소득은 연간으로 측정되었음.

다음으로 분석대상에 따른 가구의 경제적 수준의 변화를 살펴보기 위해 각 분석대상 및 시점별로 기술 통계 분석 및 집단별 평균비교분석을 실시하였으며, 지면상의 이유로 부록의 <부록 표 1-6>에 제시하였다. 우선 성별에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면, 기준집단인 남성이 여성보다 가구의 경제적 수준이 높게 나타났다. 가구의 경제적 수준의 변화를 살펴보면, 전반적인 변화는 유사하게 우상향하는 것으로 확인되었으나, 근로소득의 경우 코로나19 이후에 남성과 여성 모두 소폭 감소한 것으로 나타났다. 또한 총부채는 기준집단인 남성은 지속적으로 증가하였으나, 여성은 코로나19 이후 감소하였다.

다음으로 연령층에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면, 근로소득과 총부채의 경우 기준집단인 청년층이 비교집단인 중년층, 노년층에 비해 높은 경향을 보였으나, 가구균등화 가처분소득과 자산은 중년층이 가장 높게 나타났으며, 이후 청년층, 노년층의 순으로 확인되었다. 가구의 경제적 수준의 변화를 살펴보면 전반적으로 유사하게 우상향하는 경향을 보였다. 하지만 근로소득의 경우 청년층과 노년층은 코로나19 이후 소폭 감소하였으나, 중년층은 증가한 것으로 나타났다. 또한 총부채의 경우 청년층과 중년층은 전반적으로 증가하였으나, 비교집단인 노년층은 코로나19 이후에 감소한 것으로 확인되었다.

다음으로 빈곤여부에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면 기준집단인 비빈곤집단이 비교집단인 빈곤집단에 비해 높게 나타났다. 한편, 가구의 경제적 수준의 변화는 전반적으로 비슷하게 우상향하는 경향을 보였으나, 근로소득의 경우 비교집단인 빈곤집단은 코로나19 이후 소폭 감소한 것으로 나타났다.

다음으로 빈곤여부와 성별에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면 가구의 경제적 수준은 기준집단인 비빈곤남성집단이 다른 비교집단들에 비해 가장 높게 나타났으며, 이후 비빈곤여성집단, 빈곤남성집단, 빈곤여성집단 순으로 확인되었다. 가구의 경제적 수준의 변화는 전반적으로 유사하게 우상향하였다. 하지만 금융자산의 경우 비빈곤여성집단은 코로나19 이후 소폭 감소하였으며, 총부채는 빈곤여성집단에서 코로나19 이후 소폭 감소한 것으로 확인되었다.

다음으로 빈곤여부와 1인가구여부에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면 기준집단인 비빈곤다인가구가 다른 비교집단들에 비해 가장 높게 나타났으며, 이후 비빈곤1인가구, 빈곤다인가구, 빈곤1인가구 순으로 나타났다. 가구의 경제적 수준의 변화를 살펴보면 전반적으로 유사하게 우상향하는 경향을 보였으나, 근로소득의 경우 기준집단인 비빈곤다인가구는 지속적으로 상승하였으나, 비교집단인 빈곤다인가구, 비빈곤1인가구, 빈곤1인가구는 코로나19 이후 소폭 감소하였다. 또한 총부채는 비빈곤다인가구 및 빈곤다인가

구는 우상향하였으나, 비빈곤1인가구 및 빈곤1인가구는 코로나19 이후 감소한 것으로 나타났다.

마지막으로 빈곤여부와 경제활동여부에 따른 가구의 경제적 수준을 살펴보면 부동산자산 및 총자산을 제외하고 기준집단인 비빈곤경제활동집단이 가장 높게 나타났으며, 이후 비빈곤비경제활동집단, 빈곤경제활동집단, 빈곤비경제활동집단 순으로 나타났다. 가구의 경제적 수준의 변화는 전반적으로 유사하게 우상향하는 것으로 확인되었다. 하지만 근로소득의 경우 기준집단인 비빈곤경제활동집단을 제외하고, 빈곤경제활동집단, 비빈곤비경제활동집단, 빈곤비경제활동집단은 코로나19 이후 감소한 것으로 나타났다. 또한 가구균등화 가처분소득은 비빈곤비경제활동집단만 코로나19 이후 감소한 것으로 확인되었다. 마지막으로 총부채의 경우 빈곤비경제활동집단은 코로나19 이후 소폭 감소하였다.

2. 분석대상별 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향 분석

코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 살펴보고자, 분석대상에 따른 OLS회귀분석을 진행하였다. 가구의 경제적 수준을 나타내는 모든 변수는 로그로 변환하여 활용하였으며, 모든 분석에서는 강건표준오차(robust standard error)가 사용되었다. 선행연구(전기택, 2020; 고영근·안태현, 2021; 손병돈·문혜진, 2021; Alon et al., 2022; Corets & Forsythe, 2022) 검토를 통해 코로나19의 영향이 상대적으로 적을 것으로 예상되는 집단을 기준집단으로 선정하였고, 반대로 영향이 클 것으로 예상되는 집단을 비교집단으로 선정하여 분석하였다.

우선 성별에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이중차이분석결과를 다음 <표 3>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 남성보다는 여성에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 남성을 기준집단으로, 여성을 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 남성에 비해 여성의 근로소득($B=.313, p<.001$), 가구균등화 가처분소득($B=.077, p<.001$), 총부채($B=-.131, p<.001$)는 감소한 것으로 나타났다. 즉 코로나19가 여성가구의 근로소득 및 가구균등화 가처분소득은 증가시켰으며, 총부채는 감소시킨 것을 의미한다. 반면, 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았다.

<표 3> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(성별)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화가처 분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.521*** (.009)	.917*** (.004)	.215*** (.047)	.151* (.061)	.138*** (.035)	.153*** (.090)
비교집단(여성)	-.107*** (.006)	-.039*** (.002)	-.378*** (.043)	-.974*** (.064)	-.593*** (.036)	-.127† (.073)
여성 X P	.313*** (.008)	.077*** (.004)	-.100 (.071)	-.153 (.114)	-.075 (.062)	-.131*** (.118)
가구주 연령	-.006*** (.000)	-.001*** (.000)	.033*** (.002)	.041*** (.002)	.037*** (.001)	-.049*** (.003)
가구주 교육수준	.150*** (.003)	.015*** (.003)	.395*** (.019)	.459*** (.024)	.374*** (.014)	.430*** (.033)
중사상 지위	.128*** (.003)	.025*** (.001)	.417*** (.017)	.439*** (.023)	.391*** (.013)	.156*** (.031)
가구원 수	.042*** (.003)	-	.223*** (.016)	.472*** (.022)	.319*** (.012)	.717*** (.031)
건강상태	.019*** (.003)	.010*** (.002)	.325*** (.020)	.164*** (.028)	.221*** (.016)	.014 (.033)
상수항	7.758*** (.025)	9.978*** (.017)	1.621*** (.180)	2.145*** (.244)	3.790*** (.139)	3.413*** (.301)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.901	.948	.198	.190	.292	.240

† p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음으로 연령층에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이중차이분석결과를 다음 <표 4>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 청년층보다는 중년층과 노년층에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 청년층을 기준집단으로, 중년층과 노년층을 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 청년층에 비해 중년층의 근로소득(B=.048, p<.01)이 증가한 것으로 나타났다. 또한 청년층에 비해 노년층의 근로소득(B=.525, p<.001)과 가구균등화 가처분소득(B=.102, p<.001)은 증가한 반면, 총부채(B=-.690, p<.05)는 감소한 것으로 나타났다. 즉, 코로나19가 청년층에 비해 중년층의 근로소득을 증가시켰으며, 노년층의 경우 근로소득, 가구균등화 가처분소득은 증가시킨 반면, 총부채는 감소시킨 것을 의미한다. 한편, 청년층에 비해 중년층의 경우 가구균등화 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았으며, 노년층의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았다.

<표 4> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(연령)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화가처 분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.318*** (.014)	.883*** (.004)	.344** (.116)	.142 (.203)	.223* (.091)	.569* (.277)
비교집단(중년)	.021† (.012)	.020*** (.004)	.641*** (.061)	1.215*** (.094)	.771*** (.046)	-.178 (.136)
비교집단(노년)	-.279*** (.012)	-.040*** (.006)	1.455*** (.072)	2.442*** (.106)	1.781*** (.054)	-1.219*** (.148)
중년 X P	.048** (.014)	.007 (.004)	-.178 (.126)	.037 (.210)	-.080 (.096)	-.252 (.293)
노년 X P	.525*** (.014)	.102*** (.006)	-.151 (.122)	-.090 (.213)	-.124 (.097)	-.690* (.283)
가구주 성별	-.025*** (.005)	-.018*** (.002)	-.409*** (.039)	-.982*** (.058)	-.607*** (.032)	-.118 (.066)
가구주 교육수준	.024*** (.003)	.016*** (.002)	.369*** (.018)	.478*** (.023)	.360*** (.014)	.521*** (.032)
종사상 지위	.133*** (.003)	.025*** (.001)	.405*** (.017)	.460*** (.022)	.389*** (.013)	.210*** (.030)
가구원 수	.036*** (.003)	-	.218*** (.017)	.464*** (.022)	.317*** (.013)	.708*** (.031)
건강상태	.023*** (.003)	.011*** (.002)	.312*** (.019)	.170*** (.027)	.212*** (.015)	.058† (.032)
상수항	7.452*** (.019)	9.915*** (.007)	2.849*** (.125)	2.918*** (.171)	4.988*** (.096)	0.510* (.224)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.908	.948	.199	.200	.300	.236

† p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음으로 빈곤여부에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이중차이분석 결과를 다음 <표 5>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 비빈곤집단보다는 빈곤집단에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 비빈곤집단을 기준집단으로, 빈곤집단을 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 비빈곤집단에 비해 빈곤집단의 근로소득(B=.470, p<.001)과 가구균등화가처분소득(B=.147, p<.001)은 증가하였으며, 총부채(B=-.330, p<.001)는 감소하였고, 부동산 자산(B=-.177, p<.10) 역시 한계적으로 유의미한 수준에서 (marginally significant) 감소하였다. 다시 말해, 코로나19가 비빈곤집단에 비해 빈곤집단의 근로소득과 가구균등화가처분소득은 증가시켰으며, 부동산자산 및 총부채는 감소시킨 것을 나타낸다. 한편, 비빈곤집단에 비해 빈곤집단의 금융자산 및 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았다.

<표 5> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(빈곤)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화가처 분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.425*** (.009)	.879*** (.004)	.159*** (.044)	.166** (.061)	.135*** (.033)	.243* (.098)
비교집단(빈곤층)	-.259*** (.007)	-.148*** (.004)	-1.533*** (.043)	-1.226*** (.063)	-1.131*** (.034)	-1.172*** (.078)
빈곤층 X P	.470*** (.008)	.147*** (.005)	.025 (.066)	-.177† (.102)	-.070 (.056)	-.330** (.115)
가구주 성별	-.017** (.005)	-.006** (.002)	-.289*** (.038)	-.918*** (.058)	-.527*** (.032)	-.067 (.066)
가구주 연령	-.005*** (.000)	.000 (.000)	.041*** (.002)	.048*** (.002)	.043*** (.001)	-.042*** (.003)
가구주 교육수준	.005† (.003)	.006* (.003)	.284*** (.018)	.367*** (.024)	.291*** (.014)	.339*** (.033)
종사상 지위	.116*** (.003)	.014*** (.002)	.287*** (.016)	.330*** (.023)	.294*** (.012)	.048 (.031)
가구원 수	.034*** (.002)	-	.132*** (.015)	.396*** (.022)	.250*** (.012)	.641*** (.031)
건강상태	.014*** (.003)	.005** (.002)	.257*** (.019)	.107*** (.027)	.170*** (.015)	-.042 (.032)
상수항	7.876*** (.025)	10.047*** (.017)	2.737*** (.171)	3.063*** (.244)	4.622*** (.134)	4.303*** (.302)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.909	.952	.259	.210	.338	.252

† p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음으로 빈곤여부와 성별에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이중차이분석 결과를 다음 <표 6>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 비빈곤남성집단보다는 빈곤남성집단, 비빈곤여성집단, 빈곤여성집단에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 비빈곤남성집단을 기준집단으로, 빈곤남성집단, 비빈곤여성집단, 빈곤여성집단은 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 비빈곤남성집단에 비해 빈곤남성집단의 근로소득(B=.500, p<.001)과 가구균등화 가처분소득(B=.155, p<.001)은 증가한 반면, 총부채(B=-.382, p<.05)는 감소한 것으로 나타났다. 또한 비빈곤남성집단에 비해 비빈곤여성집단의 근로소득(B=.269, p<.001)과 가구균등화 가처분소득(B=.044, p<.001)은 증가하였다. 마지막으로 비빈곤남성집단에 비해 빈곤여성집단의 근로소득(B=.538, p<.001)과 가구균등화 가처분소득(B=.155, p<.001)은 증가하였으나, 총부채(B=-.317, p<.05)는 감소하였고, 부동산 자산(B=-.243, p<.10) 역시 한계적으로 유의미한 수준에서 감소하였다. 즉, 코로나19가 비빈곤남성집단에 비해 빈곤남성집단의 근로소득과 가구균등화 가처분소득은 증가시킨 반면, 가계부채는 감소시켰으며, 비빈곤여성집단의 근로소득과 가구균등화 가처분소득을 증가시켰으며, 빈곤여성집단의 근로소득과 가구균등화 가처분소득은 증가시킨 반면, 부동산 자산과 총부채는 감소시킨 것을 의미한다. 한편, 비빈곤남성집단에 비해 빈곤남성집단의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았으며, 비빈곤여성집단의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산, 가계부채가 유의미한 증감이 발견되지 않았으며, 빈곤여성집단의 경우 금융자산 및 총자산에서 유의미한 증감이 확인되지 않았다.

<표 6> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(빈곤여부 × 성별)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화가치 분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.374*** (.009)	.870*** (.005)	.172*** (.048)	.164** (.063)	.134*** (.034)	.259* (.107)
비교집단(빈곤남성)	-.333*** (.010)	-.162*** (.006)	-1.456*** (.056)	-.940*** (.073)	-.975*** (.041)	-1.347*** (.095)
비교집단(비빈곤여성)	-.177*** (.008)	-.034*** (.003)	-.133* (.052)	-.481*** (.084)	-.288*** (.042)	-.314** (.118)
비교집단(빈곤여성)	-.286*** (.008)	-.154*** (.003)	-1.810*** (.055)	-2.158*** (.086)	-1.665*** (.046)	-1.223*** (.100)
빈곤남성 X P	.500*** (.015)	.155*** (.007)	.103 (.095)	-.096 (.125)	-.024 (.073)	-.382* (.157)
비빈곤여성 X P	.269*** (.011)	.044*** (.006)	-.064 (.096)	.017 (.158)	.009 (.076)	-.096 (.225)
빈곤여성 X P	.538*** (.007)	.155*** (.005)	-.061 (.082)	-.243† (.139)	-.107 (.076)	-.317* (.132)
가구주 연령	-.005*** (.000)	.000 (.000)	.041*** (.002)	.048*** (.002)	.043*** (.001)	-.042*** (.003)
가구주 교육수준	.005† (.003)	.006* (.003)	.284*** (.018)	.365*** (.024)	.290*** (.014)	.340*** (.033)
종사상 지위	.114*** (.003)	.013*** (.002)	.291*** (.016)	.342*** (.023)	.300*** (.012)	.041 (.031)
가구원 수	.030*** (.002)	-	.137*** (.015)	.412*** (.022)	.259*** (.012)	.632*** (.031)
건강상태	.013*** (.003)	.005** (.002)	.258*** (.019)	.109*** (.027)	.171*** (.015)	-.043 (.032)
상수항	7.922*** (.025)	10.053*** (.017)	2.681*** (.171)	2.900*** (.244)	4.533*** (.133)	4.399*** (.304)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.911	.952	.260	.213	.340	.252

† p<.10, *p<.05, **p<.01, ***p<.001

다음으로 빈곤여부와 1인가구여부에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이종차이분석 결과를 다음 <표 7>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 비빈곤다인가구집단보다는 빈곤다인가구집단, 비빈곤1인가구집단, 빈곤1인가구집단에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 비빈곤다인가구집단을 기준집단으로, 빈곤다인가구집단, 비빈곤1인가구집단, 빈곤1인가구집단은 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 비빈곤다인가구집단에 비해 빈곤다인가구집단의 근로소득(B=.462, p<.001)과 가구균등화 가치분소득(B=.147, p<.001)은 증가한 반면, 총부채(B=-.308, p<.10)는 한계적으로 유의미하게 감소하였다. 또한 비빈곤다인가구집단에 비해 비빈곤1인가구집단의 경우 근로소득(B=.193, p<.001)과 가구균등화 가치분소득(B=.032, p<.001)이 증가한 것으로 나타났다. 마지막으로 비빈곤다인가구집단에 비해 빈곤1인가구집단의 경우 빈곤다인가구와 마찬가지로 근로소득(B=.529, p<.001)과 가구균등화 가치분소득(B=.156, p<.001)은 증가한 반면, 총부채(B=-.306, p<.05)는 감소한 것으로 확인되었다. 다시 말해, 코로나19가 비빈곤다인가구집단에 비해 빈곤다인가구집단의 근로소득과 가구균등화 가치분소득은 증가시킨 반면, 총부채는 감소하였으며, 비빈곤1인가구집단의 근로소득과 가구균등화 가치분소득은 증가되었으며, 마지막으로 빈곤1인가구집단

의 근로소득과 가구균등화가처분소득은 증가된 반면, 총부채는 감소된 것을 의미한다. 한편, 비빈곤다인가구 집단에 비해 빈곤다인가구 집단의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 나타나지 않았으며, 비빈곤1인가구의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산, 총부채는 유의미한 증감이 확인되지 않았고, 빈곤1인가구의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산에서 유의미한 증감이 발견되지 않았다.

<표 7> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(빈곤여부 × 1인가구여부)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화가처 분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.392*** (.009)	.873*** (.005)	.161** (.047)	.139* (.060)	.128*** (.033)	.229* (.107)
비교집단(빈곤다인가구)	-.316*** (.010)	-.154*** (.005)	-1.455*** (.053)	-1.069*** (.068)	-1.002*** (.038)	-1.608*** (.094)
비교집단(비빈곤1인가구)	-.131*** (.009)	-.025*** (.004)	-.538*** (.058)	-1.502*** (.095)	-.875*** (.048)	-1.838*** (.120)
비교집단(빈곤1인가구)	-.278*** (.008)	-.153*** (.005)	-2.091*** (.056)	-2.701*** (.085)	-2.053*** (.047)	-2.277*** (.097)
빈곤다인가구 X P	.462*** (.016)	.147*** (.007)	.134 (.096)	.027 (.122)	.008 (.072)	-.308* (.165)
비빈곤1인가구 X P	.193*** (.013)	.032*** (.006)	-.013 (.102)	.139 (.178)	.031 (.090)	.103 (.231)
빈곤1인가구 X P	.529*** (.007)	.156*** (.006)	-.029 (.081)	-.218 (.134)	-.077 (.073)	-.306* (.129)
가구주 성별	-.046*** (.005)	-.004 (.003)	-.084* (.041)	-.439*** (.061)	-.234*** (.034)	-.049 (.073)
가구주 연령	-.006*** (.000)	.000 (.000)	.038*** (.001)	.041*** (.002)	.039*** (.001)	-.053*** (.003)
가구주 교육수준	.007* (.003)	.006* (.003)	.281*** (.018)	.362*** (.024)	.288*** (.014)	.357*** (.033)
종사상지위	.119*** (.003)	.014*** (.002)	.287*** (.016)	.337*** (.022)	.299*** (.012)	.089** (.031)
건강상태	.014*** (.003)	.005** (.002)	.262*** (.019)	.120*** (.027)	.178*** (.015)	-.035 (.033)
상수항	8.018*** (.024)	10.054 (.017)	3.286*** (.165)	4.684*** (.224)	5.624*** (.124)	6.833*** (.287)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.910	.952	.266	.229	.357	.247

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

마지막으로 빈곤여부와 경제활동여부에 따라 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향에 대한 이종차이분석 결과를 다음 <표 8>에 제시하였다. 코로나19의 영향이 비빈곤경제활동집단보다 빈곤경제활동집단, 비빈곤비경제활동집단, 빈곤비경제활동집단에 더 큰 영향을 미쳤을거라는 가정하에 비빈곤경제활동집단을 기준집단으로, 빈곤경제활동집단, 비빈곤비경제활동집단, 빈곤비경제활동집단을 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 비빈곤경제활동집단에 비해 빈곤경제활동집단의 근로소득(B=.457, p<.001) 및 가구균등화가처분소득(B=.145, p<.001)이 증가하였으나, 총부채(B=-.304, p<.10)는 한계적으로 유의미한 수준에서

감소하였다. 또한 비빈곤경제활동자집단은 근로소득(B=.545, p<.001)이 증가한 것으로 확인되었다. 마지막으로 빈곤비경제활동자집단은 근로소득(B=.616, p<.001)과 가구균등화 가처분소득(B=.153, p<.001)은 증가한 반면, 부동산자산(B=-.291, p<.05) 및 총부채(B=-.439, p<.010)는 감소한 것으로 나타났다. 즉, 코로나19가 비빈곤경제활동집단에 비해 빈곤비경제활동자의 근로소득과 가구균등화 가처분소득은 증가시킨 반면, 총부채는 감소시켰으며, 비빈곤비경제활동자집단의 근로소득을 증가시켰으며, 마지막으로 빈곤비경제활동자집단의 근로소득과 가구균등화 가처분소득은 증가시켜으나, 부동산자산과 총부채는 감소시킨 것을 의미한다. 한편, 비빈곤경제활동집단에 비해 빈곤경제활동집단의 경우 금융자산, 부동산자산, 총자산은 유의미한 증감이 없었으며, 비빈곤비경제활동자집단의 경우 가구균등화 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 총자산, 총부채에서 유의미한 증감이 발견되지 않았음, 빈곤비경제활동집단의 경우 금융자산, 총자산에서 유의미한 증감이 확인되지 않았다.

<표 8> 코로나19가 가구의 경제적 수준이 미치는 영향(빈곤여부 X 경제활동여부)

구분	모형1: 근로소득	모형2: 가구균등화 처분소득	모형3: 금융자산	모형4: 부동산자산	모형5: 총자산	모형6: 총부채
변수명	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)	B (SE)
코로나 확산 후(P)	2.326*** (.008)	.875*** (.002)	.176*** (.048)	.186** (.064)	.146*** (.034)	.306** (.106)
비교집단(빈곤경제활동O)	-.395*** (.010)	-.166*** (.006)	-1.362*** (.056)	-.785*** (.084)	-.815*** (.043)	-1.201*** (.097)
비교집단(비빈곤경제활동X)	-.519*** (.009)	-.045*** (.005)	-.196** (.057)	.052 (.079)	-.063 (.043)	-.071 (.122)
비교집단(빈곤경제활동X)	-.512*** (.007)	-.171*** (.004)	-2.013*** (.055)	-1.811*** (.078)	-1.651*** (.043)	-1.260** (.092)
빈곤경제활동O X P	.457*** (.018)	.145*** (.005)	-.020 (.098)	.071 (.148)	.040 (.078)	-.304† (.168)
비빈곤경제활동X X P	.545*** (.010)	.023 (.021)	-.095 (.100)	-.135 (.146)	-.076 (.078)	-.340 (.230)
빈곤경제활동X X P	.616*** (.007)	.153*** (.003)	.038 (.081)	-.291* (.124)	-.113 (.070)	-.439** (.130)
가구주 성별	-.027*** (.005)	-.008*** (.002)	-.321*** (.038)	-.945*** (.057)	-.553*** (.031)	-.068 (.066)
가구주 연령	-.005*** (.000)	.000† (.000)	.036*** (.001)	.041*** (.002)	.037*** (.001)	-.042*** (.003)
가구주 교육수준	.016*** (.003)	.007* (.003)	.298*** (.018)	.382*** (.024)	.305*** (.014)	.344*** (.033)
가구원 수	.040*** (.002)	-	.156*** (.015)	.425*** (.022)	.275*** (.012)	.643*** (.031)
건강상태	.013*** (.003)	.006** (.002)	.265*** (.019)	.110*** (.027)	.173*** (.015)	-.045 (.033)
상수항	8.257*** (.022)	10.096*** (.015)	3.746*** (.158)	4.270*** (.229)	5.680*** (.124)	4.440*** (.284)
시간(연도)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
지역(수도권구분)더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
사례 수	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948	19,948
R2	.914	.952	.255	.213	.340	.252

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

제5절 결론 및 제언

본 연구는 코로나19로 인해 실물경기의 하방압력이 지속적으로 커지고 있는 상황에서, 코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 살펴보는 것이 목적이다. 이를 위해 한국복지패널 13차-16차(2018년-2021년)자료를 활용하였으며, 가구의 경제적 수준을 살펴봄에 있어 전통적인 사회경제적 지표인 소득뿐만 아니라, 자산, 부채로 세분화하여 살펴보았다. 또한 선행연구를 통해 코로나19의 영향이 상대적으로 클 것으로 예상되는 집단을 비교집단으로 선정하여, 확장형의 이중차이분석을 통하여 실증적으로 살펴보았다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 코로나19가 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 집단의 근로소득 및 가처분소득을 증가시키는 것으로 나타났다. 일반적으로 경기가 악화되었을 때 취약계층의 소득이 더욱 감소하는 것을 고려한다면, 의외의 결과라 할 수 있다. 하지만, 상술한 결과는 실제로 통계청(2021)의 가계금융복지조사 결과와도 일치하며, 이러한 이유로는 선행연구들(이현주 외, 2020; 정규철 외, 2022)에서 밝히듯, 코로나19에 대응하는 정부의 적극적인 재정지원 정책의 일부 효과라 짐작할 수 있다. 하지만 코로나19는 단기간내에 해결되지 않는 문제이며, 현재 진행형인만큼 장기적인 관점에서 코로나19 대책을 재정비하여야 할 것이다. 한편, 2020년 정부의 코로나19 대응 정책의 일환으로 시행되었던 긴급재난지원금은 지급대상과 관련하여 보편과 선별의 논란이 발생하였다. 따라서 추후 시행될 코로나19 대응 정책은 국민들 간 갈등이 조장되지 않도록, 정책에 대한 포괄적인 논의와 사회적 합의가 이루어져야 될 것이다. 아울러 단기적이고 일시적인 지원금 위주 대책에만 의존할 것이 아니라 1998년 외환위기, 2008년 금융위기, 2019년 코로나19 위기를 거쳐 깨달은 교훈들을 발판삼아서 사회보장제도를 강화하는 방향으로 나아가야 할 것이다. 재난지원금의 효과에 관한 연구들에서도 앞으로의 코로나19 대책이 일시적인 현금지원에 의존하기보다는 사회보장제도를 개선하는 방향으로 나아갈 것을 강조하고 있다(노대명, 2020).

둘째, 코로나19가 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 집단의 부동산자산을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 이론적 배경에서 논의한 바와 같이, 경제위기 상황에서 취약계층은 부를 축적할 기회가 감소하나, 고소득 또는 자산의 보유량이 높은 집단은 부를 축적할 기회가 커진다는 주장과 일맥상통한다. 특히, 코로나19로 인한 경제 악화로 촉발된 적극적인 통화팽창 정책들은 시장에 막대한 유동성을 공급했고, 이는 자산가격의 상승에 영향을 주었다. 자산의 대부분을 고소득층이 보유하고 있다는 사실로 미루어보아, 자산불평등은 소득불평등보다 더욱 심화되었을 것으로 예상되며(정규철 외, 2022), 실제로 2021년 소득지니계수는 전년에 비해 감소하였으나, 순자산 지니계수는 증가하였다(통계청, 2021). 특히, 한국은 국가의 복지제도를 비롯한 생활보장수단의 기능적 등가물로서 주택자산이 그 역할을 대신하였기에(김도균, 2013; 홍경준·김사현, 2018), 자산불평등의 심화는 소득불평등의 심화보다 충격이 더 클 수 있다. 따라서 자산불평등을 완화할 수 있도록 다양한 정책들이 시행될 필요가 있으며, 취약계층을 중심으로 하는 자산형성지원제도의 확대를 고민해볼 수 있다. 최근 정치권에서 이슈의 중심이 되는 청년층에 초점을 맞춰 청년내일저축계좌, 청년희망적금 등의 자산형성지원제도가 시행 중이며, 청년도약계좌도 곧 시행될 계획이다. 청년층은 생산가능인구의 주축이 되는 집단이므로, 청년층에 대한 지원정책이 필요함은 자명한 사실이다. 하지만 자산형성지원정책의 방향이 포괄성과 적절성을 담보해야 됨을 고려하였을 때(한창근, 2017), 특정 취약계층에 집중하는 것이 아니라, 여성, 노인 등 다양한 취약계층을 포용하는 자산형성지원정책이 시행되어야 할 것이다.

셋째, 코로나19가 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 집단의 총부채를 감소시키는 것으로 나타

났다. 코로나19로 인해 실물경기가 악화됨에 따라 금리의 하방 압력으로 인한 저금리 기조가 지속되어, 가구의 평균 부채가 증가하였다. 통계청(2021)의 가계금융복지조사결과에 따르면 코로나19 이후 전체 가구의 평균 부채는 전년 대비 6.6% 증가하였는데, 소득계층별로 살펴보면, 소득 4분위에서 전년 대비 9.7% 증가하여 증가폭이 가장 큰 반면, 소득 1분위에서는 0.1%로 증가폭이 가장 적은 것으로 나타났다. 부채는 고유의 특성으로 인해 증감의 크기가 가구에 긍정적 또는 부정적인 영향을 미치는 지에 대해 선불리 판단할 수 없다. 과도한 부채는 가구에 부정적인 영향을 미치지만, 관리가 가능한 수준의 부채는 가구 예산의 제약을 해소시켜주는 긍정적인 역할을 수행하기 때문이다(박정민·박호준·오욱찬, 2017). 따라서 코로나19의 영향이 상대적으로 클 것으로 예상되는 집단들의 총부채가 감소한 것으로 나타난 본 연구결과를 단순히 긍정적으로 해석하는 것은 제한이 있으므로, 추후 연구들을 통해 이러한 결과에 대해 풍부한 논의가 이루어져야 할 것이다.

한편, 코로나19가 가구의 경제적 상황에 미친 영향을 살펴본 선행연구들은 주로 소득, 빈곤, 노동시장 상황을 중심으로 수행되었다. 하지만 본 연구는 전통적인 사회경제적 지표인 소득뿐만 아니라, 최근 중요성이 더욱 강조되고 있는 자산과 부채를 함께 살펴보았다는 점에서 나름대로 의미가 있다.

본 연구는 다양한 의의가 있음에도 불구하고 한계가 있다. 연구방법에서 기술한 것과 같이 이중차이분석의 결과를 신뢰하기 위해서는 동일추세가정이 성립해야 된다. 주지하다시피, 동일추세가정을 확인하기 위해서는 프로그램(처리) 시행 전후로 결과변수를 각각 최소 2번 이상 측정된 자료가 있어야 하나, 본 연구에서 활용한 한국복지패널자료는 코로나19 발생 이후 가구의 경제적 수준을 측정한 자료가 1개년까지만 제공되고 있어, 동일추세가정을 확인하지 못하였다. 따라서 후속연구에서는 자료를 보완하여 기준집단과 비교집단의 초기조건에 동질성을 확보한다면 타당성이 높은 연구가 될 것이라 기대한다. 또한 코로나 위기 이후의 경제적 상황을 제대로 반영하기 위해서는 코로나 이후 조사시기가 더 많이 추가되어 분석되어야 할 것이다. 따라서 2-3년 이후 한국복지패널 데이터가 구축된 이후에 이러한 경제적 상황의 변화를 분석하는 추후 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- 고영근·안태현 (2021). 코로나경제위기와 여성고용, 노동경제논집, 45(1), 33-87.
- 관계부처합동. (2022). 새정부 경제정책방향. 세종: 기획재정부.
- 구자현·정대회·김정욱·한성민·김지연·조가람·윤여창·김경배·김홍규·이왕휘·조정근. (2021). 코로나19에 따른 경제사회 변화 연구. 세종: 한국개발연구원.
- 김낙년. (2017). 한국에서의 부와 상속, 1970-2014. 경제사학, 41(2), 127-160.
- 김도균. (2013). 한국의 자산기반 생활보장체계의 형성과 변형에 관한 연구: 개발국가의 저축동원과 조세정치를 중심으로. 서울대학교 박사학위논문.
- 김동환·임형석. (2020). 코로나사태 이후 경제패러다임 변화와 향후과제. KIF금융분석리포트, 16, 1-97.
- 김영일. (2020). 가계부문 유동성 위험 점검과 정책적 시사점. KDI정책포럼, 279, 1-8.
- 김을식·김재신. (2020). 코로나19 고용 충격, 위기 대응과 뉴 노멀의 모색. 이슈&진단, 422, 1-26.
- 김태완, 이주미. 2020. “코로나 시대의 소득불균형 심화와 정책적 대응”. 보건복지포럼, 290: 20-33.
- 남재현·이래혁. (2020). 코로나19의 영향은 모두에게 동등한가? : 종사자 지위별 소득과 빈곤에 미친 영향을 중심으로. 한국사회복지학, 72(4), 215-241.
- 노대명. (2020). 재난기본소득 논의를 통해 본 한국 소득보장제도의 문제점과 향후 과제. 보건복지포럼, 281, 64-84.
- 민인식·최필선. (2019). 패널데이터분석 Version15 2판. 파주: 지필미디어
- 민인식·최필선. (2021). STATA 고급통계분석 Version16-17 Advanced Statistical Analysis. 파주: 지필미디어
- 박정민·박호준·오욱찬. (2017). 가계부채가 부부폭력의 위험에 미치는 영향. 사회복지연구, 48(2), 33-57.
- 박호준·박정민. (2021). 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향: 한국복지패널 3차-15차 자료를 활용한 종단분석. 사회복지연구, 52(3), 5-22.
- 손병돈·문혜진. (2021). 코로나19로 인한 경제적 어려움은 누구에게 집중되었는가?. 한국사회복지학, 73(3), 9-31.
- 이석민. (2018). R과 STATA를 활용한 평가방법론. 파주: 법문사.
- 이승호. (2020). 코로나19확산과 가구의 소득, 지출변화. 한국노동연구원, 189, 7-20.
- 이용관. (2021). 코로나19가 임금근로자의 노동조건에 미친 영향 : 고용형태별 차이를 중심으로. 노동경제논집, 44(2), 71-90.
- 이현주·김문길·정은희·전지현. (2020). 가구소득에 대한 코로나바이러스감염증-19의 영향과 정책과제. 세종: 한국보건사회연구원.

- 장민. (2022). 우리 경제의 스태그플레이션 진입가능성과 정책적 시사점. 주간 금융브리프, 31(11), 3-10.
- 전기택. (2020). 코로나19 확산과 여성고용. 이슈브리프, 72, 70-77.
- 정규철·구자현·장영욱·윤상하·성재민·박양신·김종기·경희권·정은미·이재윤·이상원·구경현·이주관·김계환·김바우·전병목·김우현·김봄이·전재식·최병삼·오윤환·황세진·박소현·시새롬. (2022). 더 나은 대한민국 (The Better Korea): 코로나19 극복을 위한 포용적 회복 전략 경제회복 분과. 세종: 경제·인문사회연구회.
- 질병관리청. (2022). 코로나바이러스감염증-19. <http://ncov.mohw.go.kr/>에서 2022. 08. 14. 인출.
- 통계청. (2020). 2020년 4월 고용동향. 대전: 통계청.
- 통계청. (2020). 2020년 연간 지출 가계동향조사 결과. 대전: 통계청.
- 통계청. (2021). 2021년 가계금융복지조사 결과. 대전: 통계청.
- 한국개발연구원. (2022). KDI 경제동향(2022년 8월). 세종: 한국개발연구원.
- 한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소. (2022). 한국복지패널 사용자 지침서 2022. 세종: 한국보건사회연구원.
- 한창근. (2017). 한국사회복지정책의 평가와 미래. 한국사회복지학, 69(4), 9-33.
- 홍경준·김사현. (2017). 노동대중의 균열: 위험지위와 복지태도를 중심으로. 사회복지정책, 45(2), 67-94.
- 황선웅. (2020). 코로나 19 충격의 고용형태별 차별적 영향. 산업노동연구, 26(3), 5-34.
- 황진영·이선호. (2015). 가계부채의 소비와 소득에 대한 영향. 재정정책논집, 17(2), 127-153.
- Alon, T., Coskun, S., Doepke, M., Koll, D., and Tertilt, M. (2022). From mancession to shecession: Women's employment in regular and pandemic recessions. NBER Macroeconomics Annual, 36(1), 83-151.
- Barua, S. (2021). Understanding Coronanomics: The economic implications of the coronavirus(COVID-19) pandemic. Journal of Developing Areas, 55(3), 435-450.
- Cortes, G. M., and Forsythe, E. (2022). Heterogeneous labor market impacts of the COVID-19 pandemic. ILR Review, February 2022, 1-26.
- Dew, J. (2007). Two sides of the same coin? The differing roles of assts and consumer debt in marriage. Journal of Family and Economic Issues, 28(1), 89-104.
- Forsythe, E., Kahn, L. B., Lange, F., and Wiczer, D. 2020. Labor demand in the time of COVID-19: Evidence from vacancy postings and UI claims. Journal of Public Economics. 189, 1-7.
- Furceri, D., Loungani, P., Ostry, J., and Pizzuto, P. (2020). Will Covid-19 affect inequality? Evidence from past pandemics, Covid Economics, 12, 138-157.
- Hoynes, H., Miller, D., and Schaller, J. (2012). Who suffers during recessions?. Journal of Economic Perspectives, 26(3), 27-48.
- IMF. (2022a). Republic of Korea. <https://www.imf.org/>에서 2022. 08. 14. 인출.

IMF. (2022b). World economic outlook update: Gloomy and more uncertain. Washington D.C: IMF

MBN. (2022). 백경란 “코로나19 퇴치 불가능...독감화도 몇 년 걸려”. MBN. 2022년 8월 4일.

Mutter, J. (2015). The disaster profiteers: How natural disasters make the rich richer and the poor even poorer. Toronto: Macmillan.

Piketty, T. (2013). 21세기 자본. 장경덕 역. 파주: 글항아리.

Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., and Rauh, C. (2020). Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys, *Journal of Public Economics*, 189, 1-33.

Chetty, R., Friedman, J., Hendren, N., and Stepner, M. (2020). How did COVID-19 and stabilization policies affect spending and employment? A new real-time economic tracker based on private sector data, NBER Working Paper, 27431, 1-109.

<부록 표 1> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(성별) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	남성	2895.71(3320.54)	2948.04(4280.73)	2956.79(3157.67)	2909.84(3349.95)
	여성	618.91(91122.34)	626.12(1169.71)	642.25(1256.24)	592.76(1225.43)
	t	35.464***	28.948***	36.692***	35.249***
가구균등화 가처분소득	남성	2829.29(1976.74)	2934.53(2556.72)	3020.51(2077.42)	3088.35(2325.33)
	여성	1581.50(1118.57)	1605.80(1159.38)	1678.15(1175.01)	1743.94(1166.94)
	t	28.459	25.173	29.137	27.172
금융자산	남성	6657.20(12309.38)	6779.83(11619.42)	7361.89(13168.82)	8066.90(13487.01)
	여성	2118.23(4450.05)	2316.90(4945.73)	2363.63(5005.59)	2488.90(5096.90)
	t	18.836***	18.918***	19.191***	20.937***
부동산자산	남성	30544.06(47594.12)	33333.96(50528.43)	37340.72(63413.11)	41629.76(60205.27)
	여성	11432.13(20582.40)	11873.73(26754.75)	12876.71(30016.52)	14284.25(29895.38)
	t	19.699***	19.609***	18.459***	21.418***
총자산	남성	38708.27(53273.77)	41679.84(56029.41)	46259.33(68481.84)	51406.98(67051.10)
	여성	13772.72(22873.55)	14393.21(29024.94)	15422.42(31935.96)	17005.66(32171.37)
	t	23.003***	22.652***	21.639***	24.450***
총부채	남성	4622.26(11379.71)	5137.60(11156.08)	5790.04(13807.71)	6115.76(14702.75)
	여성	1430.30(5902.29)	1466.56(6360.46)	1670.42(7223.82)	1665.81(6501.27)
	t	13.041***	14.794***	13.832***	14.761***

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

<부록 표 2> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(연령층) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	청년	3956.79(2028.13)	4081.26(2164.00)	4231.30(2153.71)	4148.12(2117.03)
	중년	3694.74(3583.34)	3890.06(4857.90)	4058.14(3254.57)	4125.99(3413.74)
	노년	480.61(1011.95)	500.86(1247.91)	508.47(1049.60)	505.09(1380.52)
	F	1085.851*** (c<a, b)	679.628*** (c<a, b)	1555.574*** (c<a, b)	1388.463*** (c<a, b)
가구균등화 가처분소득	청년	3243.07(1597.44)	3319.54(1713.79)	3488.70(1473.90)	3569.56(1430.56)
	중년	3156.30(2131.84)	3335.38(2888.61)	3515.52(2074.99)	3629.50(1949.76)
	노년	1625.01(1138.30)	1678.64(1275.30)	1737.08(1409.75)	1829.37(1905.88)
	F	545.595*** (c<a, b)	383.396*** (c<a, b)	668.379*** (c<a, b)	546.761*** (c<a, b)
금융자산	청년	4021.02(5485.00)	4284.63(5908.65)	3963.00(4835.07)	5275.17(7174.10)
	중년	6909.33(13397.29)	7089.54(12285.23)	7732.69(13151.15)	8263.19(12778.59)
	노년	3758.14(7942.90)	3901.84(8178.45)	4254.08(10015.77)	4717.15(10834.93)
	F	54.262*** (a, c<b)	60.352*** (a, c<b)	59.173*** (a, c<b)	55.232*** (a, c<b)
부동산자산	청년	16387.75(25105.63)	18338.41(22275.31)	20586.49(24829.76)	24199.89(30391.52)
	중년	27422.95(42517.15)	29970.24(45168.84)	33053.57(49651.77)	38779.44(56241.75)
	노년	22269.26(42254.38)	23684.27(46758.12)	26612.85(61355.79)	28198.72(52441.43)
	F	16.710*** (a<c<b)	16.782*** (a, c<b)	11.406*** (a, c<b)	25.817*** (a, c<b)
총자산	청년	21589.39(27125.41)	24140.23(25500.12)	25848.16(26626.72)	30898.79(35319.06)
	중년	36011.83(49560.42)	38748.35(52166.33)	42492.17(55660.84)	49000.65(63044.22)
	노년	26558.70(46199.59)	28150.33(50428.27)	31456.37(65435.42)	33560.16(58171.45)
	F	31.327*** (a, c<b)	30.915*** (a, c<b)	23.641*** (a, c<b)	41.770*** (a, c<b)
총부채	청년	5069.47(7697.38)	7305.91(12130.00)	4803.38(7515.60)	9079.85(12181.93)
	중년	5481.48(12995.34)	6027.57(12007.52)	5654.80(12990.79)	7971.11(17248.49)
	노년	1629.34(6439.53)	1680.27(6746.80)	1783.71(6767.34)	1772.68(6952.42)
	F	93.888*** (c<a, b)	141.014*** (c<b<a)	92.729*** (c<a, b)	165.309*** (c<a, b)

주1) : 청년층은 19세-39세, 중년층은 40세-64세, 노년층은 65세 이상임.

주2) : *p<.05, **p<.01, ***p<.001

<부록 표 3> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(빈곤여부) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	비빈곤	3375.06(3275.24)	3487.99(4336.64)	3568.16(3096.78)	3582.21(3235.81)
	빈곤	259.45(511.49)	255.46(574.31)	262.90(503.40)	197.69(881.64)
	t	50.746***	39.674***	55.947***	52.913***
가구균등화 가처분소득	비빈곤	3325.50(1846.27)	3471.78(2506.30)	3616.79(1888.01)	3731.57(2174.20)
	빈곤	1047.45(396.90)	1075.98(412.99)	1137.38(609.89)	1189.89(598.31)
	t	64.843***	50.549***	65.637***	59.087***
금융자산	비빈곤	7186.43(12557.33)	7488.40(12029.79)	8201.33(13694.38)	8873.98(13781.63)
	빈곤	2017.06(5079.35)	2062.72(4773.93)	2182.54(5155.37)	2579.40(6406.62)
	t	20.096***	22.004***	21.503***	21.396***
부동산자산	비빈곤	31938.96(48238.73)	35178.82(53333.08)	40023.56(67307.80)	44525.30(61734.74)
	빈곤	12209.18(24008.63)	12826.06(23906.25)	13882.58(27107.94)	16089.73(33760.01)
	t	19.053***	19.959***	18.788***	20.730***
총자산	비빈곤	40743.40(53863.69)	44354.02(58729.48)	49947.61(72200.80)	55302.52(68521.50)
	빈곤	14475.94(26606.37)	15146.96(26391.01)	16283.49(29454.30)	18952.45(36741.31)
	t	22.763***	23.670***	22.504***	24.004***
총부채	비빈곤	5330.28(12213.64)	5956.15(12023.29)	6876.78(14827.11)	7306.86(15681.85)
	빈곤	874.38(3766.83)	929.43(4345.12)	997.14(5343.95)	1035.68(5232.85)
	t	18.568***	20.718***	19.531***	19.804***

주1) : 가구균등화된 경상소득을 기준으로 60% 미만이면 빈곤가구, 그렇지 않으면 비빈곤가구로 구분하였음.

주2) : *p<.05, **p<.01, ***p<.001

<부록 표 4> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(빈곤여부 X 성별) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	비빈곤남성	3836.20(3417.60)	3954.90(4646.34)	3998.87(3169.24)	4030.33(3324.19)
	빈곤남성	357.36(656.96)	353.73(759.22)	367.80(623.53)	259.72(1279.75)
	비빈곤여성	1489.87(1553.96)	1556.71(1636.16)	1692.04(1814.20)	1628.68(1805.21)
	빈곤여성	185.68(348.05)	179.79(356.58)	182.31(367.02)	148.68(304.47)
	F	802.660*** (b, d<c<a)	483.355*** (b, d<c<a)	1020.904*** (b, d<c<a)	960.390*** (b, d<c<a)
가구균등화 가처분소득	비빈곤남성	3469.63(1938.90)	3631.61(2693.19)	3760.12(1968.38)	3870.38(2316.86)
	빈곤남성	1101.02(462.44)	1138.42(462.33)	1182.99(822.44)	1238.74(795.81)
	비빈곤여성	2736.27(1243.54)	2810.68(1313.05)	2992.44(1318.74)	3126.40(1219.79)
	빈곤여성	1007.09(333.84)	1027.91(363.51)	1102.34(368.32)	1151.30(370.64)
	F	1070.293*** (b, d<c<a)	661.751*** (b, d<c<a)	1209.362*** (b, d<c<a)	984.227*** (b, d<c<a)
금융자산	비빈곤남성	7995.55(13575.28)	8219.61(12890.29)	8962.32(14648.38)	9791.37(14730.92)
	빈곤남성	3045.02(6729.71)	3070.04(5976.82)	3385.75(7006.37)	3988.28(8679.15)
	비빈곤여성	3878.66(5951.99)	4463.90(6691.57)	4886.53(7510.15)	4874.65(7240.61)
	빈곤여성	1242.56(3121.70)	1287.14(3386.95)	1258.30(2709.99)	1466.16(3344.42)
	F	136.571*** (d<b, c<a)	158.276*** (d<b<c<a)	154.013*** (d<b<c<a)	170.302*** (b<b, c<a)
부동산자산	비빈곤남성	35205.48(51517.23)	38748.76(55316.57)	43933.55(71123.36)	48987.88(64782.18)
	빈곤남성	17962.99(31629.57)	19382.02(31284.50)	20961.33(32712.29)	24226.72(42933.24)
	비빈곤여성	18585.16(27747.38)	20412.50(41056.42)	22991.94(43329.34)	25070.81(40853.49)
	빈곤여성	7874.06(14620.42)	7778.31(14139.29)	8445.03(20245.29)	9660.17(22162.15)
	F	137.281*** (d<b, c<a)	149.189*** (d<b, c<a)	129.654*** (d<b, c<a)	175.079*** (d<b, c<a)
총자산	비빈곤남성	45083.13(57350.33)	48935.81(60922.48)	54895.23(76149.84)	60988.54(71831.91)
	빈곤남성	21502.67(34887.48)	22983.93(34373.71)	24804.07(35936.20)	28745.21(46879.98)
	비빈곤여성	23002.22(30440.34)	25402.44(43836.94)	28396.12(45771.36)	30514.54(43804.54)
	빈곤여성	9181.75(16113.73)	9112.90(15489.53)	9738.39(21073.23)	11214.56(23356.11)
	F	194.581*** (d<b, c<a)	207.210*** (d<b, c<a)	184.712*** (d<b, c<a)	233.249*** (d<b, c<a)
총부채	비빈곤남성	5895.21(12796.01)	6587.70(12282.04)	7531.36(15570.44)	8035.15(16537.46)
	빈곤남성	1186.61(4579.35)	1401.23(6095.16)	1463.87(5986.68)	1576.13(7169.38)
	비빈곤여성	3020.81(9119.29)	3343.86(10501.37)	4025.49(10567.63)	4131.89(10659.28)
	빈곤여성	639.14(2994.04)	566.16(2128.02)	638.63(4763.67)	608.63(2831.66)
	F	99.934*** (b, d<c<a)	131.111*** (b, d<c<a)	116.951*** (b, d<c<a)	123.730*** (b, d<c<a)

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

<부록 표 5> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(빈곤여부 X 1인가구여부) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	비빈곤다인가구	3656.25(3422.37)	3787.79(4614.88)	3844.64(3185.89)	3905.27(3350.16)
	빈곤다인가구	394.56(673.31)	393.71(786.42)	418.69(670.15)	299.70(1347.56)
	비빈곤1인가구	2035.10(1966.94)	2068.40(2141.48)	2223.39(2167.35)	2064.77(2037.22)
	빈곤1인가구	150.73(284.77)	154.69(309.37)	154.55(298.23)	129.50(268.79)
	F	688.499*** (b, d<c<a)	429.002*** (b, d<c<a)	898.157*** (b, d<c<a)	865.678*** (b, d<c<a)
가구균등화가 처분소득	비빈곤다인가구	3418.41(1903.47)	3563.95(2559.38)	3713.94(1942.70)	3852.84(2275.98)
	빈곤다인가구	1142.10(382.96)	1172.19(456.76)	1232.61(839.62)	1279.94(835.23)
	비빈곤1인가구	2882.76(1467.65)	3035.32(2188.01)	3144.27(1510.48)	3161.92(1487.03)
	빈곤1인가구	971.29(391.66)	1005.86(362.33)	1071.15(360.67)	1129.70(349.64)
	F	1038.580*** (b, d<c<a)	638.825*** (b, d<c<a)	1179.064*** (b, d<c<a)	977.699*** (b, d<c<a)
금융자산	비빈곤다인가구	7834.02(13283.29)	8048.16(12468.98)	8847.67(14391.81)	9635.62(14452.93)
	빈곤다인가구	2995.35(6593.06)	3066.38(5947.05)	3474.89(7065.49)	4077.90(8541.83)
	비빈곤1인가구	4100.52(7544.70)	4837.85(9243.84)	5057.61(8975.13)	5296.48(9251.69)
	빈곤1인가구	1229.93(3196.66)	1331.20(3517.81)	1283.83(2898.38)	1577.73(4152.38)
	F	129.337*** (d<b, c<a)	149.562*** (d<b<c<a)	149.991*** (d<b<c<a)	161.927*** (d<b, c<a)
부동산 자산	비빈곤다인가구	35322.04(50934.69)	38692.82(54780.79)	43912.86(70367.30)	48910.35(64438.74)
	빈곤다인가구	17794.35(31223.35)	19995.94(31567.27)	21680.17(33252.51)	26008.82(44305.17)
	비빈곤1인가구	15818.03(27211.62)	18539.37(42092.14)	21106.33(45334.83)	23928.03(41209.39)
	빈곤1인가구	7715.37(14527.25)	7600.26(14053.31)	8460.05(20145.67)	9459.32(21925.57)
	F	144.753*** (d<b, c<a)	154.274*** (d<b, c<a)	133.194*** (d<b, c<a)	180.714*** (d<b, c<a)
총자산	비빈곤다인가구	45022.70(56694.75)	48663.07(60270.59)	54737.40(75341.92)	60739.67(71338.54)
	빈곤다인가구	21269.97(34460.78)	23613.14(34583.72)	25622.55(36463.75)	30659.37(48286.66)
	비빈곤1인가구	20351.82(30151.64)	23949.92(45617.81)	26650.51(48064.04)	29763.40(45370.00)
	빈곤1인가구	9009.49(15987.67)	8976.33(15578.31)	9789.00(21074.35)	11126.96(23281.65)
	F	200.371*** (d<b, c<a)	209.481*** (d<b, c<a)	187.506*** (d<b, c<a)	236.758*** (d<b, c<a)
총부채	비빈곤다인가구	5963.61(12729.24)	6656.07(12311.27)	7559.79(15525.03)	8133.51(16600.44)
	빈곤다인가구	1363.94(4979.41)	1581.68(6266.17)	1559.07(6015.80)	1690.59(7153.24)
	비빈곤1인가구	2312.37(8777.68)	2641.90(9913.63)	3554.66(10186.31)	3423.94(9411.86)
	빈곤1인가구	480.48(2306.93)	454.03(1872.50)	606.37(4785.63)	597.90(3321.33)
	F	107.671*** (d<b, c<a)	139.978*** (d<b, c<a)	120.242*** (b, d<c<a)	130.098*** (b, d<c<a)

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

<부록 표 6> 분석대상 가구의 경제적 수준의 변화(빈곤여부 X 경제활동여부) (n=4,985)

구분		2018년	2019년	2020년	2021년
		M(SD)	M(SD)	M(SD)	M(SD)
근로소득	비빈곤경황	4014.05(3242.48)	4130.50(4479.08)	4252.56(2970.89)	4331.12(3122.83)
	빈곤경황	606.58(661.84)	621.15(794.59)	660.11(636.97)	514.83(1479.98)
	비빈곤비경황	372.89(894.48)	408.80(1154.86)	367.47(852.70)	355.38(858.41)
	빈곤비경황	55.22(213.09)	51.72(214.67)	46.83(195.44)	46.52(184.11)
	F	1103.998*** (d<b, c<a)	625.203*** (d<b, c<a)	1534.585*** (d<c<b<a)	1439.820*** (d<b, c<a)
가구균등화 가처분소득	비빈곤경황	3475.04(1934.28)	3623.47(2682.48)	3768.47(1939.01)	3938.91(1906.79)
	빈곤경황	1157.36(375.15)	1175.69(482.60)	1242.96(852.62)	1292.02(900.98)
	비빈곤비경황	2622.92(1117.92)	2744.79(1125.21)	2907.45(1430.25)	2838.21(2908.56)
	빈곤비경황	982.79(395.26)	1020.43(356.84)	1079.95(412.18)	1141.21(367.04)
	F	1089.184*** (b, d<c<a)	664.130*** (b, d<c<a)	1225.876*** (b, d<c<a)	1041.155*** (b, d<c<a)
금융자산	비빈곤경황	7107.85(12670.65)	7443.92(11985.20)	8212.16(13350.97)	8888.40(13435.98)
	빈곤경황	2299.98(4939.78)	2367.85(5252.98)	2603.94(5588.56)	2727.28(5087.84)
	비빈곤비경황	7555.62(12015.62)	7701.57(12251.15)	8150.71(15212.20)	8811.88(15194.87)
	빈곤비경황	1850.61(5154.34)	1892.73(4477.96)	1953.33(4890.57)	2508.91(6948.19)
	F	104.128*** (b, d<a, c)	127.469*** (b, d<a, c)	125.249*** (b, d<a, c)	129.998*** (b, d<a, c)
부동산자산	비빈곤경황	30827.93(47334.47)	33918.74(51983.45)	39165.73(67509.26)	43323.64(58531.99)
	빈곤경황	16803.53(32683.14)	18075.69(31256.14)	17630.86(29036.39)	22887.79(45431.20)
	비빈곤비경황	37158.87(52009.87)	41217.63(59061.02)	44035.33(66276.77)	49702.91(73806.39)
	빈곤비경황	9506.21(16369.41)	9901.33(17951.66)	11843.71(25781.85)	12849.27(25840.22)
	F	106.436*** (d<b<a<c)	116.820*** (d<b<a<c)	99.158*** (b, d<a, c)	134.148*** (d<b<a, c)
총자산	비빈곤경황	39713.62(52976.53)	43243.07(57713.45)	49307.96(72364.79)	54390.15(65419.25)
	빈곤경황	19646.16(35467.06)	21021.59(34175.44)	20744.45(31972.96)	26334.28(48036.94)
	비빈곤비경황	45581.56(57658.25)	49678.19(63163.33)	52939.05(71424.44)	59233.66(80485.95)
	빈곤비경황	11434.17(18974.73)	11874.01(20112.83)	13856.96(27701.10)	15433.72(29262.95)
	F	146.805*** (d<b<a, c)	159.140*** (d<b<a<c)	141.023*** (b, d<a, c)	174.921*** (d<b<a, c)
총부채	비빈곤경황	5526.51(12276.79)	6265.16(11927.46)	7316.36(15368.01)	7854.80(16127.35)
	빈곤경황	938.14(2690.73)	1027.76(3691.10)	1121.19(4400.01)	1331.26(5608.66)
	비빈곤비경황	4408.37(11880.73)	4475.23(12377.78)	4821.01(11774.55)	4945.94(13355.10)
	빈곤비경황	836.87(4275.78)	874.64(4670.36)	929.67(5793.57)	894.78(5039.75)
	F	86.924*** (b, d<a, c)	116.199*** (b, d<a, c)	108.944*** (b, d<c<a)	115.901*** (b, d<c<a)

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

COVID-19 유행이 소득수준에 따른 의료이용 불평등에 미친 영향

The Effect of the COVID-19 on inequality in medical use by income level

김태현(한양대학교 건강과사회연구소)
신영전(한양대학교 의과대학/보건대학원)

COVID-19 유행 이후 소득불평등이 심화되고, 공공병원이 감염병 전담체제로 전환되면서 저소득층의 의료이용이 더욱 어려워졌다. 그럼에도 기존 연구에서는 COVID-19 유행 이후 소득감소나 정신건강 등의 단일 경로, 경기침체나 고용불안정과 같은 거시적 주제들에 주목하고 있어 COVID-19 유행 이후 건강과 의료이용 변화를 함께 다룬 연구는 부족하였다. 이 연구는 COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등을 분석함으로써 소득계층별 의료이용 불평등을 개선하는 정책에 기초자료를 제공하고자 한다. 조사 자료는 15-16차(2019-2020년) 한국복지패널 자료로 COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 불평등을 이중차이분석, 집중지수, Le Grand지수분석 방법을 활용하였다. 분석결과, 저소득층에 비해 중고소득층의 외래·입원진료횟수, 보건의료비 지출이 COVID-19 유행 이후 높아 소득수준이 의료이용에 영향을 미친 것으로 나타났다. COVID-19 유행 전후 모두 나쁜 주관적 건강상태, 장애, 만성질환이 저소득층에 집중된 것으로 나타났으며, 저소득층에 집중되었던 외래 및 입원이용이 건강상태를 반영할 경우 고소득층에 유리한 불평등으로 나타났다. 보건의료비 지출은 건강상태를 반영하기 전과 후 모두 고소득층에 유리한 의료이용이 이뤄지고 있는 것으로 나타났다. COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등이 심화되었다는 결과를 통해 COVID-19 유행과 같은 시기에는 저소득층의 필요에 의한 의료이용이 제한되지 않도록 의료안전망 역할을 할 수 있는 추가 정책이 필요함을 확인하였다.

Keyword: COVID-19, 저소득층, 의료이용 불평등, 이중차이분석, 집중지수, Le Grand지수

제1절 서론

COVID-19 유행 이후 전 세계적인 경기침체로 대부분의 소득수준에서 소득감소를 경험했음에도 불구하고 저소득층의 소득 감소가 가장 크게 나타나 소득불평등은 COVID-19 유행 이전보다 더 커진 것으로 나타났다(경향신문, 2020). 저소득일수록 소득 감소가 더 크게 나타난 이유는 이들이 주로 사회적 거리두기와 봉쇄 정책에 의한 영향이 큰 서비스직이나 현장직 등의 직종에 종사하면서 고용 자체가 줄기도 하고, 이로 인한 소득 감소 경험이 많았기 때문이다(김지연, 2021). 구체적으로 근로 계약이 정규직에서 계약직, 무기한 비정규직으로 놓이는 등 불안정한 상태로 전환되는 경우가 발생하거나 대면 교육이 활성화 되고 사업이 일체 위축됨에 따라 채용 자체가 줄어들고, 건별 업무를 처리하는 프리랜서와 자영업자의 근로시간과 수입이 줄어드는 경우가 빈번했다(경향신문, 2022). 노동 시장 지위에 따른 소득감소 외에도 성별, 연

령, 장애, 민족과 같은 사회경제적 지위에 따라라도 소득과 노동의 불안정 위기에 처해있는 경우가 COVID-19 유행 이후 확대되고 있는 것으로 나타났다(최혜지·원영희·남기철, 2021). COVID-19 유행과 소득의 감소는 비필수 의료행위 감소뿐 아니라 필수 의료행위에도 영향을 미쳤다. 보건소와 공공병원이 COVID-19 진료로 일반 진료가 사실상 마비되면서 평소 공공병원을 이용하던 의료급여수급자 또는 저소득층은 상급병원이나 민간병원 이용으로 전환해야 했고, 이 과정에서 많은 저소득층이 비용부담으로 인해 필수 의료이용을 줄이거나 포기하는 경우들이 속출했다(한겨레, 2022). 특히 이러한 현상은 COVID-19 유행 이후 가구 소득이 감소한 집단에서 높은 것으로 나타났다(박은자·송은솔·최슬기, 2021). 즉, COVID-19 유행 상황에서 소득이 낮은 계층은 경제적 요인에 의한 의료이용 접근의 어려움, 단절을 가장 많이 겪고 있었다. COVID-19 유행 이후의 사회경제적 지위에 따른 의료이용 차이는 의료이용이 단순히 상병, 중증도 등과 같은 건강상태만으로 이루어지는 것이 아니라 개인이 받고 있는 의료보장형태나 사회경제적 상태에 영향을 받고 있으며, 사회경제적 상태가 낮은 집단에서 재난에 더 취약하다는 것을 확인할 수 있었다.

의료이용에 영향을 미치는 요인들에 관한 국내외 연구에서도 소득수준이 낮은 사람일수록 경제적인 어려움으로 인한 스트레스와 삶의 질이 낮으며, 민간의료보험 가입이 낮고, 미충족의료 경험이 높아 소득수준에 따른 의료이용이 불평등하게 이루어지고 있는 문제를 제기하고 있었다(김진구, 2012; 이용재, 2018; Lee, Jang, Choi, Jang and Park, 2020; Halliday and Akee, 2020). 다만 기존 연구들은 주로 COVID-19 유행 이전을 기준으로 소득수준에 따른 의료이용 불평등을 다루거나 COVID-19 유행 이후 기간을 다루더라도 소득감소나 정신건강 등의 단일 경로, 경기침체나 고용불안정과 같은 거시적 주제들을 위주로 다루고 있어 COVID-19 유행 이후의 소득수준에 따른 건강과 의료이용 변화를 함께 다룬 연구는 부족한 것으로 나타났다.

이 연구의 목적은 COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료접근성의 차이를 규명하기 위해 분석대상 집단을 균등화 개인소득을 기준으로 의료이용 횟수(외래, 입원), 총 의료비를 이용한 의료이용 격차를 파악하는 것이다. 구체적으로 첫째, COVID-19 유행 전후 분석대상자의 의료이용 양상에 차이가 있는지 확인한다. 둘째, COVID-19 유행 이후 의료이용 변화에 어떤 요인이 영향을 미쳤는지 확인한다. 셋째, COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등 격차가 심화되었는지 확인한다. 이를 통해 COVID-19 유행 이후 한국의 의료이용 보장수준을 파악하고, 소득이 의료이용에 미치는 영향과 경로를 이해함으로써 필요에 의한 의료이용이 이뤄지도록 하는 의료보장 개선 정책에 기초자료를 제공하고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. 소득과 의료이용의 관계

소득수준에 따라 같은 건강상태라도 의료이용에 차이가 난다고 보는 관점은 애덤스(Adams)의 형평성 이론(equity theory)에 기초하고 있다. 이 이론은 공정성 이론으로 불리기도 하며, 이익이나 성과물을 어떻게 형평하게 나누는지에 대한 분배와 배분에 집중하고 있다(Adams, 1965). 보건의료분야에서 주로 사용되고 있는 형평성은 의료서비스 이용에 초점을 맞추고 있고, 대부분 동등한 의료필요에 따른 동일한 치료를 기준으로 보고 있다(채수미·김창엽·고수현, 2007). 다수의 실증적 연구에서 이러한 수평적 형평성

(horizontal equality)에 초점을 맞추어 교육수준과 의료이용, 소득과 의료이용, 직업과 의료이용 등 사회경제적 수준과 상관없이 의료이용의 필요가 같을 때 동등한 의료이용이 이뤄지고 있는지를 분석하고 있다.

보건의료서비스의 수평적 형평성 측면에서 소득이 의료이용과 직간접적으로 관련이 있을 것이라는 전제에는 소득 변화가 일상생활의 복지와의 밀접하게 관련되어 있다는 점이다(김윤태·서재욱, 2013). 소득이 교육, 의료 등 필수 서비스 대부분을 시장에서 구매해야 하는 사회에서 결정적 역할을 하고 있고 소득 자체가 부족한 경우 저축, 증권, 부동산 등의 자산을 축적하기 어려워 낮은 자산상태로 이어지는 경우가 일반적이다(Strelitz·Lister, 2008). 개인 및 가구의 자산은 재난적 의료비 역치수준이나 발생 시기와 관계없이 모든 상황의 의료비 지출에 동원되고 있다는 점에서 의료이용 가능성 유무에 결정적인 역할을 하기도 한다(우경숙·신영진, 2015). 소득이 개인의 교육수준, 자산 형성, 주거환경 등에 다층적으로 미치는 영향은 의료이용에도 예외 없이 영향을 미치게 된다. 즉, 의료이용이 단순히 개인의 건강상태만으로 이뤄지는 것이 아닌 개인이 처해있는 사회경제적 요인들이 함께 작용하여 의료 수요가 만들어지고, 최종 산물로 발생하는 것이다(이혜재·이태진·전보영·전영일, 2009). 이 연구에서 주목하고 있는 COVID-19 유행 이후에 소득수준에 따른 의료이용 변화와 관련한 가장 큰 특징은 가난할수록 소득이 더 감소하는 현상이 나타나 의료이용 불평등이 더욱 심화되었다는 것이다(백재중, 2022). 실제로, COVID-19 유행 전의 미충족 의료율보다 유행 이후 미충족 의료율이 증가한 것으로 나타났으며, 유행 이후 한국의 소득수준별 연간 미충족 의료율은 병의원에서 하층이 9.9%, 치과에서 하층이 47.1%로 가장 높은 것으로 나타났다<표 1>. 즉, 소득수준이 낮을수록 미충족 의료율이 높은 현상이 소득불평등이 커진 COVID-19 유행 이후 더 심화된 것이다(통계청, 2022).

<표 1> 연간 미충족 의료율

단위: (%)

구분	년도별					성별		소득수준별				
	2016	2017	2018	2019	2020	남자	여자	하층	중하층	중층	중상층	상층
병의원	9.4	10.1	8.8	6.6	7.1	5.4	8.7	9.9	7.8	7.5	5.7	4.9
치과	32.6	30.8	31.9	30.9	39.8	37.7	41.8	47.1	44.7	41.6	36.2	30.6

주: 1) 위 표는 2022년 통계청 보도자료 '2021 한국의 사회지표'를 이용하여 수정 반영한 내용임

2) 소득수준 구분은 월 가구 균등화소득을 5분위로 분류

3) 분야별 미충족 의료율이 가장 높은 부문을 굵은 색으로 표시하였음

최근 10년간 사회경제적 상태에 따른 의료이용 불평등에 관한 국내연구를 살펴보면, 일반적으로 소득수준이나 의료보장형태에 따른 구분을 가장 많이 사용하고 있었다. 가구 또는 개인의 소득수준 5~10분위를 기준(김진구, 2012; 이용재, 2018)으로 하거나 건강보험과 의료급여(이현옥·김교성, 2015; Lee et al., 2020), 의료급여 1종과 비수급자(이수진·임재영, 2013) 등으로 구분하고 있었다. 구체적으로, 김도영(2012)의 연구는 균등화 개인소득 10분위를 나누어 소득계층 간 입원 및 외래의료이용횟수와 의료비지출을 HIww 지수로 분석하였는데, 실제 의료이용에서 의료필요를 보정하면 고소득층에 유리한 불평등이 존재한 것으로 나타났다. 유사하게 김진구(2012)의 연구에서도 균등화 개인소득을 5분위로 분류하여 집중지수와 Le Grand 지수로 의료이용을 분석하였는데, 건강상태 반영 후 고소득층에 유리한 불평등이 나타났다는 결과를 도출했다. 김상임·이준영(2020)의 연구에서는 노인을 대상으로 하여 균등화 개인소득 5분위로 패널 분석을 실시하였는데, 노인의 소득이 외래진료 횟수와 입원일수, 입원횟수, 의료비에서 양(+의 영향을 미치

는 것으로 나타났다. 김영선(2012)의 연구에서도 노인의 나쁜 건강상태는 저소득층에 집중되어 있었으며, 의료필요를 반영했을 때 의료비 총액이 고소득층에 유리한 불평등으로 나타났다. 의료이용에 영향을 미치는 요인을 연구한 사공진·임현아·조명덕(2012)의 연구에서는 집중지수 분해 방법을 활용하였는데, 의료이용과 의료비 지출에 공통적으로 영향을 미치는 요인으로 월소득, 민간보험가입, 연령이 유의미하게 나타나 의료이용과 소득수준의 관련성을 입증하였다. 이와 같이 소득수준에 따른 의료이용 차이에 관한 연구들은 공통적으로 소득수준이 낮을수록 의료이용에 어려움을 겪고 있다는 결과를 도출하고 있었다.

제3절 연구방법

1. 연구문제

1. COVID-19 유행 이후 의료이용에 미친 영향

1.1. COVID-19 유행 기간 외래 및 입원의료이용 횟수, 보건의료비 지출에 영향을 미친 요인들은 무엇이였을까?

2. COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 격차

2.1. COVID-19 유행 전후 소득수준이 낮을수록 건강상태가 나빠졌을까?

2.2. COVID-19 유행 전후 소득수준이 낮을수록 의료이용 감소가 컸을까?

2.3. COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등이 심화되었을까?

2. 분석자료 및 연구대상

이 연구에 사용된 자료는 COVID-19 유행 전과 후의 시점을 파악할 수 있는 15차년도(2019년)와 16차년도(2020년) 한국복지패널 원자료이다. 가구의 특성과 가구원의 특성을 분석에 포함하기 위해 가구용 조사자료에서 가구원 자료를 별도로 구축하였다. 이 연구에서 사용하고자 하는 빈곤의 측정단위는 개인으로 자료 처리 과정에서 2개년도 동안 지속적으로 조사에 참여하고, 필수 정보를 포함하고 있는 만 19세 이상 가구원을 대상으로 균형패널(balanced panel)을 구축하였고, 분석에 필요한 변수들의 결측값이 있는 대상자를 분석에서 제외하였다.

3. 주요 변수의 정의 및 측정

이 연구에서 밝히고자 하는 연구문제와 분석 내용에 따라 변수의 정의 및 측정이 상이하어 내용에 따라 종속변수, 독립변수, 통제변수 등을 각각 기술하였다<표 2>.

연구문제 1의 COVID-19 유행 이후 의료이용에 미친 영향에 관한 분석에서 설정한 종속변수는 의료이용 관련 변수로 1년간 외래 및 입원의료이용 횟수와 월평균 보건의료비 지출 비용을 사용하였다. 외래진료횟수는 하루에 동일병원 각각 다른 과를 2회 이상 진료하면 1회로 처리하였고, 2곳 이상의 병원을 이용하면 2회로 처리하여 병원방문을 기준으로 하였으며, 법정의료기관¹⁾ 횟수만 합산하여 조사한 자료를 사용

1) 종합/대학병원, 병의원(지역내외), 한방 병의원, 보건소 등으로 정식 의료인가가 나지 않은 기관은 제외하였음

하였다. 보건의료비는 입원비, 외래진료비, 수술비, 치과진료비, 약값, 간병비, 비공식적 의료비(건강진단비, 산후조리비, 건강보조식품, 보건의료용품비) 보장구 등 본인이 부담하는 금액으로 가구 합산 보건의료비 지출 비용에서 가구원 수의 제공근으로 나누어 개인 단위의 보건의료비 지출을 사용하였다. 집단변수는 균등화 개인소득으로 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 공적이전소득, 사적이전소득의 합에서 세금 및 사회보장부담금을 제외한 가구소득을 가구원 수의 제공근으로 나누어 개인소득으로 전환한 값(김상임·이준영, 2020)을 활용하여 중위소득 기준 소득층(중위소득 50%미만), 중소득층(중위소득 50-150%미만), 고소득층(중위소득 150%이상)으로 분류하였다. 시간변수는 COVID-19 유행 전후로 유행 전(2019년)과 유행 후(2020년)시기를 활용하였다. 통제변수는 Andersen모형을 참고하여 소인성요인, 가능요인, 필요요인으로 구성하였다. 구체적으로 성별, 연령, 경제활동, 가구형태, 민간보험가입, 17세 이하 아동가구원포함, 65세 이상 노인가구원포함, 교육수준, 혼인상태, 의료보장형태, 만성질환, 장애, 주관적 건강상태, 가구원수 변수를 활용하였다.

연구문제 2의 COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 격차를 비교하기 위한 분석에서 설정한 종속변수는 2.1의 연구문제에서 건강상태(장애, 만성질환, 주관적 건강상태), 연구문제 2.2에서 의료이용(1년간 외래와 입원의료이용 횟수, 월평균 보건의료비 지출 비용), 연구문제 2.3에서 연구문제 2.1과 2.2에서 산출된 집중지수 값 변수를 사용하였다. 독립변수는 연구문제 2.1과 2.2에서는 균등화 개인소득, 연구문제 2.3에서는 COVID-19 유행 전후시기로 비교하였다.

<표 2> 변수 정의 및 측정

연구문제	변수	변수 측정	
연구문제 1	종속변수	외래, 입원의료이용 (연속형)	1년간 의료이용 횟수(단위: 회)
		의료비(연속형)	월평균 보건의료비 지출액(단위: 만원)
	집단변수	경제수준(명목형)	균등화 개인소득을 이용한 상대적 소득 구분: 저소득층, 중소득층, 고소득층
	시간변수	COVID-19 유행 전후	유행 전(2019년)과 유행 후(2020년) 시기
	통제변수	성별(이분형), 연령(명목형), 경제활동(이분형) 가구형태(명목형), 민간보험가입(이분형), 65세 이상 노인가구원(이분형), 17세 이하 아동가구원(이분형), 교육수준(명목형), 혼인상태(이분형), 의료보장형태(이분형), 만성질환(이분형), 장애(이분형), 주관적 건강상태(명목형), 가구원수(명목형), 연간개인소득(연속형)	
연구문제 2.1	종속변수	건강상태 집중지수(연속형)	장애, 만성질환, 주관적 건강상태
	독립변수	경제수준(연속형)	균등화 개인소득(단위: 원)
연구문제 2.2	종속변수	외래, 입원의료이용 집중지수(연속형)	1년간 의료이용 횟수(단위: 회)
		의료비 집중지수(연속형)	월평균 보건의료비 지출액(단위: 만원)
	독립변수	경제수준(연속형)	균등화 개인소득(단위: 원)
연구문제 2.3	종속변수	의료이용 형평성(연속형)	연구문제 2.1과 연구문제 2.2의 측정값 이용 : 의료이용 집중지수-건강상태집중지수
	시간변수	COVID-19 유행 전후	유행 전(2019년)과 유행 후(2020년) 시기

4. 분석방법

이 연구의 목적에 따라 사용되는 분석방법은 다음과 같다[그림 1].

