

2023년

한국복지패널 학술대회

The 2023 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) Conference

| 일 시 | 2023. 09. 21. (목) 10:00~18:00

| 장 소 | 대한상공회의소

| 주 관 | 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

| 공동주최 | 한국사회복지학회, 한국사회정책학회, 한국사회복지정책학회, 한국조사연구학회,
한국아동복지학회, 한국노인복지학회, 한국사회복지연구회

KOWEPS

Conference



PROGRAM

10:00~11:00

Session 1

빈곤 및 소득보장

좌장: 김태완(한국보건사회연구원)

제1주제

- 결핍지표 분석을 통한 한국 다차원 빈곤의 특성 연구
 - 발표 : 원소윤(중앙대학교)
 - 토론 : 유지영(남서울대학교)
- 소득·자산과 공적 이전의 세대 간 차이: 연령-기간-코호트 효과 분석, 2006-2021
 - 발표 : 박형준(세종시사회서비스원), 김성아(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 김기태(한국보건사회연구원)

노인

좌장: 이현주(한국보건사회연구원)

제2주제

- 노인 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 영향에서 이전소득의 조절적 역할에 관한 탐색적 연구
 - 발표 : 송치호(가톨릭대학교)
 - 토론 : 이원진(한국보건사회연구원)
- '자기이해'인가 '확장된 자기이해'인가: 보육제도에 대한 노인세대의 복지인식 변화를 중심으로
 - 발표 : 은 석(덕성여자대학교)
 - 토론 : 하석철(서울시복지재단)

삶의 질

좌장: 박정민(서울대학교)

제3주제

- 청년에게 희망은 고문인가 디딤돌인가? 패널자료와 베이지안 네트워크 모형을 활용한 희망과 행복의 관련성에 대한 소득 집단별 비교
 - 발표 : 노법래(부경대학교)
 - 토론 : 문영민(서울대학교 보건환경연구소)
- 아동·청소년기 학업성취, 자존감, 행복감 그리고 자살생각 인과관계 종단분석: 잠재성장 모형 분석
 - 발표 : 곽수란(고구려대학교)
 - 토론 : 이기종(국민대학교)

13:10~13:15

개회사 이태수(한국보건사회연구원 원장), 홍백의(서울대학교 사회복지연구소 소장)

13:15~13:20

축사 홍경준(한국사회복지학회 회장)

13:20~13:30

대학원생 우수논문 시상식 홍백의(서울대학교 사회복지연구소 소장)

13:30~13:40

한국복지패널 소개 이태진(한국보건사회연구원 선임연구위원)

13:40~15:10

특별강연: 패널 데이터 분석의 최근 동향 한치록(고려대학교 교수)

15:20~16:50

Session 2

아동·청소년

좌장: 이봉주(서울대학교)

제1주제

1. 부모교육참여와 아동·청소년의 미디어 시간, 인터넷 과의존 간의 관계
 - 발표 : 이원지(이화여자대학교), 이수진(어린이재단 아동복지연구소), 정수정(신라대학교), 정익중(이화여자대학교)
 - 토론 : 김정화(한경국립대학교)
2. 부모-자녀의 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달 간의 관계
 - 발표 : 이승진(이화여자대학교), 이화조(이화여자대학교), 최유정(이화여자대학교), 정익중(이화여자대학교)
 - 토론 : 박애리(순천대학교)
3. 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존의 잠재적 유형 간 관계
 - 발표 : 오수경(이화여자대학교), 구혜완(이화여자대학교 사회복지연구소), 김서현(전북대학교), 정익중(이화여자대학교)
 - 토론 : 주영하(국립재활원 재활연구소)

코로나19와 사회경제적 영향

좌장: 정원오(성공회대학교)

제2주제

1. 코로나19와 가구 경제
 - 발표 : 남재현(부산대학교)
 - 토론 : 한은희(사회보장정보원)
2. 코로나19와 청년의 다차원 빈곤: 비경제적 영역의 취약성을 중심으로
 - 발표 : 이해림(서울대학교), 변금선(서울연구원)
 - 토론 : 함선유(한국보건사회연구원)
3. 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향: 연령에 따른 이중차이분석
 - 발표 : 한창근(성균관대학교), 맹성준(성균관대학교), 김은경(성균관대학교)
 - 토론 : 정세정(한국보건사회연구원)

대학원생

좌장 : 이원진(한국보건사회연구원)

제3주제

1. 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 '엄마'에게 가혹한가?: 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 추정을 중심으로
 - 발표 : 김 준(이화여자대학교 사회복지학과 석박통합과정)
 - 토론 : 조미라(육아정책연구소)
2. 한국인 실업정책 선호 형성의 제도적 맥락: 기업규모와 실업위험 반응성 격차를 중심으로
 - 발표 : 최서영(서강대학교 사회학과 석사)
 - 토론 : 고희진(한국보건사회연구원)
3. 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 소득계층별 차이를 중심으로
 - 발표 : 김은하(서울대학교 사회복지학과 석사수료)
 - 토론 : 오혜은(성균관대학교 사회복지연구소)

17:00~18:00

Session 3

정신건강 1

좌장: 강상경(서울대학교)

제1주제

- 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 활용한 노인 우울 증상의 하위 유형의 종단적 변화
 - 발표 : 박현용(성신여자대학교)
 - 토론 : 윤민석(서울연구원)
- AUDIT-K 척도의 요인구조 및 측정불변성 검증: 내포(nested) 모형 비교를 위한 RMSEA_D 지수의 활용을 중심으로
 - 발표 : 박병선(국립강릉원주대학교), 이선영(국립강릉원주대학교)
 - 토론 : 김남희(한국형사법무정책연구원)

정신건강 2

좌장: 김성용(선문대학교)

제2주제

- 1인 가구여부가 성인 장애인의 행복감 변화궤적에 미치는 영향: 여가생활만족도 변화궤적 매개효과를 중심으로
 - 발표 : 이병화(경기복지재단), 신서우(경기복지재단)
 - 토론 : 이송희(서울시복지재단)
- 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성: 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여
 - 발표 : 박현정(서울대학교), 우예영(숭실사이버대학교)
 - 토론 : 전진아(한국보건사회연구원)

복지인식

좌장: 최유석(한림대학교)

제3주제

- 소득과 자산의 결합지위가 복지태도에 미치는 영향
 - 발표 : 양종민(서울대학교 사회발전연구소)
 - 토론 : 김성아(한국보건사회연구원)
- 한국사회 사회의 질 인식의 변화: 2006-2022년을 중심으로
 - 발표 : 박호준(서울대학교 사회복지연구소), 박정민(서울대학교)
 - 토론 : 이영수(인천대학교)

※ 자세한 내용은 한국복지패널 홈페이지(www.koweps.re.kr)를 참고 바랍니다.

CONTENTS

Session 1

[제1주제] 빈곤 및 소득보장

1. 결핍지표 분석을 통한 한국 다차원 빈곤의 특성 연구 3
2. 소득·자산과 공적 이전의 세대 간 차이: 연령-기간-코호트 효과 분석,
2006-2021 29

[제2주제] 노인

1. 노인 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 영향에서 이전소득의 조절적 역할에 관한
탐색적 연구 51
2. '자기이해'인가 '확장된 자기이해'인가: 보육제도에 대한 노인세대의 복지인식
변화를 중심으로 79

[제3주제] 삶의 질

1. 청년에게 희망은 고문인가 디딤돌인가? 패널자료와 베이지안 네트워크 모형을
활용한 희망과 행복의 관련성에 대한 소득 집단별 비교 95
2. 아동·청소년기 학업성취, 자존감, 행복감 그리고 자살생각 인과관계 종단분석:
잠재성장모형 분석 109

Session 2

[제1주제] 아동·청소년

1. 부모교육참여와 아동·청소년의 미디어 시간, 인터넷 과의존 간의 관계 129
2. 부모-자녀의 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달 간의 관계 149
3. 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존의 잠재적 유형 간 관계 177

[제2주제] 코로나19와 사회경제적 영향

1. 코로나19와 가구 경제 205
2. 코로나19와 청년의 다차원 빈곤: 비경제적 영역의 취약성을 중심으로 237
3. 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향: 연령에 따른 이중차이분석 259

[제3주제] 대학원생

1. 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 '엄마'에게 가혹한가?: 코로나-19 이후
유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 추정을 중심으로 279
2. 한국인 실업정책 선호 형성의 제도적 맥락: 기업규모와 실업위험 반응성
격차를 중심으로 297
3. 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 소득계층별 차이를 중심으로 323

CONTENTS

Session 3

[제1주제] 정신건강 1

1. 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 활용한 노인 우울 증상의 하위 유형의 종단적 변화 347
2. AUDIT-K 척도의 요인구조 및 측정불변성 검증: 내포(nested) 모형 비교를 위한 RMSEA_D 지수의 활용을 중심으로 363

[제2주제] 정신건강 2

1. 1인 가구여부가 성인 장애인의 행복감 변화궤적에 미치는 영향: 여가생활만족도 변화궤적 매개효과를 중심으로 383
2. 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성: 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여 399

[제3주제] 복지인식

1. 소득과 자산의 결합지위가 복지태도에 미치는 영향 421
2. 한국사회 사회의 질 인식의 변화: 2006-2022년을 중심으로 435

[제1주제]

빈곤 및 소득보장

-
1. 결핍지표 분석을 통한 한국 다차원 빈곤의 특성 연구
 2. 소득·자산과 공적 이전의 세대 간 차이: 연령-기간-코호트 효과 분석, 2006-2021

결핍지표 분석을 통한 한국 다차원 빈곤의 특성 연구¹⁾

A Study on the multidimensional poverty in South Korea: Analyses of deprivation interlinkages

원소윤(중앙대학교)

본 연구는 7차년도(2012년)와 17차년도(2022년) 한국복지패널자료를 활용하여 생활수준·교육·건강·경제수준·사회보장 등 다섯 가지 차원의 10개 결핍 지표 분석을 통해 한국의 다차원 빈곤 상태를 측정하였다. 본 연구는 다차원 빈곤에 관한 선행연구를 발전시켜 10개의 결핍 지표들이 서로 어떠한 방식으로 결합 및 상호 작용하며 다차원 빈곤층의 삶에 영향을 미치는지 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 분석 결과 한국의 다차원 빈곤율은 2012년 39.9%에서 2022년 31.8%로 최근 10년간 다소 감소하였으나, 같은 기간 소득 빈곤율에 비해 약 두 배 이상 높은 것으로 나타나 다차원 빈곤층 중 약 20%가 공식 빈곤율로 측정되지 않는 빈곤상태를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 지표별로는 2012년 교육·근로·소득·건강·사회보장 결핍이 다차원 빈곤층의 삶에 가장 큰 영향을 미친 반면, 2022년의 다차원 빈곤층은 교육·근로·건강의 결핍을 가장 많이 경험하는 것으로 나타나 지난 10년간 사회보장수준의 증가 및 그에 따른 소득빈곤 감소가 다차원 빈곤 감소에도 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 빈곤층이 장기적으로 만성 빈곤에서 벗어나 가치 있는 삶을 실현하기 위해 필요한 실현가능능력(capability), 즉, 교육, 건강 및 근로에 있어 여전히 결핍을 겪고 있는 것으로 나타났다. 과거(2012년)의 빈곤 경험은 현재(2022년)의 빈곤 경험 확률을 통계적으로 약 6배 가량 유의하게 증가시킨다는 중단분석 연구결과도 다차원 빈곤층이 만성 빈곤상태를 경험하고 있음을 보이고 있다. 이러한 본 연구결과는 효율적 빈곤전략 수립을 위해서는 소득 기준을 넘어 다차원 빈곤선 적용을 통한 빈곤층 선별 및 다차원 빈곤층의 유형별 분석을 통해 다양한 분야의 정책들을 통합적으로 지원하는 정책적 노력이 필요함을 보여준다.

제1장 서론

빈곤 정책 수립을 위해 어떻게 빈곤을 정의하고 측정하는지는 매우 중요한 문제이다. 가장 널리 쓰이는 소득 기반 척도는 가구 혹은 개인의 소득이 빈곤선을 기준으로 어디에 위치하는지를 계산하여 빈곤을 측정한다. 이러한 소득 기반 척도는 가구 혹은 개인이 빈곤선에서 얼마나 떨어져 있는지를 수치로 제공하여 소득 빈곤 계층의 빈곤 상태를 파악하고 정책을 수립하는데 유용하다(Brady, 2003). 예를 들어, 소득 빈곤선을 활용하여 어떤 가구 혹은 개인의 소득이 최저생계비보다 얼마나 부족한지를 측정했을 경우 얼마의 복지 급여를 받아야 최저생계를 유지할 수 있는지를 쉽게 파악할 수 있다(Sen, 1979). 그러나 빈곤 상태를 소득으로만 측정했을 경우 실제 생활에서 경험하는 빈곤상태가 왜곡될 위험이 존재한다. 예를 들어, 어떤 가구 혹은 개인의 빈곤상태를 소득으로만 측정했을 경우 빈곤 진입 혹은 탈빈곤 한 것으로 보일 지라도, 실제 해당 가구 및 개인의 자산과 건강상태, 소비, 그리고 좀 더 넓게는 현재의 생활을 개선시킬 만한 기

1) 본 연구는 현재 진행 중인 것으로 인용은 자제해 주시기 바랍니다.

능 및 능력이 변화하지 않은 경우들이 존재한다(Baulch & Hoddinott, 2000; Sen, 1979). 이 경우, 개인이 단기 실업상태에 놓여 일시적 소득감소를 경험했다라도 자산 수준이 변화하지 않았을 경우 소득감소 이전의 생활 수준을 유지할 수 있을 것이다.

따라서 최근의 빈곤 연구들은 소득 빈곤선의 한계를 극복하기 위해 다차원 빈곤척도를 통한 빈곤 측정 노력을 지속하고 있다. UN 역시 2015년 채택한 지속가능한 발전 목표(Sustainable Development Goals, SDGs) 중 빈곤 퇴치 목표 달성도 측정을 위해 각국이 다차원 빈곤 척도를 활용할 것을 적극 권장함으로써, 빈곤이 단순히 소득 결핍이 아닌 건강, 영양상태, 주거, 교육 등 삶에 영향을 주는 다양한 측면의 결핍을 포함하고 있음을 강조하고 있다(UNICEF, 2019).

그러나 소득 빈곤선의 한계를 극복하기 위한 다양한 학문적, 정책적 노력에도 불구하고, 한국의 탈빈곤 전략은 여전히 기초생활보장제도 등 소득 기반 정책을 중심으로 이루어지고 있다. 소득 빈곤선을 중심으로 빈곤을 측정하고 이에 기반하여 정책을 수립하는 전략은 빈곤 사각지대의 발생을 유발하고, 효율적인 탈빈곤 정책수립에 장애가 되고 있다. 2014년 이른바 ‘송파 세 모녀 사건’부터 2022년 ‘수원 세 모녀 사건’까지 복지사각지대 문제가 끊임없이 사회문제화 되면서 정부는 복지사각지대 발굴시스템을 통해 단전, 단수, 단가스, 사회보험료 체납정보, 주거 및 고용위기 등 다양한 정보를 통해 소득 뿐 아니라 빈곤의 다차원적 측면을 활용하여 복지 위기가구를 발굴해 내고 있다(김은하, 2022). 그러나 위기가구가 발굴되어도 이들에 대한 빈곤 측정 및 정책이 모두 소득을 중심으로 이루어져 실질적 빈곤상태를 개선하기 위한 정책적 지원은 뒷받침되지 못하고 있는 것이 현실이다. 최정은·김윤영·최기정·이인수(2022)에 따르면 2020년, 2021년 2년간 복지사각지대 발굴시스템을 통해 발굴된 총 228만 명 중 공적지원을 받은 대상자는 약 17%에 불과하며, 나머지 위기가구들은 일시적 민간자원연계를 통해 지원을 받는데 그쳐 여전히 상시적 빈곤위험에 노출되고 있다. 따라서 소득 이외의 다차원 빈곤지표를 활용, 실제 삶에서 가구 및 개인들이 경험하는 다양한 결핍(deprivation) 수준을 파악하고, 그에 대한 맞춤형 지원을 실시하는 것은 효율적 빈곤정책 수립 및 복지사각지대 해소에도 매우 중요한 의의를 지닌다.

본 연구는 한국의 다차원 빈곤을 다양한 결핍 지표를 활용, 측정 및 분석하고, 제7차(2012년) 및 17차년도(2022년) 한국 복지패널 데이터를 활용하여 지난 10년간 한국 다차원 빈곤의 변화 경향과 향후 탈빈곤 정책이 나아가야 할 방향을 모색하고자 하는 목적을 지닌다. 이를 위해 본 연구는 다차원 빈곤 관련 가장 최신 연구인 Suppa, Alkire, and Nogales(2022)의 결핍지표 결합 분석 방식을 활용, 다차원 빈곤 가구의 삶을 횡단적, 종단적 측면에서 각각 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 횡단적 관점에서 다양한 결핍 지표들이 어떤 방식으로 결합 및 상호작용하며 빈곤 가구에 영향을 주는지를 종합적 관점에서 분석하는 결핍 프로파일(deprivation profile)과 결핍 묶음(deprivation bundle) 분석을 실시하고, 가장 결핍률이 높은 결핍 지표 묶음이 다른 지표들과 어떻게 결합하는지를 탐색하기 위해 공동결핍률(co-deprivation)을 측정한다. 또한 잠재계층분석(Latent Class Analysis; LCA)으로 앞의 결핍 프로파일 및 묶음 분석을 통해 발견한 결과들을 확인하고 그에 관한 함의를 도출한다. 다음으로 종단적 관점에서 2012년 및 2022년 데이터를 결합하여 과거의 다차원 빈곤 경험이 현재의 빈곤에 어떠한 영향을 미치는 지에 관한 동태적 분석을 실시하고, 현재의 빈곤에 영향을 주는 다양한 인구사회학적 영향요인을 분석한다.

제2장 연구배경

1) 다차원적 빈곤에 대한 이론적 배경

다차원적 빈곤연구는 일반적으로 Sen(1979)의 실현능력 접근(Capability Approach) 이론과 Townsend의 상대적 결핍(Relative Deprivation) 이론에 그 이론적 바탕을 두고 있다. Sen(1979)의 이론에 따르면 빈곤은 단순 소득 결핍이 아닌 능력의 결핍으로 정의된다. 실현능력(capability)은 개인들이 자신들이 가치 있다고 생각하는 삶을 사는 것을 가능하게 하며, 모든 개인은 - 심지어 사회경제적 사다리의 가장 아래쪽에 위치해 있는 개인이라도 - 건강 및 교육 등의 형태로 실현능력을 발전시킬 수 있는 충분한 기회를 제공받을 경우 그들 스스로 운명을 결정할 수 있다. 이러한 이론적 기반하에서 Sen(1979)은 빈곤을 소득뿐 아니라 영양, 건강, 교육, 저축 등을 포함한 다양한 측면에서 측정하는 직접 측정방식(direct method)을 제안하였다. 반면 Townsend(1979)는 빈곤을 절대적 상태가 아닌 상대적 결핍상태로 정의한다. Townsend(1979)의 정의에 따르면 상대적 결핍은 “개인, 가족 혹은 인구 내 특정 집단이 그들이 속한 사회에서 관습적으로 필요하다고 인정되는 음식, 사회활동에의 참여, 생활필수재 등을 획득하는 데 필요한 자원이 결여된 상태”를 의미한다. 이러한 Sen과 Townsend의 이론을 기반으로 다차원 빈곤은 다양한 척도를 활용하여 측정되고 있다.

먼저 Sen(1979)의 이론을 기반으로 한 다차원 빈곤 척도 중 가장 대표적인 것은 2009년 Oxford Poverty and Human Development Initiative(OPHI)와 United Nations Development Programme(UNDP)의 협동 연구를 통해 개발된 다차원 빈곤 지수(Multidimensional Poverty Index; MPI)를 들 수 있다. MPI는 다차원적 빈곤의 국제 비교를 위해 개발 및 적용되었으며 개발도상국 등에서 널리 사용된다(Alkire & Santos, 2014). MPI는 건강, 교육, 생활수준 등 세 가지 차원에서 10개의 결핍 지표, 즉 영양, 아동사망률, 교육 연수 및 학교 출석, 요리용 연료 및 위생, 물, 전기, 거주지 바닥의 재료, 자산 등으로 구성된다. 각 빈곤 차원과 지표의 중요성에 따라 개별 가중치가 결정되며, 지표별 기준에 따라 결핍 여부가 결정된다. 각 개인에게는 가중치가 적용된 결핍 지표의 합(the sum of weighted deprivation)에 의해 결핍 점수(deprivation score)가 부여되고, 설정된 빈곤선에 따라 다차원적 빈곤을 경험하고 있는지 여부가 결정된다. 또한 MPI는 Alkire and Foster(2011)에 의해 제안된 조정 다차원 빈곤율(Adjusted Headcount Ratio) 방식을 따라 측정된다. 구체적으로 개인 혹은 가구는 가중치가 적용된 지표의 합이 빈곤경계선(일반적으로 전체 지표 합 1/3) 이상일 경우 다차원 빈곤으로 분류되며, 이를 통해 ‘머릿수 다차원 빈곤율 H (multidimensional headcount poverty ratio)’, 즉 총 인구 중 결핍 점수(deprivation score)가 빈곤선 위에 있는 사람들의 비중($\frac{\text{다차원 빈자수}}{\text{인구수}}$)을 산출 할 수 있다. 여기에 빈곤의 강도 A (the intensity of multidimensional poverty), 즉 다차원 빈곤층의 결핍 점수 평균을 곱한 값인 $H \times A$ 가 조정 다차원 빈곤율(Adjusted headcount ratio)이 되며, 이를 다차원 빈곤지수(MPI)로 부른다(Suppa et al., 2022; 서병수·권종희, 2012).

Townsend(1979)의 상대적 결핍 이론을 적용한 대표적 다차원 빈곤 척도로는 영국 Bristol University, Heriot-Watt University, The Open University, Queen’s University Belfast, University of Glasgow, the University of York 간 합동 프로젝트로 진행된 Poverty and Social Exclusion(PSE) 조사를 들 수 있다. PSE

2) 옥스퍼드 영한 사전에 따르면 Deprivation은 ‘박탈’로 번역되지만 국내 선행연구에서는 Deprivation을 ‘박탈’ 혹은 ‘결핍’으로 혼용하여 사용하고 있다. 본 연구에서는 선행연구와의 비교 및 ‘박탈’이라는 단어가 주는 부정적 의미를 피하고 중립적 용어 사용을 위해 Deprivation을 ‘결핍’으로 일관되게 번역하여 사용하였다.

는 영국 국민들에게 삶에 있어 필수적이라고 받아들여지는 생활 필수재(necessities) 관련 다양한 정보를 수집하여 물질적 결핍을 음식, 의류, 연료, 주거 편의시설, 거주주택 및 이웃환경, 근로조건 및 안정성, 가족의 지지, 여가활동, 교육, 건강, 사회적 관계 등에 관한 다양한 지표들로 측정한다(Gordon, 2006). 또한 사회에서 공통적으로 인정되는 생활 필수재들을 물질적 결핍 지표로 활용하기 위하여 각 지표들이 사회필수재인지 설문을 통해 선정하는 Consensual approach를 적용한다.

2) 다차원 빈곤 측정에 관한 국내의 선행연구

다차원 빈곤지수(MPI)를 활용하여 지속가능한 발전 목표의 달성 정도를 평가한 외국의 선행연구들에 따르면 많은 국가에서 다차원 빈곤은 소득 빈곤과 반드시 일치하지 않는 것으로 보인다. 예를 들어 라오스의 2007년/2008년 통계를 활용, 다차원 빈곤을 측정한 Bader et al.(2014)에 따르면 라오스의 공식 소득 빈곤율은 27.4%, 다차원 빈곤은 35.0%로 다차원 빈곤율이 더 높은 것으로 나타나 약 10%의 인구가 공식 통계로 잡히지 않는 사각지대(overlooked poor)로 존재하는 것을 알 수 있다. 사각지대 계층은 교육과 영양 부분에서 높은 결핍률을 보이고 있으며, 소수 인종집단에서 널리 관찰되고 있다. Bader et al.(2014)의 연구에서 발견된 소득과 다차원 빈곤의 불일치는 베트남(Roelen et al., 2012), 부탄(Santos, 2013), 중국(Wang, X., 2022) 등 다른 국가들을 대상으로 한 연구에서도 공통적으로 발견되고 있다.

다차원 빈곤 관련 가장 최근의 연구는 전 세계 111개의 개발도상국 데이터를 활용, 결핍 지표들의 결합 방식분석을 통해 다차원 빈곤상태를 측정된 Suppa et al.(2022)의 연구를 들 수 있다. 지속가능한 발전 목표(SDGs) 달성 정도를 다차원적 빈곤지수(global MPI)를 활용해 분석한 본 연구는 MPI의 3개 차원 10개 지표가 어떻게 결합하여 상호작용하는지 알아보기 위해 결핍 프로필 분석, 결핍 묶음 분석, 공동 결핍률 분석 및 잠재계층분석(Latent Class Analysis) 등을 실시하였다. 이를 통해 Suppa et al.(2022)은 분석 대상인 111개 개발도상국 국민 6.1억명 중 약 1/3이 결핍률 상위 20개의 결핍 묶음으로부터 영향을 받고 있음을 발견하였으며, 약 60%의 빈곤층이 위생(sanitation), 주거(housing), 요리용 연료(cooking fuel) 등 세 가지 결핍지표 묶음에서 결핍을 경험하고 있음을 발견하였다. Suppa et al.(2022)은 이러한 분석을 통해 하나의 결핍을 완화하기 위해서는 단일 정책이 아닌, 가장 결핍률이 높은 지표 묶음 혹은 빈곤층의 결핍 패턴을 탐색하고 이를 해결하기 위한 다양한 정책들을 결합함으로써 효과적인 빈곤 정책 수행이 가능할 것이라고 주장하고 있다. 또한 향후 연구에서 시간이 지남에 따라 빈곤층에 가장 많이 영향을 주는 결핍 묶음이 어떻게 변화하는지를 분석하고 그에 따른 정책적 함의를 도출하는 방식을 제안하고 있다.

한국의 다차원 빈곤에 관한 대표적인 연구는 2005-2011년 복지패널 데이터를 활용, Alkire and Foster(2011)의 차원계수방식에 의한 실현가능접근을 통해 다차원 빈곤의 종단분석을 실시한 서병수·권종희(2013)의 연구를 들 수 있다. 서병수·권종희(2013)는 소득, 자산, 교육, 건강, 주거, 근로능력, 사회보장 등 7개 차원을 통해 한국의 다차원 빈곤율을 측정된 결과, 차원빈곤선이 3개 이상일 경우 머릿수 다차원 빈곤율이 40.6%, 조정 다차원 빈곤율은 22.1% 수준으로 절대소득 빈곤율 7.7%에 비해 약 3배 가량 높음을 보이고 있다. 또한 서병수·권종희(2013) 소득빈곤 가구는 대부분 다차원 빈곤 가구라고 할 수 있으나 다차원 빈곤가구의 약 68%는 소득빈곤가구가 아님을 보이고 있으며, 종단 분석 시 5년 이상의 만성적인 다차원 빈곤을 경험한 가구 비율도 15%에 달하였다. 변금선·이혜림(2022)은 2010년, 2019년 복지패널 데이터를 활용, 20-30대 청년이 경험하는 다차원적 빈곤 실태를 7개 차원 15개 빈곤지표를 통해 분석하였다. 분석 결과 청년의 다차원적 빈곤율은 타 연령집단에 비해 낮았으나, 전체 집단의 다차원적 빈곤 위험이 큰 폭

으로 감소한 것과 달리 지난 10년간의 빈곤 감소가 미미했다. 또한 20대 청년은 교육, 역량 차원의 빈곤율이, 30대 청년은 노동과 사회적 자본의 상대적 빈곤 위험이 높아진 것으로 나타났다. Nam(2021)은 2015년 복지패널 데이터와 잠재계층분석 방식을 활용, 여성 가구주의 다차원적 빈곤율을 분석하여 빈곤계층을 복합적 빈곤계층, 고용취약계층, 건강취약계층 등 3가지 유형으로 분류하고 각 유형에 맞는 빈곤 정책 수립의 필요성을 제시하였다.

그러나 이러한 국내의 선행연구는 개별 지표 및 차원별 결핍 현황, 혹은 다차원 빈곤율 측정에 대한 분석에 집중하여 각각의 개별 지표들이 어떻게 결합하여 빈곤층의 생활 여건을 결정짓는 요인이 되는지에 관한 종합적 이해가 부족하다. 다차원 빈곤의 이론적 기반을 제공한 Sen은 “서로 다른 종류의 결핍들은 가장 포괄적인 틀 내에서 종합적으로 검토되어야 한다”고 주장하였으며, UN의 지속가능한 발전목표 역시 다차원 빈곤 관련 개별 목표들이 서로 별개의 것이 아니라 상호결합을 통해 작용하고 있다고 본다(Suppa et al., 2022). 이러한 관점에서 본 연구는 개별 다차원 빈곤 지표들이 어떻게 결합 및 상호작용하여 빈곤층의 삶에 영향을 주는지를 분석함으로써, 보다 효율적·통합적인 빈곤정책 수립을 위한 기틀을 만들고자 한다. 또한, 종단적 측면에서 과거의 다차원 빈곤경험이 10년 후 현재의 다차원 빈곤과 어떠한 관계 가지고 있는지 측정하고 두 변수에 영향을 주는 인구사회학적 요인을 측정함으로써, 지난 10년간 한국사회에서 다차원 빈곤의 진입과 탈출이 고착화되어 있는지, 혹은 빈번하게 이루어지고 있는지를 진단하고자 한다.

제3장 분석방법

1. 연구자료 및 분석대상

본 연구는 한국복지패널 7차년도 및 17차년도 자료를 활용하였다. 복지패널 7차년도 자료의 조사연도는 2012년, 17차년도 자료의 조사연도는 2022년이다. 한국복지패널 자료는 Sen의 실현능력접근과 Townsend의 상대적 결핍이론 모두를 적용하여 다차원 빈곤을 측정할 수 있는 다양한 정보들을 담고 있어 다차원 빈곤 연구에 적합하다. 본 연구는 가구를 분석대상으로 하였으며, 교육수준, 고용상태 및 연령 등 개인 단위의 지표는 가구주를 기준으로 측정하였다. 개인 단위의 지표에서 가구주의 특성을 활용한 이유는 최근 가족 유형 변화 및 해체 경향에도 불구하고, 여전히 가구주가 가구원 전체의 삶의 질과 빈곤 상태에 중요한 영향을 미치는 한국의 가족 모델을 고려한 것이다. 또한, 한국의 전체 노인빈곤율이 세계적으로 매우 높은 수준이라는 점과 연령대별 생활 환경이 서로 다를 것을 고려하여, 전체 가구를 가구주 연령에 따라 근로연령 가구(15-64세) 및 노인가구(65세 이상)로 나누어 추가적인 분석을 진행하였다. 그 결과 횡단적 분석(결핍 프로필, 결핍묶음 분석, 공동결핍률, 잠재계층분석)에서는 2012년 7,356가구, 2022년 7,777가구가 분석에 활용되었으며, 종단적 분석(다차원 빈곤의 동태적 분석)에서는 양 차수에서 모두 조사가 완료된 5,141가구를 대상으로 분석이 진행되었다.

3) 복지패널데이터는 원표본 유지율 감소에 따른 표본의 탈락(attrition) 및 그에 따른 편의(attrition bias)를 방지하기 위해, 2012년 7차수 1,800가구, 2022년 17차수 2,012가구를 신규 표본으로 추가하였다.

2. 결핍 차원 및 지표의 선정과 빈곤선

본 연구는 다차원 빈곤에 관해 앞서 언급한 Sen과 Townsend의 이론 중 Sen의 실현능력접근 방식에 따라 다차원 빈곤을 분석하였다. 복지패널 조사는 Townsend의 상대적 결핍이론 중 물질적 결핍(material deprivation) 측면에서 다차원 빈곤을 측정할 수 있도록 음식, 주거, 건강, 생활 필수재 등의 분야에서 14개 결핍 지표에 관한 정보를 제공하고 있지만, 2022년 기준 전체 표본 중 지표별 결핍을 경험하는 비중이 약 0.05%에서 0.34%에 불과하는 등 결핍률이 매우 낮아 분석 결과의 적용 및 정책적 활용가능성은 낮은 것으로 판단된다.

〈표 1〉은 본 연구에서 실현능력접근 방식에 따른 다차원 빈곤 측정을 위해 활용한 결핍 차원 및 지표를 요약한 것이다. UNDP and OPHI(2019)에서 발간한 다차원 빈곤 척도 구성을 위한 가이드라인에 따르면 다양한 빈곤 혹은 결핍의 차원(dimension)과 지표(indicator)는 데이터의 이용가능성을 고려하여, 국제 비교가 가능하게 설정하는 것이 중요하다. 현존하는 각국의 다차원 빈곤지수(MPIs)들은 교육, 건강, 주거, 생활수준, 환경, 정보화 격차 및 사회적 응집성, 아동·청소년 삶의 질 등을 빈곤 차원으로 포함하고 있으며, 이 중 교육, 건강, 주거 및 생활수준, 고용 및 사회보장 등이 가장 널리 활용되고 있다. 본 연구는 각국에서 활용되는 다차원 빈곤 지표와 자료의 이용가능성, 그리고 서병수·권중희(2013), Nam(2020), Wang, Shu, and Lu(2023) 등의 국내외 선행연구를 고려하여, 생활수준, 교육, 건강, 경제수준, 사회보장 등 다섯 가지 빈곤 차원에서 10개의 지표를 선정하였다. 각 지표는 이항 변수들로 구성되며 결핍을 경험하지 않는 개인에게는 0, 경험한 개인에게는 1을 부여하였다.

〈표 1〉에서와 같이 우선 생활 수준을 나타내는 지표는 주거 환경과 자산 빈곤으로 설정하였다. 자산 빈곤은 Haveman and Wolff(2005)의 방식에 따라 '소득이 없을 경우 일정 기간 기본적 생활을 유지할 수 없을 만큼 충분한 자산을 가지지 못한 가구'로 정의하였다. 이 중 가구 자산은 총 자산(거주주택 가격, 부동산, 금융자산 등)에서 총 부채를 제외한 순 자산으로 측정하였으며, 기본적 욕구는 공식 빈곤선인 가구 원수에 따른 기준 중위소득의 50%로 측정하였다. 일정 기간은 소득이 없을 때 자산으로 가구 지출을 감당할 수 있는 타당한 기간으로, 실업상태에서 6개월 이상의 실업자를 장기 실업자로 분류하는 것을 고려, 이 기간을 6개월로 정의한 남상호(2009)의 연구를 따라 6개월로 측정하였다. 교육수준의 경우 2021년 한국 성인(만 25~64세 기준)의 고등교육(대학) 이수율이 51.7%로 OECD 평균보다 높고, 특히 청년층(만 25~34세)의 고등교육 이수율(69.3%)이 OECD 국가 중 1위임을 고려, 50세를 기준으로 청년 및 중장년층(50세 미만)은 전문대학 미만인 경우, 중고령층(50세 이상)은 고등학교 졸업 미만인 경우 결핍을 겪고 있다고 정의하였다. 사회보장의 경우 4대 보험 중 전 국민을 의무가입 대상으로 하고 있는 공적연금과 건강보험 가입 여부를 기준으로 결핍 정도를 측정하였다.

본 연구는 Alkire and Santos(2014) 등의 선행연구에 따라 5개의 결핍 차원에 동일한 가중치를 부여하고, 각 차원의 구성지표에도 동일한 가중치를 두었다. 빈곤선의 경우 Global MPI의 방식에 따라 전체 10개 지표 중 1/3에 해당하는 3개 지표를 빈곤선으로 설정하고, 그보다 많은 수의 지표에서 결핍을 경험하는 가구를 빈곤층이라고 정의하였다(UNDP and OPHI, 2019).

[표 1] 다차원적 빈곤측정 지표

차원	지표명 (측정단위)	지표 측정 방법 및 기준선	가중치
생활수준	주거 환경 1 (가구)	주거 위치가 지하층, 반지하층, 옥탑 인 경우	1/15
	주거 환경 2 (가구)	주택 유형이 영구임대아파트, 비거주용 건물 내 주택(상가, 공장 등), 비닐하우스/옴막/판잣집, 임시가건물, 국민공공임대아파트 인 경우	1/15
	자산 빈곤 (가구)	가구의 순자산(총자산 - 총부채)이 공식빈곤선(가구원수별 기준중위소득 50%)의 6개월 분에 미치지 못하는 경우	1/15
교육	교육 수준 (개인)	50세 이상은 고졸 미만, 50세 미만은 대졸 미만인 경우	1/5
건강	건강 1 (개인)	주관적 건강상태에 대해 건강하지 않은 편이다 혹은 건강이 아주 안 좋다고 응답한 경우	1/10
	건강 2 (가구)	돈이 없어 병원에 못 간 경험이 있는 경우	1/10
경제수준	근로활동 (개인)	주된 경제활동 참여상태가 실업 혹은 비경제 활동인구인 경우	1/10
	소득빈곤 (가구)	가구 가처분소득이 공식빈곤선(기준 중위소득 50%)에 미치지 못하는 경우	1/10
사회보장	사회보장 1 (개인)	공적연금 미가입자	1/10
	사회보장 2 (개인)	건강보험 미가입 및 의료급여 수급자	1/10

3. 연구모델

1) 횡단적 분석: 결핍 지표 영향 분석

앞서 언급하였듯이 본 연구는 다차원 빈곤 측정을 위해 사용된 10개의 지표들이 어떻게 결합하여 상호 작용하며 빈곤층의 삶에 영향을 주고 있는지를 분석하기 위해 Suppa et al.(2022)의 연구방식에 따라 결핍 프로파일 분석, 결핍 묶음 분석, 공동결핍률 분석 및 잠재계층분석을 실시하였다. 우선 ‘결핍 프로파일 (deprivation profile)’에서는 본 연구에서 사용된 10개의 결핍 지표를 활용, 총 $2^{10} = 1,024$ 개의 지표 조합을 분석하였다. 다양한 결핍 지표 조합 중 어떠한 조합으로부터 얼마나 많은 다차원 빈곤층이 영향을 받고 있는지, 그리고 전체 빈곤층 중 그 비율이 어떻게 되는지를 분석하는 것이 결핍 프로파일 분석이다.

‘결핍 묶음(deprivation bundle)’ 분석은 결핍 프로파일 분석을 통해 얻어지는 일차적 결과를 요약하여 정리하기 위한 것으로, 2개(pair) 혹은 3개(triplet)의 결핍 지표 조합을 ‘결핍 묶음’으로 정의하여 분석한다. 본 연구는 결핍 묶음을 10개 결핍 지표 중 3개 지표의 묶음(triplet)으로 정의하였으며, 10개의 지표를 모두 활용할 경우 총 120개의 묶음(10개 중 3개 선택)을 얻을 수 있다. 결핍 묶음 분석은 각 120개 묶음별 결핍률, 즉, 각 결핍 묶음으로부터 영향을 받는 개인이 전체 빈곤층 중 어느 정도 비율을 차지하는지를 계산하여 가장 결핍률이 높은 결핍 묶음이 무엇인지 분석한다. 예를 들어 Suppa et al.(2022)은 두 개의 결핍지표 묶음(pair)과 세 개의 결핍지표 묶음(triplets)을 분석한 결과, 가장 많은 빈곤층이 경험하고 있는 결핍 묶음은 ‘주거(housing)-요리용 연료(cooking fuel)-위생(sanitation)’이며, 분석대상 111개 국가의 다차원 빈곤층 중 60%가 해당 결핍 묶음에 의한 결핍을 경험하는 것으로 나타났다.

‘공동결핍률(co-deprivation)’ 분석은 특정 결핍 묶음 혹은 개별 지표의 결핍 경험을 조건으로 결핍률을 측정하는 것이다. 예를 들어, Suppa et al.(2022)의 연구에서 다차원 빈곤층 중 ‘주거-요리용 연료-위생’ 결핍 묶음을 경험한 개인의 영양 결핍률은 국가별로 30-70%인 것으로 나타났다. 영양 지표의 공동결핍률은 특히 사하라 사막 이남의 아프리카 국가들에게서 40-70%로 높게 나타났으며, 남아시아 국가인 파키스

탄과 인도의 경우 0.65-0.7% 정도로 낮게 나타나고 있다.

마지막으로 잠재계층분석은 다차원 빈곤층 중 각 지표별 결핍을 경험할 확률에 따라 계층을 구분함으로써 특정 계층이 어떠한 결핍을 겪고 있는지에 대한 유용한 정보를 제공한다. 잠재계층분석은 설문에 대한 관측변수들의 응답 패턴을 기초로 동질적 속성을 가진 개개인을 동일한 하위그룹으로 구분할 수 있는 장점을 지닌다(Magidson and Vermunt, 2004). 본 연구에서 잠재계층분석은 다차원 빈곤 가구들이 각각의 결핍 지표를 경험할 확률을 측정하여 유사한 확률을 지닌 가구들을 같은 계층에 배분하여 분석함으로써, 앞서 실시한 결핍 프로필 및 묶음 분석, 공동 결핍률 분석 결과를 확인 및 보완하는 역할을 한다(Suppa et al., 2022). 예를 들어 계층 1에 소속된 모든 가구가 분석에서 사용된 10개의 결핍 지표 D1 ~ D10 중 D1과 D2에 대해 결핍을 경험하였을 경우, 계층 1의 지배적인 결핍 묶음은 D1과 D2의 두 가지 지표의 조합(pair)이 될 수 있으며, 나머지 일곱 개 지표인 D3~D10의 결핍 확률은 공동결핍률(Co-deprivation rate)과 비교될 수 있다.

2) 종단적 분석: 다차원 빈곤의 동태성 분석

다차원 빈곤의 동태성 분석은 2012년의 다차원 빈곤가구가 2022년에도 여전히 다차원 빈곤을 겪게 될 확률을 로지스틱 회귀분석을 통해 측정하고, 다차원 빈곤에 영향을 주는 다양한 요인들을 분석함으로써 만성 빈곤 상태에 빠진 가구들이 어떤 특징을 갖고 있는지 살펴보기 위한 것이다. 다차원 빈곤에 영향을 미치는 요인으로 2022년 기준 가구주의 연령과 연령 제곱값, 교육수준(0=고졸이하, 1=고졸이상 전문대학 미만, 2=전문대학 이상), 고용상 지위(0=실업 혹은 비경제, 1=상용직, 2=임시일용직, 3=자활·공공근로·노인 일자리, 4=고용주 및 자영업자, 5=무급가족종사자), 혼인 관계(0=비해당·사별·이혼·별거·미혼, 1=유배우), 성별(0=여성, 1=남성), 가구원 수, 가구 내 아동 수, 거주지역(0=비수도권, 1=서울 및 수도권) 등의 변수를 분석에 포함하였다. 다차원 결핍 지표와 마찬가지로 개인 단위 변수는 가구주를 기준으로 측정하였고 그 외 변수는 가구를 단위로 측정하였다. 또한 복지패널 데이터가 빈곤가구에 과대표집되어 있음을 고려하여, 로지스틱 회귀분석 모델에 일반 가중치를 적용하여 분석하였다.

제4장 연구결과

1. 다차원 빈곤율

<표 2>는 2012년과 2022년의 머릿수 다차원 빈곤율(H), 다차원 빈곤 강도(A; Intensity of multidimensional poverty) 및 조정 다차원 빈곤지수(M; Multidimensional Poverty Index)를 나타낸다. 본 연구에서 조정 다차원 빈곤지수는 2012년 기준 $MPI = H \times A = 39.9\% \times 52.2\% = 0.208$ 로 구해지며, 이는 다차원 빈곤층이 전체 결핍지표에 대하여 모든 사람들이 경험하는 결핍 전체의 20.8%를 경험한다는 것을 의미한다. 일반적으로 머릿수 다차원 빈곤율과 차원조정지수가 %로 기록되는 반면, 조정 다차원 빈곤 지수(MPI)는 지수(index)의 특성상 소수점 세 자리로 기록된다(UNDP and OPHI, 2019).

다차원 빈곤율은 2012년 39.9%에서 2022년 31.8%로 약 20% 감소하였으며, 2012년과 2022년 모두 근로 연령가구에 비해 노인가구의 다차원 빈곤율이 약 6배 높은 것으로 나타났다. 단, 지난 10년간 감소율은 노인가구 16%(2012년 60.7%, 2022년 50.9%), 근로연령가구 11.5%(2012년 9.6% 2022년 8.5%)로 노인가구에서

더 높게 나타났다. 조정 다차원 빈곤지수 역시 2012년 0.208, 2022년 0.163로 최근 10년간 약 0.45가량 감소한 것으로 나타나고 있으며, 연령대별로 근로연령가구에서 2012년 0.047에서 2022년 0.042로, 노인가구에서 2012년 0.319에서 2022년 0.263로 다소 감소한 것으로 나타나고 있다.

[표 2] 다차원 빈곤율

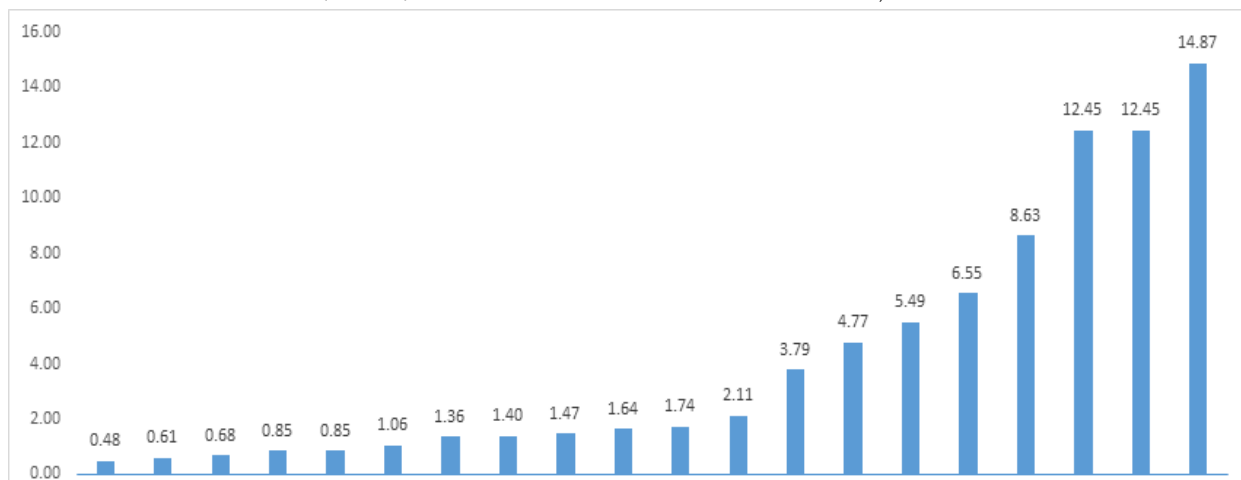
차원 빈곤선	2012년			2022년		
	전체 가구	근로연령가구 (15~64세)	노인가구 (65세 이상)	전체가구	근로연령가구 (15~64세)	노인가구 (65세 이상)
다차원 빈곤율 (빈곤선 = 0.333)	39.9%	9.6%	60.7%	31.8%	8.5%	50.9%
다차원 빈곤강도	52.2%	48.7%	52.6%	51.4%	49.9%	51.6%
조정 다차원 빈곤지수	0.208	0.047	0.319	0.163	0.042	0.263

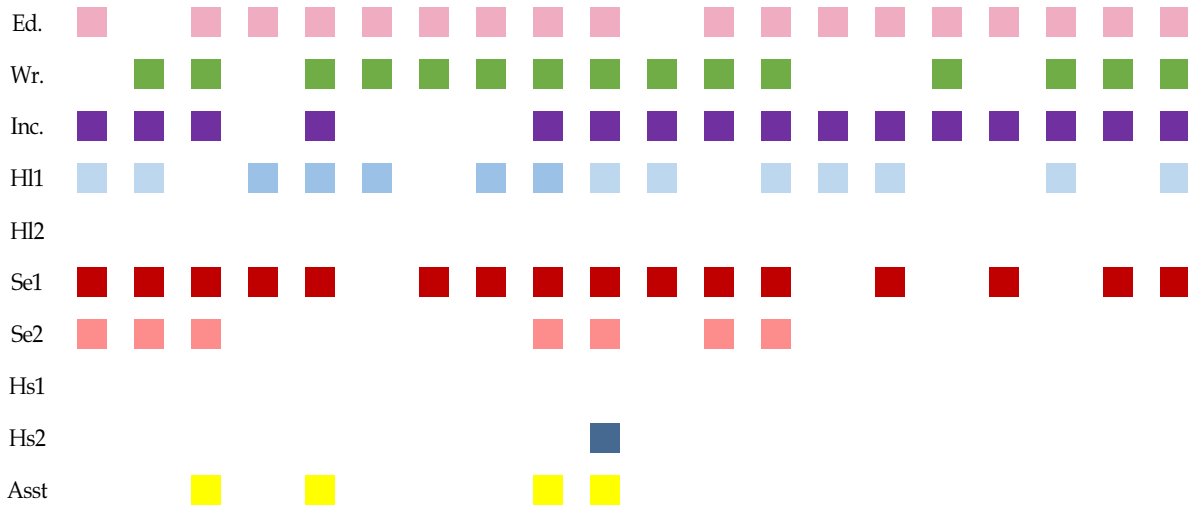
2. 결핍 프로파일 분석(Deprivation profile)

앞서 언급했듯이 다차원 빈곤 측정을 위해 본 연구에서 사용된 10개의 결핍지표는 1,024개(2¹⁰)의 방법으로 결합될 수 있다. 이 중 가중치를 적용한 빈곤 기준선 k=1/3(0.333) 적용 시 958개의 결합방식을 빈곤으로 판별할 수 있으며, 본 연구에서는 약 800개의 결합방식이 유효한 것으로 나타났다.

<그림 1>과 <그림 1-1>은 결핍률이 상위 20개인 결핍 지표 조합을 나타내며 2012년 83%, 2022년 68%의 다차원 빈곤 가구가 상위 20개의 결핍 지표 조합의 영향을 받음을 보여준다. 2012년 전체 다차원 빈곤 가구는 '교육·근로·소득·건강(주관적 건강상태)·사회보장(국민연금 가입)' 5개 지표로 구성된 지표 그룹에서 가장 많이 결핍을 경험하며, 2022년은 '교육·근로·건강(주관적 건강상태)' 3개의 지표 그룹을 가장 많이 경험한 것으로 나타나 가장 크게 영향을 미치는 지표 그룹의 총 지표 개수는 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결핍 프로파일 분석 결과는 최근 10년간 다차원 빈곤의 정도가 감소하였으며, 특히 소득 빈곤이 완화되고 사회보장제도의 보장성(국민연금 가입률)이 강화되었음을 나타내고 있다.

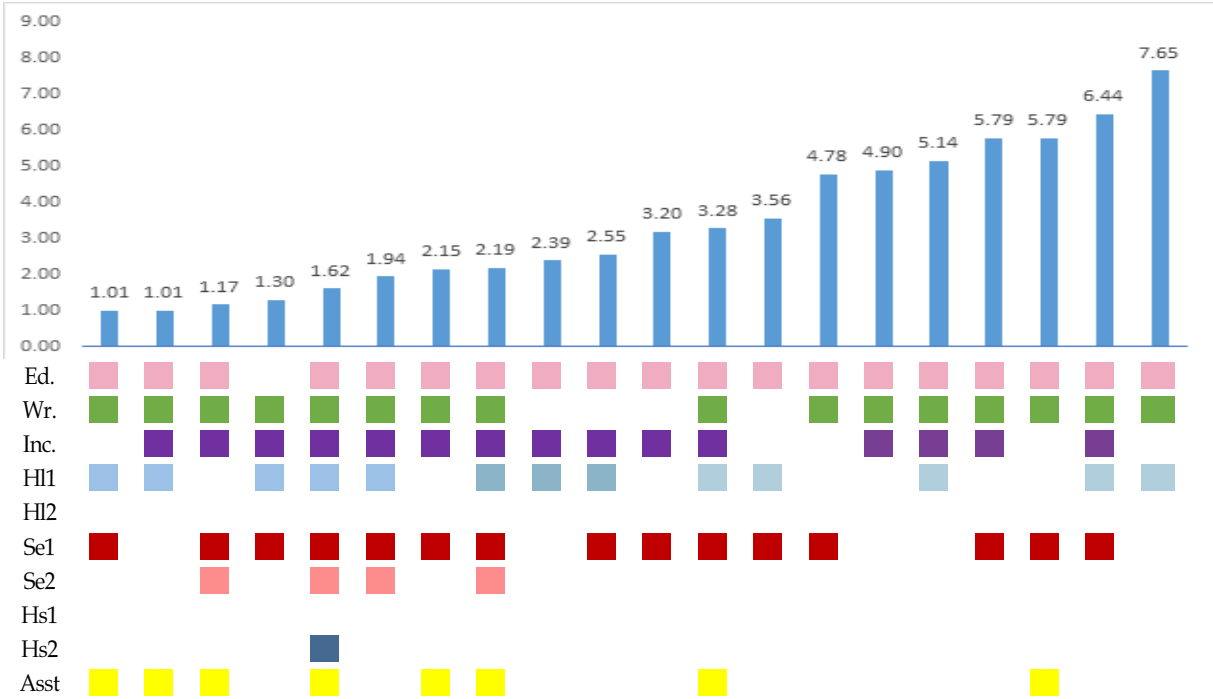
[그림 1] 다차원 빈곤층 결핍 프로파일 (전체 가구, 2012)





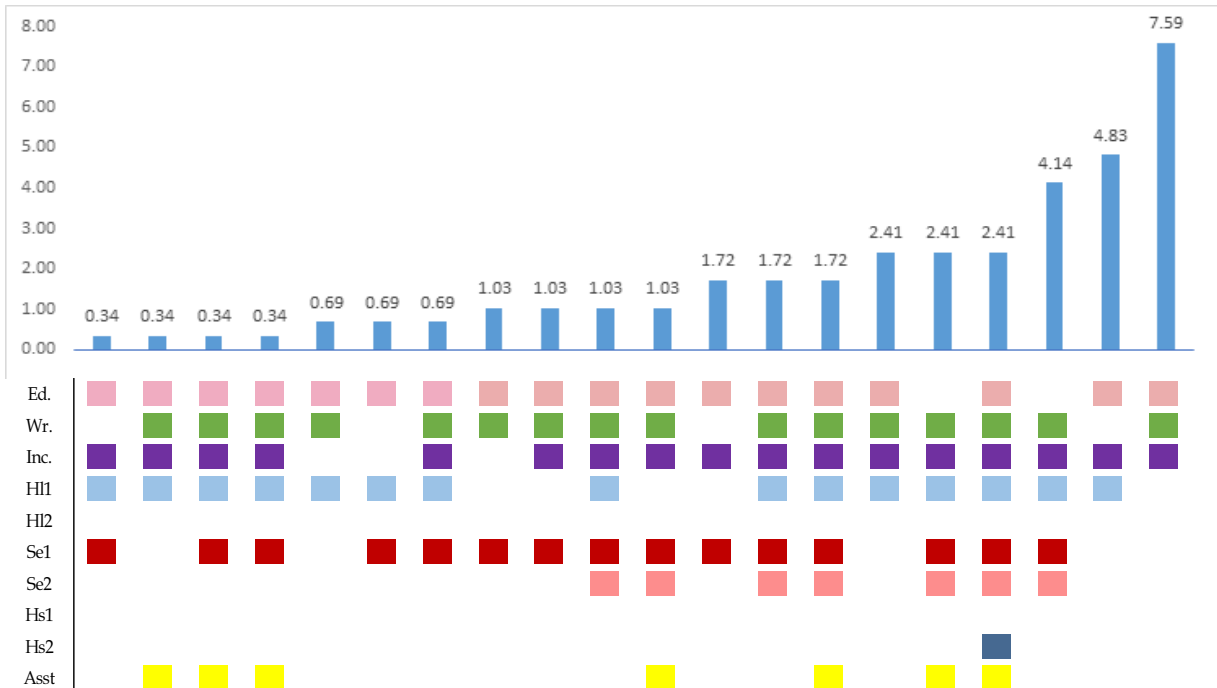
주. Ed.(교육), Wr.(근로), Inc.(소득), Hs1, Hs2(주거), Se1, Se2(사회보장), H1, H2(건강), Asset(자산)

[그림 1-1] 다차원 빈곤층 결핍 프로파일 (전체 가구, 2022)

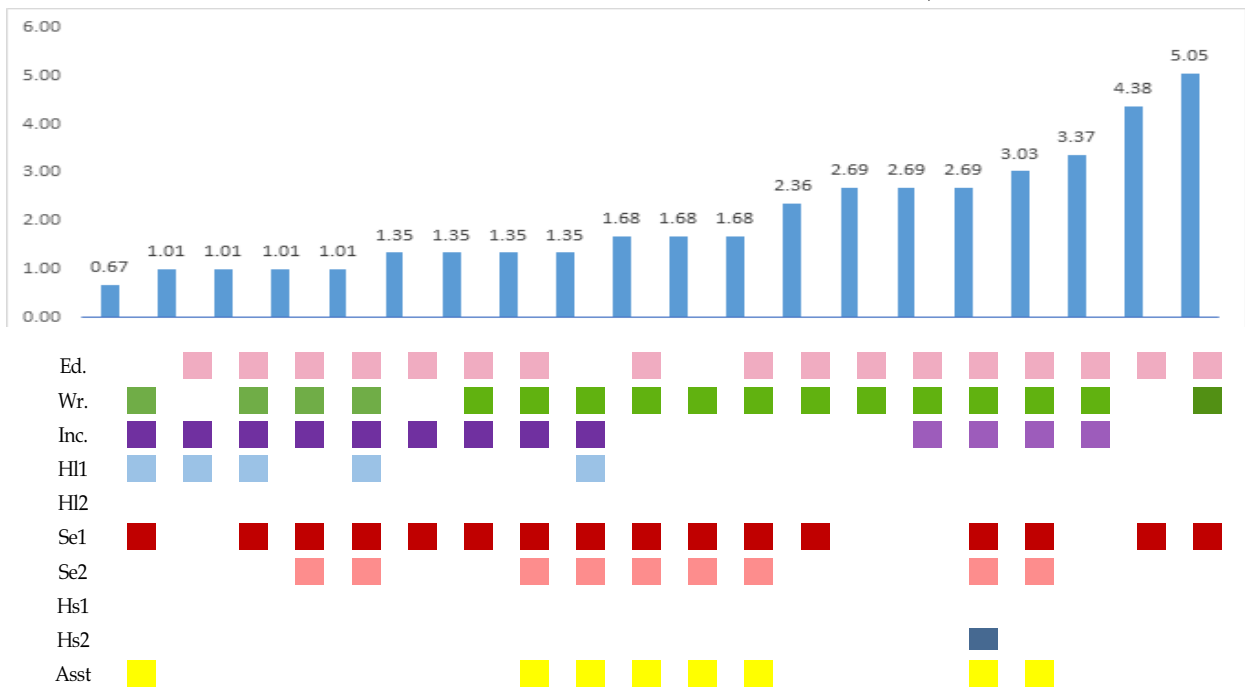


<그림 2>와 <그림 2-1>는 다차원 빈곤층 중 가구주가 근로연령(15~64세)인 근로연령가구의 결핍 프로 필을 나타내고 있다. 근로연령가구의 결핍 프로파일 분석 결과, 소득 및 주관적 건강상태 관련 지표는 2012 년 대비 2022년 눈에 띄게 개선된 반면, 사회보험 가입 및 자산빈곤 관련 결핍지표는 오히려 악화되고 있 는 것으로 나타나고 있다. 이 연령대의 가구들은 2012년 ‘교육·근로·소득’ 관련 결핍에 가장 취약하였으나 2022년에는 ‘교육·근로·사회보장(국민연금 가입)’ 관련 결핍을 가장 많이 경험하는 것으로 나타나 최근 10 년간 전체 가구의 사회보장(국민연금 가입) 관련 결핍률이 낮아진 것에 반해 근로연령가구들은 오히려 사 회보장의 사각지대에 더욱 노출되고 있는 것으로 나타나고 있다.

[그림 2] 다차원 빈곤층의 결핍 프로파일 (근로연령가구, 2012)



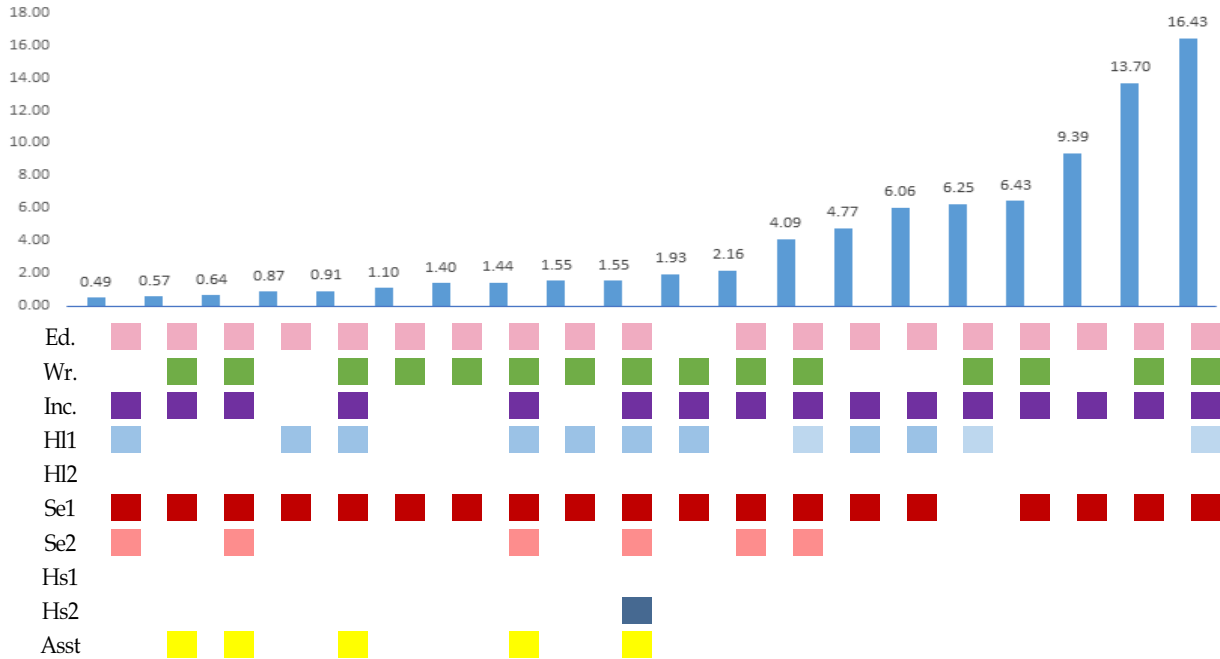
[그림 2-1] 다차원 빈곤층의 결핍 프로파일 (근로연령가구, 2022)



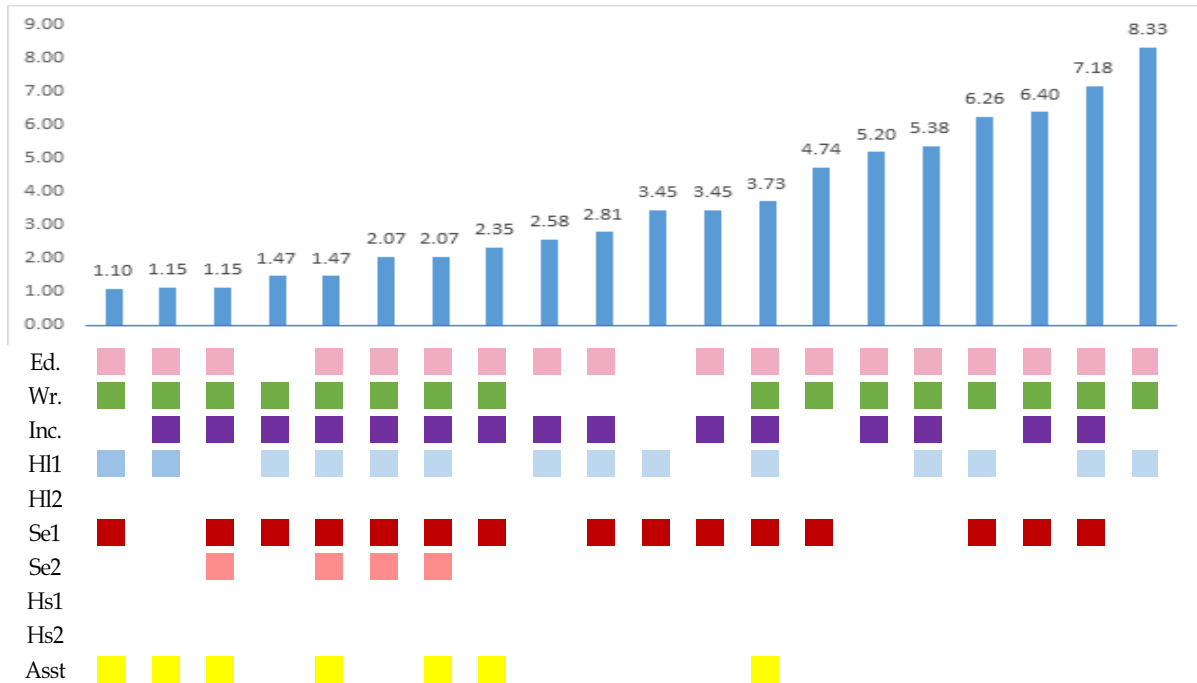
<그림 3>과 <그림 3-1>은 다차원 빈곤층 중 가구주가 65세 이상 노인인 노인가구의 2012년과 2022년 결핍 프로파일 보여준다. 노인가구의 경우 2012년과 2022년 모두 결핍 프로파일 전체가구의 결핍 프로파일과 유사한 모습을 보이고 있다. 특히 한국 사회보험 제도가 서구 복지 국가에 비해 늦게 도입되었음을 고려, 2012년 당시 65세 이상 노인가구의 대부분이 사회보장, 특히 공적연금 수급대상에서 제외된 것으로 나

타났으나, 이후 국민연금 가입자 수 제고 및 의무가입 적용대상 확대 등으로 10년 후인 2022년 사회보장 관련 결핍률이 감소하는 것을 볼 수 있다. 또한 공적연금 수급 등 사회보장 적용 확대는 노후 소득 증가로 연결되어 소득빈곤 결핍을 경험하는 빈도가 최근 10년간 감소하는 경향을 보이고 있다.

[그림 3] 다차원 빈곤층의 결핍 프로필 (노인가구, 2012)



[그림 3-1] 다차원 빈곤층의 결핍 프로필 (노인가구, 2022)



3. 결핍 묶음 (Deprivation bundle) 분석

본 연구는 10개의 결핍 지표 중 3개의 지표로 구성된 총 120개의 묶음을 구성하여 결핍 묶음(bundle) 분석을 실시하였다. 결핍 묶음 분석은 얼마나 많은 사람들이 특정 결핍 묶음으로부터 결핍을 경험할지, 가장 결핍률이 높은 결핍 묶음은 무엇이며 연령대 별로 어떻게 차이가 나는지를 분석하기 위한 목적을 가진다.

<표 3>는 특정 결핍 묶음을 경험하는 빈곤 가구가 전체 빈곤 가구 중 차지하는 비중(결핍률)을 결핍 묶음별로 나타내고 있다. 2012년 가장 많은 다차원 빈곤 가구에 영향을 미친 결핍 묶음은 '교육·사회보장1(국민연금)·소득'이며, 약 60%의 다차원 빈곤 가구가 해당 결핍 묶음을 경험하였다. 2022년은 전체 다차원 빈곤 가구의 약 50%가 '교육·근로·사회보장1'로 구성된 결핍 묶음의 영향을 받았다. 개별 지표 별로는 2012년 대비 2022년 결핍률 상위의 결핍 묶음에 소득 빈곤이 등장하는 빈도가 낮아지면서 지난 10년간 소득 빈곤을 하락으로 소득 결핍이 다차원 빈곤 가구의 빈곤 상태에 미치는 영향이 감소하고 있는 것으로 볼 수 있다. 반면 결핍률이 상위에 위치한 결핍 묶음에 근로가 포함되는 비중이 높아지면서 2022년 빈곤가구의 근로여건이 10년 전인 2012년 대비 악화되고 있음을 알 수 있다. 또한 자산빈곤 관련 결핍지표는 소득보다는 근로나 교육과 결합하여 빈곤층에 영향을 주는 경우가 많은 것으로 나타나 소득 빈곤과 자산 빈곤이 반드시 일치하지 않음을 보여주고 있다.

[표 3] 결핍 묶음별 결핍률* 현황 (전체 가구)

2012년		2022년	
결핍 지표 묶음	결핍률	결핍 지표 묶음	2022년
[교육·소득·사회보장1]	0.62	[교육·근로·사회보장1]	0.48
[교육·근로·소득]	0.60	[교육·근로·소득]	0.45
[근로·사회보장1·소득]	0.50	[교육·근로·건강1]	0.44
[교육·근로·사회보장1]	0.47	[교육·소득·사회보장1]	0.38
[교육·건강1·소득]	0.46	[교육·건강1·사회보장1]	0.35
[근로·건강1·소득]	0.38	[근로·소득·사회보장1]	0.34
[건강1·사회보장1·소득]	0.37	[건강1·교육·소득]	0.32
[교육·근로·건강1]	0.36	[근로·건강1·사회보장1]	0.32
[교육·건강1·사회보장1]	0.35	[근로·건강1·소득]	0.29
[근로·건강1·사회보장1]	0.31	[소득·건강1·사회보장1]	0.24
[근로·소득·사회보장2]	0.17	[교육·근로·자산]	0.21
[사회보장1·소득·사회보장2]	0.17	[근로·사회보장1·자산]	0.19
[근로·사회보장1·사회보장2]	0.16	[교육·사회보장1·자산]	0.19
[교육·소득·사회보장2]	0.16	[근로·사회보장1·사회보장2]	0.19
[교육·근로·사회보장2]	0.14	[교육·근로·사회보장2]	0.18
[교육·사회보장1·사회보장2]	0.14	[교육·소득·자산]	0.17
[교육·소득·자산]	0.13	[근로·소득·자산]	0.17
[건강1·소득·사회보장2]	0.12	[교육·사회보장1·사회보장2]	0.16
[근로·소득·자산]	0.12	[근로·소득·사회보장2]	0.15
[사회보장1·사회보장2·자산]	0.12	[교육·건강1·자산]	0.15

주1: 결핍률 = (다차원 빈곤 가구 중 해당 결핍 지표 묶음을 경험하는 가구) / (다차원 빈곤 가구)

<표 4>과 <표 5>는 근로연령가구와 노인가구의 결핍 묶음별 결핍률을 나타내고 있다. 2012년 다차원 빈곤 상태의 근로연령가구 중 약 30%가 '사회보장1(국민연금)·사회보장2(건강보험)·소득' 결핍을 경험하고 있으며, 노인 다차원 빈곤 가구 중 약 67%의 가구가 '교육·사회보장1·소득'에서 결핍을 경험한 것으로 나타났다. 2022년의 경우 근로연령가구와 노인가구 모두 '교육·근로·사회보장1'에서 가장 높은 결핍률을 보였으며, 다차원 빈곤 상태의 근로연령가구 중 36%, 노인가구 중 50%가 해당 결핍 묶음의 영향을 받는 것으로 나타났다.

연령대별 빈곤가구에 크게 영향을 주는 결핍 묶음들을 세부적으로 살펴보면, 2012년 다차원 빈곤 상태의 근로연령가구가 많이 경험하는 결핍 묶음은 노인가구에 비해 근로 및 사회보장(국민연금 및 건강보험), 자산 빈곤 관련 지표를 포함하는 경우가 많아 근로연령가구는 근로에 대한 결핍과 그로 인한 사회보장 사각지대 노출 및 높은 자산빈곤을 등을 경험하는 것으로 보인다. 또한 근로 및 자산 결핍을 포함한 결핍 묶음의 결핍률이 2012년 대비 2022년 상승한 것으로 나타나 근로연령가구의 근로 및 자산빈곤 문제가 더욱 악화되고 있는 것으로 드러났다.

반면, 빈곤 상태에 있는 노인가구의 경우 결핍률이 가장 높은 상위 10개 결핍 묶음 중 소득 및 사회보장, 건강 관련 결핍 지표가 대부분 포함되어 한국의 미성숙한 공적 연금제도 및 그로 인한 소득 빈곤 문제가 노인 가구의 높은 다차원 빈곤율의 원인이 되고 있음을 알 수 있다. 그러나 특이할 만한 것은, 결핍률이 가장 높은 결핍 묶음이 2012년 '교육·소득·사회보장1'에서 2022년 '교육·근로·사회보장1'로 변경되어 다차원 노인 빈곤에 영향을 미치는 가장 중요한 요인이 소득에서 근로로 변화하였다는 점이다.

[표 4] 결핍 묶음별 결핍률 현황 (근로연령가구)

2012년		2022년	
결핍 묶음	결핍률	결핍 묶음	결핍률
[사회보장1·소득·사회보장2]	0.33	[교육·근로·사회보장1]	0.36
[근로·사회보장1·소득]	0.32	[근로·사회보장1·사회보장2]	0.35
[교육·근로·소득]	0.32	[근로·사회보장1·자산]	0.29
[교육·소득·자산]	0.31	[근로·사회보장2·자산]	0.26
[교육·근로·소득]	0.31	[교육·근로·건강1]	0.26
[근로·사회보장1·사회보장2]	0.30	[교육·근로·소득]	0.26
[근로·사회보장1·자산]	0.27	[사회보장1·사회보장2·자산]	0.25
[근로·소득·자산]	0.24	[근로·건강1·사회보장1]	0.25
[사회보장1·소득·자산]	0.21	[교육·근로·사회보장2]	0.25
[교육·건강1·소득]	0.21	[교육·건강1·사회보장1]	0.24
[건강1·사회보장1·소득]	0.21	[교육·근로·자산]	0.24
[근로·건강1·사회보장1]	0.20	[근로·소득·사회보장1]	0.23
[건강1·소득·사회보장2]	0.20	[교육·사회보장1·사회보장2]	0.23
[소득·사회보장2·자산]	0.20	[교육·사회보장1·자산]	0.23
[사회보장1·사회보장2·자산]	0.20	[교육·건강1·사회보장2]	0.22
[건강1·사회보장1·사회보장2]	0.20	[건강1·사회보장1·사회보장2]	0.21
[근로·건강1·소득]	0.19	[근로·건강1·자산]	0.20
[근로·건강·사회보장2]	0.19	[교육·사회보장1·소득]	0.20
[교육·소득·사회보장1]	0.19	[근로·소득·자산]	0.20
[근로·사회보장2·자산]	0.18	[근로·소득·사회보장2]	0.20

[표 5] 결핍 묶음별 결핍률 현황 (노인 가구)

2012년		2022년	
결핍 묶음	결핍률	결핍 묶음	결핍률
[교육·소득·사회보장1]	0.67	[교육·근로·사회보장1]	0.50
[교육·근로·소득]	0.63	[교육·근로·소득]	0.475
[근로·사회보장1·소득]	0.52	[교육·근로·건강1]	0.469
[교육·근로·사회보장1]	0.51	[교육·소득·사회보장1]	0.408
[교육·건강1·소득]	0.48	[교육·건강1·사회보장1]	0.370
[근로·건강1·소득]	0.39	[근로·소득·사회보장1]	0.359
[건강1·사회보장1·소득]	0.38	[건강1·교육·소득]	0.342
[교육·근로·건강1]	0.38	[근로·건강1·사회보장1]	0.328
[교육·건강1·사회보장1]	0.38	[근로·건강1·소득]	0.302
[근로·건강1·사회보장1]	0.32	[소득·건강1·사회보장1]	0.255
[근로·소득·사회보장2]	0.16	[교육·근로·자산]	0.203
[사회보장1·소득·사회보장2]	0.16	[교육·사회보장1·자산]	0.186
[교육·소득·사회보장2]	0.16	[근로·사회보장1·자산]	0.179
[근로·사회보장1·사회보장2]	0.15	[교육·소득·자산]	0.173
[교육·근로·사회보장2]	0.14	[근로·사회보장1·사회보장2]	0.167
[교육·사회보장1·사회보장2]	0.14	[교육·근로·사회보장2]	0.167
[교육·소득·자산]	0.11	[근로·소득·자산]	0.164
[건강1·소득·사회보장2]	0.11	[사회보장1·사회보장2·자산]	0.150
[사회보장1·사회보장2·자산]	0.11	[교육·근로·사회보장1]	0.150
[근로·건강1·사회보장2]	0.10	[근로·소득·사회보장2]	0.148

4. 공동결핍률(Co-deprivation)

공동결핍률(Co-deprivation) 분석은 앞 절의 결핍 묶음 분석에서 결핍률이 가장 높은 것으로 나타난 결핍 묶음을 대상으로 해당 결핍 묶음에 의해 영향을 받은 가구들이 다른 결핍 지표들을 함께 경험할 비율을 나타낸다. <표 6>에 따르면 2012년 가장 결핍률이 높은 '교육·사회보장1·소득'의 결핍 묶음을 경험하는 가구가 근로 지표에서 결핍을 경험하는 비율(공동결핍률)은 71%이며, 건강1(주관적 건강상태) 관련 결핍을 경험하는 비율은 52%로 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 2022년 가장 결핍률이 높은 지표 묶음은 '교육·사회보장1·근로'이며, 이를 경험하는 가구는 소득과 건강1 지표에서 함께 결핍을 경험하는 비율이 각각 63%와 57%로 높게 나타났다. 또한 2012년 대비 2022년 자산의 공동결핍률이 15%에서 34%로 두 배 가까이 증가한 것으로 나타나 자산 빈곤 상황이 악화되고 있는 것으로 나타났다.

[표 6] 공동결핍률* (전체가구)

지표	2012년	지표	2022년
근로	0.71	소득	0.63
주거1	0.04	주거1	0.03
주거2	0.08	주거2	0.15
자산	0.15	자산	0.34
건강1(주관적 건강상태)	0.52	건강1	0.57
건강2(병원에 못간경험)	0.03	건강2	0.02
사회보장2 (건강보험)	0.23	사회보장2	0.31

주: 공동결핍률 = (각 지표별 결핍을 경험하는 가구) / (다차원 빈곤가구 중 가장 높은 결핍률을 보이는 지표 묶음 - 2012년 [교육·소득·사회보장1], 2022년 [교육·근로·사회보장1] - 의 영향을 받는 가구)

<표 7>과 <표 8>은 근로연령가구와 노인가구의 공동결핍률을 나타내고 있다. 근로연령가구의 경우 2012년은 '사회보장 1·소득·사회보장 2'의 결핍 묶음이 가장 높은 결핍률을 보이고 있으며, 해당 결핍 묶음으로부터 결핍을 경험하는 가구의 경우 89%가 근로 지표에서 결핍을 보이는 것으로 나타나 근로연령가구 중 가구주가 실업이나 비경활상태에 있는 경우 사회보장 사각지대에 넓게 노출되고 있다는 앞의 분석 결과를 확인하고 있다. 이러한 가구들은 또한 건강1(주관적 건강상태) 및 자산에 있어서도 각각 59%, 58%의 높은 공동결핍률을 보였다. 2022년 근로연령가구는 '교육·근로·사회보장 1' 결핍 묶음에서 가장 높은 결핍률을 보이며, 해당 결핍 묶음을 경험하는 가구의 공동결핍률은 사회보장 2(건강보험)에서 62%로 높게 나타나 10년 전에 비해 그 정도가 완화되기는 했지만 근로관련 지표에서 결핍을 경험하는 경우 여전히 사회보험 사각지대에 방치될 확률이 높은 것으로 나타나고 있다.

노인가구는 2012년 '교육·소득·사회보장1', 2022년 '교육·근로·사회보장1'의 결핍 묶음이 가장 높은 결핍률을 보이고 있다. 2022년 노인가구의 소득지표 공동결핍률은 65%로 앞서 언급했듯이 노인의 소득 빈곤이 완화되고 있으나, 여전히 많은 노인가구가 소득 결핍을 겪고 있는 것으로 나타나고 있다. 특이할 점은 노인가구의 경우 거주주택 관련 공동결핍률이 8%에서 13%로, 자산의 공동결핍률이 2012년 13%에서 2022년 32%로 두 배 이상 증가한 것으로 나타나, 과거 노인 가구의 경제적 어려움이 소득에 집중되어 있었다면 현재의 빈곤 노인 가구는 소득뿐 아니라 주거 환경 등 자산 관련해서도 높은 결핍을 경험하고 있는 것으로 보인다.

[표 7] 공동결핍률 (근로연령가구)

지표	2012년	지표	2022년
교육	0.41	소득	0.44
근로	0.89	주거1	0.02
주거1	0.12	주거2	0.34
주거2	0.34	자산	0.47
자산	0.58	건강1	0.45
건강1	0.59	건강2	0.03
건강2	0.07	사회보장2	0.62

[표 8] 공동결핍률 (노인 가구)

지표	2012년	지표	2022년
근로	0.71	소득	0.65
주거1	0.04	주거1	0.03
주거2	0.08	주거2	0.13
자산	0.13	자산	0.32
건강1	0.53	건강1	0.58
건강2	0.03	건강2	0.02
사회보장2	0.21	사회보장2	0.28

5. 잠재계층분석(Latent Class Analysis)

잠재계층분석은 빈곤 분석에 대한 풍부한 정보를 요약하여 제공하는 데 유용한 방법이다. 잠재계층분석을 본 연구에 적용할 경우 각각의 결핍 프로필(혹은 결핍 묶음)은 하나의 잠재계층의 주요 특성이 될 것으로 예상된다(Suppa et al., 2022). 잠재계층분석은 계층의 수를 연구자가 미리 가정하지 않고, BIC(Bayesian Information Criterion), AIC(Akaike' Information Criterion) 등 정보지수를 활용하여 이러한 값이 작을수록 적합한 모형이라고 판단한다(Magidson and Vermunt, 2004). 본 연구는 검증을 통해 BIC와 AIC 값이 가장 낮은 3개 계층을 선택하여 전체 다차원 빈곤가구를 3개의 잠재계층으로 분류하였다.

<표 9>의 잠재계층분석 결과는 앞의 결핍 프로필 및 결핍 묶음 분석 결과를 다시 한 번 확인시켜준다. 즉, 결핍 프로필 및 묶음 분석에서 가장 결핍률이 높은 것으로 나타난 결핍 묶음, 즉, 2012년 '교육·소득·사회보장1', 2022년 '근로·소득·사회보장1'이 잠재계층분석에서도 유사하게 관찰되는 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 2012년 전체 다차원 빈곤층의 약 68%를 차지하는 계층 1의 경우 '교육, 소득, 사회보장1' 지표의 결핍 비율이 70-100%로 매우 높으며, 해당 결핍 묶음에 대해 높은 공동결핍률을 보인 근로와 건강1 지표와 관련해서도 약 55-68%의 가구가 결핍을 경험하고 있는 것으로 나타났다. 한편 근로연령가구 비중이 계층1에 비해 높은 계층2의 경우 '근로·소득·사회보장1'에서 높은 결핍률을 보이는 것으로 나타나고 있으며, 근로연령가구가 약 44%로 가장 높은 비중을 차지하는 계층 3은 근로 결핍과 소득 결핍이 계층 1과 계층 2에 비해 낮은 반면, 자산 및 주거2(거주주택 유형) 관련 결핍을 경험하는 가구의 비중이 다른 가구에 비해 30%에서 최대 70%까지 월등히 높은 것으로 나타나 앞의 분석에서 언급한 것처럼 근로연령가구가 주거 및 자산에 있어 높은 결핍률을 경험하고 있음을 나타내 준다.

2022년 잠재계층분석 결과에서 특이한 점은 대다수(약 96%)가 노인가구로 구성된 계층 1이다. 계층 1은 교육·근로·주관적 건강상태에서만 결핍을 경험할 뿐 그 밖의 지표에서는 결핍을 경험하는 가구가 없는 것으로 나타나고 있다. 교육과 근로, 주관적 건강 상태 결핍은 65세 이상 노인의 인구사회학적 특성에서 기인하는 것으로 실제 이 계층이 경제적으로 생활에 어려움을 경험할 확률은 높지 않을 것으로 보인다. 이러한 계층이 전체 다차원 빈곤 가구의 7.6%를 차지한다는 본 분석 결과는 앞서 언급하였듯이 사회보장제도의 확대 등으로 인해 현재의 노인 세대는 낮은 교육수준 및 근로 지위에도 불구하고 과거와 달리 소득 빈곤에 덜 취약함을 보여주고 있다. 계층 2와 계층 3의 경우, 10년 전인 2012년과 같이 근로연령가구 비중이 높아질수록 자산 빈곤에 취약한 것은 동일하나, 2012년의 경우 근로연령가구의 비중이 높을수록 근로 및 소득 빈곤 지표에 대한 결핍률이 감소하였으나 2022년에는 오히려 결핍률이 증가하는 것은 주목할 만한 점이다. 2012년 근로연령비중이 높은 계층 3의 경우 근로 관련 지표의 결핍률이 약 19%이었던 점에 반해 2022년 계층 3에 속한 가구의 99%가 근로 관련 결핍을 겪고 있는 것으로 나타났으며, 소득관련 결핍 지표도 2012년 계층 3이 전 계층 중 가장 낮은 결핍률을 보인 반면, 2020년에는 세 개의 계층 중 가장 높은 결핍률을 보이고 있다. 이는 2020년부터 시작된 코로나 19 및 그에 따른 경기침체와 실업률 증가가 근로연령계층의 근로상태 악화 및 소득빈곤에 영향을 주었기 때문일 것으로 해석된다.

[표 9] 잠재계층분석 (전체 빈곤가구)

연도	2012년			2022년		
	1 (67.80)	2 (24.52)	3 (7.67)	1 (7.65)	2 (70.20)	3 (22.15)
잠재계층 (가구비중, %)	(%)			(%)		
근로연령비중	3.77	15.99	44.44	4.23	10.15	20.66
결핍지표						
교육	100.00	71.07	100.00	100.00	96.25	79.89
근로	68.11	96.38	19.11	100.00	71.86	99.45
소득	92.66	98.47	81.33	0.00	65.34	70.02
주거1	2.21	9.46	17.33	0.00	2.42	4.94
주거2	0.00	30.60	29.78	0.00	9.40	38.03
자산	0.00	47.98	72.00	0.00	23.59	56.86
건강1	54.48	65.37	21.78	100.00	57.15	62.52
건강2	1.86	4.59	8.89	0.00	2.48	2.19
사회보장1	70.47	92.91	29.33	0.00	70.70	86.47
사회보장2	2.77	72.18	0.00	0.00	0.92	99.63

6. 다차원 빈곤의 동태적 분석

<표 10>는 복지패널 데이터 7차년도(2012년)와 17차년도(2022년) 자료를 결합하여 다차원 빈곤의 동태적 분석을 실시한 종단연구 결과를 보여주고 있다. 이항 로지스틱 회귀모형을 활용, 2012년의 빈곤 상태가 2022년의 빈곤 상태에 미치는 영향을 분석한 결과, 2012년 다차원 빈곤을 경험한 가구는 2022년에도 빈곤을 경험할 확률이 그렇지 않은 경우에 비해 약 6배만큼 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 가구주의 인구 경제학적 특성 및 가구원수, 거주지역 등을 통제변수로 포함하여 분석한 결과, 가구주의 교육상태 및 고용상 지위, 연령 및 연령 제곱값 등이 현재 빈곤을 경험할 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 가구주의 연령과 연령 제곱값이 서로 다른 방향으로 빈곤경험 확률에 영향을 주고 있다는 분석 결과는 가구주 연령이 높을수록 빈곤 경험확률이 감소하나 일정 연령(69세) 도달시 빈곤 확률이 증가하며 후기 고령층의 경우 연령이 증가할수록 다차원 빈곤을 경험할 확률이 증가함을 나타내고 있다.

[표 10] 과거 빈곤상태가 현재 빈곤에 미치는 영향 (전체 가구)

	오즈비	표준오차	95% 신뢰구간	
2012년 빈곤상태	6.17***	1.20	4.21	9.03
가구주 교육상태 - 고졸이하				
고졸이상 전문대학 미만	0.08***	0.02	0.06	0.12
전문대학 이상	0.03***	0.01	0.02	0.06
가구주 고용상태 - 실업 혹은 비경제활동				
상용직	0.03***	0.02	0.01	0.10
임시 일용직	0.06***	0.02	0.03	0.10
자활, 공공근로, 노인일자리	0.13***	0.04	0.07	0.23
고용주 및 자영업자	0.06***	0.01	0.04	0.09
무급가족 종사자	0.24	0.27	0.03	2.20
가구주 혼인상태 - 혼인	0.68	0.18	0.40	1.15
가구주 성별 - 남성	1.07	0.24	0.69	1.67
가구주 연령	0.83***	0.05	0.74	0.93
가구주 연령 제곱값	1.00***	0.00	1.0004	1.002
가구 내 아동가구원 수	0.92	0.27	0.51	1.65
가구원 수	0.89	0.12	0.68	1.17
거주지역 - 수도권	1.05	0.19	0.74	1.50
비수도권				

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

<표 11>과 <표 12>은 가구주 연령에 따라 다차원 빈곤의 동태성이 어떻게 달라지는지 로지스틱 회귀분석을 통해 분석한 것이다. 분석결과 근로연령가구와 노인가구 모두 과거의 다차원 빈곤 경험이 현재 빈곤을 경험할 확률을 통계적으로 유의하게 높이는 것으로 나타났다. 그러나 그 확률이 근로연령가구는 약 5배, 노인가구는 약 6.6배 증가하는 것으로 나타나 근로연령가구의 탈빈곤 확률이 노인가구에 비해 높음을 알 수 있다. 현재의 빈곤 상태에 영향을 미치는 인구사회학적 요인을 분석한 결과 근로연령가구는 노인가구와 달리 가구주가 자활이나 공공근로 등에 종사할 경우 실업이나 비경제활동인 경우에 비해 빈곤을 적게 경험할 확률이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 근로연령가구의 경우 자활이나 공공일자리 사업의 효과가 빈곤 극복에 유의하게 영향을 주고 있지 못함을 보여준다.

[표 11] 과거 빈곤상태가 현재 빈곤에 미치는 영향 (근로연령가구)

	Odds Ratio	SE	95% CI	
2012년 빈곤상태	5.78***	2.01	2.93	11.42
가구주 교육상태 - 고졸이하				
고졸이상 전문대학 미만	0.08***	0.03	0.04	0.18
전문대학 이상	0.04***	0.02	0.01	0.10
가구주 고용상태 - 실업 혹은 비경제활동				
상용직	0.03***	0.02	0.01	0.11
임시 일용직	0.07***	0.03	0.03	0.15
자활, 공공근로, 노인일자리	0.62	0.47	0.14	2.78
고용주 및 자영업자	0.05***	0.02	0.02	0.12
무급가족 종사자	1.19	1.29	0.14	10.00
가구주 혼인상태 - 혼인	0.44	0.24	0.15	1.25
가구주 성별 - 남성	0.62	0.26	0.27	1.40
가구주 연령	1.00	0.16	0.74	1.36
가구주 연령 제곱값	1.00	0.00	1.00	1.00
가구 내 아동가구원 수	1.14	0.34	0.63	2.05
가구원 수	0.93	0.20	0.61	1.40
거주지역 - 수도권	1.19	0.41	0.60	2.34

[표 12] 과거 빈곤상태가 현재 빈곤에 미치는 영향 (노인 가구)

	Odds Ratio	SE	95% CI	
2012년 빈곤상태	6.63***	1.54	4.21	10.44
가구주 교육상태 - 고졸이하				
고졸이상 전문대학 미만	0.07***	0.02	0.04	0.12
전문대학 이상	0.02***	0.01	0.01	0.04
가구주 고용상태 - 실업 혹은 비경제활동				
상용직	0.07**	0.09	0.01	0.76
임시 일용직	0.04***	0.01	0.02	0.07
자활, 공공근로, 노인일자리	0.13***	0.04	0.07	0.26
고용주 및 자영업자	0.07***	0.02	0.04	0.11
무급가족 종사자	0.11	0.15	0.01	1.61
가구주 혼인상태 - 혼인	0.81	0.24	0.45	1.46
가구주 성별 - 남성	1.45	0.38	0.87	2.41
가구주 연령	0.54	0.20	0.26	1.10
가구주 연령 제곱값	1.00	0.00	1.00	1.01
가구 내 아동가구원 수	1.27	0.70	0.43	3.73
가구원 수	0.80	0.13	0.58	1.10
거주지역 - 수도권	1.02	0.22	0.67	1.56

제5장 논의 및 결론

본 연구는 Sen의 실현가능접근 방식에 따라 다섯 개 차원, 10개의 결핍 지표를 선정, 한국복지패널 7차년도(2012년) 및 17차년도(2022년) 자료를 활용하여 한국의 다차원 빈곤 경향 및 빈곤의 동태성을 분석하였다.

분석 결과 한국의 다차원 빈곤율은 2012년 39.9%, 2022년 31.8%로 최근 10년간 감소하는 경향을 보이고 있음에도 불구하고, 중위소득 50%를 기준으로 측정된 공식 빈곤율(2012년 18.3%, 2021년 15.1%⁴)에 비해 두 배 이상 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 소득 빈곤선이 다차원 빈곤층을 모두 포함하지 못한다는 서병수·권종희(2013), Bader et al.(2014), Wang(2022) 등의 국내외 선행연구 결과와 일치하며 다차원 빈곤층의 약 20% 이상이 공식 빈곤율로 측정되지 않는 빈곤 사각지대에 속함을 보이고 있다.

본 연구에서 활용한 10개의 결핍 지표들이 어떻게 상호 결합하여 작용하고 있는지를 결핍 프로파일 분석, 묶음 분석, 공동결핍률 분석, 잠재계층분석 등을 통해 탐색한 결과, 2012년 다차원 빈곤 가구가 가장 많이 경험하고 있던 결핍은 '교육·근로·소득·주관적 건강상태·사회보장(국민연금 가입 여부)'인 반면, 2022년 다차원 빈곤 가구는 소득과 사회보장을 제외한 '교육·근로·주관적 건강상태'를 가장 많이 경험하는 것으로 나타났다. 이는 최근 10년간의 사회보장 수준 증가 및 그에 따른 소득 빈곤 감소로 다차원 빈곤이 감소하는 추세에 있으나 교육, 근로, 건강상태 등에 관해서는 여전히 많은 빈곤층들이 결핍을 경험하고 있어 관련 결핍 지표가 소득 빈곤층과 다차원 빈곤층을 구분하는 중요한 역할을 하고 있음을 보여준다. 대부분의 다차원 빈곤 가구가 경험하고 있는 교육, 근로, 건강 등의 결핍은 Sen(1995)이 주장한 "전환 요인 (conversion factors)"에 해당한다. Sen은 사람들은 그들이 가지고 있는 수단(means)을 가치있는 삶을 성취하기 위한 목표(ends)로 전환하는 능력(capability)에 차이를 가지고 있으며, 이때 전환 요인, 즉 실현가능 능력에는 교육, 건강, 그리고 특정 생활조건 등이 존재한다고 주장하였다(Bader et al., 2014; Sen, 1995). Sen(1995)은 장기적 빈곤퇴치를 위해서는 빈곤의 초점을 수단(means, 일반적으로 소득)에서 목적(ends, 가치있는 삶의 성취)으로 전환해야 하며, 이를 위해 개인의 실현가능능력 향상이 정책의 초점이 되어야 한다고 주장한다. 따라서 본 연구 결과는 다차원 빈곤층의 경우 그들의 소득이 빈곤선 위에 있더라도 가치 있는 삶을 성취하기 위한 교육, 근로, 건강 등 실현가능능력의 결핍을 경험한다는 점에서 비빈곤 계층과 구분되고, 이러한 결핍은 장기적으로 이들이 가치있는 삶을 성취하는데 장애가 되고 있음을 보이고 있다.

가구주 연령을 기준으로 나누어 분석한 결과, 근로연령가구의 경우 2012년 대비 2022년 더 많은 가구가 근로 및 자산 빈곤 관련 결핍을 경험하며, 이 경우 교육, 사회보장, 주거 등 영역에서도 동시에 결핍을 경험할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 최근 부동산 가격 상승에 따른 주거의 안정성 문제가 악화되고 있음을 암시한다. 또한 근로 결핍 지표는 교육 및 사회보장(국민연금 및 건강보험) 가입 관련 지표와 결합하여 영향을 주는 경우가 많은 것으로 나타나, 교육수준이 낮을 경우 열악한 근로상황을 경험하며, 이는 결국 사회보험 사각지대 발생을 초래하고 있음을 알 수 있다.

노인가구의 경우 10년 전에 비해 소득 빈곤 경험이 감소하고 있으나, 근로 지표에서는 결핍을 경험할 확률이 증가한 것으로 나타나고 있다. 시장소득 기준으로 노인빈곤율 측정시 2012년 56.7%에서 2021년 59.5%로 소폭 증가하였으나, 처분가능소득 기준시 2012년 47.0%에서 2021년 39.3%로 감소하고 있다는 가장 최근의 통계청(2022) 발표를 고려했을 때, 지난 10년간 노인가구의 근로소득은 감소하였으나 기초연금,

4) 2022년 빈곤율은 2023년 가계금융복지조사 결과에서 발표 예정(2023.12월)

국민기초생활보장제도 생계급여의 부양의무자 기준 폐지 및 국민연금 가입률 증가 등 사회보장제도 확대에 따른 공적이전소득 증가로 처분가능소득이 증가하였음을 보여준다. 반면 최근 10년간 노인가구의 자산 및 주거 관련 지표의 결핍률이 상승하는 경향을 보인 것으로 나타나 과거 노인가구가 높은 자가 소유 비중으로 낮은 자산 빈곤 및 주거결핍을 경험한 반면(Weon and Rothwell, 2020), 현재의 빈곤 노인 가구는 소득뿐 아니라 주거 등 자산에서도 높은 결핍을 경험하고 있는 것으로 보인다. 마지막으로 다차원 빈곤 노인가구에서 근로 관련 결핍률이 증가한 이유는 2020년 이후 코로나 19로 인해 노인 일자리 및 자활근로 등 저소득 노인이 참여할 수 있는 일자리 사업이 2021년 대부분 중단된 데에 원인이 있을 것으로 보이며, 일상 회복 및 일자리 사업 재개 이후 이 부분이 어떻게 변화하였는지는 추후 확인해 볼 필요가 있다.

중단적 측면에서 다차원 빈곤의 동태성을 분석한 결과, 2012년 다차원 빈곤상태를 경험한 가구들은 2022년에도 다차원 빈곤을 경험할 확률이 그렇지 않은 가구에 비해 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 또한 가구주의 교육 및 고용상 지위, 연령 등이 다차원 빈곤을 경험할 확률에 유의하게 작용한 것으로 나타나 앞서 언급했듯이 Sen의 이론처럼 실현가능능력에 영향을 미치는 요인들이 결국 장기적 빈곤의 고착화 현상을 유발하고 있음을 알 수 있다. 특이한 점은 근로연령가구가 시장에서 고용상 지위를 획득할 경우 다차원 빈곤을 장기적으로 경험할 확률은 유의하게 낮아지지만, 공공부문 일자리에 종사할 경우 다차원 빈곤을 경험할 확률에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못한다는 것이다. 이는 근로연령가구의 경우 노인가구와 달리 공공부문에서 창출된 일자리가 다차원 빈곤 탈출에 유의한 영향을 주지 못함을 암시하고 있다.

이상의 연구 결과로부터 도출될 수 있는 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 소득 빈곤 가구와 다차원 빈곤 가구가 반드시 일치하지 않는다는 본 연구 결과는 금전적 요소(소득 및 자산 일부)만을 고려한 현재의 공식 빈곤선을 확대하여 주거, 교육, 근로, 사회보장 수준 등 다양한 차원에서 빈곤을 측정해야 함을 보여준다. 현재 다차원 빈곤선은 UNDP 외에 멕시코, 베트남, 콜롬비아 등에서 공식 빈곤선으로 채택되고 있으며, 유럽연합통계청(Eurostat)에서도 2014년 이후 EU 국가들을 대상으로 정기적으로 상대적 결핍률(material deprivation rate)을 측정하여 그 결과를 발표하고 있다. 한국의 경우 다차원 빈곤 지표 개발 및 적용을 통해 빈곤을 측정하는 것도 중요하지만 우선 현재 운영되고 있는 복지 사각지대 발굴시스템을 통해 다양한 결핍의 측면을 분석하는 것도 중요할 것이다. 현행 복지 사각지대 정책은 시스템을 통한 사각지대 발굴에만 초점을 맞추고 있으며 발굴 이후에는 기초수급 혹은 긴급복지 지원 대상이 되는지 여부만을 소득 기준으로 판단하여 소득 외 집단의 특성이 제대로 분석 및 활용되지 않는다는 한계가 있다. 따라서 복지 사각지대 발굴 시스템을 통해 발굴되는 위기 계층들을 다양한 결핍 지표 적용을 통해 유형별로 분석하고, 그들의 욕구가 무엇인지 분석해내는 것이 다차원 빈곤 해소의 첫걸음이 될 수 있다.

둘째, 대부분의 다차원 빈곤 가구들이 특정한 결핍 묶음에 영향을 받고 있다는 본 연구의 결과 고려 시, 빈곤해소를 위해서는 통합적 정책 수립 및 적용을 통한 정책의 효율성 증가 노력이 필요하다. 예를 들어 본 연구에서 2022년 가장 많은 다차원 빈곤 가구들이 경험한 결핍 묶음은 '교육·근로·사회보장(국민연금 가입)'이었으며, 해당 결핍 묶음에 의해 영향을 받는 가구들은 소득 및 건강 상태에서도 높은 공동결핍률을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 효율적 빈곤문제 해소와 빈곤의 고착화를 막기 위해서는 빈곤층에 대한 충분한 직업훈련 교육과 건강서비스 제공을 통해 사회보험에 가입하고 안정적 소득을 확보할 수 있는 일자리를 제공하는 것이 가장 중요할 것이다. 현재 보건복지부, 고용노동부 등 각 중앙정부를 통해 산발적

으로 진행되고 있는 각종 일자리 사업과 사회보험제도의 통합적 운영 및 빈곤층에 대한 확대 적용을 위해 과거 시도된 바 있는 사회보험 징수통합 및 전달체계 개편 등을 바탕으로 새로운 전달체계 마련 및 운영 방안을 고민해봐야 할 시점이다.

마지막으로 결핍 프로필 분석결과 다차원 빈곤층이 소득과 자산빈곤을 동시에 경험하지 않는 경우들이 많이 존재하며, 근로연령계층 뿐 아니라 노인계층의 경우에도 10년 전에 비해 자산 빈곤과 주거 결핍을 함께 경험하는 비중이 높아지고 있음을 고려하여, 빈곤층을 위한 소득지원정책 외에 자산형성 지원을 위한 정책적 노력의 확대도 필요할 것이다. 이를 위해 빈곤층의 주거 안정을 위한 공공주택 공급 확대 및 임대주택 주거환경 개선, 주거구입비용 마련을 위한 각종 자산형성지원 정책의 확대 실시 등이 요구된다.

이러한 정책적 함의에도 불구하고, 본 연구는 향후 연구를 통해 보완되어야 할 몇 가지 한계를 가지고 있다.

첫째, 앞서 언급했듯이 본 연구는 2012년과 코로나 19 팬데믹 직후인 2022년의 자료를 가지고 다차원 빈곤의 변화 경향을 측정하였다. 팬데믹은 개별 결핍 지표들에게 각기 다른 영향을 줄 것으로 예측됨에 따라 - 예를 들어 근로, 건강 등에 관한 지표는 다른 결핍 지표에 비해 코로나 19에 더 많은 영향을 받을 수 있다 - 향후 팬데믹 종료 후 일상 회복에 따라 다차원 빈곤 경향이 어떻게 달라지는 지에 대한 추가 분석이 필요하다.

둘째, 본 연구는 다차원 빈곤 측정을 위해 선행연구 등을 기반으로 가장 기초적인 10개의 지표를 선정하였다. 그러나 최근의 많은 연구가 다차원 빈곤 측정을 위해 사회 활동 및 사회적 자본, 거주 환경, 고용 안정성, 정신건강 등 다양한 지표를 포함하여 분석하고 있음을 고려할 때 향후 연구에서는 한국 특성에 맞는 추가 지표 선정 및 각 지표들이 어떻게 결합하고 상호작용하여 빈곤층의 삶에 영향을 주는지 분석하는 것도 중요할 것이다.

마지막으로 본 연구는 분석의 단순화를 위해 빈곤선을 전체 척도의 1/3로 설정하여 분석하였으나, 향후 연구에서는 다양한 대안 빈곤선 적용을 통해 분석을 확장하고, 결핍 지표 간의 결합방식을 좀 더 다양화하여 결핍 지표들의 상호작용이 빈곤에 미치는 영향을 보다 다양한 측면에서 분석할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김은하. 2022. 빅데이터 “정보시스템 활용 현황과 과제: 복지 시각지대 발굴 시스템을 중심으로”. 「보건복지포럼」. 24-34.
- 남상호. 2009. 「저소득층의 자산실태 분석」. 한국보건사회연구원.
- 변금선·이혜림. 2022. “청년의 다차원적 빈곤특성 - 2010년과 2019년 청년층의 빈곤 비교 -”. 사회복지정책. 49(1). 87-119.
- 서병수·권종희. 2013. “한국 다차원 빈곤의 종단분석: 차원계수방식에 의한 실현능력접근”. 사회보장연구. 29(3). 195-224.
- 최정은·김운영·최기정·이인수. 2022. “복지시각지대 발굴관리시스템 대상자 실태분석을 통한 지원방안 연구”. 한국사회보장정보원
- 통계청. 2022. “2022년 가계금융복지조사 결과 보도자료”. 통계청
- Alkire, S., & Foster, J. 2011. “Counting and multidimensional poverty measurement”. *Journal of Public Economics*. 95(7), 476 - 487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- Alkire, S., and Santos, M. E. 2014. “Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index”. *World Development*. 59. 251 - 274. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.01.026>
- Bader, C., Bieri, S., Wiesmann, U., and Heinimann, A. 2016. “Differences Between Monetary and Multidimensional Poverty in the Lao PDR: Implications for Targeting of Poverty Reduction Policies and Interventions”. *Poverty & Public Policy*. 8(2). 171 - 197. <https://doi.org/10.1002/pop4.140>
- Baulch, B., and Hoddinott, J. 2000. “Economic mobility and poverty dynamics in developing countries”. *The Journal of Development Studies*. 36(6). 1 - 24. <https://doi.org/10.1080/00220380008422652>
- Brady, D. 2003. “Rethinking the Sociological Measurement of Poverty”. *Social Forces*. 81(3). 715 - 751.
- Gordon, D. 2006. “The concept and measurement of poverty”. In C. Pantazis, D. Gordon, & R. Levitas (Eds.). 「Poverty and Social Exclusion in Britain: The Millennium Survey」. UK: The Policy Press. pp. 29 - 69.
- Haveman, R., and Wolff, E. N. 2005. The concept and measurement of asset poverty: Levels, trends and composition for the U.S., 1983 - 2001. *The Journal of Economic Inequality*, 2(2), 145 - 169. <https://doi.org/10.1007/s10888-005-4387-y>
- Magidson, J., and Vermunt, J. K. 2004. “Latent Class Models”. In D. W. Kaplan (Ed.), 「The SAGE Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences」. SAGE Publications, Incorporated. pp. 175-198

- Nam, S.-J. 2020. "Multidimensional Poverty among Female Householders in Korea: Application of a Latent Class Model". *Sustainability*. 12(2). Article 2. <https://doi.org/10.3390/su12020701>
- Roelen, K., Gassmann, F., and de Neubourg, C. 2012. "False positives or hidden dimensions: What can monetary and multidimensional measurement tell us about child poverty in Vietnam?" *International Journal of Social Welfare*. 21(4), 393 - 407. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2397.2011.00836.x>
- Santos, M. E. 2013. "Tracking Poverty Reduction in Bhutan: Income Deprivation Alongside Deprivation in Other Sources of Happiness". *Social Indicators Research*. 112(2), 259 - 290. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0248-4>
- Sen, A. 1979. Issues in the Measurement of Poverty. *The Scandinavian Journal of Economics*. 81(2), 285 - 307. <https://doi.org/10.2307/3439966>
- Sen, A. 1995. *Inequality Reexamined*. UK: Oxford University Press.
- Suppa, N., Alkire, S., and Nogales, R. 2022. "The many forms of poverty: Analyses of deprivation interlinkages in the developing world". *OPHI Research in Progress 63a*. University of Oxford.
- Townsend, P. 1979. 「Poverty in the United Kingdom: A survey of household resources and standards of living」. Berkely: University of California Press.
- UNICEF. 2019. "Voluntary National Reviews for the Sustainable Development Goals: Are Countries Committed to Ending Child Poverty by 2030?"
- UNDP, & OPHI, University of Oxford. (2019). How to Build a National Multidimensional Poverty Index (MPI): Using the MPI to Inform the SDGs. <https://ophi.org.uk/how-to-build-2019/>
- Wang, Q., Shu, L., and Lu, X. 2023. "Dynamics of multidimensional poverty and its determinants among the middle-aged and older adults in China". *Humanities and Social Sciences Communications*. 10(1), Article 1. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01601-5>
- Wang, X. 2022. "On the Relationship Between Income Poverty and Multidimensional Poverty in China". In X. Wang (Ed.), 「Multidimensional Poverty Measurement: Theory and Methodology」. pp. 85 - 106. Springer Nature. https://doi.org/10.1007/978-981-19-1189-7_5
- Weon, S., and Rothwell, D. W. (2020). "The association between poverty indicators and material hardship in South Korea". *International Journal of Social Welfare*. 29(1), 29 - 40. <https://doi.org/10.1111/ijsw.12407>

소득·자산과 공적 이전의 세대 간 차이: 연령-기간-코호트 효과 분석, 2006-2021¹⁾

박형준(세종시사회서비스원), 김성아(한국보건사회연구원)

이 연구는 2006년~2021년 기간 동안 소득, 자산, 공적 이전의 세대 간 차이를 실증하였다. 한국복지패널 2~17차 개인 데이터 자료를 이용하여 APCD분석을 수행하였다. 결과에 따르면 처분가능소득, 개인노동소득, 순자산, 부동산자산, 소득 빈곤과 자산의 빈곤, 공적이전소득에 있어 연령 효과와 함께 코호트의 효과가 공히 발견되었다. 60년대 초반 코호트의 경우, 소득 수준과 소득 빈곤 위험, 자산 수준과 자산 빈곤 위험, 공적이전소득으로 측정된 복지 혜택의 수준 모두에서 다른 코호트에 비해 불리한 위치에 있는 것으로 파악되었다. 현 시점에서 은퇴를 목전에 두고 있는 60년대생 코호트는 소득과 자산의 우위가 없음에도 불구하고, 공적이전의 혜택에서는 소외되어 있었다. 결과에 의한다면 은퇴를 앞두고 있는 이들 코호트 집단에 비해 보다 많은 정책적 고려가 필요할 것이며, 최근 복지 대상으로 주목받고 있는 청년 세대와 함께 은퇴를 앞두고 있는 60년대생의 노후 사회보장에 대한 대비를 전반적으로 검토할 필요가 있다.

제1장 서론

이 연구는 2006년부터 2021년의 기간 동안 소득과 자산, 복지의 세대 간 차이를 실증하는 것으로 목적으로 한다. 생애주기 관점의 사회복지 구현에서 상대적으로 덜 주목되어 왔던 세대 간 차이를 살펴보고, 경제적 취약성이 증대하는 지점을 연령과 코호트를 구분하여 포착하고자 한다. 연령, 기간, 코호트의 효과를 분리하기 위해 고안된 방법론을 이용하여 소득과 자산, 공적이전에 대한 각각의 영향력을 실증한다.

“삶을 의미있게 하는 것은 무엇인가”에 대해 국제 조사한 결과가 다수의 매체에서 회자된 적이 있었다. 이른바 경제선진 17개국 중 한국만이 물질적 풍요(material well-being)를 1순위로 선택하였다.²⁾ 대부분의 나라에서 가족, 건강 등 비물질적 가치를 1순위로 선택한 것과는 대조되는 결과였다. 5순위까지 답하게 한 조사 방식에도 불구하고 한국은 유독 한 가지만 꼽은 비율 또한 높았다. 이렇듯 우리 사회에서 경제력과 물질적 풍요는 삶의 수단보다는 가치나 목표 그 자체가 되고 있으며, 이러한 물질적 풍요가 노력이 아니라 특정 조건에 의해 쉽게 얻어진다는 것에 대해서는 단호한 도덕적 판단을 가한다. 단지 어느 특정 시절에 태어났거나 경제활동을 하였는지가 현재의 부를 축적하는 것을 결정하였다면 그를 어떻게 받아들일 것인가. 한 사회 안에서 나타나는 물질 소유의 차이를 모종의 집단으로 구분하여 사고하는 것이 결코 짧은 역사를 가진 것은 아니지만, 거의 모든 물질적 유·불리의 원인을 세대로 환원하는 사고는 매우 빠르고

1) 이 글은 2023년 한국보건사회연구원 출연금과제로 수행하고 있는 「생애관점 소득-자산 결합 분포 및 소득-자산 기반 복지체계 연구」의 일부를 바탕으로 작성한 것이다.

2) 경향신문. 2021.11.22. “무엇이 삶을 의미있게 하는가... 한국 유일하게 ‘물질적 풍요’ 1위 꼽아”.

광범위하게 동의를 얻어가는 것으로 보인다.

최근 세대 담론만큼 매체와 일상에서 자주 언급되면서 그때마다 주의를 환기시키는 주제도 없을 것이다. 사회학 분야에서 정제가 되어 온 세대론적 관점은 사회복지 영역에서는 더욱 실천적인 의미로 다가온다. 국가가 최소한의 기본적인 물질적 풍요를 담보하여야 할 때 어느 대상 집단에 더욱 주목하여 정책을 기획·집행해야 하는가를 결정함에 있어 연령과 세대 집단의 특징이 유효할 것이기 때문이다. 특히 소득이나 자산과 같은 가구의 경제 여건은 생애주기 관점에서 파악할 필요성이 있는데, 사회보장은 인간의 생애주기에 따른 위험과 욕구에 맞추어 지원을 해야 하기 때문이다.

경제학자인 모딜리아니의 생애주기 가설(life-cycle hypothesis)은 중장년기에 정점을 찍는 소득과 전 생애 동안 소비 수준을 유지하는 한 사람의 경제적 삶의 궤적을 개념화하고 있다. 이에 따르면 소득은 개인과 가구 단위 양질의 삶을 실현하는 주요한 물질적 기반이고, 자산은 현재와 미래 삶의 안전성을 담보하는 기제이다. 아동·청소년기에는 성년으로서 독립하기까지 돌봄을 받으며 교육 등 자립을 준비하고, 주로 중장년기 부모의 소득으로 교육비 등 자녀의 지출을 부담한다. 생애 경제활동을 개시하는 청년기에 소득을 확보하기 시작하고 소득의 정점을 찍는 중장년기까지 점차 소득 수준이 증가하며, 경제활동으로부터 은퇴한 후 노년기에 급감한다. 경제활동기에는 소비 수준을 초과하는 소득을 축적하여 자산을 형성한다. 청년기부터 중장년기, 노년기까지 소득과 소비를 중심으로 자산을 형성하고 활용하는 생애주기 가설은 다수의 실증분석을 통해 국내에서도 현실성이 입증된 바 있다(김성아 외, 2021).

사회정책 분야에 있어 생애주기 가설처럼 물질적 경제 수준의 궤적을 정형화하는 것은 유용할 수 있는데, 생애주기에 맞추어 경제 수준을 예측하고 그에 대한 적절한 공적 지원을 도모할 수 있기 때문이다. 하지만 사회정책 분야에서 연령에 따른 경제 수준의 추이와 소득보장 지원은 많이 고려되었지만, 세대에 대한 고려는 많지 않았다. 그러나 인구에 회자되고 있는 세대담론의 영향은 사회정책 영역을 비껴나가지 않을 것이다.

지난 2000년대 중반부터 지금에 이르기까지 물질적 풍요와 관련된 이들 소득, 자산, 복지의 변화는 적지 않았다. 2008년 금융위기, 팬데믹 등 전세계적인 경제적 충격, 국내적으로는 2000년 중반과 2021년의 부동산 가격 폭등은 소득과 자산의 격차를 심화하였다. 부동산 자산 가치 상승의 기회를 가지지 못하였던 이들의 상대적 박탈감은 유독 더했다. 그리고 2000년대 중반 이후에도 복지제도의 외연 확대는 지속되었고, 동 기간의 경제 충격에 대응하고자 제도의 도입과 개편 또한 다수 있었다.

이 연구에서는 현대 사회에서 물질적 풍요를 결정하는 시장에서의 소득, 축적된 자산, 국가에 의해 보전 받는 공적이전소득에 대한 세대 간 차이를 규명함으로써 향후 사회보장의 기획과 정비에 있어서 어느 대상을 주목해야 하는지, 실제로 세대나 연령에 주목하는 접근이 유효할 것인지를 탐색하려 한다. 시간 관련 변인인 코호트의 효과를 연령, 기간과 분리할 수 있는 APC 분석을 이용하여 소득과 자산의 세대 간 유·불리, 그리고 지난 15년 간 금융위기와 팬데믹을 겪으면서 급속히 성장한 복지 혜택의 수혜가 어느 세대에 더 집중되어 있고 어느 세대는 소외되어 있는지를 실증한다.³⁾

3) 세대라는 개념의 모호성과 다의성에 대한 방법론적 해결책으로 코호트 분석이 이루어지고 있지만, 이 연구가 본격적인 세대론을 다룬다고 보기는 어렵다. 인구에 회자되고 있는 세대 갈등이 아닌, 소득, 자산, 복지의 취약집단을 특정함으로써 생애주기 관점에서 사회정책의 대상을 탐색하는 것이 관심사이기 때문이다. 즉 이 연구의 '세대'는 '코호트'라는 방법론적 개념에 국한된다.

제2장 선행연구 검토

사람들의 이목을 끄는 관심도와는 별개로 세대라는 개념만큼 모호하고 다의성을 지닌 개념도 없을 것 이지만, 세대를 실증 분석의 틀 안에 포함하려는 방법론적 고민은 코호트 분석의 다양성과 발전을 이루게 하였다. 세대 개념과 명목 단위인 코호트를 등치시킬 수는 없지만, 세대의 영향을 실증하는 많은 연구들은 코호트로써 세대를 측정한다. 소득, 자산, 공적지원에 대한 세대 간 차이를 보려는 이 연구에서는 그간의 사회학 분야에서 다루어 왔던 세대 간 불평등의 여러 논의를 참고할 수 있었다.

그 중에서도 시간에 따른 변인인 연령과 기간, 코호트의 효과를 분리하는 APC(Age-Period-Cohort Analysis, 이하 APC) 분석기법을 이용한 연구들은 주어진 기간 동안의 연령대와 코호트로 구별되는 집단 별 취약성을 밝히려는 이 연구의 목적과 부합한다. APC는 생애주기에 따라 생애 과업과 필요에 당면하는 사람의 삶 궤적에 부합하는 정책 개발을 강조하면서(Burton-Jeangros, 2015, p.9) 사회학에서 주로 쓰이고 있다. 생애 단계별 필요를 실증적으로 확인하기 위해 시간의 흐름에 따라 연령 효과(Age Effects)와 기간 효과(Period Effects), 그리고 코호트 효과(Cohort Effects)를 구별한다.

연령 효과는 연령집단에 따른 변화를 추적한다. 생애주기에 따른 심리적인 변화나 사회적 경험의 누적, 사회적 역할이나 지위 변화, 혹은 그 모든 요소의 총합에 의해 유발된다. 학생으로부터 첫 일자리에에서의 일을 시작하는 사회 초년생으로, 점차 일에 숙련되고 은퇴하여 노년기에 이르기까지 자녀였던 그는 새로운 가족 관계를 형성하고 부모가 되기도 한다. 이 모든 역할은 생물학적 변화를 수반한다. 기간 효과는 특정한 시점에 모든 연령집단이 공통적으로 경험하는 것이다. 역사적 사건이나 환경 변화, 경제 발전 등이 해당된다. 2020년에 시작한 팬데믹은 전 지구를 뒤덮은 대표적인 기간 효과이다. 코호트 효과는 특정 연도나 기간 범위 내에 출생 혹은 혼인, 질병 등 특별한 사건을 가진 집단 내에서 공유하는 경험이다. 출생 코호트가 대표적이다. 소위 베이비부머나 산업화세대, X세대, MZ 세대 등 특정 연령집단은 고유한 경험을 공유하며, 이를 코호트 효과로 추적한다(Yang & Land., 2013, pp.1-2). 이에 대해서는 연구 방법에서 보다 자세히 다루도록 하고 이하에서는 세대 간 소득, 자산, 불평등의 차이를 규명하려 한 국내 연구들을 살펴 보도록 한다.

신광영(2009)은 외환위기 이후 1998년과 2007년 노동패널 자료를 분석한 결과, 10년 동안 전체 불평등이 크게 증가하였지만 그것이 세대 간 불평등의 증가로 인한 것이 아니라 세대 내 불평등, 즉 세대 내 계급 간 불평등의 증가로 인한 것으로 보고하였다. 세대 내 불평등이 커지는 이유로는 계급에 따른 소득 격차가 연령의 증가와 함께 더욱 커지기 때문으로 분석하였다.

세대 담론에 대한 분석과 함께, 다양한 실증 자료를 바탕으로 세대 간 불평등을 분석한 신진욱(2022)의 연구에서도 세대 내 이질성, 즉 세대 안의 불평등보다 세대 간 불평등이 과장되었다고 주장한다. 특히 세대 내 특정 집단의 특성이 마치 세대 전체를 대표하는 것처럼 논의되는 목적과 의도가 있는 담론 형성에 대해 경계하였다.

본격적으로 사회정책에 코호트를 감안한 연구인 김수정(2018)에서는 APCD(APC-Detrended) 방법을 활용하여 1990년 이후의 소득과 소득 수준과 빈곤위험에 대한 코호트 간 격차를 분석하였다. 연령과 기간의 효과를 통제하고도 1960년대 출생 코호트 가구주의 경제적 불리함이 실증되었다. 연구는 분석 결과를 통해 이들 1960년대 코호트에게 부려되는 세대간 경쟁의 승자라는 프레임이 지나치다고 주장하였다.

그러나 특정 세대의 사회경제적 편익이 있다는 주장 또한 경험적 분석에 근거하며 합리적이다. 정준호

(2020)는 수도권과 비수도권 간 소득 불평등의 강도와 추세를 APC 모형으로 분석하였다. 1998년~2018년 한국노동패널자료를 이용한 그의 연구에서는 소득 불평등 측면에서 5~60대 및 1960년 1970년대생 수도권 거주자의 유리함을 보고하였다. 비수도권 청년 코호트의 소득 불평등 정도는 수도권과 비교하여 더 심한 편이었다. 전반적으로 코호트 내 그리고 코호트 간 소득 불평등이 중첩되어 나타나고 있는 것으로 평가하였다.

1990년~2010년 기간 동안 중산층(중위소득 50~150%) 진입 확률에 대한 코호트 간 차이를 분석한 윤자영(2014)의 연구에서도 1970년 이후 출생 세대의 중산층 진입에 불리함을 관찰하였다. 가계동향조사 자료를 이용한 APCD 분석에서 1955~1960년 출생 코호트가 중산층 진입 확률이 가장 높았고, 1970년대 코호트부터 진입 확률이 감소하였다.

이철승(2019a, 2019b)은 1990년대 초반 이후 소득에서, 1960년 초반 출생 코호트가 1970년대 코호트보다 거의 3배 이상 빠르게 증가하면서, 2015~2016년에는 코호트 중에서 가장 높은 수준의 소득을 기록하였고 고 분석하였고, 소득 불평등을 세대 내, 세대 간 효과로 분해한 결과는 신광영(2009)과는 다르게 2009년을 기점으로 세대 내 불평등은 줄고 세대 간 불평등은 증가한다는 분석 결과를 보여 주고 있다(정준호 외, 2021 재인용).

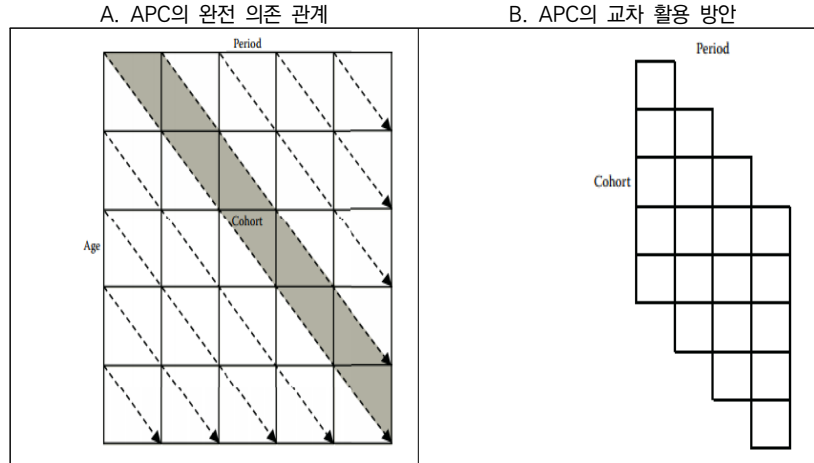
그동안 사회정책 영역에서는 연령에 따른 경제력과 분배 구조에 주목해왔다고 볼 수 있다. 요소시장에서 자신의 노동을 상품화하여 물질적 수준을 누릴 수 있는 정도를 가늠하는 가장 큰 기준은 생애주기, 연령이기 때문이다. 연금 제도와 같은 공적 노후소득보장의 성숙 단계에 있는 한국사회에서 연령과 함께 코호트의 관점에서 경제적 취약성을 탐색하는 것은 의미 있는 작업이다. 이 연구에서는 선행연구에서 다루었던 소득과 자산에 더해 국가에 의한 복지 혜택의 대리 지표로서 공적이전을 공히 분석에 포함한다는 차이가 있다. 경제적 취약성과 함께 복지로부터 소외되어 있는 코호트, 연령 집단을 관찰하고자 한다.

제3장 연구 방법

1. 분석 방법

APC는 연령, 기간, 그리고 코호트를 식별하기 위한 변수(예를 들어 출생연도) 중 2개 이상의 변수값과 분석하고자 하는 측정치를 포함한 반복 횡단 자료(repeated cross-sectional data)나 패널자료를 이용해 분석한다. 문제는 같이 시간 관련 변인인 연령과 기간, 코호트가 선형적으로 의존적(linear dependent)이라는 것이다($Age = Period - Cohort$, [그림 1]의 A 참조). 이 경우 5년 내지 10년 정도 다연령 혹은 다년간의 집단을 어긋나게 설정하는 방법을 사용한다([그림 1]의 B 참조)(Yang & Land, 2013, p.18).

[그림 1] APC의 연령-기간-코호트 효과 분석 방법



자료: Yang & Land(2013) p.16의 그림 3.1과 p.18의 그림 3.2

연령, 기간, 코호트 간 선형관계 때문에 일반적인 회귀모형으로는 이들의 효과를 분리하기 어려운 식별 문제가 존재한다. 하지만 이들을 모두 회귀모형에 투입해야만 각각의 효과를 파악할 수 있다. 사회학과 인구학, 관련 분야에서 연령 효과, 시간 효과, 코호트 효과를 분리 식별하는 APC 분석 모형은 지속적으로 발전되어 왔으며, 경쟁적으로 존재한다. 식별문제를 해결하기 위해 서로 다른 방식의 제약을 가하는 추정 방식이 있으며, 대표적으로 APC-IE, HAPC, APCD 등이 있다. 이 연구에서는 쇼벨과 해밀턴(Chauvel & Hamilton, 2013)이 제안한 APCD(APC-Detrended) 모형을 이용하였다. APCD는 선형추세(linear trends) 변동(fluctuation)을 구분함으로써 식별문제에 대응한다. 아래 식에 제시한 모형에서처럼 $\alpha_0 rescale(a)$ 와 $\gamma_0 rescale(c)$ 를 식에 포함하여 연령과 코호트의 선형추세를 추정하고, 선형추세에서 벗어나는(detrended) 연령, 기간, 코호트의 효과, $\alpha_a, \pi_p, \gamma_c$ 를 식별한다.

$$y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_0 rescale(a) + \gamma_0 rescale(c) + \beta_0 + \sum_j \beta_j X_j + \epsilon_j$$

$$\sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0$$

$$slope_a(\alpha_a) = slope_p(\pi_p) = slope_c(\gamma_c) = 0$$

$$\min(c) < c < \max(c)$$

위 식에서 y^{apc} 는 이 연구의 관심 변수인 소득, 자산 등을 나타내며, α_a 는 연령, π_p 는 기간, γ_c 는 코호트의 벡터를 나타낸다. β_0 는 상수이며, β_j 는 모형에 포함한 인구사회적 속성과 여타 통제변수의 계수를 의미한다. 모형의 식 아래는 APCD에서 선형추세로부터 연령, 기간, 코호트 효과를 식별하기 위해 가한 제약으로써, 첫 번째는 연령, 기간, 코호트 벡터의 합은 0이라는 것, 두 번째는 연령, 기간, 코호트 세 벡터의 기울기가 0이라는 것, 세 번째는 첫 번째 코호트와 마지막 코호트는 한번만 관찰되기 때문에 추정에서 제외하는 것을 의미한다.

2. 자료 구성

한국복지패널 2~17차 자료를 사용하였다. 한국복지패널은 제주도와 농어가를 포함하고 있어 전국 대표성을 지니고 있으며, 가구 및 개인 단위의 경제활동, 소득, 자산 등 분석에 필요한 정보를 상세히 조사하고 있다. 또한 17년의 시계열을 지니고 있다.

분석 단위는 개인이며, 모든 기술분석과 모형 분석은 제공된 개인 횡단면 가중치를 사용하였다. 한국복지패널은 개인/가구, 종단면/횡단면 별 각 3개의 가중치를 제공하고 있는데, 본 장에서는 한국복지패널의 연도별 모든 관측치를 사용하기 위해 원표본과 추가표본 모두에게 부여된 통합 가중치를 적용하였다.

APCD 분석은 자료 시점과 연령 간의 일정 간격이 있어야 한다. 5년 간격으로 시점과 연령 집단을 설정한 결과, 분석에서는 2006년, 2011년, 2016년, 2021년의 4개 시점을 이용하였다. 분석 대상의 연령은 20세부터 79세로 설정하고, 5세 단위로 나누어 12개 연령대로 구분하였다. 2006년부터 2021년의 해당 연령대의 코호트는 1927년~1931년생부터 1997년~2001년생이며, 분석방법에서 언급한 바와 같이 APCD모형의 세 번째 제약에 따라 첫 번째 코호트와 마지막 코호트는 제외되기 때문에 1932년~1936년생 코호트부터 1992년~1996년생 코호트가 분석에 활용된다. 코호트와 시점별로 표본 수를 제시하면 아래와 같다. 다만, 첫 번째 코호트와 마지막 코호트가 제외되고, 종속변수에 따라 모형별 결측치가 있기 때문에 아래의 모든 표본이 사용되지는 않았다.

<표 1> 코호트-시점별 표본 수

시점 코호트	2006	2011	2016	2021	Total
1927~1931	287				287
1932~1936	457	446			902
1937~1941	602	583	401		1,586
1942~1946	675	668	501	507	2,351
1947~1951	812	817	639	645	2,913
1952~1956	1,069	1,079	868	893	3,910
1957~1961	1,431	1,465	1,197	1,254	5,347
1962~1966	1,467	1,524	1,210	1,268	5,469
1967~1971	1,499	1,543	1,288	1,364	5,694
1972~1976	1,452	1,491	1,226	1,299	5,468
1977~1981	1,366	1,425	1,156	1,216	5,164
1982~1986	1,225	1,311	1,062	1,135	4,733
1987~1991		1,179	947	1,019	3,144
1992~1996			1,035	1,133	2,168
1997~2001				1,011	1,011
Total	12,341	13,529	11,530	12,744	50,145

3. 변수의 정의와 측정

분석에 사용한 소득은 처분가능소득과 개인 노동소득, 자산은 순자산과 부동산 자산을 이용하였다. 소득과 자산은 2020년 기준 소비자물가지수(CPI)를 적용하였고, 가구원 수로 균등화하였다. 개인노동소득은 균등화하지 않았다. 소득빈곤 여부는 당해 연도 처분가능소득의 중위 50%를 기준으로 하였다. 자산빈곤 여부는 당해 연도 처분가능소득의 중위 50%인 상대빈곤선의 3개월분을 기준으로 하였다(Brandolini et al., 2010; Rist, 2022).

한국복지패널은 처분가능소득과 자산을 가구 단위로만 측정할 수 있다. 분석의 단위는 개인이기 때문에 가구의 소득과 자산을 공유하는 서로 다른 연령대 혹은 코호트의 가구원이 분석에 공히 포함된다는 측정상의 한계가 존재한다. 아직 본격적인 경제활동을 하지 않고 독립하지 않은 20대 초중반 개인과 은퇴 후 다른 가구원의 부양을 받는 70세 이상의 개인은 가구의 소득과 자산을 공유하기 때문에 그렇지 않은 개인에 비해 높은 소득과 자산을 갖는 것으로 나타날 수 있다.

통제변수로는 성별, 교육 수준, 가구주와의 관계(가구주, 배우자, 자녀, 기타 가구원), 가구 내 경제활동 가구원 비율, 가구 내 근로무능력 가구원 비율, 지역규모(대도시, 중소도시, 농어촌)를 투입하였다.

제4장 연구 결과

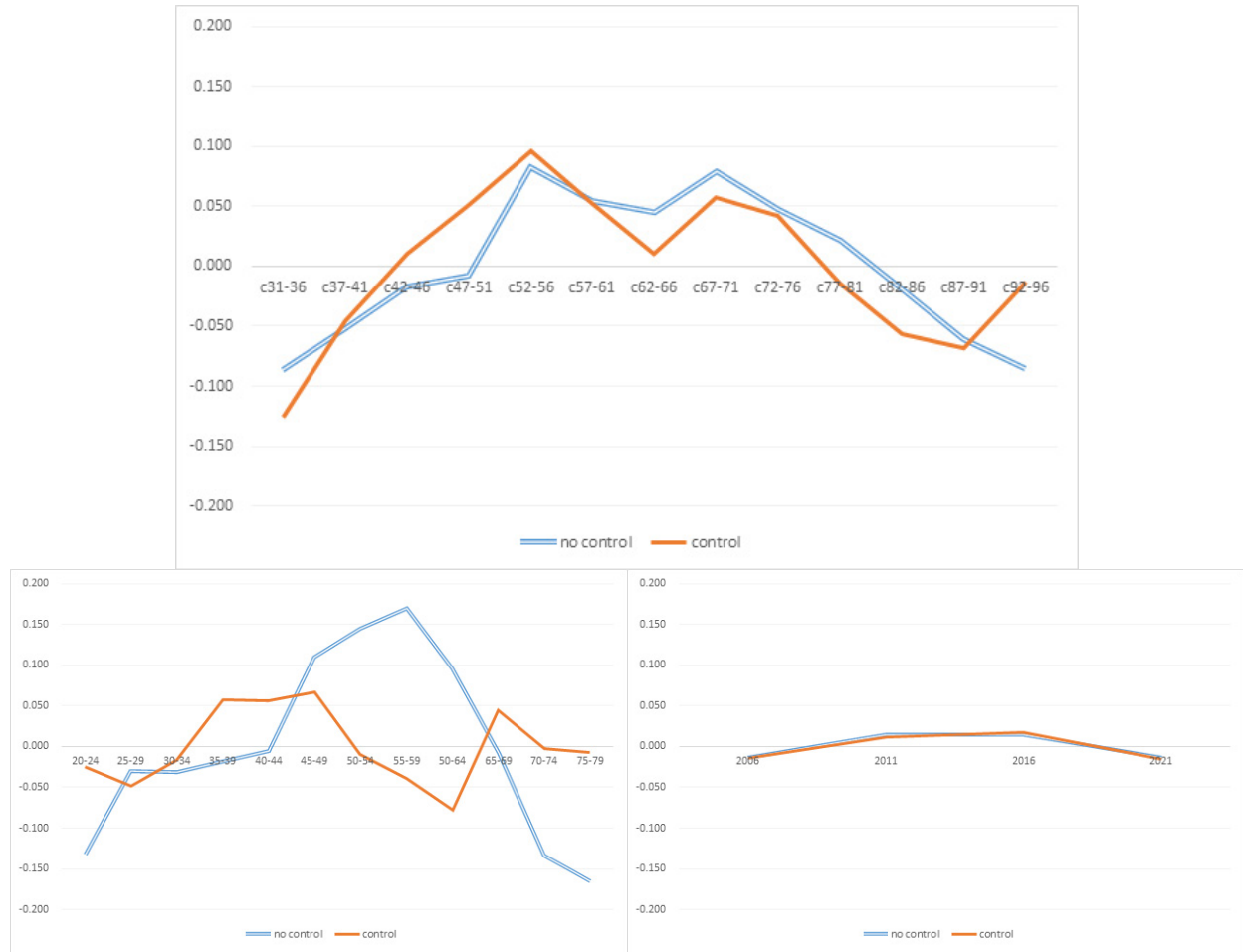
APCD는 상대적인 관점에서의 관심변수의 변화, 즉 선형추세에서의 상대적 변화를 보여 준다. 특정 연령, 특정 시점, 특정 코호트가 다른 집단(시점)에 비해서 얼마나 더 유리하거나 불리했는지를 알 수 있다. 전체 분석 대상 기간에서 어느 코호트가 가장 유리했는지, 생애주기 상 어느 연령대에서 소득, 자산, 복지혜택이 많았는지, 어느 시기가 소득, 자산, 복지에 영향을 주었는가 등을 알 수 있다(정준호 외, 2021).

[그림 2]는 부록의 <부표1>의 결과를 그래프로 표현한 것으로, x축은 코호트, 연령, 시점을, y축은 APCD분석에서 추정된 계수를 나타낸다. 처분가능소득에 대한 코호트의 효과는 1931년~1941년생과 1982년~1996년생 코호트에서는 음의 값을 보인다. 1942년생부터 1981년생까지는 처분가능소득의 유리함이 발견되지만, 1962년~1966년생 코호트의 경우 소득의 유리함이 음의 값을 보인 코호트를 제외하고는 상대적으로 불리한 것으로 나타난다. 이들 코호트에게 옴폭 파인 형태는 여타 변인을 통제할 경우에 더욱 크게 두드러진다.

연령의 효과는 통제변수가 있는 모델과 그렇지 않은 모델과의 차이가 크게 나타났다. 통제하지 않은 경우에는 40대부터 65세 은퇴 직전까지 소득의 유리함이 큰 것으로 나타났고, 계수의 크기 또한 코호트나 시점에 비해 압도적이었지만, 통제변수를 고려한 모델에서는 우위를 갖는 연령대 자체가 30대 중반부터 50세 이전까지로 이동한 모습을 볼 수 있었다.

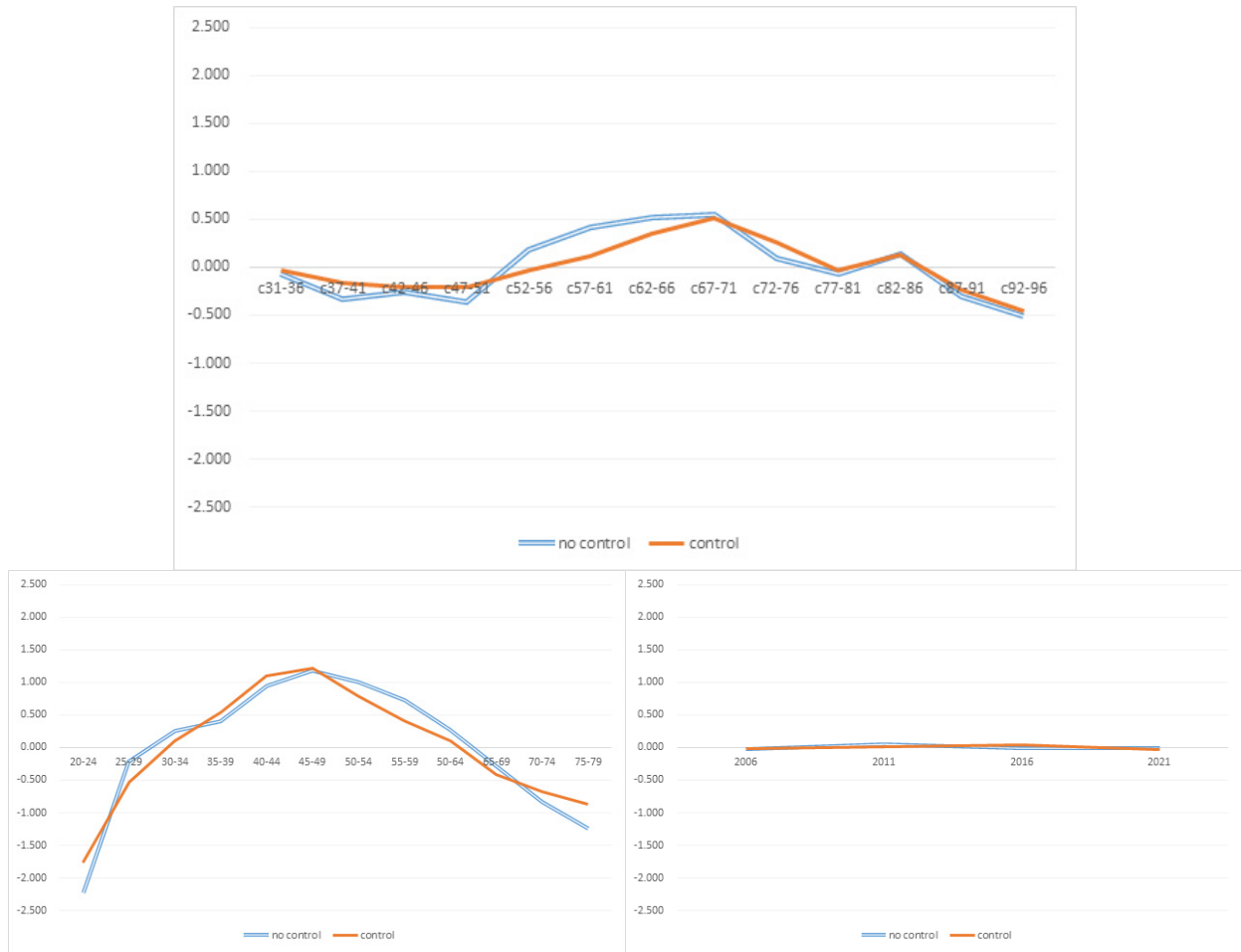
시점의 영향은 코호트나 연령대에 비해 상대적으로 크지는 않았지만, 2011년과 2016년의 정적 영향이 발견되었고, 팬데믹이 진행 중이었던 2021년의 불리함과 2006년의 부적 영향이 발견되었다.

[그림 2] 처분가능소득에 대한 APCD 분석 결과



개인별로 측정된 개인노동소득을 종속변수로 한 분석 결과는 아래의 [그림 3]과 같다. 코호트의 효과는 가구 단위로 측정된 처분가능소득과 개괄적인 형태는 유사하였다. 그리고 처분가능소득에서보다 코호트 영향력의 상대적 크기는 보다 작은 편이다. 연령의 효과는 통제변인이 있는 모델과 그렇지 않은 모델 간의 차이가 처분가능소득에 비해 상대적으로 적었다. 통제 모델의 설정 자체가 가구 단위 측정 변수를 감안한 것이기 때문이기도 하다. 시점의 영향은 처분가능소득에 비해 더욱 적었다.

[그림 3] 개인노동소득에 대한 APCD분석 결과



평균적인 처분가능소득 수준 외 처분가능소득 기준 빈곤 확률에 대한 APCD 분석 결과는 [그림 4]에 제시하였다. 우선 코호트의 효과는 처분가능소득 분석 결과를 거꾸로 뒤집어 놓은 형태라고 볼 수 있지만, 코호트별 빈곤 위험은 조금씩 다르게 나타난다. 통제모형을 기준으로 빈곤 위험이 가장 낮은 코호트는 1972년~1981년생, 1947년~1956년생 코호트였다. 고령인 1942년 이전 코호트와 가장 젊은 층인 1982년 이후 코호트의 빈곤 위험이 높은 가운데 1962년~1966년생 코호트의 빈곤 위험이 높게 나타났다. 이들 60년대 초반 코호트는 처분가능소득에서도 상대적으로 유리함을 보이지 못했던 코호트였으며, 비통제 모델에서는 빈곤위험이 음의 값을 보였으나, 통제모델에서는 양의 값으로 전환된 유일한 코호트이다.

연령의 효과는 통제모델에서 50대 그리고 65세 이전까지 연령 집단의 열악함이 관찰되었고, 50대 이상에서는 통제모델과 비통제모델의 결과가 정반대의 형상을 보이고 있었다. 65세 이상 연령대의 빈곤 위험은 다른 연령대에 높았으나, 통제 모델에서는 오히려 낮은 것으로 나타났다. 앞선 코호트 효과와 종합하면, 현세대 노인의 높은 빈곤율은 연령의 효과보다 코호트의 효과가 작용하고 있다고 볼 수도 있다.

시점의 효과는 처분가능소득의 그것에 비해 영향력의 크기도 보다 크고 극명하게 나타났는데, 2011년과 2016년에 비해 팬데믹 중이 2021년의 빈곤 위험이 보다 높았던 것으로 나타났다.

[그림 4] 소득빈곤 여부에 대한 APCD분석 결과

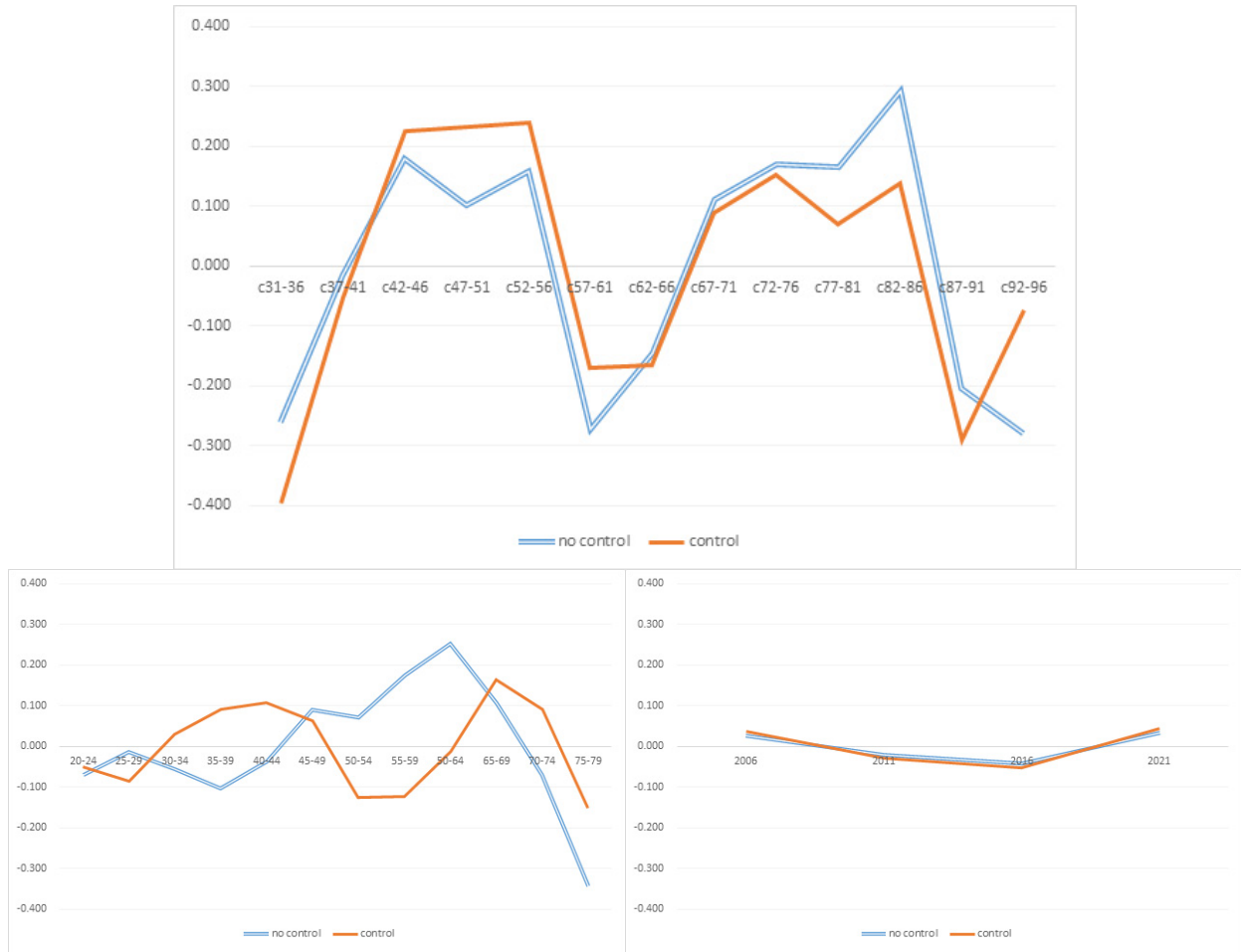


순자산의 세대 간 차이를 살펴보면, 1940년대와 1950년대 초반 코호트의 우위가 두드러지는 반면, 1957년~1966년생 코호트의 불리함이 관찰되었다. 한국사회의 특성상 1937년 이전 코호트의 경우 자녀 세대에 게 자산을 이전하는 경우가 많고, 1987년 이후 코호트의 자산 축적 수준이 적은 것은 자연스러운 현상으로 볼 수도 있지만, 1957년~1966년생 코호트의 순자산 축적의 불리함은 다소 의외의 결과라 할 수 있다. 또한 2000년대 중반 이후 세 차례의 부동산 가격 폭등에서 자산 증식의 기회를 특정 세대가 독식하였고, 청년 세대는 자산 축적의 기회마저 사라졌다는 것이 매체와 일상에서 회자되고 있는 바와는 반대의 결과이다. 현 시점에서 우리 사회의 경제를 주도하는 것으로 여겨지고 있던 이들 세대의 자산 축적의 불리함은 최근 회자되는 물질적 풍요의 세대 간 차이가 과장된 서사임을 알 수 있게 한다.

연령의 효과에서는 소득과 마찬가지로 통제모델과 비통제모델 간의 양상이 거의 반대로 나타나고 있는데, 통제모델에 의하면 분석 기간 동안 30대와 40대가 순자산 축적에 유리하였고, 50대와 65세 이전의 연령대나 자산 축적은 상대적으로 불리하였던 것을 알 수 있었다. 그리고 소득과는 달리 코호트의 영향력이 연령대의 영향력에 비해 더 크게 나타난 것을 알 수 있다.

순자산에 대한 시점 효과 분석 결과는 소득과는 달리 2006년과 2021년에 부동산 폭등이 있었던 것을 그대로 반영하고 있었다.

[그림 5] 순자산에 대한 APCD분석 결과



부동산 자산의 APCD 분석 결과, 부동산 자산에서는 순자산만큼의 격차는 아니었지만 57년~66년생 코호트의 불리함은 여전하였다. 또한 67년~76년생 코호트의 자산 축적의 유리함이 순자산만큼 크지 않은 것으로 나타났다. 1937년~1956년생 코호트의 순자산은 부동산 자산 축적의 유리함이 작용하고 있었던 반면, 1967년~1976년생 코호트의 순자산 축적은 부동산 자산보다 다른 자산으로 인한 것임을 유추할 수 있다. 또한 1982년~1986년생 코호트의 자산에 대한 효과는 순자산과 부동산 자산에서 거의 유사한 것으로 나타나, 1927년~1956년생 코호트와 동질적인 특성을 보였다.

연령의 효과는 50대부터 64세까지의 부동산자산 축적의 효과가 양의 값을 나타내었으나, 그래프의 형태는 유사하였다. 기간 효과를 보면, 순자산과 마찬가지로 부동산 폭등이 있었던 2006년과 2021년 시점에서 기간의 정적 효과가 관찰된다.

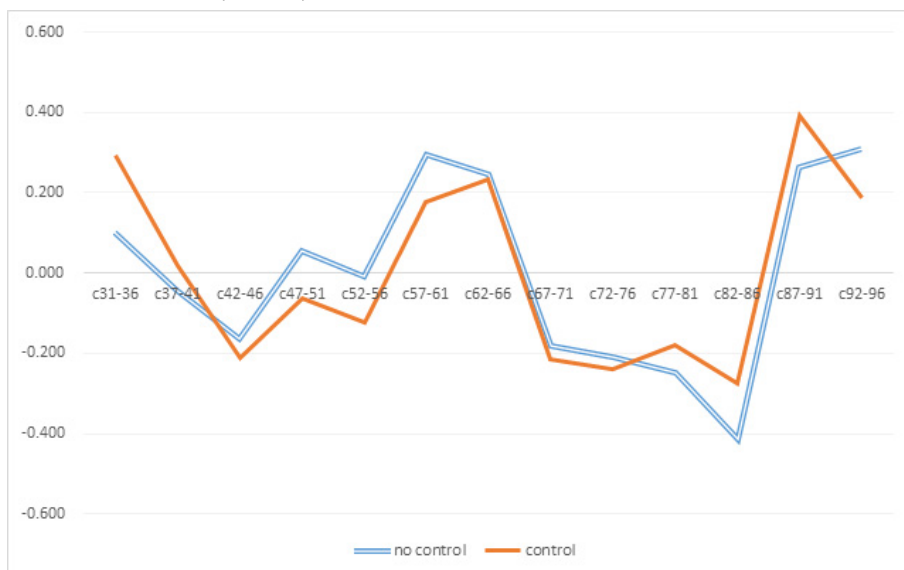
자산빈곤은 순자산의 그것과 거의 정확하게 반대되는 코호트 간 양상을 보이고 있었다([그림 7] 참조). 즉, 1957년~1966년생 코호트는 자산빈곤의 위험이 높았다. 결과에 따르면 2006년~2021년 분석 기간 동안 이들 코호트는 평균적인 순자산 축적에서도 불리하였고, 자산빈곤율도 높은 것이다.

연령의 효과를 살펴보면, 비통제모델에서는 자산빈곤에 대한 부적 영향력을 가지는 것으로 나타났지만, 통제모델에서는 50세부터 64세까지의 연령대의 자산빈곤 위험이 높은 것으로 나타났다. 시점의 영향력의 크기는 미미하였다.

[그림 6] 부동산자산에 대한 APCD분석 결과



[그림 7] 자산빈곤에 대한 APCD분석 결과

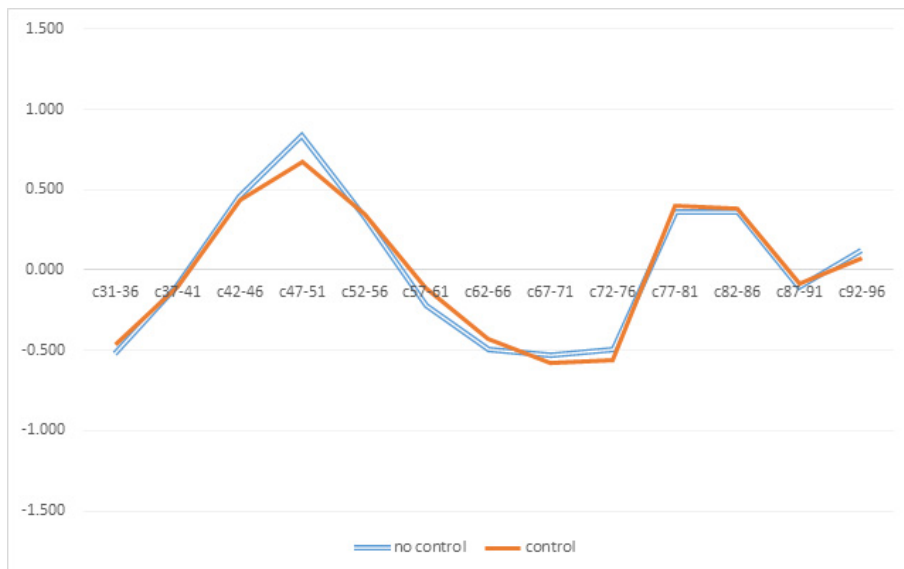


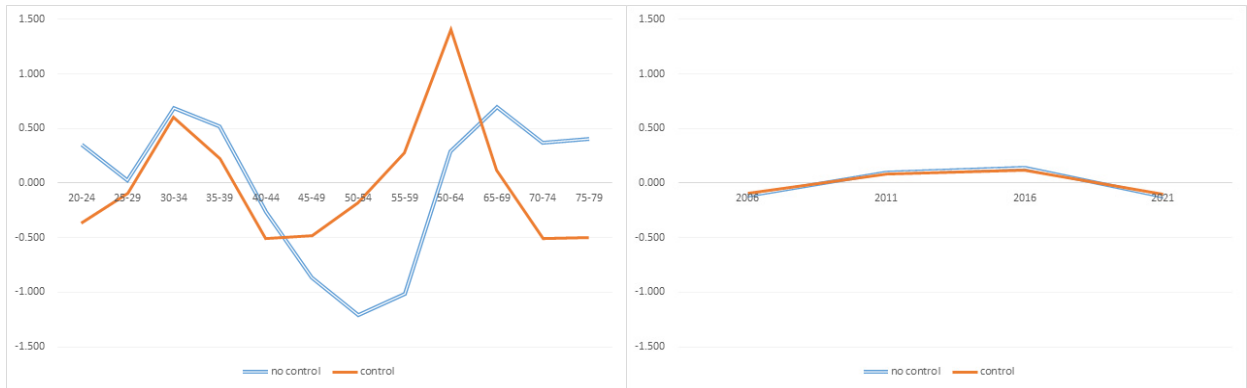


복지 수준은 공적이전소득이라는 대리 지표로 파악하였다. 우선 공적연금을 포함한 공적이전소득에 대한 APCD 분석 결과는 [그림 8]과 같다. 평균적인 공적이전소득에 대한 코호트의 영향력은 1931년~1936년 코호트와 1962년~1976년생 코호트에서 음의 계수를 보였다. 특히 1960년대 초반 코호트는 앞서 처분가능 소득과 소득빈곤, 순자산과 자산빈곤에서도 불리한 코호트 집단이었음에도 분석 기간 동안의 복지 수준을 다른 코호트에 비해 누리지 못하는 것으로 나타났다. 다만, 이들 코호트는 집단의 개인노동소득은 살펴본 바와 같이 다른 코호트에 비해 우위를 보였기 때문에, 65세 은퇴 이후를 분석 대상에 포함하여 코호트 효과를 본다면 다른 결과를 보일 수도 있을 것이다. 그렇다하더라도 2000년대 중반부터 2021년까지의 60년대 초반 코호트가 겪은 소득, 자산, 공적이전의 불리함에 주목할 필요가 있을 것이다.

연령대의 효과를 분석한 결과, 40대와 50대 중장년의 복지 혜택의 상대적 불리함이 관찰되었다. 다만, 통제모델에서는 50대 중반과 64세까지의 연령대의 정적 영향을 갖는 것으로 나타난다. 특이한 점은 공적 연금을 포함한 공적이전소득이기 때문에 65세 이상 연령대의 상대적 우위가 있을 것으로 예상하였으나, 통제모델에서는 65세 이상 연령대의 상대적 우위가 사라지는 것으로 나타났다는 것이다. 오히려 30대의 공적이전의 상대적 우위가 통제모델, 비통제모델에 상관없이 일관되었다.

[그림 8] 공적이전소득에 대한 APCD분석 결과

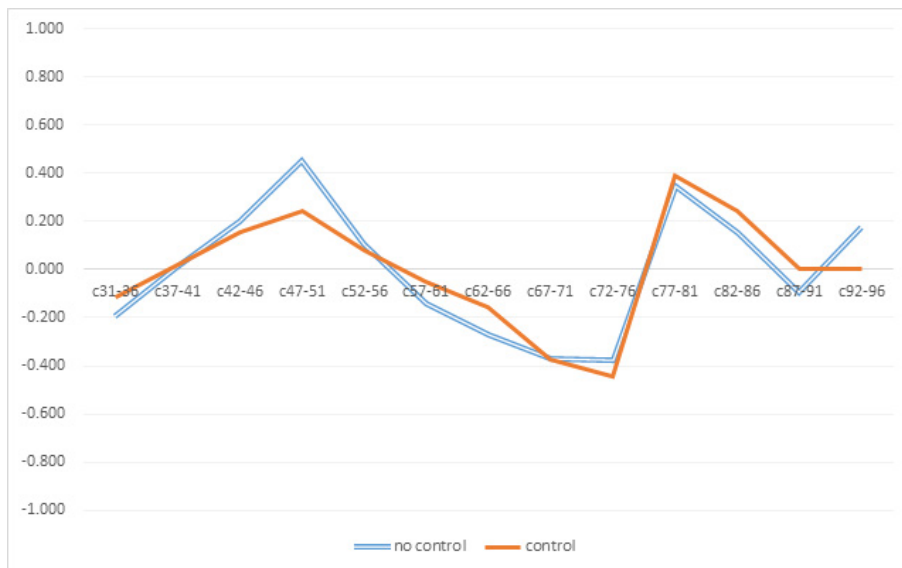


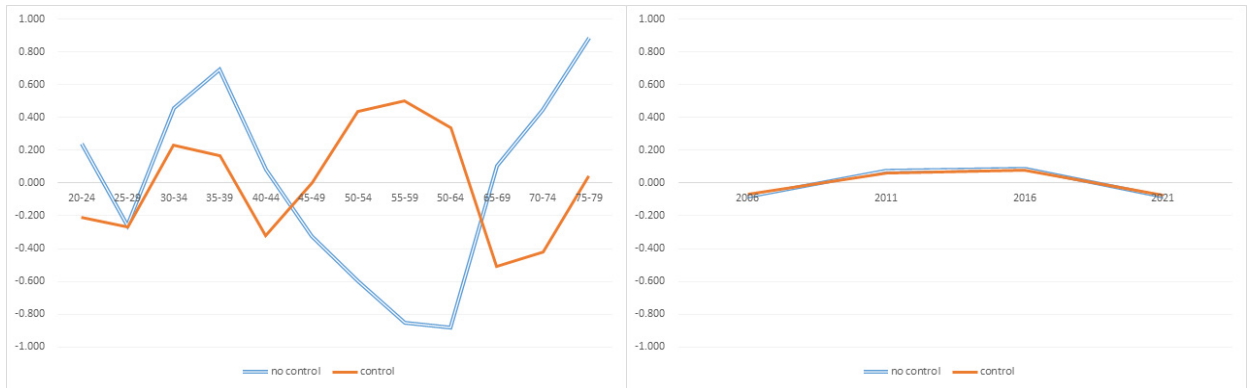


[그림 9]는 연금을 제외한 공적이전소득에 대한 APCD분석 결과이다. 연금을 제외하였을 때에도 1960년대 초반 코호트는 여전히 불리하였으나, 계수의 크기가 소폭 작아진 것을 알 수 있었다. 그럼에도 1962년~1976년생 코호트의 상대적인 불리함은 여전하였다. 전반적인 경향을 보았을 때, 코호트의 효과는 연금을 포함하는 것은 큰 영향을 주지 않았다. 이른바 노년 세대와 청년 세대의 유리함이 관찰되고, 소득과 자산에서 이렇다 할 우위를 보이지 않았거나 오히려 불리하였던 코호트 집단은 공적이전으로 측정된 복지혜택에서도 상대적으로 소외되어 있는 현상을 발견할 수 있었다.

연령의 효과는 연금을 제외한 경우 통제모델에서 차이를 보였다. 50세부터 64세까지의 상대적 유리함이 확연하게 드러났다. 30대의 유리함은 연금을 제외하였을 때에도 여전하였고, 통제모델에서 65세 이상 연령대의 부적 영향력 또한 동일하였다. 마지막으로 기간의 효과는 미미하였지만 2011년과 2016년의 시점이 정적 영향력을, 2006년과 2021년 시점은 부적 영향을 보이고 있었다.

[그림 9] 공적이전소득(연금 제외)에 대한 APCD분석 결과





제5장 결론

이 연구는 2006년부터 2021년까지의 기간 동안 우리 사회의 물질적 풍요의 코호트 간 차이가 존재하는지를 실증하고자 수행되었다. 소득과 자산, 공적이전에 대한 연령별 효과와 시점 효과를 분리하여 코호트 간 차이가 존재하는지를 살펴보려 하였다. 그동안 연령에 따른 추이와 격차는 다수의 연구에서 다루어져 왔지만, 사회복지 영역에서 상대적으로 덜 고려되었던 코호트에 따른 소득, 자산, 복지 수준의 차이를 APCD 분석을 통해 발견하였다.

결과에 따르면 처분가능소득, 개인노동소득, 순자산, 부동산자산, 그리고 소득 빈곤과 자산의 빈곤, 공적이전에 있어 연령 효과와 함께 코호트의 효과도 공히 발견되었고, 관심변수에 따라 상대적인 영향력의 크기도 코호트의 그것이 더욱 크게 나타나기도 하였다. 60년대 초반 코호트의 경우, 소득 수준과 소득 빈곤 위험, 자산 수준과 자산 빈곤 위험, 공적이전소득으로 측정된 복지 혜택의 수준에서 모두 다른 코호트에 비해 불리한 위치에 있는 것으로 파악되었다. 이는 가계동향조사 자료를 이용하여 1990년대 이후의 소득과 빈곤위험을 분석한 선행연구와 해당 코호트에 대해서는 같은 결과를 보였다(김수정, 2018). 1960년대 코호트에게 지워지는 세대 간 경쟁의 승자 프레임, 혹은 이후 세대는 갖지 못한 자산 축적의 기회를 가진 세대라는 담론이 지나친 것일 수 있다는 의구심을 갖게 한다. 다만, 본 연구의 결과에서 이들 코호트의 개인노동소득은 다른 코호트에 비해 우위에 있었고, 선행연구에서 밝힌 바와 같이 상위 일자리의 기회와 임금 수준 또한 유리한 것으로 나타났기 때문에, 이들이 노년에 이르게 되는 시점까지 분석 기간에 포함하게 된다면 공적연금을 포함한 공적 이전의 혜택이 더욱 커질 수 있을 것으로 예상된다.

사회복지 영역에서 상대적으로 주목하지 않았던, 현시점에서 은퇴를 목전에 두고 있는 60년대생 코호트에게 소득과 자산의 우위가 없음에도 불구하고 공적 이전의 혜택에서는 소외되어 있다는 이 연구의 결과에 의한다면 은퇴를 앞두고 있는 이들 코호트에게 보다 많은 정책적 관심이 필요함을 환기해준다. 청년세대, 현재의 노인 세대와 함께 은퇴를 앞두고 있는 60년대생의 노년에 대한 대비를 전반적으로 검토할 필요가 있다. 또한 분석 기간 동안 있었던 두 차례의 부동산 가격 폭등에도 불구하고 이들 코호트의 자산형성의 기회는 여의치 않았던 것으로 보인다. 결국 은퇴 전까지의 꾸준한 경제활동과 연금 기여가 이들 코호트의 노년의 경제력을 결정할 것으로 보이는바, 연금 가입과 소득대체율에 대한 추가적인 분석과 검토가 필요할 것으로 보인다.

이 연구는 선형 추세로부터 독립적인 소득 및 자산, 복지에 대한 연령과 코호트의 효과를 추정하였지만,

통상적인 APC 분석에 필요한 장기간의 시계열이 확보되었다고 보기는 어렵다. 또한 가구 단위의 소득과 자산, 그리고 공적 이전을 균등화하여 개인에게 부여하였다는 점에서 측정의 한계가 존재한다. 기본적으로 가구 단위의 경제 여건을 균등화하는 것은 관찰하기 어려운 가구 내 역동을 온전히 다루기 어렵다. 가구원 중 소득이 없거나, 자신 명의의 자산이 없음에도 자료상에서는 소득과 자산이 있는 것으로 간주되고, 그 반대의 경우도 작용한다. 또한 이 연구의 측정에서 가구 내 부모 세대와 자녀 세대는 동일한 소득과 자산을 공유할 것이기 때문에 세대 이전의 영향이 강하게 반영된 연구 결과일 수 있다.

하지만 향후에도 한국의 사회조사 자료에서 소득과 자산, 복지와 관련된 측정이 개인화되어 장기간의 시계열이 축적될 여지는 매우 적을 것이다. 때문에 국세 과세 자료, 사회보장 수급 및 급여액 등 행정 당국이 보유하고 있는 자료로부터 장기간의 과거 시계열 정보를 수집하여 연령과 시점을 분리한 코호트의 영향을 분석하는 것이 필요하다.

참고문헌

- 김성아·이태진·최준영. 2021. 「주택연금의 노후 빈곤 완화 효과」. 한국보건사회연구원.
- 김수정. 2018. “1990년대 이후 코호트 간 소득 격차와 빈곤위험 분석”. 「비판사회정책」, 59: 69-102.
- 신광영. 2009. “세대, 계급과 불평등”. 「경제와 사회」, 81: 35-60.
- 신진욱. 2022. 「그런 세대는 없다」. 개마고원.
- 윤자영. 2014. “중산층 이탈과 진입”. 윤자영 외(편). 『중산층 형성과 생산에 관한 연구』. 한국노동연구원.
- 이철승. 2019a. 세대, 계급, 위계: 386 세대의 집권과 불평등의 확대. 「한국사회학」, 53(1): 1-48.
- 이철승. 2019b. 「불평등의 세대」. 문학과 지성사.
- 정준호. 2020. “연령, 시간, 코호트효과를 고려한 소득 불평등: 수도권과 비수도권 간 비교”. 「한국경제지리학회지」, 23(2): 166-181.
- 정준호·전병유·장지연. 2021. “임금과 일자리 기회의 코호트 간 차이에 관한 연구”. 「동향과 전망」, 112.
- Chauvel, L., & Hamilton, P. 2013. “Specificity and consistency of cohort effects: the APCD model applied to generational inequalities, France-United States, 1985-2010”. *Revue Française de Sociologie*, 54(4): 665-705.
- Brandolini, A., Magri, S., & Smeeding, T. M. 2010. Asset based measurement of poverty. *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(2): 267-284.
- Burton-Jeangros C., Cullati S., Sacker A., Blane D. 2015. *A Life Course Perspective on Health Trajectories and Transitions* [E-book]. Springer.
- Rist, C. 2022. Wealth and health exploring asset poverty as a key measure of financial security. *North Carolina medical journal*, 83(1): 11-16.
- Yang, Y., & Land, K. C. 2013. *Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications*. Taylor & Francis.
- 경향신문. 2021.11.22. “‘무엇이 삶을 의미있게 하는가’...한국 유일하게 ‘물질적 풍요’ 1위 꼽아”.

부록

〈부표 1〉 소득에 대한 APCD 분석 결과

구분	처분가능소득				개인노동소득				소득빈곤 여부				
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
코호트	c1931-36	-0.087***	(0.026)	-0.126***	(0.024)	-0.070	(0.080)	-0.029	(0.067)	0.074	(0.078)	0.185*	(0.089)
	c1937-41	-0.052*	(0.022)	-0.046*	(0.019)	-0.337***	(0.073)	-0.168**	(0.059)	0.170**	(0.062)	0.170*	(0.069)
	c1942-46	-0.017	(0.020)	0.010	(0.017)	-0.264**	(0.083)	-0.206**	(0.063)	0.097	(0.054)	0.001	(0.059)
	c1947-51	-0.008	(0.023)	0.052**	(0.020)	-0.361***	(0.100)	-0.210**	(0.068)	0.082	(0.063)	-0.098	(0.067)
	c1952-56	0.083***	(0.025)	0.096***	(0.022)	0.189	(0.108)	-0.034	(0.078)	-0.092	(0.072)	-0.182*	(0.079)
	c1957-61	0.054*	(0.023)	0.053**	(0.020)	0.422***	(0.099)	0.112	(0.076)	-0.075	(0.082)	-0.044	(0.087)
	c1962-66	0.045	(0.024)	0.011	(0.022)	0.514***	(0.095)	0.347***	(0.075)	-0.079	(0.094)	0.064	(0.106)
	c1967-71	0.079***	(0.018)	0.058***	(0.017)	0.549***	(0.086)	0.513***	(0.070)	-0.119	(0.104)	-0.016	(0.104)
	c1972-76	0.048**	(0.017)	0.042**	(0.016)	0.097	(0.088)	0.262***	(0.068)	-0.352**	(0.109)	-0.332**	(0.107)
	c1977-81	0.022	(0.018)	-0.014	(0.017)	-0.072	(0.088)	-0.028	(0.068)	-0.323**	(0.125)	-0.239*	(0.122)
	c1982-86	-0.020	(0.020)	-0.056**	(0.019)	0.134	(0.082)	0.126	(0.069)	0.020	(0.121)	0.075	(0.116)
	c1987-91	-0.061**	(0.020)	-0.068***	(0.020)	-0.298**	(0.095)	-0.234**	(0.081)	0.206	(0.129)	0.151	(0.128)
	c1992-96	-0.085***	(0.023)	-0.013	(0.022)	-0.502***	(0.108)	-0.451***	(0.095)	0.391**	(0.142)	0.267	(0.145)
연령	20-24	-0.132***	(0.017)	-0.025	(0.017)	-2.226***	(0.087)	-1.760***	(0.083)	0.532***	(0.111)	0.013	(0.117)
	25-29	-0.030*	(0.014)	-0.048***	(0.014)	-0.210**	(0.069)	-0.535***	(0.061)	0.168	(0.102)	0.153	(0.107)
	30-34	-0.031*	(0.014)	-0.017	(0.013)	0.259***	(0.059)	0.103*	(0.051)	0.116	(0.099)	0.132	(0.102)
	35-39	-0.018	(0.014)	0.057***	(0.014)	0.406***	(0.060)	0.547***	(0.054)	-0.276**	(0.098)	-0.412***	(0.105)
	40-44	-0.005	(0.016)	0.056***	(0.016)	0.941***	(0.057)	1.101***	(0.052)	-0.202*	(0.083)	-0.314***	(0.090)
	45-49	0.110***	(0.014)	0.067***	(0.013)	1.180***	(0.059)	1.217***	(0.053)	-0.271***	(0.076)	-0.059	(0.081)
	50-54	0.145***	(0.017)	-0.009	(0.018)	1.002***	(0.061)	0.796***	(0.060)	-0.369***	(0.066)	0.181*	(0.079)
	55-59	0.170***	(0.017)	-0.039*	(0.018)	0.730***	(0.063)	0.409***	(0.064)	-0.317***	(0.056)	0.393***	(0.073)
	50-64	0.096***	(0.015)	-0.078***	(0.017)	0.267***	(0.059)	0.099	(0.058)	-0.179***	(0.046)	0.391***	(0.064)
	65-69	-0.008	(0.013)	0.044***	(0.012)	-0.281***	(0.053)	-0.420***	(0.050)	0.023	(0.037)	-0.230***	(0.049)
70-74	-0.133***	(0.015)	-0.003	(0.015)	-0.830***	(0.051)	-0.683***	(0.050)	0.285***	(0.043)	-0.210***	(0.055)	
75-79	-0.165***	(0.017)	-0.007	(0.017)	-1.238***	(0.060)	-0.875***	(0.054)	0.491***	(0.062)	-0.039	(0.073)	
기간	2006	-0.014**	(0.005)	-0.014**	(0.005)	-0.029	(0.017)	-0.022	(0.013)	0.110***	(0.023)	0.152***	(0.027)
	2011	0.014	(0.007)	0.012	(0.007)	0.050*	(0.024)	0.011	(0.019)	-0.111**	(0.035)	-0.144***	(0.041)
	2016	0.014	(0.010)	0.017	(0.009)	-0.011	(0.026)	0.043*	(0.020)	-0.107**	(0.037)	-0.169***	(0.043)
	2021	-0.014*	(0.006)	-0.015**	(0.006)	-0.009	(0.018)	-0.032*	(0.014)	0.109***	(0.024)	0.161***	(0.028)
rescacoh	1.639***	(0.061)	0.921***	(0.065)	3.963***	(0.180)	1.685***	(0.155)	-1.994***	(0.281)	-0.267	(0.311)	
rescaage	0.418***	(0.030)	0.480***	(0.028)	0.217*	(0.090)	-0.764***	(0.075)	0.519***	(0.137)	0.348*	(0.153)	
여성			-0.100***	(0.013)			-0.569***	(0.057)			0.456***	(0.065)	
중졸			0.147***	(0.018)			0.163*	(0.077)			-0.609***	(0.076)	
고졸			0.342***	(0.020)			0.397***	(0.074)			-1.162***	(0.082)	
대학이상			0.599***	(0.025)			0.667***	(0.081)			-1.857***	(0.103)	
가구주			-0.231***	(0.048)			1.763***	(0.106)			1.141***	(0.184)	
배우자			-0.003	(0.046)			-0.847***	(0.113)			0.229	(0.180)	
자녀			-0.189***	(0.049)			-0.197	(0.120)			1.739***	(0.250)	
경찰가구원 비율			0.568***	(0.027)			4.726***	(0.062)			-2.403***	(0.107)	
피부양가구원 비율			-0.367***	(0.032)			0.538***	(0.094)			1.382***	(0.132)	
중소도시			0.031	(0.016)			0.038	(0.038)			0.034	(0.070)	
농어촌			-0.064**	(0.022)			-0.198**	(0.064)			0.460***	(0.085)	
cons.	7.770***	(0.008)	7.460***	(0.052)	4.748***	(0.024)	1.501***	(0.131)	-2.073***	(0.036)	-1.848***	(0.219)	
N	48,683		48,683		48,806		48,683		48,683		48,683		
ll	-51816		-47731		-128167		-117540		-14490		-12033		
chi2	2567		6725		6683		31993		2249		3266		

주 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

2) 괄호 안은 근집표준오차

3) 교육 수준 준거집단은 초졸 이하, 가구주와의 관계 준거 집단은 기타 가구원, 지역 규모 준거집단은 대도시이다.

〈부표 2〉 자산에 대한 APCD 분석 결과

구분	순자산				부동산자산				자산빈곤 여부				
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
코호트	c1931-36	-0.261***	(0.078)	-0.395***	(0.074)	-0.430***	(0.099)	-0.535***	(0.095)	0.101	(0.089)	0.295**	(0.093)
	c1937-41	-0.015	(0.067)	-0.052	(0.063)	0.008	(0.075)	-0.018	(0.069)	-0.043	(0.080)	0.018	(0.082)
	c1942-46	0.179**	(0.060)	0.225***	(0.055)	0.191**	(0.067)	0.237***	(0.062)	-0.164*	(0.075)	-0.212**	(0.076)
	c1947-51	0.102	(0.071)	0.231***	(0.066)	0.204**	(0.071)	0.313***	(0.066)	0.056	(0.088)	-0.063	(0.088)
	c1952-56	0.157*	(0.077)	0.239***	(0.072)	0.229**	(0.072)	0.302***	(0.067)	-0.008	(0.096)	-0.122	(0.099)
	c1957-61	-0.272**	(0.084)	-0.170*	(0.082)	-0.130	(0.073)	-0.039	(0.069)	0.296**	(0.095)	0.178	(0.103)
	c1962-66	-0.144	(0.076)	-0.166*	(0.075)	-0.119	(0.071)	-0.157*	(0.070)	0.244**	(0.093)	0.233*	(0.098)
	c1967-71	0.110	(0.063)	0.088	(0.061)	0.032	(0.063)	-0.005	(0.062)	-0.182*	(0.093)	-0.214*	(0.094)
	c1972-76	0.171**	(0.064)	0.153*	(0.061)	0.076	(0.067)	0.053	(0.064)	-0.210*	(0.102)	-0.239*	(0.102)
	c1977-81	0.164**	(0.062)	0.071	(0.059)	0.031	(0.072)	-0.049	(0.068)	-0.249*	(0.101)	-0.178	(0.102)
	c1982-86	0.291***	(0.065)	0.139*	(0.062)	0.318***	(0.067)	0.175**	(0.065)	-0.413***	(0.106)	-0.276*	(0.108)
	c1987-91	-0.203*	(0.085)	-0.289***	(0.081)	-0.087	(0.091)	-0.164	(0.087)	0.265**	(0.103)	0.393***	(0.106)
c1992-96	-0.278**	(0.085)	-0.074	(0.082)	-0.325***	(0.093)	-0.113	(0.087)	0.309**	(0.102)	0.187	(0.104)	
연령	20-24	-0.069	(0.062)	-0.049	(0.062)	-0.041	(0.058)	-0.087	(0.057)	0.345***	(0.089)	0.227*	(0.097)
	25-29	-0.013	(0.046)	-0.085	(0.045)	-0.231***	(0.052)	-0.319***	(0.051)	0.031	(0.078)	0.063	(0.080)
	30-34	-0.056	(0.046)	0.030	(0.045)	-0.270***	(0.051)	-0.164***	(0.049)	-0.111	(0.082)	-0.204*	(0.086)
	35-39	-0.104*	(0.042)	0.091*	(0.043)	-0.080	(0.045)	0.136**	(0.046)	-0.045	(0.077)	-0.203*	(0.081)
	40-44	-0.036	(0.045)	0.108*	(0.047)	0.178***	(0.049)	0.336***	(0.051)	-0.041	(0.074)	-0.150	(0.080)
	45-49	0.091*	(0.044)	0.063	(0.044)	0.248***	(0.048)	0.242***	(0.048)	-0.195**	(0.072)	-0.118	(0.075)
	50-54	0.070	(0.049)	-0.125*	(0.055)	0.211***	(0.045)	0.048	(0.052)	0.011	(0.070)	0.295***	(0.080)
	55-59	0.174***	(0.044)	-0.123*	(0.055)	0.256***	(0.045)	-0.006	(0.055)	-0.135*	(0.062)	0.232**	(0.077)
	50-64	0.253***	(0.038)	-0.013	(0.051)	0.278***	(0.038)	0.037	(0.048)	-0.209***	(0.057)	0.090	(0.073)
	65-69	0.106**	(0.033)	0.163***	(0.038)	0.141***	(0.037)	0.189***	(0.039)	-0.123*	(0.053)	-0.205***	(0.059)
70-74	-0.070*	(0.035)	0.091*	(0.040)	-0.100*	(0.041)	0.031	(0.045)	0.061	(0.052)	-0.167**	(0.060)	
75-79	-0.343***	(0.045)	-0.150**	(0.048)	-0.591***	(0.056)	-0.442***	(0.058)	0.410***	(0.065)	0.140	(0.072)	
기간	2006	0.027	(0.017)	0.037*	(0.017)	0.029	(0.016)	0.041*	(0.016)	-0.024	(0.025)	-0.027	(0.026)
	2011	-0.020	(0.025)	-0.029	(0.025)	-0.015	(0.023)	-0.024	(0.022)	0.017	(0.037)	0.020	(0.038)
	2016	-0.041	(0.025)	-0.052*	(0.025)	-0.058*	(0.024)	-0.073**	(0.024)	0.038	(0.042)	0.040	(0.043)
	2021	0.034	(0.017)	0.044**	(0.017)	0.044*	(0.017)	0.057***	(0.017)	-0.031	(0.028)	-0.033	(0.028)
rescacoh	3.820***	(0.180)	1.875***	(0.194)	2.807***	(0.186)	0.901***	(0.196)	-1.925***	(0.275)	-0.192	(0.295)	
rescaage	2.014***	(0.089)	2.332***	(0.094)	1.353***	(0.088)	1.769***	(0.094)	-0.818***	(0.135)	-1.140***	(0.148)	
여성			-0.489***	(0.056)			-0.546***	(0.052)			0.538***	(0.066)	
중졸			0.379***	(0.081)			0.465***	(0.078)			-0.266**	(0.088)	
고졸			0.796***	(0.081)			0.949***	(0.075)			-0.597***	(0.095)	
대학이상			1.744***	(0.096)			1.754***	(0.086)			-1.498***	(0.132)	
가구주			-0.412***	(0.108)			-0.513***	(0.125)			0.635***	(0.129)	
배우자			0.627***	(0.111)			0.640***	(0.128)			-0.501***	(0.137)	
자녀			0.664***	(0.126)			0.843***	(0.144)			-0.222	(0.166)	
경찰가구원 비율			0.652***	(0.087)			0.464***	(0.075)			-1.130***	(0.118)	
피부양가구원 비율			-0.563***	(0.112)			-0.529***	(0.104)			0.567***	(0.141)	
중소도시			0.100	(0.058)			-0.059	(0.055)			-0.194*	(0.077)	
농어촌			-0.042	(0.089)			-0.416***	(0.090)			-0.134	(0.111)	
cons.	8.786***	(0.030)	7.784***	(0.148)	8.624***	(0.029)	7.792***	(0.152)	-2.279***	(0.035)	-1.598***	(0.185)	
N	48,220		48,220		48,572		48,572		48,683		48,683		
ll	-110548		-108539		-111113		-108960		-14480		-13493		
chi2	731.8		1979		527.0		1970		204.6		816.8		

주 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

2) 괄호 안은 균집표준오차

3) 교육 수준 준거집단은 초졸 이하, 가구주와의 관계 준거 집단은 기타 가구원, 지역 규모 준거집단은 대도시이다.

〈부표 3〉 공적이전에 대한 APCD 분석 결과

구분	공적이전소득				공적이전소득(연금 제외)				
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
코호트	c1931-36	-0.520***	(0.074)	-0.467***	(0.075)	-0.197**	(0.076)	-0.112	(0.074)
	c1937-41	-0.098	(0.065)	-0.098	(0.066)	0.012	(0.071)	0.019	(0.068)
	c1942-46	0.461***	(0.051)	0.437***	(0.056)	0.201**	(0.064)	0.158**	(0.056)
	c1947-51	0.836***	(0.058)	0.678***	(0.054)	0.455***	(0.070)	0.244***	(0.064)
	c1952-56	0.332***	(0.068)	0.346***	(0.064)	0.105	(0.075)	0.080	(0.066)
	c1957-61	-0.223**	(0.077)	-0.109	(0.070)	-0.139	(0.072)	-0.051	(0.062)
	c1962-66	-0.497***	(0.076)	-0.427***	(0.067)	-0.272***	(0.071)	-0.156*	(0.061)
	c1967-71	-0.532***	(0.073)	-0.575***	(0.065)	-0.370***	(0.069)	-0.373***	(0.063)
	c1972-76	-0.492***	(0.076)	-0.561***	(0.067)	-0.374***	(0.069)	-0.441***	(0.062)
	c1977-81	0.360***	(0.071)	0.403***	(0.060)	0.344***	(0.064)	0.388***	(0.057)
	c1982-86	0.364***	(0.078)	0.380***	(0.068)	0.152*	(0.069)	0.245***	(0.059)
	c1987-91	-0.110	(0.084)	-0.081	(0.077)	-0.096	(0.081)	-0.000	(0.073)
c1992-96	0.119	(0.094)	0.075	(0.086)	0.179*	(0.089)	0.000	(0.081)	
연령	20-24	0.352***	(0.066)	-0.370***	(0.062)	0.242***	(0.063)	-0.210***	(0.058)
	25-29	0.024	(0.058)	-0.089	(0.054)	-0.256***	(0.054)	-0.270***	(0.051)
	30-34	0.686***	(0.058)	0.606***	(0.054)	0.459***	(0.057)	0.234***	(0.051)
	35-39	0.524***	(0.055)	0.221***	(0.052)	0.694***	(0.054)	0.168**	(0.051)
	40-44	-0.264***	(0.055)	-0.508***	(0.051)	0.082	(0.054)	-0.318***	(0.051)
	45-49	-0.864***	(0.053)	-0.479***	(0.051)	-0.324***	(0.052)	0.000	(0.051)
	50-54	-1.205***	(0.055)	-0.179**	(0.059)	-0.602***	(0.053)	0.440***	(0.057)
	55-59	-1.012***	(0.058)	0.274***	(0.057)	-0.852***	(0.054)	0.504***	(0.056)
	50-64	0.293***	(0.049)	1.408***	(0.053)	-0.882***	(0.049)	0.338***	(0.051)
	65-69	0.696***	(0.032)	0.119***	(0.036)	0.103*	(0.043)	-0.506***	(0.047)
	70-74	0.368***	(0.032)	-0.503***	(0.036)	0.448***	(0.040)	-0.421***	(0.043)
75-79	0.403***	(0.047)	-0.500***	(0.049)	0.889***	(0.052)	0.042	(0.054)	
기간	2006	-0.114***	(0.021)	-0.092***	(0.021)	-0.081***	(0.020)	-0.069***	(0.019)
	2011	0.101***	(0.030)	0.080**	(0.029)	0.077**	(0.028)	0.063*	(0.026)
	2016	0.142***	(0.035)	0.115***	(0.034)	0.089**	(0.033)	0.080*	(0.032)
	2021	-0.128***	(0.023)	-0.104***	(0.023)	-0.085***	(0.022)	-0.074***	(0.021)
rescacoh	5.564***	(0.220)	6.435***	(0.220)	5.602***	(0.205)	7.538***	(0.197)	
rescaage	4.385***	(0.105)	3.924***	(0.107)	3.625***	(0.100)	2.713***	(0.104)	
여성			0.048	(0.051)			0.102*	(0.045)	
중졸			0.190**	(0.067)			-0.412***	(0.069)	
고졸			0.019	(0.069)			-0.925***	(0.071)	
대학이상			-0.309***	(0.081)			-1.436***	(0.081)	
가구주			-0.661***	(0.103)			-0.677***	(0.098)	
배우자			-0.653***	(0.107)			-0.956***	(0.101)	
자녀			0.668***	(0.125)			-0.628***	(0.117)	
경찰가구원 비율			-1.092***	(0.081)			-0.740***	(0.078)	
피부양가구원 비율			3.222***	(0.095)			3.603***	(0.090)	
중소도시			0.088	(0.056)			0.114*	(0.051)	
농어촌			0.568***	(0.083)			0.762***	(0.084)	
cons.	3.457***	(0.028)	3.078***	(0.134)	2.567***	(0.028)	2.939***	(0.128)	
N	48,683		48,683		48,683		48,683		
ll	-113786		-109431		-112801		-107760		
chi2	9507		14529		3189		8214		

주 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

2) 괄호 안은 군집표준오차

3) 교육 수준 준거집단은 초졸 이하, 가구주와의 관계 준거 집단은 기타 가구원, 지역 규모 준거집단은 대도시이다.