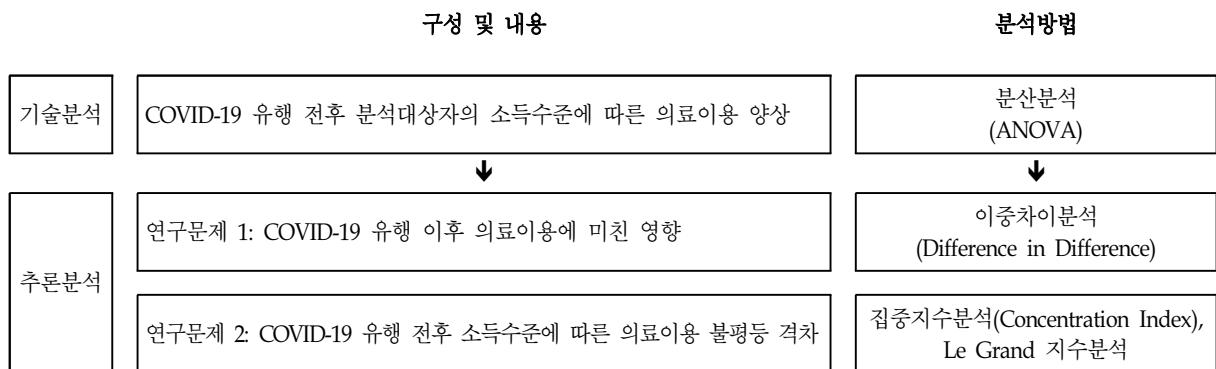
첫째, COVID-19 유행 전후 분석대상자의 의료이용 양상에 차이가 있는지 확인하기 위해 대상자를 경제수준(고소득층, 중소득층, 저소득층)으로 층화하여 ANOVA분석을 통해 소득수준에 따른 차이가 있는지

확인하였다.

둘째, COVID-19 유행 이후 의료이용에 미친 영향요인이 무엇인지 확인하기 위해 이중차이분석(Difference in Difference, DID)방법을 실시하였다. 이 방법은 특정 사건(혹은 정책 개입)을 경험한 처치집단과 경험하지 않은 비교집단으로 설정하고, 두 집단 간에 사건이 발생한 전과 후의 결과를 비교하는 방식으로 사건의 영향을 추정하는 방법이다. 일반적으로 DID분석방법에서 비교집단은 공통추세가정(parallel trend)에 의해 사건 혹은 정책의 영향을 받지 않는 집단으로 설정하는 것이 정확한 결과를 도출할 가능성이 높지만, COVID-19 유행과 같은 모든 대상자가 겪은 대규모 사건의 경우에 이러한 비교집단을 설정하는 것이 불가능하다. 이러한 경우 해당 사건의 영향이 특정 집단에는 상대적으로 다를 것이라는 선행연구가 있다면, 특정 집단을 비교집단으로 설정 가능하다(남재현 · 이래혁, 2021). 이 연구에서는 저소득층을 관심집단, 비교집단을 중소득층과 고소득층으로 설정하고, 2020년 1월을 기준으로 2019년 2020년을 COVID-19 유행 전과 후로 지정하여 의료이용 결과를 비교하고자 한다.

셋째, COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 격차를 확인하기 위해 불평등 지표인 집중지수(Concentration Index, CI)를 활용하였다. 구체적으로 소득수준에 따른 의료이용 집중지수, 소득수준에 따른 건강상태 집중지수, 의료이용에서 건강상태를 고려한 Le Grand 지수를 사용하였다. 집중지수(CI)는 소득의 누적분포를 계량화한 로렌츠곡선과 지니계수의 산출방법을 소득수준에 따른 건강상태나 의료이용의 누적분포에 적용시킨 것이다(Bleichrodt and Van Doorslaer, 2006). 집중지수(CI)값은 -1과 +1 사이 값을 가지며, 완전평등선(45도선)을 기준으로 아래에 위치하면 양(+)의 값으로 고소득층에 집중되는 것을 의미하고, 위에 위치하면 저소득층에 집중되는 것을 의미하고 음(-)의 값을 갖는다. 또한 집중지수의 값은 지니계수와 마찬가지로 0에 근접할수록 형평에 가까운 반면, 1에 가까워지면 불평등도가 커진 것으로 해석한다(김도영, 2012). 집중지수가 소득수준에 따른 의료이용 불평등을 평가하는 대표적인 지표이지만, 의료수요를 통제하여 ‘동일필요에 의한 동일한 처우’라는 수평적 형평의 관점에서 측정하지 못한다는 한계점을 가지고 있다(김영선, 2012). Le Grand 지수는 의료수요에 직접적인 건강변수(만성질환, 건강상태, 활동제한 등)들을 차감해 측정하는 방법으로 집중지수를 극복하기 위한 대안으로 사용되고 있다(Wagstaff, Van Doorslaer and Paci, 1989). 이 연구에서는 COVID-19 유행 전후 두 개년도의 소득수준에 따른 의료이용과 건강상태 집중지수 값을 산출 및 해석하고, 이 값을 활용한 Le Grand 지수 분석을 통해 소득수준에 따른 의료필요에 의한 의료이용이 적절히 이뤄졌는지 확인하고자 한다.

[그림 1] 연구구성 및 분석방법



제4절 연구 결과

1. COVID-19 유행 전후 분석대상자의 의료이용 양상

COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 분석대상자의 의료이용 양상은 <표 3>과 같다. 분석결과, COVID-19 유행 전후 소득계층 간 1년간 외래진료횟수, 1년간 입원진료횟수, 월평균 보건의료비 지출 차이가 유의한 것으로 나타났다.

소득수준에 따른 균등화 개인소득은 COVID-19 유행 이전 저소득층의 경우 평균 179만원, 중소득층 1,123만원, 고소득층 2,977만원이었고, COVID-19 유행 이후에는 저소득층 217만원, 중소득층 1,213만원, 고소득층 3,165만원으로 모든 계층에서 COVID-19 유행 전에 비해 연평균 소득이 오른 것으로 나타났다. 소득수준에 따른 의료이용 양상은 1년간 외래진료횟수 평균이 COVID-19 유행 전에는 저소득층 11.5회, 고소득층 13.1회 중소득층 22회로 저소득층의 외래의료이용횟수가 가장 낮았고, 중소득층이 가장 높은 것으로 나타났다. COVID-19 유행 이후에는 저소득층 9.7회, 고소득층 12.2회, 중소득층 20.2회로 모든 소득수준에서 COVID-19 유행 이후 외래의료이용이 감소한 것으로 나타났다. 1년간 입원진료횟수는 모든 소득수준에서 COVID-19 유행 전과 후의 양상이 유사한 것으로 나타났고, 두 기간 모두 저소득층과 고소득층의 입원의료이용이 0.1회, 중소득층이 0.2회로 세 계층 중에서는 중소득층의 입원의료이용이 많은 것으로 나타났다. 개인의 월평균 보건의료비 지출 결과, 모든 소득수준에서 COVID-19 유행 전에 비해 이후에 평균 보건의료비 지출이 증가한 것으로 나타났다. 구체적으로 COVID-19 유행 전에는 저소득층이 7.2만원, 중소득층이 9.2만원, 고소득층이 11만원, COVID-19 유행 후에는 저소득층 8.3만원, 중소득층 10.5만원, 고소득층 12.5만원으로 소득수준이 높을수록 월평균 보건의료비 지출액이 많은 것으로 나타났다.

<표 3> COVID-19 유행 전후 분석대상자의 의료이용 특성

단위: 평균(표준편차)

변수	COVID-19 전(2019년): 11,586명			p	COVID-19 후(2020년): 11,396명			p
	저소득층 (n=2,162)	중소득층 (n=5,261)	고소득층 (n=4,163)		저소득층 (n=2,033)	중소득층 (n=5,305)	고소득층 (n=4,058)	
균등화 개인소득	179.5 (±197.6)	1123.4 (±302.4)	2977.6 (±1873.9)		217.1 (±217.1)	1213.8 (±325.6)	3165.3 (±1833.8)	
1년간 외래진료횟수	11.5(±21.4)	22.0(±30.8)	13.1(±22.9)	0.000	9.7(±18.5)	20.2(±29.7)	12.2(±20.7)	0.000
1년간 입원진료횟수	0.1(±0.6)	0.2(±0.9)	0.1(±0.6)	0.000	0.1(±0.6)	0.2(±0.7)	0.1(±0.5)	0.000
월평균 보건의료비 지출	7.2(±10.8)	9.2(±12.9)	11.0(±17.4)	0.000	8.3(±12.6)	10.5(±13.0)	12.5(±18.3)	0.000

- 주: 1) 2019년 2020년 결측치 값을 가진 대상자만 제외한 것으로 이 연구의 최종 분석대상자는 아님
 2) 소득수준 구분은 각 시기(2019년, 2020년)의 중위소득을 기준으로 구분하였음: 저소득층(중위소득 50%미만), 중소득층(중위소득 50-150%미만), 고소득층(중위소득 150%이상)
 3) p-값은 분산분석(ANOVA)를 실시한 결과임

2. COVID-19 유행 이후 의료이용에 미친 영향

COVID-19 유행이 의료이용에 미친 영향을 확인하기 위해 2019년과 2020년의 시간변수, 저소득층과 중소득층, 고소득층을 구분한 집단변수, 개인 및 가구의 특성 변화를 확인할 수 있는 통제변수를 고려하여 이중차이분석을 실시한 결과는 <표 4>와 같다.

분석결과, 소득수준과 COVID-19 유행 전후 시간변수를 곱한 상호작용항은 의료이용(외래진료횟수, 입원진료횟수, 보건의료비 지출)에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 두 변수 간 상호작용을 고려하지 않았을 때 COVID-19 유행 이후 외래진료횟수가 감소했고, 보건의료비 지출이 통계적으로 유의하게 늘었다. 또한, 저소득층에 비해 중고소득층의 의료이용이 COVID-19 유행 이후 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타나 소득수준이 의료이용에 영향을 미친 것으로 나타났다. 통제변수를 투입하여 COVID-19 유행 전후 개인 및 가구의 특성 변화가 의료이용에 영향을 미쳤는지 확인한 결과, 외래진료횟수에서는 가구형태, 민간보험가입, 의료보장형태, 만성질환, 주관적 건강상태의 변화가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 단독가구형태에서 바뀔수록, 민간보험가입을 하지 않을수록, 만성질환이 감소할수록 외래진료횟수가 감소하는 것으로 나타난 반면, 의료보장형태가 의료급여가입자로 변화할수록, 주관적 건강상태가 나빠질수록 외래진료횟수가 증가하는 것으로 나타났다. 입원진료횟수에는 경제활동, 만성질환, 주관적 건강상태, 연간개인소득의 변화가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 만성질환이 감소할수록 입원진료횟수가 감소하는 것으로 나타났고, 경제활동을 하지 않을수록, 주관적 건강상태가 나빠질수록, 연간개인소득이 높아질수록 입원진료횟수가 증가하는 것으로 나타났다. 보건의료비 지출에는 경제활동, 가구형태, 만성질환, 주관적 건강상태, 가구원수, 연간개인소득의 변화가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 만성질환이 감소할수록, 가구원수가 많아질수록 보건의료비 지출이 적은 것으로 나타난 반면, 경제활동을 하지 않을수록, 단독가구형태에서 바뀔수록, 주관적 건강상태가 나빠질수록, 연간개인소득이 많아질수록 보건의료비 지출이 많은 것으로 나타났다.

<표 4> COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 이중차이분석 추정결과

	외래진료횟수	입원진료횟수	보건의료비 지출
	Coef.(S.E)	Coef.(S.E)	Coef.(S.E)
DID(A*B)	중소득층: -0.096(0.762) 고소득층: 1.104(0.808)	중소득층: 0.001(0.018) 고소득층: 0.007(0.019)	중소득층: 0.326(0.428) 고소득층: 0.735(0.454)
시간변수(A)	-1.914(0.596)***	-0.002(0.014)	1.137(0.335)***
집단변수(B)	중소득층: 11.973(0.536)*** 고소득층: 3.261(0.566)***	중소득층: 0.102(0.013)*** 고소득층: 0.037(0.013)***	중소득층: 2.849(0.301)*** 고소득층: 4.557(0.317)***
성별(ref. 남)	(omitted)		
연령(ref.19-39세)	1.569(1.570)	0.040(0.050)	0.397(1.068)
65세 이상 노인가구원(ref. 유)	2.668(1.690)	0.020(0.053)	-1.015(1.150)
17세 이하 아동가구원(ref. 유)	1.025(1.679)	0.054(0.053)	0.916(1.143)
경제활동(ref. 유)	-0.490(0.710)	0.136(0.022)***	1.914(0.483)***
가구형태(ref. 단독가구)	-0.909(0.552) ⁺	0.008(0.017)	1.871(0.375)***
민간보험가입(ref. 유)	-1.478(0.786) ⁺	-0.021(0.025)	-0.629(0.535)
교육수준(ref. 초졸이하)	0.443(2.270)	-0.019(0.072)	-0.138(1.544)
혼인상태(ref. 유)	-3.176(2.111)	0.028(0.067)	-0.792(1.436)
의료보장형태(ref. 건강보험)	10.083(2.724)***	0.027(0.086)	-2.594(1.853)
만성질환(ref. 유)	-6.868(0.596)***	-0.038(0.019)**	-2.191(0.405)***
장애(ref. 비해당)	-4.991(4.126)	-0.083(0.131)	-3.820(2.808)
주관적 건강상태(ref. 좋음)	2.479(0.325)***	0.109(0.010)***	1.591(0.221)***
가구원수(ref. 1-2명)	1.544(1.094)	-0.020(0.034)	-1.895(0.744)**
연간개인소득(단위: 만원)	0.0001(0.0002)	0.00001(6.38e-06)***	0.001(0.000)***
Adj-R ²	0.0208	0.0143	0.0173

주: 1) * p<0.1. ** p<0.05, ***p<0.01

2) 차분모형에서 성별은 년도에 따라 변화하지 않는 값이므로 분석 시 탈락(omitted)된 것으로 나타났다.

3. COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 불평등 격차

COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용, 건강상태 집중지수와 건강상태를 고려했을 때의 의료이용이 어떤 소득수준에 집중되고 있는지 Le Grand지수로 분석한 결과 <표 5>와 같다. 먼저 COVID-19 유행 전(2019)의 결과를 살펴보면, 의료이용 집중지수는 외래진료횟수 -0.0415, 입원횟수 -0.0073, 보건의료비 지출 0.1007로 나타났다. 외래진료횟수와 입원횟수에서 집중지수가 음(-)의 값으로 나타나 의료기관 방문은 고소득층에 비해 저소득층에 의료이용이 집중되어 있는 것을 알 수 있다. 반대로 보건의료비 집중지수는 양(+의 값으로 나와 소득수준이 높을수록 의료이용 집중되고 있는 것으로 나타났다. COVID-19 유행 후(2020년) 결과, 외래진료횟수 -0.0301, 입원횟수 -0.0248, 보건의료비 지출 0.0893으로 COVID-19 유행 전과 유사한 양상으로 나타났다. 두 개년도 값의 변화를 비교했을 때 외래진료횟수(-0.045 → -0.0301)는 저소득층의 의료이용 집중이 완화되었고, 보건의료비 지출(0.1007 → 0.0893)은 고소득층 집중이 완화된 것으로 나타난 반면 입원횟수(-0.0073 → -0.0248) 저소득층 집중이 심화된 것으로 나타났다.

COVID-19 유행 전 건강상태 집중지수는 주관적 건강상태 -0.0291, 장애 -0.0521, 만성질환 -0.0069로 저소득층에 나쁜 건강상태가 집중된 것으로 나타났다. COVID-19 유행 이후에는 주관적 건강상태 -0.0319, 장애 -0.0489, 만성질환 -0.0108로 유행 이후에도 저소득층에 나쁜 건강상태가 집중되는 것으로 나타났다. 두 기간을 비교했을 때 주관적 건강상태가 나쁜 경우(-0.0291 → -0.0319)와 만성질환이 있는 경우(-0.0069 → -0.0108)가 낮은 소득수준에 더욱 집중된 것으로 나타났다.

소득수준에 따라 의료필요에 의한 의료이용이 적절히 이뤄졌는지 확인하기 위해 Le Grand지수를 분석한 결과, COVID-19 유행 전 저소득층에 집중되어 있던 외래진료횟수 의료이용이 장애가 있는 건강상태를 반영할 경우 고소득층에 유리한 불평등으로 전환되는 것으로 나타났다(-0.0415 → 0.0106). 입원횟수 의료이용은 주관적 건강상태(-0.0073 → 0.0218)와 장애가 있는 건강상태(-0.0073 → 0.0448)를 반영할 경우에 고소득층에 유리한 불평등으로 나타났고, 보건의료비 지출의 경우 주관적 건강상태를 반영했을 때(0.1007 → 0.1298), 장애가 있는 건강상태를 반영했을 때(0.1007 → 0.1528), 만성질환이 있는 건강상태를 반영했을 때(0.1007 → 0.1076) 값이 더 커져 고소득층에 유리한 의료이용 불평등이 심화된 것으로 나타났다.

COVID-19 유행 후에는 저소득층에 집중되어 있던 외래진료횟수와 입원횟수 의료이용이 주관적 건강상태(-0.0301 → 0.0018, -0.0248 → 0.0071)와 장애가 있는 건강상태를 반영할 경우(-0.0301 → 0.0188, -0.0248 → 0.0241) 고소득층에 유리한 불평등으로 전환되는 것으로 나타났다. 보건의료비 지출의 경우 주관적 건강상태를 반영했을 때(0.0893 → 0.1212), 장애가 있는 건강상태를 반영했을 때(0.0893 → 0.1382), 만성질환이 있는 건강상태를 반영했을 때(0.0893 → 0.1001) 값이 더 커져 고소득층에 유리한 의료이용 불평등이 심화된 것으로 나타났다. COVID-19 유행 전후를 비교했을 때는 COVID-19 유행 이후에 Le Grand지수에서 고소득층에 유리한 의료이용 불평등이 더 많이 나타난 것으로 나타났다. 즉, 소득수준에 따른 의료이용 불평등이 COVID-19 유행 이후 더욱 커진 것으로 해석할 수 있었다.

<표 5> COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 형평성 지수 분석

연도	의료이용 집중지수		건강상태 집중지수		Le Grand지수 (HILG)
	지표	CI	지표	CI	
COVID-19 유행 전 (2019년)	외래진료횟수	-0.0415	주관적 건강상태	-0.0291	-0.0124
			장애	-0.0521	0.0106
			만성질환	-0.0069	-0.0346
	입원횟수	-0.0073	주관적 건강상태	-0.0291	0.0218
			장애	-0.0521	0.0448
			만성질환	-0.0069	-0.0004
	보건의료비 지출	0.1007	주관적 건강상태	-0.0291	0.1298
			장애	-0.0521	0.1528
			만성질환	-0.0069	0.1076
COVID-19 유행 후 (2020년)	외래진료횟수	-0.0301	주관적 건강상태	-0.0319	0.0018
			장애	-0.0489	0.0188
			만성질환	-0.0108	-0.0193
	입원횟수	-0.0248	주관적 건강상태	-0.0319	0.0071
			장애	-0.0489	0.0241
			만성질환	-0.0108	-0.0140
	보건의료비 지출	0.0893	주관적 건강상태	-0.0319	0.1212
			장애	-0.0489	0.1382
			만성질환	-0.0108	0.1001

제5절 고찰 및 결론

1. 주요 결과 및 해석

(1) COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 양상

COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용을 기술 분석한 결과, 유행 전후 기간 모두 소득수준에 따른 외래진료횟수, 입원진료횟수, 월평균 보건의료비 지출이 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 또한, 모든 소득수준에서 COVID-19 유행 이후에 외래진료횟수가 감소한 것으로 나타난 반면, 보건의료비 지출은 COVID-19 유행 이후에 증가한 것으로 나타났다. 진료횟수와 보건의료비 지출이 가장 적은 계층은 COVID-19 유행 전후 모두 저소득층이었다. 2020년 진료비통계지표에 따르면, 2019년 내원1일당 평균 진료비가 63,296원에서 2020년 71,966원으로 증가한 반면, 연평균 1인당 내원일수는 21.1회에서 18.7회로 감소해 이 연구 결과에서 나타난 의료이용 변화양상과 일치하는 것으로 나타났다(건강보험심사평가원·국민건강보험, 2021). 신정우·문석준·정소희(2021)의 연구에서도 COVID-19 유행 전후(2019-2020년) 15세 이상 전국 6,000가구를 대상으로 의료서비스 이용 경향을 파악하였는데, 2020년 한 번이라도 의료이용(외래, 입원)을 한 사람은 59.1%로 2019년(68.9%)에 비해 9.8% 감소한 것으로 나타났다. 국회예산정책처 보고서에 따르면, 2020년 상반기 건강보험 진료비 증가율은 최근 3년 평균 증가율(9.5%)대비 9.2% 낮은 0.3%를 기록했고, 진료인원과 내원일수도 3.5%, 12%로 줄었다(김진이, 2020). 즉, COVID-19 유행으로 인한 진료와 검사가 늘면서 전체 의료이용량은 전년 동기 대비 둔화하거나 감소한 것이다. 반면, 보건의료비 지출은 COVID-19 유행 이후에 더욱 증가하였는데, 이는 COVID-19 유행 기간 동안 질병의 중증도가 경미한 환자는 의료기관 방문을 자제했지만, 중증도가 높은 환자들은 더 많아지거나 의료기관 방문을 미루면서 질병 악화로 인한 비용증가로 유추할 수 있다(조경숙, 2021). Lee and Singh(2021)은 미국 내 대규모 조사

자료인 Household Pulse Survey (HPS)를 활용하여 2020년 4월부터 12월까지 18세-88세 성인 674,381명을 대상으로 소득수준에 따른 의료접근성을 로지스틱 회귀모델을 이용하여 분석하였는데, 가구 소득 2만5천 달러 미만 성인이 20만 달러 이상 성인보다 COVID-19로 인한 의료지연, COVID-19 이외의 치료지연, 정신건강관리 지연 가능성이 각각 1.50배, 1.85배, 2.18배 높아 고소득층에 비해 낮은 저소득층의 의료이용 접근성이 낮은 것으로 나타났다.

(2) COVID-19 유행 이후 의료이용에 영향을 미친 요인

COVID-19 유행기간 동안 외래 및 입원 진료횟수, 보건의료비 지출에 개인의 어떤 사회경제적 특성 변화가 영향을 미쳤는지 이중차이분석으로 확인한 결과, 소득수준의 변화가 의료이용에 영향을 미친 것으로 나타났다. 또한, COVID-19 유행이 입원진료횟수에 미치는 영향은 유의미하지 않았으나 외래진료횟수에 미치는 영향은 유의미하게 나타나 외래의료이용이 입원보다 COVID-19 유행에 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 COVID-19 유행 전후 건강보험청구자료를 활용한 오정윤·조수진·최지숙(2021)의 연구와도 일치하는 것으로 나타났으며, 외래의료이용이 더 영향을 받은 이유에 대해 의료기관 방문 시 발생하는 감염위험으로 인한 경증질환 방문감소를 가장 큰 이유로 제시하고 있다. 신정우 외(2021)는 의료이용 중 감염불안 경험에 대해서 추가조사가 이루어졌는데, COVID-19 유행이 확산된 2020년 상반기 의료이용자의 15.6%가 병의원을 방문하는 동안 감염에 대해 불안감을 느낀 것으로 나타나 2019년 상반기(6.2%)에 비해 두 배 이상 높았다. 다만, 감염불안 경험을 진료유형에 따라 살펴보았을 때, 외래의료이용은 15.1%, 입원의료이용은 18.7%로 앞의 연구 결과와 반대로 나와 비대면 진료를 통한 외래의료이용이 늘어서 높아진 것인지 확인해 볼 필요가 있다. 조아라(2021)의 연구에서는 COVID-19 유행 이후 의료이용에 사회적 거리두기 단계가 영향을 미쳤는지 분석하였는데, 내원일수는 사회적 거리두기가 강화된 시기에 14.56%, 완화된 시기에 22.24%, 생활 속 거리두기 단계에 34.84%로 거리두기 단계가 완화될수록 증가하는 것으로 나타났다. 진료비를 기준으로 하였을 때 거리두기가 강화된 시기에 평균 진료비는 0.4%, 완화된 시기에 0.7%, 생활 속 거리두기 단계에 1.0%로 거리두기 단계가 완화될수록 평균 진료비도 높아지는 것으로 나타났다. 이를 통해 COVID-19 유행 이후 의료이용 변화는 환자의 감염불안에 의한 선호와 경제적 여력, 감염병 정책들이 복합적으로 영향을 미치고 있었다는 것을 확인할 수 있었다.

의료이용에 영향을 미치는 요인으로 외래진료횟수는 가구형태, 민간보험, 의료보장형태, 만성질환, 주관적 건강상태, 입원진료횟수에는 경제활동, 만성질환, 주관적 건강상태, 연간개인소득, 보건의료비 지출은 경제활동, 가구형태, 만성질환, 주관적 건강상태, 가구원수, 연간개인소득의 변화가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 중 모든 의료이용에 공통적으로 영향을 미치고 있는 요인은 만성질환과 주관적 건강상태인 것으로 나타났다. 만성질환의 경우 진료의 연속성이 매우 중요함에도 불구하고, COVID-19 유행으로 인해 진료 포기와 처방약 복용이 중단되는 등의 상황이 속출했다. 특히 기존에 보건소를 이용하는 만성질환자의 경우 보건소가 방역업무 중심으로 전환하면서 의료이용 접근성이 더욱 악화되었을 것이다. 실제로, 의료이용을 상급종합, 종합, 병원, 의원, 보건기관으로 구분한 요양기관 종별로 살펴보았을 때, 2020년 보건기관 이용량이 전년 동기 30%로 감소하며 가장 큰 하락폭을 보였다(김진이, 2020). 우리나라 전체 병의원에서 보건소가 차지하는 비중이 낮고, 보건소 의료이용을 하는 환자의 상당수가 노인, 저소득자, 농어촌 거주자, 노숙인 등이라는 점에서 경제활동을 하기 어렵거나 소득수준이 낮은 환자의 의료이용이 특히 어

려왔다(박은자 외, 2021). 이러한 의료기관 폐쇄 조치 등으로 적절한 의료서비스가 제공되지 못할 경우, 질환이 발생하거나 악화되면서 중장기적으로 건강보험 진료비 증가요인으로 작용할 수밖에 없다. 따라서 감염병 예방 및 관리의 최전선에 있는 보건소, 공공병원이 감염병과 치료중심을 함께 끌고 나갈 수 있도록 전문 인력 확보방안과 함께 시설 증설, 역할과 기능 확대가 필수적이다. 주관적 건강상태는 소득수준에 관계없이 개인의 의료이용 경험에 가장 영향을 많이 미치는 요소 중 하나이다(김태현·신영전·권리아, 2020). 또한, 의료이용 자체는 개인의 건강 악화 때문에 겪는 일종의 달갑지 않은 스트레스적 경험으로 심리적 요소와 밀접하기 때문에 주관적인 건강과 관련이 깊다(Karademias·Tsagaraki and Lambrou, 2009).

가구형태에 영향을 받은 의료이용은 외래진료와 보건의료비 지출로 나타난 반면, 민간보험과 의료보장형태는 외래의료이용에만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구형태는 단독가구가 아닐수록 외래진료 횟수가 감소하고 보건의료비 지출이 많아지는 것으로 나타나 가구형태에도 가구원수가 의료이용에 결정적인 역할을 하고 있었다. 민간보험은 가입하지 않을수록 외래진료횟수가 감소하였는데, 민간보험은 보통 경제적 여유가 있느냐에 따라 가입률이 차이가 있고, 민간보험에 가입할수록 의료이용이 높아진다(백인립·박현수·변성수, 2012). 즉, 공적의료보장제도의 낮은 보장성으로 인해 민간의료보험 가입이 경제적 부담과 관련된 외래의료이용 결정에 결정적인 역할을 하고 있다는 것을 알 수 있다. 의료보장형태의 경우 건강보험환자에 비해 의료급여환자의 의료이용이 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 의료급여환자가 건강보험환자에 비해 나쁜 건강상태에 놓여 있어 외래의료이용이 높았던 것으로 설명할 수 있다. 대표적인 의료비 부담 완화 정책인 의료보장형태에 대해서는 소득이 낮은 계층의 의료안전망 역할을 할 수 있는지에 관한 선행연구들이 많이 이루어져 왔다. 구체적으로 건강보험에서 의료급여 1종으로 전환한 이후 연속적인 건강보험가입자에 비해 외래방문횟수가 증가하거나(Lee et al., 2020) 미국의 65세 미만 저소득층과 장애인을 대상으로 한 국민의료부조제도인 메디케이드(Medicaid) 혜택이 만료된 후 응급 및 입원 환자 수가 급격히 감소하거나(Halliday and Akee, 2020), 6개월 이상 보험료를 체납하여 급여 이용이 정지되었거나 건강보험 가입자이면서 중위소득 50%이하에 해당하는 차상위계층의 미충족 의료율(22.64%)이 의료급여나 건강보험에 비해 높다(김태현 외, 2020)는 다수의 연구결과들을 통해 낮은 소득수준일 경우 의료보장형태가 의료이용의 안전망 역할을 하고 있으며, 의료보장혜택을 받지 못하는 사각지대 계층을 포괄할 수 있도록 하는 확대 요구들이 제시되어 왔다. 경제활동과 연간개인소득은 입원의료이용과 보건의료비 지출에 영향을 미치는 요인으로 나타난 반면, 가구원수는 보건의료비 지출에만 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 만성질환 대상자로 의료이용과 의료비지출을 분석한 사공진 외(2012)연구 결과에 따르면, 의료이용과 의료비지출에 공통적으로 영향을 미치는 요인이 월소득과 민간보험가입으로 나타났으며, 노인을 대상으로 의료이용을 분석한 김상임·이준영(2020)은 소득이 외래와 입원, 의료비 지출 모두에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 의료이용 결정요인에 경제적 요인이 강력하게 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 가구원수의 경우 1-2인 가구가 아닐수록 보건의료비 지출이 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 가구원수가 많은 가구특성을 지닐수록 생활비 지출의 부담으로 인한 보건의료비 지출 감소의 결과일 수 있다. 다만, 부양부담이 존재하는 아동과 노인가구원을 포함하는 것이 의료이용에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타나 가구에서 주요 경제활동을 하는 가구원이 몇 명인지를 고려할 필요가 있다.

(3) COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 불평등 격차

COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료필요에 의한 의료이용이 이루어졌는지에 관한 의료이용 불평등 격차를 집중지수, Le Grand 지수로 확인한 결과, COVID-19 유행 전후 모두 외래진료횟수와 입원진료횟수는 저소득층의 의료이용이 집중되고 있는 것으로 나타났고, 보건의료비 지출은 고소득층에 집중되고 있는 것으로 나타났다. 건강상태의 경우 나쁜 주관적 건강상태, 장애, 만성질환 모두 저소득층에 집중된 것으로 나타나 저소득층에 집중되었던 외래 및 입원이용이 건강상태를 반영할 경우 고소득층에 유리한 불평등으로 전환되었다. 이는 저소득층의 경우 나쁜 건강상태로 의료필요에 의한 의료이용이 이뤄지고 있다는 것을 의미한다. 반대로, 보건의료비 지출의 경우 건강상태를 고려하기 전후 모두 고소득층에 집중되어 있었다. 이러한 결과는 김진구(2012)의 연구에서도 건강보험 적용률이 낮은 치과와 한의원 이용에서 고소득층에 유리한 의료이용 불평등이 나타나 고소득층은 필요에 의한 의료이용이 저소득층에 비해 잘 이뤄지고 있다고 할 수 있다. 저소득층을 의료급여수급자로 설정하여 의료이용을 분석한 이현옥·김교성(2015)의 연구에 따르면, 의료급여수급자는 외래와 입원, 응급 의료이용의 횟수가 많았고, 의료보장형태와 이용횟수의 상호작용 효과는 없었으나 총진료비는 조절효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 저소득층에서 의료필요에 의한 의료기관 방문은 이뤄지고 있으나 경제적 부담으로 인해 충분한 의료이용은 하지 못하고 있다는 것을 의미한다.

COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용 불평등 격차를 비교해보면, COVID-19 유행 전에는 장애 상태를 고려한 외래진료횟수, 주관적 건강상태와 장애를 고려한 입원횟수, 모든 건강상태를 고려한 보건의료비 지출에서 고소득층에 유리한 불평등이 나타났다. 반면, COVID-19 유행 후에는 주관적 건강상태와 장애를 고려한 외래진료횟수, 입원횟수, 모든 건강상태를 고려한 보건의료비 지출에서 고소득층에 유리한 불평등이 나타나 COVID-19 유행 이전보다 고소득층에 유리한 불평등이 더 많았다. 이는 COVID-19 유행 이후에 고소득층에 유리한 의료이용이 확대되거나 저소득층이 필요에 의한 의료이용을 적절히 이용하고 있지 못하다는 것을 의미한다. COVID-19 유행 기간 미충족의료 측정을 위해 1,500명을 대상으로 전화조사를 실시한 박은자 외(2021)의 연구에 따르면, COVID-19 유행 기간 중에 가구소득이 유행 전과 비슷하거나 증가한 고혈압, 당뇨병 환자의 미충족 의료율은 12.3%인 반면, 가구소득이 감소한 고혈압, 당뇨병 환자의 미충족 의료율은 24%대로 지속적인 의료이용이 필요한 만성질환자에서 소득이 감소한 경우 의료 접근성 문제가 더 심화되는 것으로 나타났다. 이러한 소득수준에 따른 의료접근성 차이는 COVID-19 치명률에서도 차이를 야기하면서 건강불평등으로 이어지고 있었다. 국내 환자를 대상으로 소득수준과 COVID-19로 인한 치명률 간의 상관관계를 밝힌 김동욱·변경향·김재용·이나경(2020)의 연구에 따르면, 의료급여환자가 소득수준이 높은 확진자보다 치명률이 2.81배 높은 것으로 나타나 소득수준이 낮은 확진자일수록 치명률이 높았다. 2020년 1월부터 5월까지 직장가입자의 COVID-19 내원환자 및 30일 이내 사망자 현황에서도 소득 하위 10%인 1분위 내원환자의 30일 이내 사망자 수는 199명으로 내원환자 10만 명당 사망자 수가 44.3명 이었다. 이는 1~10분위 중 가장 많은 사망자 수로 소득 상위 10%인 10분위 내원환자의 30일 이내 사망자 수 93명 대비 2.14배였다(연합뉴스, 2022).

이상의 내용들을 요약하면, 건강상태를 반영했을 때 저소득층에 집중된 의료이용이 고소득층에 유리한 의료이용으로 전환되는 것은 소득이 의료이용에 미치는 영향은 고소득층보다 저소득층에서 더 높다는 것을 의미한다. 즉, 저소득층은 소득이 증가하면 가계부담 때문에 이용하지 못했던 의료서비스를 이용할 가

능성이 더 높다. COVID-19 유행 이후 정부에서는 저소득층 대상 한시 생계지원 사업²⁾, 저소득층 의료비 본인부담 기준금액을 인하³⁾ 등의 정책을 통해 저소득층의 의료비 부담을 줄이기 위한 방안을 마련했으나 COVID-19 유행 이후 소득계층에 따른 의료이용 격차가 더 심화되었고, 저소득층의 소득이 필요에 의한 의료이용에 결정적인 역할이라는 것을 고려하면, 소득이 없거나 감소한 사람들을 대상으로 한 지원금 정책이나 의료비 경감 정책들이 추가적으로 이뤄져야 한다. 또한, 행정절차상 소요 시간으로 인해 저소득층으로 인정받지 못하거나 부양의무자 기준 등으로 인해 탈락된 사각지대 계층에 대해서도 면밀히 파악해야 한다.

2. 연구의 한계 및 의의

이 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 자료원의 한계로 의료이용 여부를 외래 및 입원 이용횟수, 보건의료비 지출을 통한 의료이용 결과 지표만 활용하였다. 한국의 의료보장이 높은 수준의 본인부담비율과 비급여 항목이 존재한다는 것을 감안할 때 단순히 의료이용 현황을 통한 접근보다는 주관적 경험을 통한 의료요구 파악이 의료이용 접근성을 높일 수 있는 유용한 방법이 될 수 있다(Cunningham · Hadley, 2007). 향후 연구에서는 이러한 한계점을 보완하여 COVID-19 유행 이후 의료이용이 없었던 사람들을 대상으로 경제적 부담으로 인해 의료이용을 못한 적이 있는지를 질적 연구나 미충족의료 경험과 같은 지표를 통해 보완할 필요가 있다.

둘째, 의료이용에 영향을 미치는 요인으로 지역의 적정 의료이용기관 수, 의료인 수 등이 존재한다는 다수의 선행연구가 있음에도 불구하고, 개인의 소득수준변화에 따른 의료이용 차이를 파악하는 부분에서 지역수준을 고려하지 못하였다. 개인 단위의 연구에서 지역수준의 특성을 고려하기 위해서는 다수준 분석 방법과 같은 분석을 통해 생태학적 오류를 보완하여야 하는데(김태현 외, 2020), 이 연구에서 사용하는 이중차이분석과 형평성 지수분석 방법은 생태학적 오류를 극복하기 어렵다고 판단하였다. 향후 연구에서는 COVID-19 유행 이후 지역수준을 고려한 분석방법을 통해 추가적인 함의가 요구된다.

이러한 한계점에도 불구하고, 이 연구는 COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등 정도를 확인하고자 했으며, 유행 전후 기간을 함께 고려하여 비교분석하였다. 이를 통해, COVID-19 유행 전후 소득수준에 따른 의료이용과 불평등 양상을 파악함으로써 소득계층별 의료이용 불평등을 개선하는 정책에 기초자료를 제공하고자 하고자 하였다.

3. 소결

이 연구는 COVID-19 유행 이후 소득수준에 따른 의료이용 불평등을 파악하기 위해 한국복지패널 자료를 이용하여 COVID-19 유행 전후 의료이용 양상과 영향요인, 소득수준에 따른 의료이용 불평등 격차를 확인하였다. 주요 결과에서 COVID-19 유행 전후 기간 고소득층에 비해 저소득층의 낮은 외래 및 입원 진료 횟수와 보건의료비 지출, 고소득층에 비해 저소득층의 나쁜 건강상태, COVID-19 유행 이후 심화된 소득수준에 따른 의료이용 불평등에 대한 정보를 확인하였다.

2) 가구원 중 한 명이라도 2021년1~5월 근로사업소득이 2019년 또는 2020년에 비해 감소하고, 가구전체소득의 합이 기준 중위소득 75%이하이며, 재산총액이 대도시 6억 원, 중소도시 3억 5천만 원, 농어촌 3억 원 이하면 신청 가능한 제도

3) 기초생활수급자·차상위계층 기준 100만원에서 80만원, 중위소득 50%이하는 200만원에서 160만원으로 인하

이를 통해, COVID-19 감염병 재난 상황 하에서 65세 이상 노인, 기저질환자 등과 같은 의학적 취약성을 지닌 집단 뿐 아니라 소득이 감소하거나 없는 사회구조적 취약성을 가진 집단의 의료이용과 건강 불평등 악화가 심각하다는 것을 발견하였다. 이러한 연구 결과를 토대로 COVID-19 유행과 같은 시기에는 저소득층의 필요에 의한 의료이용이 제한되지 않도록 의료안전망 역할을 할 수 있는 추가적인 정책이 필요함을 확인하였다.

참고문헌

국내 학술지

- 김도영. 2012. “소득수준별 건강상태에 따른 보건의료서비스 이용 격차 분석”. 『지역과 세계』, 36(1), 119-156.
- 김동욱 · 변경향 · 김재용 · 이나경. 2020. “The Correlation of Comorbidities on the Mortality in Patients with COVID-19: an Observational Study Based on the Korean National Health Insurance Big Data”. 『Journal of Korean Medical Science』, 35(26), 1-9.
- 김상임 · 이준영. 2020. “노인의 소득에 따른 의료비 및 의료이용 변화에 대한 중단연구”. 『사회보장연구』, 36(1), 111-135.
- 김영선. 2012. “노인의 건강 및 의료이용 형평성에 관한 연구-연령집단별 분석”. 『보건과 사회과학』, 31(1), 55-81.
- 김진구. 2012. “소득수준에 따른 의료이용 불평등의 지역 간 차이”. 『사회보장연구』, 28(2), 153-180.
- 김지연. 2021. “코로나 19 고용충격의 성별 격차와 시사점”. 『[KDI] 경제전망』, 1-9
- 김태현 · 신영전 · 권리아. 2020. “의료보장유형별 미충족의료에 영향을 미치는 요인에 관한 다수준 분석”. 『비판사회정책』, (67), 41-69.
- 남재현 · 이태혁. 2021. “코로나19 긴급재난지원금이 가구소비에 미치는 영향-소득수준별 비교를 중심으로”. 『사회복지정책』, 48(1), 63-95.
- 백인립 · 변성수 · 박현수. 2012. “사회적 취약계층의 민간의료보험 가입과 가입자의 의료서비스 이용에 관한 연구”. 『보건과 사회과학』, 31(1), 127-151.
- 사공진 · 임현아 · 조명덕. 2012. “만성질환자의 의료이용과 의료비 지출의 형평성 분석”. 『보건경제와 정책 연구』, 18(3), 79-101.
- 신정우 · 문석준 · 정소희. 2021. “코로나 19 와 의료서비스 이용 경험”. 『보건복지 Issue & Focus』, 400, 1-8.
- 오정운 · 조수진 · 최지숙. 2021. “코로나 19 유행 시기 의료이용의 변화”. 『보건행정학회지』, 31(4), 508-517.
- 우경숙 · 신영전. 2015. “재난적 의료비 지출이 가구 경제에 미치는 영향: 재정적 대응과 빈곤을 중심으로”. 『보건사회연구』, 35(3), 166-198.
- 이수진 · 임재영. 2013. “의료급여 수급가구의 의료이용 변화에 관한 연구: 2007 년 의료급여 1 종 외래 본인일부부담제도 도입을 중심으로”. 『보건경제와 정책연구』, 19(3), 23-49.
- 이용재. 2018. “소득수준별 노인과 비 노인가구의 의료비 지출이 소득불평등에 미치는 영향”. 『디지털융복합연구』, 16(10), 49-57.
- 이혜재 · 이태진 · 전보영 · 정영일. 2009. “일반층과 저소득층의 의료이용에 영향을 미치는 요인”. 『보건경제와 정책연구』, 15(1), 79-106, p. 83
- 이현옥 · 김교성. 2015. “건강보험 가입자와 의료급여 수급권자의 의료이용과 건강관련 삶의 질”. 『한국사

- 회복지조사연구」, 44, 187-210.
- 조아라. 2021. “코로나19 대응 관련 생활방역(거리두기) 지침에 따른 의료이용 행태변화 분석”. 『고려대학교 보건대학원 석사학위논문』.
- 채수미·김창엽·고수현. 2007. “외래내원 천식환자의 사회경제적 상태에 따른 의료이용의 형평성”. 『보건과 사회과학』, 22, 183-203

국외 학술지

- Adams, J. S. 1965. “Inequity in social exchange”. In *Advances in experimental social psychology* (Vol. 2, pp. 267-299). Academic Press.
- Bleichrodt, H., and Van Doorslaer, E, 2006. A “welfare economics foundation for health inequality measurement”. *Journal of health economics*, 25(5), 945-957.
- Cunningham, P. J., and Hadley, J., 2007, “Differences between symptom-specific and general survey questions of unmet need in measuring insurance and racial/ethnic disparities in access to care”, *Medical Care* 45(9), 842-850
- Halliday, T. J., and Akee, R. Q, 2020. “The impact of Medicaid on medical utilization in a vulnerable population: evidence from COFA migrants”. *Health Economics*, 29(10), 1231-1250.
- Karademas, E. C., Tsagaraki, A., and Lambrou, N. 2009. “Illness acceptance, hospitalization stress and subjective health in a sample of chronic patients admitted to hospital”. *Journal of Health Psychology*, 14(8), 1243-1250.
- Lee, D. W., Jang, J., Choi, D. W., Jang, S. I., and Park, E. C, 2020. “The effect of shifting medical coverage from National Health Insurance to Medical Aid type I and type II on health care utilization and out-of-pocket spending in South Korea”. *BMC health services research*, 20(1), 1-10.
- Lee, H., and Singh, G. K. 2021. “Monthly Trends in Access to Care and Mental Health Services by Household Income Level During the COVID-19 Pandemic, United States, April: December 2020”. *Health Equity*, 5(1), 770-779.
- Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., and Paci, P, 1989. “Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons”. *Oxford review of economic policy*, 5(1), 89-112.

단행본

- 건강보험심사평가원·국민건강보험. 2021. 『2020 National Health Insurance Statistical Yearbook』
- 김윤태·서재욱. 2013. 『빈곤: 어떻게 싸울 것인가』. 파주: 한울
- 김진이. 2020. 『코로나 19 전후 건강보험 진료비 변화와 시사점』. 국회예산정책처. 26, 1-4.
- 박은자·송은솔·최슬기. 2021. 『의료서비스와 의약품 이용에 대한 코로나바이러스감염증-19의 영향과 정책과제』. 보건사회연구원. 1-165

백재중. 2022. 『팬데믹 인권』. 서울: 건강미디어협동조합

조경숙. 2021. 『2020년 코로나19 대유행 시기의 감염병 발생 양상과 건강행태 및 의료이용의 변화』. 질병관리청. 14(39)

최혜지·원영희·남기철. 2021. 『코로나 19 재난 상황에서의 취약계층 인권보장 실태』. 국가인권위원회. 1-469

Strelitz, J. and Lister, R. (Eds.). 2008. 『Why money matters: Family income, poverty and children's lives』. Save the Children UK.

신문기사

경향신문. 2020.06.22. “코로나 5개월...실직·소득 감소·감염 위험 모두 ‘취약층’에 집중”.

한겨레. 2022.01.12. “코로나 전담병원 지정에 국립중앙의료원 취약계층 80여명 거리로”.

경향신문. 2022.03.16. “고용시장 혼풍...취약계층은 비켜갔다”.

연합뉴스. 2022.07.24. “코로나19 취약계층에 더 가혹...소득하위 10% 사망률, 전체의 2배”.

보도자료

통계청. 2022.03.24. “2021 한국의 사회지표”. 보도자료

[제3주제]

코로나19와 삶의 질

-
1. 코로나19와 아동의 정신건강: 아동기 비경제적 사회적 배제를 중심으로
 2. 초·중·고 아동의 방과후 자기보호시간과 주관적 행복감과의 관계:
빈곤과 비빈곤 비교
 3. 한국 사회 삶의 질의 객관적 조건과 주관적 인식 변화의 추이와
상호연관성

코로나19와 아동의 정신건강

- 아동기 비경제적 사회적 배제를 중심으로-

COVID-19 and the Mental Health of Children: Focusing on Child Non-economic Social Exclusion

김소은 (사단법인 부스러기사랑나눔회 국장)

김지선 (한국사회보장정보원 부연구위원)

정수정 (신라대학교 사회복지학과 조교수)

본 연구의 목적은 코로나19가 아동에게 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 아동기 비경제적 사회적 배제라는 복합적 요인을 통해 살펴보고, 대상중심적 접근으로 사회적 배제의 변화를 유형화함으로써 집단별 특성을 탐색하는 것이다. 이를 위해 한국복지패널조사 13차년도와 16차년도의 아동부가조사에 모두 응답한 아동 333명의 자료를 이용하여 코로나19 전후 아동기 비경제적 사회적 배제 변화에 대한 잠재프로파일 분석을 실시하였다. 분석결과, 코로나19 발생 이전인 2018년보다 발생 이후인 2021년에 연구참여자의 아동기 비경제적 사회적 배제 모든 영역의 점수가 높아졌고, 교육적 배제와 사회적 배제의 주관적 경험은 통계적으로 유의미한 수준에서 높아진 것으로 나타났다. 또한, 코로나19 발생 전후 연구참여자의 사회적 배제 변화 유형을 '비배제' 집단과 '배제' 집단, '고위험 배제' 집단의 세 그룹으로 구분하였고, 잠재유형에 따라 사회적 배제 수준과 정신건강의 차이가 있는지 비교하였다. 본 연구를 통해 코로나19 전후 아동기 사회적 배제의 변화 유형을 파악함으로써 아동의 정신건강 증진을 위한 지원방안을 마련하는데 유용한 근거를 제공하였다.

제1절 서론

세계적으로 코로나바이러스감염증-19(이하 코로나19) 상황이 장기화되며 사회적 거리두기가 일상생활에 자리 잡게 됨에 따라 아동의 돌봄 공백, 결식, 수업 결손, 학대 등에 대한 우려의 목소리가 커지고 있다(정익중·이수진·강희주, 2020). 특히 코로나19로 아동의 정신건강 유지 및 관리에 대한 이슈가 사회적인 화두로 대두되었고, 계속되는 코로나 상황에서 빈곤가정의 아동과 같이 사회적 취약계층에 대한 사회적 관심이 요구되었다. 아동기 빈곤의 경험은 아동의 전인적 발달을 방해하는 요인으로 아동의 일상생활 속에서 부정적 변화들을 만들어낸다(정익중·오정수, 2021). 이에 빈곤가정의 아동이 사회적으로 방임되거나 배제되지 않고 심리·정서적으로 건강하게 전인적 성장을 하도록 이끌어주는 것이 중요하다(이수진, 2019). 그러나 코로나19의 장기화 속에서 빈곤가정의 부모는 유연근무제 등 가족친화제도의 혜택을 거의 누리지 못하고 있어 아동의 결식과 돌봄의 공백 등을 해결하는데 어려움을 겪고 있다(Hofferth and Sandberg, 2001). 빈곤가정의 부모가 아동에게 할애할 수 있는 시간이 줄어들고 빈곤가정의 아동과 같이 취약계층

아동이 경험하는 일상의 격차는 더욱 커져감에 따라 심리·정서적 발달에도 부정적 영향을 받을 가능성이 높으며, 보호자 간의 잦은 언쟁과 가정폭력 등에 노출되는 빈도의 증가로 아동의 부정적 심리·정서적 발달이 이루어질 수 있어 주의가 필요하다(박형원, 2004; 정익중·이수진·정수정·유다영, 2022).

물질적 결핍의 다차원적 특징으로 인해 아동빈곤은 생존과 일상생활에 필수적인 재화, 건강, 돌봄, 교육, 안전, 주거 환경 등에 대한 접근성 문제와 직접적으로 아동과 연결되어 있다(여유진, 2018). 즉, 전통적 빈곤의 관점이 경제적 부족함에만 집중한다면 비경제적 요인인 교육, 주거, 건강 등의 요소를 함께 파악하는데 한계가 있을 수밖에 없다(우경연, 2016). 이에 취약계층의 아동빈곤 개념을 정의하고자 할 때, 전통적으로 기본적인 경제적·기본적인 욕구 등의 결핍에서가 아니라 사회적 배제의 개념을 활용한 포괄적 다차원적인 접근으로 아동빈곤 개념을 정의하고자 노력할 필요가 있다(조준용, 2020). 아동이 경험하게 되는 사회적 배제를 고려해본다면, 아동의 성장에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 교육이나 사회화 등을 면밀히 살펴봐야 하고(정은희, 2014), 특히 취약계층의 아동일 경우 대부분 복합적 문제를 경험하고 있으므로 좀 더 포괄적이고 통합적 접근이 필요하다(김현숙·김광혁, 2017). 이처럼 다차원적이고 역동적인 사회적 배제의 개념은 아동의 전인적 성장을 장려하기 위해 사회적 관계망에서의 배제, 심리·사회적 위협, 다양한 자원의 박탈 등을 포괄적 관점에서 아동의 성장 및 발달 상황들을 살펴보기에 적합하다(김소은·정익중, 2022). 따라서 다차원적 비경제적 사회적 배제의 개념을 활용한다면, 전통적인 경제적 결핍의 개념을 탈피하여 아동발달과 관련되는 인간관계, 참여 등의 문제들을 포괄적으로 접근할 수 있을 것이다.

비경제적 사회적 배제를 살펴본 정수정·김소은·정익중(2017)은 아동에게 비경제적 사회적 배제의 경험이 많을수록 아동의 자아존중감이 낮아지는데, 이때 우울과 불안, 위축 등과 같은 심리·정서적 요인이 매개변수로 작용한다고 보고하였다. 비경제적 사회적 배제는 경제적, 비경제적인 요인을 아우르는 다차원적 사회적 배제 지표 속에서 아동이 속한 가구의 소득 등 경제적 요인을 제외한 것으로, 비경제적 사회적 배제 요인은 가족과 사회적 관계, 교육, 지역과 사회적 참여, 건강, 사회적 배제에 대한 주관적 경험 등으로 구성할 수 있다(정수정 외, 2017).

선행연구에 따르면, 정익중(2022)은 코로나19 발생 후 아동의 자살충동 생각여부, 우울불안, 공격성 등이 증가했음을 보고했고 특히 혼밥 등의 관계빈곤을 경험한 아동, 불균등한 여가를 경험한 아동이 행복감에 부정적 영향을 준다는 것을 밝히고 있어 경제적인 요인보다는 그 외 '사람들 간의 관계'와 같은 비경제적인 요인에 많은 사회적 관심이 요구됨을 알 수 있다. 이러한 관계빈곤과 불균등 여가 등 비경제적 배제요인에 의한 아동의 불균형적인 일상은 코로나19 속에서 긍정적 정서에 대한 경험보다는 부정적 정서와 정신건강에 해로운 영향을 줄 우려가 크다(정익중 외, 2022)고 밝힌 연구 결과에서처럼 경제적인 배제요인보다 비경제적인 배제요인이 아동에게 어떤 영향을 주는지 살펴볼 필요가 있다. 코로나 19의 영향으로 아동들의 독서시간, 여가 및 취미(악기 운동 등), 레저 시간은 감소한 반면, 인스턴트 음식 및 카페인 섭취가 늘고, 미디어 이용시간이 증가하였고, 지속된 식생활의 변화, 레저시간 감소 등 사회성 및 건강문제가 염려되는 행동 패턴들이 나타나기 시작했다(김지현 외 2021). 또한 건강보험심사평가원(2022)의 최근 5년(2017~2021년) 우울증과 불안장애 진료현황 분석 보고서에서도 국내 5~14세 우울증 환자가 2017년 6,421명에서 2020년 9,621명으로 증가하였고, 전 연령대와 비교했을 때에도 가파른 증가를 보이는 것으로 나타났다.

이처럼 코로나19는 아동의 정신건강에 크나큰 영향을 미치고 있으며, 이러한 상황은 아동기 비경제적 사회적 배제 역시 심화하였을 것으로 예상할 수 있다. 다만, 아동을 둘러싼 가정이나 사회환경 또는 아동

개인의 특성에 따라 코로나19의 영향이 다를 수 있고, 비경제적 사회적 배제의 변화 양상이 개인에 따라 다를 수 있으므로 본 연구에서는 대상중심적 접근인 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis)을 사용하여 변화유형을 설명하고자 하였다. 본 연구의 목적은 소득이라는 경제적 박탈 지표를 넘어 삶의 다양한 기회 요인인 주거, 교육, 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 배제의 주관적 경험 등이 코로나19 전후 어떻게 변화하였는지 잠재프로파일 분석을 사용하여 변화유형을 구분하고, 이에 따라 아동의 심리·사회적 정신건강에 어떠한 차이가 있는지 살펴보는 데 있다.

제2절 이론적 배경

1. 아동기 사회적 배제

1) 사회적 배제의 개념과 특징

사회적 배제의 개념은 모든 가족과 아동을 포괄하며, 재산, 소비 및 생산, 삶의 범위, 사회적·정치적으로 삶과 밀접하게 관련된 것을 포함한다(Burchardt et al., 1999). 사회적 배제는 개인의 생존과 연관된 기본적인 욕구의 결여, 일상적인 생활 영위를 위한 물질적 자원의 박탈, 그리고 사회 참여 및 관계망의 결여 등의 복합적 요인에 의한 결과라는 점에서 1차원적 요인인 소득을 강조하는 빈곤과 차이가 있다(Barners, 2000). Pierson(2001)은 사회적 배제를 개인이나 가족, 이웃이나 집단으로부터 이들이 사회적, 경제적, 정치적 활동 전반에 참여하기 위해 필요한 자원을 박탈하는 과정이라고 정의하였다(신희정, 2010; 육혜련, 2013). 사회적 배제는 물질적·경제적 부족함과 함께 열악한 교육, 건강, 환경 및 정치적 참여 제한 등 여러 가지 요소들을 복합적으로 결합한 개념으로(정이윤, 2003), 빈곤의 경제적인 측면을 포괄하는 역동적인 과정에 초점을 두는 광의의 다차원적 접근의 개념이다(남기철·김진숙, 2005). 이처럼 사회적 배제는 포괄적 개념으로 경제 빈곤을 포함할 뿐만 아니라 비자발적으로 사회, 정치, 경제, 민족, 문화 등 다차원적인 영역에서 기회가 차단되고 주류사회로부터 자원이 박탈되는 것을 통칭하는 개념이다(박현선·정수정, 2017).

기존의 빈곤에 대해 초점을 둔 것과 달리 사회적 배제에 대한 논의에서 중점을 두고 있는 것은 사회적 관계와 관계성 결여이다(Whiteford, 2001). 사회적 배제는 단순히 개인 및 가구의 소득부족 상태나 실업 상태를 넘어선 심리, 사회적 결여까지 포괄하는 사회적 상호작용의 과정으로 확장되어 개념화되고 있다(문진영, 2004). 사회적 배제는 단순히 고립된 개인의 상황이 아니라 그들이 처해 있는 관계의 통합적인 부분이라는 점에서 관계적이며, 시간, 장소 그리고 환경 등에 의하여 영향을 받는다는 점에서 역동적이고, 사회적 집단, 다양한 제도, 특정 사건, 구체적인 이득으로부터 제외될 수 있다는 점에서 다차원적이라는 특성을 갖는다(Shucksmith, 2001; Reimer, 2004). 사회적 배제는 기존의 경제적인 빈곤 문제를 넘어 사회적 관계 및 관계성 결여에 초점을 두고 빈곤을 초래하는 원인과 빈곤으로 인한 결과를 모두 분석에 포함해야 하기에 사회적 배제를 경험하는 아동이 속한 경제적 상황의 객관적 지표와 가구 소득과 함께 아동발달과 박탈의 문제를 포괄하는 주거, 관계, 참여 등의 사회관계적 지표와 함께 아동의 주관적인 지표를 모두 반영할 수 있다(민혜성, 2005). 따라서 사회적 배제를 극복하기 위해서는 경제적인 사회적 배제보다 비경제적인 사회적 배제의 영역인 심리·사회적 측면과 가족·지역·사회적 관계 등에 더욱 많은 관심을 가져야 한다(심창학, 2001).

2) 사회적 배제와 아동발달

Fahmy(2006)에 의하면, 청소년들의 사회적 배제는 더욱 복잡해지고 장기화되기 때문에 더욱 위험하다. 아동기에 경험하는 사회적 배제는 아동의 신체발달, 인지발달, 사회·정서발달의 저하 등 전체적인 아동기 발달의 지체와 함께 여러 행동 및 부적응의 문제 또는 성적이나 학력성취의 저하를 유발하며 더 나아가 성인기의 결혼생활이나 사회경제적 노동능력에 이르기까지 영향을 미치는 것으로 보고 있다(김현숙 외, 2017). 아동의 사회적 배제에 대한 경험과 배제의 상황은 아동에게 교육기회의 제한, 관계적인 어려움이나 좌절감을 겪게 할 수 있으며 이와 같은 상황과 경험은 아동의 부모가 취약할수록 더 많은 영향을 미칠 수 있는 것으로 나타난다. 특히 아동의 경우 사회적으로 보호받아야 하기에 사회적 배제의 위험에 노출될 가능성이 큰 취약한 대상이며, 성장과정 속 배제의 경험을 예방하기 위한 지원을 위해 사회적 배제의 경험에 대한 다양한 접근이 우선적으로 필요하다(박능후·김재희·장천명, 2016).

취약계층 아동의 경우 고학년으로 올라갈수록 아동의 학교적응은 저하되고 문제행동은 증가하는 것으로 나타났다(이지언·정익중, 2016). 또한, 취약계층 아동에게서 나타나는 문제행동으로 교사관계와 또래관계에서도 원만한 관계를 형성하지 못하며 아동의 학업성취를 저하시켜 학교적응에 어려움을 보이는 것으로 나타났다(Hopson et al., 2011; 이지언 외, 2016). 초기 청소년들에게 경제적 사회적 배제와 가정에서의 사회적 배제가 가장 심각한 것으로 나타났으며, 가정에서의 높은 사회적 배제의 경험은 부모와 함께 가정에서 보내는 시간이 적은 것을 반영하고 초기 청소년의 부모와의 긍정적인 관계 형성이 어려움을 반영하고 있기에 초기 청소년 부모 사이에서 돌봄 지원이 필요하다(김광현, 2020). 또한, 초기 청소년은 성별에 따라 사회적 배제 수준에 있어 차이를 보였는데, 남자 청소년은 또래관계에서의 사회적 배제, 특히 비행경험에 있어서 여자 청소년보다 높은 수준을 보였으며, 여자 청소년은 건강 차원과 학교에서의 사회적 배제 수준이 남자 청소년보다 높은 것으로 나타났다(김광현, 2020). 학교에서의 사회적 배제가 우울에 미치는 영향은 여자 청소년에게서 더 크게 나타났으며, 가정, 학교, 또래관계에서의 사회적 배제가 우울에 미치는 영향 역시 여자 초기 청소년에게서 더욱 높게 나타났다(김광현, 2020).

2. 아동의 정신건강

코로나19로 인해 아동부터 노인까지 많은 사람들이 호흡기 감염질환으로 고통받고 있으며, 더 나아가 정신건강 위협으로까지 이어지고 있다. 정신건강에 대한 세계보건기구의 정의에 따르면 “신체건강과 함께 건강을 구성하는 한 요소로 개인이 자신의 잠재력을 개발하고 삶의 스트레스를 처리하며 만족스러운 인간 관계를 형성하여 성숙한 인격체를 갖추고 있는 상태”로 보고하고(주석진, 2021에서 재인용), 아동기 정신건강 문제를 아동의 인지발달, 사회발달, 정서발달 등을 방해해 결국 사회적 적응에 실패할 수 있는 위험행동으로 정의한다(유희정, 2019).

2020년 7월에 서울시민 약 4천 명을 대상으로 실시되었던 조사결과를 살펴보면, 사회적 거리두기와 여가 생활 부족 등으로 10명 중 4명이 코로나19 이전에 비해 정신건강이 나빠졌음을 토로한 것으로 보고되었다(중앙일보, 2020). 그뿐 아니라, 2020년에 4회차에 걸쳐 실시된 ‘코로나19 국민건강 실태조사’에서도 국민의 약 20%는 중증도 이상의 불안과 우울을 경험한 위험군인 것으로 조사되었다(한국트라우마스트레스학회, 2020). 특히 코로나19가 발생하기 이전인 2018년도의 ‘코로나19 국민건강 실태조사’ 한국사회의 건강조사보다 월등히 높은 수치임(주석진, 2021)을 알 수 있다. 이처럼 코로나19로 인한 정신적 스트레스는 물론이고 정신장애 증가를 가져올 수 있으므로 심리적 방역의 중요함을 강제해도 부족함이 없어 보인다.

최근 아동을 대상으로 한 연구결과에 의하면 아동의 심리·정서적 문제와 문제행동들은 심각한 것으로 보고되고 있어 아동의 돌봄 공백과 아동 방임에 더 많은 관심이 필요한 시점이다(정익중 외, 2020). 유럽 소아 과학협회-유럽 국가 소아과 협회 연합(EPA-UNEPSA)에서 보고되고 있는 것처럼 아동의 코로나 19 감염 가능성은 성인에 비해 비교적 낮은 것으로 나타나, 아동을 감염에 덜 취약한 계층으로 볼 수 있는 특징이 있긴 하나 아동 스스로 문제 해결 능력이 부족하기에 성인보다 심리·정서적 문제에는 취약하다는 것을 잊지 말아야 한다(유희정, 2019; Qiu et al., 2020). 특히 코로나19로 인해 학교가 폐쇄되는 국가가 증가함에 따라 아동의 80%가 부정적 감정을 느꼈다는 Save the Children(2020)의 국제적 조사 결과와 더불어 코로나19 감염이 확산된 지역에서 보호 격리된 아동들이 산만함, 짜증, 과민함, 식용부진, 불안, 분리문제 등이 나타났다고 보고되고 있어 감염병 상황이 심각한 지역일수록 아동의 심리·정서적 문제가 더 높은 것을 알 수 있다(Jiao et al., 2020).

더욱이 취약계층의 아동은 사회적 고립과 굶주림으로 인한 우울증과 불안과 같은 정신건강 문제에 특히 취약한 것으로 나타났다(The Childhood Trust, 2020). 또한 이탈리아와 스페인에서는 77%의 아동들이 집중도가 떨어지고 39%는 안절부절못하고 짜증을 내며, 38%는 초조함을 31%는 고독을 느끼는 것으로 조사되었다(CNN health, 2020.5.14.). 이밖에도 12~18세 중국 청소년 8,079명을 대상으로 한 Zhou 외(2020)의 조사에서는 여학생과 학년이 높을수록 우울과 불안 증상 비율에 있어 차이가 있는 것으로 나타났다.

3. 아동기 사회적 배제와 정신건강

아동기에 경험하는 사회적 배제는 아동의 성장 후 성인이 되었을 때 인지와 행동에 큰 영향을 미치며, 역기능적인 사회적 관계를 형성하게 만든다. 즉, 아동기의 사회적 배제에 대한 경험은 성인이 된 이후 사회와 일치하는 양의 태도를 갖게 될 수 있기에 이를 예방하기 위해서는 아동기의 사회적 배제에 대한 개입이 중요하다(Abrams and Kilen, 2014; 김광현, 2020). 사회적 배제를 경험하는 개인은 기본적 욕구에 대한 좌절과 위협으로 자존감과 자신감이 저하되고, 삶의 만족도가 낮아지며, 다양한 심리적 문제를 경험하고, 상호작용 시 사회적 관계를 맺고 갈등 상황을 해결하고 개선하려는 의지를 갖는데 어려움을 겪는다(Cacioppo and Patrick, 2008; 임광현 외, 2020). 또한 사회적 배제를 경험한 개인은 타인에게 공격성 및 반사회적인 행동들을 보일 수 있으며(이병관 외, 2019; 임광현 외, 2020), 행동적 측면에서도 자신의 행동을 사회·윤리적으로 적절한 수준에서 절제하고 통제하는 능력 또한 감소하는 것으로 나타났다(Baumeister et al., 2005; 오민정·황윤용, 2014; 성현준 외, 2019; 임광현 외, 2020).

사회적 배제는 정신건강에 있어서도 중요한 의미를 갖는데, 영국의 사회적 배제 부서(Social Exclusion Unit, 2004; 김광현, 2020)에서는 ‘사회적 배제의 순환고리(cycle of social exclusion)’를 형성하게 된다고 제시한다. 이에 따르면, 정신건강 문제는 그 자체로도 사회적 배제의 한 차원이며, 특히 낙인효과를 통해 다른 차원의 사회적 배제 수준을 악화시키고, 다양한 차원에서 악화된 사회적 배제는 다시 개인의 정신건강을 악화시킨다고 하였다(McDaid, 2008; 김광현, 2020). 사회적 배제에 대한 경험은 청소년에게 심각한 외상 후 스트레스를 초래하기도 하는데 이는 확고하고 안정적인 자아상의 발달에 장애 및 정신적인 문제를 가져온다(Neyer and Asendorpf, 2001; Roberts and Jackson, 2008; Sampasa-Kanyinga et al., 2014; 오은화, 2018; 하영진, 2019; 임광현 외, 2020). 초기 청소년의 경우 각 차원의 사회적 배제 수준 간의 관계에서 가정에서의 사회적 배제와 건강 차원의 사회적 배제가 가장 높은 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 이는 각 차원의 세부지표에 따라 부모와 대화하고 보내는 시간과 애착관계가 신체적 건강과 큰 상관관계를 가

지고 있음을 의미한다(김광현, 2020). 정수정 외(2017)의 연구에서 아동의 사회적 배제 차원 중에서 비경제적 차원에서의 아동의 사회적 배제가 우울·불안, 위축을 매개로 아동의 자아존중감에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 초기 청소년의 다양한 차원의 사회적 배제 중, 건강 차원에서의 사회적 배제 수준이 우울에 미치는 영향이 가장 높은 것으로 나타났다(한정원, 2017; 김광현, 2020). 청소년에게 가장 흔한 정신건강 문제인 우울은 건강한 발달을 저해할 뿐만 아니라, 자살까지 야기할 수 있는 심각한 문제이다(Brent, Poling and Goldstein, 2011; 김광현, 2020).

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구에서는 한국복지패널 13차년도와 16차년도 가구, 아동부가조사 자료를 이용하였다. 2006년에 7,000가구를 대상으로 구축된 한국복지패널은 저소득가구와 일반가구, 도시와 농어촌 가구를 모두 포함하여 전국적 대표성을 가지고 있다. 본 연구에서는 코로나19 발생 이후 아동기 사회적 배제 지수의 변화를 살펴보고, 사회적 배제 유형별 특성을 확인하기 위해 13차년도 자료와 16차년도 자료를 결합하여 분석에 사용하였다. 한국복지패널 13차년도 아동부가조사는 조사대상 가구원 중 2018년 3월 기준 중학교 1, 2, 3학년 재학 아동 전체를 대상으로 실시하였으며, 402명이 응답하였다. 16차년도 아동부가조사는 조사대상 가구원 중 2021년 3월 기준 고등학교 1, 2, 3학년에 재학 중인 아동 전체를 대상으로 하며, 339명을 조사하였다. 본 연구의 분석대상은 한국복지패널조사 13차년도와 16차년도의 아동부가조사에 모두 응답한 총 333명의 아동 자료이다.

2. 변수정의 및 측정

1) 아동기 사회적 배제

본 연구에서는 아동기 사회적 배제의 측정을 위해 김소은 외(2022)의 아동기 사회적 배제 지수를 활용하였다. 총 7개 영역 27개 지표 중 한국복지패널로 매칭 가능한 문항이 없는 8개 지표(컴퓨터소유, 휴대전화 보유, pc소유, 안전, 만성질환여부, 건강문제유무, 양육방식, 주관적 가정의 경제수준)를 제외하고 주거, 교육, 건강, 가족 및 사회적 관계, 가구의 재정상황, 사회적 배제에 대한 주관적 경험의 총 7개 영역 19개 지표로 아동기 사회적 배제 지수를 측정하였다. <표 1>과 같이 각 영역별 지수를 변환하고, 최종 코딩값에 영역별 가중치를 활용하여 아동기 사회적 배제 지수를 산정하였다.

아동기 사회적 배제를 측정하기 위한 영역별 구체적인 측정문항과 코딩방법은 다음과 같다. 기초생활유구와 소비영역의 중위소득기준은 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 문항을 사용하였다. 주거영역의 주거지 유형은 거주형 주택, 비거주형 주택을 구분하였고, 주거비용은 2달간 집세가 밀린 경험 여부, 주거환경은 지상과 지상이 아닌 지하, 반지하, 옥탑을 구분하여 코딩하였다. 교육영역의 학교중도탈락은 재학여부로, 방과 후 교육은 평일 방과 후 예체능 특기를 배우는 시간을 역코딩하였다. 건강영역은 균형 잡힌 식사에서 1주일간 먹을 것이나 돈이 없어 굶은 경험여부로, 건강상태는 건강하다고 생각한다는 질문을 활용하였고 만성질환 여부와 건강문제 유무에 대한 항목은 별도로 없어 본 연구에서는 제외하였다. 가족 및 사회적 관계 영역은 부모의 지도감독으로 '누구와 있는지 안다', '몇 시에 들어오는지 안다',

‘무엇을 하는지 안다’, ‘어른 없이 집에 있을 때 전화를 한다’라는 항목을 활용하였다. 보호자 부재에 있어 방과 후 같이 있는 보호자가 부모인 경우와 그 외인 경우로, 친구관계는 친한 친구 수로, 학대 경험은 ‘부모님으로부터 심하게 맞은 경험이 있다’, ‘수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 일이 있다’, ‘너만 없으면 속이 편할 거라고 비슷하게 말한 적이 있다’, ‘모욕적인 말을 하였다’, ‘늦게 와도 부모님은 관심이 없다’라는 항목을 활용하였다. 사회적 배제의 주관적 경험은 삶의 목표, 만족에 있어 삶에 만족한다는 항목으로, 자살충동에 대한 문항, 주관적 행복감은 행복감 대한 문항을, 여가 문화 경험은 견학 문화 체험 방문 경험여부로 사용하였다. 아동기 사회적 배제 지수를 산정함에 있어 기초생활육구와 소비에 대한 문항은 총 4개의 항목 중 중위소득 기준 1개 항목만 가능하여 아동기 사회적 배제 지수에서 제외하였고, 가구의 재정상황 항목 역시 응답아동의 경우 해당되는 가구 항목의 지수 값이 산정되지 않아 제외함에 따라 본 연구에서는 아동기 사회적 배제 지수에서 경제적인 배제 영역을 제외한 비경제적인 사회적 배제에 대한 영역만을 활용하여 지수를 산정하였다.

<표 1> 아동기 사회적 배제 지수 영역 및 지표

주요영역	영역별 세부지표(가중치)
기초생활·육구와 소비	중위소득기준(0.047)
주거	주거지유형(0.023), 주거비용(0.017), 주거환경(0.024)
교육	학교중도탈락(0.047), 방과 후 교육(0.015)
건강	균형 잡힌 식사(0.037), 건강상태(0.048)
가족 및 사회적 관계	부모의 지도감독(0.011), 보호자 부재(0.022), 친구관계(0.013), 학대경험(0.041), 또래관계(0.012)
가구의 재정상황	근로능력 가구원 (성인)(0.030), 경제활동 참여 상태(0.042)
사회적 배제의 주관적 경험	삶의 목표·만족도(0.022), 자살충동(0.035), 주관적 행복감(0.024), 여가문화경험*(0.010)

2) 아동 정신건강

아동의 정신건강은 자아존중감, 우울불안, 주의집중, 사회적 위축, 공격성, 자살생각, 주관적 행복으로 구성하였다. 먼저 자아존중감은 ‘내가 적어도 다른 사람만큼은 가치 있는 사람이라고 느낀다’, ‘내가 좋은 자질을 많이 가지고 있다고 느낀다’ 등 13개 문항(4점 척도) 중 ‘내가 실패자라고 느끼는 경향이 있다’와 같은 부정적 문항 5문항을 역코딩한 후 평균점수를 이용하였다. 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach’s α)는 13차년도 .917, 16차년도 .912로 높은 수준인 것으로 나타났다.

우울불안은 ‘외롭다고 불평한다’, ‘지나치게 겁이 많거나 불안해한다’ 등 14개 문항에 대해 전혀 아니다 1점, 그런 편이다 2점, 자주 그렇다 3점으로 측정하였으며, 본 연구에서는 우울불안 문항의 평균점수를 이용하였다. 점수가 높을수록 우울불안이 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach’s α)는 13차년도 .866, 16차년도 .846으로 높은 수준인 것으로 나타났다.

주의집중은 ‘나이에 비해 너무 어리게 행동한다’, ‘집중력이 없고 오래 주의를 기울이지 못한다’와 같은 11개의 문항(3점 척도)의 평균점수를 이용하였고, 점수가 높을수록 주의집중의 수준이 낮다는 의미이다. 문항 간 신뢰도(Cronbach’s α)는 13차년도 .825, 16차년도 .828이었다.

사회적 위축은 ‘혼자 있는 것을 좋아한다’, ‘숨기는 것이 많고 남에게 속을 털어놓지 않는다’ 등 9개 문항(3점 척도)으로 측정하며, 분석에서는 평균점수를 이용하였다. 즉, 점수가 높을수록 사회적 위축이 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach’s α)는 13차년도 .795, 16차년도 .779로 높은 수준이었다.

공격성은 '말다툼을 자주한다', '집에서 말을 안듣는다', '신체적으로 남을 공격한다' 등 19개 문항(3점 척도)의 평균점수를 이용하였으며, 점수가 높을수록 공격성이 높다는 것을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 13차년도 .830, 16차년도 .776으로 나타났다.

자살생각은 '자살을 할까 생각했다', '언제 자살할 것인가에 대해 생각해봤다' 등 자살과 관련된 6개 문항에 대해 전혀 없다 0점부터 거의 매일 6점까지 응답하도록 하였고, 이와 같은 7점 척도 문항의 평균점수를 분석에 이용하였다. 점수가 높을수록 자살생각을 하는 빈도가 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 13차년도 .964, 16차년도 .932로 높은 수준인 것으로 나타났다.

주관적 행복은 '나는 건강하다고 생각한다', '나는 삶에 만족한다' 등 6개 문항(5점 척도) 중 '나는 아무런 이유 없이 무척 외롭다'의 부정적 문항 1문항을 역코딩한 후 평균점수를 이용하였다. 점수가 높을수록 주관적 행복감이 높다는 것을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 13차년도 .764, 16차년도 .836으로 나타났다.

3) 인구사회학적 특성: 성별, 출생연도, 재학현황, 빈곤여부, 지역

인구사회학적 특성으로는 아동의 개인적 특성과 가정환경, 지역환경을 고려하였다. 아동의 개인적 특성으로는 성별(남자/여자), 출생연도, 재학현황을 살펴보고, 재학현황의 경우 13차년도에는 중학교 1학년 재학, 중학교 2학년 재학, 중학교 3학년 재학으로 구성되었으나, 16차년도에는 중학교 3학년 이하 재학, 고등학교 1학년 재학, 고등학교 2학년 재학, 고등학교 3학년 재학, 중학교 및 고등학교 중퇴, 중학교 졸업 후 고등학교 미진학과 같이 보다 세분화되어 구성되었다. 가정환경인 빈곤여부는 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60%를 기준으로 측정한 변수를 이용하였으며, 일반가구는 1, 저소득가구는 2로 코딩하였다. 아동의 지역환경은 5개 권역별 지역구분 변수를 활용하였고, 지역구분은 서울, 광역시, 시, 군, 도농복합군으로 구분된다.

3. 자료분석 방법

첫째, 연구참여자와 주요변수의 특성을 파악하기 위해 빈도분석, 기술통계를 실시하였고, 평균, 표준편차, 빈도 및 비율 등을 산출하였다. 둘째, 코로나19 발생 전후의 아동기 사회적 배제 수준 및 심리·정서적 현황 차이를 살펴보기 위해 대응표본 T검정(A Paired-Difference Test)을 실시하였다. 셋째, 코로나19 발생 전후 아동기 사회적 배제 변화 유형을 분류하기 위해 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis)을 실시하였다. 기존의 변인중심적 접근법은 평균이나 총합처럼 통합적인 데이터를 사용하고 있어 각 개인차이를 실증할 수 없지만, 대상중심적 잠재프로파일 접근법을 사용하게 되면 개별 사례들에서 의미 있는 차이를 실증할 수 있다(Magnusson, 1998). 즉, 대상중심적 잠재프로파일 접근법은 연구자의 연구목적에 따라 특정 시기에 도출 가능한 의미 있는 집단유형을 찾을 수 있어(Chung, Daniel, David, & Karl, 2001), 본 연구에서는 잠재프로파일 분석법을 적용하였다. 마지막으로 교차분석, χ^2 적합도 검증 및 일원배치 분산분석(One-way ANOVA)을 통해 잠재집단별 일반적 현황과 심리·정서적 현황 등을 비교하여 각 집단의 특성을 파악하였다. 본 연구에서는 잠재프로파일분석을 위해 Mplus 7.0을 사용하였고, 이외의 분석은 SPSS 23.0 프로그램을 사용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

한국복지패널 13차, 16차년도 아동 부가조사에 모두 응답한 아동 333명의 일반적 특성을 살펴보면 <표 2>와 같다. 성별을 살펴보면, 남학생이 160명(48%), 여학생이 173명(52%)이었다. 출생연도별로 살펴보면, 2003년에 109명(32.7%), 2004년에 122명(36.6%), 2005년에 100명(30.05%), 2006년에 2명(0.6%)으로 분포되어 있다. 재학현황을 살펴보면, 13차년도에 중학교 1학년 재학 103명(30.9%), 중학교 2학년 재학 116명(34.8%), 중학교 3학년 재학 110명(33.0%), 결측 4명(1.2%)이었다. 16차년도는 중학교 3학년 이하 재학 3명(0.9%), 고등학교 1학년 재학 97명(29.1%), 고등학교 2학년 재학 112명(33.6%), 고등학교 3학년 재학 111명(33.3%), 중학교 및 고등학교 중퇴 3명(0.9%), 중학교 졸업 후 고등학교 미진학 2명(0.6%), 결측 5명(1.5%)이었다.

빈곤여부를 살펴보면, 13차년도에 일반가구 293명(88.0%), 저소득가구 40명(12.0%)이며, 16차년도에는 일반가구 296명(88.9%), 저소득가구 37명(11.1%)이었다. 지역별로는 13차년도에 서울 38명(11.4%), 광역시 105명(31.5%), 시 141명(42.3%), 군 41명(12.3%), 도농복합군 8명(2.4%)이며, 16차년도에는 서울 40명(12.0%), 광역시 102명(30.6%), 시 144명(43.2%), 군 40명(12.0%), 도농복합군 7명(2.1%)이었다.

<표 2> 연구대상자의 일반적 특성

			(단위: 명, %)	
구분			빈도	비율
성별	남		160	48.0
	여		173	52.0
출생연도	2003		109	32.7
	2004		122	36.6
	2005		100	30.0
	2006		2	0.6
재학현황	13차	중학교 1학년 재학	103	30.9
		중학교 2학년 재학	116	34.8
		중학교 3학년 재학	110	33.0
		결측	4	1.2
	16차	중학교 3학년 이하 재학	3	0.9
		고등학교 1학년 재학	97	29.1
		고등학교 2학년 재학	112	33.6
		고등학교 3학년 재학	111	33.3
		중학교 및 고등학교 중퇴	3	0.9
		중학교 졸업 후 고등학교 미진학	2	0.6
결측		5	1.5	
빈곤여부	13차	일반가구	293	88.0
		저소득가구	40	12.0
	16차	일반가구	296	88.9
		저소득가구	37	11.1

구분		빈도	비율	
지역구분	13차	서울	38	11.4
		광역시	105	31.5
		시	141	42.3
		군	41	12.3
		도농복합군	8	2.4
	16차	서울	40	12.0
		광역시	102	30.6
		시	144	43.2
		군	40	12.0
		도농복합군	7	2.1

2. 코로나19 발생 전후 아동기 비경제적 사회적 배제와 심리정서적 현황

아동기 사회적 배제의 측정은 김소은 외(2022)의 아동기 사회적 배제 지수를 활용하여 주거, 교육, 건강, 가족 및 사회적 관계, 가구의 재정상황, 사회적 배제에 대한 주관적 경험의 총 7개 영역을 측정지표로 살펴보았다. 7개의 영역 중 기초생활욕구와 소비 영역과 가구의 재정상황 영역을 제외하여 총 5개 영역 주거, 교육, 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 배제의 주관적 경험을 중심으로 아동기 사회적 배제 지수가 선정되었고, 이는 아동기 사회적 배제에 있어 경제적인 영역을 제외한 비경제적인 영역으로 구성된 아동기 사회적 배제의 지수로 확인되었다.

코로나19 발생 이전인 13차년도와 아동기 사회적 배제와 코로나19 발생 이후인 16차년도의 아동기 사회적 배제를 경제적인 영역을 제외한 5개 영역으로 구분하여 살펴보면 다음과 같다. 주거, 교육, 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 배제의 주관적 경험 모두 13차년도보다 16차년도에 더 높아졌고, 이러한 차이에 대한 통계적 유의성을 검정한 결과 교육과 사회적 배제의 주관적 경험에 있어서 코로나19 전후 평균 차이가 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 즉, 코로나19 발생 이전에 비해 발생 이후 아동의 교육적 배제 수준과 사회적 배제의 주관적 경험이 높아진 것으로 나타났다.

한편, 아동의 심리정서적 현황이 코로나19 발생 전후에 차이가 있는지 확인한 결과, 13차년도의 심리정서적 현황과 코로나19를 경험한 16차년도의 심리정서적인 변화는 자아존중감, 사회적 위축, 공격성, 주관적 행복에서 차이가 나타남을 확인할 수 있다. 즉, 코로나19 발생 이전보다 발생 이후 아동의 자아존중감과 공격성, 주관적 행복감이 낮았고, 사회적 위축은 이전보다 이후에 더 높은 것으로 나타났다.

<표 3> 아동기 사회적 배제 및 심리정서적 현황 평균비교

(단위: 명, %)

구분		M	SD	T-test
주거	13차년도	.03	.25	-1.017
	16차년도	.09	1.16	
교육	13차년도	.73	.75	-4.847**
	16차년도	1.14	1.46	
건강	13차년도	8.36	8.24	-.292
	16차년도	8.47	7.61	
가족 및 사회적 관계	13차년도	19.36	12.78	-1.252
	16차년도	20.33	10.89	
사회적 배제의 주관적 경험	13차년도	35.48	19.50	-2.533*
	16차년도	38.17	17.98	
자아존중감	13차년도	3.16	.51	3.249**
	16차년도	3.07	.49	
우울불안	13차년도	1.26	.30	.157
	16차년도	1.25	.28	
주의집중	13차년도	1.26	.31	-1.128
	16차년도	1.28	.31	
사회적 위축	13차년도	1.26	.32	-3.358**
	16차년도	1.33	.32	
공격성	13차년도	1.13	.18	4.326***
	16차년도	1.09	.13	
자살생각	13차년도	.31	.61	1.230
	16차년도	.25	.57	
주관적행복	13차년도	4.18	.66	6.190***
	16차년도	3.92	.70	

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

3. 아동기 사회적 배제의 유형화

1) 잠재집단 도출

본 연구에서는 코로나19 전후 아동기 사회적 배제 변화 패턴이 유사한 잠재집단을 분류하기 위해 잠재 프로파일분석을 실시하였다. 이를 위해 코로나19 발생 이전에 실시한 13차년도 조사의 '사회적 배제의 주관적 경험'과 코로나19 발생 이후인 16차년도 조사의 '사회적 배제의 주관적 경험' 점수 변화 패턴에 대한 잠재집단을 도출하였다. 최적의 잠재집단 수를 결정하기 위해 집단의 수를 하나씩 늘려가며 모형적합도 지수를 검토하였고, 모형의 간결성과 해석 가능성 등을 전반적으로 검토하는 탐색적인 방법을 사용하였다.

다음의 <표 4>는 잠재집단 수에 따른 모형적합도 지수를 나타낸 것이다. 정보지수인 AIC, BIC, adBIC는 값이 작을수록 적합도가 높다는 것을 의미하는데, 정보지수는 3집단이 적합한 것으로 나타났다. 다음으로 분류의 질을 나타내는 Entropy는 1에 가까울수록 적합도가 개선되는 것으로 판단하는데, Entropy 역시 3집단이 적합한 것으로 나타났다. 마지막으로 LMR과 BLMR의 p-value 값이 유의할 경우 적합도 측면에서 우수하다는 것을 의미하는데, 본 연구에서는 2집단 모형이 0.001 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 즉, 이와 같은 판단기준을 통해 2집단 또는 3집단 모형이 적합하다고 판단하였다.

<표 4> 잠재집단 수에 따른 모형적합도 지수

구분	AIC	BIC	adBIC	Entropy	LMR	BLRT
2-Class	5718.498	5745.155	5722.951	0.631	0.000	0.000
3-Class	5702.419	5740.501	5708.780	0.727	0.173	0.000
4-Class	5708.419	5757.925	5716.688	0.535	0.490	1.000

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

한편, 비통계적 기준을 함께 고려하기 위해 본 연구에서는 잠재집단 분류율을 살펴보았으며, 그 결과는 다음의 <표 5>와 같다. Hill, White, Chung, Hawkins, and Catalano(2000)에 따르면, 잠재집단을 결정할 때 가장 작은 집단의 분류율이 1% 이상 되도록 하는 것이 일반적이다. 따라서 본 연구에서는 최종적으로 3집단 모형을 선택하였다.

<표 5> 잠재계층 분류율

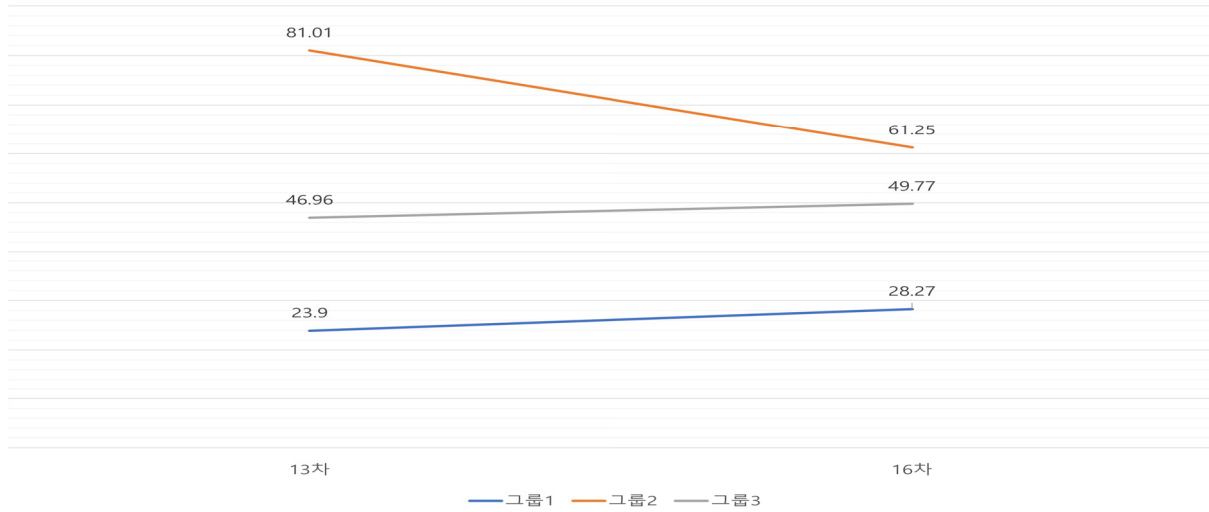
구분	class1	class2	class3	class4
2-Class	64.9	35.1		
3-Class	56.3	4.4	39.4	
4-Class	42.9	3.9	0.0	53.2

2) 잠재집단 간 아동기 사회적 배제 차이

다음의 [그림 1]은 본 연구에서 선택한 3집단 모형의 아동기 사회적 배제가 코로나19 발생 전후에 어떻게 변화하였는지 그래프로 나타낸 것이다. 그림1에는 연구참여자의 56.3%인 190명이 소속되어 있다. 그룹1은 13차년도 23.90점에서 16차년도 28.27점으로 4.37점 높아졌고, 연구참여자의 4.4%인 13명이 소속된 그룹2는 13차년도 81.01점에서 16차년도 61.25점으로 19.76점 낮아졌다. 그룹3의 경우, 소속인원이 130명으로 전체의 39.4%의 비중을 차지하며, 13차년도 48.96점에서 16차년도에는 49.77점으로 0.81점 높아진 것으로 나타났다.

한편, 그룹1은 사회적 배제의 주관적 경험 점수의 전체 평균인 13차년도 35.48점 및 16차년도 38.17점보다 낮은 점수를 보여, 사회적 배제를 경험하지 않았다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 그룹1을 '비배제' 집단으로 명명하였다. 그룹2는 사회적 배제의 주관적 경험 점수가 13차년도에 비해 16차년도에 크게 감소하였으나, 13차년도와 16차년도 모두 세 집단 중 가장 높을 뿐만 아니라 평균보다도 매우 높은 수준이었다. 즉, 그룹2에 속한 아동들은 사회적 배제를 매우 많이 경험하는 것으로 추측되며, 따라서 본 연구에서는 그룹2를 '고위험 배제' 집단으로 명명하였다. 마지막으로 그룹3은 세 그룹 중 중간 수준의 사회적 배제를 경험하며, 전체 평균점수보다는 높은 수준인 것으로 보아, 사회적 배제를 경험하기는 하지만 그룹2에 비해 그 정도가 낮은 것으로 추측된다. 따라서 본 연구에서는 그룹3을 '배제' 집단으로 명명하였다.

[그림 1] 코로나19 전후 아동기 사회적 배제 변화 유형화



다음의 <표 6>은 ‘비배제’, ‘배제’, ‘고위험 배제’ 집단의 13차년도와 16차년도 아동기 사회적 배제 점수를 영역별로 나타낸 것이다. 주거와 교육영역은 세 집단 모두 0.00점에서 1.31점 사이로 낮았고, 집단 간 차이를 발견할 수 없었다. 이와 달리 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 배제에 대한 주관적 경험은 13차년도와 16차년도의 평균점수가 집단 간 차이를 보였고, 이 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

<표 6> 잠재유형별 아동기 사회적 배제 영역 비교

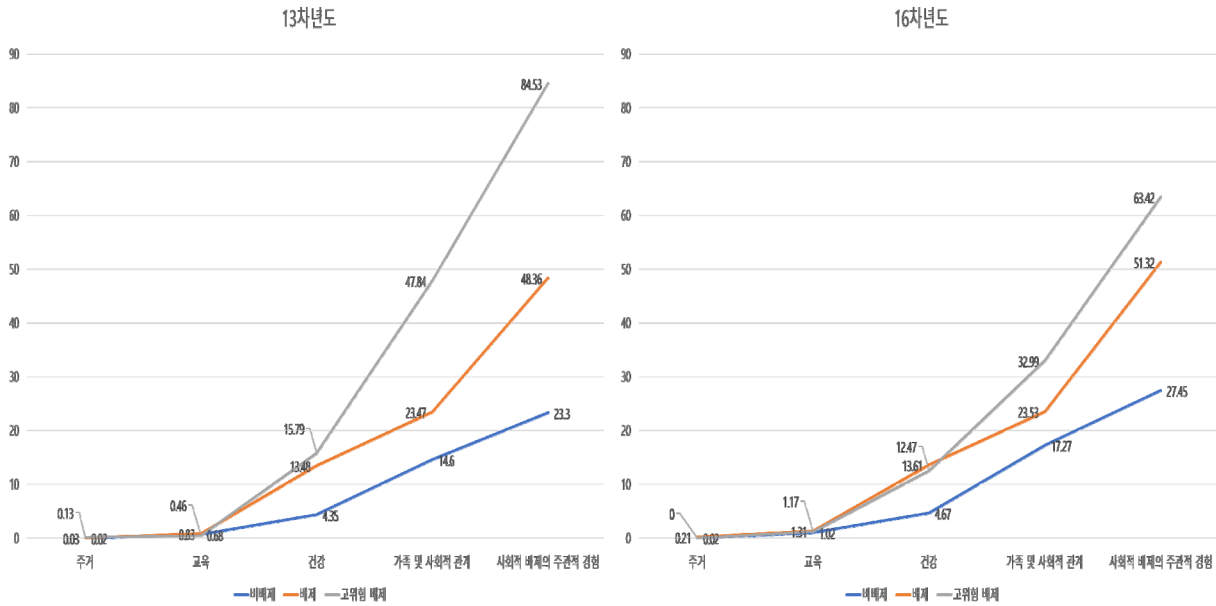
구분(M, SD)		a. 비배제 (n=190)	b. 배제 (n=130)	c. 고위험 배제 (n=13)	F
주거	13차년도(.03, .25)	.02(.21)	.03(.26)	.13(.47)	1.218
	16차년도(.09, 1.16)	.02(.21)	.21(1.84)	.00(.00)	1.050
교육	13차년도(.73, .75)	.68(.75)	.83(.75)	.46(.72)	2.462
	16차년도(1.14, 1.46)	1.02(.85)	1.31(2.05)	1.17(1.29)	1.466
건강	13차년도(8.36, 8.24)	4.35(7.46)	13.48(6.05)	15.79(3.53)	76.962*** (a<b,c)
	16차년도(8.47, 7.61)	4.67(7.26)	13.61(4.50)	12.47(4.77)	81.808*** (a<b,c)
가족 및 사회적 관계	13차년도(19.36, 12.78)	14.60(10.49)	23.47(10.42)	47.84(14.21)	75.524*** (a<b<c)
	16차년도(20.33, 10.89)	17.27(9.68)	23.53(9.62)	32.99(19.42)	25.053*** (a<b<c)
사회적 배제의 주관적 경험	13차년도(35.48, 19.50)	23.30(11.57)	48.36(11.93)	84.53(11.30)	295.746*** (a<b<c)
	16차년도(38.17, 17.98)	27.45(12.24)	51.32(13.05)	63.42(19.27)	158.462*** (a<b<c)

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

[그림 2]는 위의 표를 그래프로 나타낸 것이다. 13차년도보다 16차년도에 집단별 사회적 배제 격차가 줄어든 것으로 보인다. 특히, 가족 및 사회적 관계 영역과 사회적 배제의 주관적 경험 영역의 차이가 두드러지는데, ‘고위험 배제’ 집단의 경우 이 두 영역의 점수가 13차년도와 비교하여 16차년도에 급격히 감소한

반면, ‘배제’ 집단은 그래프의 기울기가 비교적 가팔라진 것으로 나타났다.

[그림 2] 잠재유형별 아동기 사회적 배제 영역 비교



3) 아동기 사회적 배제 유형별 특성

(1) 잠재집단별 일반적 특성

아동기 사회적 배제 유형별 일반적 특성을 살펴본 결과는 다음과 같다.

‘비배제’ 집단(190명)의 성별 구성은 남자 89명(46.8%), 여자 101명(53.2%)으로 여자가 조금 더 많았다. 출생연도는 2003년생이 66명(34.7%)으로 가장 많았고, 2004년생 64명(33.7%), 2005년생 58명(30.5%)으로 그 다음으로 많았으며, 2006년생은 2명(1.1%)인 것으로 나타났다. 재학현황은 고등학교 3학년 재학이 67명(35.3%)으로 가장 많았고, 고등학교 1학년 재학 58명(30.5%), 고등학교 2학년 재학이 56명(29.5%)이었다. 이 밖에도 중학교 및 고등학교를 중퇴하거나(2명, 1.1%), 중학교 졸업 후 고등학교 미진학(1명, 0.5%), 중학교 3학년 이하 재학(1명, 0.5%)인 응답자도 있는 것으로 확인되었다. 아동이 속한 가정의 빈곤여부를 조사한 결과, 일반가구가 170명으로 ‘비배제’ 집단의 89.5%를 차지하였고, 저소득가구라는 응답은 20명(10.5%)인 것으로 나타났다. 마지막으로 아동이 거주하는 지역을 5개 권역으로 구분하여 살펴본 결과, 시 단위의 지역에 거주하는 아동이 89명(46.8%)으로 가장 많았고, 광역시에 거주하는 아동은 57명(30.0%)이었으며, 서울에 거주한다는 응답은 24명(12.6%)으로 나타났다. 군 단위 지역에 거주하는 아동은 20명(10.5%)으로 조사되었고, 도농복합군에 거주한다는 응답은 없었다.

‘배제’ 집단(130명)의 성별 구성은 남자 69명(53.1%), 여자 61명(46.9%)으로 남자의 비중이 더 높았다. 출생연도는 2004년생이 51명(39.2%)으로 가장 많았고, 2003년생 40명(30.8%)과 2005년생 39명(30.0%) 순으로 나타났다. 재학현황은 고등학교 2학년 재학이 51명(39.2%)으로 가장 많았고, 고등학교 3학년 재학 40명(30.8%), 고등학교 1학년 재학이 36명(27.7%)이었다. 이 밖에도 중학교 3학년 이하 재학이라는 응답이 2명(1.5%), 중학교 졸업 후 고등학교 미진학이 1명(0.8%)으로 확인되었다. 아동이 속한 가정의 빈곤여부를 조사한 결과, 일반가구가 116명으로 ‘배제’ 집단의 89.2%를 차지하였고, 저소득가구라는 응답은 14명(10.8%)

인 것으로 나타났다. 마지막으로 아동이 거주하는 지역을 5개 권역으로 구분하여 살펴본 결과, 시 단위의 지역에 거주하는 아동이 48명(36.9%)으로 가장 많았고, 광역시에 거주하는 아동은 43명(33.1%)이었다. 군 단위 지역에 거주하는 아동은 19명(14.6%)으로 그다음으로 많았으며, 서울에 거주하는 아동은 15명(11.5%)이었고, 도농복합군에 거주한다는 응답은 5명(3.8%)으로 나타났다.

‘고위험 배제’ 집단(13명)의 성별 구성은 남자 2명(15.4%), 여자 11명(84.6%)으로 대다수가 여학생이었다. 출생연도는 2004년생이 7명(53.8%)으로 가장 많았고, 2003년생과 2005년생이 각각 3명(23.1%)이었으며, 2006년생은 없었다. 재학현황은 고등학교 2학년 재학이 5명(38.5%)으로 가장 많았고, 고등학교 3학년 재학 4명(30.8%), 고등학교 1학년 재학이 3명(23.1%)이었다. 중학교 및 고등학교를 중퇴하였다는 응답도 1명(7.79%)으로 확인되었다. 아동이 속한 가정의 빈곤여부를 조사한 결과, 일반가구 10명(76.9%)과 저소득가구 3명(23.1%)으로 나타났다. 마지막으로 아동이 거주하는 지역을 5개 권역으로 구분하여 살펴본 결과, ‘비배제’ 집단과 마찬가지로 시 단위의 지역에 거주하는 아동이 7명(53.8%)으로 가장 많았고, 광역시에 거주하는 아동과 도농복합군에 거주한다는 응답은 각 2명(15.4%)이었으며, 서울 거주 아동과 군 단위 지역에 거주하는 아동은 각 1명(7.7%)으로 나타났다.

한편, 일반적 특성 중 성별과 지역구분의 잠재집단별 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 아동기 사회적 배제 집단유형에 따라 성별과 아동의 거주지역이 차이가 있는 것으로 확인되었다.

<표 7> 아동기 사회적 배제 유형별 일반적 특성

(단위: 명, %)

구분		빈도(%)				x2
		a. 비배제 (n=190)	b. 배제 (n=130)	c. 고위험 배제 (n=13)	전체 333명(100.0%)	
성별	남	89(46.8)	69(53.1)	2(15.4)	160(48.0)	.756*
	여	101(53.2)	61(46.9)	11(84.6)	173(52.0)	
출생연도	2003	66(34.7)	40(30.8)	3(23.1)	109(32.7)	2.776
	2004	64(33.7)	51(39.2)	7(53.8)	122(36.6)	
	2005	58(30.5)	39(30.0)	3(23.1)	100(30.0)	
	2006	2(1.1)	0(0.0)	0(0.0)	2(0.6)	
재학현황	중학교 3학년 이하 재학	1(0.5)	2(1.5)	0(0.0)	3(0.9)	3.998
	고등학교 1학년 재학	58(30.5)	36(27.7)	3(23.1)	97(29.1)	
	고등학교 2학년 재학	56(29.5)	51(39.2)	5(38.5)	112(33.6)	
	고등학교 3학년 재학	67(35.3)	40(30.8)	4(30.8)	111(33.3)	
	중학교 및 고등학교 중퇴	2(1.1)	0(0.0)	1(7.7)	3(0.9)	
	중학교 졸업 후 고등학교 미진학	1(0.5)	1(0.8)	0(0.0)	2(0.6)	
빈곤여부	일반가구	170(89.5)	116(89.2)	10(76.9)	296(88.9)	1.201
	저소득가구	20(10.5)	14(10.8)	3(23.1)	37(11.1)	
지역구분	서울	24(12.6)	15(11.5)	1(7.7)	40(12.0)	14.981**
	광역시	57(30.0)	43(33.1)	2(15.4)	102(30.6)	
	시	89(46.8)	48(36.9)	7(53.8)	144(43.2)	
	군	20(10.5)	19(14.6)	1(7.7)	40(12.0)	
	도농복합군	0(0.0)	5(3.8)	2(15.4)	7(2.1)	

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

(2) 아동기 사회적 배제 유형과 정신건강

본 연구에서는 아동기 사회적 배제 유형에 따라 아동 정신건강에 차이가 있는지 확인하기 위하여 일원 배치 분산분석(One-way ANOVA)을 실시하였고, 그 결과는 다음 <표 8>과 같다. 자아존중감과 우울불안, 공격성, 자살생각, 주관적행복감에서 집단 간 차이의 통계적 유의성을 확인할 수 있었다. 주의집중과 사회적 위축의 집단 간 차이는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

자아존중감의 평균점수는 '비배제' 집단이 3.15점(SD=.48)으로, 사후분석 결과 '배제' 집단 2.97점(SD=.48)보다 높은 것으로 나타났다. 우울불안은 '고위험 배제' 집단이 1.53점(SD=.40)으로 가장 높았으며, 이는 '비배제' 집단(1.22점)과 '배제' 집단(1.27점)보다 높은 수준이었다. 공격성도 '고위험 배제' 집단(1.21점)이 '비배제' 집단(1.07점)과 '배제' 집단(1.09점)보다 높았으며, 자살생각 역시 '고위험 배제' 집단(.72점)이 '비배제' 집단(.49점)과 '배제' 집단(.27점)보다 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 주관적 행복감의 경우, '비배제' 집단이 4.04점(SD=.70)으로 나타났는데, 사후분석 결과 '배제' 집단 3.79점(SD=.65)보다 높은 수준이었다.

사후분석 결과를 통해 정신건강의 긍정적인 변수라고 할 수 있는 자아존중감과 주관적 행복감에서는 '비배제' 집단과 '배제' 집단이 유의미한 수준에서 차이가 나는 것으로 나타났고, 반대로 부정적인 변수라고 할 수 있는 우울불안, 공격성, 자살생각에서는 '고위험 배제' 집단이 나머지 두 집단보다 높은 수준을 보인다는 것을 알 수 있다. 즉, '비배제' 집단은 '배제' 집단보다 정신적으로 건강한 집단이라고 할 수 있고, '고위험 배제' 집단은 '배제' 또는 '비배제' 집단에 비해 정신건강이 취약한 집단이라고 추측된다. 다만, '고위험 배제' 집단의 경우 표본수가 적어 '비배제' 집단, '배제' 집단과의 차이 검증에서 통계적인 유의성을 확인하는데 제한적이었을 것으로 판단된다.

<표 8> 아동기 사회적 배제 유형과 정신건강

구분	a. 비배제 (n=190)	b. 배제 (n=130)	c. 고위험 배제 (n=13)	F
자아존중감	3.15(.48)	2.97(.47)	2.89(.58)	6.379** (a>b)
우울불안	1.22(.27)	1.27(.27)	1.53(.40)	8.113*** (a,b<c)
주의집중	1.25(.30)	1.32(.33)	1.38(.29)	2.425
사회적 위축	1.30(.31)	1.35(.34)	1.46(.39)	2.076
공격성	1.07(.12)	1.09(.13)	1.21(.19)	7.038** (a,b<c)
자살생각	.20(.49)	.27(.51)	.72(1.40)	5.333** (a,b<c)
주관적 행복감	4.04(.70)	3.79(.65)	3.58(.93)	6.462** (a>b)

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

제5장 논의

2019년 11월에 최초로 발생하여 2020년부터 전 세계적으로 확산된 코로나19는 우리의 삶에 많은 변화를 가져왔고, 그중에서도 아동은 코로나19로 인한 영향에서 가장 취약한 집단이라고 할 수 있다. 학교 폐쇄 및 비대면 교육 확대로 인해 학습뿐만 아니라 대인관계의 어려움을 경험하였고, 일상 불균형의 증가로

인해 불안, 걱정, 무기력, 우울 등 심리·정서적 문제가 더욱 심각해진 것으로 보고되고 있다(정익중 외, 2020; Jiao et al., 2020). 아동에 대한 코로나19의 영향을 살펴본 많은 연구에서 가정의 경제적 상황이나 빈곤 비빈곤 여부에 초점을 두고 코로나19가 아동에 미치는 영향이 소득수준에 따라 차이가 발생한다고 보고하였다(정익중 외, 2020; 김지우·김나영·남재현, 2021). 본 연구에서는 가정의 경제적 상황 이외에 아동이 처한 환경이나 이들의 경험을 복합적으로 고려하기 위하여 아동기 사회적 배제, 그중에서도 비경제적 배제의 개념을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 한국복지패널 13차년도와 16차년도의 가구, 아동부가조사 자료를 이용하여 코로나19 전후 아동기 사회적 배제의 변화를 잠재프로파일 분석을 통해 유형화하고, 집단별 특성을 살펴보았다. 주요 분석결과와 이를 통한 함의는 다음과 같다.

첫째, 코로나19 발생 이전인 2018년보다 발생 이후인 2021년에 연구참여자의 아동기 비경제적 사회적 배제 모든 영역의 점수가 높아졌고, 교육적 배제와 사회적 배제의 주관적 경험은 통계적으로 유의미한 수준에서 높아진 것으로 나타났다. 코로나19 이전보다 이후에 아동의 교육적 배제 수준이 높아진 것은 바이러스 확산 방지를 위해 등교를 중단하고 비대면 온라인 교육으로 학교 수업 방식을 전환하는 등 교육환경의 변화에 따른 결과인 것으로 판단된다(정정호 외, 2021; 장혜림·이세원, 2022). 또한, 사회적 배제의 주관적 경험을 구성하는 세부항목이 삶의 목표와 만족도, 자살충동, 주관적 행복감, 여가문화경험 등이라는 것을 고려할 때, 사회적 배제의 주관적 경험 수준이 높아진 본 연구결과는 코로나19 발생 이전보다 이후에 아동의 전반적인 삶의 질이 저하되었음을 의미한다. 아동에게 학교생활과 그곳에서 이루어지는 대인관계와 다양한 활동은 일상을 이루는 매우 중요한 요소이며, 코로나19 감염예방을 위해 학교에 가지 못하고 가정에 머물러야 하는 상황은 일상의 균형이 깨지는 스트레스 요인이 된다(정익중 외, 2022). 코로나 이전 시기에 자유롭게 이루어지던 방과후 교육활동과 여가문화활동들이 제한되고 아동들의 경험에 대한 제약들이 많아지면서 아동들의 일상은 코로나로 인해 대부분 실내 활동으로 전환되며 일상생활의 양상이 달라졌다. 이러한 일상불균형은 아동의 삶의 질이 저하되고 사회적 배제의 주관적 경험 수준이 높아지는 등 아동발달 전반에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 따라서 코로나19 유행이 지속되는 현시점에 감염 위험을 최소화하면서 아동의 교육과 일상생활 속 다양한 경험과 활동을 유지할 수 있는 방안을 마련해야 할 것이다.

둘째, 코로나19 전후 아동의 심리정서적 현황에 차이가 있는지 살펴보았고, 그 결과 자아존중감과 사회적 위축, 공격성, 주관적 행복감에서 통계적 유의성을 확인할 수 있었다. 즉, 연구참여자의 자아존중감과 주관적 행복감은 코로나19 발생 이전인 13차년도보다 발생 이후인 16차년도에 유의미한 수준으로 낮아졌고, 사회적 위축과 공격성은 13차년도보다 16차년도에 유의미한 수준으로 높아졌다. 이와 같은 결과는 코로나19가 아동의 정신건강에 부정적인 영향을 미친다고 보고한 기존 연구(유희정, 2019; 정익중 외, 2020; Jiao et al., 2020; Qiu et al., 2020)를 지지하는 것이다. 특히, 코로나19 상황은 아동으로 하여금 무언가를 '해야 할 것'보다는 '하지 말아야 할 것'을 요구하게 되는데, 이러한 활동의 제약 속에서 이들의 자아존중감이 저하되고 사회적 위축감은 높아진 것으로 보여진다. 즉, 다른 사람을 만나지 못하고 집안에 머무르는 시간이 많아질수록 무기력감을 경험하거나 심리적으로 위축되어 주관적 행복감 역시 낮아지게 되는 것이다. 2020년 청소년 자살 현황은 인구 10만 명당 11.1명으로, 최근 5년간 청소년 자살자 수가 지속적으로 증가하는 등(보건복지부, 한국생명존중희망재단, 2022) 우리나라 청소년의 정신건강은 매우 위험한 수준이다. 여기에 코로나19 발생과 그로 인한 사회적 위험 증가에 따라 아동의 정신건강이 더욱 위협을 받는 것으로 판단된다. 따라서 아동의 보호자와 학교 및 지역사회에서 이들을 보호하기 위한 노력이 필요하다. 아

동이 심리·정서적으로 안정적인 생활을 할 수 있도록 위협요인이 되는 요소를 제거하기 위한 노력은 물론이고, 아동이 심리적인 어려움을 경험할 때 상담과 치료 등을 적기에 받을 수 있도록 인프라 구축과 제도개선이 이루어져야 할 것이다.

셋째, 코로나19 발생 전후 연구참여자의 비경제적 사회적 배제 변화유형을 확인하기 위해 잠재프로파일 분석을 실시한 결과, 아동기 비경제적 사회적 배제에 대한 세 가지 유의한 잠재유형을 도출하였다. 본 연구에서는 이들 집단을 ‘비배제’ 집단과 ‘배제’ 집단, ‘고위험 배제’ 집단으로 명명하였다. ‘비배제’ 집단은 코로나19 이전과 이후 모두 사회적 배제 수준이 가장 낮았으며, 연구대상자 전체 평균보다도 낮은 점수로 나타났다. ‘배제’ 집단에 속한 아동은 ‘비배제’ 집단 및 전체 평균보다 높은 수준의 비경제적 사회적 배제를 경험하고 있었다. 마지막으로 ‘고위험 배제’ 집단 아동의 경우, 비경제적 사회적 배제 수준이 세 집단 중 가장 높은 것으로 판단하였다. 한편, 세 집단의 비경제적 사회적 배제 점수는 코로나19 발생 전후 다소 변화가 있었고, ‘고위험 배제’ 집단의 경우 코로나19 발생 이전인 13차년도 점수보다 16차년도에 크게 감소한 것으로 나타났다. 그럼에도 이들 집단의 비경제적 사회적 배제 수준은 시간의 변화에 따라 달라지지 않았다. 이러한 결과를 통해 사회적 배제 수준이 비교적 오랫동안 고착화되어 지속되는 특성을 가지고 있다는 사실을 알 수 있다. 즉, 사회적 배제 수준이 높은 집단에 속한 아동은 오랜 기간 다양한 영역의 사회적 배제의 상태를 경험하며 성장할 가능성이 높은 것이다. 아동기 사회적 배제 경험은 아동발달 전반에 부정적인 영향을 미치므로, 이를 예방하거나 개선하기 위한 개입과 지원이 필요하다(김현숙 외, 2017; 박능후 외, 2016).

넷째, 아동기 사회적 배제 유형에 따라 아동의 인구통계학적 특성이나 정신건강에 차이가 있는지 확인하기 위하여 집단별 특성을 비교하였고, 그 결과 아동의 일반적 특성에서는 성별과 지역구분, 심리정서적 특성에서는 자아존중감과 우울불안, 공격성, 자살생각, 그리고 주관적 행복감에서 집단 간의 유의미한 차이를 발견하였다. 일반적 특성 중 출생연도, 재학현황 및 빈곤여부, 그리고 심리정서적 특성 중 주의집중, 사회적 위축에서는 집단 간 차이가 통계적으로 유의미하지 않았다. ‘비배제’와 ‘배제’ 집단에 속한 아동은 남성과 여성이 비교적 비슷한 비율로 구성된 것과 달리, ‘고위험 배제’ 집단은 여성의 비중이 높은 것으로 나타났다. 이는 건강과 관계 그리고 주관적 경험에 있어 여성이 상대적으로 더 취약할 수 있기에 성별을 고려한 접근이 필요성을 시사한다. 지역 구분에서는 ‘고위험 배제’ 집단에서 시, 광역시와 도동복합군에 거주한다는 응답의 비중이 높은 것으로 확인되어, 사회적 배제에 대한 지역적 특성 역시 고려할 필요가 있다. 즉, 아동기 비경제적 사회적 배제에 있어 지역사회의 환경과 자원에 따라 차이가 발생할 수 있으므로 사회적 배제에 대한 취약지역의 특성을 파악하고, 이에 따른 별도의 지원이 이루어져야 한다. 또한, 본 연구결과는 아동기 비경제적 사회적 배제는 아동의 정신건강과 밀접한 관계가 있다는 선행연구(Neyer and Asendorpf, 2001; Roberts and Jackson, 2008; Sampasa-Kanyinga et al., 2014; 정수정 외, 2017; 오은화, 2018; 하영진, 2019; 임광현 외, 2020)를 지지하는 것으로 나타났다. 특히, 정신건강의 긍정적 차원이라고 할 수 있는 자아존중감과 주관적 행복감에 있어서는 ‘비배제’ 집단이 ‘배제’ 집단보다 높았으나, 부정적 차원인 우울불안과 공격성, 자살생각은 ‘고위험 배제’ 집단이 가장 높은 것으로 확인된 것은 주목할만한 결과라고 할 수 있다. 즉, ‘고위험 배제’ 집단의 아동은 정신건강에 취약한 집단이라고 할 수 있으며, 따라서 이들에 대한 전문적이고 체계적인 심리정서적 지원이 필요할 것이다.

다섯째, 본 연구에서는 아동기 비경제적 사회적 배제의 영역별 점수가 잠재유형에 따라 차이가 있는지 살펴보았으며, 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 배제의 주관적 경험 영역에서 집단 간 유의미한 차이를

발견하였다. 특히, 집단에 따라 코로나19 발생 이후 영역별 점수 변화 양상이 다소 다르게 나타나는 것을 확인할 수 있는데, ‘비배제’ 집단과 ‘배제’ 집단은 건강, 가족 및 사회적 관계, 사회적 관계의 주관적 경험의 점수가 13차년도보다 16차년도에 더 높아진 것으로 나타났다. 반대로 ‘고위험 배제’ 집단은 해당 영역의 점수가 13차년도보다 16차년도에 오히려 줄어들었고, 사회적 배제의 주관적 경험 점수 또한 코로나 이전에 비해 낮아진 것으로 확인되었다. 이는 비경제적 사회적 배제 수준이 비교적 낮은 그룹에 속한 아동이 코로나19의 영향을 오히려 더 많이 받았거나, 취약계층 아동을 위한 긴급돌봄이나 지역아동센터와 같은 일부 사회복지서비스가 코로나19 확산 중에도 지속적으로 제공되어 ‘고위험 배제’ 집단 아동의 사회적 배제 수준이 더 이상 높아지지 않고 감소하는 결과로 이어졌음을 추측할 수 있다. 또한, 이러한 결과는 코로나19의 영향으로부터 가장 취약한 대상은 아동이며, 특히 빈곤가정의 아동이 비빈곤가정의 아동보다 부정적 영향의 정도가 더욱 큰 것으로 보고하는 다수의 선행연구(정익중 외, 2020; 김지우 외, 2021)와 다소 차이가 있다. 이를 통해 코로나19의 영향을 단순히 가정의 빈곤여부만으로 살펴볼 것이 아니라, 식습관 및 대인관계, 및 심리·정서적인 요소와 같이 보다 다양한 요인들을 복합적으로 고려해야 한다는 것을 알 수 있다. 또한, 아동은 코로나19로 인해 더 많은 배제의 경험을 하며, 이는 사회적 배제 수준이 상대적으로 낮은 아동이라고 해서 안전하다는 것을 뜻하지 않음을 의미하기도 한다. 따라서 코로나19의 부정적 영향으로부터 아동을 보호하기 위해서는 빈곤가정 또는 취약계층 아동 등으로 그 대상을 제한하기보다는 아동 전체에게 보편적 서비스를 지원할 필요가 있을 것이다. 이때 ‘고위험 배제’ 집단의 사회적 배제의 수준이 일부 낮아진 것에 대한 사회복지서비스에서의 긍정적인 측면을 도출함으로써 코로나 시기를 보내는 아동을 대상으로 하는 사회복지서비스 개입의 방향과 전략을 모색할 수 있을 것이다.

본 연구는 코로나19가 아동에게 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 아동기 비경제적 사회적 배제라는 복합적 요인을 통해 살펴보고, 대상중심적 접근으로 사회적 배제의 변화를 유형화함으로써 집단별 특성을 탐색하였다는 데 의미가 있다. 이 연구는 코로나19 발생 이후 아동의 사회적 배제 수준과 정신건강이 어떻게 변화하였는지 확인하고, 아동에 대한 지원방안을 모색하는 데 기초자료로 활용할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 건강보험심사평가원. 2022. 「최근5년(2017~2021년)우울증과 불안장애 진료현황 분석」. 건강보험심사평가원.
- 김광현. 2020. “초기 청소년의 사회적 배제 유형과 우울의 관계: 퍼지집합이론을 이용하여”. 『사회복지연구』. 51(1). 173-206.
- 김소은·정익중. 2022. “사회적 배제의 지수 개발- 델파이조사와 AHP조사를 중심으로”. 『한국사회복지학』. 74(2). 79-103.
- 김지우·김나영·남재현. 2021. “코로나19와 불평등: 코로나19가 아동의 인적자본투자에 미치는 영향”. 『한국아동복지학』. 70(2). 167-195.
- 김지현·김동훈·조미라·배윤진·김혜진·박은영. 2021. 『한국아동성장발달 중단 연구 2021(한국아동 패널Ⅱ)』. 육아정책연구소
- 김현숙·김광혁. 2017. “사회적 배제가 학업성취도에 영향을 미치는 과정-부모양육태도와 아동정신건강의 매개효과를 중심으로”. 『한국학교사회복지』. 39(1). 25-48.
- 남기철·김진숙. 2005. “빈곤에 대한 사회복지실천과 반배제적 실천 원리”. 『사회복지연구』. 26(1). 123-150.
- 문진영. 2004. “사회적 배제의 국가 간 비교연구 - 프랑스, 영국, 스웨덴을 중심으로”. 『한국사회복지학』. 56(3). 253-277.
- 민혜성. 2005. “AHP를 이용한 패밀리 레스토랑의 서비스 수준연구”. 『한국외식산업학회지』. 1(1). 41-70.
- 박능후·김재희·장천명. 2016. “개인의 객관적 배제와 주관적 배제 격차에 관한 연구”. 『사회복지정책』. 42(2). 186-218.
- 박현선·정수정. 2017. “결혼이주여성이 경험하는 다차원적 사회적 배제 영역간의 종단적 상호관계”. 『한국가족복지학』. 56(1). 197-224.
- 박형원. 2004. “가정폭력 노출 아동의 공격행동 감소 프로그램 개발을 위한 참여연구”. 『한국아동복지학』. 17(1). 101-130.
- 성현준·임광현·최미희·이수정. 2019. “청소년기 사회적 배제 경험이 우울감에 미치는 영향 - 소년원생을 대상으로”. 『소년보호연구』. 32(2). 171-206.
- 신희정. 2010. “여성 가구주의 빈곤에 영향을 미치는 사회적 배제 요인에 관한 시론적 고찰”. 『사회과학연구』. 26(1). 315-342.
- 심창학. 2001. “사회적 배제 개념의 의미와 정책적 함의: 비교 관점에서의 프랑스를 중심으로”. 『한국사회복지학』. 44(1). 178-208.
- 여유진. 2018. “아동빈곤의 현황과 정책과제”. 『보건복지포럼』. 259(1). 25-39.
- 오민정·황윤용. 2014. “사회적 배제는 윤리적 소비행동을 감소시키는가?”. 『소비자학연구』. 25(4). 181-203.

- 오은화. 2018. "청소년이 지각한 또래애착이 사회적 위축에 미치는 영향: 자아정체감의 매개효과". 『청소년 상담연구』. 26(1). 105-123.
- 우경연. 2016. "아동의 사회적 배제에 대한 극복개입방안". 『아동복지연구소』. 2016(2). 1-110.
- 유희정. 2019. "국내 논문을 중심으로 살펴본 아동의 정신건강 연구동향 분석." 『학습자중심교과교육연구』. 19(15). 645-672.
- 육혜련. 2013. "청소년인터넷 입소 가출청소년의 사회적 배제와 우울, 불안과의 관계 연구". 『보건사회연구』. 33(4). 245-274.
- 이병관·윤태웅·노환호·임혜빈. 2019. "한국형 사회적 배제 경험 척도 개발 및 타당화 연구". 『한국심리학회지: 소비자·광고』. 20(1). 127-152.
- 이지연·정익중. 2016. "취약계층 아동의 문제행동과 학교적응 발달궤적의 예측요인". 『한국아동복지학』. (54). 173-197.
- 임광현·신나영·성현준·최미희·이수정. 2020. "소년원생의 사회적 배제 경험이 경계선적 성격 특성에 미치는 영향". 『청소년상담연구』. 28(1). 411-429.
- 장혜림·이세원. 2022. "코로나19 시기 아동·청소년의 교육환경 변화와 경험에 관한 질적 연구". 『한국가족복지학』. 69(2). 5-31.
- 정수정·김소은·정익중. 2017. "비경제적 사회적 배제가 아동의 자아존중감에 미치는 영향: 우울·불안, 위축의 매개효과". 『아동과 권리』. 21(4). 605-629.
- 정은희. 2014. "박탈지표를 이용한 아동빈곤집단의 특성과 정책과제". 『한국보건사회연구』. 237(1). 1-8.
- 정이윤. 2003. 『사회적 배제의 개념과 지표 평가』. 빈곤없는세상 연구보고서.
- 정익중. 2022. "제21차 아동복지포럼-2022 아동행복지수 '아이들의 행복 격차를 좁히다'". 초록우산 어린이재단 아동복지포럼 발표자료.
- 정익중·오정수. 2021. 『아동복지론』. 학지사.
- 정익중·이수진·강희주. 2020. "코로나19로 인한 아동일상 변화와 정서 상태". 『한국아동복지학』. 69(4). 59-90.
- 정익중·이수진·정수정·유다영. 2022. "코로나19 시기, 아동의 일상균형과 빈곤가구 여부에 따른 행복감 비교". 『보건사회연구』. 42(1). 299-315.
- 정정호·김선숙·김희주·장혜림·김시아. 2021. "코로나19 시기, 초등학교 1학년 아동 양육자의 양육경험과 스트레스에 관한 연구". 『학교사회복지』. 55(1). 153-185.
- 조준용. 2020. "다차원적 아동빈곤 경험이 아동발달에 미치는 영향에 대한 질적연구". 『한국콘텐츠학회』. 20(2). 182-196.
- 주석진. 2021. "코로나 19로 인한 생활변화가 아동과 보호자의 정신건강에 미치는 영향 - 부산지역을 중심으로". 『한국아동복지학』. 70(2). 67-99.
- 하영진. 2019. "가족의 구조·기능적 특성과 청소년의 사회적 배제 수준이 청소년의 비행지속에 미치는 영향". 『인문사회21』. 10(2). 575-586.

- 한정원. 2017. “자기회귀교차지연 모델을 활용한 청소년 우울과 신체화 증상의 인과관계”. 『한국산학 기술 학회논문지』. 18(6). 646-652.
- 한국트라우마스트레스학회. 2020년 5월 8일. “코로나바이러스감염증-19 1차 국민 정신건강 실태조사.” <http://kstss.kr/?p=1370>.
- 중앙일보. 2020. 9. 21. “서울시민 열 중 넷 코로나19로 정신건강 나빠졌다”. <https://news.joins.com/article/23876655>
- Abrams, D., and Kilen, M., “Social exclusion of children: Developmental origins of prejudice”, *Journal of Social Issues*, 70(1), 2014, 1-11.
- Barnes, M., Heady. C., Middleton, S., Millan, J., Papadopolous, F. and Tsakoglou, P., “Poverty and Social Exclusion in Europe”, Northampton, Mass: *Edward Elgar*, 2002.
- Baumeister, R. F., DeWall, C. N., Ciarocco, N.J. and Twenge, J. M., “Social exclusion impairs self-regulation”, *J Pers Soc Psychol*. 88(4), 2005, 589-604.
- Brent, D.A., Poling, K.D., and Goldstein, T.R., “Treating depressed and suicidal adolescents: A Clinician’s guide”, New York: *Guilford Press*. 2011.
- Burchardt, T., J. Le Grand, and D. Piachaud., “Social exclusion in Britain 1991-1995”, *Social Policy and Administration*, 33(3), 1999, 227-244.
- Cacioppo, J. T. and Patrick, W., “Loneliness: Human nature and the need for social connection”, *WW Norton & Company*, 2008.
- Chung I. J., Daniel S. N., David H. J., and Karl G . H., “관찰 대상 중심적 접근을 통한 청소년비행의 발달궤적 연구”, *사회복지연구*, 7(1), 2001, 197-218.
- Fahmy, E., “Youth, poverty and social exclusion. In: C. Pantazis, D. Gordon & R. Levitas (ed.), *Poverty and social exclusion in Britain*”, The Millennium survey, Bristol: *The Policy Press*, 2006. 347-374.
- 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”, *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 24(6), 2000, 892-901.
- Hofferth, S. L., and Sandberg, J. F., “How American children spend their time”. *Journal of Marriage and Family*, 63(2), 2001, 295-308.
- Hopson, L M. and Lee, E., “Mitigating the effect of family poverty on academic and behavioral outcomes: The role of school climate in middle and high school”, *Children and Youth Services Review*, 33, 2011, 2221-2229.
- Jiao, W. Y., Wang, L. N., Liu, J., Fang, S. F., Jiao, F. Y., Pettoello-Mantovani, M., and Somekh, E., “Behavioral and emotional disorders in children during the COVID-19 epidemic.” *The Journal of Pediatrics*, 221, 2020, 264-266

- Magnusson, D., "The logic and implications of a person-oriented approach. In R. Cairns, L. Bergman, & J. Kagan (Eds.), *Method and models for studying the individual: Essays in honor of Marian Radke-Yarrow* (pp.33-64)", Thousand Oaks, CA: *Sage*, 1998.
- McDaid, D., "Countering the stigmatisation and discrimination of people with mental health problems in Europe", *Luxembourg: European Commission*, 2006.
- Neyer, F. J., and Asendorpf, J. B., "Personality-relationship transaction in young adulthood", *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 2001, 1190-1204.
- Pierson, J.H., "Tackling Social Exclusion", London: *Routledge*, 2001.
- Qiu, H., Wu, J., Hong, L., Luo, Y., Song, Q., and Chen, D., "Clinical and epidemiological features of 36 children with coronavirus disease 2019 (COVID-19) in Zhejiang, China: an observational cohort study." *The Lancet Infectious Diseases*, 20(6), 2020, 689-696.
- Reimer, B., "Social exclusion in a comparative context", *Sociologia Ruralis*, 44(1), 2004, 76-94.
- Roberts, B. W., and Jackson, J. J., "Sociogenomic personality psychology", *Journal of Personality*, 76, 2008, 1523-1544.
- Sampasa-Kanyinga, H., Roumeliotis, P., and Xu, H., "Associations between cyberbullying and school bullying victimization and suicidal ideation, plans and attempts among Canadian schoolchildren", *PloS One*, 9, 1-9.
- Save the Children, 2020, "Protect a generation: The impact of COVID-19 on children's lives". Save the Children.
- Shucksmith, M., "History meets biography: Process of change and social exclusion in rural areas, Unpublished paper to Exclusion Zones: Inadequate Resources and Civic Rights in Rural Areas Conference", Belfast: *Queen's University*, 2001.
- Social Exclusion Unit, "Ment 2014, mental health and social exclusion. social exclusion unit report", London: *Office of the Deputy Prime Minister*, 2004.
- Whiteford, P., "Understanding poverty and social exclusion: Situating Australia internationally. In R. Fincher & P. Saunders (Eds.), *Creating unequal futures. rethinking poverty, inequality and disadvantage*", Sydney: *Allen & Unwin*. 2001.

초·중·고 아동의 방과후 자기보호시간과 주관적 행복감과의 관계 : 빈곤과 비빈곤 비교

Relationships between After-school Self-Care Time and Subjective Happiness of Students Attending
Elementary·Middle·High School: Comparison of the Poor and Non-Poor

오수경(이화여자대학교 사회복지학과 박사과정)

김서현(전북대학교 사회복지학과 조교수)

양은별(포틀랜드주립대학교 사회복지학과 박사)

정익중(이화여자대학교 사회복지학과 교수)

본 연구는 초·중·고 아동의 방과후 자기보호시간 및 빈곤여부에 따라 주관적 행복감에 차이가 있는지, 또한 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용을 통해 주관적 행복감이 달라지는지 이원공변량분산분석을 통해 살펴보았다. 분석을 위해 한국복지패널의 10차(2015), 13차(2018), 16차(2021) 자료를 사용하였으며, 각 차수별로 초등학생 4~6학년 443명, 중학생 1~3학년 380명, 고등학생 1~3학년 297명을 연구대상으로 하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 초등학생의 자기보호시간 및 빈곤여부에 따라 주관적 행복감은 차이가 있었고, 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용을 통해 주관적 행복감도 달라졌다. 주관적 행복감은 비빈곤 아동보다 빈곤아동이 낮았고, 자기보호시간이 3시간 이상일 때 빈곤아동의 주관적 행복감은 크게 낮아졌으나 비빈곤아동은 비교적 높아지는 것으로 분석되었다. 반면, 중·고등학생 대상이었을 때는 자기보호시간 및 빈곤여부에 따른 주관적 행복감의 차이와 두 독립변수의 상호작용항은 모두 유의하지 않은 것으로 분석되었다. 이러한 결과를 통해 초·중·고 아동의 발달단계 특성을 고려한 자기보호시간에 대한 차별적 개입의 필요성과 빈곤여부에 따른 자기보호시간의 맞춤형 지원에 대한 개입방안을 제언하였다.

제1절 서론

지난 10년간 한국 아동의 행복감은 세계적으로 평균 이하의 낮은 수준으로 보고되고 있다(김미숙 외, 2013; 김미숙, 2015; Chosunilbo, 2017; 염유식·김경미, 2018; 유민상, 2020). 또한, 최근 2021년 기준 OECD 22개 가입국 중 한국의 어린이·청소년 행복지수를 6개 영역별로 살펴보면 가족·친구관계, 보건·안전, 물질적 행복, 교육, 행동·생활양식 등 5가지는 7번째로 상위권이지만 주관적 행복감만 22위인 최하위로 조사되었고, 소속감과 외로움 수준 또한 최하위권에 머물렀다(염유식, 성기호, 2021). 주관적 행복감은 일상 속 경험의 축적으로 이루어지는 정서적 상태로 규정되는데, 이러한 개념 정의에 기반을 둔다면 한국의 아동은 일상 속에서 행복을 느낄 수 있는 경험을 충분히 하지 못하고 있는 것으로 설명된다(김민성, 2016). 이에 우리나라 정부는 아동종합기본계획 및 청소년종합기본계획을 통해 아동의 행복을 최상위 목표로 설정하고, 경제협력개발기구(OECD) 회원국의 평균 수준으로 행복감 정도를 끌어올리겠다고 공언한 바 있다

(유민상, 2020). 하지만 이러한 목표 실현을 위해 우선적으로는 아동의 주관적 행복감을 저해하는 실상이 무엇인지 살펴보고 이를 높이려는 방안을 세밀히 고심하는 연구가 선행되어야 한다.

학자들은 선행연구에서 아동기 주관적 행복감 수준이 낮은 실상을 다양한 원인이나 영향력 분석을 통해 탐구하였다. 예를 들어, 놀이와 여가에 대한 아동 인식과 행복감(황옥경 외, 2015), 학업성적·자존감과 행복감(곽수란, 이정호, 2019), 생태체계이론을 적용하여 아동의 주관적 행복감에 미치는 영향 요인(유민상, 2016), 학교, 가정 및 개인 환경의 영향력(이진화, 조인경, 2018), 부모 양육특성과 행복감(윤연정, 이미숙, 2019) 등 아동을 둘러싼 다양한 개인적·환경적 특성을 통해 살펴보았다. 이와 같은 연구들은 아동의 행복감 증진을 위한 다양한 체계에서의 개입의 필요성을 시사하고 있다. 또한, 최근에는 아이들의 일상생활을 통해 행복감을 탐색하는 연구들이 보고되었다. 즉, 아이들이 일상에서 경험하는 삶을 통해 자신이 행복한지, 그렇지 않은지 판단하게 되고 이러한 일상경험이 정서적 영향을 통해 주관적 행복감이 형성된다고 하여 일상에서 낮은 행복감의 이유를 탐색하거나, 일상생활 유형에 따른 행복감과의 관계를 살펴보거나, 아동의 생활시간 변화와 삶의 질에 대해 분석하는 등 아동의 일상생활과 시간에 초점을 둔 행복감 관련 연구가 수행되었다(김민성, 2016; 이수진, 정익중, 2020; 김미숙, 배화옥, 2022).

특히, 일상생활 시간과 관련한 연구에서는 주로 하루의 시간을 어떻게 구조화하고 그 구조화된 시간 속에서 아동이 어떤 경험을 하는지 살펴보므로 삶의 질 개선을 위한 방안 모색에 실용적이다(권지성, 주소희, 2016). 일반적으로 아동의 하루 생활시간은 생존을 위한 수면시간, 학업시간, 취미·오락활동을 하는 여가시간으로 분류되는데(정수정, 2018), 하루를 다양한 활동으로 구성하여 균형적으로 생활할 때 주관적 삶의 질도 함께 높아진다고 보고된다(Sirgy & Wu, 2009). 예컨대 생활 유지를 위한 수면시간의 부족은 우울, 스트레스, 자살생각 등 유발하여 아동 발달에 부정적일 수 있다(이정진 외, 2013). 또한, 생활시간의 사용유형에 따라 아동의 발달, 인성, 정체성 형성, 삶의 질이 달라질 수 있다는 연구들이 보고되었다(Hofferth & Sandberg, 2001; Garcia et al., 2019). 이러한 선행연구를 토대로 시간을 연구도구로 하여 아동이 생활시간을 적절히 보내고 있는지 살펴볼 수 있고 이를 통해 아동의 행복감을 예측해볼 수 있다(이수진, 정익중, 2020). 즉, 아동의 시간 탐색을 통해 구체적인 행복감 지원책을 모색할 수 있고 궁극적으로는 아동의 건강한 발달을 위한 방향 제시가 가능하다는 측면에서 의미가 있다고 할 수 있다.

철학적 관점에서 주관적 행복감은 크게 쾌락주의적 입장과 자기실현적 입장의 두 가지로 나뉜다(Ryan & Deci, 2001). 이 중 쾌락주의적 입장에 따르면, 긍정적 정서는 많이, 부정적 정서는 적게 경험하며 자신의 삶을 긍정적으로 평가하는 것이 주관적 행복감이라고 하였고(유민상, 2016), 행복한 정서는 자신의 생활이나 행위, 외부의 자극에 의해 형성되는 것으로 이해된다(조영순, 2021). 즉, 이러한 철학적 설명에 따라 일상생활 속에서 긍정적인 정서 경험을 하도록 지원하고 이를 통해 자신의 삶을 긍정적으로 평가하게 한다면 아동이 느끼는 주관적 행복감을 효과적으로 증진할 수 있을 것으로 판단된다. 이에 따라 아동기 일상생활의 비중이 높고 사회활동이 활발하게 이루어지는 공간으로 학교환경을 통한 행복감 탐색은 중요한 면이 있다. 그러나 학교의 정규과정을 마친 후 방과후 시간 사용은 아동의 재량에 맡겨질 수 있다는 점과 아동 시기의 방치가 아동의 전반적 발달에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여(서혜진, 2012; 김선숙, 임세희, 2018), 학교가 끝난 방과후 시간 사용이 아동의 행복감에 미치는 영향에 더 깊은 관심을 가져야 한다. 이는 내적 자아와 상호작용하며 보내는 방과후 자기보호시간에 따른 행복감 탐색이 아동의 행복한 삶과 건강한 발달을 위한 개입 방향을 수립하는데 더욱 중요할 수 있기 때문이다. 특히, 홍나미, 정익중(2019)의 연구에 따르면 평일 방과후 ‘나홀로 아동’은 6~17세의 총 인구 5,828천 명 중 1,165천

명으로 약 20% 이상인 것으로 보고되어, 방과후 자기보호시간을 보내는 아동에 대한 큰 관심이 요구된다.

선행연구에서 자기보호시간은 방과후 성인의 보호 없이 일정한 시간을 보내는 상태인 것으로 설명된다(이봉주, 조미라, 2011). 이러한 자기보호시간은 아동의 내재화나 외현화 문제의 원인이 되는 것으로 나타나기도 했는데, 우울증, 사회적 위축감, 공격성은 높이며, 비행, 알코올과 약물경험 및 폭력 등과 같은 외현화 문제가 발생하는 등 부정적 요인으로 작용한다는 보고가 있다(Aizer, 2004; 이봉주, 조미라, 2011; 서혜전, 2012). 반면 자기보호시간이 아동의 책임감과 독립심을 키울 수 있는 긍정적인 요인으로 보고되기도 했다(Roadman et al., 1985). 그러나 성숙된 책임감 형성과 부여가 과연 아동에게 최선의 이익에 직결된다고 일방적으로 설명할 수 있는지는 불명확하다. 특히, 자기보호시간은 가구형태, 고용형태, 소득과 같은 가구요인에 따라 달라질 수 있어서 연구자의 관점에 따라 다른 결과가 나타날 수 있다. 예컨대, 한부모가정은 가족 부양을 위해 근로가 필수적인 경우가 많고, 소득이 낮은 빈곤가구가거나 추가 소득이 필요한 맞벌이 가구, 부모가 교육과 같은 다른 관심이나 목표를 추구하기 때문에 제대로 된 아동돌봄이 어려울 수 있다(Sarıçam, 2015). 또한, 빈곤가정의 아동에게 자기보호시간이 길수록 타인과의 상호작용 시간을 빼앗긴 불행한 시간일 수 있지만, 보호자의 지도 아래 다채로운 일정으로 일상을 보내는 아이들에게 자기보호시간은 행복한 시간일 수 있기 때문이다(이수진, 정익중, 2020). 이렇듯 방과후 자기보호시간을 통해 아이들은 긍정적 혹은 부정적 경험을 할 수 있고, 가정환경에 따라 방과후 시간 활용이 다를 가능성 때문에 아동이 느끼는 행복감도 다를 것으로 예상된다.

한편, 방과후 자기보호시간은 같은 아동이라도 아동기에서 청소년기로 성숙해지는 과정을 고려했을 때 그 시기에 따라 다를 수 있다. 고등학생은 학교에서 보내는 시간이 매우 길어지고, 초등학생은 학교 수업 시간 외 재량껏 활용할 수 있는 시간이 상대적으로 많아 방과후 시간 사용의 형태에도 차이가 있다(권지성, 주소희, 2016; 김선숙, 임세희, 2018). 아동기는 부모와의 관계에 의존하는 경향이 있지만, 청소년기는 부모보다는 친구와의 관계가 강조되는 특징이 있다(Bowlby, 1980). 즉, 아동기일수록 시간적 여유가 많아 보호자의 돌봄이 중요할 수 있지만 청소년기로 갈수록 부모의 돌봄에서 벗어나 독립적 개인으로 성장하려는 욕구가 커지고 또래 관계를 중시하므로 아동기와 청소년기의 방과후 자기보호시간에 따른 행복감 영향도 다를 수 있을 것으로 예상된다. 그러나 아동의 행복 경험은 인생의 전반에 걸쳐 긍정적 정서를 느끼도록 하는 근원으로서 삶의 만족감에 큰 영향을 줄 수 있고(Park, 2004; 김연화, 2007), 국내 아동돌봄 정책에서는 초등학생을 주요 대상으로 하고 있기 때문에 사실상 중·고등학생은 돌봄의 사각지대에 있다는 점을 고려하여(김선숙, 임세희, 2018) 초·중·고 아동의 발달에 따라 아동기 전반에 걸친 행복감은 어떠한지 살펴보고 발달단계에 따른 개입은 중요할 것으로 판단된다.

이에 본 연구에서는 한국복지패널 10차(2015), 13차(2018), 16차(2021)의 패널을 활용하여 초등학생 4~6학년, 중학생 1~3학년, 고등학생 1~3학년을 대상으로 방과후 자기보호시간 및 빈곤여부와 주관적 행복감의 관계를 분석하고자 한다. 또한, 아동의 상황을 보다 정밀하게 살펴보기 위해서 시간을 분석도구로 활용하거나 부모 또는 보호자의 사회경제적 지위 등에 따라 방과후 자기보호시간이 주관적 행복감에 미치는 영향에 대해 알아볼 필요가 있다고 보아 이를 연구모델에 반영했다. 그중에서 시간을 통한 분석은 우리의 생활맥락, 일상경험 등을 더 깊이 살펴볼 수 있는 도구이기 때문이다(이수진, 정익중, 2020), 본 연구에서는 자기보호시간 중 어떤 시간대에서 주관적 행복감의 차이가 나타났는지를 시간을 활용하여 분석할 것이다. 이 방법은 어떠한 특성을 가진 아동이 자기보호를 하며 그 경우 아동의 행복감은 어떠한지 살펴본 기존 연구들과 다르게(김지경, 김균희, 2013; 김연수, 2017), 물리적 시간 사용에 따라 아동의 주관적 행복감이

어떻게 달라지는지를 제시할 수 있다는 차별성이 있다. 또한, 자기보호시간을 빈곤여부에 따라 나누어 살펴봄으로써 가정환경의 특성으로 인해 아동의 행복감이 저해되지 않도록 도울 방안을 모색하려고 한다는 점도 기존 연구와의 차별성이다. 이를 통해 초·중·고 아동기 전반에 걸쳐 자기보호시간 속 주관적 행복감 강화를 위한 개입방안을 제안하고자 하며, 궁극적으로는 한국 아동이 행복한 삶 속에서의 건강한 발달을 도모하는데 기여하고자 한다. 이에 본 연구에서는 앞서 살펴본 논의들을 바탕으로 다음과 같은 연구문제를 설정하고자 한다.

연구문제 1. 초·중·고 아동의 자기보호시간에 따라 주관적 행복감은 차이가 있는가?

연구문제 2. 초·중·고 아동의 빈곤여부에 따라 주관적 행복감은 차이가 있는가?

연구문제 3. 초·중·고 아동의 자기보호시간에 따른 주관적 행복감은 빈곤여부에 따라 달라지는가?

제2절 이론적 배경

1. 주관적 행복감

학술적 차원에서 행복감은 만족스러운 경험에 의한 주관적인 평가로 형성된다. 학자들은 행복에 대해 ‘행복하고 만족스러운 상태’ 또는 ‘즐겁거나 만족스러운 경험’이라고 정의하였고, 행복이 긍정적인 감정과 결합하여 결과적으로는 주관적 웰빙으로 이어진다고 하였다(Sarıçam, 2015). 또한, 행복은 일상 속 어떠한 순간이며 행동의 결과로 외적 조건에 의해 좌우되거나 우연히 찾아오는 것이 아닌 개인적으로 느끼는 감정이라고도 설명된다(김진욱, 유미선, 2021). 행복을 위한 요인이 무엇인지 선행연구를 바탕으로 살펴볼 수도 있다. 예를 들어 조영순(2021)은 행복 요인을 정서적 요인, 내적 요인, 외적 요인, 관계적 요인 등 5가지로 구분하였다. 이 중 정서적 요인의 행복은 경험자의 능동적인 행위, 생활방식 또는 가까운 주변 상황과 같은 외적 자극과 관련된다고 하였다. 본 연구에서는 이러한 행복의 개념들을 참고하여 주관적 행복감은 아동이 일상생활에서 경험하는 긍정적 정서를 주관적 행복감으로 정의하고자 한다.

많은 선행연구에서는 아동의 행복감에 미치는 영향요인과 관련하여 아동의 개인 및 학교요인, 부모와 가구요인 등에 주목했다. 먼저 아동의 개인요인을 살펴보면, 여아보다는 남아일수록 주관적 행복감이 높다는 연구도 있으나 여아가 더 높다는 연구도 있어 성별에 따라 주관적 행복감의 차이가 있는 것으로 보고된다(조성연 외, 2009; 서재욱, 정운태, 2014). 또한, 연령이 낮을수록, 자아존중감이 높을수록(서재욱, 정운태, 2014; 광수란, 이경호, 2019), 학교요인의 경우 학교성적이 높을수록, 진로발달과 진로성숙도가 높을수록 개인의 행복에 기여하는 것으로 분석되었다(Moon et al., 2000; 성윤희, 2019). 특히 진로성숙도는 아동이 개인에 대한 흥미, 적성, 가치관이 맞는 직업이 무엇이 알고 있으며, 진로와 직업 선택을 위한 활동에 많이 참여할수록 스스로에 대해 긍정적으로 인식하는 경향이 높아 주관적 행복감을 느낀다고 하였다(김호영, 박철웅, 2007).

가구요인으로는 가족구조와, 가구소득, 부모의 교육수준이 영향을 미치는 것으로 보고된다. 먼저 부모의 교육수준은 높을수록 행복감이 높다고 하였다(장유진 외, 2020). 또한, 가족구조의 경우 한부모 가족은 양육자의 경제적 활동으로 인해 아동과 의사소통 시간이 매우 부족하고 우울 수준이 높은 것으로 보고되고, 양부모 가구일수록 주관적 행복감이 높다고 하였다(정민자, 2013; 송수정, 2014; 조은정, 2014). 특히, 가구

소득은 행복을 결정하는 주된 요인이라고는 할 수 없지만 최소한의 경제적인 수준이 보장될 때 행복할 수 있으므로 행복감 탐색에 기본적으로 요구되는 조건이다(성은모, 김근희, 2013). 이러한 가구소득에 따라 아동의 주관적 행복감 수준은 달라지는 것으로 보고되는데, 이수진, 정익중(2020)의 연구에서는 빈곤여부에 근거구 여부에 따라 아동의 행복감은 유의한 차이를 보이기도 했지만, 백혜영, 강현아(2016)는 직접적인 영향은 없다고 보고하였으므로 본 연구에서도 소득 수준에 따라 주관적 행복감이 달라지는지 함께 살펴보고자 한다.

이처럼 아동을 둘러싼 다양한 요인에 의해 아동의 행복감이 결정된다고 할 수 있다. 따라서 선행연구에서 제시한 여러 관련 요인을 고려하여 아동의 행복감을 탐색해본다면, 아동의 현재 상태(well-being)를 파악할 수 있을 뿐만 아니라 미래의 성장(well-becoming)과 밀접한 관련이 있으므로(유민상, 2016), 현재 행복감 수준을 통해 미래의 행복감 수준을 예측함으로써 아동의 건강한 발달을 지원하는 데 도움이 될 수 있다는 것이다. 그러나 아동의 경우 성인과는 질적으로 다른 창조적인 활동을 하거나, 상호작용, 소비 등 활동을 하면서 하루의 시간을 보내므로 아동의 관점에서 일상생활과 시간 분석을 통한 행복감 탐색이 유용하다고 판단된다(정익중 외, 2019; 이수진·정익중, 2020). 즉, 자신이 실제로 보내는 시간을 아동 스스로가 어떻게 바라보느냐에 따라 현재 상태가 달라지고 아동이 느끼는 주관적 행복감도 차이가 있을 것으로 예상된다.