[제2주제]

노 인

-
1. 노인 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 영향에서 이전소득의 조절적 역할에 관한 탐색적 연구
 2. '자기이해'인가 '확장된 자기이해'인가: 보육제도에 대한 노인세대의 복지인식 변화를 중심으로

노인 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 영향에서 이전소득의 조절적 역할에 관한 탐색적 연구

The Role of Transfer Income in Mitigating the Impact of Multidimensional Poverty on Depression
among the Elderly: An Exploratory Study

송치호(가톨릭대학교)

본 연구의 목적은 한국 노인의 다차원적 빈곤과 우울의 관계에서 이전소득의 조절적 역할을 분석하는 것이다. 특히 이 연구는 이전소득의 각 요소, 즉, 공적이전 중 국민연금, 기초연금, 공공부조급여, 사적이전 중 민간보험, 가족(부모·자녀)의 지원이 어떻게 빈곤이 우울에 미치는 효과를 조절하는지에 초점을 둔다. 분석자료는 한국복지패널조사 15~17차(2019년~2021년), 분석방법은 자기회귀 교차지연 패널분석을 적용했다. 분석결과는 첫째, 노인의 다차원적 빈곤과 우울은 종단적으로 서로 정(+)적 영향을 미침을 확인했다. 둘째, 이전소득 중 기초연금과 기초보장급여가 빈곤이 우울에 미치는 영향을 완화하는 효과가 있었다. 셋째, 기초연금과 기초보장급여의 조절효과는 노인의 빈곤위험상태에 따라 차이가 났다. 이러한 연구결과는 노인의 빈곤과 우울의 연결고리를 구조적으로 끊어내기 위해 정부가 정책적으로 좀더 보편적·포괄적·체계적 노인소득보장 프로그램을 제공할 필요가 있음을 시사한다.

제1절 서론

노령화는 노령화는 소득불안정, 빈곤위험, 우울과 밀접한 상관관계가 있다. 한 사회 또는 국가에 거주하는 모든 시민은 생애주기상 노동시장 진입 이후 퇴직(또는 은퇴)하게 되고, 이 퇴직시점 전후 불가피한 소득감감 또는 상실을 경험하게 된다. 노인이 급격한 소득감소 또는 소득상실을 경험하면 이는 순차적으로 빈곤위험 증가, 경제적 스트레스의 증가로, 그리고 정신건강의 악화, 특히 우울증 증가로 이어진다. 즉, 노인의 소득감소로 인한 빈곤과 같은 경제적 위험은 우울감과 같은 정신적 위험과 연결된다. 한국 노인의 상대빈곤율(균등화된 가구소득 중위값×50%이하)은 2020년 기준 60%(OECD, 2023), 노인우울증은 2020년 기준 13.5%(보건복지부, 2020)이다. 한국은 OECD 38개국 중 노인빈곤이 1위(OECD, 2023), 노인우울은 OECD 평균 12%(OECD, 2017)보다 약간 높다. 국가 간 비교 관점에서 한국 노인빈곤율과 우울경험비율이 모두 높다는 점은 한국 노인 내 빈곤과 우울이 강하게 결합되어 있음을 시사한다(강상경·권태연, 2008; Lund, 2012; Ridley, et al., 2020). 노인의 경제적 안정 보장 없이 노인의 우울은 감소될 수 없고, 노인 우울감이 지속되면 이는 생활고를 비관한 자살과 같은 극단적 선택으로 이어질 수 있다. 한국 노인자살률이 2019년 기준 인구10만명당 46.6명(보건복지부, 2022: 126)으로 OECD 38개국 중 1위라는 점은 한국 노인의 심각한 경제적 곤궁함이 스스로 삶을 마감하는 극단적 형태로 나타나고 있음을 보여준다.

노인의 삶의 질(Bowling et al., 2003), 노인의 삶의 만족도(Ferring et al., 2004; Subaşı & Hayran, 2005), 노인의 권리(The Office of the High Commissioner for Human Rights [OHCHR], 2023) 관점에서 한국의

노후소득보장의 현실은 매우 미흡한 수준(조보배·최요한, 2018; 김범중·이미진, 2020)이다. 노인의 경제적 안정이 필수적임을 고려할 때 다층적 노후소득보장을 통한 노인소득의 다채로운 구성이 중요함을 인정할 지라도, 그 노인소득의 구성에서 정부가 제공하는 공적이전의 비중이 일정 부분 이상이 되어야 한다는 점이 가장 중요하다(석재은, 2009). 국가가 제공하는 공적이전은 개인·가족·친지·이웃·지인이 제공하는 사적이전보다 훨씬 더 안정적이기 때문에 공적이전의 역할이 노후소득보장의 안정성을 강화하는 핵심이 된다. 국가의 공적이전에 의한 노후소득보장이 필수적으로 요청되는 이유는 한 시민이 노후에 경험하는 경제적 불안정은 생애주기상 불가피하고 필연적으로 발생하는 집단적·사회적 현상이기 때문에 이 문제가 개인적 차원보다 국가적 차원에서 접근할 때 해결의 실마리가 생길 수 있기 때문이다.

하지만 현재 한국에서 노인의 경제적 안정을 지원하는 제도적 장치는 여전히 부족하다. 한국 노인빈곤이 해결되지 못하고 있는 중요한 이유 중 하나는 높은 노인빈곤율을 해결하기에 턱없이 부족한 국가의 공적 노력 때문이다. 한국 국내총생산(GDP) 대비 노인에 대한 공적사회지출 비율은 2.8%이고, 이는 다른 선진복지국가들의 평균치 7.7%의 약 1/3 수준에 불과하다(여유진, 2019). 또한 한국 노인의 노후소득보장 실태를 보면, 한국 노인에게 제공되는 공적이전수준은 매우 낮다. 한국의 복지제공에서 국가보다 개인·가족의 책임과 역할이 크다는 점은 연복지(홍경준, 2013) 또는 비공식복지(손병돈, 2021)로 설명될 수 있다. 노인의 경제적 불안정성의 상시적 성격, 노인빈곤의 구조적 성격을 고려할 때 노후소득이 국가의 공적이전이 아닌 개인·가족의 사적이전을 통해 상당 부분 보장되는 상태가 지속되면, 이미 개인의 개별역량으로 해결할 수 없는 소득불안-빈곤-우울-자살의 구조적 연결고리는 더욱 공고화될 것이다. 물론 한국 노인의 노후소득보장에서 국가의 역할은 2014년 기초연금 도입을 통해 확대되었지만, 그 시행과정에서 급여대상 확대가 유예되고 급여수준이 차등화(김찬희·이상록, 2022)되었다.

본 연구는 시계열 자료를 바탕으로 노인의 빈곤과 우울의 관계에서 이전소득의 역할이 어떤 효과를 나타내는지에 주목한다. 많은 선행연구들은 노인의 빈곤과 우울의 관계가 정(+)적이고, 이 관계의 강도를 조정하는 조절변수로 크게 6가지, 즉, ① 인구학적 변수인 성별(박소영, 2018), 연령(김주희 외, 2015), ② 사회경제적 지위 변수인 고용상태(김자영, 2014), 사회적 자본(김수린 외, 2018; 송인욱·원서진, 2019), ③ 건강상태 변수인 영양관리(김태환, 2018), ④ 사회적 활동 변수인 종교활동(김영학, 2022), 사회참여(원서진, 2020), ⑤ 주관적 인식 변수인 삶의 만족도(이종정, 2016), 가족관계만족도(이지은, 2022), ⑥ 정책·서비스·개입 변수인 국민연금 보장여부(전근성, 2021), 무료급식·식사배달서비스(조자영·최재성, 2020)를 사용했다. 그러나 이전소득의 각 요소, 즉, 공적이전 중 국민연금, 기초연금, 공공부조급여, 사적이전 중 민간보험, 가족(부모·자녀)의 지원이 어떻게 빈곤의 우울 효과를 조절하는지에 대한 연구는 드물다. 따라서 본 연구는 노인 빈곤이 우울로 이어지는 부(-)적 관계가 이전소득으로 어느 정도 완화될 수 있는지를 검토함으로써 노인의 빈곤이 우울로 전이되는 현상을 예방하기 위한 정책적 개입의 단초를 제공해 줄 수 있을 것이다.

제2절 이론적 배경

1. 노인의 우울

우울(憂鬱, depression)은 ‘근심 때문에 마음이 답답함’을 뜻하고, 라틴어 동사 ‘depressio’ 또는 ‘deprivere’에서 유래한 영어 동사 ‘depress’의 명사로 축자적(逐字的) 의미는 ‘아래로 누름(pressing down)’

또는 ‘가라앉음(sinking)’이다(Bernard, 2018). 우울은 ‘존재의 무게감 때문에 가라앉는 감정’으로 관련 연구의 축적상태와 관련 커뮤니티의 활용도 측면에서 가장 대중적인 심리학적 개념적 구성체(psychological construct) 중 하나이다(Bernard, 2018). 우울은 그 개념적 포괄성·복잡성 때문에 명확히 정의하기 어렵지만, 통상적으로 인간의 기분장애(a mood disorder), 즉, 인간의 감정이 정상성(normality)에서 비정상성(non-normality)으로 변화된 상태로 정의한다(Bernard, 2018). 감정의 비정상성은 정상적인 일시적 저기분(transient low mood)로부터 심각한 임상적 증후군(clinical syndrome)까지 그 스펙트럼이 다양하다(Bernard, 2018). 우울은 크게 2가지 증상으로 나타난다(이지인, 2020). 첫째, 동기적 증상은 식욕·성욕 감퇴, 일상생활 자체에 대한 흥미·의욕 감소를 포함한다. 둘째, 정서적 증상은 슬픔·공허감·무기력감·죄책감·좌절감·절망감을 포함한다(이지인, 2020).

우울의 개념화는 이론적으로 크게 2가지, 즉, 정신병(psychoses)적 접근과 신경병(neuroses)적 접근이 있다(Paykel, 2008). 전자는 정신의학적 접근(psychiatric approach)으로 우울의 심각한 형태(severe forms of depression)에 주목하는 반면 후자는 심리분석적 접근(psychanalytic approach)으로 우울의 덜 심각한 형태(milder forms of depression)에 주목한다. 우울은 2가지 공식적 분류체계, ① 세계보건기구(World Health Organization WHO)가 만든 정신·행동장애의 국제분류(International Classification of Mental and Behavioral Disorders, ICD-10)와 ② 미국의학협회(American Medical Association, AMA)가 만든 정신장애의 진단·통계매뉴얼(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th ed.), DSM-IV)을 통해 현대적 개념으로 발전해왔다(Hirsch et al., 2016; Paykel, 2008; PsychDB, 2023).

노인의 우울 개념은 65세 이상 노인이 그 심리적 감정이 정상성에서 비정상성으로 변화된 상태로 정의된다(이지인, 2020). 노인우울의 원인은 크게 인구통계학적·사회적·생물학적 요인 3가지로 구분되고(기백석, 1999), 그 세부적 원인은 다양하고 복잡적이다(최성재·장인협, 2010). 노인우울의 주된 원인은 신체적 질병, 가족·사회로부터의 고립, 생애주기상 대사건(사별), 지난 세월에 대한 회한, 악화된 경제적 사정이 있다(최성재·장인협, 2010). 노인우울의 증상도 다양하다(박소영, 2018). 노인우울의 주된 증상은 동기적 증상(식욕·성욕 감퇴, 일상생활에 대한 흥미·의욕 감퇴, 현기증·두통·요통·위장질환)과 정서적 증상(불면증·무기력증·고독감)이 있다(박소영, 2018). 노인우울의 부정적 영향은 노인의 일상 활동 제약, 사회적 고립감 심화, 건강상태 악화, 사망 가능성 증가이다(박소영, 2018; 이지인, 2020).

2. 노인의 다차원적 빈곤

빈곤(貧困, poverty)은 ‘가난하고 곤궁함’을 뜻하고, 라틴어 ‘paupertas’에서 유래한 영어 명사 ‘poverty’는 ‘재산 또는 생계수단이 없는 상태(having no property or means of livelihood)’이다(Brown et al., 2018; Etymonline, 2023). 빈곤 개념은 한 사회 내 자원 분포에서 일정 기준선 이하 개인 또는 가구에 주목한다(Bloome, 2022, p. 8). 따라서 빈곤 개념은 자원 분포 내 기준선 설정과 자원의 종류에 따라 세분화된다. 첫째, 빈곤 기준선 설정은 절대적·상대적·주관적 방법이 있다(Haughton & Khandker, 2009, pp. 39-63). 그 기준선을 절대빈곤선(poverty line or threshold), 평균생활수준(average standard of living)을 반영한다고 간주될 수 있는 중위소득 50%선, 주관적으로 평가한 충분성(self-assessed adequacy)을 반영하는 선 중 어느 것을 고려하는지에 따라 절대적·상대적·주관적 빈곤이 된다. 둘째, 자원의 종류는 크게 3가지, 즉, 화폐, 비화폐, 다차원적 요소가 있다(Aaberge & Brandolini, 2015, pp. 142-148). 화폐는 소득을, 비

화폐는 화폐와 연결되지만 현물(in-kind)의 형태를 가진 모든 자원 또는 물곤(material hardship)을, 다차원적 요소는 화폐와 비화폐로 고려되지 못한 모든 자원들(예컨대, 편의시설접근, 정치참여)을 의미한다. 학술적으로 1980년대 후반~1990년대 초반부터 빈곤 개념이 화폐, 비화폐, 다차원적 요소를 모두 고려하는 다차원적 빈곤 개념(multidimensional poverty)이 설득력을 얻게 되었다(Sen, 1985, 1999; Alkire & Foster, 2011a, 2011b; Glassman, 2019). 다차원적 빈곤은 가구의 자원 또는 능력을 가구소득을 넘어 다양한 요소들을 고려해야 하고, 주관적 가치판단의 영향을 받기 때문에 다차원적 빈곤에 포함되는 영역 또는 요소들은 학자마다 다르다.

노인의 다차원적 빈곤은 65세 이상 노인이 가진 다양한 영역별 욕구가 충족되지 못하거나 결핍된 상태로 정의한다(Amarante & Colacce, 2022). 노인의 욕구는 '평균적 시민(average citizen)'의 욕구와 다르기 때문에 노인의 다차원적 빈곤은 노인에 특화된 다차원 빈곤측정방법을 필요로 한다(Amarante & Colacce, 2022: 946). 노인으로서 경험하는 '불이득의 다중적 형태(multiple forms of disadvantage)'를 동시적으로 고려하는 작업을 통해 노인의 다차원적 빈곤은 정확히 포착될 수 있다. 노인의 빈곤에 대한 다차원적 접근은 노인의 욕구 해결을 위해 분절되지 않고 통합된(not fragmented, but integrated) 정책을 설계·시행할 수 있도록 지원하는 접근이다(Amarante & Colacce, 2022: 946).

서구에서 노인의 다차원적 빈곤은 이론적으로 4가지 차원, 즉, ① 소득, ② 주거, ③ 건강, ④ 교육을 기본적으로 고려하고, 연구자의 관심 또는 관점에 따라 차원의 개수와 차원 내 지표들을 다양하게 고려하고 있다(Dhongde, 2017; Wailder et al., 2018; Solaymani et al., 2019; Amarante & Colacce, 2022; Kamal et al., 2022). 다차원적 빈곤 연구의 흐름은 센(Sen, 1985, 1999), 알키레와 포스터(Alkire & Foster, 2011a, 2011b), 동데(Dhongde & Haveman, 2015, 2019)로 이어졌다. 한편 노인에 특정한 다차원적 빈곤 연구의 흐름은 동데(Dhongde, 2017)의 연구로부터 시작한다. 동데(Dhongde, 2017)의 연구는 노인 다차원적 빈곤을 건강(health), 생활수준(the standard of living), 교육(education), 경제적 안정(economic security) 4가지 차원으로 개념화하고, 각 차원별 지표는 장애 여부(2개 이상), 절대빈곤선 이하 여부, 저교육(교육수준이 8학년 미만) 여부, 심각한 주거비 지출(주거비가 소득의 50% 이상) 여부였다.

국제적 관점에서 노인의 다차원적 빈곤 연구는 동데(Dhongde, 2017)의 연구를 기반으로 여러 국가의 노인을 대상으로 최근 다양한 연구들이 진행되었다(Wailder et al., 2018; Solaymani et al., 2019; Amarante & Colacce, 2022; Kamal et al., 2022). Wailder et al. (2018)의 연구는 조지아(Georgia)의 노인을 대상으로 신체적 복지·독립, 주거복지(적절한 주택환경과 설비 유무), 사회적 안녕(가족·친구와 정기적 접촉 여부), 정서적 안녕(현 생활 만족 여부, 우울 여부) 4가지 차원을 활용했다. Solaymani et al.(2019)의 연구는 말레이시아(Malaysia) 노인을 대상으로 건강, 교육, 생활수준(교통, 주택소유, 은퇴 후 일상생활기능), 경제적 활동(은퇴 후 소득) 4개 차원을 이용했다. Amarante & Colacce (2022)의 연구는 중남아메리카 5개국(칠레, 콜롬비아, 파라과이, 엘살바도르, 우루과이) 노인을 대상으로 교육(교육수준이 6년 미만), 노동시장·사회보장(기여형 연금 보유 여부), 건강(건강보험 여부, 1개 이상 장애 여부, 1개 이상 만성질환 여부), 주거(과밀 여부, 자가 여부, 식수 접근, 전기에너지 접근) 4가지 차원을 이용했다. Kamal et al.(2022)의 연구는 이란(Iran) 노인을 대상으로 생활수준(절대빈곤선 이하), 교육, 장애, 주거(1인당 주거 면적) 4개 차원을 활용했다.

한국에서 노인의 다차원적 빈곤은 3가지 차원, 즉, ① 소득, ② 주거, ③ 의료를 기본적으로 고려하고, 연구마다 차원의 개수와 차원 내부의 지표들을 다르게 측정하여 사용하고 있다(김태완 외, 2015). 물론 한

국 노인의 경제적 불안정성은 '노인의 4고(苦)', 즉, 병, 빈, 고독, 무위라는 용어로 표현(장은혜·남석인, 2015)되어 왔었지만, 다차원적 빈곤은 한국 노인의 경제적 불안정성을 좀더 포괄적으로 파악하기 위한 개념으로 도입되었다. 한국 다차원적 빈곤 연구의 흐름은 최균·서병수(2006), 서병수(2007), 최균·서병수·권종희(2011), 서병수·권종희(2013)의 연구로 이어졌다. 한편 한국 노인에 특정한 다차원적 빈곤 연구의 흐름은 정의진(2012), 이수정(2012), 황남희·김정현·정지운(2015), 김태완·이주미·정진욱(2015), 이지인(2020)의 연구로 이어졌다.

첫째, 정의진(2012)의 연구는 5가지 차원(소득, 자산, 건강, 가족관계, 사회관계), 5가지 지표(가구소득, 순자산, 일상생활수행능력·도구적 일상생활수행능력, 배우자 유무·자녀와의 만남횟수, 친한 사람과 만나는 횟수)를 고려했다. 둘째, 이수정(2012)의 연구는 6가지 차원(소득, 자산, 노동, 주거, 건강, 사회적 참여), 9가지 지표(가구소득, 순자산, 근로형태, 주거점유형태, 주거비 지출 정도, 건강수준, 의료비 지출 정도, 사회적 관계, 여가활동)를 고려했다. 셋째, 황남희·김정현·정지운(2015)의 연구는 노인 다차원 빈곤을 소득, 주거, 건강, 사회참여, 사회관계망 5가지 차원으로 개념화했고, 8개 지표(균등화 가구가처분소득, 최저주거기준, 우울증상 유무, 장애유무, 경제활동 참여상태, 여가생활만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도)를 이용했다. 넷째, 김태완 외(2015)의 연구는 3개 차원(소득, 주거, 의료), 5개 지표(소득기준, 최저주거기준, 주거비 기준, 건강보험 체납 여부, 의료비 기준)를 사용했다. 다섯째, 이지인(2020)의 연구는 7가지 차원(소득, 근로, 주거, 건강, 여가, 가족관계, 사회적 관계), 7가지 지표(소득기준, 근로빈곤 기준, 주택의 구조성능환경·주거환경 만족도, 건강만족도·장애여부·병원비용 부담, 여가생활 만족도, 가족 관계 만족도, 사회적 관계 만족도)를 이용했다.

전술한 선행연구들을 토대로 노인의 다차원적 빈곤에서 고려된 차원들의 수준을 정리하면, 소득을 1차적으로, 순차적으로 주거와 건강, 교육, 주관적 영역(관계만족도, 사회참여)을 고려하고 있다. 서구와 국내의 노인 다차원적 빈곤 연구에 사용된 차원들을 고려할 때 본 연구는 4가지 차원, 즉, 소득, 주거, 건강, 교육을 고려하기로 한다. 주관적 가치판단의 수준이 높은 다차원적 빈곤의 차원을 고려하는 것은 연구의 객관성을 훼손할 여지가 있기 때문에 본 연구에서는 제외했다. 다음으로 선행연구들의 논의를 종합적으로 고려할 때, 동태(Dhongde, 2017)의 연구에서 고려된 4가지 차원을 따른다. 물론 한국 노인의 다차원적 빈곤에서 교육 차원이 고려되지 못한 이유 중 하나는 소득, 주거, 건강 차원에 교육 차원이 반영되어 있다고 보기 때문일 수 있다. 하지만 동태(Dhongde, 2017)의 지적처럼 노인의 교육수준은 노인의 건강 유지 활동과 밀접하게 연결된다. 최근 노인의 건강 문해력(health literacy), 특히 스마트폰을 활용한 건강정보 습득의 중요성(최슬기 외, 2020)을 고려해 본 연구는 노인 교육수준을 다차원적 빈곤의 한 영역으로 포함했다.

3. 노인의 다차원적 빈곤과 우울

노인의 다차원적 빈곤과 우울의 관계는 서로 정(+)적인 관계이다(Lund, 2012; Ridley et al., 2020). 즉, 빈곤의 증가가 우울의 증가로 이어지거나 또는 우울의 증가가 빈곤의 증가로 이어진다. 빈곤과 우울의 관계에 대한 이론은 두 개념 중 무엇이 원인이고 무엇이 결과인가에 따라 크게 2가지, 즉, 사회적 원인론(social causation)과 사회적 선택론(social selection)이 있다. 전자는 빈곤이 원인이고 우울이 결과라고 보는 반면, 후자는 우울이 원인이고 빈곤이 결과라고 본다. 사회적 원인론의 입장에서 빈곤할수록 높은 우울을 경험한다. 세계적으로 소득 5분위 중 소득 1분위(최저소득)에 속하는 집단은 소득 5분위(최고소득) 집

단보다 1.5~3배 정도 우울 또는 불안을 경험할 가능성이 높다(Ridley et al., 2020).

하지만 최근 빈곤-우울 관계에 대한 인과적 증거들을 검토한 Ridley et al.(2020)의 연구는 빈곤과 우울의 관계가 ‘쌍방향 인과관계(bidirectional causal relationship)’임을 밝혔다. 빈곤과 우울을 연계하는 중간 경로는 크게 5가지가 있다(Ridley et al., 2020). ① 걱정(worry), ② 신체적 건강(physical health), ③ 생애 초기 조건들(early-life conditions), ④ 폭력과 범죄(violence and crime), ⑤ 사회적 지위(social status)가 그것이다. 한편 우울과 빈곤을 연계하는 중간 경로도 크게 5가지가 있다(Ridley et al., 2020). ① 생산성과 노동공급(productivity and labor supply), ② 선호와 신념(preferences and beliefs), ③ 경제적 의사결정(economic decision-making), ④ 여성의 역량강화(women's empowerment), ⑤ 아동발달(childhood development)이 그것이다. 따라서 빈곤과 우울의 인과관계를 검토하려면 자료적 측면에서 시계열 자료가 필요하고, 연구설계 측면에서 ‘역(逆)의 인과관계(reverse causation)’가 존재할 가능성이 통제될 필요가 있다(Ridley et al., 2020).

서구의 많은 선행연구들은 다차원적 빈곤이 우울을 증가시킨다고 보고해왔다(Cheung & Chou, 2019; Barrantes & Clausen, 2022). Cheung & Chou (2019: 26)의 연구는 홍콩(Hong Kong) 노인에서 물질적 박탈(material deprivation)이 있으면 없을 때보다 우울증 경험의 승산이 2.53배 증가함을 발견했다. Barrantes & Clausen (2022: 120)의 연구는 페루(Peru)에서 다차원적 빈곤이 있으면 없을 때보다 우울증 심도(depression symptom severity)가 7.86점 증가함을 발견했다. 특히 그들의 연구는 노인집단에 한정할 때에도 다차원적 빈곤 경험은 우울의 증가로 이어짐을 밝혔다.

한국의 많은 선행연구들은 노인의 다차원적 빈곤이 노인의 우울을 통계적으로 유의미하게 증가시킨다고 밝혀왔다(김태완 외, 2015; 이순아·이상록, 2016; 여유진, 2020; 이지인, 2020). 김태완 외(2015: 93-94)의 연구는 노인 다차원적 빈곤 내 3가지 차원별 빈곤(소득, 주거, 의료)이 장기우울(분석된 3개년 중 3년 내내 우울한 상태)을 경험할 승산을 각각 2.41배, 2.28배, 2.04배 증가로 이어짐을 밝혔다. 이순아·이상록(2016: 296)의 연구는 노인 다차원적 박탈 내 4가지 차원별 박탈(음식, 주거, 필수재, 의료)이 우울점수(range: 0-33점)를 각각 3.01, 2.46, 1.54, 2.48점 증가로 이어짐을 밝혔다. 여유진(2020: 77)의 연구는 노인 다차원적 박탈 내 4가지 차원별 박탈(기초생활, 주거, 의료, 미래대비)이 우울점수를 각각 0.10, 0.08, 0.02, 0.02점 증가로 이어짐을 밝혔다. 이지인(2020: 99)의 연구는 노인 다차원적 박탈 내 7가지 차원별 빈곤(소득, 고용, 주거, 건강, 여가, 가족관계, 사회적관계) 중 우울점수 증가에 가장 큰 영향을 미친 요인은 전기노인(65-74세)의 경우 건강빈곤과 여가빈곤, 후기노인(75세 이상)의 경우 여가빈곤과 고용빈곤임을 밝혔다. 선행연구들의 논의를 토대로 본 연구는 빈곤과 우울의 종단적·상호적 경로에 주목하여 분석을 진행한다.

4. 이전소득이 노인 우울에 미치는 효과

선행연구들은 건강불평등(health inequality) 관점에서 노인가구의 소득구성, 노인가구에 대한 소득보장(국민연금·기초연금 수급여부와 수급액)과 우울 수준의 관계를 검토하기 위해 사적이전소득 또는 공적이전소득(국민연금과 기초연금)을 우울에 영향을 미치는 독립변수로 검토해왔다(이상록·이순아, 2014; 김정근, 2016; 김재원, 2017; 김재원·김정석, 2018; 전근성, 2020; 김정현·전미애, 2021). 이상록·이순아(2014: 16)의 연구는 노인가구의 4가지 소득유형(재산소득, 사적이전소득, 사회보험·수당, 공공부조소득 의존형) 중 공공부조소득 의존형이면 우울점수가 2.33점 증가함을 밝혔다. 김정근(2016: 438)의 연구는 국민연금수급액

1% 증가가 빈곤 노인의 우울점수를 0.36점 감소시킴을 밝혔다. 김재원(2017: 2)의 연구는 기초노령연금 정책 효과가 전체 노인에게 유의미하지 않지만, 노인 가구유형별로 보면 노인단독가구에서 기초노령연금 수급이 우울 발생 가능성을 감소시킴을 밝혔다. 김재원·김정석(2018)의 연구는 질적 내용분석을 통해 기여식 연금(국민연금)이 노인 우울(정서·심리적 위안)을 개선하는데 효과가 없고, 비기여식 연금(기초연금) 수급은 노인 우울을 개선하는데 효과가 있음을 밝혔다. 전근성(2020: 71, 80)의 연구는 국민연금 보장 여부와 보장 수준이 노인 우울을 각각 -0.73, -0.65점 감소시킴을 밝혔다. 김정현·전미애(2021: 2)의 연구는 한국 고령화패널자료를 이용하여 2014년 기초연금 도입 전후 노인의 우울수준은 독거 남성노인의 경우 유의미한 변화가 없지만, 독거 여성노인, 부부로 사는 노인의 경우 유의미한 감소가 있음을 밝혔다.

5. 이전소득이 노인 빈곤에 미치는 효과

선행연구들은 정책형평성(policy inequity) 관점에서 사적이전소득 또는 공적이전소득을 가구소득·소비·빈곤에 영향을 미치는 독립변수로 검토해왔다(여유진, 2013; 이정화·문상호, 2014; 이상봉, 2016; 이주현 외, 2018; 김찬희·이상록, 2022). 여유진(2013: 209-210)의 연구는 사적이전의 빈곤감소효과가 노인단독가구 31.6%p, 노인부부가구 21.7%p, 공적이전의 빈곤감소효과가 15.9%p, 16.8%p로 나타나 한국의 이전소득의 빈곤감소효과는 사적이전이 공적이전보다 높음을 밝혔다. 이정화·문상호(2014: 411)의 연구는 성향점수매칭과 이중차이분석을 통해 기초연금 수급이 노인(월평균지출액이 90만원 초과)의 가구소득·지출을 감소시키는 효과가 있고, 공적노후소득보장 제도 간 연계성(기초연금·국민연금·국민기초생활보장제도 간 관계성)이 가구소득과 지출에 미치는 효과는 없음을 밝혔다. 이상봉(2016: 20)의 연구는 한국, 미국, 영국에서 이전소득의 빈곤감소효과가 한국 9.2%p, 미국 35.2%p, 영국 58.7%p여서 한국의 이전소득의 빈곤감소효과는 국가 간 비교 관점에서 매우 낮음을 밝혔다. 이주현 외(2018)의 연구는 기초연금 수급 여부가 노인의 가구소득을 증가시키지만 노인의 지출은 유의미한 효과가 없고, 기초연금 수급액은 저소득 노인의 가구소득을 감소시키지만 일반 노인의 가구소득과 지출을 증가시키는 효과가 있음을 밝혔다. 김찬희·이상록(2022: 178)의 연구는 기초연금액 상향조정이 노인의 물질적 결핍을 감소시키는 효과가 없음을 밝혔다.

6. 노인의 다차원적 빈곤과 우울, 그리고 이전소득의 효과

한국 노인의 다차원적 빈곤과 우울의 관계에서 이전소득의 효과를 고려한 연구는 거의 없고, 이지인(2020)의 연구가 유일하다. 이지인(2020: 14)의 연구는 노인의 다차원 빈곤과 우울척도 간의 관계에서 공적이전소득(공적소득비례연금과 기초연금) 수급여부의 조절효과는 대체로 유의미하게 나타났고, 특히 후기노인(75세 이상)에서 기초연금 수급이 소득빈곤상태에 있는 노인의 우울수준의 증가속도를 점감(漸減)시킴을 밝혔다. 이지인(2020: 14)의 연구결과는 기초연금과 같은 공적노후소득보장제도가 그 급여수준이 낮지만 안정적인 수입을 노인에게 제공해 줌으로써 노인이 심리적으로 안정되고, 순차적으로 노인의 우울수준이 급증하는 현상을 막을 수 있다고 해석된다.

이지인(2020)의 연구는 본 연구의 관심인 노인 다차원적 빈곤과 노인 우울, 그리고 이전소득의 조절효과에 대해 모두 다루고 있지만, 다음의 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 조절변수로서 공적이전소득만 고려했다는 점이다. 한국 노인의 총소득에서 공적이전소득이 차지하는 비중이 아직까지 낮음을 고려할 때, 공적

이전소득과 더불어 사적이전소득까지 함께 고려한 이전소득의 효과를 파악하는 것이 중요하다. 둘째, 노인 다차원적 빈곤 7가지 차원 중 5가지 차원(주거의 주거환경 만족도, 건강, 여가, 가족 관계, 사회적 관계)에 사용된 지표들이 주관성이 개입될 여지가 높은 자기보고(self-reported)된 만족도 문항에 근거하고 있다는 점이다. 물론 해당 지표들보다 좀더 객관화된 지표들이 자료 내 존재하지 않았기 때문에 불가피한 선택이었다고 판단되지만, 보다 객관적인 지표들을 고려할 수 있다면 노인 다차원적 빈곤 추정에서 과대·과소추정의 가능성이 감소할 수 있다.

이에 본 연구는 노인 다차원 빈곤을 전술한 4가지 차원, 즉, 소득, 주거, 의료, 교육 차원으로 개념화하고, 노인 우울을 CES-D-11 지표를 활용하고, 공적이전과 사적이전을 포괄한 이전소득을 구성함으로써 이 전소득이 노인 빈곤-우울 관계에서 어떠한 조절효과를 갖는지를 검토하기로 한다.

제3절 연구방법

1. 분석자료

본 연구의 분석자료는 한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study, KWPS) 15~17차(2019년~2021년) 자료이다. 한국복지패널조사(KWPS)는 저소득가구의 삶의 질과 그 변화를 매년 파악할 목적으로 조사되는 패널 자료이다. 한국복지패널조사의 1차(2006년) 표본은 7,072가구, 14,469명이고, 2023년 현재 17차(2021년) 자료까지 공개되어 있다. 한국복지패널조사는 지역적으로 제주도, 농·어가 가구를 포함한 전국 대표성을 가진 패널이고, 소득계층에서 표본의 1/2을 저소득층(중위소득 60% 미만)에서 표집했기 때문에 다양한 복지정책이 저소득층 삶의 질에 미치는 효과를 검토하기에 매우 적합한 자료이다.

한국복지패널조사 자료는 소득, 주거, 의료, 교육은 물론 우울에 대한 변수를 가지고 있고, 변수에 대한 시계열적 변화를 담고 있는 신뢰성 있는 자료이기 때문에 본 연구의 목적에 적합하다. 조사내용은 가구소득, 지출, 경제활동 상태, 복지서비스 이용여부, 우울 경험을 포함한다. 한국복지패널조사 자료를 이용할 때 가구소득·가계지출 문항에서 기준연도(reference year)는 조사연도(survey year)보다 1년 앞섬을 유의해야 한다. 1차 자료는 실제조사가 시행된 조사연도는 2006년, 소득·지출을 파악하는 기준연도는 2005년이다.

본 연구의 분석표본은 총 3개년도, 즉, 2019년부터 2021년까지 3,636명이다. 65세 이상 노인 다차원 빈곤과 우울의 관계 및 이전소득의 조절효과를 분석하기 위한 표본은 2019년 기준 65세 이상 노인이고, 2021년까지 조사에 응답한 노인이다. 분석표본은 다음과 같이 구성되었다. 첫째, 1~17차 결합자료(N=31,666)에서 15차(2019년)~17차(2021년) 자료만을 선택했다. 둘째, 15차 자료 기준으로 65세 이상 노인을 선택(N=4,481)했다. 셋째, 분석변수에 걸쳐 결측치 제거 후 남은 비결측표본(complete cases)은 3,636명이었다.

2. 분석변수

본 연구의 종속변수는 노인의 우울이다. 노인의 우울은 역학연구 우울척도(Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale, CES-D)를 이용한다. 역학연구 우울척도(CES-D)는 1977년 총 20개 문항으로 구성된 척도(Radloff, 1977)이고, 수정된 역학연구 우울척도(CES-D-R)는 10개 문항(Mohebhi et al., 2018) 또

는 11개 문항(Kohout et al., 1993)의 축약형(short or reduced form)이 있다. 복지패널조사는 역학연구 우울척도(CES-D)로 11개 문항을 사용한다(Kohout et al., 1993; 김태완 외, 2015; 여유진, 2020). 이 역학연구 우울척도(CES-D) 11개 문항은 재택의료(home healthcare) 영역에서 노인의 우울증을 파악하는데 심리측정적 신뢰도(psychometric reliability)를 확보하고 있다(Gellis, 2010).

역학연구 우울척도(CES-D) 11개 문항은 ① 먹고 싶지 않고 식욕이 없다, ② 비교적 잘 지냈다, ③ 상당히 우울했다, ④ 모든 일들이 힘들게 느껴졌다, ⑤ 잠을 설쳤다(잠을 잘 이루지 못했다), ⑥ 세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다, ⑦ 큰 불만 없이 생활했다, ⑧ 사람들이 나에게 차갑게 대하는 것 같았다, ⑨ 마음이 슬펐다, ⑩ 사람들이 나를 싫어하는 것 같았다, ⑪ 도무지 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않았다고 구성된다. 각 문항은 '1: 극히 드물다', '2: 가끔 있었다', '3: 종종 있었다', '4: 대부분 그랬다'의 4점 척도로 구성된다. 본 연구에서는 각 문항에서 1점을 빼서 '0: 극히 드물다'~'3: 대부분 그랬다'로 코딩했다. 11개 문항 중 긍정형 질문 2가지, 즉, ② 비교적 잘 지냈다, ⑦ 큰 불만 없이 생활했다는 역코딩했다. 11개 문항을 고려한 우울척도는 최소 0점, 최대 33점이다. 본 연구는 우울척도 11개 문항 총점을 20개 문항 척도 총점으로 바꾸기 위해 20/11을 곱했고, 우울점수는 최소 0점, 최대 60점이다(여유진, 2020). 우울척도를 구성하는 하위 11개 문항이 우울이라는 잠재적 개념을 파악하는 측정도구로 적합한지 내적 신뢰도(internal reliability)를 나타내는 크론바흐 알파(Cronbach's alpha)는 0.864였다. 크론바흐 알파가 0.7 이상이면 내적 신뢰도(internal reliability)가 높다고 판단한다.

독립변수는 노인 다차원적 빈곤이다. 다차원적 빈곤은 소득, 주거, 의료, 교육 4개로 구성된다. 각 차원 구성을 위해 사용된 지표들은 첫째, 소득 차원에서 노인가구 가처분소득이 균등화된 가구 가처분소득 중 위값의 50% 미만(김태완 외, 2015)이면 소득 빈곤이 있음, 그렇지 않으면 소득 빈곤이 없음으로 코딩했다. 둘째, 주거 차원에서 노인 주거비 지출이 가구소득의 30% 이상(김태완 외, 2015)이거나 최저주거기준 가구원수별 면적기준(국토교통부, 2011)을 충족하지 못하면 주거 빈곤 있음, 그렇지 않으면 주거 빈곤 없음으로 코딩했다. 셋째, 의료 차원에서 노인 의료비 지출이 가구소득의 40% 이상이면 과도한 의료비부담(김태완 외, 2015; 송은철·신영진, 2010)으로 의료 빈곤 있음, 그렇지 않으면 의료 빈곤 없음으로 코딩했다. 넷째, 교육 차원에서 노인 교육수준이 고졸 미만(Dhongde, 2017; Glassman, 2019)이면 교육 빈곤 있음, 그렇지 않으면 교육 빈곤 없음으로 코딩했다.

조절변수는 노인의 이전소득이다. 노인의 이전소득은 공적이전과 사적이전소득으로 구성된다. 공적이전소득은 국민연금·기초연금과 같은 연금소득, 사회보험급여, 공공부조(기초생활보장급여) 정부로부터 받는 다양한 보조금들을 포함하고, 사적이전소득은 민간보험(개인연금과 퇴직연금), 가족지원(부모·자녀로부터 제공받는 소득)을 포함한다. 본 연구는 이전소득에서 ① 공적이전소득 중 국민연금, 기초연금, 공공부조(국민기초생활보장급여) 수급 여부(3개 변수), ② 사적이전소득 중 민간보험(개인연금과 퇴직연금의 합), 부모·자녀로부터의 지원금(2개 변수)에 따라 빈곤이 우울에 미치는 효과가 어떻게 달라지는지 분석한다.

본 연구는 노인가구 빈곤위험별 각 이전소득 요소의 효과를 제시하기 위해 노인집단을 빈곤위험 있음과 없음으로 구분했다. 노인의 빈곤위험은 해당 노인의 가구소득이 균등화된 중위가구소득의 60% 미만일 때 존재한다고 간주했다. 따라서 빈곤위험 있는 노인집단과 그렇지 않은 집단에서 공적이전(국민연금, 기초연금, 공공부조)과 사적이전(민간보험, 가족지원)의 수급 또는 비수급에 따라 빈곤과 우울의 중단적 관계의 차이를 검토함으로써 이전소득의 효과를 확인했다. 분석변수에 대한 조작적 정의와 코딩방법은 <표 1> 과 같다.

〈표 1〉 분석변수에 대한 조작적 정의

구분	변수명	변수설명
종속변수(1개)	우울 경험	역학연구 우울척도(CES-D-11): 0-66점(점수가 높을수록 우울이 높음)
독립변수(1개)	다차원적 빈곤	소득·주거·의료·교육 빈곤의 합: 0-4점(점수가 높을수록 빈곤상태가 높음)
	소득 빈곤	소득 < 균등화중위소득×50%이면 1=소득 빈곤 있음, 아니면 0=없음
	주거 빈곤	소득 대비 주거비 지출 ≥ 30%이거나 최저주거기준 면적기준(가구원수별) 미만이면 1=주거 빈곤 있음, 아니면 0=없음
	의료 빈곤	(소득-식료품비) 대비 주거비 지출 ≥ 40%이면 1=의료 빈곤 있음, 아니면 0=없음
	교육 빈곤	교육 수준 > 고졸 미만이면 1=교육 빈곤 있음, 0=교육 빈곤 없음
조절변수(5개)	공적이전소득	
	국민연금 수급	0=비수급, 1=수급
	기초연금 수급	0=비수급, 1=수급
	기초보장 수급	0=비수급, 1=수급
	사적이전소득	
	민간보험 수급	0=비수급, 1=수급
	가족지원금 수급	0=비수급, 1=수급

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

3. 분석방법

본 연구의 분석방법은 자기회귀 교차지연 패널분석(autoregressive cross-lagged panel analysis, ACLPA)과 다집단 비교분석(multiple group comparison)이다. 본 연구는 먼저 65세 이상 전체 노인을 대상으로 빈곤과 우울의 종단적 관계를 검토하고, 다음으로 빈곤-우울 관계가 빈곤위험 여부와 각 이전소득에 대한 수급 여부로 구성된 4개 집단에서 어떻게 다른지를 검토했다. 첫째, 자기회귀 교차지연 패널분석(ACLPA)은 두 변수 간 종단적 관계를 알아보기 위해 자기회귀모형을 다변량모형으로 확장시킨 모형이다(홍세희 외, 2007; Kenny & Harackiewicz, 1979; Kearney, 2017). 자기회귀 교차지연 패널분석(ACLPA)의 장점은 측정오차를 통제한 후 측정하려는 개념 간 관계를 정확히 추정할 수 있도록 해준다는 점이다. 또 다른 장점은 인과적 효과 추정에 있어 ① 측정오차 동일성(measurement invariance), ② 자기회귀 동일성(autoregressive path invariance), ③ 교차지연 동일성(cross-lagged path invariance), ④ 오차공분산 동일성(error covariance invariance)이 확보된다는 순차적 가정을 통해 그 추정치의 편의(bias)를 감소시킬 수 있도록 해 준다는 점이다. 측정오차 동일성은 한 이론적 개념이 잠재변수로 투입되었을 때 이론적 개념과 관측된 변수 간 관계, 즉, 요인적재량(factor loading)이 시간적으로 동일하다는 가정이다. 자기회귀 동일성은 한 이론적 개념이 t-1 시점과 t 시점 간 그 스스로에게 미치는 효과가 동일하다는 가정이다. 교차지연 동일성은 사용된 2가지 이론적 개념이 t-1 시점과 t 시점 간 서로에게 미치는 효과가 동일하다는 가정이다. 공분산 동일성은 2가지 이론적 개념에서 t-1 시점의 개념으로부터 남겨진 2개의 잔차 변량 간 상관관

제가 t 시점과 t+1 시점 간 동일하다는 가정이다. 본 연구에서 우울은 잠재변수로, 노인 다차원 빈곤은 연속변수로 처리했기 때문에 측정오차 동일성 제약은 잠재변수인 우울 변수에만 고려한다. 자기회귀 교차지연 패널분석의 핵심은 자기회귀 동일성, 교차지연 동일성, 공분산 동일성을 모형에서 순차적으로 가정할 때 비제약(unconstrained) 모형과 제약(constrained) 모형 간 적합도 차이가 없다면 동일성을 가정한 제약 모형이 더 낫다는 판단을 하는 것이다. 모형 간 비교는 chi-square 검정통계량, 비교적합도지수(Comparative Fit Index, CFI), 근사오차평균제곱의 제곱근(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA)의 변화량을 이용했다. 본 연구는 분석에 투입된 변수들에서 하나라도 결측치가 있는 표본은 제거한 비결측표본(complete cases)으로 분석을 실시한다.

둘째, 다집단 비교분석은 전술한 자기회귀 교차지연 패널분석의 최종모형에 기반하여 해당 최종모형이 빈곤위험 여부와 각 이전소득별 수급 여부로 구분한 4개 집단 간 동일하게 적용되는지 아니면 다르게 적용되는지를 검정하는 분석이다. 본 연구의 모든 분석은 Stata 17.0의 구조방정식모형 명령어(sem)와 구조방정식모형 도표화(sem builder)를 사용하여 수행한다(StataCorp, 2021).

제4절 분석결과

1. 기술통계분석

분석변수에 대한 기술통계량은 <표 2>와 같다. 기술통계는 분석용 표본(3,636명)을 대상으로 종속변수인 우울, 독립변수인 다차원적 빈곤, 조절변수인 공적·사적이전소득, 그리고 추가로 노인가구 특성변수인 연령, 성별, 혼인상태, 빈곤위험을 3개년도(2019년~2021년)에 걸쳐 제시된다. 우울은 2019년 8.89점에서 2021년 10.10점으로 평균적으로 1.21점 증가했다. 다차원적 빈곤은 2019년과 2020년에 비해 2021년 증가했다. 다차원적 빈곤의 4개 차원별로 보면, 3년간 소득 빈곤(중위소득의 50% 미만)은 46%에서 49%로 3%p 증가, 주거 빈곤(소득 대비 주거비 30% 이상)은 5%에서 6%로 1%p 증가, 의료 빈곤(소득에서 식료품비 빼 금액 대비 의료비 40% 이상)은 24%에서 25%로 1% 증가, 교육 빈곤(고졸 미만)은 78% 수준을 유지했다.

조절변수인 공적이전소득 중 국민연금 수급 비율은 3년간 62%를 유지했고, 기초연금 수급 비율은 11%에서 13%로 2%p 증가했고, 기초보장 수급 비율은 76%에서 80%로 4%p 증가했다. 사적이전소득 중 민간보험 수급 비율은 4%에서 5%로 1%p 증가, 가족(부모·자녀)으로부터 지원금 수급 비율은 88%를 유지했다. 한편 노인가구 특성변수를 살펴보면, 75세 이상 후기 노인의 비율은 3년간 55%에서 64%로 9%p 증가했다. 성별은 여성 노인의 비율이 64%를 유지했고, 혼인상태는 노인 독신의 비율이 43%에서 47%로 4%p 증가했다. 마지막으로 빈곤위험은 3년간 59%~60%로 유지되었다.

〈표 2〉 분석변수에 대한 기술통계량

	2019년(15차) (N=3,636)	2020년(16차) (N=1,236)	2021년(17차) (N=1,199)
	M (SD)	M (SD)	M (SD)
종속변수			
우울 (0~33점)	8.89 (9.11)	9.99 (9.85)	10.10 (9.71)
독립변수			
다차원적 빈곤 (0~4점)	1.54 (0.90)	1.54 (0.90)	1.58 (0.90)
소득 빈곤 (0=없음, 1=있음)	0.46 (0.50)	0.47 (0.50)	0.49 (0.50)
주거 빈곤 (0=없음, 1=있음)	0.05 (0.22)	0.05 (0.22)	0.06 (0.23)
의료 빈곤 (0=없음, 1=있음)	0.24 (0.43)	0.23 (0.42)	0.25 (0.43)
교육 빈곤 (0=없음, 1=있음)	0.78 (0.41)	0.78 (0.41)	0.78 (0.41)
조절변수			
공적이전소득			
국민연금 수급 여부 (0=비수급, 1=수급)	0.62 (0.49)	0.62 (0.49)	0.62 (0.48)
기초연금 수급 여부 (0=비수급, 1=수급)	0.11 (0.31)	0.11 (0.32)	0.13 (0.33)
기초보장 수급 여부 (0=비수급, 1=수급)	0.76 (0.43)	0.78 (0.41)	0.80 (0.40)
사적이전소득			
민간보험 수급 여부 (0=비수급, 1=수급)	0.04 (0.19)	0.04 (0.20)	0.05 (0.21)
가족지원금 수급 여부 (0=비수급, 1=수급)	0.88 (0.33)	0.88 (0.33)	0.88 (0.32)
노인가구 특성변수			
연령 (0=65~74세, 1=75세 이상)	0.55 (0.50)	0.59 (0.49)	0.64 (0.48)
성별 (0=남성, 1=여성)	0.64 (0.48)	0.64 (0.48)	0.64 (0.48)
혼인상태 (0=부부, 1=독신)	0.43 (0.50)	0.45 (0.50)	0.47 (0.50)
빈곤위험 (0=없음, 1=있음)	0.59 (0.49)	0.60 (0.49)	0.60 (0.49)

주: N=3,636.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

분석변수 중 종속변수인 우울과 독립변수인 다차원 빈곤의 상관관계는 〈표 2〉와 같다. 다차원 빈곤 16차와 17차 간 상관관계(0.67)가 가장 높고, 다차원 빈곤 15차와 16차 간 상관관계(0.66), 다차원 빈곤 15차와 17차 간 상관관계(0.63) 순으로 높았다. 3년간 우울 간 상관관계는 중간 정도(0.38~0.49) 정(+)적 관계였다. 다차원 빈곤 15차와 우울 16차, 다차원 빈곤 16차와 우울 17차 간 상관관계는 약한 크기(0.24, 0.22)의 정(+)적 관계였다.

〈표 3〉 종속변수와 독립변수 간 상관관계

변수	우울 15차	우울 16차	우울 17차	다차원 빈곤15차	다차원 빈곤16차	다차원 빈곤17차
우울(LV) 15차	1					
우울(LV) 16차	0.423***	1				
우울(LV) 17차	0.379***	0.488***	1			
다차원 빈곤 15차	0.240***	0.244***	0.228***	1		
다차원 빈곤 16차	0.242***	0.274***	0.215***	0.659***	1	
다차원 빈곤 17차	0.209***	0.248***	0.246***	0.628***	0.666***	1

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

주: N=3,636. LV = 잠재변수(latent variable).

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

2. 노인 다차원적 빈곤과 우울의 관계: 자기회귀 교차지연 패널자료 분석결과

노인의 다차원적 빈곤과 우울의 인과관계를 검증하기 위해 자기회귀 교차지연 패널자료 분석(ACLPDA)을 실시했다. 최적 모형 선택을 위한 모형 간 적합도 결과를 비교하면 〈표 4〉와 같다. 총 6개 경쟁모형은 ① 기저모형(baseline model), ② 모형 1에 오차공분산 추가 모형, ③ 모형 2에 측정오차 동일성 제약 모형, ④ 모형 3에 자기회귀 동일성 제약 모형, ⑤ 모형 4에 교차지연 동일성 제약 모형, ⑥ 모형 5에 오차공분산 동일성 제약 모형이다. 모형 1과 모형 2를 비교하면 터커-루이스 지수(TLI)와 근사평균오차제곱의 제곱근(RMSEA)이 나빠지지 않고, 모형 간 차이에 대한 카이제곱 검정통계량($\Delta\chi^2=75.04, p<.001$)이 유의미하기 때문에 모형 1보다 오차공분산을 추가한 모형 2가 더 적합하다.

본 연구의 모형 적합도 판정 기준은 터커-루이스 지수(TLI)와 근사평균오차제곱의 제곱근(RMSEA)이다. 모형 2부터 모형 6까지 어떤 모형이 더 적합한지의 선택 기준은 모형 간 터커-루이스 지수(TLI) 차이가 0.02 미만, 근사평균오차제곱의 제곱근(RMSEA) 차이가 0.01 미만이다(홍세희 외, 2007; 조운영, 2019; Vandenberg & Lance, 2000). 모형 2에서 모형 6으로 갈수록 동일성 제약이 커지는데, 동일성 제약이 커지면서도 터커-루이스 지수(TLI)와 근사평균오차제곱의 제곱근(RMSEA)으로 알 수 있는 모형 적합도가 훼손되지 않으면 비제약모형(비교시 앞쪽 모형)보다 더 간명한(parsimonious) 제약모형(비교시 뒤쪽 모형)을 선택하는 것이 낫다고 보고된다(홍세희 외, 2007). 물론 모형 간 적합도 비교 기준은 비교적합도 지수(CFI)와 모형 간 카이제곱 검정도 있지만, 이 2개 기준은 표본크기에 민감하다는 단점(홍세희 외, 2007) 때문에 판단의 보조지표로만 이용했다. 통상적으로 터커-루이스 지수(TLI)와 비교적합도 지수(CFI)는 0.95 이상이면 매우 좋은 적합도(very good fit), 0.90 이상이면 좋은 적합도(good fit), 0.80 이상이면 다소 좋은 적합도(very slightly less than the good fit)를 의미한다. 근사오차제곱평균의 제곱근(RMSEA)은 0.05 미만이면 좋은 적합도(good fit), 0.08 미만이면 수용할 만한 적합도(acceptable fit), 0.1 미만이면 작은 적합도(marginal fit), 0.1보다 크면 안 좋은 적합도(poor fit)이다(조운영, 2019; Landis et al., 2000; Kim et al., 2016).

〈표 4〉에서 동일화 제약이 가장 크고 제일 간명한 모형 6이 최종모형으로 선택되었다. 모형 2부터 모형 6까지 각 인접모형들 간 적합도(model fit)를 비교할 때 모형 2에서 3, 모형3에서 4, 모형4에서 모형 5, 모형 5에서 6으로 이동할 때 터커-루이스 지수(TLI)는 같거나 근소하게 증가(+0.001~0.005), 근사오차제곱평균의 제곱근(RMSEA)은 같거나 근소하게 감소(-0.001)하여 모형 6을 최종모형으로 정했다. 물론 모형

2~6은 뒤쪽 모형이 앞쪽 모형의 내재된 모형(nested model)이기 때문에 인접모형 간 차이의 유의미하지 않은 카이제곱 검정 통계량($\Delta\chi^2$)은 앞쪽 모형보다 뒤쪽 모형이 더 적합하다는 점을 알려준다. 물론 모형 2와 3, 모형 4와 5 비교에서 모형 간 카이제곱 차이에 대한 통계량은 유의미하게 나타났지만, 이 카이제곱 검정 통계량은 표본크기에 민감하다는 단점 때문에 모형 선택의 근거로 간주하지 않았다. 모형 적합도의 변화와 모형 선택 결과를 요약하면, 동일화 제약이 크지만 더 간명한 뒤쪽 모형으로 이동할 때 터커-루이스 지수(TLI)와 근사오차제곱평균의 제곱근(RMSEA)과 같은 모형 적합도가 나빠지지 않기 때문에 모형 6을 최종 모형으로 선택했다. 모형 6은 터커-루이스 지수(TLI) 0.812로 다소 좋은 적합도를, 근사오차제곱평균의 제곱근(RMSEA) 0.069로 수용할 만한 적합도를 보였다.

〈표 4〉 노인 다차원적 빈곤과 우울의 관계에 대한 자기회귀 교차지연 모형 검정: 모형 적합도 비교

모형	모형 적합도 지수					모형 간 비교			
	카이제곱(χ^2)	자유도(df)	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA
모형1	11111.28***	588	0.819	0.806	0.070	-	-	-	-
모형2	11036.24***	586	0.820	0.806	0.070	75.04***	+0.001	0	0
모형3	11161.98***	606	0.818	0.811	0.069	125.74***	-0.002	+0.005	-0.001
모형4	11165.59***	608	0.818	0.811	0.069	3.61	0	0	0
모형5	11174.59***	609	0.818	0.812	0.069	9.00**	0	+0.001	0
모형6	11174.66***	610	0.818	0.812	0.069	0.07	0	0	0

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

주: N=3,636. 모형 적합도 비교시 Δ TLI < 0.02, Δ RMSEA < 0.01이면 동일성 제약이 좀더 많은 모형이 그렇지 않은 모형보다 더 적합함. $\Delta\chi^2$, CFI는 표본크기에 따라 민감한 특성 때문에 모형 적합도 비교에서 보조지표로만 확인함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

최종 모형, 즉, 기저모형에 오차공분산 추가 및 측정·자기회귀·교차지연·오차공분산 동일성 제약을 가한 모형의 구조적 관계를 나타내는 경로계수(자기회귀계수와 교차회귀계수)는 〈표 5〉와 같다. 분석결과를 요약하면, 다차원적 빈곤과 우울의 자기회귀계수가 유의미한 점으로부터 빈곤과 우울이 일시적 현상이 아닌 시간적으로 지속되는 현상임을 알 수 있다. 또한 다차원적 빈곤과 우울의 교차회귀계수가 유의미한 점으로부터 빈곤과 우울이 서로 영향을 미치고 있음을 확인했다. 더불어 빈곤이 우울에 미치는 효과(0.110)가 우울이 빈곤에 미치는 효과(0.077)보다는 다소 높았다.

〈표 5〉 최종 모형(모형 6)의 경로계수

경로	2019년 → 2020년		2020년 → 2021년	
	B	S.E.	B	S.E.
자기회귀계수(안정도 계수)				
다차원적 빈곤 → 다차원적 빈곤	0.642***	0.007	0.643***	0.009
우울 → 우울	0.457***	0.011	0.512***	0.013
교차회귀계수(상호영향도 계수)				
다차원적 빈곤 → 우울	0.110***	0.011	0.112***	0.011
우울 → 다차원적 빈곤	0.077***	0.009	0.084***	0.010

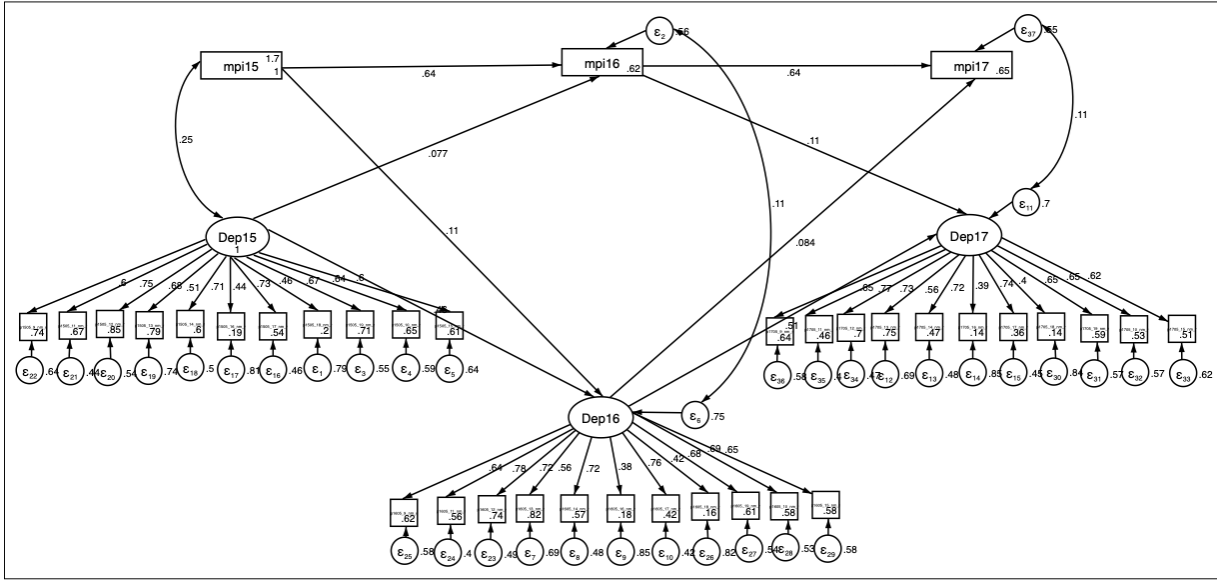
* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차,

최종모형은 카이제곱(χ^2)=13946.01 (df =2,584), CFI=0.780, TLI=0.785, RMSEA=0.070.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

[그림 1] 최종 모형(모형 6)의 경로그림



주: N=3,636. 숫자는 표준화 회귀계수. 모형 카이제곱($\chi^2=11174.66$ ($df=610$), CFI=0.818, TLI=0.812, RMSEA=0.069. 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

본 연구에서 설정한 자기회귀 교차지연 패널모형 결과의 민감도 체크(sensitivity check)를 위해 우울을 잠재변수가 아닌 연속형 측정변수로 처리했을 때의 모형 결과를 부록 표 A1~3에 별도로 제시했다. 우울을 다차원 빈곤과 같이 연속형 측정변수로 처리할 경우 동일성 제약을 통해 최적 모형을 선택하기 위한 절차를 진행하기가 어려웠다. 왜냐하면 모형 적합도 지수의 모형 간 격차가 너무 크고 비일관적으로 나타났기 때문이다. 한편 부록 표 A1에서 동일성 제약이 가장 큰 모형(모형 5)을 최적 모형으로 선택했으나 모형 적합도 지수가 CFI=0.914, TLI=0.866, RMSEA=0.134였다. CFI와 TLI는 좋은 적합도를 나타냈지만, RMSEA는 .1을 초과하여 불충분한 적합도를 나타냈기 때문에 이를 종합적으로 고려하여 본 연구는 우울을 연속형 측정변수가 아닌 잠재변수로 처리하는 모형을 선택했다.

3. 다중집단 비교 분석결과

전술한 최종모형이 집단 간 차이가 있는지를 검정하기 위해 다중집단 비교(multiple group comparison)를 실시했다. 이전소득의 효과가 빈곤위험이 있는 집단(균등화 중위소득의 60% 미만)과 없는 집단 간 다르게 나타날 수 있다는 점을 고려하여 빈곤위험 변수를 이분변수로 만들었다. 다음으로 공적이전소득 중 국민연금, 기초연금, 기초보장급여의 효과, 그리고 사적이전소득 중 민간보험(개인·퇴직연금의 합), 부모·자녀로부터의 지원금 효과를 검토하기 위해 빈곤위험과 각 소득요소 수급을 고려한 4개 집단 변수를 생성했다. 즉, 빈곤위험없음-수급, 빈곤위험없음-비수급, 빈곤위험있음-수급, 빈곤위험있음-비수급 4가지 집단으로 구분했다. 모형 6이 제시한 빈곤-우울의 종단적 관계가 집단별로 다른지 동일한지 검토하기 위해 4개 집단별 모형 결과를 얻은 후 전술한 절차와 동일하게 모형 2부터 모형 6까지 모형 적합도의 변화 크기를 검토했다. 적합도 변화를 검토한 결과 모형 6이 제시한 빈곤-우울의 종단적 관계는 집단별 차이가 없음을 확인했다. 따라서 빈곤과 우울의 종단적 관계가 빈곤위험 여부와 이전소득의 각 요소소득, 즉, ① 국민연금, ② 기초연금, ③ 기초보장급여, ④ 민간보험금, ⑤ 가족지원금(부모·자녀로부터의 사적 이전) 수급을 고려한 4개 집단에서 어떻게 나타나는지를 검토함으로써 이전소득의 효과를 추정할 수 있다.

첫째, 공적이전소득 중 국민연금 수급이 빈곤이 우울에 미치는 조절효과는 <표 6> 과 같다. 우선 다차원적 빈곤과 우울의 유의미한 자기회귀계수들은 이전 시점의 상태가 이후 시점의 상태에 모두 유의미한 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 즉, 다차원적 빈곤과 우울은 일시적 현상이 아니라 시간의 경과에 따라 지속되는 현상임을 드러낸다. 다음으로 다차원적 빈곤과 우울의 유의미한 교차회귀계수들은 이전 시점의 빈곤이 이후 시점의 우울에 유의미한 영향을 미치고, 이전 시점의 우울 또한 이후 시점의 빈곤에 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여준다. 이를 통해 빈곤과 우울은 결합적 인과관계에 놓여 있음을 알 수 있다. 또한 빈곤위험별 빈곤-우울 관계에 대한 국민연금의 조절효과를 보면, 빈곤위험 없는 일반 노인의 경우 빈곤이 우울에 미치는 효과가 국민연금 비수급일 때보다 수급일 때 0.030, 0.024만큼 증가하고, 빈곤위험 있는 저소득 노인의 경우 빈곤의 우울 효과가 국민연금 비수급일 때보다 수급일 때 0.036, 0.030만큼 증가했다. 빈곤위험집단 여부에 관계없이 국민연금 수급이 빈곤이 우울에 미치는 효과를 다소 증가시킨다는 결과는 국민연금의 급여수준이 빈곤-우울 관계를 개선하기에 충분하지 못하기 때문으로 해석할 수 있다.

<표 6> 국민연금의 조절효과: 빈곤위험·수급여부별 빈곤-우울 관계 변화

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	국민연금 비수급 (N=156)		국민연금 수급 (N=842)		국민연금 비수급 (N=1,139)		국민연금 수급 (N=1,499)	
	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
자기회귀계수								
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.573*** (0.023)	0.493*** (0.027)	0.614*** (0.012)	0.548*** (0.015)	0.517*** (0.010)	0.553*** (0.013)	0.531*** (0.009)	0.543*** (0.012)
우울 → 우울	0.449*** (0.035)	0.464*** (0.033)	0.492*** (0.018)	0.482*** (0.018)	0.438*** (0.015)	0.528*** (0.017)	0.441*** (0.014)	0.501*** (0.015)
교차회귀계수								
다차원 빈곤 → 우울	0.080*** (0.008)	0.070*** (0.008)	0.110*** (0.011)	0.094*** (0.009)	0.075*** (0.007)	0.084*** (0.008)	0.111*** (0.011)	0.114*** (0.011)
우울 → 다차원 빈곤	0.056*** (0.013)	0.056*** (0.013)	0.047*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.052*** (0.012)	0.060*** (0.013)	0.037*** (0.008)	0.041*** (0.009)

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차.

모형 카이제곱(χ^2)=13946.01 (df =2,584), CFI=0.780, TLI=0.785, RMSEA=0.070.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

둘째, 공적이전소득 중 기초연금 수급이 빈곤이 우울에 미치는 조절효과는 <표 7> 과 같다. 빈곤위험 별 빈곤-우울 관계에서 기초연금의 조절효과를 보면, 빈곤위험 없는 일반 노인의 경우 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 효과가 기초연금을 수급할 때 비수급일 때보다 0.008, 0.006만큼 감소하고, 빈곤위험 있는 저소득 노인의 경우 다차원적 빈곤의 우울에 대한 영향이 기초연금 수급 시 비수급 때보다 0.031, 0.045만큼 감소했다. 빈곤위험집단 여부에 관계없이 기초연금 수급이 빈곤이 우울에 미치는 부(-)적 효과를 미약 하긴 하지만 감소시켰다는 점은 공적이전이 빈곤-우울 연결고리를 완화시킬 가능성을 암시한다.

〈표 7〉 기초연금의 조절효과: 빈곤위험·수급여부별 빈곤-우울 관계 변화

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	기초연금 비수급 (N=419)		기초연금 수급 (N=579)		기초연금 비수급 (N=273)		기초연금 수급 (N=2,365)	
	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
자기회귀계수								
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.614*** (0.016)	0.517*** (0.018)	0.572*** (0.013)	0.533*** (0.016)	0.485*** (0.017)	0.572*** (0.023)	0.522*** (0.009)	0.534*** (0.011)
우울 → 우울	0.510*** (0.024)	0.501*** (0.023)	0.470*** (0.020)	0.473*** (0.020)	0.378*** (0.024)	0.521*** (0.026)	0.449*** (0.012)	0.517*** (0.014)
교차회귀계수								
다차원 빈곤 → 우울	0.106*** (0.011)	0.093*** (0.009)	0.098*** (0.010)	0.087*** (0.009)	0.122*** (0.012)	0.142*** (0.015)	0.091*** (0.009)	0.097*** (0.009)
우울 → 다차원 빈곤	0.065*** (0.012)	0.061*** (0.011)	0.060*** (0.011)	0.063*** (0.012)	0.033*** (0.006)	0.046*** (0.009)	0.056*** (0.010)	0.062*** (0.011)

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차.

모형 카이제곱(χ^2)=14371.19, (df=2,584), CFI=0.781, TLI=0.786, RMSEA=0.071.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

셋째, 공적이전소득 중 기초보장급여 수급이 빈곤이 우울에 미치는 조절효과는 〈표 8〉과 같다. 빈곤 위험별 빈곤-우울 관계에 대한 기초보장급여의 조절효과를 보면, 빈곤위험 없는 일반 노인의 경우 빈곤이 우울에 미치는 효과는 기초보장급여 수급일 때 비수급보다 0.026, 0.020만큼 감소하고, 빈곤위험 있는 저소득 노인의 경우 기초보장급여 수급은 빈곤이 우울에 미치는 효과를 0.040, 0.047만큼 감소시켰다.

〈표 8〉 공공부조의 조절효과: 빈곤위험·수급여부별 빈곤-우울 관계 변화

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	공공부조 비수급 (N=966)		공공부조 수급 (N=32)		공공부조 비수급 (N=2,182)		공공부조 수급 (N=456)	
	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
자기회귀계수								
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.612*** (0.012)	0.546*** (0.014)	0.631*** (0.048)	0.580*** (0.055)	0.530*** (0.009)	0.556*** (0.011)	0.575*** (0.014)	0.551*** (0.014)
우울 → 우울	0.469*** (0.017)	0.472*** (0.017)	0.563*** (0.080)	0.514*** (0.075)	0.436*** (0.013)	0.509*** (0.014)	0.425*** (0.020)	0.515*** (0.021)
교차회귀계수								
다차원 빈곤 → 우울	0.104*** (0.010)	0.091*** (0.009)	0.078*** (0.011)	0.071*** (0.012)	0.103*** (0.010)	0.111*** (0.011)	0.063*** (0.006)	0.064*** (0.007)
우울 → 다차원 빈곤	0.057*** (0.011)	0.059*** (0.011)	0.095*** (0.023)	0.087*** (0.020)	0.046*** (0.009)	0.053*** (0.010)	0.080*** (0.015)	0.092*** (0.017)

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차. 단, 이 모형에서 빈곤위험 없는 기초보장 수급 집단의 사례수가 매우 작아 카이제곱(χ^2), CFI, TLI, RMSEA가 산출되지 않음. 대신 모형의 AIC=211199.4, BIC=212538.3였음.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

넷째, 사적이전소득 중 민간보험금 수급이 빈곤이 우울에 미치는 조절효과는 <표 9> 과 같다. 빈곤위험별 빈곤-우울 관계에 대한 민간보험금의 조절효과를 보면, 빈곤위험 없는 일반 노인의 경우 빈곤이 우울에 미치는 효과는 민간보험금 수급일 때 비수급보다 0.007만큼 감소 또는 0.004만큼 증가했고, 빈곤위험 있는 저소득 노인의 경우 민간보험금 수급은 빈곤이 우울에 미치는 효과를 0.037, 0.042만큼 증가시켰다. 즉, 민영보험 수급이 빈곤의 우울 효과에 대한 조절 역할은 발견하지 못했다.

<표 9> 민간보험의 조절효과: 빈곤위험·수급여부별 빈곤-우울 관계 변화

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	민간보험 비수급 (N=906)		민간보험 수급 (N=92)		민간보험 비수급 (N=2,526)		민간보험 수급 (N=112)	
	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
자기회귀계수								
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.604*** (0.012)	0.537*** (0.014)	0.638*** (0.029)	0.537*** (0.033)	0.530*** (0.009)	0.551*** (0.011)	0.481*** (0.025)	0.503*** (0.032)
우울 → 우울	0.484*** (0.017)	0.478*** (0.017)	0.466*** (0.044)	0.561*** (0.044)	0.443*** (0.012)	0.518*** (0.014)	0.464*** (0.041)	0.476*** (0.039)
교차회귀계수								
다차원 빈곤 → 우울	0.107*** (0.010)	0.093*** (0.009)	0.100*** (0.012)	0.097*** (0.012)	0.096*** (0.009)	0.103*** (0.010)	0.133*** (0.015)	0.145*** (0.017)
우울 → 다차원 빈곤	0.060*** (0.011)	0.061*** (0.011)	0.065*** (0.013)	0.068*** (0.014)	0.054*** (0.010)	0.061*** (0.011)	0.037*** (0.008)	0.036*** (0.007)

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차.

모형 카이제곱($\chi^2=14702.98$, $df=2,584$), CFI=0.777, TLI=0.783, RMSEA=0.072.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

다섯째, 사적이전소득 중 가족지원(부모·자녀로부터의 지원)이 빈곤이 우울에 미치는 조절효과는 <표 10> 과 같다. 빈곤위험별 빈곤-우울 관계에 대한 민간보험금의 조절효과를 보면, 빈곤위험 없는 일반 노인의 경우 빈곤이 우울에 미치는 효과는 가족지원을 받을 때 0.016만큼 증가 또는 효과 없고, 빈곤위험 있는 저소득 노인의 경우 가족지원을 받을 때 빈곤이 우울에 미치는 효과를 0.012, 0.032만큼 증가했다. 가족지원을 받으면 빈곤의 우울 효과가 높아진다는 점은 가족으로부터의 사적이전이 해당 노인에게 경제적 스트레스로 작용하여 경제적 측면에서 생활수준이 다소 도움이 된다고 하더라도 정신적 측면에서 부정적인 영향을 받을 가능성이 있음을 암시한다.

〈표 10〉 가족지원의 조절효과: 빈곤위험·수급여부별 빈곤-우울 관계 변화

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	가족지원 없음 (N=62)		가족지원 있음 (N=936)		가족지원 없음 (N=171)		가족지원 있음 (N=2,487)	
	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년	2019년 → 2020년	2020년 → 2021년
	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)	B (S.E.)
자기회귀계수								
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.610 ^{***} (0.035)	0.570 ^{***} (0.040)	0.614 ^{***} (0.010)	0.545 ^{***} (0.014)	0.639 ^{***} (0.021)	0.549 ^{***} (0.025)	0.529 ^{***} (0.008)	0.555 ^{***} (0.011)
우울 → 우울	0.473 ^{***} (0.059)	0.562 ^{***} (0.061)	0.482 ^{***} (0.017)	0.477 ^{***} (0.017)	0.425 ^{***} (0.032)	0.496 ^{***} (0.031)	0.444 ^{***} (0.012)	0.517 ^{***} (0.014)
교차회귀계수								
다차원 빈곤 → 우울	0.092 ^{***} (0.012)	0.094 ^{***} (0.013)	0.108 ^{***} (0.010)	0.094 ^{***} (0.009)	0.086 ^{***} (0.009)	0.075 ^{***} (0.008)	0.098 ^{***} (0.009)	0.107 ^{***} (0.010)
우울 → 다차원 빈곤	0.072 ^{***} (0.015)	0.078 ^{***} (0.016)	0.062 ^{***} (0.011)	0.063 ^{***} (0.011)	0.072 ^{***} (0.013)	0.083 ^{***} (0.015)	0.055 ^{***} (0.010)	0.061 ^{***} (0.011)

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차.

모형 카이제곱(χ^2)=14177.38 (df =2,584), CFI=0.786, TLI=0.791, RMSEA=0.070.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

공적이전 중 국민연금, 기초연금, 기초보장급여, 사적이전 중 민간보험금, 가족지원금(부모·자녀로부터의 사적 이전)이 빈곤이 우울에 미치는 영향 또는 우울이 빈곤에 미치는 영향을 조절하는 효과들을 요약하면 〈표 11〉 과 같다. 분석결과 기초연금과 기초보장급여는 빈곤위험이 있는 노인과 없는 노인 집단 모두에서 빈곤이 우울에 대해 미치는 영향을 감소시키는 역할을 하고 있음을 확인했다. 또한 기초연금과 기초보장급여의 조절 효과는 빈곤위험이 없는 노인보다 빈곤위험이 있는 노인에게서 더 크게 나타남을 확인했다.

〈표 11〉 공적이전과 사적이전의 조절효과: 빈곤-우울 또는 우울-빈곤 관계에 미치는 영향

경로	빈곤위험 없음(일반)				빈곤위험 있음(저소득)			
	다차원 빈곤 → 우울		우울 → 다차원 빈곤		다차원 빈곤 → 우울		우울 → 다차원 빈곤	
	2019-20년	2020-21년	2019-20년	2020-21년	2019-20년	2020-21년	2019-20년	2020-21년
	ΔB	ΔB	ΔB	ΔB	ΔB	ΔB	ΔB	ΔB
공적이전소득								
국민연금	+0.030	+0.024	-0.009	-0.008	+0.036	+0.030	-0.015	-0.019
기초연금	-0.008	-0.006	-0.005	+0.002	-0.031	-0.045	+0.023	+0.016
기초보장급여	-0.026	-0.020	+0.038	+0.028	-0.040	-0.047	+0.034	+0.039
사적이전소득								
민간보험금	-0.007	+0.004	+0.005	+0.007	+0.037	+0.042	-0.017	-0.025
가족지원금	+0.016	0	-0.010	-0.015	+0.012	+0.032	-0.017	-0.022

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

주: N=3,636. B=표준화 회귀계수, S.E.=회귀계수의 표준오차.

모형 카이제곱(χ^2)=14177.38 (df =2,584), CFI=0.786, TLI=0.791, RMSEA=0.070.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

제5절 결론

본 연구의 목적은 노인의 다차원적 빈곤과 우울 간 종단적 인과관계에서 이전소득의 조절적 역할을 실증분석하는 것이었다. 이를 위해 본 연구는 한국복지패널 15~17차(2019년~2021년) 3개년 자료를 바탕으로 노인 다차원 빈곤, 우울, 이전소득 관련 변수를 구성했고, 다차원 빈곤과 우울의 종단적 관계가 빈곤위험과 각 이전소득 수급여부로 구성된 4개 집단별로 차이가 있는지를 자기회귀 교차지연 패널분석과 다중집단 비교분석을 통해 검토했다. 분석결과 첫째, 노인의 다차원적 빈곤과 우울은 일시적 현상이 아닌 지속적 현상임을 확인했다. 둘째, 노인의 빈곤과 우울 간 상호적 인과관계가 있음을 확인했다. 셋째, 공적이전 중 국민연금, 기초연금, 기초보장급여, 사적이전 중 민간보험금, 가족지원금(부모·자녀로부터의 사적 이전)이 빈곤이 우울에 미치는 영향을 조절하는 효과를 검토한 결과 기초연금과 기초보장급여가 빈곤이 우울에 대해 미치는 영향을 완화시켰고, 그 조절 효과는 빈곤위험 없는 노인보다 빈곤위험이 있는 노인 내에서 더 크게 나타남을 확인했다.

본 연구가 주는 함의는 다음과 같다. 첫째, 노인의 다차원적 빈곤과 우울은 결합적 인과관계를 맺고 있음을 고려할 때 사회정책적인 관점에서 노인의 다차원적 빈곤을 감소시킬 수 있는 다양하고 효과적인 정책을 마련할 필요가 있다는 점이다(이상록·이순아, 2014; 이순아·이상록, 2016). 즉, 노인빈곤감소 또는 노후소득보장에 대한 국가의 적극적 역할은 노인의 경제적 안정뿐만 아니라 노인의 경제적 스트레스 감소로 인한 정신건강의 개선으로 이어질 수 있다. 둘째, 노인의 다차원적 빈곤을 줄이기 위한 정책을 고려할 때 공적이전의 역할을 획기적으로 개선할 수 있는 구상이 필요하다(이상록·이순아, 2014; 김태완 외, 2015; 이순아·이상록, 2016; 여유진, 2020; 이지인, 2020). 현재 노인의 노후소득보장을 위한 공적이전의 대표적 3가지로 국민연금, 기초연금, 기초생활보장급여가 있지만, 한국 복지국가의 경제적 여력과 사회경제적 불평등 해소에 대한 시민적 요구에 비추어볼 때 한국의 노후소득보장과 노인빈곤감소를 위한 사회정책은 개선의 여지가 크다. 특히 생애주기상 필연적으로 발생하는 노후의 경제적 불안정은 그 규모와 심도 측면에서 이미 개인적 차원의 접근으로 해결되기 어려운 사회적 차원의 문제이다. 다른 선진복지국가들과 비교할 때 불명예스러운 정도로 높은 한국의 극심한 노인빈곤 감소(여유진, 2013, 2019, 2020)를 위해 정부와 정책결정자, 사회복지 정책 및 실천전문가들은 노인의 다양한 차원의 삶의 질을 동시에 개선할 수 있는 정책을 개발하고 실행하는데 노력을 기울일 필요가 있다. 특히 건강형평성과 빈곤다차원성의 관점에서 노인 빈곤과 우울의 문제는 매우 밀접하게 관련된 문제로 간주할 필요가 있다(김태완 외, 2015). 노인의 행복한 삶, 적어도 노인이 되었을 때 예상되는 사회경제적 고통과 정신적 불안감을 조금이라도 사회적으로 예방·감소·완화시킬 수 있는 정책 개발과 그 정책에 대한 적극적 재정지원이 절실하고 필요하다.

참고문헌

- 강상경·권태연 (2008). 사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰. 정신건강과 사회복지, 30, 332-355.
- 국토교통부 (2011). 최저주거기준[시행 2011.5.27.]. <https://www.law.go.kr/행정규칙/최저주거기준>
- 기백석 (1999). 노인 우울증. 노인병, 3(3), 61-71.
- 김범중·이미진 (2020). 노인 삶의 질 영향요인 분석: 인구사회학적 특성과 소득원을 중심으로. 한국지역사회복지학, 75, 1-27.
- 김수린·주경희·정순돌 (2018). 소득이 고령층의 우울에 미치는 영향: 사회적 자본의 조절효과를 중심으로. 한국지역사회복지학, 65, 103-136.
- 김영학 (2022). 노인의 빈곤이 우울에 미치는 영향: 종교활동의 조절효과를 중심으로. 한국산학기술학회 논문지, 23(9), 169-176.
- 김자영 (2014). 노인빈곤이 정신건강에 미치는 영향. 한국노년학, 34(4), 717-735.
- 김재원 (2017). 경제적 불안정과 노후소득보장정책이 정신건강에 미치는 영향: 중·고령층 연령집단을 중심으로. 서울대학교 박사학위논문.
- 김재원·김정석 (2018). 공적연금수급과 정신건강: 기여식·비기여식 연금 수급과 인구학적 특성의 차이를 중심으로. 한국노인복지학회 학술대회, 344-376.
- 김정근 (2016). 국민연금수준이 고령층의 우울증에 미치는 영향: 빈곤가구와 비빈곤가구 비교분석. 노인복지연구, 71(4), 423-447.
- 김정현·전미애 (2021). 기초연금 시행이 노인의 우울에 미친 영향: 남녀 독거 가구 및 부부가구 비교. 한국노년학, 41(1), 169-185.
- 김주희·유정원·송인한 (2015). 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향: 연령의 조절효과 분석. 보건사회연구, 35(3), 42-70.
- 김찬희·이상록 (2022). 기초연금의 제도 전환과 노인가구의 물질적 결핍-정책 변화의 효과에 대한 분석을 중심으로. 한국자치행정학보, 36(1), 159-188.
- 김태완·이주미·정진욱 (2015). 노인의 빈곤과 우울에 관한 연구: 다차원적 빈곤개념을 적용하여. 보건사회연구, 35(3), 71-102.
- 김태환 (2018). 노인의 빈곤이 우울에 미치는 영향: 영양관리의 매개효과를 중심으로, 성공회대학교 석사학위논문.
- 박소영 (2018). 노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로. 보건사회연구, 38(1), 154-190.
- 보건복지부 (2020). 노인의 우울증상. 「2020 노인실태조사」. <https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=117&t>

bId=DT_117071_019&conn_path=l3

보건복지부 (2022). 「2022 자살예방백서」. http://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=371768

서병수 (2007). 한국의 다차원적 빈곤 분석: 실현능력접근. 사회복지정책, 28, 199-232.

서병수·권종희 (2013). 한국 다차원 빈곤의 종단분석: 차원계수방식에 의한 실현능력접근. 사회보장연구, 29(3), 195-224.

석재은 (2009). 세대별 노후부양관의 차이와 영향 요인. 보건사회연구, 29(1), 163-191.

손병돈 (2021). 한국의 비공식 복지: 아무도 눈여겨보지 않은 대한민국 복지의 실체. 사회평론아카데미.

송은철·신영진. (2010). 과부담 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤 지속에 미치는 영향. 예방의학회지, 43(5), 423-435.

송인옥·원서진 (2019). 베이비부머의 소득이 우울에 미치는 영향: 성별에 따른 사회적 자본의 조절효과 분석. 한국콘텐츠학회논문지, 19(7), 587-597.

여유진 (2013). 노인의 가구유형별 빈곤과 공적 이전의 빈곤감소효과 분석: 정책적 함의를 중심으로. 비판사회정책, 40, 185-219.

여유진 (2019). 한국의 노인빈곤과 노후소득보장. 보건복지 Issue & Focus, 364, 1-8.

여유진 (2020). 물질적 박탈이 우울에 미치는 영향: 생애주기별·박탈영역별 효과를 중심으로. 보건사회연구, 40(2), 60-84.

원서진 (2020). 독거노인의 빈곤이 우울과 주관적 건강상태에 미치는 영향: 사회참여의 매개효과 분석. 한국산학기술학회 논문지, 21(6), 520-526.

이상록·이순아 (2014). 노인가구의 소득유형 및 소득원이 노인의 우울과 자아존중감에 미치는 영향. 사회복지연구, 45(3), 71-95.

이상봉 (2016). 노인가구단위의 이전소득에 따른 빈곤완화분석: 한국, 미국, 영국의 패널 자료를 이용하여. 사회과학연구, 23(4), 7-26.

이수정 (2012). 한국노인의 다차원적 빈곤분석 및 영향요인에 관한 연구. 숭실대학교 석사학위논문.

이순아·이상록 (2016). 물질적 결핍과 노인의 정신건강에 대한 종단연구. 사회복지정책, 43(2), 277-304.

이정화·문상호 (2014). 기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향-성향점수매칭 (PSM) 이중차이 (DID)를 활용한 분석. 한국정책학회보, 23(3), 411-442.

이종정 (2016). 빈곤의 동태가 노인 우울에 미치는 영향: 삶에 대한 만족도의 매개 효과 분석, 연세대학교 사회복지대학원 박사학위논문.

이주현·이대웅·권기현 (2018). 기초연금제도의 정책 효과 분석: 가구균등화 소비지출 및 소득을 중심으로. 정책분석평가학회보, 28(3), 75-105.

이지은 (2022). 주거빈곤이 노인의 우울감에 미치는 영향. 한국노년학, 42(3), 455-479.

이지인 (2020). 노인의 연령집단별 다차원 빈곤과 우울궤적의 관계: 공적이전소득의 조절효과 분석, 경기대

학교 박사학위논문.

- 장은혜·남석인 (2015). 노인의 4고(苦)가 자살생각에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로. *노인복지연구*, 69, 123-151.
- 전근성 (2020). 국민연금 보장이 노인우울에 미치는 영향: 기본소득결핍의 매개효과와 성별 다집단 분석. 서울대학교 박사학위논문.
- 전근성 (2021). 노인의 빈곤과 우울의 종단적 관계 및 국민연금 보장여부의 조절효과. *인문사회* 21, 12(4), 1-14.
- 정의진 (2012). 한국노인의 다차원적 빈곤 구조 분석. 서울대학교 석사학위논문.
- 조보배·최요한 (2018). 고령자의 근로여부가 빈곤에 미치는 영향: 고용보험 신규가입연령 상한기준을 중심으로. *보건사회연구*, 38(1), 64-87.
- 조운영. (2019). 자기회귀교차지연 모형을 적용한 부모의 방임과 학대, 학교적응, 청소년 비행 간 종단관계 검증. *청소년문화포럼*, 58, 145-172.
- 조자영·최재성 (2020). 빈곤 노인의 식품미보장(food insecurity)과 우울: 무료급식과 식사배달서비스의 조절효과. *사회보장연구*, 36(3), 163-189.
- 최균·서병수 (2006). 빈곤대안 패러다임으로서의 Sen의 가능성접근에 대한 탐색적 연구: 개념측면과 측정측면을 중심으로. *사회복지정책*, 25, 333-362.
- 최균·서병수·권종희 (2011). 차원계수방식에 의한 다차원적 빈곤 측정. *한국사회복지학*, 63(1), 85-111.
- 최성재·장인협 (2010). 고령화 사회의 노인복지학. 서울대학교 출판문화원.
- 최슬기·김혜윤·황종남·채수미·한겨레·유지수·천희란. (2020). 건강정보문해력 (헬스리터러시) 제고 방안 연구. 연구보고서 2020-24. 한국보건사회연구원.
- 한국복지패널 홈페이지. www.koweps.re.kr
- 홍경준 (2013). 닫힌 공동체로부터 열린 공동체로: 연복지의 쇠퇴와 그 대안의 모색. *한국사회복지학*, 65(2), 179-201.
- 홍세희·박민선·김원정 (2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증: 성별간 다집단 분석. *교육심리연구*, 21(1), 129-143.
- 황남희·김정현·정지운 (2015). 한국 노인의 다차원 빈곤에 대한 종단연구: 차원별 빈곤여부에 따른 복지서비스 이용경험의 비교. *한국복지패널 학술대회 논문집*, 8, 255-275.
- Aaberge, R., & Brandolini, A. (2015). Multidimensional poverty. In *Handbook of income distribution* (Vol. 2, pp. 141-216). Elsevier.
- Alkire, S., & Foster, J. (2011a). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7-8), 476-487.
- Alkire, S., & Foster, J. (2011b). Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. *Journal of Economic Inequality*, 9, 289-314. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9181-4>

- Amarante, V., & Colacce, M. (2022). Multidimensional poverty among older people in five latin American countries. *Social Indicators Research*, 159(3), 945-965.
- Barrantes, N., & Clausen, J. (2022). Does Multidimensional Poverty Affect Depression? Evidence from Peru. *Progress in Development Studies*, 22(2), 107-129.
- Bernard, J. R. (2018). Depression: A review of its definition. *MOJ Addict Med Ther*, 5(1), 6-7.
- Bloome, D. (2022, February 14). Introduction to Social and Economic [PowerPoint slides]. Presented at Workshop on Strengthening the Evidence Base to Improve Economic and Social Mobility in the United States. Committee on Population and Committee on National Statistics, the National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine.
- Bowling, A., Gabriel, Z., Dykes, J., Dowding, L. M., Evans, O., Fleissig, A., ... & Sutton, S. (2003). Let's ask them: a national survey of definitions of quality of life and its enhancement among people aged 65 and over. *The International Journal of Aging and Human Development*, 56(4), 269-306.
- Brown, G. W., McLean, I., & McMilan, A. (2018). *A Concise Oxford Dictionary of Politics and International Relations* (4th ed.). Oxford University Press.
- Cheung, K. C. K., & Chou, K. L. (2019). Poverty, deprivation, and depressive symptoms among older adults in Hong Kong. *Aging & Mental Health*, 23(1), 22-29.
- Dhongde, S. (2017). Assessing multidimensional deprivation among the elderly in the USA. In R. White (Ed.), *Measuring Multidimensional Poverty and Deprivation: Incidence and Determinants in Developed Countries* (pp. 255-270). Springer.
- Dhongde, S., & Haveman, R. (2015). Multi-dimensional poverty index: An application to the United States. Available at SSRN 2588584.
- Dhongde, S., & Haveman, R. (2019). A Decade-Long View of Multidimensional Deprivation in the United States. IRP Discussion Paper No. 1440-19, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3456261> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3456261>
- Etymonline (2023). "Poverty". <https://www.etymonline.com/word/poverty>
- Ferring, D., Balducci, C., Burholt, V., Wenger, C., Thissen, F., Weber, G., & Hallberg, I. (2004). Life satisfaction of older people in six European countries: findings from the European study on adult well-being. *European Journal of Ageing*, 1, 15-25.
- Gellis, Z. D. (2010). Assessment of a brief CES-D measure for depression in homebound medically ill older adults. *Journal of Gerontological Social Work*, 53(4), 289-303.
- Glassman, B. (2019). Multidimensional deprivation in the United States, 2017. U.S. Census Bureau.
- Houghton, J., & Khandker, S. R. (2009). *Handbook on poverty and inequality*. World Bank Publications.
- Hirsch, J. A., Nicola, G., McGinty, G., Liu, R. W., Barr, R. M., Chittle, M. D., & Manchikanti, L. (2016). ICD-10: History and Context. *AJNR. American journal of neuroradiology*, 37(4), 596 - 599.

- Kamal, S. M., Basakha, M., & Alkire, S. (2022). Multidimensional poverty index: a multilevel analysis of deprivation among Iranian older adults. *Ageing & Society*, 1-20. doi:10.1017/S0144686X2200023X
- Kearney, M. W. (2017). Cross lagged panel analysis. *The SAGE encyclopedia of communication research methods*, 1, 313-314.
- Kenny, D. A., & Harackiewicz, J. M. (1979). Cross-lagged panel correlation: Practice and promise. *Journal of Applied Psychology*, 64(4), 372 - 379. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.64.4.372>
- Kim, H., Ku, B., Kim, J. Y., Park, Y. J., & Park, Y. B. (2016). Confirmatory and exploratory factor analysis for validating the phlegm pattern questionnaire for healthy subjects. *Evidence-Based Complementary and Alternative Medicine*, 2016, 2696019.
- Kohout, F. J., Berkman L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley J. (1993). Two shorter forms of the CES-D(Center for Epidemiological Studies Depression) depression symptoms index. *Journal of Aging Health*, 5(2), 179-193.
- Landis, R. S., Beal, D. J., & Tesluk, P. E. (2000). A comparison of approaches to forming composite measures in structural equation models. *Organizational Research Methods*, 3(2), 186-207.
- Lund, C. (2012). Poverty and mental health: a review of practice and policies. *Neuropsychiatry*, 2(3), 213.
- Mohebbi, M., Nguyen, V., McNeil, J. J., Woods, R. L., Nelson, M. R., Shah, R. C., ... & ASPREE Investigator Group. (2018). Psychometric properties of a short form of the Center for Epidemiologic Studies Depression (CES-D-10) scale for screening depressive symptoms in healthy community dwelling older adults. *General hospital psychiatry*, 51, 118-125.
- OECD (2017). Good mental health throughout life. (Accessed on 10 August 2023). <https://www.oecd.org/health/health-systems/Mental-health-Facts-and-Figures.pdf>
- OECD (2023). Poverty rate (indicator). doi: 10.1787/0fe1315d-en (Accessed on 10 August 2023). <https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm>
- Paykel, E. S. (2008). Basic concepts of depression. *Dialogues in clinical neuroscience*, 10(3), 279-289.
- PsychDB. (2023). History of the DSM. <https://www.psychdb.com/teaching/1-history-of-dsm>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Ridley, M., Rao, G., Schilbach, F., & Patel, V. (2020). Poverty, depression, and anxiety: Causal evidence and mechanisms. *Science*, 370(6522), eaay0214.
- Sen, A. (1985). *Commodities and capabilities*. North-Holland.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom* (1st ed.). Oxford University Press.
- Solaymani, S., Vaghefi, N., & Kari, F. (2019). The multidimensional poverty measure among Malaysian employee provident fund (EPF) retirees. *Applied Research in Quality of Life*, 14(5), 1353-1371.

StataCorp. (2021). *Stata Statistical Software: Release 17*. StataCorp LLC.

Subaşı, F., & Hayran, O. (2005). Evaluation of life satisfaction index of the elderly people living in nursing homes. *Archives of gerontology and geriatrics*, 41(1), 23-29.

The Office of the High Commissioner for Human Rights. (2023). United Nations Principles for Older Persons (adopted on 1991.10.16.). <https://www.ohchr.org/en/instruments-mechanisms/instruments/united-nations-principles-older-persons>

Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-66.

Waidler, J., Vanore, M., Gassmann, F., & Siegel, M. (2018). Migration and the Multi-Dimensional Well-Being of Elderly Persons in Georgia. *Population Ageing*, 11, 217-238.

부록(Appendix). 자기회귀 교차지연 패널분석 결과의 민감성 체크(Sensitivity Check)

〈표 A1〉 노인 다차원적 빈곤과 우울(잠재변수가 아닌 측정된 연속변수로 처리)의 관계에 대한 자기회귀 교차지연 모형 검정: 모형 적합도 비교

모형	모형 적합도 지수					모형 간 비교			
	카이제곱(χ^2)	자유도(df)	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
모형1	680.62***	6	0.901	0.768	0.176	-	-	-	-
모형2	582.54***	4	0.915	0.702	0.199	98.07***	+0.014	-0.066	+0.023
모형3	585.98***	6	0.915	0.801	0.163	3.44	0	0.036	0.036
모형4	595.29***	8	0.914	0.849	0.142	9.31**	0.001	0.021	0.021
모형5	595.69***	9	0.914	0.866	0.134	0.40	0.001	0.008	0.008

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

주: N=3,636.

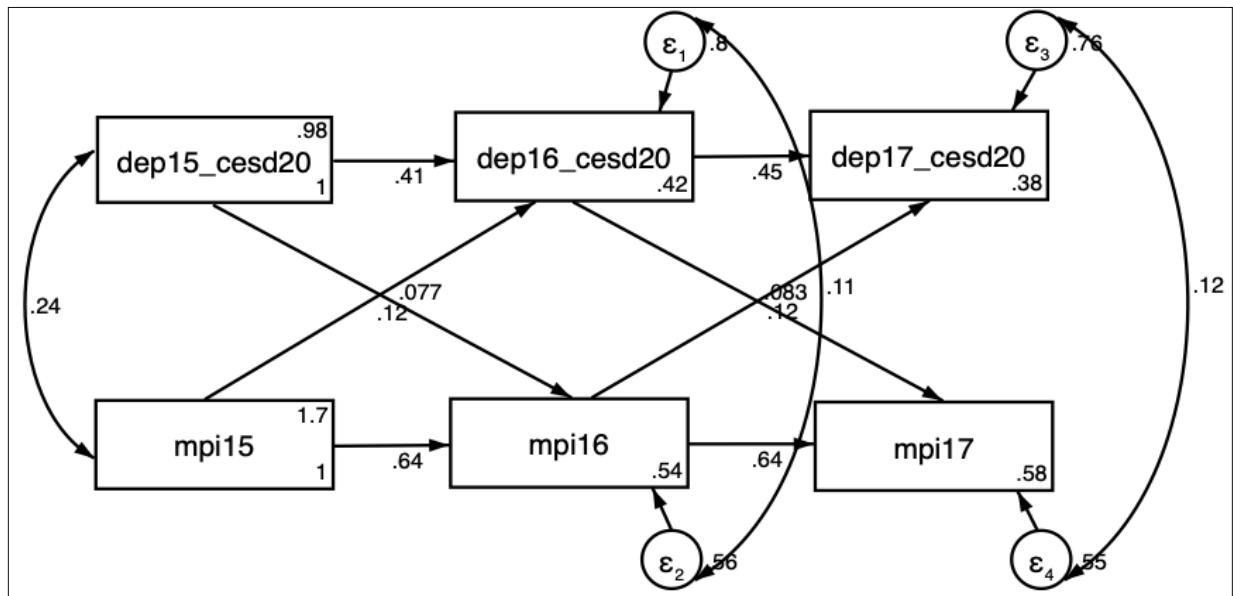
자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

〈표 A2〉 최종 모형(모형 5)의 경로계수

경로	2019년 → 2020년		2020년 → 2021년	
	B	S.E.	B	S.E.
자기회귀계수				
다차원 빈곤 → 다차원 빈곤	0.642***	0.008	0.642***	0.009
우울 → 우울	0.406***	0.010	0.447***	0.012
교차회귀계수				
다차원 빈곤 → 우울	0.110***	0.011	0.112***	0.011
우울 → 다차원 빈곤	0.077***	0.009	0.084***	0.010

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

〔그림 A1〕 최종 모형(모형 5)의 경로그림



주: N=3,636. 숫자는 표준화 회귀계수. 모형 카이제곱(χ^2)=595.69 (df=9), CFI=0.914, TLI=0.866, RMSEA=0.134.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 (2019~2021년) 원자료.

‘자기이해’인가 ‘확장된 자기이해’인가: 보육제도에 대한 노인세대의 복지인식 변화를 중심으로1)

은 석(덕성여자대학교)

서론

본 연구는 노인층의 복지인식에 영향을 미치는 요인을 탐색하기 위한 연구이다. 제도화된 민주주의 정치형태를 가진 사회에서 제도화된 복지정책의 수준과 내용은 그 사회 구성원들의 선호가 집약되어 나타난 결과물이다(Page & Shapiro, 1983). 그렇기에 개별 구성원들의 복지인식은 복지국가 정당성의 기초이자 정책의 미래를 예측하는 준거이며(최균·류진석, 2000), 정책을 통해 제공되는 수혜자의 범위와 급여수준에 영향을 미치는 중요한 요인이다(이중섭, 2009). 복지에 대한 국가 책임성에 대한 인식은 국가책임성의 문제와 밀접히 관련되어 있을 뿐만 아니라, 복지국가의 구축과정에서 비용을 누가 부담하고, 누가 수혜자가 되어야 할 것인지에 대한 인식이기 때문에 사회 구성원간 선호의 차이가 클수록 갈등가능성이 높아진다고 평가할 수 있다.

복지인식에 영향을 미치는 것으로 꼽히는 요인들은 계급, 계층, 복지수급경험, 복지수급가능성 등으로 개인 차원에서의 자기이해(self-interest) 요인이다(김영순·여유진, 2015; Svallfors, 2008; Kohli, 2010; Busemeyer et al., 2009)²⁾. Myles(1989)는 “자본주의와 민주주의에 기반한 현대의 복지국가는 결국 노인을 위한 복지국가”라고 주장한 바 있다. 복지제도의 확장과 축소, 재조정이 함께 일어나는 현재 우리 사회의 맥락에서 이러한 인식은 타당할수도, 타당하지 않을 수도 있다. 복지인식에 대한 자기이해요인이 만일 생애주기 단계에 국한된다면 연령에 기반하여 수급권이 결정되는 복지제도가 확대될수록 ‘세대 갈등’은 격화될 것이다. 반면에, 각 개인이 갖는 자기이해요인의 범위 내에 계보학적으로 다른 세대에 속한 타 가족 구성원의 이익이 포함되어 있다면, 복지제도의 발달이 오히려 세대 간 갈등을 약화시킬 수도 있다. 본 연구를 통해 2013-14년 한국 사회의 급격한 복지제도 변화를 일종의 정책실험으로 간주하여 특정 연령대에 혜택이 집중되는 복지제도에 대한 노인층의 복지인식 변화를 분석함으로써 ‘자기’이해의 범주가 어디까지 인지-온전히 본인 세대의 이해관계만을 고려하는지, 아니면 타 연령대에 속한 가구원의 이해관계까지를 고려하는지 분석한다.

1) 이 원고는 저자 학위 논문의 일부입니다. 세대의 의미, 세대갈등 규정, 자세한 분석방법 등에 대해서는 은석. (2019). **복지제도의 확대와 세대갈등: 2010년대 보육 보편화와 기초연금 도입에 따른 세대별 복지인식 변화 분석을 중심으로**. 박사학위논문, 서울대학교 대학원.을 참고해주시기 바랍니다.

2) 과거의 연구들은 ‘이데올로기’가 복지인식에 영향을 미치는 요인임을 지적한다. 예를 들어, ISSP의 ‘정부역할’ 설문을 활용하여 병자와 노인에 대한 정부의 지원에 대한 태도를 분석한 Blekesaune & Quadagno(2003)는 시민들의 복지국가정책에 대한 태도는 실업 등의 상황적 요인과 평등에 대한 선호 등 이데올로기적 요인 모두에 의해 결정된다고 보았다. 이렇듯 물질적 이해관계와 상관없이 정의, 공정성에 대한 관념 등의 이데올로기 요인 역시 복지태도에 영향을 미친다고 알려져 있으나, 최근에는 복지태도가 이데올로기의 하위 항목이 아니라 그 자체가 가치관으로 확립되었다는 보고들 역시 이루어지고 있다(박재홍, 2017). 이는 일반 여론조사에서도 드러나는데, 2017년 1월 시행된 한 조사에 따르면 자신의 정치성향을 ‘보수’라고 답변한 응답자의 75.2%가 ‘기초생활을 보장하지 않으면 가난에서 벗어날 수 없어 정부가 복지를 늘려야 한다’고 응답하였다(<보수층도 ‘분배 신경써라’>, 매일경제, 2017년 1월 11일). 이러한 변화는 복지인식이 이데올로기의 하위 항목이 아니라, 하나의 가치체계로서 자리 잡고 있음을 의미한다.

이론적 검토

사회적 세대관계와 가족 내 세대관계의 상호작용

복지제도의 발달과 세대 갈등 간의 관계를 밝히기 위해서는 우선, 세대 관계는 각 개인이 가족 내에서 경험하게 되는 계보학적 세대관계와 복지제도를 통해 맺어지는 사회적 세대 간의 상호작용의 총합임을 고려해야 한다. 복지국가의 발달이 세대 간 갈등을 축소시킨다는 연구들은 ‘세대’ 간의 상호작용이 사회적 영역뿐만 아니라 일상적으로 ‘가족’ 내에서도 일어날 수 있음을 지적한다³⁾(Blome et al., 2009; Timonen et al., 2013). 즉, 일상 영역에서 계보학적 위치의 ‘세대’ 간의 역할과 상호의존성으로 인해 특정 세대를 지원하면 지원을 받지 않는 타 세대의 삶의 질 역시 개선된다는 것이다. 예를 들어, 연금 등 노인을 대상으로 하는 복지지출을 늘릴 경우, 그로 인한 혜택은 노인 세대에게만 머무르지 않고 성인이 된 자녀와 손자녀들에게 미치게 된다. 이러한 메커니즘을 Esping -Andersen(2009)은 다음과 같이 표현한다.

“(경제적으로건, 시간적으로건) 가족 내 돌봄에 대한 필요가 줄어든다면, 가족 구성원들은 서로 좀 더 자주 만나게 된다. 매우 강하게 가족화된 복지모델은 가족의 연대를 조성하는데 오히려 나쁜 영향을 미친다.”

연금제도의 확대는 자녀 세대의 노부모 세대에 대한 경제적 부양 부담을 줄여줄 수 있으며, 보육이나 노인돌봄 서비스의 확대 역시 돌봄에 대한 가족 구성원들의 부담을 줄여준다. 즉, 각 개인은 복지인식을 형성함에 있어서 자신의 생애주기에 의한 수혜만을 고려하는 것이 아니라, 다른 생애주기 단계에 속해 있지만 ‘확장된 자아’에 해당하는 여타 가족 구성원의 이해까지를 고려하게 될 수 있다. 이런 경우, 돌봄이나 부양 부담의 감소는 일반의 예상과 달리 가족 구성원 간 상호작용의 증가로 이어질 뿐만 아니라(정재기, 2007), 정부의 기능과 역할에 대한 세대 간의 이해 차이를 좁혀 세대 간의 갈등을 줄이는 기능을 하게 된다(Kohli, 2010).

아동과 노인은 세대 간 관계 측면에서 보면 가족 내에서 연결되어 있기에, 한쪽으로 흘러간 자원은 다른 한쪽에게도 이득이 된다(Esping-Andersen & Sarasa, 2002; Kohli, 2010; Uhlenberg, 2009). 더욱이 가족 내 현금이전을 분석한 연구들에서 밝혀졌듯이 노인 세대가 자녀세대에게 이전하는 액수가 받는 것보다 더 크다는 점을 감안하면(Albertini et al, 2007; 황남희 등, 2014), 연금이나 의료 등 노인 세대를 주 수혜 대상으로 삼는 복지제도의 효과는 노인 세대에 한정되지 않을 것이라고 추론할 수 있다. 특히, 연금은 노인 세대의 빈곤 뿐만 아니라, 같은 가구에 속해 있는 아동의 빈곤을 낮추는데도 작용할 수 있기 때문이다(Uhlenberg, 2009)⁴⁾. 80년대 미국의 총사회조사(General Social Survey)와 가족 및 가구에 대한 조사(National Survey of Families and Households)를 분석한 Uhlenberg(2009)에 따르면 ‘가장 불리한 위치에 있는 아동’은 그렇지 않은 경우보다 물질적으로 가난하거나, 건강 상태가 나쁘거나, 교육수준이 낮은 ‘불

3) 일반사회조사(General Social Survey)에 있는 “지난 6개월간 중요한 문제를 논의했던 적 있는 성인 5명을 꼽아보라”는 문항에 대해서 85년 미국의 조사자료를 통해 구체적으로 분석한 Uhlenberg (2009)에 따르면 70대 이상 응답자 중에 혈족 관계 밖에 있는 30대 미만의 성인을 논의 대상으로 응답한 경우는 1명도 없었고, 응답자가 30대 미만인 경우에도 혈족이 아닌 70대 이상 인 사람을 논의 대상으로 꼽은 경우는 없었다. 이러한 결과는 가족이 타 세대(또는 다른 생애주기)에 속한 사회구성원과의 관계를 경험하게 되는 전형적인 공간임을 보여준다.

4) 2017년 3월 복지부의 보도자료 “도움이 필요한 조손가정, 좀 더 세심하게 살피겠습니다”에 따르면 2015년 조손가구는 15만 3천 가구인데, 2035년 32만 1천 가구까지 증가하게 될 전망이다. 김태완·이주미(2017)에 따르면 2016년 전체 아동가구의 빈곤율이 5.9%인 반면, 조손 및 소년소녀가구는 75.8%에 육박하고 있다. 그러므로 연구자들은 한국의 경우, 기초연금이나 및 국민연금의 증액은 조손가구에 속한 아동의 빈곤을 개선하는 효과를 기대할 수 있다고 전망한다.

리한 위치에 있는’ 조부모를 갖는 경우가 많았다. 이러한 상황에서 특히 연금은 노인 세대의 빈곤뿐만 아니라, 같은 가구에 속해 있는 아동의 빈곤을 낮추는데도 작용할 수 있다(Uhlenberg, 2009; 김미숙과 정경희, 2009).

연금에 대한 지출이 충분히 이루어지지 못한다면, 그것은 가족 내에서의 세대 간의 갈등으로, 그리고 현재 주 담세자로서 비용을 부담하면서도 본인들의 미래에 대해서 불안해하는 청장년 세대와 연금수급세대 간의 갈등으로 이어질 가능성이 크다. 아동이나 청년에 대한 지출 역시 마찬가지다. 노동시장에서 활동하기 취약한 세대에 대하여 정부의 책임수준이 충분하지 않은 경우, 결국 계보학적 의미에서의 세대(즉, 가족 내 세대) 간의 사적이전이 증가할 수밖에 없다.

물론 어떤 경우에는 정부가 ‘재가족화’ 정책을 추진하여 계보학적 의미에서의 세대 내 이전을 촉진하는 정책을 사용하기도 한다. 예를 들어, 일본의 경우 2013년부터 조부모가 손자녀에게 교육자금을 증여하는 경우 1,500만 엔까지 과세하지 않는 제도를 시행중이다. 미약한 정부의 역할을 가족 계보 내에서 보충할 수 있게 하는 이러한 정책은 한편으로는 가족 내에서의 갈등을, 한편으로는 사회 구성원 간의 계층 갈등을 촉진할 위험이 있다(Uhlenberg, 2009). 정부 예산의 노인편향성은 결국 노인세대만의 이익으로 평가하기는 어려운 것이다.

어린이를 대상으로 하는 보육, 교육 서비스와 노인 등 요보호자를 대상으로 하는 돌봄 서비스의 확대 등 복지국가의 탈가족화 역시 세대 갈등을 완화하는데 기여할 수 있다. 2차 인구변환 이후 전 세계적으로 진행된 가족의 변화에 따라 노인수발이나 아동 돌봄에 활용할 수 있는 가족 구성원 자체가 감소하게 되면서 가족이 직접 담당할 수 있는 가사노동의 양 자체가 축소되었다⁵⁾. 이러한 상황에서 복지제도의 발달은 가족 내 세대 간의 부양과 돌봄 부담을 줄여 세대 간 갈등을 줄이는 결과를 가져올 수 있다. Daatland & Lowenstein(2005)이 유럽 5개국의 가족의 연대수준을 복지국가의 발달과 연결하여 분석한 결과, 복지국가의 발달이 가족을 약화시킨다는 일반의 인식과 달리 복지국가의 발달이 노부모-성인자녀의 세대 간 연대를 약화시키지 않는 것으로 나타났다. 사회서비스의 발달은 가족들의 상호 작용 자체를 감소(crowd-out)시키지 않았으며, 가족들의 돌봄 형태를 정서적이고 사회적인 영역으로 변화시키는 질적 변화를 야기한 것으로 분석되었다.

복지 공급에 있어서 가족의 책임성을 강조하는 사회에서는 오히려 가족 내부 구성원 간, 세대 간 관계가 악화될 수 있다(장경섭, 2009). 우리나라에서는 부모의 소득이 높을수록 자녀나 손자녀 등 친족과의 접촉 빈도가 높아지는 것으로 나타났는데(정재기, 2007), 이는 공적연금제도가 미성숙하여 현재의 30~50대에게 이중부담⁶⁾의 문제가 발생하기 때문인 것으로 추정된다. 즉, 공적연금제도의 미발달로 인해 노인이 된 부모에 대한 경제적 부양책임을 느끼게 되는 중장년 자녀세대가 결국 부모세대와의 만남 빈도를 줄이는 선택을 하게 되는 것이다. 이러한 상황에서 자녀세대 역시 정부의 노후소득보장 책임 확대에 대하여 ‘자기이해’를 갖게될 수 있다.

5) 이러한 변화는 가족-정부가 담당해야 할 기능과 역할에 있어서 세대 간 갈등은 물론 남성과 여성 간의 역할 및 인식 차이로 인한 갈등과도 결부되어 있기에 Bonoli & Hausermann(2009)은 향후 사회정책형성의 갈등선(conflict line)은 전통적인 갈등축인 수직적 계층구조에 세대 갈등과 젠더 갈등 세 요인으로 압축될 것이라 전망한 바 있다. 90년대 이후 스웨덴 복지국가의 변화과정에서 나타난 재가족화에 대해 연구한 Ulmanen & Szebehely (2015)은 노인돌봄서비스의 수급조건이 까다로워지면서 고학력 노인은 시장의 서비스에, 저학력 노인들은 ‘딸’들의 돌봄에 더 의존하게 되는 이중화 양상이 나타났음을 지적한다. 젠더 갈등은 본 연구에서 주된 문제의식에서는 벗어나 있는 관점이기에 추후 별도의 연구가 필요하겠지만, 위 연구에서의 ‘딸’과 ‘시장’은 결국 자녀의 부담 증가(혹은, 후세대에 돌아갈 몫의 감소)를 의미한다는 점을 고려할 필요가 있다.

6) 이중부담에 대해서는 김연명(2015)를 참조하시오.

자기이해와 ‘확장된’ 자기이해

자기이해요인은 두 흐름으로 나누어 살펴볼 필요가 있다. 우선, Pierson(2001)의 분류방식에 따라 ‘구정치’, 즉, 전통적인 복지국가의 확대를 설명하는 방식에 따라 각자가 속한 계급적 이해관계에 의해 복지 인식이 형성된다고 보는 견해가 있다. 이는 자본주의 경제질서 하에서 노동자 계급은 탈상품화 효과와 연대효과로 인해, 자본가 계급은 비용부담과 시장원리 약화에 대한 우려 때문에 복지국가의 발달정도와 각각 이해관계를 갖기 때문이다(김영순·여유진, 2011). 이러한 관점에서는 각 개인의 복지에 대한 인식과 복지 확대에 대한 입장은 자신이 속해 있는 계급의 이해관계에 따라 형성된다고 간주하며, 복지확대는 노동 계급의 공고한 지지를 통해 가능하였던 것으로 본다(Shalev, 1983).

하지만 계급 요인의 설명력은 복지국가를 구성하는 사회적 요인들이 70년대부터 변화하기 시작하면서 흔들리게 된다. Esping-Andersen(1996)은 이러한 변화를 기존의 사회보장제도와 새롭게 등장하는 위험 간의 괴리의 증가 및 노령화, 성장 둔화 등의 탈산업화로 설명한다. 복지국가 개혁에 대한 압력은 제조업의 비중이 감소하고 서비스업의 중요도가 증가하는 탈산업화에서 기인한 것이다(Kersbergen & Vis, 2014, 332-333). 탈산업화 이후 다양한 행위자들의 인식을 계급론과 같은 단일한 틀로 포착하기에는 한계가 있었을 뿐만 아니라, 행위자들의 선호 역시 다양화되어 ‘하나의 복지국가’에 대한 입장이 아닌 각 개인의 생애주기적 위치에 따라 연금, 보육서비스, 의료 등 각 제도별로 선호가 다변화되었다(Ponza et al, 1988).

복지국가의 황금기가 한계에 봉착한 이후, 계급과 계층 외에 여타의 균열지점들도 사회의 전면에 부상하기 시작하였는데, 최근에 와서 특히 생애주기적인 위치 따른 세대, 그리고 세대 간의 차이가 사회정책 결정과정의 새로운 단층선으로 부각되었다(Bonoli and Häusermann, 2009). 전통적인 갈등인 계급과 계층의 격차를 보정하기 위해 확대되어온 복지국가가, 연령에 따라 귀속되는 정책 수혜집단들(연금의 경우 노년층, 보육,교육의 경우 아동·청소년 등) 사이의 형평성을 저해하며 세대 간 격차를 확대시키는 제도로 지목되고 있는 것이다. 이러한 주장의 발단이 되었던 Preston(1984)의 연구에 따르면 저출산으로 인해 아동의 수가 감소하고 평균 수명연장으로 노인인구가 증가하였지만 가용자원이 비탄력적인 상황에서 연금과 같은 노인 세대를 위한 지출과 아동·청소년 세대를 위한 지출 간에 일종의 상쇄관계가 발생한다고 주장하였다. 특히, 미국에서 70년대 이후 감소한 노인빈곤은 아동의 희생 하에 가능하였고, 이는 두 집단의 투표능력 차이로 인하여 노인을 위한 정책의 확장속도가 더 빨랐다는 것이다. 2010년도 세계 48개국에 대한 비교연구를 통해서 위와 같은 경향성이 다른 나라에서도 나타나는지 살펴본 Pampel and Williamson(1985)은 노인세대가 전체 인구에서 차지하는 상대적인 비중에 따라서 1인당 공적연금지출수준(public pension expenditure per capita)가 커지는 것을 발견하였다.

그렇다면 이러한 노인편향성이 노인 세대만의 이기심만을 충족시키는 것일까? 이 질문은 “노인에게 돌아간 급여가 타 세대에게도 돌아가는가?”로 치환될 수 있다. 이에 대한 실증연구들의 대답은 “그렇다”는 것이다. 더욱이 가족 내 현금이전을 분석한 연구들에서 밝혀졌듯이 노인 세대가 자녀세대에게 이전하는 액수가 받는 것보다 더 크다는 점을 감안하면(Albertini et al, 2007; 황남희 등, 2014), 연금이나 의료 등 노인 세대를 주 수혜대상으로 삼는 복지제도의 효과는 노인 세대에 한정되지 않는다.

Goerres & Tepe (2010)는 각 세대가 본인의 생애주기적 위치에 기반한 이익(age-based self-interest)만을 추구하고 있는 것은 아님을 복지국가의 기능별 선호에 대한 분석을 통해 주장한다. 현대의 정치체제 하에서 개인의 정치적 선호는 투표행위를 통해 제도의 구성과 운영에 영향을 미치게 된다. 만일, 노인의

인구비중이 높아지는 상황에서 노인 세대가 본인들의 이익만을 주장한다면 연금이나 의료를 제외한 나머지 영역에 대한 노인층의 선호는 낮아야 한다. 이에 대해서 그들은 각 개인의 생애주기적 위치에 기반한 이익(age-based self-interest)이 가족을 통해 경험하는 연대감과 세대 관계(Family solidarity and intergenerational ties)에 의해 달라질 수 있다고 주장하였고, 이를 노인 세대의 직접적인 물질적 이익과 관계되지 않는 공공아동지출에 대한 인식을 통하여 분석하였다. 노인 세대는 어린 자녀가 없기에, 아동을 대상으로 공공정책과 직접적인 연관관계를 갖진 않지만 손자녀나 조카 등과 혈연적 관계망 내에서 상호작용하기에 이들을 위한 정부의 지출에 대한 부담의향을 -그것이 이기적인 동기이건, 이타적인 동기이건 간에- 갖게 된다. 즉, 아동에 대한 지출이 노인들에게 미래에 돌아올 이익이라고 인식하고 있다는 것이다. 이 경우, 아동복지를 위한 복지지출은 노인 세대의 이익을 증진하는 결과로 귀결될 뿐만 아니라 한정된 자원을 둘러싼 세대 간의 잠재적인 갈등은 존재하지 않는 허위관계로 해석될 수 있다.

본 연구가 주목하는 부분은 바로 이 지점이다. 최근 10년간 우리는 수급조건이 ‘연령’ 또는 ‘세대’에 의해 결정되는 기초노령연금(2008), 노인장기요양보험(2008), 기초연금(2014), 보편적 무상보육서비스(2013), 양육수당 보편화(2013) 등의 제도를 급격하게 확장하였으며, 주로 인구학적 요건에 따라 전국 단위에서 급여를 제공하였기에 경험의 확산도 상당히 빨랐다. 그렇다면, 이러한 제도의 변화가 각 세대의 인식을 어떻게 변화시켰을까? 각 세대는 더 자신만의 이해를 추구하게 되었을까, 아니면 타 세대의 이해도 고려하게 되었을까? 본 연구가 대비시키고자 하는 부분은 노인세대에 있어 자신의 생애주기적 이해와 직접 결부되지 않는 복지제도(예를 들어, 노인의 경우 보육정책)에 대해 노인세대의 선호는 어떻게 변화하였는지, 손자녀와 밀접한 관계를 갖는 노인집단과 그렇지 않는 노인집단의 선호는 어떻게 변화하였는지 이중차분기법을 통해 집단별로 다르게 나타나는 정책의 효과를 분석하여 복지인식에 영향을 미치는 ‘자기(self)’의 범주가 어디까지인지 확인하는 것이다. 이를 확인하기 위한 연구가설은 다음과 같다. “가구 내에 아동이 있는 노인이 가구 내 아동이 없는 노인에 비해서 아동가족지원 영역에서의 정부의 적극적 역할에 대한 동의수준이 더 높게 나타날 것이다.”

분석자료

본 연구는 이중차분모형을 도입하여 2013년 영유아 전 계층 무상보육 및 양육수당 지급 실시 전후 노인세대 내에 해당 정책의 수급자가 있는 집단과 없는 집단을 구분하여 해당 영역에 대한 우리 사회 구성원들의 복지인식의 변화를 비교한다.

이러한 연구목표를 달성하기 위해서 분석에는 한국복지패널 복지인식부가조사자료를 활용한다. 한국복지패널은 각 연도마다 별도의 주제(special issue)를 개발하여 아동, 장애인, 복지인식 세 주제에 대해 3년 주기로 조사를 시행하고 있으며, 복지인식조사는 2차(2007)·5차(2010)·8차(2013)·11차(2016)에 시행되었다. 복지인식 부가조사에는 전반적인 사회적·정치적 인식과 태도, 성장과 분배에 대한 인식, 소득재분배에 대한 인식, 복지재원마련에 대한 견해, 영역별 정부책임성에 대한 인식, 복지 수급자에 대한 인식 등을 포함하고 있다. 이 자료는 본 조사에 포함되어 있는 응답자의 인구 사회학적 정보 및 영역별 복지 수혜경험, 가구 내 수혜자 여부 등의 정보와 결합되어 분석에 투입될 수 있다.

본 연구에서의 처치효과인 ‘노후소득보장정책과 아동가족지원정책의 급격한 변화’는 각각 2014년 7월의 기초연금 도입과 2013년 3월 전 계층 무상보육 및 양육수당 지급으로 보기에, 2013년 1월부터 6월 8

일까지 조사된 8차 조사와 2016년 3월 2일부터 6월 8일까지 조사된 11차 조사자료를 분석대상 자료로 활용한다⁷⁾. 2차와 5차의 복지인식 조사의 경우 표본이 표본 가구 내 모든 가구원이 아니고 가구주와 배우자 중 1명 또는 2명으로 구성되어 있어서 대표성을 확보하는데 문제가 있었다. 이러한 문제를 보완하기 위해서 8차 연도에는 7차 전체 표본 가구 중 지역별, 계층별, 확률 비례 추출법에 따라 추출된 표본 가구(2,399가구, 가구원 6,248명) 내 만 19세 이상 모든 가구원 5,050명을 대상으로 조사를 실시하였으며, 11차 연도 복지인식 부가조사에는 8차 연도 복지인식 부가조사에 응답한 2,399가구 중 11차 연도 조사 표본에 포함된 2,121가구의 3,634명의 가구원을 대상으로 하였다(김문길 외, 2016). 본 연구모형에서는 2012년을 기준으로 만 65세 이상에 해당하는 1,452명의 자료를 분석하였다.

국제사회조사(ISSP), 그리고 그 설문과 유사하게 구성된 한국복지패널의 복지인식조사는 정부책임에 대해 응답자에게 질문하면서 그 응답으로 인하여 응답자의 조세 부담이 늘어날 수도 있음을 전제하고 있다. 이것은 응답자의 비체계성 문제를 완화시키기 위해서 사회조사 문항들 가운데 ‘각자의 선택에 따라 추가적인 부담이 발생할 수도 있음을 명시하여 실천적 함의를 갖도록’ 구성된 문항으로 조사를 시행한 것이다. 자신의 비용 부담 가능성을 전제한 상태에서 아동가족지원 개별 정책 영역에 대한 정부의 적극적인 역할 확대의 필요성을 묻는 형태로 구성된 복지인식 설문이 응답자의 비체계적인 응답 가능성을 줄이고 복지인식을 측정하는데 효율적인 방법이기 때문에 본 연구에서는 아래 해당 문항들을 복지인식 측정문항으로 활용한다.

※ 다음에 열거된 각 영역의 정부지출이 늘기를 바라는지 혹은 줄어든기를 바라는지 말씀해 주십시오. 단, ‘훨씬 더 많이’ 지출이 늘어나는 경우 이를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 것을 염두에 두시길 바랍니다. [분야: 아이를 키우는 가족지원]

- ① 훨씬 더 많이 지출 ② 좀 더 늘려야 ③ 현재 수준으로 지출
④ 조금 덜 지출 ⑤ 훨씬 덜 지출

※ 실제 분석에는 해석상의 편의를 위하여 ‘역코딩’하여 투입.

분석모형

본 연구에서는 이중차분기법을 활용하여 아동가족지원영역에서 급격한 정책 변화가 있었던 2013~14년을 전후로 노인 세대 내에서 ‘확장된 자기이해’를 가진 집단과 그렇지 않은 집단 간, 그리고 급격한 변화가 일어나지 않은 복지영역에 대한 위 집단들의 인식 변화를 2013년에 측정된 한국복지패널 복지인식조사

7) 분석의 초기값에 해당하는 복지패널 8차 조사는 2013년 1월부터 6월 8일 사이에 이루어졌기에, 2013년 3월부터 6월 사이에 조사된 자료에 대해서는 2013년 3월에 시행된 전 계층 무상보육 및 양육수당 지급 시행에 따라 ‘처치집단 초기값의 독립성 가정(no effect on the pre-treatment population)’에 일부 위배된다. 위 가정을 충족시키기 위해 2010년에 조사된 5차 데이터를 쓰는 방법도 있겠으나, 이 경우 외생적 요인의 영향에 의해서 순수한 정책효과 해석이 더 어려워질 수도 있고, 넓어진 비교기간으로 인하여 본 연구의 주된 관심사인 ‘생애주기에 기반한 세대’의 의미가 퇴색될 수 있기에, 자료상의 한계에도 불구하고 8차 조사 자료를 사용하였으며, 이는 본 연구의 한계이다.

8차 웨이브와 2016년에 측정된 11차 웨이브를 이중차분모형을 적용하여 분석한다. 이 때, 각 분석에서 처치집단, 통제집단 여부는 2012년의 생애주기 단계를 기준으로 고정된다. 그러므로, 처치집단과 통제집단은 다음과 같이 구분된다.

[표 1] 처치집단과 통제집단의 구분

	처치집단	통제집단	관련제도
연구문제3	가구 내 아동 있는 노인 세대	가구 내 아동 없는 노인 세대	보육제도

‘확장된 자기이해’에 따른 인식 변화를 비교하기 위해서 다음과 같은 이중차분식을 도입한다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 d_{receipt} + \delta_0 d_{latter} + \delta_1 d_{receipt} d_{latter} + u_i \quad (식1)$$

여기서 y 는 동일 세대 내에서 가족 중 복지제도의 수급경험이 있는 집단의 복지인식 변화값이며, $i=1$ 은 아동가족지원에 대한 인식을 의미한다. $d_{receipt}$ 는 ‘확장된 자기이해’에 해당하는 경우를 의미하는 더미 변수로, 가족 중 수급자가 있으면 1, 아니면 0을 갖는다. 본 연구에서 설정하고 있는 ‘확장된 자기이해’는 가구 내에 보육서비스 이용자가 있는 노인층과 그렇지 않은 노인층으로 구분하여 비교하게 된다. d_{latter} 는 측정시기를 나타내는 더미변수로 11차 웨이브에 속하면 1, 아니면 0을 갖는다. 이 $d_{receipt}$ 의 계수 β_1 은 정책 시행 전, 즉, 8차 웨이브에서의 집단 간 차이를 의미하며, δ_0 는 정책이 없었어도 발생하였을 수 있는 y_i 의 변화, 즉, 공통추세를 의미한다. 이 모형에서 결과적으로 주목해야 하는 값은 두 더미변수의 상호작용 항의 계수이자 이중차분값인 δ_1 이다. 그런데 문제는, δ_0 값, 즉, 노인세대와 비노인세대의 공통추세를 가정하는 것이 현실적이지 않을 수 있다는 점이다. 그래서 선행연구들에서 복지인식에 영향을 미친다고 알려진 이데올로기, 성별, 교육수준, 저소득가구 유무, 교육연수 등을 통제하기 위하여 분석에 투입한다.

분석결과

본 절에서는 복지국가의 확대를 통해 세대갈등이 완화될 수 있다는 ‘갈등완화론’, 그중에서도 가족을 통해 경험하게 되는 계보학적인 세대 사이에서의 연대감과 상호작용으로 인하여 각 개인의 생애주기적 자기이해가 가족 내 타 구성원의 이해까지를 고려하도록 ‘확장’될 수 있다(Gorres&Tepe, 2010; Esping-Andersen, 2009)는 ‘확장된 자기이해(extended self-interest)’를 실증한다. 각 세대 구성원 간에 ‘확장된 이해관계’ 여부에 의해서 복지인식과 정책 영향에 있어서 차이가 관측된다면, 복지정책의 확장으로 인해 세대 갈등이 격화된다는 ‘갈등강화론’의 논리를 ‘확장된 이해관계’라는 경험적 경로를 통해 반박할 수 있게 된다. 본인 세대의 이해만을 고려하는 것이 아니라, 가구 내 여타 세대에 속한 구성원의 이해관계까지를 고려하여 복지인식을 형성하는 것이기 때문이다.

각 세대가 자신만의 이익, 즉, ‘자기이해’에 기반한 복지인식을 갖게 된다면 복지제도의 발전은 세대 간 갈등을 촉발할 수 있다. 하지만 여타 가족구성원의 이익까지를 고려하여 복지제도 발달에 대한 선호가

구성되고, 정책을 통해 선호에 영향을 미치게 된다면 복지제도의 확대과정에서 세대 간 인식 격차는 좁혀질 수도 있다. 이러한 ‘갈등완화론’의 작동경로가 타당한 것인지 한국복지패널 복지인식부가조사 데이터를 활용하여 검증해보도록 하겠다.

다음 <표>에는 본 연구가 복지인식 측정문항으로 삼고 있는 아이를 키우는 가족에 대한 지원에 대한 노인 세대의 ‘확장된 자기이해’ 여부에 따른 ‘정부책임성’ 인식의 2012년과 2015년의 평균값과 표준편차가 제시되어 있다. 설문의 원래 최솟값은 1(훨씬 더 많이 지출되어야 함), 최대값은 5(훨씬 덜 지출되어야 함)이었지만, 실제 분석에는 해석의 편리함을 위하여 역코딩한 값을 활용한다. 즉, 평균값이 클수록 해당 영역에 대한 정부의 재정적 책임이 커져야 한다는 의견을 피력한 것으로 해석할 수 있다.

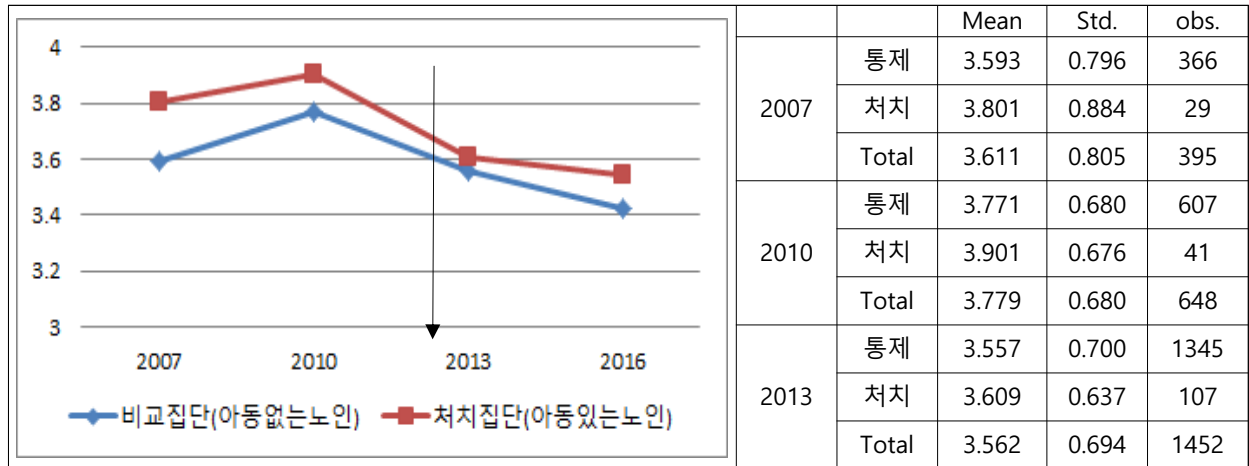
[표 2] 노인 세대의 ‘확장된 자기이해’에 따른 영역별 비교

		2013			2016		
노인 세대	보육	아동 없음	아동 있음	Total	아동 없음	아동 있음	Total
		평균	3.557	3.609	3.562	3.418	3.490
하부 집단 비교	se	0.700	0.637	0.694	0.725	0.598	0.718
		N	1345	107	1452	1148	56

노인세대의 하부집단별 비교를 살펴보자. ‘가구내 아동이 있는 경우’는 동일 가구 내에 자녀, 손자녀, 조카 등 만0~17세 이하의 아동·청소년이 있는 경우에 해당한다. 노인세대 응답자 가운데 가구 내에 아동이 있는 경우는 2013년에는 107 케이스(7.4%), 2016년에는 56케이스(4.7%)였다. 가구 내 아동이 있는 노인 집단의 경우, 2013년과 2016년 모두 가구 내 아동이 없는 노인보다 보육 부문에서 정부의 적극적인 역할을 더 선호하고 있었다. 위 표에서 나타난 모든 차이들이 유의미한 차이를 의미하는 것은 아니기에, 이중 차분모형을 통해 ‘확장된 자기이해’의 경로가 어떻게 작동하는지 검토할 필요가 있겠다.

우선, ‘아동 있는 가구 지원’에 대해서 선호하지 않는다고 간주되는 노인세대의 인식 변화부터 살펴보자. [표4]에는 2013년과 2014년의 정책변화 이전 3시기, 이후 1시기에 대한 ‘가구 내 아동이 있는’ 노인 세대와 ‘가구 내 아동이 없는’ 노인 세대 구성원의 ‘아동 있는 가구 지원’에 대한 인식이 나타나 있다. 노인 세대는 65세 이상에 속하는 인구집단으로 생애주기상 연금 등 노후소득보장정책에 자기이해를 가지고 있는 세대이다. 이들 세대 가운데 가구 내에 만 17세 이하의 아동이 있는 경우와 없는 경우를 구분하여 노인 세대 내에서 집단 간 차이와 정책의 효과를 비교하였다. 노인 세대 응답자는 보육이나 양육 등 아동을 대상으로 하는 복지정책에 직접적인 이해관계는 없다고 볼 수 있다. 하지만 만일, 가구 내에 아동이 있는 경우와 없는 경우에 노인 세대 내에서도 유의미한 인식 차이나 정책 효과 차이가 존재하고, 아동이 있는 경우에 보육 영역에서의 정부의 적극적인 역할을 더 선호한다면 이는 각 개인이 복지인식을 형성함에 있어 ‘확장된 자기이해’ 요인이 작용한다는 것을 의미한다. 2013년의 보편적 보육지원제도 도입에 상대적으로 더 이해관계를 갖는 ‘가구 내 아동 있는’ 노인세대는 처치집단(treatment group), 그리고 ‘가구 내 아동 없는’ 노인세대는 통제집단(control group)의 지위를 갖는다. 정책 변화의 시점이 2014년이기 때문에, 평행추세에 대한 검증은 그 개입 이전 3시기 즉, 2007년, 2010년, 2013년의 인식 평균값의 변화를 살펴 추세를 확인하였다.

[표 3] 2007-2016 ‘아동 있는 가구 지원’에 대한 가구내 아동 있는 노인세대와 아동 없는 노인세대의 비교



확인 결과, 우선 두 집단을 비교했을 때 2007년과 2010년, 2013년 세 시점 모두에서 처치집단인 ‘가구 내 아동 있는’ 노인세대의 동의수준이 비교집단의 동의수준보다 높았다. 두 집단간 변화의 궤적이 완전히 평행하지는 않았지만, 방향성에 차이가 있는 수준은 아니므로 통제변수를 통해 공통추세를 완화하여 적용하였다. 또한 처치의 외생성을 검증하기 위해서 통제변수를 순차적으로 투입하여 정책효과와 기간효과와의 변화 여부를 확인하였다.

‘확장된 자기이해’라는 개념은 각 개인이 복지인식을 형성함에 있어서 자기 자신의 이해관계 (self-interest)만을 고려하는 것이 아니라 아니면 가족 내에 존재하는 타 세대 구성원의 이익까지 고려할 것이라는 가정 하에 성립 가능한 가설적 개념이다. 지금까지 이 부분에 대한 연구는 별로 이루어지지 못하였는데, 이는 세대관계를 포착할만한 양적 연구자료가 부족하기 때문이다. 본 연구에서도 ‘확장된 자기 이해’의 항목을 구성함에 있어서 다른 세대 구성원이(즉, 노인세대 기준으로는 아동) 가구 내에 함께 살고 있는 경우에만 ‘확장된 이해관계’를 갖는다고 코딩하였다. 이는 조사 자체가 ‘가구’ 중심이어서 원 가족으로부터 분리하여 따로 가족을 형성한 경우, 해당 가족에 대하여 별다른 정보가 주어지지 않기 때문이다. 이는 본 연구의 한계 지점이기도 하다. 하지만, 만일 유의미한 결과를 얻게 된다면 그것은 ‘확장된 자기이해’ 해당자를 최소화하여 추정한 보수적인 결과이기 때문에 그 의미를 해석함에 있어서 무리는 없을 것으로 보인다.

모형 1~5는 ‘가구 내 아동 있는’ 노인세대와 ‘가구 내 아동 없는’ 노인세대 즉, 노인세대 구성원 내에서 인식변화를 비교한 결과이다. 통제변수를 하나씩 추가하며 분석한 다섯 모형 모두에서 기간효과와 ‘가구 내 아동 있는’ 노인세대의 기저선호가 통계적으로 유의미한 수준에서 관측되었다. 통제변수는 두 집단이 지닐 수 있는 이질성을 제거하기 위한 공변량의 의미를 갖기에, 통제변수 투입후에도 기간효과와 기저선호의 유효성과 계수가 크게 변화하지 않은 것은 이중차분 분석의 가정 중 하나인 처치의 외생성이 확보된 것으로 볼 수 있다.

[표 4] 이종차분분석 결과: 노인세대 중 가구 내 아동있는 경우 '보육지원' 인식

	모형1 coef/se	모형2 coef/se	모형3 coef/se	모형4 coef/se	모형5 coef/se
기간효과	-0.184*** (0.028)	-0.184*** (0.028)	-0.187*** (0.029)	-0.186*** (0.029)	-0.186*** (0.029)
기저선호	0.115* (0.060)	0.096 (0.061)	0.125* (0.064)	0.128** (0.064)	0.123* (0.064)
정책효과 (기간×아동있음 더미)	-0.007 (0.108)	-0.010 (0.108)	-0.060 (0.109)	-0.061 (0.109)	-0.060 (0.109)
저소득더미		-0.057* (0.029)	-0.061** (0.030)	-0.059** (0.030)	-0.068** (0.031)
이데올로기 (매우보수=1, 매우 진보=5)			0.023 (0.016)	0.023 (0.016)	0.023 (0.016)
성별(여성=1)				-0.022 (0.028)	-0.034 (0.030)
교육연한					-0.004 (0.003)
상수	3.577*** (0.019)	3.615*** (0.027)	3.551*** (0.048)	3.560*** (0.049)	3.598*** (0.060)
R-squared	0.019	0.020	0.023	0.024	0.024

다섯 모형 모두에서 부적 기간효과가 관찰되었는데, 이는 2013년에서 2016년 사이에 노인 세대 전체에 있어서 보육지원 영역에서의 정부 역할에 대한 선호가 감소하였음을 의미한다. 또한 모든 모형에서 '가구 내 아동 있는' 노인 세대의 보육지원 영역에서의 정부 역할 확대에 대한 0.186 만큼의 기저선호가 관측되었다. 기저선호는 2013년 정책 도입 이전에 비교집단과 통계적으로 유의미한 차이가 존재하였음을 의미하는데, 이러한 결과는 노인 세대의 복지인식 영향요인으로 '가족 내 타 세대 구성원에 대한 고려' 즉, '확장된 자기이해'가 영향을 미친다는 것을 의미한다. 다만 정책의 확대에도 불구하고 유의미한 정책효과는 나타나지 않았으므로 이러한 집단 간 차이는 계속 유지되고 있는 것으로 보인다.

통제변수로 투입된 항목들 가운데 이데올로기와 성별, 교육연한은 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그런데 노인세대 구성원 내에서 저소득층일수록 보육영역 지원 확대에 대해서 선호하지 않는 것으로 분석되었다. 이 지점을 통해서 노인빈곤문제가 지속되는 상황에서는 보육 영역에 대한 정부의 지원 수준과 관련하여 세대 간 갈등이 비화될 수 있음을 추론할 수 있겠다.

결론

본 연구가 주안점을 둔 주제는 노인층이 인식하는 자기이해의 범위 즉, ‘확장된 자기이해’ 가설을 검증하는 것이었다. 분석 결과, 우리 사회의 노인들은 정책에 대한 선호를 형성함에 있어 가구 내에 타 세대 구성원의 이해관계를 함께 고려하고 있는 것으로 나타났다. 가구 내에 아동이 있는 노인의 경우 그렇지 않은 노인 세대 구성원보다 양육 및 보육 영역에 대한 정부의 적극적 역할을 선호하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 계보학적인 세대 관계에서의 경험이 사회 내에서의 세대 간 관계와 복지 영역에 대한 인식 형성으로 이어진다는 Blome et al.(2009) 이론적 프레임이 타당할 수 있음을 보여주는 증거이다. 다만, ‘확장된 자기이해’ 요인의 경우, 해당 집단의 기저선호는 나타났지만, 정책의 변화에 따라서 그 선호가 민감하게 영향을 받지 않는 것으로 보인다. 이는 한 가구 내에 살되 자신과 생애주기적 세대가 다른 가족 구성원의 입장과 이익은 기본적으로 염두에 두고 있지만, 정책 변화에 대해서 자신의 이해만큼 민감하게 반응하지 않는 것임을 시사한다. 이는 좀 더 장기적인 시계열 자료가 확보되면 추후 확인해야 할 과제이다. 이러한 결과가 한국의 가족주의적 특성(장경섭, 2009) 때문인지, 아니면 모든 복지국가에서 적용될 수 있는 맥락인 것인지에 대해서는 추후 비교연구를 통해 밝혀볼 필요가 있을 것이다. 한국 현대사회의 특성을 전통적 가치와 근대성, 탈근대성 등 비동시적인 요인들이 동시적으로(the contemporaneity of the unctemporary) 작용하는 ‘압축적 근대성(compressed modernity)’으로 정의하면서, 그로 인해 증폭된 불안정성과 위험을 제도화된 복지제도의 미비로 인하여 ‘가족’이 오롯이 부담하게 되면서 ‘한국 가족’이 위기에 직면해 있음을 지적해 온 장경섭(2009, 2011)의 연구를 고려할 때, ‘확장된 자기이해’의 경로가 작동하는 것은 ‘제도화된 복지가 부족한’ 한국 가족의 맥락에서 드러나는 한시적인 특성일 가능성을 배제하기 어렵기 때문이다.

그럼에도 ‘이타성’ 혹은 ‘확장된 자기이해’라는 요소가 노인층의 복지인식에 영향을 미치는 요인이 될 수 있다는 점을 확인했다는 점은 복지국가와 세대갈등 문제를 분석함에 있어 새로운 단초를 제공해 줄 것으로 예상된다. 자기이해요인에 입각해서 다른 기존의 연구들은 각 생애주기적 단계에 속한 세대의 수혜와 직결되는 제도들(예, 노인의 경우 연금제도)의 확대만을 선호하고, 자신의 세대에 직접적인 관계가 없거나 부담을 가중시킬 수 있는 제도들(예, 노인의 경우 보육제도)의 확대는 원하지 않는다고 평가해 왔다. 하지만 본 연구에서 각 세대의 직접적인 이해가 걸린 복지제도와 선호하지 않는다고 간주되던 제도들(예, 노인의 경우 보육제도)에 대한 인식을 함께 분석해 본 결과, 각 세대는 자신의 생애주기에 해당하지 않는 세대의 이해가 증진되는 정책에 대해서도 지지를 보였다⁸⁾. 또한, 타 세대에 대한 이타성과는 별도로, 가족 내 타 세대 구성원의 이익을 고려하는 ‘확장된 자기이해’가 존재한다는 것을 실증하였다. 이는 결국 사회 구성원들이 부양에 대한 사회화가 이루어지지 못하면 그것이 결국 자신과 가족의 부담이 된다는 점을 인지하고 있다고 볼 수 있다. 결국, 정부의 보육정책 확대에 대해서 노인세대가 반대해야 할 이유가 줄어든다는 의미이다. 이는 가족 내 세대 관계에서의 경험이 사회 내에서의 세대 간 관계와 복지 영역에 대한 인식 형성으로 이어진다는 Blome et al.(2009) 이론적 프레임이 타당할 수 있음을 보여주는 증거이다. 하지만 ‘확장된 자기이해’는 정책의 변화에 의해 민감하게 영향을 받거나 조정되지 않았다. 그렇다 해도, 타 세대의 이익을 ‘변수’가 아닌 ‘상수’로 고려하는 집단이 한 세대 내에 있다는 것은 그만큼 세대 간 충돌이 격화되는 것을 방지하는 완충지대가 존재한다는 것을 의미한다. 이 영역을 어떻게 활용해야 할지는

8) 2013년의 경우, ‘아이를 키우는 가족 지원’에 대한 노인세대의 선호수준은 3.56으로 프라임(35~49세) 세대의 3.51보다 더 높게 나타났다(표7 참조).

추후 연구를 통해 더 밝혀가야 할 것이다.

세대 갈등을 줄이기 위해서 비슷한 생애주기에 속한 이들을 같은 '세대'로 통칭하는 편의적인 (conventional) 인식의 균열지점을 발굴해야 한다. 십 수년 전, 한 영화감독이 쓴 칼럼에는 이런 내용이 담겨 있었다. "세계는 넓어서 할 일이 많은 노인이 있고 장기 두고 막걸리 마시는 것 말고는 할 일이 없는 노인이 있다... 노인 일반은 없다. 살아온 햇수가 많다는 것 말고는 노인이라는 하나의 이름으로 불러 마땅한 어떤 공통점도 존재하지 않는다⁹⁾." 본 연구에서는 같은 노인세대 또는 프라임세대에 속한 구성원이라도 각각 가구 내에 손자녀나 노인이 있는 '확장된 자기이해'에 속하는 경우 같은 세대 내 그렇지 않은 구성원들과는 다른 복지인식을 가질 수 있음을 확인하였다. 특정 생애주기 단계에 있는 집단 전체를 하나의 이해관계를 지닌 집단으로 보기보다는 그 내부에 존재하는 다양한 하부구조를 발굴하고 동원(mobilize)함으로써 특정한 사회 제도 및 복지 제도를 지지하는 유연한 동맹을 형성하는 정치공학적인 기술이 지속 가능한 복지국가를 위해 필요한 시점이다.

참고문헌

- Albertini, M., Kohli, M., & Vogel, C. (2007). Intergenerational transfers of time and money in European families: common patterns -different regimes?. *Journal of European social policy*, 17(4), 319-334.
- Blekesaune, M., & Quadagno, J. (2003). Public Attitudes toward Welfare State Policies A Comparative Analysis of 24 Nations. *European sociological review*, 19(5), 415-427.
- Blome, A., Keck, W., & Alber, J. (2009). *Family and the welfare state in Europe: Intergenerational relations in ageing societies*. Edward Elgar Publishing.
- Bonoli, G., & Häusermann, S. (2009). Who wants what from the welfare state? Socio-structural cleavages in distributional politics: Evidence from Swiss referendum votes. *European societies*, 11(2), 211-232.
- Busemeyer M., Goerres A., Weschle S., (2009), Attitudes towards redistributive spending in an era of demographic ageing: the rival pressures from age and income in 14 OECD countries, *Journal of European Social Policy* 2009 19: 195
- Esping-Andersen, G., & Sarasa, S. (2002). The generational conflict reconsidered, *Journal of European social policy*, 12(1)
- Esping-Andersen, G. (1996). Welfare states in transition: National adaptations in global economies. *Welfare States in Transition*, 1-288.
- Esping-Andersen, G. (2009). Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles.

9) 이수인, 한겨레21 제551호 커버스토리, 2005년 3월

- Polity. 주은선, 김영미 역, <끝나지 않은 혁명>, 나눔의 집
- Goerres, A., & Tepe, M. (2010). Age based self interest, intergenerational solidarity and the welfare state: A comparative analysis of older people's attitudes towards public childcare in 12 OECD countries. *European Journal of Political Research*, 49(6)
- Häusermann, S. (2010). *The politics of welfare state reform in continental Europe: Modernization in hard times*. Cambridge University Press. 남찬섭 역, 실리아 호이저만, <복지국가 개혁의 정치학>, 나눔의 집, 2015
- Kersbergen, K., & Vis, B. (2014). *Comparative welfare state politics*. Cambridge University Press.
- Kohli, M. (2010). Age groups and generations: Lines of conflict and potentials for integration. In *A Young Generation Under Pressure?* (pp. 169-185). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Kotlikoff, L. J., & Burns, S. (2004). *The Coming Generational Storm: What You Need to Know About America's Economic Future*.
- Myles, J. (1989). *Old age in the welfare state: The political economy of public pensions*. Univ Pr of Kansas.
- Page, B. I., & Shapiro, R. Y. (1983). Effects of public opinion on policy. *American political science review*, 77(1), 175-190.
- Pampel, F. C., & Williamson, J. B. (1985). Age structure, politics, and cross-national patterns of public pension expenditures. *American Sociological Review*, 782-799.
- Pierson, Paul, (2001). "Post-Industrial Pressures on the Mature Welfare States." *The New Politics of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Ponza, M., Duncan, G. J., Corcoran, M., & Groskind, F. (1988). The guns of autumn? Age differences in support for income transfers to the young and old. *Public Opinion Quarterly*, 52(4), 441-466.
- Preston, S. H. (1984). Children and the elderly: Divergent paths for America's dependents. *Demography*, 21(4), 435-457.
- Shalev, M. (1983). The social democratic model and beyond: Two generations of comparative research on the welfare state. *Comparative social research*, 6(3), 315-351.
- Svallfors, S. (2008). The generational contract in Sweden: Age-specific attitudes to age-related policies. *Policy & Politics*, 36(3), 381-396.
- Timonen, V., Conlon, C., Scharf, T., & Carney, G. (2013). Family, state, class and solidarity: Re-conceptualising intergenerational solidarity through the grounded theory approach. *European Journal of Ageing*, 10(3), 171-179.
- Uhlenberg, P. (2009). Children in an aging society. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 64(4), 489-496.
- Ulmanen, P., & Szebehely, M. (2015). From the state to the family or to the market? Consequences of

- reduced residential eldercare in Sweden. *International Journal of Social Welfare*, 24(1), 81-92.
- 김문길, 김태완, 오미애, 박형준, 신재동, 정희선, 이상록 등. (2016). 2016년 한국복지패널 기초분석 보고서, 한국보건사회연구원 연구보고서 2016-30
- 김미숙, 정경희. (2010). 2010년 복지서비스정책의 변화와 전망, 보건복지포럼, 2010년 1월호, 통권 159호.
- 김연명. (2015). 국민연금이 세대간 형평성을 저해하는가?: 현세대의 '이중부담' 구조에 근거한 국민연금 세대간 형평성의 재해석, *사회복지정책*, 42권 4호
- 김영순·여유진. (2011). 한국인의 복지태도. *경제와사회*, 211-240.
- 김영순·여유진. (2015). 한국인의 복지태도는 어떻게 변화하고 있는가? 사회경제적 지위 변수의 영향력을 중심으로, 2015 사회정책연합 학술대회 발표문
- 김태완, 이주미. (2017). 아동빈곤의 특성과 청년기의 영향. *보건복지포럼*, 254, 95-110.
- 박재홍. (2017). 세대 차이와 갈등: 이론과 현실, 경상대학교 출판부.
- 이중섭. (2009). 한국인의 복지의식에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *사회복지정책*, 36(4), 73-99.
- 장경섭. (2009). 가족, 생애, 정치경제: 압축적 근대성의 미시적 기초, 창비.
- 장경섭. (2011). 개발국가, 복지국가, 위험가족. *한국사회정책*, 18(3), 63-90.
- 정재기. (2007). 한국의 가족 및 친족간의 접촉빈도와 사회적 지원의 양상. *한국인구학*, 30(3), 157-178.
- 황남희, 이상현, 양찬미. (2014). 인구구조 변화와 공.사적이전 분담실태 연구.. 한국보건사회연구원

언론 및 보도 자료

- <보수층도 '분배 신경써라'...美는 금융위기후에도 성장 요구>, 매일경제, 2017년 1월 11일, <https://www.mk.co.kr/news/economy/view/2017/01/26416/>
- <도움이 필요한 조손가정, 좀 더 세심하게 살피겠습니다>, 2017년 3월 2일, 정책브리핑 보건복지부 보도자료. <https://www.korea.kr/policy/pressReleaseView.do?newsId=156186639>

[제3주제]

삶의 질

-
1. 청년에게 희망은 고문인가 디딤돌인가? 패널자료와 베이지언 네트워크 모형을 활용한 희망과 행복의 관련성에 대한 소득 집단별 비교
 2. 아동·청소년기 학업성취, 자존감, 행복감 그리고 자살생각 인과관계
종단분석: 잠재성장모형 분석

청년에게 희망은 고문인가 디딤돌인가? 패널자료와 베이지언 네트워크 모형을 활용한 희망과 행복의 관련성에 대한 소득 집단별 비교

노법래(부경대학교)

제1절 서론

『죽음의 수용소에서』의 저자 빅터 프랭클은 그의 저서에서 언급한 “왜(why) 사는지 아는 자는 거의 모든 어떻게(how) 살아갈 것인가에 적응할 수 있다”라는 말을 남겼다(빅터 프랭클, 2012). 이 언급은 삶의 근원적 토대로서 희망의 의미를 선언한 것으로 볼 수 있다. 의미와 가치를 추구하고, 그리하여 더 나은 내일의 삶을 기대하는 것이 바로 희망을 품는 것이기 때문이다. 그러나 노동시장의 불안정성 증대와 돌봄의 위기와 같은 새로운 사회적 위험에 직면하면서 희망을 품는 것에도 격차가 있다는 논의가 2000년을 넘어 오면서 있어왔다(山田昌弘, 2004). 여기에서 더 나아가 최근에는 미래를 약속받지 못하는 이들에게 희망은 삶의 토대로서 “디딤돌”이 아니라 삶에 대한 더 큰 실망감을 주는 “고문”이라는 논의까지 나오고 있다. 희망으로 고통받기보다는 “희망 회로를 생각해” 고통을 줄이자는 주장인 것이다(古市憲壽, 2010). 희망을 품지 않고 움크리고 있는 것이 삶이 주는 더 큰 상처를 피하는 길이라는 회의론이 대두되는 오늘의 상황에서 과연 그러하냐는 질문에서 본 연구는 시작한다.

본 연구는 희망이 청년의 삶에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 검토하는 데 목적이 있다. 구체적으로는 청소년기에 품은 미래에 대한 희망이 청년기 삶의 질과 어떻게 연결되는지 관찰하는 것이다. 이를 통해서 청년기의 삶에 희망이 지니는 가치를 확인하고, 행복한 청년기를 위해 필요한 실천적인 함의를 도출하고자 한다.

국내 연구, 특히 실증 연구에서 본격적으로 다룬 사례는 많지 않지만 희망은 여러 학문 영역에서 학술 주제로 활발하게 다뤄진 주제이다. 기존의 관련 연구들은 대부분 희망은 신체적, 정신적 안녕과 삶의 만족도에 있어 긍정적인 효과가 있다는 결론을 내리고 있다. 심리학에서 희망은 정신 건강, 회복탄력성, 주관적 삶의 만족, 스트레스 등과 같은 다양한 정서적 특성과의 관련성을 중심으로 연구가 진행되어 왔다. 교육학에서는 청소년의 희망과 학업 성취, 학업 동기 및 학업 지속과의 관련성을 중심으로 연구가 수행되어 왔다. 의학 맥락에서도 희망은 치료 경과와 회복 등에 있어서 영향을 미칠 수 있는 요인으로 다뤄진 바가 있다. 이런 연구들은 각기 다른 학문적 맥락과 연구 도구를 통해 수행되어 왔지만, 전반적으로 높은 희망은 삶에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 지적하고 있다.

주요한 연구 사례를 살펴보면, 희망은 미래에 대한 긍정적 전망을 제공함으로써 다양한 정서적 메커니즘을 통해 주관적 삶의 만족과 연결되는 강력한 예측 요인으로 지적되어 왔다(Snyder et al., 2002, O'Sullivan, 2010). 의학적 맥락에서 수행된 연구로서 Rustøen et al.(2010)은 암 환자를 대상으로 한 연구에서 낮은 희망을 보이는 환자들이 삶의 만족도 또한 낮음을 보여주었는데, 이는 암과 같은 심각한 도전 상황에서도 희망이 삶에 대한 긍정적인 태도에 큰 영향을 미친다는 점을 드러낸다. 교육 분야와 관련해서

는 Ciarrochi et al.(2007)을 들 수 있는데, 이 연구에서 저자들은 희망 수준은 청소년의 학업 성취를 결정하는 가장 중요한 설명 요인 가운데 하나임을 관찰하였다.

희망은 다차원적 속성이 있으며, 기존 실증 연구에서도 다양한 방식으로 다뤄지고 있다. 직업적 성취에 대한 기대는 청소년기에 미래에 대한 희망과 관련해 중요한 요소로 다룰 필요가 있다. 성공적인 직업인으로의 성장은 청소년기 학업과 성장에 중요한 목표이며, 이시기 미래에 대한 자아상은 직업적 형태로 나타날 가능성이 크기 때문이다. 그러나 희망 직업에 대한 성취 가능성만으로 청소년의 희망 수준을 파악하는 것은 한계가 있다. 왜냐하면, 희망 직업의 설정부터 부모나, 교사와 같은 성인에 의해 큰 영향을 받거나, 달성 가능성을 위해 자신의 적성과는 다른 선택을 할 가능성도 있기 때문이다. 따라서 미래에 대한 가능성을 염두에 두면서 자아를 탐색하는 활동을 동시에 검토하는 것이 희망 수준을 살펴보는 데 유용할 것이다.

본 연구에서 성인기의 행복과 관련해서 다양한 차원을 고려하고자 한다. 여기서는 일상의 다양한 측면을 반영한 주관적 삶의 만족, 우울감, 자기효능감을 중심으로 청소년기의 희망과의 관련성을 관찰할 것이다.

분석은 크게 두 단계로 수행된다. 하나는 최소자승법을 활용한 회귀분석을 통해 청소년기의 희망 수준과 성인기의 행복과의 관련성을 검토할 것이다. 회귀분석의 장점은 행복에 영향을 미칠 수 있는 개인 특성 변인을 통제하여 주효과인 희망이 일정한 관련성이 있는지 파악할 수 있다는 점이다. 그러나 회귀분석은 희망과 행복 사이의 메커니즘을 관찰하기에는 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 베이지안 네트워크 모형(Bayesian network model)을 활용하여 변인 간 다양한 연결 구조를 드러내고자 한다.

제2절 연구 방법

1. 분석 자료

본 연구는 아동부가조사가 처음으로 실시된 4차 웨이브자료(2009년)부터, 입수할 수 있는 가장 최근의 자료인 17차 웨이브자료(2023)를 결합하여 활용하였다. 분석에 활용된 청소년기와 성인기 자료의 결합 과정은 다음과 같다. 패널 자료에 포함된 전체 케이스 가운데 청소년기 아동부가조사를 수행한 이력이 있으면서, 성인기로 이행한 케이스를 선별하였다. 복수의 아동부가조사에 응한 이력이 있는 경우 아래에서 소개할 청소년기 변수의 평균을 취하였다. 아울러 관측된 성인기 자료중 가장 뒤에 측정된 값을 자료에 결합하였다.

청소년기 자료 가운데 희망과 관련된 첫 번째 변수로서 직업적 성취 가능성에 대한 생각은 아동부가조사에서 1순위로 희망하는 직업에 대한 달성 가능성에 대한 5점 척도 평가 항목을 활용했다. 또 다른 희망 관련 변수인 자아탐색 수준은 각각 4점 척도로 구성된 다섯 개의 문항(희망을 위해서 무엇을 할 것인지를 생각, 미래를 위해 다양한 경험 노력, 진정으로 좋아하는 일을 생각하기, 나는 미래에 대한 생각도 관심도 없음, 본인에게 중요한 것이 무엇인지 자주 생각)의 합산값을 활용했다. 이 가운데 역문항은 값을 변환하는 작업이 수행되었다.

성인기 행복과 관련된 세 가지 변수 가운데 주관적 삶의 질은 7개 영역(건강, 소득, 주거, 여가, 직업, 가족관계, 사회관계)에 대한 5점 척도 설문값의 합을 사용했다. 우울감은 한국복제패널에서 우울감과 관련하여 제공하고 있는 11개 문항의 합산값을 활용했다. 각 문항은 0점부터 3점까지 구성되어 있다. 세 번째 행복과 관련된 변수로서 자아존중감은 패널 자료에서 관련하여 제공하고 있는 10개 문항의 합을 구해 모형에 투입했다. 자아존중감 항목은 4점 척도로 구성되어 있다.

청소년기 빈곤 경험은 가구균등화소득을 기준으로 중위소득의 50%에 미치지 못하는 가구에 속한 경우로 정의를 하였다. 복수의 청소년기 관측치가 있는 경우 1회라도 빈곤 경험이 있다면 빈곤 경험 집단으로 분류했다. 성인기 경제적 지위는 해당 시기의 가구표준화 소득을 구해서 활용했다. 이와 더불어서 교육연수, 고용지위(정규직, 비정규직, 비경활, 실업, 자영자), 거주지역규모(대도시, 일반시, 농어촌)과 함께 관측 시점별 이상성을 검토하기 위해서 청소년기 관측점(최초시점 기준)과 성인기 관측점(최종시기)의 시간차를 구해 회귀모형에 포함했다.

BN 추정과 베이지안 질의를 위해서는 투입되는 변수를 이분변수화할 필요가 있다. 따라서 본 분석에서는 연속변수의 경우 중위값을 기준으로 수준이 높은 집단과 낮은 집단을 대별했다. BN추정에는 고용지위도 포함이 되는데, 여기서는 정규직과 비경활을 하나의 집단으로 묶었다. 분석에 포함되는 청년기 집단의 특성상 비경활 인구는 교육에 참여하고 있을 가능성이 커, 정규직과 함께 안정적인 속성을 지니고 있는 집단으로 다루었다. 여타의 집단(비정규, 실업, 자영자)은 안정적인 고용지위를 획득하지 못한 경우로 보았다. 자영자의 경우는 다소 여기에 맞지 않을 수 있는데, 분석 대상 집단에서 차지하는 비중이 낮아(2.7%) 함께 처리했다.

최종적으로 분석에 포함된 케이스는 893건이었으며, 결측치가 있는 일부의 경우를 제외하고 실제 분석에는 772케이스가 포함되었다. 여기서 청소년기 빈곤 경험이 있는 집단은 226건, 빈곤 경험이 없는 집단은 546건이었다.

2. 베이지안 네트워크 모델

베이지안 네트워크(Bayesian network, BN) 분석은 변수 간의 확률적 관계를 유향비순환그래프(directed acyclic graph, DAG)로 표현하는 데이터기반(data-based) 방법으로 요약할 수 있다(Scutari & Denis, 2021). 도출된 모형에서 각 노드는 변수를 나타내며, 링크(edge)는 변수 사이의 조건부 의존성(conditional dependency) 관계를 의미하게 된다. 이를 일반화하여 표현하면 변수 X_1, X_2, \dots, X_n 의 집합에 대해 베이지안 네트워크는 결합 분포(joint distribution)를 다음과 같이 정의하게 된다:

$$P(X_1, X_2, \dots, X_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \mid \text{Parents}(X_i))$$

여기서 $\text{Parents}(X_i)$ 는 DAG에서 X_i 의 부모 노드(parent node)의 집합을 의미한다.

BN의 주요 강점 중 하나는 다변량의 복잡한 연관 관련 구조가 있는 정보에서 다양한 경로를 포함하는 인과 관계를 모델링할 수 있다는 점이다. 선행 조건(evidence) E와 사건 발생 확률을 확인하기 위한 질의 변수(queried variable) Q가 주어졌을 때 베이즈의 정리를 사용하면 Q에 대한 확률은:

$P(Q | E) = P(E | Q) \times P(Q) / P(E)$ 가 된다.

BN을 통한 이런 형태의 인과 해석은 생물학, 의학, 인간의 행동과 정서를 다루는 사회과학의 여러 분야와 같이 다양한 복잡한 매커니즘을 이해해야하는 분야에서 다양하게 활용되고 있으며, 데이터에 기반한 추론이 활발한 빅데이터 분석 환경에서 특히 유용성이 크다고 할 수 있다.

주어진 데이터에서 베이지안 네트워크를 학습하는 과정에 대해서는 다양한 접근이 이뤄지고 있다. 가장 일반적으로 활용되는 방법 가운데 하나는 최대우도추정(maximum likelihood estimation, MLE)으로, 다음의 값을 최대화하는 것을 모형 도출의 기준으로 삼게 된다.

$$L(\theta; X) = \prod_{i=1}^n P(x_i | \theta)$$

여기서 θ 는 네트워크의 매개 변수를 의미하며, x_i 는 개별 관측값을 의미한다

본 연구는 청소년기 희망 수준과 성인기 삶의 질과 관련된 변수 간 관련성에 대한 BN 모형 도출한 뒤, 베이지안 질의(Bayesian query)를 통해 선행 조건으로서 청소년기의 희망 요인에 따른 삶의 질과 관련된 변수의 발생 확률을 구하고자 한다. 변수 간 복잡한 연관 구조를 탐색하는 분석 방법의 특성상 질의 결과에서 부분적인 차이가 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 동일한 베이지안 질의를 각 10,000번씩 수행하여 결과의 분포와 평균을 검토하는 시뮬레이션 과정을 거치고자 한다. 데이터 가공과 시뮬레이션은 통계용 언어인 R 환경에서 수행되었으며, BN 추정은 R의 “bnlearn” 패키지(Scutari, 2017)를 활용하였다.

제3절 분석 결과

1. 회귀분석 결과

BN 분석 결과를 검토하기에 앞서 세 변수의 청소년기의 빈곤과 희망 수준이 행복과 관련되는 세 가지 성인기 요인에 미치는 영향을 회귀분석을 통해서 살펴보고자 한다. [표 1]은 주관적 삶의 만족을 결과 변수로 회귀분석을 수행한 결과를 정리한 것이다. 빈곤 경험의 영향을 체계적으로 검토하기 위해서 전체 집단을 대상으로 한 모형과, 빈곤 경험이 없는 집단과 있는 집단을 각각 나누어서 회귀 분석 모형을 검토하였다.

전체 집단을 대상으로 한 회귀분석 결과 청소년 시기의 희망과 관련된 두 변수가 모두 유의미한 수준에서 성인기의 주관적 삶의 만족과 정적 방향으로 관련이 있는 것으로 나타났다. 청소년기의 빈곤 경험은 이와 반대로 성인기의 주관적 삶의 만족에 확률적으로 유의미한 수준에서 부정적인 관련성이 포착되었다.

빈곤 경험을 중심으로 집단을 구분하여 결과를 비교한 결과 두 집단 사이에 일정한 차이가 있는 것으로 나타났다. 빈곤 경험이 없는 집단의 경우 자아탐색의 통계적 유의미성은 관찰하지 못했으며, 직업성취와 관련된 변수는 여전히 확률적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 빈곤을 경험한 집단에서는 희망과 관련된 두 변수 모두에서 통계적으로 유의미한 관련성을 확인하지 못했다.

[표 1] 회귀분석 결과(주관적 삶의 만족)

변수	전체집단				빈곤집단(청소년기)				빈곤집단(청소년기)			
	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.
(Intercept)	16.020	2.566	6.243	***	15.620	3.011	5.189	***	13.205	4.919	2.685	**
청소년_빈곤경험(Y)	-1.165	0.262	-4.446	***								
청소년_희망(탐색)	0.127	0.057	2.232	*	0.077	0.064	1.190		0.227	0.117	1.935	.
청소년_희망(직업성취)	0.254	0.095	2.662	**	0.339	0.110	3.072	**	0.104	0.190	0.545	
성인기_가구소득	0.000	0.000	3.574	***	0.000	0.000	3.099	**	0.000	0.000	1.906	.
성별(=남)	0.783	0.228	3.437	***	0.702	0.260	2.698	**	1.102	0.500	2.204	*
성인기_연령	-0.110	0.127	-0.869		-0.010	0.148	-0.067		-0.130	0.254	-0.514	
성인기_교육수준	0.213	0.066	3.230	**	0.250	0.074	3.398	***	0.172	0.150	1.150	
성인기_건강	1.308	0.179	7.318	***	0.888	0.212	4.184	***	1.852	0.351	5.280	***
성인기_고용(=비정규)	-1.218	0.298	-4.087	***	-1.051	0.344	-3.059	**	-1.474	0.623	-2.364	*
성인기_고용(=비정규)	-1.350	0.309	-4.372	***	-1.215	0.351	-3.468	***	-1.059	0.685	-1.545	
성인기_고용(=자영자)	-1.994	0.656	-3.039	**	-2.610	0.686	-3.807	***	1.055	1.799	0.586	
성인기_고용(=실업)	-1.234	0.483	-2.558	*	-0.394	0.563	-0.700		-2.469	0.999	-2.473	*
성인기_지역(=일반시)	-0.378	0.232	-1.629		-0.298	0.259	-1.149		-0.243	0.490	-0.496	
성인기_지역(=농어촌)	0.640	0.398	1.609		0.620	0.497	1.248		0.709	0.720	0.984	
시차	0.123	0.128	0.959		0.073	0.146	0.498		-0.002	0.274	-0.008	
	R ² : .221 / d.f.: 756				R ² : .153 / d.f.: 531				R ² : .307 / d.f.: 211			

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

[표 2]는 성인기 우울감을 결과변수로 회귀분석을 수행한 결과를 제시한 것이다. 주관적 삶의 만족과 달리 전체 집단을 대상으로 한 모형에서 청소년기 빈곤 경험은 확률적으로 유의미한 영향이 없는 것으로 나타났다. 그러나 두 희망 관련 요인은 확률적으로 유의미한 수준에서 성인기 우울감과 부적인 관련성을 보였다. 빈곤 경험에 따라 집단을 구분한 경우 자아탐색 수준은 청소년기 빈곤 경험이 있는 집단에서 유의미한 부적 관련성이 관찰되었으며, 직업성취에 대한 기대 수준은 빈곤 경험이 없는 집단에서 유의미한 수준으로 부적 관련성이 있는 것으로 나타났다.

[표 2] 회귀분석 결과(우울감)

변수	전체집단				비빈곤집단(청소년기)				빈곤집단(청소년기)			
	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.
(Intercept)	13.880	3.347	4.148	***	19.100	3.955	4.828	***	9.785	5.747	1.703	.
청소년_빈곤경험(Y)	0.248	0.342	0.725									
청소년_희망(탐색)	-0.173	0.074	-2.340	*	-0.116	0.085	-1.373		-0.325	0.137	-2.374	*
청소년_희망(직업성취)	-0.386	0.125	-3.098	**	-0.567	0.145	-3.909	***	-0.092	0.223	-0.412	
성인기_가구소득	-0.000	0.000	-1.055		-0.000	0.000	-0.677		-0.000	0.000	-0.746	
성별(=남)	-1.244	0.297	-4.188	***	-0.651	0.342	-1.906	.	-2.634	0.584	-4.509	***
성인기_연령	0.165	0.166	0.999		-0.119	0.195	-0.612		0.198	0.297	0.667	
성인기_교육수준	-0.191	0.086	-2.221	*	-0.338	0.097	-3.494	***	0.133	0.175	0.758	
성인기_건강	-1.422	0.233	-6.103	***	-0.676	0.279	-2.423	*	-2.260	0.410	-5.515	***
성인기_고용(=비정규)	0.669	0.389	1.720	.	0.430	0.451	0.954		1.520	0.728	2.086	*
성인기_고용(=비경활)	0.755	0.403	1.874	.	0.037	0.460	0.081		1.804	0.801	2.254	*
성인기_고용(=자영자)	4.102	0.856	4.792	***	5.070	0.901	5.629	***	-1.127	2.102	-0.536	
성인기_고용(=실업)	1.835	0.630	2.915	**	0.818	0.740	1.106		3.448	1.167	2.955	**
성인기_지역(=일반시)	0.284	0.302	0.938		-0.136	0.340	-0.399		0.822	0.573	1.434	
성인기_지역(=농어촌)	0.212	0.519	0.409		0.403	0.653	0.617		0.104	0.842	0.124	
시차	-0.100	0.167	-0.598		-0.003	0.192	-0.016		0.275	0.320	0.861	
	R ² : .139 / d.f.: 756				R ² : .134 / d.f.: 531				R ² : .361 / d.f.: 211			

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

[표 3]은 자아존중감을 결과변수로 회귀분석을 수행한 결과를 정리한 것이다. 전체 집단을 대상으로 한 분석에서 청소년기의 빈곤 경험은 확률적으로 유의미한 수준에서 성인기 자아존중감과 부적의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 희망과 관련된 요인은 자아탐색 수준이 자아존중감과 유의미한 수준에서 정적인 관련성 관찰되었다. 집단을 구분한 분석 결과에서도 자아탐색 수준은 유의미한 수준에서 자아존중감과 정적인 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 직업성취에 대한 기대 수준에서의 의미 있는 관련성은 관찰하지 못했다.

[표 3] 회귀분석 결과(자아존중감)

변수	전체집단				비빈곤집단(청소년기)				빈곤집단(청소년기)			
	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.	B	S.E.	t	Sig.
(Intercept)	19.460	3.290	5.914	***	19.120	3.949	4.842	***	16.315	5.866	2.781	**
청소년_빈곤경험(Y)	-0.838	0.336	-2.496	*								
청소년_희망(탐색)	0.422	0.073	5.796	***	0.297	0.084	3.517	***	0.706	0.140	5.051	***
청소년_희망(직업성취)	0.090	0.122	0.736		0.227	0.145	1.564		-0.093	0.227	-0.411	
성인기_가구소득	0.000	0.000	0.080		0.000	0.000	0.023		-0.000	0.000	-1.436	
성별(=남)	0.767	0.292	2.626	**	0.403	0.341	1.180		1.834	0.596	3.076	**
성인기_연령	-0.159	0.163	-0.979		-0.044	0.195	-0.225		0.027	0.303	0.090	
성인기_교육수준	0.158	0.084	1.869	.	0.269	0.097	2.778	**	-0.251	0.179	-1.407	
성인기_건강	1.498	0.229	6.541	***	0.903	0.278	3.243	**	2.352	0.418	5.624	***
성인기_고용(=비정규)	-1.605	0.382	-4.200	***	-1.430	0.451	-3.172	**	-2.916	0.744	-3.921	***
성인기_고용(=비정활)	-1.603	0.396	-4.050	***	-1.247	0.460	-2.714	**	-2.755	0.817	-3.372	***
성인기_고용(=자영자)	-1.155	0.842	-1.373		-1.842	0.899	-2.049	*	2.370	2.146	1.105	
성인기_고용(=실업)	-2.131	0.619	-3.445	***	-1.698	0.739	-2.299	*	-3.848	1.191	-3.231	**
성인기_지역(=일반시)	-0.031	0.297	-0.104		0.152	0.340	0.447		-0.325	0.585	-0.556	
성인기_지역(=농어촌)	1.131	0.510	2.218	*	1.557	0.652	2.389	*	0.057	0.859	0.066	
시차	0.218	0.164	1.329		0.178	0.191	0.933		-0.010	0.326	-0.030	
	R ² : .170 / d.f.: 756				R ² : .110 / d.f.: 531				R ² : .359 / d.f.: 211			

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

회귀분석 결과를 전체적으로 정리하면 다음과 같은 함의를 도출할 수 있다. 첫째, 청소년기의 희망과 성인기의 삶의 질 사이에는 복잡한 관련성이 있는 것으로 보인다. 빈곤 경험에 따라 집단을 달리했을 때 희망과 관련된 변인의 관련성이 다르게 포착되는 점을 통해서 청소년기의 빈곤 상황이 중요한 맥락으로 작용할 수 있음을 유추할 수 있다. 또한, 본 연구에서 활용한 두 가지 희망 관련 요인이 성인기 삶의 질을 드러내는 세 가지 결과변수에 대해서 각기 다른 관련성을 보인다는 점에서 이들 요인 사이에 다양한 경로 구조가 있을 수 있음을 생각해 볼 수 있다.

둘째, 세부적인 패턴에는 차이가 있으나 청소년 시기의 희망 수준이 성인기의 삶의 질에 중요한 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 청소년기 변인과 성인기 변인 관측 기간 사이에 평균 9.7년의 차이가 있음에도 불구하고 이와 같은 관련성이 포착된다는 점은 청소년기의 경험이 생애사에 걸쳐 장기적인 영향을 미칠 수 있음을 뜻한다.

셋째, 청소년기의 빈곤 경험은 성인기의 삶의 질과 정서 특성에 일관되게 중요한 영향을 미침을 확인했다. 빈곤 경험의 영향은 전체 집단을 대상으로 한 회귀분석에서 드러나는 바와 같이 직접적인 성격을 지닐 수 있다. 또한, 빈곤 경험 유무에 따라 집단을 나누어 회귀분석을 수행했을 때, 결과가 달라지는 패턴을 통해서 희망 수준과 같은 청소년기의 경험이 성인기의 삶에 영향을 미침에 있어 맥락적 요인, 혹은 조절 요인과 같은 방식으로 영향을 미칠 수도 있음을 탐색적으로 확인할 수 있었다.

회귀분석 결과의 이와 같은 함의는 방법론적 측면에서 본 연구에서 BN을 채택한 것과 같이 요인 간 복잡한 경로를 데이터에 기반해서 추출해내는 분석 방법의 유용성을 함께 제기한다. 이어지는 BN 분석 결과에서는 회귀분석에서 탐색적으로 확인하였으나, 명확하게 관찰하기는 어려웠던 청소년기 희망과 성인기 삶의 질 사이의 경로 구조를 검토하고자 한다.

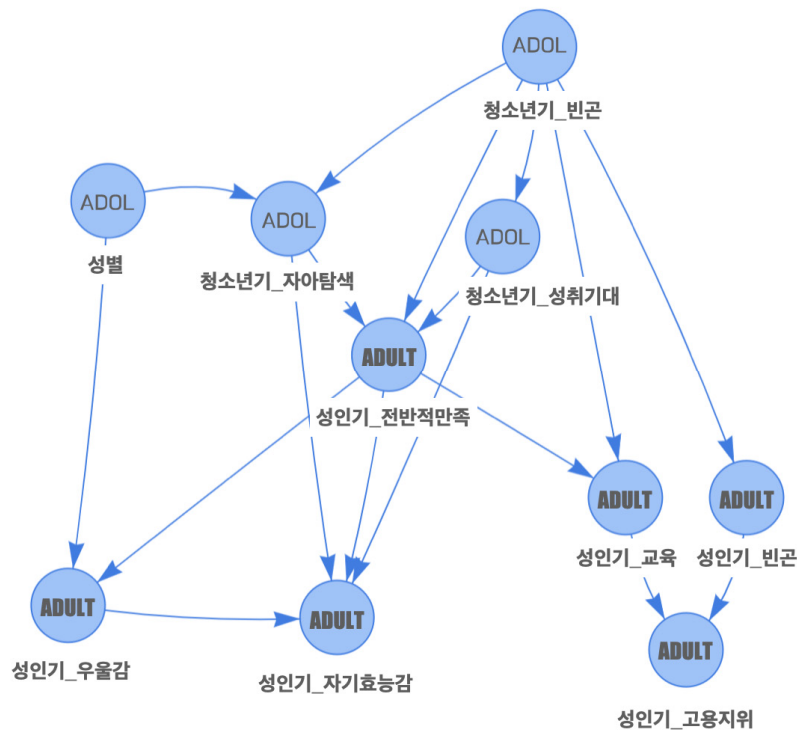
2. 베이지안 네트워크 분석 결과

[그림 1]은 청소년기 빈곤, 희망 수준과 성인기의 주요 특성을 이분변수로 변환한 다음 베이지안 네트워크 모형 도출한 결과를 제시한 것이다. 그래프 구조로 표현된 [그림 1]에서 노드(node)는 변수를 의미하며, 화살표로 표현된 엣지(edge)는 영향력의 방향을 의미한다. 그림에서 확인할 수 있는 바와 같이 청소년기의 영향요인(ADOL)이 성인기(ADULT)의 삶에 다양한 경로로 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다.

가장 중요한 선행 요인으로 포착된 것은 청소년기의 빈곤 경험인 것으로 나타났다. 청소년기의 빈곤 경험은 직접적으로 성인기의 삶의 만족도와 빈곤, 교육 수준에 영향을 미칠 뿐만 아니라 청소년기에도 희망과 관련된 두 요인에 영향을 미치는 것으로 나타나, 복합적인 경로로 성인기 삶에 영향을 미치는 것을 확인했다.

청소년기의 희망 수준과 관련된 두 변수는 모두 성인기의 삶의 만족에 영향을 미치는 선행 조건인 것으로 나타났다. 청소년기의 자아탐색 수준과 직업적 성취 기대 수준 모두 성인기의 자아존중감에도 직접적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 성인기 삶에 대한 전반적인 만족 수준은 다시 성인기의 우울감, 자아존중감, 교육 수준의 선행 조건으로 작용하는 것으로 나타났다. 성인기의 고용지위는 성인기의 교육 수준과 빈곤 수준에 선행 조건으로 작용하는 것으로 드러났다.

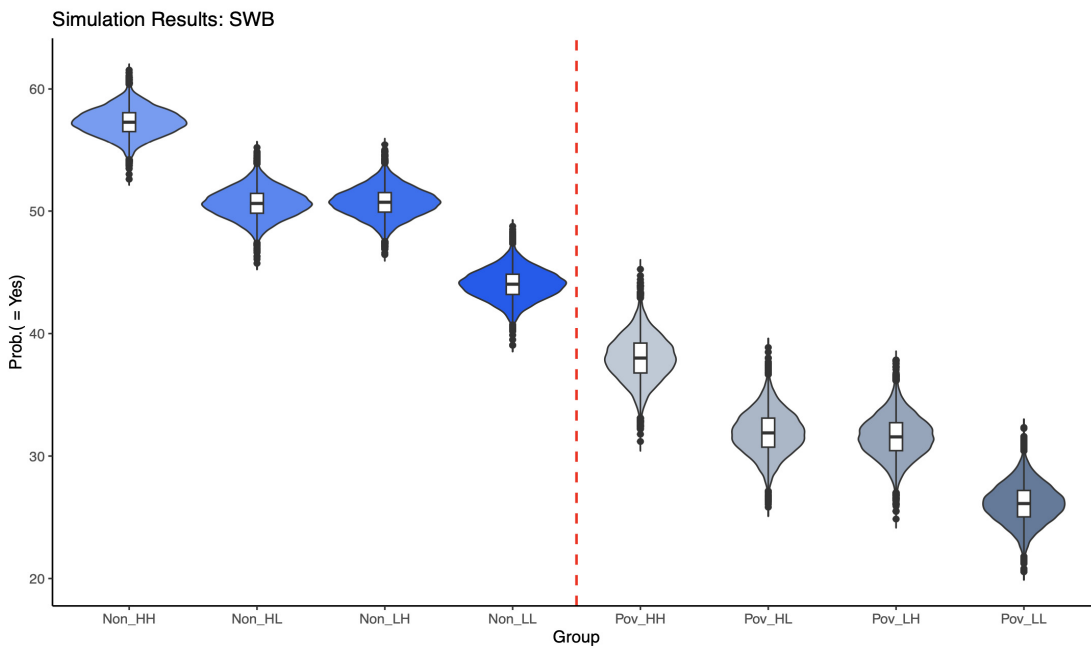
도출된 모형을 통해 청소년기의 희망 정도는 전반적인 수준에서 성인기의 삶의 질에 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 다만 청소년기의 빈곤 경험이 희망에 영향을 미침을 통해 계층에 따라 희망이 성인기의 삶의 만족도와 연결되는 정도가 달라질 수 있음을 확인할 수 있다.



[그림 1] 베이지언 네트워크 추출 결과

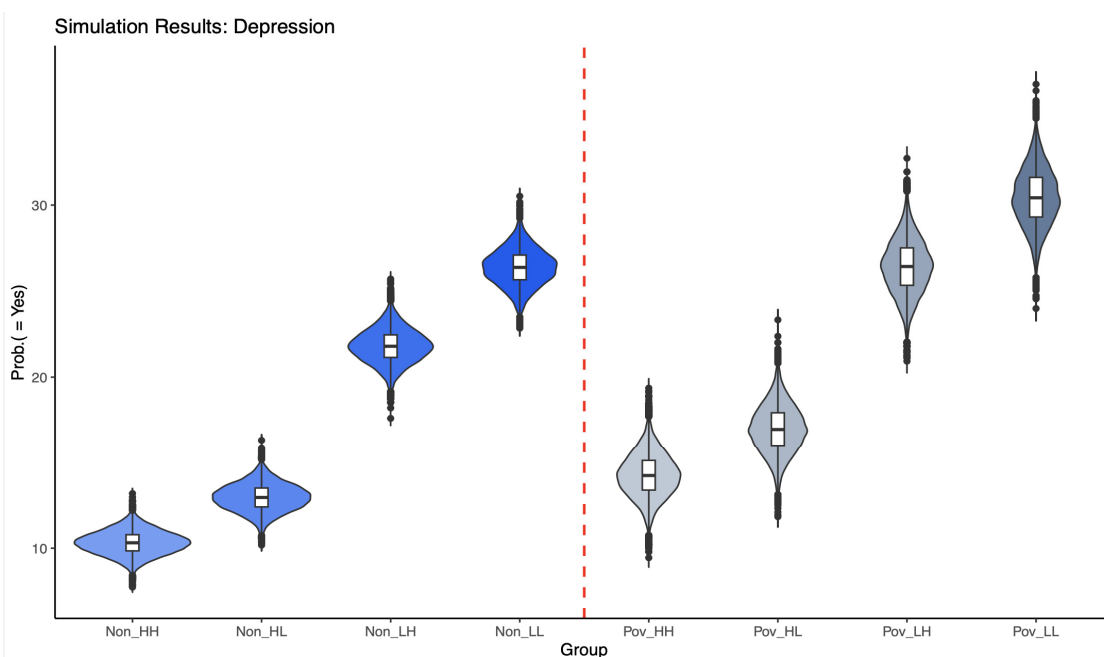
[그림 2]는 도출된 BN 모형에 베이지언 질의(Bayesian query)를 활용하여 선행 조건(conditions)에 따른 후행 사전(event)확률 변화를 관찰한 시뮬레이션 한 결과이다. 각 그림은 시뮬레이션 결과의 분포를 보여 주고 있으며, 분포 양상 비교의 편의성을 위해서 상자그림을 중앙에 위치시켰다. 선행 조건은 빈곤경험여부-자아탐색수준-직업성취기대 순으로 조건을 조합하여 삶의 만족도가 높을 확률을 구하였다. 예를 들어, 가장 왼쪽의 “NON_HH”는 비빈곤-높은자아탐색-높은직업성취기대를 의미하며, 가장 오른쪽의 “Pov_LL”은 빈곤-낮은자아탐색-낮은직업성취기대를 의미한다.