2. 초·중·고 자기보호시간과 주관적 행복감

방과후 자기보호 아동에 대한 정의를 살펴보면, 1980년대 서구에서 열쇠를 목에 걸고 다닌다는 상징적인 의미에서 'latchkey child'라는 용어로 불렸다(이재연, 강성희, 1992; Riley & Steinburg, 2004). 또는 방과후 성인의 보호받지 않는 경우 또는 아동 스스로 돌본다는 의미에서 'self-care children'이라는 용어를 사용하기도 했다(Peterson & Magrab, 1989; Casper & Smith 2004). 이러한 가운데 국내연구를 살펴보면, 김세원, 손주영(2011)은 성인 보호자의 보호 없이 방과후 일정 시간을 혼자 보내거나 아동끼리 시간을 보내는 경우 자기보호아동이라 정의하였고, 이봉주, 조미라(2011)의 연구에서는 평소 방과후 시간에 홀로 있거나 18세 이하 형제자매끼리 있는 아동을 자기보호아동이라고 했다.

자기보호시간의 분류에 대해 살펴보면, Kim & Chong(1997)은 '정기적으로 일주일간 방과 후 1시간 이상', 김세원, 손주영(2011)은 '하루 평균 3시간 이상'으로 분류하였고, 대표적으로 아동방임 예방을 위한 업무를 수행하고 있는 중앙아동보호전문기관(2010)에서는 '평일 방과후 3시간 이상'으로 정의하였다. 또한, 여성가족부(2011)는 '방과후 3시간 이상 혼자 있는 경우 장시간 자기보호아동(정해련, 2016에서 재인용)'이라고 기준을 적용하였다. 즉, 여러 선행연구에서는 자기보호아동이 보내는 시간에 대해 구체적으로 3시간을 기준으로 규정했기 때문에, 이를 바탕으로 본 연구에서도 방과후 자기보호시간은 '방과후 아동이 보호자 없이 지내는 시간'으로 정의하고자 한다.

이러한 자기보호시간은 시간의 정도에 따라 아동 발달에도 차이가 있다고 보고된다. Mertens와 동료들(2003)은 자기보호시간을 3시간 이상일 때와 3시간 미만인 경우로 구분하여 분석하였는데, 3시간 미만일 때 적응의 문제가 나타나지 않았지만 3시간 이상일 때 자아존중감, 우울, 학업성취도가 낮아졌다. 김명숙, 정영숙(1997)은 자기보호시간을 각각 1~3시간 미만, 3~5시간 이상, 5시간 이상으로 구분하였고, 분석결과 3시간 미만과 3시간 이상일 때 불안감에 비교적 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉, 자기보호시간이 3시간 미만과 3시간 이상일 때 발달적 차이가 두드러졌고, 3시간 미만일 때에는 발달에 영향을 주지 않았지

만 3시간 이상일 때는 부정적인 영향을 미쳤다. 또한, 자기보호시간을 보내는 아동과 방과후 보호자의 보호 아래 시간을 보내는 성인보호아동 사이에 발달적 차이도 찾아볼 수 있다. 예를 들어, 자기보호아동은 성인보호아동과는 달리 또래효율성, 부모가 평가한 아동의 적응 행동에 차이가 있었고(김명숙, 정영숙, 1997), 교우관계, 학교애착, 수치심, 죄책감도 더 낮은 것으로 보고되었다(이정숙, 김은경, 2008). 이 외 이봉주, 조미라(2011)는 방과후 자기보호시간이 없는 경우를 비방치, 1~3시간, 3~5시간, 5시간 이상으로 구분하여 아동발달에 미치는 영향을 분석했고, 방과후 방치 정도가 클수록 학업성취도는 감소하고, 내재화 문제는 증가하는 것으로 보고하였다. 즉, 앞서 살펴본 자기보호시간에 대한 정의, 시간의 정도 및 자기보호 시간 여부에 따라 아동의 정서, 적응, 행동 수준에 차이가 있었고, 특히 3시간 이상/미만일 때 차이가 두드러졌다. 이에 본 연구에서 자기보호시간 분류는 자기보호시간이 없는 경우를 '비방치'로, 자기보호시간이 있는 경우는 각각 '3시간 미만', '3시간 이상'으로 구분하여 살펴보고자 한다.

아동의 자기보호시간은 아동의 재량에 맡겨질 수 있다는 점에서 학교급이 올라갈수록, 가구 및 거주하고 있는 지역사회 특성에 따라 아동 간 시간사용의 양적 또는 질적 편차가 존재할 수 있다(김선숙, 임세희, 2018). 일반적으로 어릴수록 성인의 보호가 필요하고, 나이가 들수록 발달적인 차원에서 혼자 있는 시간을 통해 책임감과 독립성이 향상하는 것으로 보고된다(Kerrebrock & Lewit, 1999; Greene et al., 2011). 또한, 10세 미만 아동기에는 자기보호시간의 경우 외로움, 두려움 등을, 청소년기에는 약물, 흡연과 같은 비행, 과잉행동이나 높은 우울감, 낮은 자존감의 경험으로 이어질 수 있으며, 특히 저소득 가정일수록 더 보호가 필요하다고 하였다(Aizer, 2004; Rajalakshmi & Thanasekaran, 2015). 즉, 일반적으로 아동이 나이가 어린 경우 방과후 돌봄이 필요함은 쉽게 받아들여질 수 있으나, 청소년기는 스스로 돌봄을 통한 발달적 과업 수행이 요구되어 방과후 자기보호시간에 대한 중요성을 간과할 수 있다. 하지만 청소년기 방과후 자기보호시간은 어떻게 보내는지에 따라 발달에 긍정적 또는 부정적일 수 있으므로 아동기뿐만 아닌 청소년기를 포함한 자기보호시간에 대한 관심도 필요하다고 판단된다.

특히, 이러한 자기보호시간을 통해 아동이 경험하는 부정적인 요인은 아동의 행복감에도 영향을 줄 수 있을 것으로 예상된다. 김정은, 류진석(2018)의 연구에서는 자기보호시간이 길어질수록 삶의 만족도는 낮아지는 것으로 보고하였는데, 주관적 행복감은 전반적인 행복감, 삶의 만족도, 나에 대한 만족도를 설명하므로(이봉주 외, 2015), 자기보호시간이 길수록 아동의 주관적 행복감 또한 낮아질 것을 간접적으로 유추해볼 수 있다. 김연수(2017)는 초등학생을 대상으로 나홀로 아동의 개인, 가족, 학교, 지역사회(인지적, 구조적) 요인으로 구분하여 주관적 행복감에 미치는 영향요인에 관해 연구하였는데, 건강, 학습활동, 교우관계, 지역사회인식은 주관적 행복감에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 일상 속 과도한 사교육과 학습시간, 수면·여가·놀이·휴식 시간 부족, 부모나 가족과의 소극적 관계로 인한 외로움, 경쟁적인 학업 분위기, 스트레스, 학대나 방임 등 아동의 행복감을 저해하는 것으로 보고되었다(서재욱, 정운태, 2014; 정익중, 2018). 이러한 우리나라 아동의 과도한 학습시간, 사교육, 다양한 활동으로 채워진 일상으로 보아 여가시간이 부족한 아동에게 자기만의 시간을 갖는 것은 주관적 행복감에 긍정적일 수 있지만, 보호자로부터 방임되거나 경제적 부담으로 사교육을 받지 못해 다양한 활동이 부족한 아동에게는 우울이나 외로움 등 부정적 경험을 하게 되면서 주관적 행복감이 낮을 수 있을 것이다.

앞서 살펴본 연구들에 따르면 아동의 자기보호시간과 주관적 행복감을 살펴본 연구는 존재하나, 이를 초·중·고 발달단계를 모두 고려하여 살펴본 연구는 미미한 실정으로 확인된다. 선행연구에서는 방과후 보호가 필요하다는 관점에서 주로 초등학생을 대상으로 자기보호시간과 가구요인, 심리적 요인, 자기보호시

간에 대한 적응·실패, 자기보호시간 아동과 성인 보호시간 아동 비교하여 분석했으며(이재연, 강성희, 1992; 김명숙, 정영숙, 1997; 서혜진, 2013; 정혜련, 2016; 노성향, 2021), 자기보호시간과 아동의 발달이나 영향 요인을 초·중학생 대상으로 분석한 연구(이봉주, 조미라, 2011; 김지경, 김균희, 2013) 등이 존재한다. 또한, 아동의 생활시간이나 행복감 관련한 연구를 살펴보면, 일상생활 유형에 따른 행복감, 아동의 생활시간과 삶의 질, 아동의 방과 후 생활시간과 삶의 만족도·행복감, 여가시간과 삶의 만족도 등에 대한 논의가 있었다(김정은, 류진석, 2018; 이수진, 정익중, 2020; 이진혁, 송인한, 2021; 김미숙, 배화옥, 2022). 이러한 연구들은 주로 아동의 일상생활 시간을 학습/수면/여가/운동/미디어 등과 같은 유형으로 나누어 비교 분석하였고, 아동의 일상생활을 중심으로 살펴보았다. 그러나 아동이 홀로 남겨질 수 있다는 점을 고려했거나 아동끼리만 남겨질 수 있는 방과후 자기보호시간에 주목하여 아동의 행복감을 분석한 동시에 이를 아동기 전반에 걸쳐 설명한 연구는 미미한 실정이다.

따라서 연령이나 학교급 구분 등 아동기 발달단계를 고려한 아동의 행복감 탐색이 필요하며, 방과후 자기보호시간은 아동의 발달에 지대한 영향을 미칠 수 있다는 탐구의 중요성에 따라 본 연구에서는 방과후 자기보호시간과 아동의 주관적 행복감 간의 관계를 살펴보고자 한다.

3. 아동 빈곤과 주관적 행복감의 관계

아동에게 빈곤은 경제적 결핍뿐 아니라 신체 발육과 영양, 정서장애와 질병, 주거환경, 학습여건과 교육 투자 및 기회, 부모의 양육태도와 돌봄, 사회·문화적 자본 등 다차원적인 측면에서 지대한 영향을 미칠 수 있기 때문에 인생 기회에서 박탈당할 가능성이 크다(여유진, 2018; 김선숙, 박호준, 2019). 이러한 빈곤으로 인한 결핍은 불평등의 주요 동인이며 세대 간 대물림될 수 있기 때문에(Attanasio, Cattani, & Meghir, 2021) 아동기 발달을 위한 세심한 관심과 개입은 매우 중요하다. 아동빈곤의 주요 원인으로는 부모나 보호자의 낮은 소득이 언급되지만, 여성의 사회진출 증가, 가족해체 가속화와 한부모가족 증가, 저출산·고령화 등 다양한 인구사회학적 요인을 통한 가정의 경제적 안정을 위협하는 것으로 보고된다(김미숙, 2008; 여유진, 2018). 또한, 최근에는 인구사회빈곤 외 자유시간, 불균등·균등 여가시간 여부 등 요인으로 설명하는 시간빈곤, 혼자 식사 여부나 횡수로 정의한 관계빈곤도 언급되고 있다(정익중, 2022).

아동빈곤 원인 중 가구소득은 아동의 건강 및 학업과 관련이 있다. Currie & Goodman(2020)의 연구에 따르면, 부모의 사회경제적 지위는 아동 건강에 영향을 주고, 이러한 건강은 학업성취도의 차이를 가져와 미래의 소득, 임금 및 다른 결과에 영향을 준다고 하였다. 즉, 부모의 사회경제적 수준이 낮으면 아동의 건강, 학업성취 더 나아가 미래에도 부정적인 영향을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 또한, 빈곤한 가정은 가진 자원을 대부분 생계에 투자해야 하므로 아동을 위한 학습도구 구입, 사교육비 지원을 위한 자본이나 시간 확보가 어려울 수 있다(Vleminckx & Smeeding, 2001; 구인회 외, 2006). 반면 비빈곤 가정의 아동은 사교육이나 독서 등 학업시간에 더 많이 투자하는데, 부모가 아동의 진로에 도움이 되도록 시간 관리와 같은 지원이 이루어진다(Bae, Wickrama & O'Neal, 2014; 하문선, 2017). 즉, 부모의 사회경제적 지위가 높다면 아동은 건강한 발달과 진로에 도움이 되는 시간을 보낼 수 있지만 이와 반대로 부모의 사회경제적 지위가 낮다면 아동에게 다양한 활동이나 교육비용, 시간 지원이 어려울 수 있기 때문에 빈곤 가정의 아동의 일상은 무료하거나 외로울 가능성이 크다.

현재 우리나라 아동의 일상은 일찍부터 타인과의 경쟁에서 살아남기 위해 학교와 학원을 오가며 반복적인 학업 중심의 삶을 살아가고 있다(조은정, 2014). 이러한 일상은 주로 비빈곤아동에게 두드러지게 보

여지는 현실로 여가·놀이와 같은 휴식시간이나 수면시간 등이 부족한 일상을 경험한다고 하였고(정익중, 2018), 반면 빈곤아동은 비빈곤아동과는 달리 학습시간은 짧고 여가시간이 많아 컴퓨터나 휴대폰 게임 등을 하면서 ‘혼자 알아서’ 보내는 시간 경험을 많이 한다고 보고된다(정해련, 2016). 이는 아동이 스스로 선택한 일상생활이 아닌 부모의 사회경제적 지위에 따라 일상생활 구성과 활동이 달라지고 따라서 아동이 선택 가능한 활동적 기회와 범위가 제한될 수 있음을 보여준다(권지성, 주소희, 2016; 이수진, 정익중, 2020). 즉, 빈곤 지위에 따라 자원 활용이나 시간투자가 달라지므로 아동이 일상에서 경험적 결핍 차이를 만들 수 있다는 것이다(이수진, 정익중, 2020)

한편, 김미곤 외(2017) 연구에서는 경제적 박탈과 결핍 경험은 행복의 결핍으로 연결될 위험성이 높다고 하였는데, 행복이란 ‘삶을 살아가는 것을 즐기는 것이며’ 이러한 삶을 위해서는 물질적·사회적 결핍으로부터 해방되어 가치 있는 삶을 즐길 수 있도록 하는 사회체제 형성이 중요하다고 하였다. 또한, 이수진, 정익중(2020)의 연구에서는 우리나라 아동 모두 낮은 주관적 행복감에 대해 문제를 제기하였고, 빈곤여부에 따라 주관적 행복감을 저해하는 결핍된 욕구가 다르다고 하였다. 비빈곤아동은 부모와 사회로부터 통제받는 학업위주의 불균형적 생활이, 빈곤아동은 학업 외 활동으로 보내는 시간이 많아 교육기회의 빈곤으로 행복하지 못하다고 하였다. 즉, 우리나라 아동은 모두 행복하지 않은 삶을 살고 있지만, 경제적 결핍인 빈곤여부에 따라 주관적 행복감을 낮추는 요인도 다르다는 것이다. 이러한 경제적 결핍으로 인한 아동의 일상생활 편차는 결국 교육 편차 심화, 교육 서열화 및 부와 빈곤 대물림으로 이어지는 사회 불평등으로 이어질 수 있기 때문에 아동 빈곤과 관련한 문제는 중대하게 다루어져야 한다(여유진, 2018).

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 대상

본 연구는 한국복지패널의 가구조사 및 아동부가조사 패널자료를 사용하였다. 한국복지패널은 가구자료, 가구원 자료, 부가자료로 구성되는데, 부가자료는 아동, 복지인식, 장애인 등 3개의 주제로 구성되어 있고 3개의 주제가 매년 하나씩 순차적으로 조사된다. 이에 아동부가자료는 3차년 간격으로 조사가 이루어지므로 초등학생, 중학생, 고등학생의 가장 최신자료를 활용하기 위해 10차(2015), 13차(2018), 16차(2021)를 사용하여 분석하였다. 연구대상은 10차는 초등학생 4~6학년, 13차 중학생 1~3학년, 16차 고등학생 1~3학년이며, 방과후 자기보호시간을 보내는 아동을 대상으로 함으로써 학교에 다니지 않는 아동은 분석에서 제외하였다. 따라서 각 차수별 471명, 402명, 342명 중 결측치를 제외, 데이터 클리닝 후 443명, 380명, 297명을 최종 연구대상으로 하였다.

2. 측정도구

1) 독립변수: 방과후 자기보호시간, 빈곤여부

방과후 자기보호시간은 ‘방과 후 보호자 없이 몇 시간 동안 지내는지’ 1개 문항으로 0=비방치(비자기보호시간), 3시간 미만=1점, 3시간 이상=2점으로 구성되어 있다. 이러한 구분은 국내 많은 선행연구에 따른 방과후 자기보호시간은 ‘방과 후 보호자 없이 몇 시간 동안 지내는지’ 1개 문항으로 0=비방치(비자기보호시간), 3시간 미만=1점, 3시간 이상=2점으로 구성되어 있다. 이러한 구분은 국내 많은 선행연구에 따른 것

이다. 기존의 자기보호시간 분류에서는 방과후 평균 3시간 이상 혼자 또는 아동끼리 보내는 아동을 자기보호아동으로 정의하였고(중앙아동보호전문기관, 2010; 김세원, 손주영, 2011; 정해련, 2016), 특히 자기보호시간이 3시간 이상/미만으로 구분하였을 때 아동 생활적응에서 비교적 큰 차이가 두드러졌다는 연구결과와 자기보호아동과 성인보호아동과의 발달적 차이가 확인된다(Mertens et al., 2003; 김명숙, 정영숙, 1997; 이정숙, 김은경, 2008). 따라서 자기보호아동에 대한 기존 정의, 자기보호시간이 3시간 미만/이상일 때, 자기보호아동과 성인보호아동의 차이가 있다고 보고한 예 등을 모두 고려해서 본 연구에서도 이처럼 코딩하여 분석하였다.

빈곤여부는 가구소득에 따라 주관적 행복감이 달라지며(이수진, 정익중, 2020), 자기보호아동은 가구소득이 낮은 가정에 많다는 점(김지경, 김근희, 2013; 정해련, 2016)에 따라 빈곤아동과 비빈곤아동으로 구분해서 분석하였다. 측정에는 한국복지패널 자료에서 가구균등화된 경상소득을 기준으로 중위소득 60% 미만이면 저소득층 가구=2, 그렇지 않으면 일반가구=1로 구분한 변수를 활용하여 저소득층을 빈곤=1로, 일반가구를 비빈곤=0으로 코딩하여 빈곤여부 변수를 설정하였다.

2) 종속변수: 주관적 행복감

주관적 행복감은 '나는 삶에 만족한다', '나는 학교생활을 매우 좋아한다', '나는 삶에 만족한다', '나는 내가 속한 집단에 소속감을 느낀다', '나는 주변사람과 잘 어울린다', '나는 아무런 이유 없이 무척 외롭다' 등 총 6개 문항으로 전혀 그렇지 않다 = 1점에서 매우 그렇다 = 5점까지 구성되어 있으며, 0~4점으로 재코딩 후 평균하여 분석에 투입하였다. Cronbach's α 는 .747(10차), .778(13차), .838(16차) 이다.

3) 통제변수: 성별, 학년, 자아존중감, 진로성숙도, 가구구조, 부모학력

본 연구에서는 아동의 행복감에 영향을 주는 요인을 선행연구에 바탕하여 성별, 학년, 자아존중감, 진로성숙도, 가구구조, 부모학력으로 설정하였다.

먼저 성별은 남자=0, 여자=1로 코딩하였다. 학년은 초등학교 4~6학년, 중·고등학교 1~3학년으로 구성되어 있으며 1~3으로 코딩하였다. 자아존중감은 '내가 적어도 다른 사람만큼은 가치 있는 사람이라고 느낀다', '내가 좋은 자질을 많이 가지고 있다고 느낀다', '남들이 하는 만큼 뛰든지 할 수 있다', '긍정적인 태도를 지니고 있다', '대체로 나 자신에 만족한다', '나는 재주가 많다고 생각한다' 등 13개 문항으로 전혀 그렇지 않다=1점에서 항상 그렇다=4점으로 구성되어 있으며, Cronbach's α 는 .823(10차), .885(13차), .882(16차)로 나타났다. 진로성숙도는 '내가 잘하는 일이 무엇인지 안다', '돈이 충분히 많다면 직업을 가질 필요가 없다', '부모님이 내 직업을 정해주기를 원한다', '돈을 많이 벌 수 있다면 어떤 직업이라도 좋다', '내가 남보다 잘하는 일이 무엇인지 자주 생각한다' 등 총 21문항이며 전혀 아니다=1점에서 매우 그렇다=4점을 0~3점으로 재코딩하고, 11문항은 역코딩하였다. Cronbach's α 는 .866(10차), .869(13차), .847(16차)로 나타났다. 가구구조는 양부모 가구=1, 단독, 모자, 부자, 조손가구 또는 소년소녀가장 등은 양부모 아님=0으로 코딩하였다. 부모학력은 대학교 미만=0, 대학교 이상=1로 코딩하였으며, 이때 부모는 가구주를 아동의 주양육자로 특정하였으며 가구주가 조부모인 경우에는 조부모의 학력으로 분석하였다.

3. 분석방법

본 연구는 한국복지패널의 가구조사와 아동부가조사의 10차(2015), 13차(2018), 16차(2021) 자료를 사용하

여 분석하였다. 먼저, 연구대상자의 일반적 특성을 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였고, 자기보호시간대에 따른 특성을 확인하기 위해 교차분석하였다. 다음으로 자기보호시간 및 빈곤여부에 따라 주관적 행복감에 평균 차이가 있는지, 또한 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용에 따라 주관적 행복감은 달라지는지 살펴보기 위해 독립변수인 자기보호시간과 빈곤여부 변수를 고정요인으로 투입하고, 두 변수의 상호작용항을 생성하여 이원공변량분산분석(Two-way ANCOVA with interaction)을 실시하였다. 이때 통제변수인 성별, 학년, 자아존중감, 진로성숙도, 가구구조, 부모학력을 공변량으로 함께 투입하여 분석하였다. 모든 자료의 분석은 IBM SPSS Statistics 26.0 통계패키지를 활용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

본 연구대상의 일반적 특성은 다음의 <표 1>과 같다. 먼저, 성별을 살펴보면 10차, 13차, 16차 패널자료에 해당하는 초·중·고등학생 모두 남자보다는 여자가 많았다. 학년을 살펴보면 초등학생은 6학년이 가장 많았고, 중학생은 2학년이, 고등학생은 2학년이 가장 많았다. 거주지역을 살펴보면 서울 및 광역시에 거주하는 경우는 44.0~45.0%, 시군 및 도농복합에 거주하는 경우는 55.0~56.0% 비중으로 나타났다. 가구소득은 비빈곤 86.5~87.4%, 빈곤 12.6%~13.5% 비중을 차지하는 것으로 분석되었다. 가구구조는 양부모 가구인 경우가 93.3~94.6%로 나타나 대부분에 해당하는 것을 확인하였으며, 양부모가 아닌 경우는 5.4~6.7%로 분석되었다. 부모학력은 대학교 이하가 66.1~68.7%, 대학교 이상은 31.3~33.9%인 것으로 나타났다.

<표 1> 연구대상자의 일반적 특성

(단위: 명, %)

변수	10차 초등학생 (N=443)		13차 중학생 (N=380)		16차 고등학생 (N=297)			
	빈도(명)	비율(%)	빈도(명)	비율(%)	빈도(명)	비율(%)		
성별	남자	211	47.6	185	48.7	143	47.7	
	여자	232	52.4	195	51.3	157	52.3	
학년	초등학생	4학년	139	31.4	114	30.0	90	30.3
		5학년	148	33.4	135	35.5	108	36.4
	중·고등학생	1학년	156	35.2	131	34.5	99	33.3
		2학년	148	33.4	135	35.5	108	36.4
거주지역	서울 및 광역시	195	44.0	169	44.5	135	45.0	
	시군 및 도농복합	248	56.0	211	55.5	165	55.0	
가구소득	비빈곤	383	86.5	332	87.4	262	87.3	
	빈곤	60	13.5	48	12.6	38	12.7	
가구구조	양부모 가구	419	94.6	355	93.4	280	93.3	
	양부모 아님	24	5.4	25	6.6	20	6.7	
부모학력	대학교 이상	150	33.9	119	31.3	97	32.7	
	대학교 이하	293	66.1	261	68.7	200	67.3	

2. 자기보호시간대별 주요 변수의 일반적 특성 비교

연구대상자의 자기보호시간대별 일반적 특성을 살펴보면 <표 2>와 같다. 먼저 비방치에 해당하는 0시간을 살펴보면, 성별은 초·중·고등학생의 경우 모두 남자보다는 여자가 많았다. 연령은 학년별로 초등학생 31.9~34.2%, 중학생 31.5~36.3%, 고등학생 29.6~36.7%의 분포로 비교적 고르게 분포되어 있었다. 거주지역

은 초등학생 57.8%, 중학생 54.8%, 고등학생 60.3%가 시군·도농복합 도시에 거주하는 것으로 나타났고, 가구소득은 비빈곤 85.6~86.9%, 빈곤은 13.1~14.4% 사이로 나타났고, 비빈곤은 고등학생에서, 빈곤은 초등학생에서 비율이 높았다. 가구구조는 초·중·고의 93.0~96.5%가 양부모 가구였고, 부모학력은 대학교 이하가 63.6~69.4%를 차지하였다.

자기보호시간 3시간 미만의 경우, 초등학생은 남녀 성비가 50%로 같았고, 중학생은 남자가 51.5%, 고등학생은 여자가 51.5%였다. 학년은 초등학생의 경우 5, 6학년이 각 39.0%, 38.0%로 4학년(23.0%)보다 다소 많은 편이고, 중·고등학생은 각 2학년이 43.3%, 38.2%로 가장 많았다. 거주지역은 초등학생은 51.0%가 서울·광역시에 거주하고, 중·고등학생은 각 57.7%, 51.5%로 시군·도농복합에 거주하는 비율이 더 높았다. 가구소득은 비빈곤 86.0~92.6%, 빈곤은 7.4~14.0% 사이로 나타났고, 비빈곤은 고등학생에서, 빈곤은 초등학생에서 비율이 높았다. 가구구조는 초·중·고의 88.0~92.6%가 양부모 가구였고, 부모학력은 63.9~74.0%가 대학교 이하를 차지하였다.

자기보호시간 3시간 이상의 경우, 성별은 초·중·고등학생 모두 남자보다는 여자가 많았다. 연령은 학년 별로 초등학생 30.0~36.7%로 고르게 분포되어 있고, 중학생은 2, 3학년이 각 37.1%로 비교적 많았으며, 고등학생은 2학년이 50.0%였다. 거주지역은 초등학생 60.0%, 중학생 54.3%가 시군·도농복합에 거주하였으나, 반면 고등학생은 66.7%가 서울·광역시에 거주하였다. 가구소득은 비빈곤 80.0~96.7%, 빈곤은 3.3~20.0% 사이로 나타났고, 비빈곤은 초등학생에서, 빈곤은 고등학생에서 비율이 높았다. 가구구조는 초·중·고의 88.6~96.7%가 양부모 가구였고, 부모학력은 66.7~77.1%가 대학교 이하를 차지하는 것으로 분석되었다.

<표 2> 방과후 자기보호시간별 주요 변수의 초·중·고 특성 비교

(단위: 명, %)

변수	10차 초등학생 (N=443)					13차 중학생 (N=380)					16차 고등학생 (N=297)					
	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	
성별	남자	148 (47.3)	50 (50.0)	13 (43.3)	211 (47.6)	.794	119 (48.0)	50 (51.5)	16 (45.7)	185 (48.7)	.783	97 (48.7)	33 (48.5)	12 (40.0)	142 (47.8)	.665
	여자	165 (52.7)	50 (50.0)	17 (56.7)	232 (52.4)		129 (52.0)	47 (48.5)	19 (54.3)	195 (51.3)		102 (51.3)	35 (51.5)	18 (60.0)	155 (52.2)	
학년 초등학생/ 중고등학생	4/1학년	106 (33.9)	23 (23.0)	10 (33.3)	139 (31.4)	.347	78 (31.5)	27 (27.8)	9 (25.7)	114 (30.0)	.385	59 (29.6)	23 (33.8)	8 (26.7)	90 (30.0)	.331
	5/2학년	100 (31.9)	39 (39.0)	9 (30.0)	148 (33.4)		80 (32.3)	42 (43.3)	13 (37.1)	135 (35.5)		67 (33.7)	26 (38.2)	15 (50.0)	108 (36.4)	
	6/3학년	107 (34.2)	38 (38.0)	11 (36.7)	156 (35.2)		90 (36.3)	28 (28.9)	13 (37.1)	131 (34.5)		73 (36.7)	19 (27.9)	7 (23.3)	99 (33.3)	
거주 지역	서울·광역시	132 (42.2)	51 (51.0)	12 (40.0)	195 (44.0)	.272	112 (45.2)	41 (42.3)	16 (45.7)	169 (44.5)	.878	79 (39.7)	33 (48.5)	20 (66.7)	132 (44.4)	.016*
	시군·도농복합	181 (57.8)	49 (49.0)	18 (60.0)	248 (56.0)		136 (54.8)	56 (57.7)	19 (54.3)	211 (55.5)		120 (60.3)	35 (51.5)	10 (33.3)	165 (55.6)	
가구 소득	비빈곤	268 (85.6)	86 (86.0)	29 (96.7)	383 (86.5)	.238	214 (86.3)	89 (91.8)	29 (82.9)	332 (87.4)	.273	173 (86.9)	63 (92.6)	24 (80.0)	260 (87.5)	.196
	빈곤	45 (14.4)	14 (14.0)	1 (3.3)	60 (13.5)		34 (13.7)	8 (8.2)	6 (17.1)	48 (12.6)		26 (13.1)	5 (7.4)	6 (20.0)	37 (12.5)	
가구 구조	양부모 가구	302 (96.5)	88 (88.0)	29 (96.7)	419 (94.6)	.004**	236 (95.2)	88 (90.7)	31 (88.6)	355 (93.4)	.156	185 (93.0)	63 (92.6)	29 (96.7)	277 (93.3)	.732
	양부모 아님	11 (3.5)	12 (12.0)	1 (3.3)	24 (5.4)		12 (4.8)	9 (9.3)	4 (11.4)	25 (6.6)		14 (7.0)	5 (7.4)	1 (3.3)	20 (6.7)	

변수	10차 초등학생 (N=443)					13차 중학생 (N=380)					16차 고등학생 (N=297)					
	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	0시간	3시간 미만	3시간 이상	전체	χ^2	
부모 학력	대학교 이상	114 (36.4)	26 (26.0)	10 (33.3)	150 (33.9)	.159	76 (30.6)	35 (36.1)	8 (22.9)	119 (31.3)	.326	64 (32.2)	23 (33.8)	10 (33.3)	97 (32.7)	.965
	대학교 이하	199 (63.6)	74 (74.0)	20 (66.7)	293 (66.1)		172 (69.4)	62 (63.9)	27 (77.1)	261 (68.7)		135 (67.8)	45 (66.2)	20 (66.7)	200 (67.3)	
합계	313	100	30	443		248	97	35	380		199	68	30	297		

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

3. 방과후 자기보호시간과 주관적 행복감의 관계 및 빈곤여부에 따른 차이

자기보호시간 및 빈곤여부에 따라 아동의 주관적 행복감에 차이가 있는지, 또 자기보호시간과 빈곤여부 간의 상호작용항이 주관적 행복감에 차이가 있는지 살펴보기 위해 통제변수로 성별, 학년, 자아존중감, 진로성숙도, 가구구조, 부모학력 변수를 투입하고 이원공변량분산분석을 실시하였다. 그 결과는 다음의 <표 3>과 같다.

먼저 초등학생을 살펴보면, 자기보호시간은 주관적 행복감에 유의미한 차이를 보이는 것으로 나타났고 (F=3.354, p<.05), 빈곤여부도 주관적 행복감에 유의미한 차이를 보였다(F=6.754, p<.05). 또한, 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용항은 주관적 행복감에 유의미한 것으로 분석되었다(F=3.382, p<.05). 반면에 중학생, 고등학생은 자기보호시간, 빈곤여부, 상호작용항 모두 유의미하지 않은 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 초등학생의 경우 방과후 자기보호시간과 빈곤여부는 주관적 행복감에 차이가 있다는 것을 알 수 있고, 특히 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용에 따라 주관적 행복감은 달라질 수 있음을 의미한다.

<표 3> 방과후 자기보호시간 및 빈곤여부 상호작용에 따른 초·중·고의 주관적 행복감

		초등학생					중학생					고등학생				
		SS	df	MS	F	p	SS	df	MS	F	p	SS	df	MS	F	p
독립 변수	자기보호시간	1.918	2	0.959	3.354	0.036*	0.425	2	0.213	0.888	0.412	0.149	2	0.074	0.243	0.784
	빈곤여부	1.932	1	1.932	6.754	0.010*	0.036	1	0.036	0.149	0.700	0.154	1	0.154	0.504	0.478
상호 작용	자기보호시간 x 빈곤여부	1.935	2	0.967	3.382	0.035*	0.068	2	0.034	0.142	0.868	0.488	2	0.244	0.797	0.452
	성별	0.002	1	0.002	0.007	0.935	1.077	1	1.077	4.500	0.035*	0.302	1	0.302	0.987	0.321
	학년	0.825	1	0.825	2.883	0.090*	0.007	1	0.007	0.027	0.869	0.903	1	0.903	2.951	0.087
통제 변수	자아존중감	45.858	1	45.858	160.346	0.000***	31.067	1	31.067	129.816	0.000***	32.232	1	32.232	105.340	0.000***
	진로성숙도	1.886	1	1.886	6.593	0.011*	3.529	1	3.529	14.748	0.000***	1.104	1	1.104	3.607	0.059
	가구구조	0.074	1	0.074	0.259	0.611	0.002	1	0.002	0.008	0.927	0.121	1	0.121	0.396	0.530
	부모학력	0.218	1	0.218	0.763	0.383	0.823	1	0.823	3.439	0.064	0.572	1	0.572	1.869	0.173
오차		123.264	431	0.286			88.067	368	0.239							
수정합계		204.692	442				170.718	379								

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

앞서 살펴본 초등학생의 자기보호시간에 따른 주관적 행복감은 빈곤여부에 따라 달라진다는 결과를 바탕으로 자기보호시간대 중 특히 어느 시간대에서 비빈곤아동과 빈곤아동의 주관적 행복감 차이가 나타나는지 상호작용항(자기보호시간 * 빈곤여부)의 일변량 검정결과를 통해 살펴보았다<표 4>. 그 결과, 비방치 일 때는 비빈곤아동과 빈곤아동 사이의 주관적 행복감 차이는 거의 없었으나(비빈곤 M=3.210, SD=.033 / 빈곤 M=3.217, SD=.082), 자기보호시간 3시간 미만에서 다소 차이가 나타났고(비빈곤 M=3.166, SD=.058 /

빈곤 M=2.900, SD=.168), 3시간 이상일 때 통계적으로 유의미한 차이를 보이는 것으로 분석되었다(비빈곤 M=3.312 SD=.100 / 빈곤 M=2.055, SD=.537, F=5.284, p<.05), [그림 1]. 이와 같은 결과를 통해 자기보호 시간에 따른 주관적 행복감은 비빈곤아동보다 빈곤아동이 낮으며, 특히 빈곤아동은 자기보호시간이 길어 질수록 주관적 행복감이 낮아지는 것을 알 수 있다. 또한, 중·고등학생의 경우 비빈곤아동이 빈곤아동보다 자기보호시간이 길어질수록 주관적 행복감이 낮아지는 것으로 나타났다.

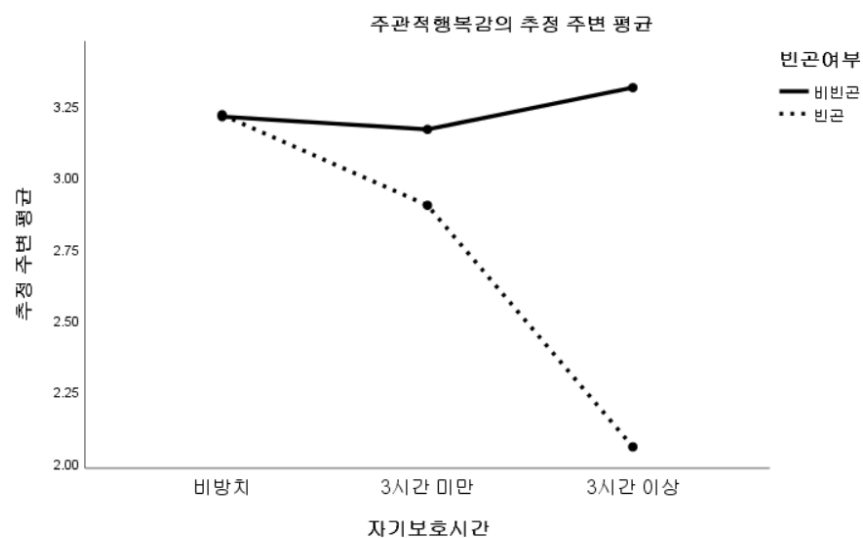
<표 4> 방과후 자기보호시간대별 초·중·고 주관적 행복감 평균차이(사후검정)

(단위: M(sd))

	초등학생			중학생			고등학생		
	0시간	3시간 미만	3시간 이상	0시간	3시간 미만	3시간 이상	0시간	3시간 미만	3시간 이상
비빈곤	3.210(.033)	3.166(.058)	3.312(.100)	3.191(.034)	3.121(.052)	2.991(.092)	2.971(.042)	2.906(.070)	2.803(.113)
빈곤	3.217(.082)	2.900(.168)	2.055(.537)	3.201(.086)	3.105(.177)	3.118(.203)	2.883(.113)	3.115(.261)	2.971(.228)
F	.006	2.179	5.284	.011	.007	.322	.524	.589	.432
P	.939	.141	.022*	.918	.934	.571	.470	.443	.512

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

[그림 1] 초등학생 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용에 따른 주관적 행복감



제5절 결론 및 논의

아동기 행복감의 경험은 인생의 전반에 걸쳐 긍정적 정서를 느끼도록 하는 근원이다(Park, 2004; 김연화, 2007). 이러한 중요성에 따라 본 연구는 아이들에게 맡겨지는 자기보호시간의 행복감 증진을 위해 사회적 차원의 지원 필요성을 확인하고 개입방안을 모색하고자 하였다. 이를 위해 초·중·고 방과후 자기보호 시간에 따라 아동의 주관적 행복감은 차이가 있는지, 빈곤여부에 따라 주관적 행복감은 차이가 있는지 또한 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용에 따라 주관적 행복감이 달라지는지 살펴보았으며, 특히 기존 연구와는 달리 자기보호시간을 선행연구를 토대로 비방치, 3시간 미만/이상으로 분류하여 살펴보고, 초·중·고 아동을 대상으로 아동기 전반에 걸쳐 주관적 행복감을 분석하였다는데 의미가 있다. 연구를 위해 한국 복지패널의 가구조사와 아동부가조사의 10차(2015), 13차(2018), 16차(2021) 자료를 사용하였다.

분석결과, 초등학생은 자기보호시간에 따라 주관적 행복감은 차이가 있었다($p < .05$). 이러한 결과는 초등학생의 경우, 중학생, 고등학생과는 달리 학교에서 보내는 시간이 짧아 방과후 보호자 없는 자기보호시간을 보낼 확률이 상대적으로 많고(노성향, 2021), 대체로 자기보호시간에 지루함, 외로움, 두려움을 경험하기 때문에 주관적 행복감이 낮게 나타났을 것으로 예측된다(Rajalakshmi & Thanasekaran, 2015). 또한, 일반적으로 아동기에는 부모관계에 의존하는 경향이 있어서(Bowlby, 1980) 이 연구에서도 자기보호시간에 적절한 돌봄을 받지 못하는 상황이 주관적 행복감에 영향을 주었을 것으로 판단된다. 반면 중·고등학생은 자기보호시간과 주관적 행복감과의 관계가 통계적으로 유의하지 않았고, 이는 김정은, 류진석(2018)의 선행연구 결과와도 일치한다. 이러한 결과는 청소년기는 부모보다는 친구와의 관계가 강조되는 특징(Bowlby, 1980), 청소년기 가장 큰 고민은 학업과 외모에 관한 관심이 가장 많다는 연구결과(통계청, 여성가족부, 2021)와 관련 있어 보인다. 즉, 부모와의 독립적인 생활을 지향하는 중·고등학생의 발달 특성을 고려하면(김진옥, 유미선, 2021) 자기보호시간을 통해 행복감에 영향을 줄 것으로 예측할 수도 있지만, 점차 가정환경 밖에서의 관계적 발달이 중요해지기 때문에 이러한 결과가 도출된 것으로 판단된다.

다음으로, 자기보호시간에 따른 주관적 행복감은 빈곤여부에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과, 초등학생의 경우 $p < .05$ 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한, 비빈곤아동이 빈곤아동보다 주관적 행복감이 높은 것으로 분석되었다. 반면 중·고등학생은 통계적으로 유의미하지 않았다. 이러한 결과는 초등학생은 자기보호시간 동안 할 수 있는 것이 다채로운 비빈곤아동과 그렇지 않은 빈곤아동 간의 차이인 것으로 판단된다. 빈곤아동의 경우 비빈곤아동에 비해 비교적 자유시간이 많지만 경제적인 이유로 학업성취를 위한 시간에서 배제된 결과일 수 있고 무기력하거나 의욕이 상실된 위기아동으로 주관적 행복감이 낮게 나타났을 것으로 예상된다(정익중, 2022). 반면 비빈곤아동은 부모의 재정자원, 가치관, 고충상태에 따라 다양한 활동을 지원받을 수 있고, 부모가 자녀의 학업활동에 더 많은 시간을 투자하도록 이끌어가는 경향이 있으므로(권지성, 주소희, 2016), 본 연구에서도 빈곤아동보다 비교적 주관적 행복감이 높게 나타날 수 있다.

마지막으로 자기보호시간 중 어느 시간대에서 비빈곤아동과 빈곤아동의 주관적 행복감의 차이가 있는지 분석해본 결과, 초등학생은 자기보호시간 3시간 이상일 때 차이가 있었다($p < .05$). 빈곤아동은 자기보호시간이 3시간 미만일 때 주관적 행복감이 낮아지는 경향을, 3시간 이상일 때에는 매우 급격히 낮아지는 것으로 분석되었다. 반면 비빈곤아동은 자기보호시간이 3시간 미만일 때는 주관적 행복감이 아주 미미하게 떨어지는 것으로 보였으나 3시간 이상일 때 주관적 행복감은 비교적 크게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 비빈곤아동은 빈곤아동과는 달리 사교육 시간이 길고, 자기보호시간에 대부분 학습영역에 시간을 할애하지만(최남숙, 유소이, 2002; 정혜련, 2016), 비빈곤아동이 자기보호시간을 통해 자유시간을 경험함으로써 주관적 행복감을 느꼈을 것으로 추측되나, 보다 면밀한 분석과 연구가 필요할 것으로 판단된다. 그러나 정익중(2022)의 연구에서 자유시간이 376분(약 6시간) 이상일 때 아동의 주관적 행복감이 비교적 급격히 떨어진다는 결과를 참고하면, 무작정 자유시간을 주는 것이 아닌 적정 자유시간을 보장할 때 주관적 행복감을 높일 수 있을 것으로 판단된다. 빈곤아동의 경우 자기보호시간이 3시간 미만일 때는 행복감에 큰 영향을 주지 않았지만 3시간 이후부터는 행복감이 급격히 떨어졌다. 선행연구에 따르면 아동의 가구 경제적 수준이 낮을수록 컴퓨터나 게임기 이용시간, TV 프로그램·비디오·DVD 시청 시간 등 여가시간이 긴 것으로 나타났다(정혜지, 2016). 컴퓨터 사용시간이 길수록 아이들은 스스로를 문제아로 생각하며 자신의 가치를 낮추는 자기낙인을 경험한다는 연구결과를 고려하여 보면(양은별 외, 2014), 본 연구에서 빈곤아동은

무력감, 의욕상실을 느낄 가능성이 높고, 경제적인 이유로 학업성취를 위한 방과후 시간에서 배제되어 주관적 행복감이 낮게 나타난 것으로 판단된다(정익중, 2022).

이러한 결과 및 논의를 종합하여 다음과 같은 제언을 제시하고자 한다.

첫째, 초·중·고 아동의 발달단계 특성을 고려한 자기보호시간의 차별적 개입이 요구된다. 초등학생을 대상으로는 방과후 자기보호시간에 사회적 교류, 양육, 다양한 활동 등을 통한 적절한 돌봄이 이루어질 수 있도록 방과후 돌봄교실, 학교동아리 활동 등 지원책을 확대해야 한다. 현재 보건복지부(지역아동센터, 다함께돌봄센터), 교육부(초등돌봄교실), 여성가족부(방과후 아카데미) 3개 부처를 중심으로 방과후 돌봄서비스가 제공되고 있으나 학생 수에 비해 공급이 부족한 현실이다. 아동권리보장원(2022)에 의하면, 초등돌봄교실 34만 명, 다함께 돌봄은 19만 명으로 2022년까지 총 53만 명으로 확대 계획이지만 그럼에도 2020년 기준 전국 초등학생 수 대비 19.6% 정도만 수용이 가능하다(노성향, 2021). 또한, 예산 부족에 따라 지원대상은 주로 저소득, 취약계층 중심이며, 이용시간은 4시 30분에서 6시 사이로 운영하고 있다(김주리 외, 2021). 그러나 부모의 노동시간 및 퇴근을 고려한다면 현실적으로 가정에서 필요한 돌봄이 제공될 수 있도록 운영시간 조정이 필요할 것이며, 지원대상 및 공급 확대를 통해 보다 많은 아동이 이용할 수 있도록 보편적 돌봄체계를 구축해야 한다고 판단된다. 중학생, 고등학생 대상으로는 방과후 자기보호시간을 통해 청소년기 발달과업인 자아정체감 형성과 학업·진로와 관련하여 미래에 무엇을 할지 고민하는 시간, 즉, 행복을 위해 미래를 준비하는 시간을 가짐으로써(유미숙 외, 2013), 자신의 삶 안에서 꿈을 실현하는 가운데 행복감을 높일 수 있을 것이다(정익중 외, 2018). 이러한 시간의 초기에는 아동 자신이 무엇을 해야 하는지, 무엇을 하고 싶은지 등 자아개념이 확립되지 않아 방황할 수 있으나, 자기보호시간을 통해 미래를 준비하는 꾸준히 반복된 시간을 갖고 동시에 계획한 대로 행동 및 실천해 나아간다면 자신의 미래를 개척해 나아갈 수 있는 유익한 시간이 될 수 있을 것이다. 또한, 학업에만 몰두한 학교 정규시간이 아닌 아이들이 실현하고자 하는 미래를 간접적으로 경험할 수 있도록 교내 동아리, 특별활동, 직업체험, 개별시간 등을 통해 진로개척을 위한 시간을 적극적으로 제공하는 것도 필요하다. 이 개입방법은 청소년기 가장 큰 고민인 학업과 진로에 대해 스스로 해답의 실마리를 찾고 궁극적으로는 주관적 행복감을 증대할 수 있게 돕는 데에 효과적일 것이다.

둘째, 사회경제적 지위에 따른 자기보호시간의 맞춤형 욕구 파악 및 지원으로 주관적 행복감 강화가 필요하다. 비빈곤아동의 주관적 행복감 강화를 위해서는 아동이 자기보호시간에 학습위주로 치우친 시간이 아닌 친구와 교제할 수 있는 시간을 갖고, 읽고 싶었던 책을 읽고, 평소 하고 싶은 일을 해볼 수 있는 등 아이들이 가진 다양한 욕구를 기반으로 여가시간을 제공하는 것이 필요하다. 또한, 빈곤아동의 경우 방과후 사교육, 학업 중심 생활패턴이 행복감을 증진시킨다는 선행연구(이수진, 정익중, 2020)를 바탕으로 교육기회의 빈곤에서 벗어날 수 있도록 방과후 양질의 교육을 제공해야 할 것이다. 즉, 유엔아동권리협약에 따른 아동의 4대 권리의 발달권에 따라(보건복지부·국제아동인권센터, 2020) 비빈곤아동은 과도한 학습시간으로 인해 놀 권리가 침해되지 않도록 건강한 여가와 놀이를 보장하고, 빈곤아동은 가정의 경제빈곤으로 인한 교육에서 배제되지 않고 자신의 꿈을 키울 수 있도록 학업 발전을 장려해야 한다. 이를 위해 아동의 권리를 지킬 수 있도록 사회적 분위기 조성 및 부모의 인식 개선이 우선되어야 할 것이며, 더불어 다양한 매체를 통한 적극적 옹호가 필요할 것이다. 또한, 빈곤아동의 경우 자기보호시간이 3시간 이상일 때 주관적 행복감이 급격히 낮아졌는데, 자기보호시간이 길어질수록 외로움, 두려움 등 경험을 통해 정서적으로 취약해지지 않도록, 사회적 고립으로 이어지지 않도록 적극적 관심이 필요하다. 특히 초등학생은 학교에서

보내는 시간이 비교적 짧고, 집에서 보내는 시간이 많아 자기보호시간이 길다. 정익중(2022)의 연구에 따르면, 혼밥하는 빈곤가정의 아동은 주로 집에서 보내는 시간이 긴 아이들이었다. 이러한 결과를 고려하여, 자기보호시간에 빈곤아동은 소득과 관련된 경제빈곤 외에 홀로 식사하는 관계빈곤도 함께 이중 빈곤을 경험할 가능성이 있으므로 빈곤아동에 대해서는 관계빈곤으로 인한 개입도 함께 이루어져야 할 것이다. 즉, 아동기 빈곤 경험을 통해 적절한 자극과 기본적인 개입이 부족하여 발달적 손실로 이어지지 않도록 (Attanasio, Cattani, & Meghir, 2021), 사회경제적 수준에 따른 다각적 관심과 지원이 요구된다.

셋째, 초·중·고의 학교급을 막론하고 방과후 자기보호시간에 대한 부모의 적절한 관심과 양육태도가 필요하다. 가정의 소득은 행복을 결정하는 기본적인 조건일 수 있지만(성은모, 김근희, 2013), 아이들의 행복감은 부모와의 관계가 좋을 때 더 행복감을 느끼는 것으로 보고된다(염유식 외, 2015). 구체적으로 보면, 가정형편이 좋고 부모와 관계가 좋지 않은 아동보다는, 가정형편이 좋지 않지만 부모와 관계가 좋은 아동이 더 행복하다고 하였다. 즉, 긍정적인 부모-자녀관계가 소득과 같은 경제적인 요인보다 아이들 행복감을 형성하는데 더 중요한 요인이라는 것이다. 또한, 방과후 보호자의 유무에 따라 아이들의 생활시간 및 놀이 시간 구성에 차이가 있는 것으로 보고되어 방과후 자기보호시간에 대한 부모의 지도감독이 중요할 수 있다. 방과후 보호자가 있을 때는 컴퓨터, 게임/오락, TV/DVD 시청 등 과도한 사용을 보호자의 지도감독을 통해 중재할 수 있고(김지희, 2012; 김신아, 한운선, 2015), 발달에 부정적인 요인을 예방하거나 감소시킬 수 있을 것이다. 그러나 방과후에 보호자가 함께 시간을 보내지 못하는 경우 보호자의 부재로 인한 아동의 적절한 태도, 역할, 책임 등에 대한 대화를 통해 올바른 자기보호시간을 보낼 수 있도록 교육을 제공할 수 있을 것이다. 특히, 방과후 자기보호시간을 보내는 아동의 감정과 행동 변화에 민감하게 반응하여 아이들의 고민을 들어주고 도움을 주는 등 아동과 지속적인 의사소통을 통해 긍정적인 부모-자녀관계가 유지될 수 있도록 노력해야 할 것이다(Rajalakshmi & Thanasekaran, 2015).

본 연구는 아동이 자신을 책임지며 스스로 보호해야 하는 자기보호시간 및 빈곤여부에 따른 주관적 행복감 차이와 자기보호시간과 빈곤여부의 상호작용에 따라 주관적 행복감이 달라지는지 살펴보았다. 특히 자기보호시간 분류에 따라 어느 시간대에서 빈곤여부에 따라 주관적 행복감 차이가 있는지 살펴보고, 아동의 초·중·고 발달단계를 고려하여 통합적으로 분석한 의의가 있다. 하지만 본 연구는 한국복지패널의 10, 13, 16차에 걸친 광범위한 조사자료를 분석하였음에도, 패널자료의 특성으로 동시대의 초·중·고를 대상으로 분석하지 못하였다는 점과 최근 발생한 코로나19 팬데믹과 같은 시대적 특수성을 통제하지 못하였다는 것에 한계가 있다. 추후 연구에서는 동시대의 초·중·고 아동을 대상으로 분석하는 방법이나 아동 추적을 통한 종단연구로서 면밀한 분석을 시도해볼 수 있을 것이다. 더 나아가 질적연구를 통해 아동에게 맡겨질 수 있는 자기보호시간에 대한 생활패턴과 맥락이 파악된다면 아동의 주관적 행복감 증진에 필요한 개입이 보다 구체적으로 이루어질 것으로 기대된다.

참고문헌

- 곽수란·이경호. 2019. “아동·청소년의 학업성적과 자존감이 우울감과 행복감에 미치는 영향.” 『청소년학 연구』 26(12), 177-199.
- 구인희·박현선·정익중. 2006. 빈곤이 아동의 학업성취에 미치는 영향.” 『아동과 권리』 10, 269-295.
- 권지성·주소희. 2016. “일반·저소득 가구 부모의 관점에서 본 아동·청소년의 일상생활 패턴과 맥락분석.” 『한국가족복지학』 21(3), 583-607.
- 김명숙·정영숙. 1997. “방과후 자기보호와 성인보호 아동의 적응.” 『한국영유아보육학』, 9, 183-196.
- 김미곤·여유진·정해식·박이택·김성아. 2017. 『행복지수 개발에 관한 연구』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 김미숙. 2008. “한국의 아동빈곤실태와 정책과제.” 『보건복지포럼』 2008(5), 5-22.
- 김미숙·전진아, 하태정, 김효진, 오미애, 정은희, 최은진, 이봉주, 김선숙. 2013. 『아동종합실태조사(연구보고서 2013-92)』. 서울: 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 김미숙. 2015. “한국아동의 주관적 웰빙 수준과 정책과제.” 『보건복지포럼』 220, 14-26.
- 김미숙·배화옥. 2022. “아동의 생활시간 변화와 삶의 질에 대한 종단연구.” 『한국아동복지학』 71(1), 61-92.
- 김민성. 2016. “우리나라 아동들은 왜 행복하지 않은가?-정서로서의 행복의 관점에서 바라본 우리나라 아동의 행복감.” 『아동교육』 25(2), 5-24.
- 김선숙·박호준. 2019. “빈곤, 가족구조와 아동 삶의 질의 관계.” 『사회복지연구』 50(2), 155-178.
- 김선숙·임세희. 2018. “지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과후 TV 및 인터넷 사용시간에 미치는 종단적 영향.” 『한국아동복지학』 (64), 205-230.
- 김세원·손주영. 2011. “저소득가정 아동의 자기보호와 적응에 관한 실태조사 연구-어린이재단 서비스 대상 초등학교 고학년 아동을 대상으로.” 『동광』 107, 35-89.
- 김신아·한윤선. 2015. “초기청소년과 중기청소년의 컴퓨터 사용시간에 대한 방과후 보호자부재와 학교적응의 상호작용.” 『아동과 권리』 19(1), 103-124.
- 김연수. 2017. 『나홀로 아동의 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인에 관한 다층분석연구』. 경기대학교 대학원 박사학위논문.
- 김연화. 2007. 『아동의 성격유형 및 부모와의 의사소통 유형과 행복감과의 관계』. 서울여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 김정은·류진석. 2018. “아동의 방과 후 생활시간과 삶의 만족도, 행복감과의 관계.” 『사회과학연구』 34(4), 123-146.
- 김주리·최혜진·강지원. 2021. “초등 방과후돌봄서비스 이용 유형이 돌봄 공백에 미치는 영향.” 『보건사회연구』 41(2), 178-197.

- 김지경·김균희. 2013. “아동의 방과 후 자기보호 일수에 미치는 영향요인 분석.” 『한국생활과학회지』 22(1), 1-15.
- 김지희. 2012. “아동의 생활시간과 놀이시간 양태 연구: 방과 후 보호자 유무에 따른 비교.” 『대한가정학회지』 50(8), 13-19.
- 김진욱·유미선. 2021. “중학생의 여가 유형별 사용 시간이 주관적 행복감에 미치는 영향: 성별의 조절 효과.” 『학교사회복지』 54, 1-28.
- 김호영·박철웅. 2007. “중소도시 청소년의 진로성숙 및 자아개념이 지각된 행복감에 미치는 영향.” 『청소년복지연구』 9(2), 43-58.
- 노성향. 2021. “초등학생의 방과후 실태 및 자기보호에 영향을 미치는 요인 (초등학교 4학년을 대상으로).” 『아동중심실천연구』 16, 1-18.
- 백혜영·강현아. 2016. “빈곤이 아동의 사회적 자본을 통해 행복감에 미치는 영향.” 『한국아동복지학』 (54), 113-144.
- 보건복지부·국제아동인권센터. 2020. 『모든 아동이 살기 좋은 대한민국이 되기 위해 지켜야 할 의무 (아동친화버전) 대한민국 제5-6차 국가보고서에 대한 유엔아동권리위원회 최종견해』. 서울: 국제아동인권센터.
- 서재욱·정운태. 2014. “개인능력, 가족환경, 학교환경 변인이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향력 비교.” 『청소년학연구』 21(8), 265-292.
- 서혜전. 2012. “방과후 방치와 아동의 공격성, 위축, 우울과의 관계에서 독서의 매개효과.” 『아동복지연구』 10(3), 25-41.
- 성윤희. 2019. “아동기 주관적 행복감과 청소년기 진로성숙도 간의 관계.” 『초등상담연구』 18(4), 509-524.
- 성은모·김균희. 2013. “청소년의 행복에 영향을 미치는 개인특성과 환경특성 간의 관계 분석.” 『한국청소년연구』 24(4), 177-202.
- 송수정. 2014. “가족구조에 따른 아동 우울의 보호요인 탐색.” 『한국청소년연구』 25(1), 107-127.
- 아동권리보장원. 2022. “다함께돌봄센터 지원”. <https://www.ncrc.or.kr/ncrc/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=1105&cntntsId=1052>.
- 양은별·오수경·정의중. 2014. “컴퓨터 사용이 청소년의 낙인에 미치는 영향과 성별 차이.” 『청소년복지연구』 16(2), 139-162.
- 여성가족부. 2011. 『나홀로아동실태조사 보도자료』.
- 여유진. 2018. “아동빈곤의 현황과 정책과제.” 『보건복지포럼』, 2018(5), 25-39.
- 염유식·김경미. 2018. 『한국 어린이·청소년 행복지수: 국제비교연구조사 결과보고서』. 서울: 한국방정환재단, 연세대학교 사회발전연구소.
- 염유식·김경미·이은주·이승원. 2015. 『한국 어린이·청소년 행복지수: 국제비교연구조사결과보고서』. 서울: 한국방정환재단, 연세대학교 사회발전연구소.
- 염유식·성기호. 2021. 『2021년도 한국 어린이·청소년 행복지수 국제비교연구조사결과보고서』. 서울: 한국

방정환재단, 연세대학교 사회발전연구소.

- 유미숙·정계숙·박수홍·차지량·홍광표. 2013. “아동 및 청소년이 지각하는 행복에 대한 인식 연구.” 『가정과삶의질연구』 31(3), 15-26.
- 유민상. 2016. 『아동의 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인: 생태체계 이론의 적용을 중심으로』. 서울대학교 대학원, 박사학위논문.
- 유민상. 2020. “한국 아동들의 행복 격차.” 『보건복지포럼』 2020(5), 58-70.
- 윤연정·이미숙. 2019. “초등학교 고학년 아동의 행복감에 영향을 미치는 부와 모의 양육특성.” 『가정과삶의질연구』 37(4), 71-86.
- 이봉주·조미라. 2011. “방과후 방치가 아동발달에 미치는 영향.” 『한국아동복지학』 (36), 7-33.
- 이봉주·김선숙·안재진·유조안·유민상·최창용·이연정. 2015. 『지표를 통해 본 한국 아동의 삶의 질』. 서울: 세이브더칠드런, 서울대학교 사회복지연구소.
- 이수진·정익중. 2020. “청소년의 일상생활과 행복 간의 관계: 빈곤과 비빈곤 청소년의 비교.” 『학교사회복지』 49, 175-200.
- 이재연·강성희. 1992. 방과후 성인의 보호없이 지내는 아동의 자기보호에 대한 준비도.” 『숙명여대 논문집』 33, 313-323.
- 이정숙·김은경. 2008. “가족구조에 따른 자기보호아동과 성인보호아동의 학교적응 및 자의식 정서.” 『대한가정학회지』 46(2), 85-96.
- 이정진·강정희·이선경·채규영. 2013. “수면시간이 청소년들의 정서에 미치는 영향.” 『대한소아신경학회지』 21(3), 100-110.
- 이진혁·송인한. 2021. “여가시간과 아동·청소년 삶의 만족도 관계에 관한 종단 연구: 고정효과모형 분석.” 『청소년학연구』 28(2), 323-351.
- 이진화·조인경. 2018. “학교환경, 가정환경, 개인환경이 아동의 행복감에 미치는 영향.” 『교육과학연구』 49(1), 39-59.
- 장유진, 이승연, 송지훈, 홍세희. 2020. “부모 학력과 경제 수준이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 사교육 시간과 학업 스트레스의 순차적 매개효과 검증.” 『청소년학연구』 27(12), 249-273.
- 정민자. 2013. 나홀로 아동의 보호체계와 지역사회 네트워크. 『한국가정관리학회 54차 학술발표대회자료집』 23-39.
- 정수정. 2018. 『아동생활시간 잠재계층유형의 영향요인과 발달결과』. 이화여자대학교 대학원, 박사학위논문.
- 정익중. 2018. 『아동의 생활시간과 행복 : 시간사용은 아이들을 행복하게 하는가?. 제15차 아동복지포럼 우리 아이들, 삶을 들여다보다』. 서울: 초록우산 어린이재단 아동복지연구소.
- 정익중. 2022. 『2022 아동행복지수 아이들의 일상행복 현주소. 제21차 아동복지포럼 자료집 2022 아동행복지수 아이들의 행복 격차를 좁히다』. 서울: 초록우산 어린이재단 아동복지연구소.
- 정익중·정선영·이수진·정수정. 2019. 『2019 초록우산어린이재단 아동행복생활지수』. 서울: 초록우산 어

린이재단 아동복지연구소.

- 정익중 · 조운호 · 오은찬. 2018. “빈곤-비빈곤 아동청소년집단별 행복감에 이르는 꿈 관련 변인 탐색: 의사 결정나무분석의 적용.” 『학교사회복지』 42, 209-236.
- 정해련. 2016. 『가구소득에 따른 자기보호아동의 방과후 생활시간 사용 양태』. 서울대학교 대학원, 석사학위논문.
- 정혜지. 2016. 『가구소득이 아동의 생활시간에 미치는 영향: 부모 양육방식의 매개효과를 중심으로』. 경기대학교 대학원, 석사학위논문.
- 조성연 · 신혜영 · 최미숙 · 최혜영. 2009. “한국 초등학교 아동의 행복감 실태조사.” 『아동학회지』 30(2), 129-144.
- 조영순. 2021. “행복표현의 사용: 행복요인과 의미.” 『언어학』 29(2), 95-114.
- 조은정. 2014. “아동· 청소년이 지각한 사회적 지지가 행복감에 미치는 영향: 저소득층 아동· 청소년을 중심으로.” 『청소년문화포럼』 37, 103-126.
- 중앙아동보호전문기관. 2010. 『나홀로 아동 현황 및 대책』. 중앙아동보호전문기관.
- 최남숙 · 유소이. 2002. “청소년의 시간사용 실태와 결정요인 분석-가사노동, 여가, 과외수업을 중심으로.” 『한국가족자원경영학회지』 6(1), 1-16.
- 통계청 · 여성가족부. 2021.5.24. “2021 청소년 통계”. 보도자료. https://www.kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=389790.
- 하문선. 2017. “청소년의 생활시간 사용 중단적 변화와 가정환경, 정서행동문제 간 관계.” 『청소년학연구』 24(3), 25-59.
- 홍나미 · 정익중. 2019. “지역아동센터의 공공성 확대를 위한 시론.” 『사회복지연구』 50(3), 5-31.
- 황옥경 · 한유미 · 김정화 · 양효현. 2015. “권리로서의 놀이와 여가에 대한 아동의 인식과 행복감의 관계.” 『아동과 권리』 19(4), 755-774.
- Aizer, A. 2004. “Home Alone: Supervision After School and Child Behavior.” *Journal of Public Economics*. 88, 1835-1848.
- Attanasio, O., Cattan, S., and Meghir, C. 2021. “Early Childhood Development, Human Capital, and Poverty.” *Annual Review of Economics*, 14.
- Bae, D., Wickrama, K. A. S., and O’Neal, C. W. 2014. “Social consequences of early socioeconomic adversity and youth BMI trajectories: Gender and race/ethnicity differences.” *Journal of adolescence*, 37(6), 883-892.
- Bowlby, J. (1980). *Attachment and loss: Loss (vol. 3)*. New York: Basic Books.
- Casper, L. M., and Smith, K. E. 2004. Self-care: “Why do parents leave their children unsupervised?.” *Demography*, 41(2), 285-301.
- Chosunilbo. 2017,5,2. “Korean Schoolkids Still Among Unhappiest in the World.” http://english.chosun.com/site/data/html_dir/2017/05/02/2017050200959.html.

- Currie, J., and Goodman, J. 2020. "Parental socioeconomic status, child health, and human capital." *In The economics of education*. p. 239-248. Academic Press.
- Garcia, P., Garcia, J., Qinas, T., and Anttila, T. 2019. "Child and adolescent time use: A cross-national study." *Journal of Marriage and Family*. 82(2), 1-22.
- Greene, K. M., Hynes, K., and Doyle, E. A. 2011. "Self-care among school-aged children of immigrants." *Children and Youth Services Review*, 33(5), 783-789.
- Hofferth, S. L., and Sandberg, J. F. 2001. "How American children spend their time." *Journal of Marriage and Family*. 63, 295-308.
- Kerrebrock, N., and Lewit, E. M. 1999. "Children in self-care." *The future of children*, 151-160.
- Kim, M. S., and Chong, Y. S. 1997. "The adjustment differences between self-care and adult-care children after school." *The Korea Journal of Child Care and Education*, 9, 183-196.
- Mertens, S. B., Flowers, N., and Mulhall, P. F. 2003. "Should Middle Grades Students be left alone after School?." *Middle School Journal*, 34, 57-61.
- Moon, S. H., Ryu, G. Y., Kim, K. H., and Hong, B. S. 2000. "The quality of child life: Past, present and future." *Journal of the Korean Society of Child Welfare*, 9, 9-49.
- Park, N. 2004. "The role of subjective well-being in positive youth development." *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 591(1), 25-39.
- Peterson, L., and Magrab, P. 1989. "Introduction to the special section: Children on their own." *Journal of Clinical Child Psychology*, 18(1), 2-7.
- Rajalakshmi, J., and Thanasekaran, P. 2015. "The effects and behaviours of home alone situation by latchkey children." *American Journal of Nursing Science*, 4(4), 207-211.
- Riley, D., and Steinberg, J. 2004. "Four popular stereotypes about children in self care: Implications for family life educators." *Family Relations*, 53(1), 95-101.
- Rodman, H., Pratto, D. J., and Nelson, R. S. 1985. "Child care arrangements and children's functioning: A comparison of self-care and adult-care children." *Developmental Psychology*, 21(3), 413.
- Ryan, R. M., and Deci, E. L. 2001. "On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being." *Annual review of psychology*, 52, 141.
- Sarıçam, H. 2015. "Subjective happiness and hope." *Universitas Psychologica*, 14(2), 685-694.
- Sirgy, M. J., and Wu, J. 2009. "The pleasant life, the engaged life, and the meaningful life: What about the balanced life?." *Journal of Happiness Studies*, 10(2), 183-196.
- Vleminckx, K., and Smeeding, T. M. 2001. "Child well-being, child poverty and child policy in modern nations: what do we know?." (Eds.) Policy Press.

한국사회 삶의 질의 객관적 조건과 주관적 인식 변화의 추이와 상호연관성

The Trends and Interconnected Relationship between Objective and Subjective Quality of Life in South Korea

박호준(서울대학교 사회복지학과 박사수료)

박정민(서울대학교 사회복지학과 교수)

삶의 질은 크게 객관적인 조건과 주관적인 인식으로 구성된다. 이 연구는 우리 사회 삶의 질의 주관적 인식 수준의 변화 추이와 이에 영향을 주는 객관적 조건의 연관성을 분석하고, 이에 있어서 연령, 기간, 코호트에 따른 차이를 살펴보기 위한 것이다. 분석을 위한 자료로는 한국복지패널 1차-16차, 16년간의 데이터를 사용하였으며, 표본은 총 178,235 사례였다. 분석방법으로는 APC 분석(age-period-cohort analysis)을 사용하였다. 분석 결과, 삶의 질의 주관적 인식에 있어서, 연령, 기간, 코호트 효과가 확인되었다. 이러한 연령, 기간, 코호트 효과는 삶의 질의 객관적 조건에 따라 달라지는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 연구결과는 삶의 질에 대한 주관적 인식 수준의 변화를 분석하는데 기간에 따른 변화뿐만 아니라 연령과 코호트 효과를 고려할 필요가 있음을 보여주며, 이와 동시에 삶의 질의 주관적 인식 수준이 객관적 조건과도 밀접한 상호연관성을 가지고 있음을 의미한다.

주제어 : 삶의 질, 종단분석, APC분석

제1절 서론

한국사회는 지난 반세기 동안 비약적인 경제성장과 함께 꾸준한 사회보장의 강화를 이루어 왔다. 그러나 괄목할만한 사회경제적 발전에도 불구하고 사회구성원들이 경험하고 인식하는 삶의 질은 그에 미치지 못한다는 지적이 많았다. 자살률은 OECD 국가들 중 최상위권에 위치하고 있으며, 반면에 출산률과 행복 지수는 OECD 하위권에 머물러 있는 것이 현실이다(이정은 외, 2020; 중앙자살예방센터, 2020; 염유식, 김경미, 2018; 이봉주 외, 2019). 이 현상을 설명하기 위해 소득이 일정 수준에 다다르고 생존을 위한 기본적인 욕구가 충족되면 소득의 증가가 행복에 큰 영향을 미치지 않는다는 리처드 이스털린의 풍요의 역설이 많이 인용되었다(Easterlin and Aneglescu, 2009). 그러나 삶의 질은 다차원적이며 소득 이외에 다양한 객관적 조건들이 관련된다. 삶의 질의 주관적 인식인 행복이나 웰빙 역시 마찬가지이다. 국가 간 웰빙(well-being)을 비교하는 OECD 보고서는 소득과 자산, 주거, 일과 직업, 건강, 교육, 환경, 주관적 웰빙, 사회적 관계, 일과 삶의 균형, 안전, 시민참여의 수준을 보고한다. 이 보고서에 의하면 우리나라는 가구중위 소득, 기대수명, 교육수준, 주거과밀을 등에서 평균 이상의 성취를 보이는 반면에, 소득불평등, 남녀임금격

차, 자살률, 삶의 만족도 등 불평등과 주관적 지표에서는 평균 이하이다(OECD, 2020).

한 사회가 빈곤의 탈피와 경제적 풍요를 넘어 전반적인 삶의 질 향상을 추구하는 것은 필연적이다. Maslow(1943)의 욕구위계 이론이 보여주듯 인간의 욕구 중 가장 기본적인 것은 생리적 욕구이고 이는 의식주의 해결과 밀접히 연관된다. 이것이 충족되면 그 다음 단계인 안전의 욕구, 소속감과 애정, 자아존중감과 성취, 그리고 자아실현의 욕구 충족을 추구하게 된다. 인간은 부족함을 충족하고자 하는 하위욕구가 채워지면 자아실현의 단계까지 그 다음 단계의 욕구 충족을 추구하게 된다. Doyal과 Gough(1991)는 인간이 한 사회에서 인정받는 '사회적 존재'로 살기 위해서는 충족되어야 할 기본적 욕구가 있음을 지적하고 그 내용을 제시하였다. 사회에 따라 그 구성이 부분적으로 변경될 수 있으나, 구체적으로 적절한 식생활의 보장, 안전한 주거 및 근로 환경, 질 좋은 의료 서비스에 대한 접근권, 평등한 교육 기회, 안전한 아동기, 신체 보호, 경제적 보장 등의 욕구가 포함된다. 이러한 매개적 욕구(intermediate needs)의 충족은 건강(physical health)과 자신의 삶에 대한 의사결정에서의 자율성(autonomy)과 같은 인간의 기본적 욕구(basic needs)의 확보를 가능하게 한다고 보았다. 이러한 접근은 소득이나 물질적 결핍의 해소 외에 다양한 차원의 비화폐적, 비물질적 욕구의 범주를 살펴볼 필요성을 제시한다. 최근 우리 사회에서 삶의 질에 대한 관심이 증대하고 있으며, 이에 따라서 다양한 학문 분야에서 이와 관련된 연구들 역시 크게 증가하고 있다. 최근에 이루어진 연구들은 우리 사회 삶의 질에 대한 객관적 조건 및 주관적 인식의 변화 추이를 파악하고 여기서 한 단계 더 나아가서, 이에 영향을 미치는 다양한 영향 요인 규명과 국제적인 비교를 시도하는 등 다양한 학문적 진전이 이루고 있다. 그러나 이러한 성과에도 불구하고 기존 연구들의 한계를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 소득, 자산, 부채, 혹은 정신 건강 등의 개별적이고 단편적인 추이 분석 연구는 많으나 객관적인 조건과 주관적인 삶의 질을 종합적으로 조망한 연구는 상대적으로 드물다. 둘째, 다양한 종단 데이터가 축적됨에 따라서 삶의 질의 종단적인 변화 추이를 분석하는 연구들도 증가하고 있다. 그러나 기존 연구들의 경우, 연령(age), 기간(period), 코호트(cohort)에 따른 영향을 종합적으로 고려한 연구는 거의 없었다. 그러나 다양한 선행연구들은 종단적인 추이 변화를 분석하는데 있어서, 기간에 따른 시계열적인 변화 외에도 연령(age), 코호트(cohort)가 미치는 영향을 다양하게 분석해야 할 필요가 있음을 보여주고 있다.

이러한 문제 의식에 입각하여, 이 과제의 연구문제를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 우리 사회에서 지난 16년 간(2006년-2021년) 삶의 질과 관련된 객관적 조건과 주관적 인식은 어떻게 변화하고 있는가? 둘째, 삶의 질에 대한 주관적 인식에 있어서 연령, 기간, 코호트에 따른 차이가 있는가? 셋째, 삶의 질의 객관적 조건에 따라서 이러한 연령, 기간, 코호트 효과는 어떠한 차이를 보이는가?

제2절 연구배경

1. '삶의 질'의 정의와 관련 개념

1) '삶의 질'의 정의

통계청은 '국가지표체계'에서 '삶의 질'(Quality of Life)을 '삶을 가치 있게 만드는 모든 요소를 포괄하는 개념'으로 정의하고 있다(통계개발원, 2021). 즉, '삶의 질'은 삶에 대한 가치 평가가 수반되는 것이며, 이 가치 평가는 어떤 개인, 집단, 혹은 국가의 문화와 가치 체계에 기반하는 것이다. 따라서 '삶의 질'은

맥락(context) 속에서 구성되는 개념이며, 여기에는 인류 공동의 가치에 기반한 보편성과 함께, 개인, 집단, 그리고 국가에 따른 특수성도 내재한다. 이러한 관점에서, '삶의 질'은 어떤 개인, 집단, 혹은 국가가 특정한 문화 속에서 형성한 삶의 목표와 기대를 기준으로 하여, 현재의 상태를 평가한 것으로 정의된다(Ferriss, 2010; Phillips, 2006; Hofstede, 1984).

근대 사회과학의 태동 이후, 20세기 중반까지 '삶의 질'은 주로 물질적, 경제적인 차원에서 정의되고 측정되어 왔다. 이를 측정하기 위한 대표적인 지표로는 개인, 가구 단위에서의 소득과 국가 단위에서의 GDP, GNI 등을 들 수 있다. 그러나 1960-70년대 이후, GDP나 소득과 같은 경제적 지표로 '삶의 질'을 측정하는 것에 대한 문제의식이 확산되었으며 대안적인 지표에 대한 연구가 활성화되었다. 물질적, 경제적인 지표는 '삶의 질'의 한 단면만을 보여주는 것이며, '삶의 질'을 파악하기 위해서는 거시적으로는 사회적 불평등도, 사회적 신뢰 관계 등을 포함하고, 미시적으로는 어떤 개인이 경험하는 정서와 심리 상태를 포괄하는 다차원적인 개념이라는 인식이 확산되었다(Diwan, 2000). 따라서 최근에 '삶의 질'과 관련된 다양한 연구들에서는 이를 개인, 사회, 국가 차원의 객관적인 조건과 이에 대한 주관적인 인식을 포괄하는 다차원적인 척도로 파악하고 있다(Massam, 2002). '삶의 질'에 대해 최근에 이루어지고 있는 많은 연구들은, 이를 개인적인 차원뿐만 아니라 그 개인이 속한 사회에 대한 주관적 인식, 즉, '사회의 질'을 포함한 다층적인 개념으로 이해하고 있다. 또한 개인의 '삶의 질'은 주관적인 감정, 정서, 인식이지만, 이는 객관적인 조건과 유리된 것이 아니라, 이에 기반한 것으로 이해하고 있다. 매슬로우(Maslow)의 욕구 이론에 의하면, 인간의 욕구는 낮은 수준부터 높은 수준까지 계층 구조를 지닌다(Kaur, 2013; Abulof, 2017). 즉, 인간의 욕구는 생명을 유지하기 위하여, 의식주의 기본적인 충족을 지향하는 낮은 수준의 욕구에서부터, 안전의 욕구, 관계의 욕구, 자아실현 등을 지향하는 더 높은 욕구로 발전해 나간다. 더 높은 수준의 욕구를 지향할수록, 이는 개인적인 영역뿐만 아니라 관계의 영역과 사회의 질을 포함하게 된다. 우리 사회 역시, 과거에는 경제성장, 소득증대와 같은 물질적인 수준의 향상이 주된 관심사였다면, 최근에는 행복이나 삶의 만족도와 같은 삶의 질에 대한 욕구, 그리고 공정성, 신뢰 등 사회의 질에 대한 관심으로 확장되고 있다(정해식 외, 2019; 박명호, 박찬열, 2020).

2) '삶의 질'의 객관적 조건

'삶의 질'에 대한 초기 연구에서는 객관적 조건으로서의 소득과의 상관관계가 중요시되었다. 그러나 이후의 연구는 절대적인 소득이 아닌 상대적인 소득이 중요하며, 객관적 삶의 조건도 소득이라는 단일 차원으로 측정될 수 있는 것이 아니고, 건강, 교육, 주거 등 다차원적으로 구성되어 있다고 본다. 세계보건기구(WHO)에서는 '삶의 질 척도'(World Health Organization Quality of Life Assessment Instrument)에서 신체적 영역, 심리적 영역, 독립 정도, 사회적 관계, 환경, 영적 영역의 총 6개 하위영역으로 구성되어 있으며, 이를 통해서 건강상태, 생활방식, 생활만족도, 정신상태, 주관적 안녕감(well-being)을 다차원적으로 측정하고자 하였다. 통계청의 '국민 삶의 질 지표'에 따르면, 삶의 질은 "객관적인 생활조건"과 "이에 대한 시민들의 주관적 인지 및 평가"로 구성되고 이를 '개인', '사회적 관계', '환경적 조건'의 3개 차원 총 11개 하위영역으로 구분하고 있다(통계청, 2021). 삶의 질의 객관적 조건에 있어서, 개인차원은 소득, 소비, 자산 등 경제적 요인, 고용, 임금, 주거, 건강 등의 하위 영역이 포함되고, 사회적 관계 차원은 가족/공동체, 시민참여와 여가, 환경차원은 안전과 환경 영역이 하위지표로 구성되어 있다.

3) '삶의 질'의 주관적 인식

'삶의 질'(Quality of Life)의 주관적 인식은 '주관적 안녕'(Subjective Well-being), '삶의 만족'(Life Satisfaction), '행복'(Happiness) 등과 유사한 개념이지만 동일한 개념은 아니다(Camfield and Skevington, 2008). 먼저, '주관적 안녕'(subjective well-being)이란 '어떤 개인이 자신의 삶에 대해 내리는 인지적 혹은 정서적인 평가'로 정의된다(Diener, Gohm, Suh, and Oishi, 2000). 기존에 사회과학에서 많이 사용해왔던 객관적 지표들로는 개인의 '주관적인 안녕' 수준을 파악하는데 한계가 있다. 어떤 개인의 '주관적 안녕' 수준은 인지적인 평가로서의 '삶의 만족도'(life satisfaction)와 정서적인 평가로서의 긍정적 정서 및 부정적 정서의 균형으로 여겨진다. 여기서 삶에 대한 인지적인 평가에 해당하는 '삶의 만족'은 일반적으로 '개인이 자신의 삶에 대해 느끼는 주관적 만족감'으로 정의된다. 따라서 '삶의 만족'은 어떤 개인이 가족관계, 직업, 여가·문화생활 등, 삶을 구성하는 영역에 대해서 가지는 기대가 실질적인 생활에서 충족되고 있는지에 대한 평가와 관련된다(Tay, Kuykendall and Diener, 2015). 정서적 평가로서의 긍정적 정서에는 행복감, 자존감 등이 포함되고, 부정적 정서에는 우울, 불안, 분노 등이 포함 될 수 있다. 그러나 이러한 개념들은 상호배타적이지 않으며, 중첩되어 사용되고 있다. 예를 들어서, '행복'(happiness)을 정의할 때에도, 그 하위 개념으로 '삶의 만족'과 '주관적 안녕', 그리고; '유데모니아'(eudemonia)의 구현이 포함된다(김미곤 외, 2017; 정해식 외, 2019; Sirgy, 2012; 권지성 외, 2020). 아리스토텔레스가 주창한 '유데모니아'의 구현이란, 어떤 개인이 삶을 고귀하게 만드는 목적을 자각하고, 이를 실제의 삶에서 실현해가는 과정을 의미한다(Nyabul & Situma, 2014). 전술한 '삶의 질'과 관련된 논의를 간략히 정리하면 다음과 같다. 먼저, '삶의 질'은 개념적으로 볼 때 생활의 객관적인 조건(현황)과 이에 대해 개인이 경험하는 주관적인 인식인 '안녕감'으로 구성된다고 볼 수 있다. 삶의 객관적인 조건(현황)에 해당하는 것으로는 경제적 상황(소득)과 생활 수준(주거), 교육수준, 사회적 관계(고용지위, 가족관계), 개인적인 건강 등이 포함될 수 있다. 주관적인 인식인 '안녕감'은 삶에 대한 인지적인 평가에 해당하는 '삶의 만족도'와 정서적 평가인 긍정적 정서로서의 '행복감', 그리고 부정적 정서로서의 '우울감'등을 포함하는 것으로 이해할 수 있다.

2. '삶의 질'의 주관적 인식에 영향을 미치는 요인

1) 인구사회학적 요인

먼저, '삶의 질'에 있어서 성별에 따른 성차가 있는지에 대해서 여러 상반된 연구결과가 존재한다. '삶의 만족도'에 대해서 281개의 선행연구를 메타분석한 연구에 의하면, 남성이 여성에 비해서 삶의 만족도가 더 높은 것으로 나타난다(Batz, Tay, Kuykendall, and Cheung, 2018). 그러나 비슷한 시기에 '갤럽 조사' 데이터를 사용하여 150개국의 전일제 직장을 다니는 성인들을 비교한 연구에서는 여성이 동일 조건의 남성 에 비해서 삶의 만족도가 더 높은 것으로 나타났다(Tay, Ng, Kuykendall & Diener, 2014). '행복감'의 경우, Inglehart(2002)가 '세계 가치관 조사'(the world value survey)를 분석한 바에 의하면, 젊은층(18-44세)과 장년층(55세 이상)의 경우, 여성이 남성보다 행복도가 더 높았지만, 중년(45-54세)에서는 성차가 나타나지 않았다. 그러나 Esterlin(2003)이 '일반 사회 조사'(the General Social Survey)를 분석한 결과에서는 젊은층의 경우, 여성이 남성보다 행복도가 더 높았지만 노년층에서는 그 역의 경향을 보이는 것으로 나타났다. 반면에, Zukerman, Li, and Diener(2017)가 150개국을 비교 분석한 결과에 의하면, 행복감과 같은 긍정적 정서에서는 성차의 영향력은 나타나지 않았다. Yang(2008)이 '일반 사회 조사'(the General Social

Survey)를 이용하여, 미국 성인들의 행복감 변화 추이에 대해서 연령-기간-코호트 분석을 행한 연구에 의하면, 지난 10여년간 행복감의 성차는 상당히 완화되었지만, 인종격차는 지속되고 있는 것으로 나타났다(Yang, 2008). 우울감과 같은 부정적인 정서의 경우, 메타분석과 150개국 비교연구에서 모두, 여성이 남성 에 비해서 부정적인 정서를 보다 크게 경험하고 있는 것으로 나타났다(Luhmann, Hofmann, Eid and Lucas, 2012; Zuckerman et al., 2017).

2) 삶의 질의 객관적 조건

(1) 소득수준

소득과 행복의 관계에 대한 초기 연구에서는 이 둘 사이에 정적인 상관관계가 있다는 연구들이 많았다 그러나 일정 수준 이상의 경제적 발전을 이룩한 국가들에서는 소득이 행복감에 미치는 영향이 약화된다는 ‘이스털린의 역설’(The Easterlin Paradox)이 이후 큰 주목을 받았다(Easterlin, 1974; Easterlin et al, 2010). 절대 소득과 행복 간의 관계를 분석한 연구들은 욕구 이론에 기반하여 절대적 소득이 증가할수록, 기본적인 욕구를 충족할 수 있게 되고 이에 따라서 경제적으로 일정 수준 이상 발전한 국가에서는 소득이 행복감에 미치는 영향이 감소한다고 주장한다(Graham, 2005; Stutzer, 2004). 그러나 다른 한쪽에서는 소득의 상대적인 측면이 행복감에 영향을 미치며, 따라서 국가 내 소득 불평등도와 행복감의 관계에 주목해야 한다고 주장하기도 한다. 소득 불평등과 주관적인 안녕감과의 관계에 대해서는 유의한 양의 관계가 있다는 연구와, 음의 관계가 있다는 연구, 상관관계가 나타나지 않는다는 연구가 모두 존재한다(Alesina, Tella and MacCulloch, 2004; Wilkinson & Pickett, 2009; Oishi, Kesebir and Diener, 2011). 그러나 최근 24개 선형연구에 대한 메타분석을 행한 바에 의하면, 소득 불평등과 주관적인 안녕감과의 연관성은 확인되지 않는 것으로 나타났다. 다만, 선진국에 비해서 개발도상국에서 상대적으로 이러한 연관성이 더 강해지는 것으로 나타나서 경제가 발전할수록 소득불평등의 영향력이 감소하는 것으로 여겨진다(Ngamaba, Panagioti and Armitage, 2018). 국내의 선형연구에서는 빈곤 계층이 비빈곤 계층에 비해서 삶의 만족도가 낮게 나타났으나(서찬란, 2017), 삶의 만족도를 통제된 경우, 가구의 월 평균 소득과 행복감 간에는 통계적으로 유의미한 상관관계가 나타나지 않았다(강혜진·이민아, 2019).

(2) 고용지위

경제활동 상태는 개인의 삶에 질을 평가하는데 중요한 영향요인이다. 경제학자 오쿤이 실업지수를 창안 하여, 실업과 인플레이션의 부정적인 영향을 계량화하고자 한 이래, 그동안의 다양한 선형연구에서, 높은 실업률과 인플레이션은 주관적 웰빙을 저하시키는 부정적 요인인 것으로 나타났다. 특히 1975년부터 2004년까지의 유럽지역을 대상으로 한 최근 분석에 의하면, 실업률이 1% 포인트 증가하면 인플레이션이 1% 포인트 증가하는 것에 비해 주관적 웰빙에 5배 이상 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Blanchflower, Bell, Montagnoli and Moro, 2014). 국내 연구에 의하면, 상용직에 비해서, 임시/일용직과 자영업자에서 다차원적 빈곤 수준은 더 높아지는 경향이 있는 것으로 나타났다(김성아·김문길, 2020).

(3) 혼인지위

결혼은 주관적 안녕감에 긍정적인 영향을 미치며, 이에 있어서 문화권에 따른 차이가 거의 없는 것으로

나타났다(Diener, Gohm, Suh, and Oishi, 2000). EU의 노년층을 대상으로 한 연구에서도 배우자의 존재는 삶의 만족도와는 정적인, 그리고 우울감과는 부적인 관계가 있었으며 이는 코호트와 성별, 국가별 차이가 거의 없는 상당히 일관된 경향을 보이는 것으로 나타났다(Hank & Wagner, 2013). 이는 파트너와의 정서적 유대가 주는 안정감 외에도, 친구 관계 등 사회참여의 용이함, 세금의 공동부담, 파트너의 경제시장 참여로 인한 소득 및 저축의 증가, 예측하지 못한 경제적 사건에 대한 공동 대응 등으로 인한 경제적인 이점 등이 복합적으로 작용하고 있는 것으로 여겨진다(Burkauser et al. 2005; Dewilde et al. 2011).

(4) 교육수준

교육은 인적 자본을 증대시킬 수 있는 최선의 투자로 여겨지며, 교육수준이 높아질수록 유급 노동과 경제적 자원에 대한 접근성이 향상되고, 건강이나 결혼과 같은 안정적인 사회적 관계를 맺을 가능성을 증가시키기 때문에, 개인의 주관적 웰빙에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다(Edgerton & Roberts, 2012) 그러나 다른 여러 연구들에서 교육과 주관적 웰빙(SWB) 사이에 부적이거나 미미한 상관관계만 있는 것으로 나타나고 있다(Powdthavee 2010; Shields, Whelthy Price, and Wooden 2009). 이에 대한 설명은 교육이 행복이나 주관적 웰빙에 대한 기대치를 더 높이는데 기인하다고 보기도 하고(Clark and Oswald 1996), 소득, 건강 및 결혼 상태와 같은 변수를 통제하면서, 교육과 주관적 웰빙과의 상관관계도 약화된다고 설명하기도 한다(Powdthavee, Lekfuangfu 및 Wooden 2015). 최근에 이루어진 다른 연구에서는 이에 대한 대안적인 설명으로서 연령 효과의 중요성을 언급한다. 즉, 고등교육을 이수한다는 것은 장기적으로는 주관적 웰빙수준과 정적인 상관관계가 있을 수 있지만, 단기적으로는 학습과 경쟁에 대한 더 높은 압력, 그리고 학자금 대출 상환 압력 및 경력을 쌓아가는 과정에서 더 높은 불확실성에 직면할 수 있다고 본다(Heckman, Lochner, and Todd, 2006; Nikolaev & Rusakov, 2016). ‘일반 사회 조사’(General Social Survey)를 이용한 행복감의 연령-기간-코호트 분석에서는 교육 수준이 행복감에 통계적으로 유의미한 영향이 없었다는 연구도 있고(Yang, 2008), 저학력자에 비해서 고학력자의 행복도가 더 높았다는 분석 결과도 있었다(Fukuda, 2013).

(5) 주관적 건강 수준

그동안의 연구들은 사회경제적 지위와 건강수준 사이의 강한 상관관계를 보여주고 있으며, 소득이나 교육 수준 등 객관적인 측정지표들 보다는, 주관적인 사회경제적 지위 인식과 건강 수준 사이의 상관관계가 더 강하게 나타나는 것으로 보여진다(Cohen et al, 2008; Kraus, Tan & Tannenbaum, 2013). 여러 선행연구들에서 주관적 건강수준이 낮아질수록 주관적인 안녕감도 낮아지는 것으로 나타났으며(Goldman et al., 2004; Diener & Chan, 2011). 독일에서 40세 이상 성인들을 대상으로 2002-2011년까지의 패널데이터를 고정효과 모형으로 분석한 연구에서도 낮은 주관적 건강 수준은 긍정적인 정서와는 부적인, 그리고 부정적인 정서와는 정적인 관계가 있는 것으로 나타났다(Hajek & König, 2021).. 이외에 소득 불평등도가 높아질수록 낮은 건강 상태가 주관적 안녕감에 미치는 부정적인 영향도 더 커지는 것으로 나타났(Oishi, Keebir and Diener, 2011). 미국에서 1970년대부터 2000년대 초반까지의 행복감의 변화를 연구한 바에 의하면, 결혼 여부나 주관적 건강 수준처럼 전통적으로 ‘삶의 질’의 주관적 인식 수준에 영향을 미치는 것으로 알려졌던 요인들의 영향력은 점차 감소하는 추세에 있는 것으로 나타났다(Yang, 2008)

3. 연령-기간-코호트 분석을 적용한 삶의 질 연구

Blanchflower와 동료들(2008, 2021)은 각각 60개국과 145개국을 대상으로 하는 국제비교 연구를 통하여 주관적 웰빙과 연령의 상관관계에서 U자형 분포를 확인할 수 있었다. 다중회귀분석 결과, 개발도상국과 선진국에서 모두 50세 전후에 주관적 웰빙 수준이 가장 낮았으며, 이는 성별, 결혼 여부, 노동력을 통제할 경우에도 일관되게 나타났다. 그러나 Hellevik(2017)은 다중회귀 분석을 사용하여 연령과 행복도의 관계를 분석할 때, 코호트의 영향력이 간과되고 공선성과 데이터 누락 문제로 인하여 인과관계 추론에 문제가 생길 수 있음을 지적하였다. 노르웨이에서 조사된 대규모 데이터를 이용하여, 다중회귀 분석이 아닌, 연령-기간-코호트 분석을 행한 결과에 의하면, 인지적 웰빙에 해당하는 '삶의 만족도'는 연령에 따른 U자형 분포가 나타났지만, 정서적 웰빙을 반영하는 행복의 경우에는 연령이 증가할수록 행복도가 감소하는 경향을 보였다(Hellevik, 2017). 미국 성인들을 대상으로 1970년대부터 2000년대 초반까지 행복도의 연령-기간-코호트 효과를 분석한 연구에 의하면, 연령효과는 연령이 증가할수록 행복은 증가하는 경향을 보인다는 연구도 있고, 중년까지는 감소하다가 이후 초기 노년기로 들어서면서 점진적으로 증가하고, 80세 이후가 되면 다시 감소하는 경향을 보이는 S자형을 보인다는 연구도 있다(Fukuda, 2012). 코호트 효과의 경우, 전후에 태어난 베이비붐 세대가 상대적으로 행복감이 더 낮은 경향을 보이지만 60년대생부터는 증가하는 경향을 보이다가, 70년대생부터는 큰 변화가 없는 경향을 보인다는 연구가 있었다(Yang, 2008; Fukuda, 2012; Twenge, Sherman and Lyubomirsky, 2016).

제3절. 연구방법

1. 분석자료 및 표본

분석을 위한 자료로 제1~16차 한국복지패널 데이터를 사용하였다. 시기적으로는 2005-2020년이 이에 해당한다¹⁾. 이 데이터를 사용한 이유는 첫째, 전국 단위의 비례 층화 표집을 통해 전국적인 대표성을 지니고 있는 표본이다. 둘째, 경제활동조사나 재정패널의 경우, 재정상황에 대한 정보를 중심으로 설문이 구성되어 있으며, 다양한 개인의 심리나 정서를 측정할 수 있는 척도는 상대적으로 그 비중이 작다. 반면에, 복지패널 데이터는 삶의 질의 객관적 조건을 측정할 수 있는 가구 소득, 자산, 주거·건강·생활 환경 지표들을 비롯하여, 삶의 질의 주관적 인식을 측정할 수 있는 삶의 만족도·행복도 등의 주관적인 측정지표들을 다양하게 포함하고 있다는 점에서, 본 연구에 적합하다고 판단하였다. 분석 단위는 개인으로 하였으며, 표본의 성별, 연령, 소득, 지역 등 사회인구학적 특성이 전국을 대표하도록 하기 위하여 기초통계를 제시할 때는 횡단가중치를 적용하였다. 표본은 만 20-79세까지의 성인으로 총 178,235 명이다.

2. 변수

연구에 사용하고자 하는 변수와 조작적 정의는 아래의 <표 1>과 같다.

1) 제16차 조사 시기는 2021년 상반기이며 설문문항의 조사 시점은 2020-2021년에 해당한다.

<표 1> 지표의 구성

대분류	중분류	소분류	조작적 정의
인구사회학적 요인	성별	여성(ref)/남성	
삶의질: 객관적 조건	혼인지위	유배우자(ref)/미혼(=1)/ 이혼별거사별(=1)	현재, 유배우자와 무배우자(이혼·별거·사별, 미혼)을 이분변수화하여 모형에 투입
	교육수준	고졸이하(ref)/대제이상	
	경제적 상황	가구 균등화 가처분 소득(5분위)	가구 균등화 가처분 소득 = 가처분 소득/(가구원수^0.5) (소득분위) 가구균등화 가처분 소득을 5분위로 구분함. 분위가 높아질수록 소득도 높음을 의미
	고용지위	상용직(ref)/임시,일용직(=1) /실업, 비경제활동 인구(=1)	상용직을 기준으로, 임시/일용직과 실업/비경제활동 인구를 각각 더미변수화하여 모형에 투입함.
	건강	주관적 건강수준	1~5점 척도로. 점수가 높을수록 건강수준이 부정적임을 의미함. CESD-11의 문항을 사용하였으며, 1~4점의 리커트 척도로 점수가 높을수록 부정적인 의미
삶의질: 주관적 인식	삶의 만족도	생활만족도	총8개 하위영역(수입, 직업, 주거환경, 건강, 가족관계, 사회적 관계, 여가, 전반적)의 평균을 사용하였음. 1~5점의 리커트 척도이며 점수가 높을수록 삶에 대한 만족도도 높음을 의미함.
	긍정정서	삶의 사다리 척도2)	0-10점의 11점 척도이며, 점수가 높을수록 행복감 역시 높음을 의미함. (12차~16차만 조사)
	부정정서	우울감 (CESD-11 척도)	0-3점의 4점 척도이며, 점수가 높을수록 우울감도 높음을 의미함. 11개 하위문항의 평균점수를 사용함.

3. 분석방법

첫째, 2005년부터 2021년까지 각 지표들의 종단적인 변화추이를 파악하기 위하여 기술분석을 행하였다. 분석 범주는 연령대 및 소득수준으로, 먼저, 연령대는 4년을 기점으로, 만20-79세를 총 15구간으로 구분하였다. 소득수준은 차수별로 가구 균등화 가처분 소득을 산출하고 5분위로 범주화하였다.

둘째, 종단적인 추이 변화를 분석하기 위하여, '연령(age)-기간(period)-코호트(cohort) 분석'을 행하였다. '코호트'란 공통요인을 가지고 있는 집단으로 정의된다. 동일한 시기에 출생하거나, 결혼, 사망한 집단, 혹은 동일한 시기에 이주한 집단 등을 비롯하여, 코로나19 감염자 혹은 비감염자 역시 코호트로 분류하는 것이 가능하다. 코호트 분석은 어떤 인구 집단의 장기간 변화 추이를 분석할 때, 이에 영향을 미치는 다양한 사회경제학적 요인을 규명하는데 장점이 있다. '코호트'에 따른 동질성과 이질성을 분석하기 위해서는 '연령'(age)과 기간(period)에 의한 효과를 함께 고려해야 한다. 그러나, 코호트-연령-기간은 강한 선형성을 나타내게 된다. 즉, 어떤 기간(period)의 관측값은 코호트 효과와 연령 효과의 합인 것이다. 이로 인하여, 사회과학 연구에서 인과관계 규명을 위해서 전통적으로 사용되어온 회귀모델의 경우, 최소제곱법이나 최대우도법을 통한 계수 추정에 문제가 생기는 '식별 문제'(identification)에 봉착하게 된다. 전통적으로 코호트(cohort) 분석에 많이 사용되어온 분석 방법들로는 제약 기반 접근법(constrained-based approach), 홀포

2) 삶의 사다리 척도는 일반적으로 삶의 만족도를 측정하는 지표로 많이 사용되지만, 복지패널 내에서 긍정 정서로서의 행복감을 측정하는 척도가 별개의 척도로 존재하지 않고, 다항 척도로 측정된 '삶의 만족도' 척도와 상관관계가 강하게 나타나지 않으므로, 본 고에서는 이를 긍정정서 척도로 사용하였다.

드 방법(Holford method), 중위수 조정법(median polish method) 등이 있다. 2000년대 이후 이러한 분석 방법들이 식별 문제를 해결하기 어렵다는 점에서 비판받았고, 이후 고유 추정치(intrinsic estimator; IE)를 이용하거나(Yang et al., 2008), 일반화 선형모형(generalized linear model), 일반화 가산 회귀 모형(generalized additive regression model, GAM), 다수준 혼합효과(multilevel mixed effect) 모형에 기반한 교차분류 임의효과 모델(cross-classified random effect model), 위계적 성장곡선모형(hierarchical growth curve model) 등을 도입하여 식별 문제를 해결하고자 하는 다양한 분석 방법들이 활용되고 있다(Yang & Land, 2013). 이 분석에서는 ‘일반화 가산 회귀 모형’을 사용하여 연령-기간-코호트 효과를 분석하였으며, 분석 시에는 개인 단위로 분석을 수행하였다. ‘일반화 가산 회귀 모형’은 일반적인 회귀분석에서 가정되는 독립변수와 종속변수의 선형 종속성에 대한 가정을 보다 유연하게 적용하는 것이 가능하다. 따라서 시계열 데이터에서 보여지는 비선형적인 변화 과정을 분석하는데 보다 유용할 수 있으며, 비모수적인 접근방법을 취하므로, 모수 분포를 가정하지 않는다는 점에서도 강점이 있다.

제4절 연구결과

1. 기술통계

먼저, 각 웨이브별 기술통계는 아래의 표 <표 2>와 같다. 한국복지패널은 표본 탈락 문제를 해결하기 위하여, 7차 년도에 신규 표본을 새로이 포함하였다. 따라서, 패널이 아닌 횡단면 조사로 설정하고 APC 분석을 행하였고 가중치를 부여하지 않고 분석하였다. 가구주로 한정하여 분석할 경우에는 가구주의 특성만이 반영되므로, 분석 시에는 가구원을 단위로 분석을 행하였으며, 연령대는 만20-79세를 대상으로 하였다. 분석 사례수는 제1차-16차까지 총178,235명이었으며, 16차년도(2021)를 기준으로 여성은 5024명(55.7%), 남성은 3997명(44.3명)이었다.

<표 2> 기간별 사례수

(단위:명, %)

	1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차	15차	16차	Total
여성	7,188	6,493	6,284	6,067	5,960	5,662	7,317	7,093	6,804	6,590	6,262	6,030	5,805	5,573	5,201	5,024	99,353
	54.8	55.0	55.1	54.8	55.0	55.5	56.2	56.4	56.0	56.4	56.4	56.3	56.2	56.2	55.9	55.7	55.7
남성	5,929	5,303	5,115	5,009	4,875	4,534	5,715	5,483	5,342	5,099	4,835	4,676	4,526	4,345	4,099	3,997	78,882
	45.2	45.0	44.9	45.2	45.0	44.5	43.9	43.6	44.0	43.6	43.6	43.7	43.8	43.8	44.1	44.3	44.3
Total	13,117	11,796	11,399	11,076	10,835	10,196	13,032	12,576	12,146	11,689	11,097	10,706	10,331	9,918	9,300	9,021	178,235
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

16차 연도(n=9021)를 기준으로 각 변수별 통계치를 정리하면 아래의 <표 3>과 같다. 혼인지위의 경우, 유배우자가 5667명(62.8%), 무배우자 3354명(37.2%)였으며, 교육수준은 고졸이하가 (6118명(67.8%)), 대재이상이 2903명(32.3%)였다. 고용지위의 경우, 상용직 및 고용주/자영업이 2262명(25.1%)였고, 임시/일용직이 2905명(32.2%), 실업, 비경제활동, 기타(자활, 무급노동 등)가 3854명(42.7%)로 나타났다. 분위별 가구균등화 가처분 소득은 1분위가 약 1133만원, 2분위가 약2103만원, 3분위가 약2987만원, 4분위가 약3953만원, 5분위가 6296만원인 것으로 나타났다. 주관적 건강수준은 평균 2.5점(sd=0.92)이었다.

<표 3> 변수별 기술통계(16차년도)

(n=9021)

변수명	범주	명 (%)	변수명	범주	만원, 점(SD),
혼인지위	유배우자(ref)	5667(62.8%)	소득 (가구균등화 가처분)	1분위	1133.62만원 (sd=324.18)
	미혼	1734(19.2%)		2분위	2102.62 (sd=282.39)
	이혼별거사별	1620(18.0%)		3분위	2987.52 (sd=249.47)
교육수준	고졸이하(ref)	6118(67.8%)		4분위	3953.16 (sd=334.74)
	대제이상	2903(32.2%)		5분위	6296.22 (sd=3038.822)
고용지위	상용직,고용주/자영업(ref)	2262(25.1%)	주관적 건강수준		2.50(sd=0.92)
	임시/일용직	2905(32.2%)			
	실업,비경제, 기타	3854(42.7%)			

연령-기간별 삶의 만족도 및 부정정서(우울감), 긍정정서(삶의 사다리)의 변화추이를 정리하면 아래의 <표 4>와 같다. 삶의 만족도는 1차년도 평균 3.14점에서 16차년도에는 평균 3.50점으로 완만하지만 지속적으로 상승하는 경향을 보이고 있다. 부정정서(우울감)의 경우 1차년도 평균 0.53점에서 16차년도에는 평균 0.31점으로 역시 완만하지만 지속적인 감소 추세를 보이고 있다. 긍정정서(삶의 사다리)의 경우, 12차년도부터 조사되었는데, 분석기간이 단기간(5년)이므로 기간에 따른 추이가 명확하게 드러나지 않지만, 12차년도 평균 6.20점에서 16차년도에는 평균 6.60점으로 완만하게 상승하는 경향을 보이고 있다.

<표 4> 연령-기간별 삶의 질 지표의 변화추이

(단위: 점)

	1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차	15차	16차	Total
삶의 만족도	3.14	3.24	3.27	3.26	3.36	3.39	3.35	3.39	3.37	3.47	3.51	3.50	3.51	3.51	3.53	3.50	3.39
부정정서 (우울감)	0.53	0.52	0.47	0.45	0.39	0.36	0.32	0.33	0.36	0.30	0.29	0.28	0.29	0.28	0.29	0.31	0.36
긍정정서 (삶의 사다리)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	6.20	6.44	6.43	6.57	6.60	6.44

2. 분석결과(1) : 연령-기간-코호트의 한계효과 추정

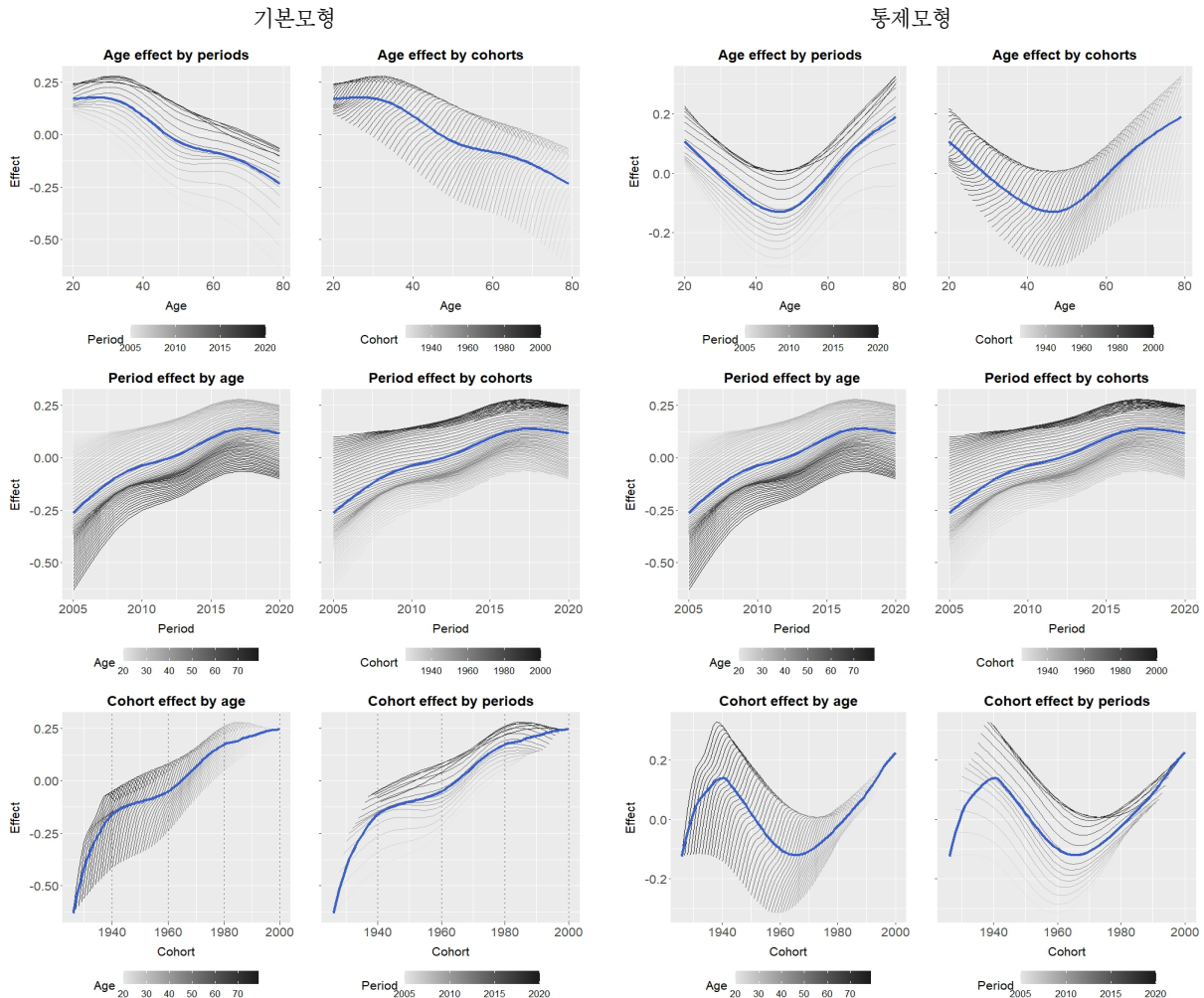
1) 삶의 만족도

다음은 연령-기간-코호트별 평균 한계 효과(average marginal effect)를 중심으로, 각각의 연령, 기간, 코호트에서의 한계효과 곡선을 추정한 것이다. 먼저, [그림 1]은 삶의 만족도에 있어서, 기간별/코호트별 연령의 한계효과를 추정한 것이다. '기본모형'에서는 2000년대 초반에 비해서, 최근으로 올수록 연령의 한계효과는 '정'의 방향으로 점진적으로 커지는 것으로 나타났다. 또한 한계효과 크기는 연령대가 저연령대 즉, 청년층이 노년층에 비해서 더 큰 양상을 보였다. 코호트의 경우, 최근 출생 코호트로 올수록 연령의 한계효과는 '정'의 방향으로 점진적으로 커지는 것으로 나타났다. 코호트 효과를 고려하지 않고, 연령대 별로만 비교했을 경우는 연령대가 증가할수록 삶의 만족도가 낮아지는 것으로 나타났지만, 코호트 효과를 고려했을 때, 즉, 동일 코호트 내에서는 연령이 증가할수록 삶의 만족도도 증가하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 '통제모형'의 경우, 연령대가 젊을 경우, 한계효과는 높았지만, 중장년이 되면

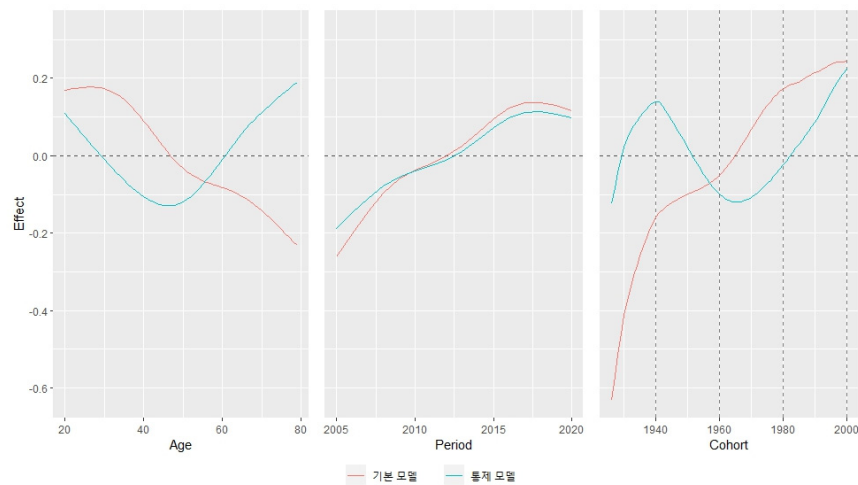
한계효과는 낮아지고, 노년이 되면서 다시 증가하는 양상을 보이는 것으로 나타나서, U자형 커브를 보이는 것을 볼 수 있다.

다음의 [그림 2]는 통제변수를 넣지 않은 '기본모형'과, 삶의 질과 관련된 객관적 조건 변수를 통제 변수로 넣은 '통제모형'의 연령, 기간, 코호트별 평균 한계효과를 비교한 것이다. 삶의 질의 객관적 조건을 통제변인으로 넣지 않고, 연령, 기간, 코호트 변수만을 넣어서 분석한 '기본모형'에서는 연령의 한계효과는 지속적으로 감소하는 경향이 나타났다. 즉, 연령이 높아질수록 삶의 만족도는 지속적으로 낮아지는 추이를 보인다. 그러나, 삶의 질의 객관적인 조건을 통제변수로 넣자, 연령의 한계효과는 청년기에는 높았다가 중년기에 낮아지고, 다시 노년기에 높아지는 U자형 곡선을 보이는 것으로 나타났다. 기간효과에 있어서는 2000년대 초반에 비해서, 2020년대로 올수록 기간의 한계효과는 지속적으로 커지고 있으며, 따라서 삶의 만족도 역시 2000년대 초반에 비해서 최근에 지속적으로 상승하는 양상을 보이는 것을 알 수 있다. 마지막으로 코호트 효과를 보면, 통제변수를 넣지 않은 '기본모형'의 경우, 이전 출생 코호트에 비해서 최근 출생 코호트에서 한계효과는 정의 방향으로 지속적으로 커지고 있는 것을 볼 수 있다. 그러나 삶의 객관적 조건을 통제변수로 넣은 '통제모형'의 경우, 1930년대 출생 코호트부터 1940년 출생 코호트까지는 한계효과가 상승하지만, 이후 1970년 출생코호트까지는 한계효과가 지속적으로 감소하는 경향을 보이고, 다시 1970년대 코호트부터 2000년대 코호트까지 한계효과가 정의 방향으로 지속적으로 커지는 경향을 보이고 있다.

[그림 1] 삶의 만족도 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



[그림 2] 삶의 만족도: 기본모형과 통제모형의 평균 한계효과 비교

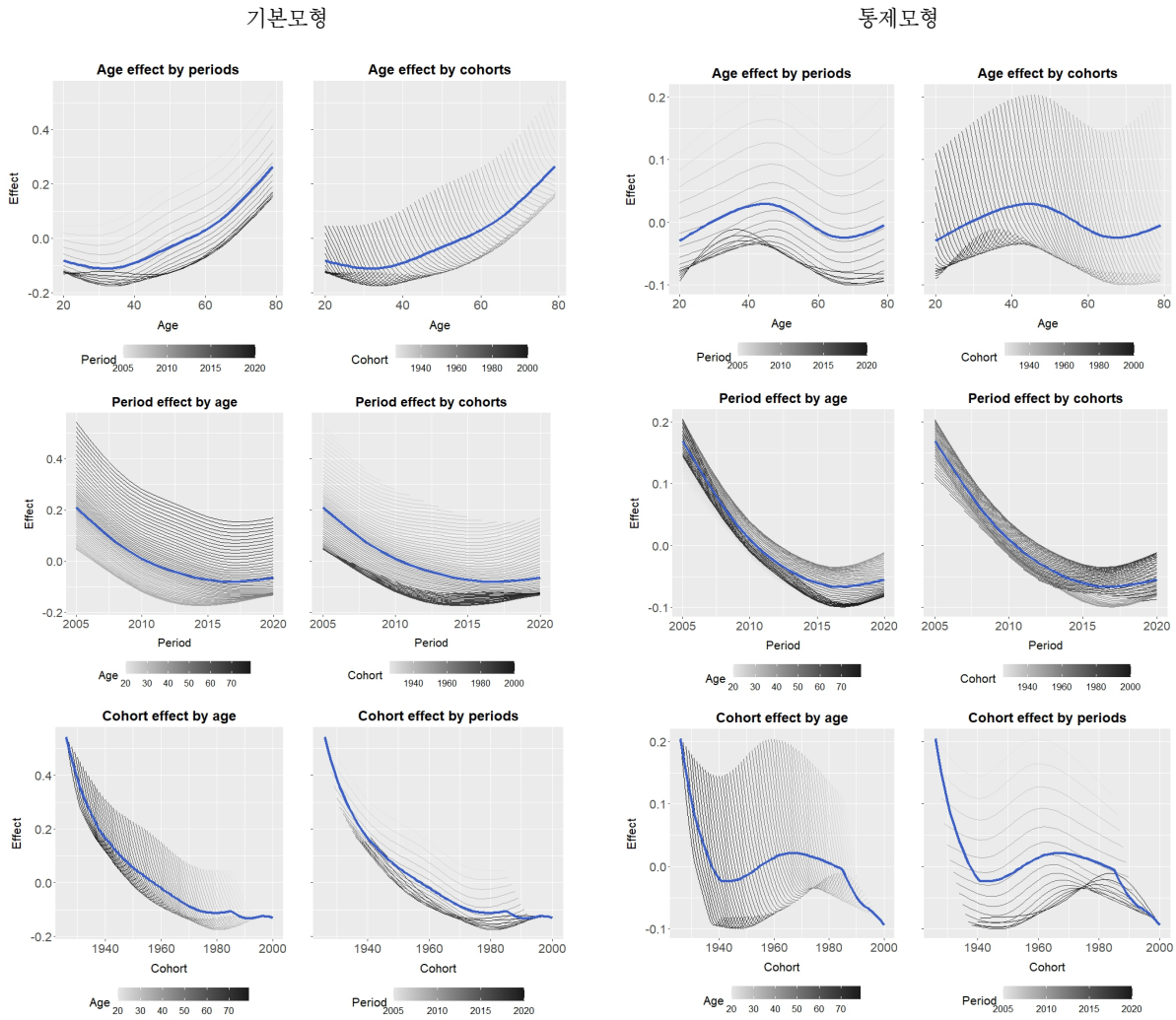


2) 부정정서(우울감)

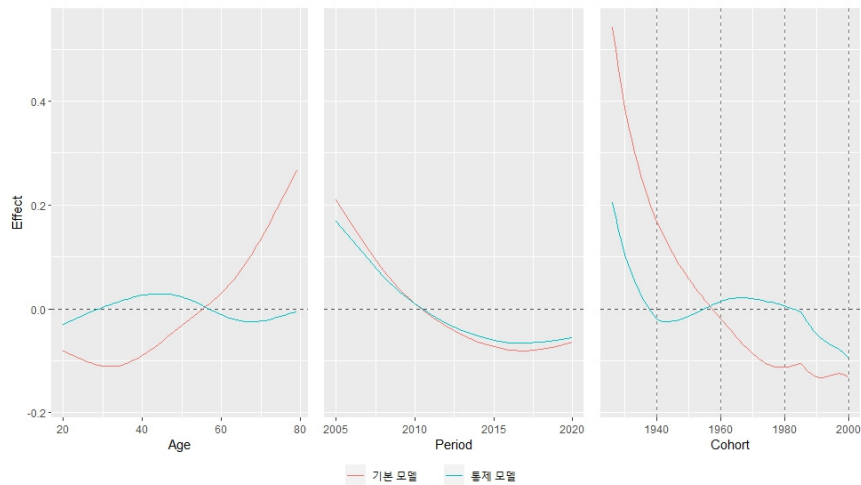
다음으로 [그림 3]은 부정정서(우울감)에 있어서, 기간별/코호트별 연령의 한계효과를 추정한 것이다. 기본모형에서 2000년대 초반에 비해서, 최근으로 올수록 연령의 한계효과는 '정'의 방향으로 점진적으로 커지는 것으로 나타났다. 또한 한계효과의 크기는 연령대가 저연령대 즉, 청년층이 노년층에 비해서 더 큰 양상을 보였다. 코호트의 경우, 최근 출생 코호트로 올수록 연령의 한계효과는 '정'의 방향으로 점진적으로 커지는 것으로 나타났다. 코호트 효과를 고려하지 않고, 연령대 별로만 비교했을 경우는 연령대가 증가할수록 삶의 만족도가 낮아지는 것으로 나타났지만, 코호트 효과를 고려했을 때, 즉, 동일 코호트 내에서는 연령이 증가할수록 삶의 만족도도 증가하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 통제모형의 경우, 연령대가 젊을 경우, 한계효과는 높았지만, 중장년이 되면 한계효과는 낮아지고, 노년이 되면서 다시 증가하는 양상을 보이는 것으로 나타나서, U자형 커브를 보이는 것을 볼 수 있다.

다음의 [그림 4]는 우울감 점수에서 '기본모형'과 '통제모형'의 연령, 기간, 코호트별 평균 한계효과를 비교한 것이다. 기간 효과에 있어서는 기본모형과 통제모형 간에 한계효과가 유사한 양상을 보였지만, 연령과 코호트 효과는 큰 차이를 보였다. 기본모형에서는 연령의 한계효과는 연령에 증가함에 따라서 완만한 정의 방향으로 증가하고 있지만, 코호트의 한계효과는 최근 출생 코호트로 올수록 부의 방향으로 한계효과가 감소하고 있다. 그러나 통제모형에서는 청년층에서는 연령과 코호트의 한계효과가 감소하다가, 중년층에서는 한계효과가 커지고 노년층에서는 다시 감소하는 경향을 보이고 있다.

[그림 3] 부정정서(우울감) : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



[그림 4] 부정정서(우울감) : 기본모형과 통제모형의 평균 한계효과 비교



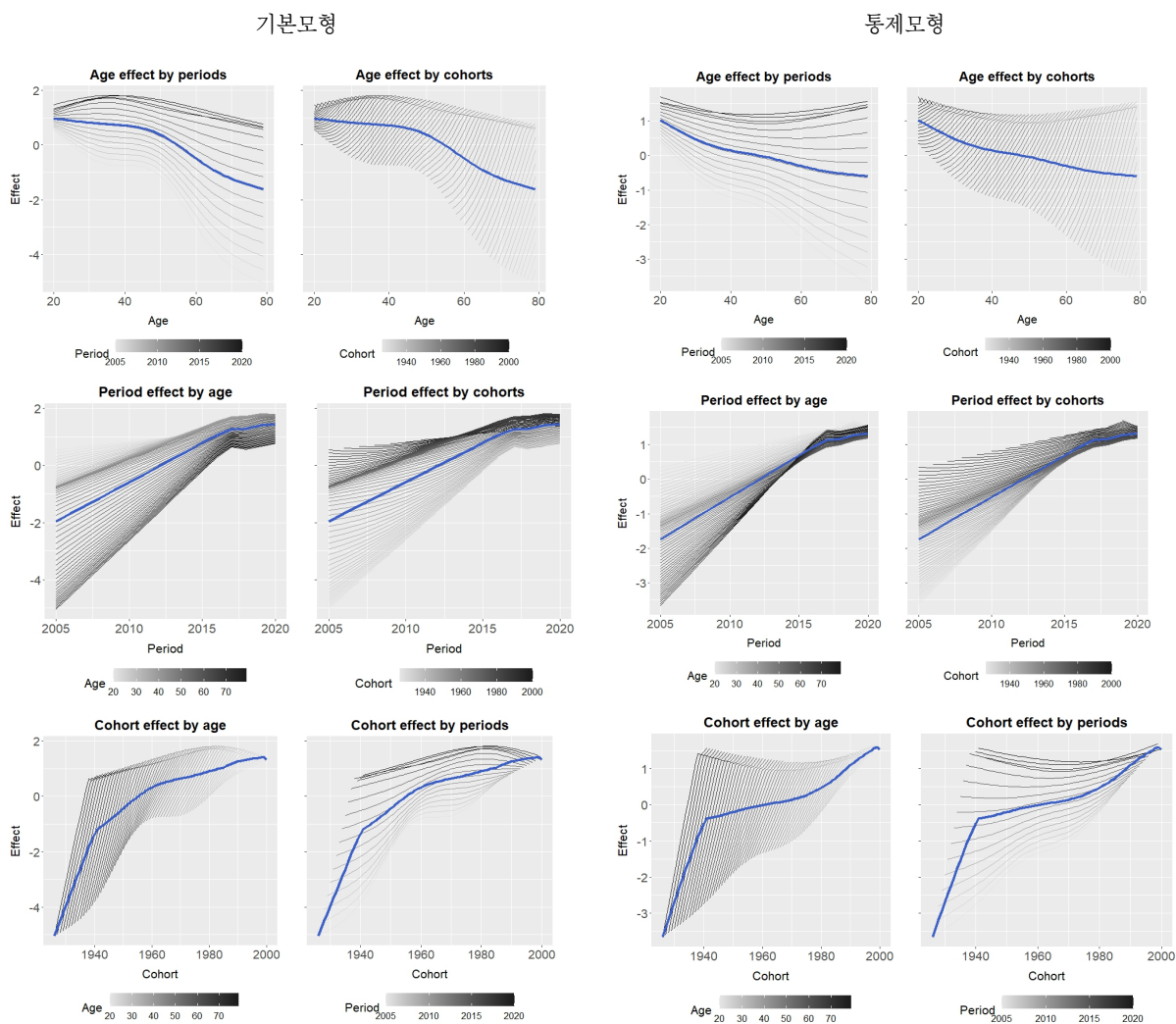
3) 긍정정서(삶의 사다리)

다음으로 [그림 5]는 긍정정서(삶의 사다리) 점수에 있어서, 기간별/코호트별 연령의 한계효과를 추정한

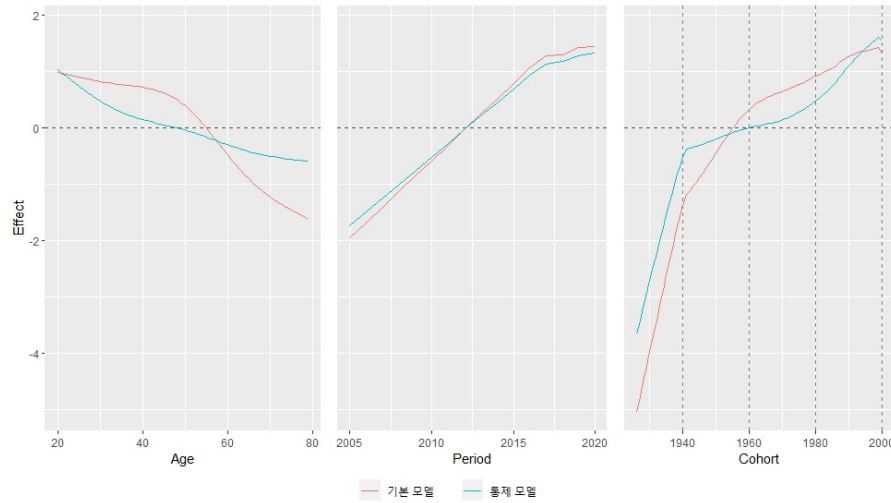
것이다. 기본모형과 통제모형을 비교할 때, 통제모형에서는 2000년대 초반에 비해서 최근으로 올수록 연령별 한계효과는 유사해지는 양상을 보이고 있다. 마찬가지로 이전 출생 코호트에 비해서 최근 출생 코호트로 올수록 연령별 한계효과는 유사해지는 양상을 보이고 있다. 또한, '삶의 만족도'에서 살펴본 바와 같이, 기본모형에서는 연령이 증가할수록 한계효과는 감소하여, 삶의 사다리 점수도 완만하게 감소하는 경향을 보이게 되는데 반해서, 삶의 질의 객관적 조건을 반영한 통제모형에서는 연령의 한계효과가 완만한 U자형 커브를 그리는 것이 관찰된다.

다음의 [그림 6]은 긍정정서('삶의 사다리') 점수에서 '기본모형'과 '통제모형'의 연령, 기간, 코호트별 평균 한계효과를 비교한 것이다. 앞에서 살펴본 삶의 만족도와 우울감과 비교할 때, 삶의 사다리 점수에서는 기본모형과 통제모형의 평균 한계 효과가 유사한 양상을 보인다. 이는 상대적으로 단기간, 즉, 제12~16차까지의 5개년도만을 분석한 것에 기인하는 것일 수도 있고, 삶의 사다리 영역, 즉, 행복도의 경우는 삶의 질의 객관적 조건에 따른 차이가 크지 않은 것으로 해석될 수도 있는데 이에 대해서는 추후 보다 정밀한 분석이 필요하다.

[그림 5] 긍정정서(삶의 사다리) : 기간별/코호트별 연령의 한계 효과



[그림 6] 긍정정서(삶의 사다리) : 기본모형과 통제모형의 평균 한계효과 비교



3. 분석결과(2) : 삶의 질 객관적 조건이 주관적 인식에 미치는 영향

다음으로 통제모형에서 통제변수로 투입했던 삶의 질의 객관적 조건 관련 변수들이 삶의 주관적 인식에 미치는 영향을 정리하면 아래의 <표 5>와 같다. 여성에 비해서 남성이면 삶의 질 주관적 인식에 부정적인 영향이 있었으며, 기혼에 미해서는 미혼과 이혼/사별/별거 등 무배우자인 경우에 삶의 질 주관적 인식에 부정적인 영향을 미쳤고 교육수준은 대재 이상일 때, 소득 수준은 높을수록 삶의 질 주관적 인식 수준도 보다 긍정적이었다. 고용지위는 상용직 및 자영업, 고용주에 비해서 임시/일용직과 실업/비경제/기타인 경우에, 주관적 건강수준은 나쁠수록(즉, 점수가 높을수록) 삶의 질 주관적 인식에 부정적인 영향이 나타났다.

<표 5> 삶의 질의 주관적 인식 : 객관적 조건이 미치는 영향

	삶의 만족도		부정정서(우울감)		긍정정서(삶의 사다리)	
	Corff	S.E	Corff	S.E	Corff	S.E
기본모형						
intercept	3.39	0.00	0.36	0.00	6.64	0.01
통제모형						
intercept	3.58	0.01	0.14	0.00	6.84	0.04
성별(ref 여성)	-0.04***	0.00	-0.0***	0.00	-0.14***	0.02
혼인지위(ref 기혼)						
미혼	-0.14***	0.00	0.07***	0.00	-0.74***	0.03
이혼사별별거	-0.09***	0.00	0.15***	0.00	-0.44***	0.02
교육수준(ref 고졸이하)	0.10***	0.00	-0.01***	0.00	0.34***	0.02
소득수준(5분위)	0.12***	0.00	-0.05***	0.00	0.28***	0.01
고용지위(ref 상용/자영)						
임시/일용직	-0.06***	0.00	0.00	0.00	-0.14***	0.02
실업/비경제/기타	-0.06***	0.00	0.05***	0.00	-0.18***	0.02
주관적 건강수준	-0.20***	0.00	0.13***	0.00	-0.40***	0.01

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

제5절 결론 및 함의

이 연구는 한국 사회 삶의 질의 주관적 인식 변화추이에 있어서 연령-기간-코호트에 따른 차이가 있는지를 분석하고, 삶의 질의 객관적 조건이 주관적 인식에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위한 것이다. 이를 위하여, 한국복지패널 제1차-16차 자료를 이용하여 연령-기간-코호트 효과를 분석하였다. 삶의 질에 대한 주관적 인식 수준은 삶에 대한 인지적 평가인 삶의 만족도와 정서적 평가인 우울감, 삶의 사다리 점수로 구성된다고 보았다. 또한 객관적 조건으로는 인구사회학적 요인인 성별 격차 외에 사회경제적 지위를 반영하는 소득수준과 교육수준, 관계적인 측면을 반영하는 혼인지위, 고용지위, 그리고 건강 수준으로 구성하였다.

연령-기간-코호트의 한계효과를 추정한 결과, 삶의 질에 대한 인지적 평가에 해당하는 '삶의 만족도'는 객관적 조건을 고려하지 않은 '기본모형'에서는 연령에 따라서 점차적으로 감소하는 추세를 보였지만, 객관적 조건을 반영한 '통제모형'에서는 U자형 분포를 보이는 것으로 나타났다. 부정정서(우울감)의 경우는 역의 경향이 나타났으며 긍정정서(삶의 사다리)에 있어서는 이러한 분포가 명확하게 드러나지 않았다. 이러한 분석결과는 인지적 웰빙에 해당하는 삶의 만족도에서는 연령에 따른 U자형 분포가 나타났지만, 정서적 웰빙을 반영하는 행복의 경우에는 이러한 분포가 명확하게 나타나지 않았다는 외국의 선행연구 결과와도 유사한 것이다(Hellevik, 2017). 또한 삶의 질에 대한 주관적 인식에 있어서 연령 및 기간 외에 코호트에 따른 차이 역시 나타났으며 이는 우리 사회 삶의 질에 대한 변화 추이 분석에 있어서 코호트에 따른 차이에도 보다 주목할 필요가 있음을 보여준다. 코호트 효과의 경우, 외국의 연구에 의하면, 전후에 태어난 베이비붐 세대가 상대적으로 행복감이 더 낮았고, 60년대생부터는 증가하는 경향을 보이는 것으로 나타났다(Yang, 2008; Fukuda, 2012; . Twenge, Sherman and Lyubomirsky, 2016), 한국 복지패널을 이용한 분석에서도 이러한 경향이 확인되고 있다. 마지막으로 삶의 질의 객관적 조건을 고려하지 않은 기본모형과 이를 고려한 통제모형을 고려하였을 때, 특히 연령 및 코호트 효과에서 큰 차이가 나타났다. 이러한 점은 삶의 질의 주관적 인식 수준을 측정함에 있어서, 단일 문항 척도보다는 다항 척도를 사용하여 다차원적으로 측정하는 것이 필요함을 의미한다. 또한 이 분석 결과는 삶의 질의 객관적 조건에 따라서 삶의 질의 주관적 인식 수준에서 다양한 차이가 있을 수 있음을 보여주는 것이다.

참고문헌

- 강혜진·이민아. 2019. “사회신뢰와 대인신뢰가 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 삶의 질 매개효과 차이를 중심으로”. 『한국정책학회보』. 28(1): 329-360.
- 권지성·정선욱·정해식·김성아. 2020. “한국인들이 경험하는 행복의 맥락과 패턴”. 『한국사회복지질적연구』. 14(3). 65-94.
- 김미곤·여유진·정해식·박이택·김성아. 2017. 『행복지수 개발에 관한 연구』. 한국보건사회연구원.
- 김성아·김문길. 2020. “일하는 사람들의 행복: 종사상 지위별 삶의 만족에 대한 다차원 빈곤의 영향”. 『보건사회연구』. 40(1). 146-177.
- 박명호·박찬열. 2020. “행복지수를 활용한 한국인의 행복 연구”. 『한국경제포럼』. 12(4). 1-25.
- 서찬란. 2017. “신빈곤계층의 생활만족도와 영향요인에 관한 연구”. 『가정과 삶의 질 연구』. 35(4). 1-23.
- 염유식·김경미. 2018. 『한국 어린이·청소년 행복지수: 국제비교연구조사결과보고서』. 한국방정환재단·연세대학교 사회발전연구소
- 이봉주·김선숙·안재진·유조안·유민상·박호준·오수미·차은호. 2019. 『지표를 통해 본 한국 아동의 삶의 질』. 세이브더칠드런·서울대학교사회복지연구소.
- 이정은·신동진·김경수·허가형·김승현·김상미. 2020. 『지속성장을 위한 인구구조변화 대응전략』. 국회예산정책처.
- 정해식·권지성·정선욱·김성아·전영섭·권석만·김석호·신혜란·이봉주·채수홍·홍석철·구서정·진예린·유지수. 2019. 『한국인의 행복과 삶의 질에 관한 종합지수 연구』. 한국보건사회연구원.
- 중앙자살예방센터. 2020. 『자살예방백서 2020』.
- 통계개발원. 2021. 『국민 삶의 질 2020』.
- Abulof, U. 2017. “Introduction: Why we need Maslow in the twenty-first century”. *Society*. 54(6). 508-509.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. 2004. “Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?”. *Journal of Public Economics*. 88(9 - 10). 2009 - 2042.
- Batz, C., & Tay, L. 2018. “Gender differences in subjective well-being”. In E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being*. Salt Lake City, UT: DEF Publishers.
- Batz-Barbarich, C., Tay, L., Kuykendall, L., & Cheung, H. K. 2018. “A meta-analysis of gender differences in subjective well-being: Estimating effect sizes and associations with gender inequality”. *Psychological science*. 29(9). 1491-1503.
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. 2004. “Well-being over time in Britain and the USA”. *Journal of*

- Public Economics*. 88(7). 1359-1386.
- Blanchflower, D. G., & A. J. Oswald. 2008. **"Is well-being U-shaped over the life cycle?"**. *Soc. Sci. Med.* 66. 1733 - 1749.
- Blanchflower, D. G., Bell, D. N., Montagnoli, A., & Moro, M. 2014. **"The happiness trade off between unemployment and inflation"**. *Journal of Money, Credit and Banking*. 46(S2). 117-141.
- Blanchflower, D. G., & Graham, C. L. 2021. **"The U shape of happiness: a response"**. *Perspectives on Psychological Science*. 16(6). 1435-1446.
- Burkauser, R. V., Giles, P., Lillard, D. R., & Schwarze, J. 2005. **"Until death us do part: An analysis of the economic well-being of widows in four countries"**. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 60B, S238 - S246
- Camfield, L., & Skevington, S. M. 2008. **"On subjective well-being and quality of life"**. *Journal of health psychology*. 13(6). 764-775.
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. 1996. **"Satisfaction and comparison income"**. *Journal of public economics*. 61(3). 359-381.
- Cohen, S., Alper, C. M., Doyle, W. J., Adler, N., Treanor, J. J., & Turner, R. B. 2008. **"Objective and subjective socioeconomic status and susceptibility to the common cold"**. *Health Psychology*. 27(2). 268.
- Dewilde, C., Van den Bosch, K., & Van den Heede, A. 2011. **"Separation: Consequences for wealth in later life"**. In M. Brandt, K. Hank, M. Schroder, & A. Boersch-Supan (Eds.), *The individual and the Welfare State: Life histories in Europe* (pp. 103 - 114). New York: Springer.
- Diener, E., & Chan, M. Y. 2011. **"Happy people live longer: Subjective well being contributes to health and longevity"**. *Applied Psychology: Health and Well Being*. 3(1). 1-43.
- Diener, E., Gohm, C. L., Suh, E., & Oishi, S. 2000. **"Similarity of the relations between marital status and subjective well-being across cultures"**. *Journal of cross-cultural psychology*. 31(4). 419-436.
- Diener, E., & Ryan, K. 2009. **"Subjective well-being: A general overview"**. *South African journal of psychology*. 39(4). 391-406.
- Goldman, N., Gleit, D. A., & Chang, M.-C. 2004. **"The role of clinical risk factors in understanding self-rated health"**. *Annals of Epidemiology*. 14(1). 49 - 57.
- Diwan, R. 2000. **"Relational wealth and the quality of life"**. *The Journal of Socio-Economics*. 29(4). 305-340.
- Doyal, L., & Gough, I. 1991. *A theory of human need*. London:Palgrave.
- Easterlin, R. 2003. **"Happiness of women and men in later life: Nature, determinants, and prospects"**. In M.J. Sirgy, D. R. Rahtz, A. Coskun-Samli (Eds.) *Advances in quality-of-life theory and research* (pp. 13-26). Dordrecht:Kluwer Academic.

- Easterlin, R. A., & Angelescu, L. 2009. *Happiness and growth the world over: Time series evidence on the happiness-income paradox*(IZA Discussion Papers, No. 4060). Institute for the Study of Labor (IZA).
- Edgerton, J. D., Roberts, L. W., & Below, S. V. 2012. "Education and quality of life". In *Handbook of social indicators and quality of life research*. Springer.
- Ferriss, A. L. 2010. *Approaches to improving the quality of life: How to enhance the quality of life* (Vol. 42). Springer Science & Business Media.
- Fukuda, K. 2013. "A happiness study using age-period-cohort framework". *Journal of Happiness Studies*. 14(1). 135-153.
- Graham, C. 2005. "Insights on development from the economics of happiness". *The World Bank Research Observer*. 20. 201 - 231.
- Goldman, N., Gleit, D. A., & Chang, M.-C. 2004. "The role of clinical risk factors in understanding self-rated health". *Annals of Epidemiology*. 14(1). 49 - 57.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. 2006. "Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond". *Handbook of the Economics of Education*, 1, 307-458.
- Hajek, A., & König, H. H. 2021. "Flexible goal adjustment moderates the link between self-rated health and subjective well-being. Findings from the general population". *Aging & Mental Health*. 25(7). 1345-1350.
- Hank, K., & Wagner, M. 2013. "Parenthood, marital status, and well-being in later life: Evidence from SHARE". *Social Indicators Research*. 114(2). 639-653.
- Hellevik, O. 2017. "The U-shaped age - happiness relationship: real or methodological artifact?". *Quality & Quantity*. 51(1). 177-197.
- Hofstede, G. 1984. "The cultural relativity of the quality of life concept". *Academy of Management review*. 9(3). 389-398.
- Inglehart, R. 2002. "Gender, aging, and subjective well-being". *International Journal of Comparative Sociology*. 43(3-5), 391-408.
- Kaur, A. 2013. "Maslow's need hierarchy theory: Applications and criticisms". *Global Journal of Management and Business Studies*. 3(10). 1061-1064.
- Kraus, M. W., Tan, J. J. X., & Tannenbaum, M. B. 2013. "The social ladder: A rank-based perspective on social class". *Psychological Inquiry*. 24. 81 - 96.
- Luhmann M, Hofmann W, Eid M, Lucas R. E. 2012. "Subjective well-being and adaptation to life events: A meta-analysis on differences between cognitive and affective well-being". *Journal of Personality and Social Psychology*. 102(3). 592-615.
- Maslow, A. H. 1943. "A theory of human motivation". *Psychological review*. 50(4). 370.
- Massam, B. H. 2002. "Quality of life: public planning and private living". *Progress in planning*. 58(3).

141-227.

- Ngamaba, K.H., Panagioti, M. & Armitage, C. J. 2018. **"Income inequality and subjective well-being: a systematic review and meta-analysis"**. *Qual Life Res.* 27. 577 - 596.
- Nikolaev, Boris. & Pavel Rusakov (2016) Education and happiness: an alternative hypothesis, *Applied Economics Letters*, 23:12, 827-830,
- Nyabul, P. O., & Situma, J. W. 2014. **"The Meaning of Eudemonia in Aristotle's Ethics"**. *International Journal.* 2(3). 65-74.
- OECD. 2020. *How's life? 2020*.
- Oishi, S., Kesebir, S., & Diener, E. 2011. **"Income inequality and happiness"**. *Psychological Science.* 22(9). 1095 - 1100.
- Powdthavee, N. 2010. *The happiness equation: The surprising economics of our most valuable asset*. Icon Books Ltd.
- Powdthavee, N., Lekfuangfu, W. N., & Wooden, M. 2015. **"What's the good of education on our overall quality of life? A simultaneous equation model of education and life satisfaction for Australia"**. *Journal of behavioral and experimental economics.* 54. 10-21.
- Phillips, D. 2006. *Quality of life: Concept, policy and practice*. Routledge.
- Sirgy, M. J. 2012. *The psychology of quality of life: Hedonic well-being, life satisfaction, and eudaimonia* (Vol. 50). Springer Science & Business Media.
- Shields, M. A., Wheatley Price, S., & Wooden, M. 2009. **"Life satisfaction and the economic and social characteristics of neighbourhoods"**. *Journal of Population Economics.* 22(2). 421-443.
- Stutzer, A. 2004. **"The role of income aspirations in individual happiness"**. *Journal of Economic Behavior & Organization.* 54. 89 - 109.
- Tay, L., Ng, V., Kuykendall, L., & Diener, E. 2014. **"Demographic factors and worker well-being: An empirical review using representative data from the united states and across the world."** In *The role of demographics in occupational stress and well being* (pp. 235-283). Emerald Group Publishing.
- Tay, L., Kuykendall, L., & Diener, E. 2015. **"Satisfaction and happiness - the bright side of quality of life"**. In *Global handbook of quality of life* (pp. 839-853). Springer.
- Twenge, J. M., Sherman, R. A., & Lyubomirsky, S. 2016. **"More happiness for young people and less for mature adults: Time period differences in subjective well-being in the United States, 1972 - 2014"**. *Social Psychological and Personality Science*, 7(2), 131-141.
- Wilkinson, R., & Pickett, K. 2009. *The spirit level: Why more equal societies almost always do better*. London: Allen Lane Penguin.
- Yang, Y. 2008. **"Social inequalities in happiness in the United States, 1972 to 2004: An**

- age-period-cohort analysis"**. *American sociological review*. 73(2). 204-226.
- Yang, Y., Schulhofer-Wohl, S., Fu, W. J., & Land, K. C. 2008. **"The intrinsic estimator for age-period-cohort analysis: what it is and how to use it"**. *American Journal of Sociology*. 113(6). 1697-1736.
- Yang, Y., & Land, K. C. 2013. *Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications*. Taylor & Francis.
- Zuckerman, M., Li, C., & Diener, E. F. 2017. **"Societal conditions and the gender difference in well-being: Testing a three-stage model"**. *Personality and Social Psychology Bulletin*. 43(3). 329 - 336.

[제1주제]

노동

1. 일자리 특성과 사회적 위험

일자리 특성과 사회적 위험

김현경(한국보건사회연구원)

이 연구는 재택근무 가능도와 고용형태라는 일자리 특성이 실업과 저소득, 소득감소, 건강위험에 미치는 영향을 실증분석하고자 한다. 분석자료는 7~16차 한국복지패널로 재택근무 불가능한 일자리가 사회적 위험에 노출될 위험이 더 큰지 프로빗 모형을 이용해 분석하였다. 재택근무 불가능 직업이면 실업과 저소득 위험이 높아지는 반면, 소득감소와 건강위험에는 유의미한 영향을 미치지 못했다. 여성이 실업과 저임금을 경험하는 위험도 더 높다. 30세 미만의 청년과 65세 이상 노인이 실업과 저소득을 경험할 확률은 매우 높다. 하지만 30~65세에 비해 소득감소를 경험할 위험은 낮다. 고졸 대비 중졸이하의 학력자는 사회적 위험을 경험할 확률이 모든 위험에 대해 통계적으로 유의하게 높고, 전문대졸이상의 학력자는 낮다. 상용직에 비해 임시·일용직도 위험을 경험할 확률이 모든 위험에 대해 통계적으로 유의하게 높고, 자영자는 저소득, 소득감소, 건강위험은 높지만 실업위험은 낮다. 재택근무 불가능한 직업은 여성 비율은 높고 저소득·불안정하며 위계가 낮은 직업일 가능성이 높다.

제1절 서론

최근의 팬데믹 이후 필수직 여부, 재택근무 가능도 (또는 원격근무 가능도), 자동화 등 직업과 직무의 특성에 따라 노동시장 충격과 고용취약성, 감염병 확산과 거리두기로 인한 고용변화 등을 이해하기 위한 분석적 연구가 급격하게 증가했다. 오삼일·이상아(2020)는 한국노동패널(2018)을 이용해 세부 산업별·직업별 특성에 따라 필수직 여부, 재택근무 가능 여부, 대면접촉도를 측정하고 이를 바탕으로 감염병에 대한 취약성을 평가하였다. Cetrulo et al.(2022)는 이탈리아 데이터로 원격근무 가능 여부가 ICT 사용의 문제인지 아니면 조직내 위계를 반영하는지, 원격근무가 가능하지 않은 직무와 사회경제적 위험은 관련이 있는지 분석하였다. 코로나19가 동일한 충격을 주지 않는다는데 주목하여 원격근무 가능 여부와 고용형태, 젠더라는 3가지 구분이 실업과 저소득, 산업안전과 질병의 위험을 계층화하는지 분석하였다. 분석 결과, ICT 사용 여부 뿐만 아니라 직무의 자율성 정도, 직업 위계와 같은 계층 특성이 원격근무 가능 여부에 큰 영향을 미쳤으며, 원격근무가 가능하지 않은 개인이 실업, 저임금, 안전과 질병의 위험에 더 많이 노출된다는 결과를 얻었다. 그리고 여성과 임시계약직이 이 위험을 증폭시켜 위험계층화를 낳는다는 결과를 얻었다. Cetrulo et al.(2022)는 횡단자료를 사용해 개인의 고정된 특성을 통제하지 못했다는 한계가 있지만, 이 연구는 패널자료를 사용했다는 점에서 강점을 지닌다.

이 연구는 코로나19 이후 새로운 계층화로 등으로 주목받고 있는 일자리 특성, 특히 재택근무 가능 여부가 사회적 위험을 경험하는 확률의 차이를 낳는지, 각 사회적 위험의 취약집단을 발견할 수 있는 새로운 기준이 될 수 있는지 분석적으로 이해하고자 한다. 한국복지패널 자료를 이용해 개인의 성별, 나이, 교육수준과 같은 인구사회학적 변수와 재택근무 가능도, 종사상지위, 산업과 같은 일자리 특성이 실업, 저소

득, 소득감소, 건강위험을 경험할 확률을 프로빗 모형으로 추정한다. 2장에서 분석자료와 방법론을 소개하고, 3장의 분석결과에서 재택근무 가능 여부별 개인의 특성과 사회적 위험도, 특히 재택근무가능도의 영향을 추정한 결과를 보고한다. 4장에서 마무리한다.

2. 방법론

분석자료는 7~16차 한국복지패널이다. 한국복지패널은 “외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 이들 계층의 규모 및 생활실태 변화를 동태적으로 파악함으로써 정책형성에 기여함”을 목적으로 2006년 시작되었다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2022). 따라서 가구 및 개인의 경제활동상태 변화 뿐만 아니라, 건강 및 의료, 소득변화 등을 분석적으로 이해하는 데 적합한 분석자료이다. 조사는 2006년 1차 원표본 7,072가구를 대상으로 시작하였으나 2012년 7차 조사에서 원표본 가구 유지율 감소에 대비하기 위해 신규 표본 1,800가구를 추가하였다. 따라서 소득분포 추세 등 시계열의 안정적인 산출을 위해 7~16차(조사 기준연도 2011~2020년)로 분석대상으로 하였다.