그림에서 확인할 수 있는 바와 같이 성인기 삶의 만족도는 청소년기의 빈곤 경험에 따라 차이가 크게 발생하는 것을 알 수 있다. 빈곤을 경험하지 않은 경우 약 50%의 확률의 삶에 대한 만족도가 높다고 응답하지만, 빈곤을 경험한 경우는 약 30% 수준으로 낮게 나타났기 때문이다. 빈곤 경험이 삶의 만족에 전반적으로 큰 영향을 미치는 가운데 희망 수준이 세부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 두 가지 희망 조건 모두에서 높은 경우와 모두 낮은 경우에서 약 12% 전후의 확률 차이가 있는 것으로 나타났으며, 이는 빈곤, 비빈곤 조건에서 공통적으로 발견되었다. 다만 희망 수준이 각각 한 변인에서만 높은 조건 사이에는 확률 차이가 의미있게 나타나지 않았다.



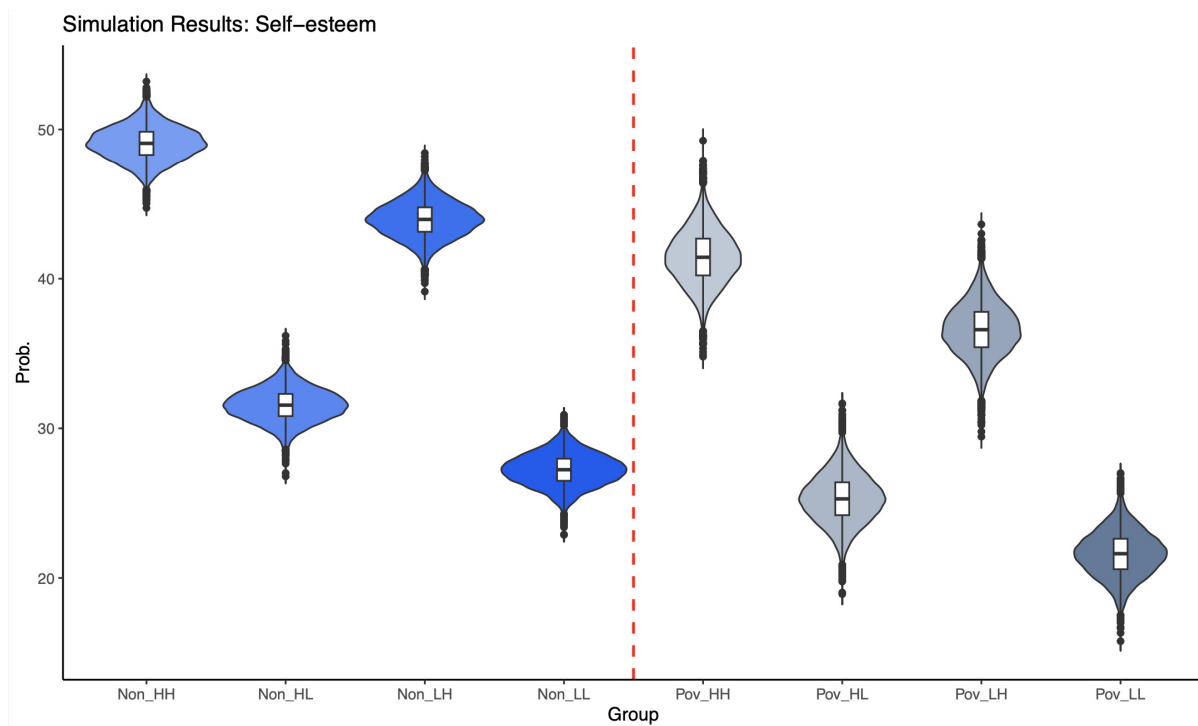
[그림 2] 청소년 빈곤-희망 집단별 시뮬레이션 결과(주관적만족)

[그림 2]는 앞서 수행한 베이지언 질의와 동일한 조건의 조합을 활용하여 우울감 수준이 높을 확률을 시뮬레이션한 결과를 제시한 것이다. 우울감의 경우 빈곤 경험 조건은 확률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 빈곤 경험이 있는 조건에서 평균의 변이가 상대적으로 더 크기는 하였으나, 전반적인 수준에서 빈곤 경험이 없는 집단과의 명확한 차이가 관찰되지 않았다. 조건별 차이는 주로 희망 수준에서 나타났다는데, 그 가운데서도 자아탐색과 관련된 조건이 중요한 영향이 있는 것으로 나타났다. 자아탐색 수준만 높은 경우는 두 희망 요인이 모두 높은 경우와 부분적인 차이가 있었지만, 직업성취 기대만 높은 경우는 두 희망 수준 모두 낮은 경우에 보다 근접했기 때문이다.



[그림 2] 청소년 빈곤-희망 집단별 시뮬레이션 결과(우울감)

[그림 3]은 앞에서 활용한 선행 조건을 동일하게 유지하고 높은 자아존중감을 경험할 확률을 추정한 결과이다. 자아존중감은 우울감과 유사하게 빈곤 경험 여부가 전반적 삶의 만족과 같이 확률에 미치는 영향이 크지 않는 것으로 나타났다. 자아존중감의 경우도 청소년기의 희망과 관련된 조건이 큰 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 우울감과는 대조되게 자아탐색과 관련된 조건보다 직업적 성취 기대와 관련한 조건이 자아존중감에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.



[그림 3] 청소년 빈곤-희망 집단별 시뮬레이션 결과(자아존중감)

[표 4]는 앞에서 분포 패턴을 통해 검토한 베이지언 질의 결과를 수치로 정리한 결과이다. 확률 추정에 활용된 세 가지 사건과 선행조건의 조합에 따라 시뮬레이션 평균 값과 오차, 그리고 95%신뢰구간의 상한치와 하한치를 함께 제시하였다. 조건별 추정 상한치와 하한치의 범위 검토를 통해서 앞에서 검토한 결과가 확률적으로 유의미한 수준에서 관찰됨을 확인할 수 있다.

[표 4] 베이지언 질의 시뮬레이션 결과표

사건(Event)	선행조건 1	선행조건 2	표집평균	표집오차	Lower Limit(95CI)	Upper Limit(95CI)
주관적만족감 (=High)	비빈곤	탐색H*성취H	57.289	1.134	55.078	59.500
		탐색H*성취L	50.634	1.202	48.290	52.979
		탐색L*성취H	50.723	1.187	48.409	53.037
		탐색L*성취L	44.017	1.221	41.637	46.398
	빈곤	탐색H*성취H	38.004	1.807	34.480	41.528
		탐색H*성취L	31.904	1.745	28.501	35.307

		탐색L*성취H	31.588	1.687	28.299	34.878
		탐색L*성취L	26.122	1.591	23.021	29.224
		탐색H*성취H	10.319	0.698	8.958	11.681
	비빈곤	탐색H*성취L	12.951	0.802	11.387	14.516
		탐색L*성취H	21.807	0.989	19.878	23.736
		탐색L*성취L	26.378	1.083	24.266	28.489
우울감(=High)		탐색H*성취H	14.251	1.282	11.751	16.751
		탐색H*성취L	16.967	1.421	14.196	19.738
	빈곤	탐색L*성취H	26.421	1.589	23.323	29.520
		탐색L*성취L	30.463	1.693	27.162	33.764
		탐색H*성취H	49.077	1.146	46.841	51.312
	비빈곤	탐색H*성취L	31.558	1.104	29.406	33.710
		탐색L*성취H	43.962	1.197	41.627	46.297
자기효능감(=High)		탐색L*성취L	27.234	1.086	25.116	29.352
		탐색H*성취H	41.458	1.823	37.904	45.012
	빈곤	탐색H*성취L	25.304	1.638	22.109	28.498
		탐색L*성취H	36.611	1.764	33.171	40.051
		탐색L*성취L	21.614	1.510	18.670	24.559

BN 분석 결과를 전체적으로 정리하면 다음과 같다. 경로구조에 대한 관찰 결과 청소년기 희망 수준은 성인기 삶의 질에 중요한 영향을 미치는 것을 확인하였다. 다만 그 관련성은 다양한 패턴을 함축하는 것으로 나타났다. 첫째, 베이지안 질의를 통해서 성인기의 주관적 삶의 만족도는 주로 청소년기의 빈곤 경험에 큰 영향을 받으면서, 부분적으로 희망 수준과 관련됨을 확인할 수 있다. 둘째, 우울감의 경우는 희망 수준과 관련성이 높았으며, 특히 자아탐색 수준과의 관련성이 크게 포착되었다. 셋째, 자아존중감은 희망 수준과의 관련성이 컸는데, 특히 직업성취에의 기대 수준과 높은 관련성이 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

회귀분석을 통해서 확인한 빈곤 경험의 맥락적 성격이나, 청소년기 희망 요인과 성인기 삶의 질과 관련된 요인과 다양한 관련성을 맺을 수 있다는 주요 함의점을 BN 분석 결과에서도 재확인할 수 있었다. 특히, BN 석 결과는 요인 간 관련 매커니즘을 보다 명확하게 포착할 수 있었다는 점에서 시사점이 있다.

제4절 소결

본 연구의 주요 분석 결과를 토대로 몇 가지 이론적, 실천적 함의를 도출하면 다음과 같다. 첫째, 청소년기에 희망은 성인기의 행복한 삶에 있어 중요한 선행 조건이다. 미래에 대한 기대 가운데 자아를 탐색하는 경험은 성인기의 우울감과 같은 부정적 정서를 예방하는 데 중요한 영향을 미치는 것으로 보인다. 또한, 달성 가능성이 높은 미래 직업의 설정은 높은 자아존중감의 핵심적인 선행 조건임을 확인할 수 있었다. 따라서 청소년기에 높은 희망을 가질 수 있도록 지지와 격려를 보내는 환경 조성이 행복한 성인으로 성장함에 있어 중요함을 알 수 있다. 따라서, 사회복지, 교육 현장 등에서 청소년의 희망이라는 측면에서 미래의 가능성과 기대감을 가질 수 있도록 촉진하는 노력이 필요하다.

둘째, 청소년기의 빈곤 경험은 성인기의 삶의 만족도에 중요한 영향을 미치는 요인일 뿐만 아니라, 성인기의 삶에 중요한 영향을 미치는 희망 수준도 영향을 미친다는 것을 확인하였다. 이와 같은 결과는 빈곤 경험으로 인한 물질적 측면의 결핍에 대한 완화 노력뿐만 아니라, 빈곤 경험이 희망 수준을 억제하는 정서적 효과를 중재하는 실천 현장의 노력이 필요함을 시사한다.

방법론적 측면에서 본 연구는 한국복지패널과 같은 장기간에 걸친 패널 데이터에 담긴 정보를 다양하게 활용하는 노력의 필요성을 제기했다는 측면에서 우선 의의가 있다. 패널 데이터에 대한 기존의 활용이 횡단 혹은 종단적인 활용에 주로 집중되어 있었다면, 본 연구의 시도는 생애사 단계별 측정 내용을 분리하여 이를 분석 모형에서 결합하여 생애사 이행에 걸쳐 선행 요인의 직접적인 영향력을 살펴보는 데 집중했다.

또한, 본 연구는 BN과 같은 분석 기법을 통해서 회귀분석과 같은 전통적 방법에서 포착하기 어려운 영향 요인의 메커니즘을 드러내는 시도가 지니는 의의를 확인했다. 특히, 한국복지패널과 같이 개인과 가족의 다양한 변수를 장기간에 걸쳐 추적한 데이터가 담고 있는 정보와 새로운 발견의 가능성을 높이는 데 있어 이와 같은 접근이 가질 수 있는 잠재성을 타진할 수 있었다.

[참고문헌]

빅터 프랭클(2012). 죽음의 수용소에서. 파주: 청아출판사(이시형 옮김).

Ciarrochi, J., Heaven, P. C. L., Davies, F. (2007). The impact of hope, self-esteem, and attributional style on adolescents' school grades and emotional well-being: A longitudinal study. *Journal of Research in Personality*, 41(6), 1161 - 1178. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.02.001>

O'Sullivan, G. (2010). The Relationship Between Hope, Eustress, Self-Efficacy, and Life Satisfaction Among Undergraduates. *Social Indicators Research*, 101(1), 155 - 172. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9662-z>

Rustøen, T., Cooper, B. A., & Miaskowski, C. (2010). The importance of hope as a mediator of psychological distress and life satisfaction in a community sample of cancer patients. *Cancer Nursing*, 33(4), 258 - 267. <https://doi.org/10.1097/ncc.0b013e3181d6fb61>

Scutari, M. (2017). Bayesian Network Constraint-Based Structure Learning Algorithms: Parallel and Optimized Implementations in the bnlearn R Package. *Journal of Statistical Software*, 77(2), 1 - 20. <https://doi.org/10.18637/jss.v077.i02>

Scutari, M., Denis, J-B. (2021) *Bayesian Networks with Examples in R*, 2nd edition. Chapman and Hall, Boca Raton.

Snyder, C. R., Rand, K. L., & Sigmon, D. R. (2002). Hope theory: A member of the positive psychology family. *Handbook of positive psychology*, 257-276.

古市憲壽.(2010). 希望難民ご一行様 ピースボトと「承認の共同体」幻想. 光文社

山田昌弘. (2004). 希望格差社會「負け組」の絶望感が日本を引き裂く. 筑摩書房

아동·청소년기 학업성취, 자존감, 행복감 그리고 자살생각 인과관계

종단분석: 잠재성장모형 분석

Longitudinal Analysis of Causality among Academic Achievement, Self-Esteem, Happiness, and Suicidal Ideation from Child to Adolescent: Latent Growth Model

곽수란(고구려대학교)

본 연구는 아동·청소년기 학생들은 행복할까?를 확인하는 것이다. 만약 행복하다면 행복 이면의 특성은 어떻게 드러나고 있는가? 본 연구는 이러한 관심에서 수행되었다. 이에 한국복지패널 10차와 13차 그리고 16차 아동부가조사 데이터를 사용하여 초등학교에서 중학교 그리고 고등학교에 이르는 발달과정에서 학업성취, 자존감 그리고 행복감과 자살생각 인과관계와 그 변화를 확인하였다. 한국사회에서 아동기와 청소년기는 학업활동에 일과 중 많은 시간을 투입하고 있기 때문에 학업성과는 중요한 탐색 요인이다. 또한 아동·청소년기는 자아발달의 결정적인 시기이기 때문에 자존감을 주요 변수로 선정하였다.

분석 자료는 한국복지패널 10차 아동부가조사 대상인 초등학교 4~6학년 학생이 13차 중학교 1~3학년, 16차 고등학교 1~3학년 시점까지 응답한 패널데이터이며, 3차시 조사에 탈락하지 않고 응답한 307명(남학생 144명, 여학생 163명)이 최종 분석 표본으로 선정되었다. 검증 방법은 학업성취를 외생변수로 투입하고 자존감을 매개변수 그리고 행복감을 최종 종속변수로 설정하였다. 특히 행복감의 인과관계를 구체적으로 확인하기 위하여, 행복감의 이면의 특성으로 자살생각을 상정하여 그 인과관계를 분석하고 비교하였다.

분석결과, 행복감과 자살생각은 공통적으로 아동·청소년의 학업성취보다는 자존감 효과가 중요하게 드러났으며, 학업성취 효과는 자존감을 매개할 때 나타나는 것을 확인하였다. 즉, 학업성취는 자존감에 중요한 영향요인이며, 자존감은 행복감에 정적효과를 자살생각에 부적효과를 비교적 명확하게 나타나고 있다. 덧붙여 학업성취와 자존감의 변화는 자살생각보다는 행복감의 변화를 의미 있게 유인하는 요인이라는 것을 확인하였다. 본 연구 결과는 아동기·청소년기 학업성취, 자존감이 행복감과 자살생각에 미치는 영향을 확인할 수 있으며, 따라서 건강한 발달을 도모하는 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

- 주제어: 학업성취, 자존감, 행복감, 자살생각

제1절 서론

본 연구는 2015년 한국복지패널 학술대회에서 발표한 [청소년의 자살생각 그리고 결정요인] 후속 연구이다. 2015년의 연구는 청소년의 자살생각이 가정, 학교, 친구 그리고 청소년 개인적 특성 중 어떤 요인에 의해 나타나는지 확인하여, 미래 사회의 주역이 되는 청소년의 건강한 발달을 도모할 수 있는 정보를 얻는데 목적을 두었다. 연구결과, 청소년기 자존감은 행복감과 자살생각에 영향을 미치는 결정적인 요인인 것으로 확인되었다. 그렇다면 현재 한국사회 아동·청소년은 행복한가? 아동·청소년기 결정적 발달과업인 학업성취 및 자존감과 어떤 인과관계가 있을까?

2022년 통계청 조사에 따르면, 한국사회 9세부터 18까지 아동·청소년의 행복감은 10점 척도에 평균 7.19이고, 이는 2017년의 7.29보다 낮은 추세를 보여주고 있다. 다른 한편으로 아동·청소년의 불행감을 상징하는 자살률은 10만명 당 12세~14세는 5.0명, 15세~17세는 9.5명으로 조사되었으며, 2017년 이후 조사를 기점으로 지속적으로 증가하고 있는 추세를 보여주고 있다(통계개발원, 2022). 이에 본 연구는 2015년 연구 이후 한국사회 아동·청소년의 행복감 그리고 불행감을 상징하는 자살생각 어떤 변화가 있는지 패널데이터를 사용하여 그 변화를 탐색하고자 한다. 특히 아동·청소년기 중요 발달과업인 학업성취와 자존감의 인과관계 맥락을 확인하는 것이다. 본 연구 결과는 아동·청소년 행복감을 증진하고 자살 예방을 포함한 건강한 발달을 도모할 수 있는 단초를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

제2절 행복감과 자살생각 그리고 영향 요인¹⁾

청소년은 나라의 기둥이다. 이것은 청소년이 미래 한 사회를 발전시키고 부양해야 할 구성원이라는 의미이다. 따라서 청소년의 건강한 발달은 행복지수와 연계되며 더 나아가 한 사회의 미래를 예견하는 지표가 되는 것이다. 한국사회 아동·청소년의 행복감에 대한 논의는 자살과 같은 사회문제가 노출되면서 관심을 갖게 된 것으로 볼 수 있다. 즉, 아동·청소년의 불행감은 자살 관련 행동으로 나타나기 때문에 자살을 예방하고 행복한 성인을 준비할 수 있는 방안을 마련할 필요가 있는 것이다. 그런데 자살이 불행감에서 연유된 행동이기 때문에 아동·청소년의 자살 관련 탐색은 행복감과 동일선상에서 탐색되어야 하는 것이다. 다만, 자살생각과 관련된 요인이 행복감과 부적으로 연계되어 있을 것으로 가정하기에는 한계가 있다. 행복감과 자살생각이 절대적으로 대비되는 개념이 아니기 때문이다. 그러나 본 연구에서는 행복감과 자살생각을 정서적으로 대비되는 개념으로 조작적으로 정의하여 분석하고자 한다. 아동·청소년의 자살생각은 불행감과 연계된 행동이며, 불행감은 행복감과 대비되는 개념으로 사용할 수 있기 때문이다. 이는 아동·청소년기 불행감을 대체하는 자살생각 선행연구들이 행복감과 부적 인과관계를 나타내는 결과를 보고하는 것을 통해서도 확인할 수 있다. 이에 아동·청소년기 행복감은 그 이면의 특성인 불행감과 동일한 인과관계 맥락을 검증하고 비교할 필요가 있는 것이다.

행복은 심리적으로 혹은 신체적으로, 또는 심신의 양면에 걸쳐 욕구가 충족된 상태(서울대학교 교육연구소, 2011)나, 생활에서 충분한 만족과 기쁨을 느끼어 흐뭇하거나 그러한 상태(국립국어원, 2015)를 나타낸다. 그런데 “2014년 한국 어린이와 청소년의 ‘주관적 행복’지수가 경제협력개발기구(OECD) 회원국 가운데 꼴찌로 나타났다. 2009년 조사를 시작한 이래 어린이·청소년의 주관적 행복지수는 6년 내리 최하위를

1) 이 연구는 본 연구자의 [청소년의 자살생각과 행복감, 그리고 결정요인(2015)] 후속연구이다. 따라서 제2절은 2015년 연구를 상당부분 인용하였음을 밝혀둔다.

벗어나지 못했다.(중략) 초중고생들은 '좋아하는 일을 실컷 할 수 있을 때' 평소 행복을 느낀다고 공통적으로 대답했다. 평소 행복하지 않다고 느낄 때는 '성적 압박이 심할 때'와 '학습 부담이 너무 클 때'로 나타났다(한겨레신문, 2014. 5. 30)". 한국사회 아동·청소년의 행복지수는 낮고, 이는 상대적으로 불행감 수준이 높다는 것을 반증하는 것이다.

이러한 실태를 반영하듯, 2002년에는 운수사고에 의한 사망이 청소년 사망원인 1위(인구 10만명당 9.8%)였던 것이 2011년과 2012년에는 고의적 자해(자살)로 인한 사망이 1위로 나타나고 있어(8.9%, 8.0%) 그 대안이 시급하게 마련되어야 할 필요성이 제기되고 있다. 2014년에 보도된 청소년 통계(통계청, 2014)에 따르면, 2012년 13~24세 청소년의 10명 중 1명(11.2%)은 지난 1년 동안 한 번이라도 자살하고 싶다는 생각을 해 본 적이 있고, 더 나아가 자살생각과 시도의 중요 원인이 성적과 진학문제, 경제적 어려움, 외로움과 고독, 그리고 이성 및 친구불화와 같은 기타문제 순으로 조사되었다. 결과적으로 한국사회 아동·청소년의 행복감과 불행감에 가장 결정적인 영향을 미치는 것은 학업과 관련된 특성이라는 것을 확인할 수 있다. 즉, '성적 압박이 심할 때'와 '학습 부담이 클 때' 행복지수는 낮아지고, '성적과 진학문제'에 어려움이 있을 때 자살생각이 높아지는 공통적 맥락을 나타내고 있는 것이다.

자살은 자신의 삶을 중단시키려는 계획적인 행동으로 반드시 죽음을 목적으로 하지는 않지만 어떤 위기를 자초하는 행동으로 광범위하게 사용한다. 뒤르케임(E. Durkheim)은 자살을 동기에 따라 4가지 유형으로 분류하고 있다. 자기중심적 동기에서 비롯된 자살, 부적응에서 비롯된 자살, 이타적 동기에서 비롯된 자살, 숙명론적인 동기에서 비롯된 자살 등이 그것이다(서울대학교 교육연구소, 2011). 이와 같이 자살이 굳이 죽음을 목적으로 하지 않지만 죽음에로의 위기를 의도적으로 자초하는 행위를 모두 포함하는 것으로 해석하면 자살생각이나, 자살시도, 자살행위를 모두 포함하여 해석할 수 있다. 다른 한편으로 자살생각은 자살시도와 자살행위로 연결될 수 있으며 자살시도나 행위는 실제로 죽음을 목적으로 하기 때문이다. 이러한 측면에서 자살생각이나 자살시도 또한 자살과 같은 맥락에서 논의되어야 할 것으로 판단된다.

Harwood & Jocoby(2000)은 자살의 개념은 광범위하여 자살생각, 자살시도 그리고 자살행위에 이르는 연속적인 개념으로 정의하고 있다. 이와 연계하여 자살생각은 자살에 대한 생각을 나타내는 것으로 죽고 싶다고 단순하게 생각하는 것에서부터 자살에 대한 구체적인 계획을 세우는 것 까지 포함하는 것으로 본다(O'carroll et al., 1996; White, 1989; 김현순·김병석, 2008 재인용). 자살생각이 자살행위로 연결되는 것은 다양한 맥락이 작용되지만 자살생각은 결국 자살과 직결될 수 있다는 측면에서 자살과 같은 수준에서 탐색해 볼 필요가 있는 것이다. 이러한 현상을 반영하는 것으로 자살행위는 자살시도를 경험한 사람에게 많이 발생하고, 자살시도는 자살생각을 많이 경험한 자들에게서 발생한다는 연구 결과(Bonner & Rich, 1987; Lester, 1989; 김현순·김병석, 2008 재인용)는 자살생각이 자살행위나 자살시도에 선행되는 것으로 판단되며, 특히 미래사회의 중심적인 역할을 수행할 청소년기의 자살생각은 그 원인을 파악하여 대안을 탐색할 필요가 있는 것이다.

아동·청소년기 행복감과 자살생각에 영향을 미치는 요인은 무엇일까? 우선 학업활동이 주요과업인 초, 중, 고등학생인 아동·청소년의 일상생활은 학업성과 매우 밀접하게 관련되어 있다. 특히 학업성취가 학령기 시기 뿐 만 아니라, 학업활동을 마무리 한 성인기 사회적 선발에도 직접적이고 지대한 영향을 미치는 한국사회 특성 상 학업성과인 학업성취는 아동·청소년기 행복감과 자살생각에 중요한 영향요인이 되는 논리적 맥락을 나타낸다(곽수란, 2009, 2015; 문대근 외, 2013; 김동환, 2013; 장세영, 2013; 최인재, 2014; 조옥선·백진아, 2014; 박재연·정익중, 2010; 박재연, 2009; 문경숙, 2006; 이창식·정미나·김윤정,

2012; 김형태, 2017; 이수현·이강이, 2015; 박재연, 2014).

아동·청소년은 성인기로 이행하는 과도기이며 자아발달의 결정적 시기이다. 즉, 아동기는 자존감, 청소년기는 자아정체감 발달은 성인기로 이행되었을 때 건강한 삶을 유지할 수 있는 기반이 되는 것이다. 그런데 한국사회 아동·청소년은 대부분 학교에서 시간을 보내며, 학교교육 성과인 학업성취는 사회적 선발 등에 중요한 기준이 되고 있다. 따라서 아동·청소년기 학업성취는 자아개념, 특히 자신에 대한 긍정적 인식인 자존감 형성에 중요한 결정요인이 되는 맥락이 확인되고 있다. 즉 아동·청소년기 자아발달이 학업 성과와 직접적으로 관련되어 있는 것이다. 이는 자아발달 수준은 행복감 또는 불행감과 연계되어 있음을 시사하며, 선행연구들은 이러한 맥락의 근거를 제시해 주고 있다(곽수란, 2015; 김형태, 2017; 김동환, 2013; 김원경, 2014; 박재연, 2014; 장세영, 2013; 최인재, 2014; Baumeister, 1990; Beautrais et al., 1997; Beck et al., 1985; Dusek & Flaherty, 1981).

본 연구는 아동기에서 청소년기로 이행하는 시계열적 측면에서 학업성취와 자존감이 행복감과 불행감을 상징하는 자살생각에 미치는 영향과 그 변화를 확인하는 것이다. 즉, 학업성취에 대한 압력이 심해지는 아동·청소년기 발달과정에서 학업성취와 자존감이 어떤 양상으로 나타나고 변화하는지, 그리고 학업성취와 자존감의 인과관계 맥락이 행복감과 불행감을 투영한 자살생각에 어떤 영향과 변화를 나타내는지 검증하는 것이다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 표본선정

본 연구는 한국복지패널(KOWEPS) 아동부가조사 10차, 13차, 16차 데이터를 사용하였다. 분석 표본은 초등학교 4, 5, 6학년 학생 317명 중 중학교 1, 2, 3학년 그리고 고등학교 1, 2, 3학년 진급할 때까지 탈락하지 않은 307명을 선정하였다. <표 1>은 분석 표본의 성별 빈도를 나타낸 것이다.

<표 1> 성별, 학년별 빈도분포

변수		빈도	퍼센트	합계
성별	남학생	144	46.9	307(100.0)
	여학생	163	53.1	

2. 분석변수 및 내용

이 연구는 아동·청소년의 학업성취와 자존감이 행복감과 자살생각에 미치는 영향을 잠재성장모형을 설정하여 분석하고자 한다. 즉, 아동·청소년의 학업성취와 자존감이 행복감과 불행감에 미치는 인과관계를 확인하고 비교한다. 특히 불행감은 자살생각으로 조작적으로 정의하여 [아동·청소년기 행복감 잠재성장모형], [아동·청소년기 자살생각 잠재성장모형] 2개 연구모형을 설정하여 분석하고자 한다.

<표 2> 측정변수 내용

변수		내용	데이터
학업성취	초_학업성취	✓학생 자신의 국어, 수학, 영어 학업성적 평균	한국복지패널(Koweps) 10차, 13차, 16차 아동부가조사 초4, 5, 6학년(10차) →중1, 2, 3학년(13차) →고1, 2, 3학년(16차)
	중_학업성취	✓아주못함 ~ 아주잘함 5점 척도	
	고_학업성취	✓점수가 클수록 학업성취가 높음 ✓초:.722 중:.771 고: .742	
자존감	초_자존감	✓학생 자신이 판단한 긍정적 자아개념 8문항 평균	
	중_자존감	✓전혀그렇지않다~ 항상그렇다 4점 척도	
	고_자존감	✓점수가 클수록 자존감이 높음 ✓초:.866 중:.918 고: .903	
행복감	초_행복감	✓학생 자신이 판단한 주관적 행복감 5문항 평균	
	중_행복감	✓전혀그렇지않다~ 매우그렇다 5점 척도	
	고_행복감	✓점수가 클수록 주관적 행복감이 높음 ✓초: .773 중:.837 고: .872 ※ 역산이 필요한 행복감 1문항은 제외 함	
자살생각	초_자살생각	✓학생의 자살생각 정도를 나타내는 6문항 평균	
	중_자살생각	✓전혀없다(0) ~ 거의 매일(6) 척도	
	고_자살생각	✓점수가 클수록 자살생각을 많이 하는 경향 ✓초: .911 중: .967 고: .911	

잠재성장모형에 투입되는 변수는 <표 2>와 같다. 구체적으로 학업성취는 5점 척도로 측정한 국어, 수학, 영어 성적을 평균 계산한 것으로 값이 클수록 학업성적이 높은 것이다. 자존감은 학생 자신이 판단한 긍정적 자아개념 8문항 평균값을 투입하였으며, 학업성취와 마찬가지로 값이 클수록 자존감이 높다고 평가한다. 본 연구의 최종 종속변수인 행복감은 학생의 주관적 평가로 측정된 것이며, 값이 클수록 행복감이 높은 것을 나타낸다. 또한 자살생각은 5점 척도로 측정된 학생 자신의 자살생각 정도를 나타내는 것으로 값이 클수록 자살생각이 큰 것으로 평가할 수 있다. <표 3>는 측정변수의 상관계수와 공분산계수를 보여 주고 있다.

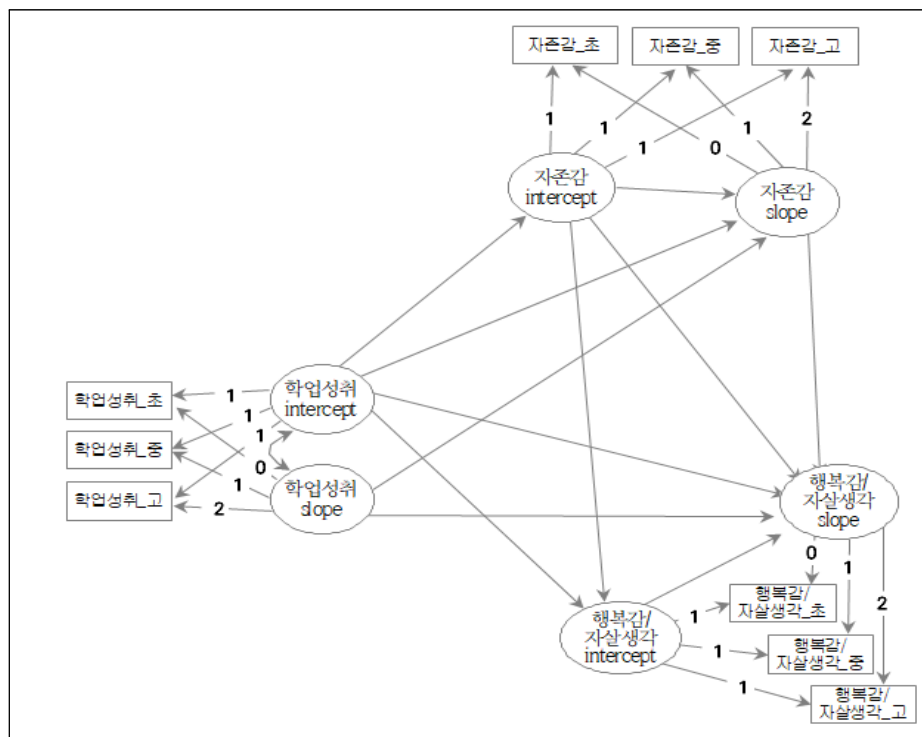
<표 3> 측정변수 상관계수 및 공분산계수

변수	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
초_학업성취[1]	.647	.351	.244	.179	.082	.075	.214	.123	.097	-.039	-.011	-.009
중_학업성취[2]	.478**	.832	.333	.150	.175	.061	.231	.240	.138	-.025	-.072	-.009
고_학업성취[3]	.348**	.419**	.759	.086	.073	.117	.088	.076	.189	-.024	-.007	-.042
초_자존감[4]	.460**	.341**	.204**	.233	.097	.056	.186	.130	.057	-.029	-.036	-.007
중_자존감[5]	.186**	.350**	.153**	.368**	.300	.086	.142	.253	.091	-.061	-.044	.005
고_자존감[6]	.184**	.133*	.267**	.230**	.311**	.255	.029	.100	.196	-.024	-.019	-.038
초_행복감[7]	.353**	.335**	.134*	.510**	.343**	0.076	.568	.243	.084	-.119	-.074	.005
중_행복감[8]	.210**	.361**	.119*	.368**	.634**	.272**	.443**	.532	.166	-.070	-.097	-.006
고_행복감[9]	.165**	.207**	.296**	.162**	.227**	.530**	.152**	.310**	.539	-.036	-.040	-.059
초_자살생각[10]	-.091	-.051	-.051	-.113*	-.208**	-.091	-.297**	-.182**	-.092	.282	-.003	-.009
중_자살생각[11]	-.021	-.127*	-.012	-.118*	-.131*	-.061	-.158**	-.214**	-.087	-.010	.386	.005
고_자살생각[12]	-.022	-.020	-.098	-.031	.020	-.154**	.015	-.016	-.163**	-.033	.017	.243

*p<.05, **p<.01, 대각선 위:공분산계수, 대각선 아래:상관계수

3. 분석방법

본 연구는 아동·청소년의 학업성취와 자존감이 행복감과 자살생각에 미치는 영향을 잠재성장모형을 설정하여 종단분석 하는 것이다. 즉 학업성취와 자존감이 행복감과 자살생각에 영향을 미치는가? 더 나아가 학업성취와 자존감이 변화하면 행복감과 자살생각도 변화되는가?를 확인하는 것이다. 잠재성장모형은 일반적으로 초기측정 수준에 근거하여 시간에 따른 변화특성을 개인내, 개인간 궤적을 추적하여 알아낸다. 또한 초기치와 변화양태에 다른 변수가 어떻게 영향을 미치는지도 확인해 볼 수 있다. 특히 잠재성장모형을 구조방정식모형으로 접근할 때의 장점은, 오차에 관한 유연성이 허락된다는 것과 오차가 독립적이고 동분산성이 있어야 한다는 일반적 가정이 완화될 수 있다는 것이다. 또한 일반적 반복측정설계에서 지켜져야 하는 구형성 가정도 잠재성장모형에서는 크게 문제가 되지 않는다(Hamagami & McArdle, 2001; Heck, 2001; Hess, 2000; Kaplan, 2000; Willett & Sayer, 1996; 광수란·이기중, 2009 재인용). 잠재성장모형을 통한 종단분석의 이점은 역동적으로 움직이는 변화추이를 파악할 수 있다는 것이다. 적어도 서로 다른 시점에서 여러 번 자료가 관찰된다면 변화양태를 추적할 수 있는 것이다. 이 연구는 종단자료인 패널데이터를 사용하여 아동·청소년의 학업성취와 자존감의 변화가 행복감과 자살생각과 그 변화에 어떤 영향을 미치는지 잠재성장모형 분석을 통해 검증하는 것이다. 잠재성장모형 분석을 위한 프로그램은 LISREL을 사용하였으며, [그림 1]은 아동·청소년기 행복감[자살생각] 잠재성장모형을 보여주고 있다.



[그림 1] 아동·청소년기 행복감[자살생각] 잠재성장모형

제4절. 연구결과 및 논의

1. 측정변수 기술통계 및 평균차이 검증

본 연구의 잠재성장모형의 모수 추정방법은 ML이며, 기본가정은 다변량 정상성이다. <표 4>는 측정변수의 다변량 정상성을 LISREL PRELIS를 사용하여 확인한 결과이다. 다중변수 편포도 및 첨도 그리고 편포도와 첨도를 동시에 검증한 χ^2 검증 통계량이 크게 추정되며, 이 값이 관찰될 확률은 모두 .000로 측정변수 다변량 정상성은 충족되지 않는 것을 확인할 수 있다.

<표 4> 다중변수 정상성 검증 결과

모형	편포도			첨도			편포도와 첨도	
	추정값	Z값	p값	추정값	Z값	p값	χ^2	p값
전체(N=307)	13.164	9.241	.000	173.711	2.921	.003	93.923	.000

다변량 정상성이 검증되지 않을 때, 다변량 정상성 가정이 요구되지 않는 WLS와 같은 추정방법을 사용할 수 있다. 그러나 표본크기가 무한대로 크지 않은 경우에도 통계적 가정이 엄격한 ML이 WLS보다 신뢰로운 결과를 나타낼 수 있다(이기중, 2012). 또한 개별 측정변수의 정상성(<표 5> 참고)이 대부분 충족되고 있기 때문에 본 연구 모수추정은 ML방식을 사용하였다. 다만 자살생각 측정변수의 정상성이 충족되지 않고, 분석표본(N=307)이 상당히 크다고 평가하기에 한계가 있어 점근공분산계수(ACM)을 추가로 투입하여 MLR(Robust Maximum Likelihood)로 추정하였다. 본 연구 결과를 해석하고 활용할 경우 이러한 데이터 특성과 모수추정 방법을 고려할 필요가 있다.

<표 5> 측정변수 기술통계량(N=307)

변수	최소값	최대값	평균	표준편차	왜도	첨도
초_학업성취	1.00	5.00	3.90	.80	-.50	-.16
중_학업성취	1.00	5.00	3.61	.91	-.46	-.29
고_학업성취	1.00	5.00	3.12	.87	.12	-.07
초_자존감	1.75	4.00	3.20	.48	-.24	-.26
중_자존감	1.00	4.00	3.17	.55	-.45	.44
고_자존감	1.75	4.00	3.07	.50	.29	-.43
초_행복감	1.00	5.00	4.16	.75	-.92	1.04
중_행복감	1.60	5.00	4.18	.73	-.67	-.19
고_행복감	1.00	5.00	3.94	.73	-.37	.07
초_자살생각	.00	3.50	.25	.53	2.82	9.87
중_자살생각	.00	5.00	.31	.62	3.37	17.37
고_자살생각	.00	3.33	.23	.49	2.89	10.98

〈표 6〉 측정변수 성별 평균차이 검증 결과(df=305)

변수	성별	N	평균	표준편차	t	p
초_학업성취	남학생	144	3.894	.811	-.113	.910
	여학생	163	3.904	.800		
중_학업성취	남학생	144	3.551	.888	-1.031	.303
	여학생	163	3.658	.933		
고_학업성취	남학생	144	3.039	.896	-1.559	.120
	여학생	163	3.194	.844		
초_자존감	남학생	144	3.214	.483	.452	.652
	여학생	163	3.189	.484		
중_자존감	남학생	144	3.193	.518	.542	.588
	여학생	163	3.159	.574		
고_자존감	남학생	144	3.108	.526	1.188	.236
	여학생	163	3.039	.485		
초_행복감	남학생	144	4.129	.728	-.693	.489
	여학생	163	4.189	.777		
중_행복감	남학생	144	4.269	.718	1.945	.053
	여학생	163	4.108	.733		
고_행복감	남학생	144	3.961	.723	.457	.648
	여학생	163	3.923	.745		
초_자살생각	남학생	144	.225	.471	-.781	.436
	여학생	163	.272	.579		
중_자살생각	남학생	144	.207	.383	-2.844	.005
	여학생	163	.407	.762		
고_자살생각	남학생	144	.228	.510	-.200	.842
	여학생	163	.239	.478		

〈표 6〉은 측정변수의 성별 평균차이를 검증한 결과이다. 아동·청소년기는 사춘기로 이행하는 발달과정에 있다. 특히 사춘기 진입이 남학생과 여학생의 경우 매우 차이내기 때문에 동질집단으로 전제하고 분석하는데 충분한 검토가 필요하다. 만약 남학생과 여학생의 발달특성이 다르다면, 학업성취와 자존감이 행복감과 자살생각에 미치는 인과관계 맥락에는 차이가 있을 가능성이 크기 때문이다. 이에 남학생과 여학생의 발달특성에 차이가 있는지, 기술통계 측면에서 측정변수에 대한 평균차이 검증을 실시한 것이다. 분석 결과 중학교 시점의 자살생각($t=-2.844$, $p<.01$) 변수가 통계적으로 유의한 차이를 나타내고 있으며, 그 외 측정변수는 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내고 있다. 이는 본 연구에 투입되는 측정변수 특성은 성별 간 평균적으로 차이가 나지 않는 동질집단이라는 것을 시사하고 있다. 따라서 본 연구에서는 잠재성장모형을 성별로 구분하지 않고 분석하였다. 다만 평균차이는 인과관계 맥락과 동일하지 않기 때문에 유의하여 해석할 필요가 있다.

2. 행복감과 자살생각 잠재성장모형 분석 결과

〈표 7〉은 행복감 및 자살생각 잠재성장모형 적합도를 나타내주고 있다. 먼저 정량적 적합도 평가지수인 χ^2 은 행복감(23.49, $df=14$, $p=.05$)과 자살생각(14.37, $df=14$, $p=.42$) 모두 적합한 모형으로 판단할 수 있다. 또한 정성적 적합도 지수인 GFI(행복감=.98, 자살생각=.99), TLI(행복감=.98, 자살생각=.99) 그리고 근사합치도인 RMSEA((행복감=.04, 자살생각=.01)도 모두 적합한 것으로 확인되고 있다. 따라서 아동·청소년의 학업성취와 자존감 그리고 행복감 및 자살생각은 매우 타당한 인과관계 맥락을 나타내는 것으로 판단할 수 있다. 특히 학업성취와 자존감은 행복감보다 자살생각 인과관계가 더 정확한 것으로 해석할 수 있다.

다만 자살생각 측정변수는 잠재성장모형 ML 모수추정 가정인 다변량 정상성 및 개별변수 정상성이 충족되지 않기 때문에 결과를 해석하는데 고려해야 할 것으로 여겨진다.

<표 8>은 초등학교, 중학교, 고등학교 세 시점의 잠재성장모형 측정모형 추정치를 제시한 것이다. 잠재성장모형은 초기값(intercept)은 1, 변화값(slope)은 차수에 따라 1, 2로 고정시켜 선형 추정하였다. 따라서 추정치가 1과 2로 제시되기 때문에 그 설명 정도를 구체적으로 확인하기 위하여 표준화추정치(SC)로 제시하였다. 본 연구는 동일대상에게 동일요인을 측정한 패널데이터를 사용하였다. 따라서 시간의 변화에 따라 측정된 동일변수 간 오차에 상관이 존재할 가능성이 있다. 따라서 잠재성장모형 분석과정에서 측정변수 간 상관이 드러나는 경로는 추가로 자유모수로 지정하여 추정하였다. 분석결과는 잠재변수 중심의 구조모형으로 제시하였다.

<표 7> 구조방정식모형 적합도 지수

구조방정식모형	χ^2	df(p)	GFI	TLI	RMSEA
행복감(N=307)	23.49	14(.06)	.98	.98	.04
자살생각(N=307)	14.37	14(.42)	.99	.99	.01

<표 8> 잠재성장모형 측정모형 추정치

추정 경로		행복감		자살생각	
		intercept	slope	intercept	slope
학업성취	초_학업성취	.85	-	.79	-
	중_학업성취	.75	.35	.72	.31
	고_학업성취	.78	.74	.74	.64
자존감	초_자존감	.75	-	.78	-
	중_자존감	.65	.37	.69	.35
	고_자존감	.72	.82	.75	.76
행복감	초_행복감	.80	-	-	-
	중_행복감	.82	.48	-	-
	고_행복감	.82	.96	-	-
자살생각	초_자살생각	-	-	1.88	-
	중_자살생각	-	-	1.61	.15
	고_자살생각	-	-	2.03	.38

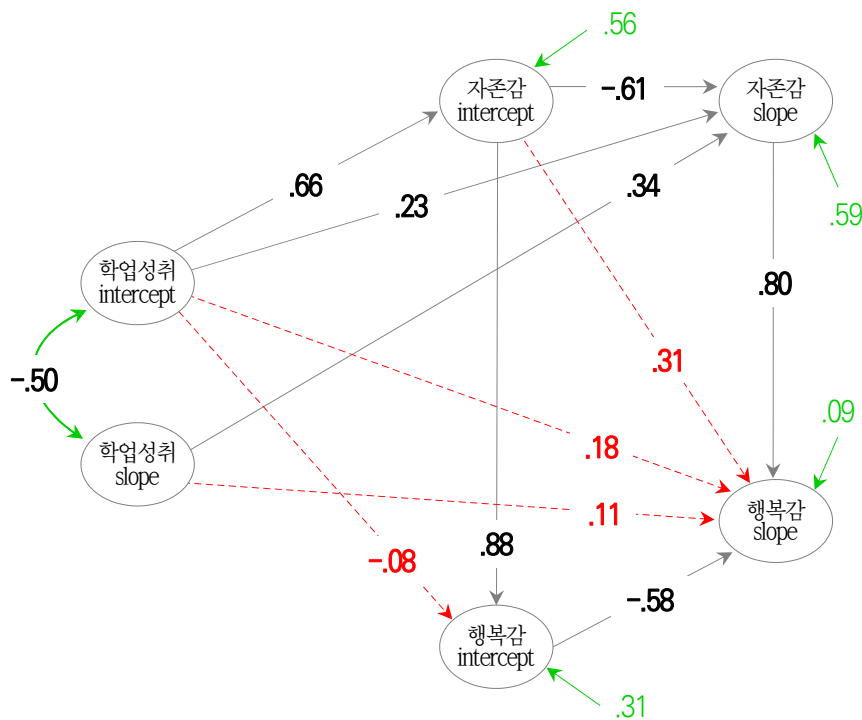
표준화추정치, 측정모형 전체 λ 값은 * $p < .001$ 수준에서 모두 유의함

[그림 2], [그림 3]는 잠재성장모형 분석결과를 그림으로 제시한 것이며, 통계적으로 유의한 경로는 실선으로, 통계적으로 유의하지 않은 경로는 점선으로 표시하였다. 또한 해석의 편의를 위해 intercept는 초기값, slope는 변화값으로 기술하였다. <표 9>, <표 10>은 행복감 모형, <표 11>, <표 12>는 자살생각 모형의 직접 및 간접효과 추정치를 제시한 것이다.

행복감을 최종 종속변수로 설정한 잠재성장모형 분석결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 학업성취가 자존감에 미치는 효과는 상당히 고무적인 결과를 보여준다. 즉, 학업성취초기값→자존감초기값 ($\beta=.66, t=6.61$)과 학업성취초기값→자존감변화값($\beta=.23, t=2.00$)이 모두 통계적으로 유의한 정적 효과를 나타내고 있는 것이다. 이 결과는 아동·청소년기 학업성취는 자존감에 상당한 영향을 미치는 중요한 요인

이라는 것을 보여주고 있다. 더 나아가 학업성취변화값→자존감변화값 또한 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있으며 이는 학업성취가 변화되면 자존감도 정적으로 변화된다는 것을 의미한다. 즉, 학업성취는 자존감 제고에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 것을 보여주고 있다. 아동기는 자존감, 청소년기는 자아정체감 형성의 결정적 시기이다. 무엇보다도 자존감은 아동기 학업 및 사회적 관계를 긍정적으로 형성할 수 있으며, 더 나아가 청소년기 자아정체감 형성에 결정적 요인으로 작용하게 된다. 이러한 측면에서 아동·청소년기 자존감 형성은 아무리 강조해도 과하지 않은 발달과업인 것이다. 그런데 한국사회에서 아동·청소년은 학업활동이 매우 중요한 과업이기 때문에 그들 대부분의 생활이 학업성취에 천착해 있는 특성을 가지고 있다. 이러한 맥락에서 학업성취가 자존감에 미치는 절대적인 영향력을 나타내고 있는 것으로 판단된다. 이 결과는 자존감의 방해오차(ζ)를 통해서도 확인할 수 있다. 즉, 학업성취초기값과 학업성취변화값이 자존감초기값을 설명하는 정도(R^2)는 약 44%($\zeta=.56$), 자존감변화값을 설명하는 정도는 약 41%($\zeta=.59$)로 높게 나타나고 있는 것이다. 결과적으로 아동·청소년기 학업성취는 자존감과 매우 밀접한 인과관계 맥락을 나타내고 있다는 것이 확인되었다.

반면, 학업성취가 행복감에 미치는 영향은 자존감 경로와는 다른 양상을 보여주고 있다. 즉, 학업성취초기값→행복감초기값($\beta=-.08$, $t=-.43$)과 학업성취초기값→행복감변화값($\beta=.18$, $t=1.33$)이 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보여주고 있는 것이다. 더 나아가 학업성취변화값→행복감변화값($\beta=.11$, $t=1.17$) 또한 통계적으로 유의하지 않아 학업성취와 행복감 간 인과관계 맥락은 확인되지 않는 것이다. 전술한 바와 같이 한국사회에서 아동·청소년기 학생들은 학업에 대한 상당한 부담을 가지고 있다. 이는 학업성취에 따라 그들의 생활 전반에 상당한 영향을 나타낼 가능성을 추정하게 한다. 그러나 본 연구 결과는 이러한 가정과 상당히 다른 결과를 보여주고 있다. 학업성취와 행복감은 실제로 정적이든 부적이든 인과관계를 확인하기 어려운 것이다. 무엇보다도 학업성취→자존감, 학업성취→행복감을 비교할 때, 학업성취가 행복감 이라기보다 자존감에 의미 있는 인과관계 맥락을 나타내는 결과는 구체적인 해석과 논의를 필요로 한다.



[그림 1] 아동·청소년기 행복감 잠재성장모형 분석결과

〈표 9〉 구조방정식모형 분석결과_행복감 직접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
학업성취 초기값	→자존감_초기값	.36	.66	.06	6.61***
	→자존감_변화값	.08	.23	.04	2.00*
	→행복감_초기값	-.07	-.08	.16	-.43
	→행복감_변화값	.09	.18	.06	1.33
학업성취 변화값	→자존감_변화값	.24	.34	.08	3.11**
	→행복감_변화값	.11	.11	.09	1.17
자존감 초기값	→자존감_변화값	-.37	-.61	.07	-5.51***
	→행복감_초기값	1.38	.88	.33	4.20***
	→행복감_변화값	.27	.31	.27	1.02
자존감 변화값	→행복감_변화값	1.16	.80	.21	5.52***
행복감 초기값	→행복감_변화값	-.32	-.58	.14	-2.30*

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

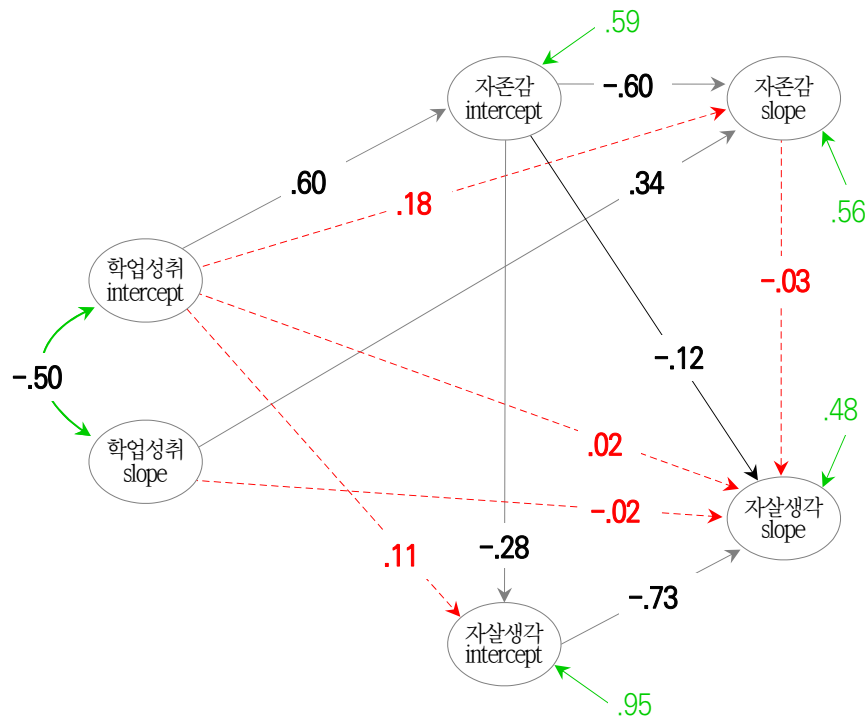
〈표 10〉 구조방정식모형 분석결과_행복감 간접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
학업성취 초기값	→자존감_변화값	-.13	-.40	.03	-4.41***
	→행복감_초기값	.50	.58	.16	3.06***
	→행복감_변화값	-.11	-.23	.07	-1.57
학업성취 변화값	→자존감_변화값	.27	.27	.10	2.83**
자존감 초기값	→행복감_변화값	-.88	-.99	.21	-4.19***

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

학업성취→자존감, 학업성취→행복감 추정결과를 상세히 논의하기 위해 자존감→행복감에 미치는 영향을 살펴보았다. 자존감초기값→행복감초기값($\beta=.88, t=4.20$)은 통계적으로 유의한 정적 효과를 나타내고, 자존감초기값→행복감변화값($\beta=.31, t=1.02$)은 통계적으로 유의하지 않으며, 자존감변화값→행복감변화값($\beta=.80, t=5.52$)은 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 이는 자존감초기값은 행복가초기값에 정적 영향을 미치지만 자존감초기값이 행복감변화값에는 영향을 미치지 않는다. 그러나 자존감변화값은 행복감변화값에 긍정적 영향을 미친다는 것을 나타내는 것이다. 즉, 아동·청소년기 자존감은 행복감에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 것이 확인된 것이다. 그러나 자존감은 지속적으로 행복감을 제고하지는 못하며, 다만 자존감이 긍정적으로 높아지면 행복감도 높아진다는 것을 나타내고 있다. 이 결과는 아동·청소년기 학생들의 행복감은 학업성취보다는 자존감의 효과라는 것을 시사한다. 다른 한편으로 학업성취가 자존감에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 맥락과 연계하여 분석결과를 종합적으로 살펴보면, 학업성취 그 자체가 행복감에 영향을 미친다기보다는 학업성취가 자존감을 제고하는 매개적 특성을 가질 때 행복감에 긍정적으로 효과를 나타내는 것을 볼 수 있다. 특히 학업성취초기값→자존감초기값→행복감초기값($\beta=.88, t=4.20$)으로 이어지는 매개효과가(<표 10> 참고) 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있어, 학업성취-자존감-행복감은 매우 밀접한 인과관계 맥락을 가지고 있다는 것을 나타내고 있다. 이 결과는 행복감 방해오

차를 통해서도 확인할 수 있다. 즉, 행복감초기값의 방해오차는 .31로 학업성취와 자존감의 초기값과 변화값이 행복감초기값을 약 69% 설명하고 있으며, 행복감변화값 방해오차는 .09로 학업성취와 자존감의 초기값과 변화값이 행복감변화값을 약 91% 설명하고 있다는 것을 보여주고 있는 것이다. 이 결과는 한국사회 아동·청소년기 학생들의 행복감은 학업성취 및 자존감과 상당한 인과관계를 나타낸다는 결론을 내릴 수 있다.



[그림 2] 아동·청소년기 자살생각 잠재성장모형 분석결과

<표 11> 구조방정식모형 분석결과_자살생각 직접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
학업성취 초기값	→자존감_초기값	.36	.64	.06	7.28***
	→자존감_변화값	.06	.18	.04	1.45
	→자살생각_초기값	.16	.11	.12	1.39
	→자살생각_변화값	.05	.02	.07	.74
학업성취 변화값	→자존감_변화값	.22	.34	.08	2.92**
	→행복감_변화값	-.08	-.02	.08	-.97
자존감 초기값	→자존감_변화값	-.33	-.60	.07	-4.83***
	→자살생각_초기값	-.72	-.28	.25	-2.84**
	→자살생각_변화값	-.44	-.12	.15	-2.98**
자존감 변화값	→자살생각_변화값	-.20	-.03	.14	-1.46
자살생각 초기값	→자살생각_변화값	-1.03	-.73	.02	-48.14***

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

〈표 12〉 구조방정식모형 분석결과_자살생각 간접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
학업성취 초기값	→자존감_변화값	-.12	-.39	.03	-4.09***
	→자살생각_초기값	-.26	-.18	.11	-2.36**
	→자살생각_변화값	-.04	-.02	.07	-.57
학업성취 변화값	→자존감_변화값	-.04	-.01	.03	-1.37
자존감 초기값	→자살생각_변화값	.81	.22	.27	3.05**

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

자살생각을 최종 종속변수로 설정한 잠재성장모형 분석결과는 다음과 같다. 먼저 학업성취가 자존감에 미치는 효과는 행복감 모형과 차이가 있다. 즉, 학업성취초기값→자존감초기값($\beta=.64, t=7.28$)은 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내는 반면, 학업성취초기값→자존감변화값($\beta=.18, t=1.45$)은 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내고 있는 것이다. 행복감을 최종 종속변수로 투입한 것과 달리 학업성취초기값이 자존감변화값에 영향을 미치지 못하는 것을 보여주고 있는 것이다. 그러나 학업성취변화값→자존감변화값($\beta=.34, t=2.92$)는 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있어 학업성취가 높아지면 자존감도 높아지는 결과를 확인할 수 있다. 아동기에서 청소년기로 이행되는 시기는 질풍노도의 심리적 특성을 나타내는 과도기이다. 이는 자신의 신체적, 심리적, 사회적 정체감을 확인해가는 매우 혼란한 시기라는 의미이다. 더 나아가 어른도 아니고 그렇다고 어린이로 지지받지도 못하는 사회적 주변인으로 갈등을 겪는 시기이기도 한 것이다. 아동·청소년기의 이러한 특성은 그 혼란을 잠재울 수 있는 다양한 방법을 생각하거나 충동적으로 행동으로 옮기기 때문에 보호자의 역할을 중요해지는 시기이다. 보호자(부모, 교사, 성인 등)의 긍정적 태도와 지지는 행복감으로 연계될 가능성이 있지만, 그와 같은 환경이 주어지지 않는다면 갈등과 혼란을 잠재우는 대안으로 자살을 생각할 여지가 있는 것이다. 이러한 맥락에서 아동·청소년기 자살생각이 높게 나타난다면 이는 아동·청소년의 의미있는 타자로서 보호자의 역할이 제 기능을 수행되지 못한다는 것을 시사한다. 아동·청소년기 갈등과 혼란이 적절하게 해소되지 않는다면, 미성년인 아동·청소년의 현재 생활 뿐 만아니라 미래 성인으로서 긍정적 역할을 기대하기 어렵다는 것은 명약관화한 것이다. 이러한 측면에서 아동·청소년기 자살생각에 영향을 미치는 요인을 확인하여 아동·청소년기 발달에 활용하는 것은 미래지향적 연구가 될 것으로 판단된다. 자살생각 모형에서 학업성취→자존감 인과관계는 행복감 모형과 비교적 유사하다고 판단된다. 이는 자존감의 방해오차(ζ)가 행복감 모형과 유사하게 나타나는 결과로도 확인할 수 있다. 즉, 학업성취초기값과 학업성취 변화값이 자존감초기값을 설명하는 정도(R^2)는 약 41%($\zeta=.59$), 자존감변화값을 설명하는 정도는 약 44%($\zeta=.56$)로 높게 나타나고 있는 것이다.

반면, 학업성취가 자살생각에 미치는 영향은 자존감 경로와는 다른 양상을 보여주고 있다. 즉, 학업성취 초기값→자살생각초기값($\beta=.11, t=1.39$)과 학업성취초기값→자살생각변화값($\beta=.02, t=.74$)이 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보여주고 있는 것이다. 더 나아가 학업성취변화값→자살생각변화값($\beta=-.02, t=-.97$) 또한 통계적으로 유의하지 않아 학업성취와 자살생각 간 인과관계 맥락은 확인되지 않는 것이다. 전술한 바와 같이 한국사회에서 아동·청소년기 학생들은 학업에 대한 상당한 부담을 가지고 있다. 이는 학업성취에 따라 그들의 생활 전반에 상당한 영향을 나타낼 가능성을 추정하게 한다. 즉, 학업성취가 높다

면 자살생각은 상대적으로 낮을 것이라는 가정이 검증되지 않는 것이다. 결과적으로 학업성취와 자살생각은 실제로 정적이든 부적이든 인과관계를 확인하기 어려운 것이다. 무엇보다도 학업성취→자존감, 학업성취→자살생각을 비교할 때, 학업성취가 자살생각보다는 자존감에 의미있는 인과관계 맥락을 나타내는 것으로 판단할 수 있는 것이다.

학업성취→자존감, 학업성취→자살생각 추정결과를 상세히 논의하기 위해 자존감→자살생각에 미치는 영향을 살펴보았다. 자존감초기값→자살생각초기값($\beta=-.28$, $t=-2.84$)과 자존감초기값→자살생각변화값($\beta=-.12$, $t=-2.98$) 두 개 경로 모두 통계적으로 유의한 부정 효과를 나타내고 있다. 이 결과는 자존감초기값은 자살생각초기값과 자살생각변화값에 모두 부정적으로 영향을 미치고 있으며, 이는 자존감이 높을수록 자살생각은 낮아진다는 의미있는 결과를 보여주고 있다. 그러나 자존감변화값→자살생각변화값($\beta=-.30$, $t=-1.46$)은 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내고 있으며, 이는 자존감이 자살생각을 낮추기는 하지만, 자존감이 높아지는 만큼 자살생각도 낮아지는 것은 아니라는 것을 나타낸다. 결과적으로 아동·청소년기 자존감은 자살생각에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 것이 확인된 것이다. 그러나 자존감 높아지더라도 지속적으로 자살생각을 낮추지는 못하며, 아동·청소년기 학생들의 자살생각은 학업성취보다는 자존감의 효과라는 것을 시사한다. 다른 한편으로 학업성취 그 자체가 자살생각에 영향을 미친다기보다는 학업성취가 자존감을 제고하는 매개적 특성을 가질 때 자살생각을 의미있게 낮추는 효과를 나타내는 것을 볼 수 있다. 특히 학업성취초기값→자존감초기값→자살생각초기값($\beta=-.18$, $t=-2.36$)으로 이어지는 매개효과가(<표 12> 참고) 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있어, 학업성취-자존감-자살생각은 매우 밀접한 인과관계 맥락을 가지고 있다는 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 자살생각 방해오차에도 상당히 반영된 것을 볼 수 있다. 즉, 자살생각초기값의 방해오차(ζ)는 .31로 학업성취와 자존감의 초기값과 변화값이 자살생각초기값을 약 69% 설명하고 있으며, 자살생각변화값 방해오차(ζ)는 .48로 학업성취와 자존감의 초기값과 변화값이 자살생각변화값을 약 52% 설명하고 있다는 것을 보여주고 있는 것이다.

제5절 결론 및 제언

본 연구는 아동기 초등학교에서 청소년기 중학교 및 고등학교까지 재학 중인 아동·청소년의 행복감과 자살생각에 미치는 영향을 종단적 인과관계로 확인하였다. 특히 아동·청소년기 주요 발달과업인 학업성취와 자존감이 행복감과 자살생각에 미치는 효과를 초기값과 변화값을 추정하고 그 인과관계를 검증한 것이다. 분석결과에 대한 종합적인 결론과 제언은 다음과 같다.

첫째, 아동·청소년기 학업성취는 자존감에 긍정적 영향을 미치며, 학업성취 변화는 자존감 변화를 유도하는 중요한 요인이다. 그러나 학업성취가 행복감과 자살생각에 미치는 영향은 의미 있는 결과를 확인하기 어렵다.

둘째, 자존감은 행복감과 자살생각에 영향을 미치는 결정적 요인이다. 특히 자존감초기값은 행복감초기값, 자존감변화값은 행복감변화값에 영향을 미치는 맥락이 형성되고 있으며, 자존감초기값은 자살생각초기값과 변화값에 영향을 미치는 효과를 보여주고 있다. 행복감은 자존감의 변화에 따라 정적으로 변화되는 반면, 자살생각은 초기 자존감이 자살생각 변화에도 영향을 미치나, 자존감 변화가 자살생각 변화에는 영향을 미치지 못하는 결과를 보여준다.

셋째, 학업성취는 자존감이 매개되면 행복감과 자살생각에 영향을 미친다. 특히 학업성취 초기값은 자존감초기값을 매개하면 행복감은 높아지고, 자살생각은 낮아지는 의미 있는 결과를 보여주고 있다. 결론적으로 아동·청소년기 행복감과 자살생각은 학업성취보다 자존감의 영향이 결정적인 것으로 판단된다.

마지막으로 아동·청소년기는 소년·소녀에서 남성·여성으로, 아이에서 어른으로 변해가는 과도기이다. 이 발달과정의 두드러진 특성은 남학생과 여학생의 발달속도가 상당한 차이를 보인다는 것이다. 발달속도의 차이는 신체, 심리, 사회적 특성의 차이로 이어지기 때문에 동일 연령일지라도 동질집단이라고 판단하기 어려운 시기인 것이다. 따라서 아동·청소년기 학업성취, 자존감 그리고 행복감과 자살생각의 인과관계를 구체적으로 확인하기 위해서 성별을 분리하여 분석할 필요가 있다. 본 연구에서는 사례 수 제한 때문에 성별을 분리하여 분석하지 못했다. 추후 연구에서는 성별 간 차이를 확인할 수 있는 분석을 수행한다면 그 결과를 효율적으로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

[참고문헌]

- 곽수란. 2009. "중·고등학생 생활만족도 분석". 「교육사회학연구」. 19(4), 1-20.
- 곽수란. 2015. "청소년의 자살생각과 행복감, 그리고 결정요인". 한국복지패널 학술대회 논문집 8, 53-70.
- 김동환. 2013. "청소년의 또래 괴롭힘 피해 경험이 자살생각에 미치는 영향 : 자아존중감의 조절효과". 「청소년학연구」. 20(8), 225-255.
- 김미곤 외. 2006. 「2006 한국복지패널 기초분석보고서」. 한국보건사회연구원.
- 김원경. 2014. "한국 초,중, 고등학생의 자살생각에 영향을 미치는 심리적 변인". 25(3), 199-231.
- 김형태. 2017. "고교청소년의 학대경험과 자살생각 간의 주관적 행복 및 정서문제의 매개효과와 학교요인의 통제효과." 학교사회복지 40, 41-63.
- 문경숙. 2006. "학업스트레스가 청소년의 자살충동에 미치는 영향: 부모와 친구에 대한 애착의 매개효과." 「아동학회지」, 27(5), 143-157.
- 문대근·이진주·이종각·김정민·문수백. 2013. "청소년의 자살생각 관련변인들 간의 인과적 구조분석 : 가족응집성, 가족적응성, 자아존중감, 집단따돌림, 그리고 우울을 중심으로". 「아동학회지」, 34(3), 93-112.
- 박재연. 2009. "청소년 자살에 영향을 미치는 위험요인과 보호요인의 구조적 관계 검증 : 보호요인으로서 자아존중감과 사회적 지지를 중심으로." 청소년학연구, 16(10), 249-272.
- 박재연·정익중. 2010. "인문계 고등학생의 학업문제가 자살생각에 미치는 영향-개인수준의 위험요인과 보호요인의 매개역할을 중심으로-." 한국아동복지학 32, 69-97.
- 이수현·이강이. 2015. "성적 부진이 청소년의 자살생각에 미치는 영향에 대한 부모-자녀 관계 스트레스와 자존감의 매개효과: 다집단분석을 활용한 학교급별 차이 탐색." 청소년학연구 22(9), 183-211.
- 이창식·정미나·김윤정. 2012. "중·고등학생 학교급에 따른 청소년 자살생각의 예측요인: 의사결정나무 분석의 적용." 「한국청소년연구」, 23(1), 31-55.
- 장세영. 2013. "청소년의 자아존중감, 가족지지, 학교생활적응이 자살생각에 미치는 영향". 「보건교육」. 30(2), 11-21.
- 조옥선·백진아. 2014. "청소년의 학업스트레스와 집단따돌림 피해가 자살생각에 미치는 영향 : 자아존중감의 매개효과를 중심으로". 「보건의료산업학회지」. 8(2), 233-244.
- 최인재. 2014. "청소년의 학업스트레스와 자살생각과의 관계에서 자아존중감의 매개효과 및 조절효과 분석". 「청소년학연구」. 21(10), 219-243.
- 통계개발원. 2022. 아동·청소년 삶의 질. 통계청.
- 통계청. 2014. 청소년 통계.
- 한겨레신문(2014. 5. 30). "어린이·청소년 주관적 행복지수 6년째 OECD 꼴찌". 사회일반 면.

- Baumeister, R. F. (1990). Suicide as escape from self. *Psychological Review*, 97, 90-113.
- Beautrais, A. L., Joyce, P. R., & Mulder, R. T. (1997). Risk factors for serious suicide attempts among youths aged 13 through 24 years. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 36, 1543-1551.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Kovacs, M., & Garrison, B. (1985). Hopelessness and eventual suicide: A 10-year perspective study of patients hospitalized with suicidal ideation. *American Journal of Psychiatry*, 142, 559-563.
- Dusek, J. B., & Flaherty, J. F. (1981). The development of the self-concept during the adolescent years. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 46(4), 1-61.

[제1주제]

아동·청소년

-
1. 부모교육참여와 아동·청소년의 미디어 시간, 인터넷 과의존 간의 관계
 2. 부모-자녀의 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달 간의 관계
 3. 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존의 잠재적 유형 간 관계

부모교육참여와 아동·청소년의 미디어 시간, 인터넷 과의존 간의 관계

The Relationship between Parental involvement and Children's Media Time and Internet Over-Dependency

이원지(이화여자대학교), 이수진(어린이재단 아동복지연구소),
정수정(신라대학교), 정익중(이화여자대학교)

본 연구는 부모의 교육참여의 변화를 유형화하고 이에 따른 자녀의 미디어 시간과 인터넷 과의존 차이를 횡단적, 종단적으로 살펴보고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널 10차(2015년), 13차(2018년), 16차(2021년)까지 9년간의 아동부가조사를 바탕으로 3차시 모두 연속적으로 응답한 217명을 연구 대상으로 선정하였다. 부모의 교육참여 변화는 10차, 13차시의 변화를 유형화하여 집단을 나누었으며, 유형별로 13차시, 16차시 자녀의 미디어 시간에 어떠한 차이가 있는지를 분석하였다. 분석 결과, 부모의 교육참여 변화 유형은 13차시, 16차시 모두 부모교육참여 수준이 '상'인 '참여높음' 집단과 13차시는 '상'이었으나, 16차시 '하'로 감소한 '참여감소' 집단, 13, 16차시 모두 '하'였던 '참여낮음'의 3가지 집단으로 유형화할 수 있었으며, 참여가 증가한 집단은 없는 것으로 나타났다. 부모교육참여 유형별로 자녀의 미디어 시간은 13차시와 16차시 '참여낮음' > '참여높음'으로 유의한 차이가 있었다. 반면, 인터넷 과의존의 경우 유형별로 유의미한 차이가 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 이에 부모의 교육참여 수준이 지속적으로 낮은 집단이 참여가 높거나, 감소했던 집단들보다 자녀들이 더 많은 미디어 시간을 보내는 것으로 나타나 과도한 미디어 시간을 방지하고 일상균형을 회복하기 위하여 다음과 같은 3가지 제언을 하였다. 첫째, 부모의 낮은 교육참여를 해결하기 위한 부모의 자기 효능감 향상 프로그램을 제안하였다. 둘째, 부모의 교육참여 수준별 맞춤형 지원을 제안하였고 마지막으로, 부모의 낮은 수준의 교육참여와 자녀의 긴 미디어 사용 시간이 오로지 부모만의 책임이라는 사회적인 인식에서 벗어날 필요가 있음을 제시하였다. 특히, 부모의 교육참여 수준을 어느정도 결정짓게 되는 '초등고학년' 시기의 자녀를 둔 시점의 부모에게 개입하는 것이 매우 중요함을 강조하였다.

제 1절 서론

최근 발표된 초록우산 어린이재단(2023)에서 실시한 ‘2023 아동행복지수’ 보도자료에 따르면, 미디어 활동에 더 많은 시간을 쏟는 아이들의 행복감(6.72점)이 대면활동 시간이 긴 아이들의 행복감(7.33)보다 유의하게 더 낮은 것으로 드러나 미디어 시간보다는 대면활동을 많이 하는 것이 아동행복에 있어서 중요함을 알 수 있다. 하지만, 현재 대한민국 아동·청소년들의 미디어 시간은 날로 증가하고 있는 현실이다. 한국언론진흥재단의(2022) ‘2022 10대 청소년 미디어 이용 조사’ 보도자료에 의하면 2022년 아동·청소년의 인터넷 이용시간이 하루 평균 약 8시간(479.6분)으로 2019년에 비해 1.8배나 증가하여 10대들의 미디어 이용실태는 더욱 심각한 상태에 접어드는 것으로 보고되고 있다. 이와 마찬가지로 아동·청소년 들의 인터넷 과의존 또한 여성가족부(2022)의 ‘청소년 인터넷·스마트폰 이용습관 진단조사’에 따르면, 인터넷 과의존 위험군은 2020년에는 22만 8,129명, 2021년에는 22만 8,891명, 2022년에는 23만 5,687명으로 매년 전연령에서 증가하였으며, 특히 초등학교 4학년이 가장 크게 증가하여 과의존의 저연령화에 대한 문제가 심각한 현황이다.

하지만, 디지털 네이티브 세대로 대부분의 여가와 교제를 미디어를 활용하여 하는 현 아동·청소년들에게 미디어 사용이 부정적인 것만은 아니다. 미디어 활용은 아동·청소년의 사회 참여를 늘리는 기회가 되고 친구관계에 긍정적 영향을 미치며, 창의력을 증진시키는 것에도 도움이 되기도 한다(정익중, 2022). ‘디지털 골디락스 가설(digital Goldilocks hypothesis)¹⁾에서 또한, 미디어 시간이 너무 적거나 많은 것은 문제이나 적당한 시간 사용하는 것은 오히려 정신건강과 웰빙을 증진시킨다고 주장하였다(Przybylski and Weinstein, 2017). 이렇듯, 적당한 시간의 미디어 이용은 삶에 긍정적인 영향을 미치지만, 이와 관련하여 긴 시간 미디어 사용에 대한 많은 문제점들이 선행연구를 통해 지속되어 오고 있다. 모든 사람에게 평등하게 주어진 하루 24시간이라는 한정된 시간 내에서 미디어 시간이 길어진다는 것은 상대적으로 다른 필수시간인 수면시간이나 대면교제시간 등이 짧아지게 되는 등 일상생활 균형에 있어서 문제를 일으켜 아동·청소년의 행복감과 삶의 질에 문제를 일으키게 된다(초록우산재단, 2022). 이렇듯 긴 미디어 시간은 신체(김미옥·배화옥, 2022), 정서(안수빈·강보람·이강이, 2017), 사회적 및 아동의 삶 전반에 문제를 일으킨다(이소은·김미나, 2021). 이처럼, 적당한 양의 미디어 사용은 도움이 될 수 있지만, 미디어 시간이 길어질 경우는 아동·청소년의 삶에 신체적, 정서·행동적, 사회적 문제를 낳게 되어 이들의 전인적 발달을 해치는 요인이 된다(정익중, 2022).

이에 아동·청소년의 균형있는 미디어 시간을 위해 필요한 요소로 ‘부모의 교육참여’가 거론되어 오고 있다(Willems et al, 2023). 미디어 이용시간의 증가는 특히 학업적인 문제와 관계가 깊기 때문에 부모의 교육참여와 관심은 자녀의 미디어 시간이 길어지는 것에 대한 보호요인이 되기 때문이다(박석규·이은영, 2015; 정재기, 2011). 이와 같이 부모 교육참여수준이 높은 부모는 자녀의 미디어에 개입해 적극적 중재행위를 하는 것 또한 부모 교육참여에서 매우 중요한 요소로 거론되면서도(Willems et al, 2023) 한편으로는, 과도한 부모의 교육참여나 관심과 같은 부분은 자녀의 인터넷 과의존과 같은 미디어 중독을 높이는 요인이 되기도 한다(전성은·강영신, 2022).

1) 디지털 골디락스 가설(digital Goldilocks hypothesis)이란 미디어 시간이 적당할 경우 이는 사용자의 웰빙에 도움이 되지만, 너무 적거나 많을 경우 오히려 정신적인 웰빙을 해치는 요소가 된다는 것으로 정신적인 미디어 시간간의 관계는 선형곡선이 아닌 ‘∩자형’ 곡선을 따르게 된다는 가설이다(Przybylski and Weinstein, 2017).

이와 같이 아동·청소년의 미디어 이용행태 전반에 있어서 부모의 교육참여는 미디어 시간과 인터넷 과의존에 있어 중요한 영향요인임을 알 수 있다. 하지만, 부모의 교육참여를 단순히 부모 개인의 선택으로 보기보다 사회경제적인 수준의 어려움으로 인한 부모의 낮은 교육수준이나, 낮은 경제력, 맞벌이와 높은 근로시간으로 인해 부족한 양육시간과 사회 및 교육 정책 등의 다양한 환경적 요소가 이들의 교육참여를 낮추는 요소로 밝혀진 것과 같이(Hornby and Lafaele, 2011), 아동의 미디어 시간 조절에 영향을 미치고 성공적인 교육으로 이끄는 ‘부모의 교육참여’에 대해 사회에서 정책적으로 개입하는 것은 아동·청소년의 복지적 관점에서 매우 중요한 의미를 갖고 있음을 알 수 있다.

그럼에도 불구하고 기존의 선행연구들은 대체로 부모의 교육참여와 자녀의 미디어 사용시간, 인터넷 과의존의 관계를 다소 횡단적으로 접근하여 분석하고 있다. 따라서 자녀의 미디어 이용행태에 부모의 교육참여가 미치는 영향력에 대해 보다 명확하게 살펴보기 위해 이들 전반을 함께 살펴보는 종단적인 연구가 필요할 것이다. 따라서, 아동·청소년의 전인적 발달을 저해하는 긴 시간의 미디어 사용과 인터넷 과의존으로부터 이들을 보호하고 건강한 미디어 이용행태를 만들어 가는 것에 도움이 되고자 이와 관련이 깊은 부모의 교육참여정도를 함께 살펴봄으로써 어떠한 제안점이 있을지를 제언하고자 하였다.

따라서, 본 연구는 부모의 교육참여 유형에 따른 자녀의 미디어 이용행태 전반에 대해 분석하고자 부모의 교육참여 유형에 따른 아동·청소년의 미디어 시간, 인터넷 과의존의 변화와 그 차이에 대해 종단적으로 살펴보고자 한다. 이에, 본 연구에서는 한국복지패널의 10차, 13차 자료를 통해 부모의 교육참여 정도에 변화가 나타났는지를 살펴보고, 이에 따라 13차, 16차의 자녀 미디어 사용시간 및 인터넷 과의존 변화와 집단에 따라 차이가 있는지를 살펴볼 것이다.

이를 기반으로, 본 연구는 다음의 연구문제를 설정하고자 한다.

1. 부모의 교육참여 집단에 따른 자녀의 미디어 시간은 횡단적, 종단적으로 차이가 있는가?
2. 부모의 교육참여 집단에 따른 자녀의 인터넷 과의존은 횡단적, 종단적으로 차이가 있는가?

제 2절 이론적 배경

1. 부모의 교육참여

부모의 교육참여(parental involvement)는 자녀의 교육에 대한 학부모의 참여를 관심부터 활동까지 광범위하게 일컫는 단어로 자녀의 연령 전반에 있어서 아동의 성공적인 교육과 이를 넘어서 전체적인 발달에 매우 중요한 영향을 미치는 요인이다(Hoover-Dempsey and Sandler, 1995; Hornby and Lafaele, 2011). 이러한 부모의 교육참여는 아동, 청소년의 학습 및 학교생활과 관련이 깊어 이에 대한 연구가 다수를 차지한다. 자녀의 학습에 부모가 적극적인 관심을 가지고 참여할 경우 아이들의 학습동기에 긍정적인 영향을 미치게 된다(Gonzalez-DeHass, Willems and Holbein, 2005). 이는 학습태도를 개선시키고 학업수행력에 영향을 미치게 되며(임정하·최은경, 2023), 결과적으로 아이들의 학업성적과 같은 학업성취도를 향상시키게 된다(연은모, 2018; Cheng and Vachon, 2023). 이러한 학습 태도와 능력, 성취와 같은 요인은 학교적응력을 높이는 주요한 영향 요인으로서, 부모교육참여는 결과적으로 아동의 학교적응력을 높이게 된다(민미희, 2023).

이는 일반학생들 외에 기질적, 환경적 특수성을 지닌 아동들에게서도 동일하게 발견된다. 부모의 지속적인 교육에 대한 관심과 지원은 영재학생들의 학습에 대한 자기조절능력 향상에도 긍정적인 영향을 주는

것으로 나타났으며(주영주·김동심, 2016), 위탁아동의 경우에도 위탁부모가 교육참여, 교육관심도가 높을 경우 학업성취도가 높아지는 것이 밝혀졌다(강현아, 2005). 이처럼, 부모교육참여는 아동·청소년의 행복과 삶의 만족, 건강한 발달을 위해 필요한 학교적응능력을 높이고 학업성취도를 높이는 것에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 아이들의 삶 전반에 있어서 큰 영향을 끼치는 매우 중요한 요인임을 알 수 있다(이지연·정익중·민지연, 2022).

하지만 아동에게 있어서 부모의 교육참여나 관심이 매우 중요한 영향을 미침에도 모든 부모들이 교육 참여를 하는 것은 아니다. 교육참여를 하는 부모들의 경우 교육에 참여하는 것이 자신의 역할이라는 신념을 가지고 있으며, 자신의 교육참여가 자녀에게 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 자기효능감을 가질 때 자신의 상황에 맞춰 어떠한 형태로든 교육참여를 하게 된다(Hoover-Dempsey and Sandler, 1995). 반대로, 교육에 참여하지 못하는 부모들의 경우 이들의 교육참여를 방해하는 요인이 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 Hornby and Lafaele(2011)은 4가지의 방해 요인을 제시하였다. 첫 번째는 부모 및 가족요인으로 부모의 어린시절 개인적인 부정적 경험이나 낮은 교육수준으로 인해 자신의 교육참여가 자녀에게 도움이 되지 않는다고 생각하는 것이다. 또한 이들이 한부모 가정의 가장이거나 대가족을 돌봐야 할 경우, 맞벌이 부부일 경우 시간의 부족함으로 인하여 부모교육참여가 어려워지게 된다. 두 번째는 자녀요인으로 자녀의 연령과 재능, 문제행동, 배움에 대한 어려움 호소 정도가 심각함에 따라 부모의 교육참여가 어려워질 수 있다. 세 번째로는 부모-교사 요인으로 서로 의사소통의 어려움으로 서로 원하는 목표가 다른 것이며, 마지막으로 사회적 요인으로는 노동시간 증가와 함께 맞벌이, 한부모 가정 증가와 같은 요인이 있으며, 이를 포용하지 못하는 교육정책의 문제, 경제적으로 낮은 수준인 가구소득과 관련이 있음을 주장하였다. 이렇듯, 학부모 개인의 특성과, 가족특성, 자녀특성, 사회적 영향 등으로 인해 부모의 교육참여가 방해받는 것으로 나타났다.

이처럼, 부모의 교육참여는 단순히 부모만의 선택이나 영역이라고 여기기보다는 사회적인 맥락과 개인의 경험 사이에서 나타날 수 있는 결과로 단순히 이를 부모의 선택에만 맡기고 사회적으로 아무런 도움을 주지 않는 것은 사회계층을 악화시키는 무책임한 행동일 수 있다. 이에 다양한 학자들은 정책적으로 부모의 교육참여를 높이기 위한 다양한 방안을 제시하는 것이 사회적 책임과 역할임을 강조하고 있다(Gonzalez-DeHass et al., 2005; Hornby and Blackwell, 2018; 임정하·최은경, 2023).

2. 청소년들의 미디어 시간

하루는 24시간으로 모두에게 공평하게 한정된 시간이다. 따라서 미디어 이용시간이 증가하는 것은 다른 활동에 보내는 시간을 감소시키는 것으로 볼 수 있다. 특히, 특히 코로나19로 인한 미디어 이용시간의 증가는 균형잡힌 생활시간을 방해하여 아동의 일상균형에 문제가 생겼으며, 특히 부모의 사회경제적인 수준에 따라 이러한 변화가 더 큰 것으로 나타났다(정익중·이수진·강희주, 2022). 이러한 미디어 시간의 증가는 아동·청소년에게 신체적, 정서적, 사회적으로 다양한 부정적 영향을 미친다. 먼저, 신체적으로는 건강 습관과 영양상태에도 부정적 영향을 미치며(임희숙·김순경, 2018), 이로 인해 비만도와(박민희·송혜영, 2019) 신체증상을 높이는 것으로 나타났다(김미숙·배화옥, 2022). 또한, 정서적으로 미디어 시간의 증가는 자기조절력과 자기효능감(김여란·김현숙, 2015), 자아존중감을 낮추고 불안을 증가시키며, 이러한 부정적인 정서로 인해 문제 행동을 증가시킨다(안수빈 외, 2017). 이는 아동의 사회적 문제와 연결되어 또래 애착과 학

업성취도를 낮추고(김여란·김현숙, 2015) 이를 통해 학교생활 적응에 부정적인 영향을 미치게 된다(김미숙·배화옥, 2022; 이귀옥·이미리, 2022). 이처럼 아이들의 미디어 이용시간이 길어지면서 학습과 독서 시간이 상대적으로 짧아지게 되고 이는 학업성취도에 부정적인 영향을 미치는 것처럼, 미디어 이용시간의 증가는 아동·청소년의 인지, 정서, 사회발달 전반에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(성은모·황경아·이재연, 2012). 특히 학령 초기 미디어 시간의 증가와, 학년이 증가하면서 유의하게 미디어 시간이 증가하는 것은 미디어 중독으로 이어져, 이는 학교적응의 문제 외에도 아동·청소년 삶 전반에 부정적인 영향을 미치는 문제요인이 될 수 있다(이소은·김미나, 2021). 이러한 미디어 이용시간을 증가시키는 요인으로는 개인적 요인과 환경적 요인이 있다. 먼저, 개인적 요인으로는 성별이 남아일 경우, 환경적 요인으로는 부모의 교육수준과 가구소득이 낮고 양부모 가정이 아닐 경우(김미숙·배화옥, 2022). 또한 빈곤아동 수에 비해 지역 아동센터의 수가 적고 불평등이 심한 지역일수록 미디어 시간이 증가하였다(김선숙·임세희, 2018).

한편, 미디어 이용시간보다는 미디어의 이용행태에 따라 부정적인 영향이 달라질수도 있다고 보는 논문들도 다수 존재한다. 대표적으로 정익중(2022)은 디지털 네이티브 세대인 현재의 아동·청소년들에게 있어서 미디어 이용을 통해 창의력 증가와 또래관계 형성에 하나의 놀이문화로서 긍정적인 영향을 줄 수 있기에 미디어 사용자체를 문제라고 판단하는 것은 지양할 필요가 있음을 주장하였으며, 이를 위해 미디어 자체를 금지하는 것 보다는 미디어 리터러시 교육을 통해 건강한 미디어 습관을 형성하는 것이 중요함을 강조하였다. 하지만, 이러한 미디어 이용행태에 있어서도 부모의 사회경제적 지위가 유의한 영향을 미치고 있었다. 정재기(2011)의 연구에서 부모의 사회경제적 지위가 높은 아동의 경우 미디어를 활용한 게임 시간이 감소하였으며, 이는 아동의 연령이 높아질수록 강한 영향을 받는 것으로 나타나, 경제수준이 높은 부모가 자녀에게 기대하는 교육적인 열망 등이 미디어 이용 행태에 영향을 미치는 것으로 드러났다.

따라서, 미디어 이용시간과 이용행태 전반에 있어서 부모의 사회경제적 지위나 가구형태, 지역특성 등이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나, 건강한 미디어 사용환경 조성을 위해 아이들이 방임 상태에서 무분별하게 미디어를 이용하는 것이 아닌, 일상생활의 균형을 유지하는 선 내에서 좋은 콘텐츠를 적절하게 사용하고 조절할 수 있도록 가정 및 사회에서의 개입방안을 강구하는 것이 필요함을 알 수 있다.

3. 아동·청소년들의 인터넷 과의존

‘인터넷 과의존’이란 인터넷(스마트폰) 사용에 금단과 내성 증상과 같은 중독 증상을 보여 일상 생활 영위가 어려운 상태로 인터넷 사용에 대한 자율적 조절능력이 감소하여 조절실패, 일상에서 과도하게 사용시간이 두드러지는 현저성, 인터넷 이용으로 부정적 경험을 함에도 지속적으로 이용하는 문제적 결과의 3가지 요인으로 개념을 구성할 수 있다(한국정보화진흥원, 2016:9). 이는 인터넷 중독(Addiction)과 같은 의미이나 정부에서 국가정보화기본법 제30조의 규정에 의거하여, ‘제3차 스마트폰·인터넷 바른 사용 지원 종합계획(2016~2018)’을 수립함에 따라 ‘중독’이 갖는 부정적인 의미를 대체하기 위해 ‘과의존’을 선정하였다(서형준·신지웅, 2018:22). 하지만, 여전히 인터넷 중독이 더 보편적으로 사용되는 용어이나 본 연구에서 사용한 한국복지패널(2015)에서 13차년도 조사부터 ‘인터넷 중독’을 ‘인터넷 과의존’으로 용어를 대체함에 따라 본 연구에서도 ‘인터넷 과의존’으로 용어를 대체하여 사용하고자 한다.

이러한 인터넷 과의존 문제는 긴 미디어 시간과 같이 아동·청소년에게 다양한 문제를 야기한다. 먼저, 신체적으로 인터넷 과의존은 수면 시간과 질을 낮추어 건강에 부정적인 영향을 미치게 된다(홍주연, 2022). 심리적으로는 자기조절능력이 저하되어 자기효능감을 낮추고(김여란·김현숙, 2015.) 불안(성은모 외, 2021)

과 우울을 증가시킨다(홍주연, 2022). 또한 자존감과 자기통제를 낮춤으로써, 공격성을 높여 문제행동에도 영향을 미친다(도금혜·이지민, 2011). 이외에도 인터넷 과의존은 학습 및 독서시간을 감소시켜 학업 성취도가 낮아지게 되며(성은모 외, 2021) 또래 관계를 통해 사회성을 발달시켜야할 시기에 학교 적응과(이소은·김미나, 2021) 사회성을 저해시키는 요인이 된다(김병년, 2013).

이렇듯 아동·청소년 발달 및 삶 전반에 영향을 미치는 인터넷 과의존의 경우 환경적 요인과 개인적 요인의 영향을 받는다. 환경적 요인의 경우 양육자의 학력과(배성만, 2015)함께 대표적으로 부모의 양육행동 및 애착, 의사소통 형태와 같은 부모와의 관계(오현희·김현진, 2014)와 지역사회의 낮은 지지관계 및 또래와의 낮은 애착과 같이(배성만, 2015) 주변의 부모, 친구, 지역사회와의 관계적인 요인들의 영향이 큰 것으로 나타났다. 개인적 요인의 경우 흡연이나 약물과 같은 중독물질 사용경험과 건강상태, 스트레스, 우울 등이 영향을 미쳤다(배성만, 2015). 이에 아동·청소년 삶 전반에 부정적인 영향을 미치는 인터넷 과의존으로부터 이들을 보호하고 인터넷 과의존으로 인해 발생하는 문제들을 해결하고자 이에 사회적 문제로 보고 예방책을 마련하는 것이 필요할 것이다.

4. 부모의 교육참여와 아동·청소년들의 미디어 시간과 인터넷 과의존

아동·청소년들의 미디어 시간에 있어서 부모의 교육참여와의 관계는, 부모의 교육에 대한 참여와 관심이 커질수록 자녀에게 주어진 한정적인 24시간 내에서 미디어 시간을 증가시킬 경우 상대적으로 학업 시간이 줄어들 수 있기 때문에, 부모와 자녀의 교육에 대한 열망이 미디어 시간에 영향을 미치는 것으로 드러났다(정재기, 2011). 이러한 미디어 이용시간의 증가가 학습태도와 학업성취에 부정적인 영향을 미치기 때문이다(박석규·이은영, 2015). 이처럼, 미디어의 이용이 학습태도에 부정적인 영향을 미치기 때문에 학습태도를 지도하는 교육참여 수준이 높은 부모의 경우 미디어 이용에 제한을 둘 수 밖에 없는 상황이다(박석규·이은영, 2015). 최윤정(2022)의 연구에서 또한 부모가 미디어 시간에 개입하여, 시청 시간과 프로그램을 제한하는 중재자의 역할을 할 경우 미디어 시간의 증가를 방지하고 이는 미디어가 학업성적을 낮추는 영향을 예방하는 효과를 지닌 것을 알 수 있다. 이에 교육참여를 적극적으로 하는 부모의 경우 교육참여의 일환으로 자녀의 미디어에 개입하여 중재 행위를 함을 알 수 있다.

이와 관련하여 Willems et al(2023)의 경우에도 부모의 자녀의 미디어 중재 및 개입을 교육참여의 일환으로 보고 유럽의 사회경제적 수준이 낮은 청소년들의 미디어 사용과 부모의 교육참여에 대해 살펴보았다. 그 결과 자녀의 미디어 시간과 콘텐츠에 개입하여 중재를 하는 것이 부모의 교육참여로서 매우 중요함에도 저소득 가정에서 이러한 미디어 중재에 대한 부모의 교육참여가 부족하였다. 이에 저소득 가정의 청소년들의 미디어 시간이 긴 것으로 나타났다. 특히 남아의 경우 여아에 비해 이러한 부모의 교육참여로서 미디어 중재가 어렵기에 남아에 대한 개입이 더욱 필요함을 주장하였다. Papadakis, Zaranis and Kalogiannakis(2019)의 연구에서 또한 부모의 교육참여와 미디어 이용에 대한 인식이 아동의 미디어 이용에 미치는 영향에 대해 연구한 결과 부모가 경제적 수준이 낮고 연령이 높은 경우 미디어를 교육적으로 이용하도록 돕는 교육참여 행위가 낮은 것으로 나타나 이로 인한 불균형을 해소할 필요가 있음을 주장하였다.

반면, 부모의 교육참여로 인한 미디어 중재가 오히려 자녀의 인터넷 과의존과 같이 자녀의 미디어 이용에 부정적인 영향을 미친다는 연구 또한 진행되어왔다. 이러한 연구들은 자녀가 부모와의 애착과 관계가 좋을 경우 부모의 미디어 중재가 효과를 발하지만(이정자, 2022) 부모-자녀 관계가 좋지 못하고 애착이 제대로 형성되어 있지 않을 경우, 부모가 교육참여의 일환으로 행하고자 하는 미디어 중재에 오히려 반발

심을 가지고 미디어에 과의존하는 것으로 나타났다(김형지·정세훈, 2015). 마찬가지로 부모의 교육참여가 과하여 자녀가 이를 학업성취에 대한 압력으로 인식하여 스트레스를 받을 경우 이를 해결하고자 미디어에 의존하여 인터넷 과의존, 중독까지 이르게 될 수도 있다는 연구 결과가 확인되고 있다(전성은·강영신, 2022). 이는 부모의 성별에 따라 다른 영향을 미치는 것으로도 나타났는데, 부의 자녀에 교육에 대한 성취 압력은 인터넷 과의존을 증가시키지만, 모의 성취압력은 이를 감소시키는 상이한 결과 또한 보고되고 있다(이정민·정혜원, 2015). 이렇듯, 아동·청소년의 학업 스트레스는 아이러니하게도 인터넷 과의존을 증가시키는 요인이 되기에(공영숙·임지영, 2021) 학업스트레스를 높이지 않는 수준에서의 부모의 교육참여가 중요함을 알 수 있으며, 결과적으로 부모의 교육참여를 통해 자녀의 미디어 기기를 중재하는 것이 적절한 시간 미디어를 사용하는 것에 있어서 큰 영향을 미치는 요인임을 알 수 있다. 그렇기에 본 연구에서는 부모의 교육참여 집단 수준이 변화와 이에 따른 아동·청소년의 미디어 시간 양과 인터넷 과의존 차이에 대해 살펴보고자 한다.

제 3절 연구방법

1. 분석자료 및 표본(연구대상)

본 연구는 한국복지패널의 10차, 13차, 16차 아동부가조사와 인구사회학적 특성을 알기 위하여 해당 차수의 가구 데이터를 활용하였다. 한국복지패널은 2006년도부터 시작하여 2021년 17차 데이터까지 조사를 진행한 조사이다. 특히, 아동부가조사의 경우 매3년 마다 진행되는 아동·청소년 대상 조사로 아동·청소년의 학교적응, 심리정서 전반에 대한 조사를 진행하고 있다. 1차 조사 시기인 2006년에 조사 대상자였던 초등학교 4, 5, 6학년에 재학 중인 학생들이 10차년도 시기에는 모두 성인이 됨에 따라, 10차년도인 2015년 조사부터는 신규표본을 구성하여 조사를 진행하였다. 10차 조사 또한, 당시 초등학교 4, 5, 6학년을 대상으로 진행하였으며, 13차는 2018년 중학교 1, 2, 3학년에 재학 중인 아동 전체, 16차는 2021년 3월 기준 고등학교 1, 2, 3학년에 재학 중인 아동을 대상으로 진행하였다.

본 연구의 경우 10, 13차의 부모교육관심의 변화에 따른 13, 16차 아동 미디어 시간의 차이가 있는지를 종단적인 영향을 보고자 하는 것이 목적이기에 10차와 13차, 16차까지 세 개의 차시의 조사에 모두 참여한 아동만을 대상으로 분석을 진행하였다. 이를 위해 10차 년도 조사에는 아동 471명이, 13차는 391명, 16차에는 337명이 조사를 완료하였으나, 10차시 이후 조사에 연속적으로 응답한 대상자만 남기고 신규 유입된 대상자들은 제거하였으며, 정규성 기준을 만족시키고 분석대상 변수에 결측값을 지닌 케이스를 모두 삭제하였다. 따라서 10차부터 13차까지 연속적으로 응하였으며, 결측치를 제외한 응답자는 총 278명, 16차는 217명으로 최종적으로 10차부터 16차까지 연속적으로 참여한 217명을 대상으로 분석을 진행하였다.

2. 분석 방법

10차시와 13차이 부모의 교육참여의 시간적 변화에 따라 13차, 16차시 아동 미디어 시간 및 인터넷 과의존 정도에 변화가 있는지 살펴보고자 공분산분석(Analysis of Covariance, ANCOVA)를 실시하였다. 이론적 배경에서 살펴보았듯, 아동의 미디어 시간과 인터넷 과의존에 영향을 미치는 다양한 요인들의 효과

를 통제된 상태에서 독립변수(부모의 교육참여의 변화)의 영향을 살펴봐야 하므로 공분산분석을 적용하였다. 본 연구의 독립변수는 10차시와 13차시의 부모교육참여 관심정도의 변화를 탐색한 결과, 2차시기 동안 지속적으로 높았던 '참여높음' 집단과 지속적으로 낮았던 '참여낮음' 집단, 마지막으로 높았으나 낮아진 '참여감소' 집단이고, 종속변수는 13차시, 16차시 아동의 미디어 시간과 인터넷 과의존이다. 선행연구에서 아동의 미디어 이용 행태에 영향을 주는 것으로 밝혀진 통제변수(아동성별, 아동연령, 가구형태, 빈곤여부, 학업성취도)들도 함께 투입하였다.

3. 변수

1) 종속변수

먼저 첫 번째 종속변수는 '미디어 시간'으로 'TV시청은 하루에 평균 몇 시간 정도 합니까?' 문항과 '인터넷 사용은 하루에 평균 몇 시간정도 합니까?' 문항에 시간과 분으로 응답한 것을 최종적으로 합친 뒤 분으로 변환하여 평균적으로 하루 동안 인터넷과 TV를 시청하는 미디어 시간을 보고자 하였다.

두 번째 종속변수는 '인터넷 과의존'으로 인터넷으로 인한 일상생활 장애와 금단증상, 내성, 인터넷 내에서의 관계에 대해 평가한 항목으로 20개의 문항이 4점 척도로 구성되어있다. 문항의 내용으로는 '인터넷 사용으로 건강이 이전보다 나빠진 것 같다.' '인터넷을 하다가 계획한 일들을 제대로 못한 적이 있다.' '인터넷을 할 때 누군가 방해하면 짜증스럽고 화가 난다.' 등으로 이루어져 있다. 10차년도 인터넷과의 존 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .733$ 이고 13차년도는 Cronbach's $\alpha = .651$ 이다.

2) 독립변수

독립변수는 부모교육참여(부모교육관심)으로 부모가 아동의 학교생활 등과 같이 교육적인 부분에 얼마나 많은 관심을 가지고 참여하는지를 평가한 항목으로 4개의 문항이 4점 척도로 구성되어 있다. 해당 문항은 다음과 같다. '부모님과 나는 학교 생활이나 친구에 대해 대화한다.', '우리 부모님은 학교 선생님(들)과 이야기하기 위해 학교에 찾아 가신다.', '우리 부모님은 학교가 주최하는 학부모회 모임 등과 같은 행사에 참석하신다.', '우리 부모님은 내가 숙제를 다 했는지 관심을 가지고 확인한다.' 10차년도 부모교육참여 문항의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .762$ 이고 13차년도 부모교육참여는 Cronbach's $\alpha = .705$ 로 신뢰도 수준 또한 적절한 것으로 분석되었다.

10차년도 부모교육참여의 중위값(1.00점)과 13차년도 부모교육참여의 중위값(1.50점)을 기준으로 한 이상/미만으로 각 차시별 부모교육참여 '상/하'의 집단을 나누었다. 그리고 10차년도와 13차년도 모두 '상'에 해당하는 부모들을 '참여높음' 집단으로, 10차년도와 13차년도에 모두 '하'에 해당하는 부모들을 '참여낮음' 집단으로, 10차년도에는 '상'에 해당하나 13차년도에는 '하'에 해당된 부모들을 '참여감소' 집단으로 구분해 독립변수로 사용하였다.

3) 통제변수

통제변수는 아동의 미디어 시간과 인터넷 과의존과 같이 미디어 이용행태에 영향을 미치는 변수들로 선행연구들을 토대로 개인적 변수와 외부환경적 변수로 나누어 적용하였다. 먼저 개인적인 변수로는 아동의 성별, 연령(학교급 및 학년)과 학업성취도를 보았으며, 외부 환경적인 요소로는 부모의 교육수준, 가구형태(양부모가정 여부)와 가구소득(빈곤여부)를 분석에 활용하였다. 아동의 미디어 이용 행태에 영향을 미

치는 개인적 요인과 외부환경적 요인을 살펴봄으로써 독립변수가 종속변수에 미치는 영향에 대해 더 명확하게 확인하고자 하였다.

제 4절 분석결과

1. 분석 대상자의 일반적 특성

1) 차시별 연구 대상자 아동·청소년의 일반적 특성

본 연구에서 분석한 아동·청소년 217명의 일반적인 특성을 각 차시별로 분석한 결과 <표 1>과 같다. 성별의 경우 10차시부터 16차시까지 모두 동일인이므로, 남 104명(47.9%), 여 113(52.1%)로 같은 비율이다. 연령대는 10차시는 초4~초6까지가 대상자로 초4 63명(29.0%), 초5 80명(36.9%), 초6 74명(34.1%)로 대체로 고른 분포를 보이고 있으며, 연령이 동일하게 올라가는 관계로 13차와 16차시의 연령도 마찬가지로 비슷한 비율을 이루고 있다. 다만, 16차시의 경우 특수하게 고1 미만으로 아직 고등학교에 입학하지 않은 2명의 학생이 있는 것으로 나타났다. 학업성취도는 자기보고식 검사로, 10차시인 초등시기 '상' 66.4%, '중' 27.2%, '하' 6.5%로 '상'이 가장 많았으며, 13차 중등시기의 아이들은 '상' 51.2%, '중' 32.3%, '하' 16.6%로 여전히 '상'이 가장 많으나 '중'의 비율이 늘어났다. 16차 고등시기에는 '상' 30.9%, '중' 47.9%, '하' 21.2%로 '중'으로 평가하여 학교급이 올라갈수록 본인의 성적에 대한 평가가 점차 낮아지는 현상을 발견할 수 있다.

대상자의 가구특성은 다음과 같다. 먼저, 가구소득을 살펴보면 10차시 저소득가구는 13.8%, 일반가구는 86.2%로 대부분 비저소득가구로 나타났으며, 13차시에서 일반가구가 88.5%로 증가하였다. 가구형태의 경우 10차시에는 양부모 95.9%, 양부모 외 4.1%였으나 13차시 양부모 외 가구가 3가구 증가하였고, 16차시에는 1가구 증가하여 10차시에서 16차시의 조사기간 동안 총 4가구가 양부모 외 가구로 편입된 것으로 조사되었다. 부모학력은 대졸이상 32.2%, 대졸미만 66.8%로 나타나 대부분 대졸 미만인 것으로 집계되었다.

<표 1> 차시별 연구 대상자 일반적 특성

명(%)

구분			10차		13차		16차		
			빈도	%	빈도	%	빈도	%	
성별	남		104	47.9	104	47.9	104	47.9	
	여		113	52.1	113	52.1	113	52.1	
학교급 및 학년	초4	중1	63	29.0	64	29.5	2	0.9	
		고1 미만					60	27.6	
	초5	중2	고2	80	36.9	79	36.4	80	36.9
	초6	중3	고3	74	34.1	74	34.1	75	34.6
학업성취도	상(중간이상~아주잘함)		144	66.4	111	51.2	67	30.9	
	중(중간)		59	27.2	70	32.3	104	47.9	
	하(아주못함~중간이하)		14	6.5	36	16.6	46	21.2	
저소득가구	일반가구		187	86.2	192	88.5	196	90.3	
	저소득가구		30	13.8	25	11.5	21	9.7	
가구형태	양부모		208	95.9	205	94.5	204	94.0	
	양부모 외		9	4.1	12	5.5	13	6.0	
부모학력	대졸 이상		72	33.2	72	33.2	72	33.2	
	대졸 미만		145	66.8	145	66.8	145	66.8	
합계			217	100	217	100	217	100	

2) 부모교육참여 변화 유형별(집단별) 일반적인 특성

아동이 지각한 부모의 교육 참여 수준을 각 차시별로 평균점수를 기준으로 평균 이상 집단과 이하 집단인 두 집단으로 나누고, 10차시와 13차시 집단 변화를 살펴보았다. 먼저, 10차시 부모 교육참여 수준 평균값은 0.88점, 13차시는 1.45점으로 나타났기에 이를 기준으로 평균 이상인 집단을 '상', 평균 이하인 집단을 '하'로 나누었다. 그 결과, 10차시와 13차시 모두 평균 이상인 '참여높음' 집단과 10차시에서는 점수가 평균보다 높았으나, 13차시 점수가 평균 이하로 낮아진 '참여감소'집단, 10차시와 13차시 모두 평균 이하의 점수를 지속적으로 유지한 '참여낮음'의 세 집단이 관찰되었다. 특이점은 자녀가 초등 고학년 시기인 10차시 때 부모의 교육참여가 '하'였으나, 13차시때 '상'으로 부모교육참여가 증가한 집단은 없는 것으로 나타났다. 따라서, 최종적으로 '참여높음'집단은 73명, '참여감소'집단은 40명, '참여낮음'집단은 110명으로 분석되었으며, 아이들이 평가했을 때 부모의 교육참여 수준이 지속적으로 낮은 집단이 가장 많은 것으로 나타났다. 따라서 이를 3가지 집단으로 유형화 한 뒤, 집단별 일반적인 특성을 살펴볼 경우 다음의 <표 2>와 같은 결과가 집계되었다.

먼저, '참여높음' 집단의 자녀 성별은 남 40.0%, 여 60.0%로 여아가 더 많았으며, '참여감소'집단은 남 52.5%, 여 47.5%로 남자가 다소 많았다. '참여낮음' 집단은 남 51.4%, 여 48.6%로 마찬가지로 남아가 더 많았다. 아동의 연령은 '참여높음' 집단은 초4/중1로 상대적으로 어린 연령대의 자녀들이 44.3%로 가장 많았으며, '참여감소'집단은 중간 나이인 초5/중2가 '참여낮음' 집단은 가장 높은 연령인 초6/중3이 40.2%로 가장 높았으나 초5/중2와 차이가 근소하였다. 아동의 학업성취도는 '참여높음' 집단은 '상'이 82.9%로 대부분을 차지하였고, '참여감소'집단은 '상'이 10차시에는 70.0%로 가장 높았으나, 13차시 42.5%로 '참여감소'하였다. '참여낮음'집단에서도 마찬가지로 10차시에는 '상'이 54.2%로 높았으나, 13차시 39.3%로 감소하고 '중'집단이 40.2%로 가장 높게 나타났다.

환경요인으로 저소득가구여부의 경우 '참여높음'은 10차 8.6%, 13차 2.9%로 10차시에 저소득가구로 분류된 4가구가 저소득 가구에서 탈피하였다. 10차시 '참여감소'집단은 15.0%, 13차시 12.5%로 1가구가 일반가구로 변했고, '참여낮음'집단은 10차시와 13차시 모두 저소득가구가 16.8%를 유지하였다. 부모 교육수준의 경우 대졸 이상이 '참여높음' 집단은 11.4%, '참여감소'는 25.0% '참여낮음'은 19.6%로 나타났다. 특이점으로 '참여높음' 집단에만 대학원(박사)졸업가구가 2가구 있었으며, 초등학교졸업은 '참여낮음'집단이 9명으로 가장 많았다.

<표 2> 부모교육참여 집단별 일반적인 특성

집단구분		참여높음				참여감소				참여낮음				
		10차		13차		10차		13차		10차		13차		
		빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	
아동성별	남	28	40.0	28	40.0	21	52.5	21	52.5	55	51.4	55	51.4	
	여	42	60.0	42	60.0	19	47.5	19	47.5	52	48.6	52	48.6	
아동 학교급 및 학년	초4	중1	31	44.3	31	44.3	10	25.0	10	25.0	22	20.6	23	21.5
	초5	중2	18	25.7	18	25.7	20	50.0	20	50.0	42	39.3	41	38.3
	초6	중3	21	30.0	21	30.0	10	25.0	10	25.0	43	40.2	43	40.2
아동 학업성취도	상(중간이상~아주잘함)		58	82.9	52	74.3	28	70.0	17	42.5	58	54.2	42	39.3
	중(중간)		10	14.3	10	14.3	9	22.5	17	42.5	40	37.4	43	40.2
	하(아주못함~중간이하)		1	1.4	4	5.7	3	7.5	6	15.0	9	8.4	22	20.6
저소득가구	일반가구		64	91.4	68	97.1	34	85.0	35	87.5	89	83.2	89	83.2
	저소득가구		6	8.6	2	2.9	6	15.0	5	12.5	18	16.8	18	16.8

명(%)

<표 2> 부모교육참여 집단별 일반적인 특성

계속

집단구분		참여높음				참여감소				참여낮음			
		10차		13차		10차		13차		10차		13차	
		빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%
저소득가구	일반가구	64	91.4	68	97.1	34	85.0	35	87.5	89	83.2	89	83.2
	저소득가구	6	8.6	2	2.9	6	15.0	5	12.5	18	16.8	18	16.8
가구형태	모자	2	2.9	2	2.9	0	0	1	2.5	1	0.9	4	3.7
	부자	1	1.4	1	1.4	0	0	1	2.5	2	1.9	2	1.9
	조손	0	0	0	0	0	0	0	0	3	2.8	1	0.9
	양부모	67	95.7	67	95.7	40	100.0	38	95.0	101	94.4	100	93.5
	합계												
부모 교육수준	초등학교 졸업	1	1.4	1	1.4	1	2.5	1	2.5	9	8.4	9	8.4
	중학교 졸업	15	21.4	15	21.4	1	2.5	1	2.5	7	6.5	7	6.5
	고등학교 졸업	13	18.6	13	18.6	19	47.5	19	47.5	56	52.3	56	52.3
	전문대학 졸업	33	47.1	33	47.1	9	22.5	9	22.5	14	13.1	14	13.1
	대학교 졸업	6	8.6	6	8.6	6	15.0	6	15.0	16	15.0	16	15.0
	대학원(석사) 졸업	2	2.9	2	2.9	4	10.0	4	10.0	5	4.7	5	4.7
	대학원(박사) 졸업	2	2.7	2	2.7	0	0	0	0	0	0	0	0
합계			70				40					107	

3) 주요변수의 일반적 특성

본 연구에서 활용할 주요 변수의 정규성을 살펴보고자 일반적 특성을 살펴보면 다음의 <표 3>과 같다. 먼저 모든 변수는 결측 케이스 없이 217명을 만족하였다. 각 변수의 평균을 살펴보면, 부모교육참여는 0.83점, 미디어 시간 13차는 229.66, 16차는 229.93이며, 인터넷 과의존은 13차 1.31, 16차 1.30으로 나타났다. 정규성 검증을 위해 왜도와 첨도를 확인한 결과 부모교육참여와 13차, 16차 미디어 시간은 정규성을 충족하였다.

<표 3> 주요변수의 일반적 특성

변수	빈도(결측)	최소	최대	평균	표준편차	왜도	첨도	
부모교육참여	217(0)	0.00	2.00	0.83	0.889	0.34	-1.65	
미디어 시간	13차	217(0)	10.00	660.00	229.66	127.189	0.80	0.37
	16차	217(0)	20.00	780.00	229.93	128.305	1.09	1.79
인터넷 과의존	13차	217(0)	1.30	1.45	1.31	0.016	5.94	43.42
	16차	217(0)	1.30	1.40	1.30	0.013	4.97	27.17

2. 부모교육참여 변화 유형별 차이 비교 분석

1) 부모교육참여 변화 유형별 자녀의 미디어 시간 차이 비교

본 연구의 모형은 독립변수로 10차, 13차 부모 교육참여 집단을 넣고 통제변수로 아동·청소년의 미디어 시간에 영향을 미치는 개인적인 요인으로 성별, 연령(학교급), 주관적 학업성취도를 포함하였으며, 환경요인으로 저소득가구 여부와 가구 형태를 포함하여 각 13차 미디어 시간과 16차 미디어 시간에 부모 교육참여 집단별 차이가 있는지를 분석하였다. 그 결과, <표 4>와 같이 독립변수인 부모교육참여 집단에 따라 13차 미디어 시간과($F=4.385^*$) 16차 미디어 시간($F=4.588^*$) 모두 유의한 차이를 보였다. 이러한 분석 결과를 통해 아동의 미디어 시간이 부모의 교육참여 수준에 따라 달라지며, 이는 동시대 미디어 시간인 13차

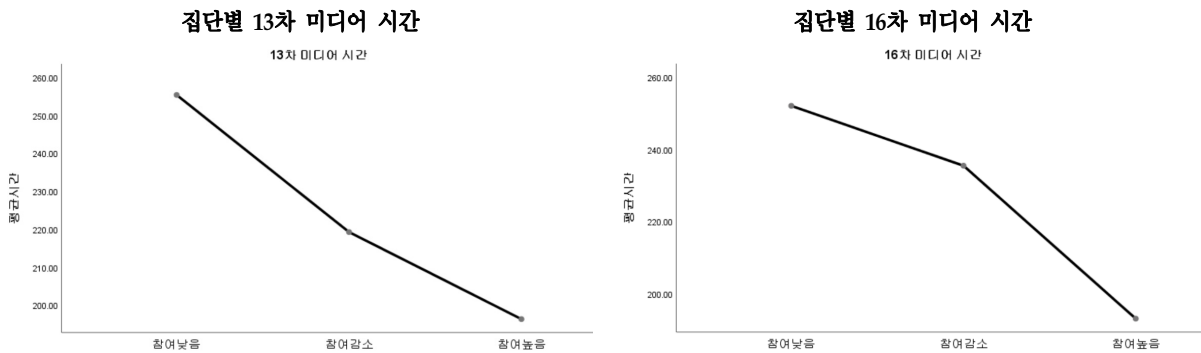
미디어 시간 외에 향후 16차 미디어 시간까지 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. [그림 1]과 같이 13차, 16차 모두 미디어 시간이 '참여높음'집단이 가장 적었으며, '참여감소'집단, '참여낮음' 집단 순으로 점차 미디어 시간이 증가하는 것으로 분석되었다.

<표 4> 부모교육참여 집단 변화에 따른 미디어 시간 차이 공분산분석

종속변수: 13차, 16차 미디어 시간			SS	df	MS	F	P
13차 미디어 시간	독립변수	부모교육참여	136257.105	2	68128.553	4.385	0.014
	통계변수	13차 가구형태	1441.581	1	1441.581	0.093	0.761
		13차 저소득여부	38704.329	1	38704.329	2.491	0.116
		13차 아동성별	10318.659	1	10318.659	0.664	0.416
		13차 아동학년	29392.412	1	29392.412	1.892	0.170
		13차 학업성취도	0.838	1	0.838	0.000	0.994
	오차		3246841.340	209	15535.126		
수정된 합계		3493668.442	216				
16차 미디어 시간	독립변수	부모교육참여	131410.543	2	65705.271	4.588	0.011
	통계변수	16차 가구형태	24275.045	1	24275.045	1.695	0.194
		16차 저소득여부	54432.583	1	54432.583	3.801	0.053
		16차 아동성별	11940.987	1	11940.987	0.834	0.362
		16차 아동학년	94919.218	1	94919.218	6.628	0.011
		16차 학업성취도	187518.390	1	187518.390	13.094	0.000
	오차		2993113.285	209	14321.116		
수정된 합계		3555823.963	216				

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

[그림 1] 부모교육참여 집단별 미디어 시간 차이 그래프



공분산분석을 통해 확인된 부모 교육참여 집단별로 자녀의 미디어 시간에 유의한 차이가 나타난다는 결과를 기반으로 3개의 부모교육참여 변화 유형 중 특히 어떤 유형 사이에 미디어 시간 차이가 두드러지게 나타나는지를 살펴보고자 일변량 사후검정을 이용하여 분석하였다. 그 결과 <표 5>와 같은 결과를 얻을 수 있었다. 결과를 요약하여 보자면, 13차 미디어 시간과 16차 미디어 시간 모두 부모교육참여 '참여낮음' 집단이 '참여높음' 집단에 비해 유의하게 많은 것으로 나타났다. 이를 통해, 부모교육참여 변화 집단 유형별로 동시대의 미디어 시간 및 3년 뒤의 미디어 시간까지 차이가 나타나는 것으로 드러났으며, 집단별 차이의 경우 '참여낮음' 집단보다 '참여높음' 집단이 유의하게 적은 시간 미디어를 이용하는 것으로 분석되었다.

<표 5> 부모교육참여 집단별 미디어시간 차이 사후분석

	부모교육참여	N	M	SD	F	P	사후분석
13차 미디어 시간	참여높음(a)	107	255.23	138.725	4.385*	0.014	c>a** (p=.004)
	참여감소(b)	40	219.68	121.652			
	참여낮음(c)	70	196.29	102.479			
	전체	217	229.66	127.179			
16차 미디어 시간	참여높음(a)	107	255.51	138.191	4.588*	0.011	c>a*** (p=.003)
	참여감소(b)	40	240.00	129.714			
	참여낮음(c)	70	185.07	97.833			
	전체	217	229.93	128.305			

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

위의 연구결과를 통해 연구 문제로 설정하였던, 부모의 교육참여 변화 유형별로 자녀의 현재 미디어 시간 및 향후 미디어 시간이 모두 차이가 있을 것이라는 가설이 지지되었다. 특히, 부모교육참여 '참여높음' 집단과 '참여낮음' 집단이 13차, 16차 모두에서 차이가 유의한 것으로 나타나 부모의 교육참여가 지속적으로 높을 경우 당시의 미디어 시간과 이후 미디어시간 모두 부모들이 중재효과를 가져 유의하게 낮았고 반면, 부모 교육참여이 10차와 13차 모두 낮은 집단의 경우 자녀의 미디어 시간이 13차시에도 16차시에도 모두 부모교육 관심이 높은 집단에 비해 유의한 수준으로 더 긴 시간 미디어를 사용하는 것임을 알 수 있었다. 따라서, 부모의 교육참여 수준이 낮을 경우 자녀의 미디어 시간에 대한 적절한 중재를 하지 않아 자유롭게 제한 없이 미디어를 사용함으로써 이러한 결과가 발생했을 가능성을 알 수 있었다.

요약하자면, 본 연구를 통해 부모 교육참여 수준 변화에 따라 자녀의 현재 미디어 시간과 향후 미디어 시간 모두 달라질 수 있음이 드러났으며, 부모의 교육참여 수준과 그 변화에 따라 순차적으로 자녀의 미디어 시간에 차이가 나타났다. 특히, 10차, 13차 모두 지속적으로 낮은 집단과 지속적으로 높은 집단 사이에 미디어 시간의 차이가 큰 것으로 분석되었으며, 이를 통해 부모가 지속적으로 낮은 교육참여를 하는 집단과 높은 참여를 하는 집단 간의 자녀의 미디어 시간은 대조적인 차이가 있는 것을 확인할 수 있었다.

2) 부모교육참여 변화 유형별 자녀의 인터넷과의존 차이 비교

부모교육 참여 유형별로 미디어 시간 차이가 유효함에 따라, 인터넷 과의존의 차이도 유의한지 살펴보고자 위의 모형과 마찬가지로 독립변수로 10차, 13차 부모 교육참여 집단을 넣고 통제변수로 성별, 연령(학교급), 주관적 학업성취도, 저소득가구 여부와 가구 형태를 포함하여 13차와 16차 자녀의 인터넷 과의존에 차이가 있는지를 분석하였다. 그 결과, <표 6>과 같이 독립변수인 부모교육참여 집단에 따라 13차 인터넷 과의존(F=0.029, P=0.971) 16차 인터넷 과의존(F=2.310, P=0.102)로 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 따라 두 번째 연구가설인 부모교육참여 변화 유형별로 인터넷 과의존에 차이가 있을 것이라는 가설은 지지되지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> 부모교육참여 집단 변화에 따른 미디어 시간 차이 공분산분석

종속변수: 13차, 16차 인터넷 과의존			SS	df	MS	F	P
13차 인터넷 과의존	독립변수	부모교육참여	0.000	2	0.000	0.062	0.940
	통계변수	13차 가구형태	0.001	1	0.001	0.437	0.509
		13차 저소득여부	0.000	1	0	0.013	0.910
		13차 아동성별	0.010	1	0.010	5.736*	0.018
		13차 아동학년	0.003	1	0.003	1.446	0.231
		13차 학업성취도	0.002	1	0.002	1.083	0.299
	오차		0.374	209	0.002		
	수정된 합계		0.390	216			
16차 인터넷 과의존	독립변수	부모교육참여	0.001	2	0.001	0.539	0.584
	통계변수	16차 가구형태	0.001	1	0.001	0.910	0.341
		16차 저소득여부	0.000	1	0.000	0.265	0.607
		16차 아동성별	0.000	1	0.000	0.115	0.735
		16차 아동학년	0.002	1	0.002	1.407	0.237
		16차 학업성취도	0.001	1	0.001	1.035	0.310
	오차		0.226	209	0.001		
	수정된 합계		0.230	216			

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

부모교육참여 유형별로 인터넷 과의존에는 차이가 없음이 드러남에 따라, 사후분석은 시행하지 않았으며, 기술통계적인 부분은 다음의 <표 7>과 같다. 13차 인터넷 과의존과 16차 인터넷 과의존에서 모든 집단의 평균은 1.3점대로 동일하게 나타났으며, 16차 인터넷 과의존에서 또한 이와 비슷한 결과가 나타남을 알 수 있어 집단별로 평균값이 거의 비슷한 수준임을 알 수 있다.

<표 7> 부모교육참여 집단별 미디어시간 차이 사후분석

	부모교육참여	N	M	SD	F	P	사후분석
13차 인터넷 과의존	참여높음(a)	107	1.305	0.018	0.029	0.971	-
	참여감소(b)	40	1.303	0.013			
	참여낮음(c)	70	1.306	0.016			
	전체	217	1.306	0.016			
16차 인터넷 과의존	참여높음(a)	107	1.305	0.018	2.310	0.102	-
	참여감소(b)	40	1.303	0.007			
	참여낮음(c)	70	1.304	0.011			
	전체	217	1.304	0.013			

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

위의 결과를 바탕으로, 부모교육참여 유형별로 '미디어 시간'에는 유의한 차이를 보이지만, '인터넷 과의존'에는 차이가 없는 것을 알 수 있었다. 이는 부모의 교육참여에 대한 수준이 높아지는 것이 자녀의 미디어 시간을 줄이는 것에는 영향이 있으나 자칫 과도한 부모의 교육적 참여와 관심은 자녀의 학업적 스트레스로 이어질 수 있으며, 이러한 학업적 스트레스는 인터넷 의존과 같은 중독을 높이는 영향 요인이 된다는 선행연구에 근거하여(김도희·박영준·장재원, 2017) 부모의 교육에 대한 관심과 참여가 미디어 시간 자체는 중재하여 미디어 시간을 효과적으로 낮추는 것에는 일조할 수 있으나, 인터넷 중독을 예방하는 요인으로서는 작동되지 않음을 알 수 있었다.

제 5절 결론 및 논의

부모가 자녀의 학교생활이나 학업, 숙제나 과업에 대해 관심을 가지고 교육에 참여하는 것은 부모로서 자녀를 올바른 길로 이끄는 성공적인 교육의 요건이자 아동·청소년의 발달 전반에 영향을 미치는 매우 중요한 요인이다(Willems et al, 2023). 특히, 디지털 네이티브 세대인 현재의 아동·청소년들의 미디어 시간이 갈수록 증가함에 따라(한국언론진흥재단, 2022) 아동의 다른 일상생활의 균형이 위협받고 있는 바(초록우산어린이재단, 2022), ‘디지털 골디락스 가설’에 따라 미디어 시간을 너무 과하지 않은 적당한 수준으로 미디어 시간을 조절할 수 있도록 아동을 가르치고 이들의 미디어 사용시간과 행태에 관심을 갖는 것이 현재의 부모세대에게 새롭게 요구되는 역할이다.

이에 다양한 선행연구에서 부모의 교육참여를 자녀의 미디어 의존과 중독의 보호요인으로 살펴본바(박석규; 이은영, 2015; 정재기, 2011) 있으나 부모의 교육참여 수준의 변화에 따라 자녀의 미디어 시간에 어떠한 변화가 나타나는지 이를 종단적으로 살펴본 연구는 부족하기에 이를 살펴보고자 한국복지패널 데이터를 기반으로 분석하였다. 그 결과, 다음의 세 가지의 의미 있는 결과를 확보할 수 있었다. 첫째, 부모의 교육참여 수준의 변화는 크게 세 집단으로 유형화할 수 있었다. 먼저 10차시와 13차시 지속적으로 참여수준이 높았던 ‘참여높음’집단과 10차시에는 높았으나 13차시에는 감소한 ‘참여감소’집단, 10차시와 13차시 모두 참여수준이 낮은 ‘참여낮음’집단으로 나타났다. 특히 초등고학년 시기 부모의 교육관심이 낮았다가 높아지게 된 경우는 발견되지 않았으며, 대체로 초등고학년 시기에 부모의 교육참여 태도가 높게 유지되다가 점차 감소하는 경우만 확인할 수 있었다. 이는 초등고학년 시기 낮았던 부모의 교육참여가 중간에 높아지는 경우는 극히 드물다는 것이기에, 부모들의 교육참여 수준에 개입할 때에 자녀가 초등고학년인 시기에 개입하는 것이 매우 중요하며, 이 시기가 부모의 교육참여에 있어서 결정적인 시기가 됨을 알 수 있었다.

둘째, 자녀의 초중등시기 부모의 교육참여 유형에 따라 중등 자녀의 미디어 시간에 차이가 있었으며, 이는 자녀의 고등시기 미디어 시간에서 또한 유의한 차이를 보였다. 따라서 초중등시기 부모의 교육참여 수준이 향후 고등학생의 미디어 시간까지 영향을 미치는 요인임을 알 수 있었다. 중고등시기 모두 미디어 시간의 양이 ‘참여높음’ < ‘참여낮음’ 으로 부모의 교육참여가 낮은 집단이 높은 집단에 비해 더 긴 시간 미디어를 사용하고 있으며, 이 차이가 통계적으로 유의미한 것이 밝혀져 초중등시기 부모의 교육참여 수준이 자녀의 고등시기 미디어 시간에 있어서 매우 중요한 차이를 만드는 요인인 것으로 볼 수 있다.

셋째, 초중등시기 부모의 교육참여 유형에 따른 자녀의 중고등시기 인터넷 과의존 차이는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 드러났다. 이는 기존의 선행연구의 과도한 교육참여와 관심이 자녀의 학업스트레스로 연결되어 인터넷 과의존을 불러일으킬 수 있다는 결과와 달리 평균점수에서조차 큰 차이가 드러나지 않는 것으로 나타났다. 이는 결과적으로 부모의 교육참여가 미디어 과의존과 같은 중독의 영역에 대해서는 그 영향이 유의하지 않은 것을 알 수 있다.

이처럼 연구결과를 통해 초중등시기의 부모의 교육참여 수준은 자녀의 중등시기 뿐만 아니라 고등시기의 미디어 이용시간에 차이를 만드는 매우 중요한 요소임이 밝혀졌다. 또한, 선행연구에서와 같이 부모의 교육참여 수준은 가구소득과 가구유형, 부모의 교육수준과 같은 외부 환경적인 요인의 영향을 많이 받게 된다는 점이 드러났다. 이를 자세히 살펴보면, 초중등시기 부모의 교육참여 수준이 지속적으로 높은 집단은 다른 집단에 비해 ‘양부모 외’, ‘저소득층’, ‘부모의 교육수준이 고등학교 졸업 이하’인 경우의 비율이

모두 가장 낮았다. 특히, 부모가 모두 박사학위 이상의 학력을 가질 경우는 교육참여 수준이 높았다. 반면, 부모의 교육참여가 지속적으로 낮은 집단은 ‘양부모 외’, ‘저소득층’, ‘부모의 교육 수준이 초중등 졸업 이하’인 경우의 비율이 모두 가장 높은 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 부모의 교육참여를 단순히 개인의 선택으로만 보기에에는 환경적인 요인의 영향이 큰 것을 알 수 있었다. 특히, 가구형태에서 초등시기 양부모였던 가구가 중등시기 한부모 가정이 된 경우 모두 부모의 교육참여 수준이 감소하여 이러한 외부환경적인 요인에 따라 자녀의 미디어 시간 격차가 발생하였다. 상대적으로 취약한 가구 소득과 형태, 부모의 낮은 교육수준 등에서 기인한 부모의 낮은 자기효능감은 자녀의 교육참여를 방해하게 되고(Hornby and Lafaele, 2011), 이러한 환경적인 격차들로 인하여 부모의 교육참여 수준은 낮아지고 아동의 미디어 시간의 격차로 이어지고 있음을 알 수 있다. 이에 자녀의 발달 및 교육 격차로까지 이어지는 것을 예방하기 위하여 취약가구의 부모 교육참여에 대한 정책적 개입이 필요하겠다.

이를 기반으로, 가구소득이나 형태, 부모의 교육수준과 같은 환경적인 격차에 따른 자녀의 미디어 시간 격차의 문제를 예방 및 해결하기 위하여 몇 가지 방안을 제시하고자 한다. 첫째, 부모의 낮은 교육참여를 해결하기 위한 부모의 자기 효능감 향상 프로그램이다. Hornby and Lafaele(2011)은 교육수준이 낮은 부모의 경우 자신이 자녀의 교육에 참여하는 것이 과연 효과적일지에 대해 의심하는 부모의 낮은 자기효능감이 교육참여를 방해하는 요인이라고 하였다. 본 연구결과 또한 부모의 교육수준에 다른 교육참여 차이가 명확하게 드러났다. 이에 교육참여 수준이 낮은 부모를 대상으로 ‘자기 효능감 향상 프로그램’을 실시하여 부모들이 자신의 교육참여가 아동에게 도움이 될 수 있다는 것을 알려주어, 부모의 자신감 높이고 성공적인 교육참여를 할 수 있는 방법에 대한 교육으로 성공적인 교육참여를 이끌어 낼 수 있을 것이다.

둘째, 부모의 교육참여 수준별 맞춤형 지원이다. 먼저, 부모의 교육참여가 감소한 가정의 경우 가정 형태의 변화로 갑작스러운 양육자의 빈자리가 생기거나, 다른 문제가 있는지를 살펴봐야 한다. 그 후 이들에게 필요한 지원을 하기 위해 학교측과 연계하여 부모의 교육참여가 낮은 가정의 현황을 파악하고 이들의 일상 회복을 위한 상담 및 자녀들에 대한 교육지원을 통한 개입이 필요하다. 다음으로 부모의 교육참여 수준이 지속적으로 낮은 가정에 대해서는 이들의 자녀 교육에 대한 정보격차 해결을 위한 자녀 교육정보 지원 등이 제공되어야 한다. 또한, 교육참여 수준이 낮은 부모들이 시간 부족으로 인하여 자녀에 대한 충분한 돌봄제공이 어려울 경우 이러한 공백을 해결하기 위한 지역사회 돌봄시스템의 강화가 필요하겠다. 이러한 노력들을 통해 부모의 교육참여 수준의 회복이 가능할 것이다.

특히, 부모의 교육참여 수준을 높이도록 실천적, 정책적 개입을 할 때에 부모의 교육참여 수준을 어느 정도 결정짓게 되는 ‘초등고학년’ 시기에 개입하는 것이 매우 중요할 것이다. 이는 초등고학년 시기에 부모 교육 참여 수준이 낮았다가 이후 높아진 사례가 없음이 연구 결과를 통해 발견됐기에, 부모의 교육참여 수준을 결정짓게 되는 ‘초등고학년’ 자녀를 둔 부모에게 더욱 적극적인 개입을 해야 할 것이다.

셋째로, 무엇보다 부모의 낮은 수준의 교육참여와 자녀의 긴 미디어 사용시간이 오로지 부모 ‘개인만의’ 문제와 책임이라는 사회적인 인식에서 벗어날 필요가 있다. 선행연구 및 본 연구의 결과에서와 같이 부모의 교육참여 수준은 환경적인 요인과 같은 외부적 영향을 받기 때문이다. 따라서, 부모의 교육 격차가 자녀 세대로 대물림되는 것을 방지하기 위해 이를 사회적인 문제로 인식하고 이를 해결하고자 하는 다양한 교육정책과 같은 정책 지원이 필요할 것이다. 특히, 학교측에서 부모의 교육참여 수준을 높이기 위한 다양한 프로그램 및 방안을 제공하는 것이 필요할 것이며, 교사가 부모와 긴밀한 연계를 통해 교육참여 수준

을 높일 수 있도록 하는 방안 또한 제공될 수 있을 것이다.

마지막으로 부모의 교육참여 수준이 자녀의 미디어 이용 시간에는 유의한 차이를 만들어 내지만, 자녀의 미디어 과의존에는 영향이 유의하지 하지 않은 것으로 나타나 인터넷 과의존과 같은 중독의 영역에서는 부모의 교육참여 수준에 개입하는 것으로는 해결이 어렵다는 결론을 얻을 수 있었다. 이는 인터넷 과의존에 대해서는 부모자녀관계에 대한 치료 수준의 개입이 필요함을 알 수 있으며, 이에 대한 심층 후속 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- 강현아. 2005. "위탁아동의 학업성취향상 요인에 관한 연구: 위탁부모의 교육에 대한 관심과 참여 중심으로". 『아동학회지』, 26(5). 59-72.
- 공영숙·임지영. 2021. "아동의 학업스트레스, 그릿, 집행기능 곤란 및 미디어기기 과의존 간의 구조적 관계". 『Human Ecology Research』, 59(3). 387-400.
- 관계부처합동. 2016. 『스마트폰·인터넷 바른 사용 지원 종합계획(2016~2018)』, 관계부처합동. 1-20.
- 김도희·박영준·장재원. 2017. "청소년의 학업스트레스가 스마트폰 중독에 미치는 영향연구: 자아존중감 부모지 지 친구지지의 매개중심으로". 『학교사회복지』, 37. 67-89.
- 김미숙·배화옥. 2022. "아동의 생활시간 변화와 삶의 질에 대한 종단연구". 『한국아동복지학』, 71(1). 61-92.
- 김병년. 2013. "청소년의 스마트폰 중독이 사회성 발달에 미치는 영향". 『한국콘텐츠학회논문지』, 13(4). 208-217.
- 김선숙·임세희. 2018. "지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과후 TV 및 인터넷 사용시간에 미치는 종단적 영향". 『한국아동복지학』, (64). 205-230.
- 김여란·김현숙. 2015. "초등학교 고학년생의 스마트폰 사용과 자기효능감 및 학업성취도와의 관계". 『한국학교보건학회지』, 28(3). 200-210.
- 김형지·정세훈. 2015. "초등학생의 스마트폰 중독에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 부모중재, 학교교육 및 심리적 반발심을 중심으로". 『사이버커뮤니케이션학보』, 32(1). 87-120.
- 도금혜·이지민. 2011. "청소년의 인터넷 중독, 자아존중감, 자기통제, 공격성간의 관계구조". 『가정과삶의질연구』, 29(3), 59-69.
- 민미희. 2023. "어머니 애착 및 학습에 대한 부모참여가 초등학교 아동의 학교적응에 미치는 영향: 학업적 자기효능감의 매개효과 검증". 『인간발달연구』, 30(2). 51-64.
- 박민희·송혜영. 2019. "청소년의 건강행태 및 스마트폰 사용 특성과 비만과의 관련성". 『한국보건간호학회지』, 33(1). 47-58.
- 박석규·이은영. 2015. "초등학생의 스마트폰, 컴퓨터, TV 사용이 학습태도에 미치는 영향". 『수산해양교육연구』, 27(2). 576-588.
- 배성만. 2015. "성별에 따른 청소년 인터넷 게임중독의 관련 요인". 『청소년학연구』, 22(8). 385-405.
- 서형준·신지웅. 2018. "성인층의 인터넷 과의존 영향요인: 의사결정나무분석을 활용하여". 『정보화정책』, 25(2). 20-45.
- 성은모·황경아·이재연. 2012. 『중학교 2학년 청소년의 뉴미디어활용이 인지, 정서, 사회발달에 미치는 영향』, 한국청소년정책연구원 연구보고서, 1-200.
- 안수빈·강보람·이강이. 2017. "아동의 미디어 이용시간, 문제행동, 학교생활적응 간의 구조적 관계". 『아동

- 학회지」. 38(2), 191-204.
- 여성가족부. 2022.05.26. “청소년 인터넷·스마트폰 이용습관 진단조사”. 보도자료.
- 연은모. 2018. “부모의 교육참여, 초등학교 고학년 자녀의 진로성숙도, 인터넷 중독, 학교생활적응 간 관계: 학교폭력 피해경험 유무에 따른 잠재평균분석과 다집단 경로계수차이분석”. 『학습자중심교과교육연구』. 18(21). 433-4.
- 오현희·김현진. 2014. “중·고등학생이 지각하는 부·모애착과 인터넷 및 스마트폰 중독의 관계에서 가족의사소통의 매개효과 분석”. 『한국청소년연구』. 25(4). 35-57.
- 이귀옥·이미리. 2022. “초등학교 저학년의 미디어 사용시간, 자아존중감과 학교적응 간의 중단적 관계: 자기회귀교차지연 모형 적용”. 『열린부모교육연구』. 14(2). 89-112.
- 이소은·김미나. 2021. “아동의 미디어 이용시간의 변화가 미디어중독과 학교적응에 미치는 영향”. 『교육비평』. (47). 212-235.
- 이정민·정혜원. 2015. 부모의 성취압력과 진로포부의 관계 연구: 학업적 자기효능감, 스마트폰 중독의 매개효과를 중심으로. 『한국청소년연구』. 26(2). 209-235.
- 이정자. 2022. “어머니와 아버지 애착이 아동의 미디어기기 중독에 미치는 영향”. 『놀이치료연구』. 26(2). 1-13.
- 이정화·박정언·최선희. 2008. “중학생의 성별 및 학년에 따른 인터넷 사용·휴대폰 사용·학업성취도와의 관계”. 『수산해양교육연구』. 20(2). 209-221.
- 이지연·정익중·민지연. 2022. “아동·청소년기 주관적 행복감 관련변인에 대한 메타분석”. 『사회복지연구』. 53(4). 89-120.
- 임정하·최은경. 2023. “부모의 학습지원이 아동의 학업수행력에 미치는 영향: 학습태도 및 학업스트레스의 조절된 매개효과”. 『육아정책연구』. 17(1). 147-169.
- 전성은·강영신. 2022. “아동이 지각한 성취압력이 미디어기기 중독에 미치는 영향: 내재화 문제와 자기조절 효능감의 삼원 조절효과”. 『육아정책연구』. 16(3). 55-78.
- 정익중. 2021. “스마트폰은 아동청소년에게 위기인가, 기회인가?: 정반합의 변증법”. 『청소년문화포럼』. 133-148.
- 정익중·이수진·강희주. 2020. “코로나 19 로 인한 아동일상 변화와 정서 상태”. 『한국아동복지학』. 69(4). 59-90.
- 정재기. 2011. “부모의 사회경제적 지위와 청소년의 인터넷 이용형태: 생활시간조사의 활용”. 『한국사회학』. 45(5). 197-225.
- 주영주·김동심. 2016. “영재학생의 그릿 (꾸준한 노력, 지속적 관심), 교사지원, 부모지원의 자기조절학습능력, 영재교육만족도에 대한 예측력 검증”. 『특수교육』. 15(1). 29-49.
- 초록우산어린이재단. (2022). 『2022 아동행복지수』. 초록우산 어린이재단.
- 초록우산어린이재단. 2023.05.04. “2023 아동행복지수”. 보도자료.
- 최윤정. 2022. “초기 청소년들의 유튜브 시청이 학업 성취도에 미치는 영향: 부모 중재, 또래 중재, 부모의

- 유튜브 시청량의 조절효과 검증“. 『사회과학연구논총』. 38(2). 83-116.
- 한국언론진흥재단. 2022.12.01. “2022 10대 청소년 미디어 이용조사”. 보도자료
- 한국정보화진흥원. 2016. 『2016 인터넷 과의존 실태조사』. 한국정보화진흥원 연구보고서.
- 홍주연. 2022. “고등학생의 스마트폰 과의존과 우울이 수면의 질에 미치는 영향”. 박사학위논문. 제주대학교 대학원.
- Li, A., Cheng, S., and Vachon, T. E. 2023. “Too much of a good thing? Testing the curvilinear relationship between parental involvement and student outcomes in elementary school”. *Social Forces*. 101(3). 1230-1257.
- Gonzalez-DeHass, A. R., Willems, P. P., and Holbein, M. F. D. 2005. “Examining the relationship between parental involvement and student motivation”. *Educational psychology review*. 17. 99-123.
- Hoover-Dempsey, K. V., and Sandler, H. M. 1995. “Parental involvement in children’s education: Why does it make a difference?”. *Teachers college record*. 97(2). 310-331.
- Hornby, G., and Blackwell, I. 2018. “Barriers to parental involvement in education: An update”. *Educational review*. 70(1). 109-119.
- Hornby, G., and Lafaele, R. 2011. “Barriers to parental involvement in education: An explanatory model”. *Educational review*. 63(1). 37-52.
- Papadakis, S., Zaranis, N., and Kalogiannakis, M. 2019. “Parental involvement and attitudes towards young Greek children’s mobile usage”. *International Journal of Child-Computer Interaction*. 22. 100-144.
- Przybylski, A. K., and Weinstein, N. 2017. “A large-scale test of the goldilocks hypothesis: quantifying the relations between digital-screen use and the mental well-being of adolescents”. *Psychological science*. 28(2). 204-215.
- Willems, R. A., Smith, P. K., Culbert, C., Purdy, N., Hamilton, J., Vollink, T., ... and Guarini, A. 2023. *Internet use and perceived parental involvement among adolescents from lower socioeconomic groups in Europe: An exploration*. Belfast: Stranmillis University College.

부모-자녀의 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달 간의 관계

The Relationship Between Parent-child Adverse Childhood Experiences and Adolescent
Psychological and Emotional Development

이승진, 이화조, 최유정, 정익중(이화여자대학교)

본 연구는 부모세대와 자녀세대가 경험한 부정적 경험의 형태와 정도를 통합적으로 고려하고 세대 간 부정적 생애경험을 유사한 집단으로 유형화하며, 부모세대의 부정적 생애경험이 자녀세대의 부정적 생애경험에 영향을 미치는지와 자녀세대의 심리·정서 발달 정도에 잠재계층 유형 간 어떠한 차이가 있는지 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 한국복지패널 1~16차 가구원용 자료와 10차, 13차, 16차 아동부가조사 자료를 활용하였으며, 최종분석 대상은 청소년 337명과 부모 573명이다. 부모-자녀 부정적 생애경험 유형화를 위해 잠재계층분석(LCA)을 실시하였고, 청소년의 심리·정서 발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 BCH 보조변수를 활용하였다. 분석 결과 부모-자녀 부정적 생애경험 잠재계층은 3개의 집단(안정형, 자녀 부정 경험 중심형, 부모 부정 경험 중심형)으로 분류되었다. 분류된 잠재계층 유형에 따라 청소년의 심리·정서 발달인 행복감, 우울 및 불안, 공격성에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 유형별 맞춤형 대응 방안을 논의하였다.

key words : 아동기 부정적 생애경험(ACE), 부모세대, 자녀세대, 잠재계층분석(LCA), 심리·정서 발달

제1절 서론

개인이 아동기에 경험한 부정적인 사건들은 성인기에 이르기까지 전 생애에 걸쳐 영향을 미친다. 성인기 이전에 겪는 부정적인 경험들은 아동기 부정적 생애경험(Adverse Childhood Experiences, ACE)이라 한다. 학대와 방임, 가정의 기능 저하 문제로 인해 아동이 경험하게 되는 사건의 유형은 다양하다. WHO는 ACE-IQ에 정서학대, 신체학대, 정서적·신체적 방임, 가족폭력경험, 부모의 한 명 혹은 두 명 모두의 부재, 부모의 별거 또는 이혼, 가족구성원 중 약물남용, 정신질환, 자살충동, 수감된 가족, 왕따 경험, 지역사회 내 폭력 노출 경험 등을 측정문항으로 다루고 있다(World Health Organization, 2020). 또한 질병통제센터(the Centers for Disease Control, CDC)와 Kaiser Permanente's Health Appraisal Clinic의 연구에서 제시된 CDC-Kaiser ACE Study에서는 3가지 범주로 분류된 10개의 부정적 생애경험을 제시하고 있는데, 이는 학대(신체학대, 성학대, 정서학대), 방임(신체적 방임, 정서적 방임), 가정의 기능 장애(가정폭력, 우울과 같은 부모의 정신질환, 부모의 약물남용 및 중독, 부모의 수감, 사망/이혼/유기로 인한 부모와의 분리)로부터의 부정적 경험을 의미한다(Felitti et al., 1998). 이 외에 연구에 따라 급격한 가계경제 악화, 부모의 무관심과 돌봄 부재, 가정 내 폭력 목격경험, 지역사회 폭력 목격경험, 집단폭력 피해 및 목격경험 등을 부정적 생애경험의 유형으로 다루기도 한다(류정희 외, 2017; 류정희 외, 2018; Haynes, E., et al. 2020).

성장과정에서 경험된 기억은 시간을 통해 해소되기보다 개인의 정서적, 심리적 발달에 직간접적으로 영향을 미치게 되고(이하나 외, 2021), 성인기의 신체적, 정신적 건강 저하와 삶의 질 감소를 초래할 뿐만 아니라 사망의 여러 위험요인도 증가시킬 수 있다(Felitti et al., 1998; Kalmakis and Chandler, 2015). 여러 연구들에서 부정적 생애경험을 경험한 아동은 우울과 여러 정신적 질병을 경험할 위험이 높으며 약물남용 문제, 또래로부터의 폭력피해경험과 가해경험에 노출될 위험, 조기사망과 이혼의 위험을 높일 수 있는 건강문제와 대인관계 문제 경험이 증가할 수 있다고(Abajobir et al., 2017; Afifi et al., 2019; Banducci, Hoffman, Lejuez, and Koenen, 2014; Felitti et al., 1998) 보고하여 그 위험성을 경고하고 있다.

특히 부정적 생애사건을 경험하게 되면 청소년들은 회의감과 좌절, 피로감을 느끼게 되고 정신적으로 무기력해질 수 있는데(조미영, 2020), 무의식에 저장된 정서적인 문제는 심리적 안정을 저해하고 정신건강에 영향을 미칠 수 있다. 2개 이상의 부정적 생애경험에 노출된 아동은 노출되지 않은 아동에 비해 3개 이상의 정서적 문제를 겪을 가능성이 4배 이상 높으며(Bethell, Davis, Gombojav, Stumbo, and Powers, 2017), 부정적 생애경험에 추가로 노출될 때 마다 정서적 문제가 발생할 확률이 30% 이상 증가한다(Balistreri and Alvira-Hammond, 2016)는 연구결과가 제시되기도 하였다. 구체적으로 보면, 아동기 부정적 생애경험은 10-14세 아동의 우울과 성인기 우울 증상에 대한 위험을 증대시키는 것으로 나타났는데(이하나 외, 2021; Blum et al., 2019), 아동기 부정적 생애경험 점수가 4개 이상일 경우 성인기에 우울장애를 경험할 가능성이 6.11배 높았고 자살생각을 할 가능성은 4.14배 높았다(박애리, 2021). 노출된 부정적 생애경험 유형이 많을수록 아동의 공격성과 비행 및 재범위험이 증가하는 경향을 보이기도 한다(Oei, A. et al., 2023). 또한 급격한 가계경제 악화와 부모의 이혼, 부모의 폭행과 위협, 무관심과 돌봄 부재, 또래폭력 경험 등은 아동의 삶의 만족도를 감소시키는 요인이 되며, 이러한 요인들이 중복적으로 나타날수록 아동의 행복도 수준은 더욱 떨어지게 된다(류정희 외, 2018).

한편, 아동기의 부정적 생애경험이 장기적으로 성인기에까지 영향을 미치는 것으로 조사됨에 따라 최근 들어 부모세대가 경험한 부정적 생애경험의 영향이 자녀세대로 이어지는지에 대한 연구가 많은 관심을 받

고 있다. 아동기에 노출된 부정적 생애경험이 성인기의 성취도와 웰빙을 저해하는 등 개인의 전 생애에 걸쳐 다양한 부정적 결과를 예측하는 요인으로 밝혀져 왔기 때문에(Meadows, E. A., 2021), 부모세대가 아동·청소년기에 경험한 부정적 생애경험이 자녀세대의 부정적 생애경험 노출과 발달에 어떠한 관련성을 갖는지에 대한 연구의 필요성이 논의되고 있는 것이다.

최근 진행된 몇몇 연구에 따르면, 부모의 아동기에 겪은 부정적 생애경험과 양육스트레스는 자녀의 부정적 생애경험을 증가시키고 정신건강을 저해하는 위험요인이 되는 것으로 밝혀지고 있다(이주연, 최은영, 2022). 먼저, 부모의 부정적 경험들은 이후의 양육행동에 영향을 미쳐 자녀의 부정적 생애경험의 노출 위험을 증가시킬 수 있다(Larkin, Shields, and Anda, 2012; Letourneau et al., 2019). 즉, 부모세대의 부정적 생애경험이 자녀세대의 부정적 생애경험으로 영향을 미칠 수 있다는 우려가 제기되고 있다. 최근 연구에서 아동기에 여러 영역에서 중복적이고 직접적인 학대를 경험하거나 가정 내 학대와 부정적 가족생활을 함께 경험하면 자녀에 대한 학대와 방임을 할 가능성이 더 높게 나타났다(이주연, 류정희, 2021; Blum et al., 2019). 이는 부모세대의 아동기 부정적 경험은 부모 역할에 대한 스트레스와 양육스트레스를 높이는 원인이 되는데(Ammerman et al., 2013; Steele et al., 2016; Murphy et al., 2014; Steele et al., 2016), 높은 양육스트레스와 같은 부모의 부정적인 심리적 반응은 아동에 대한 거부적 양육행동, 과보호적 양육행동, 분노와 엄격한 규율 등으로 이어질 수 있고(한준아, 2019; Begle, Dumas, and Hanson, 2010), 학대와 방임 등의 형태로 나타나 자녀의 부정적 생애경험 노출 위험성을 증가시키는 것으로 추정된다(Crnic and Low, 2002; Haynes, E., et al. 2020). 부모가 4개 이상의 부정적 생애경험에 노출된 경우 아동기 부정적 경험에 대한 해소되지 않은 감정으로 인해 자녀와의 낮은 애착으로 이어질 수 있다(Murphy et al., 2014; Steele et al., 2016). 또한 양육스트레스가 높다고 보고하는 보호자와 함께 거주하는 아동은 18세까지 4개 이상의 부정적 생애경험을 경험할 가능성이 3배 더 높은 것으로 나타난다(Crouch, Radcliff, Brown, and Hung, 2019).

이와 더불어 부모의 행동과 태도가 아동의 생활에 중요하게 영향을 미치는 요인이기 때문에, 부모가 아동기에 경험한 부정적 생애경험이 자녀의 건강과 발달에 어떻게 관련성을 갖는지에 대해서도 연구가 진행되고 있다(Committee on Supporting the Parents of Young Children, 2016). 부모의 부정적 생애경험이 자녀의 정신건강과 발달 등에 부정적인 결과를 가져오는 것으로 논의되고 있는데(Lyons-Ruth et al., 2006; Panisch et al., 2020; Schickedanz et al., 2018; Thornberry and Henry, 2013; Buchanan, G. J. et al., 2023), 4개 이상의 부정적 생애경험에 노출된 보호자는 아동의 우울과 불안 3배 증가시키는 것으로 나타났다(Haynes, E., et al. 2020; Allen, E. C. et al. 2023).

이와 같이 세대를 걸쳐 부정적 생애경험의 영향을 살펴보고자 하는 연구들은 최근 들어 관심이 높아지고 있으나, 부모세대의 부정적 생애경험이 자녀세대의 부정적 생애경험에 영향을 미치는지 그리고 자녀의 정신 건강에 어떻게 영향을 미치는지에 대한 논의는 아직 부족한 실정이다. 또한 부모세대와 자녀세대의 부정적 생애경험을 시간의 연속선에서 살펴보는 연구가 주를 이루고 있음에 따라, 세대를 통합하여 부정적 생애경험을 유형화하고자 하는 시도는 아직 전무하다. 따라서 본 연구는 대상 중심적 연구방법으로 접근함으로써, 부모세대와 자녀세대가 경험한 부정적 경험의 형태와 정도를 통합적으로 고려하고 세대 간 부정적 생애경험을 유사한 집단으로 유형화하여, 부모의 부정적 경험이 자녀의 부정적 경험에 영향을 미치는지와 자녀세대의 심리·정서 발달 정도에 집단 간 어떠한 차이가 있는지 살펴보는 것을 목적으로 한다.

주요 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 부모세대와 자녀세대가 경험한 부정적 생애경험의 유형은 어떠한가?

둘째, 부모세대와 자녀세대가 경험한 부정적 생애경험의 유형에 따라 자녀세대의 심리·정서 발달에 차이가 있는가?

제2절 이론적 배경

1. 부모-자녀의 부정적 생애경험

Bowlby가 주장한 내적작동모델과 같이만 18세 이전 원가족으로부터 양육 상황에서 받은 경험(황소영, 2017)인 아동기 경험은 자녀와의 관계, 부모로서의 특성, 양육 행동을 결정한다고 보고한다(조성희, 박찬옥, 2012; 황소영, 2017; Balaguer et al., 2021; Chen et al., 2023). 반두라의 사회학습이론에서는 학대 피해 아동이 가해자의 폭력적 행동양식을 학습하게 되며, 학습된 폭력적 행동양식은 아동이 성장한 후 자신의 자녀에 대한 폭력적 가해행위로 발현된다고 설명한다(Bandura, 1971). 아동·청소년을 둘러싼 사회환경 체계는 각각 인간에게 필요한 기능을 수행하는데, 이 중 가족 체계는 청소년에게 가장 근접한 체계이다. 특히 부모와 자녀의 관계, 부모의 양육태도, 가족 구성원 간의 갈등 경험 등은 비행 및 문제행동을 예측하는 중요한 요인으로 보고되고 있다(홍봉선 외, 2014). 가족기능이 원활하지 못한 가정의 경우 자녀의 훈육 수단으로 물리적 방법을 선호하고, 자녀들에게 거부적이며, 비일관적인 양육과 지도 감독을 하는 경우가 많다(이재경 외, 2016). 즉, 아동기 부정적 생애경험에 많이 노출될수록 폐 질환, 심장질환, 알코올 중독, 자살시도, 만성적인 우울증(Felitti et al., 1998), 스트레스 관련 질병과 인지 발달의 위험성(Shonkoff et al., 2012) 등에서도 그 심각성이 증가하는 것으로 확인되었다. 어머니의 아동기 경험에서 자신의 부모로부터 받은 고통스럽고 불안한 어린 시기 경험의 감정요소들은 현재 그들에게 내재화되어 자녀와 분리되었을 때 높은 수준의 불안을 경험하게 한다고 하였다(Fraiberg et al., 1975).

다양한 가족의 특성이 아동학대와 밀접하게 연관되어 있는 것으로 보고하였는데, 먼저 가족의 특성 중 가족의 빈곤 및 소득, 부모의 실직 여부, 가족구조 등도 아동학대 요인인 것으로 알려져 있다(Goldman, Salus, Wolcott, and Kennedy, 2003). 이주연, 류정희(2021)에 따르면, 부정적 가족생활 경험 집단은 전체 연구대상자의 1.9% 소수였으나, 가족 중 음주, 약물 중독, 부모 별거 혹은 사망, 가정폭력 목격, 가족 중 만성우울, 가족 중 수감자 등의 비율이 다른 유형의 집단들 보다 상당히 높은 경향을 보여주었다. 아동기에 여러 영역에서 중복적이고 직접적인 학대를 경험한 집단일수록 그리고 가정 내 학대와 부정적 가족생활을 함께 경험한 집단일수록 자녀에 대한 학대 및 방임을 할 확률이 더욱 높은 것으로 나타났다(이주연 외, 2021).

ACE는 노출 시 한 가지 부정적 경험에 노출되기 보다는 여러 부정적 경험에 노출되는 경향이 있다고 알려졌으며, 노출되는 경험이 많아질수록 성인기 건강이 부정적이고 심각하게 나타난다는 점(dose-response manner)이 폭넓게 받아들여지고 있다(Dube et al., 2006; Hughes et al., 2017). 아동기 부모의 사망이나 이혼(윤명숙 외, 2012) 등 아동기 발달단계의 부정적인 경험이나 결핍된 환경이 성인기의 우울 수준을 높이는 중요한 원인으로 강조되고 있다(윤명숙 외, 2021). 또한, 아동기 부모의 이혼, 부모의 사망, 가족갈등, 질병 경험, 빈곤 등으로 인한 사회경제적 불리한 환경과 결핍경험은 성인 이후 뿐만 아니라 삶의 전반에 걸쳐 지속적인 영향을 미친다(Bandelow et al., 2002; Briere et al., 2008). 아동기에 부모의

죽음이나 이혼 등으로 인한 상실을 경험할 경우 가족원의 역할변화, 학업중단, 소득의 감소 등 사회경제적 위기를 초래할 수 있고, 성인기나 중년기에 분노, 우울, 슬픔 등의 정신건강문제와 결혼관계, 건강문제 등의 발생에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(윤명숙 외, 2013; Bonnanno, 2004; Maier and Lachman, 2000). 트라우마 등의 외상에 사로잡혀 있거나 부모, 형제자매가 세상을 떠나 그 일에 정신을 빼앗긴 상태인 경우에는 정서적으로 불안정해지고 자연스럽게 자녀에게 충분한 수준의 안락함과 보호를 일관되게 제공하지 못한다(Hesse and Main, 2000). 이러한 경우 자녀도 아동기 부정적 생애경험을 통해 위험에 빠질 가능성이 커진다고 보고하고 있다(류정희 외, 2018).

어머니가 아동기 때 자신의 부모와 격리되어 생활했거나 초기 가정이 붕괴되었던 경험은 현재 자녀에 대한 부모로서의 양육태도에 부정적인 영향을 줄 수 있다고 하였다(Frommer, 1973; Main et al., 1985). 아동기 부정적 생애경험의 누적 개수가 높을수록 성인이 되었을 때 겪는 우울증상 및 부정적 신체건강상태의 정도가 어린 시절 부정적 생애경험을 겪지 않았던 집단보다 통계적으로 유의미하게 높았다(이하나, 정익중, 2021). 또한, 성인 건강에 장기적이며 광범위하게 미치는 부정적인 영향으로 인해 WHO에서는 ACE를 막대한 사회적 비용을 야기하는 사회문제로 규정하고 이에 대한 예방과 개입을 필수적인 사회정책으로 제시하고 있다(M. H. Lee and Kim, 2017; 박애리, 정익중, 2018).

자녀는 부모의 영향을 일방적으로 받아들이는 수동적인 존재가 아니라 부모와의 상호과정에 능동적인 참여를 한다는 것이다(윤정희, 이성진, 2000). 불운한 아동기 경험에 많이 노출되었을수록 정신건강의 위험은 뚜렷하게 증가하였다. 특히 ACE 점수가 1씩 증가할 때마다 우울과 불안, 신체화를 앓을 확률은 유의미하게 상승하였다(김은희, 이인혜, 2022). 위험한 가정환경에서 자라는 아동은 타인을 위협적으로 지각하고 세상이 안전하지 못하다는 인식을 가지며(Houston and Vavak, 1991), 사회적 상호작용에서도 감정조절 및 대처능력의 결핍으로 좌절감을 느낄 수 있다(Ehring and Quack, 2010). 또한, 아동기 부정적 생애경험이 대물림되는 경향이 있으므로 생애주기적 관점에서 아동기 부정적 생애경험과 그 영향력에 관한 연구가 예방적 관점을 통하여 중요하게 다루어져야 할 필요성을 강조한다(이하나, 김시아, 정익중, 2021).

2. 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달

부모자녀 상호작용은 가장 본질적 관계로 모든 인간관계의 바탕이 되며 부모는 아동에게 신체적 정서적 사회적 발달의 원천으로 자녀에게 큰 영향력을 미치게 되는 중요한 인물이다(윤기영, 2002). 아동의 행복감에 영향을 미치는 요인은 아동의 개인적인 요인과 더불어 부모에 대한 특성 요인과 관계요인 등이 지대한 영향을 미치는 것으로 나타났다(문혁준, 2011). 부모의 긍정적 양육태도로 설명되는 따스함, 구조제공, 자율성지지를 높게 지각한 아동일수록 행복감이 더 높은 것으로 나타났으며, 부정적 양육태도로 설명되는 거부, 강요, 비밀관성을 낮게 지각한 아동일수록 행복감이 높은 것으로 나타났다(문예은, 이주연, 2021). 부모에 의해 자녀가 학대나 방임을 당했을 경우 청소년의 삶의 만족에 부정적 영향을 준다는 결과 및 부모의 부정적 양육태도가 자녀의 행복감에 부정적 영향을 미친다고 보고하였다(박건희, 이재미, 2014). 온정적이고 애정적인 부모의 양육행동을 나타낼수록 아동의 행복감이 높다는 연구결과(권재환, 이성주, 2013; 김은숙, 2020; 박은미, 이석순, 2016; 배주영 외, 2015; 이주연, 장성예, 2014; 주지영, 박성연, 2013)가 있으며, 아동기 일관성 있는 부모의 상호작용이 아동의 행복감에도 지속적인 영향을 준다(김연화, 2007). 부모 등 성인과 가정에서 충분히 상호작용을 경험한 유아가 더 많은 행복을 느끼며, 이러한 유아기의 행

복감은 아동기 행복감에 유의미한 정적 영향을 주는 직접효과가 나타났다(문은식 외, 2021). 즉, 아동의 행복감은 이전 연령의 행복감이 원천이 되어 형성되므로 아동기 행복감이 갑자기 만들어지는 것이 아니며 유아기부터의 다양한 경험, 특히 가정에서 부모와의 지속적인 상호작용 질에 좌우될 수 있다(문은식 외, 2021). 청소년기는 부모와의 관계를 기본으로 타인과의 관계를 형성하면서 자신을 알아가는 시기로 관계성은 행복감에 결정적 영향을 미친다(Ryan and Deci, 2000). 부모행복감은 자녀의 행복감과도 연결되며 부모의 생활만족과 행복수준이 높으면 자녀의 행복수준도 높아지는 것을 알 수 있다. 이처럼 부모와 자녀는 신체·생리적, 심리 및 사회적 관계가 매우 밀접하게 연계되어 있기 때문에 부모-자녀 행복감은 명백하게 인과관계를 갖는다고 볼 수 있다(곽수란, 송미옥, 김영호, 2021).

부모에게서 학대를 경험한 청소년은 신체적 건강상태가 좋지 않고 정신질환이나 질병이 더 많은 것으로 나타났다(Arnou, 2004). 아동학대가 아동의 신체 및 정신적 건강에 미치는 영향은 아동기나 청소년기에만 한정된 것이 아니라 성인기까지 지속된다(김세원, 2015). 아동학대를 받은 아이가 학교에서 학교폭력을 일으키고, 반사회적 성향을 보이면서 범죄를 저지를 가능성이 커지며, 더 나아가 자신의 자녀에게 다시 학대를 할 수 있는 가능성이 크다. 아동을 학대하는 부모 중 최소 30%가 어릴 때 부모로부터 학대받은 경험이 있는 것으로 나타났다(오정수, 정익중, 2017).

부모의 개별적인 부정적 아동기 경험은 자녀의 문제 해결, 의사소통, 대인관계, 운동기능 등의 다양한 발달영역의 지연과 관련이 있다(Folger and Eismann et al, 2018). 심리사회적 기능이 취약한 어머니의 자녀는 그렇지 않은 아동에 비해 정신질환 유병률이 4배 이상 높았으며(Bifulco and Ball et al, 2002), 아동기의 학대를 당한 경험은 부모가 된 후 자녀에게 일생에 걸친 정신병리의 위험요인이 될 수 있어(Miranda and Granero, 2011; Widom et al, 2007) 다음 세대까지 전이가 된다는 것을 뒷받침한다.

이렇듯 부모의 아동기 원가족 경험은 부모의 양육행동에 직접적인 영향을 미치고 있으며, 원가족의 긍정적인 경험은 부모에게 양육태도로 드러난다. 부모의 긍정적 양육태도는 아동의 보호 요인 중 하나로 아동이 위험 요인에 노출되었을 때 나타날 수 있는 부정적인 영향력을 중재하거나 완화시켜 결과적으로 문제행동이 야기될 수 있는 확률을 낮추는 역할을 한다(남순현, 임소영, 2006). 하지만, 적대적이고 무관심한 양육 태도는 아동을 공격적이고 무능력하게 하고, 다른 적응상의 문제행동과 관련되게 하기도 한다(Chen, Liu, and Li, 2000). 부모의 신체학대 가해가 아동의 신체학대 피해를 통해 학교폭력에 영향을 미치는데 아동은 부모가 자신을 대하는 폭력적인 행동양식을 흡수하여 그대로 타인에게 행하는 것이다(류정희 외, 2018; 남순현, 2009).

사회경제적 지위 중 생계 곤란과 학업이 중단된 아동기 때의 경험이 중장년기 성인의 우울 수준을 높이는 원인이 되는 것으로 나타났다(윤수경, 2019). 또한, 우울은 부모로부터 받는 유전적 영향이 크다고 알려져 있으나 학대와 같은 심각한 스트레스 사건은 유전적 요인만큼 우울에 큰 영향을 줄 수 있다고 보고되기도 하였다(Kendler et al, 2010). 특히 삶의 만족도가 낮고 불안, 우울과 같은 부정적 정서를 자주 경험하는 어머니는 자녀에게 둔감하게 반응하거나 애정을 철회하고 비난, 체벌과 같은 부정적 양육행동을 더 자주 보이는 경향이 있으며, 이는 자녀의 문제행동이나 적응에 영향을 미친다(도현심 외, 2014). 즉, ACE 노출에 따른 심리 정서적 결과로 빈번히 지적된 것이 우울이며(Almuneef et al., 2014), 부모가 자녀에 대한 정서학대와 방임은 아동의 우울 성향을 높이게(조옥자, 현온강, 2005) 되고, 아동이 청소년기에 문제행동을 저지르거나 성인기에 부모가 되었을 때 폭력적 양육 방식을 보이는데 주요 요인으로 작용하는 것이 확인되었다(Hollist, Hughes, and Schaible, 2009). 이처럼 우울은 아동의 대표적 내재화 문제행동 중

하나로 우울은 지속적으로 느껴지는 슬픔, 활동에 대한 흥미나 즐거움의 저하 등의 인식이 죄의식, 자살생각, 수면이나 식욕 저하 혹은 증가, 피로감 등의 생리적 현상과 연관되어 나타난다(Maughan, Collishaw and Stringaris, 2013). 그러므로, 아동기의 우울은 학업성취나 학교적응에도 부정적 영향을 줄 뿐 아니라 청소년기 자살생각, 성인기의 우울, 자살 등 정신건강 문제와도 이어지기 때문에 중요하게 다루어져야 할 문제이다(나은숙, 정익중, 2007).

불안은 위험한 사건이나 감정이 일어나기 전에 무의식의 신호를 자아가 감지하여 나타나는 감정으로, 감정조절이 잘 되지않는 사람들은 감정이 밀려오기 전에 불안을 신호로 사용하는 능력이 부족하여 구분되지 않은 불쾌한 감정으로 인하여 고통을 받게 된다(조근호, 2010). 가족기능이 원활하지 못한 과정에서의 성장은 부정적 경험과 이로 인한 불안을 야기할 가능성이 높다고 보고되고 있다(이재경 외, 2016). 청소년들의 불안과 우울은 명확히 구별되지 않으며, 발달적 특성상 아동 및 청소년기는 불안과 우울에 모두 취약하여 불안-우울 공존(comorbidity)의 양상을 보이는 경향성이 있으며(Cohen et al., 2018), 부모가 무관심과 같은 태도로 일관할 경우에는 배가 되는 가중요인이 된다(Wenk et al., 1994). 사회불안(Social anxiety)은 새로운 사회적 상황이나 활동에서 특정한 행위를 할 때 불안을 느끼는 증세로써 '낯선 사람을 대하거나 다른 사람에 의해 주목을 받는 한 가지 이상의 사회적 또는 대인 상황에 대한 현저하고 지속되는 두려움'을 말한다(정영은 외, 2022). 정체성이 형성되어 가는 과정인 아동기에 경험하는 심각한 형태의 외상 경험은 사회불안의 발생뿐만 아니라 성인기까지의 증상의 지속과 관련성에 대한 연구(Kuo et al., 2011)가 보고되었다. 또한, 사회불안 증상이 있는 사람은 그렇지 않은 사람들과 비교하여 아동기에 정서적 학대에 더 많이 노출된 것으로 나타났다(Wright et al., 2009).

폭력, 공격적이고 파괴적 행동, 충동적 행동을 포함하며 분노, 적의, 증오, 불안 및 원한 등에 의하여 타인과 자기 자신 또는 기타 대상에 대해 심한 손해, 상해 또는 공포감을 일으키는 행동을 공격성이라 한다(Coie and Dodge, 1998). 방임을 경험한 청소년들은 부정적인 감정에 대처하는 방법을 부모에게서 모델링한 경험이 없고, 충동성을 원만한 방식으로 해결할 수 있는 정서조절 능력을 습득할 기회가 상대적으로 적기 때문에(Van der Kolk and Fidler, 1994) 공격적인 태도를 통제하는 부분에서 어려움을 겪는다. 즉, 어머니의 무관심, 냉대, 거부 등은 자녀의 공격적인 행위를 촉발하게 만드는 주요한 원인이 된다(D. Olweus, 1994). 방임을 경험한 아동은 그렇지 않은 아동에 비해 공격적인 경향이 있고, 부모의 방임이 청소년의 공격성 혹은 공격적인 행동에 영향을 미친다고 하였다(이아영, 유서구, 2011). 생애초기 부모에 의해 방임을 경험한 아동은 다른 사람의 고통에 공감하지 못하는 특징이 나타났으며, 부모에게서 위안을 얻지 못하는 상황이 더해지면서 다른 사람에게 방해가 되고 적대적이고 공격적으로 된다는 것이다(류정희 외, 2018). 즉, 부모의 부정적인 양육태도 및 무관심과 방임이 아동의 행복감을 저해한다고 한다(허은, 2021; 이미영, 2020; 엄창섭, 2018).

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

본 연구는 전국을 대표하는 패널조사인 『한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)』를 활용하였다. 한국복지패널은 2006년부터 총 7,072가구를 대상으로 시작되었으며, 표본추출 시 중위소득 60% 미만

저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하였기 때문에 저소득층 연구에 적합한 패널이다. 가구용, 가구원용, 부가조사, 세 가지의 조사표로 구성하여 실시되었고, 부가조사는 3년마다 아동, 복지 인식, 장애인에 대해 이루어지고 있다. 본 연구에서는 부모-자녀의 부정적 생애경험과 청소년의 심리·정서 발달 간의 관계를 살펴보기 위해 부모의 경우 1~16차(2006~2021년) 가구원용 자료를, 청소년의 경우 아동부가조사가 실시된 10차(2015년), 13차(2018년), 16차(2021년) 아동부가조사 자료를 활용하였다. 분석에 포함된 대상자는 16차 아동부가조사에 응답한 청소년 337명과 부모 573명이다.

2. 측정도구

1) 부모-자녀의 부정적 생애경험

부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층을 유형화하기 위한 지표들의 측정 문항 내용은 <표 1>과 같다. 각 지표들을 구체적으로 살펴보면 부모세대의 경험에서 부모님이 일찍 돌아가신 경험 지표는 '귀하께서는 아동기(만 0~17세)에 다음과 같은 경험이 있으십니까? 부모님 중 한 분 이상이 일찍 돌아가셨다.'라는 문항에 대해 '1: 그렇지 않다', '2: 그렇다', '3: 모름'으로 응답하도록 했다. 이 중 경험이 있다고 응답한 '2: 그렇다'는 '1'로, 그 외에 경험이 없거나 응답하지 않은 경우는 '0'으로 코딩하였다. 부모님의 이혼 경험 지표는 '귀하께서는 아동기(만 0~17세)에 다음과 같은 경험이 있으십니까? 부모님이 이혼하셨다.'라는 문항에 대해 '1: 그렇지 않다', '2: 그렇다', '3: 모름'으로 응답하도록 했다. 이 중 경험이 있다고 응답한 '2: 그렇다'는 '1'로, 그 외에 경험이 없거나 응답하지 않은 경우는 '0'으로 코딩하였다. 생계가 곤란하여 학업중단 경험 지표는 '귀하께서는 아동기(만 0~17세)에 다음과 같은 경험이 있으십니까? 생계가 곤란하여 학업을 중단(진학포기)한 적이 있다.'라는 문항에 대해 '1: 그렇지 않다', '2: 그렇다', '3: 모름'으로 응답하도록 했다. 이 중 경험이 있다고 응답한 '2: 그렇다'는 '1'로, 그 외에 경험이 없거나 응답하지 않은 경우는 '0'으로 코딩하였다. 경제적 이유로 친척집에서 성장 경험 지표는 '귀하께서는 아동기(만 0~17세)에 다음과 같은 경험이 있으십니까? 경제적 이유로 친척집에서 자란 적이 있다.'라는 문항에 대해 '1: 그렇지 않다', '2: 그렇다', '3: 모름'으로 응답하도록 했다. 이 중 경험이 있다고 응답한 '2: 그렇다'는 '1'로, 그 외에 경험이 없거나 응답하지 않은 경우는 '0'으로 코딩하였다. 자살 경험 지표는 자살 계획 또는 자살 시도 경험 문항을 활용하였는데, 자살 계획 문항은 '귀하께서는 지금까지 자살하려고 구체적으로 계획을 세운 적이 있습니까?', 자살 시도 문항은 '귀하께서는 지금까지 자살을 시도한 적이 있습니까?'라는 문항에 대해 '1: 예', '2: 아니오'로 응답하도록 했다. 두 문항 중 한 문항이라도 경험이 있는 경우는 '1'로, 없는 경우는 '0'으로 코딩하여 활용하였다. 부모세대의 경험은 1~16차 설문에서 부와 모 둘 중 한 명, 그리고 1번이라도 경험이 있다고 응답한 경우 부정적 생애경험이 있는 것으로 간주하였다.

자녀세대의 경험에서 성추행 피해 경험 지표는 '지난 1년 동안 내가 싫은데도 다른 사람이 나의 몸(성기)을 만진 적이 있다'와 '지난 1년 동안 내가 싫은데도 다른 사람이 옷을 억지로 벗게 하여 내 몸을 보려고 한 적이 있다'는 문항에 대해 '1: 전혀 없다', '2: 1번', '3: 2번', '4: 3번', '5: 4번', '6: 5번 이상'으로 응답하도록 했다. 두 문항 중 한 문항이라도 경험이 있는 경우는 '1'로, 없는 경우는 '0'으로 코딩하여 활용하였다. 학교폭력 피해 경험 지표는 총 6문항이며 세부문항은 '다른 아이들이 듣기 싫은 별명을 부르며 나를 놀리거나 조롱한 적이 있다', '다른 아이들이 나를 고의로 어떤 일에 끼워주지 않거나 따돌리고 무시한 적

이 있다' 등으로 구성되었다. 응답범주는 '1: 전혀 없다', '2: 1번', '3: 2~3번' '4: 4번 이상'으로 6문항 중 한 문항이라도 경험이 있는 경우는 '1'로, 없는 경우는 '0'으로 코딩하여 활용하였다. 신체학대 경험 지표는 '나는 부모님으로부터 심하게 맞은 적이 있다'라는 문항에 대해 '1: 전혀 없었다', '2: 1년에 1~2번 정도', '3: 2~3개월에 1~2번 정도', '4: 한달에 1~2번 정도', '5: 일주일에 1~2번 정도'로 응답하도록 했다. 이 중 경험이 없다고 응답한 '1: 전혀 없었다'는 '0'으로, 그 외에 경험이 있다고 응답한 경우는 '1'로 코딩하였다. 정서학대 경험 지표는 총 3문항이며 세부문항은 '내가 수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 적이 있다', '부모님이 나에게 "너만 없으면 속이 편할 것이다"와 같은 말을 하였다' 등으로 구성되었다. 응답범주는 '1: 전혀 없었다', '2: 1년에 1~2번 정도', '3: 2~3개월에 1~2번 정도', '4: 한달에 1~2번 정도', '5: 일주일에 1~2번 정도'로 3문항 중 한 문항이라도 경험이 있는 경우는 '1'로, 없는 경우는 '0'으로 코딩하여 활용하였다. 방임 경험 지표는 총 4문항이며 세부문항은 '내가 늦게 와도 부모님은 관심이 없다', '부모님은 이유 없이 내가 학교에 결석해도 나에게 아무 말 안 했다' 등으로 구성되었다. 응답범주는 '1: 전혀 없었다', '2: 1년에 1~2번 정도', '3: 2~3개월에 1~2번 정도', '4: 한달에 1~2번 정도', '5: 일주일에 1~2번 정도'로 3문항 중 한 문항이라도 경험이 있는 경우는 '1'로, 없는 경우는 '0'으로 코딩하여 활용하였다. 자녀세대의 경험은 10, 13, 16차 설문에서 1번이라도 경험이 있다고 응답한 경우 부정적 생애경험이 있는 것으로 간주하였다.

〈표 1〉 부모-자녀의 부정적 생애경험 주요 지표의 측정 문항 내용

영역	지표명	측정값	코딩	활용 데이터	경험율(%)
부모 경험	부모님이 일찍 돌아가신 경험	1: 그렇지 않다, 2: 그렇다, 3: 모름	1: 그렇다, 0: 그렇지 않다/모름	1~16차	20.2
	부모님의 이혼 경험				3.6
	생계가 곤란하여 학업중단 경험				5.0
	경제적 이유로 친척집에서 성장 경험				3.6
	자살 경험	지금까지 자살하려고 구체적으로 계획을 세운 여부 지금까지 자살을 시도한 여부	1: 예, 2: 아니오	1: 예, 0: 아니오	6~14차
자녀 경험	성추행 피해 경험	1: 그런적 없다, 2: 1번, 3: 2~3번, 4: 3번, 5: 4번, 6: 5번 이상	1: 경험 있음(2~6 응답), 0: 그런적 없다	10, 13, 16차	1.8
	학교폭력 피해 경험	1: 전혀 없다, 2: 1번, 3: 2~3번, 4: 4번 이상	1: 경험 있음(2~4 응답), 0: 전혀 없다		46.9
	신체학대 경험	1: 전혀 없었다, 2: 1년에 1~2번 정도, 3: 2~3개월에 1~2번 정도, 4: 한달에 1~2번 정도, 5: 일주일에 1~2번 정도	1: 경험 있음(2~5 응답), 0: 전혀 없었다		27.6
	정서학대 경험				42.7
	방임 경험				16.0

2) 청소년의 심리·정서 발달

청소년의 심리·정서 발달은 행복감, 우울 및 불안, 공격성을 통해 살펴보았다. 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 .834다.

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. 척도의 Cronbach's α 값은 .845다.

공격성 '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. 척도의 Cronbach's α 값은 .775다.

3. 분석방법

본 연구는 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 유형이 청소년의 심리·정서 발달에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 연구모형은 [그림 1]과 같다. 분석을 위해 Mplus 8.4를 활용하였고, 구체적인 분석방법은 다음과 같다.

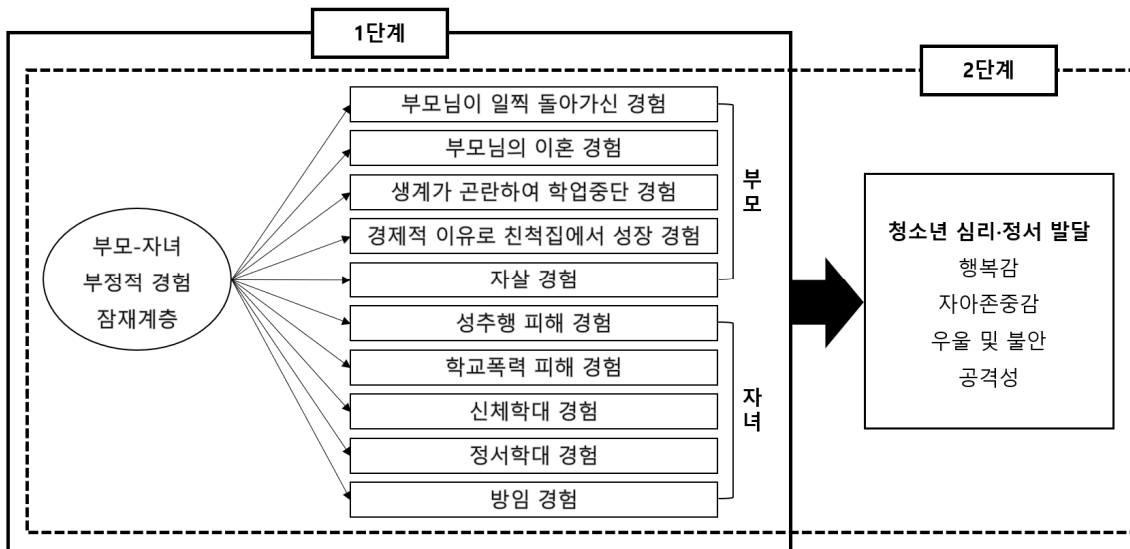
첫째, 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층이 청소년의 심리·정서 발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 잠재계층분석(Latent Class Analysis: LCA)을 활용하였다. 이는 변수가 아닌 사람을 중심으로 분석하는 대상중심 접근방법으로 모집단의 이질적인 특성을 파악할 때 유용하다(Pastor et al., 2007). 그리고 유형의 수를 연구자가 미리 가정하지 않고, 범주화된 설문에 대한 관측변수들의 응답패턴을 기초로 하여 유사한 속성을 가진 개개인을 동일한 하위그룹으로 분류하기 위한 통계 분석방법이다(Muthen and Muthen, 2000; Geiser, 2013).

둘째, 유형화된 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 유형이 청소년의 심리·정서 발달에 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 적용한다(Bakk and Vermunt, 2016; Asparouhov and Muthén, 2014). 잠재계층분석 내에서 활용되는 BCH는 3단계 접근방법을 활용한다. 1단계는 잠재계층 분석의 매개변수를 원격 결과 변인 없이 추정하고, 2단계는 잠재계층분석을 기반으로 집단 내 개인의 사후확률을 활용하여 특정 가중치 변수를 계산, 3단계는 가중치 변수를 각 집단의 Z 가중 평균을 계산하는데 적용한다(Huang et al., 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).

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 et al., 2010).

[그림 1] 연구모형



제4절 연구결과

1. 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요 변수의 기술통계

1) 연구대상자의 인구사회학적 특성

부모세대와 자녀세대의 인구사회학적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 부모세대의 경우 성별은 남자 286명(49.9%), 여자 287명(50.1%)으로 나타났고, 연령의 평균은 48.92, 표준편차는 5.46으로 나타났다. 가처분소득의 평균은 7578.53만원, 표준편차는 3892.28이었으며, 최종학력은 대학교 졸업(전문대학교 포함)이 275명(48.0%)으로 가장 많았고, 고등학교 졸업 239명(41.7%), 대학원 졸업 28명(4.8%), 중학교 졸업 20명(3.5%), 초등학교 졸업 10명(1.7%), 초등학교 졸업 이하 1명(0.2%) 순으로 나타났다. 지역을 살펴보면 시 252명

(44.0%), 광역시 175명(30.5%), 서울 70명(12.2%), 군 64명(11.2%), 도농복합군 12명(2.1%) 순으로 나타났다. 혼인상태는 유배우 531명(92.7%), 이혼 38명(6.6%), 사별 3명(0.5%), 미혼 1명(0.2%)으로 나타났다. 자녀세대의 경우 성별은 남자 161명(47.8%), 여자 176명(52.2%)이었으며, 학교급은 중학교 101명(30.0%), 고등학교 236명(70.0%)으로 나타났다.

<표 2> 연구대상자의 인구사회학적 특성

구분		부모세대		자녀세대	
		빈도/평균	%/표준편차	빈도	%
성별	남	286	49.9	161	47.8
	여	287	50.1	176	52.2
연령		48.92	5.46	17.05	0.83
가처분소득		7578.53	3892.28	-	
최종학력 (학교급)	초등학교 이하	1	0.2	-	
	초등학교	10	1.7	-	
	중학교	20	3.5	101	30.0
	고등학교	239	41.7	236	70.0
	대학교(전문대학 포함)	275	48.0	-	
	대학원(석사, 박사)	28	4.8	-	
지역	서울	70	12.2	-	
	광역시	175	30.5	-	
	시	252	44.0	-	
	군	64	11.2	-	
	도농복합군	12	2.1	-	
혼인상태	유배우	531	92.7	-	
	사별	3	0.5	-	
	이혼	38	6.6	-	
	미혼	1	0.2	-	

2) 주요 변수의 기술통계

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

<표 3> 주요 변수의 기술통계

변수	최솟값	최댓값	평균	표준편차	왜도	첨도
행복감	4.00	24.00	17.50	4.19	-0.39	-0.18
우울 및 불안	0.00	21.00	3.55	3.99	1.51	1.99
공격성	0.00	14.00	1.64	2.47	2.05	4.51

2. 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 유형

1) 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 수 결정

부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층이 어떻게 유형화되는지 확인하기 위해 부모세대의 경험은 부모님이 일찍 돌아가신 경험, 부모님의 이혼 경험, 생계가 곤란하여 학업중단 경험, 경제적 이유로 친척집에서 성장 경험, 자살 경험을, 자녀세대의 경험은 성추행 피해 경험, 학교폭력 피해 경험, 신체학대 경험, 정서학대 경험, 방임 경험을 종속변수로 하여 잠재계층분석(LCA)을 실시하였다. 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 정보지수, 모형의 χ^2 차이검증, 분류의 질, 각 집단의 사례 수 분포, 해석 가능성을 살펴보고 모형을 비교하였다. 각 집단의 사례 수 분포를 살펴볼 때, 본 연구에서 활용한 부정적 경험 지표의 경우 자녀가 경험한 학교폭력, 신체학대, 정서학대 경험을 제외한 지표들에서 '유경험'을 차지하는 비율이 20% 이하로 나타난다. 따라서 각 집단의 사례 수 비율이 4% 이하로 나타나더라도 의미있는 분류로 판단하였다. 잠재계층 유형의 수에 따른 적합도는 <표 4>에 제시하였다.