재택근무 불가능(Not from home, NFH) 지표는 야외에서 근무하거나, 기계나 기기 사용의 중요도가 크거나, 잘 마련된 물리적 공간에서 작업하거나, 이메일 사용의 중요도가 낮거나 하는 등 집에서 일할 수 없는 직무일 때 1의 값을 갖는 변수다. 이 변수는 한국복지패널조사 가구용 조사표에서 지난해 ‘주된 경제활동 참여 상태’에 대한 응답이 상용직 임금근로자, 임시직 임금근로자, 일용직 임금근로자, 자활근로, 공공근로, 노인일자리, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자라고 응답한 취업자 전부가 응답한다. 2021년 제16차년도 조사에서 지난 해 주된 경제활동상태 직종의 직업명과 직업코드를 한국표준직업분류(7차 개정)의 소분류 코드에 따라 응답하도록 했다.

사회적 위험은 실업, 저소득, 소득감소, 건강위험 4가지를 포함한다.

실업은 t 기에 취업상태이던 개인이 $(t+1)$ 기에 실업이나 비경활 상태로 전환된 경우를 말한다. 따라서 2021년 한국복지패널조사 가구용 조사표에서 2020년의 ‘주된 경제활동 참여 상태’를 조사하는 데 이 문항에서 지난 해 취업상태로 응답했던 개인이 다음 해 실업자와 비경제활동인구로 응답했을 경우가 해당한다.

저소득은 취업자의 연간 근로소득 중위값의 2/3보다 소득이 낮은 경우로 조작적으로 정의했다. 소득감소는 개인의 노동소득이 지난 해보다 10%이상 감소했을 때로 정의한다. 복지패널은 만 15세 이상 가구원의 지난 한 해 경제활동에 대한 질문에서 종사상지위별로 연간 근로소득을 조사한다. 상용근로자, 임시·일용근로자는 1년 동안 벌어들인 연간 급여 총액(원천징수전 총급여), 고용주 및 자영자에게는 1년 동안 연간 순소득을 질문하였다. 여기에 1년 동안 기타 근로소득을 더해 개인의 노동소득으로 정의하고 이 소득의 감소를 위험으로 본다. 실업은 전통적인 사회적 위험인데 비해 소득감소는 일을 함에도 불구하고 빈곤한 근로빈곤을 새로운 사회적 위험으로 봤을 때 전통적인 사회적 위험인 실업상태가 아니라도 저임금 또는 고용불안정에 따른 소득감소로 빈곤한 상태가 될 수 있다는 변화를 반영한 것이다. 저소득은 임금근로자의 낮은 임금에서 발생할 수도 있고, 고용형태의 다변화로 근로시간이 짧거나 일하는 기간이 불안정해서 연간 근로소득이 낮아져서 일수도 있다. 어떤 이유라도 결과적으로 취업자의 저소득 상태로 귀결되기 때문에 이 상태를 새로운 위험으로 정의한다. 일자리 특성이 노동시장 충격에 미치는 영향과 이로부터의

정책적 함의를 연구의 목적으로 하기 때문에 가구소득이 아닌 개인의 노동소득을 분석대상으로 하였다.

건강위험은 조사 시점 지난 해(2021년 제16차년도 조사에서 2020년) '1년 중 의료기관 이용'에 대한 질문 가운데 강희정 외(2021)와 같이 '입원일수가 1일이상인 경우' 건강충격이 발생한 것으로 정의하였다. 또한 업무상의 사고나 질병, 또는 업무외 사고·질병 등 근로로 인해 직·간접적으로 발생할 수 있는 건강충격으로 한정하기 위해 ①지병/질병이거나 ②사고인 경우만 건강충격으로 정의하고 출산, 건강검진, 요양/휴식, 성·정형교정 및 기타의 사유로 입원한 경우는 제외하였다.

사회적 위험이 발생하는 인구사회학적 특성과 일자리 특성을 분석하기 위해 각 특성이 위험에 미치는 영향을 프로빗 모형으로 추정하며, 추정모형은 다음과 같다.

$$P(y = 1 | X) = P(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_k) = G(Z)$$

$$G(z) = \Phi(Z) = \int \phi(v)dv$$

위 네 가지 위험이 종속변수로 사용된다. 그리고 재택근무 불가능 여부(NFH=1)를 주된 일자리 특성으로 하고, 성별, 연령, 교육수준, 종사상지위, 산업을 통제한다.

대부분의 추정에서 동일 차수의 응답값을 독립변수와 종속변수로 사용한다. t년 조사에서 (t-1)년 일자리 특성(종사상지위, 업종, 직종)과 소득(변화), 건강행태를 조사하기 때문에 동일한 시점의 일자리 특성이 건강위험과 소득(변화)에 영향을 줄 것이라고 볼 수 있다. 하지만 실업의 경우는 (t-2)년 취업상태에서 (t-1)년 실업 또는 비경황 상태로 전환해, 같은 차수의 일자리 특성이 없기 때문에, (t-2)년의 일자리 특성(재택근무 가능성, 종사상지위, 산업)을 사용한다. 실업의 경우에도 인구사회적 변수는 동일한 시점의 응답값을 사용한다.

3. 분석결과

3.1. 재택근무 가능도와 특성

표준직업분류 156개의 소분류에서 군인을 제외한 153개 소분류에 Dingel and Neiman(2020)의 방식을 적용하였다. 전체 취업자의 재택근무 가능 여부(재택근무 가능자-FH, 재택근무 불가능자-NFH) 비율과 그에 따른 특성을 분석한 결과를 제시한다.

한국복지패널로 분석한 직업소분류 재택근무가 불가능한 근로자의 비율은 2011년 62.1%, 2019년 61.2%, 2020년 60.9%다. 한국복지패널로 본 2011년 이후 한국의 재택가능자 비율은 36.8~39.2%로 Dingel and Neiman(2020)이 보고한 미국 재택근무 가능자 비율인 37%와 유사하고, Cetrulo et al.(2022)가 2016년 이탈리아에서 재택근무 가능자로 보고한 30%보다는 높다. 이탈리아는 ICT기기 보급률 등이 미국과 한국보다는 낮아 재택근무 가능자 비율이 낮은 것으로 판단된다.

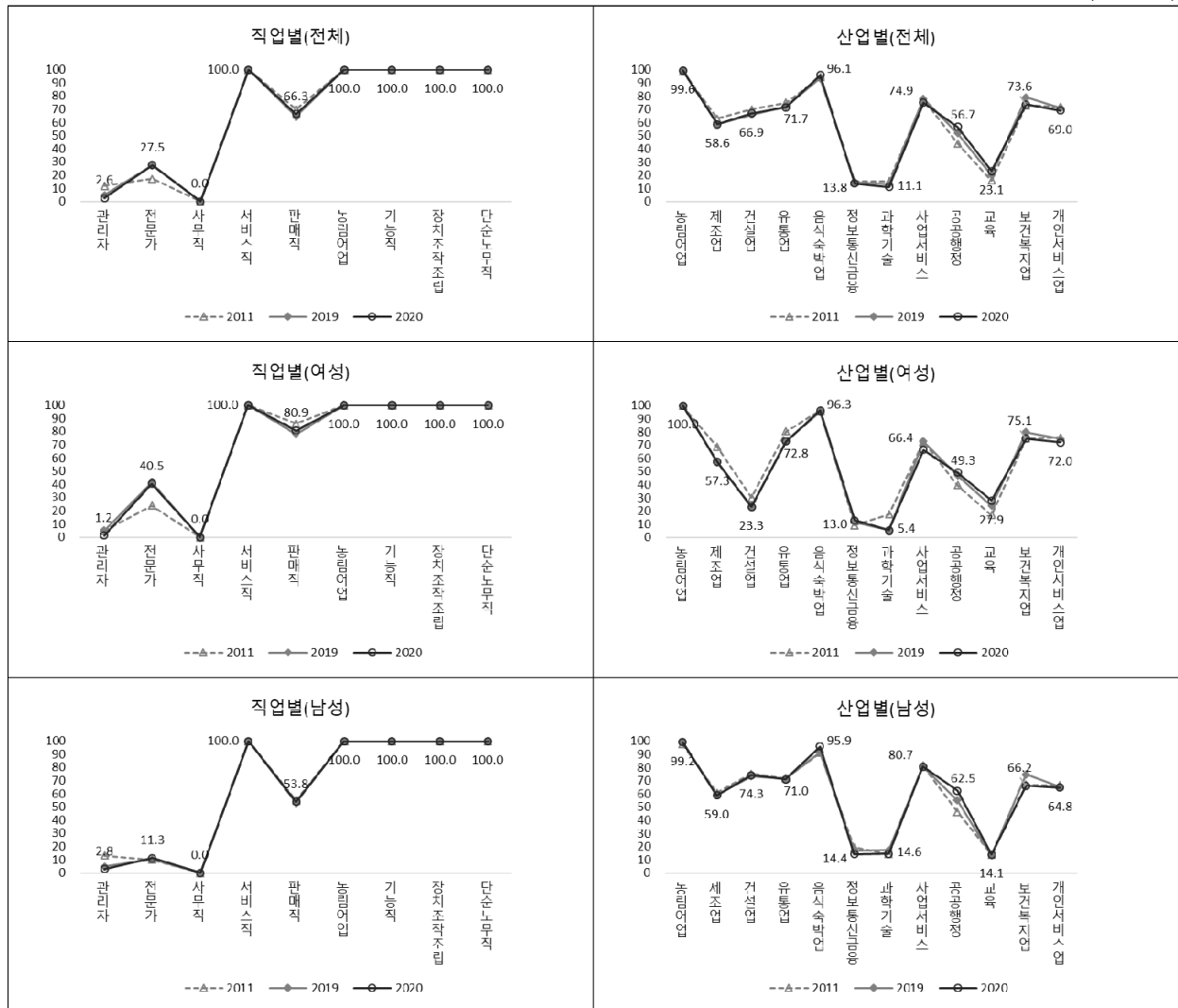
직업별로 보면 ([그림 1]) 관리직은 재택근무 불가능자의 비율이 2.6%로 매우 낮고, 사무직은 0%로 모두 원격근무가 가능하다. 하지만 서비스직과 외부 근무 및 기기장치 사용 비율이 높은 기능직과 장치조작조립직, 야외 근무가 많고 직업 위계가 낮은 단순노무직은 모두 재택근무가 불가능하다. 산업별로 대면성이 높은 음식숙박업과 보건복지업, 개인서비스업의 재택근무 가능자 비율이 낮고, 야외 근무 비율이 높은 건설업, 유통업도 재택근무 가능자 비율이 낮다. 반대로 ICT 기술을 사용하는 정보통신업 및 금융업,

과학기술서비스업, 사무직 비율이 높고 원격기술을 사용할 수 있는 교육업의 재택근무 가능자 비율이 높다.

직업별 재택근무 불가능자(NFH) 비율을 성별로 비교해보면 전문가의 경우 2020년 여자 전문가는 40.5%가 재택 불가능자이지만 남자의 경우 11.3%로 약 30%p 낮고, 판매직의 경우에도 남자가 여자보다 재택 불가능자 비율이 2020년 27.1%p 낮다. 산업별로 비교해보면, 교육업, 보건업 및 복지서비스업, 개인서비스업의 경우 여자의 재택불가능자 비율이 각각 13.9p, 9.0%p, 7.2%p 높은 반면, 건설업, 과학기술서비스업, 사업서비스업, 공공행정의 경우 남자의 재택불가능자 비율이 각각 51%p, 9.2%p, 14.3%p, 13.3%p 높다. 전체 여자와 남자의 재택근무 불가능자 비율은 거의 차이가 없는데 각 업종 및 직업 비중이 다른 까닭이다. 하지만 직업별 구분에서 대부분 차이가 없는 반면 전문직과 판매직에서 여성의 재택근무 가능자 비율이 크게 낮은 것이 위계가 낮은 까닭인지 등 이유를 살펴보는 것은 실직이나 저임금과 같은 사회적 위험 정도에 대한 함의를 얻을 수 있을 것이다.

[그림 1] 직업별, 업종별 NFH 비율

(단위: %)

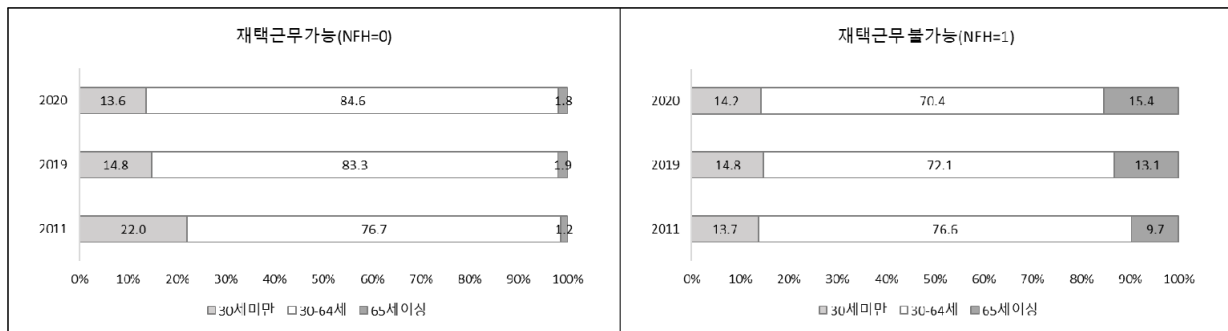


자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

재택근무 가능 여부에 따른 연령 및 교육수준 분포, 고용형태별 분포를 보면 [그림 2] ~ [그림 4] 와 같다. 연령분포를 보면 재택근무 불가능자에서 65세 이상 노인이 차지하는 비율이 2020년 약 13%p 더 높다. 노인의 비율만큼 30세 이상의 비율이 낮아진다. 30세 미만 청년이 차지하는 비중은 2011년에는 재택근무자에서 청년의 비중이 높았으나 최근 재택근무 가능 여부에 따른 구분에서 청년의 비중이 거의 차이가 없다. 이는 청년이 한편으로는 ICT기술에서는 더 유리할 수 있으나, 직업 위계가 낮거나 야외 직종 근무가 많은 까닭일 수 있다. 최종학력 분포를 보면 재택근무가능자에서 전문대졸 이상의 비율이 80% 조금 못 미치는 수준으로 매우 높고, 중졸이하의 비율은 1~2%로 미미함을 알 수 있다. 종사상지위 분포 또한 재택근무 가능자의 지위가 높음을 말해준다. 임금근로자 중에 재택근무 가능자의 경우 상용직 비중이 74~79%이고 나머지가 임시직이다. 하지만 재택근무가 불가능한 경우 상용직이 절반에 미치지 못하고, 1/3 이상이 임시직, 일용직이 15%가량, 자활공공노인일자리 비중이 약 5%로 종사상지위가 낮은 일자리의 비중이 높음을 알 수 있다.

[그림 2] 재택근무 가능 여부별 연령 분포

(단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

[그림 3] 재택근무 가능 여부별 최종학력 분포

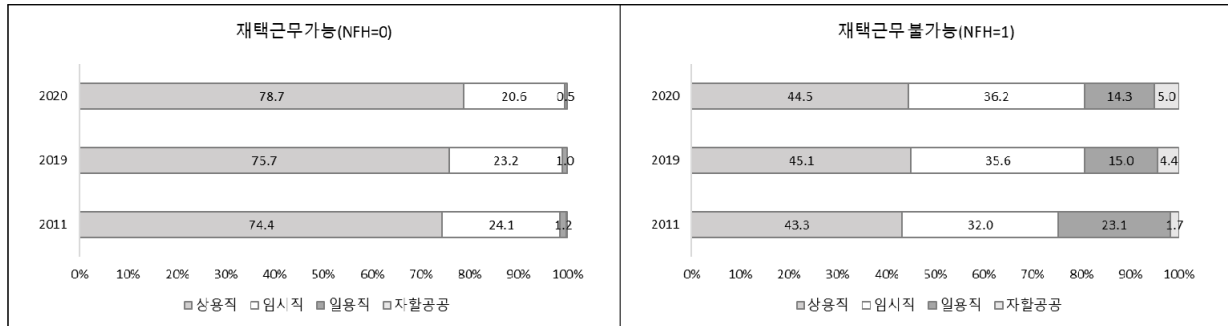
(단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

[그림 4] 재택근무 가능 여부별 임금근로자 종사상지위 분포

(단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

3.2. 재택근무 가능도와 사회적 위험

재택근무 가능 여부와 성별에 따라 사회적 위험이 발생하는 정도를 비교한 결과, 지난 해 재택근무가 불가능한 일자리였던 경우 취업에서 실업 또는 비경황 상태로 전환할 가능성이 컸다. 재택근무 가능 여부에 따른 집단 모두 여성이 남성보다 실업 위험이 더 컸다.

<표 1> 실업위험 발생 비율

(단위: %)

연도	지난 해 재택근무 가능			지난 해 재택근무 불가능			전체		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체	여성	남성	전체
2012	8.0	3.8	5.5	13.4	7.7	10.1	11.4	6.2	8.4
2013	10.5	5.4	7.5	14.2	8.5	10.9	12.8	7.4	9.6
2014	10.1	5.4	7.4	14.0	9.2	11.2	12.5	7.8	9.8
2015	10.8	5.8	7.8	13.8	6.7	9.7	12.7	6.4	9.0
2016	9.4	2.4	5.4	12.0	7.6	9.4	11.0	5.7	7.9
2017	10.8	4.5	7.1	12.0	8.5	9.9	11.5	7.0	8.9
2018	10.1	3.5	6.4	12.8	7.0	9.5	11.7	5.7	8.3
2019	9.1	4.0	6.2	11.1	6.2	8.2	10.3	5.3	7.4
2020	10.2	6.7	8.2	15.6	9.0	11.9	13.5	8.1	10.4

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

연간 노동소득과 저소득 비율, 소득감소 충격이 발생하는 비율을 보면 다음과 같다. 종사상지위 분포와 최종학력 수준의 분포에서 짐작할 수 있는 바와 같이 재택근무 가능자의 노동소득이 재택근무 불가능한 취업자의 노동소득 평균의 약 1.7배로 일정한 비율을 보인다. 또한 각 집단 내에서 여성이 남성 노동소득의 42~58%에 불과함을 알 수 있다. 저소득 비율 역시 이 평균 수준을 반영하여 2020년 재택근무 가능자 중 저소득자 비율은 15%인 반면 재택불가능한 경우 37.3%에 달한다. 성별 차이도 큰데 2020년 기준 재택근무 가능한 남성이 7.8%, 여성이 24.2%, 재택근무 불가능자 남성 24.7%, 여성 54.1%가 저소득자임을 알 수 있다. 즉, 재택근무 가능 여부에 소득에 미치는 영향은 상당하다.

연간 노동소득이 10% 이상 감소한 취업자의 비율을 살펴보면 이 역시 재택근무 불가능한 경우가 재택근무 가능한 경우보다 조금 더 크지만 앞서 소득 수준만큼의 큰 차이를 보이지는 않는다. 특히 2010년대

대부분의 기간 동안 소득 감소 발생률이 두 집단 사이에 거의 비슷한 반면 2020년에는 약 6%p로 차이가 커졌음을 알 수 있다. 소득감소를 경험하는가에 대해서는 성별에 따라 큰 차이를 보이지 않는 것으로 보인다.

<표 2> 연간 노동소득 평균

(단위: 만 원/년, 2020년 실질)

	재택근무 가능			재택근무 불가능			전체		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체	여성	남성	전체
2011	2531	5129	4040	1343	3045	2319	1787	3838	2969
2012	2664	5173	4128	1382	3057	2358	1852	3834	3007
2013	2881	5267	4261	1445	3254	2497	1977	3993	3147
2014	2771	5141	4145	1468	3216	2480	1949	3928	3095
2015	2823	5271	4249	1597	3331	2603	2052	4056	3217
2016	2960	5397	4357	1694	3380	2667	2175	4140	3306
2017	3015	5594	4477	1740	3398	2699	2231	4220	3372
2018	3017	5525	4428	1760	3331	2665	2260	4174	3353
2019	3198	5517	4522	1900	3451	2779	2398	4253	3452
2020	3338	5728	4673	1832	3438	2752	2429	4315	3499

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

<표 3> 저소득 비율

(단위: %)

	재택근무 가능			재택근무 불가능			전체		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체	여성	남성	전체
2011	28.6	8.4	16.9	60.3	25.9	40.5	48.2	19.1	31.5
2012	27.6	6.9	15.5	59.9	26.1	40.2	47.9	18.9	31.0
2013	25.5	8.0	15.4	59.1	26.8	40.2	46.4	19.8	30.9
2014	25.2	8.3	15.4	58.7	24.5	38.9	46.2	18.5	30.2
2015	26.3	8.4	15.9	55.0	23.8	36.8	44.2	18.0	28.9
2016	26.9	8.5	16.4	53.2	22.8	35.6	43.1	17.4	28.2
2017	24.9	6.9	14.7	53.4	23.2	35.9	42.3	17.1	27.8
2018	24.4	7.9	15.1	50.7	23.6	35.0	40.0	17.5	27.2
2019	22.4	8.9	14.7	50.6	23.7	35.3	39.6	17.9	27.2
2020	24.2	7.8	15.0	54.1	24.7	37.3	42.3	18.2	28.6

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

<표 4> 연간 노동소득 10%이상 감소한 비율

(단위: %)

	재택근무 가능			재택근무 불가능			전체		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체	여성	남성	전체
2011	21.5	24.3	23.1	23.7	29.4	26.9	22.8	27.4	25.5
2012	18.8	19.5	19.2	21.1	26.8	24.5	20.3	24.1	22.5
2013	21.6	20.7	21.1	23.5	26.3	25.1	22.8	24.2	23.6
2014	23.1	23.1	23.1	23.9	26.0	25.1	23.6	24.9	24.3
2015	21.2	17.7	19.1	18.6	21.0	20.0	19.5	19.8	19.7
2016	15.6	19.3	17.7	17.9	25.8	22.5	17.0	23.4	20.7
2017	18.4	17.5	17.9	18.1	23.4	21.2	18.2	21.2	19.9
2018	18.5	20.2	19.5	18.3	26.6	23.1	18.4	24.1	21.7
2019	17.4	19.3	18.5	17.9	22.0	20.2	17.7	20.9	19.5
2020	23.7	21.6	22.5	27.3	29.1	28.3	25.9	26.2	26.1

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

1년간 1일 이상 입원한 경험을 묻는 건강충격 발생 비율을 보면 재택근무 불가능한 경우 이 비율이 약간 더 크다. 하지만 성별에 따른 차이가 거의 발생하지 않았다.

<표 5> 건강충격 발생 비율

(단위: %)

	재택근무 가능			재택근무 불가능			전체		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체	여성	남성	전체
2011	7.1	4.9	5.8	8.3	9.3	8.9	7.9	7.6	7.7
2012	4.5	5.8	5.3	7.6	8.0	7.8	6.4	7.2	6.9
2013	5.2	4.9	5.0	7.6	6.2	6.8	6.7	5.7	6.1
2014	5.0	6.5	5.9	8.2	7.1	7.5	7.0	6.9	6.9
2015	5.3	5.8	5.6	8.4	8.0	8.2	7.2	7.2	7.2
2016	5.3	6.3	5.9	7.8	8.4	8.2	6.8	7.6	7.3
2017	5.9	6.5	6.2	9.7	8.4	8.9	8.2	7.7	7.9
2018	6.5	4.5	5.4	10.6	8.7	9.5	9.0	7.1	7.9
2019	5.7	5.5	5.6	7.4	7.8	7.6	6.7	6.9	6.8
2020	4.4	4.3	4.4	8.6	9.8	9.3	6.9	7.7	7.4

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

이 4가지 사회적 위험을 경험하는 사람들의 특성 분포를 정리하면 <표 6>과 같다. 실업, 저소득, 소득감소, 건강위험을 경험하는 모든 집단이 이를 경험하지 않는 집단보다 재택불가능 비율이 높았다. 실업과 저소득 위험 경험집단에서 여성 비율이 뚜렷하게 높지만 소득감소나 건강위험에서 성별 차이는 드러나지 않는다. 실업, 저소득, 건강충격을 경험하는 집단에서 65세 이상 노인의 비율이 더 높고, 중졸이하자의 비율이 더 높다. 소득감소 경험 유무 집단별로는 학력과 연령 분포 차이가 거의 없다. 실업과 저소득 경험이 없는 집단에서 상용직 비율이 매우 높고 자영업자 비율은 매우 낮다. 소득감소 경험 집단에서 자영업자 비율이 상대적으로 높은 편이다.

<표 6> 사회적 위험 경험 여부별 특성

	(1) 실업위험		(2) 저소득위험		(3) 노동소득감소위험		(4) 건강위험	
	유	무	유	무	유	무	유	무
재택가능(NFH=0)	0.178	0.454	0.198	0.453	0.353	0.388	0.292	0.384
재택불가능(NFH=1)	0.822	0.546	0.802	0.547	0.647	0.612	0.708	0.616
여성	0.645	0.331	0.639	0.334	0.405	0.433	0.430	0.424
남성	0.355	0.669	0.361	0.666	0.595	0.567	0.570	0.576
30세미만	0.088	0.116	0.169	0.137	0.137	0.150	0.096	0.150
30-64세	0.679	0.861	0.629	0.841	0.788	0.774	0.772	0.779
65세이상	0.233	0.023	0.202	0.022	0.074	0.076	0.133	0.071
중졸이하	0.393	0.085	0.350	0.087	0.181	0.157	0.262	0.157
고졸	0.391	0.365	0.415	0.365	0.401	0.370	0.395	0.379
전문대졸이상	0.216	0.551	0.236	0.548	0.418	0.473	0.343	0.464
상용	0.090	0.604	0.098	0.608	0.378	0.493	0.368	0.464
임시일용	0.441	0.248	0.500	0.245	0.347	0.308	0.331	0.319
자활공공노인일자리	0.041	0.000	0.044	0.000	0.011	0.014	0.022	0.013
자영업자	0.427	0.147	0.358	0.147	0.264	0.185	0.279	0.204
농림어업	0.244	0.005	0.201	0.005	0.063	0.063	0.109	0.059
제조업	0.086	0.251	0.095	0.251	0.190	0.212	0.174	0.207
건설업	0.030	0.082	0.030	0.085	0.081	0.063	0.078	0.068
유통업	0.152	0.179	0.161	0.176	0.197	0.161	0.179	0.171
음식숙박업	0.090	0.045	0.096	0.046	0.070	0.057	0.064	0.061

	(1) 실업위험		(2) 저소득위험		(3) 노동소득감소위험		(4) 건강위험	
	유	무	유	무	유	무	유	무
정보통신금융	0.030	0.088	0.035	0.089	0.071	0.074	0.060	0.074
과학기술	0.011	0.031	0.013	0.031	0.024	0.026	0.016	0.026
사업서비스	0.048	0.043	0.048	0.044	0.042	0.047	0.042	0.045
공공행정	0.049	0.065	0.053	0.064	0.045	0.068	0.057	0.061
교육	0.073	0.085	0.076	0.084	0.078	0.083	0.066	0.083
보건복지업	0.065	0.067	0.070	0.067	0.054	0.075	0.073	0.068
개인서비스업	0.122	0.057	0.121	0.057	0.084	0.072	0.082	0.075
	22901	34348	31879	41339	23128	50090	6501	66716

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

프로빗 모형 분석결과는 <표 7>과 같다. 재택근무 가능 여부가 실업과 저임금 위험을 유의미하게 높이는 것으로 나타났으나 소득감소와 건강위험에는 유의하지 않다. 여성이 실업과 저임금을 경험하는 위험도 더 높다. 하지만 소득감소를 경험하는 위험은 낮은 편인데 여성의 자영자 비율이 낮은 영향으로 짐작된다. 30세 미만의 청년과 65세 이상 노인이 실업과 저소득을 경험할 확률은 매우 높다. 하지만 30~65세에 비해 소득감소를 경험할 위험은 낮다. 고졸 대비 중졸이하의 학력자는 사회적 위험을 경험할 확률이 모든 위험에 대해 통계적으로 유의하게 높고, 전문대졸이상의 학력자는 낮다. 상용직에 비해 임시·일용직도 위험을 경험할 확률이 모든 위험에 대해 통계적으로 유의하게 높고, 자영자는 저소득, 소득감소, 건강위험은 높지만 실업위험은 낮다.

<표 7> 사회적 위험에 미치는 영향: 프로빗 모형

	(1) 실업위험	(2) 저소득위험	(3) 노동소득감소위험	(4) 건강위험
NFH	0.048 # (0.027)	0.143 *** (0.032)	-0.022 (0.015)	-0.007 (0.027)
여성	0.265 *** (0.019)	1.145 *** (0.033)	-0.088 *** (0.011)	-0.032 (0.019)
30세미만	0.526 *** (0.028)	0.645 *** (0.035)	-0.038 * (0.017)	-0.165 *** (0.032)
65세이상	0.542 *** (0.026)	0.902 *** (0.039)	-0.152 *** (0.016)	0.183 *** (0.025)
중졸이하	0.082 *** (0.025)	0.625 *** (0.040)	0.08 *** (0.014)	0.169 *** (0.025)
전문대졸이상	-0.071 ** (0.025)	-0.58 *** (0.036)	-0.032 * (0.013)	-0.128 *** (0.025)
임사일용	0.523 *** (0.024)	1.358 *** (0.028)	0.236 *** (0.014)	0.057 * (0.024)
공공자활노인	0.472 *** (0.054)	3.637 *** (0.141)	0.055 (0.035)	0.018 (0.055)
자영자	-0.04 (0.032)	1.27 *** (0.038)	0.388 *** (0.017)	0.145 *** (0.030)
농림어업	-0.021 (0.041)	2.963 *** (0.069)	-0.255 *** (0.023)	0.11 ** (0.039)
건설업	0.101 * (0.041)	-0.056 (0.055)	0.089 *** (0.023)	0.041 (0.041)
유통업	-0.002 (0.032)	0.427 *** (0.041)	0.089 *** (0.018)	0.011 (0.032)

	(1) 실업위험	(2) 저소득위험	(3) 노동소득감소위험	(4) 건강위험
음식숙박업	0.238 *** (0.040)	0.5 *** (0.051)	0.063 ** (0.024)	0.002 (0.043)
정보통신금융	0.009 (0.047)	0.171 ** (0.059)	0.04 (0.025)	0.014 (0.047)
과학기술	-0.003 (0.075)	0.265 ** (0.090)	0.028 (0.039)	-0.094 (0.077)
사업서비스	-0.087 * (0.044)	0.152 ** (0.055)	-0.109 *** (0.027)	-0.101 * (0.047)
공공행정	-0.085 (0.049)	0.544 *** (0.069)	-0.088 *** (0.026)	0.028 (0.046)
교육	-0.011 (0.045)	0.574 *** (0.057)	0.026 (0.025)	0.01 (0.047)
보건복지업	-0.14 *** (0.041)	0.337 *** (0.053)	-0.094 *** (0.024)	0.113 ** (0.042)
개인서비스업	0.065 (0.037)	0.66 *** (0.048)	0.051 * (0.022)	-0.024 (0.039)
상수항	-1.946 *** (0.036)	-2.686 *** (0.050)	-0.574 *** (0.018)	-1.642 *** (0.034)
N	63640	73218	73218	73217

자료 : 한국복지패널 7~16차 원자료.

주 : ***, **, *, #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

4. 결론

이 연구는 한국복지패널을 이용해 코로나19 이후 새롭게 사회적 취약계층을 식별하기 위해 주목받는 일자리 특성 중 재택근무 가능성에 주목했다. 이 연구에서 정의한 사회적 위험 가운데 실업과 저소득의 경우 재택근무 불가능자가 이 위험에 처할 가능성이 높은 반면, 소득감소와 건강위험을 높이지 않는다. 건강위험은 산재와 같이 업무와의 관련성이 높은 변수를 채택할 수 없었기 때문에 일자리 특성보다는 연령과 같은 특성의 연관성이 크고, 재택근무 불가능한 직업의 경우 저임금 직종에 집중적으로 분포하기 때문에 소득 변동성보다는 저임금 위험이 더 높다. 이 저소득 위험은 시간당 임금이 낮은 경우, 근로시간이 짧은 경우, 근로개월 수가 짧은 경우와 같이 저임금과 근로불안정 상황을 모두 포함한다. 이것이 새로운 사회적 위험인 근로빈곤으로 가는 핵심적인 경로이기도 하다. 이러한 근로불안정이 극단적으로 나타나는 경우가 실업이므로 이 위험 또한 커진다. 따라서 임금근로자의 경우 저임금과 근로불안정 문제를 해결하는 정책적 접근이 요구되고, 실업의 위험이 낮은 자영업자의 경우 소득 자체의 변동을 줄이기 위한 정책적 대안이 요구된다.

이 연구는 재택근무 가능성을 직업 소분류에 근거하기 때문에 각 일자리에 더욱 근접한 재택근무 가능성도 정보를 이용하지 못하는 한계가 있다. 그리고 재택근무 가능성과 젠더, 직업 위계의 문제가 어떻게 상호 연관되어 사회적 위험 증가로 이어지는지 분석을 심화하지 못했는데, 이를 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 강희정 외(2021). 한국형 상병수당 도입을 위한 시범사업 운영방안 연구. PART I. 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 오삼일, 이상아(2020). 코로나19에 대한 고용취약성 측정 및 평가. BOK 이슈노트 제 2020-9호. 한국은행.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소(2022). 한국복지패널 사용자 지침서 2022.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소(2022). 한국복지패널 조사표 2022.
- Cetrulo et al. (2022). Working from home and the explosion of enduring divides: income, employment and safety risks. *Economia Politica* 2022, 39, 345-402.
- Dingel and Neiman(2020). How many jobs can be done at home? *Journal of Public Economics*, 189, 104235.

[제2주제]

대학원생

-
1. 우울감 예측요인에 관한 연구: 코로나19와 머신러닝 방법론을 중심으로(최우수상)
 2. 복지태도 유형화 및 응답 간 일관성 검토 연구(우수상)
 3. 차별적 구조의 빈곤 원인 인식: 정치적 이념과 정부 지출 지지 사이의 도식적 차이(우수상)

우울감 예측요인에 관한 연구

: 코로나19와 머신러닝 방법론을 중심으로

Study for Prediction of Depression : Focusing on COVID-19 and Machine Learning

홍민준(서울대학교 행정대학원 박사과정)

코로나19는 생활 전반에 영향을 미치며 개인의 정신건강에 부정적인 영향을 미치고 있다. 이에 본 연구는 코로나19 전후로 우울감 예측에서 중요한 변수가 변하였는지, 코로나19 이전에 축적된 자료가 코로나19 상황에서의 우울감 예측에 도움이 되는지 살펴보고자 한다. 이러한 연구질문 하에 본 연구는 한국복지패널 13-16차 자료를 활용하여 XGBoost 알고리즘을 통해 예측모형을 구축하였으며 변수의 중요도를 파악하기 위하여 설명가능한 AI 방법론인 SHAP을 활용하였다. 분석결과 코로나19 이전과 비교할 때 코로나19 이후 우울감 예측 측면에서 근로능력 정도, 가처분 소득과 같은 경제적 변수가 여가생활, 가족관계, 사회적 친분관계 만족도와 같은 생활 만족도 변수보다 상대적으로 더 중요한 변수인 것으로 나타났다. 또한 모형 구축에 활용되는 데이터의 양이 크더라도, 자료 수집 시기가 상이한 자료가 혼재되더라도 모형의 성능 측면에서 큰 차이가 없음을 확인하였다. 이러한 분석결과는 방법론적 측면에서 표본의 크기가 크더라도 예측 성능의 개선 정도는 크지 않으며 코로나19와 같은 사건이 발생한 후의 시점에서 우울감을 예측하는데 과거의 자료가 어느 정도 활용될 수 있음을 시사한다.

제1절 서론

신종 감염병 발생 시 사람들이 경험하는 감염에 대한 두려움과 불안, 사회적 혼란은 개인의 정신건강에 부정적인 영향을 미친다(이동훈 외, 2020; Choi et al., 2020; Fukase, 2021). 이러한 현상은 2020년에 발생한 코로나바이러스감염증(COVID-19; 코로나19) 상황에서도 나타났는데 판데믹 초기 감염에 대한 두려움으로 불안 증세를 보인 사람이 많았으며(Hyun et al., 2021), 코로나19 대응과정에서 이뤄진 일련의 조치들은 사람들의 생활양식, 경제 활동 등의 변화를 야기하였기 때문에 사회구성원의 정신건강에 영향을 미쳤다(조성아, 2020; Jung & Yang, 2020; Health, 2020). 코로나19 상황에서의 정신건강 악화는 실증연구를 통해서도 나타나고 있는데 2017년 전 세계 우울증 유병률은 3.44%였으나 코로나19 이후에 진행된 우울증 관련 연구들에서는 조사대상 중 20% 내외가 우울증을 경험한 것으로 나타났으며(Kim et al., 2021; Fukase et al., 2021), 이러한 수치는 과거 SARS, 에볼라 등의 감염병이 확산되었을 때와 비교할 때 상당히 높은 수치이다(Bueno-Notivol et al., 2020).

대한민국의 경우 다른 국가와 비교할 때 코로나19에 대한 대응 수준이 높은 편이며 대응과정에서의 극단적인 봉쇄나 통제 조치는 없었다. 그러나 사회적 거리두기 조치로 공공시설, 교육기관 등 여러 장소의 이용이 제한되면서 대인 소통의 기회가 감소하고 주관적 외로움, 사회적 고립감은 심화되었으며 경제적

어려움을 겪는 사람이 증가하는 등 우울증, 불안, 스트레스의 수준이 코로나19 이전과 비교할 때 상당히 증가한 것으로 나타나고 있다(Lee et al., 2021; Jung & Yang, 2020).

우울증은 생산성 손실, 만성질환 이환 등의 문제를 야기하고 이를 방치하게 되는 경우 개인적, 사회적 부담이 가중되기 때문에 적절한 치료가 필요하지만 다른 나라와 비교할 때 국내 정신의료서비스 이용률은 매우 낮은 상황이다(안정훈, 2012; Kim et al., 2021; Shin et al., 2017). 그렇기 때문에 우울증 고위험군을 사전에 식별하고 적절한 치료를 받을 수 있도록 유도하는 것이 중요하다(Kim et al., 2021; Shin et al., 2017). 이를 위해서는 코로나19 상황 하에서 개인의 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 요인에 대한 이해가 선행되어야 한다(Hyun et al., 2021). 이러한 문제 인식 하에 코로나19 팬데믹 상황이 정신건강에 미치는 영향을 분석하기 위한 연구가 진행되어 왔다(Jung & Yang, 2020; Hyun et al., 2021; Lee et al., 2022). 선행연구에서는 코로나19 이전부터 활용되었던 개인 및 가구특성 변수 이외에도 코로나19 상황과 관련된 문항을 분석에 포함하였다. 그러나 연구자가 자체적으로 수집한 설문자료를 활용하여 횡단면 분석을 수행한 연구가 많았기 때문에 코로나19 전후 우울감에 영향을 미치는 변수들의 중요도 변화를 살펴볼 수 없다는 한계가 존재한다. 특히 자체 설문조사의 경우 대부분 인터넷 조사에 의존하였기 때문에 인터넷 사용이 어려운 표본이 과소 표집되었을 가능성이 높다. 또한 우울감에 영향을 미치는 요인은 굉장히 다양하지만(Kim et al., 2021) 선행연구에서는 제한된 변수만을 고려하고 있다는 한계가 존재한다. 이외에도 미래의 신종 감염병 발생과 같은 재난적 상황에서 우울증 위험군을 빠르게 식별하기 위해서는 일상적 상황에서 수집된 자료가 재난적 상황에서의 우울증을 예측하는데 도움이 되는지 살펴볼 필요성이 있다.

상의 논의를 바탕으로 본 연구에서는 머신러닝 알고리즘 중 설명 가능한 인공지능(eXplainable Artificial Intelligence, XAI) 기법을 중심으로 코로나19 전후로 우울증을 예측하는 변수가 변하였는지, 그리고 코로나19 이전에 축적된 자료를 학습하여 구축된 모형이 코로나19 상황에서의 우울증 의심 여부를 잘 예측할 수 있는지 살펴보고자 한다.

<표 1> 한국 대상 우울증 관련 선행연구 검토

연구	자료/기간	분석방법	통계적으로 유의미한 영향요인
코로나19 이전			
Ohayon & Hong (2006)	자체조사 2001	이항 로짓	흡연 수준, 스트레스 수준, 주관적 건강 인식, 운동 시간대, BMI
박세홍 외 (2009)	koWePS 1-2차	이항 로짓	고용상태, 혼인상태, 가구소득, 만성질환 이환여부, 전년도 우울감 여부
박재규 & 이정림 (2011)	koWePS 1, 4차	이항 로짓	연령, 교육수준, 혼인상태, 경제활동상태, 노동시장변화, 소득수준, 가족관계, 만족도, 사회관계 만족도
Oh et al. (2013)	KCHS 2009	이항 로짓	혼인상태, 가구구성(세대), 가구소득, 교육수준, 도시 거주 여부, 성별, 연령
성준모 (2013)	koWePS 1-4차	패널 분석	연령, 가구원 구성형태, 가족수입 만족도, 주거환경 만족도, 가족관계 만족도, 기초생활보장수급 여부, 총생활비
Shin et al. (2017)	KNHANES 2014	다항 로짓	성별, 연령, 교육수준, 동거형태, 가구소득, 우울증 진단 경험 여부, 주관적 건강상태, 인지된 스트레스 수준, BMI
코로나19 이후			
이동훈 외 (2020)	자체조사 2020	이항 로짓	성별, 경제수준, 코로나 이후 삶의 불확실성, 심리평가 필요성, 소득 감소, 심리적 어려움 증가, 병원에 대한 신뢰, 가족과의 갈등
Kim et al. (2021)	자체조사 2020	다항 로짓	연령, 흡연, 정신질환, 운동, 코로나19 관련 스트레스, 식사 및 수면 장애, 외로움 지수, 감사 성향

연구	자료/기간	분석방법	통계적으로 유의미한 영향요인
Jung & Yang, (2020)	자체조사 2020	GLM	삶의 만족도(식사, 생필품, 개인위생, 위생물품), 사회적 지원(물질적 지원, 정서적 지원, 일상생활), 코로나19 정보 탐색 시간 및 정보에 대한 주관적 만족도, 코로나19의 임상적 심각성 인식, 건강에 대한 염려, 정부 대응 만족도
Hyun et al. (2021)	자체조사 2020	다항 로짓	감염에 대한 두려움, 일상생활 제약(가족 내), 경제적 지원 필요성
Lee et al. (2022)	자체조사 2020	이항 로짓	연령, 결혼 상태, 교육수준, 가구소득, 코로나19 시기 친구와의 관계 변화, 코로나19 시기 가족 구성원 간 관계 변화, 코로나19 시기 재정 부담 변화, 가정 내 스트레스

제2절 연구설계

1. 분석모형

본 연구는 우울감 예측에 중요한 변수가 코로나19 전후로 변화하였는지, 그리고 학습 데이터의 특성에 따라 모형의 예측력 차이가 존재하는지 살펴보고자 하는 연구목적에서 시작되었다. 이에 본 연구의 모형은 2가지로 구분된다. 우선 조사 시점(2018, 2019년 자료와 2020, 2021년 자료)을 기준으로 자료를 구분하여 코로나19 전후의 우울감 예측 시 중요변수의 변화를 살펴보고자 하였다. 다음으로 학습 데이터의 특성에 따른 예측정확도의 차이를 살펴보기 위하여 4가지 모형을 구축하였다. 우선 2021년 자료를 test를 위한 데이터셋으로 설정하였으며 모형2-1에서는 코로나19 이후인 2020년 자료를, 모형2-2에서는 코로나19 전후가 혼재된 2019년과 2020년 자료를, 모형2-3에서는 코로나19 이전의 자료인 2018년, 2019년 자료를, 모형2-4에서는 2018년부터 2020년까지의 자료를 training과 evaluation을 위한 데이터셋으로 설정하였다.

[그림 1] 연구질문 및 자료 활용

모형	2018	2019	2020	2021
연구질문 1. 우울증 예측에 중요한 변수가 코로나19 전후로 변화하였는가?				
모형1-1	Training + Evaluation + Test		-	
모형1-2	-		Training + Evaluation + Test	
연구질문 2. 학습 데이터의 특성에 따라 예측력의 차이가 존재하는가?				
모형2-1	-		Training + Evaluation	Test
모형2-2	-	Training + Evaluation		Test
모형2-3	Training + Evaluation		-	Test
모형2-4	Training + Evaluation			Test

자료 : 저자 작성

2. 분석방법

본 연구에서는 우울감 예측모형을 구축하기 위하여 XGBoost(eXtreme Gradient Boosting) 알고리즘을 활용하였으며 Random Search를 통하여 하이퍼 파라미터(hyper parameter)를 조정하고 10-fold cross validation을 수행하였다. 그러나 본 연구의 목표변수인 우울증 의심 여부는 관심 사건의 비율이 작은 비대칭 데이터(imbalanced data)이다. 이러한 점을 고려하여 SMOTE(Synthetic Minority Oversampling Technique)을 활용하였다.³⁾ 이에 모든 모형에서 공통적으로 전체 자료 중 80%를 training과 validation을

위한 데이터셋으로 나머지 20%를 evaluation을 위한 데이터셋으로 구분하였다. XGBoost를 활용하는 경우에 변수의 중요도를 살펴보기 위하여 Gain, Weight, Cover 등의 여러 지표를 이용할 수 있으나 지표별로 그 결과가 상이하고 변수가 예측에 어떠한 방향성의 영향을 미치는지 알 수 없다는 한계가 존재한다. 이러한 점을 보완하기 위하여 활용되는 설명 가능한 인공지능(eXplainable Artificial Intelligence, XAI) 방법 중 하나인 SHAP(Shapley additive explanations)을 활용하여 결과를 해석하였다.4)

3. 분석자료 및 측정변수

1) 분석자료

본 연구는 전국에 거주하는 가구를 목표 모집단으로 하고 인구센서스 90% 조사구를 조사 모집단으로 하는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study, koWePS)의 13-16차(조사시점: 2018-2021년) 자료를 활용하였다. 해당 자료는 통상 3월부터 조사를 시작하여 상반기에 자료 수집을 완료하지만 15차(2020년)자료의 경우 코로나19 감염병 확산으로 인하여 6월부터 조사를 시작하였다(한국보건사회연구원, 2021). 분석에는 13차 6,474가구, 14차 6,331가구, 15차 6,029가구, 16차 5,996가구의 자료가 활용되었다.

2) 목표변수

한국복지패널에서는 11개의 하위문항을 이용하여 우울증 의심 여부를 측정하고 있으며 점수화를 통하여 우울 총점을 계산함으로써 우울증 의심 여부를 진단할 수 있도록 하였다. 이에 본 연구에서는 한국복지패널에서 제시한 점수화 방법에 근거하여 11개의 하위문항을 총점으로 환산하였으며 16점을 기준으로 우울증 의심 여부를 판단하였다.

<표 2> 우울증 의심 여부 관련 문항 : 조사일 직전 일주일간의 우울 정도에 대한 문항

문항	(가) 식욕이 없음 (나) 비교적 잘 지냈다 (다) 상당히 우울 (라) 모든 일이 힘들게 느껴짐 (마) 잠을 설침 (매) 외로움 (사) 불만없이 생활 (아) 사람들이 차갑게 대하는 것같은 느낌 (자) 마음이 슬펐다 (차) 사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌 (카) 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음
응답	1. 극히 드물다 (일주일에 1일 미만) 2. 가끔 있었다 (일주일에 1-2일 간) 3. 종종 있었다 (일주일에 3-4일 간) 4. 대부분 그랬다 (일주일에 5일 이상)

본 연구에서 목표변수로 하는 우울증 의심 여부 변수의 기술통계량은 다음과 같다.

<표 3> 목표변수 요약

조사 차수/연도	Depression=No	Depression=Yes	Total
13차/2018	9,830 (85.62)	1,651 (14.38)	11,481
14차/2019	9,581 (86.21)	1,533 (13.79)	11,114
15차/2020	9,128 (86.39)	1,438 (13.61)	10,566
16차/2021	8,761 (84.52)	1,604 (15.48)	10,365
합계	37,300 (85.70)	6,226 (14.30)	43,526

주 : 괄호 안의 값은 행 백분율을 의미함

- 3) SMOTE에는 Python 프로그램의 SMOTE 패키지를 활용하였으며 KNN을 활용하되 k는 5, Random state는 0으로 설정하여 분석하였다.
- 4) XGBoost와 SHAP 분석에는 Python 프로그램을 활용하였으며 xgboost, shap 패키지를 활용하였으며 XGBoost의 Learning rate는 0.02, 부스팅 반복횟수는 600으로 설정하였다.

3) 투입변수

인구사회학적 요인

인구사회학적 요인 변수는 수도권 거주 여부, 가구원 수, 성별, 연령, 교육수준, 장애 여부, 유배우 여부, 동거 여부, 가처분소득(연간; 백만원)이다. 이 중 수도권 거주 여부, 장애 여부, 유배우 여부, 동거 여부의 경우 이분형 변수(0="아니다", 1="그렇다")로 활용하였으며 성별 변수는 0="여성", 1="남성"으로 코딩하였다. 그리고 교육수준은 미취학부터 대학원(박사)순으로 학력이 높을수록 높은 값을 갖도록 하였다.

생활습관 요인

생활습관 요인에는 크게 흡연과 음주 관련 변수가 포함되었다. 우선 흡연량은 하루 평균 흡연량(개비)을 의미하며 비흡연자의 경우 0으로 처리하였다. 그리고 음주 빈도는 1년간 평균 음주 빈도를, 1회 음주량은 음주 시 마시는 술잔의 횟수를, 과음 횟수는 한 번에 술자리에서 6잔 이상 마시는 경우를 의미하며 비음주자의 응답이 가장 낮은 값을 갖고 음주의 빈도가 많을수록 높은 값을 갖도록 코딩하였다.

정서적 요인

정서적 요인 중 자아존중감은 해당 개념과 관련된 10개의 문항 평균값(범위 : 1-4)을 사용하였다. 자살 고민 여부는 지난 한 해 동안 자살을 진지하게 생각한 적이 있는지 여부를 의미하며 경험이 없는 경우 0, 경험이 있는 경우 1로 코딩하였다. 만족도 변수(건강, 가족의 수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분 관계, 여가생활)은 1-5점을 갖는 변수이며 삶의 사다리 점수는 0-10을 갖는 변수이며 그 값이 높을수록 긍정적이라고 볼 수 있다.

건강 요인

건강 요인은 주관적 건강수준, 외래진료횟수, 입원횟수, 입원일수, 만성질환 수준이 포함된다. 주관적 건강 수준은 1(아주 안 좋다)-5(아주 건강하다)의 값을 가지며 외래진료횟수는 1년간 의료기관 이용한 외래진료를 의미한다. 그리고 만성질환 수준의 경우 높은 값을 가질수록 만성질환 투병 기간이 길도록 코딩하였다(범위 : 0-3).

경제 활동 요인

경제 활동 요인에는 근로능력 정도, 근로 여부, 근로일수, 평균 근로시간(규칙적), 평균 근로시간(불규칙적), 월 평균 임금이 포함된다. 근로 능력 정도는 근로 능력 수준이 높을수록 높은 값을 갖도록 코딩하였으며(범위 : 1-4), 근로 여부는 근로 시 1, 근로를 하지 않는 경우를 0으로 코딩하였다. 그리고 근로일수(일), 규칙적으로 일한 경우 주당 평균 근로시간, 불규칙적으로 일한 경우 주당 평균 근로시간, 일한 달의 월 평균 임금의 경우 근로하지 않는 경우 0으로 코딩하였으며 논리적으로 발생할 수 없는 값은 이상치로 간주하여 제외하였다.

사회보장서비스 수급 여부

사회보장서비스 수급 여부에는 생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여, 공적연금, 고용보험 급여, 산재보험 급여, 퇴직금/퇴직보험이 포함되며 수급하지 않는 경우 0, 수급하는 경우 1로 코딩하였다.

이상의 투입변수의 기술통계량은 다음과 같다.

<표 4> 기술통계량⁵⁾

변수명		평균 (표준편차)	변수명		평균 (표준편차)	
인구 사회 회 학 적	수도권 거주	0.36 (0.48)	건강	주관적 건강 수준	3.41 (0.95)	
	가구원 수	2.67 (1.26)		외래진료횟수	17.16 (26.70)	
	성별	0.43 (0.49)		입원횟수	0.17 (0.66)	
	연령	61.28 (18.75)		입원일수	2.54 (13.15)	
	교육수준	4.85 (1.65)		만성질환 수준	1.70 (1.46)	
	생활 습 관	장애 여부	0.10 (0.30)	경제 활 동	근로 능력 정도	3.72 (0.63)
		유배우 여부	0.61 (0.49)		근로 여부	0.42 (0.49)
		동거 여부	0.98 (0.16)		근로일수	11.78 (10.57)
		가처분 소득	48.17 (45.00)		평균 근로시간(규칙적)	18.42 (22.50)
흡연량		3.82 (1.47)	평균 근로시간(불규칙적)		0.88 (2.32)	
정 서 적		음주빈도	1.04 (1.33)	사 회 보 장 서 비 스	월 평균 임금	105.45 (183.63)
		1회 음주량	1.22 (1.66)		생계급여	0.07 (0.25)
		과음 횟수	1.05 (1.48)		의료급여	0.08 (0.27)
		자아존중감	3.08 (0.44)		주거급여	0.08 (0.27)
	자살고민 여부	0.02 (0.14)	교육급여		0.01 (0.09)	
	삶의 사다리 점수	6.40 (1.76)	공적연금		0.20 (0.40)	
	건강 만족도	3.24 (0.96)	고용보험 급여		0.02 (0.14)	
	가족수입 만족도	3.05 (0.88)	산재보험 급여		0.00 (0.06)	
	주거환경 만족도	3.64 (0.74)	퇴직금/퇴직보험		0.03 (0.17)	
가족관계 만족도	3.88 (0.64)					
직업 만족도	3.45 (0.76)					
사회적 친분관계 만족도	3.70 (0.65)					
여가생활 만족도	3.31 (0.80)					

제3절 분석결과

1. 우울감 예측변수 중요도 변화

표 5는 XGBoost를 통하여 예측모형을 구축한 후 계산된 SHAP value의 절대값의 평균이 높은 상위 20개 변수를 정리한 것이다. 우선 코로나19 전후 시기와 무관하게 삶의 사다리 점수와 자아존중감은 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 코로나19 이전과 이후 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 변수의 변화 중 가장 두드러진 특징은 코로나19 이전에는 상대적으로 여가생활, 가족관계, 사회적 친분 관계 등 생활에 대한 만족감을 나타내는 변수들이 경제적 변수보다 중요하였으나 코로나19 이후에는 코로나19 이후 근로능력 정도나 가처분 소득과 같은 경제적 변수가 중요한 변수로 나타났다. 또한 코로나19 이후에는 만성질환 여부가 중요한 변수로 나타났는데 만성질환이 있는 경우

5) 수도권 거주, 장애 여부, 유배우 여부, 동거 여부, 자살고민 여부, 근로 여부, 생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여, 공적연금, 고용보험 급여, 산재보험 급여, 퇴직금/퇴직보험 변수들은 이분형 변수이며 0은 아니다(없다), 1은 그렇다(있다)로 코딩된 변수이다.

코로나19의 중증화 가능성이 높기 때문에 만성질환 여부에 따라 코로나19에 대한 인식이 달라지면서 중요 변수로 나타났다고 해석할 수 있다.

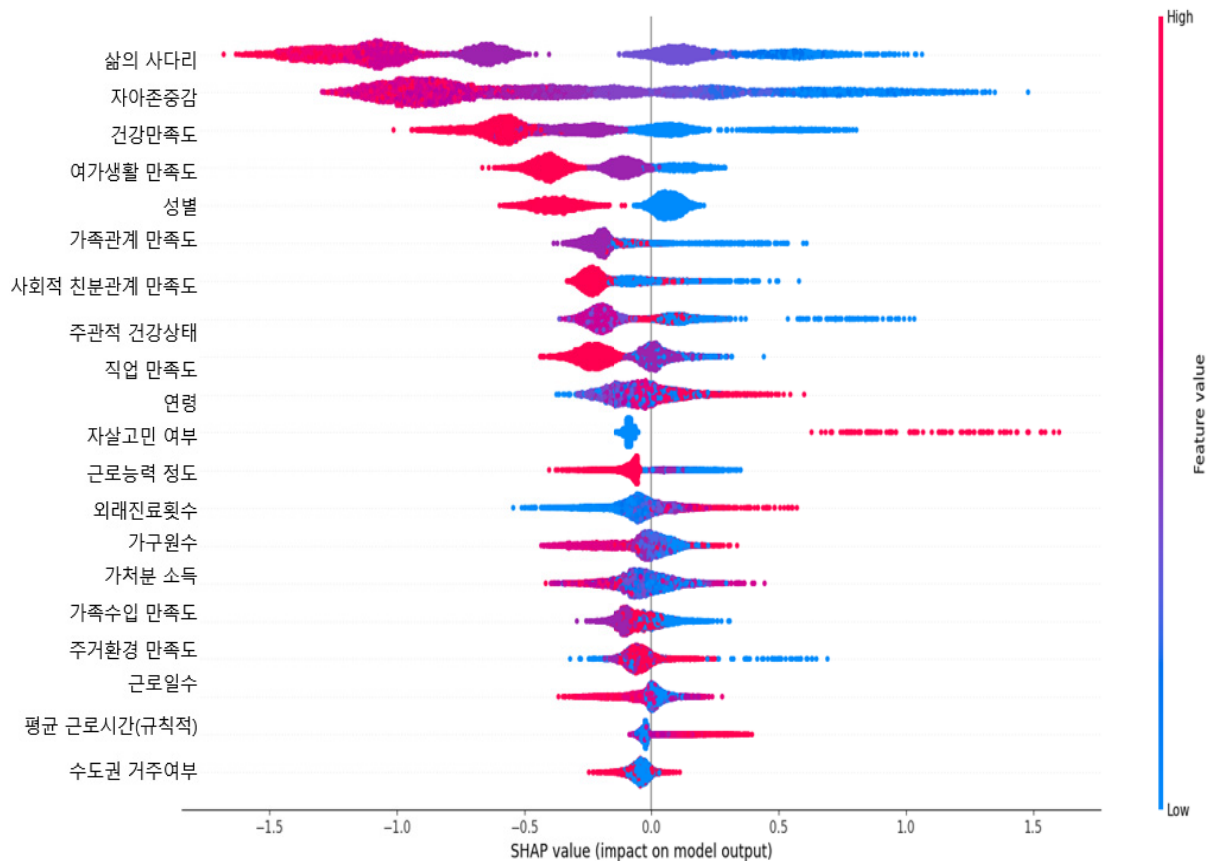
<표 5> SHAP 기준 변수 중요도 순위 (상위 20개)⁶⁾

Ranking	Before COVID-19		After COVID-19	
	Feature	Mean(SHAP)	Feature	Mean(SHAP)
1	삶의 사다리	0.79	자아존중감	0.78
2	자아존중감	0.66	근로능력 정도	0.64
3	건강만족도	0.59	가처분 소득	0.56
4	여가생활 만족도	0.41	삶의 사다리	0.51
5	성별	0.26	건강만족도	0.27
6	가족관계 만족도	0.20	여가생활 만족도	0.23
7	사회적 친분관계 만족도	0.19	성별	0.21
8	주관적 건강상태	0.19	직업 만족도	0.19
9	직업 만족도	0.18	사회적 친분관계 만족도	0.16
10	연령	0.15	주관적 건강상태	0.13
11	자살고민 여부	0.11	가족관계 만족도	0.12
12	근로능력 정도	0.09	외래진료횟수	0.11
13	외래진료횟수	0.09	만성질환 여부	0.09
14	가구원수	0.09	가족수입 만족도	0.08
15	가처분 소득	0.09	연령	0.08
16	가족수입 만족도	0.08	교육수준	0.08
17	주거환경 만족도	0.06	자살고민 여부	0.07
18	근로일수	0.06	수도권 거주여부	0.07
19	평균 근로시간(규칙적)	0.05	근로일수	0.06
20	수도권 거주여부	0.05	주거환경 만족도	0.06

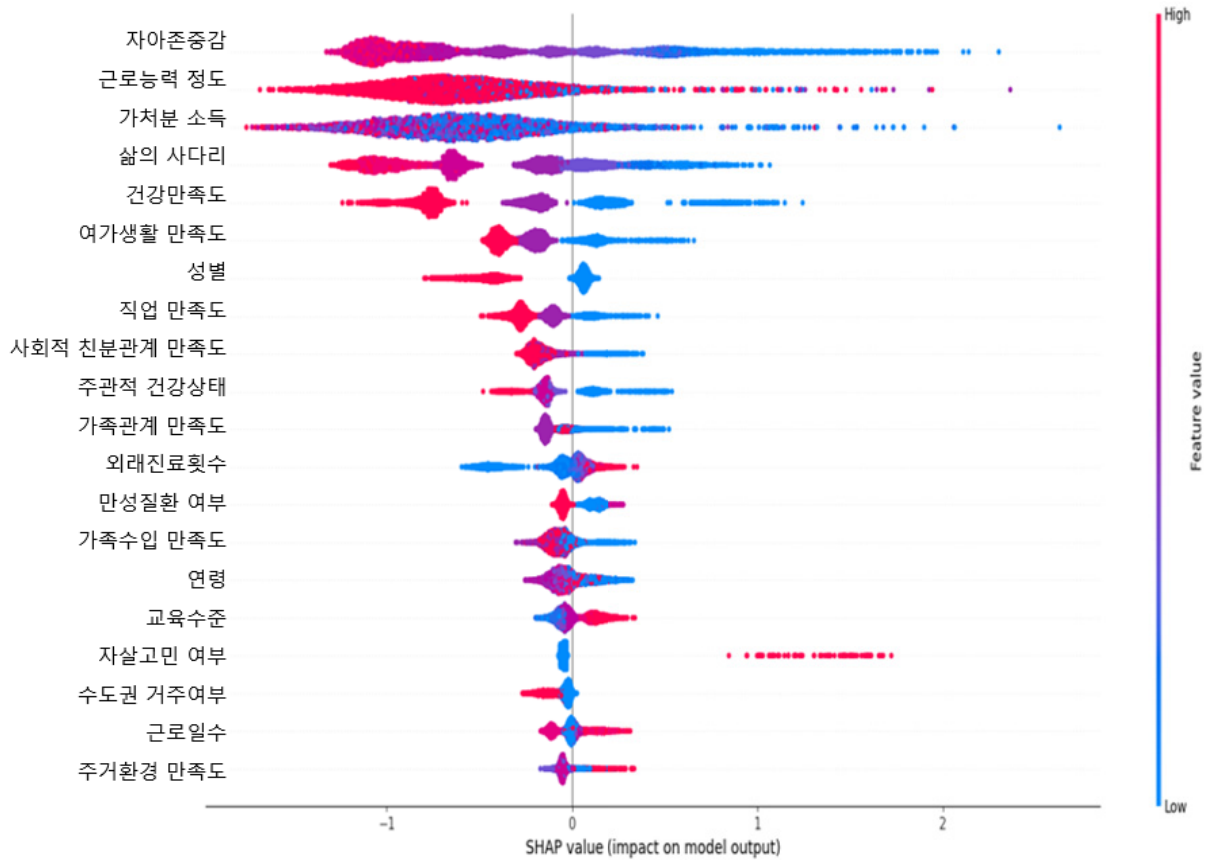
그림 2, 3은 코로나 전후 각 변수별 SHAP value의 분포를 나타내며 예측 측면에서 SHAP value 0을 기준으로 우측에 있는 경우 우울증 의심 가능성이 높아지고, 좌측에 있는 경우 우울증 의심 가능성이 낮아지며 붉은 색의 점은 특성값이 높음을, 푸른 색 점은 특성값이 낮음을 의미한다. 우선 삶의 사다리, 자아존중감이 높을수록 우울증 의심 확률이 낮아지는 것으로 나타났으며 여가생활 만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도 등 생활 만족 수준이 높을수록 우울증 의심확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 자살고민 경험이 있는 경우, 외래 진료횟수가 많을수록 우울증 의심 확률이 높은 것으로 나타났다.

6) 각 모형별 모델 평가 지표는 별첨에 첨부하였음

[그림 2] SHAP value 분포 : 코로나19 이전



[그림 3] SHAP value 분포 : 코로나19 이후



2. 학습자료 변화에 따른 예측력 차이 비교⁷⁾

학습자료의 특성 변화에 따른 모형의 성능 차이를 살펴보기 위하여 2021년 자료를 test 데이터셋으로 설정하였으며 적절하게 해석하기 위하여 2020년 자료를 training과 evaluation 데이터셋으로 활용한 모형 2-1의 결과를 기준으로 삼아 다른 모형과 비교하였다. 우선 SMOTE를 실시하지 않은 결과와 SMOTE를 실시한 결과를 비교하면 SMOTE를 실시한 경우가 그렇지 않은 경우보다 ROC, 정확도(accuracy), 민감도(sensitivity)는 낮지만, 특이도(specificity)는 높아지는 것으로 나타났다. 그리고 SMOTE를 활용하여 구축된 모형의 예측력을 살펴보면 모형 2-1의 특이도는 다른 모형과 비교할 때 가장 높은 것으로 나타났으나 ROC, 정확도, 민감도는 2019년 자료와 2020년 자료를 함께 사용한 모형 2-2가 높은 것으로 나타났다. 한편 3개년도 자료(2018-2020년)를 사용한 모형 2-4가 2개년도 자료(2019-2020년)를 사용한 모형보다 성능이 전반적으로 낮게 나타났으며 특이도 또한 1개년 자료를 사용한 모형 2-1보다 낮게 나타났다는 점은 학습에 활용되는 데이터의 양이 모형의 우수성을 담보하지 않음을 시사한다.

7) 각 모형별 오차행렬(confusion matrix)은 별첨으로 첨부하였음

<표 6> 모형별 예측력 비교 I

			Model 2-1	Model 2-2		Model 2-3		Model 2-4	
Original	Test	ROC	0.8874	0.8913	↑	0.8893	↑	0.8901	↑
		Accuracy	0.8854	0.8871	↑	0.8856	↑	0.8866	↑
		Sensitivity	0.9728	0.9746	↑	0.9742	↑	0.9731	↑
		Specificity	0.4083	0.4089	↑	0.4021	↓	0.4139	↑
SMOTE	Evaluation	ROC	0.9834	0.9823	↓	0.9812	↓	0.9804	↓
		Accuracy	0.9416	0.9391	↓	0.9346	↓	0.9395	↓
		Sensitivity	0.9587	0.9656	↑	0.9608	↑	0.9711	↑
		Specificity	0.9241	0.9124	↓	0.9078	↓	0.9091	↓
	Test	ROC	0.8832	0.8885	↑	0.8874	↑	0.8856	↑
		Accuracy	0.8838	0.8865	↑	0.8840	↑	0.8846	↑
		Sensitivity	0.9666	0.9714	↑	0.9684	↑	0.9681	↑
		Specificity	0.4314	0.4226	↓	0.4226	↓	0.4283	↓
Total OBS			10,566	21,680		22,595		33,161	

주 : 모형 2-1은 2020년, 모형 2-2은 2019-20년, 모형 2-3은 2018-19년, 모형 2-4는 2018-20년 자료를 활용하여 모형을 구축하였음

표 6의 결과는 모형마다 활용된 데이터의 양이 상이하기 때문에 각 모형별로 활용된 데이터의 양을 조정하여 분석 결과를 살펴볼 필요성이 있다. 이에 학습에 2개년 자료가 활용된 경우 전체 학습자료의 50%를, 3개년 자료가 활용된 경우 전체 학습자료의 33.3%를 무작위 추출을 하여 표본의 수를 조정한 후 모형을 구축하였다. 분석결과를 살펴보면 이전의 결과와 동일하게 SMOTE를 활용하는 경우가 SMOTE를 활용하지 않은 경우보다 ROC, 정확도, 민감도는 떨어지지만, 특이도 측면에서 모형의 개선되는 것을 확인할 수 있었다. 한편 SMOTE를 활용하여 구축한 모형의 성능을 살펴보면 2020년 자료만을 활용하여 구축한 모형의 성능이 다른 모형과 비교할 때 성능이 우수하지 않은 것으로 나타났다. ROC 측면에서는 코로나19 이전에 수집된 2018-19년 자료를 활용하여 구축한 모형2-3이 가장 우수한 것으로 나타났다.

<표 7> 모형별 예측력 비교 II

			Model 2-1	Model 2-2		Model 2-3		Model 2-4	
Original	Test	ROC	0.8874	0.8888	↑	0.8877	↑	0.8857	↓
		Accuracy	0.8854	0.8845	↓	0.8849	↓	0.8856	↑
		Sensitivity	0.9728	0.9746	↑	0.9729	↑	0.9714	↓
		Specificity	0.4083	0.3921	↓	0.4046	↓	0.4170	↑
SMOTE	Evaluation	ROC	0.9834	0.9818	↓	0.9804	↓	0.9786	↓
		Accuracy	0.9416	0.9360	↓	0.9395	↓	0.9347	↓
		Sensitivity	0.9587	0.9729	↑	0.9711	↑	0.9595	↑
		Specificity	0.9241	0.8985	↓	0.9091	↓	0.9094	↓
	Test	ROC	0.8832	0.8847	↑	0.8856	↑	0.8853	↑
		Accuracy	0.8838	0.8848	↑	0.8846	↑	0.8826	↓
		Sensitivity	0.9666	0.9714	↑	0.9681	↑	0.9625	↓
		Specificity	0.4314	0.4114	↓	0.4283	↓	0.4463	↑
Total OBS			10,566	10,840		11,297		11,054	

주 : 모형 2-1은 2020년, 모형 2-2은 2019-20년, 모형 2-3은 2018-19년, 모형 2-4는 2018-20년 자료를 활용하여 모형을 구축하였음

제4절 결론

본 연구는 한국복지패널 13-16차 자료를 활용하여 코로나19 전후로 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 변수가 변하였는지, 학습자료의 특성에 따라 예측력의 차이가 나타나는지 살펴보았다.

우선 자아존중감, 삶의 사다리는 코로나19 전후와 상관없이 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 코로나19 이전과 이후를 비교할 때 가장 두드러진 특징은 코로나 이전에는 생활 만족도(여가생활, 가족관계, 사회적 친분관계)가 경제적 변수(가처분 소득, 근로능력 정도)보다 예측 측면에서 중요한 변수였으나 코로나19 이후에는 중요도가 역전된 것으로 나타났다. 이는 코로나19가 생활 전반에 영향을 미쳤으나 그중 경제적인 측면이 개인의 정신건강에 큰 영향을 미쳤음을 의미한다. 또한 만성질환 여부가 코로나19 이후에 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 변수로 등장하였는데 이는 만성질환 여부에 따라서 코로나19에 대한 위험성 인지 수준이 상이하고 그에 따른 행태가 달라졌기 때문인 것으로 풀이할 수 있다. 이상의 논의를 종합하면 근로 능력을 감안하여 경제적 지원을 할 필요성이 있으며 만성질환을 겪고 있는 사람들의 코로나19에 대한 인식과 행태 변화 양상을 파악하여 정서적인 지원을 확대할 필요성이 있음을 시사한다.

다음으로 학습 데이터의 특성에 따라 예측력의 차이를 살펴본 결과 자료의 양이 방대해지고 수집 기간이 늘어나는 것에 대응하여 모형의 성능이 우수해지지 않는 것으로 나타났다. ROC를 기준으로 살펴보면 2019-20년 자료를 활용한 모형이 2021년 우울증 의심 여부를 가장 잘 예측하는 것으로 나타났으며 표본 수를 조정된 후에는 2018-19년 자료를 활용하여 구축한 모형이 가장 우수한 것으로 나타났다. 이외에도 SMOTE를 활용하는 경우 그렇지 않은 경우보다 ROC, 정확도, 민감도는 떨어지지만, 특이도는 향상되는 것으로 나타났다. 이는 본 연구에서 활용된 우울증 의심 여부와 같이 비대칭 데이터를 활용하여 예측모형을 구축하는 경우 SMOTE를 활용하는 것이 유용할 수 있음을 시사한다.

본 연구는 코로나19 전후로 우울증 의심 여부를 예측하는데 중요한 변수가 상이해졌음을 파악하였고 표본의 크기가 크더라도 예측 성능의 개선 정도는 크지 않으며 사회 전반에 영향을 미친 코로나19와 같은 사건이 발생한 후의 시점에서 개인의 우울증 의심 여부를 예측하는데 과거의 일상적 상황에서 수집된 자료가 일정 수준까지 활용될 수 있음을 확인하였다는 점에서 정책적 및 방법론적 측면에서의 의의가 있다. 그러나 본 연구의 결과는 우울증 의심 여부에 대하여 XGBoost 알고리즘을 활용하여 분석한 하나의 사례이다. 따라서 다양한 사례에 대하여 유사한 연구가 이뤄진다면 머신러닝 기법을 보다 효과적으로 활용하여 예측모형을 구축하는데 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 박세홍, 김창엽, & 신영전. (2009). 고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로. *비판사회정책*, (27), 79-120.
- 박재규, & 이정림. (2011). 한국 성인 남녀의 우울증 변화에 영향을 미치는 요인 분석. *보건과 사회과학*, 29(1), 99-128.
- 성준모. (2013). 우울에 영향을 미치는 가족 및 가구 경제 요인: 고정효과 모형을 적용한 패널 회귀분석. *사회과학연구*, 24(2), 207-228.
- 안정훈. (2012). 우울증, 자살 그리고 한국사회. *J Korean Med Assoc*, 55(4), 320-321.
- 이동훈, 김예진, 이덕희, 황희훈, 남슬기, & 김지윤. (2020). 코로나바이러스 (COVID-19) 감염에 대한 일반 대중의 두려움과 심리, 사회적 경험이 우울, 불안에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 32(4), 2119-2156.
- 한국보건사회연구원. (2021). 2021년 한국복지패널 조사·분석. 연구보고서 2021-18.
- 조성아 (2020). 코로나 우울. 건강보험심사평가원 HIRA ISSUE 2020-4(15).
- Bueno-Notivol, J., Gracia-Garcia, P., Olaya, B., Lasheras, I., Lopez-Anton, R., and Santabarbara, J. (2021). "Prevalence of depression during the COVID-19 outbreak: A meta-analysis of community-based studies". *International journal of clinical and health psychology*, 21(1), 100196.
- Choi, E., Lee, J., and Lee, S. A. (2022). "Validation of the Korean version of the obsession with COVID-19 scale and the Coronavirus anxiety scale". *Death Studies*, 46(3), 608-614.
- Fukase, Y., Ichikura, K., Murase, H., and Tagaya, H. (2021). "Depression, risk factors, and coping strategies in the context of social dislocations resulting from the second wave of COVID-19 in Japan". *BMC psychiatry*, 21(1), 1-9.
- Health, T. L. P. (2020). "Will the COVID-19 pandemic threaten the SDGs?." *The Lancet. Public Health*, 5(9): e460.
- Hyun, J., Kim, S., Kim, H., Choi, Y. J., Choi, Y. K., Lee, Y. R., ... and Sohn, S. (2021). "COVID-19 and risk factors of anxiety and depression in South Korea". *Psychiatry Investigation*, 18(9), 801.
- Jung, S. J., Yang, J. S., Jeon, Y. J., Kim, K., Yoon, J. H., Lori, C., ... and Kim, H. C. (2020). "The Impact of COVID-19 on Psychological Health in Korea: A Mental Health Survey in Community Prospective Cohort Data". Available at SSRN 3618193.
- Kim, S. W., Park, I. H., Kim, M., Park, A. L., Jhon, M., Kim, J. W., ... and Kim, J. M. (2021). "Risk and protective factors of depression in the general population during the COVID-19 epidemic in Korea". *BMC psychiatry*, 21(1), 1-8.

- Lee, H. S., Dean, D., Baxter, T., Griffith, T., & Park, S. (2021). Deterioration of mental health despite successful control of the COVID-19 pandemic in South Korea. *Psychiatry research*, 295, 113570.
- Lee, H., Choi, D., & Lee, J. J. (2022). Depression, anxiety, and stress in Korean general population during the COVID-19 pandemic. *Epidemiology and Health*, 44, e2022018.
- Oh, D. H., Kim, S. A., Lee, H. Y., Seo, J. Y., Choi, B. Y., & Nam, J. H. (2013). Prevalence and correlates of depressive symptoms in Korean adults: results of a 2009 Korean community health survey. *Journal of Korean medical science*, 28(1), 128-135.
- Ohayon, M. M., & Hong, S. C. (2006). Prevalence of major depressive disorder in the general population of South Korea. *Journal of psychiatric research*, 40(1), 30-36.
- Shin, C., Kim, Y., Park, S., Yoon, S., Ko, Y. H., Kim, Y. K., ... & Han, C. (2017). Prevalence and associated factors of depression in general population of Korea: results from the Korea National Health and Nutrition Examination Survey, 2014. *Journal of Korean medical science*, 32(11), 1861-1869.

별첨

<표 8> 모형별 예측력 비교

	Model 1-1 : 코로나19 이전			Model 1-2 : 코로나19 이후		
	Original	SMOTE		Original	SMOTE	
	Test	Evaluation	Test	Test	Evaluation	Test
ROC	0.8821	0.9812	0.8810	0.8901	0.9801	0.8862
Accuracy	0.8860	0.9346	0.8897	0.8870	0.9338	0.8836
Sensitivity	0.9737	0.9608	0.9714	0.9681	0.9587	0.9591
Specificity	0.3802	0.9078	0.4191	0.4124	0.9083	0.4418

주 : SMOTE를 활용하여 구축된 모형의 결과임

<표 9> Confusion Table

		Predict No	Predict Yes
Model 2-1 (100%)	Observed No	8469	292
	Observed Yes	912	692
Model 2-2 (100%)	Observed No	8511	250
	Observed Yes	926	678
Model 2-2 (50%)	Observed No	8511	250
	Observed Yes	944	660
Model 2-3 (100%)	Observed No	8485	276
	Observed Yes	926	678
Model 2-3 (50%)	Observed No	8482	279
	Observed Yes	917	687
Model 2-4 (100%)	Observed No	8482	279
	Observed Yes	917	687
Model 2-4 (33%)	Observed No	8433	328
	Observed Yes	888	716

주 : SMOTE를 활용하여 구축된 모형의 결과임

복지태도 유형화 및 응답 간 일관성 검토 연구

A Study on Classification of Welfare Attitude and Consistency In Responses

김재현(연세대학교 사회학과 박사과정)

본 연구는 복지태도를 유형화하고, 각 유형에 속할 인구-사회학적 요인을 파악한 뒤 증세에 관한 설문을 활용하여 응답 간 일관성을 확인하고자 한다. 구체적으로는 한국복지패널 부가조사(2019)의 설문인 개별 복지 영역에 관한 정부 지출 의견을 활용하여 잠재집단분석(Latent Class Analysis)하였고, 축소형, 확대형, 유보형, 취약층강화형의 특성을 가진 네 가지 집단을 도출하였다. 각 집단이 가진 인구-사회학적 요인을 알기 위해 다항 로지스틱 회귀분석(Multinomial Logistic Regression)을 하였고, 성별, 직업, 정치성향 변수가 유의미함을 알 수 있었다. 이어서 개별 복지 영역에 확대를 지지한다면 증세에도 찬성하는 것을 일관성 있는 응답이라는 전제를 두고, 사회복지 확대를 위한 증세에 관한 설문을 활용하여 응답 간 일관성 검토를 시도하였다. 잠재집단을 다항 로지스틱 회귀분석한 결과와는 다르게 나이, 교육, 혼인 변수가 유의미했고, 앞선 결과와 마찬가지로 정치성향은 유의미하였다. 자신의 정치성향을 보수나 진보라고 응답한 개인들은 복지 영역에 확대 혹은 축소와 증세 태도가 일치하여 다른 인구-사회학적 요인보다 일관성이 있음을 보여주었다. 또한, 도출된 잠재집단과 증세에 관한 응답을 다항 로지스틱 회귀분석한 결과, 축소형과 다른 집단을 비교했을 때 증세에 반대할 승산이 큰 결과를 보이는 등 대부분 일관성이 있는 응답임을 확인할 수 있었다.

1. 서론

가. 문제제기

1990년대 말 외환위기 이후 정부는 사회안전망 구축에 관한 노력으로 사회복지부문에 예산을 증가시켰다. 최근에는 각종 수당과 지원금으로 복지 제도의 대상이 꾸준히 늘어나게 되어 개인이 받는 혜택은 늘어나고, 새롭게 만들어지는 제도의 기대도 커지게 되었다.

복지 제도에 관한 인식도 변화하였다. 서울시 무상급식 논쟁과 아동수당, 청년수당, 장기요양보험 등으로 복지의 대상자가 한층 더 많아지고, 가족 중 누군가가 복지의 혜택을 받게 되면서 복지는 일상생활의 일부가 될 정도로 '제도화'되었다(여유진·김영순, 2015). 또한, 복지는 정부나 공공의 영역이 취약계층에게 베푸는 것으로 인식하여 개인을 수혜의 대상으로 보았지만, 최근 들어서는 모든 사람이 누릴 수 있는 당연한 권리로 옮겨가고 있다(연합뉴스, 2019). 이러한 배경에서 복지에 관한 개인들의 의견과 가치관은 복지국가의 지속가능성을 부여하고(신광영·조돈문·이성균, 2003), 사회보장재정 수준을 결정하는 등의 복지국가의 방향을 예상할 수 있다는 점에서(백정미·주은선·김은지, 2008) 중요성을 지니게 되었다.

최근 코로나19로 인한 재난지원금은 재원 마련과 출처, 지원 대상자 선정 등의 과정에서 논쟁을 만들었

다. ‘누가 내고?, 누가 받는가?’의 문제는 빈곤을 개선하는 방법으로 중산층 이상에게도 복지를 제공하는 보편주의보다 소수의 취약층에게 복지 예산을 집중하는 선별주의가 효과적일 것이라는 통념을 깨는 Korpi와 Palme의 ‘재분배의 역설’(Korpi and Palme, 1998)까지 거슬러 올라갈 수 있지만, 한국 사회에는 여전히 고민거리로 남아있다.

‘재분배의 역설’을 이해하기 위해서는 무엇보다 복지에 관한 개인들의 생각에 집중할 필요가 있다. 복지 재원의 배분 방식에서 보편주의를 선택하면 취약층이 받는 복지의 양이 줄어드는 것처럼 보일 수 있지만, 다수의 사람이 복지 정책의 대상자가 되기 때문에 정책의 지지도가 높아져 안정적인 재원 마련과 복지 예산의 증가가 가능해진다. 결국에는 취약층이 받는 복지의 양도 증가해 선별주의를 선택했을 때보다 빈곤이 완화되는 것이다. 이후 Korpi와 Palme의 논의를 비판적으로 계승한 연구에서는 빈곤의 감소를 위해서는 선별주의가 효과적이라는 주장이 제기되어(Brady and Amie, 2015) 복지 제도의 추진과 그에 따른 효과를 얻기 위해서는 개인들의 의견을 계속해서 살펴보는 것이 중요함을 알려준다. 다시 말해서 개인들이 가진 복지에 관한 가치관과 의견을 조사하는 것은 복지 정책의 수립뿐만 아니라 도입과 추진 등 전 과정에서 필요한 것이다.

특히 저출산과 고령화 현상이 가속화되는 시점에서 나이, 성, 소득 수준 등의 인구-사회학적 특성에 따른 이해는 복지와 관련한 갈등을 예방하기 위해 필수적으로 선행되어야 한다. 구체적으로는 인구 구성 비율에서 노인세대의 증가와 비노인세대의 축소는 고령층을 위한 복지 예산의 증가로 인해 비고령층과의 복지 배분의 갈등이 예상되기 때문이다(임유진, 2021). 또한, 고용과 정년연장, 연금, 주거 등 다양한 분야에서 세대 갈등의 문제도 겪고 있다(이선희·김미리·정순돌, 2016).

나. 복지태도

복지에 관한 개인들의 가치관과 의견은 여러 연구에서 복지의식(welfare consciousness) 혹은 복지태도(welfare attitude)라는 용어로 사용되었다. 복지 정책과 세금 사용 및 범위에 대한 사람들의 찬성과 반대, 선호나 비선호 등에서는 복지의식과 복지태도를 공통적으로 사용하였다. 다만 복지의식은 “복지 및 그와 관련된 사회 현상들에 대한 사람들의 마음의 내용”으로, 복지태도는 “복지의식에 기반을 둔 행동성향”이라는 차이가 있다(김영순·여유진, 2011).

복지의식이 가치와 신념체계를 말한다면, 복지태도는 행위의 지향을 내포하는 것이다(양종민, 2020). 본 연구에서는 개인들의 태도와 지향성에 주안점을 두고 있고, 인구-사회학적 요인별 특성에 집중하기 때문에 복지의식보다는 복지태도가 적절하다.

추상적인 복지태도를 정의하기 위해 국내외 많은 연구가 있었고, 공통적으로는 복지 대상 선정과 관련이 있는 재분배에 관한 의견, 복지를 위한 증세의 찬성과 반대, 정부의 사회보장 책임 범위, 개별 복지 영역에 대한 의견 등을 말하고 있으며(Taylor-Gooby, 1985; 류진석, 2004; 노대명·전지현, 2011) 여러 국가에서 패널 자료 등으로 조사되고 있다.

다. 한국의 복지태도 특징

일부 서구 사회의 복지태도는 비교적 예측이 가능하고 이론화 되어 있다는 특징이 있다. 다시 말해 고소득층보다는 저소득층이 복지 제도를 지지하고, 노인은 노인을 위한 복지의 확대를 희망하는 것처럼 복지태도가 구조화되어있는 것이다. 하지만 한국에서의 복지태도는 이와 다른 두 가지 특징이 있다. 첫째,

자기 이해관계론(self-interest)을 따르지 않는다는 것과 둘째, 응답 간 비일관성이 나타난다는 것이다. 이 현상은 일부 서구 사회에서도 나타나 이전부터 연구가 진행됐지만, 한국에서는 비교적 활발하게 논의되지 못하였다.

우선, 복지태도에 있어서 자기 이해관계는 복지 제도 이용자 혹은 이용할 가능성이 있는 개인이 그렇지 않은 경우보다 복지 제도에 긍정적 태도와 함께 정치적 행동이 따름을 가정한다(류만희·최영, 2009 주은선·백정미, 2007). 자기 이해관계는 나이, 성별 등 인구·사회학적 요인은 물론이고, 복지 재원을 마련하는 기여자(납세자, 중산층 이상)와 대상자(비납세자, 저소득자)의 입장도 포함하여(Hansenfeld and Rafferty, 1989; Cook and Barrett, 1992 주은선·백정미, 2007) 저소득자는 고소득자보다 복지 제도의 확대를 지지할 가능성이 있음을 의미한다.

하지만 한국에서 수행된 복지태도 연구에서는 나이, 성별, 소득과 자산, 정치, 교육 변수에서 일치한 해석보다는 상호 배타적인 결과를 보여주어 복지태도를 구조화하지 못하였다. 예를 들어 나이가 많을수록 경제적 능력이 줄어들어 노인은 복지의 확대를 지지할 것이라 예상할 수 있지만, 한국에서는 고령층이 젊은 사람들보다 복지확대나 증세에 관해 부정적이라는 연구 결과와 젊은 층에서 복지 비용의 부정적 반응이 높다는 상반된 결과를 확인할 수 있다(김사현, 2015; 김교성·김운민, 2016).

성별에서도 여성이 남성보다 복지의 확대를 지지한다는 주장이 있고(류만희·최영, 2009) 남성과 고학력일수록 복지 예산의 증가를 찬성한다는 주장이 존재한다(김사현·홍경준, 2010). 비교적 최근 연구에서는 성별이 복지태도에 영향을 미치지 않거나(김수정·남찬섭, 2015), 남성이 복지의 확대를 더욱 지지한다는(김영순·여유진, 2011; 여유진·김영순, 2015; 김운태·유승호·이훈희, 2013) 결과도 나오고 있다.

무엇보다 저소득층은 복지의 확대를 반대하고, 고소득층이 복지의 확대와 증세를 더 지지하는 경향이 있다는 결과는(김상균·정원오, 1995; 김영란, 1995; 김영순·여유진, 2011) 자기 이해관계의 관점과 상반되어 흥미로운 결과라 할 수 있다.

소득 지위나 자산이 복지태도 결정에 영향을 미치지 않는다는 연구 결과도 다수 있다(백정미·주은선·김은지, 2008; 김영순·여유진, 2011; 류만희·최영, 2009; 조정인, 2012). 하지만 이후에 나온 연구들은 소득 지위나 자산이 복지태도와 관련이 있음을 보여준다(김운태 외, 2013; 이현주·강상경·김수완·이선우·전지현, 2013). 구체적으로는 저소득층이 중간층이나 고소득층보다 복지의 확대와 증세를 더 찬성하고, 중간층은 복지의 확대를 지지하지만, 증세에는 소극적이라는 결과가 나오기도 하였다(김영순·여유진, 2015). 비슷한 맥락에서 소득이나 재산이 적은 사람들이 복지의 확대나 증세를 더 찬성한다고 주장하는 연구도 있다(김신영, 2010; 김운태 외, 2013).

복지태도가 자기 이해관계론을 반영하지 않고 연구마다 다른 결과를 제시하는 이유는 한국의 복지 제도가 안정성과 영향력이 부족하다는 관점으로 설명할 수 있다. 서구의 경우에는 국가가 복지 영역이 필요한 곳에서 역할을 할 수 있었지만, 한국은 복지 제도가 도입된 지 길지 않아 가족이나 다른 수단들이 국가를 대신해 왔다. 자연스럽게 한국에서는 정부와 공공이 주도하는 복지의 영향력이 작아 개인은 각자의 소득과 직업, 처한 상황을 복지태도로 연결할 수 없었던 것이다(홍경준·김사현, 2018).

다음으로 복지의 확대는 찬성해도 그에 따른 증세는 반대한다고 응답한 비일관성의 문제를 지적할 수 있다(최균·류진석, 2000; 이성균, 2002; 백정미·주은선·김은지, 2008; 김영순·여유진, 2011). 복지의 확대는 증세가 뒷받침되어야 가능한 것이지만, 복지태도를 다룬 데이터와 연구에서는 상호모순적인 응답을 발견한다. 이는 서구 사회도 마찬가지인데 특히 미국의 경우 개인들은 사회보장이나 국방과 같은 많은 재정이

들어가는 제도는 찬성하지만, 해당 제도를 유지할 수 있는 증세는 지지하지 않는 모습이 있다(Tuxhorn and D'attoma and Steinmo, 2021).

복지의 확대를 지지하지만, 세금의 인상은 반대하는 비일관적 응답에 관한 이유와 근거는 명확하지 않다. 일부 연구는 개인들이 세금을 인상하지 않은 채 복지 혜택의 증가를 원한다고 주장한다. 또한, 이러한 유형은 자금 조달에 참여하고 싶지 않은 사람과 저소득층과 같이 경제적 어려움으로 인해 세금의 부담을 지고 싶지 않은 경우로 구분이 가능하다(Edlund, 2012).

복지의 확대는 증세를 수반한다는 제도상의 구조를 알지 못한 개인들이 비일관적 응답을 했다는 관점도 있다(Tuxhorn et al, 2021). 이와 비슷한 맥락에서 조세 정책과 사회적 지출을 다룬 연구에서는 납세자의 태도는 세금에 관한 지식에 기초하고 있지 않음을 받아들여야 하고, 더 나아가 개인들은 세금에 대해 잘못된 정보를 가지고 있어 혼란스러워한다는 사실을 지적한다(Edlund, 2012).

한국에서는 개인들이 복지 확대와 증세의 관계를 이해하지 못해 비일관성이 나타난다는 관점이 설득력을 가지고 있다. 비일관성은 개인들의 인식(awareness)의 차이에서 기인한 것으로 복지 정책의 목표, 설계나 추진은 일정한 이해를 요구한다. 그러나 한국의 길지 않은 복지 제도와 관련한 논의는 왜곡된 선입견이 남아있을 가능성과 복지에 관한 이해의 차이가 있어 개인 간 선호와 가치관의 격차가 있을 수 있기 때문이다(노법래, 2014).

한편으로는 복지태도 응답에서 비일관성이 나타나는 이유는 설문조사의 특성상 개인들에게 정부 예산에 대한 구체적 정보를 제공하는 것이 어렵기 때문일 수 있다(Tuxhorn et al, 2021). 한국복지패널 설문지의 경우 정부 지출의 확대는 세금의 증가를 초래한다는 문구를 적어 복지의 확대와 세금의 관계를 상기시키는 '가격 효과(price effect)'의 존재를 적절하게 지적하고(Citrin, 1979) 개인들이 증세의 부담을 과소평가하지 못하게 했지만(Heinemann and Hennighausen, 2012) 정부 지출에 대한 정보를 제공하지 않아 문항이 비합리적일 수 있다는 한계를 지니고 있다. 이러한 상황은 비일관성이 응답자보다 설문지가 가진 특성에서 나올 수 있다는 것을 암시한다(Bonica, 2015).

또한, 심리학이나 인지 과학적으로 봤을 때 인간의 선택은 상황에 따라 달라져서 비일관성이 나타날 수 있고(Andrighetto, Aron, Stefania, Nan Zhang, and Sven Steinmo, 2017) 개인들은 고정되거나 절대적인 선호도가 존재하기보다는 여러 선택 가능한 맥락에서 선호도를 결정한다(Clemens, 2005). 특히 복지 확대와 증세에 관한 응답에서는 자신의 결정이 예산의 다른 부분에 미치는 영향에 대한 정보가 충분하지 않기에 일관적인 태도와 응답을 기대하기는 어렵다(Tuxhorn et al, 2021).

라. 연구 목적

복지의 확대와 증세에 관한 의견에서 비일관성이 나타나는 원인은 증세 없는 복지 확대를 원하는 것일까? 아니면 복지 확대와 세금의 관계에 인식이 부족한 결과일까?(Tuxhorn et al, 2021) 이 부분에 관한 명확한 구분을 하는 건 쉽지 않다. 다만 한 개인의 응답일지라도 응답 간에는 모순적인 특성이 있음을 인정하고, 인구-사회학적 요인에서 나타나는 일관성과 비일관성의 특징을 찾아내고 설명하는 방법을 도입하는 것이 복지태도 연구가 추구해야 할 방향일 것이다.

이를 종합했을 때 본 연구에서는 한국의 복지태도는 종교, 이데올로기처럼 기본적인 보편적인 가치관과는 달리, 서구 사회와 비교했을 때 상황과 이슈에 더욱 의존적인 '상황적 가치관'이기 때문에 본질적으로 안정적이지 않다는 주장에 주안점을 둔다(조남경, 2013). 즉, 개인은 자신의 사회경제적 위치에 근거하

여 복지태도를 결정할 수도, 그렇지 않을 수도 있다. 그리고 개인마다 복지 정책과 조세에 관한 이해 수준이 달라 응답 간 상호모순적인 비밀관성이 나타나는 것도 또 다른 현상으로 보아야 할 것이다.

본 연구는 개별 복지 영역과 관련한 응답들의 관계를 통해 집단을 구분한 뒤, 응답자가 각 집단에 속할 확률을 중심으로 복지태도의 특성을 규명하고자 한다. 이는 조사자료가 가진 특성과 그 관계에 입각하여 복지태도를 설명하는 귀납적 방법으로, 가설을 먼저 제안하고 복지태도와 인구-사회학적 요인의 구조화된 관계를 파악하려 했던 연역적 접근방식과는 차이가 있는 방법이다(김사현·홍경준, 2010).

그리고 복지태도에 관한 집단의 특성과 증세 의견을 비교하여 응답 간 일관성이 있는지 검토하여 인구-사회학적 요인에서 일관성이 나타나는 영역과 그렇지 않은 부분을 파악한 뒤 심층적인 복지태도를 이해하고자 한다.

2. 이론적 배경

가. 선행 연구

복지태도를 다룬 선행 연구는 주로 복지태도를 종속변수로 설정하여 상관관계가 있는 요인을 찾는다(배화숙, 2021; 329 이민호, 2021; 안상훈·김영미·김수완, 2021; 이상은·전세나, 2020; 이옥자·차재권, 2018; 홍경준·김사현, 2018; 손병돈, 2016; 배진희·이중섭, 2014; 장동호, 2011). 이때 개인의 복지태도를 결정하는 요인은 크게 세 가지로 분류할 수 있다(홍경준·김사현, 2018). 첫째, 주로 개인의 소득이나 직종으로 대표되는 사회경제적 지위이다. 둘째, 복지 제도의 중요한 자격 기준인 나이, 성별과 사회적 평등과 관용적 태도와 관련되는 교육수준이 복지태도를 결정한다고 본다. 셋째, 이타주의, 정치 성향과 같은 개인의 가치관이 복지태도를 결정한다고 본다.

또한, 대부분의 연구는 복지태도를 파악하기 위해서 특정 정책에 관한 의견을 묻는 문항을 사용했다(안상훈 외, 2021). 이어서 한국 사회에서의 소득과 재산의 평등 정도와 관련된 의견을 묻거나(안상훈, 2000; 2020; 주은선·백정미, 2007; 김은지·안상훈, 2010; 김영순·여유진, 2011; 김수완·김상진·강순화, 2014; 여유진·김영순, 2015; 이상록·이순아·김형관, 2017), 정부의 복지 범위와 책임성(이성균, 2002; 김은지·안상훈, 2010), 복지 예산에 관한 의견(주은선·백정미, 2007; 김영순·여유진, 2011; 김희자, 2013; 이상록·김형관, 2013; 여유진·김영순, 2015; 최영준·이승준, 2015; 이흥기·박영준, 2015; 홍경준·김사현, 2018; 이상은·김희찬, 2019), 증세에 관한 의견(김영순·여유진, 2011; 여유진·김영순, 2015; 이상록·김형관, 2013; 이상록·이순아·김형관, 2017; 이흥기·박영준, 2015; 홍경준·김사현, 2018) 복지대상의 범위(안상훈, 2009; 김희자, 2013; 이상록·김형관, 2013; 이상록·이순아·김형관, 2017; 김수완·김상진·강순화, 2014; 이흥기·박영준, 2015) 등에 대한 문항을 이용했다.

측정방법은 위에 언급한 여러 문항의 응답 값을 합산 혹은 평균을 이용하거나(김영순·여유진, 2011, 김희자, 2013; 이상록·김형관, 2013; 여유진·김영순, 2015; 최영준·이승준, 2015), 단일문항만을 사용한 경우도 있다(안상훈, 2000; 2009; 2020; 이상록·이순아·김형관, 2017; 김수완·김상진·강순화, 2014; 홍경준·김사현, 2018). 응답의 값을 잠재변수화 하거나(김은지·안상훈, 2010, 이흥기·박영준, 2015), 요인분석을 사용한 연구도 있다(이성균, 2002, 주은선·백정미, 2007; 김희자, 2013).

일부 연구에서 사용한 응답의 값을 합산하거나 평균을 이용하는 방법은 개별 응답을 통한 복지태도의

특성을 파악하지 못하게 해 적절한 방법이라 할 수 없다. 각 문항의 응답을 고려하는 방법을 이용해야 복합적이고 상충 되기까지 한 복지태도(배화숙, 2021)를 파악할 수 있어서 개별 복지 영역에 관한 응답들이 반영되는 방법을 시도하고자 한다.

나. 본 연구의 차별성

일군의 연구자들은 복지태도를 구조화되어있다고 판단하지 않는다. 이들은 복지태도를 인지적, 감정적, 행동적 요인을 포함하고 있는 다차원적 개념으로 보고, 응답 패턴을 기초로 유사한 특성을 지닌 개인들끼리 집단을 형성한 뒤 나온 결과를 분석하는 것을 추천한다(박미경·조민효, 2016).

이러한 관점을 지닌 박미경과 조민효의 연구에서는 복지의 대상을 보육, 노인, 장애인으로 구성하여 진행하였다. 보편주의와 선별주의에 관한 질문과 복지의 책임 주체, 증세의 찬반 의견을 묻고 이를 토대로 집단을 구성하여 인구-사회학적 특성을 밝힌다. 다만 복지의 대상을 보육, 노인, 장애인으로 한정했다는 점은 아쉬움으로 남는다. 앞서 언급하였듯이 복지의 확대와 함께 개별 복지에 관한 의견이 분화됐을 것으로 예상이 되어 좀 더 넓고 다양한 복지 영역을 다룰 필요성을 제기할 수 있다.

김사현과 홍경준의 연구는 한국의 복지태도가 서구 사회의 복지국가 이론으로 설명되지 않는 부분이 있음을 인정하고 한국 사회의 현실을 파악하려는 노력이 필요함을 주장한다. 더 나아가 이중적 혹은 비일관적 태도에도 경향성이 존재할 수 있으며 이를 바탕으로 특정 계층을 형성할 수 있다고 말한다(김사현·홍경준, 2010). 서울시 복지패널 자료를 활용하여 복지 급여의 기간, 정부가 최소한의 생활을 보장해야 하는지, 그리고 중산층도 복지 제도 안에 포함해야 하는지 등을 기초로 잠재집단을 구성한다. 서울시를 한정하여 조사하였다는 점과 개별 복지 영역을 다루지 않았다는 점에서 전국을 대상으로 하고, 구체적 복지 영역을 다룬 본 연구는 선행 연구와의 차별성을 갖는다.

기존의 연구를 이어받아 본 연구에서는 전국을 대상으로 하고, 다양한 복지 영역을 다루고자 한다. 구체적인 연구의 단계는 다음과 같다. 첫째, 복지 영역에 관한 응답을 종합하여 집단을 도출한다. 둘째, 집단이 가진 의견의 비율을 통하여 집단에게 특성을 부여하고, 각 집단에 들어갈 확률에 유의미한 영향을 주는 인구-사회학적 요인을 알아본다. 이로써 그간의 연구에서 특정 성별과, 나이대가 하나의 동일한 복지태도를 가지고 있다고 생각하여 도출했던 단편적인 상관관계의 한계를 극복할 수 있다. 다시 말해서 본 연구에서는 같은 성별이라도 속한 집단별(복지태도별) 다른 복지태도를 지니고 있다고 판단하고 그 특성이 무엇인지 규명하고자 한다. 연구의 단계 중 마지막은 복지태도 응답의 일관성을 검토할 수 있는 증세에 관한 질문을 활용하여 비일관성을 포함한 응답의 특성과 의미를 파악하고자 한다.

3. 연구설계

가. 분석자료

복지태도를 유형화하고 응답 간 일관성을 검토하기 위해 2006년부터 매년 시행되는 한국복지패널 자료를 활용한다. 한국복지패널은 본조사와 함께 부가조사를 실시하는데, 그중 하나인 복지인식설문은 2회차부터 3년 간격으로 조사되었다. 본 연구에서는 14회차인 2019년의 부가조사를 활용한다. 2019년 한국복지패널은 14,418명을 대상으로 응답을 완료하였고, 이중 복지인식조사를 위해 만19세 이상을 추출하여 2,027명

에게 응답을 받았다. 본 연구에서는 복지태도와 관련한 응답에서 결측치 및 이상치를 제거하고 1,939명의 응답을 이용하여 분석을 진행하였다.

나. 분석방법

본 연구는 복지태도를 유형화하기 위해 잠재계층분석(Latent Class Analysis, LCA)을 실시하였다. LCA는 두 개 이상의 범주형 지표들로 잠재집단을 구성하는데(muthen and muthen 2000, 이재열, 2005) 변수 자체보다 개인의 응답 패턴을 파악하여 비슷한 태도를 지닌 개인들끼리 집단으로 구성한 뒤 독립변수를 통해 집단의 귀속 상태를 설명하는 방법이다(김수정·남찬섭, 2015).

또한, 응답자들 간의 관계성을 강조하는 방법이라(강은나·이민홍, 2014) 여러 문항의 응답을 종속변수로 구성할 때 평균을 이용하거나 합산을 하여 발생하는 각 문항의 응답이 희석되는 문제를 극복할 수 있다.

집단을 유형화하는 방법으로 k-means 군집분석도 있다. 이 방법은 연구자가 이론과 데이터에 따라 군집의 수를 미리 결정해야 한다는 특성이 있다. 반면에 LCA는 집단의 수를 결정하는 모형검증치(model fit statistics)를 제공한다. 하나의 집단에서 시작하여 한 개씩 증가시켜 최적의 잠재집단을 찾는 최대우도추정(maximum likelihood estimation)을 활용해 통계적으로 유의미한 집단을 생성하기 때문에 복지태도 연구에 적절하다(김사현·홍경준, 2010, 박미경·조민효, 2016)

또한, LCA는 선형성(linearity), 자료의 정규성(normal distribution), 분산의 동질성(homogeneity of variances)과 같은 통계학적 가정을 하지 않는다. 이는 비일관성과 이중성을 지닌 복지태도에 적용하기에 알맞고 패턴을 찾아 집단을 구성하는 것에 적당한 방법이다(김사현·홍경준, 2010; 조지용·박태영, 2013).

LCA를 통해 나온 잠재집단을 바탕으로 개인이 각 집단에 속하는 요인을 살펴보기 위해 다항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 종속변수의 범주가 순서형이 아닐 때 활용할 수 있고, 인구·사회학적 요인과 집단의 귀속 확률과의 연관성을 살펴보는 데 유용하다(김수정·남찬섭, 2015)

다. 변수의 구성

종속변수를 구성하기 위해 개별 복지 영역에 대해 정부지출에 관한 설문을 이용하여 잠재집단을 구성한다. 설문지에서는 총 17개 영역을 묻지만, 국방, 치안, 문화와 예술 등 사회복지와 관련성이 적은 항목은 제외하여 8가지 영역의 응답만을 이용하였다.

질문은 각 영역을 위한 정부 지출이 늘기를 바라는지 혹은 줄어들기를 바라는지 묻는 것으로 5점 척도로 구성되어 있다. LCA 분석을 위해 1. 훨씬 더 많이 지출, 2. 좀 더 지출을 1로, 3. 현재 수준으로 지출, 4. 조금 덜 지출, 5. 훨씬 더 지출을 0으로 재코딩하였다.

<표 1> 종속변수 구성을 위한 개별 복지 영역과 척도

항목	척도
건강보험 및 보건 국민연금(기초연금) 교육 주거지원 빈곤층 생활지원 보인 생활지원 아이를 키우는 가족지원 실업대책 및 고용보험(실업급여)	1. 훨씬 더 많이 지출 2. 좀 더 지출 3. 현재 수준으로 지출 4. 조금 덜 지출 5. 훨씬 덜 지출

LCA 분석 후 도출된 잠재집단에 개인이 속할 확률을 알기 위해 인구-사회학적 요인을 독립변수로 투입하였다. 성별은 남성을 0, 여성을 1로 재코딩하였고, 혼인은 결혼의 경험과 상관없이 조사 당시 배우자의 유무로 재코딩하였다.

소득 자료는 한국복지패널이 제시한 균등화소득에 따른 가구구분을 활용하였다. 중위소득 60%이상을 0으로, 미만을 1로 재코딩하였다. 다만 중위소득 60%미만의 저소득층 가구를 전체 표본의 약 50% 할당하는 한국복지패널과는 다르게 복지인식 조사에서는 중위소득 60%미만인 개인이 적게 할당됐다는 점에서 소득 자료의 활용에는 한계가 있다.

나이는 고령층과 비고령층의 비교를 위해 40~50대를, 교육은 저학력과 고학력을 비교하기 위해 고등학교 졸업을 기준 변수로 설정하였다. 주된 경제활동 상태에서는 상용직 임금 근로자를 기준으로 하여 다른 직업 상태를 비교하였고, 정치 성향은 중도 성향을 기준 변수로 두었다.

<표 2> 독립변수의 기초통계

(단위 : %)

변수	비율	재코딩
성별	남성 : 44.77, 여성: 55.23	(0)남성: 44.77, (1)여성: 55.23
나이	20대 : 12.53, 30대: 13.51 40대 : 22.74, 50대: 23.21 60대 : 17.07, 70대 이상: 10.93	(1)20~30대: 26.04 (0)40~50대: 45.95 (2)60대 이상: 28.00
교육	무학: 1.96 초등학교: 9.39 중학교: 10.06 고등학교: 35.48 전문대학: 15.01 대학교: 24.70 대학원(석사): 2.99 대학원(박사): .041	(1)중학교 졸업 이하: 21.41 (0)고등학교 졸업: 35.48 (2)전문대학 졸업: 15.01 (3)대학교 이상: 28.10
혼인	유배우: 64.78 사별: 6.09 이혼: 5.42 별거: 0.62 미혼(18세이상,미혼모포함): 23.10	(0)유배우: 64.78 (1)사별, 이혼, 별거, 미혼 등: 35.23
주된 경제활동 상태	상용직 임금근로자: 29.19 임시직임금근로자: 16.04 일용직임금근로자: 4.38 자활근로, 공공근로, 노인일자리: 1.91	(0)상용직임금근로자: 29.19 (1)임시직임금근로자: 22.33 일용직임금근로자 자활, 공공 근로, 노인일자리

변수	비율	재코딩
	고용주: 2.63 자영업자: 9.49 무급가족종사자: 3.25 실업자(적극적 구직활동자): 1.44 비경제활동인구: 31.67	(2)고용주: 12.12 자영업자 (3)무급가족종사자: 36.36 실업자 비경제활동인구
정치성향	매우 진보적: 3.15 다소 진보적: 24.86 중도: 42.50 다소보수적: 18.15 매우 보수적: 3.30 선택할 수 없음: 8.05	(1)진보: 28.01 (0)중도: 42.50 (2)보수: 21.45 (3)선택할 수 없음: 8.05
소득 (균등화소득에 따른 가구구분)	중위소득 60%이상: 83.32 중위소득 60%미만(저소득): 15.68	(0)중위소득 60%이상: 83.32 (1)중위소득 60%미만(저소득): 15.68

4. 연구결과

가. 잠재집단분석 결과

잠재집단의 수를 결정하기 위한 모형검증치에서 주로 사용되는 지수는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등이다. 이들 지수는 숫자가 작을수록 모형이 자료의 분포와 비슷함을 의미하기 때문에 지수를 통해 적절한 모형의 개수를 알 수 있다.

본 연구에서는 응답을 기초로 집단을 형성하기 때문에 표본의 크기를 반영하지 않고 실제 자료의 분포 자체보다는 모형을 예측하는 것에 집중하는 AIC(백영민, 2019)보다는 표본의 크기를 반영하고, 실제 자료의 분포를 파악하는 BIC(나중화, 2017; 5~8) 혹은 AIC에서 표본의 크기를 반영하여 계산하는 CAIC를 이용하는 것이 적절하다(백영민, 2019).

<표 3> 잠재집단구분을 위한 기준값 설정

모형	aic	bic	caic	G2	X2	Npar
2 class	20793	20899	20949	1517	2025	19
3 class	20338	20500	20576	1043	1291	29
4 class	20083	20300	20403	768	766	39
5 class	20021	20294	20424	686	680	49
6 class	19992	20321	20477	637	604	59

개별 복지 영역에 관한 정부 지출 의견을 분석한 결과 BIC는 5개 집단을, CAIC는 4개 집단을 도출했다. CAIC의 4개 각 집단의 비율은 비교적 균등하게 나타나고 복지태도의 특성이 비교적 분명하게 나타난다는 점에서 본 연구에서는 CAIC의 4개 집단을 중심으로 분석하게 되었다. <표 4>는 도출된 집단의 비율과 집단 내 개인의 수를 보여준다.

<표 4> 잠재집단 구성 비율

모형	비율(%)	집단 내 개인의 수
1 class	31.51	611
2 class	25.68	498
3 class	24.14	468
4 class	18.67	362

반면에 BIC의 5개 집단의 특성을 살펴보면 CAIC의 결과와 유사한 부분이 있었지만, 다음과 같은 이유로 본 연구에서는 채택하지 않았다. 우선, 집단 비율의 균등성 문제이다. 점유하는 비율이 가장 낮은 집단은 8.41%(163명)로 국민연금과 건강보험의 확대에는 지지를 보이거나 적은 표본으로 인해 특정화할 수 있는 복지태도는 아니라고 판단했다. 또한, 다른 집단은 정부 지출에 관한 의견이 분화되어 복지태도의 특성을 부여할 수 없었다.

<표 5>는 집단별 개별 복지 영역에 대해 정부 지출을 확대 혹은 유지 및 감축하기를 원하는지에 관한 의견을 비율로 정리한 것이다. 집단1은 전반적으로 지출확대에 비율이 적어 복지지출축소형(축소형)으로 판단할 수 있다. 집단2는 정부 지출에 관한 의견이 혼재되어 있고 뚜렷한 의견을 발견할 수 없어서 복지 지출유보형(유보형)으로 볼 수 있다. 교육에서 가장 높은 비율로 지출의 확대를 희망하고, 노인 생활지원에 대해서는 유지 및 감축의 의견을 내는 것으로 볼 수 있지만 다른 집단에 비해 큰 특징이라 할 수는 없다. 집단3은 빈곤층, 노인, 장애인의 지출확대를 희망하고 있어서 취약층강화형이라 판단할 수 있다. 집단4는 집단1과는 반대로 모든 분야에서 정부 지출의 확대를 희망하고 있어서 복지지출확대형(확대형)으로 볼 수 있다.

<표 5> 잠재집단별 개별 복지태도 구성

(단위 : %)

변수	범주	집단1 복지지출축소형	집단2 복지지출유보형	집단3 취약층강화형	집단4 복지지출확대형
건강보험	지출확대	5.43	35.40	13.57	45.61
	유지 및 감축	48.84	19.23	31.16	0.77
국민연금(기초연금)	지출확대	2.58	30.76	16.84	49.83
	유지 및 감축	43.92	23.51	27.27	5.31
교육	지출확대	6.61	39.20	18.18	36.01
	유지 및 감축	50.82	15.20	28.75	5.22
주거지원	지출확대	9.09	34.79	18.30	37.82
	유지 및 감축	48.11	18.94	28.46	4.49
빈곤층 생활지원	지출확대	4.44	20.32	38.52	36.72
	유지 및 감축	57.24	30.78	10.46	1.51
노인 생활지원	지출확대	3.52	6.55	48.61	41.33
	유지 및 감축	52.24	39.86	6.01	1.89
장애인 생활지원	지출확대	7.57	15.92	43.43	33.08
	유지 및 감축	59.38	37.05	1.67	1.90
아이를 키우는 가족지원	지출확대	13.42	25.87	28.47	32.24
	유지 및 감축	52.27	25.47	19.16	3.10
실업대책 및 고용보험(실업급여)	지출확대	11.24	26.09	19.34	43.33
	유지 및 감축	42.14	25.47	26.65	5.74

이어서 <표 6>은 집단별로 성별과 나이와 학력 등의 인구-사회학적 비율을 나타낸다.

<표 6> 잠재집단별 인구사회학적 구성

(단위 : %)

	집단1 복지지출축소형 (축소형)	집단2 복지지출유보형 (유보형)	집단3 취약증강화형 (취약증강화형)	집단4 복지지출확대형 (확대형)
성별	남성: 30.18 여성: 32.59	남성: 23.04 여성: 27.82	남성: 25.92 여성: 22.69	남성: 20.85 여성: 16.90
나이	20대: 26.75 30대: 26.72 40대: 28.57 50대: 25.33 60대: 35.05 70대: 35.75 80대: 31.58	20대: 27.57 30대: 27.86 40대: 28.57 50대: 22.22 60대: 22.36 70대: 26.94 80대: 31.58	20대: 25.51 30대: 27.86 40대: 24.26 50대: 21.33 60대: 24.17 70대: 24.35 80대: 15.79	20대: 20.16 30대: 17.56 40대: 18.59 50대: 21.11 60대: 18.43 70대: 12.95 80대: 21.05
학력	무학: 36.84 초등학교: 33.52 중학교: 35.38 고등학교: 32.27 전문대학: 28.87 대학교: 29.65 대학원(석사): 29.31 대학원(박사): 25.00	무학: 23.68 초등학교: 24.73 중학교: 24.62 고등학교: 26.16 전문대학: 25.43 대학교: 26.10 대학원(석사): 24.14 대학원(박사): 37.50	무학: 21.05 초등학교: 25.82 중학교: 23.59 고등학교: 22.09 전문대학: 27.49 대학교: 25.05 대학원(석사): 22.41 대학원(박사): 25.00	무학: 18.42 초등학교: 15.93 중학교: 16.41 고등학교: 19.48 전문대학: 18.21 대학교: 19.21 대학원(석사): 24.14 대학원(박사): 12.50
계속				
혼인	유배우: 32.48 사별: 38.14 이혼: 28.57 별거: 25.00 미혼: 27.90	유배우: 24.92 사별: 27.12 이혼: 22.86 별거: 50.00 미혼: 27.46	유배우: 24.60 사별: 15.25 이혼: 23.81 별거: 16.67 미혼: 25.45	유배우: 17.99 사별: 19.49 이혼: 24.76 별거: 8.33 미혼: 19.20
소득*	저소득: 32.56 비저소득: 31.65	저소득: 27.52 비저소득: 25.88	저소득: 22.48 비저소득: 24.01	저소득: 17.44 비저소득: 18.46
직업	상용직근로자: 28.98 임시직근로자: 31.83 일용직근로자: 22.35 자활 및 공공근로,노인일자리: 45.95 고용주: 47.06 자영업자: 40.22 무급가족종사자: 34.92 실업자: 10.71 비경제활동인구: 30.78	상용직근로자: 24.73 임시직근로자: 24.12 일용직근로자: 31.76 자활 및 공공근로,노인일자리: 32.43 고용주: 23.53 자영업자: 25.00 무급가족종사자: 31.75 실업자: 35.71 비경제활동인구: 25.41	상용직근로자: 26.68 임시직근로자: 19.94 일용직근로자: 23.53 자활 및 공공근로,노인일자리: 10.81 고용주: 25.49 자영업자: 16.85 무급가족종사자: 22.22 실업자: 28.57 비경제활동인구: 26.87	상용직근로자: 19.61 임시직근로자: 24.12 일용직근로자: 22.35 자활 및 공공근로,노인일자리: 10.82 고용주: 3.92 자영업자: 17.93 무급가족종사자: 11.11 실업자: 25.00 비경제활동인구: 16.94
정치 성향	진보: 25.05 중도: 33.13 보수: 36.54 선택할 수 없음: 32.05	진보: 24.86 중도: 27.55 보수: 25.24 선택할 수 없음: 19.87	진보: 25.23 중도: 22.94 보수: 26.44 선택할 수 없음: 20.51	진보: 24.86 중도: 16.38 보수: 11.78 선택할 수 없음: 27.56

* 균등화소득에 따른 가구구분으로 중위소득 60% 이하는 저소득

나. 다항 로지스틱 회귀분석 결과

인구-사회학적 요인이 LCA 분석을 통해 나온 네 개의 집단에 속할 승산과 관계성을 살펴보고, 응답 간 일관성을 검토하기 위해 다항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. <표 7>은 인구-사회학적 요인이 각 집단에 속할 승산과 유의미성을 보여준다.

다항로지스틱 회귀분석 결과 성별, 직업, 정치성향을 주요한 변수로 판단할 수 있고, 그 외 나이, 교육, 혼인, 소득은 그렇지 않은 것으로 나타났다. 구체적으로 남성에 비해 여성은 축소형을 기준으로 취약강화형에는 약 $24\%=(\exp(-0.285)-1)\times 100$, 확대형에는 31% 속할 승산이 낮았다. 또한, 유보형을 기준으로 취약증강화형에는 29%, 확대형에는 36%정도 속할 승산이 낮다. 여성이 남성에 비해 정부 지출이 필요한 취약증강화형과 확대형에 속할 승산이 낮은 것으로 보아 정부 지출 확대에 회의적인 입장을 가졌다고 해석할 수 있다.

고용주와 자영업자는 상용직에 비해 축소형보다 취약증강화형에 속할 승산이 47% 낮았고, 확대형에 속할 승산은 41% 낮았다. 임시직은 상용직에 비해 취약증강화형보다 확대형에 들어갈 승산이 62% 높다. 이로써 직업 변수 중에 고용주와 자영업자는 정부 지출을 지지하지 않고, 임시직은 전반적인 복지에 관한 정부 지출을 지지하는 것으로 나타났다.

정치성향에 대해서는 중도적 입장에 비교해 진보는 축소형을 기준으로 취약증강화형에 속할 승산이 43%, 확대형에 속할 승산이 101% 높다. 그리고 유보형보다 확대형에 속할 승산이 67% 높은데, 자신을 진보 성향이라 응답한 개인들은 축소형과 유보형에 비해 취약증강화형과 확대형일 경향이 있으므로 복지의 지출 확대에 긍정적인 입장을 가지고 있다.

또한, 정치 성향을 선택할 수 없음이라 응답한 개인도 눈여겨볼 만하다. 축소형에 비해 확대형에 속할 승산이 72%, 유보형에 비해 확대형에 들어갈 승산이 144%, 취약증강화형에 비해 확대형에는 95% 속할 승산이 높았다. 이는 정치 성향을 '선택할 수 없다'라고 응답한 개인이 중도 성향과 비교했을 때 전반적으로 복지 확대를 지지하는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 보수 성향이라 응답한 개인은 중도 성향과 비교하여 축소형보다 확대형에 들어갈 승산이 33% 낮고, 취약증강화형보다 확대형에 속할 승산은 정도 38% 낮은 것으로 나타나서 진보는 복지의 확대를 지지하고 보수는 반대한다는 구조화된 복지태도를 확인할 수 있다.

<표 7> 잠재집단별 다항 로지스틱 회귀분석 결과

변수	축소형(1) VS						유보형(2) VS				취약증강화형(3) VS	
	유보형(2)		취약증강화형(3)		확대형(4)		취약증강화형(3)		확대형(4)		확대형(4)	
	coef	RRR	coef	RRR	coef	RRR	coef	RRR	coef	RRR	coef	RRR
성별(여성=1)	0.070	1.073	-0.285*	0.752	-0.383**	0.682	-0.356*	0.701	-0.453**	0.636	-0.0975	0.907
나이 (기준=40-50)												
20-30대	0.203	1.225	0.346	1.413	-0.010	0.990	0.143	1.154	-0.213	0.808	-0.356	0.701
60대 이상	-0.128	0.880	-0.0435	0.957	-0.113	0.893	0.0849	1.089	0.0150	1.015	-0.0699	0.933
교육 (기준:고등 졸)												
중학교 졸업	-0.058	0.944	0.141	1.151	-0.0850	0.918	0.198	1.219	-0.0272	0.973	-0.226	0.798
전문대 졸업	0.006	1.006	0.197	1.218	0.004	1.004	0.191	1.211	-0.002	0.998	-0.193	0.824
대학교 이상	-0.026	0.975	-0.009	0.991	-0.063	0.939	0.0164	1.017	-0.038	0.963	-0.054	0.947
혼인(무배우=1)	0.054	1.056	-0.130	0.878	0.0934	1.098	-0.184	0.832	0.0393	1.040	0.224	1.251
직업 (기준=상용직)												
임시직	0.029	1.030	-0.208	0.812	0.276	1.318	-0.237	0.789	0.247	1.281	0.485*	1.624
고용주 및 자영업	-0.248	0.780	-0.653**	0.520	-0.541*	0.582	-0.405	0.667	-0.293	0.746	0.112	1.118
비경제활동	0.051	1.052	0.0741	1.077	0.0273	1.028	0.0233	1.024	-0.024	0.977	-0.047	0.954
정치(기준:중도)												
진보	0.185	1.203	0.363*	1.438	0.702***	2.018	0.178	1.195	0.517**	1.678	0.339*	1.404
보수	-0.110	0.896	0.0781	1.081	-0.406*	0.666	0.188	1.207	-0.297	0.743	-0.485*	0.616
선택불가	-0.350	0.705	-0.127	0.880	0.543*	1.721	0.223	1.249	0.893***	2.442	0.670*	1.955
소득(저소득=1)	0.120	1.127	0.101	1.106	0.152	1.164	-0.019	0.981	0.0322	1.033	0.0509	1.052

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

다. 일관성 검토

일관성 검토는 동일한 설문지에 있는 ‘사회복지 확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다’는 질문을 이 용한다. 이 문항은 매우 동의한다부터 매우 반대한다로 5점 척도로 구성되어 있어서 잠재집단을 구성할 때 활용했던 개별 복지 영역에 관한 질문인 ‘복지 확대를 위한 증세’와 대응하면 일관성 검토가 가능하다. 개인이 복지의 확대를 지지하면 사회복지를 위한 증세도 지지할 것이고, 반대로 복지의 축소를 희망하면 증세도 반대할 것이기 때문이다.

또한, 개별 복지 영역에 관한 질문에서 복지 예산을 ‘훨씬 더 많이 지출’하는 경우 세금을 더 거둬야 한다는 조건을 붙였기 때문에 응답자는 복지의 확대는 증세와 연결된다는 것을 염두에 둘 수 있어서 일관성 검토에 적절한 질문이다.

일관성 검토는 도출된 잠재집단과 ‘복지 확대를 위한 증세 질문’을 교차분석한 후에 <표 7>처럼 인구-사회학적 요인을 독립변수로 두어 다항 로지스틱 회귀분석을 실시한다. 일관성 검토를 위해 ‘복지 확대를 위한 증세 질문’을 종속변수로 설정하고 잠재집단을 독립변수에 추가한다. 이렇게 함으로써 개별 복지에 관한 의견과 증세에 관한 응답이 일관성이 있는 경우와 그렇지 않을 경우를 확인할 수 있게 된다 (Tuxhorn et al, 2021).

<표 8> '복지 확대를 위한 증세 질문'과 잠재집단의 교차분석 결과

(단위 : %, 명)

범주	집단1 복지지출축소형	집단2 복지지출유보형	집단3 취약증강화형	집단4 복지지출확대형
1.동의	16.64(101)	28.17(171)	27.18(165)	28.01(170)
2.동의도 반대도 아님	35.08(241)	24.31(167)	25.18(173)	15.43(106)
3.반대한다.	41.71(269)	24.81(160)	20.16(130)	13.33(86)
총합	31.51(611)	25.68(498)	24.14(468)	18.67(362)

Pearson chi2(6) = 117.7429 Pr = 0.000

1=매우 동의한다, 동의한다 2=동의도 반대도 하지 않는다 3=반대한다, 매우 반대한다

잠재집단 결과와 '사회복지 확대를 위해서 세금을 더 거둬야 한다'라는 질문에 응답을 교차분석 한 결과 집단변수 간 분포의 차이가 유의한 것으로 나타났다. 응답 비율도 축소형에서는 증세에 동의하는 비율은 가장 낮았고, 증세에 반대하는 의견은 가장 많았다. 유보형에서는 세 의견 모두 고르게 나왔고, 취약증강화형에서는 증세에 동의하는 비율이 반대보다 높게 나타났지만 다른 집단에 비해 큰 차이는 아닌 것으로 나타났다. 마지막으로 확대형은 축소형과 반대로 증세에 동의하는 비율이 가장 높았고, 반대하는 비율은 가장 낮았다. 교차분석을 통해 집단별 특징에 따라 사회복지 확대를 위한 증세에 관한 의견은 일관성이 있는 것으로 확인이 되었다.

<표 9> '복지 확대를 위한 증세 질문' 다항 로지스틱 회귀분석 결과

변수	동의 VS 반대				동의도 반대도 아님 VS 반대	
	동의도 반대도 아님		반대		반대	
	coef	RRR	coef	RRR	coef	RRR
성별(여성=1)	0.207	1.230	0.0355	1.036	-0.171	0.843
나이(기준=40-50)						
20-30대	0.463**	1.589	0.369*	1.446	-0.0943	0.910
60대 이상	-0.0776	0.925	-0.0327	0.968	0.0449	1.046
교육(기준:고등학교 졸업)						
중학교 졸업	0.321	1.379	0.385	1.469	0.0634	1.065
전문대 졸업	-0.136	0.872	-0.00288	0.997	0.134	1.143
대학교 이상	-0.344*	0.709	-0.341*	0.711	0.00281	1.003
혼인(무배우=1)	-0.144	0.866	-0.539***	0.583	-0.395**	0.674
직업(기준=상용직)						
임시직	0.0502	1.051	0.313	1.367	0.263	1.300
고용주 및 자영업	0.0756	1.079	0.0260	1.026	-0.0496	0.952
비경제활동	0.0592	1.061	0.168	1.183	0.109	1.115
정치(기준:중도)						
진보	-0.337*	0.714	-0.249	0.780	0.0887	1.093
보수	-0.114	0.892	0.347*	1.415	0.462**	1.587
선택불가	0.553*	1.738	0.885***	2.424	0.333	1.395
소득(저소득=1)	0.0776	1.081	-0.0103	0.990	-0.0879	0.916
잠재집단(기준=축소형)						
복지지출유보형	-0.902***	0.406	-1.022***	0.360	-0.120	0.887
취약증강화형	-0.811***	0.444	-1.216***	0.296	-0.405**	0.667
복지지출확대형	-1.331***	0.264	-1.635***	0.195	-0.305	0.737

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

자세한 일관성 검토를 위해 다항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. <표 7>과는 다르게 나이, 교육, 혼인 변수가 유의미했고, 정치는 <표 9>에서도 중요한 변수로 나타났다. 우선, 나이 변수에서는 40-50대에 비해 20-30대는 사회복지 지출을 위한 증세에 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에는 58%, 반대에는 44% 속할 승산이 높았다. 이는 20-30대에게 30-40대에 비해 증세에는 부정적 의견을 보이는 것으로 판단할 수 있다.

또한, 고등학교 졸업에 비교했을 때 대학교 졸업 이상인 개인들은 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에 속할 승산이 29% 반대에 속할 승산은 28% 낮았다. 교육 수준이 높을수록 증세에는 찬성하는 것으로 해석할 수 있다. 혼인에 경우에는 배우자가 있는 유배우자를 기준으로 배우자가 없는 개인들은 동의보다 반대에 속할 승산인 41% 낮았다. 무배우자가 배우자가 있는 개인들보다 증세에 찬성할 경향이 있음을 말해준다.

정치는 중도에 비해 진보가 동의보다 동의도 반대도 아님에 속할 승산이 28% 낮다. 보수는 동의보다 반대에 속할 승산이 41%, 동의도 반대도 아님을 기준으로 반대에 속할 승산이 58% 높다. 자신의 정치 성향을 진보 혹은 보수라 응답한 개인들은 <표 7>과 마찬가지로 증세를 지지하거나 반대하여 일관성있는 응답이라 판단할 수 있다.

반면에 선택불가는 <표 7>에서 진보 성향과 유사한 태도를 보였지만, 증세에 관한 의견을 묻는 질문에는 상반된 태도를 보였다. 구체적으로 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에 속할 승산은 73%, 반대에는 142% 높아 증세를 지지하기보다는 회의적인 태도를 보여 일관성이 있는 응답은 아닌 것으로 나타났다.

마지막으로 잠재집단의 경우 복지지출확대형에는 증세에 찬성하는 의견이 많아야 일관성이 있는 응답이라 할 수 있고, 반대로 복지지출축소형은 증세에 반대해야 일관성이 있는 응답으로 예상할 수 있다. 구체적 결과는 다음과 같다. 축소형과 비교했을 때 확대형은 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에 속할 승산은 73%, 반대에는 80% 낮아 일관성이 있는 응답인 것을 확인할 수 있다.

다른 집단도 마찬가지로 축소형보다는 증세를 지지하는 입장을 가졌다고 판단할 수 있다. 축소형과 비교했을 때 유보형은 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에 속할 승산은 59%, 반대에는 64% 낮고 취약층 강화형도 동의를 기준으로 동의도 반대도 아님에 속할 승산은 55%, 반대에는 70% 낮아 일관성을 확인하였다. 축소형에 비해 다른 집단이 증세에 긍정적인 태도를 보임으로써 일관성을 확인할 수 있다.

결론적으로 인구-사회학적 요인에서는 정치 성향에서만 일관성이 있는 응답을 했다고 판단할 수 있다. 다만, <표 7>과 <표 9>에서 각각 나타난 유의미한 요인끼리 일관성을 확인할 수는 없었다고 해서 그 원인을 복지 제도와 세금과의 관계를 모르는 개인의 탓으로 돌리는 것은 적절하지 않을 것이다.

오히려 일관성 검토를 통해 개별 복지 영역에 관한 의견과 증세의 태도는 분리될 수 있는 것으로 확인할 수 있다. 즉, 도출된 연구 결과는 복지의 확대와 증세 태도는 일관성이 있을 수도 그렇지 않을 수도 있음을 보여주어 복지태도가 복합성 지니고 있음을 알려주기 때문이다.

5. 결론

복지태도를 유형화하고 일관성 검토를 한 본 연구는 응답들의 관계에 기초하여 집단을 형성하고 각 집단에 속할 가능성이 있는 인구-사회학적 요인을 찾았다는 점에서 귀납적 접근방법이라 할 수 있다. 이러한 점은 기존의 복지태도 연구가 구조화된 관계를 규명하거나 단편적인 특성을 찾으려 했던 시도와는 차

별화된 부분이고, 복지태도 연구에서 지향해야 할 방법일 것이다. 또한, 비일관적 응답의 원인을 개인 인식의 차이라고 설명한 기존 연구와는 다르게 복지의 확대는 지지하지만, 증세에는 참여하기를 원하지 않는 것도 하나의 특성으로 판단하여 다양한 복지태도를 보여준 것도 본 연구가 가진 특이점이다.

다만, 조사 대상의 대표성의 한계를 지적할 수 있다. 우선, 한국복지패널의 본래 의도와는 다르게 복지 인식조사에서는 균등화 소득에 따른 저소득층이 적게 배정되어 소득과 자산에 따른 복지태도의 특성을 확인하기 어렵다. 그리고 최근 들어 집값 상승과 함께 복지태도에서 집의 등기상 점유형태를 말하는 주거지위가 중요한 변수로 거론되고 있다(안상훈 외, 2021). 하지만 한국복지패널의 주거지위는 균등하지 않다는 한계를 지니고 있다. 결국, 소득과 자산, 주거지위 변수가 대표성을 지니게 배정된다면 본 연구 결과보다 좀 더 심층적인 연구 결과가 도출될 것으로 예상된다.

참고문헌

- 강은나·이민홍. 2014. “시설거주노인의 사회적 네트워크 유형에 관한 탐색적 연구: 노인요양시설 외부 관계자원을 중심으로”. 『보건사회연구』, 34(2), 133-160.
- 김교성·김윤민. 2016. “복지태도의 이중성”. 『한국사회복지학』, 68(2), 27-51.
- 김사현. (2015). “한국인의 복지태도 불일치에 대한 탐색적 연구: 복지지출과 증세에 대한 태도불일치를 중심으로”. 『사회과학연구』, 41(1), 27-57.
- 김사현·홍경준. (2010). “잠재집단분석방법을 통한 서울시민의 복지태도 연구”. 『사회복지정책』, 37(2), 95-121.
- 김상균·정원오. 1995. “90년대 한국인의 복지의식에 관한 연구”. 『한국사회복지학』, 25(-), 1-33.
- 김수완·김상진·강순화. 2014. “한국인의 복지정책 선호에 관한 연구: 성장과 분배, 선별과 보편을 중심으로”. 『사회보장연구』, 30(2), 67-90.
- 김수정·남찬섭. 2015. “"서민"은 복지확대를 지지하는가?: 비계급성과 비일관성 명제를 넘어서”. 『사회복지연구』, 46(4), 351-374.
- 김신영. 2010. “한국인의 복지의식 결정요인 연구: 국가의 공적책임에 대한 태도를 중심으로”. 『조사연구』, 11(1), 87-105.
- 김영란. 1995. “이데올로기와 복지태도”. 『사회와문화』, 9(1), 229-249.
- 김영순·여유진. 2011. “한국인의 복지태도”. 『경제와사회』, -(91), 211-240.
- 김윤태·유승호·이훈희. 2013. “한국의 복지태도의 정치적 역동성”. 『한국학연구』, 45(-), 183-212.
- 김은지·안상훈. 2010. “한국 복지정치의 젠더메커니즘: 태도의 성별차이와 복지지위 매개효과를 중심으로”. 『사회복지연구』, 41(2), 309-334.
- 김희자. 2013. “계급, 계층이 복지정책에 대한 태도에 미치는 영향과 교육변인의 조절효과 연구”. 『한국사회정책』, 20(2), 35-68.
- 나중화. 2017. 『R 응용 회귀분석』. 경기도. 자유아카데미.
- 노법래. 2014. “한국 사회의 시기 및 계층간 복지국가 지지 변동에 관한 중단연구”. 『행정논총』, 52(4), 139-164.
- 류만희·최영. 2009. “복지정책에 대한 지지도 연구”. 『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”. 『한국사회와행정연구』, 26(4), 137-164.
- 배진희·이중섭. 2014. “지역의 정치·사회·경제적 특성이 복지의식에 미치는 영향”. 『한국지역사회복지학』,

0(49), 233-250.

백영민. 2019. 『R 기반 제한적 종속변수 대상 회귀모형』. 서울. 한나레아카데미.

백정미 · 주은선 · 김은지. 2008. “복지인식 구조의 국가간 비교 -사민주의, 자유주의, 보수주의 복지국가와 한국”. 『사회복지연구』, 37(-), 319-344.

손병돈. 2016. “집단간 복지태도의 차이 결정요인: 복지확대 및 증세에 대한 찬성·반대를 중심으로”. 『보건사회연구』, 36(4), 5-34.

신광영 · 조돈문 · 이성균. 2003. 『경제위기와 한국인의 복지인식』. 서울. 집문당.

안상훈. 2000. “복지정책의 메커니즘과 비계급적 균열구조”. 『사회복지연구』, 16(1), 87-115.

안상훈. 2009. “한국의 친복지태도 결정요인과 그 경로구조에 관한 탐색적 연구”. 『한국사회정책』, 16(1), 163-192.

안상훈. 2020. “북한이탈주민과 남한주민의 복지태도 차이에 관한 다집단경로분석 연구”. 『한국사회정책』, 27(1), 65-87.

안상훈 · 김영미 · 김수완. 2021. “한국인의 복지태도: 균열구조의 형성과 변화”. 『보건사회연구』, 41(1), 42-60.

양종민. 2020. “한국 사회의 복지태도에 대한 연구 : 정부의 책임성, 증세, 조세시스템에 대한 태도를 중심으로”. 『비판사회정책』, -(68), 79-112.

여유진 · 김영순. 2015. “한국의 중간층은 어떤 복지국가를 원하는가? 중간층의 복지태도와 복지국가 전망에의 함의”. 『한국정치학회보』, 49(4), 335-362.

연합뉴스. 2019.09.05. “서울시 “복지, 모든 시민의 권리”...복지기준 2.0 발표”.

이민호. 2021. “한국 복지태도 변화에 관한 연구: 복지태도 결정요인을 중심으로”. 『한국사회정책』, 28(1), 103-131.

이상은 · 김희찬. 2019. “한국인 복지인식의 변화와 국제비교 - 수평적 재분배와 수직적 재분배에 대한 지지의 계층 간 차이”. 『비판사회정책』, -(62), 213-250.

이상록 · 김형관. 2013. “한국사회에서의 세대와 복지태도”. 『사회과학연구』, 29(3), 433-458.

이상록 · 이순아 · 김형관. 2017. “한국사회 복지태도 변화의 역동성: 개인 복지태도 변화에 대한 종단자료 분석”. 『사회복지연구』, 48(4), 59-89.

이상은 · 전세나. 2020. “한국의 주관적 위험분포와 재분배정책 지지도”. 『사회보장연구』, 36(3), 107-134.

이선희 · 김미리 · 정순돌. 2019. “청년세대의 연령주의 유형화 및 연령주의 유형과 세대갈등 · 노인복지정책 인식의 관계”. 『한국노년학』, 39(4), 825-846.

이성균. 2002. “한국사회 복지인식의 특성과 결정요인”. 『한국사회학』, 36(2), 205-228.

이옥자 · 차재권. 2018. “권역별 복지인식의 영향 요인에 관한 연구”. 『동북아문화연구』, 1(55), 239-257.

이재열. (2005). 『사회과학의 고급계량분석』. 서울. 서울대학교 출판부.

이현주 · 강상경 · 김수완 · 이선우 · 전지현. 2013. 『근로 및 사회정책에 대한 국민의식 분석』. 서울. 한국보건사

회연구원.

- 이흥기·박영준. 2015. “가구의 경제적 수준이 복지인식에 미치는 영향”. 『비판과 대안을 위한 사회복지학회 학술대회 발표논문집』, (6), 97-97.
- 임유진. 2021. “복지와 세대 갈등의 상관성에 관한 비판적 검토”. 『대한정치학회보』, 29(2), 53-73.
- 장동호. 2011. “거주지역의 경제적 특성에 따른 대중의 불평등 인식수준과 빈곤관의 차이 분석”. 『한국지역사회복지학』, 0(37), 259-284.
- 조남경. 2013. “사회복지의 문화적 토대, 복지태도, 그리고 문화적 문맥”. 『비판사회정책』, -(39), 235-273.
- 조정인. 2012. “공리주의적 자기이해관계변인과 상징적 정치변인이 유권자들의 복지정책 선호에 끼치는 영향에 대한 경험적 연구”. 『정치정보연구』, 15(2), 153-174.
- 조지용·박태영. 2013. “잠재집단분석을 이용한 퇴직자의 사회적 관계유형 변화에 관한 종단적 연구”. 『한국가족복지학』, 18(4), 599-623.
- 주은선·백정미. 2007. “한국의 복지인식 지형 -계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로”. 『사회복지연구』, 34(-), 203-225.
- 최균·류진석. 2000. “복지의식의 경향과 특징”. 『사회복지연구』, 16(1), 223-254.
- 홍경준·김사현. 2018. “노동대중의 균열; 위험지위와 복지태도를 중심으로”. 『사회복지정책』, 45(2), 67-94.
- Andrighetto, Giulia, Aron Szekely, Stefania Ottone, Nan Zhang, and Sven Steinmo. 2017. “Context and Preferences Shape Cooperative Decision-Making”, *Cognitive Sciences*. Unpublished manuscript.
- Bonica, Adam. 2015. “Measuring Public Spending Preferences Using an Interactive Budgeting Questionnaire.” *Research & Politics* 2 (2): 1 - 9.
- Brady David and Bostic Amie. (2015). “Paradoxes of Social Policy: Welfare Transfers, Relative Poverty, and Redistribution Preferences”. *American sociological review*, 80(2), 268-298.
- Citrin Jack. (1979). “Do People Want Something for Nothing: Public Opinion on Taxes and Government Spending”. *National tax journal*, 32(-), 113.
- Clemens, Elisabeth S. 2005. “Afterward: The Logics of History? Agency, Multiplicity, and Incoherence in the Explanation of Change”. Durham, NC: Duke University Press. 493-550.
- Cook, F., and Barrett, E., 1992, “Beliefs about recipients deservingness and program effectiveness as explanations of support”. New York: Columbia University Press. 95-145.
- Edlund J. (2003). “Attitudes towards Taxation: Ignorant and Incoherent?”. *Scandinavian Political Studies*, 26(2), 145-168.
- Edlund J and Ingemar Johansson Sevä. 2013. “Exploring the ‘Something for Nothing’ Syndrome: Confused Citizens or Free Riders? Evidence from Sweden”. *Scandinavian Political Studies*, 36(4).
- Hasenfeld, Y., and Rafferty, J., 1989, “The determinants of public attitudes toward the welfare state”, *Social Forces*, 67(4): 1027-1048.

- Heinemann, F., and Hennighausen, T. 2012. "Understanding Public Debt Preferences". *FinanzArchiv/ Public Finance Analysis*, 68(4), 406 - 430.
- Korpi W, and Palme J. 1998. "The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries". *American sociological review*, 63(5), 661-687.
- Muthen B, and Muthen L K. 2000. "Integrating Person-Centered and Variable-Centered Analyses: Growth Mixture Modeling With Latent Trajectory Classes Alcoholism". *Clinical and Experimental Research*, 24(6), 882-891.
- Peter Taylor-Gooby. 1985. "Attitudes to Welfare". *Journal of social policy*, 14(1), 73-81.
- Tuxhorn Kim Lee, D'Attoma John, and Steinmo Sven. 2021. "Do Citizens Want Something for Nothing? Mass Attitudes and the Federal Budget". *POLITICS AND POLICY*, 49(3), 566-593.

차별적 구조의 빈곤 원인 인식:

정치적 이념과 정부 지출 지지 사이의 도식적 차이

Structural heterogeneity in belief about poverty: schematic differences between political ideology and support for governmental spending

김일송(고려대학교 사회학과 석사과정)

빈곤 원인 인식에 관한 지금까지의 국내 연구들은 ‘개인책임론-사회구조책임론’의 이원대립적 양상의 인식 유형이라는 제한적인 틀 내에서 이루어져왔다. 그러나 국외에서의 연구들은 다양한 인식 유형에 대한 경험적 증거들과 함께, 문화 도식 접근이라는 발전된 이론적 관점을 기반으로 이원대립적 분석틀의 한계를 지적하고 있다. 이와 같은 배경에서 이 연구는 인구 집단 내에 존재하는 차별적인 양상의 빈곤 원인 인식 유형을 구체화하고, 이를 기반으로 하여 보편적으로 이해되는 이념-빈곤인식-복지태도의 경로 모형이 일반적인 이론적 논의에서와 같이 단선적으로 이루어지지 않는다는 것을 주장한다. 연구방법론으로는 빈곤 원인 인식 유형 분석을 위해 관계계층분석(relational class analysis), 인식 유형과 정치이념 성향과의 관계 분석을 위해 서열 로그선형 모형, 이념에서 빈곤 인식, 복지태도로 이어지는 경로 분석을 위해 서열 로지스틱 회귀 모형을 사용하였다. 2019년도 제14차 복지패널조사를 활용한 분석의 결과는 이념적 인식, 이중적 인식, 무차별적 인식이라는 세 유형의 빈곤 원인 인식이 존재한다는 사실을 밝힌다. 추가적으로, 정치이념적 성향에서 정부 지출 지지라는 도식적 경로에서 빈곤 원인 인식 유형 간의 차이가 유의미하게 나타났다. 연구자는 이러한 결과를 대중의 빈곤 원인 인식과 그 인식을 둘러싼 여러 요소들의 관계 구조에 있어서 개인-구조 대립 이외의 차별적인 체계가 존재한다는 주장을 뒷받침하는 근거로 사용하며, 그 이론적, 정책적 함의를 도출하고자 한다.

제1절 서론

빈곤에 대한 대중의 인식은 사회 전반의 분배적 정의와 함께 실질적인 정부 정책 및 지출을 결정하는 여러 정치적 요소 중 하나이다. 문화적 집단으로서 시민사회가 빈곤에 대해 어떤 의견과 견해를 가지고 있는가에 따라 빈곤에 대한 정부 지출 및 복지 수준과 양상은 크게 달라진다. 가령, 사회 안정과 재분배를 중요하게 여기는 사회적 태도는 대체로 높은 수준의 복지 안정망의 제공으로 이어지는 반면, 개인의 책임과 자율성을 중시하는 분위기는 복지 지출에 대한 축소로 이어질 수 있다. 물론 빈곤 자체가 복지에 관한 정치적 담론의 중심부에 존재하는 것은 아니다. 그러나 빈곤이 일정 수준 이상의 가난한 상태, 다시 말해 분배적 차원에서의 극단적 상태라는 점에서, 빈곤에 대한 대중의 인식은 사회 전반의 정치경제적 양상의 단면을 보여준다.

사람들은 빈곤 원인에 대한 정치적 담론에 있어서 일반적으로 두 가지 흐름의 의견의 대립을 마주한다.

한쪽은 개인의 책임을 강조하며 빈곤의 원인을 여러 개별 요인으로 귀인시키는 개인주의적 관점, 다른 한쪽은 사회적 불평등과 같은 집합적 원인을 빈곤의 핵심적인 원인으로 고려하는 구조주의적 관점이다. 이 두 축의 대중적 관점은 대체로 이념적, 도덕적 지향에 따라 구성된 대표적 관점으로서, ‘운명론’이라는 특수한 유형과 함께 학술적 차원에서 고전적인 연구들로 고려되어 왔다(Feagin, 1975). ‘개인책임론’과 ‘사회구조책임론’은 국내의 많은 연구에서도 특정한 사회적 위치와 조건, 혹은 정치적 이념과 당파적 정체성 등의 영향을 받아 어느 한쪽으로 이동하는 일차원적 변수이자 대중의 빈곤 원인 인식을 대표하는 핵심적인 축으로 맥락화되어있다(이상록·김형관, 2014; 이충환, 2015; 이경원, 2021; 이진향, 2021).

한편 빈곤에 관한 대중 인식을 이론론적으로 분류하는 이론적 틀은 미국을 중심으로 한 사회학계에서 비판받아 왔다. 관련한 학술적 논의는 “이중 인식(dual consciousness),” “혼합된 신념(belief mixing),” “인지적 이질성(cognitive heterogeneity)” 등 대안적인 이론화를 통해 단순히 개인적 요소와 구조적 요소의 대립적 분포로 이해되기 어려운 양상의 양가적인 빈곤 원인 인식 유형에 대해 설명하고 있다(Kluegel and Smith, 1986; Hunt, 1996; Wilson, 1996; Merolla, Hunt and Serpe, 2011; Homan, Valentino and Weed, 2017). 이들이 주장하는 바의 핵심은 빈곤 원인에 대한 대중적 수준의 인식이 오로지 정치사회적 이념이나 일관된 심리적 귀인 방식에 의존하는 것이 아니라, 다양한 사회문화적 맥락 속에서 구성된다는 것이다. 따라서 개인들은 빈곤을 둘러싼 정치적 담론에 있어서 어느 한 진영에 속하게 된다거나 원형적인 귀인 방식을 택하기보다는 각자가 이해하는 사회문화적 맥락에 따라 그 인식을 구성하는 것으로 고려된다.

이러한 대안적 틀짓기는 믿음과 신념, 인지 방식이 조직되는 과정에 대한 보다 구체적인 사회학적 이론을 밑바탕으로 하고 있다는 점에서 기존의 이론론적 분석과는 차별적인 접근을 취한다. 즉, 양가적인 빈곤 원인 인식에 관한 이론적 반박은 개인주의-구조주의라는 포괄적 틀에서 파생된 다양한 이론적 접근들과는 전혀 다른 함의를 지니고 있다. 가령, 관련 연구들은 누가 어떻게 빈곤층이 되는가에 대한 질문에 있어서 인지적 자원들의 차이에 기반하여 나타나는 다원적인 인식 유형의 가능성을 제안한다(Homan, Valentino and Weed, 2017). 이러한 연구 관심은 빈곤 원인 인식과 연관된 핵심적인 주제로서 정치적 의제의 형성, 복지 정책에 대한 지지 등에 있어서도 중요한 함의를 가지고 있다(Hunzaker and Valentino, 2019). 다시 말해, 이와 같은 이론적 관점은 단순히 새로운 유형을 제안하는 것에 국한되어 있지 않다. 빈곤 원인 인식에 대한 대안적 관점은 개인들이 그들의 인식을 구성하는 문화적 배경과 이를 기반으로 직접적인 요인이 되는 여러 변수들, 그리고 이에 따라 정책 및 정부 지출에 대해 나타나는 태도라는 인지적 과정 전반에 대한 새로운 분석과 해석의 가능성을 제공한다.