정보지수인 AIC, BIC, saBIC의 경우 AIC는 잠재계층이 4개인 모형이, BIC는 잠재계층이 2개인 모형이, saBIC는 잠재계층이 3개인 모형이 가장 작은 수치를 보였다. 모형의 χ^2 차이검증에서는 LMR-LRT는 2계층과 3계층 모형 간 차이가, BLRT는 3계층과 4계층 모형 간 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 분류의 질인 Entropy는 계층의 수가 커질수록 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 다양한 지표와 해석 가능성을 고려했을 때 잠재계층의 수가 3개인 모형이 부모-자녀의 부정적 생애경험 유형을 가장 잘 보여주는 것으로 판단하였다. 최적 모형으로 선정된 3계층 모형 각 집단의 크기는 62.3%, 34.4%, 3.3%로 나타났다.

<표 4> 잠재계층 모형 적합도

모형	AIC	BIC	saBIC	LMR-LRT	BLRT	Entropy	잠재계층 분류율 %			
							1	2	3	4
1-class	2677.228	2715.429	2683.707	na	na	na	100			
2-class	2564.655	2644.877	2578.262	.0000	.0000	.733	65.0	35.0		
3-class	2545.630	2667.873	2566.364	.1786	.0000	.833	62.3	34.4	3.3	
4-class	2540.178	2704.441	2568.039	.0956	.0128	.858	60.8	34.1	3.9	1.2

N=337

na=not applicable.

2) 하위계층 유형의 의미

부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층에 대한 해석은 각 설문 범주에 응답할 조건부 확률에 의해 이루어지며, 각 잠재계층의 조건부 응답 확률은 <표 5>, [그림 2]와 같다. 조건부 응답 확률은 각 하위계층이 가지고 있는 하위 차원별 특성을 의미하므로 해당 결과에 근거하여 각 하위계층을 명명하였다. 3개의 유형은 부모-자녀의 부정적 생애경험 여부에 따라 '안정형', '자녀 부정 경험 중심형', '부모 부정 경험 중심형'으로 명명하였다.

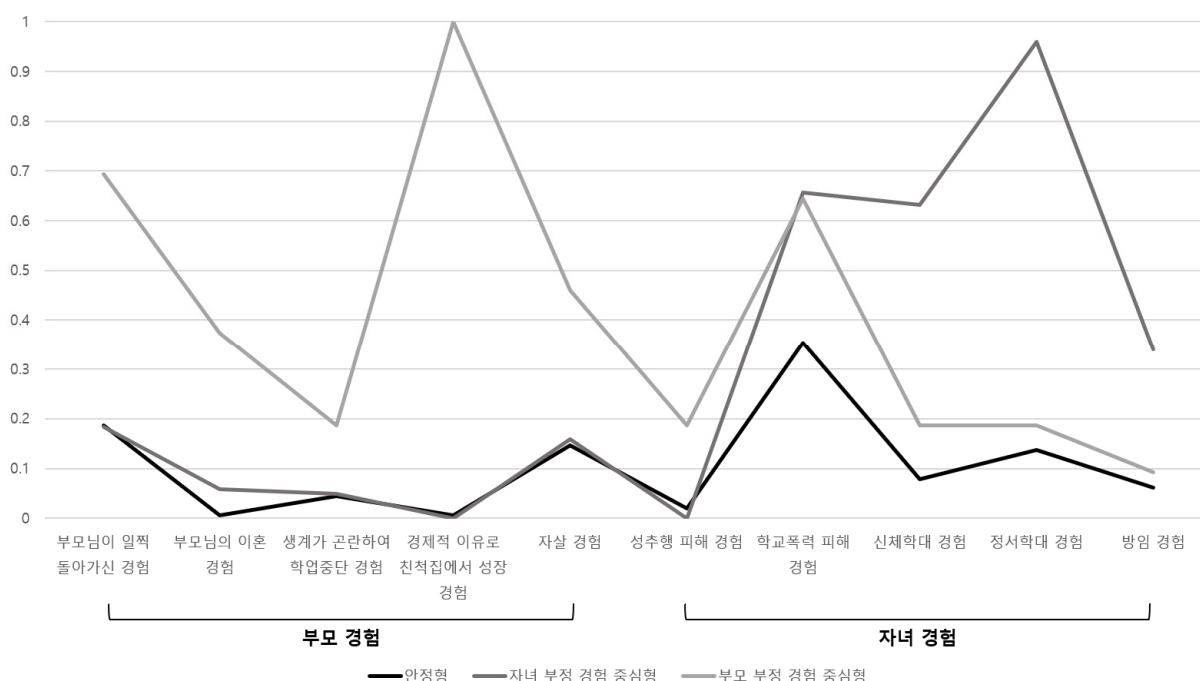
첫째, '안정형'은 전체의 62.3%를 차지하였다. 이 유형에 속한 경우 모든 부모세대의 부정적 생애경험과 자녀세대의 부정적 생애경험 지표에서 경험이 있다고 응답한 확률이 낮았다. 따라서 이 유형은 부모세대

와 자녀세대 모두 부정적인 생애경험 없이 안정적인 것으로 나타나 '안정형'으로 명명하였다. 둘째, '자녀 부정 경험 중심형'은 전체의 34.4%를 차지하였다. 이 유형에 속한 경우 부모세대의 부정적 생애경험은 '안정형'과 마찬가지로 부정적 생애경험이 있다고 응답한 확률이 최대 18.3%로 낮았다. 하지만 자녀세대의 부정적 생애경험은 학교폭력 피해 경험 65.7%, 신체학대 경험 63.2%, 정서학대 경험 96.0%, 방임 경험 33.9%로 다른 유형에 비해 현저히 높은 경험률을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 이 유형은 자녀세대의 부정적 생애경험 중심으로 나타나 '자녀 부정 경험 중심형'으로 명명하였다. 셋째, '부모 부정 경험 중심형'은 전체의 3.3%를 차지하였다. 이 유형에 속한 경우 부모세대와 자녀세대 모두 부정적 생애경험이 있는 것으로 나타났는데, 부모세대 경험은 부모님이 일찍 돌아가신 경험 69.4%, 부모님의 이혼 경험 37.3%, 생계가 곤란하여 학업중단 경험 18.6%, 경제적 이유로 친척집에서 성장한 경험 100.0%, 자살 경험 46.0%로 나타났다. 자녀세대의 부정적 생애경험의 경우 성추행 피해 경험 18.7%, 학교폭력 피해 경험 64.4%로 높았고, 신체학대, 정서학대, 방임 경험은 경험할 확률이 낮았지만, '안정형'과 비교하면 높은 것으로 나타났다. 따라서 이 유형은 부모세대의 부정적 생애경험 중심으로 나타나 '부모 부정 경험 중심형'으로 명명하였다.

〈표 5〉 유형별 조건부 응답 확률

구분		안정형 (62.3%)	자녀 부정 경험 중심형 (34.4%)	부모 부정 경험 중심형 (3.3%)	
부모 경험	부모님이 일찍 돌아가신 경험	있다	.187	.183	.694
		없다	.813	.817	.306
	부모님의 이혼 경험	있다	.005	.058	.373
		없다	.995	.942	.627
	생계가 곤란하여 학업중단 경험	있다	.044	.049	.186
		없다	.956	.951	.814
	경제적 이유로 친척집에서 성장 경험	있다	.006	.000	1.000
		없다	.994	1.000	.000
	자살 경험	있다	.146	.158	.460
		없다	.854	.842	.540
자녀 경험	성추행 피해 경험	있다	.019	.000	.187
		없다	.981	1.000	.813
	학교폭력 피해 경험	있다	.353	.657	.644
		없다	.647	.343	.356
	신체학대 경험	있다	.078	.632	.186
		없다	.922	.368	.814
	정서학대 경험	있다	.137	.960	.186
		없다	.863	.040	.814
	방임 경험	있다	.062	.339	.093
		없다	.938	.661	.907

[그림 2] 부모-자녀의 부정적 생애경험 유형



3. 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 유형에 따른 청소년의 심리·정서 발달의 차이

부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층 유형에 따라 청소년의 심리·정서 발달에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 방법을 적용한 결과는 <표 6>에 제시하였다. 그 결과 청소년의 행복감, 우울 및 불안, 공격성 모든 심리·정서 발달에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 행복감은 안정형, 자녀 부정 경험 중심형, 부모 부정 경험 중심형 순으로 높은 것으로 나타났다. 우울 및 불안의 경우 안정형이 자녀 부정 경험 중심형과 부모 부정 경험 중심형과 비교해 낮은 것으로 나타났고, 공격성은 자녀 부정 경험 중심형이 안정형과 부모 부정 경험 중심형과 비교해 높은 것으로 나타났다. 이 결과에서 주목할만한 점은 '부모 부정 경험 중심형' 유형에 속한 경우 '자녀 부정 경험 중심형'보다 청소년이 직접 경험한 부정적 생애경험이 적음에도 불구하고 행복감이 가장 낮다는 점, 외현화 문제행동인 공격성에서 '자녀 부정 경험 중심형' 유형이 유의하게 높았다는 점이다.

<표 6> 부모-자녀 부정적 생애경험 잠재계층에 따른 청소년의 심리·정서 발달의 차이

구분		N	M	S.E.	Overall test χ^2 (significant pairwise comparisons)
행복감	안정형 ^a	210	18.027	.302	17.881*** (c<b<a)
	자녀 부정 경험 중심형 ^b	116	16.826	.458	
	부모 부정 경험 중심형 ^c	11	14.833	.707	
우울 및 불안	안정형 ^a	210	2.601	.244	20.373*** (a<b, c)
	자녀 부정 경험 중심형 ^b	116	5.013	.477	
	부모 부정 경험 중심형 ^c	11	5.996	1.667	
공격성	안정형 ^a	210	1.232	.168	11.791** (a, c<b)
	자녀 부정 경험 중심형 ^b	116	2.395	.289	
	부모 부정 경험 중심형 ^c	11	1.179	.327	

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

제5절 논의 및 결론

본 연구의 목적은 부모세대와 자녀세대가 경험한 부정적 경험의 형태와 정도를 통합적으로 고려하고 세대 간 부정적 생애경험을 유사한 집단으로 유형화하며, 부모세대의 부정적 생애경험이 자녀세대의 부정적 생애경험에 영향을 미치는지와 자녀세대의 심리·정서 발달 정도에 잠재계층 유형 간 어떠한 차이가 있는지 살펴보는 것이다. 이를 위해 부모-자녀의 부정적 경험 지표를 활용하여 잠재계층분석(LCA)을 실시하였고, 자녀세대의 심리·정서 발달에 미치는 영향을 살펴보기 위해 BCH 보조변수를 활용하였다. 본 연구의 주요결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 부모의 부정적 생애경험 5개 지표와 자녀의 부정적 생애경험 5개 지표, 총 10개 지표로 구성된 부모-자녀의 부정적 생애경험 유형은 3개의 잠재계층 유형으로 분류되었다. 3개의 유형은 부모-자녀의 부정적 생애경험 여부에 따라 부모세대와 자녀세대 모두 부정적인 생애경험 없이 안정적인 것으로 나타난 '안정형', 자녀세대의 부정적 생애경험 중심으로 나타난 '자녀 부정 경험 중심형', 부모세대의 부정적 생애경험 중심으로 나타난 '부모 부정 경험 중심형'으로 명명하였다. 조사대상 중 '안정형'은 62.3%, '자녀 부정 경험 중심형'은 34.4%, '부모 부정 경험 중심형'은 3.3%가 포함되었다. 유형별 조건부 응답 확률 결과에서 주목할만한 점은 부모와 자녀의 부정 경험이 동시에 나타난 유형이 아닌 각각의 경험이 중심이 되는 유형이 발견되었다는 점이다.

둘째, 부모-자녀 부정적 생애경험 잠재계층 유형에 따라 청소년의 심리·정서 발달 정도에 차이가 있는지 살펴보기 위해 BCH 방법을 적용한 결과, 분류된 잠재계층 유형에 따라 행복감, 우울 및 불안, 공격성에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 행복감은 '안정형', '자녀 부정 경험 중심형', '부모 부정 경험 중심형' 순으로 높은 것으로 나타났다. 우울 및 불안의 경우 '안정형'이 '자녀 부정 경험 중심형'과 '부모 부정 경험 중심형'과 비교해 낮은 것으로 나타났고, 공격성은 '자녀 부정 경험 중심형'이 '안정형'과 '부모 부정 경험 중심형'과 비교해 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 살펴보았을 때 '부모 부정 경험 중심형' 유형에 속한 경우 '자녀 부정 경험 중심형'보다 청소년이 직접 경험한 부정적 생애경험이 적음에도 불구하고 행복감이 가장 낮다는 점, 외현화 문제행동인 공격성에서 '자녀 부정 경험 중심형' 유형이 유의하게 높

았다는 점이 주목할만한 점이다.

아동기에 겪은 부정적 생애경험(ACEs)은 신체 및 정신적 건강에 장기적으로 부정적인 영향을 미치는 요인으로 부모의 ACEs로 인해 발생한 알코올 및 약물 남용, 우울증, 수면 장애, 자살 시도 등과 같은 문제로 인해 자녀에게도 영향을 미칠 수 있다(Kalmakis and Chandler, 2014; Kennedy, 2023). 이뿐만 아니라 아동학대 등과 같이 부정적 생애경험이 있는 경우 가족생활에도 영향을 미치며 가족구성원 간의 관계에 미숙하다는 연구결과와 함께 행복감에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과도 보고된다(김형태, 2017; Carlson, 1990). 이러한 가정 요인은 아동의 행복감에 영향을 미치며, 낮아진 부모의 행복감 또한 자녀의 행복감에 부정적인 영향을 미친다(정이나, 2015; 곽수란 외, 2021). 이러한 이유로 '부모 부정 경험 중심형'의 행복감이 가장 낮게 나타난 것으로 유추해 볼 수 있다. 공격성의 경우 청소년들이 학대, 방임, 학교폭력 피해 등 부정적인 외적인 환경으로 인해 좌절을 경험하는 경우 부정적인 심리상태를 가지게 되며, 이러한 상태가 직·간접적인 공격 형태로 표출이 된다(김준성, 천성문, 2021). 이를 통해 신체 및 정서학대, 방임을 경험할 확률이 낮았던 '부모 부정 경험 중심형'보다 학교폭력 피해, 신체 및 정서학대, 방임을 경험할 확률이 높았던 '자녀 부정 경험 중심형'의 공격성이 높게 나타난 것으로 설명할 수 있다.

연구결과를 바탕으로 제언하면 다음과 같다. 첫째, 부모의 부정적 생애경험이 중심이 되는 집단에 대해 사회적 관심을 제고하고 부모의 부정적 생애경험이 자녀의 부정적 생애경험으로 이어지지 않도록 개입이 이루어져야 한다. 부모-자녀의 부정적 생애경험 잠재계층을 유형화한 결과 부모의 부정적 생애경험이 중심이 되는 집단의 경우 부모의 부정적 경험만 나타난 것이 아닌, 자녀의 부정적 생애경험도 동시에 확인되었다. 부모세대의 부정적 생애경험이 많은 경우 자녀세대의 부정적 생애경험도 다른 집단보다 많게 나타난 것이다. 이 유형에 속하는 부모-자녀의 경우 부모에 대한 접근과 자녀에 대한 접근, 부모와 자녀를 하나의 지원 단위로 보고 통합적으로 고려한 접근 이렇게 세 가지 방향으로 지원이 이루어져야 한다. 먼저 부모에 대한 접근으로는, 부모의 심리적 어려움을 해소하기 위한 방안으로 과거의 부정적 경험에서 파생된 만성적인 심리적 어려움이 해소할 수 있도록 지원해야 한다. 어린 시기에 경험된 경험은 성인기로 이행되어 우울 및 불안을 증가시키고 자살생각을 높이는 등(류정희 외, 2018; 이하나 외, 2021; 박애리, 2021) 장기적인 정서 문제를 일으킬 수 있으므로 이를 해소하기 위한 상담을 진행하고, 동시에 경제적 어려움과 사회적 지지체계 부족과 같은 실질적으로 당면한 문제를 해소할 수 있도록 지자체 차원의 개입이 필요할 것이다. 또한 특별히 부정적 생애경험 노출 정도가 높은 부모에 대해서는 자녀의 연령에 따라 양육스트레스를 낮추기 위한 맞춤형 지원이 제공될 필요가 있다. 부모가 아동기에 경험한 부정적 생애경험은 양육스트레스와 같은 부정적 심리적 반응을 높이고 자녀에 대한 거부적 양육행동, 과보호적 양육행동, 엄격한 규율 적용 등으로 이어질 수 있으며, 학대와 방임 등의 형태로 나타나 자녀의 부정적 생애경험 노출을 증가시킬 수 있다(한준아, 2019; Begle, Dumas, and Hanson, 2010; Crnic and Low, 2002; Haynes, E., et al. 2020). 따라서 양육스트레스를 줄이고 양육태도와 부모효능감을 향상시키는 것으로 효과가 검증된 부모 교육프로그램들을 오프라인·온라인 강의를 통해 보편적으로 보급할 필요가 있다. 다음으로 자녀에 대한 접근이 이루어져야 한다. 아동기에 학대와 방임에 놓인 경험은 이들의 신체·정신적 건강에 두루 영향을 미칠 수 있다. 따라서 장기적으로 아동의 건강행동과 우울 등 정신건강 상태를 추적하고 공격적인 행동이나 약물중독, 자살생각과 같은 문제행동을 예방하기 위한 프로그램들을 마련해야 할 것이다. 마지막으로 부모와 자녀를 하나의 지원 단위로 보고 통합적으로 고려한 접근은 특히 위기가정을 대상으로 집중적으로 지원을 할 필요가 있다. 가정 내 학대와 방임, 가정 기능 저하 문제로 공동생활가정, 시설, 쉽

터 등 가정 외에서 보호 중인 아동과 청소년에 대한 지원과 함께 원가정의 부모와 기타 가족 구성원, 가정환경 개선 등을 포괄적으로 고려하여 접근해야 할 것이다. 보호 중인 아동·청소년과 그 부모를 대상으로 이들이 경험한 부정적 생애경험 유형과 정도를 사정하고 부모-자녀 간 누적된 감정적 문제를 해소하고 궁극적으로 아동을 둘러싼 환경을 개선하기 위한 접근이 필요하다. 상담을 통해 부모와 자녀가 인지하고 있는 부정적 경험들을 이야기하며, 부모-자녀 간 대화법을 익히는 것도 하나의 방법이 될 수 있다. 무엇보다 가정 내 학대와 방임, 가정폭력 목격 등 위기상황이 발생했을 때 아동이 언제든지 접근할 수 있는 지지체계를 마련해야 할 것이다.

둘째, 부모의 부정적 생애경험은 적지만 자녀의 부정적 생애경험은 많은 ‘자녀 부정 경험 중심형’ 가정에 대한 주의 깊은 관심이 필요하다. 이 집단 청소년의 심리·정서 발달은 부모-자녀 모두 부정적 생애경험을 경험하지 않은 ‘안정형’ 집단과 비교했을 때 행복감은 낮고 우울 및 불안과 공격성이 높았다. ‘부모 부정 경험 중심형’ 집단보다는 행복감이 높으나 공격성도 높은 것으로 나타나 심리적 어려움이 있는 것으로 해석된다. 부모의 부정적 생애경험이 자녀의 부정적 생애경험과 관련된다는 특성이 있음을 생각해볼 때, 이 집단의 아동에게 현재 당면하고 있는 부정적 경험과 그 영향에서 벗어나 심리적 안정을 얻을 수 있도록, 문제행동으로 이행되는 것을 예방할 수 있도록 학교를 중심으로 하는 무료상담과 심리치료를 병행할 필요가 있다. 또한 부모를 대상으로는 자녀의 부정적 경험 인식 정도가 높음을 설명하고 장기적으로 아동의 발달에 영향을 미칠 수 있는 부정적 양육태도를 지양하도록 하고 가정 내 어려움을 사정하여 현실적인 지원방안을 제공해야 할 것이다.

셋째, 무엇보다 부모의 부정적 생애경험이 자녀의 부정적 생애경험에 미치는 영향을 감소시키기 위해서는 그 정도를 측정하고 위기가정을 발굴할 수 있는 예방적인 지원체계를 갖출 필요가 있다. 이를 위해 부정적 생애경험 척도에 대한 접근성과 활용이 용이하도록 지속적인 홍보가 이루어져야 한다. 우울 척도는 누구나 온라인에서 검색할 수 있고 기록의 두려움 없이 익명으로 본인의 우울 정도를 측정할 수 있다. 이는 우울한 감정은 누구에게나 생길 수 있으며 현대사회에서 우울증의 대상이 될 수 있다는 홍보가 지속적으로 이루어져 사회적 인식 전환이 있었기에 가능한 일이다. 부정적 생애경험 척도 역시 우울척도 만큼 누구나 심리적 부담 없이 온라인으로 쉽게 접근할 수 있도록 보편화하고, 높은 점수가 도출되는 경우 지역사회 내의 센터와 병원에서 상담과 치료를 할 수 있는 분위기를 만들어야 한다. 이를 위해 홍보를 지속적으로 실시하고, WHO가 ACEs 척도를 인터넷에 공시하고 있는 것처럼 보건복지부, 각 지자체의 정신건강복지센터와 청소년 상담복지센터 등 홈페이지에 이를 게시하여 대중의 접근성을 높일 필요가 있다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 먼저, 아동기 부정적 생애경험(Adverse Childhood Experiences)을 분석함에 있어서, 부정적 생애경험 유형을 모두 포함하지 못했다는 한계를 갖는다. 또한 회고적 질문을 통해 수집된 자료로 응답 편향의 가능성이 존재한다(이주연, 최은영, 2022). 둘째, 부모세대 부정적 생애경험과 자녀세대 부정적 생애경험을 통합적으로 살펴봄에 있어서, 세대 간 동일한 경험을 고려하지 못했다는 한계를 갖는다. 셋째, 부정적 생애경험 경험 여부로 집단을 유형화했기 때문에 생애과정에서 반복되고 누적된 영향력을 고려하지 못하였으며, 자녀세대에 대한 부모의 양육스트레스와 양육태도 등 심리적이고 행동적 반응을 함께 다루지 못했다는 한계를 갖는다. 그럼에도 본 연구는 부모와 자녀의 부정적 생애경험 경험을 통합적으로 고려하여 유형화하는 첫 시도였다는 점과, 자녀의 부정적 생애경험에 대한 부모의 부정적 생애경험의 영향을 확인하고 청소년의 심리·정서 발달과의 관련성을 확인하였으며, 대응방안을 제시하였다는데 의의가 있다.

참고문헌

- 곽수란·송미옥·김영호. 2021. “부모의 자존감과 행복감이 아동·청소년기 자녀의 자존감과 행복감에 미치는 영향”. 『보건의료생명과학논문지』. 9(1). 11-25.
- 권재환·이성주. 2013. “대학생의 지각된 부모양육태도가 자기통제력과 학교생활적응에 미치는 영향 : 자기통제력의 매개효과 검증”. 『한국청소년연구』. 24(2). 35-62.
- 김세원. 2015. “아동기 학대경험 유형과 우울불안 및 공격성 발달 간 관계에 대한 연구”. 『아동학회지』. 36(5). 115-134.
- 김연화. 2007. “아동청소년의 일상 스트레스 및 자아탄력성과 행복감과의 관계”. 『청년학연구』. 17(12). 287-307.
- 김은숙. 2020. “어머니의 양육행동이 아동의 행복감에 미치는 영향 : 친사회적행동과 놀이만족도의 매개효과”. 한세대학교 대학원 박사학위논문.
- 김은희·이인혜. 2022. “불운한 아동기 경험이 성인기 신체 및 정신건강에 미치는 영향”. 『한국심리학회지 건강』. 27(4). 627-648.
- 김준성·천성문. 2021. “청소년 공격성에 대한 메타경로분석”. 『학습자중심교과교육연구』. 21(13). 395-408.
- 김형태. 2017. “고교청소년의 학대경험과 자살생각 간의 주관적 행복 및 정서문제의 매개효과와 학교요인의 통제효과”. 『학교사회복지』. 40. 41-63.
- 나은숙·정익중. 2007. “아동학대 유형별 우울성향, 자기효능감, 학업성취간의 관계”. 『아동학회지』. 28(4). 35-49.
- 남순현·임소영. 2006. “부모의 언어학대와 양육태도가 청소년기 심리사회적 적응에 미치는 영향”. 『한국심리학회지: 임상』. 25(4). 953-967.
- 노필순·박병금. 2023. “학교 밖 청소년의 부정적 생애사건경험과 비행의 관계에서 우울과 자아존중감의 매개효과”. 『청소년학연구』. 40(4). 365-392.
- 도현심·신나나·박보경·김민정·김혜인. 2014. “어머니의 우울과 양육행동이 유아의 외현화 문제행동에 미치는 영향”. 『아동학회지』. 35(4). 179-198.
- 류정희·이주연·정익중·송아영·이미진. 2017. “생애주기별 학대경험의 상호관계성 연구”. 세종: 한국보건사회연구원.
- 류정희·전진아·이상정·이주연·정익중·유민상. 2018. “생애주기별 학대 경험 연구-아동기 학대·폭력의 중복적 경험과 정책적 대응”. 한국보건사회연구원.
- 문예은·이주연. 2021. “아동의 행복감에 대한 부모양육태도 및 부모와 대화시간의 영향”. 『한국보육지원학회지』. 17(1). 85-104.

- 문은식·문명화. 2021. “부모-유아 상호작용. 교사-유아 상호작용. 또래 놀이상호작용. 유아기 행복감과 아동기 행복감 간의 구조적 관계”. 『유아교육연구』. 41(6). 261-283.
- 박건희·이재미. 2014. “양육 행동이 청소년의 삶의 만족도에 미치는 영향: 자아 정체성과 학교 적응의 매개 효과”. 『한국가족복지학회지』. 19(4). 997-101.
- 박애리·정익중. 2018. “아동기 부정적 생애경험의 잠재적 유형화”. 『아동학회지』. 39(6). 85-99.
- 박애리. 2021. “아동기 부정적 생애경험이 성인기 우울장애 및 자살생각에 미치는 영향”. 『한국웰니스학회지』. 16(1). 277-283.
- 엄창섭. 2018. “초등학생 자녀가 인식하는 부모양육태도와 주관적 행복감의 관계 연구”. 웨스트민스터신학대학원대학교 박사학위논문.
- 오정수·정익중. 2017. 『아동복지론(제3판)』. 서울: 학지사.
- 윤경희·이성진. 2000. “어머니와 아동의 상호작용에 관한 종단적 분석”. 『교육학연구』. 38(4). 63-85.
- 윤기영. 2002. “부모자녀관계 관련 연구의 최근동향 분석”. 『교육발전』. 21(1). 169-197.
- 윤명숙·김남희·최혜정. 2013. “부모와 사별한 대학생의 애도경험이 외상 후 성장에 미치는 영향: 삶의 의미 매개효과 중심으로”. 『한국가족복지학』. 39. 83-111.
- 윤명숙·석소원·노엽. 2021. “누적적 불이익에 따른 아동기 결핍경험이 성인기 우울에 미치는 영향: 사회경제적 지위와 생활만족도의 매개효과”. 『정신건강과 사회복지』. 49(3). 62-83.
- 윤명숙·이묘숙·김남희·정향숙. 2012. “이혼가정 자녀의 상실감이 우울에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과”. 『한국가족복지학』. 35. 73-104.
- 윤수경. 2019. “아동기 사회경제적 지위가 중장년기 성인의 우울에 미치는 영향: 생애과정 관점을 중심으로”. 『보건사회연구』. 39(1). 200-229.
- 이아영·유서구. 2011. “부부간 폭력의 노출정도와 아동학대 피해경험이 자녀의 공격성에 미치는 영향: 한국청소년패널자료(Kyps)를 중심으로”. 『청소년복지연구』. 13(2). 225-245.
- 이재경·정슬기·김지선·이계성. 2016. “보호관찰 청소년의 성장기 부정적 경험과 불안이 인터넷중독 위험성에 미치는 영향”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 16(11). 103-115.
- 이주연·류정희. 2021. “부모의 아동기 부정적 경험 잠재유형과 자녀학대 및 방임과의 관계”. 『아동과 권리』. 25(1). 107-130.
- 이주연·장성예. 2014. “어머니의 양육행동과 스마트폰 중독의 관계에서 자아탄력성의 매개효과”. 『한국보육학회지』. 14(3). 61-79.
- 이주연·최은영. 2022. “부모의 아동기 학대경험과 양육스트레스가 자녀 학대와 자녀 우울에 미치는 영향: 아동의 사회적 지지 인식에 따른 완충효과”. 『보건사회연구』. 42(1). 125-145.
- 이하나·김시아·정익중. 2021. “아동기 부정적 생애경험과 성인의 우울 증상 -성인기 사회적 지지의 조절효과에 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.

- 정영은·오수경·정유라·김문두. 2022. “젊은 성인에서 사회불안 증상과 아동기 외상 경험 간의 관련성에서 긍정자원의 매개효과”. 『대한불안학회지』. 18(2). 65-71.
- 정이나. 2015. “초등학생이 인식하는 행복감에 영향을 미치는 변인 분석”. 이화여자대학교 대학원 박사학위논문.
- 정현정·문혁준. 2011. “아동의 행복감에 대한 아동이 지각한 부모-자녀관계의 사회적 자본, 자아탄력성, 사회 인구학적 변인의 영향”. 『한국보육지원학회지』. 7(3). 21-42.
- 정혜원. 2009. “인생사건이 비행시작에 미치는 영향-보호요인 및 위험요인의 조절효과를 중심으로”. 고려대학교 대학원 박사학위논문.
- 조근호. 2011. 『중독재활 총론』. 서울: 학지사.
- 조미영. 2020. “그룹홈 청소년과 시설 청소년의 부정적 사건경험과 문제행동의 관계에서 애착의 매개효과”. 목포대학교 대학원 박사학위논문.
- 조성희·박찬욱. 2012. “Bowen의 자기분화 개념에 근거한 어머니의 양육 경험 탐구”. 『유아교육학논집』. 16(2). 139-166.
- 조소영·조규락. 2022. “잠재프로파일분석에 따른 대학생의 학습참여 유형과 예측요인 및 대학교육성과”. 『교육기술학회지』. 38(2). 605-636.
- 조옥자·현은강. 2005. “어머니의 정서적 학대와 방임 및 아동의 자기조절능력이 아동의 우울성향에 미치는 영향”. 『아동학회지』. 26(3). 141-161.
- 주지영·박성연. 2013. “어머니의 낙관성 및 양육행동과 아동의 낙관성이 주관적 안녕감에 미치는 영향”. 『아동학회지』. 34(3). 21-38.
- 한준아. 2019. “유아기 자녀를 양육하는 어머니의 자아존중감, 정서표현성, 양육스트레스가 양육행동에 미치는 영향”. 『학습자중심교과교육연구』. 19(13). 589-609.
- 허은. 2021. “부모의 긍정적·부정적 양육태도가 아동의 삶의 만족도에 미치는 영향 행복감 및 사회적 위축의 매개효과”. 『학습자중심교과교육연구』. 21(21). 793-809.
- 홍봉선·박현선·오승환·이상균·이현주. 2014. 『아동복지론 4판』. 학지사.
- 황소영. 2017. “유아기 자녀를 둔 어머니의 아동기 경험, 아동관과 아동권리 존중 양육간의 구조적 관계 분석”. 성균관대학교 일반대학원 박사학위논문.
- Abajobir, A. A., Kisely, S., Williams, G. M., Clavarino, A. M., and Najman, J. M. 2017. “Substantiated childhood maltreatment and intimate partner violence victimization in young adulthood: A birth cohort study”. *Journal of Youth and Adolescence*. 46(1). 165-179.
- Afifi, T. O., Fortier, J., Sareen, J., and Taillieu, T. 2019. “Associations of harsh physical punishment and child maltreatment in childhood with antisocial behaviors in adulthood”. *JAMA network open*. 2(1). 187374.
- Allen, E. C., Goslawski, M. M., Taple, B. J., Sakowicz, A., Alvarado-Goldberg, M., and Miller, E. S. 2023. “The association between adverse childhood experiences and perinatal depression symptom

- trajectories” . *American Journal of Obstetrics and Gynecology MFM*. 5(8). 101039.
- Almuneef, M., Qayad, M., Aleissa, M., and Albuhairan, F. 2014. “Adverse childhood experiences, chronic diseases and risky health behaviors in Saudi Arabian adults: A pilot study” . *Child Abuse and Neglect*. 38(11). 1787-1793.
- Ammerman, R. T., Shenk, C. E., Teeters, A. R., Noll, J. G., Putnam, F. W., and Van Ginkel, J.B. 2013. “Multiple mediation of trauma and parenting stress in mothers in home visiting” . *Infant Mental Health Journal*. 34(3). 234-241.
- Arnou, B. A. 2014. “Relationships between childhood maltreatment, adult health and psychiatric outcomes and medical utilization” . *Journal of Clinical Psychiatry*. 65. 10-15.
- 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.
- Balaguer, A., Beniitez, E., de la Fuente, J., and Osorio, A. 2021. “Maternal and paternal parenting styles as a whole: Validation of the simple form of the Parenting Style Evaluation Scale” . *Anales de Psicología Annals of Psychology*. 37(1). 77-67.
- Balistreri, K. S., and Alvira-Hammond, M. 2016. “Adverse childhood experiences, family functioning and adolescent health and emotional well-being” . *Public Health*. 132. 72-78.
- Bandelow, B., Späth, C., Tichauer, G. Á., Brocks, A., Hajak, G. and Rüther, E. 2002. “Early traumatic life events, parental attitudes, family history and birth risk factors in patients with panic disorder” . *Comprehensive Psychiatry*. 43(4). 269-278.
- Banducci, A. N., Hoffman, E., Lejuez, C. W., and Koenen, K. C. 2014. “The relationship between child abuse and negative outcomes among substance users: Psychopathology, health and comorbidities” . *Addictive Behaviors*. 39(10). 1522-1527.
- Bandura, A. 1971. *Social Learning Theory*. General Learning Press.
- Begle, A. M., Dumas, J. E., and Hanson, R. F. 2010. “Predicting child abuse potential: An empirical investigation of two theoretical frameworks” . *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*. 39(2). 208-219.
- Bethell, C. D., Davis, M. B., Gombojav, N., Stumbo, S., and Powers, K. 2017. *Issue brief: A national and across-state profile on Adverse Childhood Experiences among U.S. Children and possibilities to heal and thrive*. Baltimore. MD: Johns Hopkins Bloomberg School of Public Health.
- Bifulco A, Moran PM, Ball C, et al. 2002. “Childhood adversity, parental vulnerability and disorder: examining inter-generational transmission of risk” . *J Child Psychol Psychiatry*. 43(8). 1075-1086.

- Blum, R. W., Li, M., and Naranjo-Rivera, G. 2019. "Measuring adverse child experiences among young adolescents globally: Relationships with depressive symptoms and violence perpetration" . *Journal of Adolescent Health*. 65(1). 86-93.
- Bonnanno, G. A. 2004. "Loss, trauma, and human resilience: Have we understand the human capacity to thrive after extremely adversive events?" . *American Psychologist*. 59(1). 20-28.
- Briere, J., Kaltman, S. and Gren, B. L. 2008. "Accumulated Childhood Trauma and Symptom Complexity" . *Journal of Traumatic Stress*. 21(2). 23-26.
- Buchanan, G. J., Tate, A. D., Barnes, A., Trofholz, A. C., and Berge, J. M. 2023. "Potential Points of Intervention to Minimize the Impact of Parents' Adverse Childhood Experiences on Child Mental Health" . *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*. 44(1). 24-31.
- Campbell, J. A., Walker, R. J., and Egede, L. E. 2016. "Associations between adverse childhood experiences, high-risk behaviors, and morbidity in adulthood" . *American Journal of Preventive Medicine*. 50(3). 344-352.
- Carlson, B. E. 1990. "The development of depression in children and adolescents" . *American Psychologist*. 53(2). 221-241.
- Chen, D., Lin, L., Li, C., Chen, W., Zhang, Y., Ren, Y., and Guo, V. Y. 2023. "Maternal adverse childhood experiences and health-related quality of life in preschool children: A cross-sectional study" . *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*. 17(1). 19.
- Chen, X., Liu, M., and Li, D. 2000. "Parental warmth, control, and indulgence and their relations to adjustment in Chinese children: A longitudinal study" . *Journal of family psychology*. 14(3). 401-419.
- Cohen, J. R., Andrews, A. R., Davis, M. M., and Rudolph, K. D. 2018. "Anxiety and depression during childhood and adolescence: testing theoretical models of continuity and discontinuity" . *Journal of Abnormal Child Psychology*. 46(6). 1295-1308.
- Coie, J. D. and Dodge K. A. 1998. "Aggression and Antisocial Behavior. In W. Damon (Seriesed.) and N. Eisenberg (Vol. ed.), *Handbook of Child Psychology 3*" . *Social, Emotional and Personality Development (5th ed.)*. New York: Wiley. 780-840.
- Committee on Supporting the Parents of Young Children 2016. *Parenting matters: Supporting parents of children ages 0-8*. Washington. DC: National Academies Press.
- Crnic, K., and Low, C. 2002. *Everyday stresses and parenting*. In M. H. Bornstein (Ed.) *Handbook of parenting*, Mahwah. NJ: Lawrence Erlbaum Associates. (2nd ed.). 243-267.
- Crouch, E., Radcliff, E., Brown, M., and Hung, P. 2019. "Exploring the association between parenting stress and a child's exposure to adverse childhood experiences (ACEs)" . *Children and Youth Services Review*. 102. 186-192.
- D. Olweus. 1994. "Bullying at school: Basic facts and effects of a school based intervention program" . *Journal of Child Psychiatry*. (35). 1171-1190.

- Dube, S. R., Miller, J. W., Brown, D. W., Giles, W. H., Felitti, V. J., Dong, M., and Anda, R. F. 2006. "Adverse childhood experiences and the association with ever using alcohol and initiating alcohol use during adolescence" . *Journal of Adolescent Health*. 38(4). 1-10.
- Ehring, T., and Quack, D. 2010. "Emotion regulation difficulties in trauma survivors: The role of Trauma type and PTSD symptom severity" . *Behavior Therapy*. 41(4). 587-589.
- Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M., Edwards, V.,...Marks, J. S. 1998. "Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults: The adverse childhood experiences (ACE) study" . *American Journal of Preventive Medicine*. 14(4). 245-258.
- Folger AT, Eismann EA, Stephenson NB, et al. 2018. "Panrental adverse childhood experience and offspring development at 2 years of age" . *Pediatrics*. 141(4).
- Fraiberg, S., Adelson, E., and Shapior, V. 1975. "Ghosts in the nursery:Psychoanalytic approach to the problems of impaired infant-mother relationships" . *Journal of the American Academy of Child Psychiatry*. 13. 387-421.
- Frommer, E., and O'shea, G. 1973. "Antenatal identification of woman liable to have problems in managing their infants" . *British Journal of Psychiatry*. 123. 149-156.
- Geiser, C. 2013. *Data Analysis with Mplus*. New York: Guilford Press.
- Goldman, J., Salus, M. K., Wolcott, D., and Kennedy, K. Y. 2003. *A Coordinated Response to Child Abuse and Neglect: The Foundation for Practice*. Child Abuse and Neglect User Manual Series.
- Haynes, E., Crouch, E., Probst, J., Radcliff, E., Bennett, K., and Glover, S. 2020. "Exploring the association between a parent's exposure to Adverse Childhood Experiences (ACEs) and outcomes of depression and anxiety among their children" . *Children and youth services review*. 113.
- Hesse, E., and Main, M. 2000. "Disorganized infant, child, and adult attachment: Collapse in behavioral and attentional strategies" . *Journal of the American Psychoanalytic Association*. 48. 1097-1127.
- Hollist, D. R., Hughes, L. A., and Schaible, L. M. 2009. "Adolescent maltreatment, negative emotion, and delinquency: An assessment of general strain theory and family-based strain" . *Journal of criminal justice*. 37(4). 379-387.
- Houston, B. K., and Vavak, C. R. 1991. "Cynical hostility: Developmental factor, psychological correlates and health behaviors" . *Health Psychology*. 10(1). 9-17.
- Huang, L., Dziak, J. J., Bray, B. C., and Wagner, A. T. 2017. *LCA_Distal_BCH Stata function users' guide (Version 1.1)*, University Park, PA: The Methodology Center, Penn State.
- Hughes, K., Bellis, M. A., Hardcastle, K. A., Sethi, D., Butchart, A., Mikton, C., Dunne, M. P. 2017. "The effect of multiple adverse childhood experiences on health:A systematic review and meta-analysis" . *The Lancet Public Health*. 2(8). 356-366.

- Jung, T., and Wickrama, K. A. S. 2008. "An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modelling" . *Social and Personality Psychology Compass*. 2. 302-317.
- Kalmakis, K. A., and Chandler, G. E. 2015. "Health consequences of adverse childhood experiences: A systematic review" . *Journal of the American Association of Nurse Practitioners*. 27(8). 457-465.
- Kendler, K. S., Kessler, R. C., Walters, E. E., MacLean, C., Neale, M. C., Heath, A. C., and Eaves, L. J. 2010. "Stressful life events, genetic liability, and onset of an episode of major depression in women" . *Focus*. 8(3). 459-470.
- Kennedy, A. M. 2023. *Adverse childhood experiences (ACEs)*. New York: Salem Press.
- Kuo JR, Goldin PR, Werner K, Heimberg RG, Gross JJ. 2011. "Childhood trauma and current psychological functioning in adults with social anxiety disorder" . *J Anxiety Disord*. (25). 467-473.
- Larkin, H., Shields, J. J., and Anda, R. F. 2012. "The health and social consequences of adverse childhood experiences (ACE) across the lifespan: An introduction to prevention and intervention in the community" . *Journal of Prevention and Intervention in the Community*. 40(4). 263-270.
- Lee, M. H., and Kim, Y. H. 2017. "Adverse childhood experience and depressive symptoms among male and female college students: The mediating role of self-esteem" . *Journal of Korean Council for Children and Right*. 21(2). 119-134.
- Letourneau, N., Dewey, D., Kaplan, B. J., Ntanda, H., Novick, J., Thomas, J. C., ... APRON Study Team 2019. "Intergenerational transmission of adverse childhood experiences via maternal depression and anxiety and moderation by child sex" . *Journal of Developmental Origins of Health and Disease*. 10(1). 88-99.
- Lyons-Ruth, K., Dutra, L., Schuder, M. R., and Bianchi, I. 2006. "From infant attachment disorganization to adult dissociation: Relational adaptations or traumatic experiences" . *Psychiatric Clinics*. 29(1). 63-86.
- Main, M., Kaplan, N., and Cassidy, J. 1985. *Security in infancy, childhood and adulthood: A move to the level of representation In Bretherton, I., and Waters, E. (Eds.)*. Growing points in attachment theory and research. University of Chicago Press.
- Maughan, B., Collishaw, S., and Stringaris, A. 2013. "Depression in childhood and adolescence" . *Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. 22(1). 35-40.
- Meadows, E. A. 2021. *Adverse Childhood Experiences and Parenting in Adulthood: Pathways Underlying the Intergenerational Transmission of Adversity*. The University of Toledo.
- Mendell, Lo, Y., N. R. and Rubin, D. B. 2001. "Testing the number of components in a normal mixture" . *Biometrika*. 88. 767-778.
- Miech, R. A. and Shanahan, M. J. 2000. "Socioeconomic status and depression over the life course" . *Journal of Health and Social Behavior*. 41(2). 162-176.

- Miranda JK, de la Osa N, Granero R, Ezpeleta L. 2011. “Maternal experiences of childhood abuse and intimate partner violence: Psychopathology and functional impairment in clinical children and adolescents” . *Child Abuse Negl.* 35(9). 700-711.
- Murphy, A., Steele, M., Dube, S. R., Bate, J., Bonuck, K., Meissner, P., Goldman, H., Steele, H. 2014. “Adverse Childhood Experiences (ACEs) questionnaire and Adult Attachment Interview (AAI): Implications for parent child relationships” . *Child Abuse and Neglect.* 38(2). 224-233.
- Muthén, B. 2004. *Latent Variable Analysis. In D. Kaplan(ed.), Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences.* Thousand Oaks, CA: Sage.
- Muthen, B., and Muthen, L. K. 2000. “Integrating person-centered and variable-centered analyses: Growth mixture modeling with latent trajectory classes” . *Alcoholism.* 24(6). 882-891.
- Nooner, K. B., Litrownik, A. J., Thompson, R., Margolis, B., English, D. J., Knight, E. D., and Roesch, S. 2010. “Youth self-report of physical and sexual abuse: A latent class analysis” . *Child Abuse & Neglect.* 34(3). 146-154.
- Oei, A., Li, D., Chu, C. M., Ng, I., Hoo, E., and Ruby, K. 2023. “Disruptive behaviors, antisocial attitudes, and aggression in young offenders: Comparison of Adverse Childhood Experience (ACE) typologies” . *Child Abuse and Neglect.* 141.
- Panisch, L. S., LaBrenz, C. A., Lawson, J., Gerlach, B., Tennant, P. S., Nulu, S., and Faulkner, M. 2020. “Relationships between adverse childhood experiences and protective factors among parents at-risk for child maltreatment” . *Children and Youth Services Review.* 110.
- Pastor, D. A., Barron, K. E., Miller, B. J., and Davis, S. L. 2007. “A latent profile analysis of college students’ achievement goal orientation” . *Contemporary Educational Psychology.* 32(1). 8-47.
- Ryan, R., and Deci, E. 2001. “On Happiness and Human Potentials: A Review of Research on Hedonic and Eudaimonic Well-Being” . *Annual Review of Psychology.* 52. 141-166.
- Schickedanz, A., Halfon, N., Sastry, N., and Chung, P. J. 2018. “Parents’ adverse childhood experiences and their children’s behavioral health problems” . *Pediatrics.* 142(2).
- Shonkoff, J. P., Garner, A. S., The Committee on Psychosocial Aspects of Child and Family Health., Committee on Early Childhood, Adoption, and Dependent Care., Section on Developmental and Behavioral Pediatrics., Siegel, B.S....Wood, D. L. 2012. “The lifelong effects of early childhood adversity and toxic stress” . *Pediatrics.* 129(1). 232-246.
- Steele, H., Bate, J., Steele, M., Dube, S. R., Danskin, K., Knafo, H., Nikitiades, Adella., Bonuck, K., Meissner, P., Murphy, A. 2016. “Adverse childhood experiences, poverty, and parenting stress” . *Canadian Journal of Behavioural Science.* 48(1). 32-38.
- Thornberry, T. P., and Henry, K. L. 2013. “Intergenerational continuity in maltreatment” . *Journal of Abnormal Child Psychology.* 41(4). 555-569.
- Van der Kolk BA, Bessel. 1994. “The Psychiatric Clinics of North America” . Volume: 17(4). 583-600.

- Wenk, D., Hardesty, C. L., Morgan, C. S., and Blair, S. L., 1994. "The influence of parental involvement on the well-being of sons and daughters" . *Journal of Marriage and the Family*. 56(1). 229-234.
- Widom CS, DuMont K, Czaja SJ. 2008. "A prospective investigation of major depressive disorder and comorbidity in abused and neglected children grown up" . *Arch Gen Psychiatry*. 64(1). 49-56.
- World Health Organization. 2018. "In Adverse Childhood Experiences International Questionnaire (ACE-IQ)" . [website]:Geneva: WHO.
- World Health Organization. 2020. "Adverse Childhood Experiences International Questionnaire (ACE-IQ) Guidance for Analysing ACE-IQ" .
<https://www.bing.com/search?q=%EA%B5%AC%EA%B8%80%EB%B2%88%EC%97%AD>.
- Wright MO, Crawford E, Del Castillo D. 2009. "Childhood emotional maltreatment and later psychological distress among college students: The mediating role of maladaptive schemas" . *Child Abuse Negl*. (33). 59-68.

고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존의 잠재적 유형 간 관계

The Relationships between Latent Typologies in emotional/behavior Factors and Internet
Overdependence in High School Students

오수경(이화여자대학교), 구혜완(이화여자대학교 사회복지연구소),
김서현(전북대학교), 정익중(이화여자대학교)

본 연구는 고등학생의 정서행동요인과 인터넷 과의존 간의 관계를 확인하고자, 정서행동요인 잠재계층과 인터넷 과의존 잠재계층 간의 전이 관계를 살펴보았다. 이를 위해 한국복지패널의 16차(2021년) 자료를 활용하였고, 고등학생 325명을 연구대상으로 하였다. 분석에는, 정서행동요인 및 인터넷 과의존에 대해 잠재계층분석을 실시한 후, 두 잠재계층 간의 전이확률분석 방법을 적용했다. 분석 결과, 첫째, 고등학생의 정서행동요인은 2개의 잠재계층이 도출되었고, '낮은 정서·높은 학업스트레스군', '높은 정서행동요인군'으로 명명하였다. 인터넷 과의존은 3개의 잠재계층이 도출되었고, '낮은 인터넷 과의존군', '중간 인터넷 과의존군', '높은 인터넷 과의존군'으로 명명하였다. 둘째, '낮은 정서·높은 학업스트레스군'은 '낮은 인터넷 과의존군'으로 전이될 가능성은 가장 높았고, '중간 인터넷 과의존군'으로 전이될 가능성은 낮았다. 그러나 낮은 정서행동의 점수를 가졌음에도 '높은 인터넷 과의존군'으로 전이될 조건부 확률은 두 번째로 높은 것으로 나타나 주목해봐야 할 집단이었다. 또한 '높은 정서행동요인군'은 '낮은 인터넷 과의존군'으로 전이될 가능성은 상대적으로 낮았고, '중간 인터넷 과의존군'이나 '높은 인터넷 과의존군'으로 전이될 가능성은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과에 기반하여 고등학생의 정서행동요인에 따라 인터넷 과의존 잠재적 위험 집단을 선별하여 그 대상에 따른 효과적인 개입 및 접근을 고려해야 함을 제언하였다.

주제어: 정서행동요인, 인터넷 과의존, 잠재계층, 잠재전이

제1절 서론

최근 과학기술의 발전으로 사람과 사물이 연결되는 초연결 디지털 사회로 진입하고 있으며, 일상의 많은 영역에서 인터넷 이용은 필수가 되었다. 이를 증명하듯 우리나라에서는 만 3세 이상 국민의 93.0%가 인터넷을 활용할 수 있고, 만 6세 이상 인구의 98.4%는 스마트폰을 보유하고 있는 것으로 조사되었다(최문실 외, 2023). 스마트폰을 활용한 인터넷 이용은 인간의 삶을 편리하게 영위할 수 있도록 도와주며 다양한 정보를 제공하기도 하지만, 반대로 인터넷 과의존(중독)을 초래하는 위험성도 함께 내포하고 있다(조민자, 2013). 특히, 인터넷 과의존은 청소년에게서 그 위험성이 두드러지는 것으로 보고된다. 스마트폰 과의존 실태조사 결과에 따르면(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022), 청소년 10명 중 4명(37.0%)이 스마트폰 과의존 위험군이며, 다른 연령대에 비해 스마트폰 과의존 위험군 비율이 가장 높고, 청소년은 유일하게 그 비율이 매년 상승세인 것으로 조사되었다.

청소년 시기의 인터넷 과의존 위험군이 높은 이유와 관련하여 이 시기의 발달 특성과 생활환경에 따른 심리·정서적 상태에 대해 주목하여 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 청소년기는 아동기에서 성인기로 이행하는 과정에 있어 질풍노도의 시기라고 불리는 등 심리·정서적 어려움이 큰 것으로 알려졌다. 특히 우리나라 청소년은 과열된 학업 경쟁으로 상당한 스트레스를 받음은 물론 학업과 사교육 또는 미디어에 과도한 생활시간을 보내며 불균형적인 일상을 보낸다(정익중, 2018). 이와 같은 상황은 청소년의 우울, 스트레스 등 부정적 정서를 유발하여 건강한 정서 발달을 위협한다(박현선, 2016; 정익중, 2018). 이에 더하여 코로나19 팬데믹으로 인한 학교의 비대면 수업 체제와 여가문화생활, 운동 등의 신체적 활동 및 사회적 관계 형성의 제약은 청소년의 우울, 사회적 위축감, 스트레스, 공격적인 성향을 유발하였고(정익중, 2021; Oliveira et al., 2020; Panchal et al., 2023; Tzankova et al., 2023), 미디어 과이용을 초래해 학습에 대한 주의집중을 감소시키는 등(이민지, 송주현, 2023) 청소년의 정서행동요인의 문제가 심각해진 실정이다.

실제 우리나라 청소년의 정서적 문제가 심각함은 국제 조사에서도 확인된다. OECD 및 EU 등 38개 가입국과 이를 비교한 자료에서는 한국 청소년들의 정신건강 수준이 34위로 나타나 최하위권이며(UNICEF, 2020, p.11), 자살률도 세계에서 가장 높은 수준인 것으로 보고되었다(염유식, 성기호, 2021). 또한 청소년의 고민 상담 유형을 살펴보면, 정신건강에 대한 상담 욕구가 가장 클 뿐만 아니라 관련 상담 건수도 매해 증가하고 있는 추세이다(여성가족부, 한국청소년정책연구원, 2022). 특히, 청소년 중에서도 고등학생이 더 심각한 정신건강 문제를 경험하는 것으로 보고된다. 우리나라 고등학생의 약 41%가 평상시 스트레스를 많이 경험하고, 약 28%가 일상생활이 어려울 정도의 우울감을 경험하는 것으로 조사되었는데, 이 비율은 중학생보다 더 높았다(교육부, 질병관리청, 2022). 또한 청소년이 응답한 '죽고 싶은 이유'에서는 학업 문제가 1위로 나타났는데, 이 또한 중학생보다 고등학생에게서 응답한 비율이 더 높았다(유민상, 2019). 즉, 청소년 중에서도 고등학생의 정신건강이 가장 위태로운 상황임을 알 수 있다.

문제는 청소년들이 자신의 우울, 스트레스 등 부정적 정서를 해소하거나 자신의 불만족스러운 일상을 회피하기 위한 대안으로 또는 현실에서 불충족한 욕구를 가상공간에서 채우고자 인터넷을 사용하지만, 이러한 이용 행태가 점차 인터넷 과의존으로 이어질 수 있다는 점이다(강선경, 이근무, 하민정, 2016; 김도희, 박영준, 장재원, 2017; 장정임, 김성봉, 2015). 또한, 청소년기에는 스마트폰을 활용하여 또래와의 관계 형성하고 친밀감을 유지한다는 특징 때문에(노충래, 김소연, 2016) 인터넷 과의존 위험에 노출될 가능성도 크다. 특히 코로나19로 인한 많은 생활영역이 비대면 체제로 전환됨에 따라 인터넷에 접근 기회가 많아졌

고, 인터넷 이용 시간의 증가는 과의존 위험 노출로 이어졌을 것으로 분석된다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022; 이재경, 이래혁, 2022; 정익중, 2021). 이러한 인터넷 과의존은 청소년의 심리·정서적 문제, 가족이나 또래, 학교 요인 등 청소년을 둘러싼 여러 문제를 초래한다(김소연 외, 2016; 장운재 2020). 만성적 수면 부족, 인지 조절의 어려움, 학업성취도 저하, 정서적 문제 등 청소년의 발달에 매우 심각한 영향을 미칠 수 있다(Abi-Jaoude, Naylor, & Pignatiello, 2020). 그러므로, 시기적으로 청소년의 인터넷 과의존을 예방할 사회복지적 방안 마련이 크게 중요해진 상황이다.

이와 같은 관심의 필요성에 따라, 본 연구에서는 청소년의 인터넷 과의존 예방과 방지에 대한 해법을 모색하고자 했다. 특히 선행연구를 바탕으로 청소년의 인터넷 과의존을 설명하는 정서 및 행동 변인을 세부적으로 구분하였으며, 구체적으로는 우울·불안, 주의집중, 위축, 공격성, 학업스트레스 요인에 주목하였다. 선행연구에서는 청소년의 개인요인에 주목하여 우울·불안과 사회적 위축 수준이 낮을수록, 주의집중 문제, 공격성, 학업스트레스가 높을수록 인터넷 과의존에 위험성이 높아지는 것으로 나타났다(노충래, 김소연, 2016; 김진숙, 문현주, 황승일, 2014; 손신영, 2013; 이의선, 이경숙, 김득필, 2022; 하문선, 2014). 이외 청소년을 둘러싼 가족, 또래, 학교 등 환경요인에 주목한 연구(김진웅, 홍서준, 김욱진, 2020; 노충래, 김소연, 2016; 박소연, 이홍직, 2013), 인터넷 사용 유형과 인터넷 과의존과의 관계를 살펴본 연구도 있었다(이하나, 양승목, 2018). 이러한 선행연구들은 청소년기 정서적으로 불안정한 특성이 인터넷 과의존으로 쉽게 이어질 수 있음에 주목해 변수 간의 인과관계를 규명하는 데에 집중하였다. 하지만 청소년의 정서행동요인은 개인의 다양한 자원의 수준에 따라 달라질 수 있으므로(Seiffge Krenke, Aunola, & Nurmi, 2009), 정서행동요인의 문제를 경험하는 청소년 집단 내의 다양한 질적 차이(정익중, 2007)를 밝혀내기 위해서는 변수 중심적 접근만으로는 부족할 수 있다. 그 밖에 대상 중심적 접근으로 염동문(2017), 이유정, 최문선(2018) 등의 연구도 보고되나, 이들 연구는 대상이나 분석자료 등의 차이로 본 연구와 구별된다.

따라서 본 연구에서는 청소년 시기 중 가장 심리·정서적 어려움을 겪는 고등학생에 집중하여 대상 중심적(person-centered) 접근의 잠재계층분석(Latent Class Analysis)을 통해서 어떠한 유형의 정서행동요인 및 인터넷 과의존 잠재계층이 도출되는지 살펴보려고 한다. 잠재계층분석(LCA)은 변수 간의 관계에 집중하여 분석하기보다는 개인 간의 유사점과 차이점을 통해 잠재계층으로 구성된 유형 간의 차이를 분석하는 것에 중점을 둔 대상중심적 접근 방식이다(Wang & Hanges, 2011). 예를 들어, 본 연구에서 정서행동요인으로 구성한 우울·불안, 주의집중, 위축, 공격성, 학업스트레스에서 각 변수의 값에 따라 독특한 결합유형을 갖게 되며, 그 유형에 따라 어떤 잠재계층이 도출되는지를 사람들을 중심으로 독특한 특징을 분석한다는 점에서 변수중심적 접근과 차이가 있다(구혜완, 정익중, 2019). 즉, 정서행동요인들의 유사한 양상을 가진 집단을 구성하여 인터넷 과의존의 어떤 집단으로 연결되는지 전이확률 분석을 통해 실증적으로 검토하고 그 규모를 예측해본다면, 인터넷 과의존 개입전략 마련에 있어 유용한 근거 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 따라서, 본 연구에서는 청소년기 대표적으로 나타날 수 있는 학업스트레스, 우울·불안, 주의집중, 위축, 공격성 등 정서행동요인의 잠재 집단이 인터넷 과의존의 어떤 잠재 집단과 관계가 있는지 살펴보려고 하며, 특히 정서행동문제의 심각성이 크다고 보고된 고등학생의 집단특성을 고려한 효과적인 개입방안을 마련하고자 한다.

연구문제 1. 고등학생의 정서행동요인에 따른 잠재계층은 어떠한가?

연구문제 2. 고등학생의 인터넷 과의존 요인에 따른 잠재계층은 어떠한가?

연구문제 3. 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존 요인의 잠재적 유형 간의 관계는 어떠한가?

제2절 이론적 배경

1. 청소년 발달과 인터넷 과의존

스마트폰은 2012년 기준 국내 인구의 약 1만 명 중 11.5%가 보유하였으나(김민철, 2013), 2022년에는 만 6세 이상 인구의 98.3%가 보유하고 있는 것으로 조사되었다(최문실 외, 2023). 즉, 스마트폰은 이제 인터넷을 이용하기 위한 보편적인 도구라고 볼 수 있다. 이처럼 인터넷 이용 환경의 변화에 맞춰 2017년 한국지능정보사회진흥원에서는 스마트폰 과의존 척도와 인터넷 과의존 척도를 통합·개편하였고, 이에 따라 인터넷 과의존 실태조사의 명칭도 스마트폰 과의존 실태조사로 변경한 것으로 확인된다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022). 그 이후부터 선행연구에서 인터넷 과의존은 스마트폰 과의존이란 용어로 칭하기도 하며, 스마트폰 중독, 인터넷 중독과 같은 용어와 혼용되는 예가 확인된다(미래창조과학부, 한국정보화진흥원, 2015; 2016; 신성만, 고영삼, 2017; 이하나, 양승목, 2018; 정남수 외, 2019). 그러나, 선행연구에서는 중독이라는 용어가 병리적인 의미를 담고 있다는 측면에서 중독이라는 용어보다는 이용자가 자신의 문제적 사용에 대한 원인을 탐색하여 과의존에서 벗어날 수 있다는 이용자의 역량 강화에 초점을 두어 인터넷 과의존, 스마트폰 과의존 등 용어 사용을 제안했다(정남수 외, 2019).

과학기술정보통신부와 한국지능정보사회진흥원(2022)에 따르면, 스마트폰 과의존이란 스마트폰 이용 정도가 과도하여 현저성이 증가하고, 스마트폰 이용에 대한 조절력이 감소하여 신체적, 심리적, 사회적으로 문제가 나타남에도 지속적으로 스마트폰을 사용하는 상태를 의미한다. 이에 따른 스마트폰 과의존의 하위 요인은 스마트폰 이용 조절실패(self-control failure), 현저성(salience), 문제적 결과(serious consequences) 등 3가지로 구성되어 있다. 한편, 인터넷 과의존이란 과도한 인터넷 사용으로 인해 내성이 생겨 인터넷을 더 오래 이용하게 되거나 이를 중단하기 힘든 금단 현상을 겪음으로써 일상생활의 장애를 유발하는 상태를 의미한다(미래창조과학부, 한국정보화진흥원, 2015). 인터넷 과의존의 하위 요인에는 일상생활장애, 가상세계지향, 금단, 내성 등이 해당한다. 이러한 네 가지 하위요인의 구성은 인터넷의 가상세계를 지향하게 됨으로써 금단과 내성이 생기고 결과적으로 일상생활장애가 유발될 수 있다는 사실과 관련된다. 즉, 두 개념을 정리하면 스마트폰 과의존과 인터넷 과의존의 금단, 내성, 일상생활장애 등 3가지 하위 요인은 거의 유사하다고 볼 수 있으나, 가상세계지향에 따른 인터넷 사용과 스마트폰이라는 인터넷 이용 도구의 명시적 차이가 있다.

앞서 살펴본 정의 이외 인터넷 과의존에 대한 정의는 학자마다 다소 차이는 있다. 그럼에도 공통적으로 인터넷 과의존 요인이라고 규정되는 요인은 인터넷의 지속 사용에 따른 내성, 금단이나 일상생활장애에 주목하고 있는 것으로 확인된다(김동일 외, 2008; 김동일 외, 2013; 노충래, 김소연, 2016; 성욱준, 2017; 한국정보화진흥원, 2011; Goldberg, 1996; Young, 1999. 따라서 본 연구에서는 선행연구에서 공통적으로 인터넷 과의존의 주요 요인으로 규정한 일상생활장애, 금단, 내성의 세 가지를 인터넷 과의존 요인으로 정의하고자 한다. 또한, 우리나라의 경우 청소년의 99.9%가 스마트폰을 보유하고 있고(최문실 외, 2022), 그중 고등학생의 스마트폰 활용 목적이 주로 영화/동영상, SNS, 학업/취미/일상생활 등 정보 취득, 게임 등 사용이므로(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022) 인터넷 과의존을 스마트폰 과의존과 동일한 맥락에서 논의하여 관련 선행연구를 살펴보고자 한다.

청소년기는 질풍노도의 시기라고 불리는 만큼 다른 발달단계에 비해 심리·정서적으로 큰 어려움을 겪을 수 있다. 이와 더불어 우리나라의 현실에서는 지나친 입시 위주의 교육문화가 청소년들에게 더 큰 심리적 압박과 스트레스를 가한다는 점도 간과할 수 없다(박소연, 이홍직, 2013). 이를 방증하듯 2022년 국내 청소년 통계에 따르면, 청소년의 상담 욕구 중 정신건강 관련 분야가 가장 비중이 큰 것으로 조사되었으며(여성가족부·한국청소년정책연구원, 2022), 국제 조사인 유니세프의 선진국 어린이 웰빙 실태보고서에도 한국 청소년의 정신건강 수준은 OECD 및 EU 등 38개 국가 중 최하위권인 34위로 조사되었다(UNICEF, 2020, p.11). 이뿐만 아니라 한국 아동·청소년의 주관적 행복감도 OECD 22개 국가 중 최하위였고, 심지어 청소년 자살률도 세계에서 가장 높은 수준인 것으로 보고되었다(염유식, 성기호, 2021).

특히, 고등학생은 전체 청소년 집단 내에서도 가장 심각한 정도의 스트레스, 우울감을 겪는 것으로 나타났다. 교육부 및 질병관리청(2022)의 청소년건강행태조사에 따르면, 우리나라 고등학생의 41.2%가 평상시 스트레스를 많이 경험하고, 27.7%가 최근 1년 동안 2주 내내 일상생활을 중단할 정도로 우울감을 경험하는 것으로 조사되었다. 이러한 통계 결과로 보아 보통 수준의 우울감이나 스트레스를 경험하는 고등학생도 포함한다면 그 비율은 상당할 것으로 예측된다. 이처럼 고등학생의 정신건강이 청소년 시기 중 가장 열악한 상황으로, 그 이유로는 발달상의 겪는 스트레스에 더해 대학입시 압박과 미래 불안감 등 때문인 것으로 분석된다(박현숙, 한지영, 이내영, 2018; 유민상, 2019). 또한, 경제협력개발기구의 국제학업성취도 평가 보고서에 따르면(OECD, 2017, p.285), 우리나라 학생들의 학업시간은 주당 60시간 이상이라고 응답한 경우가 23.2%로 OECD 평균인 13.3% 대비 두 배에 가까우며, 40~60시간 이상인 경우도 49%로 OECD 평균(38.6%) 대비 높은 것으로 조사되었다. 이러한 결과를 통해 우리나라 고등학생의 과도한 학업시간을 예측해볼 수 있으며, 이로 인한 수면, 운동, 여가 등 불균형적인 생활시간은 이들의 행복감을 저해하기 때문에(박현선, 2016; 정익중, 2018), 이들의 심리·정서적 건강이 가장 위태로운 수준일 수 있다고 판단된다.

아동기에서 성인기로 이행하는 청소년기는 신체적 발달 특징 때문에 인터넷 과의존 위험에 노출되기 더 쉽다. 예컨대, 이 시기는 전두엽 기능이 발달하는 과정에 있어 판단력이나 충동 억제 및 자기통제 능력이 부족하고(뇌과학연구원, 2021), 성인보다 스트레스 대처 능력이 미숙하다고 설명된다(현명선, 남경아, 2009). 이러한 점은 선행연구에서도 확인된다. 코로나 유행이 극심하던 2021년 기준 10~19세 청소년 10명 중 4명(37.0%)이 인터넷을 과사용하여 일상생활이나 건강상의 문제가 발생하기 시작한 잠재적 위험군이거나, 이미 심각한 문제가 발생한 고위험군인 것으로 조사되었다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022). 더욱이 코로나19로 인한 비대면 체제 등 많은 생활영역의 변화는 청소년의 더 높은 인터넷, 스마트폰 의존도를 불러와(여성가족부, 한국청소년정책연구원, 2022; 이재경, 이래혁, 2022; Putri et al., 2022) 청소년의 인터넷 과의존에 대한 개입이 매우 시급해졌음을 알 수 있다.

청소년들은 주로 스마트폰을 활용하여 영화/TV/동영상, 메신저, SNS, 게임 등을 이용한다고 보고되었는데(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022), 이를 통해 부정적 정서를 해소하려는 것으로 분석된다. 이와 같은 행동이 스트레스 해소에 일부 도움이 된다는 연구가 있다(Brailovskaia, Schillack, & Margraf, 2020; Pallavicini, Pepe, & Mantovani, 2021). 또한, 청소년의 인터넷 사용에는 학업 관련 정보 취득과 공유, 또래와의 사회적 관계 형성 목적 등(김도희 외, 2017; 최문실 외, 2022) 긍정적인 효과도 있음이 확인된다. 그러나 문제는 청소년기에 스트레스가 발생할 때마다 습관적으로 인터넷을 이용하면 인터넷 과의존 가능성이 커진다는 점이다. 특히, 청소년들이 주로 접하는 SNS, 게임, 미디어 시청은 인터넷 과의존 위험성이 높은 콘텐츠로 보고되는 만큼(경승구, 김진욱, 2019; Jeong, Kim & Hwang, 2016; Zhao &

Zhou, 2021) 정서행동요인으로 인해 어려움을 겪는 청소년 시기에는 이 같은 이용 행태가 인터넷 과의존으로 더 쉽게 연결될 수 있다.

그러한 이유는 생물학적으로도 확인된다. 즉, 인터넷을 문제적으로 사용할 때 인간의 뇌에서는 도파민이나 엔돌핀 분비를 촉진하여 처음에는 쾌락을 느끼지만, 그에 대한 반응으로 자꾸 더 강한 자극과 잦은 접촉을 원하게 되어 결국 인터넷 과의존으로 빠질 수 있기 때문이다(이연정 외, 2015; Liu & Luo, 2015; Yuan, Qin, Liu, Tian, 2011). 또한, 스마트폰의 즉시성, 휴대성, 편리성 등의 특성으로 인해 PC 중심의 단순한 인터넷 과의존보다 스마트폰을 활용한 인터넷 위험성이 더 크다는 점에서도 경각심이 요구된다(교육부, 여성가족부, 2014; 조준범, 2017). 이에 더하여, 최근에는 소셜 카테고리를 이용한 알고리즘의 추천 방식 기법이 발달함에 따라, 스마트폰 사용자의 확증 편향, 정보의 편식화 등이 유발되는 등 자율적 판단 능력 저해가 우려되기도 한다(이승택, 2021). 선행연구에서는 이러한 방식이 미디어에 더욱 과몰입하게 만드는 요인이라고 지적했다(배승주, 2023). 결론적으로, 인터넷 과의존 가능성이 확대된 환경적 특성, 이에 쉽게 노출될 수 있는 청소년기의 발달적 요인과 다른 연령대에 비해 가장 높은 스마트폰 과의존 위험군 비율, 우리나라 대다수 청소년이 스마트폰을 보유한 현실 조건 등을 감안하면 인터넷 과의존의 심각성이 매우 큰 실정임을 알 수 있다.

2. 청소년의 정서행동요인과 인터넷 과의존 간의 관계

청소년기의 인터넷 과의존을 설명하는 정서행동요인으로 선행연구에서는 학업스트레스, 우울·불안, 사회적 위축, 공격성, 주의집중이 주요한 영향을 미치는 것으로 보고되었다(김진숙 외, 2014; 김현순, 최영준, 2015; 김혜수, 배성만, 현명호, 2007; 서유경, 김현옥, 2021; 손신영, 2013; 이유정, 최문선, 2018; 이외선 외, 2022; 하문선, 2014; Elhai et al., 2017). 이에 본 연구에서는 청소년기 인터넷 과의존에 영향을 미치는 정서행동요인을 다음의 다섯 가지 요인을 중심으로 살펴보고자 한다.

먼저, 학업스트레스 요인은 청소년기 발달 특성뿐만 아니라 학업 비중이 높은 우리나라 현실과 결부해서 설명할 수 있다. 예컨대, 이 시기는 발달적으로 높은 수준의 스트레스를 경험할 수 있는데, 학교급이 증가할수록 되면 대학입시의 부담감이 더해져 그 스트레스가 가중되며, 심지어는 자살충동도 높아지는 것으로 보고된다(염유식, 김정미, 이승원, 2016; 장정미, 김성봉, 2015). 또한, 생활시간 사용에 따라 학업스트레스가 증가한다는 사실을 규명한 연구도 있다. 즉, 고등학생 시기 과도한 학습시간과 지나치게 부족한 수면시간은 학업스트레스를 유발하는데(배은숙, 강혜승, 이하나, 2020), 청소년들이 이 학업스트레스를 해소하기 위한 수단으로 인터넷 게임이나 SNS를 이용한다는 것이다. 그런데, 이는 다시 수면의 질을 낮추는 요인으로 작용하여 또다시 스트레스로 이어지는 악순환이 반복되는 것으로 나타났다(김도희 외, 2017; 김보연 서경현, 2012; 김진웅 외, 2020). 이러한 연구결과에 따라, 청소년의 학업스트레스는 인터넷 과의존에 직접적인 영향을 미치며(김도희 외, 2017; 문진영, 박지혜, 박재완, 2023; 이외선 외 2022; Kim, 2021), 이 과정이 반복되어 인터넷 과의존 수준이 더 악화하기도 한다는 점을 예측할 수 있다.

청소년의 인터넷 과의존에 미치는 영향의 두 번째 요인으로 우울·불안이 있다. 우울·불안은 청소년기 대표적으로 발생하는 정서적 요인이라고 보고되며, 과민한 특성을 보인다든지 비행, 인터넷 과사용, 학업 성취 저하, 자살 시도 등 행동으로 우울감을 표현하는 경향이 크다고 알려졌다(윤예인, 김주일, 2019; Wagner & Brent, 2009). 이러한 이유 중 청소년의 우울·불안은 대체로 학업 문제로 인해 자신이 열등하다

고 느끼거나, 존중과 수용 받지 못한 느낌과 관련한 감정으로 설명된다(조민자, 2013). 청소년은 이러한 부정적 감정을 해소하기 위해, 혹은 자신의 만족스럽지 못한 자신의 환경을 회피하기 위한 수단으로 인터넷에 중독되는 경우가 많다고도 분석되었다(조민자, 2013; Young, 1999). 실제 청소년의 우울·불안은 인터넷 과의존에 영향을 미치는 주요 요인으로 다수의 선행연구에서 이 사실이 입증되었다(노충래, 김소연, 2016; 조민자, 2013; Elhai et al., 2017; Liang et al., 2021).

다음으로, 세 번째 요인에는 위축을 살펴볼 수 있다. 위축은 사회적 위축이란 용어로 표현되기도 하는데, 학술적 정의로는 친숙한 또래 또는 새로운 사람과의 관계에서 상황이나 시간과 상관없이 일관되게 고립된 행동을 보이는 것을 의미한다(Rubin, 1982; Rubin & Chronis-Tuscano, 2021). 이러한 사회적 위축을 경험하는 청소년은 불안, 낮은 자존감, 우울 등 내재화 문제를 포함하여 교사, 또래 등 사회적 관계의 형성, 학업성취, 학교적응 등에 어려움을 겪는 것으로 보고된다(Rubin, Root, & Bowker, 2010). 특히, 부모나 또래와 안정적인 대인관계를 형성하지 못하여 사회적 위축을 경험하는 청소년은 이를 해소하기 위한 대안으로 인터넷에 과의존하게 되거나, 인터넷상의 타인과 상호작용을 통해 욕구를 보완하게 되면서(Fischer, 1992) 인터넷 과의존으로 이어질 수 있다고 하였다(노충래, 김소연, 2016; 이해선 외, 2021). 이처럼 사회적 위축은 청소년의 인터넷 과의존에 유의미한 영향을 준다는 연구(손신영, 2013; 이은경, 안지영, 김지신, 2020; 하문선, 2020), 청소년의 인터넷 과의존 수준을 분류하는데 결정적인 변인으로 작용하였다는 연구 등을 고려하여 사회적 위축을 고등학생의 정서행동요인으로 설정하고자 한다(하문선, 2014).

네 번째, 공격성은 청소년기의 대표적인 외현화 문제로 보고되는 흔한 요인 중 하나로, 타인에게 신체적, 정서적으로 해를 끼치려는 의도된 행동을 의미한다(Eron, 1987). 여기에는 내적 분노감, 적대감 등의 정서적 상태도 포함된다(Buss & Perry, 1992). 청소년기 공격성은 개인의 기질 특성 등 개인적 요인과 빈곤, 가족, 사회구조 등 환경적 요인에 따라 발전되는데(서유경, 김현옥, 2021), 보통 이 시기에는 신체적 공격성이 발휘되지는 않더라도 분노감이나 적대적인 성향을 보일 수 있는 수준의 공격성을 표출할 수 있다고 보고된다(김진숙 외, 2014). 청소년들은 자신의 스트레스 수준이 높거나 친구관계가 원만하지 않을 때 공격성을 표출하게 되며, 이렇듯 부정적인 상황에 적응하거나 벗어나려는 시도의 일환으로 인터넷에 과의존하는 경향이 있다고 하였다(차은진, 김경호, 2016). 특히, 청소년들이 주로 이용하는 콘텐츠 유형 중 게임·오락, 동영상·미디어, 성인용 콘텐츠의 노출은 공격성을 증가시키고, 이러한 공격성은 인터넷 과의존으로 이어지는 것을 선행연구에서 규명한 바 있다(김재경, 이덕현, 2018; 이하나, 양승목, 2018; Swing & Anderson, 2014). 그리고, 학교급이 올라갈수록 도박성 게임, 성인용 온라인 게임이나 영상물 등 청소년 유해매체 이용도 증가하기 때문에(유민상, 2019), 고등학생 시기의 공격성은 인터넷 과의존에 유의미한 변인으로 작용할 수도 있을 것으로 판단된다. 이 밖에 김혜수 외(2007)의 연구에서 공격성은 휴대전화 중독 위험 수준에 따른 집단을 분류하는데 유의미한 예측 변인으로 보고되기도 했다.

앞서 살펴본 학업스트레스, 우울, 위축, 공격성 외에도 주의집중은 청소년기 발달 특성상 흔히 경험하는 정서행동요인으로 인터넷 과의존에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고된다(손신영, 2013). 청소년기에 주의집중은 학업 수행을 위한 전략이며 학업성취에도 밀접하게 관련되는데, 특히 주의집중이 부족한 청소년은 학교생활에 부적응하거나 학업 관련 활동에서 소외감을 느끼기 쉽다(하문선, 2014). 그런데 주의집중 문제를 제대로 관리하지 않으면 인터넷 과의존으로 이어질 수도 있다. 예컨대, 스트레스와 소외감 등 부정적 정서를 해소하기 위한 대안으로 게임과 같은 즉각적 보상과 연속적으로 제공되는 콘텐츠 등의 인터넷 이용은 청소년의 주의집중을 감소시키고 결국 학업성취도를 낮추는 요인으로 작용하기도 한다(장윤재,

2020). 특히 주의집중은 공격성과 더불어 스마트폰 과의존의 고위험/저위험 집단 분류시 가장 유의미한 변수라고도 보고되어, 청소년의 주의집중 문제가 심각할수록 인터넷 과의존 위험 집단에 속할 확률도 높아질 것으로 판단된다(김혜수 외, 2007).

한편, 최근 코로나19 팬데믹으로 인한 비대면 학습 확대라는 환경적 변화로 거의 모든 학생의 학습스트레스 가중이 우려되는 실정이다(Magson, 2020). 실제로 정익중(2021)은 이러한 학습체제가 학업성취도 상위권 학생의 학습시간은 증가시킨 반면 중하위권 학생의 학습시간은 짧아지는 등 청소년의 학습격차를 초래했다고 지적했다. 또한, 코로나19 시기 아동·청소년의 스마트폰이나 태블릿PC의 하루 평균 3시간 이상 사용 비율이 급격히 상승한 것으로 보고되는데, 이는 미디어, 게임 등 인터넷에 몰두하는 시간의 증가로 이어져 청소년의 인터넷 과의존의 심각성을 예측하게 한다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2021; 정익중, 2020). 실제 코로나 이전과 비교하여 그 이후에 청소년의 우울·불안, 공격성, 스트레스는 증가하였으며 주의집중은 감소했다는 사실을 선행연구에서 보고한 바 있다(정익중, 2021; Oliveira et al., 2020; Panchal et al., 2023; Tzankova et al., 2023). 특히 그중에서도 고등학생은 전체 청소년 중 스트레스와 불안을 가장 심각한 수준으로 경험한다는 점이 알려졌다(국가인권위원회, 2020).

정리하면, 청소년기의 정서행동요인으로서는 대표적으로 학업스트레스, 우울·불안, 주의집중, 공격성, 위축을 들 수 있고, 선행연구를 통해 이들 요인은 모두 인터넷 과의존에 직접적인 영향을 미치는 것이 확인된다. 그러나 기존 연구에서는 대체로 특정 요인의 단일 변수와 인터넷 과의존에 미치는 영향을 살펴봄으로써, 특정 요인의 하위 변수들이 가지는 집단 차이를 고려하지 못했다는 제한점이 있다. 대상 중심적 접근 차원에서 우울·불안, 주의집중, 공격성, 사회적 위축 등의 변수를 활용하여 분석한 연구로는 이유정과 최문선(2018)의 연구(고수준 외현화/전반적 고수준 정서/저수준 내재화/전반적 중간수준 정서/전반적 저수준 정서 등 5개 집단), 최정아(2012)의 연구(저수준/증가/중간수준/고수준 등 4개 집단), 이외 Lee et al.(2017)의 연구(문제없음/정상/위험군 등 3개 집단), Wadsworth et al.(2001)의 연구(증상없음/약한/중간/심각 등 4개 집단) 등이 있었다. 이들 연구는 우울, 불안, 공격성, 주의집중, 신체증상, 위축 등 다양한 정서행동문제에 초점을 맞추어 집단을 유형화하였다는 점에서 의미가 있다. 하지만, 청소년이 아닌 아동 대상이거나, 정서행동요인을 1개 내지 3개로 구성하여 분석하였으므로, 청소년 시기 대표적인 정서적 요인으로 보고되는 학업스트레스를 포함한 예는 아니라고 할 수 있다. 또한, 인터넷 과의존에 대해 대상 중심적 접근으로 살펴본 연구로는 김동일 외(2013), 염동문(2017), 하문선(2014)의 연구가 있는데, 이들 연구는 인터넷 중독 위험군만을 대상으로 하여 일반청소년을 포함하지 않았고, 초등학생을 대상으로 하였거나 종단적으로 분석하여 본 연구의 접근과는 다소 차이가 있다. 정서행동문제의 유형별 집단이 인터넷 과의존의 어떤 유형의 집단과 관련되는지 살펴본 연구도 이유정, 최문선(2018)의 연구 이외 거의 찾기 어려움을 확인하였다. 이는 복합적 정서행동문제를 경험하는 고등학생 시기 집단 내 다양한 질적 차이를 고려하였을 때, 이것이 인터넷 과의존의 어떠한 집단으로 연결되는지 실증적으로 규명할 필요가 있음을 보여주는 것이라 판단된다.

제3절 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국복지패널의 가구조사 및 아동부가조사 패널자료를 사용하였다. 한국복지패널은 가구자

료, 가구원 자료, 부가자료로 구성되는데, 이중 부가자료는 아동, 복지인식, 장애인 등 3개의 주제가 매년 하나씩 순차적으로 조사된다. 이에 아동 대상 부가자료는 2006년에 구성되어 1차(초등학교 고학년), 4차(중학생), 7차(고등학생), 10차(초등학교 고학년), 13차(중학생), 16차(고등학생) 등 3차년 간격으로 학교급별 조사가 이루어졌다. 본 연구에서는 고등학생의 가장 최신자료를 활용하기 위해 16차(2021년) 자료를 사용하여 분석하였다. 조사는 코로나19 확산 예방을 위해 정부의 감염병 예방수칙을 엄격하게 준수하여 수행되었다. 최종 연구 대상은 고등학교에 재학 중인 1~3학년이며, 전체 342명 중 결측치를 제외한 325명의 자료를 활용하였다.

2. 측정변수

1) 정서행동요인 잠재계층

본 연구에서 청소년의 정서행동요인은 관련 선행연구를 토대로 우울·불안, 위축, 공격성, 주의집중, 학업스트레스 등 5개의 변수를 사용하였다(김진숙 외, 2014; 김현순, 최영준, 2015; 김혜수 외, 2007; 손신영, 2013; 이유정, 최문선, 2018; 이외선 외, 2022; 하문선, 2014). 이중 우울·불안, 위축, 공격성, 주의집중 변수는 Achenbach(1991)가 개발한 아동·청소년 행동평가 척도(CBCL: Child Behavior Checklist)를 오경자 등(1998)이 한국판으로 변안한 K-CBCL 척도이다. 학업스트레스는 한국청소년패널조사(2006)와 서울아동패널(2005)을 참고하여 구성된 척도이다.

본 연구에서 정서행동요인으로 분석에 활용하는 변수를 살펴보면, 첫째, 우울·불안은 “외롭다고 불평한다”, “나쁜 생각이나 나쁜 행동을 할까 두려워한다” 등의 총 14개 문항으로 구성되어 있다. 둘째, 주의집중은 “집중력이 없고 어떤 일에 오래 주의를 기울이지 못 한다”, “가만히 앉아 있지 못하고 안절부절하며 지나치게 많이 움직인다” 등의 총 11개 문항을 사용하였다. 셋째, 위축은 “혼자 있는 것을 좋아한다”, “말을 하지 않으려 한다” 등의 총 9개 문항을 분석에 사용하였다. 넷째, 공격성은 “말다툼을 자주 한다”, “허풍치고 자랑을 많이 한다” 등의 총 19개 문항을 사용하였다. 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축 등 변수의 각 문항은 모두 3점 척도(1점= 전혀 아니다, 3점= 자주 그렇다)로 구성되어 있으며, 이를 0~2로 재코딩하여 분석에 투입하였다. 다섯째, 학업스트레스는 “학교성적이 좋지 않아서 스트레스를 받는다”, “숙제나 시험 때문에 스트레스를 받는다” 등의 총 4개 문항을 사용하였다. 척도는 1점= 전혀 그렇지 않다, 4점=매우 그렇다로 4점 척도이며, 총점이 높을수록 학업스트레스가 높음을 의미한다. 정서행동요인에서 활용한 변수의 Cronbach's α 는 우울·불안 .847, 위축 .767, 공격성 .776, 주의집중 .824, 학업스트레스 .839로 나타났다.

2) 인터넷 과의존 잠재계층

인터넷 과의존은 한국정보화진흥원(2010)이 개발한 간략형 청소년 인터넷 중독 자가진단 척도(간략형 K-척도)와 서울아동패널(2010)을 참고하여 구성되었다. 본 연구에서 인터넷 과의존 요인으로 일상생활 장애, 금단, 가상적 대인관계 지향성, 내성, 긍정적 기대, 일탈행동 등 6개의 변수로 구성되어 있으며(김동일 외, 2008), 이중 일상생활장애, 금단, 내성 등 3개 요인만 분석에 활용하였다. 이는 기존 학자들이 인터넷 과의존의 주요 요인이라고 공통적으로 보고한 요인을 참고하여 설정했다(김동일 외, 2012; 노충래, 김소연, 2016; 성욱준, 2017; 한국정보화진흥원, 2011; Griffiths, 1999; Goldberg, 1996; Young, 1999).

본 연구에서 인터넷 과의존 요인으로 분석에 활용하는 변수인 일상생활장애, 금단, 내성에 대해 살펴보면,

첫째, 일상생활장애는 “인터넷 사용으로 건강이 이전보다 나빠진 것 같다”, “인터넷을 너무 사용해서 머리가 아프다” 등의 총 6개 문항으로 구성되어 있다. 둘째, 금단은 “인터넷을 하지 못하면 생활이 지루하고 재미가 없다”, “인터넷을 하지 못하면 안절부절못하고 초조해진다” 등의 총 4문항을 사용하였다. 셋째, 내성은 “인터넷 사용 시간을 줄이려고 해보았지만 실패한다”, “인터넷 사용을 줄여야 한다는 생각이 끊임없이 들곤 한다” 등의 총 4개 문항을 사용하였다. 3가지 인터넷 과의존 변수는 변수별로 합산하여 분석에 투입하였고, 점수가 높을수록 인터넷 과의존 수준도 높은 것을 의미한다.

3. 분석방법

본 연구는 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존 요인에 대한 잠재계층을 분석하고, 도출된 잠재계층 유형에 따라 집단별 특성을 살펴보고자 한다. 또한, 정서행동요인 잠재계층과 인터넷 과의존 요인 잠재계층 간의 전이확률을 분석하여 어떻게 유형화되는지를 확인하고자 한다. 잠재계층분석(Latent Class Analysis)이란, 서로 비슷한 특성을 가진 개인들로 구성된 잠재집단을 발견하여 잠재집단 분류의 기준을 통계적으로 적합한 지표를 제시하고, 각 잠재집단을 객관화하여 분류하는 분석방법이다(김사현, 홍경준, 2010). 최적의 하위 잠재집단의 수를 조사하는 방법으로, 엔트로피(Entropy), AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), LMRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test) 등 지수들을 확인하였다. 엔트로피는 0에서 1까지의 척도로 측정되어 1에 가까울수록, AIC와 BIC는 작을수록 좋은 적합도를 의미한다(노연경, 정승, 홍세희, 2014; Clark, 2010). 마지막으로 LMRT 값을 통해 모형의 유의도를 검정하였다(Lo, Mendell & Rubin, 2001; Clark, 2010 재인용). 이때, LMRT가 통계적으로 유의미한 경우 k개 모형이 k-1개 모형보다 더 적합한 것을 의미하므로 k개 모형을 선택하였다. 그리고 본 연구에서는 정서행동요인 관련 잠재계층과 인터넷 과의존 요인 관련 잠재계층의 관계를 확인하고자 전이확률(Transition Probabilities)분석을 실시하였다. 본 연구의 기술통계 분석은 IBM SPSS Statistics 26.0을 활용하였고, 잠재계층분석과 전이확률 분석은 M-plus를 활용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

본 연구대상자는 고등학생 325명이며, 구체적인 일반적 특성은 다음의 <표 1>과 같다. 먼저, 성별의 경우 남학생이 155명(47.7%), 여학생이 170명(52.3%)으로 비슷했으나, 남학생보다는 미미하게 여학생이 많았다. 학년별로 살펴보면, 1학년 97명(29.8%), 2학년 115명(35.4%), 3학년 113명(34.8%)으로 고등학교 1학년이 다소 적은 비율로 분포되어 있었다. 거주지역은 서울·광역시(42.5%)보다 시군·도농복합(57.5%)의 비율이 더 크게 나타났다. 가구소득은 일반가구 288명(88.6%), 저소득층은 37명(11.4%)이었다. 가족구조는 양부모 가구 303명(93.2%), 양부모 아닌 가구가 22명(6.8%)이었다. 부모 학력은 대학교 이하가 60.9%, 대학교 이상이 39.1%의 비중으로 나타났다.

〈표 1〉 연구대상자의 일반적 특성

(단위: 명, %)

변수	고등학생 (N=325)			
		빈도	비율	
성별	남자	155	47.7	
	여자	170	52.3	
학년	고등학생	1학년	97	29.8
		2학년	115	35.4
		3학년	113	34.8
거주지역	서울 및 광역시	138	42.5	
	시군 및 도농복합	187	57.5	
가구소득	일반가구	288	88.6	
	저소득층	37	11.4	
가족구조	양부모 가구	303	93.2	
	양부모 아님	22	6.8	
부모 학력	대학교 이상	95	39.1	
	대학교 이하	148	60.9	

2. 고등학생의 정서행동요인 잠재계층 유형화

고등학생의 정서행동요인 잠재계층을 확인하기 위해 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축의 5가지 척도를 활용하여 잠재계층분석(Latent Class Analysis)을 실시하였으며, 그 결과는 <표 2>와 같이 도출되었다. 적합한 모형을 찾기 위해 먼저 AIC와 BIC 값을 확인했고 LMRT값을 확인했다. LMRT값이 3개의 계층일 때는 유의미하지 않았으나 2개 계층에서는 유의한 것으로 나타났다. entropy값은 0.918로 1에 가까워 양호한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 고등학생의 정서행동요인 잠재계층으로 2개의 계층을 적합한 모형으로 선택하였다.

〈표 2〉 고등학생의 정서행동요인 잠재계층분석 모형 적합도

계층	Fit Index			
	AIC	BIC	LMRT	Entropy
1	8526.005	8564.206	-	-
2	8019.072	8080.193	504.486***	0.918
3	7902.056	7986.098	125.424	0.911

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

다음으로 고등학생의 정서행동요인 변수를 통해서 2개의 잠재계층으로 분류했을 때, 각 유형의 정서문제 행동 관련 변수의 평균과 표준편차와 집단 간 차이에 대한 유의수준은 <표 3>과 같았다. 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축으로 이루어진 변수는 값이 높을수록 정서행동요인 수준이 높다는 것을 의미한다.

첫 번째 잠재계층은 정서행동요인에서 학업스트레스를 제외하고 낮은 수준의 정서행동요인을 보였다. 우울·불안과 공격성의 점수는 1점 이하로 매우 낮은 수준이었고, 주의집중과 위축도 3점 이하로 낮은 수준이었으나 학업스트레스는 9.51점으로 높았다. 이 유형에 속하는 비율은 전체의 77.7%였다. 이 유형은 학업스트레스를 제외한 정서행동요인에 있어 전반적으로 낮은 수준을 보여 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'으로 명명하였다.

두 번째 잠재계층은 학업스트레스가 11.25점으로 높았고, 우울·불안도 9.06점으로 높으며, 주의집중 및 위축 정도 역시 높았으나 공격성은 4.03점으로 다른 점수에 비해 비교적 낮은 수준을 보였다. 이 유형에 속하는 비율은 22.3%로 나타났다. 이 유형은 공격성은 중간 수준이지만 그 외 정서행동요인은 모두 높은 수준을 보여 ‘높은 정서행동요인군’으로 명명하였다.

〈표 3〉 고등학생 정서행동요인 평균(표준편차)

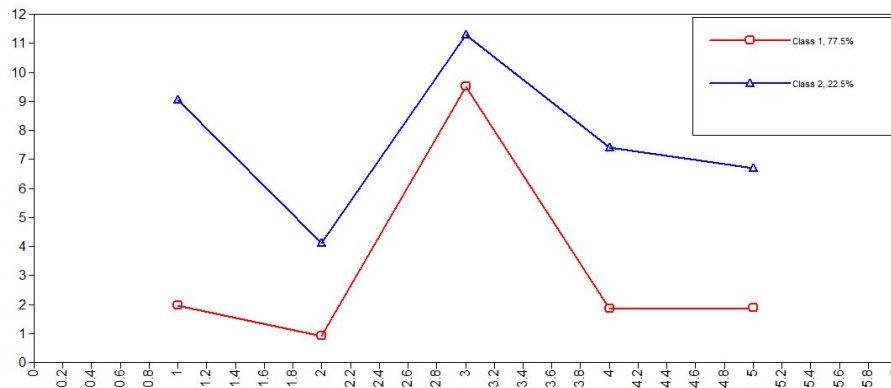
	1. 낮은 정서·높은 학업스트레스군	2. 높은 정서행동요인군	사후검정
우울·불안	0.92(2.02)***	9.06(4.05)***	2>1
공격성	0.93(1.62)***	4.03(3.23)***	2>1
학업스트레스	9.51(2.69)***	11.25(2.34)***	2>1
주의집중	2.81(1.95)***	7.39(3.80)***	2>1
위축	1.82(1.84)***	6.75(2.67)***	2>1
대상자 비율(%)	77.7%	22.3%	100%

대상자 비율(%)은 LCA분석 상 estimated probabilities를 기준으로 작성됨.

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

고등학생의 정서행동요인의 하위 변수는 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축 등의 순이며, 이에 대한 잠재계층의 그래프를 살펴보면 [그림 1]과 같다. 1번 유형(Class 1)은 전반적으로 2번 유형(Class 2)보다 낮은 지표의 결과가 나타났고, 2번 유형은 1번 유형에 비해 전반적으로 정서행동요인 지표의 값이 모두 높은 수준을 보였다. 특히, 우울·불안과 주의집중, 위축의 정서행동요인에서 편차가 크게 나는 것으로 나타났고 학업스트레스는 2번(Class 2) 유형이 더 높긴 했으나 다른 정서문제행동 척도에 비해 편차가 크지 않았다.

[그림 1] 고등학생의 정서행동요인 잠재계층



3. 고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층 유형화

고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층을 확인하기 위하여 관련 변인으로 인터넷 과의존 척도를 사용하여 일상생활장애, 내성, 금단의 하위척도로 잠재계층분석(Latent Class Analysis)을 실시하였으며, 그 결과는 <표 4>와 같다. AIC와 BIC 값은 계층의 수가 증가하면서 값이 작아졌고, LMRT값은 4개의 계층일 때는 유의미하지 않았으나 3개 계층에서는 유의한 것으로 나타났다. entropy 값은 0.917로 1에 가까워 양호한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 인터넷 과의존 잠재계층으로 3개의 계층을 적합한 모형으로 선택하였다.

<표 4> 고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층분석 모형 적합도

계층	Fit Index			
	AIC	BIC	LMRT	Entropy
1	4675.176	4698.007	-	-
2	4244.651	4282.702	420.420***	0.915
3	4127.858	4181.130	119.641**	0.917
4	77288.943	77484.994	288.392	0.806

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

다음으로 고등학생의 인터넷 과의존 하위척도를 통해서 3개의 잠재계층으로 분류했을 때, 인터넷 과의존 하위척도의 평균과 표준편차와 집단 간 차이에 대한 유의수준을 분석하였고 그 결과는 <표 5>와 같았다. 참고로 본 연구에서 하위척도의 값은 인터넷 과의존 진단을 위해 합산한 값을 사용하였다.

첫 번째 잠재계층은 낮은 인터넷 과의존 유형으로 다른 유형에 비해서 유의하게 인터넷 과의존 점수가 낮은 유형이었다. 전체에서 약 71.0%가 이 유형에 속하는 것으로 나타났다. 즉, 이 계층은 일상생활장애, 금단, 내성이 모두 낮은 편에 속했다. 인터넷 과의존 척도에서 진단하는 점수 기준으로는 일반사용자에 해당한다고 볼 수 있다. 이에 이 유형을 '낮은 인터넷 과의존'군으로 명명하였다.

두 번째 잠재계층은 인터넷 과의존 척도의 점수가 낮은 유형과 높은 유형에 비해 점수가 중간 정도에 해당되는 유형이었다. 이 계층은 일상생활 장애, 금단, 내성에서 인터넷 과의존의 기준으로는 일반사용자에 해당하지만 낮은 인터넷 과의존 유형에 비해 유의하게 높은 점수를 가진 집단으로 분류된다고 할 수 있다. 인터넷 과의존 잠재적 위험 집단의 점수는 일상생활 15점 이상, 금단 10점 이상, 내성 12점 이상 중 한 가지라도 높은 경우이기 때문에 잠재적 위험에 근접한 집단이라고 볼 수 있다. 이에 '중간 인터넷 과의존'군으로 명명하였다. 이 유형은 전체의 23.2%가 해당된다.

세 번째 잠재계층은 인터넷 과의존 점수가 다른 유형보다 유의하게 높은 유형으로 전체의 5.8%가 이 유형에 속해있었다. 이 유형은 금단 증상에서는 11점 이상으로 인터넷 과의존 고위험에 해당하는 집단이고, 일상생활장애가 15점 이상이기 때문에 잠재적 위험 사용자에게 해당한다. 즉, 이 유형에 해당하는 경우 잠재적 위험 사용자라고 볼 수 있으며, 이중 고위험 사용자도 포함되어 있다고 볼 수 있다. 이 유형은 '높은 인터넷 과의존'군으로 명명하였다.

<표 5> 고등학생 정서행동요인 잠재계층에 따른 인터넷 과의존 관련 요인 평균(표준편차)

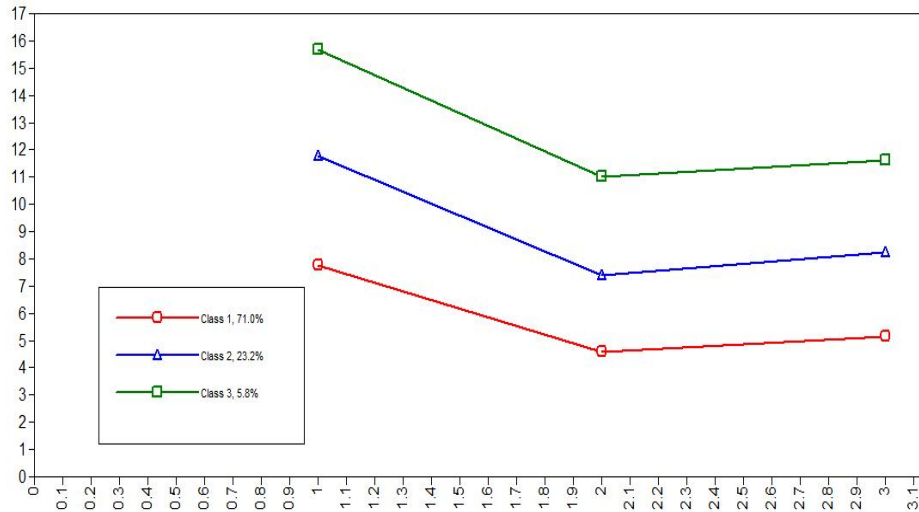
	1. 낮은 인터넷 과의존	2 중간 인터넷 과의존	3. 높은 인터넷 과의존	사후검정
일상생활 장애	7.74(1.85)***	11.80(2.50)***	15.84(2.96)***	3>2>1
금단	4.57(0.84)***	7.48(1.35)***	11.05(1.68)***	3>2>1
내성	5.13(1.33)***	8.20(1.94)***	11.68(2.13)***	3>2>1
대상자 비율(%)	71.0%	23.2%	5.8%	100%

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

대상자 비율(%)은 LCA분석 상 estimated probabilities를 기준으로 작성함.

고등학생의 인터넷 과의존의 하위 변수는 일상생활장애, 금단, 내성 순이며, 인터넷 과의존 잠재계층을 그래프로 살펴보면, [그림 2]와 같다. 1번 유형(Class 1)은 가장 낮은 인터넷 과의존 상태였고, 2번 유형(Class 2)은 전반적으로 중간 수준이었으며 3번 유형(Class 3)은 가장 높은 수준의 인터넷 과의존 상태인 것으로 분석되었다.

[그림 2] 고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층



4. 고등학생의 정서행동요인 잠재계층과 인터넷 과의존 요인 잠재계층의 잠재전이 확률

앞서 고등학생의 정서행동요인은 2개의 계층을 적합 모형으로 보고 ‘낮은 정서·높은 학업스트레스군’, ‘높은 정서행동요인군’으로 유형화된 결과가 도출되었다. 그리고 고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층분석을 통해서 3개의 계층을 적합 모형으로 보고 ‘낮은 인터넷 과의존군’, ‘중간 인터넷 과의존군’, ‘높은 인터넷 과의존군’으로 명명하였다. 이러한 두 잠재계층 간의 관계를 살펴보기 위해 잠재전이확률을 분석한 결과는 <표 6>과 같다.

먼저 ‘낮은 정서·높은 학업스트레스군’은 전체의 77.7%가 이 유형에 속하였는데, 이 유형은 ‘낮은 인터넷 과의존군’에 속할 조건부 확률이 0.757로 가장 높았다. ‘낮은 인터넷 과의존군’은 전체 인터넷 과의존의 잠재적 유형 중 인터넷 과의존 수준이 가장 낮은 유형으로 전체의 71%가 이에 해당하며, 일반사용자 유형이라고 볼 수 있다. 즉, 낮은 정서·높은 학업스트레스를 가진 다수의 고등학생이 인터넷 일반사용자에 속할 가능성이 높다는 것을 보여주는 결과이다. 다음으로 ‘낮은 정서·높은 학업스트레스군’이 ‘높은 인터넷 과의존군’에 속할 조건부 확률은 0.156로 나타났고, 이는 인터넷 과의존의 세 가지 유형 중 두 번째로 확률이 높게 나타났는데, ‘높은 인터넷 과의존’의 비율이 5.8%라는 것을 고려하면 이 조건부 확률은 낮은 정서·높은 학업스트레스를 가진 고등학생 중에서도 인터넷 과의존의 고위험 집단으로 이어질 가능성이 있다는 것을 보여준다. 마지막으로 ‘낮은 정서·높은 학업스트레스군’이 ‘중간 인터넷 과의존군’에 속할 조건부 확률은 0.087로 가장 낮게 나타났다. 따라서, 낮은 정서·높은 학업스트레스를 가진 다수의 고등학생은 인터넷 과의존 수준이 가장 낮은 일반사용자에 속할 가능성이 높다는 것을 알 수 있으며, 인터넷 과의존 잠재적 위험군에 근접한 집단에 속할 가능성은 낮고, 인터넷 과의존 잠재적 위험/고위험 집단에 속할 가능성은 상대적으로 높게 나타난 것을 알 수 있다.

다음으로 ‘높은 정서행동요인군’의 조건부 확률은 ‘중간 인터넷 과의존군’ 0.383, ‘낮은 인터넷 과의존군’ 0.363, ‘높은 인터넷 과의존군’ 0.253 순으로 나타났다. 인터넷 과의존의 전체 잠재적 유형 중 ‘중간 인터넷 과의존군’은 23.2%, ‘높은 인터넷 과의존군’은 5.8%의 비율을 차지하는 것으로 보아 각각 0.383, 0.253이라는 조건부 확률은 상대적으로 높은 수치이므로, ‘높은 정서행동요인군’이 인터넷 과의존 잠재적 위험 근접

이나 위험/고위험 집단에 속할 가능성이 높은 것을 알 수 있다. 반면, '낮은 인터넷 과의존군'은 인터넷 과의존의 전체 잠재적 유형 중 71.0%의 비율을 차지하는데, '높은 정서행동요인군'이 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률은 0.363으로 나타나 '높은 정서행동요인군'이 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 가능성이 낮은 것을 알 수 있다. 따라서, '높은 정서행동요인군'은 인터넷 과의존 잠재적 위험 근접, 잠재적 위험, 고위험 등의 집단인 '중간 인터넷 과의존군', '높은 인터넷 과의존군'에 속할 가능성은 높고, 인터넷 일반사용자인 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 가능성은 낮은 것을 알 수 있다.

〈표 6〉 고등학생 정서행동요인 잠재계층과 인터넷 과의존 요인 잠재계층 간의 잠재전이확률

구분(%)	비율	1. 낮은 인터넷 과의존	2. 중간 인터넷 과의존	3. 높은 인터넷 과의존	합계
	100%	71.0%	23.2%	5.8%	
1. 낮은 정서·높은 학업스트레스군	77.7%	0.757	0.087	0.156	1
2. 높은 정서행동요인군	22.3%	0.363	0.383	0.253	1

제5절 결론 및 논의

본 연구는 청소년들의 인터넷 과의존이 심각한 가운데 이 시기 발달 특성 중 심리·정서적 어려움이 다른 시기보다 크다는 점에 주목하고, 특히 고등학생의 정서행동요인 잠재유형과 인터넷 과의존 잠재유형을 분석한 뒤 각 유형이 어떻게 전이 되는지 살펴보고자 하였다. 이를 위해 고등학생의 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축 등 5개 변수로 구성된 정서행동요인 잠재계층, 그리고 일상생활장애, 금단, 내성 등 3개 변수로 구성된 인터넷 과의존 잠재계층 간에 어떠한 관계가 있는지 대상 중심으로 접근하고자 잠재계층분석(Latent Class Analysis) 및 잠재전이분석(transition probability)을 수행하였다. 분석에는 한국복지패널의 아동부가조사 16차 자료를 사용하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째로 고등학생의 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축 등 변수로 구성된 정서행동요인의 잠재계층분석 결과에 대해 살펴보면, 먼저, '낮은 정서·높은 학업스트레스군'은 학업스트레스가 '높은 정서행동요인군'의 학업스트레스와 유사한 수준에서 눈에 띄게 높았지만, 이외 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축은 모두 점수가 낮은 것으로 나타나 '높은 정서행동요인군'과 큰 편차를 보였다. '낮은 정서·높은 학업스트레스군'에는 전체 고등학생의 77.7%가 해당하였는데, 이 집단은 학업스트레스 해소를 위한 개입이 필요한 동시에 정서행동요인에 대해서는 상담 및 관찰, 교육 등 예방적 접근이 요구된다고 할 수 있다. 다음으로, '높은 정서행동요인군'은 우울·불안, 학업스트레스, 주의집중, 위축이 크게 높았고, 공격성도 높은 편인 것으로 나타났다. '높은 정서행동요인군'에는 전체 고등학생의 22.3%가 속하였고, 학업스트레스 뿐만 아니라 정서행동요인의 복합적인 문제를 경험하고 있어 즉각적인 개입이 필요한 집단이라고 판단된다. 한편, 이러한 결과는 청소년의 정서행동요인을 잠재계층분석을 통해 유형화한 이유정, 최문선(2018), 최정아(2012), Wadsworth et al(2001) 등의 연구와는 다소 차이가 있다. 즉, 본 연구에서는 우리나라 고등학생의 대표적인 심리·정서적 어려움 중에서 그 정도가 매우 심각하다고 보고되는 학업스트레스 요인을 분석에 반영하였고, 또한 각 연구에서 사용한 패널자료의 차이로 분석결과 자체가 같지 않았던 것으로 사료된다.

고등학생의 정서행동요인의 잠재계층분석 결과를 더욱 자세히 살펴보면, '낮은 정서·높은 학업스트레스군', '높은 정서행동요인군' 등의 집단 모두에서 학업스트레스가 특별히 크게 높은 것으로 나타났다. 이는

고등학교 시기 청소년들이 정서적 요인 중에서도 학업스트레스 문제를 호소할 가능성이 크다는 것을 뜻한다. 이 결과는 청소년의 다른 연령대와 비교하여 고등학생들이 가장 높은 수준의 스트레스를 겪는다고 보고한 연구들과 맥락을 같이 한다(교육부, 질병관리청, 2022; 박현숙 외, 2018; 신명옥, 장덕희, 2017). 여기에 본 연구의 자료조사 시점이 코로나19 상황이었다는 점도 고려한다면, 팬데믹의 전개 속에 온라인 수업은 청소년의 집중력 저하를 가져왔고(Pigaiani et al., 2020), 사회적 거리두기로 인한 집에서 가족과 보내는 시간의 증가는 부모와의 갈등을 불러오기도 했으며(Cassinat et al., 2021), 학업성취 수준에 따른 교육 격차가 우려되는 상황이었기 때문에(정익중 외, 2021) 많은 청소년의 학업스트레스가 더욱 큰 폭으로 증가하였을 것으로 예측된다. 실제, 염유식, 성기호(2021)의 조사결과에 따르면 고등학생의 경우 10명 중 4명이 코로나19 이후 학업스트레스가 더 높아졌다고 보고하기도 했다. 반면, '낮은 정서·높은 학업스트레스군'의 경우 학업스트레스만 크게 높았던 반면 이외의 다른 요인은 낮은 수준이었고, '높은 정서행동요인군'은 우울·불안, 공격성, 학업스트레스, 주의집중, 위축이 모두 크게 높았다. 즉, '높은 정서행동요인군'은 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'과는 달리 학업스트레스를 경험하면서도 복합적으로 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축 등 정서행동문제를 경험하는 것으로 나타났다. 이는 고등학생의 약 41%가 평상시 많은 스트레스를 경험할 뿐만 아니라 약 28%가 일상생활이 어려울 정도로 우울감을 경험하며(교육부, 질병관리청, 2022), 학업으로 인해 죽고 싶다고 응답한 비율도 고등학생에게서 39.7%로 가장 높았다는 조사 결과(유민상, 2019)와 같이 고등학생의 정신건강의 위태로운 상황임을 보여주는 결과로 판단된다.

둘째로 고등학생의 일상생활장애, 금단, 내성 등 변수로 구성된 인터넷 과의존 요인의 잠재계층분석 결과, '낮은 인터넷 과의존군', '중간 인터넷 과의존군', '높은 인터넷 과의존군' 등으로 총 3개의 잠재계층이 도출되었다. 먼저, '낮은 인터넷 과의존군'은 일상생활장애, 금단, 내성 등 모든 요인이 낮은 편에 속하여, 일반사용자에 해당한다. 이 집단은 전체 고등학생의 71.0%가 속하였으며, 인터넷 과의존으로 이어지지 않도록 예방적 접근이 필요한 대상이다. 다음으로, '중간 인터넷 과의존군'은 전체의 23.2%로 나타났으며, 일반사용자로 분류되나 잠재적 위험군에 근접한 집단이기 때문에 지속 관찰 및 주의가 필요한 경우에 해당한다. '높은 인터넷 과의존군'은 전체의 5.8%가 속했고, 인터넷 과의존 잠재적 위험군과 고위험군이 포함된 집단으로서 즉각적 개입이 필요한 대상이라고 판단된다.

이처럼 본 연구에서 고등학생의 인터넷 과의존 잠재계층은 총 3개의 집단인 것으로 설명된다. 그러나 이러한 인터넷 과의존에 대한 잠재계층 분석 결과는 선행연구와는 다소 차이가 있다. 예를 들어 국내 연구에서 김동일 외(2013)는 초등학생·중학생 인터넷 중독 위험군을 '전반적 고위험 집단', '내성·금단 고위험 집단', '전반적 위험 집단', '외현화 문제 위험집단', '현실구분장애 위험 집단', '내성·금단 위험 집단'의 총 6개 집단을 도출했다. 이들의 접근은 일반 청소년이 아닌 인터넷 중독 위험군 청소년을 대상으로 하였고, 본 연구에서 인터넷 과의존 하위요인으로 설정한 요인 외 가상적 대인관계 지향성, 일탈행동, 현실구분장애, 긍정적 기대 등 4가지 요인을 추가로 포함했다는 점이 차이점이다. 염동문(2017)의 연구에서는 초등학생을 대상으로 '저의존', '중의존', '고의존' 등 3개 집단을 도출했는데, 본 연구의 결과와 유사하나 분석 대상이 초등학생이라는 점에서 차이가 있다. 이 밖에 국외 연구 중 Li(2023)는 청소년을 대상으로 비중독, 저중독, 고중독 집단을 분류하여 본 연구와 유사한 결과를 발견했다. 이처럼 연구마다 다른 잠재계층 유형을 찾아낸 것은 아동 또는 청소년 등 발달단계 및 특성에 따라 인터넷에 과의존되는 수준의 차이에서 비롯될 수 있다. 또한, 인터넷 과의존 하위요인으로 어떤 변수로 특정하여 측정하였는지, 수집된 분석자료가 어떤 것인지 등의 차이 때문일 가능성도 있다. 그러나 본 연구는 최근 정신건강이 가장 위태로운 상황

이라고 보고된 고등학생을 중심으로 대상 중심적 접근을 통해 실증적 규명을 하였으며, 특히 고등학생의 인터넷 과의존 잠재적/고위험군 규모를 예측하였다는 점에서 의미가 있다.

셋째로 고등학생의 정서행동요인과 인터넷 과의존 요인의 각 잠재계층분석 결과를 바탕으로 전이확률을 통해 둘 사이에 어떤 잠재적 유형 관계가 있는지 살펴보았다. 분석 결과, 먼저 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'은 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률이 0.757로 나타났고, '높은 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률은 0.156로 나타났다. 이러한 결과는 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'의 다수가 인터넷 일반사용자인 '낮은 인터넷 과의존군'에 해당하지만, 인터넷 과의존 잠재적 위험이나 고위험 집단인 '높은 인터넷 과의존군'에 속할 가능성도 있음을 보여준다. 반면, '낮은 정서·높은 학업스트레스군'이 '중간 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률은 0.087로 가장 낮았다. 다음으로 '높은 정서행동요인군'이 '중간 인터넷 과의존군'과 '높은 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률은 각각 0.383, 0.253으로 나타났다. 이러한 결과는 '높은 정서행동요인군'이 인터넷 과의존 잠재적 위험 근접이나 잠재적 위험/고위험 등 집단에 속할 가능성이 높은 것을 보여준다. 반면, '높은 정서행동요인군'이 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 조건부 확률은 0.363으로 나타났지만 '낮은 인터넷 과의존군'이 전체 유형 중 71%라는 점을 고려하면, '높은 정서행동요인군'이 '낮은 인터넷 과의존군'에 속할 가능성은 낮은 것을 알 수 있다.

이러한 결과는, '전반적 저수준 정서·행동문제' 집단과 '저수준 내재화 문제행동' 집단은 휴대전화 의존도가 낮은 반면, '전반적 고수준 정서·행동문제' 집단은 휴대전화 의존도를 높이는 것으로 보고한 이유정, 최문선(2018)의 연구 결과와 유사하게 해석할 수 있다. 또한, 우울·불안, 학업스트레스, 공격성, 주의집중, 위축 등 정서·행동문제가 심각할수록 인터넷 과의존도 증가한다고 보고한 다수의 선행연구를 지지하는 결과이기도 하다(김도희 외, 2017; 김재경, 이덕현, 2018; 손신영, 2013; 이은경 외, 2020; 이하나, 양승목, 2018; Elhai et al., 2017; Kim, 2021; Liang et al., 2021). 그러나, '낮은 정서·높은 학업스트레스군'의 경우 학업스트레스만 높고, 이외 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축 등 정서행동요인의 점수는 낮음에도 '높은 인터넷 과의존군'으로 전이될 가능성이 높은 것으로 나타나, 해당 고등학생을 둘러싼 다양한 영향요인을 검토해보는 등 추가 분석을 통해 명확한 규명이 필요할 것으로 판단된다. 그럼에도 본 연구는 같은 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'의 집단 내에서 낮고/높은 등의 인터넷 과의존군에 해당될 확률의 차이가 있음을 밝혀내어, 기존의 변수중심적 접근에서 확인하지 못했던 부분을 대상 중심적 접근을 통해 규명하고 집단별 차이를 둔 개입의 필요성을 확인했다는 점에서 의미가 있다.

한편, 본 연구에서 정서행동요인의 잠재계층 중에서 '낮은 정서·높은 학업스트레스군'은 학업스트레스 요인만 크게 높고, 이외 우울, 공격성, 주의집중, 위축 등 네 가지 요인은 낮은 수준으로 분석되었다. 반면, '높은 정서행동요인'은 학업스트레스 외에도 네 가지 요인 모두 높은 것으로 나타났다. 그리고 '낮은 정서·높은 학업스트레스군', '높은 정서행동요인군' 등 두 잠재적 유형은 각각 '낮은 인터넷 과의존군', '중간 인터넷 과의존군'으로 전이될 조건부 확률이 가장 큰 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 인터넷 과의존의 저위험/고위험 등 집단을 유형화하는데 우울, 공격성, 주의집중, 사회적 위축 요인이 유의미한 판별요인이라고 보고한 김혜수 외(2007), 하문선(2014)의 연구를 지지하는 결과로 보인다. 따라서, 본 연구를 통해 인터넷 과의존에 대한 집단 분류 시 우울, 공격성, 주의집중, 사회적 위축 등 요인을 고려해야 한다는 사실을 다시 한번 확인했다고 판단된다.

이와 같은 결과 및 논의를 종합하여 다음과 같은 제언을 제시하고자 한다. 본 연구 결과, 먼저, 정서행동요인의 두 잠재적 유형 모두에서 고등학생의 학업스트레스가 상당히 높은 것으로 분석되었다. 고등학교

시기 학업스트레스의 경험은 청소년기 건강에 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 성인기 이후에도 지속해서 이어져 심각한 결과를 초래할 수 있다(Anda et al., 2006; Chartier, Walker & Naimark, 2007). 이 때문에 고등학생의 학업스트레스 해소를 위한 다양한 방식의 개입방안이 제시되었다(구혜완, 정익중, 2019). 그러나 여전히 고등학생의 가장 큰 고민은 학업과 관련한 것이며(통계청, 여성가족부, 2021), 이 문제는 고등학생의 죽고 싶은 이유 중 가장 주된 원인으로 보고되기도 하여 개입이 절대적으로 요구된다(유민상, 2019). 그렇지만 아직도 효과적인 전략 제시는 부족한 실정이다. 이를 위해 고등학생들이 스스로 스트레스 관리 및 대처할 수 있는 올바른 방법에 대한 교육을 제공하고, 정기적으로 학업스트레스 체크리스트 개발 및 배부하여(김진웅 외, 2020) 그 결과에 따라 스트레스 상담 및 자원 연계하는 등 적절하게 해소할 수 있도록 지원해야 한다. 이 과정에서 학업스트레스에 더해 복합적 정서행동문제를 경험하는 고등학생은 집중 상담 및 모니터링하여 필요시 치료적 개입을 적용할 수 있을 것이다. 또한, 학업시간이 적정하면 고등학생의 행복이 증가하는 반면 과도할 경우 행복을 저해할 수 있음을 보고한 연구(정익중, 2018), 중·고등학생의 규칙적 신체활동은 회복탄력성을 증가시키고 이는 학업스트레스 해소에 긍정적인 영향을 미친다고 보고한 연구(최희순, 2018) 등을 고려하여 성적으로부터 자유로울 수 있는 예체능 교과목 시간을 검토 및 활용하는 등의 학업스트레스 해소를 적극 지원하는 방안도 고려해볼 수 있을 것이다(문진영 외, 2023).

다음으로, 학업스트레스가 모두 높지만 그중 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축 등 정서행동문제를 복합적으로 경험하는 '높은 정서행동요인군'의 고등학생은 '중간 인터넷 과의존', '낮은 인터넷 과의존', '높은 인터넷 과의존' 순으로 전이될 조건부 확률이 높은 것으로 분석되었다. 즉, 복합적인 정서행동문제를 경험하는 고등학생은 인터넷 과의존으로 전이될 위험성이 크다는 사실에 경각심을 가질 필요가 있다. 이를 예방하기 위해서는 복합적인 정서행동문제를 경험하는 고등학생의 개별상담을 통해 구체적인 상황 및 내적 욕구를 파악하고, 이들의 인터넷 과의존의 수준에 따라 지원하는 방안을 활용할 수 있을 것이다. 예를 들면, 낮은 인터넷 과의존군의 경우 자신의 정서행동문제를 해소하기 위한 올바른 관리 및 대처방식을 교육하고, 중간 또는 높은 인터넷 과의존군은 잠재적 위험 근접 또는 잠재적 위험/고위험 집단에 해당하므로 조기발굴과 진단으로 병원이나 국립청소년상담센터의 청소년 치유재활과정 등(여성가족부, 2023.3.23.) 프로그램에 연계하여 일상 회복을 돕는 서비스를 제공하는 방법도 있을 것이다.

이러한 개입과 더불어, 정부나 지자체, 학교 차원에서는 학생들이 쉽게 참여 가능한 캠페인을 고려할 수도 있다. 예를 들어, 스마트폰 사용 감소를 위해 이용 시간 줄이기 인증에 참여하고 다음 주자를 지목하여 의도한 행동을 수행하도록 유도하는 챌린지를 활성화하는 것이다. 단, 스마트폰을 활용한 방식이 아닌 예컨대 교내 출석부 등을 활용 및 무작위 추출하여 지목하는 방식 등으로 고려해볼 수 있을 것이다. 이외 스마트폰 기능 내 이용유형별 이용 시간에 따른 알람 기능 설정 등 개발을 통해 스마트폰 과의존 습관을 개선하도록 유도하는 방식, 과의존으로 이어질 수 있는 중독성 높은 게임 및 부정적 성인용 매체의 규제 정책 등을 보수적으로 개선하는 방식 등을 적용할 수도 있다. 그 과정에서 최근 활용도가 높아지는 개인화 추천 알고리즘 방식의 미디어 이용은 사용자의 클릭을 쉽게 유도하여 미디어 과몰입 우려가 클 뿐만 아니라(배승주, 2023) 이로 인한 확증 편향, 단편적인 정보 흡수 등 청소년들의 자율적 사고 및 판단을 저해시킬 수 있기 때문에(이승택, 2021) 알고리즘 방식의 인터넷 사용과 인터넷 과의존과의 관계 규명 및 대책 마련을 통한 인터넷 과의존 예방이 필요할 것이다.

본 연구는 고등학생의 정서행동요인 및 인터넷 과의존의 각 잠재계층이 어떻게 유형화되는지 살펴보고, 각 유형화된 잠재계층 간의 전이 관계를 규명하였다. 그 결과, 본 연구 대상인 고등학생은 학업스트레스만

높은 집단, 그리고 학업스트레스에 더해 우울·불안, 공격성, 주의집중, 위축 등 복합적인 정서행동문제를 경험하는 고등학생 집단이 있다는 것을 확인하였다. 또한 낮은 정서·학업스트레스군은 인터넷 일반사용자일 가능성을 확인했고, 특히, 복합적으로 정서행동문제를 경험하고 있는 '높은 정서행동요인군'은 인터넷 과의존으로 전이될 위험성이 크다는 것을 알 수 있었다. 이러한 접근은 변수 중심 접근으로 정서행동요인과 인터넷 과의존과의 관계를 살펴본 기존 연구와 달리, 정서행동요인과 인터넷 과의존에 대한 이질적 집단특성을 가진 하위집단의 규모를 실증적으로 예측하는 데에 유용하다. 또한, 청소년 연령대 중 고등학생의 정신건강이 가장 위태로운 집단임을 고려하여 이들의 정서행동요인과 인터넷 과의존 간의 잠재적 유형 관계에서 집단별 개입의 필요성을 모색하였다는 점에서 의미가 있다.

그럼에도 본 연구는 다음의 제한점과 후속 연구를 제안하고자 한다. 첫째, 본 연구는 고등학교에 재학 중인 학생을 대상으로 분석하여 학교 밖 청소년을 포함하지 못했고, 2차 자료를 사용하였기 때문에 학교 유형에 관한 조사가 이루어지지 않아 이를 세부적으로 고려할 수 없었다. 둘째, 본 연구에서 활용한 자료의 수집이 2020년 코로나19가 대유행하던 시기에 이루어져 급변하는 상황에서 개인적 발달과 적응에 연관된 사회환경의 다양한 요소의 영향력을 전부 통제하지 못한 것은 통계적 사실이므로, 최대한 노력하려 해도 원천적 한계가 있었다. 셋째, 패널의 특성으로 모집단의 크기가 작아 일반화의 한계를 가진다. 따라서 추후 연구에서는 일반고, 특수목적고, 특성화고, 자율고 등 학교 특성을 고려하여 분석 결과의 일반화 가능성을 높여야 할 것이다. 또한, 인터넷 과의존의 내성, 금단 등 위험성이 큰 만큼 이후의 인터넷 과의존 수준을 파악해보는 등 종단연구 차원에서 변화를 검증해본다면 실질적인 개입방안 마련에 도움이 될 것으로 판단된다. 마지막으로 본 연구에서는 선행연구에서 공통적으로 인터넷 과의존의 주요인이라고 규정한 일상생활장애, 금단, 내성의 세 가지 요인을 분석에 활용하였으나, 그 외에도 가상세계지향, 긍정적 기대, 일탈행동 등을 요인으로 포괄해 분석한다면 인터넷 과의존과 관련하여 더욱 다양하고 구체적인 개입이 가능할 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강선경 · 이근무 · 하민정 (2016). 인터넷 중독 청소년들이 경험한 가상공간의 의미와 본질에 대한 연구. 청소년복지연구, 18(2), 41-64.
- 경승구 · 김진욱 (2019). 청소년의 스마트폰 중독에 관한 연구: 스마트폰 과의존, 게임중독, SNS 중독 영향 요인의 비교를 중심으로. 생명연구, 52, 179-200.
- 구혜완 · 정익중 (2019). 고등학생의 학업 잠재계층과 신체건강 잠재계층 간의 전이관계. 한국청소년연구, 30(2), 333-363.
- 국가인권위원회 (2020). 2020 아동인권 보고대회. 서울: 국가인권위원회.
- 교육부 · 질병관리청 (2022). 제18차 청소년건강행태조사 통계. 청주: 질병관리본부.
- 과학기술정보통신부 · 한국지능정보사회진흥원 (2022). 2022 스마트폰 과의존 실태조사.
- 김도희 · 박영준 · 장재원 (2017). 청소년의 학업스트레스가 스마트폰 중독에 미치는 영향연구: 자아존중감 부모지지 친구지지의 매개중심으로. 학교사회복지, 37, 67-89.
- 김동일 · 정여주 · 이은아 · 김동민 · 조영미 (2008). 아동, 청소년상담: 간략형 청소년 인터넷중독 자가진단 척도 개발과 타당화. 상담학연구 9(4), 1703 - 1722.
- 김민철 (2013). 스마트폰 보유 및 이용행태 변화: 2012년과 2013년의 비교. KISDI STAT Report, 11(3), 1-6.
- 김보연 · 서경현 (2012). 고등학생의 폰 중독 및 인터넷 게임중독과 스트레스 반응: 수면부족의 매개효과를 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 17(2), 385-398.
- 김사현 · 홍경준 (2010). 잠재집단분석방법을 통한 서울시민의 복지태도 연구. 사회복지정책, 37(2), 95-121.
- 김진숙 · 문현주 · 황승일 (2014). 부모양육태도와 사회적 지지가 중학생의 휴대전화 의존에 미치는 영향 : 공격성의 매개효과. 학교사회복지, 27, 1-24.
- 김재경 · 이덕현 (2018). 청소년의 공격성과 사회적 위축이 스마트폰 과의존에 미치는 영향: 자아존중감의 조절된 매개효과 중심으로. 교정복지연구, (57), 1-30.
- 김진웅 · 홍서준 · 김욱진 (2020). 청소년의 학업스트레스가 게임 과몰입에 미치는 영향: 부모-자녀 의사소통과 또래관계의 매개효과. 보건사회연구, 40(3), 429-458.
- 김현순 · 최영준 (2015). 청소년의 휴대전화 의존 예측변인에 대한 성차 연구. 한국콘텐츠학회논문지, 15(5), 340-352.
- 김혜수 · 배성만 · 현명호 (2007). 휴대전화 중독 경향성 청소년의 심리, 사회환경적 특성: 공격성, 충동성, 우울, 부모 자녀관계, 주의집중문제를 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 12(2), 383-393.
- 노언경 · 정송 · 홍세희 (2014). 잠재프로파일 분석을 통한 아동· 청소년 비행 유형 분류 및 영향요인 검증. 한국청소년연구, 25(4), 211-240.
- 노충래 · 김소연 (2016). 부모양육태도가 청소년의 스마트폰 의존에 미치는 영향: 청소년의 우울과 공격성

- 의 매개효과. 한국청소년연구, 27(4), 87-114.
- 뇌과학연구원 (2021). 뇌과학으로 본 청소년의 뇌. 브레인, 86, 48-51.
- 문진영·박지혜·박재완 (2023). 청소년의 스트레스가 스마트폰 과의존에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로. 디지털콘텐츠학회논문지, 24(4), 735-742.
- 미래창조과학부·한국정보화진흥원 (2015). 2015년 인터넷 과의존 실태조사.
- 미래창조과학부·한국정보화진흥원 (2016). 2016년 인터넷 과의존 실태조사.
- 박소연·이홍직 (2013). 청소년의 인터넷 중독에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 인구사회학적 특성요인, 건강 요인, 일탈행동 요인을 중심으로. 한국전자통신학회논문지, 8(2), 291-299.
- 박현선 (2016). 초록우산 어린이재단 아동권리지수 개발연구: 아동 균형생활시간지표의 활용을 중심으로. <아동복지포럼>, 45-83.
- 박현숙·한지영·이내영 (2018). 고등학생의 건강행태와 스트레스 인지와의 관련성: 2015년 청소년건강행태온라인 조사를 중심으로. 지역사회간호학회지, 29(1), 87-96.
- 배승주 (2023). 유튜브의 개인화 알고리즘이 유도하는 적극이용 경로에 대한 실증분석. 한국산업정보학회 논문지, 28(2), 31-45.
- 배은숙·강혜승·이하나 (2020). 인문계 고등학생의 학업 스트레스와 수면의 질 관계에서 학업적 자기효능감의 매개효과. 한국간호교육학회지, 26(3), 281-289.
- 서울아동패널 (2005). 서울 아동발달 및 복지실태조사 설문지. 서울: 서울대학교 사회과학연구원.
- 서울아동패널 (2010). 서울 아동·청소년 발달조사 설문지(청소년용). 서울: 서울대학교 사회과학연구원 서울아동패널연구단.
- 서유경·김현옥 (2021). 소득집단별 청소년의 스마트폰 의존에 관한 의사결정나무모형 분석. 청소년복지연구, 23(3), 79-107.
- 성육준 (2017). 유아동의 인터넷중독 영향 요인에 대한 탐색적 연구. 예술인문사회 융합 멀티미디어 논문지, 7(7), 461-472.
- 손신영 (2013). 청소년의 정서적 특성이 휴대폰 중독에 미치는 영향. 한국학교보건교육학회지, 14(1), 1-12.
- 신명옥·장덕희 (2017). 아동·청소년의 스트레스와 생활만족도의 관계에서 생태체계적관점의 다중매개효과: 학교급별 다중집단분석. 학교사회복지, 39, 259-289.
- 신성만·고영삼 (2017). 인터넷 중독의 대체 용어로서 인터넷 과의존의 개념 연구. 한국정보화진흥원.
- 여성가족부 (2023.3.23.). 용인·대구 디딤센터서 청소년 마음회복 치유프로그램 운영. 대한민국 정책브리핑. <https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148913055>에서 인출.
- 여성가족부·한국청소년정책연구원 (2022). 2022 청소년 통계.
- 염동문 (2017). 초등학생의 스마트폰 의존도에 관한 잠재프로파일분석. 재활복지공학회논문지, 11(2), 107-114.
- 염유식·김정미·이승원 (2016). 2016년도 한국 어린이·청소년 행복지수: 국제비교연구조사결과보고서. 서

- 울: 재단법인 한국방정환재단·연세대학교 사회발전연구소.
- 염유식·성기호 (2021). 2021년도 한국 어린이·청소년 행복지수: 국제비교연구조사결과보고서. 서울: 한국 방정환재단·연세대학교 사회발전연구소.
- 오경자·이혜련·홍강의·하은혜 (1998). K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도. 서울: 중앙적성연구소.
- 유민상 (2019). 아동·청소년 삶의 질 지표 분석 결과. <통계청 KOSTAT 통계플러스>, 겨울호, 26-49.
- 윤예인·김주일 (2019). 청소년의 우울과 스마트폰 의존의 종단적 관계: 자기회귀교차지연 효과 분석. 학교 사회복지, 48, 219-241.
- 이민지·송주현 (2023). 코로나19로 인한 아동의 미디어 이용 및 신체활동이 인지적, 정서적 집행기능을 매개로 학교적응에 미치는 영향. 육아정책연구, 17(1), 171-195.
- 이승택 (2021). 뉴미디어 시대의 알고리즘과 민주적 의사형성. 법학논총, 33(3), 543-588.
- 이연정·이소영·이아름·반건호·최태영·김지연·김지훈·박은진·박준성·방수영·이문수·이소희·최상철 (2015). 아동과 청소년들의 스마트폰 사용에 대한정신건강의학과 전문의의 의견 조사. 신경정신 의학, 54(4), 556-563.
- 이유정·최문선 (2018). 청소년의 정서·행동문제의 잠재집단유형과 문제적 인터넷 사용과의 관계. 학습자 중심교과교육연구, 18(12), 497-521.
- 이외선·이경숙·김득필 (2022). 고등학생의 학업스트레스와 스마트폰 중독의 관계에서 감성지능의 조절효과. Journal of Digital Convergence, 20(4), 433-441.
- 이은경·안지영·김지신 (2020). 중학생의 사회적 위축과 스마트폰 의존도 사이에서 부정적인 친구관계와 학업 무기력의 직렬매개효과. 한국가족복지학, 25(3), 271-289.
- 이재경·이래혁 (2022). 코로나19 상황에서 다문화 청소년의 스마트폰 과의존이 불안과 자살성에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로. 보건과 복지, 24(2), 7-33.
- 이하나·양승목 (2018). 청소년의 스마트폰 의존도와 영향 변인의 관계에 대한 학령 및 성별 비교 분석: 부모의 양육태도, 청소년의 심리적 특성, 스마트폰 이용 용도를 중심으로. 한국언론학보, 62(5), 175-214.
- 이혜선·호규현·권지현·나은영 (2021). 중학생의 또래관계가 스마트폰 의존도에 미치는 영향과 사회적 위축의 매개효과: 스마트폰의 사회적 이용에 따른 다집단 분석. 한국언론학보, 65(5), 89-126.
- 장윤재 (2020). 오락, 편의, 정보추구를 위한 스마트폰 이용이 학업적응에 미치는 영향: 주의집중과 친구관계의 매개효과. 한국청소년연구, 31(2), 321-342.
- 장정임·김성봉 (2015). 청소년의 스트레스와 학교생활적응의 관계에서 긍정심리자본과 스마트폰 중독의 매개효과. 한국청소년상담복지개발원: 청소년상담연구, 23(2), 447-466.
- 정남수·최명옥·이영선·안후남 (2019). 인터넷 과의존 요인분석을 통한 청소년의 인터넷 취약성 지수 개발. 한국콘텐츠학회논문지, 19(4), 345-358.
- 정익중 (2007). 청소년기 자아존중감의 발달과정과 예측요인. 한국청소년연구, 18(3), 127-166.
- 정익중 (2018). <아동의 생활시간과 행복: 시간사용은 아이들을 행복하게 하는가? 제15차 아동복지포럼 우

- 리 아이들, 삶을 들여다보다>. 서울: 초록우산 어린이재단 아동복지연구소.
- 정익중 (2020). 코로나19 전후 일상 변화와 아동행복. 코로나19가 바꾼 일상 변화와 아동 행복 포럼자료집. 서울: 초록우산어린이재단 아동복지연구소.
- 정익중 (2021). 코로나19 전후 아동의 일상 심층 진단과 다시 행복한 일상으로 회복 방안 모색. 초록우산 어린이재단 2021 제19차 아동복지포럼, 11-36.
- 조민자 (2013). 우울, 불안 및 부모의 방임적 양육태도가 인터넷 중독에 미치는 영향과 정서인식 명확성과의 관계. 통합치료연구, 5(2), 5-30.
- 조춘범 (2017). 청소년의 또래관계와 스마트폰 중독과의 관계연구: 우울의 매개효과 검증. Korean Journal of Social Welfare Research, 52, 5-34.
- 차은진·김경호 (2016). 부모의 양육태도가 청소년 자녀의 휴대전화 의존에 미치는 영향: 공격성의 매개효과 검증. 사회복지정책, 43(4), 51-78.
- 최문실·양희인·이용한·한유정 (2022). 인터넷이용실태조사. 대구: 한국지능정보사회진흥원.
- 최정아 (2012). 청소년의 내재화 및 외현화 문제에 대한 잠재프로파일분석 및 개인, 부모, 또래 영향요인 검증. 한국가족치료학회지, 20(3), 431-455.
- 통계청·여성가족부 (2021). 2021 청소년 통계. https://www.kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&aSeq=389790에서 인출.
- 하문선 (2014). 청소년의 학교생활적응 잠재프로파일 분류와 휴대전화 이용 유형과의 관련성. 청소년학연구, 21(4), 155-179.
- 하문선 (2020). 어머니의 스마트폰 중독과 청소년의 스마트폰 중독 간 관계: 부정적 양육태도, 사회적 위축 및 우울의 다중매개효과 검증. 아시아교육연구, 21(4), 1001-1035.
- 한국정보화진흥원 (2011). 간략형 청소년 인터넷 중독 자가진단 설문지. www.iapc.or.kr/info/lib.
- 한국정보화진흥원 (2015). 2014 인터넷 중독 실태조사. 서울: 한국정보화진흥원.
- 한국청소년패널조사 (2006). 한국청소년패널조사 설문지. 서울: 한국청소년정책연구원.
- 현명선·남경아 (2009). 초기 청소년의 자아존중감과 스트레스 대처방식. 한국간호교육학회지, 15(2), 293-301.
- Abi-Jaoude, E., Naylor, K. T., & Pignatiello, A. (2020). Smartphones, social media use and youth mental health. Canadian Medical Association Journal, 192(6), 136-141.
- Achenbach, T. M. (1991). Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile. Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Anda, R. F., Felitti, V. J., Bremner, J. D., Walker, J. D., Whitfield, C. H., Perry, B. D., ... & Giles, W. H. (2006). The enduring effects of abuse and related adverse experiences in childhood. European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience, 256(3), 174-186.
- Brailovskaia, J., Schillack, H., & Margraf, J. (2020). Tell me why are you using social media (SM)! Relationship between reasons for use of SM, SM flow, daily stress, depression, anxiety, and

- addictive SM use - An exploratory investigation of young adults in Germany. *Computers in Human Behavior*, 113, 106511. doi.org/10.1016/j.chb.2020.106511
- Buss, A. M., & Perry, M. 1992. The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(3), 452-459.
- Cassinat, J. R., Whiteman, S. D., Serang, S., Dotterer, A. M., Mustillo, S. A., Maggs, J. L., & Kelly, B. C. (2021). Changes in family chaos and family relationships during the COVID-19 pandemic: Evidence from a longitudinal study. *Developmental psychology*, 57(10), 1597-1610.
- Chartier, M. J., Walker, J. R., & Naimark, B. (2007). Childhood abuse, adult health, and health care utilization: Results from a representative community sample. *American Journal of Epidemiology*, 165(9), 1031-1038.
- Clark, S. L. (2010). Mixture modeling with behavioral data. University of California, Los Angeles. A dissertation for the degree Doctor of Philosophy in Education.
- Elhai, J. D., Dvorak, R. D., Levine, J. C., & Hall, B. J. (2017). Problematic smartphone use: A conceptual overview and systematic review of relations with anxiety and depression psychopathology. *Journal of Affective Disorders*, 207, 251-259.
- Eron, L. D. (1987). The development of aggressive behavior from the perspective of a developing behaviorism. *American Psychologist*, 42(5), 435-442.
- Fischer, C. (1992). *America Calling: A Social History of the Telephone to 1940*. Berkeley: University of California Press.
- Goldberg, I. (1996). Internet addiction disorder. Retrieved from <http://www-usr.rider.edu/~suler/psyber/supportgp.html>
- Griffiths, M. (1999). Internet addiction. *The Psychologist*, 12(5), 245-250.
- Jeong, S. H., Kim, H., Yum, J. Y., & Hwang, Y. (2016). What type of content are smartphone users addicted to?: SNS vs. games. *Computers in Human Behavior*, 54, 10-17.
- Kim, J. H. (2021). Factors associated with smartphone addiction tendency in Korean adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(21), 11668. doi.org/10.3390/ijerph182111668
- Lee, J. R., Kim, G., Yi, Y., Song, S., & Kim, J. (2017). Classifying Korean children's behavioral problems and their influencing factors: a latent profile analysis. *International Journal of Child Care and Education Policy*, 11(1), 1-17.
- Li, G. (2023). A latent profile transition analysis and influencing factors of internet addiction for adolescents: A short-term longitudinal study. *Heliyon*, 9(3), e14412. doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e14412

- Liang, L., Zhu, M., Dai, J., Li, M., & Zheng, Y. (2021). The mediating roles of emotional regulation on negative emotion and internet addiction among Chinese adolescents from a development perspective. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 608317.
- Liu, M., & Luo, J. (2015). Relationship between peripheral blood dopamine level and internet addiction disorder in adolescents: a pilot study. *International Journal of Clinical and Experimental Medicine*, 8(6), 9943-9948.
- Lo, Y., Mendell, N. R., & Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika*, 88(3), 767-778.
- Magson, N. R., Freeman, J. Y., Rapee, R. M., Richardson, C. E., Oar, E. L., & Fardouly, J. (2020). Risk and protective factors for prospective changes in adolescent mental health during the COVID-19 pandemic. *Journal of Youth and Adolescence*, 50, 44-57.
- OECD. (2017). *PISA 2015 Results (Volume III): Students' Well-Being*, Paris: OECD.
- Oliveira, W. A. D., Silva, J. L. D., Andrade, A. L. M., Micheli, D. D., Carlos, D. M., & Silva, M. A. I. (2020). Adolescents' health in times of COVID-19: A scoping review. *Cadernos de Saude Publica*, 36(8), e00150020. doi.org/10.1590/0102-311X00150020
- Pallavicini, F., Pepe, A., & Mantovani, F. (2021). Commercial off-the-shelf video games for reducing stress and anxiety: systematic review. *JMIR Mental Health*, 8(8), e28150. doi:10.2196/28150
- Panchal, U., Salazar de Pablo, G., Franco, M., Moreno, C., Parellada, M., Arango, C., & Fusar-Poli, P. (2023). The impact of COVID-19 lockdown on child and adolescent mental health: systematic review. *European child & adolescent psychiatry*, 32(7), 1151-1177.
- Pigaiani, Y., Zocante, L., Zocca, A., Arzenton, A., Menegolli, M., Fadel, S., & Colizzi, M. (2020, November). Adolescent lifestyle behaviors, coping strategies and subjective wellbeing during the COVID-19 pandemic: an online student survey. In *Healthcare*, 8(4), 472.
- Putri, A., Setiawati, Y., Shieh, Y. T., & Lin, S. H. (2022). High-risk internet addiction in adolescents during pandemic COVID-19 and parent's role. *Jurnal Berkala Epidemiologi*, 10(1), 11-20.
- Rubin, K. H. (1982). Social and social-cognitive developmental characteristics of young isolate, normal and sociable children. In K. H. Rubin & H. S. Ross (Eds.), *Peer relationships and social skills in childhood*. 353 - 374.
- Rubin, K. H., Root, A. K., & Bowker, J. (2010). Parents, peers, and social withdrawal in childhood: A relationship perspective. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2010(127), 79-94.
- Rubin, K. H., & Chronis-Tuscano, A. (2021). Perspectives on social withdrawal in childhood: Past, present, and prospects. *Child Development Perspectives*, 15(3), 160-167.
- Seiffge Krenke, I., Aunola, K., & Nurmi, J. E. (2009). Changes in stress perception and coping during adolescence: The role of situational and personal factors. *Child Development*, 80(1), 259-279.

- Swing, E. L., & Anderson, C. A. (2014). The role of attention problems and impulsiveness in media violence effects on aggression. *Aggressive Behavior*, 40(3), 197-203.
- Tzankova, I., Compare, C., Marzana, D., Guarino, A., Di Napoli, I., Rochira, A., ... & Albanesi, C. (2023). Emergency online school learning during COVID-19 lockdown: A qualitative study of adolescents' experiences in Italy. *Current Psychology*, 42(15), 12743-12755.
- UNICEF (2020). *Worlds of Influence Understanding What Shapes Child Well-being in Rich Countries*. Florence: United Nations Children's Fund (UNICEF).
- Wadsworth, M. E., Hudziak, J. J., Heath, A. C., & Achenbach, T. M. (2001). Latent class analysis of Child Behavior Checklist anxiety/depression in children and adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 40, 106-114.
- Wang, M., & Hanges, P. J. (2011). Latent class procedures: Applications to organizational research. *Organizational Research Methods*, 14(1), 24-31.
- Yuan, K., Qin, W., Liu, Y., & Tian, J. (2011). Internet addiction: Neuroimaging findings. *Communicative & integrative biology*, 4(6), 637-639.
- Young, K. S. (1999). Internet Addiction: Symptoms, Evaluation, and Treatment. In L. VandeCreek & T. L. Jackson (Eds.). *Innovations in Clinical Practice* (19-31). Sarasota, FL: Professional Resource Press.
- Zhao, N., & Zhou, G. (2021). COVID-19 stress and addictive social media use (SMU): Mediating role of active use and social media flow. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 635546. doi.org/10.3389/fpsy.2021.635546

[제2주제]

코로나19와 사회경제적 영향

-
1. 코로나19와 가구 경제
 2. 코로나19와 청년의 다차원 빈곤: 비경제적 영역의 취약성을 중심으로
 3. 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향: 연령에 따른 이중차이분석

코로나19와 가구 경제

The Impact of COVID-19 and Household Economy in Korea

남재현(부산대학교)

본 연구는 코로나바이러스 감염증-19(코로나)가 가구 경제에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 코로나의 초기 영향을 넘어 장기화된 영향에 주목하였다. 가구 경제의 변화를 포괄적으로 분석하기 위해 소득, 소비, 자산, 빈곤 등과 같은 정량적인 지표뿐만 아니라 물질적 어려움과 같은 질적인 측면도 고려하였다. 한국복지패널 조사자료 8차~17차와 15차~17차를 각각 사용하여, 기술통계, 일차차분, 이중차이분석, Oaxaca 분해 방법 등을 적용하였다. 분석 결과, 코로나의 초기 영향이 저소득층과 같은 취약집단에게 더 집중되었으며, 가구 경제를 측정하는 지표에 따라 차이를 보였지만, 코로나가 장기화되면서 저소득층과 일반가구의 격차가 더 커졌다. 특히, 시장소득과 순자산의 격차가 더 커졌다. 코로나 상황에서는 경구 경제에 두드러진 변화를 보이지 않았지만, 생활 수준의 향상으로 인해 그동안 줄곧 감소했던 물질적 어려움이 2021년부터 악화된 것으로 나타났다. 이러한 집단 간의 격차 중 절반 가량은 가구 특성으로부터 비롯된 것으로 나타났다. 특히, 종사상 지위와 같은 노동시장 관련 변수가 집단 간의 격차가 벌어지게 만드는 요인이었으며, 공적이전과 같은 정부의 지원금은 이들의 격차를 줄이는 역할을 한 것으로 보인다. 다만, 가구 경제를 대리하는 측정 지표와 시점에 따라 상당한 차이가 있었다.

제1절 서론

2023년 5월, 한국 정부는 코로나19(이하 코로나)와 관련된 대부분의 방역 조치를 해제하면서 사실상 코로나 시대를 종식하고 엔데믹(Endemic)을 선포했다. 백신의 개발로 당장이라도 끝날 것만 같았던 코로나는 변종에 변종을 거듭하여 코로나라는 역병의 터널 속에 우리를 3년 4개월이라는 긴 시간 동안 가두어 두었다. 코로나 발생 초기 쓰나미처럼 몰려왔던 팬데믹의 충격과 공포는 이루 말할 수 없을 정도로 컸다. 지금까지 겪어보지 못한 빠른 전파력과 높은 감염력으로 모두를 불안케 만들었으며, 치료제가 부재한 상황에서 봉쇄 및 사회적 거리두기와 같은 방역 정책 외에는 뚜렷한 탈출구를 찾지 못하는 상황이었다. 더군다나 집단 감염과 대유행의 반복으로 인해 사회 전반에 걸친 급속한 변화가 불가피했으며, 이에 대한 새로운 적응이 요구되었다. 디지털 기술과 원격 업무의 확산, 배달 음식 주문과 비대면 소비의 급증, 의료 체계와 사회복지시스템의 강화, 그리고 국제 사회와의 협력과 연대가 더욱 절실한 시대가 되었다.

지난 3년 동안, 분야를 막론하고 모두가 코로나 대응에 총력을 기울였다고 해도 과언이 아니다. 그중에서도 특히 정부의 역할이 두드러졌는데, 방역 조치와 함께 민생안정에 상당한 노력을 기울여 왔다. 코로나로 인한 충격이 사실상 어느 정도일지 가늠할 수 없는 상황에서, 정부는 기존 방식에서 벗어나 대규모 현금 지급을 통해 가구 소비를 촉진하여 경기를 되살리는 재정 정책을 택하게 되었다. 예를 들면, 2020년 5

월 소비 진작을 목적으로 제1차 긴급재난지원금을 전 국민에게 보편적으로 지급하였고, 그 이후에는 선별적인 형태로 여러 차례 추가로 지급하였다(남재현, 이래혁, 2021; 남재현 2022). 미국, 일본 등과 같이 보편적 사회보장제도가 빈약한 국가에서 이와 같은 방식을 주로 택하였는데, 실업보험과 고용안전망이 제 기능을 못하는 상황에서 한국도 이들과 같은 길을 선택하게 되었다. 한편, 국경 통제, 입국 검열 강화, 격리, 코로나 확진자 추적, 공공장소 모임 제한 및 사회적 거리두기 등과 같은 고강도의 방역 조치를 취하여 코로나 확산을 방지하고자 노력했는데, 이러한 결과로 K-방역이라는 수식어가 붙을 정도로 코로나 초기 대응은 성공적이었다. 비록 경제 성장률이 하락했지만, 다른 선진국들과 비교할 때에는 그 타격이 비교적 양호한 편이었다. 2020년을 기준으로 보면, 한국은 -0.7%의 경제 성장률을 기록했지만, 일본은 -4.6%, 미국은 -2.8%, 영국은 심지어 -11.0%의 성장세를 보였다(OECD, 2022).

사실, 코로나가 우리의 삶에 부정적인 충격만을 안겨준 것은 아니다. 오히려 우리의 삶과 일상에 긍정적인 변화를 불러오기도 했다. 코로나 역설(COVID-19 paradox)로 알려진 이 현상은 인간들이 경제활동을 멈추자 환경오염이 줄어들어 물과 공기가 맑아지고, 동식물의 생태계가 회복되어 지구가 되살아나기 시작한 것을 의미한다. 코로나로 인해 일자리가 사라지고, 경기가 침체되어 많은 사람들이 고통을 받았지만, 한편에서는 동·식물이 번성하고, 공기와 물이 맑아지는 등 지구촌의 생태계와 자연 환경이 오히려 회복되는 아이러니한 상황이 연출되었다. 비단 자연 환경의 변화뿐만 아니라 우리의 삶에서도 코로나 역설을 연상시킬 만한 변화들이 관찰되었다. 예를 들면, 손씻기, 금연, 금주, 예방접종, 건강 인지율 등과 같이 개인 위생과 건강 행태에 긍정적인 변화가 나타났다(질병관리청, 2023). 또한, 코로나로 인해 전세계의 소득불평등이 잠시나마 감소 했으며(Deaton, 2021), 사회적 거리두기와 비대면의 일상화는 오히려 사람들을 온라인을 통하여 상호작용하고 더 많이 소통하도록 만들었다.

하지만, 주지하다시피, 코로나로 인해 우리 사회에 내재된 불평등과 격차가 여실히 드러난 것 역시 사실이다. 코로나로 인해 99% 사람들의 소득이 감소했지만, 부유층과 대기업의 재산은 오히려 늘었고, 최빈국과 선진국 간의 코로나 사망률은 2-5배 가량 차이를 보였다(Ahmed et al., 2022). 또한, 기존의 불평등을 더욱 가중시켜 건강 불평등으로 이어지는 신데믹(Syndemic) 현상¹⁾을 보이기도 했다(Bambra, Riordan, Ford & Natthews, 2020; McGowan, Bambra, 2022). 사회경제적으로 취약한 계층에 속한 사람들은 상대적으로 열악한 환경에서 살아가며 건강 상태가 더 안 좋은데, 그 결과 만성적인 질병에 대한 불평등이 생겨나게 된다. 이러한 건강 불평등이 코로나로 인해서 더 악화되는 현상이 관찰되었다. 아울러, 그동안 일상적으로 이루어졌던 가구의 생산과 소비활동은 코로나로 인해 상당히 위축되었고, 경제적 어려움이 가중되었는데, 특히 고용취약계층과 저소득층이 이러한 부정적인 충격에 고스란히 노출되었다(김이레, 김세봄, 남재현, 2023; 송상윤, 2021). 경제 영역뿐만 아니라 심리, 사회, 보건 및 교육 등의 분야에서도, 그 피해는 주로 장애인, 노인, 한부모 및 다문화가정 등과 같은 취약계층에게 집중되는 경향을 보였다(이은환, 2020; 김이레, 남재현, 2022; 남재현, 이래혁, 2023; 김지우 외, 2021).

이렇듯 지금까지 코로나와 관련된 연구가 많이 이루어졌고, 누구에게 그 충격이 집중되고, 코로나 대응 정책이 효과적이었는지 등에 대한 자료가 상당히 축적되었다. 그러나, 코로나의 특성상 그 충격이 단발적으로 끝나는 것이 아니라 장기적으로 지속되며, 코로나 대응 정책에 대한 평가는 지금까지 주로 초기 영향을 평가하는 데에 그쳤다는 점을 고려할 때, 코로나의 영향을 보다 장기적인 관점에서 분석하고 이해하는 것이 필요하다. 데이터의 제약으로 코로나의 장기적인 영향을 충분히 분석할 수는 없지만 코로나의 초

1) 만성 질병의 불평등은 건강의 사회적 결정 요인에 의해 노출되는 불평등의 결과로 발생하게 되는데, 이러한 현상을 신데믹이라고 한다(Bambra et al., 2020).

기 영향을 넘어서 보다 장기화된 영향을 파악하고자 한다. 아울러, 가구 경제를 대리하는 소득, 소비, 자산, 빈곤과 같은 정량적 지표뿐만 아니라 물질적 어려움과 같은 가구 경제의 질적인 측면도 고려하여 가구 경제에 미친 전반적인 영향을 탐색하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

세계보건기구(WHO)는 2020년 1월에 코로나 팬데믹을 선포하였고, 그로부터 3년 4개월이 지난 2023년 5월에 코로나19 국제공중보건위기상황을 해제한다고 발표했다. 이로써 그동안 암울했던 코로나 시대를 벗어나 새로운 시대를 맞이하게 되었다. 하지만, 새로운 시대라고 해봐야 기존과 특별하게 달라진 점이 없다. 코로나 바이러스가 완전히 사라진 것도 아니고, 효과적인 치료제가 개발된 것도 아니다. 단지, 치명률이 낮기 때문에 일반 감기나 계절 독감처럼 취급하여 코로나 바이러스와 함께 살아야 한다는 것이다. 즉, 코로나는 현재에도 진행되고 있으며 지속적으로 변이가 나타나고 있는 점에 비추어볼 때 언제 다시 팬데믹과 같은 사태를 맞이할지는 알 수 없는 상황이다. 이런 가운데, 그동안 우리가 경험했던 일들을 평가하고, 체계적으로 정리하여 미래에 발생할 수 있는 감염병 사태에 대한 대비와 예방 작업이 요구된다. 특히, 코로나와 같은 감염병은 경제 충격적 충격뿐만 아니라 사회, 문화, 교육 등 전 영역에 걸쳐 상당한 영향을 준다는 점에 비추어 볼 때 누가 이러한 충격에 노출되고, 빈곤과 불평등이 악화되었는지, 그리고 정부의 대응 조치가 적절했는지 등에 대한 분석이 필요하다.

코로나 초기 연구들은 코로나로 인한 가구 경제에 미친 충격에 주목하였다. 남재현과 이래혁(2020)은 가계동향조사 분기데이터를 사용하여 코로나로 인한 충격이 가구 소득과 빈곤을 어떻게 변화시켰는지에 관한 연구를 하였다. 코로나로 인한 충격이 모두에게 똑같이 전해지는 것이 아니라 사회적 지위와 소득 계층에 따라 다를 것이라 보고, 소득이 상대적으로 안정적인 상용직을 기준으로 다른 근로자들과 비교하여 소득과 빈곤율이 어떻게 변화했는지를 살펴보았다. 이를 통하여 코로나 초기 충격이 자영업자들에게서 컸으며, 이들의 소득과 빈곤율이 악화된 것을 발견하였다. 아울러, 이승호와 홍민기(2021)는 가구 소득뿐만 아니라 가구 소비에도 주목하여 코로나의 초기 영향을 분석하였다. 가계동향조사 월간데이터를 활용하여 코로나 시기인 2020년을 처치집단으로 설정하고, 코로나 이전인 2019년을 비교집단으로 설정하여, 코로나의 확산과 정부의 방역 조치를 구분하여 2020년 상반기를 세 시기로 구분하여 분석을 진행하였다. 이중차이분석을 적용하여, 코로나로 인해 가구 소득은 4.4%가량 감소하고 지출은 8.1%가량 감소한 것을 발견하였다. 손경국과 이봉희(2022)의 보고서에서도 코로나 초기 가구 소비가 감소한 것을 확인하였다. 코로나 초기인 2020년에 소비지출이 2019년에 비하여 2.3%가량 감소했다. 식료품 및 보건 관련 지출이 증가하기도 했으나, 의류/신발, 오락/문화, 교육, 음식/숙박 등과 같은 대면소비 지출이 주로 감소했다. 더욱이 코로나의 장기화된 영향도 분석하였는데, 코로나의 확산이 지속된 2021년에 소비지출이 전년에 비하여 3.9%가량 증가했으며, 코로나의 영향으로 홈코노미(homeeconomy) 관련 소비가 크게 증가한 것을 발견하였다.

한편, 많은 연구자들이 코로나 대응 정책 평가에 상당한 관심을 보였다. 주로 제1차 긴급재난지원금의 효과성을 분석하였는데, 남재현과 이래혁(2021)은 제1차 긴급재난지원금이 가구 소비 진작효과가 있는지를 분석하였다. 가계동향조사 월간데이터를 사용하여, 소득계층에 따라 긴급재난지원금이 차지하는 비율이 상이하다는 점을 활용하여, 고소득층을 비교집단으로 삼아 소비차이를 분석하였다. 분석을 통해 제1차 긴급

재난지원금의 영향이 저소득층에게서 더 두드러진 것을 확인하였다. 이우진 외(2021)의 연구에서도 동일한 데이터를 사용하여 제1차 긴급재난지원금의 효과를 분석하였다. 이중차분과 이중변동 추정 방법으로 제1차 긴급재난지원금의 한계소비성향이 0.654~0.782가량인 것으로 추정하였다. 이승호와 홍민기(2021)의 연구에서도 유사한 추정치를 도출하였는데, 한계소비성향이 0.704~0.836가량인 것으로 추정하였으며 소득 분위가 높아질수록 커지는 것을 확인하였다.

남재현(2022)의 연구에서는 기존의 연구를 보다 확장하여 제1차 긴급재난지원금뿐만 아니라 선별적으로 지급된 제5차 긴급재난지원금의 소비진작효과도 추정하였다. 가구 소비에 대한 측정과 이전소득의 종류에 따라 차이를 보였지만, 제1차 긴급재난지원금의 한계소비성향 추정치는 0.817~0.970가량이었으며, 제5차 긴급재난지원금은 0.208~0.260가량인 것으로 나타났다. 이를 통하여 보편적으로 지급된 제1차 긴급재난지원금의 한계소비성향이 선별적으로 지급된 제5차 긴급재난지원금보다 상당히 더 컸다는 것을 확인하였다. 다만, 두 분석 기간 동안 사회적 거리두기 및 정부의 방역 조치와 같이 가구 소비에 직접적으로 영향을 줄 수 있는 요인들을 완전히 통제하지 못한 한계가 있다. 한편, 긴급재난지원금의 소비진작효과가 미미하다는 연구들도 있다. 김미루와 오윤해(2020)는 신용카드 매출 정보를 사용하여 제1차 긴급재난지원금의 소비진작효과를 분석하였는데, 한계소비성향 추정치가 0.262~0.361가량인 것으로 나타났다. Kim 외(2021)의 연구에서도 신용카드 매출 정보(신한카드)를 사용하였으나 서울시에 한정된 매출 정보를 사용하였다. 이중차이분석을 적용하여 제1차 긴급재난지원금의 소비진작효과를 분석한 결과, 긴급재난지원금이 가구 소비를 24%가량만 늘리는 것을 확인하였다.

소득과 소비와 같은 정량적 지표를 넘어 물질적 어려움과 같은 가구 경제의 질적인 부분에 주목한 연구도 최근에 발표되었다. 남재현과 이래혁(2023)은 한국복지패널조사를 사용하여 코로나로 인한 경제적 어려움이 더욱 가중되었는지, 누구에게 집중되었는지에 대한 탐색을 하였다. 흥미롭게도 코로나 이후 물질적 어려움이 오히려 줄었으며, 팬데믹 상황에서는 전통적인 취약계층으로 여겨지는 노인들의 경제적 궁핍이 감소하기도 했다. 아울러, 기존과 유사한 결과도 도출되었는데, 임시일용직 근로자와 실업 및 비경제활동 가구의 경우 상용직 종사자에 비하여 물질적 어려움에 더 많이 노출되어 있는 것으로 나타났다. 또한, 손병돈과 문혜진(2021)도 월세와 공과금 연체 등과 같은 경제적 어려움에 주목하였는데, 특수형태근로자, 1인 가구, 한부모 가구, 저소득 가구와 같은 취약집단에게 코로나로 인한 생활고가 집중되는 것을 발견하였다. 아울러, 코로나의 경제적 피해가 통상적인 사회보장제도의 대상이었던 취약계층에게만 한정된 것이 아니라 그 범위를 넘어 전 계층으로 확대된 것을 확인하였다.

지금까지 코로나가 가구 경제에 어떤 영향을 주었는지를 파악하려는 많은 시도가 있었다. 앞서 살펴보았듯이, 소득, 소비, 빈곤 및 물질적 어려움 등 다양한 가구 경제 지표를 사용했고, 코로나로 인한 충격이 누구에게 집중되고, 정부의 대응책이 효과적이었는지에 대한 여러 결과들이 축적되었다. 그러나, 이러한 결과들은 대부분 코로나의 초기 충격에만 집중하였고, 코로나의 장기화된 영향을 반영하지 못하였다. 또한 코로나로 인한 충격이 집단 간의 격차와 불평등을 심화시킨 요인들을 분석하지 못하였다. 따라서, 본 연구에서는 코로나의 초기 영향을 넘어서 보다 장기화된 영향을 파악하고, 코로나로 인해 심화된 가구 경제 격차와 불평등의 원인을 찾고자 한다.

제3절 연구 방법

1. 분석자료 및 연구대상

분석을 위해 한국복지패널 조사를 사용하였다. 한국복지패널 조사는 2006년부터 조사를 시작하여 매년 가구주와 가구원에 대한 인구학적 특성을 포함하여 노동, 경제, 복지 등에 대한 광범위한 정보를 조사하고 있다. 한국복지패널 조사는 국내 가구를 대표하는 5000세대 가량의 표본을 매년 수집하고 있다. 다른 사회경제조사와 달리, 한국복지패널 조사는 저소득층을 과대표집하여 사회정책과 빈곤 관련 연구에 유용하게 활용되고 있다. 지난 10여년 간 소득을 비롯한 가구 경제 지표들의 분포가 어떻게 변화되었는지 살펴보기 위해 8차-17차년도 자료를 추출하였다. 한국복지패널 조사의 8차, 9차, ..., 17차자료는 2013년, 2014년, ..., 2022년에 각각 조사되었지만, 본 연구의 관심 변수인 가구 경제(소득, 소비, 자산, 빈곤, 물질적 어려움 등)는 각 차수의 조사 시점으로부터 1년 전의 정보를 수집한다. 즉, 조사 이전 해의 12월 31일을 기준으로 1년 동안의 소득과 소비와 같은 가구 경제를 조사하기 때문에 2012년, 2013년, ..., 2021년의 정보로 여기는 것이 적절하다.

아울러, 코로나의 영향을 측정하기 위하여 코로나가 국내에 창궐하기 이전과 이후의 정보를 담고 있는 연도로 제한하여 15차-17차년도 자료를 사용하였다. 실제, 코로나 이전의 기준 시점을 언제로 정하는가에 따라 결과가 달라질 수도 있다. 한국복지패널 조사는 코로나 발생 직전인 15차부터 그 이전 시점까지 모두 가능하기 때문에 선택의 폭이 넓고, 더 많은 시점들을 분석에 포함할 경우 통계적 효율성을 높일 수 있다는 장점이 있다. 하지만, 코로나 발생 시점으로부터 더 멀리 떨어진 시점들을 분석에 더 많이 포함할수록 결과 변수의 평균이 코로나의 발생 시점으로부터 더 멀어지기 때문에 코로나의 충격을 보다 민감하게 측정하지 못할 수도 있다. 따라서, 이러한 점을 고려하여 코로나 발생 이전의 기준 시점을 2019년으로 설정하여 2020년과 2021년의 결과 변수와 비교하는 방식으로 코로나의 초기 충격과 장기화된 영향을 분석한다.

한편, 분석 단위는 가구이며 모든 분석 결과는 표본 가중치를 적용하여 산출하였다. 가구 경제 분포 추이를 분석할 때에는 각연도별 대표성을 최대한 담보하기 위하여 7-17차 표준 가중치(h_ws_all)와 17차에 추가된 표준 가중치(h_sw_n_all)를 결합하여 사용하였다. 그리고, 일차차분과 Oaxaca 분해에서는 17차 표준 가중치를 15차와 16차년도에 할당(assign)하여 분석에 사용했다.

2. 분석변수의 정의 및 측정

소득, 소비, 자산, 빈곤율, 물질적 어려움을 가구 경제를 대리하는 지표로 사용하였다. 먼저, 소득은 시장소득과 가처분소득으로 측정하였다. 통상적으로 소득재분배 효과를 파악할 때 이 두 지표를 비교하여 시장에서 발생한 불평등이 공적이전소득과 세금 등을 통해 얼마나 감소하였는지를 파악하기 때문이다. 시장소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득을 포함한다. 가처분소득은 시장소득에 공적연금, 기초연금, 공공부조 등과 같은 공적이전소득이 포함하고, 사회보장세 및 세금과 같은 공적비소비지출은 제외된다. 모든 소득은 물가 변동에 따른 화폐 가치를 반영하여 실질 소득을 환산하였다. 측정단위는 연간(annual)이다

다음으로 소비는 소비지출과 비소비지출로 측정하였다. 소비지출은 경기 변동에 보다 민감하게 반응하

고 비소비지출은 사회보장세 및 세금과 같이 정기적으로 지출해야 하기 때문에 일시적인 경기 변동에 상대적으로 덜 민감하게 반응할 수 있다는 점을 고려하여 두 지표를 사용했다. 소비지출은 식료품비, 주거비, 광열수도비, 가구/가사용품비, 의류/신발비, 보건/의료비, 교육비, 교양/오락비, 교통/통신비, 기타 소비지출 등으로 구성된다. 비소비지출은 송금 보조(사적 이전), 세금, 사회보장부담금, 자가소비액(농축산, 어업), 이자지출 등을 포함한다. 측정단위는 월간(monthly)이다.

자산은 순자산과 부채로 측정하였다. 한국복지패널의 조사방식에 따라 가구원 모두의 재산을 포함하여, 주택(집 가격), 소유 부동산, 점유 부동산, 금융재산, 농기계 및 농축산물, 자동차 가격, 기타 재산 등의 모든 재산을 합산하여 총재산을 구성하였고, 총재산에서 부채를 제외하여 순자산 변수를 생성하였다. 부채는 금융기관과 비금융기관의 대출을 포함하며, 전세보증금, 카드빚, 기타부채를 포함한다. 자산의 조사 기준 시점은 각 연도 12월 31일 기준이며, 측정 단위는 연간(annual)이다.

빈곤율은 소득 측정과 마찬가지로 시장소득과 가처분소득을 바탕으로 빈곤율 측정하였다. 가처분소득의 중위소득 50%이하인 경우 빈곤 가구로 분류하였다. 다음으로 물질적 어려움은 종합 물질적 어려움(이하, 종합 어려움)과 중복 물질적 어려움(이하, 중복 어려움)으로 측정하였다. 한국복지패널 조사에서 제공하는 생활 여건과 관련된 15개의 문항 중 유효한 사례가 없는 문항인 '자녀의 공교육비'를 제외하고 나머지 문항을 사용하였다.²⁾ 이 중 한 종류의 물질적 어려움이라도 경험한 경우는 '종합 어려움'을 경험한 가구로 구분했고, 보다 심각하고 복합적인 어려움에 처한 가구를 식별하기 위하여 두 종류 이상의 물질적 어려움을 경험한 경우는 '중복 어려움'으로 분류하였다. 본 연구에서 사용한 종속변수에 대한 설명과 조작적 정의는 아래 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 주요 변수의 정의 및 측정

구분	변수명	조작적 정의 및 측정
소득	시장소득	근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득
	가처분소득	시장소득+공적이전소득-공적비소비지출
소비	소비지출	식료품비, 주거비, 광열수도비, 가구/가사용품비, 의류/신발비, 보건/의료비, 교육비, 교양/오락비, 교통/통신비, 기타 소비지출
	비소비지출	송금 보조(사적 이전), 세금, 사회보장부담금, 자가소비액(농축산, 어업), 이자지출
자산	순자산	총재산(주택(집 가격), 소유 부동산, 점유 부동산, 금융재산, 농기계 및 농축산물, 자동차 가격, 기타 재산 등)-부채
	부채	금융기관대출, 일반사채, 카드빚, 전세보증금, 외상 및 미리탄 켄돈, 기타부채
빈곤율	시장소득빈곤율	가구균등화 시장소득 < 가구균등화 가처분소득 중위소득 50%
	가처분소득빈곤율	가구균등화 가처분소득 < 가구균등화 가처분소득 중위소득 50%
물질적 어려움	종합 어려움	1: 한 종류의 물질적 어려움이라도 경험한 적이 있는 가구 0: 한 종류의 물질적 어려움도 경험한 적이 없는 가구
	중복 어려움	1: 두 종류 이상의 물질적 어려움을 경험한 적이 있는 가구 0: 두 종류 이상의 물질적 어려움을 경험한 적이 없는 가구

2) 15차년도(2020년 조사)에는 일시적으로 식생활 관련 어려움에 대한 문항을 조사하지 않았다. 따라서 15차 년도에 식생활 관련 문항을 제외한 문항으로만 물질적 어려움을 측정하였다.

3. 분석 및 추정방법

분석을 위해 기술통계, 일차차분 모형, Oaxaca 분해 방법을 사용하였다. 먼저, 기술통계를 사용하여 지난 10년 간 가구 경제의 분포가 어떻게 변화였는지 관찰하였다. 그런 다음, 일차차분 모형(first difference model)을 적용하여 코로나 전후의 차이를 살펴보았다. 일차차분 모형은 시불변(time-invariant)의 비관찰된 이질성(unobservable heterogeneity)을 제거하는 데에 유용한 방법으로 알려져 있다. 코로나로 인한 가구 경제 변화를 보다 엄격하게 측정하기 위하여, 패널조사의 장점을 최대한 활용하여 일차차분 모형을 적용하였다. 일차차분의 추정량은 다음과 같이 표현 될 수 있다.

$$y_{it} = X_{it}\beta + c_i + e_{it}, \quad t = 1, \dots, T, \quad \text{식 1.}$$

$$y_{it-1} = X_{it-1}\beta + c_i + e_{it-1}, \quad t = 2, \dots, T. \quad \text{식 2.}$$

식(1)과 식(2)를 차분을 하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1} = \theta \Delta d_{it} + \Delta X_{it}\beta + \Delta e_{it}, \quad t = 2, \dots, T. \quad \text{식 3.}$$

i 는 관찰치(개인 또는 가구)를 의미하며, t 는 시점(월, 분기, 또는 연도)을 뜻한다. Δy_{it} 는 t_0 과 t_1 간의 결과 변수의 차이이며, ΔX_{it} 는 t_0 과 t_1 간의 공변인의 차이를 나타낸다. β 는 공변인의 추정치를 의미하며, θ 는 관심 변수의 인과적 추정치이다. 식(1)과 식(2)를 차분함으로써 개인 고유 특성, c_i 가 제거되어 시불변의 비관찰된 요인들이 통제되는 것을 알 수 있다. 본 연구에서는 θ 가 코로나의 영향을 나타내며, 시변인인 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등을 일차차분 분석 모형에 포함하였으며, 시불변 변인인 성별, 교육수준 등과 같은 인구학적 변수들은 모형에서 제외하였다. 연령의 경우 시변인이지만, 매년 모두 동일하게(1년씩) 증가하는 특성때문에 변량에 차이를 보이지 않으므로 분석모형에 포함하지 않았다. 통상적으로 2개년도의 데이터가 있는 경우 일차차분과 고정효과모형의 결과가 동일하며, 3개년도 이상의 시점이 있는 경우 고정효과 모형을 적용하게 된다. 본 연구에서는 충분한 분석 시점이 가능하지만, 코로나의 초기 영향과 장기화된 영향을 파악하려는 목적에 맞추어 고정효과 모형을 사용하는 대신, 2019년을 기준 시점으로 설정하고 (1) 2019년 vs 2020년 간의 차이, (2) 2019년 vs 2021년의 차이를 일차차분을 적용하여 살펴보았다. 아울러, 코로나 상황에서 가구 경제가 어떻게 변화하였는지를 살펴보기 하여 (3) 2020년 vs 2021년의 차이도 함께 분석하였다.

아울러, 보다 엄격한 측면에서 코로나의 영향을 파악하기 위하여 처치집단과 비교집단을 설정하여 고정효과 이중차이 분석(difference-in-differences with individual fixed effects)을 적용하였다. 이중차이 분석은 처치집단과 비교집단으로 구분한 다음 각 집단 간 코로나 전과 후의 가구 경제의 차이를 산출한 다음 두 집단의 차이를 통해 코로나의 충격을 인과적으로 추정하게 된다. 이중차이 분석은 집단 간의 고유한 비관찰된 이질성(unobservable heterogeneity)을 통제하고 정책의 영향만을 추정하는 데에 유용하기 때문에 정책분석과 평가에 널리 활용되어 왔다. 이중차이 분석 추정량은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \widehat{\delta_{DD}} &= \overline{Y_1^T} - \overline{Y_0^T} - (\overline{Y_1^C} - \overline{Y_0^C}) \\ &= E[\overline{Y_1^T}] - E[\overline{Y_0^T}] - (E[\overline{Y_1^C}] - E[\overline{Y_0^C}]) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \alpha + \beta + \gamma + \delta - (\alpha + \beta) - (\alpha + \gamma - \alpha) \\
 &= (\gamma + \delta) - \gamma = \delta
 \end{aligned}
 \tag{식 4.}$$

식(4)는 아래의 회귀분석모형으로 추정할 수 있다.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(d_i \times t) + \gamma_i + \delta_t + \sum_{j=1}^J \alpha_j X + u_{it} \tag{식 5.}$$

γ_i 는 개인 고정효과이며, δ_t 는 연도 고정효과를 의미한다. 즉, 개인별 더미변수와 연도별 더미변수를 생성하여 모형에 모두 포함하여 회귀모형을 추정하면, α_1 이 이중차이분석의 추정치가 된다.

마지막으로 코로나 전후 가구 경제 변화에 주요한 영향을 준 가구 특성을 살펴보기 위하여 Oaxaca 분해 방법(Blinder-Oaxaca decomposition)을 활용하였다. Oaxaca 분해 방법은 남녀 간의 임금 격차나 인종에 따른 노동시장 차별을 파악할 때 유용하게 쓰이는 방법으로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \overline{Y^A} - \overline{Y^B} &= \text{mean}(\ln(hhinc_A)) - \text{mean}(\ln(hhinc_B)) \\
 &= \hat{\beta}^A \text{mean}(X_A) - \hat{\beta}^B \text{mean}(X_B) \\
 &= \hat{\beta}^A (\text{mean}(X_A) - \text{mean}(X_B)) + \text{mean}(X_B) (\hat{\beta}^A - \hat{\beta}^B) \\
 &= [(\overline{X^A} - \overline{X^B}) \hat{\beta}^A] + [\overline{X^B} (\hat{\beta}^A - \hat{\beta}^B)]
 \end{aligned}
 \tag{식 6.}$$

$\overline{Y^A}$ 와 $\overline{Y^B}$ 는 각각 남성과 여성의 임금이라고 가정하면, 둘 간의 임금 격차는 특성효과(endowments effect)와 계수효과(coefficients effect)로 분해할 수 있다. $[(\overline{X^A} - \overline{X^B}) \hat{\beta}^A]$ 는 특성효과를 나타내며, $[\overline{X^B} (\hat{\beta}^A - \hat{\beta}^B)]$ 는 계수효과를 나타낸다. 일차차분 분석(분석 결과 4.2 참고)을 통하여, 저소득 가구(소득 하위 60%)가 일반가구(소득 상위 40%)에 비하여 코로나로 인한 충격에 더 노출된 것을 확인하였다. 이런 점을 고려하여 여기서는 코로나 전과 후의 가구 경제 변화가 가구의 특성에서 얼마나 기인한 것인지를 분석하였다. 이를 위해 앞서 설명한 Oaxaca 분해 방법을 활용하였다. 이중차이분석(Difference-in-differences model) 방법 대신 이와 같은 분석전략은 선택한 것은 팬데믹의 영향을 받지 않은 집단이 거의 없기 때문이다. 코로나 초기 그 충격이 상용직과 같이 직장이 안정적이고 소득의 변화가 크지 않는 직종에 종사하는 집단이나 고소득층 같은 경우 코로나의 영향이 바로 전달되지 않는다는 가정 하에 이중차이분석을 적용할 수 있지만(남재현, 이래혁, 2020; 남재현, 이래혁, 2021), 코로나가 장기화되면서 팬데믹의 영향을 받지 않은 집단은 사실상 거의 없다고 볼 수 있다. 따라서, 이중차이분석 대신 Oaxaca 분해 방법을 통하여 코로나 전과 후의 집단 차이(저소득층과 일반가구)를 분석하고, 가구 내의 어떤 특성들이 가구 경제 변화에 영향 주었는지를 확인하였다. 특히, 특성 효과에 주목하여, 코로나 전과 후의 저소득 가구와 일반가구의 가구 경제 격차가 가구 특성에 의해 얼마나 비롯되었는지를 살펴보았다. 따라서, 특성 효과인 $[(\overline{X^A} - \overline{X^B}) \hat{\beta}^A]$ 에 주목하여 분석을 진행하였다. 한편, 모든 분석은 STATA 통계패키지를 사용하였으며, 이분산성 문제 등을 고려하여 강건표준오차(robust standard error)를 적용했다.

제4절 분석 결과

1. 기술통계

먼저, 기술통계를 통하여 최근 10년 동안 가구 경제의 변화를 살펴본다. 시간의 흐름에 따라 가구 경제가 어떻게 변화하였는지에 대한 전반적인 추이를 살펴본 후, 코로나 전과 후의 변화에 주목한다. 구체적으로 소득, 소비, 자산, 빈곤, 물질적 어려움의 변화를 차례대로 살펴본다.

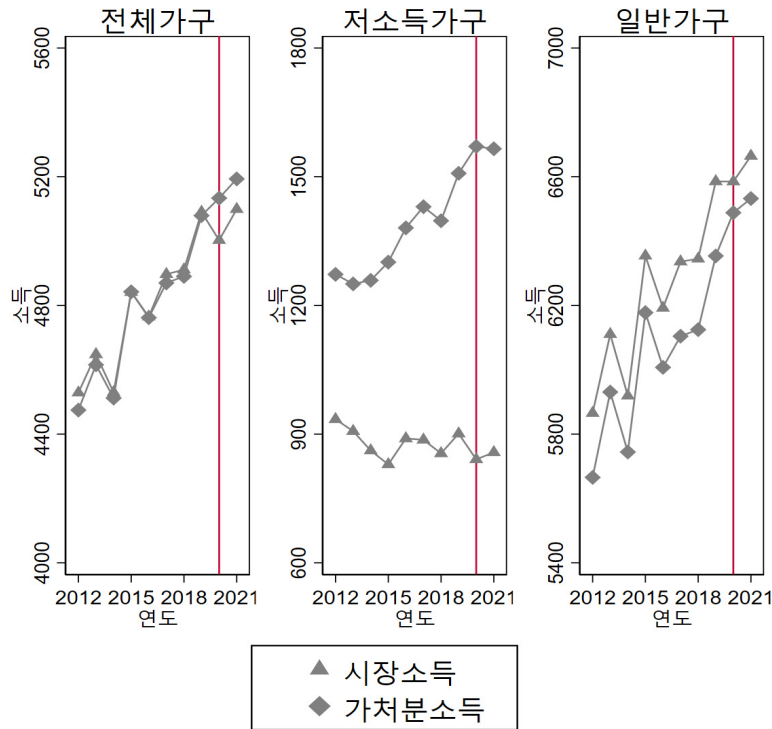
1) 소득 변화

통상적으로 소득 분배 지표를 구할 때 시장소득과 가처분소득을 사용한다. 시장소득과 가처분소득 간의 차이를 비교함으로써 각종 이전소득과 세금을 통한 소득재분배 효과를 파악하는 데에 용이하기 때문이다. 본 연구에서도 기존의 관행을 따라 두 소득지표를 비교하는 방식으로 지난 10년 간 가구 소득 변화를 살펴보았다. 일정 기간 동안 소득 변화로 인해 가구 경제가 개선되었는지 판단하기 위해서는 물가 변동에 따른 화폐 가치를 반영하여, 실질 소득으로 환산하여 분석하였다.

최근 10년 동안 가구 소득의 변화 추이를 보면, 아래 [그림 1]에 제시되어 있다. 전반적으로 시장소득과 가처분소득 모두 증가하는 추세를 보였다. 다만, 시장소득의 증가세는 2020년에 한풀 꺾인 반면 가처분소득은 코로나가 발생한 2020년에도 증가한 것으로 나타났다. 이러한 차이는 코로나의 충격으로 인한 것으로 판단된다. 특히, 코로나 발생 초기 고용시장이 얼어붙고, 실업률이 높아지고, 여러 경제 주체들이 타격을 입은 것에 비추어 볼 때 시장 소득의 감소는 충분히 예상되었다. 반면, 가처분소득이 증가한 것은 코로나 대응 정책의 효과 때문인 것으로 보인다. 2020년 5월 제1차 긴급재난지원금을 시작으로 추가 지원금이 제공되었고, 중앙정부 이외의 지방자치단체에서도 크고 작은 지원금을 제공하였다.

소득 수준에 따라 저소득 가구와 일반가구로 계층을 구분하여 소득변화를 분석하였다. 전체 가구와 달리 소득 계층에 따른 차이가 두드러졌다. 저소득 가구의 시장소득은 지난 10년 간 감소 추세를 보였지만, 가처분소득은 증가 추세를 보였다. 이와 달리, 일반가구는 소득 유형에 관계 없이 모두 증가 추세를 보였다. 흥미롭게도 코로나의 영향이 소득 계층에 따른 차이를 더욱 뚜렷하게 드러냈다. 예를 들면, 코로나로 인한 충격이 저소득 가구에 바로 전달되어, 2020년에 시장 소득이 상당히 감소했는데 반면 일반 가구에서는 그 충격이 비교적 적은 것으로 나타났다. 2021년에 이르러서도 저소득 가구는 그 충격에서 벗어나지 못한 것으로 파악이 되나, 일반가구의 소득은 다시 반등세로 돌아섰다. 가처분소득에서도 두 집단 간의 차이가 두드러지는데, 코로나가 장기화 된 2021년에 저소득 가구는 그 증가 추세가 한풀 꺾이지만, 일반가구는 지속적으로 증가추세를 보였다.

[그림 1] 소득 분포 추이



1) 표본 가중치를 적용하여 산출했음. 2) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음. 자료: 한국복지패널 조사 8-17차 년도 자료.

2) 소비 변화

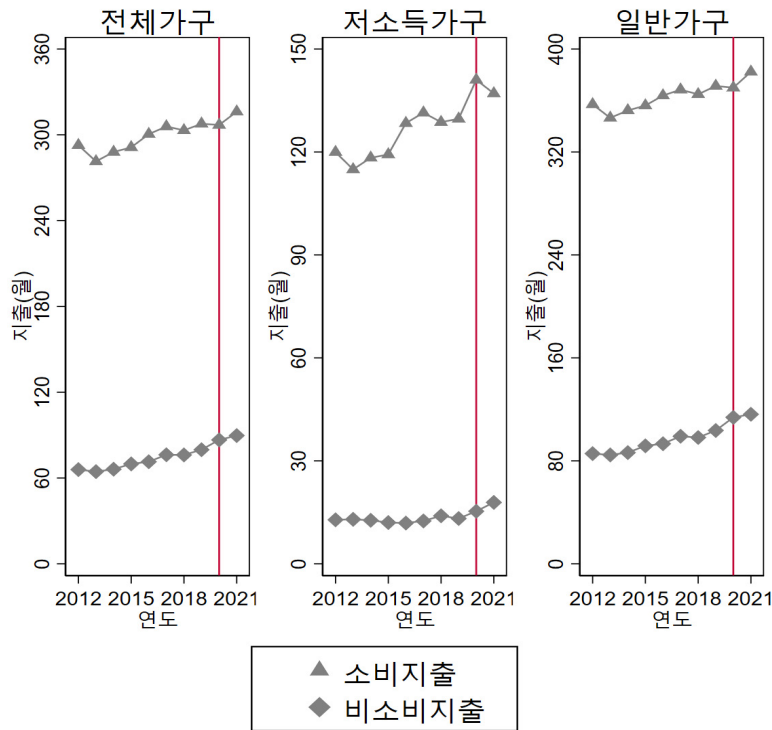
다음으로 가구 소비의 변화를 살펴보았다. 구체적으로 가구 소비의 변화를 확인하기 위하여, 소비지출과 비소비지출을 활용하였다. 소비지출의 경우 경기 변동에 보다 민감하게 반응할 수 있다는 점과 비소비지출은 사회보장세 및 세금과 같이 정기적으로 지출해야 하기 때문에 일시적인 경기 변동에 상대적으로 덜 민감하게 반응할 수 있다는 점을 고려하여 두 지표를 사용하였다. 한국복지패널의 조사방식에 따라 총가구 지출(식료품비, 주거비, 광열수도비, 가구/가사용품비, 의류/신발비, 보건의료비, 교육비, 교양오락비, 교통/통신비, 기타 소비지출, 송금 보조(사적 이전), 세금, 사회보장부담금, 자가소비액(농축산) 자가소비액(어업) 이가지출 등을 포함)을 구성하였고, 총지출에서 세금 및 사회보장부담금과 같은 비소비지출을 제외하여 소비지출 변수를 생성하였다. 한 가지 언급할 점은 소득과 달리 지출은 월(monthly) 단위이다.

최근 10년 동안 가구 소비의 변화 추이를 보면, 아래 [그림 2]에 제시되어 있다. 전반적으로 소비지출과 비소비지출 모두 증가 추세를 보였다. 다만, 소비지출의 증가세는 2020년에 주춤하였다가 2021년에는 다시 반등했다. 단기적으로 보면, 코로나 발생 직후 소비 지출의 증가세가 일시적으로 멈추는 듯하였으나, 좀 더 긴 관점으로 보면, 소비 지출은 지속적으로 증가 추세를 보였다.

소득 기준으로 저소득 가구와 일반가구로 소득 계층을 구분한 소비 변화가 오른쪽 패널에 제시되어 있다. 공통적으로 두 집단 모두 지난 10년 간 소비 지출이 꾸준히 증가한 것으로 나타났다. 하지만, 코로

나 시기 동안 상반된 결과를 보였는데, 저소득 가구의 경우 코로나 발생 초기인 2020년에는 소비지출이 증가하고 코로나가 장기화된 2021년에는 감소했다. 이와 달리 일반 가구는 2020년에 감소했다가, 2021년에 이르러 다시 반등세를 보였다. 한편 비소비지출은 전 기간 모두 증가 추세를 보였다.

[그림 2] 소비 분포 추이



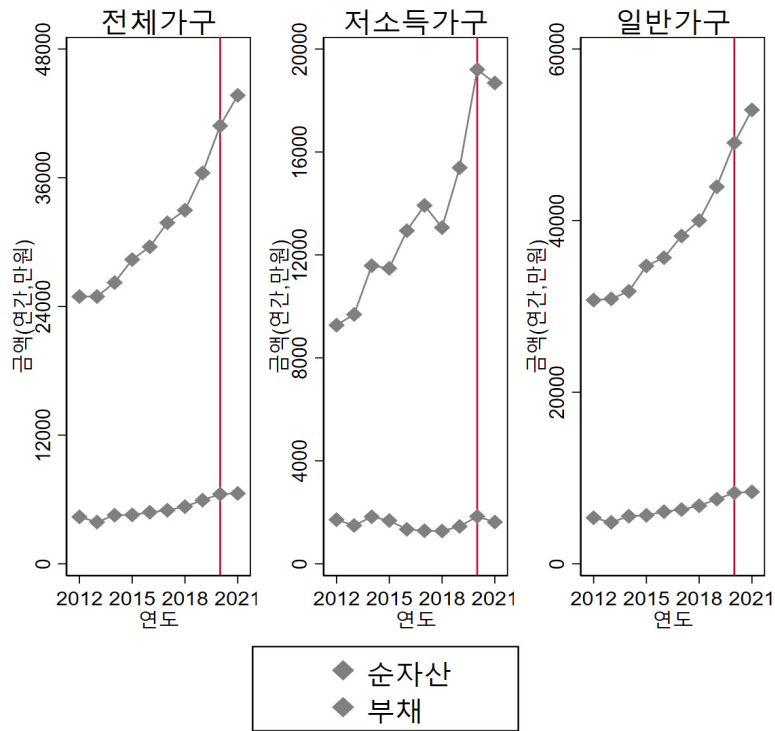
1) 표본 가중치를 적용하여 산출했음. 2) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음. 자료: 한국복지패널 조사 8-17차 년도 자료.

3) 자산 변화

자산의 변화를 분석하기 위하여 순자산과 부채 변수를 생성하였다. 한국복지패널의 조사방식에 따라 가구원 모두의 재산을 포함하여, 주택(집 가격), 소유 부동산, 점유 부동산, 금융재산, 농기계 및 농축산물, 자동차 가격, 기타 재산 등의 모든 재산을 합산하여 총자산 변수를 구성한 후 총자산에서 총부채를 제외하여 순자산 변수를 생성하였다. 자산의 조사 기준 시점은 각 연도 12월 31일 기준이며, 측정 단위는 연간 (annual)이다.

자산의 변화 추이를 보면, 아래 [그림 3]에 제시되어 있다. 지난 10년간 전반적으로 순자산과 부채 모두 증가 추세를 보였으며, 코로나 시기에도 순자산과 부채 모두 증가한 것으로 나타났다. 전체 가구와 달리 소득 계층 구분에 따른 차이를 보였다. 저소득 가구와 일반가구 모두 지난 10년 간 꾸준히 자산 증가를 경험했으나, 코로나 이후 두 집단의 차이가 분명히 드러났다. 2021년에 이르러 저소득 가구의 순자산과 부채 모두 감소했지만, 일반가구는 오히려 증가한 것으로 나타났다.

[그림 3] 자산 분포 추이



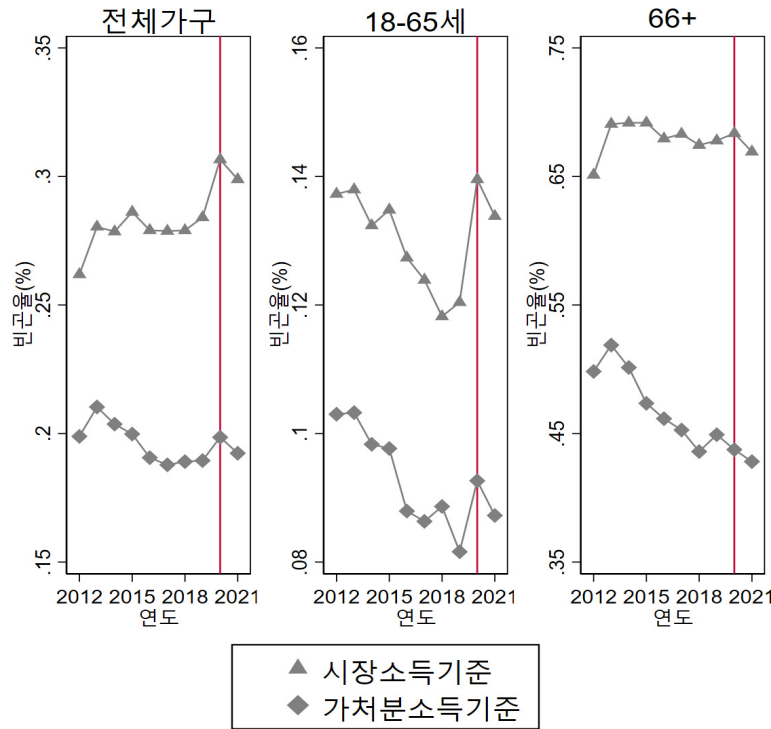
1) 표본 가중치를 적용하여 산출했음. 2) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음. 자료: 한국복지패널조사 8-17차년도 자료.

4) 빈곤율 변화

소득 분배 지표를 구할 때와 마찬가지로 시장소득과 가처분소득을 기준으로 빈곤율 변화를 파악하였다. 먼저, 최근 10년 동안 가구 빈곤율의 추이를 보면, 아래 [그림 4]에 제시되어 있다. 전반적으로 시장소득 빈곤율과 가처분소득 빈곤율 간의 상반된 추세를 보였다. 시장소득 빈곤율은 증가 추세를 보인 반면 가처분소득 빈곤율은 감소 추세를 보였다. 다만, 코로나가 발생한 2020년에는 두 지표 모두 증가했으며, 코로나가 지속된 2021년에는 다시 감소한 것으로 나타났다.

소득, 소비, 자산 분석에서 사용한 소득 계층에 따른 집단구분과는 달리 여기서는 가구주의 연령을 기준으로 집단을 구분하였다. 근로가능 가구주 가구(18-65세)와 노인 가구주 가구(66세+)로 구분하였는데, 우리나라의 대부분 노인이 빈곤 가구이기 때문에 이들이 저소득 가구에 속할 가능성이 높고, 근로가능 가구의 빈곤율이 가장 낮다는 점에 비추어 볼 때 이들이 일반가구에 속할 가능성이 높기 때문이다. 분석결과를 보면, 가구주의 연령에 따른 빈곤율에 확연한 차이가 나타났다. 특히 노인 가구주 가구의 시장소득 빈곤율이 두드러지게 높은데, 지난 10여년간 70%에 육박하는 것으로 나타났다. 반면 근로 가능 가구주 가구는 빈곤율이 채 15%도 되지 않았으며, 코로나 직전까지 감소 추세를 보였다. 흥미로운 점은 노인 가구주 가구의 시장소득 빈곤율은 코로나 때에도 두드러진 증가를 보이지 않았고, 가처분소득 빈곤율을 오히려 떨어졌다. 이와 달리, 근로 가능 가구주 가구에서는 빈곤율이 눈에 띄게 증가했다.

[그림 4] 빈곤 변화 추이



1) 표본 가중치를 적용하여 산출했음. 2) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음. 자료. 한국복지패널 조사 8-17차 년도 자료.

5) 물질적 어려움 변화

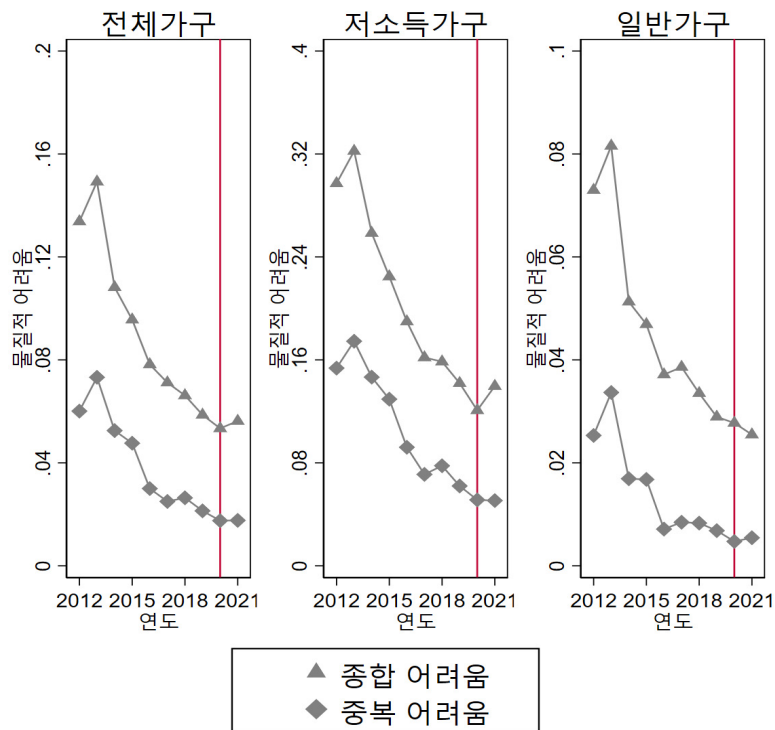
많은 연구들이 실업률, 소득, 소비 및 빈곤 등과 같은 정량적 지표에 주목하여 가구 경제를 평가해 왔기 때문에 가구 경제의 질적인 부분이 상대적으로 간과되어 온 경향이 있다. 따라서 여기에서는 물질적 어려움이라는 개념을 사용하여 소득 수준과 경제 여건이 개선되는 가운데, 가구의 경제적 어려움이 실제로 어떻게 변화하였는지 분석한다. 물질적 어려움의 변화를 확인하기 위하여 종합 물질적 어려움(이하, 종합 어려움)과 중복 물질적 어려움(이하, 중복 어려움)의 두 변수를 생성하였다. 한국복지패널에서 제공하는 생활 여건과 관련된 15개의 문항 중 유효한 사례가 없는 문항인 '자녀의 공교육비'를 제외하고 나머지 문항을 사용하여³⁾, 이 중 한 종류의 물질적 어려움이라도 경험한 경우는 '종합적 어려움'을 경험한 가구로 구분했다. 또한, 보다 심각하고 복합적인 어려움에 처한 가구를 식별하기 위하여 두 종류 이상의 물질적 어려움을 경험한 경우는 '중복 어려움'으로 구분하였다.

먼저, 최근 10년 동안 물질적 어려움의 추이를 보면, 아래 [그림 5]에 제시되어 있다. 전반적으로 측정 지표(종합 어려움, 중복 어려움)에 관계 없이 물질적 어려움은 감소 추세를 보였다. 특히 코로나가 발생한 2020년에도 두 지표 모두 감소세를 이어 갔다. 다만, 코로나가 지속된 2021년에는 상반된 결과를 보였다.

3) 15차년도(2020년 조사)에는 일시적으로 식생활 관련 어려움에 대한 문항을 조사하지 않았다. 따라서 15차 년도에 식생활 관련 문항을 제외한 문항으로만 물질적 어려움을 측정하였다.

데, 종합 어려움은 다시 증가했지만, 종합 어려움은 미미하게나마 감소세를 이어갔다. 저소득 가구와 일반 가구로 구분한 결과를 보면, 지난 10년간 전반적인 추이에는 두드러진 차이를 보이지 않았지만, 코로나 이후 차이를 보였다. 2021년에 이르러 저소득 가구의 종합 어려움은 증가한 것으로 나타났으나, 일반가구는 여전히 감소세를 보였다.

[그림 5] 물질적 어려움 변화 추이



1) 표본 가중치를 적용하여 산출했음. 2) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음. 자료: 한국복지패널 조사 8-17차 년도 자료.

2. 코로나 전후 가구 경제 변화

1) 일차차분 분석

다음으로 코로나 이후의 가구 경제의 변화를 측정하기 위하여 일차차분 모형(first difference model)을 사용하였다. 일차차분 모형은 시불변(time-invariant variables) 변인들을 제거하는 데에 유용하기 때문에 비관찰된 이질성을 통제할 수 있으며, 추정치가 보다 일관될 가능성이 높다. 코로나의 초기 영향을 분석하기 위해, 코로나 발생 이전인 2019년과 2020년을 비교하며, 코로나의 장기화된 영향을 파악하기 위해 2019년과 2021년을 비교한다. 아울러, 코로나가 장기화 되면서 초기 영향과 어떤 차이가 있는지 파악하기 위하여 2020년과 2021년의 가구 경제 변화를 비교한다. 그렇지만, 이 분석에서는 코로나 이전의 기준 시점을 언제로 삼느냐에 따라 결과가 상당히 달라질 수 있다. 한국복지패널은 코로나 발생 직전인 15차부터 그

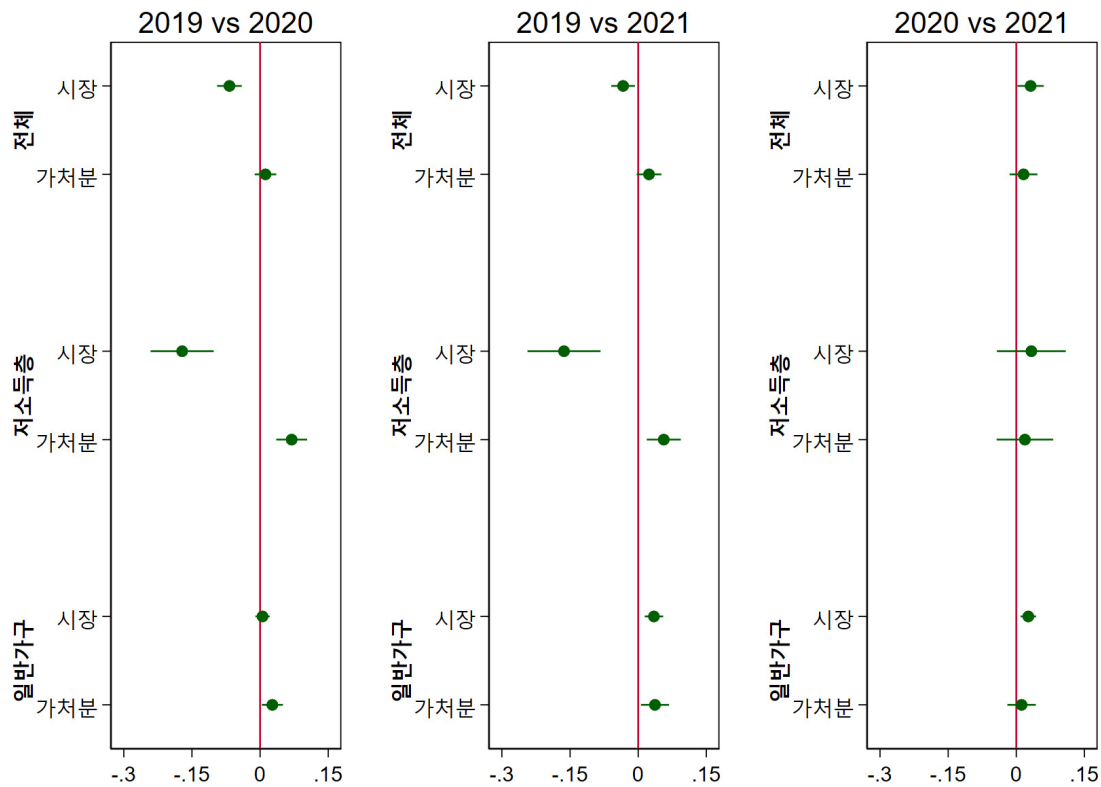
이전 시점까지 모두 가능하여 선택의 폭이 넓고, 더 많은 시점을 분석에 포함할 경우 통계적 효율성을 높일 수 있다. 하지만, 코로나 발생 시점으로부터 더 멀리 떨어진 시점들을 분석에 포함할수록 결과 변수의 평균이 코로나의 발생 시점으로부터 멀어지기 코로나의 충격을 보다 민감하게 측정하지 못하는 문제가 발생한다. 따라서, 이러한 점을 고려하여 여기서는 코로나 발생 직전이 2019년을 비교의 기준 시점으로 설정하여 분석에 활용한다.

먼저, 코로나로 인한 소득의 변화를 보면, 아래 [그림 6]에 제시되어 있다. 그림에 제시된 모든 수치는 일차차분 회귀분석을 통해 도출된 회귀계수이며, 시변인(time-variant) 변수인 가구원 수, 결혼 상태, 종사상 지위 등의 변수들이 모형에 포함되었다. 첫 번째 패널(2019 vs 2020)에서는 코로나의 초기 영향을 보여준다. 시장소득과 가처분소득 간에 다른 양상을 보였는데, 시장소득은 코로나로 인해 감소했으나, 가처분소득은 증가했다. 다만, 이러한 증가는 통계적으로 유의미하지 않았다. 저소득 가구와 일반 가구로 구분하여 코로나의 초기 영향이 분석해 보면, 저소득층의 시장소득은 코로나로 인해 감소했으나 일반가구는 특별한 감소를 보이지 않았다. 한편, 가처분소득은 두 집단 모두 증가하였다.

코로나의 장기화된 영향을 분석한 결과가 두 번째 패널(2019 vs 2021)에 제시되어 있다. 시장소득이 감소하였으나 그 감소가 2020년보다는 완화되었으며, 가처분소득은 유의하게 증가했다. 저소득 가구와 일반 가구로 구분한 분석결과 코로나의 초기 영향(2019 vs 2020)과 유사하게 나타났다. 다만, 일반 가구는 시장소득과 가처분소득 모두 유의미하게 증가했다. 마지막으로 코로나 상황(2020 vs 2021)에서 소득의 변화를 살펴보면, 2020년에 비하여 2021년에 가구 소득이 증가한 것으로 나타났는데, 특히 시장소득이 유의하게 증가했다. 저소득 가구와 일반가구로 구분한 결과를 보면, 2020년보다 2021년에 두 집단 모두 소득이 증가한 것으로 나타났다. 그러나, 저소득 가구의 소득 증가는 통계적으로 유의하지 않았으며, 일반 가구의 시장소득 증가는 통계적으로 유의한 수준이었다.

간략히 결과를 종합해 보면, 코로나가 장기화되면서 초기 영향과는 구별되는 양상을 보였는데, 특히 시장소득의 변화가 두드러졌다. 코로나로 인해 시장소득이 감소했으나 코로나 상황이 장기화되면서 발생 초기 때보다는 회복되는 양상을 보였다. 또한, 소득 계층 구분에 따른 차이가 명확히 드러났다. 저소득 가구는 코로나 초기부터 시장소득이 감소하여 장기화된 2021년에도 여전히 회복하지 못한 것으로 나타났다. 반면, 일반가구는 코로나 초기에도 시장소득이 감소하지 않았으며, 코로나가 장기화된 2021년에는 오히려 증가한 것으로 나타났다.

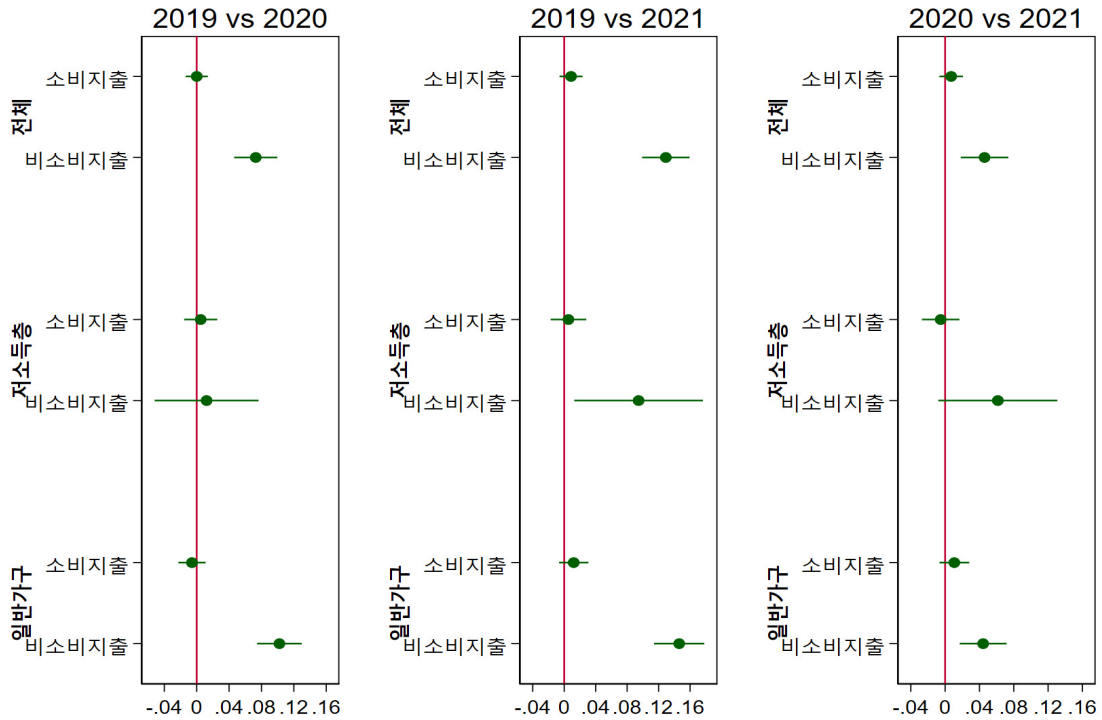
[그림 6] 일차 차분 모형에 의한 코로나 전후 가구 소득 변화 비교



주. 1) 모든 수치는 각각의 일차 차분 회귀분석(FD Regression)으로부터 도출된 회귀계수임. 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등의 시변인은 모형에 포함되었으며, 시불변 변인인 성별 및 교육수준과 같은 인구사회학적인 변수들을 모형에 포함하지 않았음. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음.
 자료. 한국복지패널조사 15-17차 년도 자료

다음으로 가구 소비에 대한 일차차분 회귀분석 결과를 보면, 아래 [그림 7]에 제시되어 있다. 먼저 첫 번째 패널(2019 vs 2020)을 보면, 코로나의 초기 영향을 추정한 회귀계수들이 제시되어 있다. 코로나 발생 초기에도 가구 소비가 증가한 것으로 나타났다. 다만, 측정 방식에 따라 유의도에 차이를 보였는데, 소비 지출은 통계적으로 유의한 수준은 아니었고, 비소비지출은 통계적으로 유의한 수준이었다. 저소득 가구와 일반가구로 구분한 분석에서도 비소비지출이 두드러진 차이를 보였다. 저소득 가구는 특별한 변화를 보이지 않았으나, 일반가구는 상당히 증가했다. 코로나의 보다 장기적인 충격을 분석한 결과(두 번째 패널의 2019 vs 2021)를 보면, 코로나 이전보다 소비가 확연하게 증가했으며, 특히 비소비지출의 증가가 두드러졌다. 아울러, 저소득 가구와 일반 가구 모두 지출이 늘었으며, 비소비지출이 눈에 띄게 증가했다. 마지막으로 코로나 상황(2020 vs 2021)에서 소비의 변화를 살펴보면, 2020년에 비하여 2021년에 가구 소비가 증가한 것으로 나타났는데, 특히 비소비지출이 유의하게 증가했다. 저소득 가구와 일반가구로 구분한 결과를 보면, 저소득 가구는 소비지출과 비소비지출에 유의미한 변화를 보이지 않았지만, 일반 가구의 비소비지출이 유의하게 증가했다.

[그림 7] 일차 차분 모형에 의한 코로나 전후 가구 소비 변화 비교

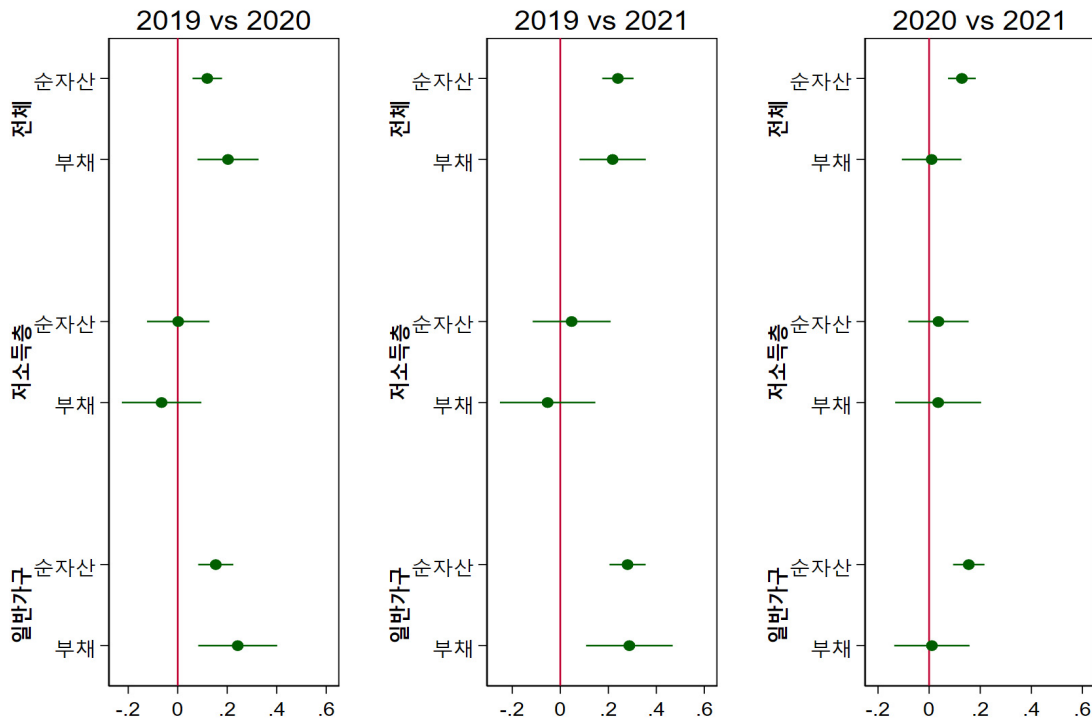


주. 1) 모든 수치는 각각의 일차 차분 회귀분석(FD Regression)으로부터 도출된 회귀계수임. 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등의 시변인은 모형에 포함되었으며, 시불변 변인인 성별 및 교육수준과 같은 인구사회학적인 변수들을 모형에 포함하지 않았음. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음.

자료. 한국복지패널조사 15-17차 년도 자료

다음으로 가구 자산에 대한 일차차분 회귀분석 결과를 보면, 아래 [그림 8]에 제시되어 있다. 먼저 첫 번째 패널(2019 vs 2020)을 보면, 코로나의 초기 영향을 추정한 회귀계수들이 제시되어 있다. 코로나 발생 초기 가구 자산이 증가한 것으로 나타났다. 다만, 순자산과 부채 모두 증가 했으며, 통계적으로 유의한 수준이었다. 소득 계층으로 구분한 분석 결과를 보면, 상반된 양상을 보인다. 저소득 가구는 순자산과 부채가 모두 감소했다. 다만, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 이와 달리 일반가구는 두 측정 모두 유의하게 증가했다. 코로나의 보다 장기적인 충격을 분석한 결과(두 번째 패널의 2019 vs 2021)를 보면, 코로나의 초기 영향과 거의 유사한 양상을 보였다. 마지막으로 코로나 상황(2020 vs 2021)에서 자산의 변화를 살펴보면, 2020년에 비하여 2021년에 순자산은 증가하고 부채에는 변화가 없는 것으로 나타났다. 저소득 가구와 일반가구로 구분한 결과를 보면, 저소득 가구는 순자산과 부채에 특별한 변화를 보이지 않았으나, 일반 가구의 순자산은 유의하게 증가했다.

[그림 8] 일차 차분 모형에 의한 코로나 전후 가구 자산 변화 비교



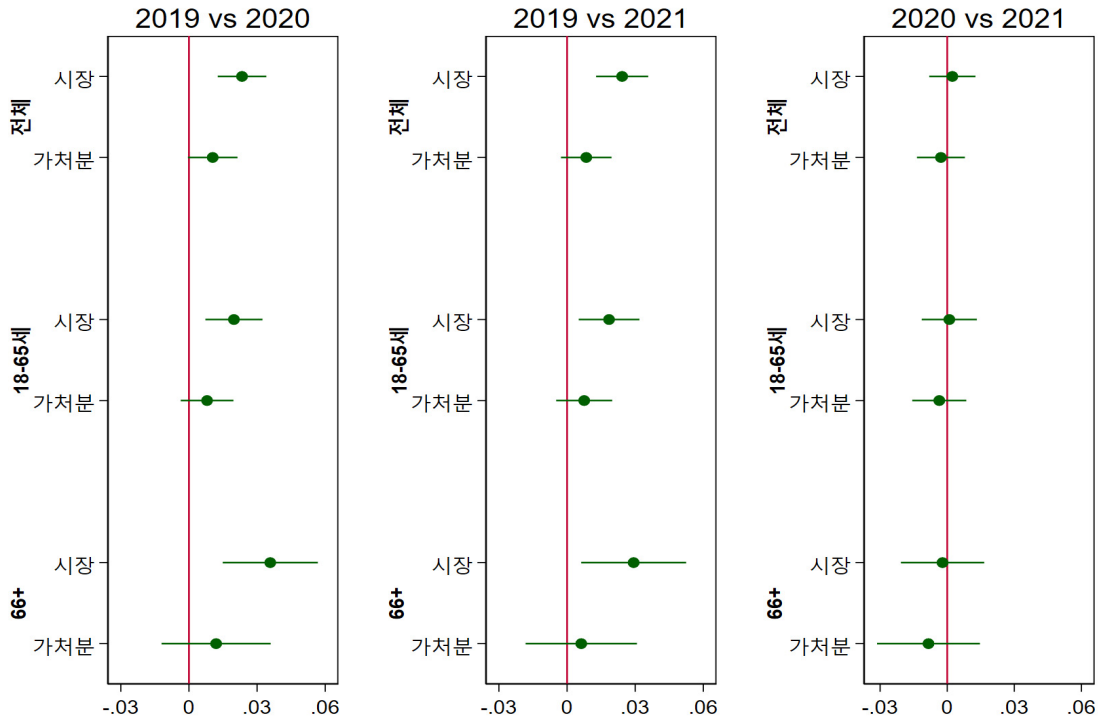
주. 1) 모든 수치는 각각의 일차 차분 회귀분석(FD Regression)으로부터 도출된 회귀계수임. 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등의 시변인은 모형에 포함되었으며, 시불변 변인인 성별 및 교육수준과 같은 인구사회학적인 변수들을 모형에 포함하지 않았음. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음.

자료. 한국복지패널조사 15-17차년도 자료

빈곤율 변화에 대한 일차차분 회귀분석 결과를 보면, 아래 [그림 9]에 제시되어 있다. 먼저 첫 번째 패널(2019 vs 2020)을 보면, 코로나의 초기 영향을 추정한 회귀계수들이 제시되어 있다. 코로나 발생 초기 가구 빈곤이 증가한 것으로 나타났다. 다만, 측정 방식에 따라 유의도에 차이를 보였는데, 시장소득 빈곤은 통계적으로 유의한 수준이었고, 가처분소득은 통계적으로 유의하지 않았다. 여기에서는 집단 구분을 저소득 가구와 일반가구로 분류하는 대신 가구주의 연령에 따라 집단 구분(18-65세 가구와 66세 이상 가구)을 하였다. 앞서 언급하였듯이, 빈곤율 산출은 전체 인구 중 빈곤선 기준 아래에 있는 사람이 몇 명인지 세는 방식이기 때문에 소득 수준으로 구분하여 집단을 분류하게 되면 중복 문제가 발생한다. 따라서, 다른 방식으로 집단을 분류할 필요가 있다. 빈곤 가구의 상당부분을 노인이 차지하는 반면, 근로가능 가구의 빈곤율이 현저히 낮다는 점을 고려하여 연령에 따라 집단을 구분하였다. 분석 결과를 보면, 코로나 발생 초기 근로가능 가구와 노인 가구 모두 빈곤율이 증가한 것으로 나타났다. 특히, 시장소득 빈곤율이 유의하게 증가했으며, 상대적으로 노인 가구 빈곤율 증가가 두드러졌다.

다음으로 코로나의 보다 장기적인 충격을 분석한 결과(두 번째 패널의 2019 vs 2021)를 보면, 코로나의 초기 영향과 유사한 양상을 보였다. 마지막으로 코로나 상황(2020 vs 2021)에서 빈곤율의 변화를 보면, 2020년에 비하여 2021년에 빈곤율에는 두드러진 변화를 보이지 않았다. 근로가능 가구와 노인가구로 구분한 결과를 보면, 두 집단에서 두드러진 차이를 보이지 않았고, 통계적으로 유의한 수준은 아니었지만 빈곤율이 감소했다.

[그림 9] 일차 차분 모형에 의한 코로나 전후 빈곤 변화 비교

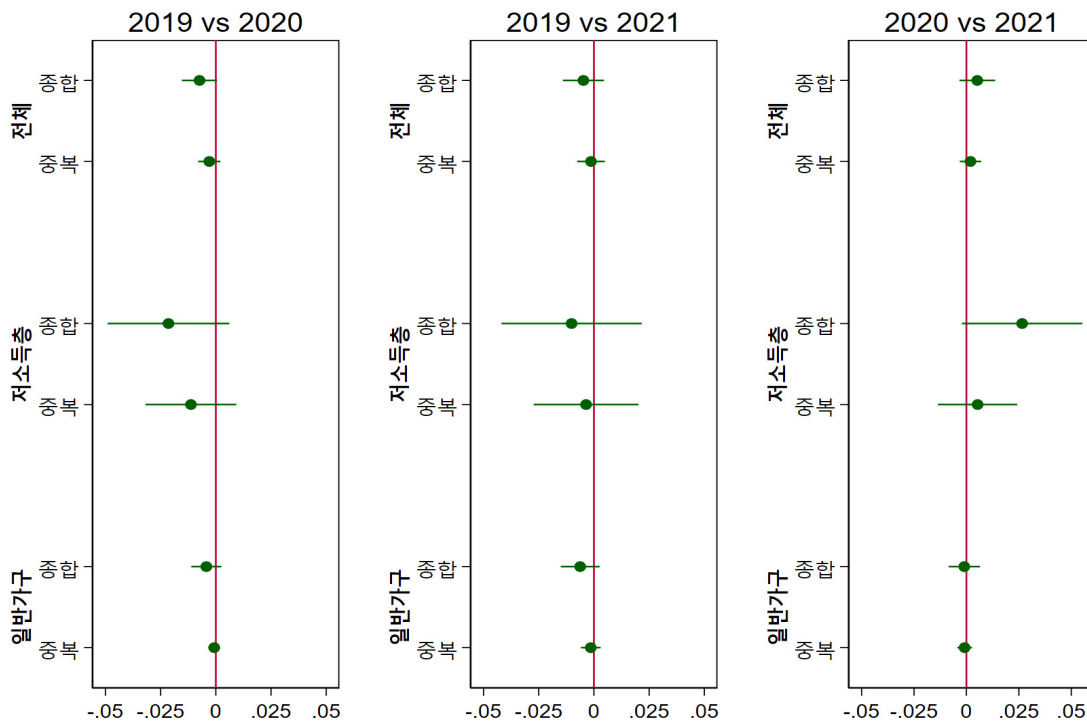


주. 1) 모든 수치는 각각의 일차 차분 회귀분석(FD Regression)으로부터 도출된 회귀계수임. 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등의 시변인은 모형에 포함되었으며, 시불변 변인인 성별 및 교육수준과 같은 인구사회학적인 변수들을 모형에 포함하지 않았음. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 가구의 연령을 기준으로 18-65세인 가구는 근로가능 가구로 분류하였고, 66세 이상인 가구는 노인 가구로 분류하였음.

자료. 한국복지패널조사 15-17차년도 자료

마지막으로 물질적 어려움에 대한 일차차분 회귀분석 결과를 보면, 아래 [그림 10]에 제시되어 있다. 첫 번째 패널(2019 vs 2020)에 코로나의 초기 영향을 추정한 회귀계수들이 제시되어 있다. 코로나 발생 초기에도 가구의 물질적 어려움은 감소한 것으로 나타났다. 다만, 측정 방식에 따라 유의도에 차이를 보였는데, 종합 어려움은 통계적으로 유의한 수준이었으나, 중복 어려움은 통계적으로 유의한 수준이 아니었다. 저소득 가구와 일반가구로 구분한 분석에서도 두 집단 간 두드러진 차이를 보이지 않았는데, 두 집단 모두 물질적 어려움이 감소한 것으로 나타났다. 다만, 이러한 감소는 통계적으로 유의하지는 않았다. 코로나의 보다 장기적인 충격을 분석한 결과(두 번째 패널의 2019 vs 2021)를 보면, 코로나 초기의 영향과 거의 유사한 양상을 보였다. 마지막으로 코로나 상황(2020 vs 2021)에서 물질적 어려움의 변화를 보면, 2020년에 비하여 2021년에 물질적 어려움이 가중된 것으로 나타났다. 다만, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 저소득 가구와 일반가구로 구분하면 사뭇 다른 양상을 보였는데, 저소득 가구는 물질적 어려움이 가중되는 것으로 나타난 반면 일반가구는 감소하는 양상을 보인다. 다만, 통계저공로 유의미한 수준은 아니었다.

[그림 10] 일차 차분 모형에 의한 코로나 전후 물질적 어려움 변화 비교



주. 1) 모든 수치는 각각의 일차 차분 회귀분석(FD Regression)으로부터 도출된 회귀계수임. 결혼 상태, 가구원 수, 종사상 지위, 거주지역 등의 시변인은 모형에 포함되었으며, 시불변 변인인 성별 및 교육수준과 같은 인구사회학적인 변수들을 모형에 포함하지 않았음. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 저소득 가구는 중위소득 기준 하위 60%이며, 그 나머지는 일반가구로 분류하였음.

자료. 한국복지패널조사 15-17차년도 자료

2) 이중차이 분석

앞선 일차차분 분석을 통해 측정 지표에 따른 차이가 있었지만, 대체로 코로나 이후 가구 경제가 악화 된 것으로 나타났다. 특히, 일반가구에 비하여 저소득층이 코로나로 인한 충격에 더 많이 노출된 것을 확인하였다. 여기서는 일차차분 모형에서 더 나아가 처치집단과 비교집단을 설정하여 코로나의 충격을 보다 엄격하게 파악하고자 한다. 코로나로 이후 저소득층의 시장소득이 크게 감소했으나, 이와 달리 일반가구의 시장소득은 기존과 두드러진 변화를 보이지 않았다. 이런 점을 반영하여 코로나의 충격이 컸던 저소득층을 처치집단으로 설정하고, 상대적으로 소득충격이 미미했던 일반 가구는 비교집단으로 설정하여 이중차이 분석 모형을 적용하였다.

이중차이 분석 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 코로나의 초기 영향을 파악하기 위하여 코로나 이전인 2019년을 기준으로 2020년의 가구 경제 변화를 비교했고, 장기화된 영향을 파악하기 위하여 코로나 이전인 2019년을 기준으로 2021년의 가구 경제 변화를 비교하였다. 또한, 코로나 상황에서 가구 경제가 어떻게 변화되었는지 분석하기 위하여, 2020년을 기준으로 2021년과 비교를 하였다. 코로나의 초기 일반가구에 비하여 저소득층의 시장소득이 상당히 감소했으며($b=-0.208, p<.001$), 코로나가 장기화되면서 그 차이는 더 커진 것으로 보인다($b=-0.218, p<.001$). 한편, 코로나 상황에서는 두드러진 변화를 보이지 않았다. 시장소득과 달리 가처분소득의 변화를 보면, 코로나 초기나 장기화된 경우 모두 특별한 차이를 보이지 않았다.

이와 같은 결과는 코로나로 인한 노동시장의 충격이 저소득층에게 집중되어 시장소득의 감소로 이어진 반면 코로나 대응 정책으로 코로나 이후에도 저소득층과 일반가구의 소득격차가 커지지 않은 것으로 보인다. 다음 장에서 두 집단 간의 가구 특성을 분해하여 어떤 요인들이 실제로 영향을 미쳤는지를 살펴 볼 것이다.

다음으로 가구 소비의 변화를 보면, 소비 지출은 두드러진 변화를 보이지 않았으나 비소비지출은 유의미하게 감소한 것으로 나타났다. 특히, 코로나 초기 영향이 컸으며($b=-0.091$, $p<.01$), 장기화되면서 비소비 지출의 격차는 줄어든 것으로 보인다. 가구 자산의 결과가 흥미로운데, 코로나 초기 영향과 장기화된 영향으로 저소득층의 순자산이 줄었으며, 동시에 부채도 줄었다. 코로나 초기 영향으로 일반가구에 비하여 저소득층의 순자산은 15.4%($b=-0.154$, $p<.05$) 감소했고, 부채도 24.6%($b=-0.246$, $p<.05$) 감소했다. 코로나가 장기화되면서 이러한 차이는 더 벌어진 것으로 나타났다. 코로나 초기 두 집단 모두 순자산과 부채 증가를 경험했으나, 코로나가 장기화되면서 두 집단 간의 차이가 나타났다. 즉, 저소득층의 순자산과 부채는 2021년에 이르러 모두 감소했지만, 일반 가구는 여전히 순자산과 부채를 모두 늘린 것으로 나타났다. 이러한 현상은 코로나로 인한 경제 충격에 대비하여 시장에 막대한 공적 자금이 풀렸고, 이로 인해 부동산과 같은 자산 가격이 상승한 결과인 것으로 보인다(한창근, 맹성준, 2022). 한편, 저소득층의 부채가 줄어든 것이 긍정적인 신호를 의미하는 것은 아니다. 과도한 부채는 문제가 될 수 있지만 적절한 수준의 부채는 가구 예산의 제약을 해소시켜 긍정적인 역할을 하기도 한다(박정민 외, 2017; 한창근, 맹성준, 2022). 아울러, 코로나의 충격이 저소득층에게 집중된 점을 고려할 때, 미래에 대한 불확실성이 이들에게서 더 컸을 수 있으며, 이러한 심리가 부채를 줄여 미래의 불확실성을 줄이는 기제로 작동했을 수도 있다.

빈곤율에 미친 영향을 보면, 소득에 대한 분석 결과를 통하여 예상할 수 있었듯이 유사한 결과를 보였다. 코로나로 인해 시장소득의 격차가 더 커졌으며, 장기화되면서 이러한 차이는 더 벌어졌다. 반면, 가처분소득 빈곤율에는 코로나로 인하여 두 집단 간의 격차가 더 벌어지지 않았다. 마지막으로 물질적 어려움에 대한 결과를 보면, 전반적으로 코로나로 인한 유의미한 변화를 보이지 않았다. 다만, 코로나 상황에서 물질적 어려움이 증가한 것으로 나타났는데, 생활수준의 개선으로 그동안 물질적 어려움이 감소해왔다는 점에 비추어 볼 때 흥미로운 결과라고 할 수 있다. 즉, 코로나로 인해 저소득층의 삶의 질은 더욱 악화된 것이다. 물론 통계적으로 유의한 수준은 아니지만, 더 장기적인 영향을 추적해볼 필요가 있어 보인다.

<표 2> 이중차이 분석 결과

(단위: %)

	시장소득			가처분소득		
	2019-20	2019-21	2020-21	2019-20	2019-21	2020-21
이중차이 추정치	-0.208***	-0.218***	0.001	0.018	0.003	-0.001
(s.e.)	(0.035)	(0.040)	(0.040)	(0.026)	(0.031)	(0.035)
전체 N	11,319	13,457	13,592	11,319	13,457	13,592
개인 N	5,741	7,865	7,865	5,741	7,865	7,865
	소비지출			비소비지출		
	2019-20	2019-21	2020-21	2019-20	2019-21	2020-21
이중차이 추정치	0.010	-0.012	-0.017	-0.091**	-0.051	-0.006
(s.e.)	(0.014)	(0.015)	(0.015)	(0.035)	(0.039)	(0.036)
전체 N	11,312	13,440	13,578	11,318	13,456	13,592
개인 N	5,740	7,856	7,856	5,741	7,865	7,865
	순자산			부채		
	2019-20	2019-21	2020-21	2019-20	2019-21	2020-21
이중차이 추정치	-0.154*	-0.182*	-0.108	-0.246*	-0.321*	0.017
(s.e.)	(0.072)	(0.085)	(0.067)	(0.117)	(0.139)	(0.117)
전체 N	11,316	13,455	13,591	11,316	13,455	13,591
개인 N	5,741	7,865	7,865	5,741	7,865	7,865
	시장소득 빈곤율			가처분소득 빈곤율		
	2019-20	2019-21	2020-21	2019-20	2019-21	2020-21
이중차이 추정치	0.023**	0.027*	0.001	0.009	0.010	-0.005
(s.e.)	(0.009)	(0.011)	(0.010)	(0.017)	(0.018)	(0.017)
전체 N	11,319	13,457	13,592	11,319	13,457	13,592
개인 N	5,741	7,865	7,865	5,741	7,865	7,865
	종합어려움			중복어려움		
	2019-20	2019-21	2020-21	2019-20	2019-21	2020-21
이중차이 추정치	-0.016	0.001	0.024	-0.010	-0.004	0.005
(s.e.)	(0.013)	(0.014)	(0.014)	(0.010)	(0.011)	(0.009)
전체 N	11,319	13,457	13,592	11,319	13,457	13,592
개인 N	5,741	7,865	7,865	5,741	7,865	7,865

주. 1) 모든 수치는 각각의 고정효과 이중차이 회귀분석으로부터 도출된 회귀계수임. 2) 표본 가중치를 적용하여 산출하였으며, 군집표준오차와 신뢰 수준은 95%를 적용하였음. 3) 처치집단은 저소득 가구(중위소득 기준 하위 60%)이며, 비교집단은 일반가구(소득 상위 40%) 임.

자료. 한국복지패널조사 15-17차 년도 자료

3. 코로나 영향 분해

앞선 분석을 통하여, 가구 경제 전반에 걸쳐 코로나의 영향이 상이하게 나타나는 것을 확인하였다. 그런 가운데 대체로 소득 계층에 따른 차이가 두드러졌다. 특히 저소득 가구가 일반가구에 비하여 코로나로 인한 충격에 더 노출되어 있는 것을 확인하였다. 여기서는 코로나 전과 후의 가구 경제 변화가 가구의 특성에서 얼마나 기인한 것인지를 분석하였다. 이를 위해 Oaxaca 분해 방법(Blinder-Oaxaca decomposition)을 활용하였다. Oaxaca 분해를 통하여 코로나 전과 후의 집단차이(저소득층과 일반가구)를 분석하고, 가구 내의 어떤 특성들이 가구 경제 변화에 영향 주었는지를 확인한다. 따라서, Oaxaca 분해에서 특성효과(edownments effect, $[(\overline{X^A} - \overline{X^B})\hat{\beta}^*]$)에 주목하여 그 변화를 살펴보았다.

먼저, 가구 소득을 분해한 결과를 보면, 아래 <표 3>에 제시되어 있다. 표에 제시된 모든 수치는 Oaxaca decomposition 분석을 통해 도출된 값들이며, 가구주 성별, 나이, 결혼 상태, 가구원 수, 교육수준,

종사상 지위, 거주지역, 공적이전소득이 분석 모형에 포함되었다. 다만, 시장소득 분해 시 공적이전소득은 분석 모형에 포함하지 않았다. 두 번째에서 네 번째 열(columns)에 2019년, 2020년, 2021년의 로그시장소득이 제시되어 있다. 2019년의 일반가구의 로그시장소득은 8.557로 저소득 가구(6.297)보다 2.260 더 높은 것으로 나타났으며, 이러한 차이 중 절반가량은 가구 특성(1.082)에서 기인한 것으로 나타났다. 가구 특성 중 결혼상태, 가구원 수, 교육 수준, 종사상 지위, 직종 등이 이러한 격차를 증가시키는 요인이었으며, 가구의 성별(남성=1)은 이러한 차이를 줄이는 역할을 하였다. 특히 종사상 지위가 두드러진 가구특성 요인이었다.

코로나 초기인 2020년을 보면, 일반가구의 소득에는 특별한 변동이 없으나 저소득 가구의 소득은 감소하여 두 집단 간의 차이가 더욱 벌어진 것을 확인할 수 있다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 결과를 비교해 보면, 특성효과 중 상당한 변화를 보인 변수는 종사상지위와 같은 노동시장과 관련된 변수였다. 한편, 코로나가 장기화된 2021년도 유사한 양상을 보였는데, 종사상지위의 영향력이 상당히 커졌으며, 가구의 성별, 결혼상태, 교육수준도 두 집단 간의 차이를 벌리는 데에 기여한 것으로 나타났다.

다음으로 가처분소득을 보면, 2019년의 일반가구의 로그가처분소득은 8.623로 저소득 가구(7.213)보다 1.410 더 높은 것으로 나타났으며, 이러한 차이 중 1/4 가량이 가구 특성(0.346)으로부터 기인한 것으로 나타났다. 코로나 이전에는 가구 특성 중 결혼상태, 가구원 수가 이러한 격차를 커지게 만드는 요인이었으며, 공적이전소득은 이러한 차이를 줄이는 역할을 하였다. 그러나 코로나가 발생한 2020년에는 종사상지위가 가구 특성 중 두 집단의 격차를 커지게 만드는 주요한 요인으로 부각되었으며, 그 영향은 2021에도 지속되었다. 이와 달리, 공적이전소득은 두 집단의 격차를 줄이는 역할을 하였고, 코로나 이후 그 역할이 더 두드러진 것으로 나타났다. 이외에도 가구원수가 전기간에 걸쳐 두 집단의 격차를 커지게 만드는 중요한 요인이었으나, 코로나 이후 그 중요성이 다소 약해진 것으로 나타났다.

<표 3> 소득 분해

(단위: %)

	시장소득			가처분소득		
	2019	2020	2021	2019	2020	2021
일반가구 로그소득	8.557	8.555	8.553	8.623	8.643	8.630
저소득층 로그소득	6.297	6.126	6.145	7.213	7.215	7.204
집단 차이	2.260***	2.429***	2.408***	1.410***	1.427***	1.426
가구특성효과:	1.082***	1.194***	1.168***	0.346***	0.402***	0.289***
성별	-0.110**	-0.131***	-0.171***	-0.008	0.008	-0.020
나이	-0.074	-0.127	0.009	0.043	-0.019	0.048
결혼상태	0.177***	0.202***	0.239***	0.036*	0.016	0.039
가구원수	0.308***	0.298***	0.294***	0.319***	0.246***	0.221***
교육수준	0.197***	0.178**	0.213***	0.005	-0.050	-0.044
종사상지위	0.574***	0.758***	0.567***	0.081	0.265***	0.205*
거주지역	0.013	0.017	0.014	0.008	0.013	0.001
로그공적이전소득				-0.138***	-0.144***	-0.162***

주: 성별, 나이, 결혼상태, 교육수준, 종사상 지위, 업종, 직종 등의 변수는 가구의 정보임. 교육은 중졸이하, 고등 및 전문대졸, 4년제 이상으로 구분. 종사상지위는 상용직, 일시일용직, 고용주, 자영업자, 자활 및 공공근로, 실업 및 무급가족종사자로 구분. 지역은 서울, 수도권(인천/경기), 광역시(부산, 대구 등), 중소도시(수도권 제외), 군 및 도농복합군으로 구분. * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소 『한국복지패널 15~17차년도』 원자료.

다음으로 가구 소비 분해 결과를 보면, 아래 <표 4>에 제시되어 있다. 표에 제시된 모든 수치는 Oaxaca decomposition 분석을 통해 도출된 값들이며, 앞선 소득 분해와 동일한 방식으로 분석을 진행하였다. 다만, 가구 소비는 가구 내의 실제 가용한 총자원에 영향을 받는 점을 고려하여 공적이전소득 대신 가처분 소득으로 대체하였다. 먼저 소비지출의 분석 결과를 보면, 2019년의 일반가구의 로그소비지출은 5.800으로 저소득 가구(4.779)보다 1.020 더 높았으며, 이러한 차이 중 절반 이상이 가구 특성(0.687)에서 기인한 것으로 나타났다. 가구 특성 중 가구주 연령, 결혼상태, 가구원 수, 교육 수준, 가구 소득 등이 이러한 격차를 증가시키는 역할을 하였다. 코로나 초기인 2020년을 보면, 일반가구의 소비지출은 줄고 저소득 가구의 소비지출은 증가하여 두 집단의 격차가 이전보다는 줄었다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 결과를 비교해 보면, 특성효과 중 상당한 변화를 보인 변수는 종사상지위, 거주지역 이었다. 그러나, 코로나가 장기화된 2021년에는 코로나 이전과 유사한 가구특성이 중요한 역할을 한 것으로 보인다. 한편, 전 기간 두 집단 간의 소비지출 차이를 설명한 데에 가장 큰 영향력을 보인 것은 가구원 수였다.

다음으로 비소비지출을 보면, 2019년의 일반가구의 로그비소비지출은 4.211로 저소득 가구(1.748)보다 2.463가량 더 높았다. 이러한 차이 중 절반가량이 가구 특성(1.179)으로부터 기인한 것으로 나타났다. 가구 특성 중 결혼상태, 가구원 수, 교육수준, 종사상 지위, 거주지역이 집단 간 비소비지출의 격차를 증가시켰다. 코로나 발생 초기인 2020년을 보면, 두 집단 모두 비소비지출이 증가한 것으로 나타났다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 분해 결과를 비교해 보면, 결혼상태와 종사상지위의 영향력이 상당히 커졌고, 가구원 수의 영향력은 줄어들었다. 한편, 코로나가 장기화된 2021년도 유사한 양상을 보였다. 다만, 종사상지위의 영향력이 감소하고, 가구소득의 영향력은 커졌다.

<표 4> 소비 분해

(단위: %)

	소비지출			비소비지출		
	2019	2020	2021	2019	2020	2021
일반가구 로그지출	5.800	5.787	5.775	4.211	4.312	4.315
저소득층 로그지출	4.779	4.827	4.795	1.748	1.847	1.861
집단 차이	1.020***	0.960***	0.980***	2.463***	2.465***	2.454***
가구특성효과:	0.687***	0.744***	0.602***	1.179***	1.409***	1.062***
성별	-0.017	-0.005	-0.012	0.008	-0.037	-0.059*
나이	0.079***	0.119***	0.071***	0.012	0.080	0.109*
결혼상태	0.049***	0.046***	0.056***	0.101*	0.214***	0.210***
가구원수	0.275***	0.289***	0.294***	0.301***	0.231*	0.381***
교육수준	0.086***	0.055*	0.093***	0.242***	0.268***	0.306***
종사상지위	0.042	0.206**	0.025	0.549***	0.712***	0.492***
거주지역	0.004	0.010**	0.003	0.022*	0.025*	0.019
로그가처분가구소득	0.180*	0.023	0.069	-0.057	-0.085	-0.398***

주: 성별, 나이, 결혼상태, 교육수준, 종사상 지위, 업종, 직종 등 변수는 가구주의 정보임. 교육은 중졸이하, 고등 및 전문대졸, 4년제 이상으로 구분. 종사상지위는 상용직, 일시일용직, 고용주, 자영업자, 자활 및 공공근로, 실업 및 무급가족종사자로 구분. 지역은 서울, 수도권(인천/경기), 광역시(부산, 대구 등), 중소도시(수도권 제외), 군 및 도농복합군으로 구분. * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 원자료.

가구 자산 분해 결과를 보면, 아래 <표 5>에 제시되어 있다. 마찬가지로, 표에 제시된 모든 수치는 Oaxaca decomposition 분석을 통해 도출된 값들이며, 앞선 분석과 동일한 방식으로 가구 자산을 분해하였다. 먼저 순자산에 대한 분석결과를 보면, 2019년의 일반가구의 로그순자산은 9.702으로 저소득 가구(7.921)보다 1.781 더 높았으며, 이러한 차이 중 1/3 이상이 가구 특성(0.734)에서 기인한 것으로 나타났다. 가구 특성 중 가구의 결혼상태, 교육 수준, 종사상지위 등이 이러한 격차를 증가시키는 요인으로 작용한 반면 가구의 연령은 이러한 차이를 줄이는 역할을 하였다.

코로나 초기인 2020년을 보면, 일반가구와 저소득 가구 모두 순자산이 증가한 것으로 나타났다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 분해 결과를 비교해 보면, 집단 간 차이가 줄어들었고, 특성효과의 영향력도 감소했다. 특성효과 중 결혼상태, 교육수준, 거주지역은 여전히 두 집단의 격차를 커지게 만들었고, 나이변수는 차이를 줄이는 데에 기여했다. 코로나가 장기화된 2021년에도 순자산 증가에 차이를 보였다. 일반 가구는 순자산이 증가를 경험했고, 저소득 가구는 감소하였다. 두 집단 간 차이를 설명하는 특성효과 중 결혼상태, 교육수준, 종사상지위, 거주지역은 두 집단의 차이를 커지게 만들었으며, 나이와 가구 소득은 그 차이를 줄이는 역할을 하였다.

다음으로 부채를 보면, 2019년 일반가구의 로그부채는 5.269로 저소득 가구(2.223)보다 1.819 가량 더 높았다. 이러한 차이 중 절반 가량이 가구 특성(1.452)으로부터 기인한 것으로 보인다. 교육수준과 거주지역이 이러한 격차를 증가시키는 데에 기여한 것으로 나타났다. 코로나 발생 초기인 2020년을 보면, 일반가구의 부채가 더 늘었으며, 저소득 가구도 늘었으나 미미한 수준이었다. 가구특성 분해를 통해 나이, 교육수준, 지역과 같은 요인들이 집단 간 부채격차를 늘리는 것으로 나타났다. 한편, 코로나가 장기화된 2021년에도 유사한 양상을 보였으며, 가구원 수가 중요한 요인으로 부각되었다.

<표 5> 자산 분해

(단위: %)

	순자산			부채		
	2019	2020	2021	2019	2020	2021
일반가구 로그자산	9.702	9.801	9.855	5.269	5.546	5.340
저소득층 로그자산	7.921	8.046	8.033	2.230	2.280	2.228
집단 차이	1.781***	1.756***	1.822***	3.040***	3.266***	3.112***
가구특성효과:	0.734**	0.688*	0.415	1.452***	2.029***	1.798***
성별	-0.030	-0.010	-0.129	0.027	0.004	-0.017
나이	-0.632***	-0.663***	-0.831***	0.139	0.542**	0.482**
결혼상태	0.608***	0.689***	0.824***	-0.036	0.046	-0.048
가구원수	-0.119	-0.111	-0.147	0.431	0.292	0.635**
교육수준	0.272*	0.494***	0.396***	0.716***	0.696***	0.418*
종사상지위	0.471*	0.178	0.535*	-0.383	0.053	0.379
거주지역	0.024	0.065***	0.043*	0.097**	0.072*	0.056*
로그가처분가구소득	0.141	-0.358	-0.279*	0.462	0.322	-0.108

주: 성별, 나이, 결혼상태, 교육수준, 종사상 지위, 업종, 직종 등 변수는 가구의 정보임. 교육은 중졸이하, 고등 및 전문대졸, 4년제 이상으로 구분. 종사상지위는 상용직, 일시일용직, 고용주, 자영업자, 자활 및 공공근로, 실업 및 무급가족종사자로 구분. 지역은 서울, 수도권(인천/경기), 광역시(부산, 대구 등), 중소도시(수도권 제외), 군 및 도농복합군으로 구분. * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소 『한국복지패널 15~17차년도』 원자료.

빈곤율에 대한 가구특성 분해 결과를 보면, 아래 <표 6>에 제시되어 있다. 표에 제시된 모든 수치는 Oaxaca decomposition 분석을 통해 도출된 값들이며, 앞선 분석과 동일한 방식으로 가구 자산을 분해하였다. 다만, 앞에서 이미 설명하였듯이 빈곤율 분석에서는 집단 구분을 저소득 가구와 일반가구로 구분하는 것이 아니라 근로가능 가구와 노인 가구로 분류하였다. 먼저, 시장소득 빈곤율에 대한 분석 결과를 보면, 2019년의 근로가능 가구의 시장소득 빈곤율은 12.2%로 노인가구(66.2%)보다 54%p 가량 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 대부분 가구 특성(-0.346)에서 비롯된 것으로 보인다. 가구 특성 중 결혼상태, 가구원 수, 종사상 지위 등이 이러한 격차를 증가시키는 요인으로 작용했다.

다음으로, 코로나 초기인 2020년을 보면 근로가능 가구와 노인 가구 모두 빈곤율이 증가한 것으로 나타났다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 분해 결과를 비교해 보면, 집단 간 차이는 줄었으나, 특성효과와 영향력은 커졌다. 특성효과 중 두 집단의 격차를 커지게 하는 종사상 지위와 직종의 영향력이 더 강해졌으며, 교육수준과 거주지역도 기여한 것으로 보인다. 코로나가 장기화된 2021년은 근로가능 가구와 노인 가구 모두 빈곤율이 감소했으며, 2020년과 유사한 양상을 보였다.

다음으로 가처분소득 빈곤율을 보면, 2019년의 근로가능 가구의 가처분소득 빈곤율은 8.2%로 노인가구(42.3%)보다 34.1%p 가량 더 낮았다. 이러한 차이 중 대부분이 가구 특성(-0.249)으로부터 기인한 것으로 보인다. 가구 특성 중 결혼상태, 가구원 수, 교육 수준, 종사상 지위 등이 이러한 격차를 증가시키는 요인으로 작용했다. 코로나 발생 초기인 2020년을 보면, 두 집단 모두 빈곤율이 증가했다. 그러나 근로가능 가구의 빈곤율이 상대적으로 더 커졌으며, 노인 가구의 빈곤율 증가는 미미한 수준이었다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 분해 결과를 비교해 보면, 가구원수, 교육수준, 종사상 지위는 여전히 두 집단의 차이를 커지게 만드는 요인으로 작용했다. 코로나가 장기화된 2021년에도 유사한 양상을 보였다.

<표 6> 빈곤 분해

(단위: %)

	시장소득 빈곤			가처분소득 빈곤		
	2019	2020	2021	2019	2020	2021
근로가능가구 빈곤율	0.122	0.137	0.134	0.082	0.090	0.087
노인가구 빈곤율	0.662	0.674	0.669	0.423	0.425	0.428
집단 차이	-0.540***	-0.537***	-0.535***	-0.341***	-0.334***	-0.341***
가구특성효과:	-0.346***	-0.366***	-0.350***	-0.249***	-0.253***	-0.268***
성별	-0.002	-0.002	-0.008	0.014	-0.002	-0.004
나이	-0.027	-0.008	-0.016	-0.016	0.001	-0.025
결혼상태	-0.021***	0.020*	-0.022***	-0.023***	-0.011	-0.019***
가구원수	-0.022*	-0.032***	-0.016***	-0.036***	-0.029***	-0.026***
교육수준	-0.020	-0.037**	-0.025*	-0.022*	-0.025*	-0.015
종사상지위	-0.249***	-0.257***	-0.256***	-0.125***	-0.187***	-0.185***
거주지역	-0.004	-0.006*	-0.005*	0.001	0.001	0.001
로그공적이전소득				-0.027	0.001	0.003

주: 성별, 나이, 결혼상태, 교육수준, 종사상 지위, 업종, 직종 등 변수는 가구주의 정보임. 교육은 중졸이하, 고등 및 전문대졸, 4년제 이상으로 구분. 종사상지위는 상용직, 일시일용직, 고용주, 자영업자, 자활 및 공공근로, 실업 및 무급가족종사자로 구분. 지역은 서울, 수도권(인천/경기), 광역시(부산, 대구 등), 중소도시(수도권 제외), 군 및 도농복합군으로 구분. * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 15~17차년도』 원자료.

물질적 어려움에 대한 분해 결과를 보면, 아래 <표 7>에 제시되어 있다. 앞선 분석과 동일한 방식으로 가구의 물질적 어려움을 분해하였고, 표에 제시된 모든 수치는 Oaxaca decomposition 분석을 통해 도출된 값들이다. 먼저 종합 어려움에 대한 분석 결과를 보면, 2019년에 물질적 어려움에 한번이라도 노출된 적이 있는 일반 가구는 3.2%였으며, 저소득 가구(14.8%)보다 11.6%p 가량 낮은 것으로 나타났다. 이러한 차이 중 1/3 가량이 가구 특성(0.032)에서 비롯된 것으로 보인다. 결혼상태와 가구 소득은 이러한 차이를 커지게 하였고, 이와 달리 가구원 수는 이러한 차이를 줄이는 역할을 하였다. 코로나 초기인 2020년을 보면, 일반가구와 저소득 가구 모두 종합 어려움이 감소했다. 코로나 이전인 2019년과 발생 초기인 2020년의 분해 결과를 비교해 보면, 기존과 특별한 차이를 보이지 않았다. 코로나가 장기화된 2021년은 일반 가구의 종합 어려움이 감소했는 반면 저소득 가구의 종합 어려움은 증가하여 두 집단의 격차가 그 이전보다 커졌다. 여전히 결혼 상태가 두 집단의 차이를 설명하는 데에 중요했으며, 반대로 두 집단의 차이를 줄이는 데에는 가구원 수가 유의미한 영향을 보였다.

다음으로 중복 어려움에 대한 분석 결과를 보면, 2019년에 중복 어려움에 처해 있었던 일반 가구의 비율은 0.7%였으며, 저소득 가구(6.2%)보다 5.4%p 가량 더 낮았다. 이러한 차이 중 1/3 가량이 가구 특성(0.015)으로부터 기인한 것으로 보인다. 다만 가구 특성 중 유의미한 영향을 보이는 변수는 없는 것으로 나타났다. 코로나 발생 초기인 2020년과 장기화된 2021년을 보면, 일반가구와 저소득 가구 모두 중복 어려움이 감소한 것으로 나타났다. 코로나 이전인 2019년과 분해 결과를 비교해 보면, 거의 유사한 양상을 보였다.

<표 7> 물질적 어려움 분해

	종합 어려움			중복 어려움		
	2019	2020	2021	2019	2020	2021
일반가구 물질적 어려움	0.032	0.028	0.025	0.007	0.005	0.005
저소득층 물질적 어려움	0.148	0.120	0.140	0.062	0.052	0.051
집단 차이	-0.116***	-0.091***	-0.114***	-0.054***	-0.047***	-0.045***
가구특성효과:						
성별	-0.032*	-0.027*	-0.011*	-0.015	-0.009	-0.006
나이	0.003	0.002	0.002	-0.002	-0.001	-0.001
나이	-0.005	-0.001	-0.000	-0.001	-0.003	0.000
결혼상태	-0.031**	-0.024**	-0.025**	-0.007	-0.006	-0.002
가구원수	0.022*	0.019*	0.019**	0.003	0.001	0.001
교육수준	0.005	0.000	0.004	-0.02	-0.001	-0.000
종사상지위	-0.003	-0.012	-0.005	-0.002	0.001	-0.001
거주지역	-0.001	0.001	0.001	0.004	0.001	-0.000
로그가처분가구소득	-0.021*	-0.012*	-0.007	-0.010	-0.001	-0.004

주: 성별, 나이, 결혼상태, 교육수준, 종사상 지위, 업종, 직종 등 변수는 가구의 정보임. 교육은 중졸이하, 고등 및 전문대졸, 4년제 이상으로 구분. 종사상지위는 상용직, 일시일용직, 고용주, 자영업자, 자활 및 공공근로, 실업 및 무급가족종사자로 구분. 지역은 서울, 수도권(인천/경기), 광역시(부산, 대구 등), 중소도시(수도권 제외), 군 및 도농복합군으로 구분. * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 15~17차년도』 원자료.

제5절 결론 및 논의

본 연구에서는 코로나가 가구 경제에 미친 영향을 분석하였다. 가구 경제를 반영하는 소득, 소비, 자산, 빈곤 등과 같은 정량적인 지표뿐만 아니라 물질적 어려움과 같은 가구 경제의 질적인 측면을 보여주는 지표를 사용하여 다양한 측면에서 가구 경제의 변화를 파악하고자 시도하였다. 특히, 코로나의 초기 영향을 넘어 장기화된 영향에도 주목하여 분석을 진행하였다. 한국복지패널 조사 8~17차와 15~17차를 각각 사용하여, 기술통계분석, 일차차분 모형, 이중차이분석, Oaxaca decomposition 등의 분석 기법을 사용하여 코로나로 인한 충격을 보다 면밀하게 분석하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저, 코로나의 초기 충격이 저소득층과 같은 취약집단에게 더 집중되었고, 가구 경제를 측정하는 지표에 따라 차이를 보였지만, 코로나가 장기화되면서 저소득층과 일반가구의 격차가 더 커진 것으로 나타났다. 특히, 시장소득과 순자산의 격차가 더 커졌다. 여러 연구를 통하여 코로나로 인한 충격이 이미 취약계층에게 집중된 것을 확인하였다(남재현, 이래혁, 2020; 손병돈, 문혜진, 2021). 다만, 대부분의 연구들이 코로나의 초기 영향 또는 임시적인 영향을 분석하는 데에 그쳤기 때문에 보다 장기화된 영향을 분석하지 못한 한계가 있다. 본 연구에서는 이러한 한계점을 부분적으로나마 보완하기 위하여 2021년 자료를 분석에 활용하였고, 그 결과 소득과 자산의 격차가 코로나로 인해 더 확대된 것을 확인하였다. 흥미롭게도, 코로나가 장기화되면서 두 집단의 부채의 격차가 줄어들었는데, 2021년에 이르러 저소득층의 부채는 줄어들었지만, 일반가구는 부채를 늘렸다. 하지만, 저소득층의 부채가 줄어든 것이 단순히 긍정적인 신호일 수만은 없다. 과도한 부채는 문제가 될 수 있지만 적절한 수준의 부채는 가구 예산의 제약을 해소시켜 긍정적인 역할을 하는 것으로 알려져 있다(박정민 외, 2017; 한창근, 맹성준, 2022). 또한, 코로나의 충격이 저소득층에게 집중된 점을 고려할 때, 미래에 대한 불확실성이 이들에게서 더 컸을 수 있으며, 이러한 심리가 부채를 줄여 미래의 불확실성에 대처하는 기제로 작동했을 수도 있다.

한편, 종사상지위와 공적이전소득이 중요한 가구 특성인 것으로 밝혀졌다. 다만, 가구 경제를 대리하는 다양한 유형의 모든 변수에 해당되는 것은 아니지만, 대체로 저소득층과 일반 가구의 격차를 설명하는 데에 종사상 지위 변수가 중요한 역할을 했고, 두 집단의 격차를 줄이는 데에는 공적이전소득이 중요한 역할을 한 것으로 나타났다. 특히, 코로나 이후 이 두 변수의 역할이 두드러졌다. 예컨대, 코로나 초기인 2020년과 코로나 직전인 2019년의 소득과 소비 격차를 설명하는 데에 종사상 지위가 상당히 부각이 되며, 코로나가 장기화된 2021년에는 가처분소득, 비소비지출 및 순자산의 격차를 줄이는 데에 공적이전소득이 두드러진 역할을 했다. 즉, 코로나로 인한 충격이 초기에는 저소득층과 같은 고용취약계층에게 집중되었기 때문에 종사상 지위에 따른 소득과 소비 격차를 보였으며, 코로나가 장기화되는 가운데 취약계층의 경제적 어려움을 줄이기 위해 임시적으로 마련된 정부지원금과 기존의 사회보장제도가 함께 작동한 결과로 판단이 된다.

마지막으로 2019년과 비교하여 코로나 초기인 2020년의 물질적 어려움이 개선되는 결과를 보였다. 이러한 현상은 국내뿐만 아니라 미국에서도 동일하게 나타났다(Karpman and Zuckerman, 2021; Saloner et al., 2022). 이러한 결과에 대한 다양한 해석이 가능한데, 기본적으로는 그동안 경제발전과 생활수준의 향상으로 인해 코로나와 무관하게 나타난 현상일 수 있다. 다른 한편으로는 정부 대규모 재정 지원의 결과일 수도 있다. 코로나로 인해 대량 실업과 사회문제가 주로 노인과 고용취약에게 집중될 것이라는 예상하였다. 이에 노인과 아동 및 국민기초생활보장제도의 수급자와 같은 취약계층에게 우선적으로 정부 지

원이 이루어졌고, 이후 전국민을 대상으로도 지원이 이루어졌다. 또한, 코로나가 보다 장기화되면서 사회적 거리두기와 방역조치로 손실을 입은 자영업자와 코로나의 충격이 큰 특수고용형태 노동자들에게 선별적 형태의 지원이 추가적으로 이루어졌다. 그럼에도 불구하고, 코로나가 장기화된 2021년에는 물질적 어려움이 다시 악화되는 경향을 보였다. 물론, 통계적으로 유의한 수준이 아니었고, 보다 장기적인 추세를 지켜보아야할 것이지만, 생활 수준이 향상되고 많은 공적 지원금이 제공되고 있는 가운데 이와 같은 결과를 보이는 것은 코로나 팬데믹의 영향이 저소득층에게 지속될 수 있으며 보다 장기적으로 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

연구의 한계점을 몇 가지 언급하면 다음과 같다. 우선, 가구 경제를 대리하는 다양한 질적 변수들을 활용하지 못하였다. 또한 본 연구에서 활용한 가구 경제 변수들은 응답자가 스스로 보고하는 자가보고 형식을 취하고 있어, 측정 오류를 항상 내포하고 있다. 다음으로 데이터의 한계(연간 측정)로 인해 코로나의 영향과 정책의 영향(정부 지원금과 방역조치 등)을 분리하지 못하였다. 한국복지패널조사는 지난 1년간의 정보를 수집하기 때문에 짧은 주기로(주, 월, 분기별) 변하는 코로나의 영향을 적절하게 측정하지 못하였으며, 방역조치와 사회적 거리두기와 같은 정부의 정책도 보다 짧은 주기(주 단위)로 시행되었기 때문에 이러한 정책 영향도 가려내지 못하였다. 마지막으로, Oaxaca 분해 방법으로는 코로나로 인한 가구 경제의 동태적인 변화를 추적하는 데에 한계가 있다. 추후 이러한 한계점을 보완할 필요성이 있다.

지금까지 코로나가 가구 경제에 미친 경제적 영향을 밝히기 위해 많은 연구가 이루어졌으나, 가구 경제를 대리하는 여러 변수들을 활용한 연구는 부족하며 특히 코로나의 장기화된 영향을 분석한 연구는 부족한 상황이다. 이런 점에 비추어 볼 때 본 연구는 코로나의 보다 장기적인 측면에서 가구 경제의 변화를 포괄적으로 탐색하였다는 점에서 기여하는 바가 있다고 판단된다.

참고문헌

- 김미루·오운해, 2020, “1차 긴급재난지원금 정책의 효과와 시사점”, 『KDI 정책포럼』, 281: 1-8.
- 김이레·남재현·김세봄, 2023, “코로나 19 상황에서 특수형태근로종사자의 일과 삶: 고용형태별 차이를 중심으로”, 『보건사회연구』, 43(1), 30-49.
- 김지우·김나영·남재현, 2021, “코로나 19 와 불평등-코로나 19가 아동의 인적자본투자에 미치는 영향”, 『한국아동복지학』, 70(2), 167-195.
- 남재현, 2022, “코로나19와 긴급재난지원금의 영향: 취약계층을 중심으로”, 아산연구총서.
- 남재현·이래혁, 2020, “코로나19의 영향은 모두에게 동등한가?: 종사상 지위별 소득과 빈곤에 미친 영향을 중심으로”, 『한국사회복지학』, 72(4): 215-241.
- 남재현·이래혁, 2021, “코로나19 긴급재난지원금이 가구소비에 미치는 영향: 소득계층별 비교를 통하여”, 『사회복지정책』, 48(1): 63-95.
- 남재현·이래혁, 2023, “코로나19와 물질적 어려움: 팬데믹 상황에서 누가 더 경제적으로 취약한가?”, 『사회복지정책』, 75(3): 11-37.
- 박정민·박호준·오욱찬, 2017, “가계부채가 부부폭력의 위험에 미치는 영향”, 『사회복지연구』, 48(4): 33-57.
- 손경국·이봉희, 2022, “코로나19 발생 이후 우리 집 소비는 어떻게 바뀌었는가?”, 『통계플러스』, 겨울: 47-54.
- 손병돈·문혜진, 2021, “코로나19로 인한 경제적 어려움은 누구에게 집중되었는가?”, 『한국사회복지학』, 73(3): 9-31.
- 송상윤, 2021, “코로나19가 가구소득 불평등에 미친 영향”, 서울: 한국은행.
- 이래혁·남재현, 2020, “2015년 국민기초생활보장제도 개편이 빈곤층의 물질적 어려움에 미치는 영향”, 『보건사회연구』, 40(3): 85-113.
- 이승호·홍민기, 2021, “코로나 19 와 1 차 긴급재난지원금이 가구 소득과 지출에 미친 영향”, 『한국사회정책』, 28(3): 17-44.
- 이우진·강창희·우석진, 2022, “2020년 코로나19 에 대응한 정부의 긴급 소득지원금이 가구 소비에 미친 영향: “가계동향조사”를 이용한 분석”, 『경제학연구』, 70(1): 53-88.
- 질병관리청, 2023, “2022 지역건강통계 한눈에 보기”, 질병관리청 만성질환관리국 만성질환관리과.
- 한국보건사회연구원, 2023, 『한국복지패널 17차년도 조사자료 User’s Guide』, 세종: 저자.
- 한창근·맹성준, 2022, “코로나19가 가구의 경제적 수준에 미치는 영향: 성별, 연령, 빈곤에 따른 이중차이 분석 연구”, 『한국복지패널 학술대회 논문집』, 15: 217-244.
- Ahmed, N., Marriott, A., Dabi, N., Lowthers, M., Lawson, M. and Mugehera, L., 2022, “Inequality kills: The unparalleled action needed to combat unprecedented inequality in the wake of COVID-19”, Oxfam.
- Deaton, A., 2021, “Covid-19 and global income inequality”, (No. w28392), National Bureau of Economic Research.
- Karpman, M., and Zuckerman, S., 2021, “Average decline in material hardship during the pandemic conceals unequal circumstances: Findings from the december 2020 Well-Being and Basic Needs

Survey”, Washington, DC: Urban Institute.

Kim, S., Koh, K., and Lyou, W., 2021, “Do COVID-19 stimulus payments stimulate the economy? Evidence from card transaction data in South Korea”, Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3701676

OECD, 2022, “OECD Economic Outlook” , Retrieved from https://www.oecd-ilibrary.org/sites/f6da2159-en/1/3/2/29/index.html?itemId=/content/publication/f6da2159-en&_csp_=761d023775ff288a22ebcaaa183fbd6c&itemIGO=oecd&itemContentType=book

Saloner, B., Campbell, J., Gollust, S., and Blewett, L. A., 2022, “Changes in material hardship during the first year of the COVID-19 pandemic”, JAMA Health Forum, 3(2): e215213-e215213.

코로나19와 청년의 다차원 빈곤: 비경제적 영역의 취약성을 중심으로

COVID-19 and Multidimensional Poverty among Youth: Focusing on Non-economic Vulnerabilities

이혜림(서울대학교), 변금선(서울연구원)

이 연구는 한국복지패널조사 14차~17차년도 자료를 활용하여 다차원 빈곤의 관점에서 코로나19 시기가 청년의 비경제적 취약성에 미친 영향을 분석하였다. 자아존중감, 우울, 사회적 관계, 주관적 행복의 지표를 중심으로 코로나19가 타 연령 집단에 비해 청년층에게 더 큰 영향을 미쳤는지를 검증하였고, 코로나19의 영향이 청년 집단 내의 계층별 차이에 따라 이질적으로 나타나는지 분석하였다. 분석결과, 비경제적 영역의 취약성은 청년층보다 중년층에서 더욱 두드러지게 나타났다. 한편, 청년 집단 내 분석에서 시기별 계층 효과는 대부분 유의하지 않았으나, 집단 내 계층 차이는 대부분 유의하였다. 이는 코로나19라는 보편적 재난위험과는 별개로, 우리 사회의 구조적 불평등이 비경제적 취약성에 여전히 영향을 미치고 있음을 보여준다.

제1절 서론

이 연구는 코로나19 전후 청년이 경험한 다차원적 빈곤을 분석하여 앞으로 청년이 직면할 수 있는 취약성과 이에 대응하기 위한 청년정책 방향을 모색하였다. 2023년 코로나19 이후 일상으로의 회복이 이루어지고 있다. 2022년 상반기부터 단계적 일상 회복을 통해 사회적 거리두기와 방역 조치가 완화되면서 3년여 만에 마스크 착용 의무에서 해방되었다. 학교는 대면 수업을 개시하고 여가와 소비지출이 늘어나며 코로나19 이전의 생활로 돌아간 것처럼 보인다. 바야흐로 '포스트 팬데믹' 시기가 도래하면서 코로나19 감염병 시대는 과거가 되었지만, 코로나19 세대인 청년층의 코로나19 경험과 영향은 현재 진행형이다. 사회에 첫발을 내딛는 시기에 코로나19를 경험한 청년세대의 상흔은 앞으로의 청년의 삶, 나아가 우리 사회 전체에 부정적 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

2020년 코로나19 감염병 확산은 한국 사회의 사회안전망이 예기치 못한 위기에 얼마나 취약한지 여실히 보여주었다. 한국의 체계적인 감염병 대응과 높은 시민의식은 국제적으로도 높은 평가를 받았지만, 기존의 사회안전망만으로 코로나19로 인한 일자리 감소와 소득하락에 대응하는 것은 역부족이었다. 긴급재난지원금과 소상공인을 지원하는 등 코로나19의 피해에 대응하기 위해 경제적 지원을 확대하였지만, 코로나19의 영향은 일시적 소득 감소, 경제적 어려움에 그친 것이 아니었다.

특히 정규 교육과정을 마치고 노동시장에 갓 진입하는 이행기 청년들은 코로나19의 충격을 가장 먼저, 그리고 그 어떤 공적 안전망 없이 감당해야 했다. 신규 채용은 중단되었고, 비교적 쉽게 진입할 수 있던 서비스직 일자리도 줄어들었으며 학교에 다니며 할 수 있던 아르바이트도 사라졌다. 대학을 졸업하고 취

업을 준비하려던 많은 청년은 기약 없는 '졸업'을 기다리며, '새 글'이 없는 채용 게시판을 바라보았다. 실제 노동시장에서의 청년 고용의 취약성은 두드러졌는데 코로나19 발현 초기인 2020년 4월 기준 청년 취업자는 통계 작성 이래 최대 수준인 22만 6천여 명 규모로 감소하였고(김유빈 외, 2022), 전년 동월 대비 비경제활동인구 비율 역시 타 연령 집단에 비해 청년 집단에서 더 높게 나타났다(함선유 외, 2021).

코로나19와 함께 사라진 시간은 어떤 청년에게는 다음을 준비할 기회가 되었지만, 대다수 청년에게는 그동안의 노력이 한순간에 물거품이 되는 절망의 시간이었다. 한편 이러한 취업난과 자아 성취 기회의 박탈은 겉으로 드러나는 경제적 어려움뿐만 아니라 비경제적 어려움으로 전이될 수 있다. 대표적으로 코로나19 이후 우울 위험군의 비중은 2019년(3.2%) 대비 2021년 초(2021년 3월 기준 최고, 22.8%) 6배 이상 증가하였는데, 특히 30대의 우울 점수 및 우울 위험군 비율(27.8%)이 지속적으로 높았으며(보건복지부, 2021), 사회와 단절된 은둔 고립 청년의 비율 또한 팬데믹 이전인 2019년 3.1%였으나 코로나19 확산이 지속된 2021년에는 5.1%로 증가했다(김성아, 2023).

코로나19로 인한 정신건강의 악화와 사회적 단절의 심화와 같은 오늘날의 현상을 고려할 때, 코로나19가 청년에 미친 영향에 대한 분석은 소득, 고용, 빈곤과 같은 삶의 경제적 차원 영역의 뿐만 아니라 역량, 우울, 사회적 관계, 웰빙 등 삶의 다차원적 영역을 포괄하여 수행되어야 한다. 이와 더불어 이행 과정의 분화와 이로 인한 청년의 집단 내 이질성, 그리고 실증연구에서 지속적으로 관측되고 있는 청년의 집단 내 불평등 역시 고려할 필요가 있다.

그러나 코로나19의 영향을 확인하는 기존의 연구들은 고용 충격, 소득 감소 등 경제적 영역의 부정적 영향에 집중하였다. 청년을 대상으로 한 국내연구 역시 청년의 소득과 일자리 감소와 고용의 질과 관련된 변화와 영향을 분석하는데 집중되었다(김중욱 외, 2022; 이성호·민인식, 2022; 김유빈 외, 2022; 함선유, 2022; 함선유 외, 2021; 황선웅, 2022). 일부 연구가 청년이 우울, 삶의 만족도 등 비경제적 영역의 영향을 분석하였으나(고영근·안태현, 2023; 배정희, 2022; 장우심, 2021; 최상미·주영선, 2021; 최현실, 2021 임경희, 2021; 이태혁, 2021; 김이레 외, 2022; 여유진, 2022), 많은 경우 청년층만을 대상으로 분석하여 코로나19의 충격이 실제 청년에 가중되었는지 확인하기 어려웠고, 코로나19 영향의 청년 집단 내 격차를 확인하는 데에는 제한적이었다.

이에 본 연구는 코로나19 팬데믹이 청년 집단에 미친 영향을 살펴봄에 있어 다차원 빈곤 관점을 적용하였다. 다차원 빈곤은 전통적 빈곤 측정 방식인 소득 빈곤 외에 교육·역량, 건강, 사회적 관계, 복지 등 비경제적 측면의 기회, 자원의 결핍과 배제를 반영한다는 점에서 코로나19로 인한 비경제적 영역의 취약성을 확인하게 해준다. 이 연구는 다차원 빈곤 지표 중 자아존중감, 우울, 사회적 관계, 주관적 행복 지표에 주목하여 코로나19 전후 청년의 비경제적 영역의 취약성의 변화를 살펴본다. 구체적으로 청년층과 중장년층의 비경제적 영역의 취약성을 비교하여 코로나19가 청년층에게 더 큰 영향을 미쳤는지를 검토하였고, 코로나19의 영향이 청년층 모두에게 보편적 위협이었는지, 아니면 특정한 인구학적 특징을 가진 청년에 집중된 불평등한 위협이었는지를 실증적으로 분석하였다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 코로나19 팬데믹과 이행기 청년

성인 이행기인 청년기는 자신에게 적합한 삶의 방식을 탐색하고 새로운 가능성을 모색하는 시기로 교육을 통한 역량의 개발, 노동시장으로의 진입, 사회적·경제적 독립, 새로운 가구의 형성 등 다양한 사회적 과업을 수행하는 변화의 시기이다(Arnett, 2004). 2020년 1월 발발한 코로나19 팬데믹은 모든 이들의 일상에 영향을 미쳤으나, 특히 독립된 성인이 되기 위해 미래를 준비하는 청년의 삶이 영역 전반에 더욱 큰 영향을 미쳤다.

청년은 여성, 저임금, 저숙련·임시직 근로자 등과 함께 팬데믹의 경제적 충격이 집중된 집단이었다(Beland et al., 2020; Montenovolo et al., 2020; Power et al., 2020). 감염병 확산을 막기 위한 사회적 거리두기와 봉쇄정책(Lock down)이 장기화되면서 업종별로는 대면서비스업, 종사상 지위별로는 임시·일용직에서 즉각적인 고용 충격이 나타났고, 기업의 신규 채용은 줄줄이 연기되거나 중단되었다. 사회 초년생으로 주변부 일자리에 종사하거나 구직을 준비하고 있던 청년층의 경우 이러한 일자리 감소로 인한 고용 타격을 가장 직접적으로 받았다. 국내연구 결과, 고용 지표의 부정적 영향은 일부 청년층에게서 더욱 두드러지게 나타났는데, 서비스직과 소규모 사업체에 종사하는 경우, 여성 청년인 경우, 재학 중인 경우(함선유 외, 2022; 김유빈 외, 2022), 그리고 단축근무나 유연 근로 등 노동시간 감소에 유연하게 대처할 수 있는 노동자원이 부족한 비수도권에 거주하는 청년의 경우(김유빈 외, 2022) 경제적 충격이 집중되어 나타났다.

이처럼 코로나19 팬데믹이 여타 경제위기와 가장 달랐던 지점은 감염병 확산을 막기 위해 시행된 물리적·사회적 거리두기 조치와 대면 활동의 감소이다. 이에 코로나19 이전 대면 교육으로 진행되던 대학 교육 역시 코로나19 첫해부터 전면 비대면 강의로 전환되었다. 전면 온라인 수업이라는 이례적인 교수-학습 상황 속에 대학 교육은 큰 혼란을 경험하였다. 대학생의 비대면 강의 경험에 대한 연구 결과, 비대면 강의 전환으로 많은 학생들이 집중력을 유지하는데 어려움을 겪거나 Zoom 피로를 경험하여 수업에 몰입감을 느끼지 못하는 경우가 많았고, 교수 또는 동료와 원활한 상호작용에 어려움을 겪었다. 특히 전공에 따라 실습이나 설계 또는 실험이 필요한 분야의 경우 충분한 지도가 이루어지지 못해, 향후 진로 준비를 위한 충분한 교육 기회를 얻지 못했다(Asgari et al., 2021). 특히 대학 생활이 처음인 신입생의 경우 대면 수업 지속으로 인해 시간 관리에 어려움을 느끼거나 자아존중감 저하, 무력감, 우울감을 겪는 경우도 보고되었고(최현실, 2021), 이러한 부정적인 사고는 휴학이나 자퇴로 이어져(임경희, 2021) 청년의 역량 개발을 저해하는 것으로 나타났다.

학교와 직장은 청년의 인적자본을 향상하고 직업인으로서의 역량을 함양하기 위한 교육기관일 뿐만 아니라 동료와 교류하며 사회적 기술(social skill)을 습득하고 사회성을 발달시키는 장이기도 하다. 성인기는 자신을 중심으로 사회적 관계가 확장되는 시기이자, 조직의 규범과 가치를 내면화하고 직업 정체성을 형성하여 생산성 있는 일원이 되어가는 '조직 사회화'가 일어나는 시기이다(최정원 외, 2022). Long et al.(2022)은 사회적 관계의 네 가지 영역으로 사회적 네트워크, 사회적 지지, 사회적 상호작용과 친밀감을 제시하였는데 코로나19 시기의 사회적 단절은 이 네 가지 관계 매커니즘의 전반적인 약화를 초래했다. 국내 연구 역시 코로나19 전후 청년의 사회적 친분관계 만족도와 여가생활 만족도의 유의한 감소를 보고한 바 있다(배정희, 2022).

코로나19 시기의 사회적 단절, 건강에 대한 우려, 고용과 경제적 불안 등의 스트레스 요인은 불안과 외로움, 우울과 같은 개인의 정신건강에도 부정적 영향을 미쳤다(Adams-Prassl et al., 2022; Rajkumar, 2020). 졸업 이후 다양한 사회 경험을 통해 사회적, 경제적 독립을 준비하는 이행기 청년의 경우 여타 연령 집단에 비해 이러한 정서적, 관계적 단절의 영향에 더욱 취약한 것으로 나타났다(McQuaid et al., 2021; Verma et al., 2021; van der Velden et al., 2020). 이러한 경향은 국내 연구에서도 유사하게 나타난다. 코로나19 시기 연령 집단별 불안과 스트레스 요인을 분석한 이래혁(2021)은 고령인구에 비해 청년이나 중장년 집단에서 코로나19 스트레스 위험이 더 높게 나타남을 보고하였다. 또한 한국복지패널의 CESD-11 척도를 활용하여 코로나19 전후 청년의 우울을 비교한 선행연구에서, 청년의 우울은 코로나19 이후 유의하게 선형적으로 증가하였다(김이레 외, 2022; 배정희 2022). 우울의 청년 집단별 차이를 보다 면밀하게 살펴본 배정희(2022)에 따르면 특히 대학 비진학, 수도권 거주, 여성 청년에서 우울 수준이 더 높은 것으로 나타났다. 코로나19 시기의 우울, 불안, 스트레스는 같은 시기의 자살 생각에도 영향을 미친 것으로 나타났는데(장우심, 2021), 텍사스 지역의 대형 소아과 병원의 11세~21세 청소년의 의료 데이터를 활용한 실증 분석 결과, 특정 월에서 코로나 이전 시기 대비 코로나 이후 시기 자살 생각과 자살 시도 비율이 유의하게 높게 관측되기도 하였다(Hill et al., 2021).

코로나19의 영향이 우울, 자살 생각과 같은 직접적인 정신건강의 충격으로 나타나지 않더라도, 코로나19에 대한 두려움과 불안감은 주관적 행복이나 삶의 만족도로 측정되는 웰빙(well-being)과 행복에 부정적인 영향을 미친다(Duong, 2021; 여유진, 2022). 성별과 연령 집단에 따라 코로나19 시기 생활만족도의 변화를 분석한 고영근·안태현(2023)의 연구 결과 코로나19 시기 생활만족도 감소는 특히 여성과 청년층에서 두드러지게 나타났다. 또한 최상미·주영선(2021)은 코로나19 시기 실직으로 인한 스트레스가 빈곤 청년의 행복에 부정적 영향을 미쳐 삶의 질을 저해함을 밝혔다.

선행연구 결과를 종합하면 팬데믹은 모두에게 피할 수 없는 영향을 미쳤으나, 특히 청년에게 더욱 뚜렷한 상흔을 남긴 것으로 보인다. 코로나19가 청년의 삶에 미친 부정적 영향은 고용과 경제적 영역 뿐만 아니라 교육과 역량, 심리·정서적 건강과 웰빙 등 삶의 비경제적 측면에서도 관측되었다. 특히 코로나19가 청년의 고용에 미친 영향에 대한 연구들은 타 연령 집단 대비 청년 집단에서 고용의 부정적 영향이 더욱 두드러지고, 청년 집단 내에서도 여성, 서비스직, 재학생, 비수도권 거주 청년에서 고용 충격이 집중되어 나타났음을 밝혔다(함선유 외, 2022; 김유빈 외, 2022; 황선웅, 2022).

한편, 삶의 비경제적 측면의 영향에 대한 기존 연구들은 여전히 추가적 심층적 분석이 필요한 실정이다. 선행연구들은 횡단면 자료를 활용하여 코로나19 발생 이후의 역량, 우울, 행복, 삶의 만족도 등의 영향 요인을 분석하거나 현상을 기술하는데 그쳤고(최현실, 2021; 임경희, 2021; 최상미·주영선, 2021), 청년만을 대상으로 분석하여 코로나19의 비경제적 영향이 실제 청년 집단에서만 가중되었는지 확인하기 어려웠으며(배정희, 2022; 최상미·주영선, 2021), 배정희(2022)를 제외하면 코로나19 영향의 청년 집단 내 격차를 확인하지 못하는 한계가 있었다. 또한 선행연구에서 종속변수로 활용된 자아존중감, 사회적 관계, 불안, 우울, 스트레스, 자살생각, 삶의 만족도, 행복 등 서로 유사하면서 상호관련성 높은 지표들이 삶의 어떠한 차원의 위험과 역량을 나타내는지 그 의미가 모호하였다. 이 연구는 이후 설명할 '다차원 빈곤'의 관점에서 삶의 비경제적 영역의 결핍 양상을 체계적으로 살펴보고자 하는 시도로, 코로나19 전후 청년 삶의 비경제적 영역의 변화와 격차를 보다 면밀하게 살펴보고자 한다.

2. 청년의 다차원적 빈곤

전통적으로 빈곤은 절대적 수준에서 최저생계에 필요한 물질적 자원(소득)이 없는, '가난한 상태'로 인식되었다. 이러한 접근은 일상생활에서 경험하는 빈곤의 실재를 정확하게 측정하지 못하고, 개인이 처한 다양한 욕구에 대한 고려 없이 소득이라는 단일 기준만으로 빈곤을 평가한다는 비판을 받았다. 소득 빈곤은 자원과 기회를 얻기 위해 필요한 경제적 구매력을 보여줄 뿐, 이외에 인간의 삶에 필요한 다양한 욕구를 반영하기 어렵고 시장에서 구매하기 어려운 재화(건강 등)의 결핍을 직접 측정하는데 한계가 있다(변금선·이혜림, 2021). 다차원적 빈곤은 단일 차원의 소득 빈곤 개념에서 나아가 교육, 건강, 주거, 행복 등 삶의 전반을 포괄하여 자원의 결핍과 부족을 평가하기 위한 시도이다. 최근 청년정책과 관련한 논의 또한 청년이 마주한 어려움을 단지 소득 빈곤이나 일자리 문제로 환원하는 것을 비판적으로 평가하며, 청년의 마주하는 다차원적 빈곤과 박탈, 불안정에 주목해야 함을 지적하고 있다(김문길 외, 2017; 김선기 외, 2019; 변금선·김기현, 2019; 이용호 외, 2021).

이에 이 연구는 변금선·이혜림(2021)의 청년의 다차원 빈곤 지표¹⁾를 활용하여, 코로나19가 청년의 삶에 비경제적 영역에 미친 취약성을 보다 체계적으로 살펴보고자 한다. 연구에 활용한 청년의 다차원 빈곤은 경제, 교육·역량, 노동, 주거, 건강, 사회적 관계, 복지의 7개 영역의 15개 지표로 구성되어 있다. 다차원 빈곤의 해석은 다차원 지표를 하나의 단일지수로 전환하는 방식이 이용되기도 하나, 이 연구에서는 지표의 의미와 해석을 보다 명료하게 하기 위해 단일지수가 아닌 개별 지표를 활용하였다. 이 연구는 비경제적 영역에 해당하는 교육·역량, 노동, 건강, 사회적 자본, 복지 영역의 각 지표 중, 코로나19 전후 변화가 나타난 대표 지표를 선정하여 분석에 활용하였다. 최종적으로 연구 분석에 활용한 비경제적 영역의 다차원적 빈곤 지표는 자아존중감, 우울, 사회적 관계망, 주관적 행복이다.

제3절 분석방법

1. 분석자료 및 분석방법

연구의 분석에는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널조사 14~17차년도 자료를 이용하였다. 한국복지패널조사는 조사 대상 가구와 개인의 소득, 교육, 경제 상태 등의 주된 인구사회학적 특성과 함께, 다차원 빈곤을 구성하는 우울을 포함한 개인의 심리·정서적 상태나 삶의 만족도 관련 변수를 포함하고 있어 이 연구에 적합하다. 문항은 가구와 개인의 인구사회학적 특성과 소득, 경제활동 등에 대해서는 전년도 연간의 상태와 경험을 기준으로 응답하도록 되어 있고, 우울과 자아존중감 등 개인의 심리·정서 상태와 만족도 관련 변수는 조사 현재 시점을 기준으로 응답하도록 설계되어 있다. 따라서 전년도의 개인·가구 상태와 소득, 경제활동 정보와 이듬해의 자아존중감, 우울, 자살 생각, 만족도 등의 심리·정서 관련 변수를 결합한 자료를 구축하여 조사 분석에 활용하였다. 코로나19 이전은 한국복지패널 14차(2019년 조사, 조사 기준연도 2018년)와 15차 자료(2020년 조사, 조사 기준연도 2019년)를 이용하여

1) 빈곤의 다차원성을 구성하는 영역과 측정변수, 측정 방법은 학자마다 상이하며 통일된 정의가 이루어진 바가 없다. 이 연구에서 활용한 다차원적 빈곤 개념은 선행연구에서 제기되는 다차원 빈곤의 영역과 지표 선정의 모호성과 자의성을 보완하기 위해 청년 연구 전문가, 활동가 등 36명을 대상으로 2라운드 델파이 조사를 실시하여 7개 영역 15개 지표를 선정한 결과이다(변금선·이혜림, 2021). 자세한 내용은 <표 2>, 측정 방법은 <부록 1> 참고.

분석하였고, 발생 이후는 16차(2021년 조사, 조사 기준연도 2020년) 17차(2022년 조사, 조사 기준연도 2021년) 자료를 활용하여 분석하였다. 모든 분석에는 횡단면 가중치를 적용하였다.

한국의 코로나19 바이러스 확산은 2020년 1월 20일 최초 발생하였다. 이후 코로나19 확산 시기와 주요 동향은 <표 1>과 같다. 한국복지패널의 14차 조사는 2019년 2월~5월 간 조사되어 코로나19 발생 이전 시기를 반영한다. 일반적으로 한국복지패널의 연차별 조사는 각 년도 2월 또는 3월경 조사가 시작되어 상반기 중 조사가 종료되지만, 코로나19의 영향을 받은 2020년은 6월 5일에 조사가 시작되어 9월 24일에 조사가 종료되었다. 이에 동 기간 조사된 한국복지패널 15차 자료는 2019년의 개인·가구 특성 정보와 함께 1차 유행(2020년 2월~5월) 이후 코로나19가 수도권으로 확산되던 2차 유행(2020년 8월~11월)시기의 심리적 서적 영향을 반영하고 있다고 볼 수 있다. 15차 자료의 조사 기간은 2020년 3월 팬데믹 선언 이후 사회적 거리두기가 제도화되면서 다중이용시설의 운영이 통제되던 시기였고, 조사 기간 중 월별 평균 확진자 수는 3천 명 가량이었다. 한국복지패널 16차 자료의 조사 시기는 2021년 3월 15일부터 2021년 6월 24일로, 코로나19 3차 대유행과 4차 대유행 시기 사이에 조사되었다. 코로나19 발생 후 1년이 넘게 경과 된 시점으로 코로나19와 사회적 거리두기의 장기화로 인한 국민적 피로도가 누적된 시기라고 할 수 있다. 16차 자료 조사 기간 동안 월별 평균 확진자 수는 17,000명 가량이다. 17차 자료는 2022년 3월 28일부터 7월 2일 사이에 수집되었으며 코로나 확산이 가장 극심했던 5차 유행(2020년 1월~2022년 4월)의 영향을 포함하고 있다. 특히 2022년 3월은 코로나 최초 발생 이후 만 2년이 경과 된 시점으로, 월별 신규 확진자 수가 약 1천만 명에 달하는 등 확산세가 정점에 달했던 시기이다. 해당 조사 기간 동안 월평균 확진자 수는 약 85만 명에 달했다²⁾.

이 연구에서는 코로나19 전후 변화를 분석하기 위해, 분석 시점을 2018~2019년에 해당하는 코로나19 이전시기, 2019~2020년에 해당하는 코로나19 초기 시기, 2020~2021년에 해당하는 코로나19 중기 시기로 구분하였다.

<표 1> 코로나19 확산 시기와 주요 동향

코로나19 확산	주요 동향
코로나19 1차 대유행 (2020.2.18.~2020.5.5.)	· 대구·경북 중심 확산 · 1차 사회적 거리두기 시행(고위험시설 운영 중단, 공공시설 운영 제한)
코로나19 2차 대유행 (2020.8.12.~2020.11.12.)	· 수도권 대유행 · 사회적 거리두기 2단계 격상(다중이용시설 운영중단·제한, 대규모 행사·모임 중단) ¹⁾
코로나19 3차 대유행 (2020.11.13.~2021.1.20.)	· 전국 확산 · 사회적 거리두기 2단계+α(수도권), 2.5단계 격상 ²⁾ · 마스크 착용 의무화 행정명령 시행 · 수도권 5인 이상 집합금지 행정명령
코로나19 4차 대유행 (2021.6.23.~2021.12.)	· 델타변이 유행 · 사회적 거리두기 4단계 격상(수도권) ³⁾ · 11월, 단계적 일상회복이 시작되었으나 12월부터 거리두기 강화
코로나19 5차 대유행 (2022.1.~2022.4. 중순)	· 오미크론 변이 유행 · 사회적 거리두기 완화, 2022년 4월 사회적 거리두기 전면 해제

주 1) 8월 중 2단계, 2.5단계로 격상되었으며 10월 중 1단계로 완화됨

2) 2020년 11월 7일 사회적 거리두기 단계 개편(5단계) 이후 기준임

3) 2021년 7월 1일 사회적 거리두기 단계 개편(5단계→4단계) 이후 기준임

자료 1) 코로나19 대유행기간은 서울대학교병원(2022), 코로나19 백서 기준. 주요 동향은 전제서와 보건복지부. 2023.1.20. “코로나-지난 3년간 감염병 대응의 변화”. 보도자료 참고

2) 코로나19 확진자 수는 “코로나바이러스감염증-19 전국 상황판”, 통계청, 2023년 8월 24일 접속, URL: https://kosis.kr/covid/covid_index.do을 참고하여 월별 확진자 수를 평균하였다.

연구의 주된 분석 대상은 만 19세~34세에 해당하는 청년이다. 이는 「청년기본법」의 연령 정의를 고려한 것이다. 나아가 팬데믹이 청년 집단에 미친 영향과 여타 경제활동인구 집단에 미친 영향을 비교 분석하기 위해 35세~55세에 해당하는 인구집단을 중장년층으로 정의하고 청년층과 비교 분석하였다³⁾.

연구의 분석 방법은 다음과 같다. 첫째, 코로나19 전후 청년층의 다차원 빈곤 실태를 살펴보기 위해 2018년~2021년의 연도별 다차원 빈곤을 변화에 대한 기술 통계를 살펴보았다. 코로나19 이전인 2018~2019년의 변화를 감안 하여 코로나19 이후의 변화를 살펴보기 위해, 코로나19 초기의 변화(2020-2019년)에서 코로나19 이전 시기의 변화(2019-2018)를 차감하여 코로나19 초기의 효과를 살펴보았고, 코로나19 중기의 변화(2021-2020년)에서 코로나19 이전 시기의 변화(2019-2018)를 차감하여 코로나19 중기의 효과를 살펴보았다. 둘째, 앞선 기술통계 모형과 동일한 방법으로 청년과 중장년을 비교하여 코로나19 시기 비경제적 영역의 취약성이 청년 집단에서 더욱 높게 나타나는지를 살펴보았다. 셋째, 19세~34세로 정의되는 청년층은 졸업, 취업, 결혼 등 다양한 이행과정을 포괄하는 만큼 하나의 동질적 집단으로 보기 어려운 측면이 있다. 이에 코로나19 시기 비경제적 취약성이 청년의 성별, 거주 지역, 부모 배경에 따라 다르게 나타나는지를 분석하였다. 마지막으로 다차원 빈곤 여부를 종속변수로 하고 주요 인구사회학적 특성과 시기변수를 투입한 선형확률모형 분석을 통해 다차원 빈곤의 영향 요인을 분석하였다.

제4절 분석결과

1. 분석대상의 일반적 특성

분석대상의 일반적 특성은 <표 2>와 같다. 2021년을 기준으로, 청년 중 여성은 47.7%, 중장년 중 여성은 49.4%로 중장년의 여성비율이 다소 높았다. 연령의 평균값은 청년은 26.4세, 중장년은 49.4세이다. 교육 수준의 분포는 청년의 경우 고졸이하가 48.4%, 전문대졸 18.6%, 4년제 졸 29.7%, 대학원 이상이 2.9%였고, 중장년은 고졸이하가 39.1%, 전문대졸 19.8%, 4년제 졸 35.6%, 대학원 이상이 5.6%였다. 청년의 경우 대졸 비율이 낮아 아직 교육을 종료하지 않은 특성이 드러난다. 거주지역은 청년의 경우 대도시 45.3%, 중소도시 47.5%, 읍면동 거주가 7.3%이었고, 중장년의 경우 대도시 41%, 중소도시 51.2%, 읍면동 7.8%로 청년의 대도시 거주비율이 높게 나타났다. 이는 학업과 교육을 위해 도시 거주 비중이 높은 청년층의 특성이 반영된 것으로 보인다. 배우자가 있는 경우는 청년이 15%, 중장년이 76.9%로 두 연령 집단간 비율 차이가 크게 나타났다. 경제활동상태는 청년의 경우 정규직 36.8%, 비정규직 24.8%, 실업 3.7%, 재학 13.8%, 비재학 20.8%이고 중장년은 정규직 48%, 비정규직 31.8%, 실업 1.9%, 비재학 18.4%이었다. 청년의 경우 중장년에 비해 정규직 비율이 낮고, 실업 비율이 높으며, 비경제활동인구 비율이 높았다. 1인가구 비율은 청년이 12.5%, 중장년이 6.8%로 집단간 차이가 비교적 크게 나타났는데 이 역시 학업과 교육을 위해 원가족에서부터 독립하여 이주하는 청년의 특성이 드러나는 부분이다. 저소득 비율은 청년이 9%, 중장년이 7.9%로 청년 빈곤 비율이 높았다. 가족 배경의 경우 청년은 부학력 고졸이상 82.3%, 중장년은 부학력 고졸상이 43%로 역시 집단 간 차이가 컸다.⁴⁾

3) OECD는 노동연령인구(working age population)를 만 15~64세에 해당하는 인구로 정의하고, 15~24세를 교육 이후 노동시장에 갓 진입한 사회초년생으로, 만 25~54세를 핵심노동연령(prime working age)으로, 만 55~64세를 커리어의 정점을 넘어 은퇴를 준비하는 연령집단으로 구분한 바 있다. 이 연구는 청년기본법의 청년 연령과 OECD의 핵심노동연령을 기준으로, 만 19~34세에 해당하는 인구집단을 청년으로, 35세~54세에 해당하는 인구집단을 중장년으로 구분하여 분석하였다.

4) 중장년의 경우 부학력의 모름, 무응답 응답이 높음으로 해석에 주의가 필요함.

〈표 2〉 분석대상 일반적 특성

(단위: %, 세)

구분		2018년		2019년		2020년		2021년		
		청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년	
사례 수		1,850	3,760	1,777	3,436	1,717	3,248	1,722	3,102	
성별	여성	47.9	49.1	47.6	49.4	47.5	49.3	47.7	49.4	
연령	연령(sd)	26.1(4.59)	45.2(5.86)	26.1(4.60)	45.4(5.76)	26.2(4.59)	45.7(5.71)	26.4(4.56)	45.8(5.73)	
본인 교육수준	고졸 이하	50.1	44.2	49.8	42.0	48.8	40.0	48.8	39.1	
	전문대 졸	18.9	17.6	18.4	18.4	18.7	18.5	18.6	19.8	
	4년제 졸	27.8	32.7	28.6	33.9	29.5	35.7	29.7	35.6	
	대학원 이상	3.2	5.5	3.2	5.7	3.1	5.8	2.9	5.6	
거주지역	대도시	45.5	42.7	46.1	42.1	45.8	41.2	45.2	41.0	
	중소도시	46.9	50.0	46.7	51.0	46.7	51.8	47.5	51.2	
	읍면동	7.6	7.3	7.2	6.9	7.6	7.0	7.3	7.8	
혼인상태	기혼	17.9	80.4	16.4	79.4	16.2	78.6	15.0	76.9	
경제 활동 상태	경활	정규직	35.9	48.6	36.4	48.3	35.8	49.1	36.8	48.0
		비정규직	24.3	29.7	24.4	31.0	22.6	28.2	24.8	31.8
		실업	3.4	1.4	3.5	1.3	3.0	2.3	3.7	1.9
	비경활	재학	14.6	0.0	14.7	-	13.8	-	13.8	0.0
		비재학	21.8	20.3	21.1	19.4	24.8	20.5	20.9	18.4
1인가구	1인가구	8.2	4.8	10.3	5.0	11.1	5.5	12.5	6.8	
저소득 여부	저소득	7.8	7.7	7.3	7.2	8.4	8.2	9.0	7.9	
가족배경	부학력 중졸 이하	23.1	60.7	20.3	59.4	19.6	57.9	17.7	57.0	
	부학력 고졸 이상	76.9	39.3	79.7	40.6	80.4	42.1	82.3	43.0	

2. 청년의 다차원적 빈곤 지표의 변화

코로나19 전후의 다차원적 빈곤 지표의 변화는 다음과 같은 방법으로 살펴보았다. 먼저 분석 기간에 해당하는 2018~2021년의 각 연도별 다차원적 빈곤 지표의 빈곤율을 살펴보았다. 이후 t년도에서 t-1년도의 지표 빈곤율을 차감하여 코로나 이전 시기(2019-2018, t0), 코로나 초기 시기(2020-2019, t1), 코로나 중기 시기(2021-2020, t2)의 빈곤율의 변화를 살펴보았다. 마지막으로 코로나 초기와 중기의 빈곤 증감에서 코로나19 감염병이 없던 시기의 빈곤 증감을 차감하여 코로나19 이전 기간 시간에 따라 다차원적 빈곤 지표가 변화하는 부분을 제거한 이후의 변화를 살펴보았다.

<표 3>의 분석 대상은 청년이다. 청년의 다차원적 빈곤 지표의 빈곤율을 살펴보면 다음과 같다. 경제적 차원의 소득 빈곤, 순자산 빈곤, 부채 부담 지표의 경우 소득 빈곤을 제외하고는 코로나19 초기와 중기 시기에 빈곤 증가가 두드러지지 않았다. 소득 빈곤은 경우 코로나19 이전에는 감소하였으나, 코로나19 초기에 0.4%p, 중기에 0.8%p가량 꾸준히 증가하여 코로나19 이전의 추세를 제외하고도 코로나19 이후 소득 빈곤이 증가하는 양상을 보였다.

교육·역량은 다차원 빈곤의 영역 중 빈곤율이 가장 높게 나타나는 영역이다. 니트의 경우 코로나19 초기의 충격이 상대적으로 강하게 나타났다. 니트는 코로나19 이전 감소추세였으나, 코로나19 초기 3.2%p 증가하고, 코로나 중기 3.1%p 감소하여 코로나 중기에는 코로나 이전과 비슷한 수준으로 나타났다. 한편, 자아존중감 빈곤의 경우 코로나19 초기와 중기 모두 지속적으로 증가하였는데, 모든 지표 중 코로나19 시기 동안 빈곤율이 가장 큰 폭으로 상승하여 주목할 필요가 있다.

노동 영역의 실업과 고용안정 지표는 코로나19 초기에는 빈곤율이 소폭 감소하였으나 코로나19 중기에

는 빈곤율이 증가하는 추세를 보였는데, 실업에 비해 고용안정이 코로나19 중기에 더욱 큰 폭으로 악화되는 경향을 보였다.

주거 영역의 최저주거기준과 비적정 주거 지표의 경우, 적정 면적의 주거를 의미하는 최저주거기준은 코로나 이전, 초기, 중기 시기 일관되게 빈곤이 감소하는 추세를 보였고, 비적정 주거의 경우 코로나19 중기에 다소 빈곤율이 증가하는 경향을 보였다.

건강 영역의 우울, 자살 생각, 미충족 의료 지표의 경우 코로나19 초기에는 빈곤율이 소폭 감소하였으나 코로나19 중기에 빈곤율이 증가하여 그 영향이 시기가 지남에 따라 누적적으로 나타났다. 특히 우울의 경우 코로나19 이전의 추세를 차감한 이후에도 코로나19 이후 빈곤율의 증가가 상대적으로 크게 나타났는데, 이는 코로나19 확산으로 인한 사회적 거리두기 등의 행동양식 변화와 경제적 어려움이 이행기 청년에 정신건강에 부정적 영향을 미쳤다는 선행연구의 결과와도 일치한다(김이레 외, 2022; 배정희 2022).

사회적 친분관계 만족도 지표로 측정된 사회적 관계 빈곤의 경우 상대적으로 코로나 초기의 빈곤율이 더욱 가파르게 증가했다. 사회적 관계 빈곤율은 코로나 이전 다소 감소 추세(-0.6%p)를 보였으나, 2019년 2.2%에서 2020년 4.2%로 큰 폭으로 증가하여 2021년에는 4.1%로 그 수준이 유지되었다.

마지막으로 복지 차원에서 식생활 결핍 경험은 코로나 전후 큰 변화가 없었으나 주관적 행복의 경우 사회적 관계와 유사하게 코로나 초기의 빈곤율이 상대적으로 큰 폭으로 증가하였다.

이 연구에서 특히 주목하는 다차원적 빈곤은 교육·역량, 건강, 사회적 관계, 복지 등 비경제적 차원의 빈곤이다. 그중 추후 분석에서는 <표 3>에서 코로나19 전후 청년의 취약성이 포착된 자아존중감, 우울, 사회적 관계망, 주관적 행복 4개의 지표를 중심으로 살펴보았다. 해당 지표들은 코로나19 이전 추세를 제외한 이후에도 코로나19 이후 다차원 빈곤이 증가한 것으로 나타났다. <표 2>에서 살펴본 바와 같이 다차원적 빈곤의 세부 지표 중 청년의 교육·역량 수준과 함께 경제활동 상태를 나타내는 니트 지표에서도 코로나19 이후 빈곤율의 증가가 포착되었다. 하지만 코로나19 이후 시행된 사회적 거리두기와 그에 따른 취업 장벽으로 인한 청년층의 경제적 어려움의 양상은 기존의 통계자료와 선행연구를 통해 밝혀진 바 있어, 이 연구의 분석에서는 별도로 다루지 않았다. 주거영역의 빈곤 악화 양상 또한 포착되었으나, 원가족에서 독립하지 않고 부모와 동거하는 경우가 많은 청년의 특성과 청년의 주거환경의 선택권이 제한적이며 단기간에 변화가 어렵다는 점을 고려하여 주거 관련 지표 역시 주된 분석 대상에서 제외하였다. 이에 향후 분석에서는 이 연구의 관심 지표인 자아존중감, 우울, 사회적 관계망, 주관적 행복의 4개 지표를 중심으로 청년의 비경제적 영역의 취약성을 보다 심층적으로 살펴보았다.

<표 3> 코로나19 전후 청년의 다차원 빈곤 지표의 변화

(단위: %)

다차원적 빈곤		연도별				코로나19 이전	코로나19 초기	코로나19 중기	코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 초기 효과	코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 중기 효과
		2018	2019	2020	2021	19-18(t0)	20-19(t1)	21-20(t2)	t1-t0	t2-t0
경제	소득 빈곤	6.3	5.4	5.8	6.6	-0.8	0.4	0.8	1.2	1.6
	순자산 빈곤	2.1	2.0	1.9	1.4	-0.1	-0.1	-0.6	0.0	-0.5
	부채부담	1.9	1.3	2.3	1.2	-0.5	1.0	-1.1	1.5	-0.6
교육·역량	니트5)	25.1	24.6	27.8	24.7	-0.6	3.2	-3.1	3.8	-2.5
	자아존중감6)	23.0	20.4	20.9	24.8	-2.7	0.5	3.9	3.2	6.6
노동	실업	3.4	3.5	3.0	3.7	0.1	-0.5	0.7	-0.6	0.6
	고용안정	24.3	24.4	22.6	24.8	0.1	-1.8	2.2	-1.9	2.1

주거	최저주거기준	10.8	8.8	7.5	7.5	-2.0	-1.3	-0.1	0.7	2.0
	비적정 주거	3.3	3.0	3.4	4.1	-0.3	0.4	0.7	0.6	0.9
건강	우울	7.7	6.3	5.7	7.4	-1.4	-0.7	1.7	0.7	3.1
	자살생각	1.8	1.2	0.8	1.1	-0.6	-0.4	0.3	0.2	0.9
	미충족 의료	0.2	0.3	0.2	0.4	0.1	-0.1	0.2	-0.2	0.1
사회적 관계	사회적 관계망	2.7	2.2	4.2	4.1	-0.6	2.1	-0.2	2.6	0.4
복지	식생활 결핍	1.5	1.4	1.2	1.6	0.0	-0.2	0.3	-0.1	0.4
	주관적 행복	2.2	2.6	4.7	4.2	0.4	2.1	-0.5	1.6	-0.9

3. 비경제적 영역의 취약성: 청년과 중장년의 비교

코로나19로 인한 비경제적 영역의 취약성이 청년 집단에서 더욱 두드러지게 나타난 것인지를 살펴보기 위해 <표 4>는 청년과 중장년의 코로나19 이전과 이후의 다차원 빈곤 변화를 비교하였다. 다차원 빈곤은 앞서 살펴본 비경제 영역의 지표인 자아존중감, 우울, 사회적관계망, 주관적 행복의 빈곤율을 중심으로 살펴보았다. 2021년 기준 자아존중감은 고용안정과 함께 빈곤율이 가장 높은 지표였다. 청년과 중장년의 자아존중감 빈곤을 비교한 결과 코로나19 이전과 이후 모든 시기에서 중장년에 비해 청년의 빈곤율이 높았다. 청년의 자아존중감 빈곤율은 코로나19 이후 지속적으로 증가하였으며 특히 코로나19 중기에 큰 폭으로 증가한 반면, 중장년의 경우 코로나19 이전과 초기에는 빈곤 감소추세를 유지하다가 코로나19 중기에 증가하는 경향을 보였다. <표 4>에서 코로나19 이전 추세를 차감한 코로나19 이후의 영향을 살펴보면 코로나 초기와 중기 모두 중장년에 비해 청년에서 상대적으로 자아존중감 빈곤 증가가 더욱 크게 나타난 것으로 볼 수 있다.

우울의 경우, 코로나 초기에는 중장년의 우울이 높고, 코로나 중기에는 청년의 우울이 다소 높아 일관되지 않는 경향을 보였다. 청년의 우울은 2018년 7.7%에서 코로나 초기까지 지속적으로 감소(2020년 5.7%)하다가 코로나 중기에 다시 7.4%로 반등하는 추세를 보였고, 중장년의 경우 코로나 전후 6.2%~6.8%대로 수준의 증감이 있지만 변화의 폭은 상대적으로 크지 않았다. 코로나19 이전 추세를 차감한 영향을 살펴보면 특히 코로나 중기 중장년에 비해 청년 집단에게서 우울이 큰 폭으로 증가했다.

사회적 관계망의 빈곤율은 청년에 비해 중장년에서 다소 높았으나, 코로나 중기에 그 격차가 줄어들었고 청년과 중장년 모두 코로나 초기의 부정적 영향이 크게 나타났다. 코로나19 이전 추세를 차감한 영향을 살펴보면 코로나 초기에는 청년이 중장년에 비해 사회적 관계망 빈곤이 더욱 큰 폭으로 증가했고, 중기에는 중장년의 경우 사회적 관계망 빈곤이 감소한 반면 청년은 여전히 증가하는 추세를 보였다.

주관적 행복은 코로나19 초기까지는 중장년의 빈곤율이 높았으나, 코로나19 중기에는 청년의 빈곤율이 더 높았다. 주관적 행복 역시 청년과 중장년 모두에서 코로나 초기의 부정적 영향이 상대적으로 크게 나타났다. 특히 청년의 경우 2018년 주관적 행복 빈곤율이 2.2%였으나, 코로나19 이후인 2020년에는 4.7%로 배로 증가하였다. 코로나19 이전 추세를 차감한 결과 코로나19 초기에는 중장년이 청년에 비해 주관적 행복 빈곤이 상대적으로 큰 폭으로 증가하였으나, 코로나 19 중기에는 중장년의 감소 폭이 더욱 컸다. 전반적인 추세 변화를 살펴보면 청년과 중장년 모두 사회적 관계망과 주관적 행복 빈곤율의 경우 2020년 이

5) 닛트 중 구직 닛트는 노동영역의 실업 지표와 중복되지만 '닛트'의 지표를 통해 경제활동 상태 자체 보다는 일과 교육·훈련, 구직활동 등 사회적 활동으로부터의 배제를 측정하고자 하여 별도의 개별 지표로 활용하였다.

6) 정신보건 영역에서 자아존중감 변수는 우울, 불안과 함께 정신건강을 측정하는 지표로도 활용된다. 자아존중감은 긍정적 심리 자원으로 개인이 주도적으로 삶을 이끌어 나가는데 필수적인 정신건강의 요소로도 해석되나(김이레 외, 2022), 이 연구에서는 청년의 '건강'이 아닌 '역량'에 해당하는 지표로 보았다.

후 감소세로 다소 회복되고 있는 것으로 보이나, 자아존중감과 우울의 경우 코로나 2020년 이후 지속적으로 빈곤이 심화되고 있다.

〈표 4-1〉 청년과 중장년의 코로나19 시기 비경제적 영역 빈곤 지표의 변화(1)

(단위: %)

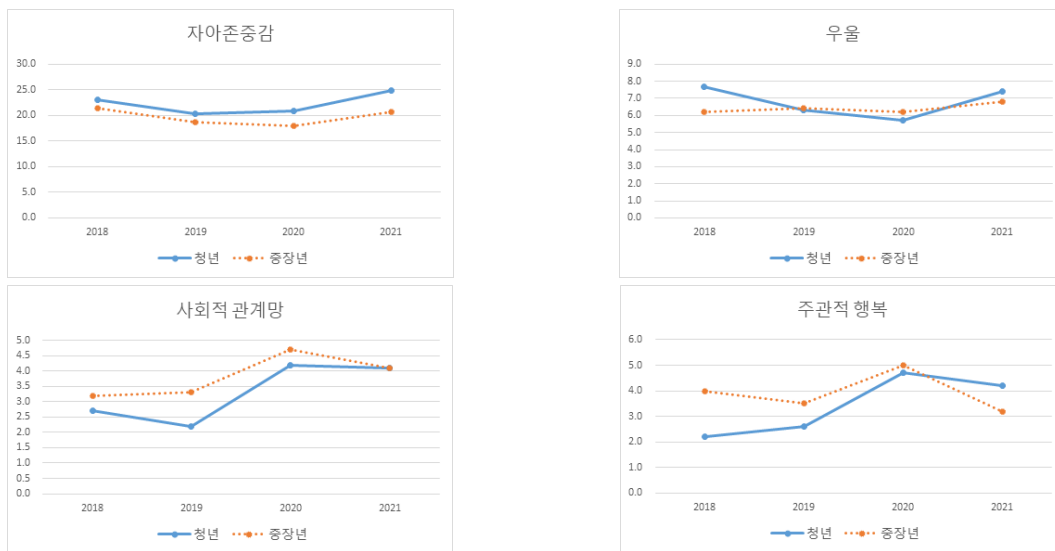
비경제적 영역의 다차원적 빈곤 지표	연도별							
	2018		2019		2020		2021	
	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년
자아존중감	23.0	21.5	20.4	18.7	20.9	17.9	24.8	20.6
우울	7.7	6.2	6.3	6.4	5.7	6.2	7.4	6.8
사회적 관계망	2.7	3.2	2.2	3.3	4.2	4.7	4.1	4.1
주관적 행복	2.2	4.0	2.6	3.5	4.7	5.0	4.2	3.2

〈표 4-2〉 청년과 중장년의 코로나19 시기 비경제적 영역 빈곤 지표의 변화(2)

(단위: %)

다차원적 빈곤 지표	코로나19 이전		코로나19 초기		코로나19 중기		코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 초기 영향		코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 중기 영향	
	19-18(t0)		20-19(t1)		21-20(t2)		t1-t0		t2-t0	
	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년	청년	중장년
자아존중감	-2.7	-2.8	0.5	-0.8	3.9	2.7	3.2	2.0	6.6	5.5
우울	-1.4	0.3	-0.7	-0.2	1.7	0.6	0.7	-0.5	3.1	0.3
사회적 관계망	-0.6	0.1	2.1	1.4	-0.2	-0.5	2.6	1.3	0.4	-0.6
주관적 행복	0.4	-0.5	2.1	1.5	-0.5	-1.8	1.6	2.0	-0.9	-1.3

〔그림 1〕 청년과 중장년의 코로나19 전후 다차원 빈곤 지표의 변화



정리하자면, 네 가지 비경제적 영역의 빈곤 지표 중 중장년에 비해 청년의 빈곤이 뚜렷하게 높게 나타나는 지표는 자아존중감이었다. 우울은 청년과 중장년의 빈곤율이 비슷했고, 사회적 관계망과 주관적 행복 경우 2019년까지는 중장년의 빈곤 비율이 청년에 비해 더 높게 나타나다가 코로나19 이후인 2020년부터 그 격차가 줄어들거나 반등되는 경향을 보였다. 상대적 변화를 살펴보면, 자아존중감과 우울은 코로나19 중기에 청년이 중장년에 비해 빈곤을 다소 큰 폭으로 증가하였고, 사회적 관계망과 주관적 행복은 코로나 전기에 청년이 중장년에 비해 빈곤율이 다소 큰 폭으로 증가하였다. 특히 사회적 관계망과 주관적 행복

빈곤은 코로나 중기에 두 집단 모두에서 감소하는 경향을 보였는데, 빈곤의 감소는 청년에 비해 중장년 집단에서 상대적으로 더욱 큰 폭으로 나타났다.

4. 비경제적 영역의 취약성: 청년 집단 내 차이

만 19세~34세의 연령 집단으로 정의되는 청년기는 생애과정상 졸업, 취업, 독립, 결혼 등 다양한 이행과정에 노출되는 시기인 만큼 단일하고 동질적인 집단으로 간주하기 어려운 측면이 있다. 선행연구에 따르면 코로나19의 영향은 기존의 사회적 격차를 더욱 강화하는 방식으로 영향을 미쳤고(손병돈·문혜진, 2021), 청년에 미친 경제적 충격은 특히 여성과, 중소도시 거주 청년에게서 집중되어 나타났다(함선유 외, 2022; 김유빈 외, 2022). 이에 성별과 거주지역, 그리고 가족 배경 변수를 중심으로 청년 집단 내의 코로나19 영향의 차이를 살펴보았다. 성별은 남성과 여성으로 구분하였고, 거주지역은 학업과 취업을 위해 수도권과 서울로 이동하는 청년의 특성을 반영하여 서울과 비서울로 구분하였다. 마지막으로 가족 배경의 경우 부의 학력이 중졸인 경우 부가 저학력인 것으로, 고졸 이상인 경우 고학력인 것으로 구분하였다.

<표 5>의 기술통계에서 자아존중감 빈곤율은 여성, 서울거주, 부학력이 낮은 청년에게서 더 높았다. 여성과 남성 모두 코로나19 초기에 비해 코로나19 중기에 자아존중감 빈곤이 더 큰 폭으로 증가했는데 특히 코로나 중기 남성의 빈곤이 비교적 큰 폭으로 증가하였다. 코로나19 이전 시기를 고려하면 성별, 지역별 격차는 코로나19 이후 줄었으나, 자아존중감의 부모 배경에 따른 격차는 코로나19 이전 시기에 비해 이후에 대폭 증가하였다. 특히 저소득층의 경우 코로나 초기 자아존중감 빈곤이 매우 큰 폭으로 증가하였고, 코로나 중기에도 지속적인 빈곤의 증가세를 보인 반면, 고소득층의 경우 코로나19 중기에서야 자아존중감 빈곤이 다소 증가하는 경향을 보였다.

우울 또한 자아존중감과 동일하게 여성, 서울, 부 저학력에서 더 높았다. 코로나19 시기 청년 여성의 우울이 높게 나타난 점은 선행연구를 통해 드러난 사실이다(김이레 외, 2022; 배정희 2022). 하지만 코로나19 이전의 추세를 고려할 때, 여성의 우울 빈곤은 코로나19 이전부터 높았고 코로나19 시기 증감을 반복한 반면, 남성의 우울은 코로나19 초기 비교적 큰 폭으로 증가하여 코로나 중기까지 지속되었다.

지역별 우울의 추세는 상이한 양상을 보인다. 비서울의 경우 2019년에 비해 코로나19 이후 시기에서 우울 빈곤이 오히려 낮았지만, 서울의 경우 코로나19 이전에는 비서울과 비슷한 우울 수준을 보였으나 코로나19 이후 우울 빈곤이 지속적으로 높아졌다. 이에 코로나19 이후 서울과 비서울 간의 우울 빈곤의 격차가 더욱 심화되었다. 코로나19 이후 부모 배경에 따른 우울의 격차 또한 나타나는데, 부학력이 높은 경우 코로나19 초기까지 우울이 지속적으로 감소하다가 코로나 중기 다소 증가하는 추세를 보였고 부학력이 낮은 경우 코로나19 초기부터 우울 빈곤이 지속적으로 증가하였다.

사회적 관계망 빈곤은 성별과 부모 배경에 따른 차이가 뚜렷했다. 사회적 관계망 빈곤은 남성과 부학력이 낮은 집단에서 더 높았으며 지역별 차이는 일관되지 않았다. 코로나19 이전 추세를 고려하였을 때 사회적 관계망 빈곤을 코로나 초기에 가파르게 증가하는 경향을 보였는데 특히 그 영향이 여성과 부학력이 높은 경우 비교적 큰 폭으로 증가하였다. 부 학력이 낮은 경우 부 학력이 높은 집단에 비해 사회적 관계망이 취약할 확률이 높았고, 이러한 부모 배경에 따른 격차는 코로나19가 심화되면서 점차 커졌다.

주관적 행복 빈곤은 남성과 부의 학력이 낮은 집단에서 더 높았으며 지역별 차이는 일관되지 않았다. 주관적 행복 빈곤 역시 사회적 관계망과 동일하게 코로나 초기에 빈곤율이 비교적 큰 폭으로 증가하였는데 특히 남성, 서울 거주, 부 학력이 저학력인 경우 그 영향이 크게 나타났다.

〈표 5〉 코로나19 시기 청년의 비경제적 영역 빈곤 지표의 변화: 성별, 지역별, 가족 배경별

(단위: %)

구분	연도별				코로나19 이전	코로나19 초기	코로나19 중기	코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 초기 효과	코로나19 이전 추세를 제외한 코로나 중기 효과		
	2018	2019	2020	2021	19-18(t0)	20-19(t1)	21-20(t2)	t1-t0	t2-t0		
자아 존중감	전체	23.0	20.4	20.9	24.8	-2.7	0.5	3.9	3.2	6.6	
	성별	여성	26.3	24.4	22.4	25.9	-1.9	-2.0	3.5	-0.1	5.3
		남성	19.9	16.5	19.4	23.8	-3.4	2.9	4.3	6.3	7.7
	지역별	비서울	22.0	18.1	19.5	23.1	-3.9	1.4	3.6	5.3	7.5
		서울	26.8	28.5	26.0	31.0	1.7	-2.5	5.1	-4.2	3.4
	가족 배경	부 저학력	27.9	21.9	29.9	31.4	-5.9	8.0	1.4	13.9	7.4
부 고학력		22.0	19.9	18.5	23.3	-2.1	-1.4	4.8	0.8	6.9	
우울	전체	7.7	6.3	5.7	7.4	-1.4	-0.7	1.7	0.7	3.1	
	성별	여성	10.1	9.9	8.2	11.0	-0.1	-1.7	2.8	-1.6	2.9
		남성	5.4	2.8	3.3	3.8	-2.6	0.4	0.6	3.0	3.2
	지역별	비서울	7.6	6.2	4.7	6.1	-1.3	-1.5	1.4	-0.2	2.7
		서울	8.3	6.7	9.1	12.2	-1.6	2.4	3.1	4.0	4.7
	가족 배경	부 저학력	8.6	6.3	7.3	9.8	-2.3	1.0	2.4	3.3	4.7
부 고학력		7.2	6.5	5.4	7.2	-0.7	-1.1	1.8	-0.4	2.5	
사회적 관계망	전체	2.7	2.2	4.2	4.1	-0.6	2.1	-0.2	2.6	0.4	
	성별	여성	3.2	1.6	3.8	3.5	-1.6	2.2	-0.3	3.8	1.3
		남성	2.2	2.7	4.7	4.7	0.5	2.0	0.0	1.5	-0.5
	지역별	비서울	2.4	2.1	4.3	3.9	-0.4	2.3	-0.5	2.7	-0.1
		서울	3.7	2.5	3.9	5.0	-1.2	1.4	1.1	2.6	2.3
	가족 배경	부 저학력	4.9	3.9	6.5	8.2	-1.0	2.7	1.7	3.7	2.7
부 고학력		2.2	1.7	3.7	3.2	-0.5	2.0	-0.5	2.5	-0.1	
주관적 행복	전체	2.2	2.6	4.7	4.2	0.4	2.1	-0.5	1.6	-0.9	
	성별	여성	2.0	2.8	3.8	4.2	0.8	1.0	0.4	0.3	-0.4
		남성	2.4	2.5	5.6	4.3	0.1	3.0	-1.2	2.9	-1.4
	지역별	비서울	3.4	4.6	7.8	6.8	1.3	3.1	-1.0	1.9	-2.2
		서울	1.9	2.3	4.2	3.7	0.4	1.9	-0.5	1.6	-0.8
	가족 배경	부 저학력	2.5	3.0	5.4	5.3	0.5	2.4	-0.1	1.9	-0.7
부 고학력		1.8	2.3	3.8	2.3	0.4	1.5	-1.5	1.1	-2.0	

분석 결과, 코로나19 전후 비경제적 영역 빈곤 지표의 성별, 지역별, 부모 배경별 차이는 지표의 특성별로 이질적으로 나타났다. 먼저 성별을 중심으로 살펴보면 자아존중감과 우울 빈곤은 여성 청년이 더 높았고, 삶의 만족도 항목으로 측정된 사회적 관계망과 주관적 행복의 경우 남성 청년의 빈곤 수준이 상대적으로 더 높았다. 자아존중감과 우울의 경우 코로나19 이후 성별 격차가 다소 줄어드는 경향을 보였으나, 사회적 관계망과 주관적 행복의 성별 차이 변화는 일관된 추세를 나타내지 않았다. 지역별로 살펴보면, 비서울에 비해 서울에서 모든 시기 청년의 자아존중감과 우울 빈곤이 일관되게 높았다. 특히 우울 빈곤은 코로나19가 심화될 수록 서울에서 더 큰 폭으로 증가하여 서울과 지방의 격차가 더욱 커졌다. 사회적 관계망과 주관적 행복의 경우 지역별 격차의 추세는 뚜렷하지 않았다. 마지막으로 부모 배경별 격차는 모든 변수에서 뚜렷하게 나타났다. 특히 자아존중감, 사회적 관계망, 우울 빈곤의 경우 부 학력이 낮은 경우 모든 시점에서 빈곤율이 높았다.

5. 코로나19와 청년의 비경제적 영역의 취약성

앞서 기술 통계를 통해 살펴본 코로나19와 청년의 비경제적 영역의 취약성 변화 결과를 종합하기 위해, 자아존중감, 우울, 사회적 관계, 주관적 행복 빈곤을 종속변수 하여 코로나 이전(2019년), 초기(2020년), 중기(2021년)의 각 시기별 영향을 살펴보았다. 2018년도 대비 2019년도의 영향, 2019년도 대비 2020년도의 영향, 2020년도 대비 2021년도의 영향을 살펴보기 위해 두 개 연도를 결합한 균형패널을 구축하고, 전년도는 0, 다음 연도는 1의 값을 갖는 시기 더미 변수를 생성하였다. 분석에는 청년과 중장년 구분변수, 시기 더미 변수, 시기와 청년 여부의 교차 변수를 투입하였다. 이밖에 개인 특성 변수인 성, 연령, 학력, 거주지역, 혼인상태, 가구 유형 등을 통제하였으며 이에 더해 현재 소득과 경제활동상태를 단계적으로 통제하였다. 이 연구모형과 같이 종속변수가 이분 변수인 경우 프로빗(probit regression model), 또는 로짓모형(logistic regression model)을 적용하는 것이 적절하지만 해석의 편의를 위하여 선형확률모형(linear probability model)을 적용하여 분석하였다.

<표 6>은 시기 변수와 통제변수를 모두 투입한 통합모형의 결과로 분석 결과는 청년 여부와 시기 더미, 교차항을 중심으로 보고하였다. 분석 결과 주요 인구 사회학적 특성과 소득, 고용 변수를 통제한 이후에도 청년과 중장년의 비경제적 영역의 취약성은 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 코로나19 전후의 모든 시기에서 청년은 중장년에 비해 비경제적 영역의 빈곤 확률이 낮았는데, 이는 청년층에서 소득과 고용의 충격이 두드러졌던 경제적 영역의 빈곤과는 상반된 결과이다⁷⁾. 특히 자아존중감의 경우 <표 3>의 기술통계에서는 중장년에 비해 청년의 빈곤이 높았으나, <표 4>에서 다차원 빈곤에 영향을 미치는 주요 변수들을 통제하였을 때는 연령의 효과가 반대로 나타났다. 즉, 앞선 기술통계에서 나타난 청년과 중장년의 자아존중감 차이는 연령 자체의 효과라기 보다 각 연령 집단이 가진 연령 이외의 특성에서 비롯된 차이일 수 있다. 실제로 4개의 종속변수 모형 모두에서 혼인상태, 1인 가구 여부 등의 개인 특성 변수와 경제활동상태와 같은 고용 관련 통제변수가 모두 통계적으로 유의하게 나타났다.

시기 더미 변수를 살펴보면, 청년과 중장년을 포함한 전체 집단에서 자아존중감은 코로나 중기인 2020년 대비 2021년에 낮을 확률이 높아 코로나 중기의 영향이 드러났고, 사회적 관계와 주관적 행복의 경우 2019년 대비 2020년에 낮을 확률이 높아 코로나 초기의 영향이 드러났다. 한편, 주관적 행복이 낮을 가능성은 2020년 대비 2021년에 유의하게 감소하였는데, 이는 코로나 중기시기 청년과 중장년 모두 주관적 행복의 취약성이 감소하였던 기술통계의 방향과(<표 3>)과 일치한다. 한편 코로나19 시기와 청년의 교차항은 통계적으로 유의하지 않아 청년 여부가 종속변수에 미치는 영향은 코로나19 시기에 따라 달라지지 않는 것으로 나타났다.

7) 경제적 영역의 지표인 소득, 고용안정 빈곤여부를 종속변수로 투입하여 동일한 분석모형을 분석한 결과 청년여부 변수는 소득 빈곤에서는 유의하지 않았고 고용안정의 경우, 청년에 비해 중장년의 빈곤 확률이 더욱 높았다.

<표 6> 코로나19 시기가 비경제적 영역 취약성에 미친 영향: 청년과 중장년의 비교

구분	자아존중감 낮음			우울 높음			사회적 관계 낮음			주관적 행복도 낮음		
	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21
청년여부 (ref: 중장년)	-0.097***	-0.093***	-0.092***	-0.025***	-0.044***	-0.050***	-0.015**	-0.027***	-0.020***	-0.037***	-0.038***	-0.026***
시기더미 (ref: t-1년)	-0.029***	-0.010	0.030***	0.003	-0.003	0.003	0.000	0.013**	-0.003	-0.005	0.014***	-0.018***
시기×청년	0.009	0.010	0.010	-0.014	-0.003	0.012	-0.004	0.007	0.002	0.012	0.006	0.011
절편	0.219***	0.233***	0.210***	0.049***	0.052***	0.076***	0.029***	0.030***	0.021*	0.034***	0.040***	0.053***
사례 수	8,194	7,776	7,434	8,194	7,776	7,434	8,365	7,905	7,565	8,922	8,422	8,045
R ²	0.066	0.061	0.075	0.029	0.039	0.039	0.019	0.026	0.030	0.021	0.033	0.037

주 1) 성, 학력, 거주지역, 혼인상태, 가구 유형, 현재 소득상태, 경제활동상태 변수가 통제변수로 투입된 모형임

2) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

이후 분석에서는 청년 집단만을 분석 대상으로 하여 청년의 특성에 따라 코로나19의 영향력이 다르게 나타나는지 살펴보았다. 성별, 지역, 부모 배경 변수를 투입하여 청년 집단 내의 이질적 영향을 살펴보았다. 분석자료의 구조는 <표 6>과 동일하게 구성하였다⁸⁾. 코로나 이전, 초기, 중기시기의 효과를 구분하기 위해 각각 시기 더미를 투입하였고, 시기와 청년 특성의 교차항 변수를 투입하여 선형확률모형으로 분석하였다.

<표 7>에서는 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역에 미친 취약성을 성별을 중심으로 살펴보았다. 분석 결과 자아존중감과 우울의 경우 코로나 이전과 이후 시기 모두 남성에 비해 여성이 취약할 확률이 높았다. 사회적 관계에서의 성별 차이는 유의하지 않으나, 주관적 행복의 경우 코로나19 중기시기에서 남성 취약성이 상대적으로 높았다. 이는 앞서 <표 5>에서의 자아존중감과 우울 빈곤은 여성 청년이 더 높고, 주관적 행복 빈곤은 남성이 비교적 더 높았던 기술 통계 결과와 일치한다.

시기 변수를 살펴보면 자아존중감의 경우 코로나 중기시기 더미가 유의하여 2020년 대비 2021년의 빈곤 확률이 유의하게 높았다. 한편 사회적 관계와 주관적 행복의 경우 코로나 초기인 2019년 대비 2020년의 빈곤 확률의 유의하게 높았다. 코로나19 시기와 성별의 교차항 분석 결과, 성별이 자아존중감 빈곤에 미치는 영향은 시기에 따라 유의미한 차이가 있었는데, 남성의 경우 코로나19 초기 시기 자아존중감 빈곤을 경험할 확률이 증가하였다. 자아존중감의 2019-2020 모형에서, 성별 더미 투입한 결과 남성에 비해 여성의 자아존중감이 낮을 가능성이 높았으나, 시기×성별의 교차항에서는 코로나19 초기 시기 여성에 비해 남성의 자아존중감이 낮을 가능성이 높아 성별이 영향을 미치는 방향이 달라진 것을 알 수 있다. <표 5>의 기술통계를 살펴보면, 코로나19 이전과 이후 모든 시기에서 남성에 비해 여성의 자아존중감 빈곤율의 절대값은 더 높았으나, 2019년에서 2020년 사이 여성의 빈곤율은 감소한 반면 남성의 빈곤율은 상대적으로 큰 폭으로 증가한 것을 알 수 있다. 즉 자아존중감의 경우 전반적으로 여성의 취약성이 더 높았으나, 코로나19 초기의 경우 남성의 취약성이 상대적으로 큰 폭으로 증가하였다.

한편, 코로나19 시기 여성 청년에게 증가한 우울 위험을 보고하는 선행연구의 결과와 달리 <표 7>의 우울 빈곤을 종속변수로 한 모형에서 코로나19 시기의 효과는 나타나지 않는데, 이를 <표 5>의 기술통계 결

8) 분석모형에 포함된 공통된 통제변수는 연령, 학력, 혼인상태, 1인가구 여부, 현재 소득과 경제활동상태임. 성별 분석모형의 경우 지역과 부모 소득 배경 변수를 통제변수로 포함하였고, 지역별 분석모형의 경우 성과 부모 배경 변수를 통제변수로 포함하였으며, 부모 배경별 분석모형의 경우 성과 지역 변수를 통제변수로 포함하였음.

과에 비추어 보면 코로나19 이전부터 여성의 우울 수준이 남성에 비해 상당히 높았고 코로나19 이전부터 성별의 격차가 이미 존재하고 있어 시기별×성별 상호작용의 격차가 유의하지 않았을 가능성이 있다.

<표 7> 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역 취약성에 미친 영향: 성별 비교

구분	자아존중감 낮음			우울 높음			사회적 관계 낮음			주관적 행복도 낮음		
	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21
여성 (ref: 남성)	0.089***	0.106***	0.061***	0.048***	0.070***	0.054***	0.014*	-0.004	-0.002	-0.000	0.002	-0.018*
시기더미 (ref: t-1년)	-0.031	0.023	0.059**	-0.024	0.003	0.010	0.005	0.019*	0.004	0.003	0.032***	-0.017
시기×성별	0.009	-0.040*	-0.037	0.028	-0.019	0.012	-0.022*	0.003	-0.012	0.007	-0.023	0.017
절편	0.068	-0.011	0.153	-0.054	-0.007	-0.026	-0.062*	-0.080**	-0.049	-0.106***	-0.075*	-0.040
사례 수	2,447	2,399	2,364	2,447	2,399	2,364	2,624	2,536	2,511	2,861	2,767	2,711
R ²	0.065	0.067	0.063	0.024	0.033	0.045	0.027	0.033	0.030	0.040	0.046	0.043

주 1) 연령, 학력, 거주지역, 혼인상태, 가구 유형, 현재 소득상태, 경제활동상태, 가족배경 변수가 통제변수로 투입되었음
 2) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

<표 8>은 동일한 모형으로 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역에 미친 영향을 지역 변수를 중심으로 살펴보았다. 분석 결과 코로나 이후의 자아존중감, 우울, 주관적 행복의 경우 서울 거주 청년이 취약할 확률이 높았다. 시기 더미 변수를 살펴보면, 자아존중감이 낮을 가능성은 2018년 대비 2019년에 유의하게 감소하였으나, 2020년 대비 2021년에 유의하게 증가하여 코로나19 중기의 부정적 영향이 포착되었다. 사회적 관계와 주관적 행복이 낮을 가능성은 2019년 대비 2020년에 유의하게 증가하여 코로나19 초기의 영향이 드러났다. 코로나19 시기와 지역 변수의 교차항 분석 결과, 서울 거주 청년이 우울에 미치는 영향은 시기에 따라 유의한 차이가 있었는데, 서울 청년의 경우 코로나 초기인 2020년에 우울을 경험할 확률이 높았다. 한편 주관적 행복 여부를 종속변수로 한 분석에서 시기와 지역의 교차항을 투입한 결과, 서울 거주 청년이 코로나 후기 주관적 행복도는 높아지는 것으로 나타나, 지역 변수만 투입한 경우(행복도가 낮아짐)과 그 영향이 반대로 나타났다. 왜 자아존중감, 우울, 주관적 행복은 서울 거주 청년에게서 더 취약한 것일까? 서울은 더욱 많은 기회를 위해 홀로 이주한 청년들이 집중되어 있다. 이에 따른 심화 된 경쟁과 높은 물가로 거주환경과 삶의 질이 서울 이외의 지역보다 비해 낮아 서울 거주 여부가 비경제적 영역의 지표에 부정적 영향을 미칠 수도 있다. 실제로 분석에 함께 투입된 통제변수를 살펴보면, 3개의 종속변수 모형 모두에서 혼인상태, 가구유형, 경제활동상태의 영향이 유의하게 나타나, 청년이 비교적 안정적 생활환경을 구축하기 어려운 서울의 특성이 반영된 결과로 해석할 수 있다.

<표 8> 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역 취약성에 미친 영향: 지역별 비교

구분	자아존중감 낮음			우울 높음			사회적 관계 낮음			주관적 행복도 낮음		
	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21
서울 (ref: 비서울)	0.034	0.095***	0.075***	-0.005	0.004	0.047***	0.015	0.005	0.001	0.048***	0.033***	0.040***
시기더미 (ref: t-1년)	-0.039**	0.006	0.041**	-0.012	-0.016	0.012	-0.004	0.023***	-0.006	0.009	0.019**	0.001
시기×지역	0.060	-0.015	-0.003	0.009	0.043*	0.016	-0.008	-0.011	0.018	-0.010	0.009	-0.046**
절편	0.073	-0.003	0.162*	-0.059	0.001	-0.027	-0.057*	-0.082**	-0.044	-0.108***	-0.068*	-0.049
사례 수	2,447	2,399	2,364	2,447	2,399	2,364	2,624	2,536	2,511	2,861	2,767	2,711
R ²	0.065	0.066	0.063	0.023	0.034	0.046	0.026	0.033	0.030	0.040	0.045	0.044

주 1) 성, 연령, 학력, 거주지역, 혼인상태, 가구 유형, 현재 소득상태, 경제활동상태, 가족배경 변수가 통제변수로 투입되었음
 2) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

<표 9>에서는 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역에 미친 영향을 가족배경 변수를 중심으로 살펴본다. 분석 결과 부의 학력이 높을 경우 자아존중감과 사회적 관계, 주관적 행복이 취약할 확률이 낮아 가족배경변수의 영향이 드러났다. 특히 자아존중감과 주관적 행복의 경우 코로나19 중기시기 부학력이 높은 집단에서 취약할 확률이 낮았다. 시기 변수와 시기×부학력의 교차항 변수의 경우 자아존중감 빈곤을 종속 변수로 하였을 때 코로나 초기의 영향이 유의미하였다. 즉 코로나 초기 시기 부의 학력이 높은 집단에서 자아존중감이 낮을 확률이 유의하게 감소하였다.

앞서 살펴본 기초통계 <표 5>에서 부모 배경에 따른 자아존중감, 사회적 관계, 주관적 행복의 차이가 일관되게 나타났고, 특히 사회적 관계 변수의 코로나 19시기 계층 간의 격차가 뚜렷하게 증가하는 양상을 보였음에도 <표 9>에서 통제변수를 투입한 분석한 결과에서는 부모 배경 변수와 코로나19의 시기의 영향이 두드러지지 않았다. 하지만 이러한 결과를 통해 부모 배경이 청년의 비경제적 영역 취약성에 미치는 영향이 미미하다고 결론짓기는 어렵다. 청년 개인 학력, 역량, 직장 등에 부모 배경이 영향을 미침으로써 간접적인 영향력을 가질 수 있기 때문이다. 실제로 통제변수를 투입한 모형에 특히 학력과 경제활동상태 변수가 통계적으로 유의한 영향력을 보였는데, 이는 부모 배경 변수의 간접적 영향으로도 해석할 수 있다.

<표 9> 코로나19 시기가 청년의 비경제적 영역 취약성에 미친 영향: 가족 배경별 비교

구분	자아존중감 낮음			우울 높음			사회적 관계 낮음			주관적 행복도 낮음		
	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21	18-19	19-20	20-21
부학력 고졸 (ref: 부학력 중졸)	-0.070***	-0.024	-0.103***	-0.013	-0.001	-0.018	-0.023**	-0.015	-0.018	-0.013	-0.019	-0.024*
시기더미 (ref: t-1년)	-0.056	0.065*	-0.006	-0.021	0.007	0.013	-0.011	0.023	0.011	0.012	0.023	-0.015
시기×부학력	0.038	-0.078**	0.058	0.015	-0.017	0.004	0.006	-0.003	-0.016	-0.006	-0.002	0.008
절편	0.027	-0.088	0.106	-0.062	-0.017	-0.044	-0.074**	-0.099***	-0.077*	-0.125***	-0.090**	-0.062
사례 수	2,447	2,399	2,364	2,447	2,399	2,364	2,624	2,536	2,511	2,861	2,767	2,711
R ²	0.065	0.068	0.064	0.023	0.033	0.045	0.026	0.033	0.030	0.040	0.045	0.042

주 1) 성, 연령, 학력, 혼인상태, 가구 유형, 빈곤 변수, 경제활동상태 가 통제변수로 투입되었음
 2) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

제5절 결론

이 연구는 다차원 빈곤 지표를 활용하여, 코로나19 시기 청년의 비경제적 영역의 취약성을 살펴보기 위한 탐색적 시도이다. 다차원 빈곤을 측정하는 지표 중 자아존중감, 우울, 사회적 관계, 주관적 행복 4개의 지표에 주목하여 코로나19가 청년층에게 더 큰 영향을 미쳤는지를 검토하였다. 또한 성, 지역, 가족 배경 변수를 중심으로 코로나19가 청년의 비경제적 빈곤에 미친 이질적 영향을 살펴보았다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 코로나 이후 시기 청년과 중장년을 비교하여 비경제적 영역의 빈곤 지표의 변화를 살펴본 결과, 자아존중감 빈곤의 경우 중장년에 비해 청년에게서 높았지만 다른 변수에서는 중장년층 대비 청년의 취약성이 뚜렷하게 나타나지 않았다. 우울과 주관적 행복 변수는 코로나 전기에는 중장년의 빈곤이 다소 높고, 코로나 중기에는 청년의 빈곤이 더 높아 일관되지 않는 경향을 보였고, 사회적 관계망 빈곤의 경우 청년에 비해 중장년에서 더욱 높았다.

청년 집단만을 분석 대상으로 하여 성별, 지역별, 가족 배경별로 코로나19 이후 비경제적 빈곤 지표의 변화를 살펴본 결과는 다음과 같다. 청년의 성별을 중심으로 살펴보면, 우울과 자아존중감 빈곤은 청년 여성이 더 높고 삶의 만족도 항목으로 측정된 사회적 관계망과 주관적 행복 빈곤은 남성에게서 더 높았다. 자아존중감과 우울의 경우 코로나19 이후 성별 격차가 다소 줄어드는 경향을 보였다. 지역별로 살펴보면 자아존중감과 우울 빈곤은 서울에서 더 높았다. 특히 우울의 경우 코로나19가 장기화 될수록 지역 간 격차가 더욱 커졌다. 마지막으로 부모 배경에 따른 격차는 4개 변수 모두에서 뚜렷하게 나타났다. 특히 자울 성, 사회적 관계망, 우울 빈곤의 경우 모든 시기에서 부 학력이 낮은 경우 빈곤율이 높아 청년 집단 내의 차이가 나타났다.

앞서 살펴본 기술통계 결과를 선형확률모형으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 청년 여부 변수를 투입하여 청년과 중장년의 연령 집단별 차이를 분석한 결과, 코로나19 이전과 이후 모든 시기에서 청년은 중장년에 비해 비경제적 영역에서 빈곤할 확률이 낮았다. 선행연구에서 코로나19의 경제적 영향은 중장년에 비해 청년에 집중되어 나타났지만, 자아존중감, 우울, 사회적 관계, 주관적 행복의 비경제적 영역의 영향의 경우 오히려 중장년의 취약성이 두드러졌다.

둘째, 청년 집단만을 분석 대상으로 하여 성, 지역, 부모배경 변수를 중심으로 비경제적 영역의 빈곤의 변화를 살펴본 결과는 다음과 같다.

성별 변수를 중심으로 살펴본 결과, 자아존중감과 우울의 경우 여성의 빈곤 확률이 유의하게 높았고, 주관적 행복의 경우 남성의 빈곤 확률이 높았다. 사회적 관계 빈곤의 성별 차이는 유의하지 않았다. 이와 같이 비경제적 영역의 지표에 따라 성별의 영향이 상이하게 나타나는데, 이러한 성별 영향의 차이는 어떠한 요인에서 기인하는지, 비경제적 영역의 지표의 상호간 영향은 어떻게 나타나는지에 대한 추가적인 검토가 필요하다. 코로나19 시기와 성별의 교차항 분석 결과 여성의 경우 코로나19 초기 자아존중감이 감소할 확률이 유의했다.

지역변수를 중심으로 분석한 결과, 코로나19 이후 시기 자아존중감, 우울, 주관적 행복도가 취약할 확률은 기회와 자원이 집중된 서울 거주 청년에게서 더 높았다. 코로나19 시기와 지역의 교차항 분석 결과 서울 거주 청년은 특히 코로나 초기 우울을 경험할 확률이 높았고, 코로나 중기 주관적 행복 빈곤이 감소할 확률이 높았다.

가족 배경 변수를 중심으로 분석한 결과, 부이 학력이 낮을 경우 자아존중감, 사회적 관계, 주관적 행복 빈곤의 확률이 높았다. 코로나19 시기와 가족 배경 변수의 교차항 분석 결과 코로나19 초기 시기 부 학력

이 높은 집단의 자아존중감 빈곤 위험이 유의하게 감소하였다.

한편 코로나19 시기 더미의 초기 효과가 유효하여 코로나19의 단기적 영향이 확인된 지표에서도, 코로나19의 중장기 효과는 명확하게 관측되지 않았다. 비경제적 영역의 빈곤 지표는 대부분 개인의 주관적 인식에 의해 결정되는데 코로나19의 장기화는 개인에게는 재난 상황에 적응하는 과정이 될 수도 있다. 따라서 코로나19가 비경제적 빈곤에 미치는 중장기 영향은 과소 추정될 가능성이 있다.

본 연구에서 시기별 청년 특성의 상호작용효과는 대부분 유의하지 않았지만, 집단 내의 성별, 지역별, 학력별 차이는 대부분 유의하였다. 이는 코로나19라는 보편적 재난위험과는 별개로, 우리 사회의 구조적 불평등이 비경제적 취약성에 여전히 큰 영향을 미치고 있음을 보여준다. 향후 코로나19 이후 상흔과 회복에 대해서는 보다 장기적인 추적, 심층적인 연구가 필요하며, 후속 연구를 통해 비경제적 영역의 빈곤과 결핍에 관한 연구가 지속되기를 기대한다.

참고문헌

- 김유빈 · 김우영 · 김주영 · 정성미 · 함선유 · 황선웅. 2022. 코로나19가 청년 고용에 미친 효과. 고용노동부 · 한국노동연구원
- 김이레 · 권진아 · 김영주. (2022). 코로나 19 가 개인의 정신건강에 미치는 영향: 생애주기별 비교를 중심으로. 비판사회정책, (74), 7-37.
- 김성아. 2023. 고립·은둔 청년 현황과 지원방안. 보건복지포럼, 2023(5), 6-20.
- 김종욱 · 이기쁨 · 임용빈 · 지상훈. (2022). 청년 고용 지표 상세 분석과 고용 상황 체감도와 의 괴리. 노동리뷰, 39-65.
- 보건복지부(2021.1.11), 「2021년 코로나19 국민 정신건강 실태조사」 분기별 결과 발표, 보건복지부 보도자료
- 여유진. 2022. 코로나 19 발생 전후 삶의 만족도와 사회통합 인식의 변화. 보건복지 Issue & Focus, 418, 1-8.
- 이래혁. 2021. 코로나 19 불안과 스트레스의 관련 요인: 인구학적 특성 및 거주지역 만족도를 중심으로. 한국콘텐츠학회논문지, 21(6), 71-80.
- 이성호 · 민인식. 2022. 코로나 19 재난 시기의 청년층 임금격차: 상대적 분포분석 활용. 노동정책연구, 22(4), 1-28.
- 임경희. 2021. 코로나-19 전후 대학생의 수업만족 및 학생상담 실태. 현장수업연구, 2(2), 29-58.
- 배정희. 2022. 코로나 19 전후 청년의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계. 사회복지연구, 53(4), 121-146.
- 손병돈 · 문혜진. 2021. 코로나19로 인한 경제적 어려움은 누구에게 집중되었는가?. 한국사회복지학, 73(3), 9-31.
- 장우심. 2021. 팬데믹 상황 (COVID-19) 에서 우울, 불안, 스트레스가 자살생각에 미치는 영향. 상담심리교육복지, 8(4), 235-246.
- 최상미 · 주영선. 2021. 빈곤 청년의 코로나 19 로 인한 실직 및 소득 감소와 행복: 경제적 스트레스의 매개효과를 중심으로 1. 한국사회복지조사연구, 69, 33-60.
- 최정원 · 이지연 · 김현수 · 박지숙. 2022. 코로나-19 시대 MZ 세대의 사회성 발달 연구.
- 최현실. 2021. 코로나-19 로 인한 대학신입생의 비대면 수업 경험에 대한 연구. 교양교육연구, 15(1), 273-286.
- 함선유. 2022. 코로나 19 의 확산과 이행기 청년의 고용변화. 산업노동연구, 28(1), 69-101.
- 함선유 · 이원진 · 김지원. 2021. 코로나 19 의 확산과 청년노동시장 변화. 한국보건사회연구원
- 황선웅. 2022. 코로나 19 와 실직: 정규직과 비정규직 간 비교. 산업노동연구, 28(1), 7-31.
- Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M., & Rauh, C. 2022. The impact of the coronavirus lockdown on mental health: evidence from the United States. Economic Policy, 37(109), 139-155.

- Arnett, J. J. 2004. *Emerging adulthood: The winding road from the late teens through the twenties.* Oxford University Press
- Asgari, S., Trajkovic, J., Rahmani, M., Zhang, W., Lo, R. C., & Sciortino, A. 2021. An observational study of engineering online education during the COVID-19 pandemic. *Plos one*, 16(4), e0250041.
- Aucejo, E. M., French, J., Araya, M. P. U., & Zafar, B. 2020. The impact of COVID-19 on student experiences and expectations: Evidence from a survey. *Journal of public economics*, 191, 104271.
- Beland, L. P., Brodeur, A., & Wright, T. 2020. COVID-19, stay-at-home orders and employment: Evidence from CPS data.
- Hill, R. M., Rufino, K., Kurian, S., Saxena, J., Saxena, K., & Williams, L. 2021. Suicide ideation and attempts in a pediatric emergency department before and during COVID-19. *Pediatrics*, 147(3).
- Long E, Patterson S, Maxwell K, et al COVID-19 pandemic and its impact on social relationships and healthJ Epidemiol Community Health 2022;76:128-132
- 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.
- Montenovo, L., Jiang, X., Rojas, F. L., Schmutte, I. M., Simon, K. I., Weinberg, B. A., & Wing, C. 2020. Determinants of Disparities in Covid-19 Job Losses (0898-2937).
- 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.
- Rajkumar, R. P. (2020). COVID-19 and mental health: A review of the existing literature. *Asian journal of psychiatry*, 52, 102066.
- 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.
- van der Velden, P. G., Contino, C., Das, M., van Loon, P., and Bosmans, M. W., 2020, "Anxiety and depression symptoms, and lack of emotional support among the general population before and during the COVID-19 pandemic. A prospective national study on prevalence and risk factors", *Journal of affective disorders*, 277, 540-548.

<부록 1> 청년의 다차원적 빈곤 측정지표

영역	지표명	지표 정의	측정 방법 및 기준선(Cutoff)
경제	소득 빈곤	인간다운 생활을 하는데 필요한 적정수준의 소득 결핍	가구균등화 가처분소득이 중위소득 50% 미만인 경우
	순자산 빈곤	불충분한 소득안정성 및 자산형성 기회 결핍	총자산에서 부채를 제외한 순자산이 3개월간 최저생활(중위소득 50% 미만의 소득)을 유지할 수준에 못 미치는 경우
	부채부담	자산형성 기회 박탈	고금리 대출(대부업체 대출)이 있는 경우
교육·역량	니트(NEET) ⁹⁾	일, 교육·훈련, 구직활동 등 사회활동 배제	현재 취업하지 않고, 형식교육(학교 교육)에 참여하지 않음 (OECD, 2019)
	자율성	미래를 스스로 계획하고 실현하는 역량의 결핍	주체적이고 자율적인 삶을 살 수 있는 역량이 낮은 경우. 자아존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scales) ¹⁰⁾ 10개 문항(4점 척도) 평균 점수 2점 (보통이다) 이하
노동	실업	일할 기회로부터의 배제	실업(지난 4주간 구직경험 있는 미취업자) 혹은 구직단념자(1년 이내 구직경험이 있는 비경활상태 청년 중 취업 의사가 있으나 노동시장 조건 때문에 지난 4주간 구직활동을 하지 않음)
	고용안정	안정적으로 일할 기회의 박탈	[취업자만 응답] 종사상 지위가 비정규직, 기간제, 임시·일용근로자이거나 한 명의 직원도 고용하고 있지 않은 자영업자(1인 자영업자, 프리랜서 포함) (이승윤 외, 2017; 변금선, 2018)
주거	비적정주거	안전 등 적정 주거 자원 결핍	비주택(고시원, 반지하, 옥탑방 등) 거주 (최은영 외, 2018)
	최저주거기준	인간다운 삶을 위해 필요한 최소한의 주거 자원 결핍	최저주거기준의 가구원 수에 따른 면적 기준에 미달하는 경우 (주택법 제5조의2 및 동법시행령 제7조에 따른 국토부의 '최저주거기준' 면적 기준)
건강	자살 생각	인간다운 삶을 유지하는데 필요한 기초적 건강 박탈	자살 생각을 한 적이 있는 경우
	우울	인간다운 삶을 유지하는데 필요한 기초적 정신건강 결핍	우울 증상 수준이 우울증 의심인 경우 (CESD-11 척도, 16점 이상인 경우)
	미충족 의료	건강을 위한 기초적 의료서비스 자원의 결핍	아프지만 병원에 가지 못한 경우
사회적 자본	사회적 관계망	사회적 관계의 결핍	사회적 관계가 충분하지 않은 경우 (사회적 친분관계 만족도 5점 척도, 2점(낮음) 이하)
복지	식생활 결핍	인간다운 삶 유지에 필요한 기초자원 결핍	식생활 결핍 (경제적 이유로 인해 균형 잡힌 식사 혹은 식사를 거른 경험이 있는 경우)
	주관적 행복	삶의 회복력 결핍	주관적 행복 수준 혹은 삶의 만족 낮음, 매우 낮음 (삶의 만족도 5점 척도, 2점(낮음) 이하)

주 1) 다차원적 빈곤 지표는 변금선·이혜림(2021)의 '서울시 청년의 다차원적 빈곤 실태에 관한 연구'의 청년 다차원 빈곤 지표를 활용하였고, 지표의 측정방법과 기준선에 대한 세부 내용은 변금선·이혜림(2022)를 참고하였음.

9) 니트 중 구직 니트는 노동영역의 실업 지표와 중복되지만 '니트'의 지표를 통해 경제활동 상태 자체 보다는 일과 교육·훈련, 구직활동 등 사회적 활동으로부터의 배제를 측정하고자 하여 별도의 개별 지표로 활용하였다.
 10) 정신보건 영역에서 자아존중감 변수는 우울, 불안과 함께 정신건강을 측정하는 지표로도 활용된다. 자아존중감은 긍정적 심리자본으로 개인이 주도적으로 삶을 이끌어나가는데 필수적인 정신건강의 요소로도 해석되나(김이레 외, 2022), 이 연구에서는 청년의 '건강'이 아닌 '역량'에 해당하는 지표로 보았다.

코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향: 연령에 따른 이중차이분석

The effect of Covid-19 on social exclusion: Difference-in-differences (DID) method analysis of age

한창근, 맹성준, 김은경(성균관대학교)

본 연구는 한국 정부의 코로나19 팬데믹 종식 선언에도 불구하고, 최근 코로나19가 재확산되고 있는 상황에서 코로나19가 사회적 배제 수준에 미치는 영향을 탐색적으로 살펴보고자 한다. 연구의 목적을 달성하기 위해 한국복지패널 14차~17차(2019년~2022년)자료를 이용하여 연령층에 따라 이중차이분석을 실시하였다. 또한 사회적 배제의 측정을 위해 퍼지집합이론을 활용하였고, 사회적 배제 지표의 영향력이 상이할 수 있음을 고려하여 가중치를 적용하였다. 분석결과, 다른 변수들을 통제했음에도 불구하고 코로나19는 청년층에 비해 코로나19에 더욱 취약할 것으로 예상되는 노년층의 사회적 배제를 증가시키는 것으로 나타났다. 연구자들은 이러한 연구결과를 바탕으로 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향을 최소화할 수 있는 정책적 제언을 하였다.

제1절 서론

세계보건기구(WHO)는 2023년 5월 5일 코로나19로 인한 국제적 공중보건 비상사태를 해제를 선언했으며, 한국 정부도 2023년 5월 11일 3년 4개월 만에 코로나19 팬데믹의 종식을 선언했다. 하지만, 최근 몇 개월간 코로나19가 국내를 비롯해 전 세계에서 다시 확산되고 있다. 질병관리청(2023)에 따르면 2023년 8월 1일~7일 사이 일 평균 확진자는 50,379명으로 직전 주 대비 약 10.7% 증가했다. 또한 최근 한 달간 주간 일 평균 확진자를 보면 6월 27일~7월 3일 사이 1만 7792명에서 7월 18일~24일에 3만 8803명을 기록했고, 마지막 주에는 4만명대 까지 올랐다(질병관리청, 2023). 미국에서도 코로나19 환자가 증가하고 있다. 뉴욕시 보건국의 코로나19 현황자료에 의하면, 그동안 200명대를 유지하던 뉴욕시의 7일 평균 코로나19 감염자가 지난달 처음으로 300명을 넘어섰고, 7월 19일에는 412명으로 늘었다(문화일보, 2023).

상술한 것으로 미루어보아 코로나19는 독감처럼 계절의 특성에 따라 유행하는 바이러스가 아닌, 사계절 내내 일상생활에 공존하고 있는 질병으로 보인다. 그러나 코로나19는 쉽게 감염되고 전파되며 후유증이 심각한 만큼, 이로 인한 부정적 영향을 최소화하기 위해 정부는 분야별 면밀한 대책을 마련해야 한다. 특히, 코로나19는 정치, 경제, 문화, 교육, 보건 전반에 걸쳐서 막대한 영향을 미쳤으며 각 국가별로 다양한 노력을 기울이고 있지만 코로나19의 부정적 영향은 아직 회복되지 않은 것으로 보인다.

코로나19가 가져온 불행 중에서도 가장 분명한 것은 여성, 한부모가구, 노인, 저소득층 등 취약계층에 더 극심한 피해를 가져왔다는 것이다(Bambra et al., 2020; Patel et al., 2020). 코로나19로 인해 경제적, 신체적, 심리적 피해를 보고 있는 취약 계층들(여성, 노인, 비정규직, 저소득층, 자영업자 등)에 대한 연구들은 지난 몇 년간 계속해서 이루어져 왔다. 이러한 연구들(남재현·이래혁, 2020; 안효상·서정희, 2020; 고영

근·안태현, 2022; 손병돈·문혜진, 2021)은 각 계층별로 필요한 실천서비스 및 정책대안들을 제시했다는 점에서 주목할만하다. 하지만 선행연구들은 코로나19의 영향을 경제나 정신건강 등에 한정하여 분석하고 있고, 통합적인 관점에서 살펴보지 못했다는 한계가 있다. 주지하다시피 코로나19는 삶의 모든 영역에 부정적 영향을 미친 만큼, 현시점에서는 어려움을 통합적인 관점에서 살펴보는 연구가 필요하다. 즉, 경제, 고용, 주거, 교육 등 다양한 영역에서의 어려움과 더불어 자원들에 대한 접근, 기회, 권리의 박탈과 같은 포괄적인 개념인 '사회적 배제(social exclusion)'에 주목할 필요가 있다. 사회적 배제는 코로나19의 부정적인 영향을 파악하는데 유익한 시각을 제공한다.

국내에서 사회적 배제 개념은 1998년 외환위기를 겪으면서 본격적으로 논의되기 시작했다(문진영, 2010). 이전의 빈곤개념으로는 당시의 복잡하고 다변화된 위기상황을 이해하는데 한계가 있다고 판단되어, 포괄적인 관점에서 조망할 수 있는 사회적 배제라는 새로운 개념이 등장하게 된 것이다. 사회적 배제는 전통적으로 측정되어온 빈곤의 개념을 넘어 빈곤, 고용, 교육, 건강, 사회참여 등 다양한 영역에서 배제되는 동태적인 상태로 정의된다(문진영, 2004).

국내에서 수행된 사회적 배제에 관한 초창기 연구들은 주로 사회적 배제 개념과 지표 개발에 대한 연구를 중심으로 수행되어 왔다(심창학, 2001; 신명호, 2004; 강신욱 외, 2005; 김안나, 2007b; 문진영, 2010). 사회적 배제 개념은 사회문화적·구조적 차원을 포함하기 때문에 국가나 사회에 따라 개념이 상이할 수 있기 때문이다. 한편, 국내에서 사회적 배제 개념이 논의된 이후에는 사회적 배제에 취약한 계층을 중심으로 연구가 이루어지고 있다. 여성(노혜진·김교성, 2008; 박영미, 2008; 김은하, 2014), 청년(박수명 2013), 장애인(유동철 외, 2013; 박지혜·이선혜, 2016; 노승현, 2020), 노인(박경순, 2015; 최미영 외, 2015; 김세봄·최송식, 2022), 빈곤층(신명호 외, 2004; 최재성 외, 2009) 등 다양한 대상으로 사회적 배제에 관한 연구가 수행되었으며, 사회적 배제 개념의 유용성에 대한 실증이 이루어졌다.

코로나19와 같은 팬데믹의 부정적인 영향이 취약계층에게 더욱 집중된다는 사실은 1918년 발생한 스페인 독감이나 2009년 발생한 신종플루(H1N1)를 연구한 선행연구들(Sydenstricker, 1931; Charu et al., 2011)을 통해 이미 밝혀졌다. 특히, 코로나19는 감염병이기에 생물학적 노화로 신체적 건강수준이 쇠퇴하여 면역기능이 저하된 노인에게는 매우 치명적일 수 있다. 또한 일반적으로 사회적 배제는 청년층 및 중장년층에 비해 노년층에게서 배제의 정도가 강하게 나타나는 경향을 보인다(김안나, 2007b; 김교성·노혜진, 2008). 따라서 본 연구는 새로운 사회적 위협인 코로나19가 취약계층으로 분류되는 노년층의 사회적 배제 현상을 더욱 심화시키고 있는지를 탐색적으로 살펴봄으로써, 이에 대한 효과적인 정책적·실천적 제언을 모색해보고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. 사회적 배제

사회적 배제 개념이 본격적으로 사용된 시기는 1974년 프랑스의 사회부 장관이었던 René Lenoir가 프랑스 국민의 약 10%가 배제된 자들이라고 언급한 이후이다(심창학, 2001). 배제된 자들에는 장애인, 노인, 학대아동, 약물중독자, 사회부적응자 등이 포함되는데(Silver, 1994), 이 시기 프랑스 정부는 소위 배제된 자들을 위한 다양한 사회정책들을 시행하였다. 이후 사회적 배제 개념은 유럽 전역에서 활용되기 시작하였

는데, 1989년 유럽공동체 사회부장관 회의에서 사회적 배제의 극복을 위한 정책들이 의결되었으며(윤석, 2016). 1998년 OECD 사회정책 장관 회의에서도 사회적 배제 문제가 논의되었다(박능후, 1999). 특히, 유럽 연합 집행위원회는 각 회원국이 공통으로 사용할 수 있는 사회적 배제 지표를 개발하여 1차적 지표 10개와 2차적 지표 8개를 구성하였으며 각 지표의 핵심은 빈곤, 고용, 건강, 교육 등이라 할 수 있다(문진영, 2004; 김안나, 2007b).

국내에서는 1997년 외환위기로 인해 경제가 악화되면서 사회적 배제의 개념이 논의되기 시작했다. 1997년 외환위기에 한국은 높은 실업률과 더불어 근로를 해도 빈곤에서 벗어나지 못하는 근로빈곤이 새로운 사회적 위험으로 등장했다. 외환위기 이후 발생한 다차원적인 사회적 위험은 주로 물질적인 결핍에 초점을 맞춘 빈곤 개념만으로는 설명하기에 제한이 있어, 사회적 배제와 같은 새로운 개념들이 필요했다(김안나, 2007a; 문진영, 2010). 이후 사회적 배제에 대해 다양한 연구가 수행된 프랑스를 비롯한 유럽국가들에서의 논의를 바탕으로, 한국사회에 필요한 사회적 배제 개념들에 관한 연구가 수행되었다(신명호, 2004; 심창학, 2004; 김안나, 2007a; 문진영, 2010). 이와 함께 국내에 사회적 배제라는 새로운 개념들을 도입하려는 노력의 일환으로 사회적 배제를 구성하는 지표개발에 관한 연구들도 함께 진행되었다(강신욱 외, 2005; 김안나 2007b).

1980년대 활발하게 연구가 수행된 사회적 배제 개념은 시기별로, 국가별로 학자들마다 다양하게 정의되고 있다. 사회적 배제와 관련된 대표적 학자인 Silver(1994)는 사회적 배제의 담론을 3개의 패러다임으로 규정하였다. 우선, 연대(solidarity) 패러다임은 프랑스 공화주의 사상에 바탕을 두고 있으며, 개인과 사회 간 사회적 연대가 붕괴되는 것을 사회적 배제로 본다. 반면 분화(specialization) 패러다임은 자유주의 사상을 기반으로 하며 사회적 배제는 사회영역에서의 부적절한 분리와 차별, 영역 간 자유로운 이동에 제한이 있는 경우 발생하는 것으로 판단한다. 마지막 독점(monopoly) 패러다임은 사민주의 사상에 기초하여, 사회적 배제를 특정 집단의 독점으로 인해 발생하는 불평등과 경제적 착취로 본다. 반면, Giddens(1998)는 사회적 배제를 주류사회로부터 특정 집단을 배제하는 역할을 수행하는 기제라 주장했으며, Pierson(2002)은 사회 참여에 필요한 자원을 박탈하는 과정이며 빈곤, 차별, 저학력 등 다양한 요인이 복합적으로 작용한 결과를 사회적 배제로 정의했다.

상술한 것과 같이 사회적 배제는 분명하게 정의되지 않지만, 학자들이 정의한 사회적 배제 개념을 관통하는 핵심은 개인 또는 집단을 주류사회로부터 배제한다는 것이다. 또한, 사회적 배제 행위의 주체, 역동성, 상대성, 다차원성 등의 특징이 공통적으로 나타난다(Walsh et al., 2017). 이상의 개념들을 종합적으로 살펴보았을 때, 사회적 배제는 사회구성원이 기본적으로 누릴 수 있는 물질적·경제적 결핍, 건강, 교육 조건, 사회문화적 활동 제한 등 다양한 요소들의 복합적인 상호작용으로 인해 주류사회의 참여에 지속적으로 배제되는 역동적 현상이라 볼 수 있다(문진영, 2004; 유동철, 2011).

한편, 사회적 배제 개념은 상대성과 다차원성을 특징으로 하므로, 사회적 배제의 측정 지표 역시 해당 국가나 연구 목적에 일부 차이가 있을 수 있다. 국제기구 차원에서 개발되어 보편적으로 활용되고 있는 유럽연합 사회보호 위원회(2001)의 '빈곤 및 사회적 배제 분야의 지표(indicators in the field of poverty and social exclusion)'는 소득, 지역적 결속, 실직, 교육, 수명, 건강, 빈곤, 소득분배 등의 영역으로 구성되어 있다(European Communities, 2004). 국내에서 사회적 배제 측정지표에 대한 대표적인 연구로는 강신욱 외(2005), 김교성과 노혜진(2008), 박능후와 최민정(2014), 김소은과 정익중(2022) 등이 있으며, <표 1>에 측정지표에 관한 설명을 간략하게 제시하였다. 선행연구들이 제시한 사회적 배제의 세부적인 측정지표는 상이하지만, 대부분 경제, 주거, 고용, 사회참여, 건강, 교육 등의 차원으로 구성된다는 특징을 보인다.

<표 1> 사회적 배제에 관한 국내 선행연구

연구자	차원	측정지표
강신욱 외 (2005)	경제	- OECD 가구균등화 지수를 적용한 중위소득 50% 이하인 가구
	근로	- 가구원 중 한명이라도 일을 하고 있지만 가구소득이 중위소득 50% 이하인 가구
	실업	- 가구가 사업자일 경우
	주거	- 가족 수에 맞는 적절한 방이 없는 경우 - 부부 외에 성별이 다른 가구원의 방이 없는 경우 - 실내에 화장실이 없는 경우
	교육	- 여건이 되지 않아 자녀에게 고등학교까지 교육을 못 시켜주는 경우 - 자녀가 원하는데도 학원이나 과외를 못 시켜주는 경우 - 필요한 기본참고서나 도서를 사주지 못하는 경우
	건강	- 가족이 장기질환을 앓지만 정기적 진료를 받지 못한 경우 - 몸이 아플 때 병원에 가서 치료를 받지 못한 경우 - 돈이 없어서 병원에 갈 수 없었던 적이 있었던 경우
	사회적 관계망 사회참여	- 어려울 때 이야기를 나누고 위로를 받을 수 있는 친척이나 친구가 없는 경우 - 인터넷 연결망을 보유하지 못한 경우
	김교성·노혜진 (2008)	재정
주거		- 주택소유 여부(자가와 그 외(전·월세, 기타)) - 주거환경 만족도
고용		- 고용상태(취업/미취업) - 직장 부가급여와 복리후생 - 노조가입 여부
사회적 참여		- 여가활동 만족도 - 가족관계 만족도 - 사회적 친분 만족도 - 친인적 관계 만족도
건강		- 심리: 생활만족도 - 신체: 건강상태
교육		- 직업훈련/교육 참여 - 학력
박능후·최민정 (2014)	경제	- 소득규모(중위소득 50%)
	주거	- 주택기준 미달(주거시설에서 부엌, 화장실, 목욕시설 중 하나라도 미달여부)
	고용	- 고용형태(근로활동 소외)
	건강	- 병원이용(돈이 없어 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 경험 유무)
	교육	- 교육비(돈이 없어 공교육비를 한 달 이상 납부하지 못한 경험 유무)
	사회참여	- 인터넷 사용(해당/비해당)
김자영 (2021)	경제	- 국민기초생활수급여부
	주거	- 주택소유형태(자가/비자가)
	교육	- 교육수준(고졸이상/고졸미만)
	근로	- 취업여부(취업/미취업)
	건강	- 건강상태(좋은 편이다/좋은 편이 아니다)
	사회참여	- 사회활동 참여(참여/미참여)
	차별	- 일상생활 차별경험정도(경험한 적이 없다, 드물게 경험/종종 경험, 항상 경험)
맹성준·한창근 (2021)	경제	- 소득(중위 가구균등화소득의 60%) - 수입 만족도
	주거	- 주택자산(많음/보통/적음/비가구원명의주택, 무상관사, 사택 등) - 주거환경 만족도
	고용	- 경제활동 참여형태(상용직/임시직/일용직/자활근로, 공공근로, 노인일자리/무직) - 직업 만족도
	사회적 참여	- 사회친분관계 만족도 - 자원봉사여부
	건강	- 장애여부 - 주관적 건강상태 - 만성질환 여부
	교육	- 학력수준(대학원(박사, 석사)/대학교/전문대학/고등학교/중학교/초등학교/무학)

김소은·정익중 (2022)	기초생활·육구와 소비	- 중위소득기준(중위소득 50%) - 컴퓨터 소유 - 휴대전화 소유 - PC 소유
	주거	- 주거지 유형 - 주거비용(집세, 공과금, 난방비 끊김) - 주거환경(주택구조, 성능환경) - 안전
	교육	- 학교중도탈락 - 방과 후 교육
	건강	- 균형 잡힌 식사 - 만성질환여부 - 건강상태 - 건강문제 유무
	가족 및 사회적 관계	- 부모의 지도감독 - 양육방식 - 보호자 부재 - 친구관계 - 학대경험 - 또래관계
	가구의 재정상황	- 주관적가정의 경제수준 - 근로능력 가구원(성인) - 경제활동 참여 상태
	사회적 배제의 주관적 경험	- 삶의 목표·만족도 - 자살충동 - 주관적 행복감 - 여가문화경험

2. 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향

코로나19는 지난 몇 년간 건강, 경제, 고용, 교육 등 다양한 영역에 부정적 영향을 미쳤고, 그로 인한 피해는 여전히 지속되고 있다. 특히, 코로나19는 이전부터 존재해오던 건강, 경제, 고용, 교육 분야의 불평등과 조응하여 불평등을 더욱 악화시키고 있다(구본창, 2021). 주지하다시피, 사회적 배제는 빈곤을 포함하여 경제, 고용 등 다양한 차원을 포함하는 포괄적인 개념이기 때문에 코로나19가 사회의 각 분야에 미친 영향들을 개별적으로 검토해봄으로써 사회적 배제에 미친 영향을 가늠해볼 수 있다.

코로나19는 기존의 전염병과는 다르게 급속하게 확산되어 많은 사람이 사망하거나 후유증을 경험하고 있으며, 몇 년이 지난 지금도 여전히 일상을 위협하고 있다. 특히, 전염병이 발생할 경우 상대적으로 열악한 환경 속에 놓여있는 사회경제적 취약계층의 건강문제가 심각한 사회문제로 야기될 수 있다. 사회경제적 취약계층은 보건서비스에 대한 접근성이 떨어지며, 재택근무 여건이 제한되는 직종에 종사하는 경우가 많아 감염위험에 노출될 위험이 크다(강유덕, 2023). 또한 이들은 의료서비스에 대한 접근성이 낮아, 코로나19 감염 이후에 건강상태가 더욱 악화되는 경우가 많다(Patel et al., 2020). 한편, Horton(2020)은 코로나19의 확산과 그 영향이 질병과 사회경제적 수준의 불평등이 결합한 결과인 신데믹(syndemic)으로 보며, 코로나19의 해결을 위해서는 의료, 고용, 교육, 환경 등 통합적 접근의 필요성을 강조하였다.