이 연구는 이러한 배경 하에서 한국 사회의 빈곤 원인 인식 양상을 재검토하고, 기존의 이론과의 통합적인 분석을 통해 구체적인 의미에 대하여 논의하는 것을 목표로 한다. 지금까지의 국내의 경험적 연구들은 개인책임론과 사회구조책임론의 상호 배제적 관계를 가정해왔고, 대체로 그 분석의 결과는 강하게 작용하는 두 축의 존재를 지지해왔다. 그렇다면 양가적 양상의 빈곤 원인 인식은 국내에도 실제로 존재하는가? 그 유형의 존재가 가지는 함의는 무엇인가? 연구자는 이와 같은 질문들을 기반으로 하여 빈곤 원인 인식 분석에 대한 새로운 접근을 시도한다. 이에 더하여 연구자는 논의를 확장하기 위하여 양가적 유형과 이원적 유형에 대한 통합적 모형을 구성하고, 그 타당성에 대해 밝힐 것이다.

연구의 개요는 다음과 같다. 먼저, 연구자는 이론적 논의에 있어서 빈곤 원인 인식에 있어서 양가적인 인식 구조를 제안하는 경험 연구들을 검토한 후, 통합적인 분석틀로서 문화 도식 접근(cultural schema approach)에 대해 논의할 것이다. 추가적으로, 연구자는 양가적 양상의 빈곤 원인 인식이 기존의 이론적

관점에서 있어서 어떤 의미를 가지고 있는가를 통합적으로 확인하기 위하여, 빈곤 원인 인식에 관한 가장 기초적인 이론적 관점인 귀인 이론을 검토한다. 다음으로, 연구자는 문화 도식 접근의 주요 방법론인 관계 계층분석을 적용하여 현재 대중의 빈곤 원인 인식 내에서 나타나는 구조적인 차별성을 탐색한다. 이를 바탕으로 연구자는 ‘정치적 이념-정부 지출 지지’로 이어지는 이념과 태도에서의 연결에 있어서 서로 다른 유형의 인지 방식의 차이점을 검증한다. 구체적으로는 서로 다른 빈곤 원인 인식 상에서 정부 지출에 대해 정치적 이념이 갖는 효과를 비교하는 작업이 될 것이다. 마지막으로, 연구자는 분석 결과가 가지는 함의와 논의거리를 제공하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

1. 이중적 빈곤 원인 인식과 문화 도식 접근

빈곤 원인 인식이 형성되는 양상에 대한 이론적 자원은 계층화와 경제적 분배에 대한 믿음이라는 포괄적 맥락 하에 있다(Kluegel and Smith, 1981; Hunt and Bullock, 2016). 가령, 경제적 분배에 있어서 개인의 능력과 책임을 강조하는 입장은 이념, 심리, 사회적 의식 등의 여러 차원에서 빈곤의 원인을 개인에게 귀속시키는 경향을 갖게된다는 것이 일반적인 분석적 예측이다. 이러한 학술적 접근에는 분배를 포함한 사회적 믿음과 태도가 구성되는 과정에는 중심적인 조직 원리가 존재한다는 이론적 배경이 깔려있다(Kluegel and Smith, 1981;34). 물론 그 조직적 원리가 될 수 있는 요소는 다양하다. 그러나 많은 연구에서 빈곤의 개인적 원인에 대한 믿음과 구조적 원인에 대한 믿음은 상호대안적인 것으로 맥락화되며, 많은 변수들은 어느 한 축을 강화하는 것으로 고려된다.

예를 들어 Bobo(1991)와 Hunt(1996)의 연구의 경우, 사회 전반에서는 개인주의적 가치를 강조하는 문화적 분위기에서 상대적으로 약자층에 속하는 사회경제적 집단이 구조주의적 이념을 병존시켜 이중적인 형태의 인식으로 나타날 것이라는 가능성을 검증하였다. 그들의 이론적 논지는 이중적 인식의 기저에는 개인의 자유와 책임을 강조하는 개인주의와 같이 사회적 수준에서의 지배적인 이념(dominant ideology)이 존재하며, 이중적인 인식은 그 지배적 이념이 개인의 정체성이나 제도적인 규범, 사회경제적 지위와 교차하면서 나타나는 중첩적 양상으로 고려한다. 또 한편으로, 빈곤과 빈곤층에 대한 직접적인 접촉과 경험의 효과를 강조하는 관점에서 이중적인 인식은 빈곤층의 인종 구성에 대한 정형화된 인식과 직접적인 노출 등의 변수들이 교차적으로 효과를 미치면서 나타나는 것으로 고려되기도 한다(Wilson, 1991; Merolla, Hunt and Serpe, 2011).

간단히 종합하자면, 대중의 빈곤 원인 인식 혹은 귀인 방식은 이념이나 심리적 반응에 의해 일방적으로 구성되는 것이 아니라, 인식과 담론을 기반으로 구체화된다(Harper, 1996). Homan, Valentino 그리고 Weed(2017)는 이러한 이론적 가능성을 발전시켜, 빈곤층이 실제로 빈곤해지는 과정에 관한 문화적 도식과 인지적 자원에서의 차이가 차별화된 빈곤 원인 인식으로서 이중적 인식을 형성하는 주요한 근거가 된다는 것을 입증했다. 해당 연구자들은 개인적 원인과 사회구조적 원인을 대치시키지 않고, 동시에 근거로 사용하는 논리의 귀인 방식이 존재한다고 주장한다. 다시 말해, 빈곤 원인 인식에서의 구조적 차이는 개인의 사회경제적 지위와 무관하게 인종 구성, 빈곤화 과정 등 빈곤층에 대한 실질적인 인식의 차이에 의해서 구성된다는 것이다.

빈곤 원인 인식에 있어서 개인-구조라는 단순 스펙트럼 이외의 인지적 모형이 존재한다는 실증적 근거들은 대중의 빈곤 원인 인식을 분석함에 있어서 대안적인 분석틀의 필요성을 제기한다. 대중의 빈곤 원인 인식에 대한 기존의 연구들은 대체로 개인책임론과 사회구조책임론을 이념과 같은 지배적인 구성 원리에 의해 편향을 가지게 된 결과로 상정하는 경우가 많다. 예를 들어, 정치 이념에 의한 귀인 이론의 경우 진보-보수의 정치적 이념 체계가 가난, 빈곤 등 경제적 불평등 및 분배에 연관된 이슈에 있어서 태도를 결정하는 주요한 선행조건이라고 주장한다(Weiner, Osborne and Rudolph, 2011). 진보-보수의 대치적인 정치 이념 체계와 이에 기반한 개인책임론과 사회구조책임론의 대립적 분포를 가정하는 이론적 관점에는 이중적 인식의 존재가 이론적 체계 내에서 설명되지 않으며, 다른 이론적 설명과의 결합을 통해서만 구체화될 수 있다. 따라서, 이러한 이론적 관점들 내에서 이중적 인식은 체계적이지 않아 이론적 설명 자체에서 배제되기 쉽다. 동시에 이러한 이론적 불완전성은 그들의 이론적 설명의 구체성 자체도 제한하게 될 수 있다.

이중적 인식은 특수한 조건에서 발생하는 비체계적 상태의 인식이 아니라, 일방적인 개인책임론이나 사회구조책임론과 동일하게 사회적 담론과 인지에 의해 구성된 신념 체계이다. 따라서, 이들에 대한 분석적 틀짓기는 동일선 상에서 출발해야 한다. 빈곤 원인 인식에 있어서의 이중성에 관한 가장 최근의 연구는 개인책임론, 사회구조책임론, 이중적 인식의 모든 유형이, 빈곤층에 대한 인지적 자원과 담론적 양상 기반한 '문화적 도식(cultural schema)'에 의해 결정된다는 사실을 밝혔다(Homan et al., 2017). 이러한 사실은 이념 체계라는 가장 근본적 요소 또한 인지적, 담론적 양상에 기반한 문화적 과정을 경유함으로써 빈곤 원인 인식으로 발전할 것이라는 이론적 주장을 함축하고 있다. 다시 말해, 이념과 당파적 정체성 등의 정치적 요소도 빈곤 원인 인식 형성에 절대적이고 지배적으로 작용하지는 않는다는 것이다.

이렇게 빈곤 원인 인식이라는 하나의 신념 체계(belief system)를 대안적 방식으로 이해하려는 이론적 시도로서 문화 도식 접근(cultural schema approach)은 다음과 같은 연구 함의를 지니고 있다. 먼저, 문화 도식 접근에 따르면, 빈곤 원인 인식은 집단적 수준에서 체계화된다. 기본적으로 문화 도식 접근은 담론과 인식 등의 문화적 상호작용을 통해서 구조화되는 집단적 수준의 인지적 체계를 상정한다(DiMaggio, 1997; Cerulo, 2010; Boutyline and Soter, 2021). 문화 도식 접근에 따르면 개인책임론과 사회구조책임론, 이중의식의 실제적 양상은 모두 개인적인 귀인 경향에 주도되는 것이 아니라, 사회적 수준에 존재하는 문화적 도식에 의존한다. 따라서, 분석적 차원에서는 각각의 빈곤 원인 인식 유형들이 가진 도식적 인지 체계의 이질성에 대한 가정이 포함되어 있다. 즉, 빈곤 인식에 대한 대다수의 이론들에서 핵심 변수들, 예를 들어 이념적 경향이나 사회경제적 지위에 관한 변수들의 효과가 전체 인구 집단에 일괄적으로 적용되는 것과 비교하여, 문화 도식 접근은 각 유형을 체계적인 하위 집단으로 고려한다.

빈곤 원인 인식 영역은 아니지만, Baldassarri와 Goldberg(2014)의 정치적 신념에 대한 문화 도식 접근 연구는 이러한 차이를 잘 보여준다. 전체 모집단 내의 이질성을 가정하지 않는 연구 방식과 비교하여, 연구자들은 특히나 정치적 의제가 다원화되는 상황에서 나타날 수 있는 차별적인 정치적 프레임의 가능성을 검토하고 있다(53).⁸⁾ 이러한 연구는 태도나 신념의 구성 및 조직 원리를 개인적 수준에서 집단적 수준으로 끌어올림과 동시에 태도나 신념을 나타내는 개별 변수들의 변이 또한 관계적 수준으로 치환한다. 방법론적 차원의 특수성에 대해서는 이후에 추가적으로 논의될 것이나, 일반적으로 이러한 도식적 차이가 실질적인 복지 태도에 미치는 영향에 대해서는 빈곤 인식을 주제로한 연구를 통해 진행된 바가 있다

8) 뿐만아니라 연구자들은 빈곤 원인 인식 연구에 있어서 비판의 대상이 되는 이원론적이고 단선적인 연구 모형에 대해서도 지적하고 있다.

(Hunzaker and Valentino, 2019). 이러한 연구들이 합의하는 바는 하나의 영역에서 신념 체계가 조직되는 방식은 다원적이며, 각각의 유형에서의 차이는 단지 부수현상으로서 나타나는 것이 아니라, 기본적인 빈곤 인식에서부터 정치적 태도에 이르는 인지적 과정에서의 근본적인 차이를 가져올 수 있다는 것이다.

그렇다면 문화 도식 접근을 적용함으로써 확인할 수 있는 구체적인 결과는 무엇인가? 빈곤 원인 인식을 구성하는 문화적 담론과 인식적 자원들에 대한 본격적인 연구들이 진행되지 않은 상황에서 보다 구체적인 연구 결과를 예상하는 것은 어렵다. 문화 도식 접근에 의한 자료의 분석은 탐색적 차원에서의 강점을 가지고 있으나, 이론적 모형 자체를 제공하지는 않는다. 연구자는 확장된 논의를 위해서 빈곤 원인 인식을 정치적 이념과 복지 태도의 중간 영역으로서 맥락화하고, 기존의 이론적 주장에 대해 문화 도식 접근의 적용이 가져올 수 있는 차이에 대해 서술하고자 한다. 다음의 이론적 논의에서는 빈곤 귀인 유형과 복지 태도에 관한 오현주와 오상신(2015)의 연구를 비교가능한 참고 문헌으로 삼아, 문화 도식 접근을 기반으로 정치심리적 귀인 이론의 모형을 재검토할 것이다. 이러한 작업은 이 연구의 궁극적인 목표인 빈곤층 대상 복지 태도 분석에 있어서 정치적 이념과 빈곤 원인 인식의 영향을 새로운 관점에서 바라볼 수 있는 단서를 제공할 것이다.

2. 정치적 이념과 복지 태도 사이에서의 빈곤 원인 인식

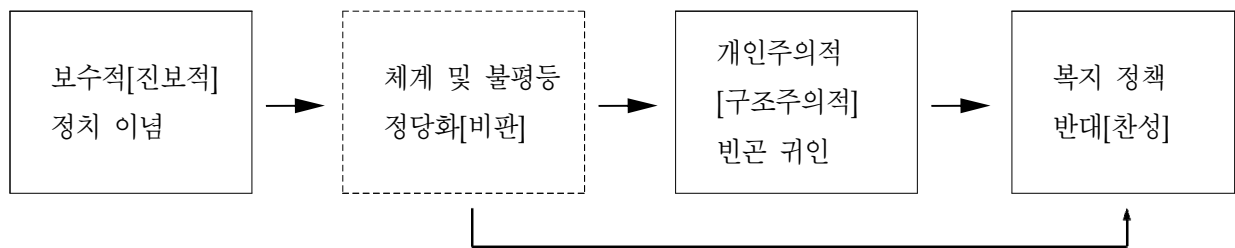
정치심리학적 귀인 이론의 관점에서 Weiner, Osborne 그리고 Rudolph(2011)는 진보-보수의 대립적인 정치 이념이 선행적 요인으로서 어떻게 빈곤 원인에 대한 인과적 믿음을 구성하게 되는가에 대해 이론적으로 논의하였다. 연구자들은 정치 이념과 빈곤 원인 인식 사이의 관계를 보수적 이념의 측면에서 용이하게 설명한다. 그들은 보수주의 이념 하에서는 개인적 요소를 빈곤 경로에 귀인시키는 것이 이념을 이루는 핵심 요소들과 적합성을 가지며, 동시에 보수주의의 체계 정당화라는 인지적 필요를 더욱 잘 충족시킨다는 점에서 보수적 정치 이념이 개인주의적 귀인 방식을 조직한다고 정리한다. 물론, 한편으로 빈곤 원인에 대한 인과적 믿음이 정치적 이념 성향을 구체화하거나 당파적 정체성을 식별하는 과정에서 주요한 역할을 할 수 있다는 점에서 정치 이념과 빈곤 원인 인식 사이의 일방향적 인과 관계를 상정할 수는 없다(201-202). 그러나 어느 메커니즘에서건 정치적 이념은 개인책임론-사회구조책임론의 대립적 양상을 설명할 수 있는 유효한 이론적 자원으로 고려된다.

문화 도식 접근의 관점에서 이러한 이론적 주장은 다음과 같이 재개념화 될 수 있다. 진보-보수 이념 간의 내용에서의 의미적 차이를 배제한다면, 개인책임론-사회구조책임론의 대립적 양상의 분포는 강한 정치적 이념과 이에 기반한 담론을 통해 구성된 신념 체계의 일종으로 볼 수 있다. 즉, 이중적 인식의 빈곤 원인 인식 유형과 비교해 볼 때, 개인의 책임과 사회구조의 책임 중 어느 한 방향으로 편향된 분포를 보이는 집단은 빈곤에 대한 신념 구조화에 있어서 정치적 이념이 강하게 작용했다는 뜻이다. 짧게 종합하자면, 귀인 이론의 관점에서 진보-보수의 이론적 성향의 강도는 각각 사회구조책임론-개인책임론의 요소들에 대한 편향과 연관되어 있을 것이며, 문화 도식 관점에서 이는 '정치적 이념의 강도'와 '이원대립적인 빈곤 원인 인식' 간의 연관성으로 치환될 수 있다. 이러한 이론적 내용에 기반하여 연구자는 다음과 같은 가설을 도출한다.

가설 1. 강한 정치적 이념을 가질수록 이원대립적인 빈곤 원인 인식을 갖고 있을 것이다.

한편, Weiner와 동료 연구자들(2011)이 제안하고 있는 모형을 더 구체적으로 살펴보면, 보수적 정치 이념이 개인에 대한 근본적인 가치와 사회 변화에 대한 거부라는 축을 중심으로 개인 책임에 대한 기대를 높이고 이것이 빈곤층에 대한 반감과 지원 정책에 대한 부정적인 태도로 이어진다는 인과적 형태로 이루어져 있다는 것을 알 수 있다(Zucker and Weiner, 1993). 진보적 정치 이념의 경우는 그 반대로서 사회의 책임을 더욱 중요시하고 가난이나 빈곤이 사회구조에 의해 발생하게 된다는 점에서 체계의 불완정성에 대한 인식과 함께 지원 정책에 대한 긍정적인 태도로 이어진다. 이러한 이원대립적 양상에 대한 이론적 모형에서 정치적 이념은 빈곤 귀인 방식뿐만 아니라 간접적 도움 행동으로서 복지 정책에 대한 태도에도 직접적 영향을 미치는 것으로 이론화되며, 그 모형은 다음과 같이 도식적으로 표현될 수 있다.

[그림 1] 정치심리적 귀인 이론의 가설적 모형



물론 정치적 이념이 체계 정당화 혹은 체계 불완전에 대한 인식적 기능을 통해 정책 태도에 독립적인 영향을 미친다는 모형은, 사회적 이념에 관한 포괄적인 이론적 맥락에서도 사용될 수 있다(Pratto, Stallworth and Conway-Lanz, 1998). 그러나 빈곤 귀인 이론은 정치적 이념과 복지 정책에 대한 태도 사이의 인과 경로에 대한 구체화된 모형을 제공한다. [그림 1]에서와 같이 정치적 이념이 복지 정책에 대한 태도에 직간접적으로 모두 영향을 미치는 인과 모형은, 앞서 설명한 바와 같이 정치적 이념의 핵심 가치 요소들이 분배 체계 및 불평등에 대한 인식과 함께 빈곤 귀인 방식을 결정하는 과정에 지배적으로 작동하는 경우를 의미한다.

진보와 보수, 양측의 정치적 이념 상에서 이중적 인식은 ‘정치 이념-복지 태도’의 이론적 메커니즘으로서 개인의 도덕적 책임이라는 단선적이지 않은 인과관계와 관련되어 있다(Skitka and Tetlock, 1993; Skitka and Bauman, 2008). 따라서, 문화 도식 접근에 기반한 이중적 인식 유형은 [그림 1]과 같은 인과 모형의 설명에 부합하지 않는다. 근본적으로 이중적 인식 유형은 빈곤 원인에 대한 구체화된 인식과 담론에 의해 구성된다는 점을 고려해 볼 때, 이념-지배적인 인과 모형과는 차별화된 이론적 설명이 요구된다. 특히, 이념적 빈곤 귀인 방식과 이중적 의식 유형의 구분이 빈곤층의 인구 구성과 빈곤 경로에 대한 인식적 차이에서 비롯한다는 것은, 정치적 이념의 지배적 효과가 작동하지 않는다는 것을 의미한다(Homan et al., 2017). 차별적이고 상호대안적인 것으로 상정되는 지배적 이념들 또한 포괄적인 사회문화적 맥락 안의 개인의 인식 속에서 다양한 형태로 조합되고 변형될 수 있다는 것이 문화 도식 접근이 가진 주요한 이론적 틀이다. 즉, 지배적 조건으로서 정치 이념은 빈곤 원인 인식이 이념적으로 정렬되어 있을 때만 복지 정책에 대한 태도에 영향을 미칠 것이다. 따라서 다음과 같은 가설을 제안할 수 있다.

가설 2. 복지 정책 태도에 대한 보수적[진보적] 정치 이념 성향의 부정적[긍정적] 효과는 빈곤 원인 인식이 이념적으로 구성될 때에만 나타날 것이다.

가령, 보수적 정치 이념을 가지고 있다고 하더라도 빈곤 귀인 방식이 개인책임론 이념적인 양상으로 정렬되지 않는다면 정치 이념과 빈곤 원인 인식 사이의 실질적인 연결고리가 부재함과 동시에, 분배 체계 및 불평등에 대한 정당화에 있어서도 이념의 지배적 효과는 나타나지 않을 수 있다. 이념적 일관성이 나타나지 않는 빈곤 원인 인식은 빈곤의 사회적 현실에 대한 대중적 인식으로서 구성될 것이며, 이는 복지 정책에 대한 대중적 태도와 연관되어 있을 것이다. 이 연구는 일반적으로 다른 연구에서 복지 태도에 대한 주요 변수로 사용되는 '개인책임론적 성향'이나 '사회책임론적 성향'에 대한 이론적 설명을 배제하고, 개별 요소들에 대한 구체적인 검토를 통해서 현재 한국 사회에서의 빈곤-복지 인식을 보다 구체적으로 설명하는 것을 목표로 한다.

현재까지의 이론적 논의는 정치적 이념 - 빈곤 원인 인식 - 복지 태도로 이어지는 인식적 도식 상에 대해 매우 제한적으로 이루어졌다. 먼저, 연구자는 가장 기본적인 목표인 빈곤 원인 인식에 대한 대안적 접근을 위해, 이중 의식(dual consciousness, Hunt and Bullock, 2016)의 보편적 존재와 이에 대한 이론적 이해로서 문화 도식 접근에 대해서 간략하게 논의하였다. 실제 분석에 대해서는 자료와 방법론 영역에서 추가적으로 다루어질 것이다. 다음으로, 연구자는 이중적 인식의 존재와 그 실질적 의미를 논하기 위해, 주요 이론인 귀인 이론을 매우 개괄적 수준에서 다루었다. 다소 정연하지 않은 이론적 논의였으나, 그만큼 다양한 이론적 설명의 가능성이 존재한다는 점을 고려하여 논의를 축소시키지 않았다. 또한 이 영역에 대한 국내의 연구들도 이론적 확실성을 가질만큼 충분히 진행되지 않았다는 점에서 연구자는 지금까지 논의된 이론적 설명들과 함께 연구결과를 해석하고 국내의 경험 연구들과 비교하는 작업을 진행할 것이다.

제3절 자료 및 분석전략

1. 연구자료

이 연구는 목표로 하는 학술적 논의의 근거를 마련하기 위하여 2019년도 제14차 한국복지패널조사 자료 중 복지인식 부가조사를 활용한다. 한국복지패널조사는 2006년부터 실시된 패널조사이며, 지역별 추출틀과 함께 소득 및 경제활동 상태를 기반으로 한 층화이중추출법을 활용하고 있다는 점에서 대중의 빈곤 원인 인식에 대한 대표성을 지닌다. 복지 인식에 대한 부가 조사의 대상은 2016년 복지인식 부가조사 참여자 중 2018년도 표본에 포함된 가구원 2,001명과 2018년 기준 만 19~21세에 속하는 가구원 387명을 합친 2,388명을 대상으로 진행되었으며, 그 중 2,027명이 실제로 응답하였다. 복지 인식에 대한 부가조사는 사회 및 정치에 관한 인식과 태도가 핵심적인 변수로 포함되었으며, 빈곤 원인에 대한 인식을 묻는 11개 문항은 Feagin(1972)의 연구를 바탕으로 개인책임론, 사회구조책임론, 운명론의 세부영역으로 나뉘어있다.

<표 1>은 이 연구에 사용되는 변수들의 설명과 기초통계적 분포를 포함하고 있다. 총 2,027명의 응답자들은 모든 설문 문항에 응답하였으나, 정치적 성향을 묻는 질문과 정부지출에 대한 의견을 묻는 질문에서 '선택할 수 없음'에 응답한 응답자들은 분석에서 제외하였다.

2. 분석전략

연구자는 기본적으로 빈곤 원인 인식에 있어서 개인책임론-사회구조책임론의 이원대립적 양상의 유형과 함께 이중적 인식 유형이 보편적으로 존재할 것이라는 경험 연구의 추정에 근거하여 분석을 진행한다. 이

연구는 가장 먼저 11개의 빈곤 원인 인식 문항에 대한 응답 유형을 세분화하는 작업을 거칠 것이다. 연구자는 11개의 빈곤 원인 인식 문항에 있어서 보편적으로 사용되는 전략인 요인 분석이나 주성분 분석을 사용하지 않고, 다양한 유형의 응답 유형과 그 집단적 분포를 포착할 수 있는 방법론을 채택할 것이다. 관계 계층분석(relational class analysis, 이하 RCA)은 전체 모집단 내에 존재하는 이질적 구조의 응답 유형을 파악하기 위한 적절한 방법론이다(Goldberg, 2011; DiMaggio, Sotoudeh, Goldberg and Shepherd, 2018). 관계계층분석은 잠재계층분석(latent class analysis)와 유사한 계층 분석 방법으로, 일반적인 계층 분석이 개별 변수의 변이를 모집단을 근거로 추정하는 것과는 달리, 다수의 변수들의 변이를 대인 수준(inter-personal)에서 계산한다는 특징을 가지고 있다.

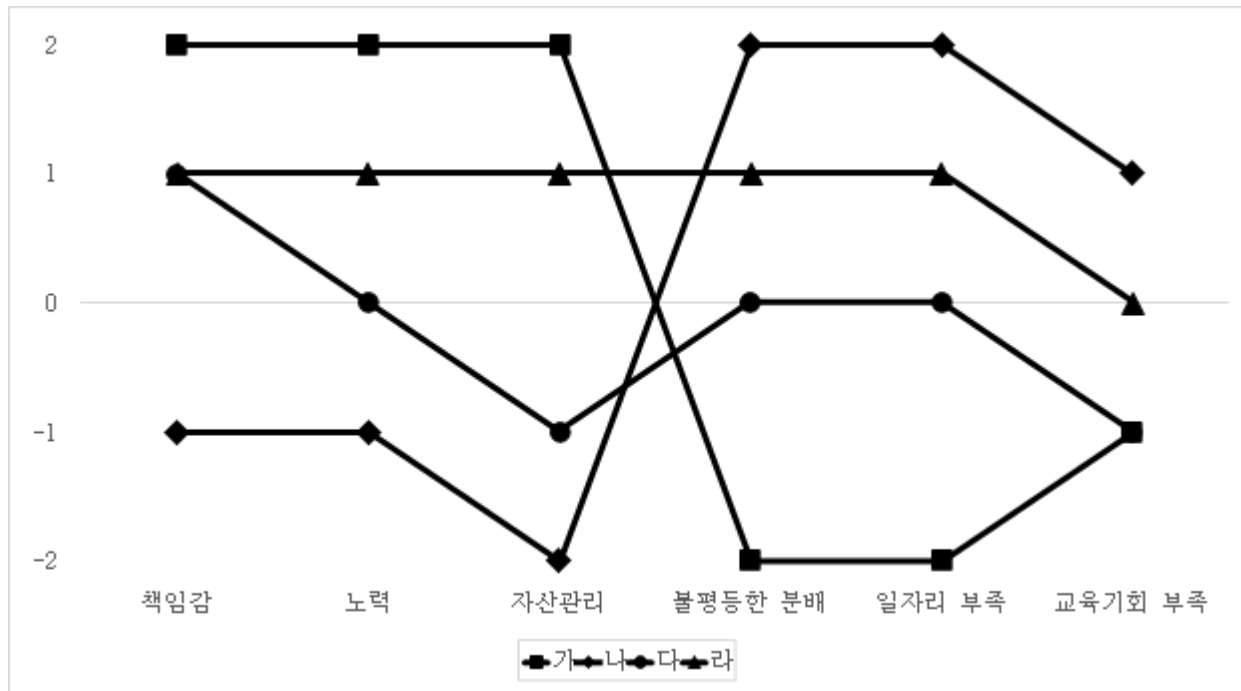
<표 1> 변수 설명 및 기초통계

변수(N=2,027)	평균	표준편차
빈곤 원인 인식(4점 척도로서, 1=매우 중요함, 4=전혀 중요하지 않음)		
1. 개인적인 절약과 적절한 가계(돈) 관리 부족	1.81	0.71
2. 대인적인 동기와 스스로의 노력 부족	1.77	0.69
3. 개인적인 능력(타고난 재능)의 부족	2.31	0.75
4. 개인적인 책임감 및 자기규율의 부족(음주, 도박 등)	1.67	0.70
5. 개인적인 질환(질병)과 신체적 장애	1.89	0.76
6. 개인적인 학력수준의 미흡	2.37	0.75
7. 기업과 산업에서의 낮은 임금	1.89	0.70
8. 충분한 교육기회 제공의 부족	2.18	0.76
9. 좋은 일자리 공급의 미흡	1.96	0.78
10. 빈곤층 및 일부 집단에 대한 편견과 차별	2.16	0.78
11. 개인적인 불행과 불운(불우한 가족배경 등)	2.23	0.80
자신의 정치적 성향(5점 척도로서, 1=매우 진보적, N=1,831)	2.93	0.87
정부 지출에 대한 의견: 빈곤층 생활지원(5점 척도로서, 1=훨씬 더 많이 지출, N=2,018)	3.23	1.29
인구통계		
연령	48.54	15.74
성별(1=여성)	0.56	0.50
경상소득(가구, 천만원)	6.62	5.75
직종(1=대분류 상 관리자, 전문가 및 관련 종사자 혹은 사무 종사자)		
교육수준(0=무학, 8=대학원(박사))	4.40	1.40

[그림 2]는 빈곤 원인 인식에 대한 가상의 응답 유형을 나타낸다. ‘가’와 ‘라’의 경우 각각 전형적인 개인책임론-사회구조책임론 유형을 나타낸다. 반면 모든 요인에 대해 대체로 중요하게 생각하거나 몇몇 요인에 대해서만 그 중요성을 판단하는 ‘나’와 ‘다’의 경우 어느 한쪽에 편향된 빈곤 원인 인식이 아닌 이중적 인식의 양상을 띠고 있다. RCA는 다중 변수에 있어서 개별 응답자의 응답 분포를 다른 응답들과 ‘구조적 유사성’을 기준으로 군집을 생성하는 계층 분석 방법론이다. 가령, 앞서 언급하였듯이 응답자 ‘가’와 ‘라’는 의견 일치 양상에서는 정반대이지만, 분포의 구조를 볼 때 양극적으로 유사성을 보인다는 점에서 동일한 문화적 의미와 맥락, 혹은 문화적 도식을 공유하는 집단으로 분류되는 것이다(Goldberg, 2011). 보다 구체적인 방법론적 관점에서 본다면, 빈곤 원인 인식에 대한 분석에 있어서 흔하게 사용되는 요인 분

석이 하나의 모집단 내에서 다중 변수들에 대한 단일 구조의 분포를 가정하는 반면, RCA는 모집단 내에 이질적인 구조의 응답 유형이 존재할 수 있다는 가정에 기초하고 있다(Baldassarri and Goldberg, 2014; Daenekindt, de Koster and van der Waal, 2017).

[그림 2] 가상의 빈곤 원인 인식 분포와 유형



다음으로, 이 연구에서는 세분화된 빈곤 원인 인식 유형이 정치적 이념과 복지 정책에 대한 태도 사이에서 어떤 역할을 하며, 그것이 가진 의미는 무엇인지에 대하여 분석할 것이다. 이 분석 과정은 두 영역으로 이루어져있다. 첫째로 연구자는 개인책임론-사회구조책임론이라는 이원대립적 인식 유형이 강한 정치 이념적 태도에 의해 구성될 것이라는 주장의 타당성을 검증한다. 연구자는 정치적 성향 변수를 정치적 성향의 정도 변수로 변형하고, 이념적 성향의 강도가 빈곤 원인 인식 유형과 갖는 연관성을 확인함으로써 앞서 주장한 가설을 검증할 것이다. 해당 과정에는 서열 로그성형 모형(Ordinal log-linear model)이 사용될 것이다(Hout, 1983; Ishii-Kuntz, 1994). 비교 분석 모형의 구성은 다음과 같다.

- Independence Model : $\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^{PO'} + \lambda_j^{PA}$
- Uniform Association Model : $\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^{PO'} + \lambda_j^{PA} + \beta(u_i - \bar{u})(v_j - \bar{v})$
- Row Effects Model : $\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^{PO'} + \lambda_j^{PA} + \tau_i(v_j - \bar{v})$
- Column Effects Model : $\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^{PO'} + \lambda_j^{PA} + \tau_j(u_i - \bar{u})$
- Row and Column Effects Model I : $\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^{PO'} + \lambda_j^{PA} + \tau_j(u_i - \bar{u}) + \tau_i(v_j - \bar{v})$

PO'는 정치적 이념에서 '중도(= 3)'을 뺀 절대값으로서, '중도'는 '중도(=0)', '다소 진보적(=4)'과 '다소 보수적(=2)'은 '이념적(=1)', '매우 진보적(=5)'과 '매우 보수적(=1)'은 '매우 이념적(=2)'으로 재변수화된 서열 변수의 범주이다. PA는 관계계층분석을 통해 산출되는 빈곤 원인 인식의 유형 집단 변수의 범주이다. u_i

와 v_j 는 각각 정치적 이념의 강도와 빈곤 원인 인식 유형의 서열 점수이다. τ_i 와 τ_j 는 각각 Row effects 모형에서 정치적 이념의 강도 수준에서의 편차가 임의로 서열화된 빈곤 원인 인식에 따라 단조적으로 증가하는 수준, Column effects 모형에서 각 빈곤 원인 인식 유형 상에서의 편차가 서열화된 정치적 이념의 강도에 따라 단조적으로 증가하는 수준의 계수를 나타낸다.

둘째로 연구자는 빈곤 원인 인식 유형에 따라 나타나는 정치적 이념으로부터 복지 정책에 대한 태도에 이르는 도식적 과정에서의 차이를 구체화할 것이다. 이 과정에서는 빈곤층 생활 지원을 위한 정부 지출에 대한 의견을 종속 변수로 하여 서열 로지스틱 회귀 모형을 사용할 것이다. 차별적인 인식 구조가 정치적 이념 및 개별 빈곤 원인 항목이 복지 정책에 대한 태도에 있어서 만들어 내는 차이를 확인하기 위해서 연구자는 다음과 같은 모형을 구성한다.

$$\ln\left(\frac{P(Y \leq S)}{1 - P(Y \leq S)}\right) = \beta_s + \beta_1 * PO + \beta_2 * PO * IDS + \sum_{r=3}^{13} (\beta_{r_1} * PC_r + \beta_{r_2} * PC_r * IDS)$$

해당 식에서 S 는 정부 지출에 대한 태도의 서열 점수, PO 는 정치적 성향, IDS 는 이념적 구조의 빈곤 원인 인식 여부(1=이념적), 총 11개의 PC 는 개별 빈곤 원인 인식 문항을 나타낸다. 위 모형을 기반으로 연구자는 두 번째 가설의 타당성을 검증함과 동시에 빈곤 원인 인식 유형 상의 구조적 차이가 어떤 함의를 가지고 있는가를 검토할 것이다.

제4절 분석결과

1. 빈곤 원인 인식 유형

먼저, RCA의 결과는 세 유형의 이질적 양상을 보이는 빈곤 원인 인식 유형을 보여준다. 각 집단의 비율은 집단1 = 26.9%, 집단2 = 52.1%, 집단3 = 20.9%로 어느 집단에도 소속되지 않은 2개 응답은 분석에서 제외되었다. [그림 3]는 각 집단별로 빈곤 원인 변수들의 상관관계를 도표화한 것이다. 음영의 진하기는 상관관계의 절대값을 의미하며, 통계적으로 유의미하지 않은 경우($\alpha = 0.05$)는 백색으로 처리하였다. 각 집단별로 표시된 변수의 순서는 <표 1>의 빈곤 원인 인식 문항과 같으며, 대각성분은 도표에서 제외하였다. 즉, 각 좌표의 진하기는 개별 집단 내에서 세로축 변수와 가로 축 변수의 상관관계의 절대값을 나타내며, 타원의 방향은 변수간 상관관계의 부호를 나타낸다.

먼저, 첫 번째 좌측 그림은 일반적으로 잘 알려진 빈곤 원인 인식 유형인 **이념적 인식** 집단이다. 보이는 바와 같이 해당 집단은 개인적 요인들과 사회구조적 요인 간의 이원대립적인 양상의 응답을 보여준다. 가령, 절약이 중요하다고 응답하는 경우에, 다른 개인적 요인들 또한 중요하다고 응답함과 동시에 구조적 요인에 대해서는 부정적으로 응답하는 것으로 설명될 수 있다(반대의 경우도 마찬가지이다). 이 집단은 포괄적인 이론적 맥락에서 전통적인 진보-보수의 이념 스펙트럼을 기반으로 태도와 신념을 조직하고 정렬하는 집단이다(Converse, 1964; Baldassarri and Goldberg, 2014). 따라서 해당 집단은 일반적으로 보수주의적 이념에 따라 구성되는 개인주의적 빈곤 귀인 방식과 진보주의적 이념에 따라 구성된 사회구조주의적 빈곤 귀인 방식이 결합되어 있는 집단으로 유추될 수 있다.

다음으로, 두 번째 집단은 경험적 차원에서 문제시되어 온 **이중적 인식** 집단으로 볼 수 있다. 이들은 개인적 요소와 사회구조적 요소를 대립적으로 파악하지 않고, 개인이 빈곤에 이를 수 있는 경로와 과정을 개인과 사회가 상호작용하는 결과로 이해하는 양상을 보이고 있다. 예를 들어, 개인의 절약의 경우 개인의 동기와 노력과 높은 상관관계를 보이지만 개인의 능력, 학력 등의 개인적 원인과의 관계는 낮은 임금, 적은 교육기회, 부족한 일자리라는 사회구조적 원인과의 관계에 비해 절대적 크기가 작다. 달리 말해, 개인이 절약을 통해 빈곤에 빠지지 않기 위해서는 적절한 임금 수준을 보장하는 사회적인 환경이 큰 영향을 미칠 수 있다는 것을 고려한다는 의미로 추정해 볼 수 있다. 특히, 개인 책임감의 중요성은 사회구조적 원인의 중요성과 상대적으로 높은 상관관계를 보이는데, 설문의 각 내용이 개별 원인이 '우리사회의 빈곤 원인에 있어서 얼마나 중요한가'라는 점을 고려해 볼 때, 이는 응답자의 인식 속에 복합적인 경로의 빈곤이 존재하거나 여러 유형의 빈곤층이 존재한다는 것을 나타내는 것이다.

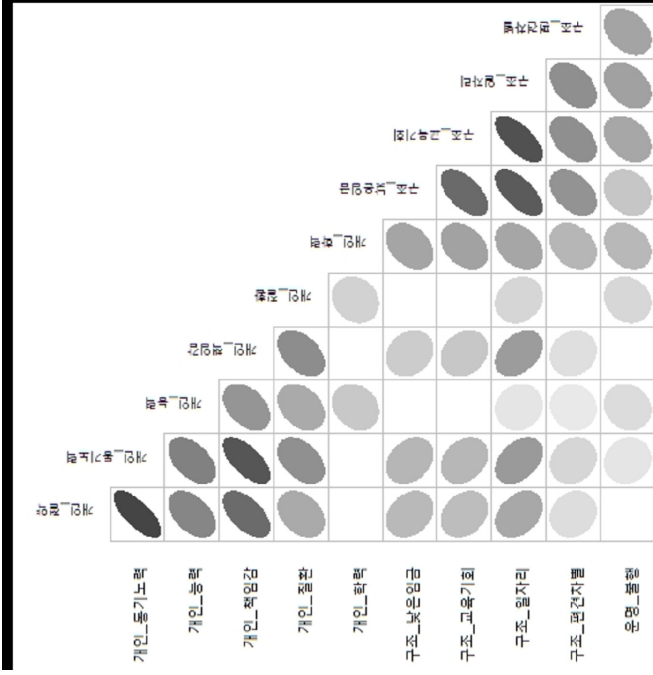
마지막으로, 세 번째 집단은 모든 응답 간의 관계에서 강한 정적 상관관계가 나타나는 **무차별적 인식** 패턴을 보여준다(그림 2의 유형 '라'와 같은 경우를 의미한다). 해당 집단은 각 변수들의 조합 간의 개인 내 변이가 거의 존재하지 않는 응답자들로 구성되어 있다. 다시 말해, 이들의 응답 패턴은 모든 변수에 대해 고정된 상수가 존재하며, 소수의 변수에 있어서만 개별적인 변이가 존재하는 경우이다. 구체적인 자료의 탐색 결과 이들은 몇몇의 개별 요소들을 제외하고 대부분의 변수에 대해 동일한 응답을 보이고 있었다. 즉, 해당 집단은 개인적 원인들과 사회구조적 원인들 간에 어떠한 관계적 구조도 보이지 않을 뿐만 아니라, 최소한의 인과적 정렬 또한 나타나지 않는다는 점에서 불가지론 인식으로 명명될 수 있을 것이다(Baldassarri and Goldberg, 2014). 해당 집단의 응답자들이 응답 간 변이가 전혀 없는 무의식적 응답자들인가 하는 질문에 관하여 해당 집단의 응답 패턴을 분석해 본 결과, 모든 응답지에 동일한 응답을 한 경우는 총 90명으로, 집단 내 비율은 약 21% 정도였다.

기존의 경험 연구와 문화적 도식이라는 이론적 배경에서 생각해 볼 때, 각 집단 내의 응답자들이 개별 응답지의 의미를 맥락화하는 관계구조에서의 차이는 유의미하다. 이념적 인식 집단은 기존의 정치심리학 이론이 논의하는 바와 같이 개인적 원인과 사회구조적 원인의 이원대립적 구성을 보여주고 있으며, 이중적 인식 집단은 어느 한 축에 편중되지 않은 채로 두 축을 연관시켜 혼재시키는 인지 방식을 보여준다. 만약 이중적 인식 집단이 특유의 인지적 구성 방식에 의해 응답을 구성하는 것이 아니라 이념적 인식 집단과 무차별적 인식 집단 사이에서의 무작위적인 변이에 의해 형성된 방법론적 인공물이라고 한다면, 두 집단 내에서 나타나는 개인적 원인과 사회구조적 원인 내의 응집성, 다시 말해 개인적 요인 간의 강한 상관관계와 구조적 요인 간의 강한 관계가 나타나지 않는 이유를 설명할 수 없게 된다. 따라서, 이중적 인식 집단은 이념적 구성과는 차별화된 빈곤 원인 인식 방식을 가지고 있으며, 무차별적 인식 방식에 비해서는 보다 구체적인 수준에서 빈곤의 경로를 인식하고 있다는 해석이 가능하다.

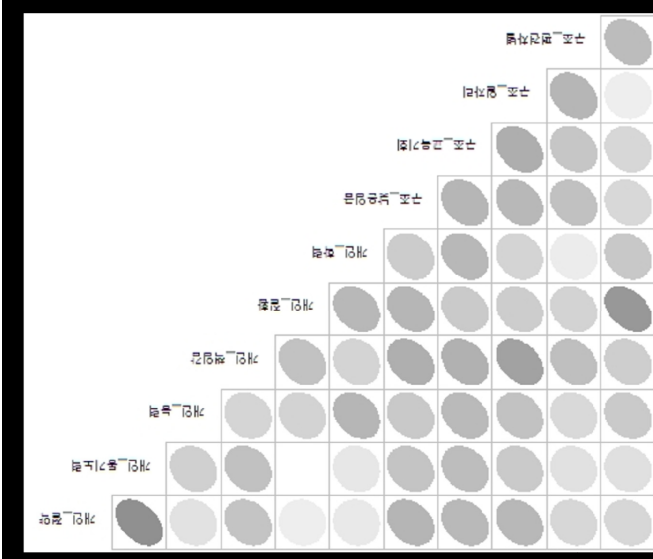
연구자는 각 집단의 구분을 구체화하기 위해서 인구통계적 변수인 연령, 교육수준, 가구소득, 성별에 대한 집단 비교를 진행하였다. 그 결과 이념적 인식 집단과 무차별적 집단 사이의 교육수준, 가구소득 및 직종에서의 차이, 그리고 이중적 인식 집단과 무차별적 집단 사이의 직종에서의 차이만이 유의미하게 나타났다($\alpha = 0.05$). 충분한 이론적 자원이 확보되어 있지 않다는 점에서 추가적인 분석은 이루어지지 않았다. 그러나 이념적 인식 집단이 무차별적 인식 집단과 비교하여 높은 교육수준과 가구소득, 상위 직종을 보인다는 점에서, 이념적 인식은 상대적으로 상위 계층에서 나타날 것이라는 약한 유추가 가능하다.

[그림 3] 관계계층분석 결과: 빈곤 원인 인식 유형과 유형별 변수간 상관관계

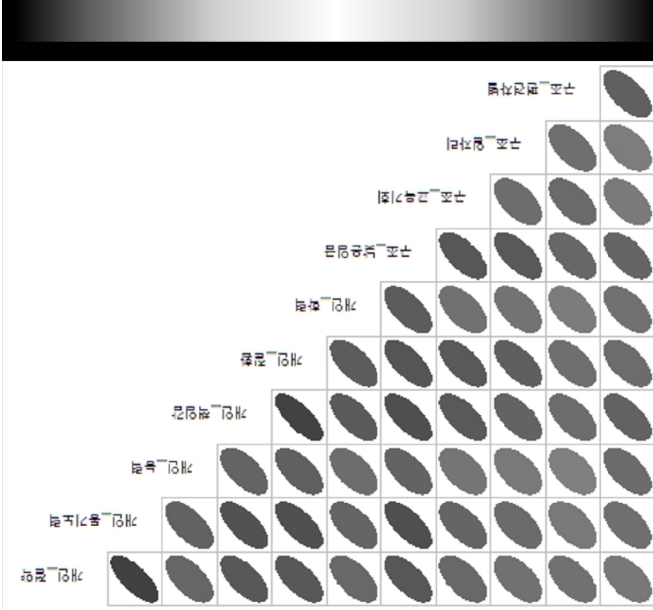
<이념적 인식>



<이중적 인식>



<무차별적 인식>



* 타원이 우상향하는 경우 정적(+) 상관관계이며, 음영의 진하기와 타원의 폭은 상관관계 계수의 절대값에 비례한다.

<표 2>는 기초적 수준의 탐색적 요인 분석을 통해 동일한 자료를 분석한 결과이다.9) RCA의 분석 결과와 비교해 볼 때, 요인 분석의 결과는 개인책임론-사회구조책임론의 이원대립적 분포 양상에 대한 근거를 제공하고 있다. 요인 분석의 양상에서 나타나는 바는 RCA를 통해 나타난 이념적 인식 유형과 매우 유사하기 때문이다. 문화 도식 접근에 의한 분석 결과는 이러한 단층적인 모집단 분석 결과 내에 존재하는 차별적인 구조의 인식 유형을 구체화하는 작업에 도움을 준다. 전통적인 분석들에 근거한 연구는 이러한 모집단 내의 복잡성이나 이질성을 발견하기 어렵다는 한계가 있다(예를 들어, 이상록·김형관, 2014). 연구자는 다음 분석에서 이러한 유형들이 가지는 실질적인 의미를 논하기 위한 작업을 진행할 것이다.

<표 2> 빈곤 원인 인식 요인 구조

변수	I	II	h ²
1. 개인적인 절약과 적절한 가계(돈) 관리 부족		0.673	0.456
2. 대인적인 동기와 스스로의 노력 부족		0.778	0.605
3. 개인적인 능력(타고난 재능)의 부족		0.432	0.276
4. 개인적인 책임감 및 자기규율의 부족(음주, 도박 등)		0.598	0.382
5. 개인적인 질환(질병)과 신체적 장애			0.250
6. 개인적인 학력수준의 미흡	0.488		0.278
7. 기업과 산업에서의 낮은 임금	0.616		0.391
8. 충분한 교육기회 제공의 부족	0.659		0.444
9. 좋은 일자리 공급의 미흡	0.661		0.437
10. 빈곤층 및 일부 집단에 대한 편견과 차별	0.547		0.309
11. 개인적인 불행과 불운(불우한 가족배경 등)	0.455		0.246

2. 정치적 이념과 정부 지출 지지에서의 유형별 차이

이 영역에서는 앞선 분석에 따라 확인된 빈곤 원인 인식 유형에 기반하여, 그 차이를 정치이념적 성향에서 복지 태도로 이어지는 인식적 경로의 측면에서 분석할 것이다. 먼저 첫 번째 가설에서 제안한 바와 같이, 정치이념적 성향의 강도는 세 가지 유형 중 이념적 인식 유형과 연관되어 있을 것이라는 추정을 검증하기 위해, 연구자는 정치적 성향의 강도와 RCA를 통해 추출된 집단 범주를 축으로 하여 서열 로그 선형 모형을 적용하였다. 그 분석의 결과는 <표 3>과 같다.

<표 3> 로그선형 모형 비교

Model*	df	L ² **	p	BIC***	Δ
Independence	4	15.158	0.004	-14.91	0.032
Uniform association	3	3.454	0.327	-19.10	0.021
Row effects	2	2.797	0.247	-12.24	0.019
Column effects	2	2.098	0.350	-12.94	0.012
Row + Column effects I	1	1.211	0.271	-6.31	0.010

Note: * Row effects 모형에서 빈곤 원인 인식 유형의 서열은 '무차별적-이중적-이념적'이며, Column effects 모형에서 정치적 성향 강도의 서열은 '중도-이념적-매우이념적'이다.

** L² = Log-likelihood ratio statistic

*** Bayesian Information Criteria (BIC) = L² - log(N)(df)

9) 요인 부하량 0.40 이상인 변수들만 추출하였으며, 주축요인법과 Varimax 직교 회전 방식을 사용하였다.

연구자는 계층화 연구에서 주로 사용되는 통계치 기준인 L2(Likelihood ratio chi-square statistic), BIC, Δ(Dissimilarity index)를 사용하였다(Jarvis and Song, 2017).¹⁰⁾ BIC를 기준으로 볼 때 Uniform association이 가장 효율적인 모형이기는 하나, 자유도의 폭이 매우 좁고 독립모형의 기준 편차값이 크지 않다는 점에서 완벽한 기준은 아니다. 한편 Δ는 Column effects 모형과 Row and Column effects I 모형의 적합성이 향상되고 있음을 보여준다. 모형의 간결성과 적합성을 종합적으로 고려해 볼 때, 연구자는 Column effects 모형을 채택하고 분포 양상을 구체적으로 설명하고자 한다.

Column effects는 독립모형을 기준으로 하여 각 빈곤 원인 인식 집단별로 나타나는 편차가 정치적 이념의 서열과 단선적인 관계를 가지고 있는가를 구체화한 모형이다(Ishii-Kuntz, 1994:19-20). 즉, 각 집단별로 나타나는 잔여수준을 정치적 이념의 강도가 가진 효과로 설명할 수 있는가를 분석하는 모형이라고 볼 수 있다. Uniform association이 빈곤 원인 인식의 유형에 임의의 서열을 부여하고 잔여수준에 대하여 일차원적이고 무차별적인 단조적 증가를 설명하는 모델이라면, Column effect는 각 집단별로 정치적 이념 강도의 서열이 차별적으로 작용할 것이라는 가정이 적용된 모형이다. <표 4>의 하단에는 가중 효과 코딩(weighted effect coding)을 기반으로 추정한 Column effect 모형의 각 변수별 모수 추정치가 나와있다. 첫 번째 가설에서 추정한 바와 같이 정치 이념의 강도 효과는 이념적 인식 집단에서만 나타났다. 이는 이념적 인식 집단이 전체 인구 수준에 비하여 강한 이념적 정체성으로부터 도출되었을 가능성이 높음을 의미한다(가설 1).

<표 4> Column effects 모형 설명

정치적 이념 성향의 강도	빈곤 원인 인식 유형			합계
	무차별적	이중적	이념적	
중도	201 (173.7) ^a [200.9] ^b	429 (442.5) [434.6]	215 (228.8) [209.5]	845
이념적	158 (176.6) [158.2]	467 (449.8) [455.8]	234 (232.6) [245.0]	859
매우 이념적	19 (27.7) [18.9]	67 (70.7) [72.6]	49 (36.6) [43.5]	135
합계	378	963	498	1,839

Column effect model의 추정 계수

	Estimate
(Constant)	5.591***
인식 유형_이중적	0.386***
인식 유형_이념적	-0.235***
성향 강도_이념적	0.145***
성향 강도_매우 이념적	-1.721***
인식 유형_이중적 × 성향 강도의 서열 점수	0.029
인식 유형_이념적 × 성향 강도의 서열 점수	0.138*

Note: a. Independence model

b. Column effects model

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

10) Dissimilarity index는 1로부터 0에 가까울수록 모델 적합성이 향상됨을 나타낸다.

강한 정치적 이념은 이념의 내용과 무관하게 이원대립적인 빈곤 원인 인식을 유발하는 경향을 보인다. 다시 말해, 빈곤에 대한 담론과 인식이 정치 이념을 기반으로 이루어질 때 빈곤 원인 인식에 대한 집단적 인식은 개인-사회구조라는 이원대립적 스펙트럼에 놓이게 될 가능성이 높다. 이는 가장 일반화된 형태의 정치심리학 모형의 타당성을 지지함과 동시에, 대안적인 과정이나 경로의 빈곤 원인 인식 양상이 존재할 수 있다는 사실을 암시하고 있다. 다원적인 양상의 빈곤 원인 인식의 구성 원리가 존재한다는 사실로 말

<표 5> 서열 로지스틱 회귀 모형을 적용한 정부 지출 태도(빈곤층 생활지원) 분석 모형

	모형 1	모형 2		모형 3	
	대중 인식	비이념적 인식	이념적 인식	비이념적 인식	이념적 인식
정치적 성향(β)	0.107**	0.047	0.259***	0.044	0.288***
(se(β))	(0.054)	(0.064)	(0.096)	(0.064)	(0.097)
절약	-0.059 (0.079)	-0.058 (0.079)	-0.144 (0.095)	0.094 (0.161)	
동기/노력	-0.241*** (0.085)	-0.243*** (0.085)	-0.229** (0.099)	-0.361** (0.180)	
능력/재능	-0.092 (0.069)	-0.088 (0.069)	-0.121 (0.083)	-0.039 (0.141)	
책임감/규율	-0.017 (0.077)	-0.015 (0.077)	0.019 (0.097)	-0.159 (0.155)	
질환/장애	0.077 (0.070)	0.073 (0.070)	0.046 (0.087)	0.122 (0.128)	
학력수준	-0.170** (0.070)	-0.167** (0.070)	-0.193** (0.083)	-0.093 (0.129)	
낮은 임금	0.261*** (0.079)	0.267*** (0.079)	0.309*** (0.099)	0.213 (0.152)	
교육기회 부족	0.076 (0.073)	0.070 (0.074)	0.133 (0.088)	-0.069 (0.152)	
일자리 부족	0.027 (0.071)	0.032 (0.072)	0.024 (0.090)	0.114 (0.152)	
편견/차별	0.233*** (0.067)	0.244*** (0.067)	0.284*** (0.080)	0.139 (0.127)	
불행/불운	0.254*** (0.066)	0.253*** (0.066)	0.284*** (0.081)	0.196 (0.123)	
연령	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)		0.004 (0.004)	
성별	0.237*** (0.092)	0.242*** (0.092)		0.236** (0.092)	
교육수준	-0.026 (0.043)	-0.031 (0.043)		-0.035 (0.043)	
직종	0.335*** (0.117)	0.353*** (0.116)		0.362*** (0.117)	
가구소득 (logged)	0.154** (0.070)	0.153** (0.070)		0.147** (0.070)	
이념적 인식		-0.814** (0.348)		-0.400 (0.623)	
df	21	23		34	
Log-likelihood	-2119.496	-2116.026		-2112.254	

미암아, 정치심리학 모형의 확장된 형태인 정치 이념-빈곤 원인 인식-정치적 태도로 이어지는 인과적 구성 또한 다양한 형태로 존재할 수 있다는 추정이 가능하다. 선행 연구 검토 부분에서 논의한 바와 같이 정치심리학적 관점에서 논의하는 일차원적인 인과적 논리는 정치 이념의 지배적 효과를 상정하고 있다.

빈곤 원인 인식에서의 구조적 이질성은 서로 다른 사회적 집단이 빈곤층과 빈곤 경로에 대한 상호 인지와 담론을 구성하는 방식에 따라 나타나는 문화적 차이로 볼 수 있다. 심리학적 차원에서 논의되는 정치적 이념의 효과가 개인 심리 수준의 근본적인 인과관계를 설명한다면, 이와 같은 도식적 차이는 개인적 수준의 심리적 효과가 발생하는 맥락에서의 차이를 설명한다고 볼 수 있다. 다시 말해, 빈곤 원인 인식에 대한 일반적인 이론적 관점들은 보편적 수준에서 발생하는 인식적 경로를 기반으로 정치적 이념이나 복지 태도와의 연관 구조를 파악하는 반면, 문화 도식 접근 상에서의 설명은 인구 집단 내에 분포하는 차별적인 인식적 경로의 가능성을 고려한다. 이에 대하여 연구자는 마지막 분석으로서 서로 다른 빈곤 원인 인식 집단에 정치 이념의 지배적 효과가 보편적으로 나타나는가를 검증할 것이다.

<표 5>는 빈곤층 대상 생활지원 정부 지출에 대한 태도를 종속변수로 하여 수행한 세 방식의 서열 로지스틱 회귀 모형의 결과이다. 첫 번째 모형은 빈곤 원인 인식 유형을 고려하지 않은 상태, 즉, 이념적 인식 유형 범주를 변수로 포함하지 않은 모형, 두 번째 모형은 이념적 인식 여부를 이진변수화하여 정치적 성향과 상호작용 효과를 고려한 모형, 세 번째 모형은 이념적 인식 여부를 정치적 성향 및 빈곤 원인 인식과의 상호작용 항으로 포함한 모형이다. 편의상 서열별 상수항은 제외하였다.

모형 1에서 나타나는 바와 같이, 전체 인구 집단 내에 차별적인 인식 유형을 고려하지 않는 경우에는 정치이념적 성향이 정부 지출에 대한 태도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 보수적인 이념을 가질수록 다른 변수와 관계없이 보수적 이념을 가질수록 정부 지출을 줄여야 한다는 입장을 지니고 있다. 이는 보편적인 연구를 통해서 밝혀진 바와 같이, 정치적 이념이 복지 태도에 독립적인 효과를 지닌다는 주장을 지지하는 근거이다. 그러나 빈곤 원인 인식 유형과 정치적 성향의 상호작용, 다시 말해 차별적인 인식적 경로를 추정하는 모형 2와 모형 3에서 드러나는 바와 같이 정치적 성향의 독립적인 효과는 오로지 이념적인 양상의 빈곤 원인 인식을 가지고 있는 경우에만 유효한 것으로 드러났다(가설 2). 문화 도식 접근의 맥락에서 볼 때, 이념적 인식 유형이 사회적 담론 및 문화적 의미에서 정치적 이념이 지배적으로 작용하여 나타날 것이라는 추정을 지지한다고 볼 수 있다.

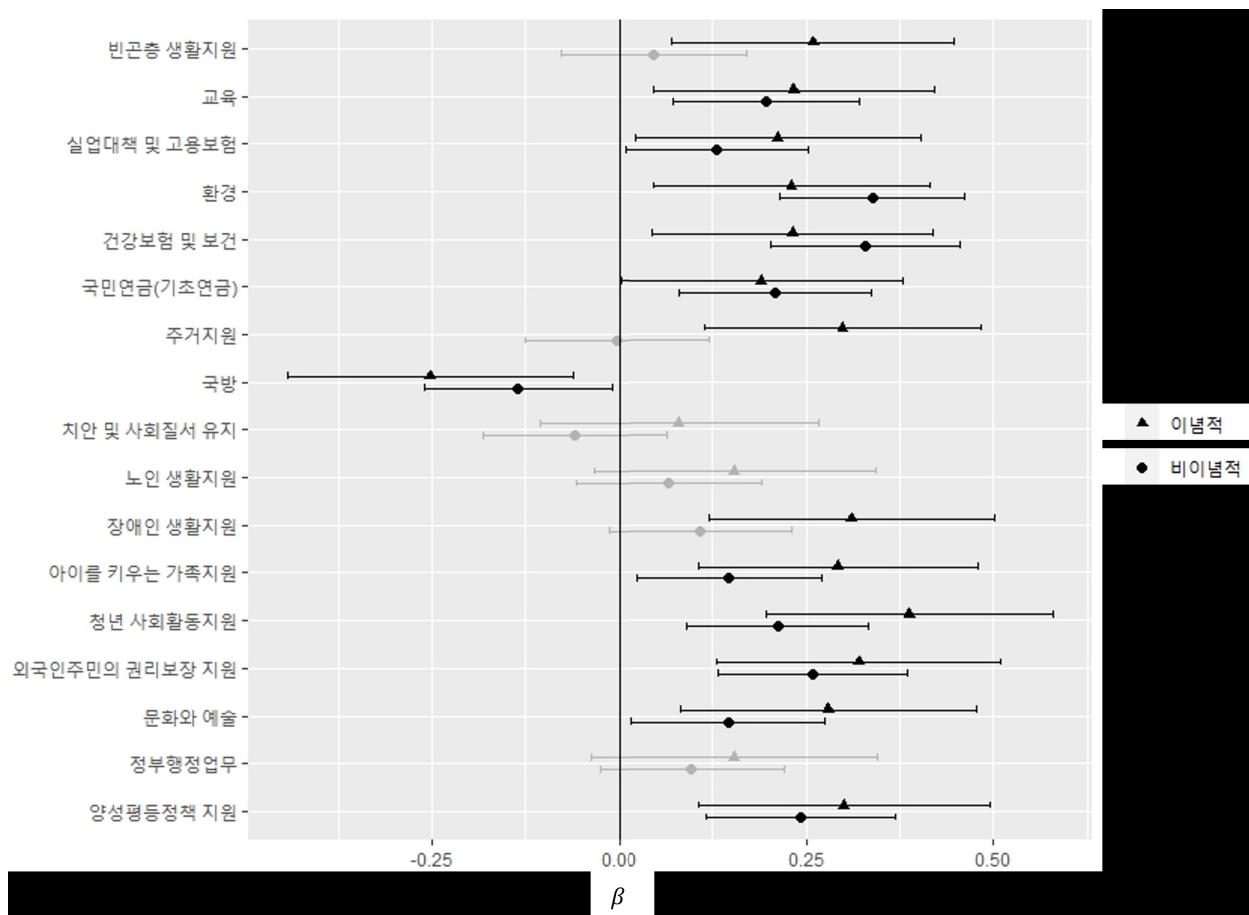
또 다른 주목할만한 사실 중 하나는 구체적인 빈곤 원인 인식의 효과에 있어서도 인식 유형 상의 차이가 나타났다는 점이다. 개별 빈곤 원인 인식 문항과 이념적 인식 범주의 상호작용을 고려한 모형 3에서 알 수 있듯이, 대체로 유의미한 효과를 지니는 변수들 중 동기/노력 문항을 제외하고 학력수준, 낮은 임금, 편견/차별, 불행/불운의 효과가 이념적 인식 유형 상에서 사라졌다. 이는 다시 한번 이념적 인식 유형 상에서는 정치적 이념이 지배적으로 작동하기 때문에 다른 변수들의 변이가 복지 정책 태도에 직접적인 영향을 미치지 않는다는 추정을 지지한다. 다시 말해서, 빈곤에 관한 정부 지출 정책이 제안되었을 때, 어떤 요인이 대중적 지지 혹은 반대를 이끌어 내는가에 있어서 차이가 존재한다는 것이다. 가령, 이념적 인식 집단의 경우, 정책의 방향이나 구체성과 관계없이 그들의 이념적 성향에 따라 지지 혹은 반대를 결정할 가능성이 높다. 반면, 비이념적 인식 집단의 경우에는 이념적 성향과는 관계없이 세부적인 정책 방향성과 근거에 따라 그들의 태도를 결정하게 된다.

이론적 맥락에서 이러한 사실은 기존의 모형에 대한 반박의 여지를 제공한다. 예를 들어, 여러 연구에서 빈곤 원인 인식은 정치적 이념을 매개하거나 정치적 이념과 별개로 복지 태도에 독립적인 영향을 미치

는 것으로 고려되었다(예를 들어, 오현주·이상신, 2015). 이 연구의 결과는 빈곤 원인 인식에 있어서 이념적 성향이 지배적으로 작동하는 가의 여부에 따라 정치이념적 성향에서 빈곤 원인 인식을 거쳐 복지 태도에 이르는 인식 경로의 체계가 달라질 수 있다는 것을 시사한다. 뿐만 아니라, 대체로 개인주의적이거나 사회구조주의적인 대립적 태도의 유형적 효과로 고려되어온 빈곤 원인 인식은 보다 구체성을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다.

연구자는 인식 유형의 집단에서의 도식적 차이가 빈곤에 관한 구체적인 차이인지, 아니면 단순히 어떤 특정 측면에서 나타나는 차이인지를 추가적으로 검토하기 위하여 총 16개 영역의 정부 지출에 대한 태도에 있어서도 모형을 적용하였다.¹¹⁾ [그림 4]는 각 모형에서 이념적 인식 유형 집단 상에서의 정치적 성향의 β 계수와 비이념적 인식 유형 집단 상에서의 계수를 각각 표시하였다. ‘주거지원’과 ‘장애인 생활지원’을 제외한 모든 영역에서 인식 유형 간의 차이는 나타나지 않았다. 이는 빈곤 원인 인식 유형 상에서의 차이가 다른 영역에서는 유력하게 작동하지 않는다는 것을 뜻하는, 반대로는 빈곤 원인 인식에 한정된 구체적인 집단적 차이를 의미할 수 있다는 것을 암시하는 결과이다.

[그림 4] 17개 영역 정부 지출에 대한 태도에 대한 회귀 모형에서 정치적 성향의 효과



11) 회귀식은 모형 2에서 종속변수만을 변경하여 적용되었다.

제5절 요약 및 논의

연구자는 다원적인 양상의 빈곤 원인 인식의 존재를 밝히고, 일반적인 이론적 논의 비교하여 그 의미를 밝히고자 하였다. 몇몇 국외의 경험 연구들의 제안에 따라 인구 집단에 내에서 이질적으로 구성되는 빈곤 원인 인식 방식을 포착하는 것을 기본적인 목표로 삼았으며, 분석을 위한 이론적 배경으로서 문화 도식적 접근을 채택하였다. 먼저, 집단 수준에서 나타나는 빈곤 원인 인식 양태는 크게 이념적 인식, 이중적 인식, 무차별적 인식의 범주로 포괄할 수 있었다. 일반적인 형태로 고려되는 이념에 의한 빈곤 원인 인식의 구성은 표본의 중 일부분만을 차지했으며, 대부분의 경우 개인내 수준에서 개인적 요인과 구조적 요인 간의 강한 충돌은 나타나지 않았다. 추가적으로, 정치적 이념이 극단에 가까울수록 이념에 기반의 빈곤 원인 인식 방식을 가질 가능성이 높다는 사실에 대해서 밝혔다.

다음으로 연구자는 이념적인 빈곤 원인 인식 유형을 핵심적인 집단 변수로 고려하여, 해당 집단이 빈곤 원인의 중요성을 인식하는 방식에서의 차이가 정부 지출 지지에 대한 태도를 결정하는 방식의 차이와 연관되어 있는지를 확인하고자 하였다. 이념적 인식 집단의 경우, 그렇지 않은 집단과는 달리 개별 빈곤 원인 변수가 아닌 정치적 이념이 지배적인 예측 변수라는 것이 드러났다. 이는 극단적인 형태의 귀인 이론의 인과 모형으로서, 빈곤 원인 인식이라는 연결고리 없이 정치적 이념이 정부 지출에 대한 태도를 결정할 수 있다는 주장의 경험적 증거가 될 수 있다. 비이념적 인식 집단에서는 개인의 동기, 학력수준, 낮은 임금, 편견 그리고 불행이 복지 태도에 있어서 실질적인 효과를 지니는 변수들이라는 것이 밝혀졌다.

본 연구는 빈곤 원인 인식 구조의 관한 결정적인 이론적 자원이 개인-구조의 이원대립적 모형에 한정되어 있는 상황에서, 각 집단을 특징지을 수 있는 사회문화적 변수를 고려하지 못했다는 한계를 지니고 있다. 이는 단순히 이론적인 구체성의 결여일 뿐만 아니라, 지금까지의 다양한 사회 조사 자료들이 대안적인 연구 맥락을 고려하지 못했다는 점을 드러낸다. 개인적 수준에서 사회구조적인 수준에 이르는 주요한 빈곤 원인들은 원자화된 변수가 아니라, 집합적이고 문화적으로 구성된 인지-담론의 수준에 배태되어 있을 가능성이 높다. 이를 결정하는 것은 빈곤 경로에 대한 의식과 빈곤층에 대한 직접적인 경험 등과 연관될 수 있으며, 이론적으로는 '누가 어떻게 빈곤해지는가'라는 질문에 대한 인지적 차이에 대한 설명을 통해 이해될 수 있다(Homan, Valentino and Weed, 2017). 빈곤의 과정에 대한 인식은 일차원적인 정치적 이념에 의해서만 결정되지는 않는다. 그보다 구체적인 질문은 어떤 사회적 조건에서 사람들은 정치적 이념을 활용하여 빈곤에 대한 인식과 담론을 형성하며, 그렇지 않는 조건은 무엇인가에 대한 이론적 근거를 지녀야 한다.

추가적으로 연구되어야 할 사항은 다음과 같다. 첫째, 이중적 인식이 구성되는 사회적 메커니즘에 대한 이론화가 필요하다. 탐색적 수준에서 이중적인 인식의 집단을 발견한 것은 사람들이 실제로 어떤 과정을 통해 빈곤 원인에 대한 인식을 정리하는지에 대한 간접적인 근거만을 제공한다. 이중적인 인식이 빈곤에 대한 구체적인 경험과 인식을 통해서 조합된 요인들을 집합인지, 아니면 불가지론적 인식 집단과 이념적 인식 집단으로부터의 단순한 사회적 영향으로 인해 구성되는 부수적이고 논리가 없는 결과물인지에 대한 경험적 연구가 요구된다. 둘째, 빈곤 원인 인식이라는 하나의 신념 체계 상에서 나타나는 구조적 이질성이 다른 정치사회적 영역과 어떤 연관성을 가지고 있는가에 대한 탐구가 필요하다. 만약, 이념적 인식, 이중적 인식, 불가지론적 인식이 대중이라는 인구 집단 내에서 나타나는 보편적인 유형의 인지적 모형이라면, 빈곤 원인 뿐만 아니라 다양한 정치 영역에서의 의견과 태도가 조직되는 원리로 확장될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 오현주·이상신. 2015. “한국인의 빈곤귀인과 복지태도: 구조방정식 모형 분석”. 『의정연구』. 21(2). 164-200.
- 이경원. 2021. “빈곤원인 인식 척도 타당화 연구: 고전검사이론과 문항반응이론 적용”. 『사회보장연구』. 37(2). 1-27.
- 이상록·김형관. 2014. “한국사회 빈곤원인 인식의 실태와 결정요인.” 『한국사회복지학』. 66(1). 163-189.
- 이진향. 2021. “빈곤원인 인식, 정부신뢰, 복지의식의 관계 연구.” 『한국콘텐츠학회논문지』. 21(7). 271-280.
- 이충환. 2015. “빈곤 원인 인식과 불평등 인식이 복지태도에 미치는 영향연구.” 『한국사회복지행정학』. 17(3). 375-401.
- Baldassarri, D. and Goldberg, A. 2014. “Neither ideologues nor agnostics: Alternative voters’ belief system in an age of partisan politics”. *American Journal of Sociology*. 120(1). 45-95.
- Bobo, L. 1991. “Social Responsibility, Individualism, and Redistributive Policies”. *Sociological Forum*. 6(1). 71 - 92.
- Boutyline, A. and Soter, L. K. 2021. “Cultural Schemas: What They Are, How to Find Them, and What to Do Once You’ve Caught One”. *American Sociological Review*. 86(4). 728-758.
- Cerulo, K. A. 2010. “Mining the Intersections of Cognitive Sociology and Neuroscience”. *Poetics*. 38(2). 115 - 132.
- Converse, P. E. 1964. “The Nature of Belief Systems in Mass Publics”. In David A. Ed. 1964. *Ideology and Discontent, International Yearbook of Political Behavior Research*. New York: Free Press. 206-261.
- Daenekindt, S., de Koster, W. and van der Waal, J. 2017. “How people organise cultural attitudes: cultural belief systems and the populist radical right.” *West European Politics*. 40(4). 791-811.
- DiMaggio, P. 1997. “Culture and cognition.” *Annual review of sociology*. 23(1). 263-287.
- DiMaggio, P., Sotoudeh, R., Goldberg, A. and Shepherd, H. 2018. “Culture out of attitudes: Relationality, population heterogeneity and attitudes toward science and religion in the US”. *Poetics*. 68. 31-51.
- Feagin, J.. 1972. “When it comes to poverty, it’s still,‘god helps those who help themselves’”. *Psychology Today*. 6(1). 101-129.
- Feagin, J. 1975. *Subordinating the Poor*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Goldberg, A. 2011. “Mapping shared understandings using relational class analysis: The case of the cultural omnivore reexamined”. *American journal of sociology*. 116(5). 1397-1436.
- Harper, D. J. 1996. “Accounting for poverty: From attribution to discourse”. *Journal of Community & Applied Social Psychology*. 6(4). 249-265.

- Homan, P., Valentino, L. and Weed, E. 2017. "Being and becoming poor: How cultural schemas shape beliefs about poverty". *Social Forces*. 95(3). 1023-1048.
- Hout, M. 1983. *Mobility Tables*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Hunt, M. O. 1996. "The individual, society, or both? A comparison of Black, Latino, and White beliefs about the causes of poverty". *Social forces*. 75(1). 293-322.
- Hunt, M. O., and Bullock, H. E. 2016. "Ideologies and beliefs about poverty." In David B. and Linda B. 2016. *The Oxford Handbook of the Social Science of Poverty*. Oxford: Oxford University Press. 93-116.
- Hunzaker, MB. F., and Valentino, L. 2019. "Mapping cultural schemas: From theory to method". *American Sociological Review*. 84(5). 950-981.
- Ishii-Kuntz, M. 1994. *Ordinal Log-linear Models*. Sage University Papers Series. Quantitative.
- Jarvis, B. F., and Song, X. 2017. "Rising intragenerational occupational mobility in the United States, 1969 to 2011". *American sociological review*. 82(3). 568-599.
- Kluegel, J. R., and Smith, E. R. 1981. "Beliefs about stratification". *Annual review of Sociology*. 7(1). 29-56.
- Kluegel, J. R., and Smith, E. R. 1986. *Beliefs about inequality: Americans' views of what is and what ought to be*. New York: Aldine De Gruyter.
- Merolla, D. M., Hunt, M. O. and Serpe, R. T. 2011. "Concentrated disadvantage and beliefs about the causes of poverty: A multi-level analysis". *Sociological Perspectives*. 54(2). 205-227.
- Pratto, F., Stallworth, L. M., and Conway Lanz, S. 1998. "Social Dominance Orientation and the Ideological Legitimization. of Social Policy". *Journal of Applied Social Psychology*. 28(20). 1853-1875.
- Skitka, L. J. and Tetlock, P. E. 1993. "Providing public assistance: Cognitive and motivational processes underlying liberal and conservative policy preferences". *Journal of Personality and Social Psychology*. 65(6). 1205-1223.
- Skitka, L. J. and Bauman, C. W. 2008. "Moral conviction and political engagement". *Political Psychology*. 29(1). 29-54.
- Weiner, B., Osborne, D. and Rudolph, U. 2011. "An attributional analysis of reactions to poverty: The political ideology of the giver and the perceived morality of the receiver". *Personality and Social Psychology Review*. 15(2). 199-213.
- Wilson, G. 1996. "Toward a revised framework for examining beliefs about the causes of poverty". *Sociological Quarterly*. 37(3). 413-428.
- Zucker, G. S., and Weiner, B. 1993. "Conservatism and perceptions of poverty: An attributional analysis". *Journal of Applied Social Psychology*. 23(12). 925-943.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

MEMO

A series of horizontal dotted lines for writing.