코로나19는 단기간에 전세계적으로 확산되어 사람들의 신체·정신 건강에 직접적인 위협을 가했을 뿐만 아니라, 사람들의 또 다른 생명줄이라 할 수 있는 경제상황을 위태롭게 만들었다. 코로나19로 인한 유럽의 경제적 변화를 분석한 강유덕(2023)의 연구에 의하면, 코로나19 팬데믹 기간 중 전통적으로 더 취약하다고 분류되는 낮은 교육수준과 사회적 지위를 가진 집단의 경제적 피해가 컸으며 경제적 불평등도 더욱 악화된 것으로 나타났다. 국내 연구에서도 유사한 결과가 도출되었는데, 가구별 특성을 살펴보면 1인가구나 한부모가

구는 코로나19 이전보다 가구소득 감소로 인한 피해가 더욱 심각한 것으로 나타났다(손병돈·문혜진, 2020). 이러한 결과들을 종합해볼 때 코로나19로 인한 경제적 피해는 개인 및 집단에 따라 차별적으로 나타남을 확인할 수 있으며 취약계층으로 분류되는 여성, 장애인, 노인들의 피해가 더 가중되었다(김태완·이주미, 2020). 또한 코로나19로 인한 경제위기는 가구의 부채를 증가시키는 것으로 나타났으며, 특히 코로나19 이전 과다부채가구가 그 상태를 유지할 확률이 과거 몇 년에 비해 더 높아진 것으로 확인되었다(정세은·박종선, 2023).

코로나19는 노동시장에도 큰 변화를 가져왔으며, 경제적 변화와 마찬가지로 취약계층에게 더욱 심각한 영향을 미쳤다. 실제로 여성, 저임금, 임시직 근로자들의 일자리가 급격하게 감소하였으며, 이로 인해 임금 불평등 현상이 더욱 심화되었다(Adams-Prassl et al., 2020; Cortes and Forsythe, 2020). 한국에서도 마찬가지로 코로나19는 여성, 저임금, 저학력, 임시직 등 노동시장에서의 취약계층에게 상대적으로 더 큰 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(오상일·이상아, 2020; 고영근·안태현, 2022). 또한 비정규직의 경우 정규직에 비해 비자발적 실직 및 무급휴직, 소득 감소를 경험할 확률이 높았으며, 비정규직 중에서도 특수형태근로종사자와 비정형노동자를 비롯한 더욱 취약한 계층의 소득감소 확률이 더욱 크게 나타났다(황선웅, 2020; 이용관, 2021). 한편 코로나19는 종사상 지위에 따라서도 그 영향이 차등적으로 나타났는데, 자영업 종사자 가구와 임시·일용직 종사자 가구가 상용직 종사자 가구에 비해 소득이 감소하고, 빈곤이 증가한 것으로 확인되었다(남재현·이래혁, 2020)

앞서 언급한 것과 같이 코로나19는 경제 분야에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났는데, 이는 교육불평등 문제와 연결된다. 교육불평등을 심화시키는 주요 요인으로 경제불평등이 지목되기 때문에, 일반적으로 교육불평등과 경제불평등은 밀접한 관련이 있으며 함께 논의된다. 실제로 국외 선행연구들(Dorn et al., 2021; Kogan and Lavertu, 2021)은 코로나19가 교육불평등을 심화시킨 것으로 보고하고 있다. 한편, 한국은 이러한 문제가 더욱 심각하게 제기될 수 있다. 한국은 다른 OECD 회원국에 비해 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 학업성적에 미치는 영향이 더욱 크며, 한국사회에서 교육은 불평등의 되물림을 강화시키는 역할을 하기 때문이다(황성수 외, 2020). 국내의 경험적 연구들(박미희 2020; 이영, 2021)은 상대적으로 사회경제적 지위가 낮은 가정의 자녀가 열악한 교육환경에 노출되어 있으며, 코로나19가 교육불평등의 심화에 영향을 미치고 있음을 실증하였다. 즉, 코로나19는 교육불평등의 직접적인 원인으로 작용하기 보다는 이미 만연한 교육불평등을 드러내고 차등적으로 영향을 미친 불평등 바이러스다(손준중, 2022; Berkhout et al., 2021).

사회적 배제의 각 요소들은 취약계층에게 개별적으로 나타나는 것이 아니라 일련의 과정으로 복합적이고 중첩적으로 나타나는 특징을 보인다. 영국의 사회적 배제 부서(2004: 20)가 제시한 배제의 순환(a cycle of exclusion)을 통해 이를 설명할 수 있다. 실직은 거주지 상실, 사회적 관계 단절, 가계부채의 증가, 정신 건강 문제를 차례로 발생시켜 개인이 사회적으로 배제되는 결과를 초래하며, 사회적으로 배제된 개인은 낙인으로 인해 이러한 악순환의 고리에서 벗어나지 못하게 된다. 상술한 논의들로 미루어보아 코로나19는 이미 존재하고 있던 건강, 경제, 고용, 교육 등 다양한 측면에서의 불평등을 악화시켰다. 또한 코로나19는 모든 사람에게 동일하게 영향을 미치는 것으로 보이지만, 실상은 노인, 빈곤층, 비정규직 노동자 등 취약계층을 중심으로 차별적인 영향을 미친다. 따라서 취약계층의 사회적 배제 수준 역시 상대적으로 더욱 심화되었을 것으로 유추해볼 수 있다.

그렇다면 코로나19는 취약계층 중에서도 어떤 집단에 더 큰 부정적 영향을 미쳤을까? 이에 대해 명확한 답을 내리기는 어렵지만, 코로나19가 감염병이라는 것을 상기하였을 때 고위험군으로 분류되는 노년층이 부정적 영향을 많이 받았을 것이라는 사실은 분명해보인다. 인간의 삶의 과정은 상승적 발달 이후 노년기에 진입하며 퇴행적 발달, 즉 노화를 경험한다(권중돈, 2019). 노인은 생물학적 노화를 경험하며 신체적 건강 수준

이 쇠약해지고 고혈압, 당뇨 등 만성질환으로 인해 면역력이 저하되어 감염병에 매우 취약하다. 질병관리본부(2023)의 8월 31일 기준 확진자 연령별 현황을 살펴보면 연령이 높을수록 치명률이 높게 나타났으며, 60대 이상부터 치명률이 급격하게 상승하는 것을 확인할 수 있다. 한편, 한국의 노인 소득빈곤율은 OECD 국가 중 매우 높은 축에 속하며(OECD, 2022), 가계금융복지조사(2021)에서도 노인빈곤율은 처분가능소득 기준 37.6%으로, 노인인구의 3분의 1이 빈곤층인 것으로 나타났다. 코로나19와 같은 팬데믹이 경제적으로 취약한 집단에 더 큰 부정적 영향을 미친다는 선행연구(Charu et al., 2011; Bambra et al., 2020)의 결과로 미루어보아, 한국의 노인들은 코로나19에 더욱 취약할 수 밖에 없다. 특히, 노인빈곤을 완화하는 정책인 노인일자리 및 사회활동지원사업이 코로나19로 인해 빈번히 중단되면서 노인들의 어려움은 더욱 가중되었을 것이다.

따라서 상술한 논의들을 종합하면 코로나19의 영향은 생애주기별로 상이하며, 특히 청년층 및 중장년층에 비해 노년층에게 더욱 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 추측해볼 수 있다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구에선 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향을 탐색적으로 살펴보기 위해 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study)의 14차년도(2019년)부터 17차(2022년)까지 총 4년간의 자료를 활용했으며, 가구주와 가구원 데이터를 결합했다. 한국복지패널은 국내의 다양한 패널조사 중 규모가 크며, 표본의 대표성이 확보되어 있다(한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소, 2023). 또한 한국복지패널은 사회적 배제 개념에 포함되는 경제, 주거, 사회적 참여, 교육 등 다양한 요인 등을 측정하고 있어 본 연구에 적합한 것으로 판단했다. 한국복지패널의 14차년도(2019년)에서는 총 6,331가구, 15차년도(2020년) 6,460가구, 16차년도(2021년) 6,240가구, 17차년도(2022년) 7,865가구가 조사되었으며, 본 연구에서 활용하는 변수에 결측이 존재하는 사례를 제외하고 총 4,881가구를 균형 패널(balanced panel)로 구성하였고 17차년도 자료에서 제공하는 종단면 가중치를 적용하여 3,580가구로 조정되었다.

2. 변수의 정의 및 측정

1) 종속변수: 사회적 배제

본 연구에서는 이론적 논의와 경험적 연구를 바탕으로 사회적 배제 개념의 지표와 차원을 구성하였고, <표 2>와 같다. 사회적 배제의 차원은 경제, 주거, 고용, 사회적 참여, 건강, 교육 등 6가지로 구성되었으며, 개인이 경험한 객관적인 사회적 배제 상황과 이에 대한 주관적 인식은 상이할 수 있어(박능후·최민정, 2014), 이를 보완하기 위해 객관적·주관적 지표를 모두 고려했다.

경제 차원의 배제는 선행연구들(강신욱 외, 2005; 김교성·노혜진, 2008)이 주로 활용하는 가구원 수 제곱근 균등화지수를 적용한 중위소득과 수입 만족도로 지표를 구성하였다. 중위소득 50% 초과는 0점, 이하는 1점을 부여하였으며, 수입 만족도는 1문항(0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족)으로 측정되었다. 주거 차원의 배제는 선행연구(김교성·노혜진, 2008; 김자영, 2021; 김소은·정익중, 2022)를 참고하여, 주택자산과 주거환경 만족도를 활용하였다. 앞서 언급한 선행연구들은 주택소유 여부(자가/비자가)를 활용하는데, 이러한 측정 방식으로는 가구원수나 주거환경을 고려하는데 제한이 있다. 이에 홍경준과 김사현(2018)이 위험지위를 측

정하며 활용한 주택자산 측정방식이 더 적합하다고 판단되어 활용하였으며, 주거환경 만족도는 1문항(0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족)으로 측정하였다.

고용 차원의 배제는 박능후와 최민정(2014) 및 김현숙과 김광혁(2017)의 연구에서 활용한 경제활동 참여 형태와 직업 만족도를 지표로 구성하였다. 경제활동 참여형태는 상용직(고용주, 자영업자 포함)은 0점, 임시직 1점, 일용직 2점, 자활근로, 공공근로, 노인일자리는 3점, 무직은 4점으로 측정하였으며, 직업 만족도는 1문항(0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족)으로 구성되었다. 사회적 참여 차원의 배제는 선행연구들(김교성·노혜진, 2008; 김현숙·김광혁, 2017; 김자영, 2021)을 고려하여 사회적 친분 관계 만족도(1문항, 0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족)와 자원봉사 여부(0=있음, 1=없음)으로 구성하였다. 건강 차원의 배제(황선영 외, 2019; 김소은·정익중, 2022)는 장애여부(0=비해당(비장애), 1=장애), 주관적 건강상태(0=아주 건강하다 ~ 4=건강이 아주 안 좋다), 만성질환여부(0=없음, 1=있음)으로, 교육 차원의 배제(김교성·노혜진, 2008; 김현숙·김광혁, 2017)는 학력수준(0=대학원 석·박사, ~ 6=무학)으로 구성하였다.

한편, 본 연구에서는 사회적 배제를 측정하고자 선행연구들이 많이 활용하는 퍼지집합이론(fuzzy set theory)을 활용하였으며 다음과 같은 방식으로 이루어진다(김교성·노혜진, 2008: 141-143; Betti and Verma, 2008: 232-233). 첫째, 서로 다른 수준의 지표들이 0~1점 사이의 값을 가지도록 표준화하기 위해 totally fuzzy 방법을 활용했다. 둘째, 사회적 배제의 측정에 활용된 각 지표들의 영향력이 동일하지 않으므로 이를 보완하기 위해 가중치를 적용했다. 먼저 사회적 배제 개념의 관계성을 고려하여 많은 사람들이 경험하는 배제는 낮은 가중치를, 소수의 사람들이 경험하는 배제는 높은 가중치를 적용하기 위해 해당 지표의 변동계수에 비례하는 것으로 가정했다. 또한, 같은 차원에서 지표들이 중복으로 측정될 수 있음을 고려하여 같은 차원에서 다른 지표들과의 상관계수를 모두 더한 값의 역수를 가중치로 가정했다. 각 지표에 가중치를 적용하여 합산한 차원들은 범위가 서로 상이하기 때문에, 같은 범위를 가질 수 있도록 표준화하였으며 각 차원별 값이 최댓값인 1에 근접할수록 사회적 배제 수준이 높다고 해석할 수 있다.

〈표 2〉 사회적 배제의 지표구성

차원	지표	측정방법	비고
경제	소득	0=중위 가구균등화소득의 50% 초과 1=중위 가구균등화소득의 50% 이하	
	수입 만족도	0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족	
주거	주택자산	0=많음(자가+각 년도 평균가구원수X평균주거면적m ² 이상) 1=보통(자가+각 년도 평균가구원수X평균주거면적m ² 미만, 전세/월세+각 년도 평균가구원수X평균주거면적m ² 이상) 2=적음(전세/월세+각 년도 평균가구원수X평균주거면적m ² 미만) 3=비가구원명의주택, 무상관사, 사택 등	2019년: 77.35(2.44명X31.7m ²) 2020년: 78.63(2.39명X32.9m ²) 2021년: 79.33(2.34명X33.9m ²) 2022년: 77.63(2.29명X33.9m ²)
	주거환경 만족도	0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족	
고용	경제활동 참여형태	0=상용직(고용주, 자영업자포함) 1=임시직 2=일용직 3=자활근로, 공공근로, 노인일자리 4=무직	
	직업 만족도	0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족	
사회적 참여	사회적 친분 관계 만족도	0=매우 만족 ~ 4=매우 불만족	
	자원봉사 여부	0=있음 1=없음	
건강	장애여부	0=비해당(비장애) 1=장애	
	주관적 건강상태	0=아주 건강하다 ~ 4=건강이 아주 안 좋다	
	만성질환여부	0=없음 1=있음	
교육	학력수준	0=대학원(박사, 석사), 1=대학교 ~ 6=무학	

2) 설명변수

본 연구는 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향을 탐색적으로 살펴보는 것이므로, 연구문제를 규명하기 위해 국내에 코로나19 최초 확진자가 발생한 2020년 1월 20일을 기준으로 코로나19 이전 시점과 이후 시점으로 구분했다. 한국복지패널에서 소득, 자산, 경제활동상태, 건강 등은 전년도 기준으로 측정을 하기 때문에 14차년도(2019년), 15차년도(2020년)은 코로나19 이전 시점으로, 16차년도(2021년), 17차년도(2022년)은 코로나19 이후 시점으로 구분하였다. 한편, 본 연구의 주된 목적이 연령층에 따라 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향을 어떠한지를 조망하는 것이기에 연령층은 14차년도를 기준으로 청년 19세~39세, 중년 40~64세, 노년 65세 이상으로 구분하였다. 이후 연령층에 따라 기준집단과 비교집단으로 구분하여 각각 코로나19 확산 이후 시간더미변수를 곱하여 상호작용항을 생성하였으며, 상호작용항의 계수는 코로나19의 영향력을 나타내는 이중차이 추정량을 의미한다.

3) 통제변수

사회적 배제는 상대성, 역동성, 그리고 다차원성의 특성을 가지고 있어(Walsh et al., 2017), 다양한 통제변수를 모형에 추가하기에는 제약이 있다. 본 연구에서는 통제변수로 가구주의 성별과 지역(수도권 구분) 더미변수, 연도 더미변수를 선정하였다. 성별은 '0=남성, 1=여성'으로 더미화하였으며, 지역(수도권 구분) 더미변수는 '0=비수도권, 1=수도권'으로 구성되었다. 한편, 중단자료의 분석에서 발생할 수 있는 추정량의 편향의 발생을 예방하고자, 시간 더미변수를 모형에 포함시켰다(박승록, 2020)

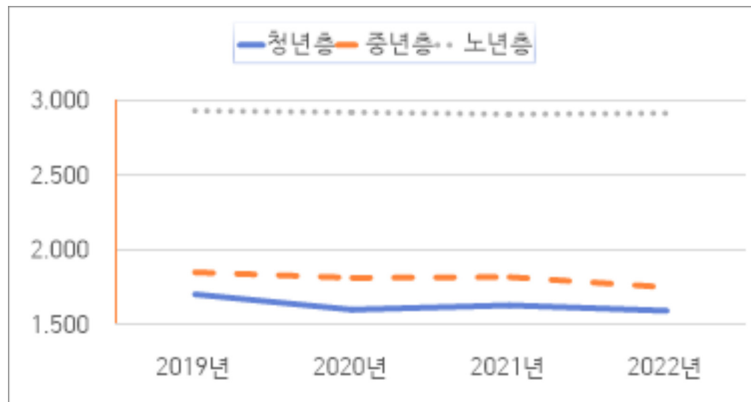
3. 분석방법

모든 분석에는 17차년도 자료에서 제공하는 중단면 가중치를 적용하였으며, 우선 연구대상자의 인구사회학적 특성과 주요 변수들의 특성을 확인하고자 빈도분석과 기술통계분석을 실시했다. 이후 본 연구의 주요 연구문제인 연령층에 따라 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향을 살펴보고자 이중차이(difference-in-differences)분석을 진행했다. 이중차이분석은 기준집단(정책의 영향을 받지 않는 집단)과 비교집단(정책의 영향을 받는 집단)의 정책 시행 전후의 결과를 각각 차분한 뒤, 각각의 차분결과를 다시 한번 차분하여 관찰되지 않는 개체의 특성과 시간추세를 제거하여 정책의 순효과를 추정할 수 있다(우석진, 2018; 민인식·최필선, 2021). 한편, 본 연구에서는 비교집단이 중년층과 노년층, 총 2개이므로 확장형의 이중차이분석을 적용하였으며(이석민, 2018; 남재현·이래혁, 2020), 이중차이 추정량을 얻기 위해 정책 시행 전후 데이터를 합동시킨 상태에서 통합회귀모형을 설정하면 식 (1)과 같다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Treat1_i + \beta_2 Treat2_i + \beta_3 P_i + \beta_4 (Treat1_i \times P_i) + \beta_5 (Treat2_i \times P_i) + \beta_6 (Control_i) + \epsilon_i \quad \text{식(1)}$$

식(1)에서 Y_i 는 종속변수인 사회적 배제의 수준을 의미하며, $Treat1_i$ 와 $Treat2_i$ 는 정책(코로나19)의 영향을 받으면 1, 받지 않으면 0인 비교집단들의 더미변수이며, P_i 는 정책(코로나19) 시행 전은 0, 시행 후는 1인 더미변수이다. β_3 와 β_4 는 각각 청년층과 비교하여 중년층과 노년층의 정책의 순효과(코로나19의 영향)를 나타내는 이중차이 추정치를 의미한다. 마지막으로 $Control_i$ 는 공변량을 의미한다.

한편, 이중차이분석을 통해 정책의 순수한 효과를 추정하기 위해서는 정책 시행 이전 두 집단의 변화 추이가 유사하다는 동일추세(common trend)의 가정이 충족되어야 한다. 두 집단의 변화 추이가 상이할 경우, 이중차이분석을 통해 추정된 효과는 편의를 갖기 때문이다(이석민, 2018). 본 연구에서는 동일추세가정의 충족 여부를 확인하고자, 연령층에 따른 사회적 배제 수준의 변화 추이를 살펴보았으며 <표 3> 및 [그림 1]과 같다. 코로나19가 확산되기 이전 시점인 2019년과 2020년의 사회적 배제의 변화는 모든 집단에서 유사하게 감소한 것으로 나타나, 동일추세가정이 충족됨을 알 수 있다.



[그림 1] 비교집단(중년층, 노년층)과 기준집단(청년층)의 사회적 배제 추세

<표 3> 분석대상의 사회적 배제 변화 (n=3,580)

구분	2019년	2020년	2021년	2022년
청년층(19 ~ 39세)	1.705	1.602	1.632	1.595
중년층(40 ~ 64세)	1.854	1.817	1.823	1.755
노년층(65세 이상)	2.934	2.924	2.911	2.918
전체	2.117	2.106	2.134	2.125

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

종속변수인 사회적 배제를 측정하고자 사용된 각 차원별 지표들의 경향성을 살펴보기 위해 기술통계분석을 실시하였으며 <표 4>와 같다. 또한 상술한 것과 같이 사회적 배제의 가중치를 도출하는 방법을 통해 구한 각 지표들 가중치는 각 연도별 순위에 일부 차이가 존재하나 전반적으로 장애여부, 주택자산, 소득, 사회적 친분 관계 만족도의 가중치가 높게 나타났다.

〈표 4〉 사회적 배제 각 지표별 표준화 기술통계량과 최종 가중치

차원	지표	2019년			2020년			2021년			2022년		
		평균	표준 편차	최종 가중치	평균	표준 편차	최종 가중치	평균	표준 편차	최종 가중치	평균	표준 편차	최종 가중치
경제	소득	.500	.500	3.731	.501	.500	3.406	.507	.500	3.171	.489	.500	3.742
	수입 만족도	.505	.219	1.618	.486	.213	1.493	.492	.229	1.494	.482	.215	1.635
주거	주택자산	.353	.343	4.742	.348	.346	5.366	.342	.345	4.426	.341	.347	5.298
	주거환경 만족도	.347	.186	2.609	.330	.176	2.873	.335	.186	2.433	.333	.179	2.795
고용	경제활동 참여형태	.451	.454	4.028	.460	.455	3.522	.480	.459	3.631	.489	.456	3.118
	직업 만족도	.389	.192	1.970	.390	.189	1.722	.389	.194	1.898	.391	.189	1.614
사회적 참여	사회적 친분 관계 만족도	.315	.162	4.407	.329	.157	4.224	.339	.173	3.844	.339	.169	3.966
	자원봉사 여부	.886	.318	3.071	.905	.293	2.868	.904	.295	2.454	.912	.283	2.464
건강	장애여부	.121	.326	8.324	.125	.331	7.869	.129	.335	8.085	.133	.340	8.000
	주관적 건강상태	.436	.243	.824	.426	.231	.803	.448	.242	.818	.451	.238	.826
	만성질환여부	.660	.474	1.142	.704	.457	1.047	.724	.447	.992	.739	.439	1.031
교육	학력수준	.569	.273	.480	.569	.274	.481	.569	.274	.481	.569	.274	.481

이후 각 지표별 가중치를 부여하여 합산한 사회적 배제, 설명변수, 그리고 통제변수의 빈도분석 및 기술통계를 실시하였고 다음 <표 5>에 제시했다. 사회적 배제의 평균은 2.120, 표준편차는 1.025로 나타났다. 사회적 배제를 각 차원별로 살펴보면 경제 차원의 평균은 .340, 표준편차는 .339이며, 주거 차원의 평균은 .303, 표준편차는 .235이고, 고용 차원의 평균은 .346, 표준편차는 .307, 사회적 참여 차원의 평균은 .528, 표준편차는 .182, 건강 차원의 평균은 .171, 표준편차는 .263, 교육 차원의 평균은 .433, 표준편차는 .262로 확인되었다. 설명변수인 연령의 경우 범위는 22세에서 100세, 평균은 56.775, 표준편차는 14.292로 나타났으며, 연령층의 경우 중년이 59.6%로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 이후 노년 26.3%, 청년 14.1% 순으로 확인되었다. 성별은 남성이 77.2%로 여성 22.8%보다 높은 비중을 보였으며, 지역의 경우 비수도권이 52.2%로 수도권 47.8%보다 높게 나타났다.

〈표 5〉 주요 변수들의 기술통계량 (n=14,320)

구분	변수명	범위(구분)	평균(표준편차) 혹은 %	비고
종속변수	사회적 배제	.022 ~ 1	2.120(1.025)	각 차원의 합을 표준화한 값
	경제 차원	0 ~ 1	.340(.339)	
	주거 차원	0 ~ 1	.303(.235)	
	고용 차원	0 ~ 1	.346(.307)	
	사회적 참여 차원	0 ~ 1	.528(.182)	
	건강 차원	0 ~ 1	.171(.263)	
	교육 차원	0 ~ 1	.433(.262)	
설명변수	연령	22 ~ 100	56.775(14.293)	
	연령층	청년층(19 ~ 39세)	14.1%	
		중년층(40 ~ 64세)	59.6%	
		노년층(65세 이상)	26.3%	
통제변수	성별	0=남성	77.2%	
		1=여성	22.8%	
	지역(수도권 구분) 더미	0=비수도권	52.2%	
		1=수도권	47.8%	

2. 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향 분석

코로나19가 연령에 따라 사회적 배제에 미치는 영향을 살펴보고자 이중차이분석을 실시했으며, 이분산

성 문제를 해결하고자 강건한 표준오차(robust standard error)를 활용하였다. 분석결과는 다음 <표 6>에 제시했다.

코로나19가 사회적 배제에 미친 영향이 청년층보다는 중년층, 노년층에 더 클 것이라는 가정하에 청년층을 기준집단으로, 중년층과 노년층을 비교집단으로 선정하였다. 분석결과, 청년층에 비해 노년층의 사회적 배제가 통계적으로 유의미한 수준에서 증가했다(B(비표준화 계수)=.122, p<.05). 즉, 코로나19가 다른 변수들을 통제했음에도 불구하고 청년층에 비해 노년층의 사회적 배제를 더욱 증가시킨 것을 의미한다. 한편, 코로나19 영향의 측면에서 청년층에 비해 중년층의 사회적 배제에서는 통계적으로 유의미한 증감이 발견되지 않았다(B=.090, p=.116).

<표 6> 코로나19가 사회적 배제에 미치는 영향 (n=14,320)

구분	종속변수: 사회적 배제		
	B	robust SE	t
코로나19 확산 후(P)	-.066	.054	-.122
비교집단(중년층)	.218***	.042	5.239
비교집단(노년층)	1.153***	.044	26.074
중년층 × P	.090	.057	1.574
노년층 × P	.122*	.060	2.029
가구주 성별	.738***	.023	31.949
상수항	1.534***	.040	38.196
시간(연도) 더미		포함	
지역(수도권 구분) 더미		포함	
F		633.61***	
adjusted R ²		.343	

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

제5절 결론

본 연구는 최근 코로나19가 재확산되고 있는 상황에서 코로나19가 경제, 사회적 관계, 건강 등 다양한 분야에 미친 영향이 연령층에 따라 차별적인지 탐색적으로 살펴보는 것이 목적이다. 이를 위해 경제적·사회문화적 차원 등을 포괄하는 다차원성과 역동성을 특징으로 하는 사회적 배제 개념을 활용하였으며, 한국복지패널 14차년도(2019년)부터 17차년도(2022년)의 자료를 균형패널로 구성하여 총 3,580가구를 분석대상으로 하였으며, 이중차이분석을 수행했다. 연구결과를 요약하면, 다른 요인들을 통제했음에도 불구하고 코로나19가 청년층에 비해 노년층의 사회적 배제를 더욱 악화시키는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 몇 가지 이론적, 정책적 함의를 제시하면 다음과 같다.

사회적 배제가 전반적으로 완화되고 있는 것으로 나타났으나, 청년층에 비해 노년층의 경우 코로나19가 사회적 배제의 악화에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 코로나19의 부정적 영향이 취약계층에게 더욱 집중되었을 것이라 보고한 선행연구들(손병돈·문혜진, 2020; 강유덕 2023; Berkout et al., 2021; Dorn et al., 2021)의 결과와 궤를 같이한다. 사회적 배제 수준의 변화를 살펴보면, 코로나19가 확산된 직후인 2021년 자료에서는 청년층과 중년층의 사회적 배제 수준은 증가했지만, 노년층은 감소한 것으로 나타났다. 반면 2022년 자료에서는 청년층과 중년층의 사회적 배제 수준은 감소했지만, 반대로 노년층의 사회적 배제 수준은 증가했다. 정부는 코로나19 환자가 국내에 발생한 2020년 1월 직후 비상경제대책회의를 통해

노인, 소상공인, 빈곤층 등 취약계층을 중심으로 코로나19 대응정책을 추진하였다. 소득 1분위의 실업 및 비경제활동인구 중 노인가구가 다수인 점으로 미루어보아(김태완, 2020), 초창기 코로나19 대응정책은 노인층에게 집중되었다고 볼 수 있다. 하지만 시간이 지남에 따라 코로나19 대응 정책이 전체 인구로 확대되면서, 사회적 배제 수준의 변화에 영향을 미친 것으로 풀이된다. 한편, 통계청(2022)의 사회동향에 따르면 60대 이상이 다른 연령대에 비해 코로나19에 대한 심각성 인식이 평균보다 높게 나타났으며 행복감은 제일 낮고 우울감은 제일 높은 것으로 나타났다. 또한 삶의 만족도, 긍정 및 부정적 정서 경험, 유데모니아를 통해 측정된 주관적 웰빙 수준 역시 60대 이상이 제일 낮은 것으로 확인되었다(통계청, 2022). 이러한 사실은 코로나19가 재확산되고 있는 상황에서 취약계층 중심의 지원정책이 필요함을 시사한다.

각 연도별 사회적 배제 지표의 1차 가중치(변동계수)를 살펴보았을 때, 전반적으로 지표들의 가중치 변화폭은 작았으나, 주택자산 지표의 가중치는 크게 상승했다. 본 연구에서 1차 가중치가 높을수록 소수의 사람들이 경험하는 배제를 의미하며, 가중치의 상승은 소수의 사람들이 경험하는 배제가 더욱 악화되고 있음을 뜻한다. 부동산자산의 가격은 코로나19 이전부터 상승하였으며, 코로나19 확산 이후 각국 정부가 코로나19 위기를 유동성 확대 기조로 대응하면서 부동산자산 가격의 상승은 더욱 가속화되었다. 주택가격을 연가소득으로 나눈 PIR을 살펴보면, 서울의 경우 2019년 1분기 10.5였으나, 2023년 1분기에는 14.5로 증가했다(KB부동산, 2023). 또한 부동산자산 가격의 급등으로 인해 무주택임차가구와 자가가구 간의 자산 격차는 더욱 커졌다(통계청, 2022). 가계금융복지조사 결과(2019년~2022년)를 살펴보면, 균등화 처분가능소득의 지니계수는 하락하다가 상승한 반면, 순자산 지니계수는 지속적으로 상승했다. 이는 주거 차원의 배제가 악화되고 있음을 의미하며, 자산 유형에서 부동산자산의 비중이 높은 한국 가구의 특성을 고려하면 더욱 심각한 문제이다. 한국은 생활보장수단의 기능적 등가물로 주택자산이 그 역할을 대신하였기에(홍경준·김사현, 2018), 부동산자산 가격의 급등은 주거 차원의 배제를 심화시킬 수 있다. 한편, 미국정부가 금리인상을 필두로 긴축정책을 실시하면서, 한국의 부동산자산 가격도 소폭 하락하였으나 최근 다시 상승하는 모습을 보이고 있다. 따라서 정부는 주거 차원의 배제를 완화하기 위해 부동산 투기수요 규제 및 실수요 보호 정책을 염두해야 된다.

본 연구는 상술한 의의가 있음에도 불구하고 일부 한계가 존재한다. 준실험연구의 아이디어를 차용한 이중차이분석은 기준집단(정책 비수혜 집단)과 비교집단(정책 수혜 집단)으로 구성된다. 선행연구들을 통해 코로나19가 취약계층을 중심으로 차별적인 영향을 미치는 것을 확인하였지만, 코로나19가 사회구성원 모두에게 영향을 미친 것은 부인할 수 없는 사실이다. 즉, 본 연구에서 기준집단(청년층)과 비교집단(중년층, 노년층) 모두 코로나19의 영향을 받았으므로 이중차이분석모형과 상이한 측면이 존재한다. 따라서 본 연구결과에서 제시한 이중차이추정량을 코로나19의 순효과로 간주하기에는 무리가 있으므로, 해석에 유의해야 한다.

주지하다시피 사회적 배제 개념은 사회문화적 차원과 상대성을 포함하므로 측정지표는 국가나 대상, 연령에 따라 다르게 구성될 수 있다. 본 연구는 코로나19가 전반적으로 한국의 사회적 배제에 미친 영향을 탐색적으로 살펴보는 것이 목적이기 때문에 사회적 배제의 측정지표에서 청년, 중년, 노년의 특성을 반영하지 못했다. 이를테면 교육 차원의 배제를 그 예로 제시할 수 있는데, 일반적으로 성인의 학력수준은 큰 변화가 없다. 본 연구의 분석대상은 19세 이상의 가구주이며, 교육 차원의 배제 지표로 학력수준을 선정하여 사회적 배제의 특징인 역동성을 반영하는데 제한이 있다. 후속 연구에서는 사회적 배제와 대상의 특징을 폭넓게 반영할 수 있는 지표를 활용한다면, 더욱 정교한 연구가 될 것이라 기대한다.

참고문헌

- 강신욱·김안나·박능후·김은희·유진영. 2005. 『사회적 배제의 지표개발 및 적용방안 연구』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 강유덕. 2023. “코로나19 팬데믹은 경제적 불평등을 심화시켰는가? -유럽국가를 대상으로 한 미시데이터 실증연구”. 『유럽연구』. 41(1). 155-190.
- 고영근·안태현. 2022. “코로나 경제위기와 여성고용”. 『노동경제논집』. 45(1). 33-87.
- 구본창. 2021. “기존의 우리 사회 학력 양극화 현상 코로나 이후 더욱 심해져 사회 문제”. 『부산발전포럼』. 189. 7-14.
- 권중돈. 2019. 『노인복지론』. 제7판. 서울: 학지사.
- 김교성·노혜진. 2008. “사회적 배제의 실태와 영향요인에 관한 연구 - 퍼지 집합이론을 이용한 측정과 일반화선형모델 분석-”. 『사회복지정책』. 34. 133-162.
- 김새봄·최송식. 2022. “사회적 배제 변화가 노인의 건강변화와 건강불평등에 미치는 영향”. 『한국노년학』. 42(2). 355-380.
- 김소은·정익중. 2022. “아동기 사회적 배제의 지수 개발 -델파이조사와 AHP조사를 중심으로-”. 『한국사회복지학』. 74(2). 79-103.
- 김안나. 2007a. “유럽연합(EU) 사회적 배제 개념의 한국적 적용가능성 연구: 사회적 배제 측정을 위한 지표개발을 중심으로”. 『유럽연구』. 25(1). 351-379.
- 김안나. 2007b. “한국의 사회적 배제 실태에 관한 실증적 연구”. 『사회이론』. 32. 227-256.
- 김은하. 2014. “여성 가구주 가구의 사회적 배제 위험 양상”. 『사회보장연구』. 30(3). 31-58.
- 김자영. 2021. “장애인의 사회적 배제에 대한 연구: 중분류 장애유형별 비교를 중심으로”. 『GRI 연구논총』. 23(4). 27-48.
- 김태완. 2020. “코로나19로 인한 영향 및 사회정책 대응 방안”. 『보건복지 Issue & Focus』. 385. 1-8.
- 김태완·이주미. 2020. “코로나 시대의 소득불균형 심화와 정책적 대응”. 『보건복지포럼』. 290. 20-33.
- 김현숙·김광혁. 2017. “사회적 배제가 학업성취도에 영향을 미치는 과정 -부모양육태도와 아동정신건강의 매개효과를 중심으로-”. 『학교사회복지』. 39. 25-48.
- 남재현·이래혁. 2020. “코로나19의 영향은 모두에게 동등한가? : 종사자 지위별 소득과 빈곤에 미친 영향을 중심으로”. 『한국사회복지학』. 72(4). 215-241.
- 노승현. 2020. “중고령 발달장애인의 사회적 배제가 삶의 만족에 미치는 영향에 관한 중단 연구 -청장년과의 비교를 중심으로-”. 『한국장애인복지학』. 49. 5-30.
- 노혜진·김교성. 2008. “결혼해체를 경험한 여성가구주의 빈곤과 사회적 배제에 관한 중단연구”. 『사회보장연구』. 24(4). 167-196.

- 맹성준·한창근. 2021. “사회적 배제가 가족갈등수준에 미치는 영향 -우울의 매개효과를 중심으로-”. 『한국가족복지학』. 68(2). 5-36.
- 문진영. 2004. “사회적 배제의 국가간 비교연구 -프랑스, 영국, 스웨덴을 중심으로-”. 『한국사회복지학』. 56(3). 87-107.
- 문진영. 2010. “한국의 사회적 배제 성격에 대한 연구”. 『한국사회복지학』. 62(2). 87-107.
- 문화일보. 20230802. ““마스크 다시 써야할지도“...전 세계로 재확산하는 코로나”.
- 민인식·최필선. 2021. 『STATA 고급통계분석 Version16-17』. 제2판. 파주: 지필미디어.
- 박경순. 2015. “사회적 배제가 농촌노인의 건강에 미치는 영향 및 사회적 지지의 조절효과”. 『사회복지정책』. 42(4). 231-253.
- 박능후. 1999. “생산적 복지와 사회보장: 제 1주제 사회적 배제 극복을 위한 근로연계복지정책의 효과성”. 한국사회보장학회 추계학술발표회.
- 박미희. 2020. “코로나19 시대의 교육격차 실태와 교육의 과제: 경기 지역을 중심으로”. 『교육사회학연구』. 30(4). 113-145.
- 박수명. 2013. “청년계층의 사회적 배제에 관하여: 고용, 실업, 비정규직의 관점에서”. 『한국정책연구』. 13(3). 113-131.
- 박승록. 2020. 『STATA를 이용한 응용계량경제학』. 서울: 박영사.
- 박영미. 2008. “복지국가에서의 빈곤의 여성화와 사회적 배제”. 『한국사회와 행정연구』. 18(4). 11-41.
- 박지혜·이선혜. 2016. “정신장애인의 사회적 배제에 대한 위험추정: 타 장애집단과의 비교”. 『사회복지연구』. 47(4). 361-388.
- 손병돈·문혜진. 2021. “코로나19로 인한 경제적 어려움은 누구에게 집중되었는가?”. 『한국사회복지학』. 73(3). 9-31.
- 손준중. 2022. “코로나바이러스-19와 교육의 관계에 대한 교육사회학적 성찰”. 『교육사회학연구』. 32(2). 1-33.
- 신명호. 2004. “한국사회의 새로운 빈곤 혹은 사회적 배제”. 『도시와 빈곤』. 67. 160-170.
- 신명호·홍인옥·장세훈·남원석·전홍규·유병덕·한영희·배지영. 2004. 『사회적 배제의 관점에서 본 빈곤층 실태 연구』. 서울: 국가인권위원회.
- 심창학. 2001. “사회적 배제 개념의 의미와 정책적 함의: 비교관점에서의 프랑스를 중심으로”. 『한국사회복지학』. 45. 178-208.
- 심창학. 2004. “유럽연합의 사회적 배제 극복정책: 변천과정을 중심으로”. 『행정논집』. 30. 127-157.
- 안효상·서정희. 2020. “코로나19 이후 불확실성 시대의 새로운 소득보장”. 『산업노동연구』. 26(3). 63-118.
- 오상일·이상아. 2020. “코로나19에 대한 고용취약성 측정 및 평가”. 『BOK 이슈노트』. 2020-9. 1-12.
- 우석진. 2018. 『정책분석을 위한 STATA』. 파주: 지필미디어.
- 유동철. 2011. “장애인의 사회적 배제와 참여-”. 『한국사회복지학』. 63(1). 217-239.

- 유동철·홍현정·김경미·김동기·신유리. 2013. “장애인의 장애특성이 사회적 배제에 미치는 영향 -환경적 요인의 조절효과를 중심으로-”. 『한국장애인복지학』. 22. 183-206.
- 윤석. 2016. “사회적 배제 관점에서 본 기독교 사회복지 역할에 관한 연구”. 『한국기독교신학논총』. 100. 303-332.
- 이석민. 2018. 『R과 STATA를 활용한 평가방법론』. 파주: 법문사.
- 이영. 2021. “국제비교 및 코로나 효과를 통해 본 교육불평등도 분석”. 『미래성장연구』. 7(1). 111-119.
- 이용관. 2021. “코로나19가 임금근로자의 노동조건에 미친 영향 -고용형태별 차이를 중심으로-”. 『노동경제논집』. 44(2). 71-90.
- 정세은·박종선. 2023. “코로나19 위기와 과다부채가구 문제”. 『사회경제평론』. 36(1). 83-112.
- 질병관리청. 20230811. “코로나바이러스감염증-19 국내 발생현황”. <https://ncov.kdca.go.kr>.
- 최미영·이승은·박현식. 2015. “사회적 배제가 노인 우울에 미치는 영향”. 『노인복지연구』. 69. 9-29.
- 최재성·강영숙·김진욱. 2009. “빈곤층의 사회적 배제 수준이 삶의 만족도에 미치는 영향: 인지된 사회통합감의 매개효과를 중심으로”. 『한국사회복지조사연구』. 21. 309-341.
- 통계청. 20191217. “2019년 가계금융복지조사 결과”. 보도자료.
- 통계청. 20201217. “2020년 가계금융복지조사 결과”. 보도자료.
- 통계청. 20211216. “2021년 가계금융복지조사 결과”. 보도자료.
- 통계청. 20221201. “2022년 가계금융복지조사 결과”. 보도자료.
- 통계청. 20221213. “한국의 사회동향 2022”. 보도자료.
- 한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소. 2023. 『한국복지패널 사용자 지침서 2023』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 한상진·박찬욱 역. 2014. 『제 3의 길』. 서울: 책과함께. Giddens, A. 1998. *The third way*. Cambridge: Polity Press.
- 홍경준·김사현. 2018. “노동대중의 균열; 위험지위와 복지태도를 중심으로”. 『사회복지정책』. 45(2). 67-94.
- 황선영·어유경·김순은. 2019. “사회적 통합 관점에서 본 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향 연구 -세대 간 조절효과를 중심으로-”. 『한국자치행정학보』. 33(2). 31-61.
- 황선웅. 2020. “코로나19 충격의 고용형태별 차별적 영향”. 『산업노동연구』. 26(3). 5-34.
- 황성수·이지은·금예진. 2020. “PISA데이터를 활용한 국가별·시점별 교육 형평성 측정방안 연구”. 『직업능력개발연구』. 23(3). 237-260.
- 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 Economic*, 189, 1-33.
- Bambra, C., Riordan, R., Ford, J., and Matthews, F. 2020. “The COVID-19 pandemic and health inequalities”. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 74(11), 964-968.
- Berkhou, E., Galasso, N., Lawson, M., Rivero, M., Pablo, A., Taneja, A., Vázquez, P., and Diego, A.

2021. *The inequality virus: Bringing together a world torn apart by coronavirus through a fair, just and sustainable economy*. Luxembourg: Oxford: Oxfam International.
- Betti, G., and Verma, V. 2008. "Fuzzy measures of the incidence of relative poverty and deprivation: a multi-dimensional perspective". *Statistical Methods and Applications*, 17, 225-250.
- Charu, V., Chowell, G., Palacio Mejia, L. S., Echevarría-Zuno, S., Borja-Aburto, V. H., Simonsen, L., Miller, M. A., and Viboud, C. 2011. "Mortality burden of the A/H1N1 pandemic in Mexico: a comparison of deaths and years of life lost to seasonal influenza". *Clinical Infectious Diseases*, 53(10), 985-993.
- Cortes, G. M., and Forsythe, E. 2020. "Impacts of the COVID-19 pandemic and the CARES act on earnings and inequality". *IZA Discussion Paper Series*, 13643, 1-41.
- Dorn, E., Hancock, B., Sarakatsannis, J., and Viruleg E. 20230817. "COVID-19 and education: The lingering effects of unfinished learning. <https://www.mckinsey.com/industries/education/our-insights/covid-19-and-education-the-lingering-effects-of-unfinished-learning>.
- European Communities. 2004. 23rd CEIES seminal 'Social protection statistics'. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Horton, R. 2020. "Offline: COVID-19 is not a pandemic". *The Lancet*, 396, 874.
- Kogan, V., and Lavertu, S. The COVID-19 pandemic and student achievement on Ohio's third-grade english language arts assessment. Ohio: John Glenn College of Public Affairs.
- OECD. 2022. "Social protection and well-being". <https://stats.oecd.org>.
- Patel, J. A., Nielsen, F., Badiani, A. A., Assi, S., Unadkat, V. A., Patel, B., Ravindrane, R., and Wardle, H. 2020. "Poverty, inequality and COVID-19: the forgotten vulnerable". *Public Health*, 183, 110 - 111.
- Pierson, J. 2002. *Tackling social exclusion*. London: Routledge.
- Silver, H. 1994. "Social exclusion and social solidarity: Three paradigms". *International Labour Review*, 133(5-6), 531-578.
- Social Exclusion Unit. 2004. *Mental health and social exclusion*. London: Office of the Deputy Prime Minister.
- Sydenstricker, E. 1931. "The incidence of influenza among persons of different economic status during the epidemic of 1918". *Public Health Report*. 46(4), 154-170.
- Walsh, K., Scharf, T., and Keating, N. 2017. "Social exclusion of older persons: A scoping review and conceptual framework". *European Journal of Ageing*, 14(1), 81-98.

[제3주제]

대학원생

-
1. 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 '엄마'에게 가혹한가?:
코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 추정을 중심으로
 2. 한국인 실업정책 선호 형성의 제도적 맥락: 기업규모와 실업위험 반응성
격차를 중심으로
 3. 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 소득계층별 차이를 중심으로

코로나-19로 인한 she-cession은 왜 '엄마'에게 가혹한가?: 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 추정을 중심으로

Why Has She-cession Caused by COVID-19 Been Harsh on 'Mommy'?

: Estimating Mothers' Paid Working Time after COVID-19

김 준(이화여자대학교 사회복지학과 석박통합과정)

본고에서는 기혼 여성의 노동공급 메커니즘으로 여겨지는 Connelly model에서 주요한 요인인 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)을 고려하여 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 변화를 살펴보았다. 이를 위해 한국복지패널 11~15차 데이터를 활용하여 유자녀 기혼 여성을 처치집단으로 미혼 여성을 대조집단으로 설정하였고 처치집단의 미성년 자녀 여부에 따라 자녀 유무 모델과 처치집단의 미취학 자녀 여부에 따라 자녀 연령 모델로 구분하였다. 그리고 처치집단과 대조집단의 노동시장 내 지위를 성향점수매칭 후, 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간을 이중차분 추정하였으며 코로나-19 이전 시기에 대해 공통추세 가정이 성립하는지 확인하였다. 분석결과, 자녀 유무 모델과 자녀 연령 모델에서 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 자녀 특성에 영향을 받는 유자녀 기혼 여성은 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 특히, 자녀 유무 모델보다 자녀 연령 모델에서 코로나-19 이전 시기에 대해 공통 추세가정이 성립하였으며 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 확연히 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 코로나-19로 인한 she-cession에서 돌봄으로부터 자유롭지 못한 유자녀 기혼 여성이 자녀로 인해 노동시장에서 가지는 페널티를 규명하였다는 것에 함의가 있으며, 앞으로의 포스트 코로나 시대에서 노동시장 내 유자녀 기혼 여성의 지체된 노동공급을 회복하기 위해 저연령 자녀에 대한 보육서비스를 집중적으로 지원해야 함을 시사한다.

✓ **Key words:** Connelly model, 코로나-19, 유자녀 기혼 여성, 유급 노동시간, 이중차분 추정

제1절 서론

본고에서는 기혼 여성의 노동공급 메커니즘인 Connelly model(1992)을 고려하여 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 노동공급 변화를 유급 노동시간에 대한 이중차분 추정으로 파악하고자 한다.

코로나-19는 여성의 유급 노동에 부정적인 영향을 주고 있다. 여성보다 남성의 실적이 두드러진 이전의 경제적 공황과 달리 코로나-19로 인한 공황은 남성보다 여성의 실적이 뚜렷하게 나타난다(Kim et al., 2022). 2018년 대비 2020년 한국의 실업률을 비교해보면 남성은 약 0.04%p 감소한 반면 여성은 약 0.3%p나 증가하였다(OECD, 2023). 현황은 국내에만 한정되지 않으며 전 세계적으로 코로나-19 충격에 의해 자발적 또는 비자발적으로 여성이 실직을 하면서 여성의 실업률이 상승하고 있다. 코로나-19로 인해 여성이 노동시장에 참여하지 못하면서 발생할 수 있는 경기후퇴에 대해, 팬데믹의 시대에서 여성의 노동시장 이

탈로 인한 경제적인 손해에 대해 우려를 하면서 학계에서는 이를 여성을 뜻하는 ‘she’ 와 경기후퇴를 의미하는 ‘recession’ 의 합성어로 ‘she-cession’ 으로 일컫고 있다.

그렇다면 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 여성에게만 가혹한가? 이전보다 she-cession이 부각된 이유는 코로나-19 확산을 방지하기 위한 사회적 거리두기로 인해 남성보다 여성이 집중되어있는 서비스 직종이 우선적으로 코로나-19 충격을 흡수하였기 때문이다(Cajner et al., 2020; Montenegro et al., 2020). 2020년 4월 이후 노동시장의 노동공급에 있어 여성이 남성보다 느리게 회복하는 것으로 나타나고 있는데(Alon et al., 2020), 코로나-19 여파로 인한 남녀의 노동공급 격차는 앞으로의 노동시장 내 성평등을 저해할 수 있는 문제가 있다(Kim et al., 2022). 따라서 코로나-19로 인한 she-cession에서 취약한 여성은 누구인지를 파악하고, 이로 인한 상흔효과(scarring effect)와 인적자본의 평가절하를 예방할 필요가 있다.

주목해야 할 점은 코로나-19로 인한 she-cession에서 취약한 여성이 상이하다는 것이다. 대표적으로 유자녀 기혼 여성이 she-cession의 표적이 되었는데, 코로나-19는 유자녀 기혼 여성에게 ‘고용의 위기’ 뿐만 아니라 휴교한 유치원, 초등학교 등 공공 보육서비스의 단절로 ‘돌봄의 부담’ 이라는 이중고를 주고 있다. 유자녀 기혼 여성에게 공적인 보육서비스의 부재는 무급 가사노동을 가중하여 노동공급을 감소시킬 수 있으며, 이는 그간의 연구에서도 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 뚜렷하게 감소하는 것을 파악할 수 있다(Stantcheva, 2022).

그러나 임금이 상승할 때 노동과 여가의 대체관계로 결정되는 기본적인 노동공급 모형과 달리 기혼 여성의 노동공급은 자녀 특성으로 인한 가사노동 투입에 대해 여성 특유의 시간적 제약과 이를 완화하는 보육서비스를 고려해야 한다(Connelly, 1992). 그럼에도 불구하고 기존의 연구에서는 자녀에 대해 노동공급 탄력성이 상이한 기혼 남녀를 비교하였으며 자녀가 있는 기혼 여성의 노동공급의 주요한 요인인 자녀 특성을 전반적으로 고려하여 공적인 보육서비스의 부재가 있던 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간 변화를 살펴보지 못한 한계가 있다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020).

따라서 본고에서는 기존의 연구를 보완하기 위해 기혼 여성의 자녀 특성과 보육서비스의 관계에서 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 파악한 Connelly model(1992)을 착안하여 기혼 남성보다 노동공급 격차가 작고 노동시장 내 여성이란 동질성을 가진 미혼 여성에 비해 모성이 강조되는 유자녀 기혼 여성은 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백으로 유급 노동시간에 어떠한 변화가 있었는지 파악하고자 한다. 본고에서의 이러한 시도는 코로나-19로 인한 she-cession에서 돌봄이라는 무급 가사노동으로부터 자유롭지 못한 기혼 여성이 자녀로 인해 노동시장에서 가지는 페널티를 살펴보는데 함의가 있다.

마지막으로 본고의 연구질문은 다음과 같다.

연구질문: 코로나-19는 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는가?

제2절 이론적 배경

1. Gronau model

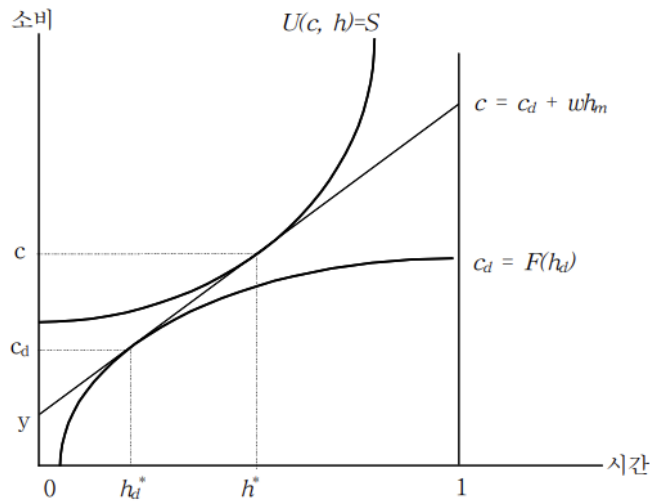
기혼 여성의 노동공급은 어떻게 결정되는가? 기본적인 노동공급 모형은 노동과 여가의 관계로 노동공급이 결정된다. 하지만 이는 남성의 노동공급을 분석하는데 적합한 모형이다. 기혼 여성의 노동공급은 가사노동에 대한 시간 투입이라는 여성으로의 시간적 제약을 고려해야 한다. 이를 고려한 Gronau(1973)에 따르면 가사노동은 가족의 효용을 극대화하기 위해 필요한 재화로 가정재를 생산하는 행위이며, 이는 생산이론을 기반으로 하여 가계생산에 투입되는 노동으로 본다. 즉, 기본적인 노동공급 모형과 달리 Gronau model(1973)은 가사노동을 순수한 여가와 구분하여 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 파악하고 있다.

이 이론의 가정에 따르면 소비할 재화는 가족 내에서 직접적으로 만들어지거나, 시장노동에 일정한 시간을 투자하여 벌어들인 소득으로 구매할 수 있다. 가사노동에서의 소비(c_d)는 가계생산함수 $c_d = F(h_d)$ 로 나타내며 가사노동시간(h_d)으로 결정되는데, 가사노동시간이 증가할수록 가계생산은 증가하지만 그에 대한 증가는 체감한다($F(0) = 0, F' > 0, F'' < 0$). 시장노동에서의 소비(c_m)는 시장생산함수 $c_m = wh_m$ 로 나타내며 시장임금율(w)이 주어지면 시장노동시간(h_m)의 비율로 그에 대한 시장생산이 증가한다. 즉, 총소비(c^*)는 가사노동에서의 소비(c_d)와 시장노동에서의 소비(c_m)의 합인 $c^* = c_d + c_m$, 총노동시간(h^*)은 가사노동시간(h_d)과 시장노동시간(h_m)의 합인 $h^* = h_d + h_m$, 여가는 총노동시간을 제외한 $l = 1 - (h_d + h_m) = (1 - h^*)$ 로 정리된다. 이를 전제하여 Gronau model에 의한 기혼 여성의 노동공급 결정은 아래의 식과 같이 총소비와 총노동시간의 효용 극대화에 따른 최적화 조건이 도출된다. 단, 개인의 소비는 반드시 가계생산 또는 시장생산을 통해 얻는 소득 범위 내에서 가용하다는 제약이 따른다.

$$\begin{aligned} \max_{h_d, h_m} U(c^*, h_d + h_m) \\ \text{s.t. } c^* \leq F(h_d) + wh_m \end{aligned}$$

위의 식에서 가계생산함수를 도입한 후 최적해는 [그림 1]과 같이 나타낼 수 있다. [그림 1]에 따르면 기혼 여성은 h_d^* 만큼의 시간을 무급 가사노동을 통해 그에 대한 소비(c_d)를 기여한 후, $(h^* - h_d^*)$ 만큼의 시간을 유급 노동에 소진하게 된다. 그러므로 자녀가 없는 미혼 여성에 비해 무급 가사노동을 부담받는 유자녀 기혼 여성은 유급 노동에 할애하는 시간이 줄어들게 되고, 이로 인해 노동시장에서 상대적으로 불리한 처지에 놓이게 된다. 그러나 무급 가사노동의 일정 부분이 사회화되어 공공부문에 의해 제공되는 서비스에 의해 대체되는 경우, 기혼 여성의 무급 가사노동시간이 유급 노동시간으로 이연될 수 있다. 예로 보육서비스가 자녀에 대한 무급 가사노동시간을 대체함으로써 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 증가할 수 있다. 따라서 본고에서는 Gronau model에 기반하여 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백은 유자녀 기혼 여성에게 자녀에 대한 무급 가사노동시간을 가중하게 하고, 그로 인해 자녀가 없는 미혼 여성보다 유급 노동시간의 기여가 더 줄어들었을 것으로 예측한다.

[그림 1] Gronau model 1)



이러한 예측은 코로나-19라는 경제적 공황에서 부가적 노동자 가설(Fukuda-Parr et al., 2013)에 의해 강하게 지지된다. 부가적 노동자 가설은 경제적 침체로 실업한 남편을 대신해서 일시적으로 아내의 노동공급이 증가하기도 하지만 이는 부가적 노동자(added worker)일 뿐 ‘남편은 직장에서, 아내는 집안에서’ 라는 공-사 이분법이 강화된다고 설명한다. 구체적으로 남편은 코로나-19로 인한 경제적 공황에서 생계부양자로서 역할을 제대로 하지 못한다고 느끼는 반면 남성성을 강조하기 위해 유급 노동에 더 열중하게 되고 (Berik · Kongar, 2013), 아내는 코로나-19로 인한 실업으로 젠더역할 갈등을 겪는 남편을 자극하지 않으려고 여성성을 강조하기 위해 무급 가사노동에 더 몰두하게 된다는 것이다(Bittman et al., 2003). 그러므로 부가적 노동자 가설에 기반하여 코로나-19라는 경제적 공황에서 공-사 이분법에 구속되지 않는 미혼 여성에 비해 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 더 감소할 것이라고 예측될 수 있다.

또한 코로나-19가 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지는 Gronau model을 기반으로 국내연구를 통해서 예측될 수 있다. 국내연구는 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간보다 무급 가사노동시간의 변화를 살펴본 연구들이 있었다(안미영, 2022; 김 건, 2023). 안미영(2022)은 코로나-19 전후 시기(2018 ~ 2021년)만 한정하여 경제활동에 참여 중인 부부를 대상으로 코로나-19 이후 기혼 여성의 무급 가사노동시간에 대해 분석하였으며, 김 건(2023)은 코로나-19 이전 시기(2014 ~ 2019년)를 포함하여 미혼·기혼 여성과 기혼 여성·남성을 대상으로 코로나-19 이후 기혼 여성의 무급 가사노동시간을 파악하였다. 국내연구들의 일관된 점은 코로나-19 이전보다 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 무급 가사노동시간이 더 증가하였다는 것이다.²⁾ 이처럼 코로나-19로 인한 공적인 보육서비스의 부재로 자녀가 있는 기혼 여성에게만 무급 가사노동시간이 부담스럽게 전가되는 것은 반대로 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간은 감소할 것이라고 ‘Gronau model’을 기반으로 예측될 수 있다.

1) 이는 한국여성경제학회(2012)에서 참고하였다.

2) 안미영(2022)과 김 건(2023)의 연구에서 공통적으로 코로나-19 이전 시기(2018-2019년)보다 코로나-19 이후 시기(2020-2021년)에서 기혼 남성에게 비해 기혼 여성의 무급 가사노동시간이 더 증가하였다는 결과를 나타내었다. 특히, 미관측 이질성을 통제하지 못한 안미영(2022)의 연구를 보완한 김 건(2023)의 연구는 코로나-19 이전 시기(2014-2019년)에서 공통추세가정이 성립하지 못하였다는 한계가 있으나 코로나-19 전후의 시기(2018-2021년)만을 이중차분 추정하였을 때, 코로나-19 이후 미혼 여성에 비해 유자녀 기혼 여성의 무급 가사노동시간이 더 증가하였다고 보고하였다.

하지만 Gronau model은 코로나-19로 인한 공적인 보육서비스의 부재가 유자녀 기혼 여성에게 자녀에 대한 무급 가사노동을 증가시키고 노동시장에서의 노동공급을 감소시켰을 것이라고 파악할 수 있지만, 코로나-19로 인해 충족되지 못하는 보육서비스가 기혼 여성의 ‘자녀 특성’에 따라 상이할 것인데 이와 관련하여 유자녀 기혼 여성의 노동공급을 파악하기 어렵다는 한계가 있다. 따라서 본고에서는 유자녀 기혼 여성 자녀의 특성과 보육서비스의 관계에서 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 살펴본 Connelly model(1992)을 착안하여 연구질문을 파악하고자 한다.

2. Connelly model

기혼 여성은 가구 내에서 담당하는 가사노동이나 돌봄의 1차적 책임자 역할로 인해 가족의 여건이 노동공급에 직·간접적으로 투영된다(한국여성경제학회, 2012). 특히, 유자녀 기혼 여성에게 자녀의 특성과 보육서비스는 기혼 여성의 노동공급의 결정에서 중요한 요인이며, 이를 고려한 Connelly(1992)에 따르면 보육서비스의 수요적 부분인 자녀의 특성과 보육서비스의 가용적 부분인 가구의 소득 그리고 보육서비스의 비용을 기반으로 기혼 여성의 노동공급에 대한 메커니즘을 고려하고 있다. Connelly model에서 기혼 여성은 일반 재화에 대한 소비(C), 여가시간(t_l), 자녀보육의 질(Q)로부터 효용을 얻는다고 전제하고 있다.

$$\max U = U(C, t_l, Q)$$

s.t.

$$Q = Q(t_Q, t_{cc}; N, A) ; Q_1, Q_2 > 0 \quad Q_{11}, Q_{22} < 0^2$$

$$C + P_{cc}t_{cc} = Wt_m + V$$

$$t_m + t_Q + t_l = 1$$

$$t_Q + t_{cc} < 1$$

이 이론의 가정에 따르면 4개의 제약식이 포함되어 있다. 첫 번째 제약식은 자녀보육의 질에 관한 생산 함수로 자녀보육의 질(Q)은 기혼 여성에 의한 자녀 돌봄 시간(t_Q), 외부 보육시설에 맡겨지는 시간(t_{cc})과 보육시설의 질(q)에 의해 결정된다. 특히, 이는 보육서비스의 수요와 관련된 부분으로 기혼 여성의 가구에서 자녀의 수(N)와 자녀의 연령대(A)에 의해 달라진다는 점에 유의할 필요가 있다. 이를 기반으로 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백은 외부 보육시설에 맡겨지는 시간(t_{cc})을 감소시키고 기혼 여성에 의한 자녀 돌봄 시간(t_Q)을 증가시켰을 것인데, 이는 자녀 수(N)와 연령(A)에 따라 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간에 차이가 있을 것이라고 예측될 수 있다.

두 번째 제약식은 예산제약으로 소비(C)와 자녀보육비용($P_{cc}t_{cc}$)은 기혼 여성의 근로소득(Wt_m)과 배우자의 소득(V)을 포함한 전체 가구의 소득에 의해 결정된다. 특히, 이는 보육서비스의 가용과 관련된 부분으로 기혼 여성과 배우자의 소득에 의해 영향을 받는다는 점에 유의할 필요가 있다. 이를 기반으로 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백은 사적인 보육서비스가 대체할 수 있는데, 이에 대한 구매력은 속한 가구의 소득에 따라 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간에 차이가 있을 것이라고 예측될 수 있다.³⁾

3) 세 번째와 네 번째 제약식은 기혼 여성과 자녀의 시간제약으로 기혼 여성의 유급 노동시간(t_m), 자녀 돌봄 시간(t_Q), 여가시간(t_l)의 합은 1로 제한하는데, 단, 기혼 여성의 자녀 돌봄 시간(t_Q)과 외부 보육시설에 맡겨지는 시간(t_{cc})의 합이 1 미만인 것으로 가정하고 있다.

이러한 제약식을 전제로 오차항(ε)에 대한 일정한 가정을 통해 Connelly model에서 기혼 여성의 노동공급함수는 아래와 같은 축약식으로 표현된다. 시장임금(w), 보육서비스의 시장가격(P_{cc}), 자녀의 수와 자녀의 연령에 따른 자녀 특성(Z), 가구의 소득(H) 등이 기혼 여성의 유급 노동시간(t_m)에 영향을 준다고 파악할 수 있다. 따라서 본고에서는 Connelly model을 기반으로 이의 주요한 요인인 ‘자녀 특성’ 과 관련하여 보육서비스의 수요가 요구되는 자녀가 있는 기혼 여성과 보육서비스의 수요가 많은 어린 자녀가 있는 기혼 여성은 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에서 자녀를 돌보는 무급 가사노동시간이 증가하여 유급 노동시간이 더 감소할 것으로 예측한다.

$$t_m = f (w , P_{cc} , Z , H , \dots) \\ = \delta_0 + \delta_1 w + \delta_2 P_{cc} + \delta_3 Z + \delta_4 H + \varepsilon$$

이러한 예측은 코로나-19라는 경제적 공황에서 모성박탈이데올로기(Elvin-Nowak · Thomsson, 2001)에 의해 강하게 지지된다. 모성박탈이데올로기는 경제적 침체의 시기에서 엄마의 부재가 영유아기 아동의 정서적 발달에 부정적이라는 인식이 높아지면서 자연스럽게 엄마라는 역할에 대한 강조로 인해 엄마의 노동공급이 감소한다고 설명한다. 구체적으로 외환위기 때, 남성부양자 및 가족임금이데올로기와 함께 부각된 논리가 경제적 위기의 상황에서 엄마가 아이와 함께 있지 않을 경우 자녀에게 발생하지 모르는 부정적 영향력이 강조되었는데(조순경, 1998), 이로 인해 당시 상당한 규모의 엄마들이 노동시장에서 이탈했다(윤성호, 2011; 김수정, 2014). 그러므로 모성박탈이데올로기에 기반하여 코로나-19라는 경제적 공황에서 모성이 강조되지 않는 미혼 여성에 비해 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 더 감소할 것이라고 예측될 수 있다.

또한 코로나-19가 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지는 Connelly model을 반영한 국외연구를 통해서 파악할 수 있다. 국외연구는 Connelly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)을 고려하여 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 노동공급 변화를 살펴본 연구들이 있었다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020; Kim et al., 2022). Andrew et al.(2020)과 Hipp · Bünning(2020)은 자녀의 유무를 고려하였는데, 자녀가 있는 부부를 대상으로 코로나-19 이후 경제활동 중인 부부의 노동공급(일일 유급 노동시간, 주간 유급 노동시간 단축 여부)을 분석하였다. Collins et al.(2020)은 자녀의 연령을 고려하였는데, 1~5세, 6~12세, 13~17세 자녀를 둔 부부를 대상으로 코로나-19 이후 경제활동 중인 부부의 노동공급(주당 유급 노동시간)을 살펴보았다. 반면, Kim et al.(2022)은 자녀의 유무(미혼, 기혼)와 자녀의 연령(0~5세, 6~17세, 18세 이상)을 고려하여 코로나-19 이후 노동공급(주간 유급 노동참여 여부)을 파악하였다. 국외연구들의 일관된 점은 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 더 감소하였으며, 자녀가 어릴수록 기혼 여성의 노동공급이 더 감소하였다는 것이다. 이처럼 코로나-19로 인한 공적인 보육서비스의 부재에서 자녀 특성에 영향을 받는 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 감소하였다는 점은 기혼 여성에게만 가중되는 자녀에 대한 시간적 제약과 이를 보완하는 보육서비스의 관계에서 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 파악한 ‘Connelly model’ 과 일치하는 부분이다.

하지만 기존의 연구에서는 온라인 설문을 통해 표본을 설정하였기에(Andrew et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020), 모집단으로부터 동일확률 선택방법을 기반으로 하는 무작위 추출이 아니므로 표본을 통해 모집단을 유추하기 어렵다. 또한 분석기간을 코로나-19 이후 시기로 한정하였기에(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020), 실질적으로 코로나-19로 인해 기혼 여성의 노동공급이 감소하였는지 인과관계를 유추하기 어렵다. 특히, 그간의 연구에서는 근본적으로 노동공급의 메커니즘이 상

이한 기혼 남녀를 대상으로 코로나-19 이후 부부의 무급 및 유급 노동시간의 배분에 초점을 두었으며, Connelly model의 자녀 특성을 자녀의 유무나 자녀의 연령 중 하나만 고려하여 세심하게 살피지 못했다는 한계가 있다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020). 즉, 기존의 연구에서는 노동시장에서 임금이 상승할 때 기혼 남성은 (시장)노동과 여가의 대체관계로 노동공급이 결정되는 반면 기혼 여성은 여기에 가사노동이 반영됨에도 불구하고 노동공급에서 상이한 탄력성을 전제하였다는 문제가 있으며, 부부가 노동시장에서의 생산성에 따라 유급 노동과 무급 가사노동이 배정된다는 경제적 교환 이론과 부부의 사회문화적인 젠더역할에 따라 유급 노동과 무급 가사노동이 배분된다는 젠더수행이론을 중점으로 두어 기혼 여성의 노동공급에 주요한 요인인 Connelly model의 자녀 특성을 배제하였다는 한계가 있다.

이에 본고에서는 기존의 연구를 보완하기 위해 공신력 있는 데이터를 활용하여 표본을 선정하고자 한다. 또한 코로나-19 이전 시기를 분석기간에 포함하여 코로나-19 이전의 추세에 비해 코로나-19 이후 실질적으로 기혼 여성의 유급 노동시간이 감소하였는지 그에 대한 인과관계를 유추하고자 한다. 특히, 기존의 연구와 같이 노동공급 탄력성이 둔한 기혼 남성과 비교하기보다 여성이라는 동질성을 가졌지만 모성에 대한 페널티가 부재한 미혼 여성과 유자녀 기혼 여성이 노동시장 내 지위(연령, 교육수준, 직위, 소득 등)가 동등함에도 불구하고 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에서 모성에 대한 페널티가 가중되어 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 감소하였는지 파악하고자 한다. 이에 본고에서는 기혼 여성의 노동공급 분석 시 주의를 기울인 Connelly model에서 ‘자녀 특성’을 전반적으로 고려하여 ‘자녀의 유무’와 ‘자녀의 연령’으로 구분하여 살펴보고자 한다.

마지막으로 본고에서 검증하고자 하는 연구가설은 Connelly model의 ‘자녀 특성’을 고려하여 ‘자녀의 유무’를 살펴보는 연구가설 1, ‘자녀의 연령’을 살펴보는 연구가설 2로 구분하며 이는 다음과 같다.

연구가설 1: 코로나-19로 인해 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 자녀가 있는 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 더 감소하였을 것이다.

연구가설 2: 코로나-19로 인해 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 저연령 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 더 감소하였을 것이다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 분석대상

분석자료는 한국복지패널(이하 KWPS)의 11차(2016년 조사, 2015년 귀속) ~ 15차(2020년 조사, 2019년 귀속) 가구용 및 가구원용 데이터를 기반으로 구성된 균형패널 자료를 활용한다. KWPS는 국내에서 전국 대표성을 지닌 공신력 있는 데이터로 전체 표본의 약 50%를 고용이 불안정한 저소득층 가구에도 할당하고 있어 노동시장 내 지위가 편향되지 않은 여성을 대상으로 코로나-19로 인한 유급 노동시간의 변화를 추정할 수 있기에 선정하였다.

분석기간은 2016년부터 2020년까지로 코로나-19 이후 기혼 여성의 유급 노동시간의 변화를 살펴보기 위해 코로나-19 이전 시기에 해당하는 4기간(2016 ~ 2019년)을 분석에 포함한다.⁴⁾ 코로나-19 이전 시기를 11차부터 포함한 이유는 10차(2015년 조사, 2014년 귀속)의 경우, 2015년 6월경 확산된 메르스(Mers-Cov)로 인한 공적인 보육서비스 시설의 휴교령이 있었기에 제외하였다.⁵⁾ 2020년 1월경 국내에 코로나-19가 첫 창궐한 시기를 고려하여 코로나-19가 발생하기 전인 11 ~ 14차(2016 ~ 2019년 조사, 2015 ~ 2018년 귀속)를 $t = 0$ 시점으로, 코로나-19가 발생한 후인 15차(2020년 조사, 2019년 귀속)를 $t = 1$ 시점으로 설정하였다.

분석대상은 분석기간 동안 경제활동 중이며 생산가능연령에 해당하는 ‘만 20세 이상 65세 미만인 미혼 여성과 기혼 여성’이다.⁶⁾ 본고의 목적은 Connelly model의 ‘자녀 특성’인 자녀의 유무와 자녀의 연령을 고려하여 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백이 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간에 어떠한 영향을 주었는지 파악하는 것이다. 따라서 ‘자녀 유무 모델’인 연구가설 1을 검증하기 위해 분석기간 동안 미성년 자녀가 있는 기혼 여성을 처치집단으로, 분석기간 동안 자녀가 없는 미혼 여성을 대조집단으로 설정한다. ‘자녀 연령 모델’인 연구가설 2를 검증하기 위해 분석기간 동안 미취학 자녀가 있는 기혼 여성을 처치집단으로, 분석기간 동안 자녀가 없는 미혼 여성을 대조집단으로 설정한다. 단, 본고에서는 Connelly model의 자녀 특성에 온전히 초점을 두기 위해 두 모델 모두 처치

- 4) 기존의 연구에서는 코로나-19 이후 시기만 분석기간으로 한정하여 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 감소하였다고 분석하였다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp·Bünning, 2020). 그러나 코로나-19 이전 시기부터 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 유의하게 감소하였다면, 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백으로 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 감소하였다고 인과관계를 유추할 수 없다. 이에 본고에서는 유자녀 기혼 여성에게 자녀 특성이라는 처치(treatment)가 공공 보육서비스가 부재한 코로나-19 이후(period) 유급 노동시간에 어떠한 영향을 주는지 처치와 시점을 고려하는 이중차분 추정을 활용한다. 하지만 이중차분 추정으로 강건한 인과관계를 도출하기 위해서는 공통추세가정을 만족해야 한다. 공통추세가정이 성립하는지 확인하기 위해 요구되는 이전 시기에 대한 기간이 구체적이지 않지만, Comparative interrupted time series Design(이하 CITS)에 따르면 처치집단과 대조집단에 대한 이전 시점의 최소 4기간 이상을 활용하여 종속변수에 대한 공통추세가정을 살피고, 이를 기반으로 이후 시점에서의 처치집단과 대조집단의 종속변수에 대한 변화를 이중차분 추정한다(Rossi et al., 2018). 본고에서는 이를 반영하여 CITS에서 요구되는 처치집단과 대조집단에 대한 이전 시점의 최소 4기간의 데이터를 분석기간에 포함하여 공통추세가정이 만족하는지 파악하고자 한다.
- 5) 2015년 한국복지패널 기초분석보고서에 따르면 KWPS 10차는 2015년 3-6월에 조사가 시행되었다. 한편 메르스는 2015년 5월경 국내에 첫 유입하여 당해 6월경에 전국적으로 전염되었는데, 시기적으로 중첩되어 KWPS 10차는 분석기간에서 제외하였다.
- 6) 분석대상 모두 코로나-19로 인해 노동공급에 영향을 받았기에 코로나-19로 인한 고용충격에서 배제되는 대조집단을 선정할 수 없다는 한계가 있다. 그러나 이론적 배경에서 논의한 바와 같이 Connelly model의 자녀 특성이 존재하는 처치집단보다 자녀가 부재한 대조집단이 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에서 비교적 자유롭기에 코로나-19로 인한 고용충격이 더 완충되었을 것으로 예측하며, 유자녀 기혼 여성을 처치집단으로 미혼 여성을 대조집단으로 설정하였다. 물론 이러한 설정으로 추정치가 과소하게 추정될 수 있으나 반면에 유의한 결과가 나타난다면 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에서 기혼 여성이 자녀로 인한 모성 페널티로 인해 노동공급에 부정적인 영향을 받았다고 해석될 수 있다.

집단은 이성 부부로 슬하에 자녀가 1명인 3인 가구에 속하는 기혼 여성으로 제한하였고⁷⁾, 대조집단은 가구주로 슬하에 미성년 자녀를 둔 미혼모인 미혼 여성을 제외하였다.

2. 변수설정

종속변수는 처치집단과 대조집단의 ‘주당 평균 근로시간’의 차이이다. 이는 코로나-19로 인한 고용충격에서 비자발적인 실업을 즉각적으로 반영할 뿐만 아니라 코로나-19로 인한 she-cession에서 고용과 돌봄의 이중고로 유자녀 기혼 여성의 자발적인 노동공급 이탈 또한 포착할 수 있다(이은정, 2019; Collins et al., 2020). 주당 평균 근로시간은 (일한 개월 수 * 4주 * 주당근로시간) / 52.1주로 환산하여 구한다(노혜진·이지은, 2020).

통제변수는 처치집단과 대조집단의 노동시장 내 지위를 통제하기 위해 연령, 연령제급, 교육수준, 종사상 지위, 사업체 규모, 소득, 코로나-19의 타격이 심했던 업종과 직종, 코로나-19의 전염이 심했던 지역을 통제한다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp·Bünning, 2020; Kim et al., 2022).⁸⁾ 주요 변수설정은 <표 1>과 같다.

<표 1> 주요 변수설정

변수명		변수설정
종속변수		(일한 개월 수 * 4주 * 주당근로시간) / 52.1주
통제변수	연령	만나이
	연령 제급	‘연령’ 변수의 제급
	교육수준	① 고졸 이하 ② 전문대졸 ③ 대학원졸
	종사상 지위	① 임시일용직 ② 상용직
	사업체 규모	① 중소기업 (상시근로자 300인 미만) ② 대기업 (상시근로자 300인 이상)
	소득	로그를 씌운 가처분 소득
	업종	제10차 한국표준산업분류 대분류 20종 중 숙박 및 음식점업, 교육 서비스업, 보건업 및 사회복지 서비스업, 예술 및 스포츠업을 더미로 설정한다. 예를 들어, 숙박 및 음식점업에 해당하면 ①, 비해당하면 ②으로 코딩하였다.
	직종	제7차 한국표준직업분류 대분류 10종 중 서비스직, 판매직, 단순노무직을 더미로 설정한다. 예를 들어, 서비스직에 해당하면 ①, 비해당하면 ②으로 코딩하였다.
	지역	① 비해당 ② 대구/경북

7) 처치집단인 유자녀 기혼 여성이 자녀 수가 2명 이상일 경우, 본고에서 검증하고자 하는 Connolly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)에 대해 혼란을 줄 수 있기에 처치집단은 슬하에 자녀가 1명인 기혼 여성으로 제한한다(Collins et al., 2020). 또한 처치집단인 유자녀 기혼 여성이 자녀를 돌봐줄 수 있는 부모 세대와 동거할 경우, 세대 간 사적 자원이전(intergenerational private transfer of resource)으로 노동공급이 증가할 수 있기에(Pezzin·Schone, 1999) 처치집단은 이성 부부로 슬하에 자녀 1명인 3인 가구에 속하는 기혼 여성으로 제한한다.

8) Kim et al.(2022)은 노동시장 내 지위로 연령, 연령제급, 교육수준을 통제하였으나 고용적 지위를 살펴보기 못했다는 한계가 있다. 반면 Collins et al.(2020)은 고용적 지위로 코로나-19 이전 근속연수를 통제하였다. 본고에서는 이를 고려하여 KWPS에서 종사상 지위(상용직·임시일용직)와 사업체 규모(대기업·중소기업)를 통제변수로 투입한다. 또한 Connolly model에서 보육서비스의 가용적 측면인 소득을 통제한 연구도 있었다(Hipp & Bünning, 2020). 본고에서는 Connolly model에서 보육서비스의 주요적 측면인 ‘자녀 특성’을 고려하여 공적인 보육 공백이 있던 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간의 변화를 파악하는 것이 목적이기에 보육서비스의 가용적 측면인 소득을 통제한다. 이는 KWPS에서 처분할 수 있는 소득을 나타내는 가처분 소득을 통제변수로 투입한다.

3. 분석방법

본고에서는 Connolly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)을 고려하여 코로나-19 이후 처치집단의 유급 노동시간을 대조집단과 비교하는 것이 그 목적이다.

첫째, 코로나-19 전후 처치집단과 대조집단의 체계적 차이에 의해 유급 노동시간이 결정되어야 하기에 처치집단과 노동시장 내 지위가 동등한 대조집단을 매칭하는 ‘성향점수매칭’을 실시한다. 이에 처치집단이 크지 않으므로 관측치의 손실을 줄이면서도 공변량의 균형을 이루기 위해 집단 간 성향점수 차이의 최대 허용범위인 캘리퍼를 0.2로 설정하고 처치집단과 대조집단을 1:5의 비율로 NN 매칭한다(노혜진·이지은, 2020).

둘째, 매칭된 표본을 가지고 ‘이중차분 추정’을 실시한다. 이에 처치집단과 대조집단의 시간불변의 개인 이질성을 통제하기 위해 개인 및 시간 고정효과를 추가한 고정효과 패널선형회귀 모형을 활용하는데 패널자료의 자기 상관과 이분산을 통제하기 위해 표준오차는 cluster robust standard error를 적용한다. 구체적으로 이중차분 추정 회귀식은 아래 식 (1)과 같다. 특히, 식 (1)에서 D_{it} 는 처치집단을 나타내는 그룹 더미와 코로나-19 이전($t = 0$)·이후($t = 1$)를 나타내는 시점 더미의 상호작용항이며, β 가 이중차분 추정치로 코로나-19 전후 처치집단과 대조집단의 주당 평균 근로시간의 차이를 나타낸다.

$$Y_{it} = \gamma_i + \lambda_t + \beta D_{it} + X_{it}\delta + \epsilon_{it} \quad \text{식 (1)}$$

Y_{it} : 주당 평균 근로시간, γ_i : 개인 고정효과, λ_t : 년도 고정효과, X_{it} : 통제변수

셋째, 이중차분 추정치가 강건한 인과관계를 도출하는지 파악하기 위해 Granger causality test로 ‘공통추세가정 검정’을 실시한다(Angrist·Pischke, 2008, p.237). 이에 Granger causality test 회귀식은 아래 식 (2)와 같다. 구체적으로 식 (2)에서 $Treat_i$ 는 처치집단을 나타내는 그룹 더미, $Period_k$ 는 해당 시점(k)을 나타내는 시점 더미인데, 이때 $k = 3$ 은 코로나-19가 국내에 창궐하기 이전 시점인 2019년에 해당한다. 특히, $k = 0 \sim k = 3$ 에서 종속변수의 추세가 처치집단과 대조집단에서 다르지 않다면, 결론적으로 식 (2)에서 코로나-19 이전 시기(2016 ~ 2019년)의 β_k 가 유의하지 않으면 공통추세가정이 성립하는 것으로 볼 수 있다(Jeon·Pohl, 2017).

$$Y_{it} = \gamma_i + \lambda_t + \sum_{k=0}^4 \beta_k Treat_i * Period_{k,it} + X_{it}\delta + \epsilon_{it} \quad \text{식 (2)}$$

Y_{it} : 주당 평균 근로시간, γ_i : 개인 고정효과, λ_t : 년도 고정효과, X_{it} : 통제변수

제4절 연구결과

1. 성향점수매칭 결과

〈표 2〉와 〈표 3〉은 자녀 유무 모델과 자녀 연령 모델에서 처치집단(유자녀 기혼 여성)의 자녀 특성을 제외하고 노동시장 내 지위가 유사한 대조집단(미혼 여성)을 구성하기 위해 성향점수매칭을 실시한 결과이다.

매칭 전 두 모델의 종사상 지위, 사업체 규모, 소득, 업종(교육서비스, 보건사회복지), 지역에서 처치집단과 대조집단의 집단 간 차이(t-test)가 유의하게 나타났지만, 매칭 후 전반적으로 유사해진 것을 확인할 수 있다. 또한 매칭 후 균형성 진단을 위해 평균과 분산을 모두 고려한 표준화된 차이(standardized difference: D)를 살펴봐야 하는데, 표준화된 차이가 10% 이내면 통상적으로 균형이 잘 이루어졌다고 볼 수 있다(Garrido et al., 2014). 자녀 유무 모델의 사업체 규모, 자녀 연령 모델의 직종(단순노무직)에서 표준화된 차이가 10%를 상회하였지만, 특정 공변량에 대해 제안된 표준화된 차이 범주는 20% 이내이기에 전반적으로 균형을 이룬 것을 확인할 수 있다(Austin · Mamdani, 2006). 매칭 후 자녀 유무 모델의 연령에서 집단 간 차이가 유의하며 표준화된 차이가 크게 나타났지만, 연구대상을 만 20세 이상 65세 미만으로 제한하였기 때문에 연령에 따른 차이는 없다.

이는 자녀 유무 모델과 자녀 연령 모델의 처치집단과 대조집단에 대한 성향점수 분포 상자 그림인 [그림 2]를 통해 두 집단 간 공변량을 비교해보면 매칭으로 성향점수 분포가 유사해졌음을 확인할 수 있다. 이에 다음으로는 두 모델의 처치집단과 대조집단을 대상으로 이중차분 추정을 실시하였다.

〈표 2〉 ‘자녀 유무 모델’ 성향점수매칭의 질

변수	PSM	처치집단	대조집단	t	D(%)	처치집단	대조집단	t	D(%)
		매칭 전				매칭 후			
사례수		285	850	-	-	276	839	-	-
연령		40.82세	30.61세	19.69***	135.6	40.82세	38.43세	3.92***	31.7
교육수준	고졸 이하	29.82%	21.76%	-1.29	-8.8	29.71%	21.69%	0.11	1.0
	전문대졸	28.07%	35.41%			28.62%	35.40%		
	대졸	35.09%	36.94%			34.42%	36.95%		
	대학원졸	7.02%	5.88%			7.25%	5.96%		
종사상 지위	상용직	61.75%	70.35%	-2.35*	-16.1	63.77%	71.28%	-1.84	-15.7
	임시일용직	38.25%	29.65%			36.23%	28.72%		
사업체 규모	대기업	22.61%	20.47%	0.86	5.9	23.19%	20.74%	1.43	11.9
	중소기업	77.39%	79.53%			76.81%	79.26%		
소득		8.81	8.62	5.23***	39.1	8.81	8.88	-1.97	-15.5
업종	숙박음식점	3.86%	6.24%	-1.12	-8.1	3.99%	5.72%	-0.04	-0.3
	교육서비스	21.75%	11.53%	4.53***	29.3	22.46%	11.56%	0.71	6.6
	보건사회복지	11.93%	24.59%	-4.57***	-33.8	11.96%	24.91%	0.24	1.7
	예술스포츠	1.75%	2.94%	-1.04	-7.6	1.81%	2.98%	0.13	0.9
직종	서비스직	7.72%	12.12%	-1.73	-12.5	7.97%	11.68%	0.86	6.3
	판매직	8.07%	4.94%	0.83	5.6	6.16%	4.89%	-1.20	-11.7
	단순노무직	10.88%	7.29%	1.75	11.6	10.14%	6.91%	0.03	0.3
지역	대구/경북	16.84%	10.12%	3.24***	21.2	17.39%	10.13%	-1.41	-13.9
	비해당	83.16%	89.88%			82.61%	89.87%		

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

평균 & 중위 표준화백분화율 (매칭 전/후) : 32.6 & 14.3 / 10.8 & 9.2

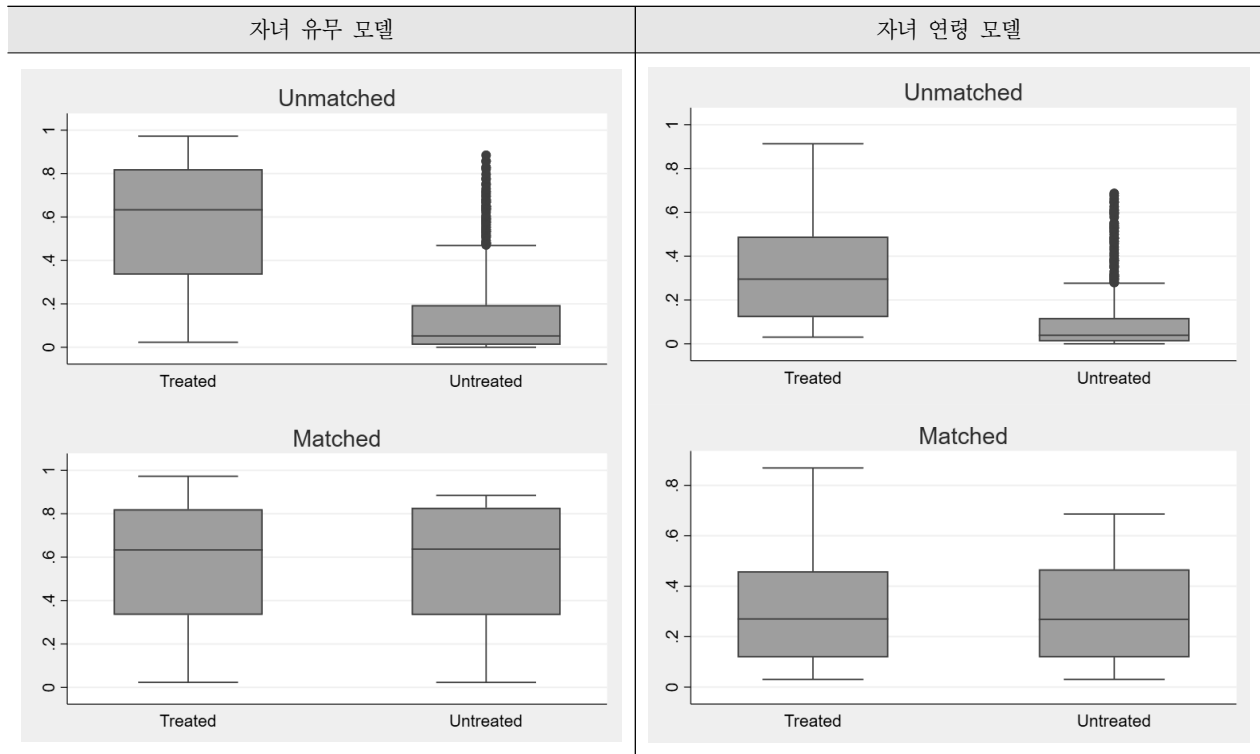
〈표 3〉 ‘자녀 연령 모델’ 성향점수매칭의 질

변수	PSM	처치집단	대조집단	t	D(%)	처치집단	대조집단	t	D(%)
		매칭 전				매칭 후			
사례수		115	850	-	-	108	814	-	-
연령		37.70세	30.51세	9.30***	88.9	37.51세	37.10세	0.35	5.1
교육수준	고졸 이하	21.74%	21.76%	1.62	16.1	21.30%	20.27%	-0.03	-0.4
	전문대졸	21.74%	35.41%			23.15%	36.49%		
	대졸	47.83%	36.94%			46.30%	37.10%		
	대학원졸	8.70%	5.88%			9.26%	6.14%		
종사상 지위	상용직	66.96%	70.35%	-0.07	-0.7	71.30%	71.62%	-0.03	-0.4
	임시일용직	33.04%	29.65%			28.70%	28.38%		
사업체 규모	대기업	32.74%	20.47%	3.01**	29.0	34.26%	21.38%	0.16	2.4
	중소기업	67.26%	79.53%			65.74%	78.62%		
소득		8.79	8.62	3.04**	35.4	8.77	8.76	0.21	2.6
업종	숙박음식점	4.35%	6.24%	-0.53	-5.7	4.63%	5.90%	-0.25	-3.4
	교육서비스	13.04%	11.53%	0.59	5.9	13.89%	11.92%	-0.04	-0.6
	보건사회복지	4.35%	24.59%	-4.93***	-61.3	4.63%	25.68%	-0.31	-2.8
	예술스포츠	0.00%	2.94%	-	-	0.00%	0.00%	-	-
직종	서비스직	6.96%	12.12%	-1.42	-15.6	7.41%	12.04%	0.10	1.3
	판매직	5.22%	4.94%	-1.93	-24.3	0.93%	5.04%	0.51	3.4
	단순노무직	11.30%	7.29%	1.53	14.3	10.19%	6.27%	0.88	12.6
지역	대구/경북	21.74%	10.12%	4.18***	36.8	23.15%	9.71%	-0.44	-6.8
	비해당	78.26%	89.88%			76.85%	90.29%		

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

평균 & 중위 표준화백분화율 (매칭 전/후) : 31.6 & 24.3 / 3.7 & 2.8

〔그림 2〕 매칭 전·후 처치집단과 대조집단의 성향점수 분포



2. 이증차분 추정 결과

〈표 4〉는 성향점수매칭 후, 자녀 특성이 부재한 대조집단(미혼 여성)과 자녀 특성에 영향을 받는 처치집단(유자녀 기혼 여성)의 코로나-19 이후 유급 노동시간의 차이를 파악하기 위해 식 (1)을 활용하여 주당 평균 근로시간을 이증차분 추정한 결과이다.

분석결과, 자녀 유무 모델에서는 미혼 여성보다 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 코로나-19 이후 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 자녀가 있는 기혼 여성은 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 1%의 유의수준에서 약 1시간 정도 감소하였다. 또한 자녀 연령 모델에서도 미혼 여성보다 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 코로나-19 이후 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 미취학 자녀를 둔 기혼 여성은 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 1%의 유의수준에서 약 12분 정도 감소하였다.

분석대상인 미혼 여성과 유자녀 기혼 여성 모두 코로나-19로 인한 고용충격을 받았기에 이증차분 추정 값이 작지만, 공공 보육서비스의 부재가 있는 코로나-19 이후 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)으로 제약이 있는 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 유의하게 감소한 점은 코로나-19로 인해 단절된 돌봄의 사회화로 노동시장 내 ‘엄마’로서 모성에 대한 페널티가 가중되었기에 도출된 결과라고 볼 수 있다. 특히, 본고에서는 처치집단(유자녀 기혼 여성)은 자녀 특성에 초점을 두기 위해 자녀를 1명으로 구성된 가구로 제한하였는데, 기혼 여성이 가구 내에서 돌봐야 할 자녀의 수가 많거나 자녀의 연령이 어릴수록 코로나-19로 인해 유급 노동시간이 실질적으로 더 감소하였을 것으로 보인다.

이는 돌봐야 할 자녀가 있거나 연령이 어린 자녀를 둔 기혼 여성의 노동공급이 코로나-19 이후 더 감소하였다는 국외연구와 일치하며(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp·Bünning, 2020; Kim et al., 2022), 기혼 여성에게만 가중되는 자녀에 대한 시간적 제약과 이를 보완하는 보육서비스의 관계에서 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 파악한 Connelly model과 일치한다. 그러나 코로나-19 이전부터 유자녀 기혼 여성의 주당 평균 근로시간이 유의하게 감소하였다면 공적인 보육 공백이 있는 코로나-19로 인해 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 감소하였는지 인과관계를 유추할 수 없다. 이에 다음으로는 이증차분 추정에서 강건한 인과관계를 도출하기 위해 만족해야 하는 공통추세가정이 성립하는지 파악하고자 Granger causality test를 실시하였다.

〈표 4〉 성향점수매칭 후, 주당 평균 근로시간 이증차분 추정

모델	주당 평균 근로시간 이증차분 추정치		
	Coef. (Robust S.E.)	95% CI	P - value
자녀 유무 모델	-1.0461 (0.3923)	(-1.8207, -0.2715)	0.008***
자녀 연령 모델	-0.2026 (0.0710)	(-0.3434, -0.0618)	0.005***

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

주: 이는 노동시장 내 지위를 나타내는 연령, 연령 제곱, 교육수준, 종사상 지위, 사업체 규모, 소득, 코로나-19의 타격이 심했던 업종, 직종, 지역의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

3. 공통추세가정 검정 결과

〈표 5〉는 코로나-19 이전 시기에서 처치집단(유자녀 기혼 여성)과 대조집단(미혼 여성)의 주당 평균 근로 시간에 대해 공통추세가정이 성립하는지 확인하고자 식 (2)를 활용하여 Granger causality test를 수행한 결과이다.

분석결과, 자녀 유무 모델에서는 코로나-19 이전 시점인 2016년(k = 0)을 기준으로 k = 3 시점인 2019년에 β_k 의 추정치가 5%의 유의수준에서 유의하게 감소하는 것으로 나타나 코로나-19 이전 시기(2016 ~ 2019년)에서 공통추세가정이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면 자녀 연령 모델에서는 코로나-19 이전 시점인 2016년(k = 0)을 기준으로 k = 4 시점인 2020년에 β_k 의 추정치가 5%의 유의수준에서 유의하게 감소하는 것으로 나타나 코로나-19 이전 시기(2016 ~ 2019년)에서 공통추세가정이 성립하는 것으로 나타났다. 특히, 자녀 연령 모델에서 분석기간 동안 미취학 자녀가 성장하면서 보육서비스의 수요가 감소하였기에 공공 보육서비스 부재의 여파를 상쇄할 수 있음에도 불구하고 코로나-19 이후 시기에서 β_k 인 주당 평균 근로시간이 유의하게 감소한 점은 실질적으로 코로나-19로 인해 단절된 돌봄의 사회화로 노동시장 내 ‘엄마’로서 모성에 대한 페널티를 가중하여 저연령 자녀를 둔 기혼 여성의 노동공급에 부정적인 영향을 주었다고 인과관계를 유추할 수 있다.

최종적으로 본고에서는 Connelly model의 자녀 특성 중 자녀의 유무를 고려한 연구가설 1보다 자녀의 연령을 고려한 연구가설 2에서 공통추세가정이 성립하여 ‘코로나-19로 인해 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 저연령 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 더 감소하였을 것이다’ 라는 인과관계가 지지되었다.

〈표 5〉 Granger causality test

모델	연도	주당 평균 근로시간	
		Coef. (S.E.)	P - value
자녀 유무 모델	2016 (k = 0)	Reference	
	2017 (k = 1)	-0.0759 (0.3444)	0.826
	2018 (k = 2)	-0.2629 (0.3446)	0.446
	2019 (k = 3)	-0.7083 (0.3447)	0.041**
	2020 (k = 4)	-1.3657 (0.3507)	0.000***
자녀 연령 모델	2016 (k = 0)	Reference	
	2017 (k = 1)	-0.0377 (0.1022)	0.712
	2018 (k = 2)	-0.0730 (0.0991)	0.462
	2019 (k = 3)	-0.0903 (0.0996)	0.366
	2020 (k = 4)	-0.2560 (0.0994)	0.011**

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

주: 이는 노동시장 내 지위를 나타내는 연령, 연령 제곱, 교육수준, 종사상 지위, 사업체 규모, 소득, 코로나-19의 타격이 심했던 업종, 직종, 지역의 공변량을 모형에 포함하여 보정한 수치이다.

제5절 결론

결론적으로 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 ‘엄마’에게 가혹한가? 이에 본고에서는 기혼 여성의 노동공급 메커니즘인 Connelly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)을 고려하여 노동시장 내 지위가 동등함에도 불구하고 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백에서 자녀가 부재한 미혼 여성에 비해 자녀 특성에 영향을 받은 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 감소하였는지 규명하고자 하였다. 이를 위해 본고에서는 2016년부터 2020년까지 조사된 11~15차 한국복지패널을 활용하여 유자녀 기혼 여성을 처치집단으로 자녀 특성이 부재한 미혼 여성을 대조집단으로 설정하였고 처치집단의 미성년 자녀 여부에 따라 자녀 유무 모델과 처치집단의 미취학 자녀 여부에 따라 자녀 연령 모델로 구분하였다. 그리고 처치집단과 대조집단의 노동시장 내 지위를 성향점수매칭 후, 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간을 이중차분 추정하였으며 코로나-19 이전 시기에 대해 공통추세가정이 성립하는지 확인하였다.

이에 본고의 분석결과는 다음과 같다. 자녀 유무 모델과 자녀 연령 모델에서 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 자녀 특성에 영향을 받은 유자녀 기혼 여성의 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 자녀가 있는 기혼 여성은 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 1%의 유의수준에서 약 1시간 정도 감소하였으며, 자녀 특성이 부재한 미혼 여성에 비해 미취학 자녀를 둔 기혼 여성은 코로나-19 이후 주당 평균 근로시간이 1%의 유의수준에서 약 12분 정도 감소하였다. 특히, 자녀 유무 모델보다 자녀 연령 모델에서 코로나-19 이전 시기에 대해 유자녀 기혼 여성과 미혼 여성의 주당 평균 근로시간의 공통추세가정이 성립하였으며 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 주당 평균 근로시간이 확연히 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 Connelly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령) 중 자녀의 연령을 고려한 연구가설 2 ‘코로나-19로 인해 자녀 특성이 부재한 미혼 여성보다 저연령 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 더 감소하였을 것이다’의 인과관계가 지지되었다.

이에 본고의 이론적 함의는 다음과 같다. 첫째, 본고에서는 기혼 여성의 자녀 특성과 보육서비스의 관계에서 기혼 여성의 노동공급 메커니즘을 파악한 Connelly model을 착안하여 공적인 보육 공백이 있는 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 감소하였다는 것을 규명하였다. 이는 국외연구에서 공공 보육서비스의 부재가 있는 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 더 감소하였다는 결과와 일치하는 공통점이 있다(Andrew et al., 2020; Collins et al., 2020; Hipp · Bünning, 2020). 특히, 본고는 코로나-19로 인해 단절된 돌봄의 사회화로 무급 가사노동시간이 부담된 유자녀 기혼 여성의 유급 노동시간이 감소하였다는 것을 국내에서 최초 실증적으로 분석하였다는 점에 의의가 있으며, 한국 또한 코로나-19로 인한 she-cession에서 돌봄으로부터 자유롭지 못한 ‘엄마’가 자녀로 인해 노동시장에서 가지는 페널티를 규명하였다는 것에 함의가 있다.

둘째, 본고에서는 Connelly model의 자녀 특성(자녀의 유무, 자녀의 연령)을 전반적으로 중점을 두어 자녀의 유무보다 자녀의 연령에 의해 유자녀 기혼 여성의 코로나-19 이후 유급 노동시간이 확연히 감소하였다는 인과관계를 규명하였다. 이는 국외연구에서 공공 보육서비스의 부재가 있는 코로나-19 이후 어린 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성의 노동공급이 더 감소하였다는 결과와 일치하는 공통점이 있으나(Collins et al., 2020), 본고에서는 기존의 연구에서 Connelly model의 자녀 특성을 단편적으로 살펴본 단점과 분석기간을 코로나-19 이후 시기로만 한정했다는 한계를 보완하였다는 차별점이 있다. 특히, 본고는 코로나-19 이전 시기에 대해 공통추세가정 검증을 통해 저연령 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성의 주당 평균 근로시간이 코로나-19 이후 확연히

감소하였다는 강건한 인과관계를 도출한 것에 의의가 있으며, 또한 일과 가정에서 모두 ‘엄마’로서의 역할을 수행해야 하는 어린 자녀를 둔 유자녀 기혼 여성에게 코로나-19로 인한 she-cession이 더 가혹했다는 것을 규명하였다는 것에 함의가 있다.

셋째, 본고에서는 기혼 여성의 자녀에 대한 특수한 노동공급 탄력성을 고려하여 코로나-19가 미혼 여성에 비해 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지 규명하였다. 기본적인 노동공급 메커니즘은 임금이 상승할 때 (시장)노동과 여가의 대체관계로 노동공급이 결정되는 반면 기혼 여성은 여기에 가사노동이 제약됨에도 불구하고 기존의 연구에서는 기혼 남녀를 비교하여 상이한 노동공급 탄력성을 전제하였으며, 부부의 유급 및 무급 노동시간의 배분을 중점으로 두어 기혼 여성의 노동공급에 주요한 요인인 Connolly model의 자녀 특성을 배제하였다는 한계가 있었다(Kim et al., 2022). 이에 본고에서는 유자녀 기혼 여성에게만 가중되는 자녀 특성에 대한 시간적 제약을 파악하기 위해 노동시장 내 격차가 작고 여성이란 동질성이 있으나 모성에 대한 페널티가 부재한 미혼 여성을 대상으로 선정하여 코로나-19로 인한 she-cession은 왜 ‘엄마’에게 가혹한지를 규명하였다는 것에 함의가 있다.

이에 본고의 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 코로나-19로 인한 공공 보육 정책의 단절이 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 부정적인 영향을 주었다는 것을 확인하였다. 이는 돌봄의 사회화가 가정으로 회귀하므로 전통적으로 ‘엄마’가 담당했던 무급 가사노동이 가중되어 유자녀 기혼 여성의 유급 노동이 감소하였음을 의미한다. 즉, 유자녀 기혼 여성의 노동공급에서 보육서비스가 중요한 요인이라는 점을 파악할 수 있다. 둘째, 2023년 6월 1일 정부 측에서 코로나-19 종식 선언을 한 바와 같이 보육서비스 시설 운영 정상화로 유자녀 기혼 여성의 노동공급을 촉진해야 한다. 정책적으로 코로나-19의 확산을 방지하기 위해 긴급돌봄서비스 운영, 가족돌봄휴가 지원 등을 통해 공적인 돌봄 공백을 완화하려고 하였지만, 오히려 젠더 규범에 부합하는 정책으로 유자녀 기혼 여성의 무급 가사노동이 가중되어 유급 노동이 감소할 것이라는 점을 고려하지 못하였다(김 건, 2023). 따라서 유자녀 기혼 여성에게 원활한 보육서비스를 지원함으로써 코로나-19 이전의 노동공급으로 복귀시켜야 한다. 셋째, 앞으로의 포스트 코로나 시대에서는 저연령 자녀에 대한 보육서비스를 집중적으로 지원해야 한다. 본고에서는 코로나-19로 인한 she-cession에서 표적이 된 유자녀 기혼 여성이 자녀의 유무보다 자녀의 연령에 의해 코로나-19 이후 노동공급이 감소하는 것으로 나타났다. 이에 노동시장에서 ‘엄마’가 다시금 노동공급을 회복하기 위해 저연령 자녀에 대한 보육서비스를 집중적으로 지원해야 할 필요가 있다.

마지막으로 본고의 한계 및 후속연구 제언은 다음과 같다. 첫째, 본고에서는 대조집단을 미혼 여성으로 설정함으로 Connolly model에서 보육서비스의 시장가격은 포함하지 못했다는 한계가 있다. 따라서 추후 연구에서는 이를 반영할 수 있는 변수를 포함하여 코로나-19로 인한 공적인 보육 공백이 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지 세밀하게 분석할 필요가 있어 보인다. 둘째, 성향점수매칭에서 과도한 매칭 변수를 설정하지 않기 위해 코로나-19의 타격이 심한 업종, 직종, 지역만 통제하였다. 따라서 추후 연구에서는 이를 보완하여 전반적인 업종, 직종, 지역에 따라 코로나-19 이후 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 차이가 있는지 구체적으로 살펴볼 필요가 있어 보인다. 셋째, 본고에서는 분석대상의 코로나-19로 인한 재택근무 여부를 고려하지 못했다는 한계가 있다. 이는 한국복지패널에서 관련 사항이 부재하였기 때문에 반영할 수 없었다. 따라서 추후 연구에서는 이를 고려하여 코로나-19가 유자녀 기혼 여성의 노동공급에 어떠한 영향을 주었는지 파악할 필요가 있어 보인다.

참고문헌

- 김 건. 2023. “코로나19로 인한 무급노동부담은 누가 지고 있는가?: 코로나19 이후 기혼 유자녀 여성 무급 노동시간 변화의 이중차분법 추정”. 석사학위논문. 서울대학교 대학원.
- 김수정. 2014. “1990년대 말 경제위기 이후 기혼여성의 경제활동이 가구소득불평등에 미친 영향: 시뮬레이션 방법의 적용”. 『조사연구』, 15(1), 93-122.
- 노혜진 · 이지은. 2020. “근로장려금 수급이 여성의 노동공급과 소득에 미치는 영향-가구특성에 따른 차이를 중심으로”. 『사회복지정책』, 47(3), 63-95.
- 안미영. 2022. “코로나19 발생 이전 맞벌이 가구 여성의 가사와 돌봄 노동은 팬데믹 이후 어떻게 달라졌는가?”. 『한국사회복지학』, 74(3), 145-170.
- 윤성호. 2008. “여성가구의 노동시장 참여와 지위”. 『한국가족복지학』, 22, 67-94.
- 이은정. 2019. “노동시장 이중구조에 따른 임금 격차: 성별 분석을 중심으로”. 『젠더와 문화』, 12(1), 81-110.
- 조순경. 1998. “경제 위기와 여성 고용 정치”. 『한국여성학』, 14(2), 5-33.
- 한국여성경제학회. 2012. 『젠더와 경제학』, 서울: 피어슨에듀케이션코리아.
- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., and Tertilt, M. 2020. “This time it’s different: the role of women’s employment in a pandemic recession”. *National Bureau of Economic Research*, No. w27660.
- Andrew, A., Cattan, S., Costa Dias, M., Farquharson, C., Kraftman, L., Krutikova, S., ... and Sevilla, A. 2022. “The gendered division of paid and domestic work under lockdown”. *Fiscal Studies*, 43(4), 325-340.
- Angrist, J. D., and Pischke, J. S. 2008. *Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Austin, P. C., and Mamdani, M. M. 2006. “A comparison of propensity score methods: a case study estimating the effectiveness of post AMI statin use”. *Statistics in medicine*, 25(12), 2084-2106.
- Berik, G., and Kongar, E. 2013. “Time allocation of married mothers and fathers in hard times: The 2007 - 09 US recession”. *Feminist Economics*, 19(3), 208-237.
- Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N., and Matheson, G. 2003. “When does gender trump money? Bargaining and time in household work”. *American Journal of sociology*, 109(1), 186-214.
- Cajner, T., Crane, L. D., Decker, R. A., Grigsby, J., Hamins-Puertolas, A., Hurst, E., ... and Yildirmaz, A. 2020. “The US labor market during the beginning of the pandemic recession”. *National Bureau of Economic Research*, No. w27159.

- Collins, C., Landivar, L. C., Ruppanner, L., and Scarborough, W. J. 2021. "COVID 19 and the gender gap in work hours". *Gender, Work & Organization*, 28, 101-112.
- Connelly, R. 1992. "The effect of child care costs on married women's labor force participation". *The review of Economics and Statistics*, 83-90.
- Elvin-Nowak, Y., and Thomsson, H. 2001. "Motherhood as idea and practice: A discursive understanding of employed mothers in Sweden". *Gender & society*, 15(3), 407-428.
- Fukuda-Parr, S., Heintz, J., and Seguino, S. 2013. "Critical perspectives on financial and economic crises: Heterodox macroeconomics meets feminist economics". *Feminist Economics*, 19(3), 4-31.
- Garrido, M. M., Kelley, A. S., Paris, J., Roza, K., Meier, D. E., Morrison, R. S., and Aldridge, M. D. 2014. "Methods for constructing and assessing propensity scores". *Health services research*, 49(5), 1701-1720.
- Gronau, R. 1973. "The intrafamily allocation of time: The value of the housewives' time". *The American Economic Review*, 63(4), 634-651.
- Hipp, L., and Bünning, M. 2021. "Parenthood as a driver of increased gender inequality during COVID-19? Exploratory evidence from Germany". *European Societies*, 23(sup1), S658-S673.
- Jeon, S. H., and Pohl, R. V. 2017. "Health and work in the family: evidence from spouses' cancer diagnoses". *Journal of Health Economics*, 52, pp.1-18.
- Kim, A. T., Erickson, M., Zhang, Y., and Kim, C. 2022. "Who is the "she" in the pandemic "she-cession"? Variation in COVID-19 labor market outcomes by gender and family status". *Population Research and Policy Review*, 41(3), 1325-1358.
- Montenovo, L., Jiang, X., Lozano-Rojas, F., Schmutte, I., Simon, K., Weinberg, B. A., and Wing, C. 2022. "Determinants of disparities in early COVID-19 job losses". *Demography*, 59(3), 827-855.
- OECD. 2023. Unemployment rate (indicator). doi: 10.1787/52570002-en (Accessed on 18 April 2023)
- Pezzin, L. E., and Schone, B. S. 1999. "Intergenerational household formation, female labor supply and informal caregiving: A bargaining approach". *Journal of Human Resources*, 475-503.
- Rossi, P. H., Lipsey, M. W., and Henry, G. T. 2018. *Evaluation: A systematic approach*. Sage publications.
- Stantcheva, S. 2022. "Inequalities in the Times of a Pandemic". *Economic Policy*, 37(109), 5-41.

한국인 실업정책 선호 형성의 제도적 맥락: 기업규모와 실업위험 반응성 격차를 중심으로

The Institutional Context of Korean Unemployment Policy Preferences: Firm Size and
Unemployment Risk Responsiveness

최서영(서강대학교 사회학과 석사)

본 연구의 목적은 한국에서 실업위험 노출이 실업정책 선호를 증가시키는지, 실업위험이 실업정책 선호를 증가시키는 정도가 기업규모에 따라 다르게 나타나는지를 분석하는 것이다. 본 연구의 이론적 주장은 한국에서 대기업 노동자가 중소기업 노동자보다 실업위험에 노출됐을 때 실업정책 선호가 증가하는 경향이 뚜렷할 수 있다는 것이다. 이 주장이 타당하다면, 한국인 복지태도를 이해하기 위해선 실업위험 노출 수준 뿐 아니라 실업위험에 대한 반응 정도가 노동시장 지위에 따라 다를 수 있음을 주목할 필요가 있다. 이론적 주장의 근거는 두 가지이다. 첫째, 한국 노동시장 성격을 고려할 때, 한국에선 대기업 노동자가 중소기업 노동자보다 실직 비용이 높을 수 있다. 둘째, 한국에선 보험욕구에 기반해 복지태도가 형성될 가능성이 높는데, 대기업 노동자는 중소기업 노동자보다 실업위험에 대한 강한 보험욕구를 가질 수 있다. 경험 분석을 위해 복지인식 부가조사가 시행된 5,8,11,14,17차 <한국복지패널조사> 자료를 분석했다. 분석결과를 종합하면, 기업규모를 고려하지 않을 경우 실업위험이 실업정책 선호에 미치는 영향은 대부분 유의미하지 않았다. 하지만 기업규모 별로 상이할 수 있는 실업위험 노출과 실업정책 선호 간의 관계를 고려할 경우, 기업규모가 커질수록 실업 위험이 실업정책 선호를 증가시키는 경향이 뚜렷하게 나타났다. 본 연구의 이론적 기여는 세 가지이다. 첫째, 노동시장 이중화가 내부자 복지태도에 미치는 영향은 제도적 맥락에 따라 달라질 수 있으며, 무조건 내부자의 복지선호를 감소시키는 방향으로 나타나지 않을 수 있음을 보여준다. 둘째, 노동시장 이중화가 심화됨에 따라, 국가 내 개인 수준의 복지태도 차이를 이해하는데도 노동시장 체제(regime) 비교를 하는 것이 타당성을 가질 수 있음을 시사한다. 셋째, 보편적 위험에 대처하는 복지국가 디자인은 실업위험에 노출된 내부자를 복지 지지층으로 포섭하나, 재분배 기능이 약할 경우 오히려 외부자가 복지확대에 무관심하게 만들 수 있을 수 있다는 걸 보여준다.

주제어: 실업위험, 기업규모, 실업정책 선호, 보험욕구, 노동시장 이중화, 자동화, 오프쇼어링, 기술특수성, 기술 수준

1. 서론

한국에서 실업위험과 복지태도의 관계는, 주로 고용형태상 불안정 노동자인 비정규직이 정규직보다 복지확대를 지지하는지, 혹은 그렇지 않은지를 밝혀내기 위한 측면에서 연구되었다. 이런 연구들은 서구민주주의 국가를 대상으로 진행된 다수의 연구들(Hacker, Rehm, and Schlesinger, 2013; Burgoon and

Dekker, 2010; Margarit, 2013)이 고용형태상 불안정 노동자가 높은 사회정책 선호를 가짐을 경험적으로 보여줬음을 강조하며, 한국에서도 유사한 경향이 발견되는지 확인하는 데 집중했다. 관련 연구들은 한국에서 비정규직이 정규직보다 복지를 지지한다는 결과를 보여주기도(권혁용, 2019; 서재욱·김윤태, 2014; 김수완·안상훈, 2013), 그 반대의 결과를 제시하기도 하는 점(이주희, 2012; 2014; 이주희·다카요시 쿠사고·정성진·전주현, 2013; 김현경, 2017)에서 일관되지 않은 결과를 보고한다.

이렇게 비정규직이 정규직보다 뚜렷하고 일관되게 복지확대를 지지하지 않는 경향은, 한국인 복지태도 및 정치행태의 탈계급성을 지적해 온 선행연구를 지지하는 결과로서 이해되어 왔다(백정미·주은선·김은지, 2008; 김영순·여유진, 2011; 오수진·박상훈·이재목, 2017). 이런 해석은 나름대로 타당성을 가지나, 표면적으로 관찰되는 탈계급성과 비일관성이 어떤 구조적 요인에 의해 비롯되는지에 대한 정교한 분석 없이 존재해 왔다는 점에서 한계를 가진다. 물론 복지태도의 탈계급성이 아닌, 상대적으로 약한 고용보호법제(김현경, 2017)나 사회보험 중심 복지국가의 비정규직 배제(이주희, 2014)를 원인으로 지목하는 연구도 존재한다. 그러나 이 연구들 역시 경험 연구로 뒷받침되지 않는 해석에 불과하며, 한국인 복지태도 형성의 제도적 맥락을 종합적으로 고려하고 있다고 보기 어렵다.

구체적으로 고용형태상 실업위험에만 집중된 복지태도 연구는 크게 두 가지 한계를 가진다. 먼저, 한국 복지태도 연구들은 한국 노동시장의 주요 분절 경계인 기업규모(정이환, 2007; 김영미·한준, 2007)에 따른 차이를 적절히 고려하지 못한다. 대기업-중소기업 노동시장은 임금뿐 아니라, 근속연수, 기업복지 측면에서 모두 구별되는 특성을 가진다. 재직기업 규모가 한국인의 노동시장 경험과 복지태도 형성에 상당한 영향을 미칠 수 있는 점을 고려할 때, 대기업 노동자와 중소기업 노동자는 실업위험 노출이 복지선호를 강화하는 정도가 각기 다를 수 있다. 따라서 본 연구는 기업규모에 따라 실업위험이 복지선호로 이어지는 정도가 다르게 나타나는지에 주목함으로써 선행연구의 한계를 보완할 것이다.

다음으로 선행연구들은 한국 복지국가 발전 과정과 그에 따른 복지국가 성격이 한국인 복지태도 형성에 영향을 줄 수 있음을 놓치는 면이 있다. 서구 민주주의 국가에서 복지 수혜집단이 빈곤층에서 중산층으로 확대되는 발전단계를 거친 것과는 정반대로, 한국에선 권위주의 정권하에서 핵심 산업부문의 대기업 노동자와 공무원을 위한 사회보험 형태의 복지가 먼저 도입된 후 빈곤층에게 혜택을 주는 정책이 시행되었다(김도균, 2018). 이러한 역사적 특수성은 현재 한국 복지국가의 성격에도 중요한 영향을 미쳤다. 한국 복지국가 발전은 중산층에게 혜택을 주던 사회보험을 일반으로 확대하는 과정을 거치며 발전해, 최소한의 재분배 정책만을 운영하는 탓에 복지국가의 재분배 기능이 약하다(남재욱, 2018; 윤도현, 2013). 즉 한국은 복지국가 발전 과정의 특수성이 존재하며, 복지국가 성격이 매우 사회보험 중심적인 특성을 보인다. 이러한 복지국가 성격은 개인 수준의 노동시장 및 복지경험에 영향을 줘서, 궁극적으로 한국 복지태도에 대한 실업위험의 영향이 서구와 다른 독특한 형태로 구조되도록 할 가능성이 있다. 이에 주목해 본 연구는, 한국 복지국가 성격을 고려할 때 한국에선 누가, 어떤 조건에 놓였을 때 복지확대를 지지하게 되는지를 분석하고자 한다.

이 연구는 저소득층이나 비정규직이 뚜렷하게 강한 복지선호를 보이지 않는 한국의 현실을, 서구 복지태도 연구(Kweon, 2018; Emmenegger, Marx, and Schraff, 2015; Rueda, 2005; Hacker et al. 2013; Burgoon and Dekker, 2010; Margarit, 2013; Alt and Iversen, 2017; Rehm, Hacker, and Schlesinger, 2012; Rehm, 2012)로 설명할 수 없는 한국 복지태도 연구의 퍼즐로 둔다. 그리고 이 퍼즐의 답을 구하는 한편, 앞서 지적한 선행연구의 한계를 보완하기 위한 연구를 수행하고자 한다. 이를 위해, 본 연구는 한국인 복

지태도 형성에 영향을 줄 수 있는 제도적 맥락인 노동시장, 실업 안전망 특성을 살핀 후, 이러한 제도적 맥락 위에서 한국인 실업정책 선호와 실업위험은 어떤 관계를 맺는지, 그 관계는 재직기업 규모에 따라 달라지는지를 살펴볼 것이다. 경험분석을 위해 <한국복지패널조사> 5차, 8차, 11차, 14차, 17차(2010년, 2013년, 2016년, 2019년, 2022년) 자료를 사용한다. 이 자료는 2010년부터 최근 시기까지를 포함하고 있어, 두 차례의 경제위기를 거친 이후 한국인들이 실업위험에 노출됐을 때 어떤 실업정책 선호를 가지게 되는지 분석하기에 적합하다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서 실업위험과 복지태도의 관계를 분석한 선행연구들을 검토해, 관련 연구들이 그 동안 한국인 복지태도 형성의 제도적 맥락에 충분한 관심이 기울이지 않았음을 지적한다. III장에서는 한국 노동시장 불평등 특성 및 실업안전망 성격에 관한 선행연구를 토대로, 이러한 제도적 맥락을 고려할 때 실업위험과 한국인 실업정책 선호는 어떤 관계를 맺을지에 대한 연구가설을 제시한다. IV장에서는 회귀분석을 통해 실업 위험이 실업정책 선호에 미치는 영향은 기업규모에 따라 다르게 나타남을 보여줄 것이다.

II. 실업위험과 복지태도

한국에서 실업위험과 사회정책 선호의 관계를 분석한 연구들은 고용형태에 따른 복지태도 차이가 존재하는지, 객관적 고용형태가 불안정한 비정규직 노동자가 정규직 노동자보다 복지확대를 지지하는지, 혹은 그렇지 않은지를 분석하는 데 집중해왔다(권혁용, 2019; 이주희, 2012; 2014; 이주희 외, 2013; 서재욱·김윤태, 2014; 이상협, 2014; 김수완·안상훈, 2013). 관련 연구들은 서로 상충되는 연구 결과를 보여준다. 우선 비정규직 노동자가 정규직 노동자에 비해 사회보험 확대를 지지하고(서재욱·김윤태, 2014; 김수완·안상훈, 2013), 전반적인 복지정책 선호가 높거나 친복지적인 진보정당을 더 지지하는 건 아니지만 실업정책에 대한 선호는 높다고 말하는 연구가 있다(권혁용, 2019). 반면 정규직 노동자는 비정규직 노동자보다 복지국가 자체에 대한 선호가 더 높을 뿐 아니라(이주희, 2014), 복지증세에 대한 선호도 비정규직 노동자보다 높다는 연구 결과도 존재한다(김현경, 2017; 이주희, 2012; 이주희 외, 2013).

정규직 노동자와 비정규직 노동자 간의 사회정책 선호 차이가 존재하는지에 집중해온 한국의 연구경향은 최근 서구 복지태도 연구흐름과 무관하지 않다. 서구 민주주의 국가를 대상으로 한 일련의 경험 연구들은 저소득층에게 실업위험을 집중시키는 방향으로 진행된 노동시장 이중화(Gebel and Gisecke, 2011; 김현경, 2015)의 정치적 결과에 주목해, 소득뿐 아니라 실업위험 노출 측면에서도 이질적으로 변한 노동계급이 내부적으로 상이한 정치선호를 가진 집단으로 변화했는지 연구했다. 한국 연구결과와 구별되는 점은, 서구에선 노동계급 내에서 고용형태에 따른 정당 지지 및 복지태도 차이가, 불안정 노동자일수록 사회정책을 지지하는 쪽으로 비교적 일관되고 뚜렷하게 나타난다는 거다. 루에다(Rueda, 2005)에 따르면 비정규직 노동자는 고용보호에 대한 지지가 낮고, 적극적, 소극적 노동시장 정책을 지지했으나, 정규직 노동자는 반대로 고용보호 강화를 선호하고 실업정책 확대에는 무관심했다(Rueda, 2005). 또한 실직을 경험한 노동자나 고용불안정 수준이 높은 비정규직 노동자가 복지를 더 지지하는 반면 실직 위험이 낮은 정규직 노동자는 복지확대를 덜 지지했다(Hacker et al. 2013; Burgoon and Dekker, 2010; Margarit, 2013). 이러한 연구결과는 서구 사회에서 실업위험의 불평등한 배분을 강화하는 노동시장 이중화가 사회 수준의

복지선호를 감소시켜 복지확대를 어렵게 할 수 있음을 시사한다는 점에서 주목받았다(Alt and Iversen, 2017; Rehm et al. 2012; Rehm, 2011).

그런데 왜 한국에선 실업위험에 노출된 집단이 더 복지확대를 지지하는 경향이 뚜렷하고 일관되게 나타나지 않을까? 가능한 첫 번째 해석은 그 원인을 불안정 노동자의 탈 계급적 복지태도에서 찾는 것이다. 즉 한국에서 실업위험과 복지태도의 관계가 서구 민주주의 국가와 다르게 나타날 제도적 원인이 없지만, 한국 불안정 노동자는 경제적 자기이해에 기반해 정책 태도를 형성하는 경향이 약하다는 해석이다. 불안정 노동자가 복지 확대를 더 지지하지 않는 경향의 원인을, 제도가 아닌 개인 수준의 비합리성에서 찾는 또 다른 해석은 한국에선 고용 안정성이 높은 노동자들이, 자신에게 혜택보다 비용이 클 수 있는 복지 확대를 이타적 태도에 기반해 지지한다고 보는 방식이다. 이때 한국에서 안정-불안정 노동자 간 복지태도 차이가 뚜렷하지 않은 현상은 고용 안정성이 높은 노동자들의 이타성에서 비롯 된다. 가능한 마지막 해석 방식은, 실업위험이 증가할 때 개인 수준의 실업정책 선호가 높아지는 경향이 뚜렷하게 나타나지 않는 이유를, 개인 수준의 비합리성이 아닌 한국의 제도적 특성에 의해 구조된 산물로 보는 것이다. 이 경우 복지태도에 영향을 줄 수는 제도적 맥락에 주목한 후, 한국의 제도적 특성을 고려할 때 실업위험 노출이 복지태도에 미치는 영향이 서구 민주주의 국가와 어떻게, 왜 다르게 나타날 수 있는지를 설명하기 위한 후속적인 노력이 필요해진다.

본 연구는 실업위험이 증가할 때 개인 수준의 복지선호가 뚜렷하게 증가하지 않는 한국의 경향을 이해하기 위해, 마지막 해석 방식을 취한다. 본 연구가 첫 번째나 두 번째 해석 방식은 전적으로 부정하는 것은 아니나, 마지막 해석 방식은 어떤 제도적 맥락이 한국에서 서구 민주주의 국가와는 다른 실업위험과 복지태도의 관계가 나타나도록 만들었는지와 관련된 추가적인 질문을 남겨 보다 구조적인 관점에서 현상을 이해할 수 있도록 하는 장점이 있다. 따라서 본 연구는, 먼저 한국인 실업정책 선호 형성에 영향을 줄 수 있는 노동시장 및 실업 안전망 성격을 고찰하고, 이를 토대로 이론적 주장을 세울 것이다.

III. 한국인 실업정책 선호의 '제도적 맥락'

1. 기업규모를 경계로 분절된 노동시장과 실직 비용

한국 노동시장은 기업규모를 중심으로 분절되어 있다. 민주화 이후 한국 노동시장 불평등에서 가장 중요한 요인은 기업규모에 따른 격차로(정이환, 2007), 1997년 경제위기 이후 증가한 임금 노동자 간 소득 불평등의 상당 부분은 기업규모에 따른 격차 확대를 통해 설명된다(김영미·한준, 2007; 2008). 대기업 노동자가 중소기업 노동자보다 상대적으로 임금 수준이 높은 건, 대부분의 사회에서 발견되는 경향이지만 한국의 경우 격차가 매우 크고, 대기업-중소기업 간 노동력 이동성이 낮다는 점에서 분절적인 특징을 가진다. 이렇게 한국 노동시장이 기업규모를 중심으로 분절된 것은, 일차적으로 산업화 시기에 권위주의 정권에 의해 형성된 복지생산 레짐이 대기업 중심적인 성격(이승운·백승호·김윤영, 2017)으로, 경제발전 과정에서 자원이 대기업에 집중되며 두 부문 간 격차가 커진 데 기원이 있다. 이런 조건은, 중화학 공업화 과정에서 대기업이 노동자들의 기업 정착성을 높이기 위해, 중소기업보다 월등히 높은 임금과 고용안정을 보장하는 내부노동시장을 형성함으로써 시기에서 현실화된 노동력 부족을 해결하는 것을 가능하게 했다

(橫田 伸子, 2020). 다만 대기업-중소기업 노동조건의 격차가 구조화된 정확한 시점은, 연구자에 따라 1987년 민주화 직후 노동자 대투쟁으로 보기도(요코타 노부코, 2020), 1997년 경제위기로 보기도 한다(김영미·한준, 2007). 최근 최병천(2022)은 한국 대기업-중소기업 간 임금격차 확대의 원인이 한국 대기업들의 중국 시장 성과와 그에 따른 지불능력 증가에 있다고 주장하며 한국 불평등 역사에서 1992년 한-중 수교 및 2001년 중국의 세계무역기구(WTO) 가입을 중요한 시기로 꼽기도 했다.

이렇게 한국 노동시장에서 언제, 어떤 요인 때문에 기업규모에 따른 불평등이 심화되었는 지에 대해선 이견이 있지만, 한국 노동시장 불평등을 설명하는 데 있어 대기업-중소기업 간 격차가 중요한 요인이라는 사실에 대해선 대체로 일치된 의견을 보인다. 대기업 노동자는 중소기업 노동자보다 임금 수준이 높고, 근속연수가 길어서 고용 안정성이 높다(정이환, 2014; 2015). 따라서 기업규모 측면에선 대기업 노동자는 내부자로, 중소기업 노동자는 외부자로 구분하는 게 가능하다. 기업규모상 내부자는 외부자보다 실업정책 확대를 지지하지 않는 경향을 보일까? 단순히 실업위험에 노출된 수준에만 주목하면 이러한 기대가 이론적으로는 타당하다. 다만 한국에선 고용형태상 내/외부자 간 복지태도 차이가 서구적 계급성을 뚜렷하게 보이지 않는 것처럼, 기업규모에 따른 실업정책 선호 차이에서도 고용 안정성이 높은 대기업 노동자보다 중소기업 노동자가 실업정책 확대를 더 지지하지 않을 가능성이 높다.

그러나 본 연구는, 한국에서 서구적 계급기반 복지태도가 잘 작동하지 않음을, 그동안 복지태도 연구에서 주목받지 못한 노동시장 지위인 재직 기업규모를 통해 다시 한번 확인하는 데 목적이 있지 않다. 한국 노동시장이 기업규모를 경계로 분절되어 있음을 지적하는 선행연구들을 검토한 이유는, 한국에선 산업화 과정에서 형성된 대기업-중소기업 분절 경계가 존재하며, 대기업 노동시장과 중소기업 노동시장은 서로 다른 노동시장 특성을 가질 수 있다는 것을 지적하기 위함이다. 대기업 노동자와 중소기업 노동자 간에 임금 및 근속연수 차이가 상당한 수준으로 존재한다는 것은, 양자가 각기 다른 노동시장 조건에서 일하고 있음을 의미한다. 그리고 대기업 노동시장과 중소기업 노동시장이 서로 다른 특성을 가진다면, 한국인 복지태도에서 서구적 계급기반 복지태도가 발견되지 않는 이유를, 노동시장 간 특성 비교를 통해 이해할 여지가 생긴다. 왜냐하면 대기업 노동시장과 중소기업 노동시장 간 특성이 다르다면, 각 노동시장에서 실업위험 노출이 실업정책 선호를 증가시키는 정도가 다를 수 있기 때문이다. 아이버슨과 소스키스(Iversen and Soskice, 2009)는 국가마다 복지국가 발전 정도가 다른 이유를, 각 국가의 노동시장 성격 차이에서 찾은 바 있다. 개별 노동자 수준에서 노동시장 이동성이 평균적으로 높은지 혹은 낮은지에 따라, 평균적인 실직 비용이 달라지며, 평균 실직 비용이 높은 사회에선 노동자들이 실업위험을 공적으로 대비할 강한 욕구를 가져 복지국가가 발전하게 된다는 것이다. 본 연구는 아이버슨과 소스키스(Iversen and Soskice, 2009)의 분석틀을 적용해, 기업규모를 경계로 분절되어 있는 한국에서, 대기업 노동시장과 중소기업 노동시장에선 각각 평균적인 실직 비용이 서로 다를 것으로 기대하며, 이는 기업규모에 따라 실업위험에 공적으로 대비하려는 욕구 차이로 이어질 수 있다는 주장을 제시한다.

그렇다면 대기업 노동자와 중소기업 노동자 중, 누구의 실직 비용이 더 높을까? 본 연구는 대기업 노동자의 실직 비용이 중소기업 노동자보다 더 클 것으로 본다. 대기업 노동시장은 비교적 임금 수준이 높고 근속연수가 긴 일자리를 제공한다(정이환, 2014; 2015). 이때 대기업 노동자의 긴 근속연수는 그 자체로 높은 고용 안정성을 나타내지만, 동시에 대기업 노동시장이 전반적으로 경직적인 특성을 가지며(황수경, 2003), 대기업 노동자들은 내부노동시장 밖에서의 일자리 이동 경험이 적은 집단임을 보여주는 증거이기도 하다(류기락, 2009). 이런 노동시장 특성을 고려할 때, 대기업 노동자는 중소기업 노동자보다

실직 가능성이 낮지만, 실직 시 다시 대기업으로 재취업하기 위한 난이도는 높을 수 있다. 또한 한국에선 대기업 일자리의 희소성이 높은 한편 대기업-중소기업 임금 격차가 심해 중소기업에선 대기업 노동자가 실직 이전과 비슷한 수준의 임금을 받기 어려운 점 역시 대기업 노동자의 실직 비용을 높인다. 따라서 대기업 노동시장은 실직 비용이 높고, 대기업 노동자들은 실업위험을 공적으로 대비하고자 하는 욕구가 강할 것이다.

반대로, 중소기업 노동시장은 임금 수준이 낮고, 근속연수가 짧아 고용불안정성이 높은 일자리를 제공한다(정이환, 2014; 2015). 이 때문에 중소기업 노동시장의 유연성은 높은 수준이며, 중소기업 노동자는 노동시장 참여 기간 전반에 걸쳐 자발적, 비자발적 이직을 반복하게 된다. 또한 중소기업 일자리는 급여 수준이 하향 평준화되어 있는 점도 대기업 노동자에 비해 중소기업 노동자의 실직 비용을 낮추는 요인으로¹⁾, 최저임금 수준의 낮은 임금은 중소기업 노동자의 취약성인 한편 실직 시 어디로 재취업하든 임금 감소 가능성이 낮다는 걸 의미하기도 한다. 즉 중소기업 노동자는 실직 비용이 낮아, 실업위험에 공적으로 대비하고자 하는 욕구가 약할 수 있는 것이다. 따라서 본 연구는 한국에서 대기업 노동시장은 중소기업 노동시장보다 실직 비용이 높아, 대기업 노동자는 중소기업 노동자보다 실업위험에 공적으로 대비할 욕구가 강할 것으로 본다.

2. 사회보험 중심 실업 안전망과 보험욕구 기반 실업정책 선호

한국 실업 안전망의 특성을 이해하는 데 있어, 한국 복지국가 성격 자체를 간단히 살펴보는 것은 도움이 된다. 한국 복지국가의 한계와 실업 안전망의 문제점은 서로 맞닿아 있기 때문이다. 한국 복지국가는 기여를 바탕으로 하는 사회보험 중심으로(Yang, 2013; Kwon, 1996), 재분배 기능이 약하다(남재욱, 2018; 윤도현, 2013). 즉 한국에선 소득재분배 정책이 소득분배 개선에 거의 영향을 주지 못하고, 복지제도가 전반적으로 평등을 촉진하기보다 노동시장 불평등을 보존하는 경향이 있는 것이다(Kwon, 1996). 한국 복지확대 시기는 2000년대 초반으로 이 시기에 증가한 복지지출의 대부분이 보편적 위험에 대처하는 공적 보험 확대에 집중됐다(남재욱, 2018). 문제는 한국의 경우 노동시장 지위가 낮은 중소기업 비정규직 노동자의 사회보험 가입률이 낮다는 거다. 이러한 현실은 복지가 확대되는 동안 노동시장 지위가 낮은 근로소득층이 사실상 복지혜택으로부터 소외되는 문제를 야기했다(남재욱, 2018). 노동시장 불평등은 복지국가를 통해 약화될 수도, 오히려 강화될 수도 있는데(Hauseman and Scheander, 2010), 한국의 경우 복지혜택이 고용지위를 바탕으로 제공되기 때문에 복지국가가 오히려 사회 전반적인 불평등을 심화시킨 면이 있는 것이다. 이처럼 사회보험 중심 복지국가 하에서 저임금, 불안정 노동층이 복지혜택에서 소외되는 문제에 대한 지적은 한국 복지국가 비판에서 핵심적인 부분이다. 이러한 비판은 실업 안전망에도 비슷하게 적용되어 왔다. 한국 실업 안전망 역시 고용보험 방식을 채택하고 있어, 보험가입 여부와 무관하게 실업자에게 제공되는 부조는 존재하지 않는다. 이 상황에서 고용보험 가입률이 기업규모가 작을수록, 고용형태가 불안정할수록 낮아지는 현실은, 한국에서 실업위험에 많이 노출된 사람일수록 실업 안전망에서 배제되어 있다는 비판으로 적절히 지적되어 왔다(방하남·남재욱, 2016).

1) 전혜원(2021년 1월 21일). 노조여 세상을 바꾸려면 호봉제부터 바꿔라. 시사인(697호). <https://www.sisain.co.kr/news/articleView.html?idxno=43759>(2023년 6월 20일 접속)

이렇게 한국 복지국가의 낮은 재분배 기능과 사회보험 중심적 성격, 그리고 결정적으로 실업 안전망이 고용보험 형태인 점을 고려할 때, 한국인의 실업정책 선호는 보험욕구에 기반해 형성될 수 있다. 모에니와 월러스틴(Moene and Wallerstein, 2001; 2003)은 보험욕구를 바탕으로 복지태도가 형성될 경우 소득이 증가할수록 오히려 복지선호가 높아질 수 있음을 복지지출에 대한 국가 수준 비교연구를 통해 보여준 바 있다. 이들 연구는 중위소득 유권자의 평균소득이 낮은 사회 즉 소득불평등이 높은 사회에서 소득 상실(income loss)에 대비하는 사회보험 지지가 낮다고 지적했다. 물론 소득불평등 증가가 모든 복지정책에 대한 선호를 일괄적으로 높이거나 낮춘다는 주장은 아니며, 복지정책의 성격에 따라 소득이 감소한 중위소득 유권자는 재분배 성격이 강한 정책을 더 선호하는 한편, 소득이 증가할 경우 사회보험 지지는 강해질 수 있다는 것이다. 낮은 소득은 재분배 정책에 대한 적은 조세부담과 높은 기대혜택과 관련되는 반면, 지금 당장 혜택을 주지 않는 사회보험 정책에 대한 매력은 감소시킨다. 반대로 소득이 높을 경우 미래에 대한 위험에 대비하려는 욕구가 강하고 여기에 투자할 수 있는 재원이 충분할 수 있는 것이다. 모에니와 월러스틴(Moene and Wallerstein, 2001; 2003)의 연구는 개인 수준의 복지선호에 대한 설명으로 확대될 수 있다. 이철승·황인혜·임현지(2018)는 저자산층에서 소득수준과 보험욕구는 양의 상관관계를 가짐을 경험적으로 보여준 바 있다. 이 연구에 따르면 생애과정에서 직면할 위험을 회피할 사적 자원이 부족할 경우, 높은 소득은 오히려 강한 복지선호로 이어진다. 또한 트비센과 루에다(Thewissen and Rueda, 2017)는 자동화로 인한 실업 위험이 복지선호를 높이는 경향은 소득 수준이 높아질수록 더 강해짐을 보여줬으며, 렌과 렘(Wren and Rehm, 2014)은 평균 임금 수준이 높을 것으로 기대되는 고학력 노동자 일수록 무역경쟁으로 인한 실업위험에 노출됐을 때 주관적 고용불안정 수준이 높아짐을 지적한 바 있다.

정리하면, 본 연구는 한국의 제도적 맥락을 고려할 때 대기업 노동자는 중소기업 노동자보다 실직 비용이 높고, 보험욕구가 강해 실업위험에 노출됐을 때 실업정책 선호가 증가하는 경향이 뚜렷할 것으로 기대한다. 세부 가설은 다음과 같다.

가설1-1. 실업위험이 증가할수록 개인 수준의 실업정책 선호는 높아진다.

가설1-2. 재직 기업규모가 커질수록, 실업위험과 실업정책 선호의 양적 관계는 강화된다.

IV. 경험분석

1. 분석자료 및 측정

위에서 제시한 가설을 검증하기 위해 본 연구는 5차, 8차, 11차, 14차, 17차(2010년, 2013년, 2016년, 2019년, 2022년) <한국복지패널조사> 자료를 분석한다. 한국복지패널조사는 1차~17차(2006년~2022년) 자료가 누적되어 있으며, 복지인식을 묻는 부가조사는 3년 주기로 총 여섯 차례 실시되었다. 본 연구는 이중 가장 먼저 실시된 2차 조사를 제외한 나머지 자료를 분석 대상으로 삼는다. 그 이유는 2차 조사에 포함된 복지인식 부가조사에는 실업자 생계보장에 대한 정부책임에 묻는 문항이 빠져 있기 때문이다. 해당 문항은 본 연구의 종속변수 측정을 위해 반드시 필요하므로, 해당 문항이 빠져 있는 차수는 분석에서 제외했다.

본 연구의 목적은 실업위험에 노출된 정도에 따라 실업정책 확대를 지지하는 정도가 달라지는지, 만약 그렇다면 그 정도가 기업규모에 따라 다르게 나타나는지를 경험적으로 확인하는 데 있다. 경험 분석을 위해 사용된 관측치 수는 세부 분석에 어떤 변수가 포함되어 있는지에 따라 조금씩 다르나 종속 변수인 실업정책 선호와 기업규모, 통제변수만을 포함한 기본 모델에는 8,890 개 관측치가 사용됐다. 이는 이 연구가 5차, 8차, 11차, 14차, 17차 <한국복지패널> 자료를 통합해 사용하고 있는 점을 고려하면 다소 적은 표본 수이다. 실업정책 선호 문항만을 놓고 보면 결측치를 제외한 응답자 수가 총 14,363개로, 이 연구의 기본 모델에 활용된 표본 수보다 훨씬 많다. 표본 수 감소의 원인은 기본적으로 본 연구가 경제활동 인구 중 임금 근로자만을 분석 대상으로 삼고 있어, 비경제활동 인구 및 기업에 고용되어 있지 않는 경제활동 인구가 모두 분석에서 제외되어 있기 때문이다. 비슷하게 노동시장 지위와 복지태도의 관계를 분석하기 위해 <한국복지패널조사> 자료를 분석한 최신 연구인 강지영·신어진(2022)의 경우 14차 자료를 분석에 활용했는데, 14차 자료 실업정책 문항 응답자는 결측치를 제외할 경우 2,005명이었으나, 이들 연구가 근로연령층 18-60세 이하를 분석 대상으로 삼고 있어 최종 분석에는 888명이 포함된 바 있다.

이 연구의 종속변수는 실업정책 선호이다. 실업정책 선호는 실업자 생계보장에 대한 정부 책임 수준을 묻는 문항으로 측정되기도, 직접적으로 실업정책에 대한 정부지출 확대에 동의하는지를 묻는 문항으로 측정되기도 한다. 복지패널 복지인식 부가조사에는 두 문항이 모두 포함되어 있는데, 본 연구는 둘 중 하나의 문항을 선택해 분석을 진행하기보다 두 문항을 모두 활용했다. 실업자 생계에 대한 정부책임을 높게 보는 응답자는 실업정책 지출확대를 지지할 가능성이 높고 그 반대의 경우도 마찬가지일 것이다. 다만 정부지출 확대에 대한 지지는 지출 확대에 따른 조세부담 증가 가능성을 고려한 선호로서, 정부책임에 동의하는 것에 비해 비교적 더 적극적인 선호일 가능성이 있다. 즉 한국인들은 실업자 생계보장에 대한 정부책임에는 동의하면서도 정작 지출 확대에는 동의하지 않을 가능성이 있는 것이다. 따라서 이 연구에서 선 위에서 제시한 두 가설을 검증하는 데 있어 두 문항을 모두 활용하며, 이를 통해 실업위험이 한국인 실업정책 선호에 미치는 영향을 보다 세밀하게 파악할 수 있을 것으로 기대한다. 먼저 실업자 생계보장에 대한 정부책임(이하 '정부책임')은 "실업자에게 적절한 수준의 삶을 제공해야 한다" 문항에 동의하는 정도로 측정했다. 이 문항에 대한 답변은 여섯 범주로, 1은 "매우 동의한다", 2는 "동의한다", 3은 동의도 반대도 하지 않는다, 4는 "반대한다", 5는 "매우 반대한다", 6은 "선택할 수 없음"으로 구성되어 있다. 분석에는 "선택할 수 없음"을 결측치 처리하고, 숫자가 커질수록 정부의 실업자 생계보장을 지지하는 응답이 되도록 코딩을 변경해 사용했다. 다음으로 실업정책에 대한 정부지출 확대(이하 '정부지출')는 "실업정책 및 고용보험" 정부지출 수준에 대한 의견을 묻는 문항을 바탕으로 측정했다. 이 문항에 대한 답변 역시 여섯 범주로 1은 "훨씬 더 많이 지출", 2는 "좀 더 지출", 3은 "현재 수준으로 지출", 4는 "조금 덜 지출", 5는 "훨씬 덜 지출", 6은 "선택할 수 없음"으로 구성되어 있다. 분석을 위해 "선택할 수 없음"을 결측치 처리하고 숫자가 커질수록 정부지출에 지지하는 응답으로 코딩을 변경했다.

주요 독립변수는 재직기업 규모와 실업위험이다. 재직기업 규모는 사업장 규모를 묻는 문항에 대한 답변을 기반으로 측정했다. 사업장 규모 변수는 1부터 10까지의 범주로 1은 "1~4명", 2는 "5~9명", 3은 "10~29명", 4는 "30~49명", 5는 "50~69명", 6은 "70~99명", 7은 "100~299명", 8은 "300~499명", 9는 "500명~999명", 10은 "1000명 이상"으로 코딩되어 있으며 분석에는 연속변수로 사용했다. 실업위험은 실직 가능성에 영향을 미치는 요인과, 실직 심각성에 영향을 미치는 요인, 두 가지로 구분해 각각 조작화하고 측정한다. 실업 가능성을 높이는 요인만을 실업위험으로 두지 않는 이유는, 사람들의 복지태도는 객관적 실직 가능

성이 아닌 주관적 고용불안정에 기반해 형성되며(Marx, 2014), 주관적 고용불안정은 실직 가능성 수준에 의해 결정되지 않는 다차원적인 성격을 가지기 때문이다(Anderson and Pontusson, 2007; Marx, 2014). 주관적 고용불안정 수준은 객관적 실직 가능성 뿐 아니라 실직에 대한 사람들의 주관적 인식 역시 반영해 결정된다. 여기서 실직에 대한 사람들의 인식이란, 실업을 얼마나 심각한 문제로 인식하는지(혹은 상대적으로 사소한 문제로 인식하는지)와 관련되어 있다. 선행연구에 따르면 사람들은 스스로 재취업이 어렵다고 생각하면 실업을 심각한 문제로 인식하는 경향이 있는데(Anderson and Potusson, 2007), 재취업 전망은 어떤 일자리로든 재취업할 가능성이라기 보다 동일한 조건의 일자리(equally good job)으로 재취업할 가능성(Dickerson and Green, 2012; Anderson and Potusson, 2007)으로 볼 수 있다.

본 연구에선 실직 가능성에 영향을 미치는 요인을 자동화 및 오프쇼어링(offshoring) 가능성으로 조작화했다. 자동화 가능성을 측정하기 위해, 반복업무지수(RTI)를 사용한다. 반복업무지수는 직종 수준에서 평가된 점수로, 해당 직종을 구성하는 업무들 중 반복업무의 중요성을 나타낸다. 즉 전체 업무에서 반복업무가 차지하는 비중이 얼마나 큰지를 통해 보여주는 것이다. 반복업무지수를 평가하는 방식은 연구자에 따라 조금씩 다른데(Autor and Dorn, 2013; Autor, Dorn, and Hanson, 2015; Goos, Manning, and Salomons, 2014), 본 연구는 오언과 존스톤(Owen and Johnston, 2017)의 방식에 따라 측정된 반복업무지수를 사용했다. 이들은 O*NET(Occupational information network)에 공개된 세부 직업 정보를 토대로, 직종별 업무 성격을 평가한 후 로그를 취한 반복성에서 추상성과 수동성(manualness)을 빼서 반복업무지수를 구했다. 오언과 존스톤(Owen and Johnston, 2017)이 구한 반복업무지수는 최솟값이 -2.12이고 최댓값이 2.49이다. 다만 본 연구에서 분석한 자료에선 최솟값이 -1.113이고 최댓값이 1.164로 나타났다. 오프쇼어링 가능성을 측정하기 위해, 오프쇼어링 가능성 지수를 사용한다. 오프쇼어링은 세계화의 핵심 현상으로 국내 생산시설의 해외 이전을 의미한다(Blinder, 2009). 블라인더(Blinder, 2009)는 국내 특정한 지역에서 수행되어야 하는 직업일수록, 대면 상호작용을 수반하는 소통 및 연락이 요구되는 직업일수록 오프쇼어링되기 어렵다고 봤으며, 그 반대일수록 오프쇼어링 가능성이 높은 직종이라고 봤다. 블라인더(Blinder, 2009)의 직종별 오프쇼어링 가능성은 최솟값이 0이고, 최댓값이 100퍼센트이나, 본 연구가 분석한 자료에선 최솟값이 0이고 최댓값은 95로 나타났다. 본 연구는 카이호바라와 임(Kaihovaara and Im, 2020)이 오언과 존스톤(Owen and Johnston, 2017)의 반복업무지수 및 블라인더(Blinder, 2009)의 오프쇼어링 가능성 지수를, 국제직업분류(ISCO-88) 세분류(4-dit) 수준에서 각 직종에 반복업무지수를 매칭해 공개해 둔 자료를 헬싱키대학교 홈페이지에서 다운해 사용했다²⁾.

실직 심각성에 영향을 미치는 요인은 기술특수성과 기술 수준으로 조작화했다. 앞서 실직 심각성을 동일 수준 일자리로 재취업할 가능성으로 개념화 한 바 있다. 여기서 실직 심각성을 실직 시 재취업을 위해 직종 변경이 필요한 정도로 조금 더 구체화 했는데, 그 이유는 직종 변경이 실직 후 장기적으로 임금 감소를 야기하는 중요한 요인이라고 지적되기 때문이다(Huckfeldt, 2022; Braxton and Taska, 2022). 브랙스톤과 태스카(Braxton and Taska, 2022)에 따르면 실직 후 재취업 시 임금이 감소하는 경향은 동일 직종으로 재취업할 경우 뚜렷하게 발견되지 않지만, 직종 변경을 한 경우 상당한 임금 감소를 경험할 가능성이 높았다. 이 점에 주목해 본 연구는 실직 시 동일 직종으로 재취업하기 어려운 노동자들은, 그 자체로 재취업 과정에서 동일 수준 일자리로 구하기 어려운 집단으로서 실직 심각성이 높다고 봤으며, 실직 심각성을 높이는 직종 상 특성으로 높은 기술특수성(skill specificity)과 기술수준에 주목했다.

2) Im, Zhen. J., Kaihovaara, Antti. (3 Nov 2021). Offshorability and RTI indices. *European Political Science Review*. 10.13140/RG.2.2.14045.95206/1(accessed Feb 3, 2023)

기술특수성은 기술 이전성(transferability)과 관련된 개념으로, 좀 더 풀어서 쓰면 기술이 얼마나 제한된 기업/산업에서 사용가치를 가지는지를 나타낸다. 인적 자본으로서 기술은 기술특수성 수준에 따라, 소수의 기업/산업에서만 사용가치를 가지는 특수기술(specific skill)과, 대부분의 기업/산업에서 사용가치를 갖는 일반 기술(general skill)로 구분할 수 있으며 통상 일반 기술을 가진 노동자는 특수 기술을 가진 노동자에 비해 높은 노동시장 이동성을 가진다. 개인 수준에서 노동시장 이동성이 높다는 건, 노동시장 내에 존재하는 다양한 일자리에 접근할 수 있다는 것으로, 노동시장 이동성이 높으면 취업 및 이직 과정에서 비교적 여러 선택지를 가질 수 있어 실직 심각성이 낮아질 수 있다. 반대로 특수 기술의 경우 노동시장 이동성이 낮아서 취업 및 이직 기회를 제한하기 때문에 실직 심각성이 높아진다. 기술특수성을 측정하기 위해, 본 연구는 이철승(Lee, 2007)이 제안한 방식처럼 DOT(Dictionary of Occupational Title)에서 제공하는 특정 직업기술 훈련(Specific Vocational Preparation, SVP) 척도를 일반 기술 수준으로 나누는 방식을 사용했다. 특정 직업기술 훈련 척도는 직종별로 평균적인 업무 수행 능력을 갖추기 위해 요구되는 기간을 나타낸다. 최솟값은 1(“짧은 시범 직후”)이고 최댓값은 9(“10년 초과”)로, 값이 커질수록 평균 업무 수행 능력을 갖추기 위해 긴 기간이 필요함을 의미한다. 일반 기술 수준은 해당 직종의 업무를 수행하기 위해 얼마나 높은 기술 수준이 요구되는지를 파악하기 위한 개념으로, 이 역시 DOT에서 제공하는 직종별 추론능력(reasoning skill), 수리능력(math skill), 언어능력(language skill)을 모두 더한 후 평균을 낸 값으로 측정했다. 기술 수준 척도의 최솟값은 1이고 최댓값은 6이며, 숫자가 커질수록 직종상 요구되는 기술 수준이 높음을 나타낸다. 두 지표를 활용해 이철승(Lee, 2007)이 제안한 방식대로 기술특수성을 구한 결과, 본 연구의 분석자료에선 최솟값이 1.071으로, 최댓값은 2.625으로 나타났다.

기술 수준은, 직종 상 요구되는 업무를 수행하기 위한 기술 수준이다. 기술 수준이 높을수록 동일 직종으로 재취업 난이도가 높을 것이라고는 이유는, 노동자에게 요구되는 기술 수준이 높은 직업일수록, 채용 시 신기술에 대한 숙달도를 지원자에게 요구할 가능성이 높기 때문이다. 브랙스톤과 태스카(Braxton and Taska, 2022)에 따르면 기술 발전은 직종 내 노동자들이 신기술을 사용할 수 있을 경우 생산성 향상을 가져오지만, 그렇지 못할 경우 실직 후 구직 상황에서 이전과 동일 직종으로 재취업하는데 실패하고 상대적으로 임금이 낮은 직종으로 이동해 장기적인 임금 감소를 경험할 가능성이 높인다. 그리고, 이들 연구에 따르면 신규채용 시 컴퓨터 및 소프트웨어 사용 능력 같은 기술변화에 따른 신규역량을 요구하는 직종은 단순반복작업 수준이 낮고, 고학력 노동자가 많이 포진한 고숙련 일자리에 집중되어 있다. 본 연구가, 직종 수준에서 요구되는 기술 수준이 높을수록 기술 발전으로 인한 실직 심각성이 높아진다고 보는 이유이다. 특히 한국의 경우 집단적 숙련형성체계의 부재로 직업훈련 제도가 저발전 해(Fleckenstein, Lee, and Park, 2023), 최신 기술을 습득함으로써 기술 경쟁력을 유지할 책임이 개인에게 과중하게 부과되어 있다. 개인이 경험하는 인적 자본 가치 하락은 기술 발전과 같은 구조적 요인에서 비롯되지만, 그러한 위험에 대처할 책임은 사실상 개인에게 집중되어 있는 것이다. 이런 상황에서 기술 최신화 압박에 노출된 정도에 중요한 영향을 미치는 직종 상 요구되는 기술 수준은 개인 수준의 실직 심각성에 영향을 미칠 수 있다. 기술 수준을 측정하기 위해 앞서 일반 기술 수준을 평가할 때 사용한 것과 동일한 방식을 사용했다.

덧붙여, 본 연구에 사용된 직종 수준의 변수들의 측정은 기본적으로 국제직업분류 분류에 따라 서구 사회를 바탕으로 평가된 지표를, 한국직업분류(KSCO)와 매칭해 사용한 것임을 밝혀둔다. 이 때문에 이 지표를 한국 사회에 바로 적용해도 되는지 문제가 발생하는데, 현대 사회가 무역 개방 및 세계화로 위

험의 양상이 어느 정도 유사한 형태로 나타날 수 있는 점을 감안하면 해당 지표를 사용하는 것이 문제가 되진 않을 것으로 기대한다. 또한 직종 수준 변수들은 원래 국제직업분류 세분류(4-dit) 수준에서 측정되었으나, <한국복지패널>은 직종 정보를 한국직업분류 소분류(3-dit)까지만 제공하고 있어, 국제직업분류 세분류(4-dit) 수준 지수들을 소분류(3-dit) 수준에서 합산 평균을 내서 사용한 점도 한계이다.

이외 통제변수는 로그임금, 로그자산, 여성, 출생연도, 교육 수준, 유배우자, 근속연수이다. 근속연수는 최근 직장의 마지막 근무일에서 근무시작일을 뺀 값에 기반해 측정했다. 나이는 출생연도를 묻는 문항으로 측정했으며, 배우자 유무는 혼인 경험 유무와 상관없이 현재 배우자가 있으면 "유 배우자", 혼인을 한 적이 없거나 이혼, 사별 등의 이유로 배우자가 없으면 "배우자 없음"으로 분류했다. 교육 수준은 1은 "고졸 미만", 2는 "고졸", 3은 "전문대졸", 4는 "대졸", 5는 "대학원졸 이상"으로 코딩되어 있다. 가처분 소득 변수와 자산변수는 로그 변환을 한 후 분석에 포함시켰는데, 자산 변수의 경우 부동산 자산, 금융자산, 자동차 가격을 더해 생성한 후 로그 변환을 했다. 아래 <표1>는 분석에 포함된 변수들의 기초 통계량을 보여준다.

<표1> 기초 통계량

변수 명	관찰 개수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
정부책임	8,890	3.344	0.859	1	5
정부지출	8,890	3.493	0.939	1	5
기업규모	8,890	0.144	0.351	0	1
로그임금	8,890	8.333	0.722	2.451	13.019
로그자산	8,890	9.482	1.431	1.609	12.804
여성	8,890	0.486	0.499	0	1
출생연도	8,890	1963.834	14.830	1919	2000
교육수준	8,890	2.323	1.203	1	5
유배우자	8,890	0.733	0.442	0	1
근속연수	8,890	12.605	14.621	1	74
기술특수성	7,346	1.637	0.313	1.071	2.625
기술수준	7,346	3.185	1.078	1	6
RTI	5,544	-.011	0.446	-1.113	1.164
오프쇼어링	8,684	14.774	22.136	0	95

2. 분석방법

가설검정을 위해 임의효과(random effect, RE) 모형을 사용한 분석을 진행했다. 비록 고정효과(fixed effect, FE) 모형을 사용하면 관찰되지 않지만 종속변수에 영향을 주는 개인 특성을 통제할 수 있는 이점이 존재하지만, 본 연구의 분석에선 주요 독립변수 특성을 고려해 고정효과 모형을 채택하지 않았다. 한국에서 재직기업 규모는 한 번 정해지면 큰 폭으로 변화하지 않는 성격의 노동시장 지위로(임찬영, 2017), 특히 중소기업 노동자가 대기업으로 상향 이동할 가능성이 낮다. 또한 본 연구에 사용되는 실업위험 변수들의 경우 직종 수준에서 측정되었는데, 개별 노동자들이 직종 변경을 하는 것은 빈번한 경험이 아니라는 점에서 개체 내 변화가 없거나 적다. 따라서 본 연구가 임의효과 분석을 택한 것은, 주요 독립변수인 재직기업 규모와 직종 수준 변수들이 개체 내 변동이 적은 변수인 점을 고려한 선택으로서 타당하다고 볼 수 있다. 고정효과 모형은 동일한 개체 혹은 서로 다른 개체지만 개별효과가 동일한 개체들 내에서 독립변수가 변화함에 따라 종속변수가 변화하는지를 분석하고자 할 때 적합성이 높다. 반면 독립변수가 시간에 따른 개체 내 변동이 아예 없을 경우 분석이 불가능하고, 차이가 존재하긴 하지만 그 정도가 크지 않다면 고정효과 분석을 통해 얻은 추정치의 정확성이 매우 낮아진다.

3. 분석결과

1) 기본모델

이 장에선 앞서 제시한 가설들을 확인하기 위해 종속변수를 실업자 생계보장에 대한 정부책임과 실업정책 정부지출 확대 두 방식으로 각각 조작화해 진행한 분석 결과를 제시한다. 먼저, 재직기업 규모에 따라 실업위험에 반응하는 정도가 다른지를 확인하기에 앞서, 기본적으로 재직기업 규모가 개인 수준의 실업정책 선호에 유의미한 차이를 발생시키는지 확인하기 위해 <표2> 같이 기업규모와 통제변수만을 넣은 모델을 분석했다. 모델1의 종속변수는 정부책임이고, 모델2의 종속변수는 정부지출이다. 분석 결과를 살펴보면, 기업규모는 정부책임에 대해선 유의미한 영향을 미치지 않았으나, 기업규모가 커질수록 정부지출 확대를 지지하는 경향이 유의미하게 나타났다. 이러한 <표2> 결과는 기업규모에 따른 실업정책 선호 차이가 모든 문항에 대해 뚜렷하고 일관되게 나타나지 않음을 보여준다. 다른 경제적 지위 변수인 임금 수준의 경우 통계적으로 유의미한 효과를 보이지 않았으나, 자산 수준은 정부책임 및 정부지출에 모두 부정적인 효과를 줬다. 한편 실업정책 선호 수준에 대한 연도 효과가 유의미하게 나타났다. 좀 더 자세히 살펴보면, 평균 실업정책 선호는 2010년을 기준으로 최근에 가까워질수록 점점 낮아지는 경향을 보였으며, 그 경향은 정부지출 인식에서 강했다. 이제 다음으로 넘어가 실업위험에 노출된 정도에 따라 실업정책 선호가 증가하는 경향이 나타나는지, 그리고 그 경향은 기업규모가 커질수록 뚜렷해지는 지를 확인하겠다.

<표2> 실업정책 선호와 기업규모, 기업규모-실업위험 상호작용 없는 모델

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출
기업규모	0.005 (0.004)	0.006* (0.003)
로그임금	-0.041 (0.021)	-0.022 (0.019)
로그자산	-0.034*** (0.009)	-0.049*** (0.008)
여성	-0.059** (0.022)	-0.073*** (0.019)
출생연도	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)
교육 수준	0.043*** (0.012)	-0.000 (0.011)
유배우자	-0.012 (0.027)	-0.034 (0.024)
근속연수	-0.002* (0.001)	-0.001* (0.001)
년도(2010년 기준)		
2013년	-0.030 (0.032)	-0.066* (0.029)
2016년	-0.004 (0.034)	-0.160*** (0.031)
2019년	-0.101** (0.038)	-0.356*** (0.034)
2022년	-0.016 (0.036)	-0.404*** (0.032)
상수	0.636 (2.115)	-0.247 (1.863)
관찰개수	8,890	8,890
R2		
overall	0.0122	0.0504
between	0.0130	0.0604
within	0.00513	0.0481

Standard errors in parentheses*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

2) 실직 가능성과 실업정책 선호: 분석 결과

우선, 가설1-1, 1-2의 예측대로 실직 가능성이 실업정책 선호를 증가시키는지, 실직 가능성과 실업정책 선호 간 양의 관계는 기업규모가 커질수록 강해지는지 확인하기 위한 분석을 진행한다. 조건부 가설1-2를 검증하기 위해 <표3>, <표4>에선, 먼저 실직 가능성을 나타내는 자동화, 오프쇼어링 변수를 각각 기본 모델에 투입해 분석할 결과를 모델1, 2에 제시하고, 기업규모와 실업위험 변수 간 상호작용 효과가 존재하는지 확인하기 위한 분석 결과를 모델3, 4로 제시했다. <표3>은 자동화 가능성이 개인 수준의 실업정책 선호에 영향을 미치는지, 자동화 가능성과 실업정책 선호의 관계는 기업규모에 따라 다르게 나타나는지에 대한 분석 결과를 제시한다. 모델1, 2에서 확인할 수 있듯이 기본 모델에 자동화 가능성 변수를 투입해도, 자동화 가능성을 나타내는 반복업무지수 수준이 정부 책임이나 정부지출 인식 수준에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 하지만 모델4 세 번째 줄의 기업규모와 반복업무지수 상호작용 효과가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이는 기업규모에 따라 직종 수준의 자동화 가능성이 정부지출 인식에 미치는 영향이 다르게 나타난다는 것을 보여준다. 기업규모와 자동화 가능성의 상호작용 효과를 더 정확하게 이해하기 위해 [그림1]과 같이 두 상호작용 변수의 효과를 그래프로 그렸다. [그림1]은 자동화 가능성이 증가할 때 정부지출 인식이 높아질 확률의 한계를 계산한 결과를 기업규모에 따라 각각 제시한다. 이 그래프는 재직기업 규모가 작을 때는 자동화 위험에 노출된 정도에 따라 정부지출 인식이 크게 달라지지 않지만, 재직기업 규모 30명 이상 49명 미만부터 점차 자동화 가능성이 높은 직종 노동자들이 정부지출 확대를 지지하는 경향을 보이기 시작하며, 기업규모가 커질수록 이러한 경향이 뚜렷해지는 것을 보여준다. 이 결과는 자동화로 인한 실업위험이 증가할수록 개인 수준의 실업정책 선호가 높아질 것으로 기대한 가설1-1를 부분적으로 지지한다. 또한 자동화 가능성과 실업정책 선호 간 양의 관계는 재직기업 규모가 커질수록 증가할 것으로 기대한 가설1-2를 지지한다.

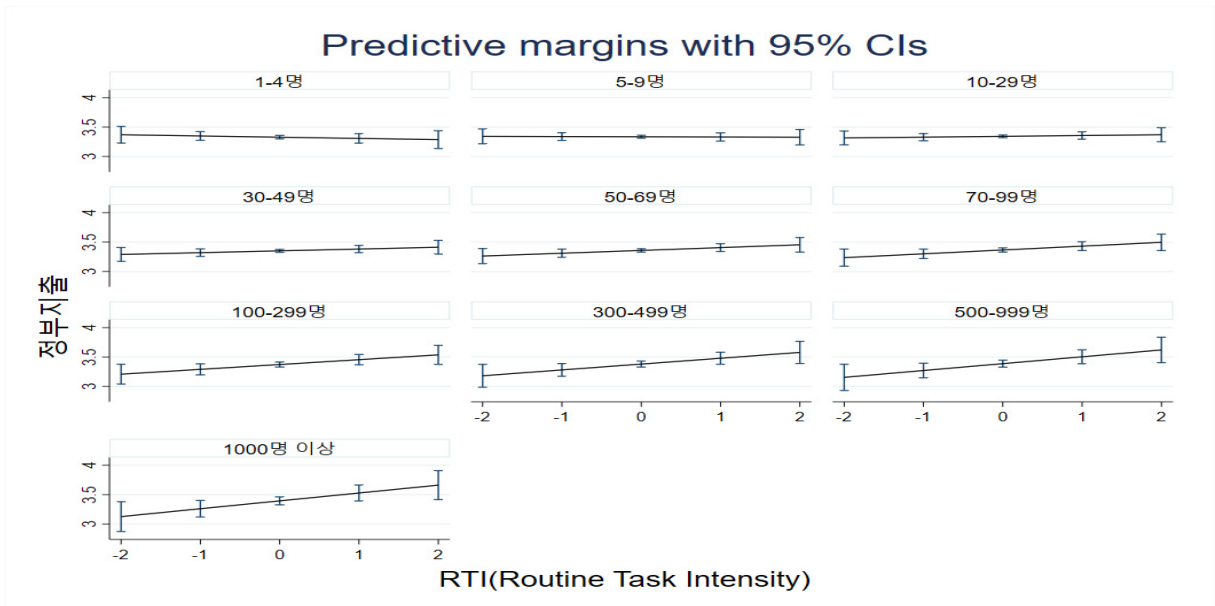
<표3>실업정책 선호와 기업규모-자동화 가능성 상호작용의 효과

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출	모델3 정부책임	모델4 정부지출
기업규모	0.009 (0.005)	0.007 (0.005)	0.009 (0.005)	0.007 (0.005)
반복업무지수	-0.005 (0.033)	0.024 (0.029)	0.052 (0.048)	-0.038 (0.042)
c.기업규모#c.반복업무지수			-0.016 (0.010)	0.017* (0.008)
로그임금	-0.047 (0.026)	-0.014 (0.023)	-0.048 (0.026)	-0.013 (0.023)
로그자산	-0.023* (0.011)	-0.051*** (0.010)	-0.024* (0.011)	-0.050*** (0.010)
여성	-0.055 (0.029)	-0.063* (0.025)	-0.055 (0.029)	-0.063* (0.025)
출생연도	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)
교육 수준	0.057*** (0.016)	0.010 (0.014)	0.055*** (0.016)	0.013 (0.014)
유배우자	-0.001 (0.034)	-0.015 (0.030)	-0.003 (0.034)	-0.013 (0.030)
근속연수	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.001)
년도(2010년 기준)				
2013년	-0.026 (0.040)	-0.058 (0.036)	-0.026 (0.040)	-0.058 (0.036)
2016년	0.012 (0.042)	-0.138*** (0.038)	0.011 (0.042)	-0.137*** (0.038)
2019년	-0.103* (0.048)	-0.367*** (0.043)	-0.103* (0.048)	-0.367*** (0.043)
2022년	-0.010 (0.048)	-0.414*** (0.043)	-0.009 (0.048)	-0.414*** (0.043)

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출	모델3 정부책임	모델4 정부지출
상수	(0.046) 1.359 (2.701)	(0.041) -2.383 (2.399)	(0.046) 1.229 (2.701)	(0.041) -2.241 (2.398)
관찰개수	5,544	5,544	5,544	5,544
R2				
overall	0.0149	0.0511	0.0155	0.0521
between	0.0106	0.0527	0.0116	0.0546
within	0.00523	0.0502	0.00465	0.0493

Standard errors in parentheses*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

[그림1] 기업규모에 따른 자동화 가능성과 정부지출 인식 예측한계



<표4>는 오프쇼어링 위험이 개인 수준의 실업정책 선호에 영향을 미치는지, 오프쇼어링 위험과 실업정책 선호의 관계는 재직기업 규모에 따라 다르게 나타나는지에 대한 분석 결과를 제시한다. 앞서 자동화 가능성과 실업정책 선호의 관계를 분석했을 때와 마찬가지로, 기본 모델에 오프쇼어링 위험 변수를 투입한 모델1, 2에선 오프쇼어링 수준이 정부책임 및 정부지출 인식에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 모델3, 4는 오프쇼어링 위험과 기업규모 간 상호작용 효과가 존재하는지를 분석한 결과를 제시하는데, 자동화 가능성의 경우와 달리 중소기업에서 실업위험이 실업정책 선호에 미치는 영향이 미미하다 기업규모가 커질수록 그 영향이 강해지는 경향이 발견되지 않았다. 이 결과는 오프쇼어링으로 인한 실업위험이 증가할수록 개인 수준의 실업정책 선호가 높아질 것으로 기대한 가설1-1, 재직기업 규모가 커질수록 오프쇼어링으로 인한 실업위험과 실업정책 선호 간 양의 관계가 강화될 것으로 기대한 가설1-2를 모두 지지하지 않는다.

<표4> 실업정책 선호와 기업규모-오프쇼어링 가능성 상호작용의 효과

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출	모델3 정부책임	모델4 정부지출
기업규모	0.005 (0.004)	0.006 (0.003)	0.001 (0.005)	0.002 (0.004)
오프쇼어링 가능성	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)
c.기업규모#c.오프쇼어링 가능성			0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
로그임금	-0.045* (0.021)	-0.019 (0.019)	-0.045* (0.021)	-0.019 (0.019)
로그자산	-0.032*** (0.009)	-0.049*** (0.008)	-0.032*** (0.009)	-0.050*** (0.008)
여성	-0.057* (0.023)	-0.070*** (0.020)	-0.057* (0.023)	-0.069*** (0.020)
출생연도	0.002* (0.001)	0.003** (0.001)	0.002* (0.001)	0.003** (0.001)
교육 수준	0.046*** (0.012)	-0.001 (0.011)	0.046*** (0.012)	-0.001 (0.011)
유배우자	-0.005 (0.027)	-0.028 (0.024)	-0.005 (0.027)	-0.027 (0.024)
근속연수	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)
년도(2010년 기준)				
2013년	-0.034 (0.033)	-0.064* (0.029)	-0.034 (0.033)	-0.064* (0.029)
2016년	-0.012 (0.034)	-0.158*** (0.031)	-0.011 (0.034)	-0.157*** (0.031)
2019년	-0.102** (0.038)	-0.358*** (0.035)	-0.100** (0.038)	-0.356*** (0.035)
2022년	-0.020 (0.036)	-0.405*** (0.033)	-0.019 (0.036)	-0.404*** (0.033)
상수	-0.236 (2.162)	-0.936 (1.911)	-0.243 (2.163)	-0.944 (1.911)
관찰개수	8,684	8,684	8,684	8,684
R2				
overall	0.0124	0.0495	0.0127	0.0499
between	0.0132	0.0607	0.0130	0.0613
within	0.00472	0.0483	0.00518	0.0482

Standard errors in parentheses*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

3) 실적 심각성과 실업정책 선호: 분석 결과

다음으로, 가설1-1, 1-2의 예측대로 실적 심각성이 실업정책 선호를 증가시키는지, 실적 심각성과 실업정책 선호 간 양의 상관관계는 기업규모가 커질수록 강해지는지 확인하기 위한 분석을 진행한다. 마찬가지로 조건부 가설을 검증하기 위해 <표5>, <표6>에선, 실적 심각성을 나타내는 기술특수성, 기술 수준 변수를 각각 기본 모델에 투입해 분석한 결과를 모델1, 2에 제시한다. 그리고 기업규모와 실업위험 변수 간 상호작용 효과가 존재하는지 확인하기 위한 분석 결과를 모델3, 4로 제시할 것이다. <표5>는 기술특수성이 개인 수준의 실업정책 선호에 영향을 미치는지, 기술특수성과 실업정책 선호의 관계는 기업규모에 따라 달라지는지에 대한 분석 결과를 보여준다. 모델1, 2에서 확인할 수 있듯 기본 모델에 기술특수성 변수를 투입해도, 기술특수성이 정부책임이나 정부지출 인식 수준에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 하지만 모델3 결과를 살펴보면 상호작용 항을 추가한 모델에선 기술특수성이 정부책임 인식에 미치는 부정적으로 변화했으며 그 영향은 유의하게 나타났다. 또한 세 번째 줄의 기업규모와 기술특수성의 상호작용 효과가 역시 통계적으로 유의미하게 나타나, 기업규모에 따라 기술특수성이 정부책임 인식에 미치는 영향이 다르게 나타난다는 것을 보여줬다. 이와 달리 기술특수성이 정부지출 인식에 미치는 영향은 대기업, 중소

기업 노동자 간에 유의미한 차이가 발견되지 않아 자동화 가능성과 기업규모 상호작용 효과와 반대됐다.

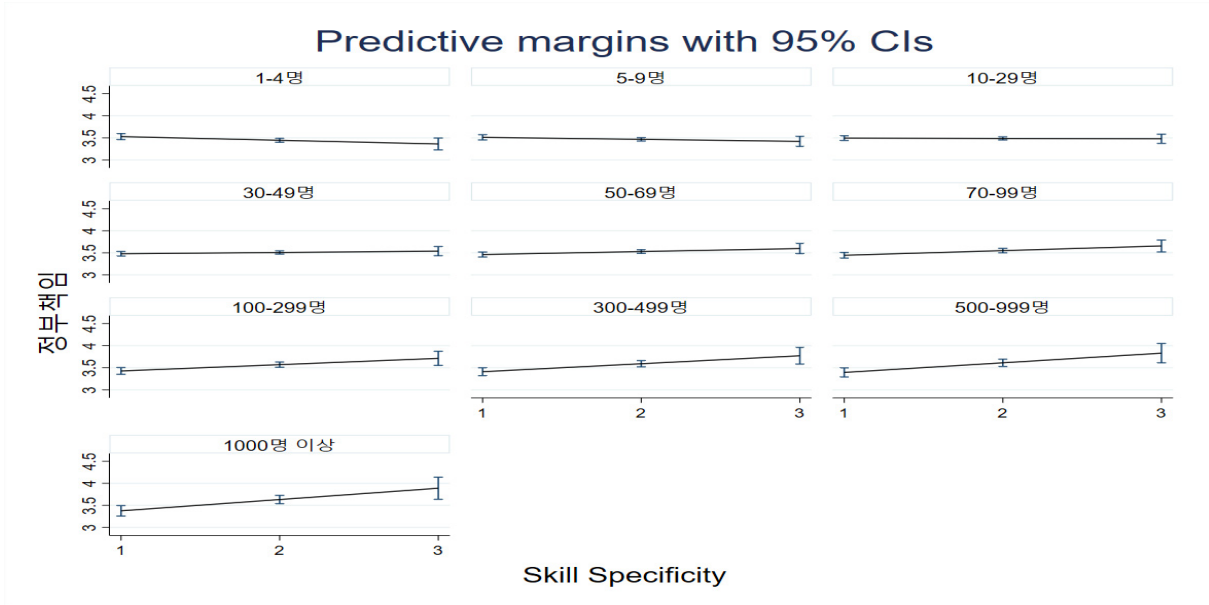
기업규모와 기술특수성의 상호작용 효과를 더 정확하게 이해하기 위해 [그림2]와 같이 두 상호작용 변수의 효과를 그래프로 그렸다. [그림2]는 기술특수성이 높아졌을 때 정부책임 인식이 높아질 확률의 한계를 계산한 결과를 기업규모에 따라 각각 제시한다. 이 그래프는 재직 기업규모가 작을 때는 기술특수성이 정부책임 인식에 거의 영향을 미치지 못하지만, 기업규모가 커짐에 따라 기술특수성 수준이 높아질수록 정부책임에 대한 지지가 높아지는 경향이 존재한다는 것을 보여준다. 이 결과는 기술특수성이 증가할수록 개인 수준의 실업정책 선호가 높아질 것으로 기대한 가설1-1를 부분적으로 지지하며, 재직기업 규모가 커질수록 기술특수성과 실업정책 선호 간 양의 상관관계가 강해질 것으로 기대한 가설1-2를 지지한다.

<표5> 실업정책 선호와 기업규모-기술특수성 상호작용의 효과

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출	모델3 정부책임	모델4 정부지출
기업규모	0.006 (0.004)	0.008* (0.004)	-0.054** (0.020)	0.005 (0.018)
기술특수성	0.014 (0.037)	0.020 (0.033)	-0.121* (0.058)	0.013 (0.052)
c.기업규모#c.기술특수성			0.038** (0.012)	0.002 (0.011)
로그임금	-0.050* (0.023)	-0.014 (0.020)	-0.051* (0.023)	-0.014 (0.020)
로그자산	-0.031** (0.010)	-0.051*** (0.009)	-0.030** (0.010)	-0.051*** (0.009)
여성	-0.048* (0.024)	-0.062** (0.022)	-0.053* (0.024)	-0.062** (0.022)
출생연도	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)
교육 수준	0.048*** (0.014)	0.004 (0.012)	0.048*** (0.014)	0.004 (0.012)
유배우자	0.004 (0.029)	-0.020 (0.026)	0.003 (0.029)	-0.021 (0.026)
근속연수	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
년도(2010년 기준)				
2013년	-0.025 (0.036)	-0.053 (0.032)	-0.024 (0.036)	-0.053 (0.032)
2016년	0.004 (0.037)	-0.141*** (0.034)	0.005 (0.037)	-0.141*** (0.034)
2019년	-0.096* (0.042)	-0.329*** (0.037)	-0.095* (0.042)	-0.328*** (0.037)
2022년	-0.004 (0.040)	-0.393*** (0.036)	-0.004 (0.040)	-0.393*** (0.036)
상수	-0.349 (2.330)	-0.366 (2.076)	-0.114 (2.328)	-0.353 (2.077)
관찰개수	7,346	7,346	7,346	7,346
R2				
overall	0.0127	0.0470	0.0140	0.0470
between	0.0106	0.0582	0.0126	0.0583
within	0.00599	0.0421	0.00618	0.0421

Standard errors in parentheses*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

[그림2] 기업규모에 따른 기술 수준과 정부책임인식 예측한계



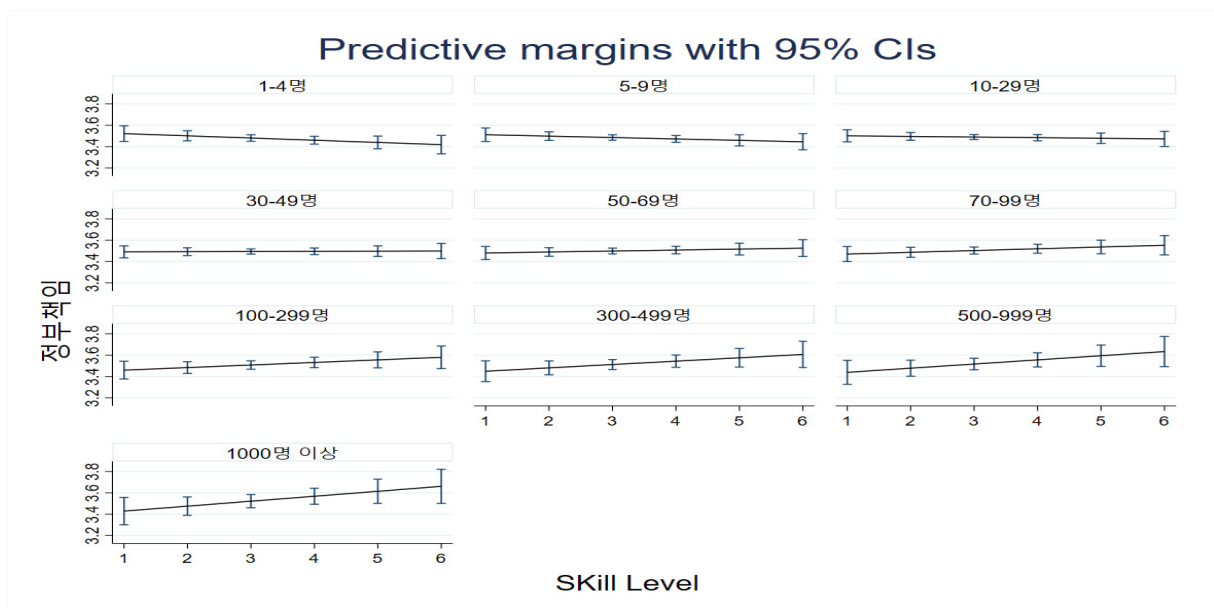
<표6>은 기술 수준과 실업정책 선호의 관계가 기업규모에 따라 다르게 나타나는지에 대한 분석 결과를 제시한다. 실직 심각성으로 기술특수성을 사용했을 때와 비슷하게, 기본 모델에 기술 수준 변수를 투입한 모델1, 2에선 기술 수준이 정부책임과 정부지출 인식에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하지만 이 분석에선 모델3에서 확인할 수 있듯 기업규모와 기술 수준의 상호작용 변수가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이러한 결과는 직종 수준의 기술 수준이 정부책임 인식에 미치는 영향은 중소기업 노동자보다 대기업 노동자에게 크게 나타난다는 것을 보여준다. 기업규모와 기술 수준의 상호작용 효과가 정부책임 인식에 미치는 효과를 보다 정확히 이해하기 위해 [그림3]을 그렸다. [그림3]은 기술 수준에 따라 대기업 노동자와 중소기업 노동자의 정부책임, 정부지출 인식이 어떻게 달라지는지에 대한 확률의 한계를 기업규모에 따라 각각 보여준다. 그래프를 보면, 기술 수준이 정부책임 인식에 미치는 영향은 재직 기업규모가 작은 노동자들 사이에선 미미하지만, 기업규모가 커질수록 기술 수준이 정부 책임 인식에 미치는 긍정적 영향이 뚜렷해졌다. 이 결과는 기술 수준이 증가할수록 개인 수준의 실업정책 선호가 높아질 것으로 기대한 가설1-1을 지지하며, 재직 기업규모가 커질수록 기술 수준과 실업정책 선호 간 양의 관계가 강화될 것으로 기대한 가설1-2를 지지한다.

<표6> 실업정책 선호와 기업규모-기술 수준 상호작용의 효과

변수	모델1 정부책임	모델2 정부지출	모델3 정부책임	모델4 정부지출
기업규모	0.006 (0.004)	0.008* (0.004)	-0.018 (0.013)	0.015 (0.011)
기술 수준	-0.002 (0.012)	-0.000 (0.011)	-0.028 (0.018)	0.007 (0.016)
c.기업규모#c.기술수준			0.007* (0.004)	-0.002 (0.003)
로그임금	-0.050* (0.023)	-0.014 (0.020)	-0.052* (0.023)	-0.013 (0.020)
로그자산	-0.031** (0.010)	-0.051*** (0.009)	-0.031** (0.010)	-0.051*** (0.009)
여성	-0.049* (0.024)	-0.063** (0.022)	-0.048* (0.024)	-0.063** (0.022)
출생연도	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)
교육 수준	0.049*** (0.014)	0.004 (0.013)	0.046** (0.014)	0.004 (0.013)
유배우자	0.004 (0.029)	-0.020 (0.026)	0.005 (0.029)	-0.020 (0.026)
근속연수	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
년도 (2010년 기준)				
2013년	-0.025 (0.036)	-0.053 (0.032)	-0.025 (0.036)	-0.053 (0.032)
2016년	0.004 (0.037)	-0.141*** (0.034)	0.006 (0.037)	-0.141*** (0.034)
2019년	-0.096* (0.042)	-0.329*** (0.038)	-0.094* (0.042)	-0.330*** (0.038)
2022년	-0.005 (0.040)	-0.393*** (0.036)	0.000 (0.040)	-0.395*** (0.036)
상수	-0.428 (2.324)	-0.463 (2.071)	-0.275 (2.324)	-0.505 (2.072)
관찰개수	7,346	7,346	7,346	7,346
R2				
overall	0.0127	0.0469	0.0134	0.0470
between	0.0107	0.0582	0.0116	0.0582
within	0.00596	0.0420	0.00555	0.0420

Standard errors in parentheses*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

[그림3] 기업규모에 따른 기술특수성과 정부책임 인식 예측한계



V. 결론

본 연구는 2006년부터 2022년까지 누적된 <한국복지패널조사> 자료 중 3년 주기로 시행되는 복지인식 부가조사가 포함된 다섯 차수의 자료를 분석해, 실업위험에 노출된 정도가 개인 수준의 실업정책 선호를 증가시키는지, 실업위험과 실업정책 선호 간의 관계는 재직기업 규모에 따라 다르게 나타나는지를 확인했다. 분석 결과, 첫째, 기업규모를 고려하지 않았을 경우 한국에서 실업위험은 대부분 실업정책 선호에 유의미한 영향을 주지 못했다. 둘째, 기업규모를 고려할 경우, 재직기업 규모가 작은 노동자들은 실업위험에 노출된 정도에 따라 실업정책을 지지하는 정도가 다르게 나타나지 않았으나, 기업규모가 커질 경우 노동자들은 실업위험에 노출될수록 실업정책 확대를 지지하는 경향을 보였다. 이런 경험분석 결과는 한국의 제도적 맥락을 고려할 때, 대기업 노동자가 중소기업 노동자보다 실업위험에 노출됐을 때 실업정책 확대를 지지하는 경향이 뚜렷할 것이라고 기대한 본 연구의 이론적 주장을 지지한다.

이 발견은 한국에서 실업위험 노출과 복지선호 간 양의 상관관계가 뚜렷하고 일관되게 나타나지 않는 이유가, 노동시장의 다수를 차지하는 중소기업 노동자들의 실업위험에 대한 약한 반응성에서 비롯될 수 있음을 보여준다는 점에서 의미가 있다. 이는 실업위험과 한국인 복지태도의 관계를 적절히 파악하기 위해선 누가 실업위험에 크게 노출됐는지뿐 아니라, 누가 실업위험에 노출됐을 때 복지확대를 지지하는 경향이 뚜렷한지를 고려해야 함을 시사한다.

본 연구의 이론적 기여는 다음 세 가지이다. 첫째, 노동시장 이중화가 복지선호 형성의 미시적 토대에 미치는 영향이 노동시장 및 복지국가 제도 조합에 따라 사회마다 다르게 나타날 수 있음을 보여준다. 통상, 노동시장 이중화로 인한 실업위험의 불평등한 분배는 실직 가능성이 비교적 낮은 내부자의 복지선호를 감소시킬 것으로 기대된다. 하지만 한국에선 대기업 노동자가 중소기업 노동자보다 고용 안정성이 높음에도, 유의미한 복지선호 차이를 보이지 않았다. 반면 실업위험에 대한 반응성 측면을 보면, 실업위험에 노출됐을 때 중소기업 노동자보다 대기업 노동자의 복지선호가 높아지는 경향이 발견된다. 이는 한국에서 노동시장 이중화가 대기업 노동시장에 비해 중소기업 노동시장의 평균 실직 비용을 낮춰, 기업규모상 외부자인 중소기업 노동자가 실업위험에 노출됐을 때 공적 복지확대를 통해 대비하고자 하는 욕구를 낮은 수준으로 유지시킬 수 있음을 보여준다. 이러한 발견은 이중 노동시장하에서, 실업위험에 더 많이 노출된 집단이 그렇지 않은 집단보다 실업위험 노출 수준에 따라 복지태도를 형성하는 경향이 약할 수 있음을 시사한다. 또한 이런 경향은 노동시장 외부자의 복지태도가 실업위험에 노출된 정도와 무관하게 형성되는 결과를 초래할 수 있다는 점에서도 의미가 있다. 이렇게 한국 중소기업 노동자가 갖는 실업위험에 대한 낮은 반응성은 결과적으로 이 집단이 복지정치에 무관심한 태도를 가지도록 만들어, 중소기업 노동자를 복지정치에서 소외시키는 문제로 이어질 수 있다.

둘째, 노동시장 이중화가 심화됨에 따라, 한 사회 내에서도 개인 수준의 복지태도를 이해하는 데 있어 노동시장 체제 비교를 하는 것이 유용할 수 있음을 보여준다. 자본주의 다양성 문헌은, 왜 어떤 사회에선 노동자들이 복지를 더 지지하고, 다른 사회에선 그렇지 않은가를 설명하기 위해 노동시장 및 생산체제 특성에 주목해 왔다. 이들 설명에 따르면, 국가마다 상이한 복지국가 발전 정도는, 노동시장 및 생산체제 특성에 연동되어 있는 평균 실직 비용 차이를 통해 설명할 수 있다(Iversen and Soskice, 2009). 즉 개인 수준에서 경험되는 평균 실직 비용이 높은 사회에선, 노동자들이 실업위험을 공적 복지확대를 통해 대비하려는 욕구가 강해 복지국가가 발전하는 반면, 평균 실직 비용이 낮은 사회에선 그렇지 않다는 것이다.

이런 분석 틀은 주로 국가 간 비교연구에 적용되어 왔으나, 본 연구 결과가 보여주듯 한국 사회처럼 노동시장 이중화 정도가 심하고 역사 제도적으로 대기업-중소기업 노동시장 간 성격 차이가 큰 경우, 국내 노동자들 간 복지태도 차이를 분석하는 데 유용하게 사용될 수 있다.

셋째, 보편적 위험에 대한 보험 기능을 제공하는 복지국가 디자인은 실업위험에 노출된 노동시장 내부자를 복지 지지층으로 포섭하나, 이것이 복지 지지층의 확장을 의미하진 않음을 보여준다. 코르피와 팔메(Korpi and Palme, 1998)는 보편복지가 중산층에게 복지혜택을 배분해, 복지 지지층이 계급적으로 하층에 집중되지 않고 중산층까지 포섭할 수 있도록 촉진한다는 것을 밝혔다. 하지만 본 연구가 확인한 바에 따르면, 사회보험 중심 복지국가로서 중산층에게 혜택을 주지만 동시에 재분배 기능이 매우 약한 한국에선 이러한 가능성이 매우 제한적으로 발견됐다. 실업위험에 노출된 한국 대기업 노동자들은 보험욕구에 기반해 비교적 높은 실업정책 선호를 보인 반면, 사회보험 중심 복지국가하에서 보험욕구에 기반한 복지 선호를 발전시킬 동기가 약한 중소기업 노동자들은 실업위험에 노출돼도 실업정책 선호가 높아지는 경향을 보이지 않았다. 이는 중산층에게 혜택을 배분하는 복지국가 디자인이 복지 지지층의 확장이 아닌, 비전통적인 계급특성을 가진 지지층으로의 축소로 귀결될 수 있음을 시사한다.

이러한 기여점에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가진다. 첫째, 본 연구는 직종 특성에서 비롯된 실업위험을 평가하기 위해, 한국 노동시장을 기준으로 만들어진 지표가 아닌 서구 노동시장을 기준으로 만들어진 지표를 사용했다. 즉 본 연구는 직종별 실업위험이 국가마다 크게 다르지 않을 것이라는 전제하에 서구 직종 수준 실업위험 지표를 한국에 바로 적용한 것이다. 하지만 국가마다 경제구조 및 노동시장 특성이 각각 다르다는 점을 고려하면, 노동자의 실업위험 노출 정도와 관련해 한국의 맥락을 충실히 반영한 지표를 활용해 실업위험과 복지태도의 관계를 분석하는 연구를 추후에 진행할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 한국 노동시장의 핵심 분절 경계이자 노동시장 지위를 평가하는 기준으로 재직기업 규모를 단독적으로 사용해, 한국인 노동시장 지위의 다차원성을 적절히 고려하지 못했다. 선행연구는 한국인 노동시장 지위가 기업규모 혹은 고용형태 중 하나의 요인에 의해 완전히 설명될 수 없음을 지적해 왔고(이철승, 2017), 이러한 인식 위에서 노동시장 지위의 다차원성 성격을 복지태도 연구에 반영하기 위한 시도들이 지속되어 왔다(김수완·안상훈, 2013; 강지영·신어진, 2022). 이 점을 고려할 때, 이후 연구에선 노동시장 외부자보다 내부자가 실업위험에 노출됐을 때 실업정책 선호가 증가하는 경향이, 한국인 노동시장 지위의 다차원성을 고려할 경우에도 유지되는지 검증해 볼 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 한국인 복지태도 형성의 제도적 맥락에 주목할 뿐, 한국과 비슷하게 분절 노동시장과 사회보험 중심 복지국가 조합을 가진 다른 사회에서도 실업위험과 복지태도 간 관계가 한국과 유사하게 나타나는지를 비교국가 연구를 통해 경험적으로 확인하고 있진 못하다. 다만, 이 연구는 그동안 서구 민주주의 연구를 대상으로 한 복지태도 연구들이 한국 제도적 맥락에 대한 충분한 고려 없이, 서구 이론을 한국에 적용해 온 한계를 보완하려는 목적을 가지고 진행됐다는 점에서, 한국 특수성을 강조하는 방식은 나름대로의 장점을 가질 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 강나라·권혁용. 2019. "세계화와 복지국가 선호: 오프쇼어링이 개인의 복지태도에 미치는 영향." 『정부학 연구』 25(2): 3-27.
- 강지영·신어진. 2022. "외부자-내부자 노동시장 위험지위와 복지태도." 『사회과학연구』 33(4): 89-109.
- 권혁용. 2019. "한국의 노동시장 이중구조화와 내부자-외부자정치경제학." 『한국정당학회보』 18(1): 103-135.
- 권형기. 2012. "생산의 세계화와 노동의 정치: 비교적 시각에서 독일 적응 전략의 유효성 검토." 『국제정치논총』 52(1): 217-245.
- 김도균. 2018. 『한국 복지자본주의의 역사』. 서울대학교출판문화원.
- 김수완·안상훈. 2013. "한국 노동시장과 사회적 보호의 내부자-외부자 균열: 공적 연금지출에 대한 인식을 중심으로." 『사회보장연구』 29(2): 83-103.
- 김영미·한준. 2007. "금융위기 이후 한국 소득불평등 구조의 변화-소득불평등분해, 1998~2005." 『한국사회학』 41(5): 35-63.
- 김영미·한준. 2008. "내부노동시장의 해체인가 축소인가." 『한국사회학』 42(7): 111-145.
- 김영순·여유진. 2011. "한국인의 복지태도: 비계급성과 비일관성 문제를 중심으로." 『경제와 사회』 91: 211-240.
- 김현경. 2015. "경제개방은 고용불안정을 높이는가." 『국제정치논총』 55(3): 123-155.
- 김현경. 2017. "노동시장에서의 위치가 고용안정 및 복지선호에 미치는 영향." 『한국사회』 18(1): 105-134.
- 남재욱. 2018. "한국 복지국가 성장의 재분배적 함의: 누가 복지국가로부터 소외됐는가?" 『한국사회정책』 25(4): 3-38.
- 류기락. 2009. "일자리 이동과 내부노동시장: 한국노동패널(1998~2005) 분석을 중심으로." 『한국사회학』 43(4): 37-76.
- 방하남·남재욱. 2016. "고용보험의 사각지대와 정책과제에 관한 연구: 실업급여를 중심으로." 『사회복지정책』 43(1): 51-79.
- 백정미·주은선·김은지. 2008. "복지인식 구조의 국가간 비교-사민주의, 자유주의, 보수주의 국가와 한국." 『사회복지연구』 37: 319-344.
- 서재욱·김운태. 2014. "이중화와 복지태도: 임금 근로자의 복지태도에 관한 분석." 『사회복지정책』 41(1): 95-121.
- 신원철. 2010. "사내직업훈련제도의 전개: 대한조선공사 사례를 중심으로." 『사회와 역사』 85: 157-196.
- 오수진·박상훈·이재묵. 2017. "유권자의 계급배반과 정치지식: 제20대 총선에서 나타난 투표행태를 중심으로." 『한국정치학회보』 51(1): 153-180.

- 요코타 노부코, 2020. 『한국 노동시장 해부: 도시 하층과 비정규직 노동의 역사』. 그린비.
- 윤도현. 2013. "한국 복지국가의 계층적 성격: 공적 이전지출과 조세를 중심으로." 『경제와 사회』 98: 205-232.
- 이상욱·권철우·최창훈. 2016. "우리나라의 리쇼어링 요인 분석." 『사회과학연구』 55(1): 209-233.
- 이상협. 2014. "노동시장 분화에 대한 정치학적 일 고찰: 노동시장 외부자는 어떠한 정치적 존재인가?" 『비교민주주의연구』 10(2): 179-207.
- 이승윤·백승호·김윤영, 2017. 『한국의 불안정 노동자』. 후마니타스.
- 이주희·다카요시 쿠사고·정성진·전주현. 2013. "한국과 일본의 복지국가 선호 및 영향요인 비교연구." 『아시아연구』 152: 113-148.
- 이주희. 2012. "여성의 평등한 노동권을 위한 고용과 복지의 재구조화." 『한국여성학』 28(3): 35-62.
- 이주희. 2014. "세대별 고용형태에 따른 복지국가 만족도 및 선호 비교." 『경제와 사회』 103: 129-165.
- 이철승·황인혜·임현지. 2018. "한국 복지국가의 사회경제적 기초: 자산 불평등, 보험욕구, 복지선호도, 2007-2016." 『한국정치학회보』 52(5): 1-30.
- 임찬영. 2017. "직장이동행태의 시계열적 추이: 이중노동시장 검토를 중심으로." 『한국자료분석학회』 19(6): 3103-3119."
- 정승국. 2021. "노동시장의 내부자는 외부자와 다른 정책 선호를 갖는가?: 가구효과 분석." 『산업관계연구』 31(1): 1-22.
- 정이환. 2007. "기업규모인가 고용형태인가." 『경제와 사회』 73: 332-355.
- 정이환. 2014. "국제비교를 통해서 본 한국의 고용불안정." 『경제와 사회』 103: 103-128.
- 정이환. 2015. "한국 임금불평등 구조의 특성: 국제비교를 중심으로." 『한국사회학』 49(4): 65-100.
- 최병천, 2022. 『좋은 불평등: 글로벌 자본주의 변동으로 보는 한국 불평등 30년』. 메디치미디어.
- 황수경. 2003. "내부자(Insider) 노동시장과 외부자(Outsiders) 노동시장의 구조 분석을 위한 탐색적 연구." 『노동정책연구』 3(3): 49-86.
- Acemoglu, Daron. 2003. "Labor-and capital-augmenting technical change." *Journal of the European Economic Association* 1(1): 1-37.
- Alt, James., Iversen, Toreben. 2017. "Inequality labor market segmentation, and preferences for redistribution." *American Journal of Political Science* 61: 21-36.
- Anderson, Christopher J., Pontusson, Jonas. 2007. "Workers, worries and welfare states: Social protection and job insecurity in 15 OECD countries." *European Journal Of Political Research* 46(2): 211-235.
- Autor, David H. 2015. "Why Are There Still So Many Jobs? The History and Future of Workplace Automation." *Journal of Economic Perspectives* 29(3): 3-30.
- Autor, David H., Dorn, David. 2013. "The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of

- the US Labor Market." *American Economic Review* 103(5): 1553-1597.
- Autor, David H., Dorn, David., and Hanson, Gordon H. 2015. "Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labour Markets." *The Economic Journal* 125(584): 621-646.
- Autor, David H., Levy, Frank., and Murnane, Richard J. 2003. "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration." *The Quarterly Journal of Economics* 118(4): 1279-1333.
- Blinder, Alan S. 2009. "How many US jobs might be offshorable?." *World Economics* 10(2): 41-78.
- Braxton, J.Carter., Taska, Bledi. 2023. "Technological Change and the Consequences of Job Loss." *American Economic Review* 113(2): 279-316.
- Burgoon, Brian., Dekker, Fabian., 2010. "flexible employment, economic insecurity and social policy preferences in Europe." *Journal of European Social Policy* 20(2): 126-141.
- Cortes, Guido M., Jaimovich, Nir., and Siu, Henry E. 2017. "Disappearing routine jobs: Who, how, and why?." *Journal of Monetary Economics* 91: 69-87.
- Cortes, Guido M. 2016. "Where have the middle-wage workers gone? A study of polarization using panel data." *Journal of Labor Economics* 34(1): 63-105.
- Dickerson, Andrew., Green, Francis. 2012. "fears and realisations of employment insecurity." *Labour Economics* 19: 198-210.
- Emmenegger, Patrick., Marx, Paul., and Schraff, Dominik. 2015. "Labour market disadvantage, political orientations and voting: how adverse labour market experiences translate into electoral behaviour." *Socio-Economic Review* 13(2): 189-213.
- Fleckenstein, Timo., Lee, Soohyun C. 2019. "The political economy of education and skills in South Korea: democratisation, liberalisation and education reform in comparative perspective." *The Pacific Review* 32(2): 168-187.
- Fleckenstein, Timo., Lee, Soohyun C., Park, Jaehyoung. 2023. "Skills and training in hierarchical capitalism: The rise and fall of vocational training in South Korea." *Journal of Contemporary Asia*: 1-22.
- Frey, Carl B., Osborne, Michael A. 2017. "The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation?." *Technological Forecasting and Social Change* 114: 254-280.
- Gebel, Michael., Gisecke, Johannes. 2011. "Labor market flexibility and inequality: the changing skill based temporary employment and unemployment risks in Europe." *Social Force* 90(1): 17-40.
- Goos, Maaarten., Manning, Alan., Salomons, Anna. 2014. "Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring." *American Economic Review* 104(8): 2509-2526.
- Hacker, Jacob S., Rehm, Philipp., and Schlesinger, Mark. 2013. "The insecure American: Economic experiences, financial worries, and policy attitudes." *Perspectives on Politics* 11(1): 23-49.

- Huckfeldt, Christopher. 2022. "Understanding the Scarring Effect of Recessions." *American Economic Review* 112(4): 1273-1310.
- IFR. 2020. "World Robotic 2020 Report." IFR(International Rederation of Robotics)
- Iversen, Torben., Soskice, David. 2001. "An Asset Theory of Social Policy Preferences." *American Political Science Review* 95(4): 875-893.
- Iversen, Torben., Soskice, David. 2009. "Distribution and Redistribution: The Shadow of the Nineteenth Century." *World Politics* 61(3): 438-486.
- Jensen, J. Bradford., Quinn, Dennis., and Weymouth, Stephen. 2017. "Winners and Losers in International Trade: The Effects on US Presidential Voting." *International Organization* 71(3): 423-457.
- Kaihovaara, Antti., Im, Zhen J. 2020. "Jobs at risk? Task routineness, offshorability, and attitudes toward immigration." *European Political Science Review* 12(3): 327-345.
- Korpi, Walter., Palme, Joakim. 1998. "The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries." *American Sociology Review* 63(5): 661-687.
- Klandermans, Bert., Hesselink, John k., and Vuuren, Tinka V. 2010. "Employment status and job insecurity: on the subjective appraisal of an objective status." *Economic and Industrial Democracy* 31(4): 557-577.
- Kweon, Yesola. 2018. "Types of labor market policy and the electoral behavior of insecure workers." *Electoral Studies* 55: 1-10.
- KWON, Huck-Ju. 1997. "Beyond European Welfare Regimes: Comparative Perspectives on East Asian Welfare Systems." *Journal of Social Policy* 26(4): 467-484.
- Lee, Cheol-Sung. 2007. "Why do some employees support welfare states more than others? Skill profiles and social policy preferences in the United States." *Social Science Research* 36(2): 688-718.
- Margalit, Yotam. 2011. "Costly Jobs: Trade-related Layoffs, Government Compensation, and Voting in U.S. Elections." *American Political Science Review* 105(1): 166-188.
- Margalit, Yotom. 2013. "Explaining Social Policy Preferences: Evidence from the Great Recession." *American Political Science Review* 107(1): 80-103.
- Marx, Paul. 2014. "the effect of job insecurity and employability on preferences for redistribution in western Europe." *Journal of European Social Policy* 24(4): 351-366.
- Moene, Karl O., Wallerstein, Michael. 2001. "Inequality, Social Insurance and Redistribution." *American Political Science Review* 95(4): 859-874.
- Moene, Karl O., Wallerstein, Michael. 2003. "'earnings inequality and welfare spending a disaggregated analysis." *World Politics* 55(4): 485-516.

- Muro, Mark., Maxim, Robert., and Whiton, Jacob. 2019. "Automation and artificial intelligence: how machines are affecting people and places." *Brooking India*.
- Owen, Erice., Noel,Johnston. 2017. "Occupation and the Political Economy of Trade: Job Routineness, Offshorability, and Protectionist Sentiment." *International Organization* 71(4): 665-699.
- Pardos-Prado,Sergi., Xena, Carla. 2018. "Skill Specificity and Attitudes toward Immigration." *American Journal of Political Science* 63(2): 286-304.
- Rehm, Philipp., Hacker, Jacob S., and Schlesinger, Mark. 2012. "Insecure alliances: risk inequality, and support for the welfare state." *American Political Science Review* 106(2): 386-406.
- Rehm, Philipp. 2009. "Risks and Redistribution: an individual-level analysis." *Comparative Political Studies* 42(7): 855-880.
- Rehm, Pilipp. 2011. "Social policy by popular demand." *World Politics* 63(2): 271-299.
- Rommel, Tobias., Walter, Stefanie. 2018. "The Electoral consequences of offshoring: How the globalization of production shapes party preferences." *Comparative Politcal Studies* 51(5): 621-658.
- Rueda, David. 2005. "Insider - Outsider Politics in Industrialized Democracies: The Challenge to Social Democratic Parties." *American Political Science Review* 99(1): 61-74.
- Schmidpeter, Bernhard., Winter-Ebmer, Rudolf. 2021. "Automation, unemployment, and the role of labor market training." *European Economic Review* 137: 103808.
- Thewissen, Stefan., Rueda, David. 2017. "Automation and the Welfare State: Technological Change as a Determinant of Redistribution Preferences." *Comparative Political Studies* 52(2): 171-208.
- Walter, Stefanie. 2010. "Globalization and the Welfare State: Testing the Microfoundations of the Compensation Hypothesis." *International Studies Quarterly* 54(2): 403-426.
- Wren, Anne., Rehm, Philipp. 2014. "The end of the consensus? Labour market developments and the politics of retrenchment." *Socio-Economic Review* 12(2): 409-435.
- Yang, Jaejin. 2013. "Parochial welfare politics and the small: welfare state in south korea." *Comparative Politics* 45(4): 457-475.

부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 소득계층별 차이를 중심으로

A couple based analysis on the consequence of parenthood for labor supply

김은하(서울대학교 사회복지학과 석사수료)

본 연구는 다수준 분석(Multilevel analysis)의 random intercept random slope 모형을 사용하여 자녀의 출산 이후 부부의 노동공급 변화가 상호교환, 상호보완, 상호독립 중 어떠한 유형에 기반하여 전개되는지 살피고, 노동공급의 변화 유형이 소득계층에 따라 달리 나타나는지 확인하고자 하였다. 한국복지패널 1-17차(2006-2022) 자료를 사용하였으며, 2007년에서 2021년 사이 출산을 경험하였고 초산을 전후로 한 번 이상 조사에 참여한 부부를 분석에 포함하였다. 전체 모형에 대한 추정 결과 부모됨에 따른 시간당 근로소득의 변화는 부부 사이 상호독립적으로 전개되는 것으로 나타났으나, 소득분위별 하위표본 분석을 수행한 결과 1분위 부부의 근로소득 변화는 상호교환, 5분위 부부의 소득 변화는 상호보완의 원리에 기반하는 것으로 밝혀졌다. 근로시간의 변화는 상호교환의 원리를 따라 전개되는 것으로 나타났으며, 1분위 부부와 5분위 부부 모두 동일한 상호교환 유형에 속하는 것으로 나타났다. 근로 형태의 변화는 전체 표본 분석 결과 상호독립적으로 이루어지는 것으로 나타났으나, 소득분위별 분석 결과 1분위 부부는 상호보완의 원리를 따르는 반면 5분위 부부의 경우 아내와 남편 모두 근로형태의 유의한 변화가 발견되지 않았다. 이러한 분석 결과는 가구간 존재하는 사회경제적 격차가 자녀의 출산과 양육 과정을 거쳐 확대되는 한편, 부모됨에 따른 부부의 시간 사용은 계층을 불문하고 성별화된 방식으로 전개됨을 시사한다. 분석 결과를 기반으로 저소득 부모의 일자리 유지 및 자녀 양육에 따르는 금전적 부담을 완화하기 위한 정책적 대안과 더불어, 모든 성의 가족구성원이 일과 가정 영역의 삶을 조화시킬 수 있는 노동환경의 근본적인 재조직화가 필요함을 주장하였다.

제1절 서론

자녀의 출산과 양육, 즉 부모됨(parenthood)은 부모의 노동 생애에 상당한 변화를 수반한다. 부모됨은 전통적인 성 역할 수행에 대한 기대를 강화하는 계기이자, 가구 내의 분업을 재구조화하는 계기가 되기 때문이다. 선행연구에 의하면 통상 부모됨은 여성의 노동공급에는 부정적 영향을 미치는 반면, 남성에게는 긍정적 영향을 미치는 것으로 알려진다. 자녀의 출산을 기점으로 여성은 노동시장에서 이탈하거나 노동시간을 줄이고 그 결과 소득의 하락을 경험하는 것과 달리, 남성은 노동시간을 늘리거나 혹은 관측된 경제활동의 변화가 없더라도 소득의 상승을 경험한다는 것이다. 선행연구는 이러한 현상을 각각 모성 패널티(Motherhood penalty)와 부성 프리미엄(Fatherhood premium)으로 정의하고 분석해왔다(오혜은, 2017; 함선유, 2020a, 2020b; 허수연 & 유태임, 2011; Anderson, Binder, & Krause, 2003; England, Bearak, Budig, & Hodges, 2016; Glauber, 2008; Gough & Noonan, 2013).

한편, 출산을 기점으로 나타나는 여성과 남성의 노동공급 변화는 개인의 자율적이고 고립된 선택에

의거해 이루어지기보다 가족 제도 내에서 전개됨을 고려할 필요가 있다(이순미, 2014). 개인의 삶은 중요한 타자들(significant others)에 의해 구성된다는 생애과정 관점의 접근에 따르면, 자녀를 둔 기혼자에게 배우자는 삶에 주요한 영향을 미치는 타자로서 부모됨에 따른 기혼 여성과 남성의 노동공급 결정은 배우자의 경제활동과의 상호 연관 속에서 전개될 것으로 예측된다. 출산 및 양육 과정에서 필연적으로 직면하는 일과 가정 생활의 갈등과 이에 대한 조정은 양 부모 공동의 의사결정을 경유하여 전개되는 것이기 때문이다(Grunow & Evertsson, 2021). 그러나 그간의 선행연구는 부모됨이 여성 혹은 남성의 노동시장 성과에 미치는 영향력의 정도를 추정하는 개인 단위의 분석에 주력함에 따라, 부부의 노동공급 변화에 내재된 관계성(relationality)을 연구설계에 반영하는 데에 한계를 노정하였다. 한편 부부 단위의 노동공급을 다룬 선행연구는 주로 배우자의 경제활동 상태를 고정된 상태로 두고 이를 조건부로 한 아내 혹은 남편의 경제활동 상태 변화를 분석하였다. 하지만 부부의 노동공급 변화가 이루어지는 메커니즘에 대한 주목은 상대적으로 부족한 바, 본 연구에서는 출산을 기점으로 아내와 남편의 노동공급이 어떠한 상호관계를 맺으며 변화하는지 살펴보고자 한다. 부부 관점을 채택하여 부모됨에 따른 노동공급의 변화를 추정함으로써, 부모됨의 영향이 여성에게는 페널티, 남성에게는 프리미엄으로 성별화되는 가구 내부의 의사결정 메커니즘을 이해하고 일·가정 양립 정책의 발전 방향을 모색하는데에 기여하고자 한다.

따라서, 본 연구에서는 다수준 분석(Multilevel analysis)의 random intercept random slope 모형을 사용하여 자녀의 출산에 따른 부부의 시간당 근로소득, 근로시간, 근로 형태의 변화 정도를 추정하고, 부부 단위의 노동공급 변화가 어떠한 메커니즘에 기반하여 전개되는지 살펴보고자 한다. 부부의 노동공급 변화 유형은 선행연구(Killewald & García-Manglano, 2016)를 참고하여 상호교환(trade-offs), 상호보완(complementarity), 독립(independence)으로 정의하였다. 한편 최근의 선행연구에 의하면 부모됨이 노동시장 성과에 미치는 영향이 부모의 사회경제적 지위에 따라 달리 나타나는 것으로 보고된다(곽은혜, 2020; 함선유, 2020a; Glauber, 2018; Hodges & Budig, 2010; Musick, Gonalons-Pons, & Schwartz, 2022). 이는 곧 부모됨이라는 생애 사건에 대응하는 부부 차원의 노동공급 결정이 계층에 따라 상이하게 전개됨을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 부부의 노동공급 변화 유형을 가구의 소득분위별로 나누어 살펴보고자 한다.

제2절 이론적 배경

1. 부모됨과 부부 단위의 노동공급 변화

부모됨에 따른 기혼 여성과 남성의 노동공급 변화는 배우자간의 논의와 협상 과정을 거쳐 전개되는 바(Moen & Sweet, 2004), 부모됨의 영향에 대한 부부 관점의 분석이 필요하다. 특히 여성의 경제활동 참여 증대와 함께 맞벌이 부부의 비중이 점차 증가하는 만큼, 두 배우자의 노동공급 결정이 맺는 상호관계를 살펴볼 필요가 있다. 이에 부부 관점을 채택하여 부모됨에 따른 시간 사용의 변화 및 노동공급의 변화를 추정한 Killewald & García-Manglano(2016)의 연구는 부부 수준의 노동공급 변화가 이루어지는 양상을 상호교환(trade offs), 상호보완(complementarity), 상호독립(independence)으로 유형화하여 분석한 바 있다. 선행연구의 해석틀을 활용하여, 본 연구에서는 한국 사회의 맥락에서 출산

이후 부부의 노동공급이 어떠한 메커니즘에 기반하여 변화하는지 살펴보고자 한다.

먼저, 자녀의 출산 이후 부부는 상호교환의 논리에 기반해 노동공급을 결정할 것으로 예측할 수 있다. 가구 단위의 노동공급에 관한 이론을 제시한 대표적인 경제학자인 Becker(1985)는 여성과 남성이 가구를 이룬 이후 합의 하에 가정 영역의 노동과 시장 영역의 노동에 각자 전문화(specialization)하여 분업을 수행한다고 설명하였다. 그에 따르면 가구는 일정한 제약 속에서 시장 재화 구매에 필요한 화폐를 벌어들이는 유급노동과 가구 내에서 자원을 생산하는 무급노동에 투자하는 시간과 에너지의 수준을 최적화해야 하며(김애실, 1988), 부모됨은 가구에 새로운 소득 제약 및 시간 제약을 부여하는 사건으로서 자녀의 출산 이후 부모는 가구 차원의 효용을 극대화하는 방식으로 분업을 재구조화할 것으로 예측할 수 있다. 가구의 효용을 극대화하는 분업은 각 구성원이 노동시장 및 가정 영역에서 지니는 비교 우위에 기반하여 전개된다. 비교 우위란 개인이 노동시장과 가정 영역에 한 단위의 노동력을 추가했을 때 얻을 수 있는 생산물의 증가분 수준에 따라 결정되는 것으로, 가구는 임금 수준이 높은 구성원이 유급노동에 헌신하고 임금 수준이 낮은 구성원이 무급노동에 집중하는 방식으로 의사결정을 내리고, 통상 남성과 여성이 각 영역에 배치된다. 여성은 출산 이후 경력의 공백으로 인한 시장 부문의 인적자본 감소를 경험하고 돌봄과 가사의 의무로 인해 유급노동에 투자할 수 있는 노력(effort)의 총량이 줄어들어, 낮은 임금을 받을 것으로 예측되기 때문이다. 자녀를 둔 남성의 임금 증가는 아내의 경력 단절이나 임금 감소를 조건부로 하여 나타남을 보고한 선행연구(Killewald, 2013; Lundberge & Rose, 2000)의 결과는 구성원의 분업을 통해 생산된 재화가 가구 내에서 상호 교환됨을 가정하는 Becker의 전문화 이론을 뒷받침한다. 여성이 가정 영역에 헌신함으로써 생산하는 재화를 소비하는 대가로 남성은 시장 영역의 노동에 더 많은 노력을 투자하는 것이다. 이에 아내와 남편의 노동공급은 부모됨 이후 상반된 방향으로 변화하여 서로의 손실과 이득을 상쇄하는 상호교환의 원리를 따를 것으로 예측할 수 있다.

그러나, 부부의 노동공급 변화는 상호보완의 원리에 기반하여 전개될 수도 있다. 최근의 선행연구는 부모됨에 따른 남성의 소득 상승이 아내의 소득 상승 혹은 평균보다 작은 규모의 소득 감소와 함께 나타남을 보고한 바 있다(함선유, 2020a; Killewald & García-Manglano, 2016). 이에 관하여서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 첫째, 부부는 일터에서의 업무 수행, 자녀와의 시간 보내기 등 일과 가정 영역의 생활에 대하여 동일한 선호를 가질 가능성이 높기 때문이다. 이에 부모됨에 따른 두 배우자의 노동공급 변화는 동일한 방향으로 전개될 것으로 예측할 수 있다. 둘째, 부부는 자녀의 나이, 자녀 개개인의 특성에 따른 욕구 등 외부적 상황을 함께 경험하기 때문이다. 부모는 자녀의 상황에 대한 공동의 대응을 취하게 되므로 부부 수준의 노동공급 또한 상호보완의 양상을 띠 것으로 예상된다. 마지막으로, 유사한 사회경제적 배경을 지닌 이들의 동질혼이 점차 증가(이명진, 최지영 & 최항섭, 2018; Altonji, Hynsjo, & Vidangos, 2021)하는 만큼, 부모가 되면서 일과 가정 영역의 생활에 생기는 변화에 대응하는 데에 필요한 자원의 수준이 부부 사이에 비슷할 가능성이 높기 때문이다. 가령 고학력·고소득의 부부는 풍부한 금전적 자원을 동원해 가사·돌봄 서비스를 구매함으로써 가구 내에서 수행되어야 하는 무급노동의 양을 경감하고, 출산휴가, 육아휴직과 같은 일·가정 양립 정책을 보다 용이하게 사용함으로써 양 부모 모두 출산 이후에도 지속적으로 경력을 유지할 것으로 예측할 수 있다(서문희, 2007; 안미영, 2021; Gonalons-Pons & Pilar, 2015). 반면 저학력·저소득 부부는 열악한 노동조건, 생계 소득의 감소 등으로 인하여 부모됨에 따른 일과 가정 생활의 갈등을 높은 수준으로 경험할 것으로 예측할 수 있다. 상호보완은 부모됨이라는 생애사건에 대한 두 배우자의 대응전략이 무작위한 두 사람의 대응전략보다 더 높은 수준의 동질성을 공유함을 의미하는 유형이다. 또한, 출산 이후 전개되는 부부의 노동공급 결정이 두 배우자의 손실과

이득이 정확히 상쇄되는 제로섬 게임이 아님을 나타낸다(Killewald & García-Manglano, 2016).

마지막으로, 부부의 노동공급이 상호독립적으로 변화할 가능성 또한 존재한다. 이는 출산 이후의 노동공급이 가구 내부의 의사결정보다는, 채용과 승진, 임금 책정 과정에 개입하는 유자녀 여성에 대한 차별 등 노동시장의 (제약)조건에 따라 결정됨을 의미한다. 자녀를 둔 여성에 대한 차별과 편견, 자녀를 둔 남성에 대한 선호가 노동시장에 존재함은 해외의 선행연구를 통해 밝혀진 바 있다. Correll, Benard, & Paik(2007)은 감사 연구(Audit study)를 사용하여 자녀를 둔 여성은 자녀가 없는 이들에 비해 유능하지 못하거나 일터보다 가정에 헌신할 것으로 인식되고, 이러한 편견이 실제 채용과 임금 결정 과정에 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 또한 육아휴직을 사용한 이후 직장에 복귀한 여성은 조직 내에서 암묵적인 배제를 경험하고, 이에 커리어에 대한 전망을 하향 조정하는 것으로 보고된 바 있다(양현아, 황정미, 권현지, 전윤정 & 김정혜, 2021).

상호교환, 상호보완, 상호독립에 해당하는 부부의 노동공급 변화 유형은 부모됨의 영향에 관한 상이한 관점의 해석과 정책 대안을 제공한다(Killewald & García-Manglano, 2016). 만약 부부의 노동공급이 상호교환의 원리를 따른다면 부모됨이 여성의 노동공급에 미치는 부정적 영향, 즉 모성 패널티는 남편의 무급노동 참여 증대와 더불어 이를 가능하도록 하는 노동시간의 단축, 업무 시간의 자율성 확보와 같은 정책적 개입을 통해 해소될 수 있을 것이다. 그러나, 부부의 노동공급이 상호보완의 원리에 기반하여 변화한다면 부모됨은 가구 내부(within household)뿐만 아니라 가구들 간(between households)에 존재하는 생활수준의 차이를 확대하는 계기가 됨을 의미한다. 이에 부모됨을 기점으로 심화되는 가구 간 사회경제적 불평등을 해소하기 위한 정책적 접근이 요구되어야 할 것이다. 마지막으로, 부부의 노동공급 변화가 상호독립적으로 전개된다면 부모됨의 성별화된 영향은 가구 내부의 성평등한 분업보다는 여성 개인의 일과 가정 생활을 지원하는 방식으로 해소되어야 할 것이다. 가령 여성의 돌봄 부담을 경감하기 위한 돌봄 서비스의 보편적 확대, 휴가·휴직 사용 이후 안정적인 일자리 복귀를 위한 지원 사업 등이 고려될 수 있다. 다음 장에서는 부모됨이 여성과 남성의 노동공급에 미친 영향을 추정한 실증연구를 살펴보고자 한다.

2. 실증연구 검토

부모됨이 여성과 남성의 노동공급에 미치는 영향을 실증한 연구는 국내외 다수의 연구자에 의해 수행되었다. 이 장에서는 부부 관점을 반영하여 부모됨의 영향을 추정한 연구를 중심으로 살펴볼 것이다. 부부 관점을 반영한 방식에 따라, 선행연구는 세 가지로 분류할 수 있다. 첫째는 개인 단위의 노동시장 성과를 분석하였으나 배우자의 노동공급 상태를 변수화하여 분석 모형에 투입한 연구이다. 두 번째는 종속변수를 부부 단위로 조작화하여 추정한 연구이다. 가령 부모됨이 아내의 상대 소득(부부의 총소득 중 아내가 차지하는 비중), 부부 간 소득 격차, 부부 간 노동시간 격차에 미치는 영향을 추정한 연구가 있다. 마지막으로 부모됨에 따른 아내와 남편의 노동공급 변화가 맺는 상관관계를 분석한 연구이다.

먼저, 개인 단위의 분석을 수행한 연구는 주로 남성의 소득, 노동시간의 변화가 아내의 경제활동 상태에 따라 어떻게 달라지는지를 추정하는 데에 주력하였다. 미국의 PSID 자료를 사용한 Lundberge & Rose(2000)의 연구는 랜덤효과 모형과 고정효과 모형을 사용하여 초산을 전후로 한 여성과 남성의 시간당 소득 및 노동시간의 변화 정도를 추정하였다. 출산 이후에도 노동시장에 지속적으로 참여한 아내를 둔 남성과 노동시장에서 이탈한 아내를 둔 남성을 구분하여 하위표본 분석을 수행한 결과, 취업을 지속한

아내를 둔 남성의 소득 증가 수준은 그렇지 않은 남성보다 상대적으로 작은 것으로 밝혀졌다. 또한 취업을 지속하지 않은 아내를 둔 남성의 연간 노동시간은 118시간 증가한 반면, 취업 상태를 유지한 아내를 둔 남성의 노동시간은 오히려 감소한 것으로 나타났다. Hodges & Budig(2010)은 미국의 NLSY 자료를 사용하여 맞벌이 가구의 남성과 1인 생계부양자 가구의 남성이 얻는 부성 프리미엄의 정도를 인종별로 추정하고 비교하였다. 고정효과 모형 분석 결과, 미취업 아내를 둔 라틴계 남성의 연간 소득 상승 수준은 전일제로 일하는 아내를 둔 라틴계 남성에 비해 2배 가량 높은 것으로 나타났다. 동일한 자료와 방법을 사용하여 부모됨에 따른 남성의 소득 수준 및 노동시간의 변화를 인종별로 추정한 Glauber(2008)에 의하면, 미취업 아내를 둔 남성의 시간당 임금 프리미엄은 전일제로 일하는 아내를 둔 남성에 비해 약 4%(백인), 8%(라틴계) 더 높은 것으로 나타났다. 또한 미취업 아내를 둔 백인 남성의 연간 노동시간은 그렇지 않은 백인 남성에 비해 53시간 더 증가하는 것으로 밝혀졌다. Killewald(2013) 또한 동일한 방법을 사용하여 부모됨이 남성의 시간당 임금에 미치는 영향을 추정하였다. 분석 결과, 미취업 아내를 둔 남성은 부모됨 이후 약 4.4%의 임금 프리미엄을 얻는 반면, 아내가 전일제로 일 하는 경우 통계적으로 유의한 임금 상승이 발견되지 않았다.

한편 국내 다수의 실증연구는 개인 단위 변수의 설명력에 주목함에 따라 배우자의 노동공급 상태를 연구 설계에 반영하지 못하였는데, 배우자의 존재를 반영한 국내 연구로는 한국노동패널자료를 사용한 곽은혜(2020)의 연구가 있다. 부모됨이 여성과 남성의 시간당 임금에 미치는 영향을 추정한 곽은혜(2020)는 배우자 유무를 모형에 포함하여 해당 변수를 통제하기 전과 후의 추정치를 비교하였다. 그 결과, 배우자 유무는 부성 임금 프리미엄의 절반 이상을 설명하지만, 모성 임금 패널티에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 자녀의 출산과 양육에 따른 가사·돌봄 부담의 증가가 임금에 부정적인 영향을 미친다고 전제할 때, 유자녀 남성의 경우 배우자가 무급노동량 증가에 따른 임금 하락의 충격을 막고 오히려 임금 상승을 돕는 역할을 하는 것이다. 그러나 유자녀 여성에게 배우자는 무급노동량 증가에 따른 임금의 하락과는 무관한 존재인 것으로 나타났다. 이는 곧 가정 영역에서 이루어지는 무급노동의 상당 부분을 여성이 전담함을 시사하는 결과이다.

다음으로, 종속변수를 부부 단위로 조작화하여 부모됨의 영향을 추정한 연구가 있다. 먼저, 스웨덴의 행정 자료를 사용한 Angelov, Johansson, & Lindahl(2016)의 연구는 출산을 기점으로 부부의 연간 소득 격차가 변화하는 추세를 추정하였다. 분석 결과, 출산 15년 후 부부의 소득 격차는 출산 2년 전에 비해 약 32.2%p 증가한 것으로 나타났다. Nylin, Anna-Karin, Musick, Billingsley, Duvander, & Evertsson(2021)의 연구 또한 스웨덴의 STAR 자료를 사용하여 부부의 총 연간 근로소득 중 아내가 차지하는 비중의 변화 추세를 추정하였다. 이벤트 스터디를 사용한 분석 결과, 출산 1년 후 아내의 상대 소득은 출산 2년 전에 비해 약 20% 하락하는 것으로 나타났으며 출산 8년 후 시점에서도 출산 이전과 동일한 수준으로 회복되지 못하는 것으로 나타났다. 동일한 연구 방법을 사용하여 미국의 SIPP 자료를 분석한 Musick, Gonalons-Pons, & Schwartz (2022)의 연구에 의하면 출산 5년 후 아내의 상대 소득은 출산 2년 전에 비해 약 10%p 가량 하락하는 것으로 나타났으며 최근 코호트로 올수록 상대 소득의 하락세가 완화되는 것으로 밝혀졌다. 국내 연구로는 한국노동패널자료를 활용하여 부부 내 근로시간 격차의 변화를 추정한 최세림 & 방형준(2018)의 연구가 있다. 부부 단위의 고정효과를 통제한 분석 결과 자녀의 출산은 부부의 주당 노동시간 격차를 약 2.4시간 늘리는 것으로 나타났으며, 둘째를 출산할 경우 그 격차가 4.9시간으로 더욱 커지는 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과는 부모됨에 따른 개인의 노동공급 변화가 배우자의 노동공급과 맞물려 전개됨을 시사한다. 그러나 선행연구는 배우자의 노동공급을 고정된 상태로 포착하고 이를 조건부로 한 변화를 추정함으로써, 자녀의 출산과 양육 과정에서 아내와 남편의 노동공급이 어떠한 상호관계를 맺으며 변화하는지 살피지 못하였다. 이에 미국의 PSID 자료를 사용한 Killewald & Garcia-Manglano(2016)는 출산 이후 나타난 아내와 남편의 유급·무급노동 시간, 근로 형태, 시간당 임금의 변화가 어떠한 상관관계를 맺는지 분석하였다. 이들은 부부의 노동공급 변화가 맺는 관계를 상호교환, 상호보완, 상호독립으로 유형화하였는데, 다층 모형을 사용한 분석 결과 유급노동 시간은 상호교환의 원리에 따라 변화하는 반면 가사노동 시간과 근로 형태, 임금 수준은 상호보완의 원리에 기반하여 변화하는 것으로 나타났다. 이는 자녀의 출산에 따른 아내와 남편의 노동공급 변화가 상호적인 관계(interrelationship)를 맺으며, 변수의 속성에 따라 부부가 노동공급을 조정하는 방식 또한 상이하게 나타남을 의미한다. 본 연구는 선행연구의 해석틀을 사용하여 출산 이후 부부의 근로소득, 근로시간, 근로 형태가 상호교환, 상호보완, 상호독립 중 어떠한 원리에 근거하여 변화하는지 살피고자 한다. 또한 부모됨이라는 생애사건에 대응하는 부부 수준의 전략이 계층에 따라 상이할 가능성을 고려하여, 가구소득분위별 하위표본 분석을 수행할 것이다. 본 연구에서는 부부의 노동공급 변화에 내재된 관계성에 주목함으로써, 그간 선행연구에 의해 밝혀진 부모됨의 성별화된 효과가 어떠한 가구 내부의 메커니즘을 경유하여 나타나는지 이해하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 분석 자료 및 분석 대상

본 연구에서는 한국복지패널(KoWePS) 1-17차년도(2006-2022년) 자료를 분석에 사용하였다. 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 주관하는 한국복지패널은 국내에서 수행되는 가구단위 패널조사 중 두 번째로 규모가 큰 자료이다. 한국복지패널은 가구의 구성 및 가구원의 경제활동 상태, 소득 수준 등과 관련한 상세한 정보를 제공한다는 점에서 부모됨에 따른 부부 수준의 노동공급 변화를 추정하고자 하는 본 연구의 목적에 적합하다고 판단하였다.

본 연구의 분석 대상은 2007년에서 2021년 사이 첫 출산을 경험한 부부이며, 출산을 기점으로 한 노동공급의 변화를 파악하기 위하여 출산 이전과 이후 시점에 각각 한 번 이상 관측된 이들을 분석에 포함하였다. 한국복지패널의 조사 기간이 2006년부터 2022년임을 고려할 때, 2007년 이전 혹은 2021년 이후에 출산을 한 부부에 대하여서는 출산 이전 혹은 이후의 관측치를 얻는 것이 불가능하므로 분석 대상을 한정하였다.

2. 분석 방법

본 연구에서는 다수준 분석(Multi-level analysis)의 random intercept random slope 모형을 분석에 사용하였다. 각 관측치들이 단일한 층위에서 상호독립적으로 분포할 것을 가정하는 고전적 회귀모형과 달리, 다수준 분석은 개별 관측치들이 상위 수준의 체계에 속하여(nested) 상호의존적인 관계를 맺음을 가정하는 분석 모형이다. 다수준 분석은 관측치들이 공유하는 공동의 맥락을 추정 과정에 반영하는 분석 방법으로, 위계화된 구조를 가지고 있는 데이터를 개인 수준으로 분석할 때 범할 수 있는 생태학적

오류(ecological fallacy)를 최소화할 수 있다는 장점이 있다.

출산 이후 나타나는 기혼 여성과 남성의 노동공급 변화는 개인의 독립적인 선택이기보다, 가구 내부의 의사결정 과정을 거쳐 이루어지는 것으로 해석함이 타당하다. 본 연구에서는 이러한 의사결정이 이루어지는 단위를 부부로 정의하고, 부부를 상위 분석 수준으로 설정한 다수준 모형을 사용하였다. 즉, 부부-개인-조사시점에 해당하는 분석의 위계적 층위를 구분할 수 있으며, 부모됨(1수준 변수)의 영향이 부부(3수준 변수)에 따라 상이하게 나타날 수 있도록 허용하는 다수준 분석을 수행함으로써 부모됨에 따른 부부 수준의 노동공급 변화를 추정하고자 하였다. 구체적인 회귀식은 다음과 같다.

$$Y_{ist} = \alpha + \beta_{1i}mother_{ist} + \beta_{2i}father_{ist} + \beta_3x_{ist}sex_{is} + u_i + v_{is} + \epsilon_{ist} \quad (1)$$

$$\beta_{1i} = \eta + \gamma_i \quad (2)$$

$$\beta_{2i} = \theta + \rho_i \quad (3)$$

본 연구는 3수준 모형을 활용하며, t는 1수준 분석 단위인 조사시점, s는 2수준 분석 단위인 배우자(개인), i는 3수준 분석 단위인 부부를 의미한다. 따라서 회귀식 (1) 좌변의 종속변수인 Y_{ist} 는 부부 i중 배우자(아내, 남편) s의 t 시점에서의 시간당 근로소득, 근로시간, 근로형태를 의미한다. 우변의 $mother_{ist}$ 와 $father_{ist}$ 는 독립변수로, 두 배우자(아내, 남편)의 자녀 유무를 나타내며, x_{ist} 는 개인 단위의 통제변수이다. 선행연구를 참고하여, 분석에 포함된 통제변수의 성별 간 효과 차이를 허용하기 위해 통제변수들과 성별의 상호작용항을 분석에 포함하였다(Killewald & García-Manglano, 2016). u_i 는 부부 수준의 오차항, v_{is} 는 개인 수준의 오차항, ϵ_{ist} 는 개인-조사시점 수준의 오차항이다.

회귀식 (2)와 (3)은 1수준 독립변수인 자녀 유무가 노동공급에 미치는 영향이 3수준 분석 단위인 부부에 따라 상이함을 의미한다. 즉 β_{1i} 와 β_{2i} 는 부부 수준의 random slope이며, β_{1i} 와 β_{2i} 는 부모됨이 아내와 남편의 노동공급에 미치는 영향의 평균값(고정효과)을 의미하는 η , θ 과 부부별로 고유한 부모됨의 효과(랜덤효과)를 의미하는 γ_i 와 ρ_i 으로 구성되어 있다. 본 연구의 목적은 개별 부부 수준에서 출산 이후 나타나는 두 배우자의 노동공급 변화가 어떠한 상호관계를 맺는지 살피는 것이다. 즉, 본 연구는 두 배우자의 랜덤효과가 맺는 관계를 살피는 데에 목적이 있으므로 γ_i 와 ρ_i 의 상관관계를 분석하여 부부의 노동공급 변화 유형을 밝히고자 한다. γ_i 와 ρ_i 의 상관관계수 부호가 음(-)일 경우 부부의 노동공급 변화는 상호교환의 원리를 따르는 것으로, 양(+)일 경우 상호보완의 원리를 따르는 것으로, 상관관계수가 0에 가까울 경우 부부의 노동공급 변화는 상호독립된 관계를 맺는 것으로 본다. 또한 부부의 노동공급 변화 메커니즘이 소득계층에 따라 달리 나타나는지 살피기 위하여 가구의 연간 총경상소득을 기준으로 1분위에 속한 이들을 저소득 가구, 5분위에 속한 이들을 고소득 가구로 정의하고 각 소득분위별로 배우자 간 랜덤효과와 상관관계가 어떠한 수준과 방향으로 나타나는지 비교하고자 한다.

다수준 모형을 추정하기 위해서는 다음과 같은 통계적 가정을 고려할 필요가 있다. 먼저, 각 수준별 오차항이 정규 분포를 따르며, 서로 다른 수준의 오차항(v_{is}, ϵ_{ist}) 간에 상관관계가 존재하지 않아야 한다.¹⁾

1) 그러나 동일한 분석 수준의 오차항 간에는 상관관계가 존재할 수 있다. 가령 부부 수준에서 추정된 부모됨의 효과(즉, 랜덤효과)를 의미하는 γ_i , ρ_i 와 부부 수준의 오차항인 u_i 사이에는 상관관계가 존재할 수 있으며, 이는 부모됨이 부부의 노동공급에 미치는 영향이 부부 수준의 설명되지 않은 특성과 연관될 가능성이 존재함을 의미한다.

다음으로, 각 수준의 독립변수와 오차항 사이의 관계가 상호독립적이며 서로 다른 수준의 독립변수와 오차항 사이에도 상호독립적인 관계가 성립되어야 한다. 그러나 관측 자료(observational data)를 사용하는 부모됨과 노동공급에 동시에 영향을 미치는 제 3의 미관측된 요인이 존재할 가능성이 있으며, 이에 선행연구는 인적자본, 노동시장 관련 변수 등 다수의 통제변수를 모형에 투입함과 동시에 고정효과 모형을 사용함으로써 개인의 관측 가능한 특성 및 시불변하는 미관측된 특성의 영향을 제거하고자 하였다(곽은혜, 2020; 오은혜, 2017; 임정준, 2010; 허수연 & 유태입, 2011; Anderson, Binder & Krause, 2003; Bergsvik, Kitterød & Wiik, 2020; Killewald, 2013; Waldfogel, 1997). 본 연구는 부모됨에 따른 노동공급의 총변화(gross change) 정도를 파악하는 데에 목적이 있으므로 부모됨과 노동공급의 변화 사이를 매개하는 노동시장 관련 변수를 별도로 통제하지 않았으며, 부부 수준에서 나타나는 부모됨의 영향을 추정하기 위하여 랜덤효과 모형을 활용하였다. 이에 통계적으로 강건한 모형을 정의하는 데에 한계가 존재하였으며, 후속 연구에서는 랜덤효과 모형 추정치와 고정효과 모형 추정치를 비교하는 방식 등을 통해 결과의 강건성을 보완할 수 있을 것이다.

3. 변수의 구성 및 정의

본 연구의 종속변수는 로그 시간당 근로소득, 주당 평균 근로시간, 근로형태로, 모두 1수준 변수이다. 한국복지패널의 가구원 자료는 연 단위의 개인 근로소득²⁾에 대한 정보를 제공한다. 본 연구에서는 주당 평균 근로시간을 연 단위로 변환한 값으로 근로소득을 나누어 시간당 근로소득을 계산하였으며 2020년 소비자 물가 지수를 적용하여 값을 보정하였다. 주당 평균 근로시간은 취업자를 대상으로 조사된 ‘규칙적으로 일한 달의 주당 평균 근로시간’을 분석에 사용하였다. 근로 형태는 주된 일자리의 근로 형태를 의미하며, 시간제 일자리에 종사할 경우 1, 전일제 일자리에 종사할 경우 0의 값을 부여하였다. 독립변수는 자녀 유무로, 가구주와의 관계 코드를 활용하여 부부와 자녀를 매칭한 이후 자녀의 출생 연도를 이용해 자녀 유무 변수를 구성하였다. 자녀가 있는 경우 1, 자녀가 없는 경우 0의 값을 부여하였으며 자녀 유무 변수는 1수준 변수이다. 통제변수로는 생애주기별 임금 추세를 통제하기 위하여 연령을 포함하였으며, 노동공급에 영향을 미치는 개인 단위의 변수로서 교육수준, 건강 상태, 근로 능력 정도를 통제하였다. 따라서 연령, 교육수준, 건강 상태, 근로 능력 정도 모두 1수준 변수에 해당한다. 또한 조사 연도를 더미변수화하여 통제하였으며, 가구 단위로 조사된 3수준 변수인 거주지와 자녀의 수를 통제하였다. 이상의 주요 변수들을 정리하여 <표 1>로 제시하였다.

2) 개인 근로소득은 상용 근로자, 임시·일용 근로자, 자영업자, 농림축어업 경영주의 소득 및 부업 소득을 포괄하며 본 연구에서는 부업을 제외한 모든 항목의 소득을 분석에 사용하였다.

〈표 1〉 주요 변수의 정의

변수	조작적 정의	변수 유형
종속변수 (1수준)		
로그 시간당 근로소득	연간 근로소득/(주당 평균 근로시간*52.1)	연속변수
주당 평균 근로시간	규칙적으로 일한 달의 주당 평균 근로시간	연속변수
근로 형태	전일제 = 0 시간제 = 1	더미변수
독립변수 (1수준)		
자녀 유무	자녀 없음 = 0 자녀 있음 = 1	더미변수
통제변수 (1수준)		
연령	조사연도-출생연도	연속변수
교육수준	미취학 = 1 무학 = 2 초등학교 = 3 중학교 = 4 고등학교 = 5 전문대학 = 6 대학교 = 7 대학원 (석사) = 8 대학원 (박사) = 9	연속변수
건강 상태	아주 건강하다 = 1 건강한 편이다 = 2 보통이다 = 3 건강하지 않은 편이다 = 4 건강이 아주 안 좋다 = 5	연속변수
근로 능력 정도	만 14세 이하 = 1 근로 가능 = 2 단순근로 가능 = 3 단순근로 미약자 = 4 근로능력 없어 경제활동을 하지 않음 = 5	연속변수
조사 연도	기준 연도: 전체 표본 중 가장 이른 조사 연도	더미변수
통제변수 (3수준)		
거주지	서울 = 1 인천/경기 = 2 부산/경남/울산 = 3 대구/경북 = 4 대전/충남/세종 = 5 강원/충북 = 6 광주/전남/전북/제주도 = 7	연속변수
자녀 수	분석 기간 동안 조사된 총 자녀의 수	연속변수

제4절 연구 결과

1. 연구 대상의 일반적 특성

〈표 2〉는 연구 대상의 일반적 특성을 나타낸 것이다. 먼저, 출산 이전 여성의 시간당 근로소득은 평균 12,724 원이었으며, 출산 이후에는 평균 16,077 원이었다. 남성의 출산 전 시간당 근로소득은 평균 15,118 원이었으며 출산 후에는 22,860 원인 것으로 나타나, 여성과 남성 모두 평균적으로 출산 이후 시기의 소득이 높은 것으로 나타났다. 그러나, 출산을 기점으로 여성과 남성 간에 존재하는 소득 격차는 시간당 3,000 원에서 7,000 원 가량으로 확대된 것으로 밝혀졌다. 주당 평균 근로시간의 변화를 살펴보면 출산 이전 여성의 근로시간은 평균 42.4 시간이었으나, 출산 이후 5 시간 가량 감소하여 약 37.7 시간인 것으로 밝혀졌다. 남성의 경우 출산 이전 평균 근로시간은 약 47.8 시간이었으나, 출산 이후 1.7 시간 가량 감소하여 46.1 시간인 것으로 나타났다. 다음으로 출산 전 여성의 시간제 근로 비중은 약 5.7%였으나, 출산 이후에는 약 12.4%로 출산 이전에 비해 시간제 근로 비중이 2배 가량 증가한 것으로 밝혀졌다. 남성의 출산 전 시간제 근로 비중은 약 1.5%로 여성에 비해 현저히 낮았으며, 출산 이후에는 그 비중이 1%로 더욱 감소한 것으로 나타났다.

인구사회학적 특성을 살펴보면, 여성과 남성의 평균 연령은 각각 36.4 세, 38.1 세인 것으로 나타났으며 교육수준의 경우 대학교 이상의 고학력자 비중이 여성에게서 상대적으로 높게 나타났다(여성: 85.7%, 남성: 81.6%). 건강상태의 경우 ‘건강한 편이다’ 혹은 ‘아주 건강하다’ 고 답한 이들의 비중이 여성과 남성 모두 90% 이상을 차지하였으며, 근로 능력 정도 또한 99% 가량이 근로가 가능하다고 응답하였다. 이는 취업자를 분석 대상으로 한정함에 따라 나타난 결과이다. 또한 분석에 포함된 부부의 절반 이상이 수도권 지역(서울, 인천, 경기)에 거주하였으며, 평균 자녀 수는 1.6명인 것으로 나타났다.

〈표 2〉 연구 대상의 일반적 특성

변수		여성	남성
시간당 근로소득 (원)	출산 전	12,724 (6,978)	15,118 (8,177)
	출산 후	16,077 (10,363)	22,860 (11,076)
주당 평균 근로시간	출산 전	42.35 (10.070)	47.83 (10.340)
	출산 후	37.71 (11.670)	46.10 (9.641)
근로 형태 (시간제 근로 비중)	출산 전	5.72%	1.53%
	출산 후	12.4%	0.98%
연령		36.39 (5.669)	38.10 (5.126)
	교육수준 (%)		
	중학교 이하	0.30%	0.87%
	고등학교	12.94%	17.54%
	대학교	80.47%	72.05%
	대학원 이상	5.29%	9.54%
건강 상태 (%)	아주 건강하다	24.93%	25.23%
	건강한 편이다	66.39%	64.03%
	보통이다	7.28%	8.26%
	건강하지 않은 편이다	1.26%	2.26%
	건강이 아주 안 좋다	0.14%	0.22%

변수		여성	남성
근로 능력 정도 (%)	근로 가능	99.39%	99.97%
	단순근로 가능	0.60%	0.03%
	단순근로 미약자	0.01%	0.00%
거주지 (%)	서울	23.82%	23.82%
	인천/경기	34.33%	34.33%
	부산/경남/울산	12.40%	12.40%
	대구/경북	7.57%	7.57%
	대전/충남/세종	10.18%	10.18%
	강원/충북	3.17%	3.17%
	광주/전남/전북/제주도	8.53%	8.53%
	자녀 수 (명)	1.60 (0.663)	1.60 (0.663)
관측치	1,150	2,026	

주: 분석에 활용된 관측치(취업 상태인 것으로 응답한 관측치)에 한하여 기술통계치를 계산하였으며, 가중치를 적용하여 조정된 값을 제시하였다. 괄호 안은 표준편차이다.

2. 다수준 모형 분석 결과

1) 다수준 분석의 적합성 검정

<표 3>은 종속변수별로 다수준 분석의 적합성을 검정한 결과이다. 다수준 분석의 적합성은 다음과 같은 방법으로 확인할 수 있다. 먼저, 종속변수만을 모형에 투입한 무제약 모형의 수준별 분산을 활용해 각 수준의 특성에 따른 차이가 종속변수의 분산을 어느 정도 설명하는지 살펴봄으로써 다수준 분석 적용의 적합성을 검정할 수 있다. 또한, 분석에 활용되는 모든 변수를 투입한 최종 모형과 무제약 모형의 총분산을 비교함으로써 연구에서 설정한 다수준 분석 모형의 적합성을 판단할 수 있다.

검정 결과, 시간당 근로소득에 대한 분석 모형에서 부부 수준(3수준)의 특성이 전체 변량을 설명하는 정도를 나타내는 ICC(Intraclass Correlation Coefficient)의 값은 약 16.3%로 나타났다. 그러나 주당 평균 근로시간, 근로 형태에 대한 분석 모형의 ICC 값은 약 0~1% 수준인 것으로 나타났는데, 다수준 분석을 수행한 선행연구에 의하면 ICC의 값의 크기가 상위 분석 수준(부부)의 맥락이 가지는 중요성을 반증하는 근거가 되지는 않으며, 데이터에 위계적 구조가 존재하고 수준별 차이에 대한 이론적 근거가 있다면 연구자는 ICC 값이 작더라도 다수준 분석을 수행할 수 있다(Merlo, Chaix, Yang, Lynch, & Råstam, 2005). 그간의 국내·외 선행연구에 의하면 부모됨이 노동공급에 미치는 영향은 배우자의 존재 여부 및 배우자의 특성에 따라 상이하게 나타나는 바(곽은혜, 2020; Glauber, 2008; Killewald, 2013; Lunderberge & Rose, 2000), 본 연구에서는 다수준 모형을 사용함으로써 부부별로 상이한 부모됨의 효과를 허용하고, 아내와 남편의 노동공급 변화가 맺는 상호관계를 살피고자 하였다. 다음으로, 무제약 모형과 최종 모형의 총분산 비교 결과 근로소득 모형의 총분산은 약 37%, 근로시간 모형의 총분산은 약 30%, 근로 형태 모형의 총분산은 약 50% 감소한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 설정한 다수준 분석의 random intercept random slope 모형은 고전적 회귀 모형과는 달리 상위 분석 수준(부부)별로 상이한 독립변수의 효과를 살필 수 있으며 무제약 모형에 비해 종속변수의 총분산을 더 많이 설명하므로, 해당 모형을 사용하여 분석을 수행하는 것이 적합하다고 판단하였다.

〈표 3〉 분석 모형의 수준별 분산량

분산	(1) 시간당 근로소득		(2) 주당 평균 근로시간		(3) 근로 형태	
	무제약 모형	최종 모형	무제약 모형	최종 모형	무제약 모형	최종 모형
1수준 (잔차)	0.254	0.190	74.260	67.688	0.022	0.019
2수준 (절편)	0.186	0.049	59.477	11.959	0.020	0.002
3수준 (절편)	0.086	0.091	1.642	15.055	0.000	0.000
ICC	0.163	0.275	0.012	0.159	0.000	0.000
총분산	0.526	0.33	135.379	94.702	0.042	0.021

2) 전체 표본에 대한 분석 결과

〈표 4〉 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 전체 표본 분석 결과

	(1) 시간당 근로소득	(2) 주당 평균 근로시간	(3) 근로 형태
mother	-0.152* (0.011)	-4.142*** (0.000)	0.111*** (0.000)
father	0.011 (0.791)	0.940 (0.176)	-0.003 (0.780)
SD(mother)	0.383 (0.043)	6.168 (0.769)	0.269 (0.019)
SD(father)	0.263 (0.032)	2.823 (0.668)	0.000 (0.000)
Corr(mother, father)	0.042 (0.008)	-0.263*** (0.000)	-0.016 (0.303)
N(부부)	192	192	189
N(관측치)	2,909	2,942	2,818

주: 계수 및 상관계수의 괄호 안에는 p value, 표준편차의 괄호 안에는 표준오차를 제시하였다.

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

〈표 4〉는 전체 표본에 대하여 다수준 분석을 수행한 결과를 나타낸 것이다. 첫 번째 행과 두 번째 행의 값은 부모됨이 아내와 남편의 노동공급에 미친 평균적인 영향을 의미하는 것으로, 자녀의 출산 이후 아내의 시간당 근로소득은 약 14.1%($1 - e^{-0.152} = 0.141$) 하락하는 것으로 나타났다. 한편 통계적 유의성은 존재하지 않았으나 자녀의 출산은 남편의 소득에 정적(+) 영향을 미치는 것으로 나타나, 부모됨은 부부 사이 시간당 근로소득의 격차를 확대하는 계기가 되는 것으로 밝혀졌다. 세 번째 행과 네 번째 행은 랜덤효과 모형의 표준편차로, SD(mother)는 부모됨에 따른 아내들의 평균적인 노동공급 변화와 특정 부부 i에 속한 아내의 노동공급 변화 사이에 존재하는 차이를 의미한다. SD(father) 또한 남편에 대하여 동일한 의미를 가진다. 즉 표준편차는 아내와 남편의 노동공급의 변화에 존재하는 성별 내 이질성(within sex variability)의 정도를 의미한다. 분석 결과, 부모됨에 따른 시간당 근로소득의 변화에 있어 여성들 간에 더 큰 이질성이 존재하는 것으로 나타났다($0.383 > 0.263$).

다섯 번째 행은 랜덤효과간 상관관계를 나타내는 것으로, 상관계수의 유의성 및 부호를 통해 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화 메커니즘을 살필 수 있다. 분석 결과 부부의 시간당 근로소득 변화는, 상관계수의 크기가 0에 가까우며 통계적 유의성이 존재하지 않음을 고려할 때, 상호독립의 양상을 띠는 것으로 밝혀졌다(Corr=0.042). 즉, 부모됨에 따른 아내와 남편의 시간당 근로소득 변화는 상호 무관하게 전개되는 것이다. 이러한 결과가 나타나는 이유에 대해서는 다음 절의 소득분위별 분석을 통해 구체적으로 살펴볼 것이다.

근로시간에 대한 분석 결과는 다음과 같다. 출산 이후 아내의 주당 평균 근로시간은 약 4.1 시간 하락하는 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하지는 않으나 남편의 근로시간은 증가하는 것으로 나타났다. 또한 근로소득의 변화와 동일하게, 부모됨에 따른 노동시간의 변화도 여성들 간에 더 큰 이질성이 존재하는 것으로 밝혀졌다(6.168>2.823). 이는 자녀의 출산에 따른 일과 가정 생활 조율의 몫이 여성에게 편중되어 있으며, 남성은 상대적으로 일관된 방식으로 노동 생애를 구조화함을 시사하는 결과이다. 한편 부모됨에 따른 부부의 주당 근로시간 변화는 상호교환의 논리를 따르는 것으로 나타났다(Corr=-0.263). 즉, 평균보다 근로시간이 많이 감소한 여성일수록 평균보다 근로시간이 많이 증가한 남성과 혼인하는 것이다. 이는 곧 아내의 집중적인 돌봄 참여로 인한 근로시간의 감소를 남편의 유급노동 헌신을 통해 만회하는 방식으로 부부의 노동공급 결정이 이루어짐을 의미한다. 자녀의 출산을 기점으로 부부의 근로시간 격차가 확대됨은 국내·외 선행연구에서도 밝혀진 바 있다(최세림 & 방형준, 2018; Killewald & García-Manglano, 2016; Weeden, Cha & Bucca, 2016).

근로 형태에 대한 분석 결과는 다음과 같다.³⁾ 출산 이후 아내의 시간제 일자리 근로 확률은 약 11.1% 증가하는 반면, 통계적으로 유의하지 않으나 남편의 시간제 근로 확률은 소폭 감소하는 것으로 나타났다. 계수의 크기를 통해 추론할 수 있듯이 아내의 근로 형태 변화에 더욱 큰 이질성이 존재하는 것으로 나타났다(0.269>0.000). 한편, 부부의 근로형태 변화는 상호독립적으로 전개되는 것으로 밝혀졌다(Corr=-0.016). 즉 출산 이후 아내는 일과 가정을 양립하기에 용이한 시간제 일자리로 진입하는 반면, 남편은 비교적 일관되게 전일제 일자리를 유지하는 것으로 나타났으며 아내의 시간제 일자리 선택은 남편의 근로 형태 변화와는 무관하게 이루어지는 것으로 밝혀졌다.

3) 소득분위별 하위표본 분석 결과

<표 5> 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화: 소득분위별 하위표본 분석 결과

	(1) 시간당 근로소득		(2) 주당 평균 근로시간		(3) 근로 형태	
	1분위	5분위	1분위	5분위	1분위	5분위
mother	-0.409* (0.021)	-0.138 (0.098)	-3.056 (0.368)	-4.852** (0.005)	0.267** (0.003)	0.084 (0.060)
father	-0.031 (0.690)	-0.001 (0.989)	2.072 (0.243)	0.606 (0.573)	0.029 (0.160)	0.007 (0.606)
SD(mother)	0.599 (0.126)	0.250 (0.074)	8.979 (2.525)	6.394 (1.286)	0.395 (0.062)	0.216 (0.030)
SD(father)	0.206 (0.049)	0.102 (0.078)	3.903 (1.476)	0.000 (0.000)	0.040 (0.019)	0.000 (0.000)
Corr(mother, father)	-0.277*** (0.000)	0.213*** (0.000)	-0.458*** (0.000)	-0.269*** (0.000)	0.089* (0.015)	-0.031 (0.375)
N(부부)	40	39	40	39	38	39
N(관측치)	458	687	465	691	647	470

주: 계수 및 상관계수의 괄호 안에는 p value, 표준편차의 괄호 안에는 표준오차를 제시하였다.

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

3) 근로 형태 변화에 대한 추정에는 선형 확률 모형을 활용한 다수준 분석을 수행하였다.

<표 5>는 가구의 소득분위별로 하위표본 분석을 수행한 결과이다. 가구의 연간 총경상소득이 하위 20%인 부부와 상위 20%인 부부의 노동공급 변화를 비교하였다. 먼저, 시간당 근로소득의 변화를 살펴보면 1분위에 속하는 부부의 경우 아내는 약 $33.5\%(1-e^{-0.409}=0.335)$ 의 소득 하락을 겪으며, 통계적으로 유의하지 않으나 남편 또한 소폭의 소득 하락을 경험하는 것으로 나타났다. 전체 표본에 대한 분석 결과와 동일하게 남편보다 아내의 근로소득 변화에 더 큰 이질성이 존재하는 것으로 밝혀졌다($0.599 > 0.206$). 한편 1분위에 속하는 부부의 근로소득 변화는 상호교환의 원리를 따르는 것으로 나타났는데($\text{Corr}=-0.277$), 이는 곧 평균보다 큰 소득 하락을 겪은 여성은 평균보다 큰 소득 증가를 경험한 남성과 결합함을 의미한다.

주목할 만한 점은 부모됨에 따른 부부의 근로소득 변화 메커니즘이 소득계층별로 상이하게 나타났다는 것이다. 아내의 평균적인 소득 하락 수준이 큰 1분위 부부는 남편의 소득 상승으로 가구 총소득의 손실을 보전하는 상호교환의 원리에 따르는 반면, 5분위 부부의 근로소득 변화는 상호보완의 원리를 따르는 것으로 나타났다($\text{Corr}=0.157$). 이는, 고소득층의 경우, 오히려 평균보다 작은 소득 하락을 경험하는 여성이 평균보다 큰 소득 상승을 경험하는 남성과 가정을 형성함을 의미한다.⁴⁾ 그간의 선행연구는 부성 프리미엄을 가정에 헌신하는 아내를 둔 남성의 몫으로 보고해왔다(Lundberge & Rose, 2000; Hodges & Budig, 2010; Killewald, 2013). 즉 높은 부성 프리미엄은 높은 모성 패널티를 수반한다는 것이다. 그러나, 아내의 소득 하락 수준이 상대적으로 작은 고소득층 부부의 경우 두 배우자의 소득이 서로 유사한 방향으로 변화하는 것으로 밝혀졌다. 이처럼 부부의 시간당 근로소득 변화가 소득분위별로 상이한 원리에 기반하여 전개됨을 고려할 때, 전체 모형에 대한 추정 결과 나타난 낮은 상관계수($\text{Corr}=-0.022$)는 부부들 간에 존재하는 계층별 차이가 상쇄되어 나타난 것으로 이해되어야 한다.

다음으로 주당 평균 근로시간의 변화를 살펴보면 1분위에 속하는 부부의 경우 아내와 남편 모두에게서 통계적으로 유의한 근로시간의 변화가 발견되지 않았으나, 계수의 값을 고려하였을 때 아내는 근로시간의 감소를, 남편은 근로시간의 증가를 경험하는 것으로 나타났다. 또한 전체 표본에 대한 분석 결과와 유사하게 남편보다 아내의 근로시간 변화에 더 큰 이질성이 존재하는 것으로 나타났으며($8.979 > 3.903$), 부부의 근로시간 변화는 상호교환의 원리에 따라 평균보다 더 큰 근로시간의 감소를 경험하는 여성이 평균보다 더 큰 근로시간 증가를 경험하는 남성과 결합하는 것으로 밝혀졌다($\text{Corr}=-0.458$). 5분위에 속하는 부부에게도 유사한 결과가 발견되었다. 출산 이후 아내의 주당 평균 근로시간은 약 4.9시간 감소한 반면, 통계적으로 유의하지 않으나 남편의 근로시간은 증가한 것으로 나타났으며 이들 또한 상호교환의 원리에 기반하여 근로시간을 조정하는 것으로 나타났다($\text{Corr}=-0.269$). 소득분위에 따라 상이한 원리에 기반하는 근로소득의 변화와 달리, 근로시간의 변화는 소득분위와 무관하게 상호교환의 논리에 입각하여 전개된다는 것은 여성과 남성을 가정과 노동시장 영역에 배치하는 성별 분업의 논리가 계층을 가로질러 보편적으로 적용됨을 의미한다. 즉 안정된 일자리, 풍부한 금전적 자원 등을 동원하여 출산 이후 발생하는 일과 가정 생활의 갈등에 상대적으로 용이하게 대처할 수 있는 부부라 할지라도, 성별화된 시간 사용 방식을 따르게 되는 것이다.

근로 형태의 변화를 살펴보면, 1분위에 속하는 부부의 경우 아내와 남편 모두 출산 이후 시간제 일자리에 근로할 확률이 증가한 것으로 나타났다. 남편에 대한 추정 결과는 통계적으로 유의하지 않았으나, 아내의 경우 출산 이전에 비해 시간제 일자리 근로 확률이 약 26.7% 증가한 것으로 나타났다. 아내의 근로 형태 변화에 더 큰 이질성이 존재하는 것으로 나타났으며($0.395 > 0.040$), 1분위에 속한 부부의

4) 통계적으로 유의하지는 않으나 5분위에 속한 남편의 계수값이 음수(-0.001)로 나타났음을 고려할 때, 평균보다 작은 소득 하락을 경험한 여성은 적어도 평균보다 작은 소득 하락을 경험한 남성과 결혼하는 것으로 해석할 수 있다.

근로형태 변화는 상호보완의 원리에 기반하여 전개되는 것으로 밝혀졌다. 이는 곧 출산 이후 시간제 일자리에 근로할 가능성이 평균보다 높은 여성이, 역시 시간제 일자리에 근로할 가능성이 평균보다 높은 남성과 결합함을 의미한다. 그러나, 5분위에 속한 부부에게서는 상이한 결과가 나타났다. 분석 결과, 아내와 남편 모두 출산을 전후로 유의한 근로 형태의 변화를 경험하지 않는 것으로 나타났으며 이에 부부의 근로 형태 변화가 맺는 상관관계 또한 상호독립인 것으로 밝혀졌다(Corr=-0.031). 따라서 근로 형태 변화에 대한 전체 모형의 추정 결과 나타난 낮은 상관계수(Corr=-0.016)는 부부들 간에 존재하는 계층별 이질성이 상쇄되어 나타난 결과로 이해되어야 한다. 요컨대 자녀의 출산은 저소득 부모의 시간제 근로 확률을 높이는 한편 고소득 부모는 유의한 근로 형태의 변화를 겪지 않는 것으로 나타났으며, 이는 자녀의 출산과 양육 과정에서 가구들 간 존재하는 사회경제적인 격차가 확대됨을 시사하는 결과이다.

제5절 결론

본 연구의 분석 결과는 <표 6>과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 전체 표본에 대한 분석 결과 부모됨에 따른 부부의 시간당 근로소득 변화는 상호독립적으로 이루어지는 것으로 나타났다. 그러나 소득분위별로 나누어 분석을 수행한 결과, 1분위에 속하는 부부의 소득 변화는 출산 이후 상대적으로 큰 소득 손실을 경험하는 여성이 상대적으로 큰 소득 이익을 얻는 남성과 결합하는 상호교환의 원리를 따르는 반면, 5분위에 속하는 부부의 소득 변화는 상대적으로 적은 소득 손실을 경험하는 여성이 오히려 상대적으로 큰 소득의 이익을 얻는 남성과 혼인하는 상호보완의 원리를 따르는 것으로 밝혀졌다. 둘째, 전체 표본에 대한 분석 결과 부모됨에 따른 부부의 근로시간 변화는 상호교환의 원리에 기반하여 전개되는 것으로 밝혀졌으며 이는 1분위와 5분위 부부 모두에게서 동일하게 나타났다. 셋째, 전체 표본에 대한 분석 결과 부모됨에 따른 부부의 근로 형태 변화는 상호독립적으로 이루어지는 것으로 밝혀졌다. 그러나 소득분위별 분석 결과, 1분위 부부의 근로 형태 변화는 출산 이후 시간제 일자리에 근로할 가능성이 상대적으로 높은 여성이 시간제 일자리에 근로할 가능성이 높은 남성과 혼인하는 상호보완의 원리를 따르는 반면, 5분위 부부의 경우 아내와 남편 모두 유의한 근로 형태의 변화가 발견되지 않았다.

<표 6> 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화 유형

	시간당 근로소득	주당 평균 근로시간	근로 형태
전체 표본	상호독립	상호교환	상호독립
소득분위별 표본	1분위	상호교환	상호보완
	5분위	상호보완	상호교환

부부의 시간당 근로소득 및 근로 형태의 변화 유형이 소득계층별로 다르게 나타남은, 자녀의 출산에 따른 일과 가정 생활의 재구조화가 부부의 가용한 자원 수준에 따라 상이한 방식으로 이루어짐을 의미한다. 저소득 부부의 열악한 사회적 지위는 출산 이후 아내와 남편 모두의 시간제 근로 확률을 높이고, 이는 시간당 근로소득의 감소로 이어지는 것으로 해석된다. 특히 시간당 근로소득의 감소는 1분위 부부의 아내에게서 두드러지게 나타나는데, 이에 저소득 부부는 아내의 소득감소분을 남편이 상쇄하는 제로섬 게임의 원칙을 따르는 것으로 밝혀졌다. 이는 출산 이전에 존재했던 가구들 간의 사회경제적 격차가 자녀의 출산과 양육 과정을 거쳐 점진적으로 확대됨을 시사하는 결과로, 저소득 부모의 안정된 일자리 유지 및 자녀 양육에 소요되는 경제적 부담을 경감하기 위한 정책적 개입이

필요함을 의미한다. 노동시장을 통해 주어지는 일·가정 양립 정책의 경우 저소득 부모일수록 열악한 근로조건으로 인해 제도를 사용할 권리를 보장받지 못하거나, 생계 소득의 감소를 우려하여 실질적인 제도 사용의 어려움을 경험하는 것으로 보고된다(차은호 & 유조안, 2020). 이에 출산휴가, 육아휴직, 육아기 근로시간 단축 제도 등 일·가정 양립 정책의 보편적 확대가 필요하다. 특히 저소득 부모가 근로할 가능성이 높은 중소 규모 사업체의 경우 휴가·휴직으로 인한 결원 발생에 대처하는 체계가 상대적으로 미흡하므로, 영세 사업장의 휴직 대체 인력 충원을 위한 정책적 지원의 체계화가 필요하다. 또한 육아휴직 급여의 수준이 통상 임금 수준에 비례하여 책정되는 만큼, 소득 수준이 낮은 부모에 대하여 급여의 소득대체율을 상향 조정하거나 지급 기간을 연장하는 등의 방안을 고려할 필요가 있다.

한편 주당 평균 근로시간의 변화는 가구의 소득 수준을 불문하고 상호교환의 원리에 기반하여 전개되는 것으로 나타났다. 통상 아내는 자녀가 태어난 이후 근로시간을 줄이고, 남편은 아내의 근로시간 감소로 인한 추가소득의 손실을 만회하기 위해 근로시간을 늘리는 것이다. 이는 곧 부모됨에 따른 부부의 시간 사용 결정이 젠더를 중요한 축으로 하여 이루어짐을 시사하는 결과이다. 부모됨은 성별에 부착된 역할 관념, 즉 돌봄 전담자로서 여성과 생계 부양자로서 남성을 상정하는 성 역할 규범을 강화하는 계기가 되고, 그 결과 부부는 소득계층을 불문하고 전통적인 성 역할 규범에 따르게 되는 것이다. 자녀의 출산과 양육 과정에서 성별화되는 부모의 노동 생애는 사회·문화적인 젠더 규범뿐만 아니라 이를 기반으로 작동하는 노동시장 제도의 산물이기도 하다. 이는 일·가정 양립 정책 사용률의 불균등한 성비를 통해서도 엿볼 수 있다. (2023년 1월자 고용노동부의 보도자료를 살펴보면 2022년 기준 여성 육아휴직자는 93,202명, 남성 육아휴직자는 37,885명으로 여성 휴직자의 수가 남성의 약 2.5배에 달하는 것으로 나타났다. 육아기 근로시간 단축 제도의 경우 2022년을 기준으로 17,465명의 여성이 사용한 반면, 남성 사용자의 수는 2,001명으로 전체 사용자의 10.3%에 불과한 것으로 나타났다.) 이에 본 연구에서는 일·가정 양립 정책의 양적 확대뿐만 아니라, 젠더화된 시간 분배에 기여하는 근본적인 요인으로서 장시간 근로, 경직된 업무 스케줄 등 노동환경의 재조직화가 필요함을 주장하고자 한다.

본 연구는 다수준 모형을 활용하여 자녀의 출산 이후 부부 수준의 노동공급이 어떠한 메커니즘에 근거해 변화하는지 탐색하였다는 데에 의의가 있다. 그간 개인 단위의 분석을 수행한 선행연구는 주로 부모됨에 따른 여성 혹은 남성의 노동시장 참여, 소득, 근로시간 등의 변화 방향 및 그 정도를 추정함으로써 자녀의 출산과 양육이 부모의 노동 생애에 성별화된 영향을 미침을 지적해왔다. 그러나 부모됨에 따른 노동공급의 변화가 배우자 간 어떠한 상호관계를 맺으며 전개되는지에 대한 논의는 상대적으로 부족하였으며, 다수의 선행연구가 부모됨의 평균적인 효과를 추정하는 데에 주력함에 따라 부부별로 부모됨의 효과 또한 달리 나타날 수 있음을 고려하지 못하였다. 이에 본 연구에서는 출산 이후 전개되는 부모의 노동공급 변화가 배우자 간의 의사결정 과정을 경유하여 나타난 결과인 것으로 가정하고, 부모됨의 영향이 부부에 따라 상이하게 나타날 수 있도록 허용하는 random slope random intercept 모형을 활용해 아내와 남편의 노동공급 변화가 맺는 상관관계를 탐색하였다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가진다. 먼저, 자녀의 출산과 노동공급의 변화 사이의 관계를 매개하는 제3요인의 영향을 완전히 소거하지 못하였다는 데에 한계가 있다. 본 연구의 목적은 부모됨의 인과적 영향을 추정하기보다 자녀의 출산에 따른 두 배우자의 총 노동공급 변화가 어떠한 상관관계를 맺으며 전개되는지 탐색하는 데에 있다. 이에 부모됨의 순수한 효과를 추정하는 데에 필요한 분석 모형의 통계적 강건성을 갖추는 데에 한계가 존재하였다. 후속 연구에서는 부모됨의 영향에 대한 고정효과 모형

추정치와 랜덤효과 모형 추정치의 비교 등을 통해 결과의 강건성을 보완할 수 있을 것이다. 다음으로, 본 연구에서는 노동시장 관련 변수에 한하여 분석을 수행함에 따라 자녀의 출산 이후 전개되는 일과 가정 생활의 변화를 종합적으로 살피지 못하였다. 특히 근로시간의 변화는 가구 내에서 수행되는 돌봄 및 가사노동 시간의 변화와 밀접한 연관을 맺는 만큼, 후속 연구에서는 생활시간과 관련한 다양한 변수를 활용하여 부부의 일과 가정 생활 변화의 메커니즘을 보다 풍부히 살필 것을 제안하는 바이다. 마지막으로, 연구에 활용된 해석틀의 개념적인 정교함에 대하여 재고할 필요가 있다. 본 연구에서는 선행연구(Killewald & Garcia-Mangano, 2016)의 해석틀을 활용하여 부모됨에 따른 부부의 노동공급 변화를 상호교환(trade offs), 상호보완(complementarity), 상호독립(Independence)의 세 유형으로 구분하여 설명하고자 했다. 그러나 상호교환과 대치되는 개념으로 상호보완을 해석에 사용함에 따라, 상호보완의 사전적 의미와 분석 결과의 함의 사이 정합하지 않은 부분이 존재하였다. 가령 근로 형태의 변화에 대한 소득분위별 분석 결과, 저소득 부부의 경우 출산 이후 시간제 근로 확률이 평균보다 높아진 여성과 시간제 근로 확률이 평균보다 높아진 남성이 결합하는 것으로 나타났다. 이는 자녀의 출산 이후 두 배우자 모두의 노동시장 지위가 열악해짐을 시사하는 결과로, 서로 모자란 부분을 보충한다는 사전적 의미를 지니는 상호보완의 개념으로 포섭하기에는 적합하지 않다. 본 연구에서는 상호보완을 상호교환과 대비되는 유형으로써 출산 이후 두 배우자의 노동공급이 동질적인 방식으로 변화함을 의미하는 개념으로 활용하였으나, 부부의 노동공급 변화가 맺는 상호성과 동질성의 의미를 보다 정확히 포섭하는 개념적 틀의 모색이 필요한 바이다.

참고문헌

- 곽은혜. 2020. 「임금수준별 모성 임금 격차 분석」. 한국노동연구원.
- 김경희, 강은애. 2010. “가족 내 돌봄책임이 성별 임금에 미치는 영향”. 「아시아여성연구」. 49(2). 121-155.
- 김경희, 윤자영. 2009. “보육정책에 대한 여성주의적 비판: 보육예산에 대한 젠더분석을 중심으로 (2005-2009 년)”. 「여성학논집」. 26 (2). 33-65.
- 김애실. 1988. “노동공급에 관한 신고전경제학에서 본 가내 성별 분업”. 「한국여성학」. 40. 27-48.
- 김영미. 2012. “동아시아 가구고용형태의 다양성: 한국, 일본, 대만 비교 연구”. 「여성학논집」. 29(2). 107-137.
- 김혜원. 2011. “여성의 경력단절과 임금 손실”. 「경제발전연구」. 17. 181-210.
- 노혜진. 2016. “한국 가족정책의 계층화”. 「사회복지연구」. 47(3). 35-60.
- 마경희. 2008. “맞벌이 가구 젠더체제 유형과 여성의 일-삶 경험의 차이”. 「가족과 문화」. 20(1). 131-160.
- 박미진. 2020. “부성휴가제도가 남성 돌봄시간에 미치는 영향 - 노동시간의 조절효과를 중심으로 -”. 「사회복지정책」. 47(3). 153-179.
- 서문희. 2007. “부모 사회경제적 특성에 따른 육아지원서비스 이용 및 소요비용 차이에 관한 연구”. 「육아정책연구」. 1(1). 61-96.
- 손화정, 김대욱. 2019. “육아휴직 대체인력뱅크 제도 개선방안: 지방자치단체를 중심으로”. 「한국비교정부학보」. 23(1). 21-44.
- 신경아. 2016. “여성노동시장의 변화에 관한 여덟 가지 질문”. 「페미니즘 연구」. 16(1). 321-359.
- 신윤정, 이명진, & 박신아. 2019. 「초저출산 현상 장기화 추이 분석과 향후 전망」. 한국보건사회연구원.
- 안미영. 2021. “보육·교육서비스가 여성의 가사노동에 미치는 영향에 관한 연구”. 「한국정책학회보」. 30(3). 211-235.
- 양현아, 황정미, 권현지, 전윤정 & 김정혜. 2021. “육아휴직 이후 무슨 일이 있었을까? : 젠더효과와 고용유지를 중심으로 본 심층면접 분석”. 「여성연구」. 109(2). 69-99.
- 여성가족부. 2021. 「제 4차 건강가정기본계획(2021~2025)」.
- 오혜은. 2017. “한국의 모성임금 패널티에 관한 연구”. 「사회복지정책」. 44(3). 217-245.
- 유인경, 이정민. 2020. “결혼과 출산이 여성의 노동시장 성과와 생활만족도에 미치는 영향”. 「노동경제논집」. 43(4). 35-86.
- 이명진, 최지영 & 최향섭. 2018. “혼인 유형의 변화와 출산율에 관한 탐색적 연구”. 「사회과학연구」.

- 31(1). 1-27.
- 이순미. 2014. “가구생계부양 유형의 변화와 여성 내부의 계층화: 부부의 취업지속성 배열분석을 중심으로”. 『한국여성학』. 30(2). 1-52.
- 임정준. 2010. “자녀가 여성근로자의 임금에 미치는 영향에 관한 실증분석”. 『한국여성학』. 26(2). 71-98.
- 장진희. 2020. “혼인과 자녀가 성별임금격차에 미치는 영향”. 『이화젠더법학』. 12(1). 179-212.
- 정성미. 2019. “우리나라 시간제 일자리의 특징과 비자발적 시간제 국제비교”. 『노동리뷰』. 101-113.
- 차은호, YOO JOAN PAEK. 2020. “부모의 교육수준에 따른 자녀돌봄시간의 불평등 -돌봄시간 격차의 변화와 분해-”. 『한국가족복지학』. 67(3). 5-33.
- 함선유. 2020a. “부자 부모와 가난한 부모: 자녀가 임금에 미치는 영향의 계층 차이”. 『보건사회연구』. 40 (2). 387-415.
- 함선유. 2020b. “아버지의 임금 프리미엄 (fatherhood premium) 은 실재하는가?”. 『비판사회정책』. (67). 347-378.
- 허수연, 유태임. 2011. “취업여성의 ‘자녀유무별 임금격차 (Family gap)’ 에 관한 연구”. 『한국사회복지조사연구』. 26. 139-164.
- Alderman, H., Chiappori, P. A., Haddad, L., Hoddinott, J., & Kanbur, R. 1995. “Unitary versus collective models of the household: is it time to shift the burden of proof?”. *The World Bank Research Observer*. 10 (1). 1-19.
- Altonji, J. G., Hynsjo, D. M., & Vidangos, I. 2021. “Marriage Dynamics, Earnings Dynamics, and Lifetime Family Income” (No. w28400). National Bureau of Economic Research.
- Amuedo-Dorantes, C., & Kimmel, J. 2005. “The motherhood wage gap for women in the United States”. *Review of Economics of the Household*. 3(1). 17-48.
- Anderson, D., Binder, M., & Krause, K. 2003. “The motherhood wage penalty revisited: Experience, heterogeneity, work effort and work-schedule flexibility”. *Industrial and Labor Relations Review*. 56. 273-294.
- Angelov, N., Johansson, P., & Lindahl, E. 2016. “Parenthood and the Gender Gap in Pay”. *Journal of Labor Economics*. 34(3). 545-579.
- Angrist, J., & Pischke, J. 2009. *Mostly Harmless Econometrics : An Empiricist’s Companion*.
- Astone, N. M., Dariotis, J., Sonenstein, F., Pleck, J. H., & Hynes, K. 2010. “Men’s Work Efforts and the Transition to Fatherhood”. *Journal of family and economic issues*. 31(1). 3-13.
- Becker, G. 1985. “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”. *Journal of Labor Economics*. 3(1). S33-S58.
- Bergsvik, J., Kitterød, R., & Wiik, K. 2020. “Parenthood and Couples’ Relative Earnings in Norway”. *European Sociological Review*. 36(2). 218-235.

- Bertrand, M., Goldin, C., & Katz, L. F. 2010. "Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors" . *American economic journal: applied economics*. 2(3). 228-55.
- Boeckmann, I. 2016. "Re-thinking Fatherhood in Context" . *Femina Politica-Zeitschrift für feministische Politikwissenschaft*. 25 (2). 19-20.
- Correll, S. J., Benard, S., & Paik, I. 2007. "Getting a job: Is there a motherhood penalty?" . *American journal of sociology*. 112(5). 1297-1338.
- Dotti Sani, G. 2015. "Within-Couple Inequality in Earnings and the Relative Motherhood Penalty. A Cross-National Study of European Countries" . *European Sociological Review*. 31(6). 667-682.
- England, P. 2010. "THE GENDER REVOLUTION: Uneven and Stalled" . *Gender & Society*. 24(2). 149-166.
- England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J. 2016. "Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty?" . *American sociological review*. 81(6). 1161-1189.
- Glauber, R. 2008. "Race and gender in families and at work: The fatherhood wage premium" . *Gender & Society*. 22 (1). 8-30.
- Glauber, R. 2018. "Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners" . *Demography*. 55(5). 1663-1680.
- Gonalons-Pons, P. 2015. "Gender and class housework inequalities in the era of outsourcing hiring domestic work in Spain" . *Social science research*. 52. 208-218.
- Gough, M., & Noonan, M. 2013. "A Review of the Motherhood Wage Penalty in the United States" . *Sociology Compass*. 7(4). 328-342.
- Grunow, D., & Evertsson, M. 2021. "Relationality and linked lives during transitions to parenthood in Europe: an analysis of institutionally framed work-care divisions" . *Families, Relationships and Societies*. 10(1). 99-118.
- Hodges, M. J., & Budig, M. J. 2010. "Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings" . *Gender & Society*. 24 (6). 717-745.
- Killewald, A. 2013. "A reconsideration of the fatherhood premium: Marriage, coresidence, biology, and fathers' wages" . *American sociological review*. 78 (1). 96-116.
- Killewald, A., & Garcia-Manglano, J. 2016. "Tethered lives: A couple-based perspective on the consequences of parenthood for time use, occupation, and wages" . *Social Science Research*. 60. 266-282.
- Kleven, H., Landais, C., & Søgaard, J. E. 2019. "Children and gender inequality: Evidence from Denmark" . *American Economic Journal: Applied Economics*. 11(4). 181-209.
- Lundberg, S., & Rose, E. 2000. "Parenthood and the earnings of married men and women" . *Labour Economics*. 7 (6). 689-710.

- Mari, G. 2019. "Is there a fatherhood wage premium? A reassessment in societies with strong male-breadwinner legacies" . *Journal of Marriage and Family*. 81 (5). 1033-1052.
- McLanahan, S. 2004. "Diverging destinies: How children are faring under the second demographic transition" . *Demography*. 41(4). 607-627.
- Mehmetoglu, M., & Jakobsen, T. 2017. *Applied Statistics Using Stata : A Guide for the Social Sciences*.
- Merlo, J., Chaix, B., Yang, M., Lynch, J., & Råstam, L. 2005. "A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon" . *Journal of Epidemiology & Community Health*. 59(6). 443-449.
- Moen, P. 2011. "From 'work-family' to the 'gendered life course' and 'fit': Five challenges to the field" . *Community, Work & Family*. 14(1). 81-96.
- Musick, K., Bea, M. D. and Gonalons-Pons, P. 2020. "His and her earnings following parenthood in the United States, Germany, and the United Kingdom" . *American Sociological Review*. 84. 639-674.
- Musick, K., Gonalons-Pons, P., & Schwartz, C. 2022. "Change and Variation in U.S. Couples' Earnings Equality Following Parenthood" . *Population and Development Review*. 48(2). 413-443.
- Nylin, A. K., Musick, K., Billingsley, S., Duvander, A. Z., & Evertsson, M. 2021. "Trends in women's relative earnings within couples across the transition to parenthood in Sweden, 1987-2007" . *European Sociological Review*. 37(3). 349-364.
- Pal, I., & Waldfogel, J. 2016. "The family gap in pay: New evidence for 1967 to 2013" . *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*. 2(4). 104-127.
- Ridgeway, C. L., & Correll, S. J. 2004. "Unpacking the gender system: A theoretical perspective on gender beliefs and social relations" . *Gender & society*. 18 (4). 510-531.
- 조애리, 강문순, 김진옥, 박종성, 유정화, 윤교찬, 이혜원, 최인환, 한애경 역. 2015. 「젠더란 무엇인가」. 파주: 도서출판 한울.
- Ryle, R. 2014. *Questioning Gender: A Sociological Exploration*.
- Steiber, N., Berghammer, C., & Haas, B. 2016. "Contextualizing the education effect on women's employment: A cross-national comparative analysis" . *Journal of Marriage and Family*. 78(1). 246-261.
- Waldfogel, J. 1997. "The effect of children on women's wages" . *American sociological review*. 209-217.
- Waldfogel, J. 1998. "Understanding the 'family gap' in pay for women with children" . *Journal of economic Perspectives*. 12(1). 137-156.
- Weeden, K., Cha, Y., & Bucca, M. 2016. "Long Work Hours, Part-Time Work, and Trends in the Gender Gap in Pay, the Motherhood Wage Penalty, and the Fatherhood Wage Premium" . *RSF : Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*. 2(4). 71-102.
- West, C., & Zimmerman, D. H. 1987. "Doing gender" . *Gender & society*. 1 (2). 125-151.

[제1주제]

정신건강 1

-
1. 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 활용한 노인 우울 증상의 하위 유형의 종단적 변화
 2. AUDIT-K 척도의 요인구조 및 측정불변성 검증: 내포(nested) 모형 비교를 위한 $RMSEA_D$ 지수의 활용을 중심으로

잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 활용한 노인 우울 증상의 하위 유형의 종단적 변화¹⁾

박현용(성신여자대학교)

본 연구의 목적은 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 활용하여 노인의 우울증상의 하위유형의 종단적 변화와 성별에 따른 차이가 있는지를 확인하는 것이다. 본 연구에서는 2019년도와 2020년도 한국 복지패널 자료를 활용하였으며, 2019년도를 기준으로 총 4,491명의 만 65세 이상의 노인을 연구 대상으로 분석을 수행하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 잠재계층분석을 통하여 (1) 비우울증상, (2) 신체화 증상, (3) 신체화 증상과 부정적 정서, (4) 대인관계 관련 증상을 제외한 우울 증상, (5) 모든 우울 증상의 다섯 가지의 하위유형이 나타났다. 둘째, 잠재전이분석결과 일반적으로 2019년도에 속한 집단에서 2020년에 변화하지 않거나 유사한 하위집단으로 이동할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 노인 우울증상의 잠재적 하위유형 및 전이확률과 관련하여 인구사회학적 요인과 임상적 특성과의 관계를 살펴보았다. 마지막으로 이러한 결과를 바탕으로 사회복지적 실천적인 함의에 대해서 논의하였다.

중심단어: 노인, 우울 증상, 우울 증상의 유형화, 잠재전이분석

1. 서론

급속한 고령화와 맞물려 가족 구조의 변화, 소득 불평등의 심화 등으로 인한 만 65세 이상의 노인 중 우울증으로 진료 인원은 지속해서 증가하고 있다. 2017년도 노인실태조사에 의하면 21% 정도의 노인이 다양한 우울 증상을 경험하고 있으며, 5명 중 1명은 일상생활에 지장이 있을 정도의 슬픔 등을 경험하는 것으로 보고된다(정경화 등, 2017). 또한, 65세 이상의 노인의 10~20% 정도가 우울 장애를 경험하는 것으로 나타났다(보건복지부·국립정신건강센터, 2017; Blazer, 1989).

노년기에 나타나는 우울증은 매우 흔한 질환으로 조기 치료시 완치율이 높은 것으로 알려졌지만 (Malone and Lartey, 2004), 노화의 한 증상으로 이해하는 경향이 있어서 다른 노인성 정신질환과 비교하여 발견 확률이 낮을 뿐만 아니라 치료를 받지 않고 지낼 가능성이 큰 것으로 보고된다 (McInnis-Dittrich, 2014). 선행연구에서는 우울장애로 진단받을 수준은 아니지만, 그보다 낮은 수준의 우울 증상을 보이는 노인이 30%나 된다고 보고한다(Mackin, Insel, Aisen, Geda, Weiner, and Alzheimer's Disease Neuroimaging Initiative, 2012). 비록 낮은 수준의 우울 증상을 보인다고 하더라도 적절한 관리가 이루어지지 않는다면, 다양한 측면에서 노년기의 삶에 부정적인 영향을 줄 수 있으며, 이는 사망률의 증가

1) 본 논문은 아직 미완성 원고입니다. 인용에 있어서 주의가 필요합니다.

및 의료비용의 증가와 같은 사회적 비용도 증가시키는 것으로 보고된다(허준수, 유수현, 2002; Blazer, 2003; Jeong et al., 2013; Meeks et al., 2011; Reddy, 2010).

많은 선행연구는 노년기의 우울 증상과 관련된 요인 및 우울 증상 및 수준의 종단적 변화에 관한 연구가 주를 이루어졌다(강은나·최재성, 2014, 김동배·손의성, 2005; 김미혜·이금용·정순돌, 2000; 이현주·강상경, 2011; 전해숙·강상경, 2009; Blazer, 2003). 하지만, 기존의 노인의 우울 수준에 대한 연구는 주로 우울 증상의 수를 합산하는 방식으로 접근한다는 한계점을 가지고 있다. 이는 노년기의 우울증이 하나의 동질적인 특성이 있다는 가정하에서 이루어지기 때문에 다양한 형태의 우울 증상의 조합인 이질적인 집단이 나타날 수 있음에 대해서 고려하지 않고 있다.

또한, 우울증에 대해서 연구하는 많은 선행연구는 표준화된 측정 도구를 활용하여 우울 증상의 수준을 측정하고 있는데, 그중 하나는 한국형 Center for Epidemiological Studies Depression(CES-D)이다. CES-D 척도의 요인구조에 대해서 다수의 연구에서 수행이 되었으며, 대부분의 연구는 CES-D 척도의 요인구조를 다양한 집단에 그대로 적용할 수 있는지를 검증하는 방식으로 진행이 되었다(이미숙, 2002; 허만세, 박병선, 배성우, 2015). 이러한 접근 방식은 집단 간에 같은 방식으로 우울 증상들이 측정되는지를 확인하는 것을 통하여 타당성을 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 여전히 우울 증상에 있어서 이질적인 하위유형이 존재할 수 있다는 점에 관해서 설명하지 못한다(유상미 등, 2011). 즉, 현재의 우울 증상에 대한 총점을 통하여 우울 증상의 수준을 파악하는 것은 우울 증상의 이질적 형태를 파악할 수 없으며, 그로 인한 적절한 진단 및 치료를 제공하는 것이 어려울 수 있다(유상미 등, 2011). 이에 우울 증상에서 특정 패턴을 보이는 하위유형들에 대해서 파악하는 것이 필요성이 제기된다(Chen, Eaton, Gallo, and Nestadt, 2000).

선행연구에서는 개인들이 가지고 있는 우울 증상들이 동일한 형태로 나타나는 것이 아니라 이질적인 형태로 나타날 수 있다고 주장한다(Chen et al., 2000; Hybel, Landerman, and Blazer, 2013; Lee, Leoutsakos, et al., 2012). 예를 들면, Chen et al(2000)의 1,920 명의 일반 성인을 대상으로 우울 증상의 유형을 확인한 연구에서는 비 우울 증상 집단(81%), 이전에 했던 활동이나 취미에 흥미를 잃은 집단(1.8%), 자살 생각을 하는 집단(8.3%), 정서/신체화 증상을 경험하는 집단(5.9%), 극심한 우울 증상 집단(3.0%)의 다섯 개의 잠재적인 하위유형이 나타나는 것을 확인하였다. 또한, Hybel 등(2013)의 연구에서는 우울 증상의 이질적인 형태가 종단적인 우울 수준의 변화와 유의미하게 연관되어 있음을 확인하였다. 하지만, 우리나라 일반 노인의 우울 증상의 이질적인 패턴에 관한 연구는 상대적으로 부족한 편이며, 종단적인 형태의 변화에 대한 연구는 상당히 제한적이다. 따라서 노인의 우울 증상에 있어서 이질적인 특성을 가진 하위유형의 존재가 있음을 확인하고, 시간에 따른 변화를 고려하는 연구가 필요하다.

따라서 본 연구에서는 변수들 간의 관계를 살펴보기보다는 관련 변수들을 포괄적으로 이해하면서 개인들 간의 차이를 밝혀내는 접근법이며 잠재집단의 안정성과 변화가능성을 동시에 확인할 수 있는 잠재전이 분석(Latent Transition Analysis)을 활용하여 노인의 우울 증상의 잠재집단과 함께 집단 간 전이확률을 확인하고자 한다(Collins and Lanza, 2013).

따라서 본 연구의 연구 질문들은 다음과 같다.

첫째, 만 65세 이상 노인의 우울 증상의 잠재적 하위집단이 존재하는가?

둘째, 노인의 우울 증상의 잠재적 하위집단의 시간에 따른 집단 간 전이확률은 어떻게 나타나는가?

셋째, 노인의 우울 증상의 잠재집단의 하위유형 및 전이확률과 연관성을 가진 인구사회학적 요인 및 임상적 특성은 어떤 것이 있는가?

2. 이론적 배경

1) 우울 증상의 잠재적 하위 유형에 관한 연구

우울 증상의 잠재적 하위유형에 관한 연구는 주로 외국에서 이루어졌다(Gaston et al., 2016; Hybel et al., 2013; Lee, Leoutsakos et al., 2012). Hybel 등(2013)은 일반 노인을 대상으로 CES-D를 이용하여 우울 증상의 잠재적 하위유형에 파악하였다. 이들의 연구에서는 비 우울 증상 집단(59%), 부정적 정서와 신체화 증상을 동반하는 집단(31%), 모든 우울 증상을 경험하는 극심한 우울증 집단(10%)의 세 가지 하위집단이 확인되었다. 또한, Ni et al.(2017)은 1783명의 일반 노인을 대상으로 2011년도에서 2013년도의 우울증상의 잠재적 하위유형과 집단간 전이확률을 확인하였다. 이들의 연구에서는 긍정적 정서 부족, 경도의 우울 증상, 극심한 우울 증상의 세 집단을 확인하였으며, 이들의 시간에 따른 집단 간 전이확률은 세 집단 모두 동일한 잠재집단에 머무를 확률이 50% 이상인 것으로 나타나 변화보다는 유지되는 경향이 큰 것으로 나타났다. 변화하는 경우에는 경도의 우울 증상 혹은 극심한 우울 증상에서 긍정적 정서 부족의 집단으로 이동하는 확률이 높은 것으로 나타났다.

노인의 우울 증상의 잠재적 하위유형에 대한 국내 연구는 제한적으로 이루어졌다. 박현용(2018)은 2015년도 한국복지패널 자료를 활용하여 노인 우울 증상의 다섯가지 잠재적 하위유형을 확인하였다. 이 연구에서는 비우울 증상(42.2%), 신체화 증상(20.3%), 슬픈 정서와 신체화 증상 동반(14.1%), 대인관계 관련 증상을 제외한 우울 증상(17.3%), 모든 우울 증상(6.1%)의 다섯 가지의 하위유형을 파악하였다. 하지만, 이 연구는 노인의 잠재적인 우울 증상의 하위유형의 종단적인 변화를 확인하지 못한다는 한계점이 있다. 특히, 노년기의 우울 증상의 잠재적 하위유형과 이러한 하위유형의 안정성과 변화를 파악하는 것은 노년기의 우울 증상에 대한 이해를 높이는 동시에 개입을 위한 정보를 제공해줄 수 있다는 측면에서 이에 대한 연구가 필요하다.

2) 우울 증상에 영향을 미치는 요인

다양한 인구 사회학적 요인 및 임상적 특성들이 노년기의 우울 증상과 연관성을 가진 것으로 보고된다(전해숙·강상경, 2009; 허준수·유수현, 2002; Park, Park, Yang, and Chung, 2016; Sowislo and Orth, 2013). 인구사회학적인 측면에서 기혼인 노인이 비배우자인 노인과 비교하여 우울 수준이 낮은 것으로 보고된다(Cacioppo, et al., 2006). 또한, 경제적인 어려움을 경험할 경우 노년기 우울 증상이 높아지는 것으로 보고된다(전해숙·강상경, 2009; Beekman, Copeland, and Prince, 1999).

노인의 임상적 특성과 관련하여 만성질환이 있는 노인의 우울 수준이 높은 것으로 나타났다(전해숙·강상경, 2009; Park et al., 2016). 또한, 사회적 관계와 여가생활 만족도 등이 노년기의 적응이나 정신건강에 있어서 긍정적 영향을 주는 중요한 요인으로 이야기가 된다(권중돈, 2014; 전해숙·강상경, 2009; Dupuis and Smale, 1995; Lee, Yeh et al., 2012). 따라서 본 연구는 인구사회학적 요인과 임상적 특성과 노년기의 잠재적 우울 증상의 하위집단과의 관계를 살펴보았다.

3. 연구방법

1) 분석자료 및 대상

본 연구는 2019년과 2020년 한국복지패널 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 가구 정보와 그 구성원들에 대한 인구 사회학적 특성, 생활습관, 가족관계 및 정신건강 및 건강 행동 등의 정보를 수집하여 그 변화 양상을 파악할 수 있는 자료로써 노년층의 우울 증상과 같은 정신건강의 변화를 확인할 수 있다. 본 연구에서 활용되는 자료는 2019년 14차 한국 복지패널자료를 기준으로 총 12,145명의 개인 자료 중 만 65세 이상의 노인으로 우울 증상에 대해서 응답을 한 4,491명이다.

2) 변수들

(1) 우울 증상

우울 증상의 하위유형을 파악하기 위한 변수로 2019년도와 2020년도의 한국복지패널에 포함된 한국판 Center for Epidemiologic Studies(CES-D11)의 11개의 질문을 활용하였다. CES-D11은 지난 1주일간의 슬픈 정서, 신체 및 행동둔화, 긍정적 감정, 대인관계의 개인의 경험을 4점 척도(극히 드물다 = 0에서 대부분 그랬다 = 3)로 응답하도록 구성돼 있다. 본 연구에서는 CES-D11의 11개의 우울 증상들을 경험한 적이 있음(1)과 경험한 적이 없음(0)으로 구성하여 잠재계층분석과 잠재전이분석을 수행하였다. CES-D11은 우울 수준에 관한 선행연구에서 많이 활용되고 있으며, CES-D11은 성별 및 연령 집단 사이에서도 동일한 측정도구로 확인된다(허만세, 박병성, 배성우, 2015).

(2) 인구사회학적 요인 및 임상적 특성들

응답자의 인구사회학적 특성으로 연령, 성별, 학력, 혼인상태, 저소득 가구 여부의 변수를 활용하였다. 연령은 설문조사의 태어난 해를 기준으로 만 나이로 계산하였으며, 학력은 고등학교 학력을 기준으로 고등학교 졸업 미만(0)과 고등학교 이상(1)으로 변환하였다. 저소득 가구여부는 중위소득을 기준으로 60% 이하면 저소득 가구(1)와 일반가구(0)로 구분하였다.

임상적 특성으로는 만성질환 유무(0=아니오, 1=예), 5점 척도(1=매우 불만족, 5=매우 만족)로 구성된 생활실태에 대한 만족도(건강상태 만족도, 사회관계 만족도, 여가생활 만족도)를 활용하였다.

3) 자료 분석방법

본 연구는 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)를 활용하여 노인의 우울 증상이 유사한 패턴을 보이는 잠재집단과 잠재집단의 변화 양상을 파악하였다(Collins and Lanza, 2013). 잠재계층분석을 수행하는데 있어서 첫 번째 단계는 적절한 잠재계층의 수를 결정하는 것이라고 할 수 있다. 따라서, 2019년과 2020년의 우울 증상의 하위유형을 파악하기 위하여 잠재계층분석을 수행하였다. 잠재계층의 수별로 AIC(Akaike Information Criteria), BIC(Bayesian Information Criteria), Adjusted-BIC, Entropy 값과 상대적 모형적합도(Model fit statistics)를 확인하였다. 특히, Collins and Lanza(2013)는 각 모델을 비교하는 과정에서 큰 자유도를 가지는 모델의 경우 AIC와 BIC와 같은 상대적 모델 적합도를 활용하는 것을 권장하였기 때문에 이를 중심으로 살펴보았다. AIC, BIC, Adjusted-BIC는 낮은 수치를 가질수록 상대적으로 좋은 모델로 간주된다(Collins and Lanza, 2013). Entropy는 분류의 정확도를 보여주며, 1에 가까울수록 개인들이 잠재그룹에 정확하게 분류되었음을 나타낸다(Collins and Lanza, 2013). 또한, 안정적인 최적 모형(solution stability)을 도출하기 위하여 최소한 50% 이상의 log likelihood 값이 가장 작은 모수에 수렴하는지를 고려하였다(Collins and Lanza, 2013). 마지막으로 모형 적합도에만 의존하기보다는 경쟁적인 잠재계층모형의 우울 증상의 조건부 확률을 살펴봄으로써 잠재그룹별로 해석 가능성, 간결성(parsimonious), 실용적 함의 등을 고려하여 최종 잠재집단의 수를 고려하였다. 다음으로 잠재전이분석을 수행하면서 잠재집단의 수를 늘려가면서 모델의 AIC, BIC 등을 다시 검토하였으며, 시간에 따른 측정불변성(measurement invariance)을 검정하였다. 측정불변성을 검증하는 과정에서는 AIC와 BIC의 상대적 모델적합도와 함께 우울 증상의 조건별 응답확률을 세부적으로 살펴보았다. 마지막으로 노인의 우울 증상의 잠재적 하위유형과 인구 사회학적 요인 및 임상적 특성들과 과의 관계를 살펴보기 위하여 다항로지스틱분석을 수행하였다.

모든 분석은 SAS version 9.4와 Proc LCA version 1.3(Lanza, Dziak, Huang, Wagner, and Collins, 2015)을 활용하였다.²⁾

4. 연구결과

1) 표본의 인구사회학적 특성 및 임상적 특성

인구 사회학적 특성과 임상적 특성들은 <표 1>에 제시되어 있다. 총 4,491명의 평균연령은 76.4(SD=6.8)세로 나타났으며, 63%가 여성 노인이었다. 약 80%의 노인이 고등학교 졸업 미만의 학력을 가지고 있으며, 가구소득의 기준으로 중위소득 60% 이하의 저소득층 노인의 비율이 61%로 나타났다. CES-D11의 평균은 5.1(SD=5.3)로 나타났다. CES-D11 점수가 8.8 이상의 유력 우울증으로 예상되는 노인은 약 22.7%로 나타났다.

2) Proc LTA의 경우 현재 표본의 가중치를 적용할 수 없는 관계로 표본의 가중치를 적용하지 않고 분석을 수행하였음.

<표 1> 표본의 인구사회학적 특성과 임상적 특성(N=4,491)

	2019년도 기준	
	unweighted	
	<i>n</i>	%
연령, <i>M(SD)</i>	76.4	(6.8)
남성	1,661	(37.0)
여성	2,830	(63.0)
혼인상태		
결혼	2,552	(56.8)
별거/이혼/사별	1,902	(42.4)
미혼	37	(0.8)
학력		
고등학교 졸업 미만	3,571	(79.5)
고등학교 졸업	679	(15.1)
대학교 이상	241	(5.4)
저소득 가구(예)	2,000	(60.9)
임상적 특성		
CES-D11, <i>M(SD)</i>	5.1	(5.3)
우울증 의심 (CES-D11 8.8 이상)	1,019	(22.7)

2) 노인의 우울 증상의 잠재계층분석과 잠재전이분석 결과

잠재전이분석을 수행하기에 앞서 만 65세 이상의 노인의 우울 증상에 대한 탐색적인 차원에서 적절한 잠재계층 수를 확인하기 위하여 2019년과 2020년의 자료를 각각 활용하여 잠재계층분석을 수행하였다. <표 2>는 년도 별 잠재계층의 수에 따른 모형 적합도를 보여준다. 표에서 볼 수 있듯이 상대적 모델적합도인 AIC, BIC는 잠재계층 수를 늘릴수록 낮아지는 것을 보여준다. 본 연구에서는 모형의 안정성(solution stability)과 Entropy 등을 비교하는 동시에 각 집단의 우울 증상의 의미가 질적으로 다른지 확인하는 과정을 통하여 5개의 잠재계층 모형이 적절하다고 최종적으로 판단하였다.

<표 2> 잠재계층 수 선택을 위한 모델 적합도 통계(Model fit statistics)

Time	# of classes	G2	df	AIC	BIC	Entropy	log likelihood
2019년	1	16,719	2036	16,741	16,812		-28548.3
	2	4,535	2024	4,581	4,729	0.90	-22456.3
	3	2,971	2012	3,041	3,265	0.82	-21673.9
	4	2,336	2000	2,430	2,731	0.81	-21356.3
	5	1,911	1988	2,029	2,407	0.84	-21144.0
	6	1,622	1976	1,764	2,219	0.79	-20999.7
2020년	1	13831	2036	13853	13923		-27507.7
	2	4097	2024	4143	4290	0.86	-22640.5
	3	2586	2012	2656	2879	0.79	-21884.9
	4	2113	2000	2207	2507	0.80	-21648.6
	5	1733	1988	1851	2228	0.83	-21458.8
	6	1531	1976	1673	2125	0.78	-21357.4

<표 3>에서는 2019년과 2020년의 우울 증상의 측정구조의 불변성을 검증한 결과와 잠재계층별 우울 증상별 조건부 응답확률들과 연도별 비율을 제시하고 있다. 구체적으로 년도에 관계없이 우울 증상의 조건부 응답확률을 같게 제한한 모델과 제한하지 않은 모델의 G2, df, AIC, BIC를 보여주고 있다. BIC 값의 경우 시점에 따른 우울 증상의 조건부 응답확률이 다르지 않음을 보여주고 있으나, AIC의 경우 시점에 따라서 차이가 있음을 보여준다. 따라서 시점에 따라서 우울 증상의 조건부 응답확률의 부분적 측정구조 불변성(partial measurement invariance)에 대한 분석을 수행하였으며, 전반적으로 우울 증상의 조건부 응답확률의 큰 차이가 없는 것을 확인하였다.

전반적인 분포를 살펴보면, 2019년을 기준으로 우울 증상을 경험하지 않는 노인이 약 37%의 가장 많은 것으로 나타났으며, 다음으로 신체화 증상을 경험하는 노인 24.8%, 대인관계를 제외한 전반적인 우울 증상을 보이는 노인 20.2%, 신체화 증상과 부정적 정서를 동시에 보이는 노인 12.2%의 순으로 나타났다. 마지막으로 약 6%의 노인이 모든 우울 증상을 경험하는 집단에 속하는 것으로 나타났다.

2019년과 비교하여 2020년의 경우 우울증상을 경험하지 않는 노인의 비율은 31%로 낮아졌으며, 신체화 증상 또는 신체화 증상과 부정적인 감정을 가진 노인의 비율은 각 28.3%와 15.3%로 높아진 것으로 나타났다. 반면, 우울 증상의 수가 많은 집단의 경우에는 상대적으로 변화가 적은 것으로 나타났다.

<표 3> 조건부 응답확률(item response probabilities)

측정 모형 불변성 검증 결과	G ²	df	AIC	BIC	
Model 1: Item-response probabilities free to vary across times	19,466.3	4,194,169	19,734.29	20,593.2	
Model 2: Item-response probabilities constrained equal across times	19,622.3	4,194,224	19,780.34	20,286.7	
	잠재집단				
	Class 1 우울 증상 없음	Class 2 신체화 증상	Class 3 신체화 증상 + 부정적 정서	Class 4 대인관계 를 제외한 우울 증상	Class 5 모든 우울 증상
2019년 집단 비율	37.2%	24.8%	12.2%	20.2%	5.6%
2020년 집단 비율	31.0%	28.3%	15.3%	20.5%	4.8%
상당히 우울	0.01	0.29	0.28	0.91	0.96
외로움	0.02	0.29	0.19	0.83	0.95
마음이 슬펐다	0.01	0.18	0.11	0.79	0.98
식욕이 없음	0.07	0.41	0.58	0.81	0.88
모든 일이 힘들게 느껴짐	0.07	0.59	0.61	0.94	0.97
잠을 설침	0.19	0.60	0.51	0.84	0.92
될 해 나갈 엄두가 나지 않음	0.06	0.47	0.43	0.82	0.97
비교적 잘지냈다(역문항)	0.04	0.00	0.99	0.76	0.93
불만없이 생활(역문항)	0.07	0.16	0.62	0.75	0.93
사람들이 차갑게 대하는 것 같은 느낌	0.00	0.02	0.02	0.02	0.82
사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌	0.00	0.02	0.02	0.02	0.86

<표 4>는 노인의 2019년을 기준으로 2020년에 우울 증상의 잠재적 상태별 종단적 전이확률을 보여준다. 대각선의 확률은 동일한 잠재집단에 속할 확률을 보여준다. 예를 들면, 2019년도 우울 증상을 경험하지 않은 집단은 2020년에도 우울 증상을 경험하지 않는 집단에 속할 확률이 61%임을 보여준다. 대략적으로 비

우울 집단, 신체화증상, 대인관계를 제외한 우울증상을 경험하는 집단의 40% 이상이 동일한 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반면, 신체화 증상과 부정적인 정서를 보이는 집단과 모든 우울 증상을 보이는 집단은 다른 형태의 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 예를 들면, 2019년도 모든 우울 증상을 보여준 집단의 경우 2020년도에도 모든 우울 증상을 보여줄 집단에 속할 확률은 25%로 낮아지며, 대인관계를 제외한 우울 증상집단에 속할 가능성이 36%로 높아지는 것으로 나타났다. 일부 우울 증상을 경험하고 있는 집단도 20% 이상이 대인관계를 제외한 우울 증상 집단 혹은 모든 우울증상을 경험하는 집단으로 이동할 수 있음을 보여준다.

<표 4> 2019-2020 잠재집단 간 잠재전이확률

2019년도 잠재계층	2020년도 잠재계층				
	1	2	3	4	5
1. 우울 증상 없음	0.61	0.19	0.11	0.07	0.02
2. 신체화 증상	0.16	0.46	0.18	0.19	0.02
3. 신체화 증상 + 부정적 정서	0.20	0.32	0.26	0.18	0.04
4. 대인관계를 제외한 우울 증상	0.07	0.24	0.14	0.46	0.09
5. 모든 우울 증상	0.04	0.21	0.14	0.36	0.25

4) 우울 증상의 잠재집단의 전이확률과 인구 사회학적 요인 및 임상적 특성들

<표 5>은 우울 증상이 없는 집단을 참조집단(reference group)으로 하여 2019년 우울 증상의 잠재적 하위유형과 인구 사회학적 특성 및 임상적 특성 간의 관계를 보여준다. 전반적으로 살펴보면, 여성, 연령, 기혼상태, 저소득, 주관적 건강상태, 사회관계 만족도, 여가생활 만족도가 유의미한 것으로 나타났다. 일부 변수들을 중심으로 결과를 살펴보면, 남성 노인과 비교하여 여성 노인의 경우에 우울 증상이 없는 집단에 속할 가능성보다는 하나 이상의 우울 증상을 경험하고 있는 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 기혼인 노인과 비교하여 배우자가 없는 노인이 상대적으로 우울 증상의 증상을 많이 경험하는 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 경제적으로 어려움을 경험하는 노인일수록 우울 증상을 많이 경험하는 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 만성질환보유 여부보다는 주관적인 건강상태가 나쁠수록 우울 증상을 많이 가진 집단에 속할 가능성이 높았다. 사회관계만족도와 여가생활만족도가 높을수록 우울증상이 적은 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

5. 논의 및 제언

본 연구의 주요 결과들은 다음과 같다. 첫째, 만 65세 이상의 노인의 우울 증상에 있어서 다섯 가지의 잠재적인 하위유형이 존재하고 있음을 확인하였다. 2019년을 4,491명 중 약 68%의 노인은 적어도 일부 우울 증상을 경험하고 있는 것으로 나타났다.³⁾ 약 25%가 신체화 증상, 약 12%가 신체화 증상과 부정적 정서, 약 20%가 대인관계를 제외한 우울증상을 경험하는 것으로 나타났다. 마지막으로 약 6%의 노인은 모든 우울 증상을 경험하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상당 수의 노인이 일부 우울 증상이라도 경험하고 있다는 것을 보여준다(Mackin et al., 2012; Park et al., 2010). 또한, 2015년 자료를 활용한 연구(박현용, 2018)와 비교하여 유사한 형태로 5가지의 잠재적인 하위유형이 발견되었다는 점도 확인할 수 있었다. 또한, 측정불변성 검사를 통하여 시간에 따른 잠재적 집단의 수와 의미의 차이가 없는 것을 확인하였다.

추가로 2019년에서 2020년의 결과에서 우울 증상을 경험하지 않는 노인의 비율이 37.2%에서 31%로 낮아지고, 신체화 증상 및 부정적 정서 등의 일부 우울 증상을 경험하는 노인의 비율이 높아진 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 2020년부터 확산되기 시작한 코로나19의 영향으로 생각할 수 있다. 코로나19의 영향으로 일상생활이 제한되기 시작하면서 사회적 접촉의 제한 등으로 인해서 우울 증상이 증가한 것과 관련성이 있는 것으로 볼 수 있다(김영범, 2021).

둘째, 우울 증상의 잠재적 하위유형별로 시간에 따른 전이확률을 확인한 결과, 신체화와 부정적 정서를 보이는 집단을 제외하고 동일한 집단에 속할 확률이 일반적으로 높은 것으로 나타났다. 예를 들면, 2019년 우울 증상이 없는 집단인 경우, 2020년에도 우울 증상이 없는 집단에 속할 확률이 61%로 높게 나타났다. 모든 우울 증상을 경험하는 집단의 경우, 대인관계를 제외한 우울 증상을 경험하는 집단에 속할 확률이 36%과 모든 우울 증상을 경험하는 집단에 속할 확률 25%를 고려하면 많은 우울 증상을 경험할 가능성이 높은 집단에 속할 가능성이 61%로 높게 나타났다. 이러한 결과는 Ni et al.(2017)의 연구와도 일치하는 부분이라고 할 수 있다. 다만, 우울 증상의 잠재적 하위유형의 시간에 따른 변화도 발생하고 있다는 점을 확인할 수 있다.

마지막으로, 본 연구에서는 우울 증상의 하위유형과 관련하여 다양한 인구 사회학적 요인과 임상적 요인이 관계를 확인하였다. 성별에 따라서 여성노인이 남성노인과 비교하여 우울 증상을 경험하는 집단에 속할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 많은 선행연구에서 이야기하는 바와 같이 성별에 고려하여 정신건강과 관련된 개입을 할 필요성을 보여준다. 저소득층이거나 주관적 건강상태가 나쁠수록 우울 증상을 경험하는 잠재적 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노년기의 경제적인 어려움이 나 건강상태가 나쁠수록 우울 증상과 같은 정신건강상의 어려움을 가져올 수 있음을 보여주며, 노인의 소득보장과 건강보장에 대한 중요성을 보여준다.

배우자가 있는 경우와 사회적 관계의 만족도가 높은 노인의 경우 비 우울 증상 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 배우자, 가족, 친구 등의 사회적 지지가 노인의 정서적인 측면에서 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 선행연구의 결과와 일치한다(김동배 외, 2012). 노년기는 은퇴나 사별 등의 생애주기상의 큰 변화가 발생하는 시기로 노인의 사회관계망에 있어서 축소가 이루어지는 시기라고 할 수 있다. 따라서 이러한 결과는 노년기의 사회적 관계를 보완할 수 있는 다양한 개입이 필요할 수 있음을 보여준다. 즉, 다양한 사회관계를 형성할 충분한 기회를 제공하는 것이 필요하다.

3) 표본의 가중치가 적용하지 못한 것으로 고려할 필요가 있음.

이러한 결과는 노인의 여가생활 만족도와도 연결될 수 있는데, 높은 여가생활 만족도를 가진 노인의 경우 비 우울 증상 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 은퇴나 퇴직 이후의 길어진 여가시간을 적절히 활용하지 못한다면, 노년기의 우울 등의 정신건강에 영향을 줄 수 있음을 보여주며, 이러한 여가활동을 하는 데 있어서 다양한 사회적 관계가 함께 할 수 있다는 측면에서 의미가 있다. 특히, 코로나19로 인하여 사회적 활동이 제한되면서, 외부 활동을 하는 여가생활이 제한이 되면서 노년기의 정신건강에 부정적인 영향을 줄 수 있으므로 여가생활에 대한 개입이 필요하다는 것을 보여준다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 잠재전이분석을 수행하는 과정에서 표본의 가중치를 적용하지 못하였다는 측면에서 만 65세 이상의 노인의 우울 증상의 특성으로 일반화하기에는 어려움이 있다. 둘째, 종단적인 자료를 활용하였지만, 2개년도에 한정되어 있다는 한계점이 존재한다. 후속 연구에서는 이를 고려하여 3개년 혹은 일정 기간의 시차를 두고 장기적인 노인의 우울 증상의 하위유형의 변화를 살펴보는 것이 필요하다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구는 만 65세 이상의 일반 노인들을 대상으로 하여 우울 증상의 잠재적 하위집단에 관해서 확인하고 종단적인 측면에서 전이확률을 살펴본 연구라는 측면에서 의의가 있다. 또한, 잠재적인 우울 증상의 하위유형과 인구 사회학적 요인 및 임상적 특성들과의 관련성을 살펴보았다는 점에서 본 연구의 의미를 찾을 수 있다.

<표 5> 2019년 우울 증상의 하위유형과 인구 사회학적 특성 및 임상적 특성과의 관계

	Class 1: 우울 증상 없음 (Reference)			
	Class 2 신체화 증상	Class 3 신체화 증상 + 부정적 감정	Class 4 대인관계를 제외한 우울 증상	Class 5 모든 우울 증상
	OR(95% CI)	OR(95% CI)	OR(95% CI)	OR(95% CI)
여성(예)	1.59(1.23, 2.04)	1.43(1.07, 1.92)	2.19(1.62, 2.95)	1.73(1.13, 2.66)
연령	1.03(1.02, 1.08)	1.05(1.03, 1.08)	1.04(1.02, 1.06)	1.04(1.01, 1.07)
기혼상태(예)	0.89(0.68, 1.16)	0.95(0.70, 1.29)	0.45(0.33, 0.60)	0.38(0.25, 0.57)
저소득 가구(예)	1.88(1.48, 2.39)	1.47(1.11, 1.94)	2.74(2.06, 3.63)	3.29(2.11, 5.13)
만성질환(예)	1.10(0.78, 1.55)	1.22(0.76, 1.94)	1.44(0.87, 2.40)	0.62(0.32, 1.20)
주관적 건강상태	0.71(0.62, 0.81)	0.49(0.42, 0.58)	0.35(0.30, 0.41)	0.20(0.16, 0.26)
사회관계 만족도	0.85(0.67, 1.06)	1.01(0.79, 1.29)	0.59(0.47, 0.75)	0.44(0.33, 0.60)
여가생활 만족도	0.72(0.59, 0.87)	0.48(0.39, 0.59)	0.43(0.35, 0.53)	0.34(0.26, 0.46)

<표 6>은 2019-2020년도로의 잠재집단의 집단간 전이확률과 일부 인구사회학적 특성 및 임상적 특성간의 관계를 보여준다. 기혼일 경우에 비우울 집단에서 우울 증상을 하나라도 경험하는 집단으로 이동할 가능성이 낮아지는 것을 확인할 수 있으며, 우울 증상을 경험하고 있던 집단의 경우 우울 증상의 수나 비

우울증상 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 경제적으로 어려움을 경험하고 있는 노인일수록 비우울증상 집단에서 모든 우울 증상을 경험하는 집단으로 이동할 가능성이 3.37배로 높아지는 것을 확인할 수 있다. 사회적 관계 만족도와 여가생활 만족도의 경우에도 동일하게 만족도가 높을수록 일부 우울 증상 혹은 모든 우울 증상을 경험하는 집단으로 이동할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 반면, 사회적 관계 만족도나 여가생활 만족도가 낮은 경우 우울 증상을 경험하는 집단에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

<표 6> 잠재전이확률과 주요 변수 결과의 승산비(Odds Ratios)

변수	Time 1	Time 2				
		1	2	3	4	5
기혼(예)	1. 우울 증상 없음	ref	0.88	0.94	0.43	0.36
	2. 신체화 증상	1.13	ref	1.07	0.49	0.41
	3. 신체화 증상 + 부정적 정서	1.06	0.94	ref	1.18	0.54
	4. 대인관계를 제외한 우울 증상	2.31	2.03	2.17	ref	0.83
	5. 모든 우울 증상	2.77	2.44	2.6	1.2	ref
저소득층(예)	1. 우울 증상 없음	ref	1.89	1.46	2.84	3.37
	2. 신체화 증상	0.53	ref	0.77	1.51	1.79
	3. 신체화 증상 + 부정적 정서	0.69	1.3	ref	1.18	2.31
	4. 대인관계를 제외한 우울 증상	0.35	0.66	0.51	ref	1.19
	5. 모든 우울 증상	0.3	0.56	0.43	0.84	ref
사회적 관계 만족도	1. 우울 증상 없음	ref	0.87	1.02	0.59	0.44
	2. 신체화 증상	1.15	ref	1.18	0.67	0.51
	3. 신체화 증상 + 부정적 정서	0.97	0.85	ref	0.57	0.43
	4. 대인관계를 제외한 우울 증상	1.7	1.48	1.75	ref	0.75
	5. 모든 우울 증상	2.26	1.97	2.32	1.33	ref
여가생활 만족도	1. 우울 증상 없음	ref	0.68	0.45	0.42	0.33
	2. 신체화 증상	1.46	ref	0.66	0.61	0.48
	3. 신체화 증상 + 부정적 정서	2.2	1.5	ref	0.92	0.72
	4. 대인관계를 제외한 우울 증상	2.39	1.63	1.09	ref	0.79
	5. 모든 우울 증상	3.04	2.07	1.38	1.27	ref

참고문헌

- 건강보험심사원, 2018, “의료정보통계”,
<http://opendata.hira.or.kr/op/opc/olapMfrnIntrsIlnsInfo.do>.
- 권중돈, 2014, 《노인복지론(6판)》, 서울: 학지사
- 김동배, 김상범, & 신수민. (2012). 무배우자 노인의 사회참여가 우울에 미치는 영향. *한국노년학*, 32(1), 289-303.
- 김동배·손의성, 2005, “한국노인의 우울 관련변인에 관한 메타분석”, 《한국노년학》, 25(4), 167-187.
- 김미혜·이금룡·정순돌, 2000, “노년기 우울증 원인에 대한 경로분석”, 《한국노년학》, 20, 211-226.
- 김영범, 2021, “코로나-19 확산과 노년기 우울증상: 확산 이전과 이후의 비교”, 《한국노년학》, 41(6), 981-996.
- 류재성·김문두·이창인·박준혁, 2013, “노인 아증후군적 우울증 환자의 인지기능 및 삶의 질 저하”, 《Korean J Biol Psychiatry》, 20, 46-54.
- 박준혁·김기웅, 2011, “한국의 우울증 역학에 대한 고찰”, 《대한의사협회지》, 54(4), 362-369.
- 보건복지부·국립정신건강센터, 2018, “국가 정신건강현황 3차 예비조사 결과보고서”,
http://www.ncmh.go.kr/kor/data/snmhDataView2.jsp?no=8300&fno=106&gubun_no=6&pg=1&search_item=0&search_content=&menu_cd=K_04_09_00_00_00
- 유상미·이민수·전태연·김희철·김재민·임현우·황선희, 2011, “잠재적 집단 분석 (Latent class analysis) 을 이용한 우울증의 임상양상 연구”, 《Korean Journal of Clinical Psychology》, 30(2), 553-570.
- 이미숙, 2010, “도시거주 노인의 만성질환과 우울증세의 상관성 및 사회관계망의 효과에 대한 연구”, 《보건과 사회과학》, 27, 5-30.
- 이현주·강상경, 2011, “노년기 인지기능과 우울증상의 상호 관계에 관한 연구: 성별 차이를 중심으로”, 《사회복지연구》, 42(2), 179-203.
- 전해숙·강상경, 2009, “노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여”, 《한국노년학》, 29(4), 1611-1628.
- 정경희·오영희·이윤경·오미애·강은나·김경래·황남희·김세진·이선희·이석구·홍송이, 2017, 《2017년 노인실태조사》, 보건사회연구원
- 조현주·임현우·조선진·방명희, 2008, “성인 남녀의 우울감 특징과 전문적 도움추구에서의 차이”, 《한국심리학회지: 여성》, 13(3), 283-297.
- 허만세·박병선·배성우, 2015, “한국어판 축약형 Ces-d 척도의 측정불변성 검증”, 《정신보건과 사회사업》, 43(2), 313-339.
- 허준수·유수현, 2002, “노인의 우울에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 《정신보건과 사회사업》, 13,

7-22.

- Albert, S. M., 2014, *Public health and aging: An introduction to maximizing function and well-being*, Springer Publishing Company.
- Beekman, A. T., Copeland, J., and Prince, M. J., 1999, "Review of community prevalence of depression in later life", *The British Journal of Psychiatry*, 174(4), 307-311.
- Blazer, D. G., 2003, "Depression in late life: Review and commentary", *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 58(3), M249-M265.
- Brown, G. W., Bifulco, A., Veiel, H., and Andrews, B., 1990, "Self-esteem and depression", *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 25(5), 225-234.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C., and Thisted, R. A., 2006, "Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: Cross-sectional and longitudinal analyses", *Psychology and Aging*, 21(1), 140.
- Carragher, N., Adamson, G., Bunting, B., and McCann, S., 2009, "Subtypes of depression in a nationally representative sample", *Journal of Affective Disorders*, 113(1-2), 88-99.
- Chen, L., Eaton, W. W., Gallo, J. J., and Nestadt, G., 2000, "Understanding the heterogeneity of depression through the triad of symptoms, course and risk factors: A longitudinal, population-based study", *Journal of Affective Disorders*, 59(1), 1-11.
- Collins, L. M. and Lanza, S. T. (2013). *Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, behavioral, and health sciences*. John Wiley and Sons.
- Dupuis, S. L., and Smale, B. J., 1995, "An examination of relationship between psychological well-being and depression and leisure activity participation among older adults.", *Loisir Et societe/Society and Leisure*, 18(1), 67-92.
- Hybels, C. F., Landerman, L. R., and Blazer, D. G., 2013, "Latent subtypes of depression in a community sample of older adults: Can depression clusters predict future depression trajectories?", *Journal of Psychiatric Research*, 47(10), 1288-1297.
- Jeong, H., Lee, J. J., Lee, S. B., Park, J. H., Huh, Y., Han, J. W., . . . Kim, K. W., 2013, "Role of severity and gender in the association between late-life depression and all-cause mortality", *International Psychogeriatrics*, 25(4), 677-684.
- Kessler, R. C., 2003, "Epidemiology of women and depression", *Journal of Affective Disorders*, 74(1), 5-13.
- Kim, J., Cho, M. J., Hong, J. P., Bae, J. N., Cho, S., Hahm, B., . . . Jeon, H. J., 2015, "Gender differences in depressive symptom profile: Results from nationwide general population surveys in Korea. *Journal of Korean Medical Science*, 30(11), 1659-1666.
- Kockler, M. and Heun, R., 2002, "Gender differences of depressive symptoms in depressed and

- nondepressed elderly persons", *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 17(1), 65-72.
- Koh, K. B., Kim, C. H., and Park, J. K., 2002, "Predominance of anger in depressive disorders compared with anxiety disorders and somatoform disorders", *The Journal of Clinical Psychiatry*, 63, 486-492.
- Lanza, S. T., Dziak, J. J., Huang, L., Wagner, A. T., and Collins, L. M., 2015, "Proc LCA & Proc LTA users' guide (Version 1.3.2)", University Park: The Methodology Center, Penn State. Available from methodology.psu.edu.
- Lee, C., Leoutsakos, J., Lyketsos, C. G., Steffens, D. C., Breitner, J. C., and Norton, M. C., 2012, "Latent class derived subgroups of depressive symptoms in a community sample of older adults: The Cache county study", *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 27(10), 1061-1069.
- Lee, C., Yeh, C., Lee, M., Lin, H., Chen, V. C., Hsieh, M., . . . Lai, T., 2012, "Leisure activity, mobility limitation and stress as modifiable risk factors for depressive symptoms in the elderly: Results of a national longitudinal study", *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 54(2), e221-e229.
- Mackin, R. S., Insel, P., Aisen, P. S., Geda, Y. E., Weiner, M. W., and Alzheimer's Disease Neuroimaging Initiative, 2012, "Longitudinal stability of subsyndromal symptoms of depression in individuals with mild cognitive impairment: relationship to conversion to dementia after 3 years", *International journal of geriatric psychiatry*, 27(4), 355-363.
- Malone, D. A., and Lartey, P., 2004, "Depression and suicide", 69-80, in *Clinical preventive medicine II*, edited by Lang, R. S. and Hensrud, D. D., American Medical Association.
- McInnis-Dittrich, K, 2009, *Social work with older adults* Allyn and Bacon.
- Meeks, T. W., Vahia, I. V., Lavretsky, H., Kulkarni, G., and Jeste, D. V., 2011, "A tune in "a minor" can "b major": A review of epidemiology, illness course, and public health implications of subthreshold depression in older adults", *Journal of Affective Disorders*, 129(1-3), 126-142.
- Murrell, S. A., Meeks, S., and Walker, J., 1991, "Protective functions of health and self-esteem against depression in older adults facing illness or bereavement", *Psychology and Aging*, 6(3), 352-360
- Park, J., Park, T. W., Yang, J., and Chung, S., 2016, "Factors associated with depression among elderly koreans: The role of chronic illness, subjective health status, and cognitive impairment", *Psychogeriatrics*, 16(1), 62-69.
- Park, J. H., Kim, K. W., Kim, M., Kim, M. D., Kim, B., Kim, S., . . . Woo, J. I., 2012, "A nationwide survey on the prevalence and risk factors of late life depression in South Korea", *Journal of Affective Disorders*, 138(1-2), 34-40.
- Park, J. H., Lee, J. J., Lee, S. B., Huh, Y., Choi, E. A., Youn, J. C., . . . Kim, K. W., 2010, "Prevalence of major depressive disorder and minor depressive disorder in an elderly korean population: Results from the Korean longitudinal study on health and aging (KLoSHA)", *Journal of Affective*

Disorders, 125(1-3), 234-240.

Reddy, M. S., 2010, Depression: the disorder and the burden, *Indian journal of psychological medicine*, 32(1), 1.

Sonnenberg, C. M., Beekman, A. T., Deeg, D. J., and van Tilburg, W., 2000, "Sex differences in late-life depression", *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 101(4), 286-292.

Sowislo, J. F., and Orth, U., 2013, "Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies", *Psychological Bulletin*, 139(1), 213.

Zunzunegui, M. V., Beland, F., Llacer, A., and Leon, V., 1998, "Gender differences in depressive symptoms among spanish elderly", *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 33(5), 195-205.

AUDIT-K 척도의 요인구조 및 측정불변성 검증: 내포(nested) 모형 비교를 위한 $RMSEA_D$ 지수의 활용을 중심으로

Validating the Factor Structure and Measurement Invariance of the AUDIT-K Scale: Focusing
on the use of the $RMSEA_D$ index for nested model comparison.

박병선, 이선영(국립강릉원주대학교)

본 연구는 한국복지패널자료를 활용하여 AUDIT-K의 요인구조를 확인하고, 성별 및 연령대 집단별 측정불변성과 종단적 측정불변성에 대한 검증을 통해 척도의 타당성과 활용성을 검증하기 위한 목적으로 수행되었다. 이 과정에서 최근 주목받고 있는 $RMSEA_D$ 를 활용하여 기존의 내포 모형의 비교 방식과의 어떠한 차이가 있는지를 검증하였다. 분석에 활용된 자료는 4차년도 자료를 기준으로 16차년도 자료까지 사용하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, AUDIT-K는 2요인 및 3요인 구조 모두 적합한 것으로 나타났다. 둘째, 성별 및 연령대 집단의 측정불변성은 약한불변성(Weak) 모형까지 유지되는 것으로 나타났다. 셋째, 1년 간격의 5년간 종단적 측정불변성은 엄격한불변성(Strict) 모형까지 유지되었고, 4년 간격의 13년간의 종단적 측정불변성은 강한불변성(Strong) 모형까지 유지되는 것으로 나타났다. 넷째, 내포 모형 비교를 위한 $\Delta RMSEA$ 와 $RMSEA_D$ 를 비교하여 살펴보았을 때, 일부 모형의 비교에서 결과의 차이가 있음을 확인하여 내포 모형 비교 기준의 적용에 있어 주의가 필요함을 제시하였다. 마지막으로 본 연구의 함의와 한계를 제시하였다.

제1절 서론

알코올사용장애는 반복적인 음주로 인하여 사회적 또는 직업상의 문제가 발생함에도 불구하고 음주를 지속하는 알코올 남용과 내성과 금단증상이 있는 상태로 자기통제가 불가능한 알코올 의존을 포함하는 정신장애이다(국립정신건강센터, 2021). 이러한 알코올 사용장애는 전 세계적으로도 질병에 따른 사회적 부담과 관련한 가장 중요한 위험요소 중 하나이기 때문에 알코올의 사용을 정확하게 측정하고 잠재적인 알코올 관련 문제를 조기에 선별하고 식별하는 것은 공공보건의 측면에서 상당히 중요하다고 할 수 있다(Skogen et al., 2019).

이러한 측면에서 1989년 세계보건기구(WHO)에서는 개인의 음주량 및 빈도, 음주로 인한 폐해 등을 다면적으로 평가하여 알코올 사용의 문제를 선별해 내기 위하여 AUDIT(Alcohol Use Disorders Identification Test)라는 척도를 개발하여 보급하였다(Babor et al., 2001). 이 척도는 알코올 사용장애의 조기 선별뿐 아니라 유해음주 및 위험음주 등을 선별할 수 있도록 10개의 문항(3개의 하위요인)으로 구성되어 있으며, 다수의 국가에서 활용하고 있어 국제적으로도 비교가 가능한 척도로 알려져 있다(Erford et al., 2021). 최근 AUDIT 척도의 활용 및 타당화에 관한 연구들에서 원칙도가 제시한 3요인의 구조가 아닌 다른 요인구조를 제안하는 연구가 증가하고 있으며, 다양한 집단에 관한 측정불변성에 관한 논의도 다수 제시되는 등 척도의 타당화 및 활용성을 높이기 위한 노력들이 많이 이루어지고 있는 실정이다(Erford et al., 2021, Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Skogen et al., 2019, Thorisdottir et al., 2020, Tuliao et al., 2016). 그러나 국내의 경우에는 AUDIT 척도에 대한 한국판 버전으로 AUDIT-K에 대한 신뢰도 및 타당도를 검증한 이병욱 외(2000)의 연구를 제외하고는 척도의 타당화에 관한 체계적인 논의가 부족한 것이 사실이다. 특히, 한국복지패널에서는 4차년도부터 AUDIT-K 척도를 활용하여 음주관련 사항을 지속적으로 측정해오고 있지만 그동안 패널 자료를 활용한 AUDIT-K의 체계적인 타당화의 과정이 이루어지지 못한 것으로 보인다. 이러한 측면에서 한국복지패널 자료를 활용한 AUDIT-K 척도의 요인구조 및 횡단적 및 종단적 측정불변성에 관한 검증을 바탕으로 AUDIT-K의 국내 적용에 관한 타당성 및 활용성에 관한 경험적 근거의 마련이 필요하다고 할 수 있다.

한편, 구조방정식을 수행하는 과정에서 내포 모형을 비교하는 방법과 관련하여 카이제곱 차이 검증, 근사 적합도 지수의 비교 등 다양한 논의들이 이루어지고 있으며 발전하고 있는데, 최근 RMSEA의 차이값을 중심으로 모형을 비교하는 방법에 대한 한계를 지적하며 χ^2 차이 검증 등을 고려한 RMSEA의 계산을 통한 모형 비교를 시도하는 연구가 증가하고 있다(Brace, 2020, Lasker, J., 2022, Orjiakor et al., 2023, Savalei, et al., 2023). 초기 구조방정식 모형의 비교를 위해 사용되던 χ^2 차이 검증 표본의 크기에 민감하다는 문제를 가지고 있기 때문에 이 가지는 문제로 인하여 RMSEA와 CFI와 같은 근사적합도(approximate fit) 지수를 활용한 모형의 비교가 증가하고 있다(Chen, 2007, Cheung and Rensvold, 2002, Savalei, et al., 2023). 그러나 RMSEA와 CFI의 차이값을 중심으로 한 내포 모형의 비교 또한 일정한 한계가 있음을 제시하며 χ^2 차이 검증의 값과 자유도의 차이 등을 고려한 RMSEA, 즉 $RMSEA_D$ 를 활용한 모형의 비교를 제안하였다(Brace, 2020). $RMSEA_D$ 를 활용할 경우, 기존 RMSEA와 동일한 기준을 적용할 수 있으며, CI(Confidence Interval)의 계산이 가능하다는 점 등과 같은 장점이 있어 χ^2 및 RMSEA의 차이를 중심으로 하는 분석의 한계를 극복할 수 있다고 하였다(Savalei, et al., 2023).

본 연구의 목적은 크게 두 가지로 제시할 수 있다. 첫째, 한국복지패널에서 음주와 관련된 사항을 측정하기 위하여 사용되고 있는 AUDIT-K 척도의 요인구조, 성별 및 연령대별 집단에 따른 측정불변성, 단기 및 장기적 측면의 종단적 측정불변성의 검증을 통해 척도의 타당성과 활용성을 경험적으로 확인하고자 한다. 둘째, 구조방정식 모형 비교 및 측정불변성 검증과 같이 내포 모형에 대한 비교를 위해 현재까지 주로 사용되고 있는 RMSEA 차이값과 최근에 제시된 RMSEA₀값을 활용한 모형 비교의 차이점과 유용성 등 모형 비교를 위해 사용되는 두 지수의 차이에 관한 경험적 확인을 목적으로 한다.

제2절 선행연구 고찰

1. AUDIT-K 척도

개인의 음주와 관련한 음주량, 빈도, 음주로 인한 폐해 등에 관해 평가를 할 수 있는 도구인 AUDIT는 알코올 사용장애의 조기 선별뿐 아니라 유해 음주 및 위험 음주 등을 선별할 수 있는 도구이다(이분희 외, 2014, Babor et al., 2001). AUDIT는 총 3개의 하위요인과 10개의 문항으로 구성되어 있는데, 1~3번 문항은 음주 양과 빈도 등을 평가하며, 4~6번 문항은 알코올 의존과 관련된 증상을 평가하고, 7~10문항은 음주와 관련하여 발생하는 폐해에 대해서 평가하도록 구성되어 있다(Babor et al., 2001). 특히, AUDIT는 초기 개발 당시 6개국에 걸친 일차 의료환경을 고려한 비교 연구를 통해 개발되었으며, 국제 질병 분류(ICD-10)의 기준에 따라 알코올 사용에 대한 스크리닝을 위한 국가 간 표준화 평가도구로서 활용되고 있다(Erford et al., 2021). 더욱이 최근까지 40개 이상의 언어로 번역되어 사용되고 있으며, 청소년기부터 후기 성인기까지의 다양한 연령 범주뿐 아니라 문화적 다양성, 간결성, 높은 정확도 등을 가진 아주 유용한 척도라고 할 수 있다(Erford et al., 2021).

이러한 AUDIT 척도의 요인구조 및 문항에 관한 선행연구를 살펴보면, 기존의 3요인의 10문항 척도(Babor et al., 2001)와 더불어 원척도를 좀 더 간결하게 줄인 AUDIT-C(3문항)와 AUDIT-3(3번 문항 단독)의 사용을 제안한 연구(Bush et al., 1998), AUDIT-PC(5문항)를 제안한 연구(Gomez et al., 2005), AUDIT-4(4문항)를 제안한 연구(Gual et al., 2002), AUDIT-8(8문항)을 제안한 연구(Paulus et al., 2023) 등 그 문항의 수를 달리하여 측정에 활용되고 있을 뿐 아니라, 원척도 10문항의 요인 구조와 관련해서도 여러 연구들에서 1요인 모형, 2요인 모형, 3요인 모형으로 구분하여 타당화를 시도한 결과 1요인(Skogen et al., 2019) 및 2요인(Erford et al., 2021, Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Thorisdottir et al., 2020, von der Pahlen et al., 2008)과 3요인(Tuliao et al., 2016) 등 각각의 연구에서 서로 다른 모형이 지지되는 등 일관된 결과를 보여주지 못하는 것으로 나타났다.

국내에서는 최은진 외(2006)의 연구에서 처음 사용되었으며, 이후 일부의 연구에서 AUDIT-K에 대한 최적 절단값(조근호 외, 2009), 신뢰도 및 타당도(이병욱 외, 2000), 위험음주에 대한 하위척도 비교(이분희, 2014) 등의 검증을 통한 척도 연구가 진행된 바 있다. 비록 이병욱 외(2000)의 연구에서 AUDIT-K의 신뢰도 및 타당도를 검증하였다고는 하나, 원척도(Babor et al., 2001)의 9번과 10번 문항에 대한 측정을 원척도의 3점 척도가 아니라 다른 문항과 동일하게 5점 척도로 구성하여 검증을 실시하였기 때문에 원척도와 정확하게 일치한다고 보기에는 어려움이 있다. 더욱이 앞서 제시한 국외의 다양한 축약형 척도 개발 및 요인구조 검증 등과 관련된 선행연구들과 같이 AUDIT-K의 요인구조 등에 관한 체계적인 분석이 이루어

졌다고 보기에는 어려움이 있다. 이에 본 연구에서는 한국복지패널 자료를 중심으로 선행연구에서 제시하고 있는 AUDIT-K의 요인구조에 대한 분석을 통해 가장 적합한 요인구조 모형을 검증하고자 한다.

2. 척도의 측정불변성

측정불변성(measurement invariance, MI)은 측정동등성(measurement equivalence) 혹은 측정비교가능성(measurement comparability) 등의 용어로 혼용되어 사용되는데, 특정한 척도를 통해 해당 개념을 측정함에 있어 문화, 지리적 지역, 국가, 시점, 언어, 데이터 수집 방법 등의 의미있는 비교 대상에 대해 동일한 속성의 측정값을 보여주는 가와 관련된 것이다(Leitgöb et al., 2022). 즉, 동일한 척도를 활용하여 특정한 집단 간의 횡단 및 종단적으로 측정된 점수를 집단 간 혹은 시점 간 비교를 위해서는 각 집단 및 시점에서 측정된 값의 속성(구조와 의미 등)이 동일하게 나타나고 있음이 전제되어야 함을 의미한다. 구체적으로 집단 간 비교를 위한 측정불변성이 확보되지 않았다는 것은 해당 척도의 의미와 구조가 비교하고자 하는 각 집단에 따라 동일하게 나타나지 않기 때문에 실제적인 차이를 비교한다기 보다는 ‘젓가락과 포크’를 비교하게 되는 오류를 범하게 된다(배성우 외, 2020, Chen, 2008, Horn and McArdle, 1992). 또한, 종단적 측정불변성이 확보되지 않았다는 것은 해당 척도의 의미와 구조가 시간의 흐름에 따라 동일하게 나타나지 않을 수 있음을 의미하고(Liu et al., 2017), 이는 결국 해당 척도로 측정된 값과 의미가 시간의 흐름에 따른 진정한 변화(true change)를 반영하는 것인지를 명확하게 파악하기 어렵게 된다는 것을 의미한다(Bertola et al., 2020, Widaman et al., 2010). 이러한 측정불변성을 검증하는 절차는 다양하게 제시되고 있으나 일반적으로 측정불변성의 각 수준에 따른 제약되는 내용 및 비교 유형, 평가와 관련한 사항을 간략히 정리하면 다음의 <표 1>과 같다.

<표 1> 측정불변성의 수준

수준 (Invariance level)	의미하는 바 (What it implies)	허용되는 그룹 간 비교 유형 (Type of comparison across groups allowed)	측정불변성 수준의 평가 (How the invariance level may be assessed)
Configural invariance	그룹 간 동일한 항목과 동일한 구조 설정	기준 모형	다중집단 확인적 요인분석(MGCFA)의 모형 적합성 기준에 따른 평가
[Full or partial] Metric(Weak) invariance	각 문항에 대한 그룹 간 동일한 요인부하량 설정 (부분 메트릭불변성을 위해 동일한 요인적재량을 가진 항목이 최소한 2개 이상)	표준화되지 않은 연관성(공분산, 관심 있는 다른 이론적 구성과의 표준화되지 않은 회귀 계수)	Configural invariance에 비해 적합도가 크게 떨어지지 않음
[Full or partial] Scalar(Strong) invariance	각 문항에 대한 그룹 간 동일한 요인부하량 및 절편 설정 (부분 스칼라불변성을 위해 동일한 요인 적재량 및 절편을 가진 항목이 최소한 2개 이상)	표준화되지 않은 연관성 및 잠재평균	[Full or partial] Metric(Weak) invariance에 비해 적합도가 크게 떨어지지 않음
Strict invariance	각 문항에 대한 그룹 간 동일한 요인부하량, 절편 및 오차분산 설정	표준화되지 않은 연관성 및 잠재평균	[Full or partial] Scalar(Strong) invariance에 비해 적합도가 크게 떨어지지 않음

* Leitgöb et al.(2022)의 <표 1> 및 참조.

한편, AUDIT 척도의 측정불변성을 검증하는 연구로 국외에서는 몇몇 연구들이 확인되고 있으나(Erford et al., 2021, Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Skogen et al., 2019, Thorisdottir et al., 2020, Tulião et al., 2016), 국내에서는 거의 이루어지지 못한 것으로 보인다. 국외에서 분석된 측정불변성의 결과를 간략히 정리하면 다음의 <표 2>과 같다. 각각의 연구에서 대상자는 서로 다르지만 성별(Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Skogen et al., 2019), 연령(Skogen et al., 2019), 인종(Erford et al., 2021, Tulião et al., 2016) 등 다양한 측면에서의 측정불변성이 유지되고 있음을 보여주었다.

<표 2> AUDIT 척도의 측정불변성 선행연구

연구	대상	사례 수	통계프로그램 및 추정방식	측정불변성 검증 결과
Peng et al.(2012)	15개 국가 일반인 조사	27,478	Mplus / WLSMV estimator	Canada 성별(2집단) Scalar invariance 유지 Sweden 성별(2집단) Scalar invariance 유지 Uganda 성별(2집단) Scalar invariance 유지
Tulião et al. (2016)	필리핀 대학생 미국 대학생	255 1,259	Mplus 6 / MLR estimator	인종 (필리핀과 미국 2집단) Metric invariance 유지
Moehring et al.(2018)	EARLINT network data	28,345	Mplus 7.4 / WLSMV estimator	성별(2집단) Strict invariance 유지
Skogen et al.(2019)	노르웨이 국민	4,318	R / semTools and lavaan packages	성별(2집단) Scalar invariance 유지 연령(65세 기준 2집단) Scalar invariance 유지 교육(4집단) Scalar invariance 유지
Thorisdottir et al.(2020)	캐나다 퇴역 군인	1,669	Amos 22 / ML estimation	PTSD 증상 유무(2집단) invariance 유지 안됨
Erford et al.(2021)	대학생	4,756	Mplus 8.3 / WLSMV estimator	인종 (라틴계와 비라틴계 2집단) Scalar invariance 유지 학력 (학부와 대학원 2집단) Configural invariance 유지

이상과 같은 AUDIT 척도에 대한 측정불변성에 관한 결과들이 척도의 사용에 관한 경험적 정보를 제공해주지만, 국내의 경우에는 한국복지패널에서 AUDIT-K를 사용하여 음주문제를 오랫동안 측정하여 대규모의 자료를 제공하고 있지만 척도의 요인구조에 관한 타당화가 적절하게 이루어지지 못한 것으로 보인다. 더욱이 패널 종단 자료를 활용한 집단 간 비교 및 종단 연구들이 다양하게 이루어지고 있는 상황이지만, 척도의 측정불변성에 대한 검증이 체계적으로 이루어져 있지 않은 상황이다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 한국복지패널 자료의 AUDIT-K 척도에 대하여 성별집단과 연령대집단을 중심으로 하는 측정불변성 및 단기간 및 장기간에 대한 종단적 측정불변성에 대한 다양한 검증을 통해 척도의 타당성을 경험적으로 확인하고자 한다.

3. 내포 모형 비교를 위한 RMSEA_D 지수의 활용

일반적으로 측정불변성 검증과 같은 내포(nested) 모형에 대한 비교를 위하여 χ^2 의 차이를 활용하는 것이 많이 알려져 있으나, χ^2 차이 검증 방법이 표본의 크기에 민감하여 정확한 차이에 대한 검증이 어려움이 있다는 것이 알려지며, 구조방정식 모형에 대한 모형적합도 지수의 차이값을 중심으로 비교하는 방법이 제시되었다(Chen, 2007). 특히, 잠재변수를 활용하여 모형을 비교할 경우 가장 많이 사용되는 적합도 지수인 RMSEA를 중심으로 두 모형 간 RMSEA의 차이값(이하 Δ RMSEA)을 활용한 모형의 비교가 많이 이루어지고 있다(Ropovik, 2016, Table 1). 예를 들어, Model A와 Model B에 해당하는 RMSEA값을 각각

RMSEA_A와 RMSEA_B라고 할 때, $\Delta RMSEA = RMSEA_B - RMSEA_A$ 라고 할 수 있으며, 두 모형의 비교 기준으로 $\Delta RMSEA > .010 (N \leq 300)$ 또는 $.015 (N > 300)$ (표본 크기에 따라 다르게 적용함)이 일반적으로 적용되고 있다(Chen, 2007). 그러나 최근 Savalei et al., (2023)의 연구에서 내포 모형의 비교에서 활용되는 $\Delta RMSEA$ 의 값에 대한 몇 가지의 단점을 밝히며 RMSEA_D의 사용을 제안하고 있는데, 해당 연구에서 제시한 $\Delta RMSEA$ 의 단점으로 첫째, 기존 RMSEA 지수의 컷오프 기준을 적용할 수 없으며, 다만, 별도의 컷오프 기준을 제안한 연구는 있다(Chen, 2007), 둘째, CI값을 구하는 것이 어려우며(Lai, 2020), 작은 표본의 컷오프에 의존하는 연구의 경우 사례수의 변화를 과도하게 해석할 수 있다. 셋째, 가장 중요한 부분으로 내포 모형을 비교함에 있어 $\Delta \chi^2$ (두 모형간 χ^2 값의 차이) 값과 Δdf (두 모형간 자유도 차이)가 유사하게 변화될 때 초기 자유도가 크면 $\Delta RMSEA$ 가 작아지는 등 민감도가 부족한 경우가 있다고 제시하며, 이러한 한계를 어느 정도 극복할 수 있는 지수로서 RMSEA_D 사용을 제안하였다(Savalei, et al., 2023; 10-15p).

내포 모형의 비교를 위해 제안된 RMSEA_D를 살펴보면 다음과 같다. 앞선 예와 같이, Model A의 주요 값을 χ^2_A , df_A 라고 하고 Model B의 주요 값에 대해 χ^2_B , df_B 라고 할 때, RMSEA_D의 계산식은 아래와 같다(Savalei, et al., 2023 및 <https://rpubs.com/JLLJ/SBFNMC> 참조).

$$D = \chi_B^2 - \chi_A^2$$

$$df_D = df_B - df_A$$

$$\text{single-group models} \quad RMSEA_D = \sqrt{\frac{D - df_D}{df_D(N - 1)}}$$

$$\text{multiple-group models} \quad RMSEA_{D, MG} = \sqrt{\frac{D - df_D}{df_D(N - N_g)/N_g}}$$

이렇게 계산된 RMSEA_D는 Model B에서 얻게 되는 추가 자유도에 따른 Model B의 제약조건에 의해 나타나는 추가적인 부적합의 정도로 해석될 수 있으며, 기존에 사용되는 RMSEA의 적합도 기준을 그대로 활용할 수 있다. 이 과정에서 $D < df_D$ 일 경우 RMSEA_D는 0의 값을 가지게 된다(Savalei, et al., 2023).

실제 Savalei, et al.(2023)의 연구에서는 과거에 분석된 연구의 결과를 토대로 측정불변성의 분석을 위한 모형의 비교를 위하여 $\Delta RMSEA$ 를 활용하였을 때와 RMSEA_D를 활용할 때 최종적인 결론을 내림에 있어 일부 차이를 보일 수 있음을 제시하고 있다(Savalei, et al., 2023; 참조 15-19p). 이에 본 연구에서는 내포 모형의 비교에 있어 주로 사용되었던 $\Delta RMSEA$ 와 최근 주목받고 있는 RMSEA_D의 비교를 바탕으로 AUDIT-K 척도의 측정불변성 모형의 선택에 있어서 어떠한 차이가 있는지를 경험적으로 살펴보고자 하였다.

제3절 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서 사용된 자료는 한국복지패널 자료로 2006년을 시작으로 매년 패널에 대한 조사가 진행되고 있으며, 2023년 현재 17차 자료까지 공개되어 있다. 본 연구에서는 AUDIT-K 척도를 처음 사용하고 있

는 2009년의 4차년도 자료를 기준으로 척도에 응답한 6,639명의 자료를 활용하였다. 또한, 종단적 측정불변성의 검증을 위하여 4차년도를 기준으로 1년 단위 5개년도(4, 5, 6, 7, 8차 data)와 4년 단위 5개년도(4, 7, 10, 13, 16차 data)의 분석을 위하여 각 분석 년도에 해당하는 AUDIT-K 척도에 대해 모두 응답한 대상자 각 2,828명과 1,426명의 자료를 사용하였다. 각 분석에 사용된 연구대상자의 구체적인 인구사회학적 특성은 <표 4>에 제시하였다.

2. AUDIT-K 척도

한국복지패널에서 사용 중인 AUDIT-K 척도는 세계보건기구에서 제공하는 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test) 척도(Babor et al., 2001)를 최은진 외(2006)가 번역한 것으로 문제 음주와 알코올 의존에 관한 사항에 관한 10개의 문항으로 구성되어 있다. 척도를 통해 지난 1년간 개인이 경험한 음주의 빈도와 양, 알코올 의존증세, 음주와 관련된 문제의 세 영역으로 나누어 측정하고 있는데, 해로운 음주행동 영역의 3문항(음주의 빈도, 음주량, 고위험 음주의 빈도), 알코올 의존 영역의 3문항(음주에 대한 통제력 상실, 음주에 대한 증대된 동기, 해장술), 위험한 음주 영역 4문항(음주 후 후회감, 취중의 일을 기억 못함, 음주관련 상해, 음주관련 문제 경험)으로 구성되어 있다(최은진 외, 2006). 1~8번 문항은 5점 척도로 측정되어 있으며, 9~10번 문항은 3점 척도로 측정하도록 되어 있다. 본 연구에서 사용된 년차별 척도의 내적일관성 분석 결과, 4차년도의 Cronbach's α =.892, 5차 .788, 6차 .798, 7차 .802, 8차 .780, 10차 .778, 13차 .766, 16차 .768로 나타났다.

3. 분석방법

1) 요인구조 분석

본 연구에서는 초기 AUDIT-K 척도의 요인구조에 대하여 확인적 요인분석을 실시하여, 분석하고자 하는 자료와 가장 잘 부합하는 요인모형을 확인하였다. 선행연구를 통해 알려져 있는 요인구조는 아래와 같이 1요인, 2요인, 3요인으로 구분할 수 있다(Erford et al., 2021, Moehring et al., 2018, Skogen, et al., 2019, Tuliao et al., 2016, Thorisdottir et al., 2020, von der Pahlen et al., 2008).

- ① 1요인 모형은 10개 문항이 단일요인으로 구성되어 있음을 가정한다.
- ② 2 요인 모형은 요인 1(1, 2, 3번 문항)과 요인 2(4, 5, 6, 7, 8, 9, 10번 문항)의 2 요인 구조로 구성되어 있음을 가정한다.
- ③ 3 요인 모형은 요인 1(1, 2, 3번 문항)과 요인 2(4, 5, 6번 문항), 요인 3(7, 8, 9, 10번 문항)의 3개 요인으로 구성되어 있음을 가정한다.

2) 측정불변성 검증

AUDIT-K 척도의 측정불변성은 4차년도 자료를 기준으로 성별집단 및 연령대집단으로 구분하여 살펴보고자 하였다. 성별집단의 경우, 남자집단 및 여자집단으로 구분하였고, 연령대집단의 경우 일반적으로 노인을 구분하는 65세를 기준으로 65세 미만과 65세 이상으로 집단을 구분하였다.

측정불변성의 분석을 위하여 앞선 요인구조의 분석 결과를 바탕으로 가장 적합하게 나타나고 있는 요인구조 모형에 대하여 기저모형의 분석을 통해 각 집단별 요인구조 모형의 적합성을 검토한 후, 다집단 확인적 요인분석을 통해 형태불변성(configural), 약한불변성(Weak), 강한불변성(Strong), 엄격한불변성

(Strict)의 단계로 각 모형의 분석을 실시하였다(Byrne and Stewart, 2006, Lasker, 2022, Leitgöb et al., 2022, Millsap and Yun-Tein, 2004, Schmitt and Kuljanin, 2008; Vandenberg and Lance, 2000).

3) 종단적 측정불변성 검증

종단적 측정불변성은 AUDIT-K 척도가 처음으로 사용된 4차년도를 기준으로 5개년도의 자료에 대한 분석을 실시하였는데, 1년 간격의 5개년도(4, 5, 6, 7, 8차 data)와 4년 간격의 5개년도(4, 7, 10, 13, 16차 data)로 구분하여 단기적 및 장기적 측면에서의 종단적 측정불변성에 대한 검증을 각각 실시하였다.

종단적 측정불변성의 분석의 경우에도 앞선 요인구조 분석 결과 가장 적합하게 나타난 요인구조 모형에 대하여 분석하고자 하는 5개 시점의 하위요인 및 측정 문항을 모두 투입한 연구모형에 대하여 형태불변성(configural), 약한불변성(Weak), 강한불변성(Strong), 엄격한불변성(Strict)의 단계로 각 모형의 분석을 실시하였다(Liu et al., 2017, Mackinnon et al., 2022, Millsap, 2010, Millsap and Cham, 201, Newsom, 2015, Pitts et al., 1996, Widaman et al., 2010).

4) 자료의 분석 및 모형 비교

본 연구에서는 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요 변수의 특성에 관한 분석을 위하여 SPSS 24.0을 사용하였고, 주요 요인구조 모형 및 측정불변성의 검증을 위하여 Mplus 8.4 프로그램의 MLR(강건한 최대우도 추정, Robust Maximum Likelihood Estimation) 추정 방식을 사용하였으며(Hricovec et al., 2023, Muthén and Muthén, 2019, Tuliao et al., 2016), RMSEA의 분석 및 CI값의 분석을 위해서 R-project Version 4.3.1과 lavaan packages를 활용하였다.

AUDIT-K 척도의 요인구조에 대한 모형의 비교를 위하여 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)을 사용하여 비교하였으며, 두 지수의 값이 낮을수록 더 적합하다고 볼 수 있다(Burnham and Anderson, 2004). 다음으로 AUDIT-K 척도의 측정불변성 및 종단적 측정불변성 모형의 비교를 위하여 현재 많이 사용되고 있는 RMSEA(Δ RMSEA)값의 차이와 더불어 RMSEA_D를 활용하여 각 모형의 차이를 비교함으로써 내포 모형의 비교에 더 적합한 것으로 제시되고 있는 RMSEA_D에 대한 활용성 여부에 대해 확인하고자 하였다. 본 연구의 분석에 사용된 사례 수가 크다는 것으로 반영하여 Δ RMSEA>.015를 기준으로 모형의 적합 여부를 판단하였다(Chen, 2007). 또한, RMSEA_D의 경우 기존 RMSEA 적합도 지수의 기준인 0.05이하일 때 좋은 적합도(close fit), 0.05-0.08은 괜찮은 적합도(fair fit), 0.08-0.10은 좋지 않은 적합도(mediocre fit), 0.10이상은 심각하게 좋지 않은 적합도(poor fit)로 판단할 수 있으며, RMSEA 및 RMSEA_D의 CI는 90%의 수준에서 검정하였다(Browne and Cudeck, 1992, Kline, 2023, Savalei, et al., 2023).

제4절 연구결과

1. 인구사회학적 특성

본 연구의 분석에 사용된 연구대상자의 인구사회학적 특성은 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 연구대상자의 인구사회학적 특성

(n, %)

항목	구분	요인구조 및 측정불변성 사례 N=6,639	종단적 측정불변성 사례	
			4-8차 n=2,828	4-16차 n=1,426
성별	남성	3,930(59.2)	2,052(72.6)	1,093(76.6)
	여성	2,709(40.8)	776(27.4)	333(23.4)
연령		M=46.60세(SD=16.35세) 최소 17세, 최대 98세	M=46.24세(SD=14.66세) 최소 18세, 최대 87세	M=44.16세(SD=12.62세) 최소 18세, 최대 84세
	유배우	4,448(67.0)	2,051(72.5)	1,071(75.1)
결혼상태	사별	449(6.8)	110(3.9)	30(2.1)
	이혼	281(4.2)	144(5.1)	69(4.8)
	별거	60(0.9)	32(1.1)	15(1.1)
	미혼	1,394(21.0)	489(17.3)	241(16.9)
	기타	5(0.1)	2(0.1)	-
	초등학교 졸업 이하	1,268(19.1)	421(14.9)	155(10.9)
학력	중학교 졸업	669(10.1)	312(11.0)	144(10.1)
	고등학교 졸업	2,305(34.7)	1,074(38.0)	576(40.4)
	대학교 졸업 이상	2,397(36.1)	1,021(36.1)	551(38.6)

2. AUDIT-K의 확인적 요인분석 결과

선행연구에서 제시된 AUDIT-K 척도의 요인구조 모형을 바탕으로 확인적 요인분석을 실시한 결과를 다음의 <표 4>에 제시하였다. 1요인 모형의 경우 모형적합도가 수용가능한 수준에 있지 않은 것으로 나타났으나, 2요인 모형과 3요인 모형은 모형적합도가 수용가능한 수준에 있는 것으로 나타났다. 그리고 AIC와 BIC의 값 또한 1요인 모형에 비해 2요인 모형과 3요인 모형의 값이 낮은 것으로 나타났다. 따라서 최종 모형으로 2요인 모형과 3요인 모형을 선택할 수 있는데, AIC와 BIC의 값에서 차이가 있기는 하지만 본 연구에서는 선행연구에서도 최종 모형으로 다수 채택된 2요인 모형을 최종 모형으로 선택하였다¹⁾(Erford et al., 2021, Moehring et al., 2018, Thorisdottir et al., 2020, von der Pahlen et al., 2008).

<표 4> AUDIT-K 척도의 요인모형에 대한 모형적합도

척도	모형	χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90% CI)	AIC	BIC
AUDIT-K (N=6,639)	1 factor	2504.467	35	.787	.726	.067	.103[.100, .107]	136015.765	136219.787
	2 factor	430.658	34	.966	.955	.033	.042[.038, .046]	131631.147	131841.969
	3 factor	389.703	32	.969	.957	.031	.041[.037, .045]	131540.337	131764.761

1) 상대적으로 더 복잡한 3 factor 모형의 전체 적합도(df=32)가 이보다 간단한 2 factor 모형(df=34)의 적합도보다 더 높은 것은 예상 가능한 일이며, 복잡한 모형이 갖는 적합도 상의 이점이 AIC의 산출 과정에서 자유 모수가 많음으로 인해 받는 불이익을 상쇄시킬 만큼 크거나, BIC에서 사례 수를 가중치로 한 불이익을 상쇄시킬 만큼 크다고 볼 수 없다고 판단하였기 때문에 AIC와 BIC 값이 약간 높음에도 불구하고 2 factor 모형을 선택하였다(Kline, 2023). 이는 AIC 및 BIC에 기초하여 모형을 선택하는 경우 표집 오차가 많이 개입하게 되는데, BIC의 경우 사례 수가 커짐에 따라 표집오차가 증가하기 때문에 다양한 사례수에 대해 모형의 적합성이 다르게 나타날 수 있어 주의를 요한다는 점을 고려하였다(Pttrsvhrt and Merkle, 2012).

3. 기저모형 검토

측정불변성에 관한 검증을 위하여 기저모형의 적합도에 관한 분석을 실시한 결과가 다음의 <표 5>에 제시되었다. 기저모형은 앞서 가장 적합한 요인모형으로 선택된 2요인 모형을 기준으로 하였다. 성별을 기준으로 남성과 여성 집단 모두와 연령대를 기준으로 65세 미만과 65세 이상 집단에 대하여 각각 확인적 요인분석한 결과, 모든 집단에서 요인구조모형의 적합도가 수용가능한 수준으로 나타나 측정불변성 분석이 가능함을 확인하였다.

<표 5> 측정불변성의 기저모형 검토

구분			Model fit index					
			χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90% CI)
AUDIT-K (N=6,639)	성별	남성 (n=3,930)	424.855	34	.949	.932	.041	.054[.050, .059]
		여성 (n=2,709)	93.342	34	.976	.968	.028	.025[.019, .032]
	연령대	65세 미만 (n=5,417)	370.431	34	.967	.957	.033	.043[.039, .047]
		65세 이상 (n=1,222)	58.184	.34	.984	.979	.030	.024[.013, .034]

다음으로 종단적 측정불변성 검증을 위하여 기저모형에 대한 분석을 실시하였는데, 구체적으로 단기적 종단측정불변성을 검증하는 1년 간격의 5개년 자료(4, 5, 6, 7, 8차)와 4년 간격의 5개년 자료(4, 7, 10, 13, 16차)에 대하여 2요인 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. <표 6>에 제시된 바와 같이, 각 시점에 해당하는 요인구조 모형에 대한 모형적합도 지수는 모두 수용가능한 수준으로 나타나 종단적 측정불변성에 대한 분석이 가능함을 확인하였다.

<표 6> AUDIT-K 척도의 종단적 측정불변성에 대한 기저모형 검토

구분			Model fit index					
			χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90% CI)
AUDIT-K	4-8차 (5 wave) n=2,828	4차	310.727	34	.948	.931	.041	.054[.048, .059]
		5차	285.039	34	.939	.919	.044	.051[.046, .057]
		6차	264.023	34	.952	.937	.041	.049[.044, .054]
		7차	270.161	34	.947	.930	.042	.050[.044, .055]
		8차	249.789	34	.948	.931	.045	.047[.042, .053]
	4-16차 (5 wave) n=1,426	4차	219.710	34	.938	.918	.045	.062[.054, .070]
		7차	155.509	34	.945	.927	.044	.050[.042, .058]
		10차	174.621	34	.941	.922	.046	.054[.046, .062]
		13차	113.197	34	.962	.949	.040	.040[.032, .049]
		16차	119.175	34	.956	.942	.048	.042[.034, .050]

4. 측정불변성 검증

성별(남성, 여성)과 연령대(65세 미만, 65세 이상) 집단을 기준으로 측정불변성 검증을 실시한 결과가 다

음의 <표 7>에 제시되어 있다. 구체적으로 성별 집단의 측정불변성의 분석결과, $\Delta RMSEA > .015$ 를 기준으로 할 경우, 형태불변성과 약한불변성 모형 간 $\Delta RMSEA = .000$ 이고, 약한불변성과 강한불변성 모형 간 $\Delta RMSEA = .026$ 으로 나타나 약한불변성(Weak)까지 유지되는 것으로 나타났다. 그리고 RMSEA_D와 CI값을 기준으로 할 경우 약한불변성과 강한불변성 모형 간 RMSEA_D = .155와 CI의 상한 값이 괜찮은 적합도(fair fit)의 수준인 .08을 넘어서는 것으로 나타나 좋은 적합도를 보인다고 볼 수 없기 때문에 약한불변성(Weak)까지 유지되는 것으로 해석할 수 있어 두 결과가 동일한 것으로 나타났다.

다음으로 연령대 집단의 경우, 형태불변성과 약한불변성 모형 간 $\Delta RMSEA = -.002$ 이고, 약한불변성과 강한불변성 모형 간 $\Delta RMSEA = .013$ 으로 나타났고, 강한불변성과 엄격한불변성 모형 간 $\Delta RMSEA = .002$ 로 나타나 엄격한불변성(Strict)까지 유지되는 것으로 나타났으나, RMSEA_D의 경우 약한불변성과 강한불변성 모형 간 RMSEA_D가 .100이었고 CI의 상한 값이 .08을 넘어서고 있어서 약한불변성(Weak invariance) 모형까지 유지되는 것으로 나타나 $\Delta RMSEA$ 를 중심으로 한 비교와 차이를 보이는 것으로 확인되었다.

<표 7> AUDIT-K 척도의 측정불변성 검증 및 모형 비교 (N=6,639)

Invariance model	Model fit index						Model comparison				
	χ^2	df	CFI	SRMR	RMSEA	T _D	df _D	$\Delta RMSEA$	RMSEA _D	90% CI for RMSEA _D	
성별	Configural	400.878	68	.960	.036	.038	-	-	-	-	
	Weak	440.328	76	.956	.047	.038	39.45	8	0.000	0.034	[.026, .042]
	Strong	1257.791	86	.859	.148	.064	817.463	10	0.026	0.155	[.148, .162]
	Strict	2986.306	96	.652	.291	.095	1728.515	10	0.031	0.227	[.220, .234]
연령대	Configural	378.103	68	.970	.033	.037	-	-	-	-	
	Weak	392.875	76	.970	.039	.035	14.772	8	-0.002	0.016	[.006, .030]
	Strong	736.860	86	.938	.060	.048	343.985	10	0.013	0.100	[.093, .107]
	Strict	890.899	96	.924	.070	.050	154.039	10	0.002	0.066	[.059, .073]

5. 종단적 측정불변성 검증

종단적 측정불변성을 검증하기 위하여 각 모형에 대한 분석을 위해서 기준이 되는 아무런 제약이 없고 형태가 같다고 보는 형태불변성(Configural invariance) 모형을 시작으로, 요인부하량에 대한 제약을 설정하는 약한불변성(Weak invariance), 절편에 대한 제약을 설정하는 강한불변성(Strong invariance), 오차분산에 대한 제약을 설정하는 엄격한불변성(Strict invariance) 모형 순서로 각각의 제약을 설정하는 모형에 대한 분석을 순차적으로 실시하였다. 본 연구에서는 단기적 측면의 종단적 측정불변성 검증을 위하여 4차~8차까지 1년 간격의 5개 wave(총 5년)를 중심으로 한 모형(LMI-model 1)과 장기적 측면의 종단적 측정불변성 검증을 위하여 4차~16차까지 4년 간격의 5개 wave(총 13년)를 중심으로 한 모형(LMI-model 2)으로 구분하여 분석을 실시하였다. 이러한 종단적 측정불변성의 분석에 사용된 자료는 AUDIT-K 질문에 대해 분석 대상이 되는 5개 wave 모두 응답한 대상자로 LMI-model 1에서 2,828 case가 사용되었고,

LMI-model 2에서 1,426 case가 사용되었으며, 구체적인 대상자 각각의 인구사회학적 특성은 <표 4>에서 확인할 수 있다.

주요 분석 결과는 다음의 <표 8>과 같다. 먼저 4차년도에서 8차년도까지 1년 간격의 자료에 대한 종단적 측정불변성 LMI-model 1을 검증한 결과, $\Delta RMSEA$ 이 각각 .000, .001, .002으로 $\Delta RMSEA > .015$ 를 기준을 넘어서지 않아 엄격한불변성(Strict) 모형까지 유지되는 것으로 나타났고, $RMSEA_D$ 와 CI값을 기준으로 할 경우 $RMSEA_D$ 가 .044, .052, .066이고 CI의 상한 값이 괜찮은 적합도(fair fit)의 수준인 .08을 넘어서지 않은 것으로 나타나 좋은 적합도를 보인다고 볼 수 있어 엄격한불변성(Strict) 모형까지 유지되는 동일한 결과를 보이는 것으로 나타났다.

다음으로 4차년도에서 16차년도까지 4년 간격의 자료에 대한 종단적 측정불변성 LMI-model 2를 검증한 결과, $\Delta RMSEA$ 이 각각 .001, .001, .012로 엄격한불변성(Strict) 모형까지 유지되는 것으로 나타났고, $RMSEA_D$ 와 CI값을 기준으로 할 경우 강한불변성과 엄격한불변성 모형 간 $RMSEA_D = .152$ 이고 CI의 상한 값이 .08을 넘어서고 있어 강한불변성(Strong) 모형까지 유지되는 것으로 나타나 $\Delta RMSEA$ 를 중심으로 한 비교와 차이가 있는 것으로 확인되었다.

이상의 결과를 종합하면, AUDIT-K척도의 경우 단기적으로는 5년부터 장기적으로 13년에 걸친 종단적 측정불변성이 엄격한불변성 및 강한불변성 모형까지 유지되는 것으로 나타났기 때문에 본 척도를 사용하여 단기 혹은 장기적인 반복측정에 사용 가능한 척도임을 경험적으로 확인하였다. 다만, 모형의 비교에 있어 $\Delta RMSEA$ 와 $RMSEA_D$ 를 비교한 결과에서 일부 차이가 있는 것이 확인되어, 내포 모형(nested model)의 비교에 있어 비교의 기준 적용에 대한 좀 더 세밀한 주의가 필요하다고 하겠다.

<표 8> AUDIT-K 척도의 종단적 측정불변성 검증 및 모형 비교

Invariance model		Model fit index						Model comparison			
		χ^2	df	CFI	SRMR	RMSEA	T_D	df _D	$\Delta RMSEA$	$RMSEA_D$	90% CI for $RMSEA_D$
LMI-model 1 4-8차 (5 wave) n=2,828	Configural	2646.585	1030	.956	.056	.024	-	-	-	-	-
	Weak	2743.505	1062	.955	.059	.024	96.92	32	0.000	0.027	[.022, .031]
	Strong	3016.922	1094	.948	.060	.025	273.417	32	0.001	0.052	[.047, .056]
	Strict	3556.767	1134	.935	.064	.027	539.845	40	0.002	0.066	[.063, .070]
LMI-model 2 4-16차 (5 wave) n=1,426	Configural	2014.417	1030	.948	.057	.026	-	-	-	-	-
	Weak	2136.012	1062	.943	.061	.027	121.595	32	0.001	0.044	[.038, .051]
	Strong	2340.884	1094	.934	.062	.028	204.872	32	0.001	0.062	[.055, .068]
	Strict	3701.087	1134	.865	.078	.040	1360.203	40	0.012	0.152	[.147, .158]

제5절 논의 및 결론

본 연구에서는 한국복지패널 자료를 활용하여 AUDIT-K 척도의 요인구조, 성별 및 연령대별 집단에 따

른 측정불변성 및 종단적 측정불변성의 검증을 통해 척도의 타당성과 활용성을 검토하고자 하였으며, 이 과정에서 모형의 비교를 위하여 최근 주목받고 있는 RMSEA_D를 활용하여 기존의 모형 비교 방식과의 어떠한 차이가 있는지를 검증하였다.

주요 연구 결과와 함의를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 한국복지패널 4차년도 자료를 중심으로 살펴본 AUDIT-K 척도의 요인 구조는 원척도에서 제시하는 3요인의 구조와 2요인 구조 모두 적합한 것으로 나타나 음주 행동과 위험한 음주 등 음주문제에 관한 분석에서 두 요인 모형 모두 활용될 수 있음을 확인하였다. 그러나 본 연구에서는 앞서 제시한 바와 같이 3요인 모형(Babor et al., 2001)보다는 조금 더 간명하고 다수의 연구에서 더 적합한 것으로 제시된 2요인 모형(Erford et al., 2021, Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Thorisdottir et al., 2020, von der Pahlen et al., 2008)을 최종 모형으로 선택하여 이후 측정불변성에 대한 분석을 실시하였다.

둘째, AUDIT-K 척도의 성별과 연령대 집단 간 측정불변성 검증 결과, 성별 및 연령대 집단 모두 약한 불변성(Weak) 모형까지 유지되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 성별집단 및 연령집단에 대한 강한불변성 모형까지 유지되는 것으로 나타난 선행연구의 결과와는 일부 차이가 있었다(Peng et al., 2012, Moehring et al., 2018, Skogen et al., 2019). 일반적으로 잠재변수 사이의 공분산과 표준화되지 않은 회귀 계수를 비교할 수 있기 위해서는 약한불변성 모형까지는 유지되어야 하기 때문에 AUDIT-K 척도의 경우 측정불변성이 유지된다고 할 수 있다. 다만, 평균을 비교하기 위해서는 강한불변성(Strong)까지 유지되어야 한다는 것이 일반적인 기준(Leitgöb et al., 2022)이기 때문에 AUDIT-K 척도를 활용하여 잠재평균을 비교하기에는 어려움이 있다고 할 수 있다.

셋째, 종단적 측정불변성 검증 결과, 1년 간격의 자료에 대한 종단적 측정불변성 LMI-model 1에서는 엄격한불변성(Strict) 모형까지 유지되는 것으로 나타났으며, 4년 간격의 자료에 대한 종단적 측정불변성 LMI-model 2는 강한불변성(Strong) 모형까지 유지되는 것으로 나타났다. 현재까지 종단적 측정불변성에 관한 선행연구가 이루어지지 않아 직접적인 비교를 할 수는 없지만, AUDIT-K가 단기 혹은 장기적인 반복측정에 사용 가능한 척도임을 경험적으로 확인하였다. 이러한 결과는 최근 패널 자료와 확대로 인한 종단 연구의 증가를 고려할 때, AUDIT-K를 통해 측정된 값의 의미와 구조가 시간이 흐름에 따라 변하지 않음을 보여주기 때문에 종단 연구에서 충분히 활용될 수 있음을 시사한다(Liu et al., 2017).

넷째, 내포 모형 비교를 위한 Δ RMSEA와 RMSEA_D의 차이를 중심으로 살펴봤을 때, 성별집단은 동일하게 나타났으나 연령대 집단의 경우 결과에서 차이가 있었다. 즉, 연령대 집단의 측정불변성 분석에서 Δ RMSEA를 통해 비교할 경우 엄격한 불변성까지 유지되었으나 RMSEA_D를 적용할 경우 약한불변성 모형까지 유지되는 것으로 나타났다. 또한, LMI-model 2의 검증 결과에서도 Δ RMSEA를 통해 비교할 경우 엄격한 불변성까지 유지되었으나 RMSEA_D를 적용할 경우 강한불변성 모형까지 유지되는 것으로 나타나 결과에 있어 차이가 있었다. 이러한 분석 결과는 어떠한 모형 비교의 기준을 활용하느냐에 따라 최종적인 결과가 다르게 해석될 수 있음을 경험적으로 보여준 것이라고 할 수 있다. 즉, 앞서 제시한 바와 같이 초기 자유도가 클 경우 Δ RMSEA가 작아지는 등의 한계가 있을 수 있음을 인정한다면, 이러한 한계를 일부 보완해줄 수 있는 RMSEA_D를 활용한 모형의 비교 결과를 받아들이는 것이 합리적이라고 할 수 있겠다(Brace, 2020, Savalei, et al., 2023). 다만, 내포 모형의 비교에 있어 RMSEA_D가 Δ RMSEA보다 한계가 적고 유용하게 활용될 수 있지만, 분명한 것은 RMSEA_D 또한 한계가 없는 것은 아니며, 기존 RMSEA 지수가 갖는 한계를 그대로 계승하고 있는 것들이 있기 때문에 완전하다고 볼 수는 없다(Savalei, et al., 2023;

p.25-28참조). 따라서 모형의 적합성을 비교하는 많은 지표들이 처음 만들어진 이후 여러 연구자들에 의해 지속적으로 개선이 이루어져 왔으며, 현재도 이루어지고 있기 때문에 새롭게 확장되고 정의되는 적합도 지수를 적절히 활용하여 구조방정식 모형의 비교를 실시하는 것이 바람직하다고 할 수 있겠다.

마지막으로 본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 분석에 활용된 한국복지패널 자료가 대표성을 가지는 우수한 패널자료라고 하더라도 모든 인구집단에 일반화하기에는 일부 제약이 있을 수 있다. 둘째, 본 연구에서는 장기적인 측면에서의 측정불변성을 모형의 복잡성을 고려하여 4년 단위로 측정된 값을 중심으로 분석하였으나, 향후 분석에서는 측정시점을 모두 고려한 종단적 측정불변성에 대한 검증이 이루어질 때 더 정확한 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 셋째, 본 연구에서는 내포모형을 비교하기 위한 지표로서 많이 사용되는 CFI 지수를 확인하지는 않았는데, 그 이유는 CFI또한 RMSEA와 유사한 한계가 있다는 점을 고려하였다(Savalei, et al., 2023; p.29-31 참조). 추후 CFI의 정확한 활용에 관한 경험적 연구들이 확대될 경우 추가적으로 고려해볼 필요도 있다.

참고문헌

- 곽종혁·김성진·성순기·임현화·이유희·이상봉·박찬혁·조희정·문덕환. 2018. “정신건강의학과 내원객의 인구 사회학적 변인에 따른 알코올 선별 간이 검사법 (AUDIT-K) 척도 값의 차이분석”. 『한국방사선학회 논문지』. 12(1). 53-64.
- 국립정신건강센터. 2021. 『2021년 정신건강실태 조사 보고서』. 보건복지부 국립정신건강센터.
- 배성우·김이영·도문학·김혜지·박병선. 2020. “축약형 우울척도 (CES-D-10) 의 요인구조 및 측정불변성 검증: Andersen form과 Boston form을 중심으로”. 『정신건강과 사회복지』. 48(1). 33-55.
- 성정환·이창훈·도현진·오승원·임얼리·최재경·조희경·권혁중·조동영. 2009. “일차진료에서 문제음주자 선별을 위한 Alcohol Use Disorders Identification Test Alcohol Consumption Questions(AUDIT-C)의 타당도 조사”. 『가정의학회지』. 30(9). 695-702.
- 우성목·장옥진·최화경·이영렬. 2017. “위험음주자 선별을 위한 한국판 알코올사용장애 선별검사 (AUDIT-K), 알코올 소비 점수 (AUDIT-C), 3번 문항 (AUDIT3)의 유용성과 최적 절단값”. 『중독정신의학』. 21(2). 62-67.
- 이병옥·이충헌·이필구·최문중·남궁기. 2000. “한국어판 알코올 사용장애 진단 검사(AUDIT: Alcohol Use Disorders Identification Test)의 개발: 신뢰도 및 타당도 검사”. 『중독정신의학』. 4(2). 83-92.
- 이분희·이소희·이준석·황세희·지홍·장경호·신혜은. 2014. “남성 일반인에서 위험음주에 따른 한국어판 Alcohol Use Disorders Identification Test(AUDIT-K)의 하위척도 비교”. 『중독정신의학』. 18(2). 80-86.
- 조근호·채숙희·박애란·이해국·신임희·민성호. 2009. “위험 음주자의 선별을 위한 한국어판 Alcohol Use Disorders Identification Test(AUDIT-K)의 최적 절단값”. 『중독정신의학』. 13(1). 34-40.
- 최은진 외. 2006. 『국민건강영양조사 제3기(2005): 성인보건 의식 행태』. 보건복지부·한국보건사회연구원.
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B., Monteiro, M. G., and World Health Organization. 2001. “AUDIT: the alcohol use disorders identification test: guidelines for use in primary health care (No. WHO/MSD/MSB/01.6 a)”. World Health Organization.
- Bertola, L., Benseñor, I. M., Gross, A. L., Caramelli, P., Barreto, S. M., Moreno, A. B., Griep, R. H., Viana, M. C., Lotufo, P. A. and Suemoto, C. K., 2020, “Longitudinal measurement invariance of neuropsychological tests in a diverse sample from the ELSA-Brasil study”, *Brazilian Journal of Psychiatry* :00:000-000. <http://dx.doi.org/10.1590/1516-4446-2020-0978>
- Burnham, K. P., and Anderson, D. R. 2004. “Multimodel inference: Understanding AIC and BIC in model selection”. *Sociological Methods and Research*, 33(2), 261-304. doi:10.1177/0049124104268644
- Brace, J. C. 2020. “Relaxed methods for evaluating measurement invariance within a multiple-group confirmatory factor analytic framework(T)”. *University of British Columbia*. Retrieved from

<https://open.library.ubc.ca/collections/ubctheses/24/items/1.0395201>

- Browne, M. W., and Cudeck, R. 1992. "Alternative Ways of Assessing Model Fit". *Sociological Methods and Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>.
- Byrne, B. M. and Stewart, S. M., 2006. "The macs approach to testing for multigroup invariance of a second-order structure: A walk through the process". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(2): 287-321.
- Bush, K., Kivlahan, D. R., McDonnell, M. B., Fihn, S. D., and Bradley, K. A. 1998. "The AUDIT alcohol consumption questions(AUDIT-C). An effective brief screening test for problem drinking". *Archives of Internal Medicine*, 158(16), 1789-1795. <https://doi.org/10.1001/archinte.158.16.1789>
- Chen, F. F. 2007. "Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance". *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Chen, F. F. 2008. "What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparison in cross-cultural research". *J. Pers. Soc. Psychol.* 95(5), 1005-1018.
- Cheung, G. W., and Rensvold, R. B. 2002. "Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance". *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Erford, B. T., Sriken, J., Sherman, M. F., Hibbs, J. S., Smith, H. L., Kipper-Smith, A., and Niarhos, F. 2021. "Psychometric analysis, internal structure, and measurement invariance of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) scores from a large university sample". *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 54(3), 188-205.
- Gomez, A., Conde, A., Santana, J. M., and Jorrin, A. 2005. "Diagnostic usefulness of brief versions of Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for detecting hazardous drinkers in primary care settings". *Journal of Studies on Alcohol*, 66, 305-308. <https://doi.org/10.15288/jsa.2005.66.305>
- Gual, A., Segura, L., Contel, M., Heather, N., and Colom, J. 2002. "AUDIT-3 and AUDIT-4: Effectiveness of two short forms of the Alcohol Use Disorders Identification Test". *Alcohol and Alcoholism*, 37(6), 591 - 596. <https://doi.org/10.1093/alcalc/37.6.591>
- Horn, J. L., McArdle, J. J. 1992. "A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research". *Exp. Aging Res.* 18(3-4), 117-144.
- Kline, R. B. 2023. *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Lai, K. 2020. "Confidence interval for RMSEA or CFI difference between nonnested models". *Structural Equation Modeling*, 27(1), 16-32. doi: 10.1080/10705511.2018.1562351.
- Lasker, J. 2022. "What is Not Tested is Not Debunked: A Comment about Measurement Invariance". *PsyArXiv*; DOI: 10.31234/osf.io/r7e6f.
- Leitgöb, H., Seddig, D., Asparouhov, T., Behr, D., Davidov, E., De Roover, K., Jak, S., Meitinger, K., Menold, N., Muthén, B., Rudnev, M., Schmidt, P., and van de Schoot, R. 2022. "Measurement

- invariance in the social sciences: Historical development, methodological challenges, state of the art, and future perspectives". *Social Science Research*, 102805.
- Liu, Y., Millsap, R. E., West, S. G., Tein, J. Y., Tanaka, R., and Grimm, K. J. 2017. "Testing measurement invariance in longitudinal data with ordered-categorical measures". *Psychological methods*, 22(3), 486.
- Mackinnon, S., Curtis, R., and O'Connor, R. 2022. "A tutorial in longitudinal measurement invariance and cross-lagged panel models using lavaan". *Meta-Psychology*, 6.
- Millsap, R. E. 2010, "Testing measurement invariance using item response theory in longitudinal data: An introduction", *Child Development Perspectives*, 4(1): 5-9.
- Millsap, R. E. and Cham, H. 2012, "Investigating factorial invariance in longitudinal data(109-127)" In: Laursen, B., Little, T. D., Card, N. A., editors. *Handbook of developmental research methods*. New York: Guilford.
- Millsap, R. E. and Yun-Tein, J. 2004. "Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures", *Multivariate Behavioral Research*, 39(3): 479-515.
- Moehring, A., Krause, K., Guertler, D., Bischof, G., Hapke, U., Freyer-Adam, J., ... and Meyer, C. 2018. "Measurement invariance of the alcohol use disorders identification test: Establishing its factor structure in different settings and across gender". *Drug and alcohol dependence*, 189, 55-61.
- Muthén, L. K. and Muthén, B. O. 2019. Mplus. Version 8.4 [Computer program]. Los Angeles, CA: Muthén and Muthén.
- Newsom, J. T. 2015. *Longitudinal Structural Equation Modeling: A Comprehensive Introduction*, New York: Routledge.
- Orjiakor, C. T., Sellbom, M., Keeley, J. W., and Bagby, R. M. 2023. "Measurement invariance of the Personality Inventory for the DSM-5 (PID-5) for Nigerian and White American university students". *Psychological Assessment*, 35(8), 715 - 720. <https://doi.org/10.1037/pas0001251>
- Paulus, D. J., Rogers, A. H., Capron, D. W., and Zvolensky, M. J. 2023. "Maximizing the use of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) as a two-step screening tool". *Addictive behaviors*, 137, 107521.
- Peng, C. Z., Wilsnack, R. W., Kristjanson, A. F., Benson, P., and Wilsnack, S. C. 2012. "Gender differences in the factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test in multinational general population surveys". *Drug and alcohol dependence*, 124(1-2), 50-56.
- Pitts, S. C., West, S. G. and Tein, J. 1996. "Longitudinal measurement models in evaluation research examining stability and change", *Evaluation and Program Planning*, 19(4): 333-350.
- Ropovik, I. 2015. "A cautionary note on testing latent variable models". *Frontiers in psychology*, 6, 1715.
- Preacher, K. J., and Merkle, E. C. 2012. "The problem of model selection uncertainty in structural

- equation modeling". *Psychological methods*, 17(1), 1.
- Savalei, V., Brace, J. C., and Fouladi, R. T. 2023. "We need to change how we compute RMSEA for nested model comparisons in structural equation modeling". *Psychological Methods*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/met0000537>
- Schmitt, N. and Kuljanin, G., 2008. "Measurement invariance: Review of practice and implications." *Human Resource Management Review*, 18(4): 210-222.
- Skogen, J. C., Thørrisen, M. M., Olsen, E., Hesse, M., and Aas, R. W. 2019. "Evidence for essential unidimensionality of AUDIT and measurement invariance across gender, age and education. Results from the WIRUS study". *Drug and alcohol dependence*, 202, 87-92.
- Svetina, D., Rutkowski, L., and Rutkowski, D. 2020. "Multiple-group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: an illustration using M plus and the lavaan/semtools packages". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130.
- Thorisdottir, A. S., Mason, J. E., Vig, K., and Asmundson, G. J. 2020. "Factor structure and measurement invariance of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) in a sample of military veterans with and without PTSD". *Substance use and misuse*, 55(8), 1370-1377.
- Tuliao, A. P., Landoy, B. V. N., and McChargue, D. E. 2016. "Factor structure and invariance test of the alcohol use disorder identification test (AUDIT): comparison and further validation in a US and Philippines college student sample". *Journal of ethnicity in substance abuse*, 15(2), 127-143.
- Vandenberg, R. J. and Lance, C. E. 2000, "A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research", *Organizational Research Methods*, 3(1): 4-70.
- von der Pahlen, B., Santtila, P., Witting, K., Varjonen, M., Jern, P., Johansson, A., Sandnabba, N.K., 2008. "Factor structure of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT) for men and women in different age groups". *J. Stud. Alcohol Drugs* 69, 616-621.
- Widaman, K. F., Ferrer, E. and Conger, R. D. 2010. "Factorial invariance within longitudinal structural equation models: Measuring the same construct across time", *Child Development Perspectives*, 4(1): 10-18.
- Zhang, L., and Li, Z. 2022. "Factor structure and longitudinal measurement invariance of the K6 among a national representative elder sample of China". *BMC Public Health*, 22(1), 1789.

[제2주제]

정신건강 2

-
1. 1인 가구여부가 성인 장애인의 행복감 변화궤적에 미치는 영향:
여가생활만족도 변화궤적 매개효과를 중심으로
 2. 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성: 이자성장
행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여

1인 가구여부가 성인 장애인의 행복감 변화궤적에 미치는 영향: 여가생활만족도 변화궤적 매개효과를 중심으로

이병화, 신서우(경기복지재단)

본 연구는 성인장애인 1인 가구 여부와 행복감, 여가생활만족도의 종단적 변화궤적 및 상호관련성을 검증하는데 목적이 있다. 이를 위해 한국복지패널 12차 자료부터 17차 년도 자료를 활용하여 병렬과정 잠재성장모형 분석을 실시하였다. 이에 따른 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 1인 가구 성인 장애인이 다인 가구보다 행복감 평균이 낮았고 시간의 흐름에 따라 상승하는 것으로 나타났으며 다인 가구보다 여가생활만족도 평균이 낮았고, 시간의 흐름에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 여가생활만족도 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 행복감 변화율이 작고, 행복감 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 여가생활만족도 변화율이 작은 것으로 나타났다. 셋째, 다인가구 성인 장애인이 1인 가구 성인 장애인보다 여가생활만족도를 매개하여 행복감이 더 빠르게 증가하는 것으로 나타났다.

주요용어: 장애인, 1인 가구, 여가생활만족도, 행복감, 병렬과정 잠재성장모형

I. 연구의 배경 및 목적

경제수준이 향상됨에 따라서 현대인은 물질적인 기본적 생활 조건보다는 주관적 행복한 삶의 질에 더 관심을 가지고 있다. 자신들만의 행복한 삶을 추구하기 위해 새로운 배움에 도전하거나, 전원주택 등 새로운 주거공간을 마련하여 그 곳에서 또 다른 생활을 하는 등 이전과 달리 다양한 삶의 모습을 볼 수 있다. Veenhoven(1990; 1997)은 “행복이란 개인이 스스로의 전반적 삶의 질을 평가하는 지표” 라고 하였으며, 여타의 학자들은 웰빙(well-being), 삶의 질(quality of life), 삶의 만족도(life-satisfaction), 기쁨(pleasure) 등 다양한 용어로 사용하고 있다(이현국·이민아, 2014; 이명우 외, 2016).

최근 1인 가구의 증가(비장애인 2017년 28.6%, 2020년 31.7%, 2022년 34.5%. 장애인 26.4%, 2020년 27.2%)는 주관적 행복감(=삶의 질)을 위협하고 있다. 특히 중고령장애인 1인가구의 삶의 만족도는 중고령 장애인 다인가구의 삶의 만족도에 비해 유의미하게 낮은 수준이며(Lim et al., 2017), 1인 가구는 다인가구와 달리, 사회활동 참여나 종교생활과 같이 타인을 만나 관계를 나눌 수 있는 요인이 삶의 만족도에 중요한 요인이라고 하였다(Lim et al., 2017; Park, 2018; 이종남, 2020).

또한, 평균 수명의 연장에 따라 주관적 행복에 대한 관심으로 여가활동의 중요성이 부각되고 있다. 타인과의 교류가 상대적으로 부족한 장애인들에게 여가활동은 삶의 질에 긍정적 영향을 미친다(Nam et al., 2017; Chon et al., 2018; Kim et al., 2018; 이종남, 2020). 여가만족은 “여가 활동 및 여가 선택에 참여한

결과로써 개인적으로 형성하는 긍정적 인식 또는 감정으로, 개인이 일반적 여가 경험과 상황에 대해 현재 만족 또는 기뻐하는 정도”로 정의된다(Beard & Ragheb, 1980; 이명우, 2016).

그리고 여가활용은 단순한 자유 시간을 위한 활동 차원을 넘어서 자기발전을 위한 창의적이고 생산적인 시간이며 그 자체가 목적인 생활양식이라 할 수 있으며(장재형, 2011) 사람들은 여가활동을 통해 즐거움을 누리고 스트레스 해소 등을 통해 삶의 활력소를 얻기도 한다(정경희 외, 2014). 즉 여가는 성, 나이, 학력, 장애유무와 관계없이 인간의 삶 자체에 있어 매우 중요한 요소라 할 수 있으며(김창은, 2008; 정경희 외 2014) 이러한 욕구는 장애인도 다르지 않다.

상기에 따라 최근 장애인의 여가활동과 삶의 만족도, 주관적 행복감 등의 연구가 수행되었으나 장애인 1인 가구와의 관련성 및 더욱이 시간 흐름에 따른 변화를 살핀 종단연구는 미약한 상황이다.

이에 따라 본 연구에서는 1인가구 여부와 행복감, 여가생활만족도의 종단적 변화궤적 및 상호관련성을 살펴보고, 병렬과정 잠재성장모형을 적용하여 성인장애인의 1인가구 유무가 행복감 변화정도에 미치는 영향에 여가생활만족도 변화정도가 매개하는지를 살펴보자 한다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 성인 장애인의 행복감 수준과 변화양상은 어떠한가?

연구문제 2. 성인 장애인의 여가생활만족도 수준과 변화양상은 어떠한가?

연구문제 3. 성인 장애인의 여가생활만족도와 행복감의 변화궤적은 병렬적으로 어떠한 관계를 갖는가?

연구문제 4. 성인 장애인의 1인가구 여부가 행복감 변화궤적에 미치는 영향을 여가생활만족도 변화궤적이 매개하는가?

II. 연구방법

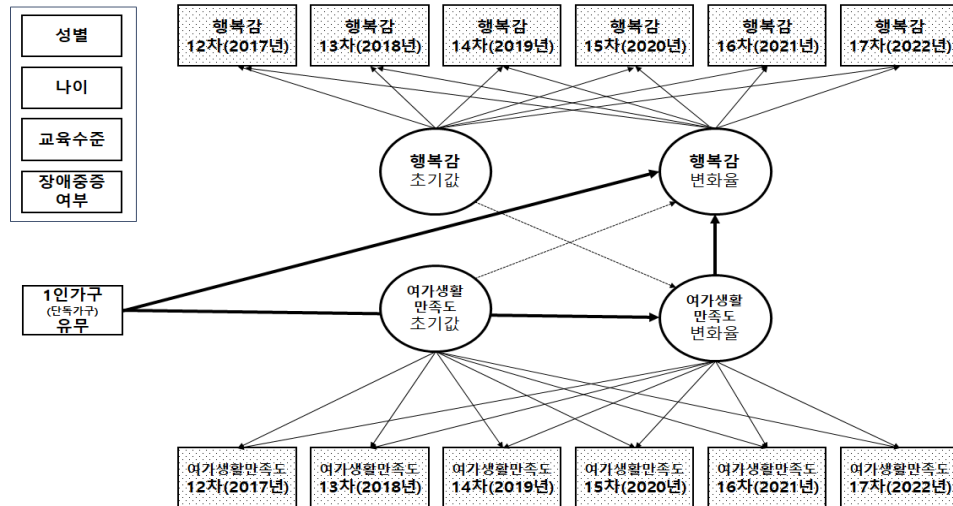
1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 성인 장애인의 단독으로 생활하는 1인 가구 여부에 따라 여가생활만족도 변화궤적을 매개로 행복감 변화궤적에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 한국복지패널자료를 사용하였다. 한국복지패널 자료는 전국을 대표하는 패널조사로서, 다양한 인구의 나이, 소득계층, 건강상태 등 시간의 변화에 따른 역동성을 파악할 수 있는 자료라는 점에서 분석자료로 선정하였다. 그리고 자료의 구성은 시간의 변화에 따른 성장궤적을 안정적으로 살펴보기 위해 4차 년도 이상의 자료가 권장된다는 점에서(김하형, 김수영, 2020), 12차(2017년) 자료를 시작시점으로 최근 수집된 17차 자료까지 5년 동안의 흐름을 살펴보았다.

연구대상은 12차(2017년) 자료를 통해 연나이 19세 이상의 장애인으로 선정하였다. 이에 12차 자료(2017년), 1,459명, 13차 년도(2018년) 1,370명, 14차 년도(2019년) 1,263명, 15차 년도(2020년) 1,158명, 16차 년도(2021년) 1,098명, 17차 년도(2022년) 1,008명으로 조사되었으나, 분석 시작시점인 12차와 종결 시점인 17차를 모두 응답한 장애인 994명을 연구 대상으로 선정하였다.

2. 연구모형

그림 1. 연구모형



3. 연구도구

1) 종속변수: 행복감

행복감은 개인이 인식하는 주관적인 삶의 상태로서(subjective well-being) 한국복지패널조사 12차 연도부터 조사된 삶의 사다리로 측정된 문항을 활용하였다. 이 문항은 단일문항으로, 조사일 현재 가장 낮은 곳(0: 최악의 상태)에서 가장 높은 곳(10: 최선의 상태)까지 사다리를 자신의 삶이라고 생각하고, 지금 현재 자신의 삶이 사다리의 몇 번째 칸에 있다고 느끼는지를 측정하는 문항이다(한국보건사회연구원, 2023: 80).

2) 매개변수: 여가생활만족도

여가생활만족도는 생활실태 만족 및 의식영역 문항 중 여가생활에 대한 만족도를 묻는 문항이다. 이 문항은 단일문항으로 5점 리커트 척도로 매우 불만족 '1' 부터 매우 만족 '5' 로 측정되었다.

3) 독립변수: 1인 가구 여부

1인 가구 여부는 가구 일반사항 내 가구형태를 묻는 문항을 활용하였다. 자료는 단독가구와 모자가구, 부자가구, 조손가구, 기타로 측정되었다. 해당 문항을 응답한 단독 가구를 '1', 그 외 가구유형을 '0' 으로 재코딩하여 활용하였다.

4) 인구사회학적 변수

성별의 경우 남자 ‘1’, 여자 ‘0’ 로 재코딩하였다. 나이는 12차(2017년) 조사 연도에서 출생연도를 빼 연 나이를 계산하고, 교육수준은 초등학교 졸업 이하 ‘1’, 중학교 졸업 이상 ‘2’, 고등학교 졸업 이상 ‘3’, 대학(전문대 포함) 졸업 이상 ‘4’, 대학원 졸업 이상 ‘5’ 로 재코딩하여 서열 변수로 사용하였다. 중증장애 유무는 12차(2017년) 조사 당시 장애등급 1급에서 3급은 ‘1’, 장애등급 4급에서 6급 및 보훈장애인은 ‘0’ 으로 재코딩하였다. 만성질환은 3개월 미만, 6개월 미만 6개월 이상 투병 투약하고 있는 질환이 있는 경우 ‘1’, 이에 해당하지 않는 경우 ‘0’ 으로 재코딩하였다.

표 1. 변수의 정의

변수		내용
종속	행복감	삶에서 가능한 최악의 상태=0 ~ 삶에서 가능한 최선의 상태=10
매개	여가생활만족도	매우 불만족=1, 불만족=2, 보통=3, 만족=4, 매우 만족=5
독립	1인 가구 여부	유=1 무=0
인구사회학적 변수	성별	남성=1, 여성=0
	연령	12차조사 연도(2017년) - 출생연도 = 연나이 계산
	교육수준	초졸 이하=1, 중졸이상=2, 고졸이상=3, 대졸이상=4, 대학원 졸 이상=5
	중증장애 유무	장애등급 1-3급 =1, 장애등급 4-6급 및 보훈장애인=0
	만성질환 유무	3개월 미만, 6개월 미만 또는 6개월 이상 투병 투약하고 있는 질환=1, 그 외=0

자료출처: 한국복지패널 유저가이드(2023) 참고

4. 분석방법

본 연구는 성인 장애인의 여가생활만족도 변화궤적과 행복감 변화궤적 간에 미치는 영향을 살펴보고, 1인가구 유무에 따른 여가생활만족도 변화궤적과 행복감 변화궤적을 확인하여 성인 장애인의 1인 가구 유무가 행복감 변화궤적에 미치는 영향에서 여가생활만족도 변화궤적이 이 관계를 매개하는지를 알아보고자 하였다. 이에 데이터 전처리 및 기술통계분석은 spss 23.0 프로그램을 사용하여 자료의 전체적인 사항을 확인하였고, Mplus 8.8 프로그램을 사용하여 병렬과정 잠재성장모형(Parallel Process - Latent Growth Curve Model: Parallel Process LGM)을 이용한 매개효과 검정을 실시하였다.

먼저 행복감과 여가생활만족도에 대해 잠재성장모형(Latent Growth Model: LGM)을 이용하여 모형적합도를 확인하였다. 잠재성장모형은 반복 측정된 종단자료를 통해 초기값(Intercept)과 변화율(Slope)을 추정하여 개인 내 변화 궤적을 살펴보는 분석방법이다(Duncan & Raudenbush, 1999). 그리고 추정된 초기값(Intercept)과 변화율(Slope)은 연구대상 전체의 평균을 의미한다는 점에서 연령 증가에 따른 변화에 대해 응답자의 평균 값을 기준으로 살펴볼 수 있다(배다영, 박은빈, 2022: 5). 이에 잠재성장모형으로 행복감과 여가생활만족도가 시간의 흐름에서 어떠한 변화가 나타나는지 확인하였다. 그리고 병렬과정 잠재성장모형을 통해 여가생활만족도의 초기값이 행복감의 변화율에 미치는 영향과 행복감의 초기값이 여가생활만족도에 미치는 영향을 병렬적으로 살펴보고, 여가생활만족도와 행복감의 역동적 관계를 확인하였다. 더불어

매개효과 검증을 통해 1인 가구 여부가 여가생활 변화궤적을 매개하여 행복감 변화궤적에 미치는 영향을 검증하였다.

이를 위해 본연구는 Muthén과 Muthén(2007)이 제시한 병렬과정 잠재성장모형 분석절차에 따라, 첫째, 행복감과 여가생활만족도의 변화궤적을 살펴보고자 통제변인을 포함하지 않고 각각 독립된 잠재성장모형을 이용하여 분석하고, 해당 모형들의 적합도와 두 변수의 변화궤적을 확인하였다. 둘째, 병렬과정 잠재성장모형의 무조건모형(unconditional model) 분석으로, 행복감과 여가생활만족도의 잠재성장모형을 병렬로 배치하여 여가생활만족도의 초기값이 행복감의 변화율에 미치는 영향, 행복감의 초기값이 여가생활만족도의 변화율에 미치는 영향, 행복감과 여가생활만족도의 초기값 및 변화율 간의 상관을 살펴본다. 셋째, 행복감과 여가생활만족도의 병렬과정 잠재성장모형(Parallel Process LGM)에 성인장애인의 행복감과 여가생활만족도에 영향을 줄 수 있는 인구사회학적 변수 성별, 나이, 교육수준, 중증장애 유무와 1인가구 여부를 포함하여 조건모형으로(conditional model) 구성하고 검증하였다. 넷째, 잠재성장모형을 이용한 매개효과 검정의 경로 선행연구에서 제안하였던 방법으로(Cheong, MacKinnon, & Khoo, 2003), 1인 가구 여부가 여가생활만족도 변화율을 매개하여 행복감 변화율에 영향을 미칠 수 있는지 매개효과를 검증하였다.

이러한 패널자료를 활용한 종단연구의 경우 시간이 지남에 따라 자료의 소실이 발생할 수 있으며, 이는 추정의 문제를 유발할 수 있다. 이에 선행연구(Young & Johnson, 2013)를 토대로 관찰된 변이의 모든 정보를 활용하여 결측자료의 특성을 예측하는 완전최대우도법(Full Information Maximum Likelihood: FIML)을 사용하여 결측치(missing data)를 처리하였다. 또한 모형의 적합성은 chi-square test, Comparative Fit Indices(CFI \geq .90), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA \leq .06), Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR \leq .08) 통해 평가하였다. 이상의 과정을 통해 본 연구는 성인 장애인의 인구사회학적 특성(성별, 나이, 교육, 중증장애 유무, 만성질환 유무)을 통제하고, 1인가구 여부가 행복감 변화궤적에 미치는 영향을 여가생활만족도 변화궤적이 매개하는지, 그 관계를 검증하였다.

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

연구대상자의 인구사회학적 특성은 다음 <표 2>와 같다. 남성 518명, 여성 476명으로 남성이 과반을 차지하였고, 평균 연령은 64.89세(SD= \pm 14.41)이었다. 세부적으로 노년이 589명(59.3%)으로 과반을 차지하였고, 중년 341명(34.3%), 청년 64명(6.4%)순으로 나타났다. 교육수준은 초등학교 졸업 이하가 509명(51.2%) 과반을 차지하며 가장 많았고, 고등학교 졸업 이상 245명(24.6%), 중학교 졸업 이상 156명(15.7%), 대학교 졸업 이상 73명(7.3%), 대학원 졸업 이상 10명(1.0%) 순으로 나타났다. 중증장애는 363명(36.5%) 경증 및 보훈 장애는 631명(63.5%)으로 나타났으며, 만성질환은 있음 835명(84.0%) 없음 159명(16.0%)으로 나타났다.

표 2. 연구대상자의 시점별 인구사회학적 특성

변수		N(%)	Mean(SD)
성별(ref. 여성)	남성	518(52.1%)	-
	여성	476(47.6%)	
나이(연나이)	청년(19-39세)	64(6.4%)	64.89(14.41)
	중년(40-64세)	341(34.3%)	
	노년(65세 이상)	589(59.3%)	
교육수준	초등학교 졸업 이하	509(51.2%)	-
	중학교 졸업 이상	156(15.7%)	
	고등학교 졸업 이상	245(24.6%)	
	대학원 졸업 이상	73(7.3%)	
중증장애(ref. 무)	중증장애	363(36.5%)	-
	경증장애 및 보훈장애	631(63.5%)	
만성질환(ref. 무)	만성질환 유	835(84.0%)	-
	만성질환 무	159(16.0%)	

2. 주요변수의 상관관계 및 변화양상

12차(2017년) 부터 17차(2022년)까지의 행복감과 여가생활만족도는 정적 상관관계를 보였다(표 3).

표 3. 주요변수간의 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1.000											
2	.309**	1.000										
3	.193**	.209**	1.000									
4	.241**	.273**	.238**	1.000								
5	.131**	.145**	.152**	.158**	1.000							
6	.136**	.176**	.198**	.230**	.276**	1.000						
7	.289**	.229**	.184**	.135**	.138**	.164**	1.000					
8	.220**	.383**	.226**	.216**	.170**	.169**	.427**	1.000				
9	.219**	.275**	.335**	.251**	.160**	.191**	.349**	.401**	1.000			
10	.174**	.249**	.239**	.360**	.211**	.260**	.330**	.396**	.498**	1.000		
11	.210**	.270**	.202**	.231**	.319**	.264**	.341**	.356**	.450**	.425**	1.000	
12	.158**	.203**	.190**	.220**	.152**	.397**	.289**	.284**	.330**	.350**	.483**	1.000

1=행복감 12차 / 2=행복감 13차 / 3=행복감 14차 / 4=행복감 15차 / 5=행복감 16차 / 6=행복감 17차 / 7=여가생활만족도 12차 / 8=여가생활만족도 13차 / 9=여가생활만족도 14차 / 10=여가생활만족도 15차 / 11=여가생활만족도 16차 / 12=여가생활만족도 17차

1) 행복감

성인 장애인의 12차(2017년)부터 17차(2022년)까지의 행복감은 <표 4>과 같이 13차를 기점으로 약간 감소하였다. 1인가구 여부에 따른 행복감 평균의 평균차이는 12차부터 17차 모두 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다($p < .001$). 그리고 1인가구 성인 장애인이 다인 가구보다 행복감 평균이 낮았고 시간의 흐름에 따라 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 변화양상은 다인가구에서도 동일하게 나타났다. 다만, 다인가구는 12차 대비 17차 행복감이 0.356점 증가하였으나, 1인가구는 0.511점 증가한 것을 확인할 수 있었다.

표 4. 행복감의 변화양상과 1인가구 여부에 따른 차이

구분		12차(2017년)	13차(2018년)	14차(2019년)	15차(2020년)	16차(2021년)	17차(2022년)
Mean		5.503	5.899	5.639	5.683	5.791	5.896
SD		1.788	1.706	1.915	1.882	1.884	1.816
1인가구	Mean	4.895	5.544	5.162	5.140	5.357	5.405
	SD	1.879	1.687	1.932	1.742	1.910	1.779
다인가구	Mean	5.720	6.023	5.808	5.874	5.948	6.076
	SD	1.704	1.693	1.882	1.893	1.851	1.798
t 검정		-6.109***	-3.660***	-4.419***	-5.279***	-4.056***	-4.769***

* $P < 0.05$ / ** $P < 0.01$ / *** $P < 0.001$

2) 여가생활만족도

성인 장애인의 12차(2017년)부터 17차(2022년)까지의 여가생활만족도는 <표 5>과 같이 13차를 기점으로 다소 감소하였다. 1인가구 여부에 따른 여가생활만족도 평균차이는 13차와 15차에서만 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다($p < .05$). 정리하면, 1인가구 성인 장애인이 다인 가구보다 여가생활만족도 평균이 낮았고, 시간의 흐름에 따라 감소하는 것으로 확인되었다. 이러한 변화양상은 다인가구 성인 장애인에서도 동일하게 나타났다. 다만, 다인가구는 12차 대비 17차 여가생활만족도가 0.065점 감소하였으나, 1인가구는 .037점 감소한 것을 확인할 수 있었다.

표 5. 여가생활만족도의 변화양상 및 1인가구 여부에 따른 차이

구분		12차(2017년)	13차(2018년)	14차(2019년)	15차(2020년)	16차(2021년)	17차(2022년)
Mean		3.182	3.231	3.213	3.108	3.026	3.123
SD		0.783	0.769	0.746	0.773	0.781	0.772
1인가구	Mean	3.100	3.141	3.149	3.018	3.022	3.063
	SD	0.759	0.776	0.712	0.743	0.724	0.788
다인가구	Mean	3.210	3.262	3.236	3.139	3.027	3.145
	SD	0.791	0.765	0.758	0.781	0.800	0.765
t 검정		-1.814	-2.029*	-1.549	-2.060*	-0.086	-1.351

* $P < 0.05$ / ** $P < 0.01$ / *** $P < 0.001$

3. 행복감과 여가생활만족도의 발달과정

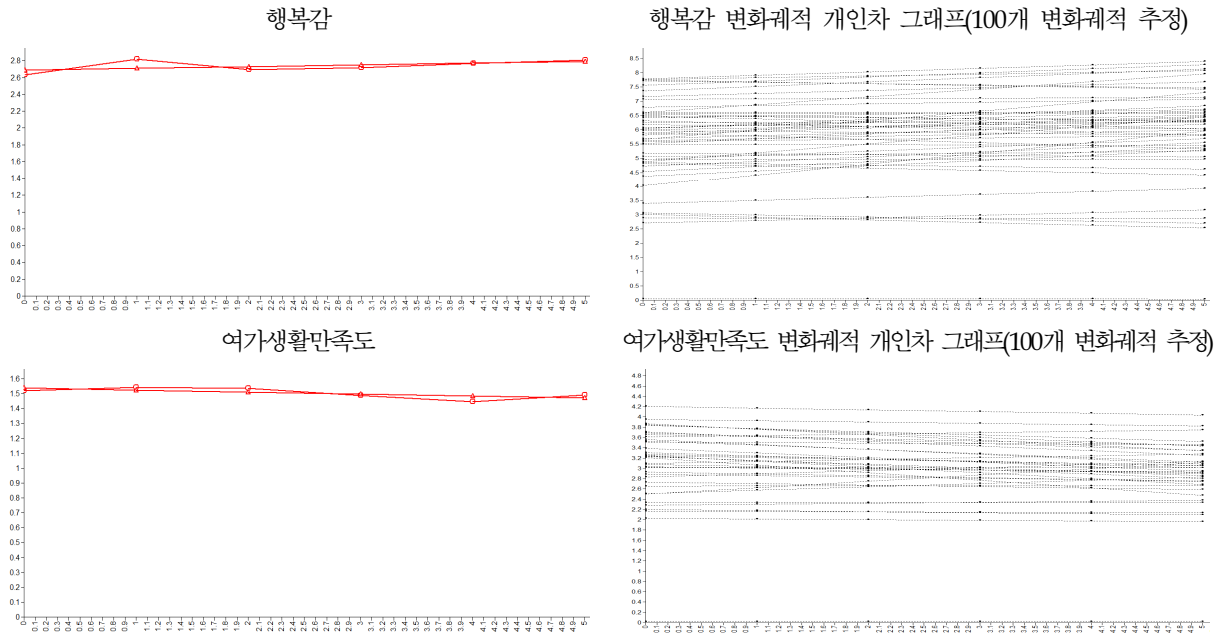
성인장애인이 연령이 증가함에 따라 행복감과 여가생활만족도에 어떠한 변화가 나타나는지 무조건적 성장모형을 검증하였다. 먼저 행복감의 초기값과 변화율의 전체평균과 개인차는 <표 6>에 제시된 바와 같다. 성인장애인의 12차(2017년)의 평균 행복감 점수는 2.688점으로 추정되었고, 시간의 경과에 따라 유의한 증가를 보인 것으로 나타났다($p < .001$). 즉, 행복감은 평균적으로 매년 0.021점씩 증가하였다. 또한 행복감의 초기값과 변화율 분산이 모두 유의하였는데($p < .001$), 이는 성인장애인의 행복감과 이후 변화율에서도 모두 유의한 개인차가 존재함을 의미한다. 그리고 행복감의 초기값과 변화율 사이의 상관 정도는 유의미하지 않았다.

다음으로 여가생활만족도의 초기값과 변화율의 전체평균과 개인차는 표 6에 제시된 바와 같다. 성인장애인의 12차(2017년)의 평균 여가생활만족도 점수는 1.538점으로 추정되었고, 시간의 경과에 따라 유의한 감소를 보인 것으로 나타났다($p < .05$). 즉, 여가생활만족도는 평균적으로 매년 0.013점씩 감소하였다. 또한 여가생활의 변화율 분산이 유의하였는데($p < .001$), 이는 성인장애인의 여가생활만족도 변화율에서 유의한 개인차가 존재함을 의미한다. 그리고 여가생활만족도의 초기값과 변화율 사이의 상관 정도는 -0.313 으로 ($p < .001$), 이는 여가생활만족도 초기값이 높은 성인장애인이 여가생활만족도 감소하는 속도가 느린 것을 의미한다.

표 6. 행복감과 여가생활만족도에 대한 잠재성장모형

구분	행복감			여가생활만족도		
	B	β	SE	B	β	SE
초기값(Intercept)						
Mean	2.688***	0.920	0.069	1.538***	0.942	0.942
Variance	8.543***	1.000	0.293	2.667***	1.000	1.000
변화율(Slope)						
Mean	0.021**	0.143	0.006	-0.013***	-0.203	-0.203
Variance	0.021***	1.000	0.003	0.004***	1.000	1.000
Slope WITH Intercept	0.025	0.060	0.019	-0.033***	-0.313	0.005
모형적합도						
카이제곱 검정	$\chi^2=153.165$ (df=16) $p < 0.000$			$\chi^2=80.869$ (df=16) $p < 0.000$		
RMSEA(≤ 0.08)	0.067			0.046		
CFI(≥ 0.9)	0.993			0.997		
SRMR(≤ 0.08)	0.015			0.014		

그림 2. 성인 장애인의 행복감, 여가생활만족도의 변화궤적 그래프, 변화궤적 개인차 그래프



3. 병렬과정의 잠재성장모형의 매개효과 검증매개효과 검증

1) 여가생활만족도와 행복감의 병렬과정의 잠재성장모형

행복감과 여가생활만족도 변화궤적 간의 상호관계를 알아보려고 무조건 모형으로 통제변인을 포함하지 않은 병렬과정의 잠재성장모형을 검증하였다(표 7). 먼저 모형의 적합도는 양호한 것으로 나타났다(RMSEA=0.065, CFI=0.988, SRMR= 0.013). 여가생활만족도 초기값과 행복감 변화율은 부적상관이 나타났으나 통계적으로 유의미하지 않았고, 행복감의 초기값과 여가생활만족도의 변화율은 통계적으로 유의미한 부적상관이 나타났다($B=-.061, p<.001$). 이는 행복감 초기값이 높은 성인 장애인일 경우 그렇지 않은 성인 장애인보다 여가생활만족도 변화율이 감소한다는 것을 의미한다. 또한 여가생활만족도 초기값과 여가생활만족도 변화율에 미치는 자기효과는 유의한 부적 관계를 나타냈다($B=-.034, p<.001$).

표 7. 행복감과 여가생활만족도의 병렬과정 잠재성장모형(무조건모형)

구분	B	β	SE
행복감 변화율			
행복감 초기값 with 행복감 변화율	0.021	0.048	0.019
여가생활만족도 초기값 with 행복감 변화율	0.020+	0.083	0.010
여가생활만족도 변화율			
여가생활만족도 초기값 with 여가생활만족도 변화율	-0.034***	-0.316	0.005
행복감 초기값 with 여가생활만족도 변화율	-0.061***	-0.318	0.009
행복감 초기값 Mean	2.693***	0.921	0.069
행복감 변화율 Mean	0.021**	0.140	0.006
여가생활만족도 초기값 Mean	1.540***	0.942	0.038
여가생활만족도 변화율 Mean	-0.014***	-0.209	0.003
모형적합도			
카이제곱 검정	$\chi^2=583.347$ (df=64) p < 0.000		
RMSEA(≤ 0.08)	0.065		
CFI(≥ 0.9)	0.988		
SRMR(≤ 0.08)	0.013		

+ P<0.1 / * P<0.05 / ** P<0.01 / *** P<0.001

다음으로 행복감과 여가생활만족도의 병렬과정 잠재성장모형에 인구사회학적 변수를 통제변수로 포함하여 행복감과 여가생활만족도의 병렬과정 잠재성장모형을 살펴본 결과 모형적합도는 양호한 것으로 나타났다(RMSEA=0.082, CFI=0.972, SRMR= 0.016). 그리고 여가생활만족도 초기값과 변화율이 행복감 변화율에 미치는 영향을 살펴보고, 행복감의 초기값과 변화율이 여가생활만족도 변화율에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 <표 8>과 같이 여가생활만족도 초기값이 높을수록 행복감 변화율이 유의하게 증가하였고(B=0.419, p<0.001), 이는 여가생활만족도 초기값이 높은 성인 장애인이 그렇지 않은 장애인보다 행복감이 더 빠르게 증가한다는 것을 의미한다. 행복감 초기값 역시 여가생활만족도 변화율을 유의하게 증가시켰다(B=0.032, p<0.001). 즉 성인 장애인의 행복감 초기값은 여가생활만족도의 변화율을 증가시킨다는 것을 확인하였다. 그리고 여가생활만족도의 변화율은 행복감 변화율에 부적 영향을 미치고(B=-3.444, p<0.001), 행복감 변화율 역시 여가생활만족도 변화율에 부적영향을 미치는 것으로 나타났다(B=-0.051, p<0.01). 즉 여가생활만족도 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 행복감 변화율이 작다는 것이고, 행복감 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 여가생활만족도 변화율이 작다는 것이다. 이러한 결과는 행복감과 여가생활만족도의 변화궤적이 상호 중단적 영향관계에 있다는 것으로 볼 수 있다.

조건모형에서 인구사회학적 변인들이 행복감 변화율에 미치는 영향을 살펴보면, 경증이고(p<0.05), 교육수준이 낮을수록(p<0.001) 연령이 적을수록(p<0.001) 행복감이 더 빠르게 증가하였다. 여가생활만족도의 경우 교육수준이 낮을수록(p<0.001) 연령이 적을수록(p<0.001) 여가생활만족도가 더 느리게 감소하는 것으로 나타났다.

표 8. 행복감과 여가생활만족도의 병렬과정 잠재성장모형(조건모형)

구분		B	β	SE
행복감 변화율에 대한 경로				
여가생활만족도 초기값 → 행복감 변화율		0.416***	2.716	0.022
여가생활만족도 변화율 → 행복감 변화율		-3.536***	-0.443	0.644
여가생활만족도 변화율에 대한 경로				
행복감 초기값 → 여가생활만족도 변화율		0.030***	2.937	0.004
행복감 변화율 → 여가생활만족도 변화율		-0.051*	-0.359	0.024
모형적합도				
카이제곱 검정		$\chi^2=1481.663$ (df=107) p < 0.000		
RMSEA(≤0.08)		0.082		
CFI(≥0.9)		0.972		
SRMR(≤0.08)		0.017		
행복감 변화율 [B (SE)]		여가생활만족도 변화율 [B (SE)]		
성별	-0.071(0.043)	성별	-0.011(0.008)	
나이	-0.017(0.001)***	나이	-0.002(0.000)***	
교육수준	-0.095(0.019)***	교육수준	-0.018(0.004)***	
중증유무	-0.093(0.0045)*	중증유무	-0.008(0.009)	
만성질환유무	0.003(0.115)	만성질환유무	-0.002(0.112)	

* P<0.05 / ** P<0.01 / *** P<0.001

2) 병렬과정의 잠재성장모형의 매개효과 검증

행복감과 여가생활만족도의 동적인 인과관계를 검증하기 위해 병렬과정 잠재성장모형을 적용하여 1인 가구 여부가 행복감 변화율에 미치는 영향에서 여가생활만족도 변화율의 매개효과를 분석하였다. 먼저 병렬과정 잠재성장모형의 매개효과 검증을 위해 모형적합도를 확인한 결과 카이제곱 검정에서 영가설이 기각되었다. 이에 선행연구에서 제시한 권장기준에 충족하는지 확인한 결과 모형의 적합도가 양호하게 나타났다(RMSEA=0.082 GFI=0.972, SRMR=0.016).

본 연구는 잠재성장모형을 이용한 매개효과 검정의 경로 선행연구에서 제안하였던 방법으로(Cheong, MacKinnon, & Khoo, 2003), 1인 가구여부가 여가생활만족도 변화율을 매개하여 행복감 변화율에 미치는 경로를 검증하였다. 1인가구 여부가 여가생활만족도 변화율을 거쳐 행복감 변화율에 이르는 경로의 매개효과는 유의한 것으로 나타났다(B=-.108, p<.01). 그러나 총효과와 총간접효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 구조방정식 모형의 매개효과 검증에서 비일관적인 결과에 대해 선행연구는 직접효과가 총효과보다 큰 경우 양가적 의미를 가지는 비일관적 매개효과라고 볼 수 있다고 해석 방향을 제안하였다(김하형, 김수영, 2020: 101-104). 이에 따라 본 연구에서 살펴본 1인 가구가 행복감 변화율에 미치는 영향은 정적 영향이 유의하지 않았지만, 1인 가구가 행복감 변화율에 미치는 영향에서 여가생활만족도 변화율이 두 관계를 매개하는 경로는 부적 영향이 유의한 것을 확인하였다. 즉, 1인 가구 성인 장애인이 다인가구 성인 장애인보다 행복감이 더 빠르게 증가하였다는 것이다. 그리고 1인 가구 장애인이 다인가구 성인 장애인보다 여가생활만족도 변화를 통해 행복감이 더 느리게 증가하였다는 것이다. 다시말해 다인가구 성인 장애인이 1인 가구 성인 장애인보다 여가생활만족도를 매개하여 행복감이 더 빠르게 증가하는 것을 의미한다.

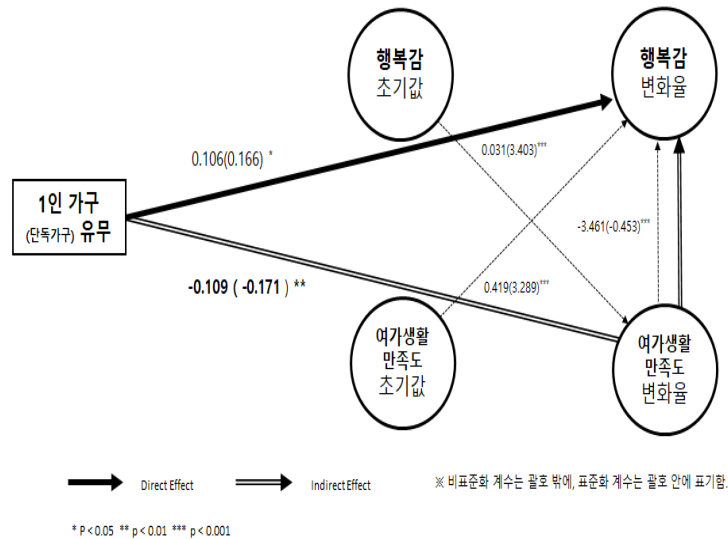
이러한 결과는 1인 가구 성인 장애인이 행복감을 더 빠르게 증가시킬 수 있다는 측면에서 성인장애인의 자립을 생각해볼 수 있으며, 1인 가구 성인장애인의 여가생활만족도 향상을 위한 지원이 필요함을 시사한다고 할 수 있다.

표 9. 1인 가구가 여가생활만족도를 매개하여 행복감의 변화율에 미치는 영향 검증

구분	B	β	SE
행복감 변화율에 대한 경로			
1인 가구 → 여가생활만족도 초기값 → 행복감 변화율	-0.024	-0.037	0.016
1인 가구 → 여가생활만족도 변화율 → 행복감 변화율	-0.109**	-0.171	0.036
1인 가구 → 행복감 초기값 → 여가생활만족도 변화율 → 행복감 변화율	0.042***	0.066	0.011
1인 가구 → 행복감 변화율	0.106*	0.166	0.049
총효과	0.015	0.024	0.541
간접효과	-0.091+	-0.143	0.046
모형적합도			
카이제곱 검정	$\chi^2=1506.403$ (df=115) p < 0.000		
RMSEA(≤0.08)	0.080		
CFI(≥0.9)	0.972		
SRMR(≤0.08)	0.016		
구분	B	β	SE
1인 가구 → 행복감 초기값	-0.386***	-0.043***	0.093
1인 가구 → 행복감 변화율	0.106*	0.166*	0.050
1인 가구 → 여가생활만족도 초기값	-0.057	-0.011	0.039
1인 가구 → 여가생활만족도 변화율	0.031**	0.378**	0.010

+ P<0.1 / * P<0.05 / ** P<0.01 / *** P<0.001

그림 2. 1인 가구, 여가생활만족도, 행복감 간의 구조모형



V. 결론

본 연구에서는 한국복지패널 12차 자료부터 17차 년도 자료를 활용하여 1인가구 여부와 행복감, 여가생활만족도의 상호관련성과 성인장애인의 1인가구 유무가 행복감 변화정도에 미치는 영향에 여가생활만족도 변화정도가 매개하는지 검증하였다.

이를 위해 병렬과정 잠재성장모형 분석을 통해 여가생활만족도의 초기값이 행복감의 변화율에 미치는 영향과 행복감의 초기값이 여가생활만족도에 미치는 영향의 병렬적 관계를 검증하고, 1인 가구 여부가 여가생활 변화궤적을 매개하여 행복감 변화궤적에 미치는 영향을 규명하였다는 의의가 있다.

이에 따른 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 1인 가구 성인 장애인이 다인 가구보다 행복감 평균이 낮았고 시간의 흐름에 따라 상승하는 것으로 나타났다.

둘째, 1인 가구 성인 장애인이 다인 가구보다 여가생활만족도 평균이 낮았고, 시간의 흐름에 따라 감소하는 것으로 나타났다.

셋째, 초기값을 기준으로 살펴보면, 여가생활만족도 초기값이 높은 성인 장애인이 그렇지 않은 장애인보다 행복감이 더 빠르게 증가하였고, 성인 장애인의 행복감 초기값은 여가생활만족도의 변화율을 증가시키는 것으로 나타났다. 변화율을 기준으로 살펴보면, 여가생활만족도 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 행복감 변화율이 작고, 행복감 변화율이 큰 성인 장애인이 그렇지 않은 성인 장애인보다 여가생활만족도 변화율이 작은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 행복감과 여가생활만족도의 변화궤적이 상호 종단적 영향관계에 있다는 것으로 볼 수 있다.

넷째, 다인가구 성인 장애인이 1인 가구 성인 장애인보다 여가생활만족도를 매개하여 행복감이 더 빠르게 증가하는 것으로 나타났다.

다섯째, 인구사회학적 변인들이 행복감 변화율에 미치는 영향을 살펴보면, 경증이고, 교육수준이 낮을수록 연령이 적을수록 행복감이 더 빠르게 증가하였다. 여가생활만족도의 경우 교육수준이 낮을수록 연령이 적을수록 여가생활만족도가 더 느리게 감소하는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 첫째, 2차 자료를 활용하여 장애인에 대한 대표성이 확보된 자료로 보기 어려운 점이 있어 전체 장애인을 대상으로 일반화하는 데 한계가 있다. 즉, 장애인은 15개 유형을 구분되기 때문에 장애유형을 고려한 연구가 필요하다. 둘째, 본 연구에서 활용된 여가만족도, 행복감을 여러 측면에서 다차원적으로 접근해야 하나, 본 연구에서는 2차 데이터의 한계로 인해 단일문항 측정하였다.

참고문헌

- 김창은(2008). 장애인의 스포츠 여가활동 참여가 자아존중감 및 신체적 자기효능감에 미치는 영향. 영남대학교 대학원 석사학위논문.
- 김하형, 김수영. (2020). 비일관적 매개효과 모형의 해석방향 탐색. 한국심리학회지 39(1), 91-115.
- 배다영, 박은빈. (2022). 1인가구 중고령자의 일상생활수행능력 (ADL/IADL) 및 우울감의 변화궤적 과 삶의 만족도: 병렬과정 잠재성장모형의 적용. 가정과삶의질연구, 40(1), 11-25.
- 이명우, 홍윤미, 윤기웅(2016). 여가활동이 국민 행복에 미치는 영향. 문화정책논총 30(2), 266-289.
- 이현국, 이민아(2014). 공공서비스 성과인식과 행복. 한국행정학보 48(2), 293-315.
- 장재형(2011). 지체장애인의 여가활동참여가 생활만족도에 미치는 영향. 경북대학교 과학기술대학원 석사학위논문.
- 정경희, 안성우, 신창숙(2014). 애인의 여가생활양식과 여가만족도 및 생활만족도의 관계. 한국지체 중복지장애교육학회 지체중복지장애연구, 57(4), 205-228.
- 한국복지패널. (2023). 한국복지패널_17차년도_조사자료_User_s_Guide.
- Beard, J. G., & Ragheb, M. G.(1980), Measuring leisure satisfaction, Journal of leisure Research,12(1), 20
- Cheong, J., MacKinnon, D. P., & Khoo, S. T. (2003). Investigation of mediational processes using parallel process latent growth curve modeling. Structural equation modeling, 10(2), 238-262.
- Chon LS, Cho HJ. (2018) Analysis on styles of leisure activity style, enjoyment of culture activity and life's satisfaction of persons with disabilities : In Gwanju metropolitan city-, The Journal of Developmental Disabilities. 22(4):151-164. doi:10.34262/kadd.2018.22.4.151
- Duncan, G. J., & Raudenbush, S. W. (1999). Assessing the ef-fects of context in studies of child and youth development. Educational Psychologist, 34(1), 29-41.
- Kim SW, Eom MS, An SM, et al. (2018). Structural relationships among stress, leisure activities, and life satisfaction for persons with visual impairment. The Korean Journal of Visual Impairment. 34(1):25-39. doi:10.35154/kjvi.2018.34.1.25
- Lim AN, Park YS. (2017). A study on the factors affecting life satisfaction: Focused on social support. The Journal of the Korea Contents Association. 17(3):675-682. doi: 10.5392/JKCA.2017.17.03.675
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2007). Growth modeling with latent variables using Mplus. Mplus short courses. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nam HJ, Lee HJ. (2017). Correlates of the participation of leisure activities, leisure satisfaction, and quality of life among disabled people. Journal of Rehabilitation Research.

21(1):121-140. doi:10.16882/Jrr.2017.21.1.121

Park JY. (2018). Characters and factors affecting the life satisfaction of the older adults with disabilities: A comparison of one-person and multi-person households. *Journal of the Korea Contents Association*, 18(12):272-280.

Veenhoven, R.(1991), Is happiness relative?, *Social indicators research*, 24(1), 1-34.

Veenhoven, R.(1997), Advances in understanding happiness, *Revue québécoise de psychologie*, 18(2), 29-74.

Young, R., & Johnson, D. (2013). Methods for handling missing secondary respondent data. *Journal of Marriage and Family*, 75(1), 221-234.

부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성:

이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여

Associations of Longitudinal Changes in Marital Satisfaction and Depression: An Application of the Dyadic Growth Actor-Partner Interdependence Model

박현정(서울대학교), 우예영(송실사이버대학교)

우울의 결혼불화모형은 결혼생활 만족도가 우울에 영향을 미친다고 설명한다. 본 연구에서는 결혼만족이 우울에 미치는 영향을 부부 간에 존재하는 상호영향에 초점을 맞추어 검증하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널의 2015년부터 2021년까지의 데이터를 바탕으로 이자성장 행위자-상대방 상호의존모형을 활용하여, 남편과 아내의 결혼만족도 및 우울의 성장모형과 남편과 아내의 결혼만족도의 성장요인이 우울의 성장요인에 미치는 영향을 탐색하였다. 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 결혼만족도의 평균적인 변화율은 아내만 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며, 부부 간의 결혼만족도의 평균과 상호작용의 상호관련성이 확인되었다. 둘째, 우울의 평균적 변화율은 남편과 아내 모두 유의하게 상승하였으며, 부부의 우울 간의 평균과 상호작용의 상호관련성이 확인되었다. 셋째, 남편의 우울 평균은 자기효과만을 보였으며, 아내의 우울 평균은 자기효과와 상대방효과 모두 유의하게 나타났다. 또한 남편의 우울 변화율은 상대방효과를 보였고, 아내의 우울 변화율은 자기효과를 보였다. 이러한 결과를 바탕으로 부부상대에 있어서의 시사점을 도출하였다.

제1절 서론

가족은 사회를 이루는 기본 단위이자, 개인의 발달과 성장을 이루는데 필요한 기초적 환경이다. 이처럼 중요한 가족의 중심에는 부부가 있으며 가족의 형성은 부부로부터 시작된다해도 과언이 아니다. 최근 가족의 핵가족화와 노령화의 증가로, 부부와 미혼자녀로 구성된 2세대 가구뿐만 아니라 부부만으로 구성된 1세대 가구가 꾸준히 증가하고 있는 추세로(통계청, 2019) 부부를 중심으로 한 가족에 대한 이해가 더욱 중요해지고 있는 실정이다.

부부의 결혼생활만족은 건강하고 행복한 가족을 이루기 위한 필수적 요소이다(강혜숙, 김영희, 2012). 결혼은 서로 다른 성장 배경에서 자란 서로 다른 두 개인이 만나 형성된 관계로, 부부간의 차이점으로 인한 어려움의 발생은 당연하므로 이를 어떻게 해결해나가는가가 결국 원만한 결혼생활의 질을 결정하는 중요한 지표가 된다. 이와 같은 맥락에서 결혼만족도는 결혼생활의 전반적인 적응을 보여주는 지표로써 부부 연구에서 많은 연구가 이루어져 왔다(지혜정, 2006). 부부의 결혼 만족도가 낮으면 가족 간의 정서 및 관계적 기능이 약화되고 이혼의 증가, 가정폭력 등과 같은 가족의 역기능적 양상으로 확대되는 경향이 있는 것으로 밝혀져 왔다(강혜숙, 김영희, 2012).

부부 결혼만족은 그 중요성에 따라 꾸준히 연구되어왔지만, 주로 남편과 아내 각 개인의 만족도와 개인적 특성에 초점을 맞추어 진행되어 왔다(김정석, 최형주, 2011; 전해정, 채혜원, 2013). 하지만 부부는 서로 간 상호영향력이 있는 친밀한 관계이므로, 부부의 개별적 경험을 넘어 관계 내 경험의 상호관련성을 분석하여 서로 미치는 영향력을 함께 이해하는 것이 필요하다. 또한, 결혼만족도는 측정되는 시점에 따라서 변한다는 주장이 있어(Roach et al., 1981), 연령 증가 및 시간의 흐름에 따른 부부관계 경험의 상호 변화를 함께 살펴볼 필요가 있다.

한편 부부의 결혼만족과 부부의 심리·정서 상태는 서로 높은 관련이 있는 것으로 이해되고 있다(Bradbury & Fincham, 1991). 최근 임상 및 상담장면에서 부부문제를 호소하며 전문가를 찾는 사람들이 증가하고 있는 추세이며(장문선, 김영환, 2003), 특히 부부문제로 전문가를 찾는 경우의 절반 정도가 우울을 호소하는 것으로 알려져 있다(Beach et al., 1990). 즉, 부부의 심리·정서 상태 중 특히 우울은 결혼만족과 높은 관련성이 있다는 것이다. 부부관계 및 결혼만족과 우울에 인과적 관계에 대해서는 우울 증상이 배우자와의 관계에서 불화를 유발하여 만족도를 감소시킨다는 스트레스 유발모형보다는 결혼생활에서의 만족이 우울에 영향을 미친다는 우울의 결혼 불화 모형이 더욱 지지되고 있다(Culp & Beach, 1998; Proulx et al., 2007). 결혼만족은 부부의 우울에 영향을 미치는 중요한 보호요인인 것으로 나타났으며(이희연, 전해성, 2011), 배우자와의 관계가 좋을수록 우울감이 낮아진다고 보고되었다(Aichberge et al, 2010). 더 나아가 결혼만족도가 높을수록 정서적 지지가 강화되어 외부에서 스트레스가 발생했을 때에도 우울감을 적절히 다루는 것으로 나타났다(Lincoln & Chae, 2010; Vento & Cobb, 2011).

하지만 앞서 제시한 연구들은 부부 각 개인이 지각한 결혼만족과 우울 경험을 도대로 이루어졌기 때문에 부부 간에 존재하는 상호영향을 검증하지는 못했다는 한계가 있다. 더 나아가 결혼만족과 우울이 연령의 변화에 따라 달라진다는 선행연구(김봉균 외, 2014; 이가현 외, 2017; 전해숙, 강상경, 2009; Blazer et al., 1991; Green & Benzeval, 2011)들을 반영하지 못했다는 아쉬움이 있다. 최근 이와 같은 한계를 보완하고자, 이가현 등(2017)은 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형(Dyadic Growth Actor-Partner Interdependence Model: DG-APIM)을 활용하여 노년기 부부의 관계만족과 우울의 종단적 변화 사이의 관련성을 살펴보았다. 그러나 위 연구는 노년기 부부뿐만 대상이 한정되어 있다는 점에서 결과를 다양한 연령에 적용하기 어렵다는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 한계를 보완하기 위해 노년기 부부뿐만 아니라 청·장년층의 부부로 대상을 확대하여 연구를 수행하고자 한다. 이를 위해 한국복지패널에서 제공하는 2015년부터 2021년까지의 7차년도 부부 결혼만족도와 우울의 짝(dyadic) 데이터를 바탕으로 이가현 등(2017)이 제시한 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성을 살펴보고자 한다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 남편과 아내의 결혼만족도 및 우울의 평균과 변화율은 어떠한 성장을 보이는가?

연구문제 2. 남편과 아내의 결혼만족도의 성장요인은 우울의 성장요인에 어떠한 영향을 미치는가?

제2절 이론적 배경

1. 부부 결혼만족도

부부의 결혼만족도는 부부의 결혼생활의 전반적인 질을 평가할 수 있는 대표적인 요인이다. 결혼만족도는 여러 학자들에 의해서 개념화 되어 결혼적응도(Marital Adjustment), 결혼행복도(Marital Happiness), 결혼의 질(Marital Quality)등의 다양한 용어로 정의되고 있다(Fincham & Bradbury, 1987; Hicks & Platt, 1970; Lewis & Spanier, 1979; Spanier et al., 1980). 결혼만족을 무엇으로 측정할 것이냐와 관련해서는 크게 결혼에 대한 개인의 주관적인 행복감을 평가해야한다는 주장(Burr, 1971; Lewis & Spanier, 1979)과 배우자에 대한 기대가 얼마나 충족되는가에 대한 평가해야한다는 주장(Hawkins, 1968; Norton, 1983)으로 나뉘어 왔다. 국내의 선행연구에서는 위의 두 가지 관점을 모두 수용하여 결혼만족도를 결혼생활의 실제와 기대 간 일치에서 오는 개인의 관점에 따른 주관적인 척도이자, 결혼생활 전반에 대한 개인의 주관적 감정 및 태도의 전반적인 평가라고 정의하고 있다(권정혜, 채규만, 1999; 김경미, 2009; 김태현, 박주희, 2005).

결혼만족도와 관련된 선행연구를 살펴보면, 장기간 결혼생활을 유지한 부부가 결혼만족도가 높았으며(윤운하, 김현주, 2018; 황성실, 김영희, 2013), 결혼만족을 높이는 요인으로는 효율적인 의사소통(이정은, 이영호, 2000), 부부사이의 친밀성 및 독립된 개별적 존재로서의 인정과 상호돌봄(Acevedo & Aron, 2009) 등이 있다. 결혼생활의 질은 삶의 전반적인 만족도와 행복과 밀접하게 연관이 있으며, 결혼생활이 불만족스러운 경우, 다양한 문제를 야기할 수 있다고 밝혀져 왔다(Diener, 1995). 구체적으로 살펴보면 만족스러운 결혼생활은 부부의 심리적 고통이나, 생활에서 오는 스트레스에 대한 완충역할을 하고, 결혼생활에서의 고통이나 불만족은 부부의 신체적, 정신적 건강에 부정적인 영향을 미친다(Karney & Bradbury, 1995). 특별히 불만족스러운 결혼생활은 정서적으로 부부의 우울을 증가시키며(전춘애, 박성연, 1993; Birchnell et al., 1984), 더 나아가 자녀들의 불안과 우울까지도 증가시키는 것으로 드러나고 있다(Fincham et al., 1994). 이처럼 고통스러운 결혼생활은 가족 전반의 행복감을 떨어트리는 원인이며(정문경, 김병석, 2012), 결혼관계의 유지와 해체를 결정하는 중요한 요인이라고 할 수 있다(이경성, 2003).

한편, 결혼만족도는 주어진 시점에서 자신의 결혼생활에 대한 선호정도를 나타내는 것으로, 측정되는 시점에 따라서 변한다는 주장이 있다(Roach et al., 1981). 즉, 부부 결혼만족도는 측정 시점에 따라서 달라질 수 있으므로, 결혼유지 기간 동안 변화형태를 보일 수 있다는 것이다. 실제로 부부결혼만족과 유사한 개념인 부부관계만족은 시간에 따라 그 형태가 달라진다고 알려져 있다(이가현 외, 2017). 초창기 선행연구에서는 부부관계만족은 가족발달주기에 근거하여 신혼초에 가장 높다가 자녀가 청소년기에 있을 때까지 감소하고, 자녀들이 독립한 이후에 다시 높아진다고 밝혀졌으나(Duvall, 1971; Lupri & Frideres, 1981; Rollins & Cannon 1974; Vaillant & Vaillant, 1993), 최근의 연구결과에서는 부부관계만족이 시간이 지날수록 지속적으로 감소한다는 결과들이 나타나고 있다(Homish & Leonard, 2007; Lavner & Bradbury 2010; 김미령, 2009; 박병선, 배성우, 2011; 이주연, 정혜정, 2015). 이러한 근거로 부부관계만족은 다양한 관련 변인들과 함께 종단적으로 연구되고 있다(변지혜, 2020; 이가현 외, 2017). 부부관계만족과 유사하게 부부결혼만족도 시간의 흐름에 따른 변화형태가 존재한다고 볼 수 있지만, 부부결혼만족에 대해서 종단적으로 살펴본 연구는 아직 미비하다. 따라서 본 연구에서는 이러한 선행연구들에 근거하여, 부부결혼만족도의 변화와 함께, 결혼만족과 관련이 높은 것으로 나타나는 정신건강의 주요 지표인 우울의 변화의 관련성

에 대해서도 중단적으로 살펴보고자 한다.

2. 부부 결혼만족도와 우울

우울(depression)은 넓게는 다양한 부정적인 기분과 부정적인 행동 전반을 의미하며 구체적으로는 삶에 서의 단순한 슬픔, 울적함, 낙담, 지속적인 상실감, 무력감까지의 광범위한 심리상태를 포함하는 감정으로 이해된다(김성일, 정용철, 2001). 우울은 보편적인 감정으로 이해되고 있지만, 심한 우울의 경우, 일상 유지와 효율적인 기능 수행을 할 수 없는 수준에까지 이를 수 있다(Saradon & Sarason, 1996). 최근 보건복지부에서 진행한 정신건강실태조사(2021)에도 전체 25.4%의 정신장애 가운데 주요우울장애가 5.0%로 나타나며 적지 않은 비중을 차지하는 것으로 나타났다.

우울은 한 개인의 삶 전반에 영향을 미치며, 부부관계 및 결혼생활에도 상당히 밀접하게 관련이 있다. 우울과 부부의 결혼생활과 서로 관련이 있다는 것은 이미 많은 선행연구에서 밝혀져 오고 있는 가운데(윤지연, 강선경, 2018; 전은주, 김득성, 2013; Culp & Beach, 1998; Proulx et al., 2007), 결혼 만족과 우울의 인과적 관계에 대해서는 두 가지의 다른 견해가 존재한다. 먼저, 부부 각 개인의 우울 증상 경험이 배우자와의 관계에서 불화를 유발한다는 스트레스 유발모형(stress generation model, Davila et al. 1997)이 있다. 실제 많은 선행연구에서 우울감은 의욕을 저하시킬 뿐 아니라 다양한 인지, 정서 및 신체 증상을 발생시켜 일상 유지의 어려움을 야기하며, 이는 만족스럽지 못한 결혼생활과 직접적인 관련이 있는 것으로 나타났다(윤지연, 강선경, 2018).

하지만 최근 들어 결혼만족정도가 우울에 영향을 미친다는 우울의 결혼불화모형(marital discord model of depression, Beach et al. 1990)이 점차 지지되고 있다. 우울의 결혼불화모형은 결혼생활에서의 갈등 및 불화가 배우자의 지지와 같은 자원을 제한하고, 배우자의 스트레스를 높여 결혼생활의 불만족을 초래해 부부 각 개인의 우울을 증가시킨다고 본다(이가현 외, 2017). 즉, 결혼생활의 불화가 부부 사이의 화합과 상호 친밀감을 낮추고 배우자에 대한 공격성과 적대감을 높여 결과적으로 상호 간의 우울증상을 유발한다는 것이다(Proulx et al., 2007). 실제 결혼생활에 대한 불만족이 높은 사람들은 높은 우울증상을 보고하는 경향이 있으며(Culp & Beach, 1998), 부부관계 만족은 부부의 각 개인의 우울과 같은 심리적 부적응과 부적 상관관계를 보이는 것으로 나타났다(박영화, 고재홍, 2005). 또한 실제 우울증 환자들은 결혼에 대한 불만족이 자신의 우울증상에 선행한다고 지각하며(O'Leary et al. 1990) 만족스러운 결혼생활은 우울증상을 완화시키는 것으로 나타났으나(Brown et al., 1992), 반대로 다양한 치료적 개입을 통해 우울증상이 개선된 사람들은 이후 부부 사이의 불화가 완화되거나 결혼생활만족이 높아지지는 않는 것으로 드러났다(Foley et al., 1989).

우울증상은 연령 증가에 따라 감소하거나(김봉균 외, 2014; 전해숙, 강상경, 2009; Blazer et al., 1991) 증가하는 변화 형태(이현주, 2013; Green & Benzeval 2011)를 보인다는 선행연구들에 근거하여 결혼만족과 우울의 관련성에 대한 중단연구들도 진행이 되었는데, 우울의 결혼 불화 모형을 시사하는 결과들이 나타났다. Whisman과 Bruce(1999)이 진행한 900명 이상의 일반인 대상 연구에서 배우자와의 결혼생활불만족을 보고한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 우울이 발생할 위험성이 세 배 정도 높게 나타났으며, 신혼부부를 대상으로 결혼만족과 우울의 교차지연효과를 살펴본 Fincham 등(1997)의 연구에서는 결혼만족이 우울에 미치는 지연효과가 남편과 아내에게서 모두 나타났으며, 이에 반해 우울이 결혼만족에 미치는 지연 효과는 남편에게서만 발견이 되었다.

위에 제시한 연구들이 우울의 결혼 불화 모형을 지지하는 결과를 보이기는 하였으나, 남편과 아내가 각자 자신이 지각한 만족도가 자신의 우울 증상에 대한 관련성만을 보여준다는 한계가 있다. 부부관계는 상호 의존적이기 때문에 남편이나 아내의 우울은 자신의 만족뿐 아니라, 배우자의 만족에 의해서도 영향을 받으므로, 부부간의 결혼만족과 우울사이의 이자관계 상호영향을 살펴볼 필요가 있다. 더 나아가 연령이 증가함에 따라 결혼생활만족과 우울의 수준이 변화한다는 점을 고려하여 여러 시점에 걸친 결혼만족의 변화에서 부부의 개인차와 우울의 변화에서 개인차가 서로 어떠한 관련성을 갖는지에 대한 탐색이 필요하다.

이러한 필요성에 근거하여 최근 국내에서 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형(Dyadic Growth Actor-Partner Interdependence Model: DG-APIM)을 활용하여 노년기 부부의 관계만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성을 살펴본 연구가 진행되었다(이가현, 정성창, 장승민, 2017). 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형은 이자성장모형(Dyadic Growth Model: DGM)과 짝 자료(dyadic data)의 상호의존성을 반영하는 행위자-상대방 상호의존 모형(Actor-Partner Interdependence Model: APIM)을 결합한 것으로, 위 연구에서는 해당 모형을 활용하여 부부의 관계 만족과 우울의 성장모형을 살펴보고, 성장모형을 구성하는 성장요인 사이의 상호의존적 관계를 확인하였다. 노년기 부부관계 만족의 변화궤적과 노년기 부부의 우울의 변화궤적의 이자적 상호의존성을 살펴본 결과, 남편의 평균 우울 수준은 아내의 관계만족 수준이 높을수록 낮아지며(상대방효과), 아내의 평균 우울 수준은 자기와 남편의 부부관계만족 수준이 높을수록 낮게 나타났다(자기효과와 상대방효과). 또한, 남편과 아내의 우울 증가율은 자신의 관계만족도의 감소율이 클수록 더 커지는 것으로 드러났다(이가현 외, 2017). 위 연구가 우울의 결혼 불화 가설이 종단적 변화에서도 지지되는 것을 밝혔다는 점에서 매우 의의가 있으나, 대상이 노년기 부부에만 한정되었다는 아쉬움이 있다. 따라서 본 연구에서는 부부의 연령 폭을 확대하여 노년기 부부만이 아니라, 청·장년층의 부부를 대상으로 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성을 살펴보고자 한다.

제3절 연구방법

1. 연구 대상

본 연구는 한국복지패널 컨소시엄에서 매년 조사하고 있는 한국복지패널 데이터 중 2015년부터 2021년까지의 7차년도 데이터를 활용하였다. 한국복지패널은 표본 가구 내의 15세 이상 가구원을 모두 대상으로 조사하고 있다. 본 연구는 남편과 아내의 데이터를 활용하는 데 목적이 있었기 때문에 다음의 과정을 통해 데이터를 선별하였다. 가구주와의 관계 문항을 통해 가구주와 가구주의 배우자만을 선별하였으며, 또한 현재 혼인 상태에 있고 동거 중인 부부의 데이터만을 선별하였다. 그 결과, 본 연구에서는 현재 동거 중인 혼인 상태의 부부 1269쌍을 활용할 수 있었다. 1269쌍의 데이터는 가구 id를 활용하여, 남편의 7차년도 데이터와 아내의 7차년도 데이터를 하나의 행으로 구성하여 분석에 활용하였다.

남편의 출생연도는 1924년부터 1994년에 분포하였으며, 아내의 출생연도는 1929년부터 1996년까지 분포하였다. 출생연도별 구체적인 사례 수는 아래 <표 1>과 같다.

<표 1> 연구 대상 출생연도

출생연도	남편 사례 수	남편 백분율	아내 사례 수	아내 백분율
1920-1929	9	0.71%	2	0.16%
1930-1939	152	11.98%	87	6.86%
1940-1949	257	20.25%	237	18.68%
1950-1959	248	19.54%	247	19.46%
1960-1969	276	21.75%	301	23.72%
1970-1979	249	19.62%	294	23.17%
1980-1989	48	3.78%	75	5.91%
1990-1999	6	0.47%	18	1.42%
결측치	24	1.89%	8	0.63%
총합	1269			

2. 측정도구

1) 결혼만족도

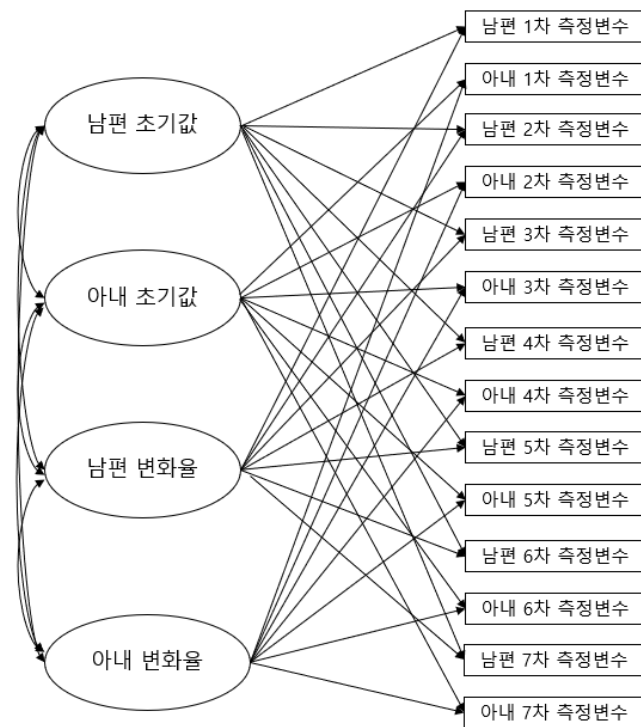
'배우자와의 관계에 대해 얼마나 만족하십니까?'라는 문항에 대해 '매우 불만족(1점)'에서 '매우 만족(7점)'의 리커트트로 측정된 자료를 활용하였다.

2) 우울감

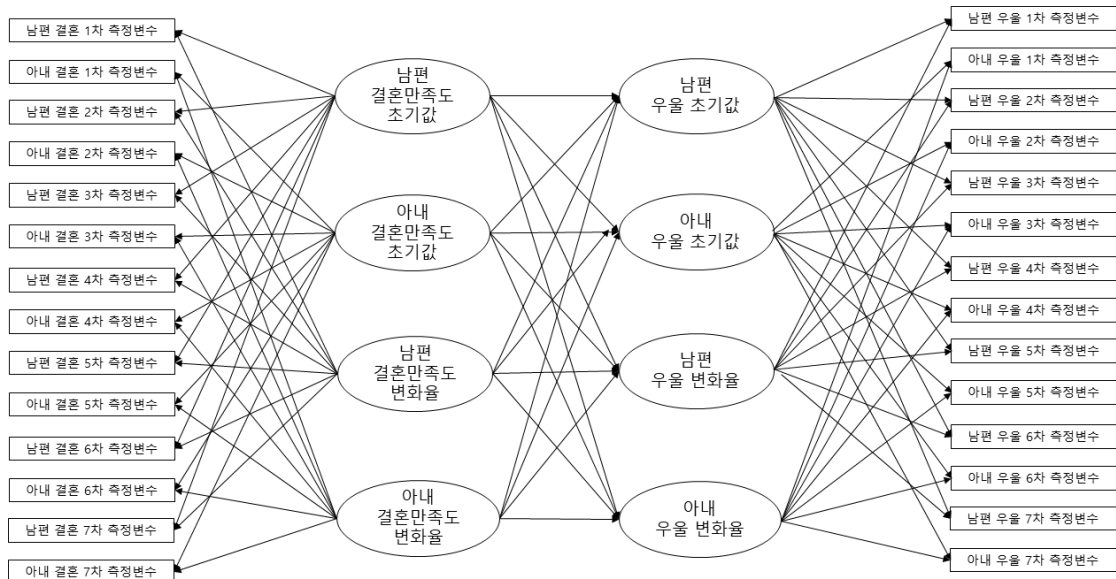
'식욕이 없음', '뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음' 등 11개의 문항에 대해 4점 리커트트로 측정된 자료를 활용하였다. 이와 같은 11문항은 복지패널에 포함된 우울에 대한 인식 변수를 측정하는 문항이며, 복지패널에서는 CES-D(Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale) 척도를 활용하고 있다. 본 연구에서는 역코딩이 필요한 두 문항(비교적 잘 지냈다, 불만없이 생활)을 역코딩한 후 총점을 계산하여 우울감의 정도를 측정하였다.

3. 자료분석 및 연구모형

본 연구에서는 자료분석을 위해 SPSS 22와 AMOS 22를 활용하였다. 첫째, 연구 대상의 인구통계학적 특성 및 각 측정 변인들의 기술통계를 위해 SPSS를 활용하여 빈도분석 및 평균 및 표준편차를 확인하였다. 둘째, 결혼만족도와 우울의 선형 성장모형을 설정하기 위해 이자성장모형(DGM)을 각각 변인에 따라 수행하였다. DGM 분석을 위해 7차년도 데이터의 각 시점에서 초기값(절편)의 요인부하량에는 모두 1을 부여하였고, 변화율(기울기)의 요인부하량에는 -3부터 3까지의 요인부하량을 부여하였다. 본 연구에서 수행한 DGM 모형은 [그림 1]과 같다. 셋째, 부부의 결혼만족도 성장요인과 우울감의 성장요인의 상호의존 관계를 탐색하기 위해 이자성장 행위자-상대방 상호의존모형(DG-APIM)을 수행하였다. 본 연구에서 수행한 DG-APIM 모형은 [그림 2]와 같다.



[그림 1] 이자성장모형



[그림 2] 이자성장 행위자-상대방 상호의존모형

제4절 결과

1. 기술통계

본 연구에서는 결혼만족도의 변화가 우울의 변화에 미치는 상호매력적인 영향을 탐색하고자 하였다. 본 연구의 주요 변인인 결혼만족도와 우울의 기술통계 결과는 <표 2>, <표 3>과 같다. 먼저, 결혼만족도의 경우 남편은 7차년도 모두 5.4점 이상의 평균을 보였으며, 아내는 5.1 이상의 평균을 보여 남편의 평균이 더 높음을 확인할 수 있었다.

<표 2> 결혼만족도 기술통계

	결혼 1차	결혼 2차	결혼 3차	결혼 4차	결혼 5차	결혼 6차	결혼 7차
남편 M	5.500	5.447	5.411	5.543	5.543	5.561	5.539
남편 SD	1.065	1.127	1.142	1.084	1.059	1.068	1.140
아내 M	5.174	5.142	5.105	5.204	5.207	5.157	5.118
아내 SD	1.283	1.309	1.330	1.287	1.273	1.314	1.303

우울의 경우 남편의 평균은 13.2점에서 14점대 사이를 보였으며 7차 데이터에서 가장 높은 평균 값을 보였다. 아내의 평균은 13.8에서 14.7점대의 값을 보였으며 남편의 우울 평균값보다 높은 값을 보이고 있었다.

<표 3> 우울 기술통계

	우울 1차	우울 2차	우울 3차	우울 4차	우울 5차	우울 6차	우울 7차
남편 M	13.375	13.289	13.645	13.494	13.586	13.895	14.099
남편 SD	3.973	3.986	4.201	4.064	3.741	4.231	4.351
아내 M	14.000	13.988	14.069	13.853	14.163	14.721	14.687
아내 SD	4.507	4.510	4.337	4.192	4.233	4.696	4.664

2. 모형 적합도

결혼만족도와 우울에 대한 DGM 모형과 DG-APIM 모형의 적합도를 살펴보았으며 결과에 대해 <표 4>에 제시하였다. DGM 모형의 경우 두 모형 모두 CFI 값과 TLI 값이 .95 이상 제시되고, RMSEA 값이 .06 이하로 제시되었다. 이를 통해 각각의 DGM 모형이 부부의 결혼만족도와 우울의 종단적인 변화를 적합하게 설명함을 확인할 수 있었다. DG-APIM 모형의 경우에도 CFI와 TLI 값이 모두 .95 이상으로 제시되었으며, RMSEA 값도 .032로 기준을 만족하였다.

<표 4> 적합도 비교 결과

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
성장모형					
결혼만족도 DGM	318.266***	97	.965	.962	.042
우울 DGM	212.428***	97	.976	.974	.031
구조모형					
DG-APIM	762.808***	328	.964	.955	.032

3. 성장요인 모수 추정값

DGM 모형을 통해 확인할 수 있었던 결과는 각각 변인에 따라 아래 <표 5>, <표 6>과 같이 제시되었다. 첫째, 결혼만족도의 경우 남편의 평균이 5.440으로 아내의 평균인 5.110보다 높게 제시되었다. 또한 결혼만족도의 평균적인 변화율은 남편은 .003으로 양수로 나타나 상승하는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았고, 아내는 -.016으로 감소하는 것으로 나타났으며 $p < .05$ 수준에서 통계적으로 유의하였다. 더 나아가 분산을 통해 남편과 아내의 평균요인은 유의한 개인차를 보였으며(남편 분산=.471, 아내 분산=.540), 변화율 요인 또한 $p < .05$ 수준에서 유의한 개인차가 나타남을 확인할 수 있었다(남편 분산=.004, 아내 분산=.016). 마지막으로, 공분산의 경우 남편과 아내의 평균요인 간의 상관과 남편과 아내의 변화율 간의 상관이 높게 나타남으로써, 부부 간의 결혼만족도 평균과 상호작용의 상호관련성을 확인할 수 있었다.

<표 5> 부부 결혼만족도의 성장요인 모수 추정값

구분		평균	표준오차	분산 및 공분산			
				남편		아내	
			평균요인	변화율요인	평균요인	변화율요인	
남편 (DGM)	평균요인	5.440***	.023	.471***			
	변화율 요인	.003(p=.578)	.006	-.002(p=.720) (r=-.038)	.004(p=.021)		
아내 (DGM)	평균요인	5.110***	.028	.540*** (r=.907)	.003(p=.637)	.753***	
	변화율 요인	-.016(p=.023)	.007	-.003(p=.579) (r=-.035)	.006*** (r=.775)	.000(p=.977) (r=-.002)	.016***

둘째, 우울의 경우 남편의 평균이 13.836으로 아내의 평균인 14.402보다 낮게 제시되었다. 또한 우울의 평균적인 변화율은 남편은 .172로 유의하게 상승하였으며, 아내 또한 .183으로 유의하게 상승하는 것으로 나타났다. 더 나아가 분산을 통해 남편과 아내의 평균요인은 유의한 개인차를 보였으며(남편 분산=6.406, 아내 분산=8.978), 변화율 요인 또한 유의한 개인차가 나타남을 확인할 수 있었다(남편 분산=.158, 아내 분산=.239). 마지막으로, 공분산의 경우 남편과 아내의 평균요인 간의 상관과 남편과 아내의 변화율 간의 상관이 높게 나타남으로써, 부부의 우울 간의 평균과 상호작용의 상호관련성을 확인할 수 있었다.

<표 6> 우울의 성장요인 모수 추정값

구분	평균	표준오차	분산 및 공분산				
			남편		아내		
			평균요인	변화율요인	평균요인	변화율요인	
남편 (DGM)	평균요인	13.836***	.085	6.406***			
	변화율 요인	.172***	.024	.237** (r=.236)	.158***		
아내 (DGM)	평균요인	14.402***	.096	5.519*** (r=.728)	.255(p=.001) (r=.215)	8.978***	
	변화율 요인	.183***	.025	.168(p=.023) (r=.135)	.115*** (r=.591)	.241(p=.003) (r=.164)	.239***

4. 구조모형 모수 추정값

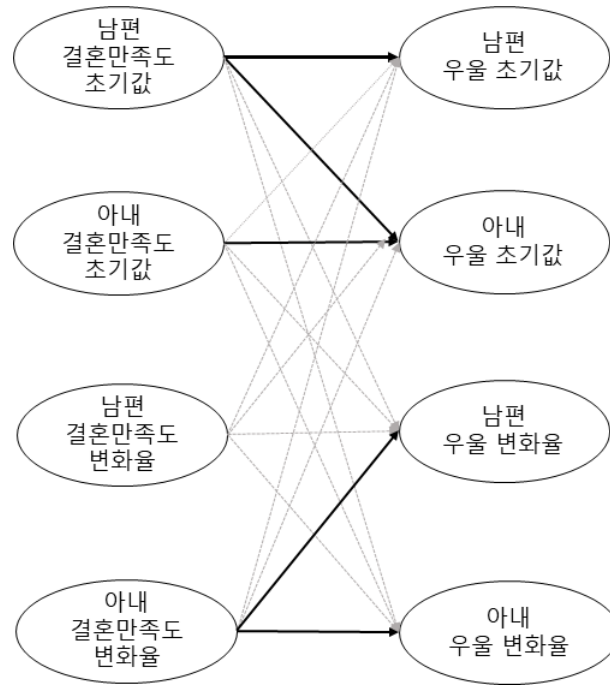
남편과 아내의 결혼만족도의 성장요인이 우울의 성장요인에 미치는 영향을 알아보기 위해 DG-APIM 을 추정하였으며, 그 결과는 아래 <표 7>과 같다. 첫째, 남편의 우울 평균은 자신의 결혼만족도에 의해 유의하게 설명되는 자기효과만을 보였다. 즉, 자신의 결혼만족도의 평균이 높을수록 자신의 우울의 평균 이 낮게 나타났다(b=-2.136). 둘째, 아내의 우울 평균은 자기효과와 상대방효과 모두 유의하게 나타났다. 즉 자신의 평균 결혼만족도가 높을수록, 또한 남편의 결혼만족도가 높을수록 우울이 낮게 나타난 것이 다. 또한 표준화계수를 통해 상대방 효과(-.436)가 자기효과(-.256)보다 큰 것을 확인할 수 있었다. 셋째, 남편의 우울 변화율에 대해 자기효과는 유의하지 않았으나, 상대방효과가 유의하게 나타났다. 즉 아내의 결혼만족도 변화율은 남편의 우울 변화율을 유의하게 설명하였으며, 이는 아내의 결혼만족도 변화율이 높을수록 우울의 변화가 낮게 나타나는 것을 의미한다. 넷째, 아내의 우울 변화율은 자기효과가 유의하 였으며, 상대방효과는 유의하지 않았다. 즉 자신의 결혼만족도 변화율이 높을수록 낮은 우울 변화율이 나타나는 것이다. 종합하면 남편과 아내 모두 아내의 결혼만족도 감소 속도가 빠를수록, 우울의 증가속 도도 빨라지는 것을 예측해볼 수 있다.

<표 7> 구조모형 모수 추정값

경로	비표준화 계수	표준오차	표준화 계수
남편 결혼 만족(I) -> 남편 우울(I)	-2.136***	.375	-.594
아내 결혼 만족(I) -> 남편 우울(I)	-.261(p=.391)	.304	-.088
남편 결혼 만족(S) -> 남편 우울(I)	1.220(p=.632)	2.546	.047
아내 결혼 만족(S) -> 남편 우울(I)	-3.325(p=.162)	2.377	-.143
남편 결혼 만족(I) -> 아내 우울(I)	-1.852***	.433	-.436
아내 결혼 만족(I) -> 아내 우울(I)	-.892(p=.011)*	.349	-.256
남편 결혼 만족(S) -> 아내 우울(I)	-5.904(p=.054)	3.065	-.194
아내 결혼 만족(S) -> 아내 우울(I)	2.548(p=.347)	2.709	.092
남편 결혼 만족(I) -> 남편 우울(S)	-.123(p=.365)	.135	-.200
아내 결혼 만족(I) -> 남편 우울(S)	.048(p=.665)	.110	.095
남편 결혼 만족(S) -> 남편 우울(S)	-1.427(p=.130)	.943	-.325
아내 결혼 만족(S) -> 남편 우울(S)	-1.820(p=.041)*	.889	-.456
남편 결혼 만족(I) -> 아내 우울(S)	-.258(p=.150)	.179	-.382
아내 결혼 만족(I) -> 아내 우울(S)	.173(p=.234)	.145	.312
남편 결혼 만족(S) -> 아내 우울(S)	-.425(p=.742)	1.292	-.088
아내 결혼 만족(S) -> 아내 우울(S)	-4.762***	1.347	-1.086

주: I=평균요인, S=변화율 요인
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

위와 같은 결과를 요약하여, DG-APIM 모형에서 유의한 경로를 실선으로 표현하면 아래 [그림 3] 과 같다. 남편의 우울 평균은 자기효과만을 보였으며, 아내의 우울 평균은 자기효과와 상대방효과 모두 유의하게 나타났다. 또한 남편의 우울 변화율은 상대방효과를 보였고, 아내의 우울 변화율은 자기효과를 보였다.



[그림 3] 자기효과와 상대방 효과

제5절 결론 및 논의

본 연구는 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형을 활용하여 부부 결혼만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성을 살펴보았으며, 이를 통해 남편과 아내의 결혼만족도의 성장요인이 우울의 성장요인에 미치는 영향을 자기효과와 상대방효과를 활용하여 탐색할 수 있었다. 본 연구 결과를 통해 도출한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 남편과 아내의 결혼만족도의 성장 모형을 통해 부부 간의 차이 및 상호작용을 확인할 수 있었다. 먼저, 남편의 결혼만족도가 아내의 결혼만족도보다 높게 제시되었다. 이는 대체로 많은 선행연구에서 남편의 결혼만족도가 아내의 만족도보다 더 높은 것으로 보고하는 결과와 동일한 결과이다(Jackson et al., 2014). 또한 남편과 아내의 결혼만족도 간의 상호관련성 또한 선행연구와 동일한 결과를 보였다(송진아, 전세송, 2023). 다만, 연구 결과 남편의 결혼만족도는 상승하였으나 그 정도가 유의하지 않았고, 아내의 결혼만족도는 유의하게 시간에 따라 감소하였다. 이는 다른 국내 선행연구에서 남편과 아내의 결혼만족도 평균이 모두 감소하며 특히 남편의 속도가 더 빠르게 감소한다고 보고한 것과 차이를 보이는 결과이다(박병선, 배성우, 2011; 이가현 외, 2017). 기존 선행연구에서는 남편 결혼만족도의 보다 빠른 감소 속도를 가

부장제의 전통 및 남편의 별이가 주 소득원이 되는 현상을 통해 해석하고 있다(박병선 배성우, 2011; 이가현 외, 2017). 과거와 비교하였을 때, 가족 내 가치관 및 여성의 경제적 활동비율이 크게 변화함에 따라 본 연구에서는 이러한 차이가 나타난 것을 예상해볼 수 있다(박공주, 강성금, 2019). 그러나 결혼만족도를 종단적으로 살펴본 선행연구는 미비한 실정이기 때문에 보다 상세한 탐색이 요구된다. 예를 들어, 결혼만족도는 결혼 유지 기간 동안 가정 내 다양한 책임을 공동으로 감당하고 상호작용하는 과정에서 상승과 감소를 나타내게 되며(조보배, 2022), 결혼 유지 기간 혹은 연령에 따라 결혼에서 추구하는 목표가 변화한다(Li & Fung, 2011). 따라서 추후 연구에서는 부부의 결혼만족도의 종단적 변화를 탐색함에 있어서, 맞벌이 여부 및 생애주기, 세대 및 연령 등을 보다 세세하게 살펴보아야 할 것이다.

둘째, 남편과 아내의 우울의 성장 모형을 통해 부부 간의 차이 및 상호작용을 확인할 수 있었다. 먼저, 아내의 우울이 남편의 우울보다 높게 제시되었으며, 아내와 남편 모두 시간이 지남에 따라 우울이 유의하게 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 또한, 아내와 남편의 우울의 평균과 변화율은 유의한 상관을 보이고 있었다. 남편과 아내의 우울은 정적인 관계를 보이는 것으로 보고되고 있으며, 이는 횡단면(cross-sectional) 연구뿐만 아니라(Hippisley-Cox et al., 2002), 종단적 연구에서도 지지되고 있다. Kouros와 Cummings(2010)의 연구에서는 시간이 지남에 따라 남편의 우울 증상이 상승하는 것이 아내의 우울 증상의 상승에 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 부부의 우울감의 상승은 선행연구에 따라 상이한 결과를 보이고 있다. 8-16세 사이의 자녀를 둔 동거 중인 국외 부부를 대상으로 진행한 연구에서는 3년 간 부부의 우울이 모두 감소하는 것이 보고되었으나(Kouros & Cummings, 2010), 국내 노년기 부부를 대상으로 진행한 선행연구에서는 본 연구와 동일하게 남편과 아내 모두 우울이 선형적으로 증가하였으며 평균적으로 우울의 정도는 남편이 더 낮은 것으로 나타났다(이가현 외, 2017). 이러한 차이의 원인은 연구대상의 연령을 통해 예상해볼 수 있다. 중년기 및 노년기에는 연령이 증가함에 따라 우울 또한 증가하는 것으로 보고되고 있으며, 이러한 우울의 증가에는 은퇴, 경제적 어려움, 신체 기능의 저하 등 중·노년기에 경험하는 사건들이 영향을 미칠 수 있다(이은지, 전해정, 2015). 본 연구는 1970년대 이전에 출생한 대상자들이 높은 비율을 차지하고 있기 때문에 우울 증상이 증가하는 결과가 제시될 수 있는 것이다.

셋째, 이자성장 상대방-행위자 모형을 활용하여 부부 결혼만족의 변화 궤적과 부부의 우울 변화 궤적의 이자적 상호의존성을 확인한 결과, 남편의 평균 우울 수준은 자신의 평균 결혼만족 수준이 높을수록 우울 수준이 낮았으나(자기효과), 아내의 평균 결혼만족 수준이 남편의 평균 우울 수준에 미치는 추가적인 영향(상대방효과)은 확인되지 않았다. 아내의 평균 우울 수준은 남편과 자신의 평균 부부 결혼만족 수준이 높을수록 낮아지는 것으로 확인되었다(자기효과와 상대방효과). 이는 남편보다 아내가 부부관계에서 배우자의 감정에 더 영향을 받는다는 선행연구와도 일치하는 결과이다(Kouros & Cummings, 2010). 또한, 남편의 우울 변화율은 아내의 결혼만족도 변화율과 부적 상대방효과를 보였으며, 아내의 우울 변화율은 자신의 결혼만족도의 변화율과 부적 자기효과를 보였다. 즉, 남편의 우울 증가율은 아내의 결혼만족도의 감소율이 클수록 컸으며, 아내의 우울 증가율은 자신의 결혼만족도의 감소율이 클수록 컸다. 이와 같은 결과는 우울의 결혼 불화 모형이 종단적 변화에서도 지지되는 것으로 해석 될 수 있다. 다만, 노년기 부부 관계만족도와 우울의 종단적 변화를 살펴본 이가현 등(2017)의 연구에서는 남편과 아내의 관계만족의 평균수준이 배우자의 평균 우울 수준을 예측하는 상대방효과가 드러났지만, 본 연구에서는 남편의 평균 결혼만족만이 아내의 평균 우울 수준에 유의미하게 영향을 미쳤는데에서 차이가 있다. 즉, 청장년층을 포함한 대상에서는 남편의 평균 우울수준은 아내의 평균 결혼만족 수준보다는 자기의 평균 결혼만족 수준에 더 영

향을 받는 것으로 해석할 수 있다. 다만 변화율에 있어서는 아내의 결혼만족 변화율이 남편의 우울 변화율에 유의미한 영향을 미치는 것으로 밝혀져, 이가현 외(2017)의 연구에서 변화율에서 부부의 상호작용 효과가 없는 것으로 나온 결과와 다른 맥락을 보인다. 이는 부분적이기는 하지만, 우울의 변화율에서도 여전히 상호작용 효과가 존재함을 시사한다. 종합적으로 보았을 때, 부부생활에서 각 배우자의 우울을 감소시키기 위해서는 각 개인이 느끼는 결혼만족 뿐 아니라, 배우자가 느끼는 결혼만족 역시 중요하게 고려할 필요가 있으며, 더 나아가 지속적인 결혼생활에서 남편과 아내의 결혼만족을 함께 높일 수 있는 공통의 요인들에 대한 관심이 필요함을 시사한다(권오균, 허준수, 2010; 이가현 외, 2017).

이러한 연구 결과가 갖는 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 청·장년층과 노년기 부부를 모두 포함하여 다양한 연령대의 부부를 대상으로 연구를 진행하였다는 데에서 의의가 있다. 최근 부부의 결혼만족과 우울의 관계에 대해 부부 상호의존성을 고려한 종단적 연구는 노년기 부부들만을 대상으로 진행이 되었으나(이가현 외, 2017), 노년기 이전의 세대가 포함되지 않았다는 점에서 아쉬움이 있었다. 본 연구에서는 이러한 한계를 보완하여 부부의 전 연령을 대상으로 연구를 진행하여 부부 결혼만족과 우울의 관련성을 전반적으로 이해할 수 있는 기초자료를 마련했다는 점에서 의미가 있다고 여겨진다. 둘째, 우울의 결혼불화모형을 지지하는 본 연구의 결과는 가족 및 부부상담의 임상적 실제에 참고할 만한 유용한 자료를 제공했다는 점에서 의의가 있다. 실제 우울로 인해 치료를 받으러 온 여성의 절반 이상이 결혼생활 만족이 낮고, 배우자와 심각한 갈등을 경험하고 있는 것으로 밝혀지고 있어(변외진, 김춘경, 2006; Rounsaville et al., 1979) 기혼인 내담자가 우울과 같은 심리적 어려움을 호소하는 경우, 내담자의 결혼생활 및 만족정도를 중요하게 탐색해 볼 필요가 있다. 이는 기혼부부들의 애착양식, 감정표현불능증, 결혼만족도와 우울증상 간의 관련성을 살펴본 김영숙 외(2011)의 연구에서 우울증상에 대한 개입 시 기혼 내담자들의 결혼생활에 대한 접근이 우선적으로 필요하다는 제안과도 일치한다. 따라서 기혼자인 내담자가 우울을 경험하고 있는 경우, 내담자의 결혼만족정도를 살펴보고 개인의 우울에 대한 심리적 개입 뿐 아니라 부부상담을 병행하여 결혼생활의 개선이 함께 되어야 치료의 효과성이 증대될 것으로 기대한다. 또한 본 연구의 결과에서 부부 결혼만족 및 우울에서 부부간의 상호작용 효과가 나타나는 것을 고려할 때 부부상담에서 부부의 개인적 특성의 차이에 중점을 두기보다는 부부의 결혼생활에 대한 인식을 서로 공유하고 이해하는 데 중점을 두어 상담을 진행하는 것이 더욱 중요함을 시사하는 바이다. 이는 부부상담에서 각 배우자의 개인적인 특성과 함께 부부의 친밀도, 부부 모두의 문제해결에 대한 의지, 결혼유지 의사 등 부부의 특성요인이 치료를 일으키는 중요한 요인이라는 연구와도 일치하는 맥락이다(박진희 외, 2020).

본 연구의 한계 및 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 활용한 결혼만족도 점수가 단일문항에 의해서 측정되어 실제 부부의 결혼만족도를 충분히 반영하지 못했을 가능성이 있다. 결혼만족도는 의사소통, 갈등해결방법, 분노 및 스트레스 조절, 부부의 성역할, 원가족과의 관계, 가정 내 역할 분담 및 자녀 양육 등 다양한 하위 요인들로 구성되어 있으므로(김희진, 2004) 추후 연구에서는 조금 더 정교한 척도를 활용하여 부부의 결혼만족을 측정할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 연령의 구분없이 모든 연령대의 부부를 대상으로 하여 부부의 결혼만족도와 우울의 전반적인 관련성을 확인하였다는 데에 의의가 있으나, 특정 세대별 특성을 살펴보는 데에는 제한이 있다. 부부의 결혼만족과 우울 모두 결혼 지속 기간에 따라서 변화하는 모습을 보인다고 알려져 있어(김봉균 외, 2014; Blazer et al., 1991; Green & Benzeval 2011; Roach, Frazier & Bowden, 1981) 세대에 따라 그 양상이 다를 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 세대별로 연령을 구분하여 각 세대의 부부만족도와 우울의 관련성을 살펴볼 것을 제안한다. 셋째, 본 연구에서는 부부 결혼

만족도와 우울에 미치는 다양한 요인들이 고려되지 않았다는 데 한계가 있다. 부부관계 및 우울은 부부의 건강상태, 사회경제적 요인과 다양한 심리적 요인들에 의해 영향을 받으므로(김정식, 최형주, 2011; 이현주, 2013), 추후 연구에서는 이러한 점들이 함께 고려되어야 할 것이다. 특별히 본 연구에서 드러난 우울의 기술통계를 보면, 2019년(5차년도)부터 부부의 우울평균수준이 급격히 상승하는 모습을 보인다. 이는 최근 전 세계적으로 어려움을 가져다 준 코로나19로 인한 팬데믹 시대와 관련이 있는 것으로 추측할 수 있다. 실제 코로나19로 인해 심리적 위기와 스트레스가 매우 커졌으며(Huang et al., 2020; Lin, 2020), 이로 인해 우울감 등의 심리적 증상들이 함께 높아졌다는 보고들이 있다(곽희용 외, 2020; 이동훈, 2020). 따라서 추후에는 코로나19라는 특수한 사회적 상황을 고려하여 그 시기 동안의 부부 결혼만족과 우울과의 관계를 살펴보고 다른 시기와 비교 분석 해 볼 것을 제안한다. 이는 사회적 상황이 부부의 심리상태와 결혼생활에 미치는 영향에 대한 가치있는 자료가 될 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강혜숙, 김영희. 2012. “부부의 성격특성이 결혼만족도에 미치는 자기효과와 상대방 효과”. 『상담학연구』, 13(6), 2861-2880.
- 권정혜, 채규만. 1999. “한국판 결혼 만족도 검사의 표준화 및 타당화 연구 1”. 『Korean Journal of Clinical Psychology』, 18(1), 123-139.
- 권오균, 허준수. 2010. “노년기 부부의 결혼만족도에 관한 연구”. 『노인복지연구』, 47(1), 7-29.
- 김경미. 2009. “부부의 성격특성과 갈등의 상호작용이 결혼만족도와 이혼의도에 미치는 영향”. 박사학위논문. 충북대학교 대학원.
- 김미령. 2009. “연령대에 따른 여성의 결혼만족도 차이 및 영향요인 비교.” 『한국가족복지학』, 26: 35-61.
- 김성일, 정용철. 2001. “청소년의 우울성향과 가정환경의 관계”. 『한국청소년연구』, 5-28.
- 김태현, 박주희. 2005. “부부의 성역할 태도에 따른 부부관계 향상”. 『한국가족관계학회지』, 10(3), 79-106.
- 김봉균, 하연주, 최송식. 2014. “노인의 우울에 영향을 미치는 요인들에 관한 종단적 연구: 신체적, 심리적, 사회적 요인을 중심으로.” 『한국노년학』, 34(1): 115-132.
- 김영숙, 이우경, 박성덕. 2011. “기혼 부부들의 애착 양식, 감정표현불능증, 결혼만족도와 우울 증상 간의 관련성”. 『신경정신의학』, 50(5), 362-367.
- 김정석, 최형주. 2011. “노년부부가구 남편과 부인의 부부관계 만족도”. 『한국인구학』, 34(2), 1-15.
- 김희진. 2004. “한국 부부의 결혼만족에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”. 『상담학연구』, 5(3), 839-853.
- 곽희용, 이시명, 홍성규, 정선용, 김종우. 2020. “코로나-19 대유행 상황에서의 심신중재요법에 대한 연구 동향 분석” 『한국명상학회지』, 10, 53-71.
- 박공주, 강성금. 2019. “맞벌이 부부의 결혼만족도에 미치는 영향”. 『한국융합학회논문지』, 10(4), 247-255.
- 박병선, 배성우. 2011. “부부관계 만족도의 종단적 변화양상과 예측요인-성별 간 차이를 중심으로”. 『한국가족복지학』, 34, 41-76.
- 박진희, 함경애, 천성문. 2020. “부부상담 전문가들이 인식하는 부부상담의 치료적 요인연구”. 『상담학연구』, 21(1), 69-91.
- 박영화, 고재홍. 2005. “부부의 자존감, 의사소통 방식, 및 갈등대처행동과 결혼만족도간의 관계: 자기효과와 상대방효과”. 『한국심리학회지: 사회및성격』, 19(1), 71-100.
- 변외진, 김춘경. 2006. “중년여성의 우울 관련변인에 관한 연구”. 『대한가정학회지』, 44(7), 125-139.
- 변지혜. 2020. “노년기 건강상태 및 우울이 배우자관계만족도에 미치는 종단적 자기효과와 상대방효과”. 『가정과삶의질연구』, 38(2), 105-124.
- 보건복지부. 2021. 『2021년 정신건강실태조사』.

- 송진아, 전세송. 2023. “한국 부부의 결혼만족도 관련 변인에 대한 메타분석”. 『가족과 문화』. 35(2), 69-114.
- 윤운하, 김현주. 2018. “중년기 부부의 장기결혼 (long-term marriage) 유지 경험에 대한 해석학적 현상학 연구: 결혼만족도가 높은 부부를 중심으로”. 『한국가족사회복지학회 학술발표논문집』. 2018(2), 172-174.
- 윤지연, 강선경. 2018. “부부의 결혼만족도, 우울 및 알코올 사용 간의자기효과와 상대방 효과 검증”. 한국케어매니지먼트 연구, (27), 37-60.
- 이가현, 정성창, 장승민. 2017. “노년기 부부의 관계만족도와 우울의 종단적 변화 사이의 관련성: 이자성장 행위자-상대방 상호의존 모형의 적용”. 『조사연구』. 18(4), 25-59.
- 이경성. 2003. “결혼관계에 만족하는 사람은 배우자의 긍정적 행동을 더 많이 기억하는가?”. 『한국심리학회지: 여성』. 8(2), 21-31.
- 이동훈. 2020. “코로나바이러스(COVID-19) 감염에 대한 일반대중의 두려움과 심리, 사회적 경험이 우울, 불안에 미치는 영향”. 『한국심리학회 학술대회 자료집』. 2020(08), 70-70.
- 이은지, 전해정. 2015. “일상생활수행 의존도가 중·고령자 우울에 미치는 종단적 영향: 부부관계 만족도의 조절효과”. 『가족과 문화』. 27(1), 48-68.
- 이정은, 이영호. 2000. “개인특성, 스트레스 및 부부간 의사소통과 결혼만족도의 관계”. 『Korean Journal of Clinical Psychology』. 19(3), 531-548.
- 이주연 정혜정. 2015. “노년기의 부부관계만족도와 우울의 종단적 상호관계-성별과 연령집단에 따른 차이를 중심으로.” 『상담학연구』. 16(4): 575-593.
- 이현주. 2013. “노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인”. 『노인복지연구』. 61, 291-318.
- 이희연, 전해성. 2011. “중년기여성의 삶의 기대, 마음챙김, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 11(7), 275-284.
- 장문선, 김영환. 2003. “기혼여성 우울증 환자의 결혼만족도에서 역기능적 태도와 부부의사소통패턴의 특성”. 『Korean Journal of Clinical Psychology』. 22(2), 399-414.
- 전춘애, 박성연. 1993. “결혼만족도와 결혼안정성 간의 관계에 관한 일 연구”. 『대한가정학회지』. 31(2), 81-96.
- 조보배. 2022. “첫째 자녀 출산과 양육 시기 동안의 여성의 결혼만족도 유형화 연구”. 『여성연구』. 115, 37-63.
- 전은주, 김득성. 2013. “신혼기 남녀의 결혼만족도에 영향을 미치는 변인들”. 『가정과삶의질연구』. 31(1), 73-83.
- 전해숙 강상경. 2009. “노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여.” 『한국노년학』. 29(4): 1611-1628.
- 전혜정, 채혜원. 2013. “부부관계 만족도의 종단적 상호영향: 노년기 부부를 대상으로”. 『가족과 문화』. 25(4), 91-119.

- 정문경, 김병석. 2012. "마인풀니스 (mindfulness) 가 지각된 배우자지지에 미치는 자기효과와 상대방효과 검증". 『상담학연구』. 13(6), 2589-2606.
- 지혜정. 2006. "부부의 심리사회적 요인과 결혼만족도와의 관계". 『가족과 가족치료』. 14(1), 51-80.
- 통계청. 2019. 『인구총조사』. 통계청.
- 황성실, 김영희. 2013. "부부의 헌신이 결혼만족도에 미치는 자기효과와 상대방효과". 『한국가족관계학회지』. 18(3), 45-61.
- Aichberger, M. C., Schouler-Ocak, M., Mundt, A., Busch, M. A., Nickels, E., Heimann, H. M., ... & Rapp, M. A., "Depression in middle-aged and older first generation migrants in Europe: results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)". *European Psychiatry*, 25(8), 2010, 468-475.
- Acevedo, B. P., & Aron, A., "Does a long-term relationship kill romantic love?". *Review of General Psychology*, 13(1), 2009, 59-65.
- Beach, S.R., Sandeen, E., & O'Leary, K. D., "Depression in marriage: A model for etiology and treatment". *Guilford Press*, 1990.
- Birtchnell, J., "Dependence and its relationship to depression". *British Journal of Medical Psychology*, 57(3), 1984, 215-225.
- Blazer, D., B. Burchett, C. Service, and L.K. George, "The Association of Age and Depression among the Elderly : An Epidemiologic Exploration." *Journal of Gerontology: Social Sciences* 46, 1991, M210-M215.
- Bradbury, T. N., & Fincham, F.D., "A contextual model for advancing the study of marital interaction. In G.J. Fletcher & F.D. Fincham(Ed.)", *Cognition in close relationships* (pp. 127-147). Hillsdale, NJ: Erlbaum, 1991.
- Brown, G.W., L. Lemyre, and A. Bifulco., "Social Factors and Recovery from Anxiety and Depressive Disorders: A Test of Specificity." *British Journal of Psychiatry*, 1992, 161: 44-54.
- Burr, W. R., "An expansion and test of a role theory of marital satisfaction." *Journal of Marriage and the Family*, 33(2), 1971, 368-372.
- Burr, W.R., "Some Notes on Future Theorizing and Research." *International Journal of Sociology of the Family* 5(2), 1975, 204-219.
- Culp, L.N. and S.R.H. Beach., "Marriage and Depressive Symptoms: The Role and Bases of Self-esteem Differ by Gender." *Psychology of Women Quarterly* 22, 1998., 647-663.
- Davila, J., T.N. Bradbury, C.L. Cohan, and S. Tochluk., "Marital Functioning and Depressive Symptoms: Evidence for a Stress Generation Model." *Journal of Personality and Social Psychology* 73. 1997, 849-861.
- Diener, E., "A value based index for measuring national quality of life". *Social indicators research*, 36,

1995, 107-127.

- Duvall, E.M., **"Family Development. 4th edition"**. Philadelphia: J.B. Lippincott and Company, 1971.
- Fincham, F. D., **"Understanding the association between marital conflict and child adjustment: Overview"**. *Journal of Family Psychology*, 8(2), 1994, 123.
- Foley, S.H., B.J. Rounsaville, M.M. Weissman, D. Sholomaskas, and E. Chevron, **"Individual Versus Conjoint Interpersonal Therapy for Depressed Patients with Marital Disputes."** *International Journal of Family Psychiatry* 10, 1989, 29-42.
- Green, M.J. and M. Benzeval., **"Ageing, Social Class and Common Mental Disorders: Longitudinal Evidence from Three Cohorts in the West of Scotland."** *Psychological Medicine* 41, 2011, 565-574.
- Hawkins, J. L., **"Association between companionship hostility and marital satisfaction."** *Journal of Marriage and the Family*, 30(4), 1968, 647-650.
- Hicks M., Platt M., **"Marital Happiness and Stability: A Review of the Research in the Sixties"**. *Journal of marriage and the family*, 32(4), 1970, 553-574.
- Hippisley-Cox, J., Coupland, C., Pringle, M., Crown, N., & Hammersley, V., **"Married couples' risk of same disease: cross sectional study"**. *Bmj*, 325(7365), 2002.. 636.
- Homish, G.G. and K.E. Leonard., **"The Drinking Partnership and Marital Satisfaction: The Longitudinal Influence of Discrepant Drinking."** *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 75(1). 2007, 43-51.
- Huang, J. Z., Han, M. F., Suo, T. D., Ren, A. K., & Zhou, X. P., **"Mental health survey of 230 medical staff in a tertiary infectious disease hospital for COVID-19"**. *Chinese Journal of Industrial Hygiene and Occupational Disease*, 38(3), 2020, 192-195
- Jackson, J. B., Miller, R. B., Oka, M., & Henry, R. G., **"Gender differences in marital satisfaction: A meta analysis"**. *Journal of marriage and family*, 76(1), 2014, 105-129.
- Karney, B. R., & Bradbury, T. N., **"The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, methods, and research"**. *Psychological bulletin*, 118(1), 1995, 3.
- Kouros, C. D., & Cummings, E. M., **"Longitudinal associations between husbands' and wives' depressive symptoms."** *Journal of Marriage and Family*, 72(1), 2010, 135-147.
- Lavner, J.A. and T.N. Bradbury.,**"Patterns of Change in Marital Satisfaction over the Newlywed Years."** *Journal of Marriage and Family* 72(5), 2010, 1171-1187.
- Lewis, R. A., & Spanier, G. B., **"Theorizing about Quality Stability of Marriage. In Burr, W., Hill, R., Nye, I., & Reiss, I.(Eds.)"**, *Contemporary theories about the family*, 1, New York: The Free Press. 1979.
- Li, T., & Fung, H. H., **"The dynamic goal theory of marital satisfaction"**. *Review of General Psychology*, 15(3), 2011, 246-254.

- Lin, C. Y., "Social reaction toward the 2019 novel coronavirus(COVID-19)". *Social Health and Behavior*, 3(1),2020, 1-2.
- Lincoln, K. D., & Chae, D. H., "Stress, marital satisfaction, and psychological distress among African Americans". *Journal of Family Issues*, 31(8), 2010, 1081-1105.
- Lupri, E. and J. Frideres., "The Quality of Marriage and the Passage of Time: Marital Satisfaction over the Family Life Cycle." *Canadian Journal of Sociology* 6(3), 1981, 283-305.
- Norton, R., "Measuring marital quality: A critical look at the dependent variable". *Journal of Marriage and the family*, 45, 1983, 141-151.
- O'Leary, D.A., L.P. Riso, and S.R. Beach. , "Attributions about the Marital Discord/Depression Link and Therapy Outcome." *Behavior Therapy*. 21, 1990, 413-422.
- Proulx, C.M., H.M. Helms, and C. Buehler., "Marital Quality and Personal Well Being: A Meta Analysis." *Journal of Marriage and family* 69(3), 2007, 576- 593.
- Roach, A. J., Frazier, L. P., & Bowden, S. R., "The marital satisfaction scale: Development of a measure for intervention research". *Journal of Marriage and the Family*, 1981, 537-546.
- Rollins, B.C. and K.L. Cannon., "Marital Satisfaction over the Family Life Cycle: A Reevaluation." *Journal of Marriage and the Family* 36(2), 1974, 271-282.
- Rounsaville, B. J., Weissman, M. M., Prusoff, B. A., & Herceg-Baron, R. L., "Marital disputes and treatment outcome in depressed women". *Comprehensive Psychiatry*, 20(5), 1979, 483-490.
- Sarason,I.& Sarason, B., "Abnormal Psychology 8th Edition". 1996.
- Spanier, Graham B. & Lewis, Robert A., "Marital Quality: A Review of Seventies". *Journal of Marriage and the Family*, 42(1), 1980, 96-110.
- Whisman, M.A. and M.L. Bruce., "Marital Distress and Incidence of Major Depressive Episode in a Community Sample." *Journal of Abnormal Psychology* 108, 1999, 674-678.
- Vaillant, C.O. and G.E. Vaillant., "Is the U-curve of Marital Satisfaction an Illusion? A 40-year Study of Marriage." *Journal of Marriage and the Family* 55(1), 1993, 230-239.
- Vento, P. W. P. D., & Cobb, R. J., "Chronic stress as a moderator of the association between depressive symptoms and marital satisfaction". *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30(9), 2011, 905-936.

[제3주제]

복지인식

-
1. 소득과 자산의 결합지위가 복지태도에 미치는 영향
 2. 한국사회 사회의 질 인식의 변화: 2006-2022년을 중심으로

소득과 자산의 결합지위가 복지태도에 미치는 영향

양종민(서울대학교 사회발전연구소)

제1절 문제제기

자산과 소득은 부를 축적하는 원천이자 사회적 위험으로부터 개인과 가족을 보호하는 사적 안전망의 기능을 담당한다. 특히 한국과 같이 공적 복지제도가 제한적인 상황에서 자산과 소득의 가치는 더욱 중요하다고 할 수 있다. 한국 사회에서 중산층이라는 개념이 바로 이러한 자산과 소득의 역할을 잘 드러내는 개념이라고 할 수 있는데, 구해근(2022: 38)은 열망의 개념(aspirational category)으로서 중산층을 “어느 정도의 경제적 안정과 여유를 누리는 사람들이고 이 경제적 여력으로 자녀교육과 사회적 관계에서 남들이 하는 만큼 따라서 할 수 있는 사람”이라고 정의했다. 따라서 중산층이 된다는 의미는 자산과 소득을 바탕으로 부를 축적함으로써 사회적 위험으로부터 개인과 가족을 보호하는 동시에 사회적 지위를 획득한다는 의미를 내포하고 있다. 그러므로 소득과 자산의 축적 수준에 따라 공적복지에 대한 태도가 달라질 수 있다.

한국은 경제발전이 본격적으로 추진된 1960년대 이후부터 1990년대 초반까지 개발국가가 공적복지의 역할을 대신했다. 개발국가의 경제성장이 일자리를 만들어내고, 이러한 일자리가 공적 복지를 대신하여 빈곤과 불평등을 해소했다. 실제로 1980년대부터 1993년까지 지니계수(gini coefficient)로 측정한 불평등 수준은 지속적으로 낮아졌다(윤홍식, 2019). 그리고 이 시기에 낮은 조세부담률을 바탕으로 중·상층 집단은 민간보험, 저축, 부동산(혹은 주택) 투자 등을 통해 사적 자산을 축적함으로써 개인과 가족 단위로 사회적 위험에 대응하기 시작했다.

그러나 1997년부터 본격적으로 증가하기 시작한 공적 복지지출은 개발국가의 역할을 대신하지 못했다. 다시 말해, 복지지출의 증가가 경제성장의 기능을 대신하여 빈곤과 불평등의 문제를 해결할 정도로 효과적이지 못했던 것이다. 실제로 제도적으로는 복지선진국 수준의 시스템을 구축했지만 여전히 세계에서 가장 높은 수준의 자살률, 노인 빈곤율, 세계에서 가장 낮은 수준의 출산율 등은 공적 사회보장제도가 시민들의 생애과정에서 직면할 수 있는 사회적 위험을 효과적으로 해결하지 못하고 있다는 증거라고 할 수 있다.

이러한 가운데 사적자산축적이 공적복지의 기능적 등가물로 자리매김하면서 한국사회에서 복지의 의미가 집합적 연대(solidarity)의 산물이 아닌 개인간의 경쟁을 통해 사적으로 축적해야하는 존재로 간주되었다(김도균, 2018; 윤홍식, 2019). 하지만 한국 사회가 직면하고 있는 다양한 사회적 문제를 해결하기 위해서는 사회적 합의를 바탕으로 시민들에게 실질적인 혜택을 제공할 수 있는 사회보장체계를 구축할 필요가 있으며, 이를 위해서는 복지지출 확대와 증세를 위한 사회적 합의가 필수불가결하다. 이러한 맥락에서 소득과 자산의 축적 수준에 따라 복지제도 및 복지증세를 위한 태도가 어떻게 다른지 경험적으로 검증해볼 필요가 있다.

그동안 소득과 자산의 축적 수준에 따라 복지 태도가 어떻게 달라지는지에 대한 연구는 많이 진행되었지만 소득과 자산의 결합지위에 따른 복지 태도의 상이성에 대한 연구는 충분히 진행되지 못했다(Fuller

et al., 2020; Jensen & Wiedemann, 2023). 그리고 소득과 자산의 결합지위에 관한 연구에서도 복지에 대한 태도가 전반적으로 긍정적인 저소득-저자산 집단과 전반적으로 부정적인 고소득-고자산 집단에 초점을 맞추고 있다. 그러나 한국사회의 맥락에서 저소득-고자산, 고소득-저자산 집단의 경우 구체적으로 복지에 대한 태도가 어떤지에 대해 측정한 연구가 거의 존재하지 않는다. 그리고 자산과 소득의 결합분포를 분석하더라도 자산과 소득의 상호작용 효과를 측정함으로써 이 두집단의 복지태도가 저소득-저자산, 고소득-고자산 집단 중 어느 집단의 복지태도와 유사한지에 대해서는 보여주지 못하고 있다(이철승 외, 2018).

이러한 맥락에서 본 연구는 Jensen과 Wiedemann(2023)이 시도한 자산과 소득의 결합분포 구분 방식을 활용하여 한국사회에서 자산과 소득의 결합지위에 따라 복지에 대한 태도가 얼마나 상이한지 혹은 유사한지 분석하고자 한다. 이를 통해 현재 한국사회에서 복지에 대한 태도의 분열구조를 파악함으로써 향후 사회보장체계의 개혁을 위한 사회적 합의 구축 과정에 함의를 제공하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

1. 소득과 자산이 복지태도에 미치는 영향에 관한 선행 연구

복지태도와 관련된 많은 선행연구는 개인의 경제적 지위와 자기 이해(self-interest)를 정책 선호의 주요 동인으로 파악한다. 대표적으로 Meltzer-Richard 모델에 따르면 중위소득 투표자(median voter)의 재분배 정책에 대한 선호에 따라 정부의 정책적 방향성이 결정된다고 주장한다(Romer, 1975; Meltzer & Richard, 1981). 다시 말해, 고소득자와 중위소득자 간의 소득 격차가 얼마나 벌어지는지에 따라 중위소득 투표자의 재분배 정책에 대한 선호가 달라진다는 것이다. Lupu와 Pontusson (2011)도 비슷한 맥락에서 중산층이 고소득층과 저소득층 중 어느 집단과 소득 격차가 벌어지는지에 따라 재분배 정책에 대한 선호가 달라진다고 주장했다. 이러한 연구의 흐름은 저소득층은 재분배를 선호하고 고소득층은 재분배를 선호하지 않는다는 전제를 내포하고 있다. 그러나 소득재분배와 더불어 복지국가의 핵심적인 역할이라고 할 수 있는 사회적 위험에 대한 보험 기능과 관련하여 Moene와 Wallerstein(2001)은 고숙련 기술을 습득한 고소득 집단의 경우 구조적 실업과 같은 경기 침체기에 다른 업종으로 이직이 더 어렵기 때문에 소득상실로 인한 피해가 더 클 수 있으므로 보험 기능에 대한 선호가 늘어날 수 있다고 지적했다.

최근에는 자산이 복지태도에 미치는 영향을 분석한 연구들이 늘어나고 있다. 대표적으로 Ansell(2014, 2019)은 주택 소유와 주택의 가격(혹은 가치)가 일종의 사적 보험의 역할을 제공한다고 주장했다. 따라서 주택 가격이 상승하게 되면 사적 보험의 역할로서 주택의 가치가 상승하기 때문에 사회보험과 재분배에 대한 주택 소유자의 선호가 낮아진다는 것이다. 반면 Hariri와 동료들(2020)은 덴마크 데이터를 분석한 결과 중산층이나 고소득층도 당장 사용할 수 있는 유동성 자산이 부족한 유동성 제약(liquidity constrained) 상태인 경우에는 사회보험 및 재분배에 대한 선호가 늘어날 것이라고 주장했다. 비슷한 맥락에서 Markgraf와 Rosas(2023)는 유럽사회조사(European Social Survey)와 영국에서 실시한 실험연구 자료를 분석하여 신용(credit)에 대한 접근성이 높을수록 재분배에 찬성할 가능성이 낮으며, 소득세에 대한 증세 의향도 낮다고 지적했다.

이러한 소득과 자산이 복지태도에 미치는 영향에 관한 선행 연구는 사회적 위험에 대비할 수 있는 사적 완충장치(private buffer)가 존재할 경우 공적 복지제도의 확대에 대해 부정적인 인식이 강해질 수 있음을 경험적으로 증명하고 있다(Busemeyer & Iversen, 2020). 만약 사회적 위험에 대한 사적인 대안이 충분

히 발달하지 않은 경우에는 공공 복지지출의 필요성에 대한 사회적인 공감대가 형성될 가능성이 높지만, 사적 대안이 발달하게 되면 소득이 높거나 자산을 충분히 축적한 집단은 공적 복지의 확대에 대해 강한 지지를 보낼 가능성이 낮아지게 된다.

물론 소득과 자산이 복지태도에 미치는 영향은 매우 의미가 있으며, 공적복지제도의 발전을 위해 사회적 합의가 필요한 상황에서 소득과 자산 수준별로 공적 복지에 대한 태도가 어떻게 달라지는지 살펴볼 필요가 있다는 측면에서 정책적으로도 의미가 있다. 그러나 소득과 자산의 결합지위에 따라 공적복지에 대한 태도가 달라질 수 있다는 측면을 간과하고 있다(Jensen & Wiedemann, 2023).

2. 소득과 자산의 결합지위에 따른 복지태도의 상이성

소득과 자산은 어느 정도의 상관성이 있다고 할 수 있으며, 소득은 자산 축적의 원천이 되며 자산은 소득을 발생시키는 원인이 될 수 있다(이성균 외, 2020). 그러나 소득과 자산의 수준이 언제나 비례하는 것은 아니다. 고소득층이라고 해서 반드시 많은 자산을 보유하고 있는 것은 아니다. 예컨대, 대학을 졸업한 지 얼마 되지 않은 전문직 종사자는 소득수준은 높더라도 자산축적은 충분하지 않을 수 있다. 반대로 은퇴한지 얼마 되지 않아 자산 축적 수준은 높지만 소득 수준이 낮을 수도 있으며, 그 외에도 주택을 소유했지만 소득이 적은 경우, 부모로부터 상속받은 자산은 많지만 소득이 적은 경우도 있을 수 있다(이철승 외, 2018; Jensen & Wiedemann, 2023).

그동안 저소득-저자산, 고소득-고자산 집단의 복지태도에 관한 연구는 활발히 진행되었지만, 고소득-저자산, 저소득-고자산 집단의 복지태도에 대한 경험적 분석은 상대적으로 제한적이다. 그럼에도 불구하고 최근에 의미있는 연구들이 진행되고 있다. 대표적으로 이철승 외(2018)는 소득과 자산 수준에 따라 본 연구와 마찬가지로 네 집단으로 구분하여 가설을 설정하였다. 소득과 자산이 모두 낮은 집단은 재분배에 대한 욕구는 높지만 보험료를 납부해야 하는 보험 욕구는 낮으며, 선별복지에 기반한 무상 현금 지원을 더 선호할 것이라고 예측했다. 반대로 소득과 자산이 모두 높은 집단은 재분배에 대한 선호가 낮으며 높은 수준의 조세를 부담해야 하는 보편복지보다는 복지에 대한 기여도를 최소화할 수 있는 선별복지를 선호할 가능성이 높을 것이라고 예측했다. 고소득-저자산 집단의 경우 소득상실의 위험에 대한 사적인 안전장치가 부족하기 때문에 국가의 보험 기능을 지지할 가능성이 높으며, 저소득층에게만 혜택이 집중되는 선별복지보다는 보편복지를 선호할 가능성이 높을 것이라고 예측했다. 마지막으로 저소득-고자산 집단의 경우 자산 축적의 원동력인 소득의 유입이 상실되었기 때문에 소득을 기반으로한 재분배정책과 사회보험 정책을 선호할 가능성이 높으며, 조세의 원천이 자산인지 혹은 소득인지에 따라 보편복지에 대한 선호 수준이 다를 것이라고 예측했다. 그러나 명확하게 네 집단으로 구분하여 분석을 진행하지 않고 소득과 자산의 상호작용효과만을 분석함으로써 고소득-저자산, 저소득-고자산 집단의 복지태도를 엄밀하게 파악하지 못했다는 한계가 있다.

본 연구의 분석모델로 사용하고 있는 Jensen과 Wiedemann(2023)의 연구는 명확하게 네 집단의 복지태도를 경험적으로 측정하였다. 이들은 고소득-저자산 집단을 소득 완충형(Income-buffered) 집단, 저소득-고자산 집단을 자산 완충형(Asset-buffered) 집단으로 명명했으며 저소득-저자산 집단을 경제적 취약(Economically precarious) 집단, 고소득-고자산 집단을 진정한 부유층(Truly wealthy) 집단으로 명명했다. 경제적 취약집단과 진정한 부유층 집단의 복지태도는 비교적 명확하게 예측할 수 있지만, 자산 완충형 집단과 소득 완충형 집단의 복지태도는 명확하게 예측하기 어렵다고 주장했다. OECD 9개국에서 실시한 비

교설문조사를 통해 진정한 부유층 집단을 기준 집단으로할 때 나머지 세 집단 모두 실업보험과 재분배 정책에 대한 선호가 통계적으로 유의미하게 높다고 지적했다. 특히 자산 완충형 집단과 소득 완충형 집단의 재분배 정책에 대한 선호의 차이가 실업보험에 대한 선호의 차이보다 큰데, 이는 사적 완충재로서 자산은 사회보험에 대한 선호를 감소시키지만, 낮은 소득 수준은 여전히 재분배에 대한 선호를 강하게 만든다고 주장했다(Jensen & Wiedemann, 2023: 19-20). 그러나 분석의 대상이 되는 국가 모두 한국보다 복지지출 수준이 높기 때문에 복지지출 수준의 확대 과정에서 사회적 합의가 필요한 상황에서 정책적 합의를 제시하기에는 한계가 있다.¹⁾ 또한 실업보험과 재분배에 대한 정책 선호에 대해서만 측정하고 있는데, 구체적인 복지 프로그램별로 정책에 대한 선호도를 세분화하여 측정해야만 합의가 비교적 수월한 영역과 어려운 영역을 정교하게 파악할 수 있을 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 Jensen과 Wiedemann(2023)이 시도한 자산과 소득의 결합분포 구분 방식을 활용하여 한국사회에서 자산과 소득의 결합분포에 따라 복지에 대한 태도가 얼마나 상이한지 혹은 유사한지 분석하고자 한다. 이를 통해 현재 한국사회에서 복지에 대한 태도의 분열구조를 파악함으로써 향후 사회보장체계의 개혁을 위한 사회적 합의 구축 과정에 합의를 제공하고자 한다.

제3절 연구 방법

1. 자료 및 분석방법

소득과 자산의 결합분포에 따른 복지제도에 대한 선호가 어떤 양상을 보이는지 경험적으로 측정하기 위해 한국보건사회연구원에서 매년 발표하는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 데이터를 사용하였다. 한국복지패널 데이터의 경우 소득과 자산을 가구단위로 매년 측정하고 있으며, 복지인식에 관한 부가조사를 2007년부터 3년 단위로 실시하고 있기 때문에 횡단 연구의 한계를 극복할 수 있다는 장점이 있다. 또한 건강보험 및 보건, 국민연금, 실업대책 및 고용보험과 같은 사회보험형 지출부터 빈곤층, 노인, 장애인에 대한 생활지원과 같은 재분배와 관련된 지출까지의 지출 의향을 세분화하여 측정하고 있기 때문에 본 연구의 연구 목적에 부합하는 자료라고 할 수 있다. 다만, 한국복지패널의 특성상 저소득층 가구가 과대표집되었다는 점을 보정하기 위해 STATA 17.0의 pweight 명령어를 통해 표집확률을 보정했다.

분석방법은 종속변수로 사용된 변수들이 5점 범주형 리커트 척도로 측정되었기 때문에 순서형 로지스틱 회귀분석(ordinal logistic regression) 모형을 사용하였다. 또한 본 연구는 2010년부터 2022년까지 3년 단위로 조사한 자료를 모두 합쳐 합성패널을 구축한 다음 통합로지스틱 회귀분석(Pooled Logistic Regression)을 실시하였다. 복지태도의 경우 시계열상 변동이 크지 않기 때문에 2010년을 기준범주로 삼아 시간터미변수를 추가함으로써 시계열 자료의 기간효과(period effect)를 통제하였다(이철승 외, 2018; 양종민 2022).²⁾ 다만, 오차항에 시계열상관이 존재할 수 있기 때문에 통합로지스틱 회귀분석 추정량을 사용하

1) 9개 국가 중 사회복지지출 수준이 가장 낮은 국가는 영국으로 2022년 기준 GDP 대비 22.1%를 지출하고 있는데, 이는 OECD 평균인 21.1%보다 높으며, 한국의 지출수준인 14.8%보다 약 7% 포인트 높다(<https://www.compareyourcountry.org/social-expenditure>).

2) 물론 임의효과(random effect) 모형을 사용하여 시계열 자료의 문제점을 보완할 수 있다. 실제로 stata의 xtologit 명령어를 통해 패널 순서형 로지스틱 회귀분석을 실시하여 임의효과 모형을 통해 분석을 해본 결과 본 연구의 연구 결과와 큰 차이가 없었다. 하지만 패널 순서형 로지스틱 회귀분석의 경우 동일한 패널에서 가중치가 시간에 상관없이 매번 일정해야 한다는 가정이 필요한데, 본 연구의 경우 연도별로 가중치가 상이하기 때문에 가중치를 적용하지 못한다는 문제가 발생한다. 본 연구에서는 저소득층 가구의 과대표집을 반드시 보정해줄 필요가 있기 때문에 통합 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하였다.

여 올바른 추론을 하기 위해 클러스터(clustered) 분산추정량을 사용하였다(한치록, 2021). 여기서 상관된 오차항을 갖고 있는 관측치들의 집합이 하나의 클러스터를 이루는데, 본 연구에서는 응답자 개인의 시간에 걸친 관측치들이 하나의 클러스터를 형성한다고 할 수 있다.

2. 변수의 구성

(1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 영역별 복지지출 확대 의향과 복지를 위한 증세 의향, 그리고 선별-보편복지 선호도이다. 우선 복지지출 확대 의향과 관련하여 “다음에 열거된 각 영역의 정부지출이 늘기를 바라는지 혹은 줄어든기를 바라는지 말씀해 주십시오(단, ‘훨씬 더 많이’ 지출이 늘어나는 경우 이를 위해 세금을 더 거둬야 한다는 것을 염두에 두시길 바랍니다.)”라는 물음에 대해 “훨씬 더 많이 지출”, “좀 더 지출”, “현재 수준으로 지출”, “조금 덜 지출”, “훨씬 덜 지출”로 측정된 문항을 사용하였다.³⁾ 본 연구에 사용한 항목은 건강보험 및 보건, 국민연금(기초연금), 실업대책 및 고용보험(실업급여), 빈곤층 생활지원, 노인 생활지원, 장애인 생활지원으로 총 6개 영역이다. 구체적으로는 건강보험 및 보건, 국민연금, 실업대책 및 고용보험은 사회보험형 지출에 해당한다고 할 수 있으며, 빈곤층, 노인, 장애인 생활지원은 재분배형 지출에 해당한다고 할 수 있다. 참고로 점수가 커질수록 지출확대의향이 더 크다는 경향성을 보여주기 위해 역코딩을 하였다.

복지를 위한 증세 의향과 관련해서는 “사회복지 확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다”는 물음에 대해 “매우 동의한다”, “동의한다”, “동의도 반대도 하지 않는다”, “반대한다”, “매우 반대한다”라는 5점 척도로 측정된 문항을 사용하였다. 복지지출 확대 의향 변수와 마찬가지로 점수가 커질수록 증세의향이 더 크다는 경향성을 보여주기 위해 역코딩을 하였다.

선별-보편복지 선호도와 관련해서는 “국가가 세금을 걷어서 의료, 연금 등의 사회보험이나 육아나 양로와 같은 사회서비스를 제공할 때, 모든 국민을 대상으로 하는 방안과 가난한 사람들만을 대상으로 하는 방안이 있습니다. 어느 방안으로 실시하는 것이 옳다고 생각하십니까?”라는 물음에 대해 “모든 국민 대상”, “소득하위 70%의 국민 대상”, “소득하위 50%의 국민 대상”, “소득하위 30%의 국민 대상”, “가난한 사람들을 대상”이라는 5점 척도로 측정된 문항을 사용하였다. 앞의 두 종속변수와 마찬가지로 점수가 커질수록 보편복지 선호도가 더 크다는 경향성을 보여주기 위해 역코딩을 하였다.

(2) 독립변수

본 연구의 독립변수는 소득과 자산의 결합지위다. 소득은 가구의 가처분소득으로 측정하였으며 자산은 소유부동산과 금융자산과 관련된 항목을 모두 합산하여 측정하였다. 소득과 자산의 결합분포는 Jensen과 Wiedemann(2023)이 시도한 자산과 소득의 결합분포 구분 방식을 활용하였다. 구체적으로는 연도별 소득과 자산의 중위값을 기준으로 저소득-고소득, 저자산-고자산을 연도별로 구분하였다. 중위값을 사용한 이

3) 원래 선택지에는 “선택할 수 없음”이라는 응답범주도 있는데, 본 연구에서는 복지지출 확대에 대한 의향을 구체적으로 파악하고자 하므로 해당 범주는 분석에서 제외하였다.

유는 앞서 Meltzer-Richard 모델에 따르면 중위소득 투표자가 고소득 집단과 저소득 집단 중 어느 쪽에 가까운지에 따라 복지태도가 달라진다고 했기 때문에 중위소득이 복지태도를 결정하는 데 있어 중요한 기준이 될 수 있다. 둘째, 자산의 경우 연속변수 대신 범주형 변수를 사용함으로써 자산이 0인 응답자 때문에 발생하는 강한 좌편향(left-skew) 왜곡을 보정할 수 있으며, 극단값(outlier) 때문에 발생할 수 있는 결과의 왜곡을 줄일 수 있다. 마지막으로 앞에서 언급한 바와 같이 저소득-저자산, 고소득-고자산 집단에 비해 그동안 분석의 초점에서 벗어났던 고소득-저자산, 저소득-고자산 집단의 복지태도를 명확하게 파악할 수 있다는 장점이 있다(Jensen & Wiedemann, 2023: 15).

(3) 통제변수

본 연구의 종속변수인 영역별 복지지출 확대 의향과 복지를 위한 증세 의향에 통계적으로 유의미한 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제하기 위해 다음의 변수들을 모형에 투입하였다. 우선 성별은 남성을 0, 여성을 1로 코딩하였다. 연령변수는 만 나이를 연속변수로 투입하였으며 교육수준은 9점척도로 측정된 변수를 사용하였다. 경제활동 지위는 상용직을 기준범주(0)로 하여 임시직 임금근로자, 일용직 임금근로자, 자활근로, 공공근로, 노인일자리를 임시직 범주(1)로, 고용주와 자영업자, 무급가족종사자를 자영업 범주(2)로, 실업자와 비경제 활동인구를 실업 및 비경활(3) 범주로 코딩하였다. 부채비율은 자산대비 부채비율로 측정하였으며, 부채와 자산을 모두 로그로 변형시킨 다음 비율을 측정하였다. 정치이념은 “매우 진보적”부터 “매우 보수적”까지 5점척도로 측정된 변수를 사용하였다. 변수의 측정 방식은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 변수의 측정

	변수	변수의 측정
종속변수	복지지출 확대의향	5점 척도(훨씬 덜 지출 ~ 훨씬 더 많이 지출)
	복지를 위한 증세의향	5점 척도(매우 반대한다 ~ 매우 동의한다)
	선별-보편복지 선호도	5점 척도(가난한 사람들을 대상 ~ 모든 국민대상)
독립변수	소득-자산 결합분포	소득과 자산의 중위값을 기준으로 네 집단으로 구분(저소득-저자산, 고소득-저자산, 저소득-고자산, 고소득-고자산)
통제변수	성별	남성=0, 여성=1
	연령	만나이
	교육수준	9점 척도
	경제활동 지위	상용직(0), 임시직(1), 자영업(2), 실업 및 비경활(3)
	부채비율	부채(logged)/자산(logged)
	정치이념	5점 척도(매우 진보적 ~ 매우 보수적)

제4절 연구 결과

1. 기술통계 분석결과

변수의 기술통계는 <표 2>에 제시되어 있다. 우선 종속변수와 관련하여 복지지출 확대의향의 경우 6개 하위 변수가 “현재 수준으로 지출”에 해당하는 3점보다 근소하게 높은 것으로 나타났다. 그 중에서도 장애인 생활지원에 대한 지출 확대 의향이 상대적으로 가장 높았으며 국민연금과 실업과 관련된 지출의 확대 의향이 가장 낮았다. 복지를 위한 증세의향의 평균은 3.05로 역시 “동의도 반대도 하지 않는다”인 3점

보다 근소하게 높음을 알 수 있다. 선별-보편복지 선호도 역시 “소득하위 50% 국민 대상”인 3점보다 약간 높은 수준이다. 독립변수인 소득-자산 결합분포와 관련하여 고소득-고자산 집단이 약 39%로 가장 비중이 높으며 고소득-저자산 집단이 12.41%로 비중이 가장 낮다. 통제변수와 관련하여 성별의 경우 여성의 비중이 56%이며 평균연령은 약 54.7세다. 경제활동 지위와 관련하여 실업 및 비경활의 비중이 36.93%로 가장 높다. 정치이념의 평균은 3.13으로 중도보다 약간 보수적임을 알 수 있다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

변수	표본수	평균(비율)	표준편차	최솟값	최댓값
건강보험 및 보건	13,171	3.45	0.77	1	5
국민연금(기초연금)	13,136	3.35	0.81	1	5
실업대책 및 고용보험(실업급여)	13,128	3.35	0.84	1	5
빈곤층 생활지원	13,168	3.52	0.81	1	5
노인 생활지원	13,175	3.50	0.78	1	5
장애인 생활지원	13,148	3.69	0.73	1	5
복지를 위한 증세의향	13,198	3.05	0.91	1	5
선별-보편복지 선호도	13,198	3.07	1.38	1	5
소득-자산 결합분포	13,202			0	3
저소득-저자산	4,010	30.37			
고소득-저자산	1,638	12.41			
저소득-고자산	2,400	18.18			
고소득-고자산	5,154	39.04			
성별	13,202	0.56	0.50	0	1
연령	13,202	54.70	16.44	18	96
교육수준	13,202	4.87	1.61	2	9
경제활동 지위	13,202				
상용직	2,928	22.18			
임시직	2,717	20.58			
자영업	2,681	20.31			
실업 및 비경활	4,876	36.93			
정치이념	13,202	3.13	0.94	1	5

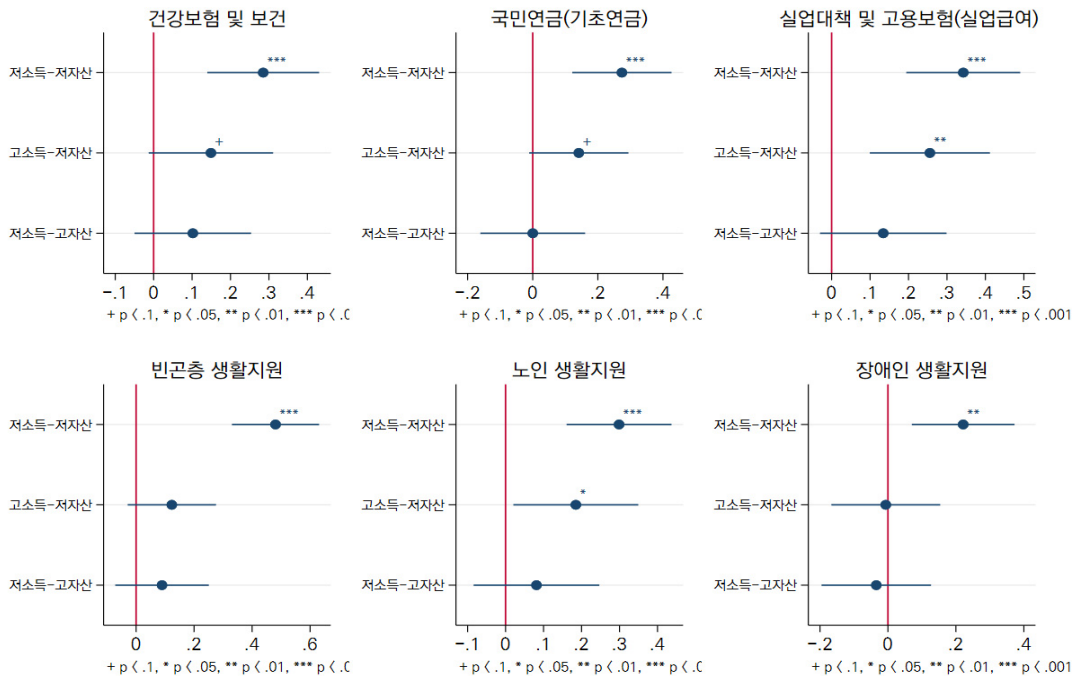
2. 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

소득-자산 결합분포에 따른 복지 영역별 지출 확대의향에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과가 <그림 1>에 제시되어 있다. 참고로 자세한 회귀분석 결과는 <부록 1>에 제시되어 있다. 우선 사회보험형 지출과 관련하여 건강보험 및 보건지출 확대에 대해서는 저소득-저자산 집단과 고소득-저자산 집단이 고소득-고자산 집단에 비해 긍정적인 태도를 보여주고 있다. 다만, 고소득-저자산 집단의 회귀계수가 유의수준 0.1에서 통계적으로 유의미하기 때문에 해석에 유의할 필요는 있다. 국민연금(기초연금)의 지출 확대에 대한 태도 역시 건강보험 및 보건지출과 거의 유사하며 저소득-저자산 집단과 고소득-저자산 집단의 태도가 유사함을 알 수 있다. 실업대책 및 고용보험(실업급여)의 경우에도 저소득-저자산집단과 고소득-저자산 집단의 이해관계가 일치하며 두 집단의 회귀계수 모두 통계적으로 유의미하다. 따라서 건강, 노령, 실업의 위험과 같은 사회적 위험에 대비하기 위한 보험 기능에 대해서는 아직 자산을 충분히 축적하지 못한 고소득-저자산 집단과 저소득-저자산 집단의 태도가 서로 유사함을 알 수 있다. 이는 선행연구의 결과(이철승 외, 2018; Jensen & Wiedemann, 2023)와도 일치하며, 다만 Jensen과 Wiedemann(2023)의 연구에서는 고소득-

고자산 집단을 제외한 나머지 세 집단이 실업보험에 대한 태도에 있어 모두 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있었지만, 본 연구에서는 저소득-고자산 집단의 태도가 저소득-저자산, 고소득-저자산 집단과 상이함을 알 수 있다.

그다음으로 재분배 정책의 확대와 관련하여 노인 생활지원에 있어서는 보험형 지출과 마찬가지로 저소득-저자산집단과 고소득-저자산 집단이 모두 지출 고소득-고자산 집단에 비해 지출 확대에 대해 긍정적인 태도를 보이고 있다. 그러나 빈곤층과 장애인 생활지원에 있어서는 저소득-저자산 집단만 지출 확대에 긍정적인 태도를 보일 뿐 나머지 집단은 모두 통계적으로 유의미한 태도가 나타나지 않았다. 노인 생활지원의 경우 아직 자산을 충분히 축적하지 못한 고소득-저자산 집단 역시 은퇴후 노후생활에 대한 불안감이 존재할 수 있기 때문에 해당 영역에 대한 지출 확대에 대해 찬성할 가능성이 높지만, 빈곤층과 장애인과 같은 사회적 약자를 위한 재분배 정책에 있어서는 저소득-저자산 집단과 연대를 이룰 수 있는 집단이 현재 존재하지 않음을 알 수 있다. 하지만 노인층에서 빈곤층의 비중이 높고 장애인의 비중이 갈수록 증가하고 있기 때문에 재분배형 지출은 고령화 시대의 사회문제와 밀접하게 연관되어 있다고 할 수 있다. 따라서 재분배형 지출 증대와 관련한 사회적 연대를 이루기 어렵다면 향후에 고령화와 관련된 사회 문제 역시 쉽게 해결하기 어려울 것이라는 전망을 할 수 있다.

[그림 1] 소득-자산 결합분포에 따른 복지지출 확대의향에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과(기준집단: 고소득-고자산)



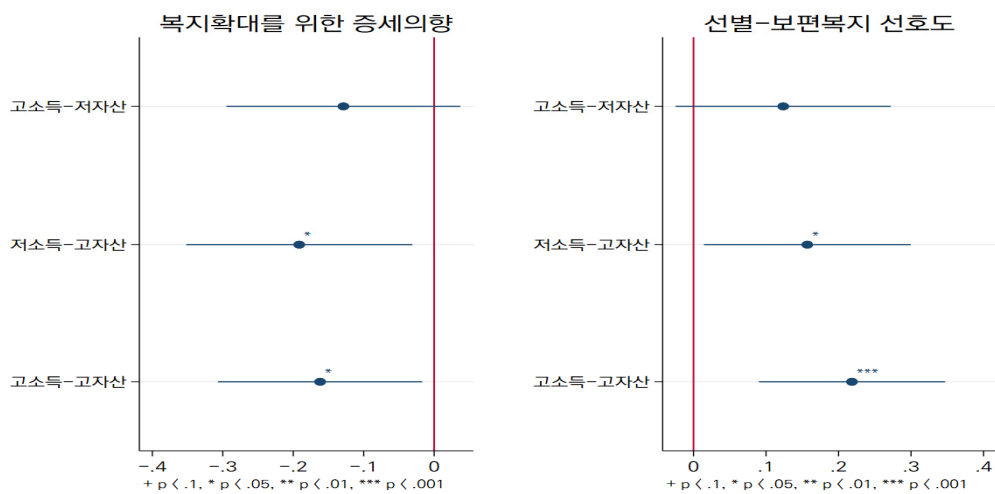
참고: 자세한 회귀분석 결과는 <부록 1>을 참고할 것

한편, 복지확대를 위한 증세의향과 선별-보편복지 선호도에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과가 <그림 2>에 제시되어 있다. 복지확대를 위한 증세와 선별복지의 수혜집단은 결국 저소득-저자산 집단일 가능성이 높으며 나머지 집단은 더 많은 조세를 부담하거나 선별복지로부터 혜택을 받을 가능성이 낮기 때문

에 이번에는 저소득-저자산 집단을 기준범주로하여 분석을 진행했다. 분석결과 저소득-저자산 집단에 비해 저소득-고자산 집단과 고소득-고자산 집단은 복지확대를 위한 증세에 반대할 가능성이 높으며 선별복지보다는 보편복지를 선호할 가능성이 높다는 사실을 알 수 있다. 이는 주택소유와 같이 자산을 축적한 집단이 증세에 대해 부정적인 태도를 가질 가능성이 높다는 선행연구 결과와 일맥상통하지만(Ansell, 2014, 2019; 양종민·김도균, 2022), 자산을 축적한 집단의 경우 자신들에게 궁극적으로 혜택이 돌아오지 않을 복지혜택을 최소화하기 위해 선별복지를 선호할 가능성이 높을 것이라는 이철승 외(2018)의 분석결과와는 상반된다고 할 수 있다.

이러한 분석결과는 복지확대를 위한 증세를 시도하는 과정에서 종합부동산세와 같은 자산에 부과하는 세금을 통한 방식은 반대에 부딪힐 가능성이 높으며 사회적 취약계층에게 더 많은 혜택이 돌아가는 선별주의 복지제도 역시 자산을 이미 축적한 집단으로부터 정당성을 확보하기 어려울 것이라는 예측을 할 수 있다. 다시 말해, 자산조사(means-test)에 기반하여 복지자원이 사회적 취약계층을 특정하여 가시적으로 배분되면 소득 재분배에 대한 대중적 지지가 감소하여 오히려 재분배 효과가 감소하는 재분배의 역설(paradox of redistribution)이 나타날 가능성이 높음을 시사하고 있다(korpi & Palme, 1998).

[그림 2] 소득-자산 결합분포에 따른 복지확대를 위한 증세의향과 선별-보편복지 선호도에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과(기준집단: 저소득-저자산)



참고: 자세한 회귀분석 결과는 <부록 2>를 참고할 것

제5절 결론 및 함의

본 연구는 Jensen과 Wiedemann(2023)이 시도한 자산과 소득의 결합분포 구분 방식을 활용하여 한국사회에서 자산과 소득의 결합지위에 따라 복지에 대한 태도가 얼마나 상이한지 혹은 유사한지 분석하였다. 특히 복지에 대한 태도와 관련하여 기존의 연구들이 실업보험이나 재분배 정책과 같은 일반적인 수준에서의 복지태도를 종속변수로 사용한 것에 비해 본 연구는 사회보험과 재분배와 관련된 6개 영역에 대한 복지태도와 복지 확대를 위한 증세, 선별-보편복지 태도 등 다차원적인 복지태도를 종속변수를 분석에 사용

함으로써 자산-소득 결합분포별로 좀 더 세분화된 복지태도를 측정하고자 했다. 이를 통해 현재 한국사회에서 복지에 대한 태도의 분열구조를 파악함으로써 향후 사회보장체계의 개혁을 위한 사회적 합의 구축 과정에 함의를 제공하고자 하였다.

분석결과 사회보험형 지출 확대에 대해서는 저소득-저자산 집단과 고소득-저자산 집단의 태도가 유사함을 알 수 있는데, 이는 건강, 노령, 실업의 위험과 같은 사회적 위험에 대비하기 위한 보험 기능에 대해서는 아직 자산을 충분히 축적하지 못한 고소득-저자산 집단과 저소득-저자산 집단의 태도가 서로 유사함을 알 수 있다. 그러나 재분배형 지출 확대와 관련하여 노인 생활지원에 있어서는 보험형 지출과 마찬가지로 저소득-저자산집단과 고소득-저자산 집단이 모두 지출 고소득-고자산 집단에 비해 지출 확대에 대해 긍정적인 태도를 보이고 있지만 빈곤층과 장애인 생활지원에 있어서는 저소득-저자산 집단만 지출 확대에 긍정적인 태도를 보일 뿐 나머지 집단은 모두 통계적으로 유의미한 태도가 나타나지 않았다. 따라서 빈곤층과 장애인과 같은 사회적 약자를 위한 재분배 정책에 있어서는 저소득-저자산 집단과 연대를 이룰 수 있는 집단이 현재 존재하지 않음을 알 수 있다.

복지확대를 위한 증세의향과 선별-보편복지 선호도와 관련하여 저소득-저자산 집단에 비해 저소득-고자산 집단과 고소득-고자산 집단은 복지확대를 위한 증세에 반대할 가능성이 높으며 선별복지보다는 보편복지를 선호할 가능성이 높다. 이러한 분석결과는 복지확대를 위한 증세를 시도하는 과정에서 종합부동산세와 같은 자산에 부과하는 세금을 통한 방식은 반대에 부딪힐 가능성이 높으며 사회적 취약계층에게 더 많은 혜택이 돌아가는 선별주의 복지제도 역시 자산을 이미 축적한 집단으로부터 정당성을 확보하기 어려울 것이라는 예측을 할 수 있다.

분석결과를 종합해볼 때 사회보험형 지출 확대에 있어서는 저소득-저자산 집단과 고소득-저자산 집단이 고소득-고자산 집단과 대비해 동일한 태도를 보여주고 있다. 그러나 재분배형 지출에 있어서는 저소득-저자산 집단과 연대를 이룰 수 있는 집단이 현재 존재하지 않음을 알 수 있다. 따라서 사적 자산의 축적이 한국사회에서 사적 사회안전망의 역할을 하고 있음을 간접적으로 드러내고 있으며, 아직 자산을 충분히 축적하지 못한 고소득-저자산 집단이 저소득-저자산 집단과 연대를 통해 사회보험형 지출 확대를 요구할 수 있음을 시사한다. 그러나 재분배 정책에 대해서는 저소득-저자산 집단과 연대할 집단이 현재 없으며, 특히 고소득-고자산 집단과 저소득-저자산 집단이 저소득-저자산 집단에 비해 복지 확대를 위한 증세에 반대하고 선별복지보다는 보편복지를 선호하기 때문에 재분배 정책의 확대를 위한 사회적 합의 구축이 상당히 어려울 것으로 예측할 수 있다.

따라서 취약계층을 특정화하는 선별적인 복지정책보다는 대부분의 시민들에게 혜택이 제공되는 보편주의 복지정책을 추진하되 납부한 세금에 비례하여 추가적인 혜택을 제공하는 방식이 사회보장체계의 개혁 과정에 있어 높은 수준의 지지를 이끌어낼 수 있을 것이라고 예측할 수 있다. 그리고 이러한 접근 방식이 궁극적으로는 취약계층의 사회적 위험 문제를 해결하는 데 있어서도 효과적일 수 있다(Larsen, 2008; Garcia-Fuente, 2021). 마지막으로 사회보험형 지출 확대에 대한 사회적 합의 구축이 재분배형 지출 확대에 비해 더 용이할 수 있기 때문에 현재 정규직 중심으로 혜택이 집중되어 있는 사회보험제도의 포괄성과 보장성을 먼저 확대하려는 시도부터 해볼 필요가 있다.

<부록>

<부록 1> 소득-자산 결합분포에 따른 복지지출 확대의향에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과(기준집단=고소득-고자산)

변수	건강보험 및 보건	국민연금(기 초연금)	실업대책 및 고용보험(실 업급여)	빈곤층 생활지원	노인 생활지원	장애인 생활지원
소득-자산 결합지위(기준=고소 득-고자산)						
저소득-저자산	0.285*** (0.074)	0.274*** (0.078)	0.342*** (0.076)	0.481*** (0.077)	0.299*** (0.070)	0.221** (0.077)
고소득-저자산	0.149+ (0.083)	0.142+ (0.078)	0.256** (0.080)	0.123 (0.078)	0.185* (0.084)	-0.006 (0.082)
저소득-고자산	0.102 (0.077)	0.000 (0.082)	0.134 (0.084)	0.089 (0.082)	0.081 (0.084)	-0.034 (0.082)
성별(기준=남성)	-0.198** (0.061)	-0.130* (0.057)	-0.266*** (0.058)	-0.292*** (0.064)	-0.327*** (0.064)	-0.210*** (0.063)
연령	0.003 (0.002)	0.011*** (0.002)	-0.007** (0.002)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
교육수준	0.036 (0.025)	-0.009 (0.023)	-0.027 (0.024)	0.047+ (0.025)	0.005 (0.026)	0.059* (0.025)
노동시장지위(기준= 상용직)						
임시직	0.018 (0.078)	-0.000 (0.077)	0.135+ (0.077)	0.158+ (0.082)	-0.043 (0.081)	0.013 (0.082)
자영업	-0.201* (0.090)	-0.205** (0.078)	-0.231** (0.086)	-0.080 (0.093)	-0.224* (0.090)	-0.137 (0.088)
실업 및 비경활	0.035 (0.077)	0.027 (0.078)	0.056 (0.076)	0.131+ (0.080)	0.039 (0.077)	0.090 (0.078)
부채비율	0.061 (0.044)	0.030 (0.045)	-0.031 (0.043)	0.077+ (0.046)	0.081+ (0.046)	0.014 (0.050)
정치이념	-0.152*** (0.030)	-0.107*** (0.030)	-0.161*** (0.031)	-0.178*** (0.030)	-0.119*** (0.030)	-0.118*** (0.030)
연도(기준=2010년)						
2013	-0.468*** (0.067)	-0.524*** (0.069)	-0.222** (0.069)	-0.330*** (0.067)	-0.431*** (0.063)	-0.190** (0.063)
2016	-0.763*** (0.072)	-1.131*** (0.075)	-0.484*** (0.071)	-0.837*** (0.074)	-1.139*** (0.074)	-0.831*** (0.074)
2019	-0.994*** (0.082)	-1.233*** (0.083)	-1.042*** (0.081)	-0.946*** (0.081)	-1.139*** (0.080)	-0.899*** (0.082)
2022	-1.027*** (0.076)	-1.005*** (0.076)	-1.106*** (0.077)	-0.908*** (0.077)	-0.881*** (0.076)	-0.739*** (0.078)
/cut1	-5.073*** (0.297)	-4.312*** (0.254)	-4.987*** (0.253)	-5.151*** (0.275)	-5.390*** (0.277)	-5.622*** (0.300)
/cut2	-3.105*** (0.260)	-2.618*** (0.235)	-3.532*** (0.242)	-3.246*** (0.262)	-3.438*** (0.259)	-3.638*** (0.261)
/cut3	-0.653* (0.254)	-0.190 (0.230)	-1.282*** (0.240)	-1.162*** (0.259)	-1.130*** (0.256)	-1.122*** (0.254)
/cut4	1.780*** (0.257)	2.129*** (0.235)	1.156*** (0.247)	1.585*** (0.262)	1.491*** (0.258)	1.448*** (0.257)
Observations	10,683	10,659	10,644	10,682	10,690	10,666
Model chi-square	298.6***	423.9***	415.4***	371.2***	397.4***	296.7***
Pseudo R2	0.0172	0.0231	0.0259	0.0216	0.0232	0.0171

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

<부록 2> 복지확대를 위한 증세의향과 선별-보편복지 선호도에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과(기준집단=저소득-저자산)

변수	복지확대를 위한 증세	선별-보편복지 선호
소득-자산 결합지위(기준=고소득-고자산) 저소득-저자산	-0.129 (0.085)	0.124 (0.076)
고소득-저자산	-0.191* (0.082)	0.157* (0.073)
저소득-고자산	-0.162* (0.074)	0.219*** (0.066)
성별(기준=남성)	-0.328*** (0.061)	0.079 (0.053)
연령	0.008*** (0.002)	-0.009*** (0.002)
교육수준	0.085*** (0.026)	0.084*** (0.021)
노동시장지위(기준=상용직) 입시직	-0.051 (0.076)	-0.225** (0.071)
자영업	-0.080 (0.087)	-0.190* (0.077)
실업 및 비경활	-0.064 (0.071)	-0.223*** (0.068)
부채비율	-0.080+ (0.047)	0.046 (0.041)
정치이념	-0.186*** (0.031)	-0.095*** (0.027)
연도(기준=2010년)		
2013	0.121+ (0.072)	-0.533*** (0.083)
2016	-0.341*** (0.078)	-0.377*** (0.082)
2019	-0.248** (0.079)	-0.157+ (0.085)
2022	-0.299*** (0.075)	0.108 (0.086)
/cut1	-3.933*** (0.255)	-2.471*** (0.219)
/cut2	-1.118*** (0.249)	-1.084*** (0.216)
/cut3	0.287 (0.249)	-0.073 (0.217)
/cut4	3.146*** (0.256)	0.697** (0.217)
Observations	10,710	10,709
Model chi-square	170.6***	332.3***
Pseudo R2	0.0117	0.0165

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

참고문헌

- 구해근. 2022. 「특권 중산층:한국 중간계층의 분열과 불안」. 창비
- 김도균. 2018. 「한국 복지자본주의의 역사」. 서울대학교출판문화원
- 양종민. 2022. “사적 자산축적 수준은 복지인식구조와 어떤 관계가 있는가: 보험 기능, 재분배, 증세에 대한 태도의 관계성을 중심으로.” 『보건사회연구』, 42(2), 65-84.
- 이성균, 신희주, 김창환. 2020. “한국 사회 가구 소득과 자산의 불평등: 연구 성과와 과제.” 『경제와 사회』, 127, 60-94.
- 이철승, 황인혜, 임현지. 2018. “한국 복지국가의 사회경제적 기초: 자산 불평등, 보험욕구, 복지 선호도, 2007-2016.” 『한국정치학회보』. 52(5), pp.1-30.
- 윤홍식. 2019. 「한국 복지국가의 기원과 궤적 1」. 사회평론아카데미
- 한치록. 2021. 「패널데이터 강의」. 박영사
- Ansell, B. W. 2014. “The political economy of ownership: Housing markets and the welfare state.” *American political science review*, 108(2), pp.383-402.
- Ansell, B. W. 2019. “The politics of housing.” *Annual review of political science*, 22, 165-185.
- Busemeyer, M. R., and Iversen, T. 2020. “The welfare state with private alternatives: The transformation of popular support for social insurance.” *The Journal of Politics*, 82(2), 671 - 686.
- Fuller, G.W., Johnston, A., and Regan, A. 2020. “Housing prices and wealth inequality in western Europe.” *West European Politics*, 43(2), 297 - 320.
- Garcia-Fuente, X. 2021. “The Paradox of Redistribution in time. Social spending in 53 countries, 1967-2018(No.815).” *LIS Working Paper Series*.
- Hariri, J. G., Jensen, A. S., and Lassen, D. D. 2020. “Middle class without a net: Savings, financial fragility, and preferences over social insurance.” *Comparative Political Studies*, 53(6), 892 - 922.
- Jensen, A. S., and Wiedemann, A. 2023. “Cross-National Support for the Welfare State Under Wealth Inequality.” *Comparative Political Studies*, 00104140231168364.
- 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*, pp.661-687.
- Larsen, C. A. 2008. “The institutional logic of welfare attitudes: How welfare regimes influence public support.” *Comparative political studies*, 41(2), 145-168.
- Lupu, N., and Pontusson, J. 2011. “The structure of inequality and the politics of redistribution.”

American Political Science Review, 105(2), 316-336.

Markgraf, J., and Rosas, G. 2023. "Borrowing welfare: Credit access and support for redistribution." *Journal of Politics*.

Meltzer, A. H., and Richard, S. F. 1981. "A rational theory of the size of government." *Journal of political Economy*, 89(5), pp.914-927.

Moene, K. O., and Wallerstein, M. 2001. "Inequality, social insurance, and redistribution." *American Political Science Review*, 95(4), pp.859-874.

Romer, T. 1975. "Individual welfare, majority voting, and the properties of a linear income tax." *Journal of Public Economics*, 4(2), pp.163-185.

한국사회 사회의 질 인식의 변화: 2006-2022년을 중심으로

The Trends on perception of social quality in South Korea

-Focusing on changes from 2006-2022-

박호준(서울대학교 사회복지연구소), 박정민(서울대학교)

[국문요약]

이 연구는 우리사회의 '사회의 질' 인식 수준의 변화 추이와 이에 영향을 주는 삶의 질의 객관적 조건의 상호연관성을 살펴보고, 이에 있어서 연령, 기간, 코호트에 따른 차이를 분석하기 위한 것이다. 분석을 위한 자료로는 한국복지패널 제2-17차 데이터 (2006-2022년) 중에서 복지인식 부가조사를 시행한 6개 조사년도를 사용하였다. 분석에 사용한 표본은 총 11,492 사례였다. 분석 방법으로는 APC 분석(age-period-cohort analysis)을 사용하였다. 분석 결과, 우리사회의 사회의 질 인식에 있어서, 연령, 기간, 코호트 효과가 확인되었다. 그리고 이러한 연령, 기간, 코호트 효과는 삶의 질의 객관적인 조건 중에서 특히, 소득 수준에 따른 차이가 확인되었다. 각 소득 계층 내에서 다른 인구사회학적 요인의 차이는 예상 외로 크지 않았다. 이러한 연구결과는 우리 사회 사회의 질 인식 수준의 변화를 분석하는데 있어서, 기간에 따른 변화뿐만 아니라 연령과 코호트 효과를 함께 고려할 필요가 있으며 또한 사회의 질 인식 수준에 있어서, 소득계층에 따른 차이가 있음을 보여준다.

주제어 : 사회의질, 종단분석, APC분석

제1절 서론

지난 반세기 동안 한국 사회가 이루어 온 경제성장과 사회발전은 매우 괄목할만한 것이었다. 2022년 현재, 한국의 국내총생산(GDP)은 OECD 회원국 37개국 중에서 10위권에 속하며, UNDP에서 측정한 인간개발지수에서도 세계 20위권으로 상위 그룹에 속한다(통계청, 2021), 그러나 이러한 경제적·사회적 발전에도 불구하고, 실제로 우리사회의 구성원들이 경인식하는 삶의 질·사회의 질은 그에 미치지 못한다는 지적이 많았다. 전세계 최고 수준에 속하는 높은 노동시간, 빈약한 사회안전망, OECD 국가 최고 수준의 노인빈곤율 등 객관적인 지표 외에도 전 연령대에서 보여지는 높은 자살률과 낮은 출산률, OECD 하위권에 머무는 행복지수는 삶의 질에 주관적 인식 역시 외형적인 경제성장과는 괴리가 있음을 보여주는 지표들이

다. 이에 대한 문제의식이 확산됨에 따라서 최근에는 국내 총생산이나 국민소득과 같은 경제적 지표 외에 다양한 지표를 활용하여 '삶의 질'과 '사회의 질'을 다차원적으로 측정하는 연구들이 점차 확산되고 있다. '삶의 질'은 크게 객관적 조건과 주관적 인식으로 구성된다. 선행연구들에 의하면, 삶의 질의 객관적 조건과 관련해서 소득, 교육 수준, 주거 환경, 고용지위 등이 중요한 것으로 나타난다. 최근에는 개인의 '삶의 질'에 주목한 연구의 한계도 지적되고 있다. '삶의 질' 접근은 기본적으로 개인 단위에 주목하고 있기 때문에, 다양한 사회적 위험으로부터의 보호 수준, 차별과 사회적 배제의 수준, 기회의 불평등과 같은 사회공동체의 수준을 반영하는 데에는 한계가 있다(Beck et al. 2001). 따라서 '사회의 질' 접근은 기존의 '삶의 질' 접근 방법을 보완하는 동시에, '삶의 질'을 사회와의 관계 속에서 보다 통합적으로 파악하는데 유용하다. 선행연구에 의하면, '사회의 질'은 사회경제적 보장성, 사회적 응집성, 사회적 포용성, 사회적 역능성의 4가지 범주로 구분할 수 있다. '사회의 질'에 대한 인식은 자칫 개인적인 측면에 국한되기 쉬운 '삶의 질' 인식을 사회와의 관계 속에서 조망하고 이 역동적인 관계를 살펴보는 데 매우 유용하다(최창용, 최유석, 2020; 이재열, 2015). '삶의 질'은 크게 객관적인 조건과 주관적인 인식으로 구성될 것인데, '삶의 질'에 대한 주관적인 '삶의 질'의 객관적 조건에 의해서 영향받듯이 '사회의 질' 인식 역시 '삶의 질'의 객관적 조건과 분리하여 인식하기 어렵다. 이러한 문제의식에 기반하여, 이 연구에서는 '사회의 질'에 대한 주관적 인식 수준 변화 추이를 살펴보고, 이에 영향을 주는 삶의 질의 객관적 조건은 무엇인지를 탐색하는 것이다. 이 연구의 연구문제를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 최근, 지난 20년간 우리 사회 '사회의 질' 인식의 변화 추이는 어떠한가? 둘째, 이러한 인식 층에 연령-기간-코호트에 따른 차이가 있는가? 셋째, 삶의 질의 객관적 요인, 특히 소득 계층에 따라서 '사회의 질' 인식의 연령, 기간, 코호트 효과에 차이가 있는가?

지난 20여년간 우리 사회에서는 축적된 다양한 데이터들은 '사회의 질' 인식의 변화추이를 거시적으로 조망할 수 있는 여건을 만들었다. 특히 한국복지패널은 17차에 걸쳐서 조사가 이루어져 약 20년에 가까운 우리사회의 변화 추이를 파악할 수 있다. 복지인식에 대한 조사에 제2차 년도부터 매 3년마다 이루어지고 있으므로, 분석을 위한 자료로는 한국복지패널 제2,5,8,11,14,17차의 6개년도 데이터를 사용하였다. 복지인식 부가조사 응답자 중에서 중요한 분석 변수에 결측이 있는 사례를 제외한 표본은 총 11,492 사례였다. 이 연구의 분석방법으로는 APC 분석(age-period-cohort analysis)을 사용하였다. 연령, 기간, 코호트는 강한 공선성을 지니고 있으므로, 사회과학에서 전통적으로 사용되어온 회귀분석을 사용한 계수 추정 시 계수를 신뢰하기 어려운 문제가 있다. 이 연구에서는 '일반화 선형모형'(Generalized Linear Model; GLM)에 기반한 '일반화 가법 회귀모형'(generalized additive regression model; GAM)을 적용하여 연령, 기간, 코호트 효과를 추정하고자 한다.

제2절 연구배경

1. '사회의 질'의 정의

'삶의 질'(Quality of Life)이란 '삶을 가치 있게 만드는 모든 요소를 포괄하는 개념'을 의미한다(통계개발원, 2021). 지난 20세기 중반까지도 '삶의 질'은 주로 개인 단위의 물질적, 경제적인 풍요를 의미하였고, 따라서 이의 측정방법으로는 개인, 가구 소득, 그리고 국가 단위에서의 GDP, GNI가 대표적이다. 그

러나 1970년 이후, 물질적, 경제적 지표만으로는 ‘삶의 질’을 측정하는데 한계가 있다는 문제의식이 공유되고, 이러한 연장선상에서 ‘삶의 질’이란 거시적으로는 경제적 풍요 외에 사회적 불평등도, 범죄율, 평균수명, 사회적 신뢰 관계 등을 포함하여야 하며, 미시적으로는 객관적인 지표 외에, 실제 그 사회 구성원들이 경험하는 주관적인 심리상태를 포함하는 다차원 개념으로 재규정되었다(Diwan, 2000; Massam, 2002). ‘사회적 질’ 개념은 ‘삶의 질’의 대안적인 지표를 모색하는 흐름의 연장선상에서 대두되었다. 이런 시각에서는 개인적인 차원에 국한되어서는 ‘삶의 질’을 제대로 파악할 수 없으며, 개인은 사회 속에서 영향받고 또한 사회에 영향을 주는 ‘사회적 행위자’라는 점을 강조한다(Walker & Maesen, 2004). ‘사회적 질’ 개념을 이론적으로 정립하는데 큰 역할을 했던 Abbott & Wallace(2012)에 의하면, ‘사회적 질’은 개인으로부터 사회의 발전으로 이어지는 수직축과 공동체 집단으로부터 체계/조직의 형성으로 이어지는 수평축으로 이루어진 4분면으로 개념화할 수 있다(안상훈·정해식, 2010; 이재열, 2015; Walker & Maesen, 2004; Abbott & Wallace, 2012). 이 4분면을 보다 상세히 살펴보면, 첫째, ‘사회경제적 보장성’이란 ‘사람들이 얼마나 물질적, 환경적 자원 등에 접근 가능한가’를 나타낸다. 가구 소득, 물질적 박탈 경험, 주거환경 등은 사회경제적 보장성의 주요 구성요소가 될 수 있다(Abbott & Wallace, 2012; Maesen & Walker, 2005). 둘째, 사회적 응집성은 ‘사회적 관계가 얼마나 공통의 정체성과 가치규범에 기반을 두고 있는가’를 가리킨다. 사회적 응집력은 집단 구성원이나 정부에 대한 신뢰, 사회 갈등 정도에 대한 인식, 사회적 네트워크 등으로 측정될 수 있다(Abbott & Wallace, 2012; Maesen & Walker, 2005). 셋째, 사회적 포용성은 ‘사람들이 일상생활을 구성하는 다양한 제도와 사회적 관계에 얼마나 접근 가능한가’를 보여준다. 구체적으로 사회적 지지 수준, 교류의 빈도, 투표 여부, 정당 가입 여부 등이 사회적 포용성을 측정하는데 활용된다(Abbott & Wallace, 2012). 넷째, 사회적 역능성은 ‘개인의 역량과 능력 발휘가 사회적 관계를 통해 얼마나 북돋워지는가’를 의미한다. 결사체 참여, 선거 등 정치적 참여, 제도에 대한 신뢰 등이 사회적 역능성을 측정하는데 활용되었다(Abbott & Wallace, 2012; Maesen & Walker, 2005). 이러한 논의를 바탕으로 최유석·최창용(2020)은 ‘사회적 질’을 다음과 같이 정의하고 이에 대한 측정지표를 설정하였다.

<표 1> ‘사회적 질’ 개념과 측정

분류	핵심개념	측정지표
사회경제적 안정성	안전망	‘재난과 사고로부터 터의 안전’, ‘북한 등 군사적 위협으로부터의 안전’, ‘빈곤의 위험에서 안전’, ‘실업 안전장치 마련’, ‘사업 실패 이후 재기의 어려움’, ‘불안한 삶’, ‘생존경쟁’
사회적 포용성	복지와 사회통합	‘충실한 복지제도’, ‘충분한 보건서비스 제공’, ‘충실한 사회적 약자 보호’, ‘이민자 포용’, ‘정부의 사회적 약자 통합 노력’, ‘정부의 충실한 인권 보호’
사회적 응집성	공정성과 신뢰	‘투명한 일처리’, ‘신뢰사회’, ‘대학진학의 공정성’, ‘취업의 공정성’, ‘공정한 세금 부과’, ‘공정한 세금납부’, ‘세대간 경제적 자원배분의 공정성’, ‘공정사회’
사회적 역능성	개인의 역량 및 참여	‘중요한 의사결정 참여’, ‘지역 의사결정 참여’, ‘민주적 의사결정’, ‘충분한 능력발휘’

주: 최유석·최창용(2020)의 개념정의에 의거함

2. '사회의 질'의 측정

그렇다면, '사회의 질' 개념을 어떻게 측정할 것인가? 이에 대한 측정은 크게 두 가지 방법을 통해 이루어지고 있다. 첫째 국가 단위의 거시지표를 활용한 연구로, 이는 주로 국가 간 사회의 질 수준을 비교하는데 많이 활용된다(이재열, 2015; Abbott & Wallace, 2012). 둘째, 개인 단위의 미시자료를 활용하여, 개인이 인식하는 '사회의 질'과 삶의 만족도, 복지지위와 같은 삶의 질 지표와의 관계를 파악하는 연구이다(안상훈·정해식, 2010; 최유석·최창용, 2020; Abbott, Wallace, Lin, & Haerpfer, 2016). 국가 단위의 거시 지표를 활용한 연구는 거시적인 동향을 파악하고, 국가간 비교를 행하는데 장점을 가지지만 집합된(aggreated) 데이터를 사용하고 있다는 점에서 '생태학적 오류'(ecological fallacy)를 범할 가능성이 커지는 한계가 있다. 반면에 미시 지표를 활용하는 것은 개인 수준의 경험을 파악하는데 용이하다. 이는 거시지표를 활용할 때 충족할 수 없는 장점인데, 같은 사회 내에서도 개인이 가용한 사회적 자원에 따라 사회의 질에 대한 인식이 달라질 수 있기 때문이다(안상훈·정해식, 2010). 즉 한 사회 속에서 개인들이 동일한 객관적인 조건에 노출되어도 개인의 여건에 따라 달리 경험될 수 있기 때문에 개인의 주관적 안녕감의 영향요인을 파악하기 위해서는 거시적인 지표보다는 해당 개인이 직접적으로 사회의 질을 어떻게 평가하는지와 관계를 살피는 것이 유용할 수 있다. 본 연구에서도 사회의 질에 대한 인식 변수를 활용한다. 물질적 풍요가 반드시 인간의 삶의 질 증진으로 이어지지 못한다는 사실은 GDP를 넘어 다차원적으로 삶의 질에 대한 개념을 정립할 필요성을 제기하였다(한준, 2015). 이에 객관적 삶의 조건이 소득이라는 단일 차원이 아니라, 건강, 교육, 주거 등 다양한 차원으로 구성되어 있다고 주장되었다(Schuessler & Fisher, 1985). 삶의 질을 측정하는 대표적인 지표로는 「세계보건기구 삶의 질 척도」, 국내의 「국민 삶의 질 지표」가 있다.

3. '삶의 질'(Quality of life)과 '사회의 질'(Quality of Society)의 관계

외국의 선행연구에 의하면, '사회의 질'에 대한 인식은 개인이 사회에서 어떠한 지위를 가지고 있는지, 보유한 사회경제적 자원은 무엇인지, 그리고 사회에 대해 어떤 가치관을 가지고 있는지 등에 따라서 달라진 다(Abbot and Wallace, 2012). 국내의 선행연구에 의하면, 지난 10년간 한국의 복지 태도는 복지 확대 및 이를 위한 증세에 긍정적으로 인식하는 방향으로 변화하여 왔으며 계층적 균열구조는 최근에 들어서야 가시화되고 있는 것으로 나타난다 한국의 경우, 고학력, 안정적인 고용지위, 고소득층에서 상대적으로 우리사회의 재산 분배가 더 평등하다고 인식하고 있었고, 그러나 복지 확대를 위한 증세에도 더 긍정적이었다.(안상훈, 김영미, 김수완, 2021). 이러한 연구결과는 다른 연구에서도 확인되는데, 교육 수준이 높을수록 상대적으로 우리 사회의 사회적 포용성과 응집성에 대해 긍정적인 평가를 내리는 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 높은 교육을 통해서 보다 안정적인 사회경제적 지위를 가지고, 보다 많은 사회경제적 자원을 가지고 있으므로 우리 사회의 제도적인 포용성과 응집성에 대해서도 상대적으로 다른 계층에 비해서 보다 긍정적인 인식을 가지게 된 것으로 해석될 수 있다(최유석, 최창용, 2020; 정해식, 2015; 김재우, 2019). 미국 성인을 대상으로 APC 분석을 행한 바에 의하면 사회적 신뢰는 이전에 비해서 최근으로 올수록 점차 감소하는 기간 효과가 확인되며 코호트 효과는 1940년대 이후 출생 코호트에서 이전 세대에 비

해서 사회적 신뢰의 감소폭이 큰 것으로 나타났다(Robinson and Jackson, 2001; Clark and Eisenstein, 2013).

이전의 연구들에서는 사회의 객관적인 소득 격차 확대가 개인의 행복감 감소와 연결된다는 결과가 많았다. 그러나 최근의 연구는 이러한 국가간 비교에 있어서 집합된(aggregated) 데이터를 사용하는데에서 발생하는 분석의 한계가 있었다고 지적한다. 어느 정도 이상의 경제적 발전을 이룬 국가들에서 소득 불평등도는 개인의 행복에 중립적이거나 정적인 상관관계가 나타났는데(Kelley and Evans, 2017), 소득 격차에 대한 인식과 관련해서는 상위계층일수록 본인이 이룩한 성취를 정당하고 공정하게 획득한 것으로 인식하므로, 사회경제적 불평등을 용인할 가능성도 상대적으로 높아질 수 있다는 연구결과가 있다(Curtis and Anderson, 2015).

제3절. 연구방법

1. 분석자료 및 표본

분석을 위한 자료로 제1~17차 한국복지패널 데이터를 사용하였다. 시기적으로는 2006-2021년이 이에 해당한다¹⁾. ‘사회적 질’ 인식과 관련된 문항들의 상당수는 3년마다 이루어지는 부가조사인 ‘복지인식’ 설문조사에 포함되어 있으므로, 복지인식 설문조사가 이루어진, 제2, 5, 8, 11, 14, 17차의 6개 웨이브를 분석 대상으로 삼았다. 한국복지패널은 7차 년도와 17차 년도에 추가 표본을 새로이 포함하였다. 또한 복지인식 부가조사의 경우, 제2차년도 조사에서는 부부만이 응답하였으며 5차년도부터 무배우자 성인으로 확대하여 조사되었다. 제17차 조사의 경우, 5차 이후의 부가조사에서 1회 이상 참여한 응답자를 대상으로 설문조사를 시행하였다. 이러한 점을 고려하여 1번 이상 복지인식 부가조사에 참여한 모든 사례를 포함하였으며, 패널이 아닌 횡단면 조사로 설정하고 APC 분석을 행하였다. 일반적으로 패널 형태의 반복측정자료에 대해서도 APC 분석이 가능하다. 따라서 제2차부터 17차까지 지속적으로 부가인식조사에 참여한 응답자들로 패널 데이터를 만들어 APC 분석을 시도하였으나, 사례수가 많지 않고 공선성이 매우 높게 나타나서 추정 결과를 신뢰하기 어렵다고 판단되었다. 분석 단위는 개인이며, 분석 시에는 표본과 모집단의 차이를 보정하기 위하여 표본 횡단면 가중치를 부여하여 분석하였다. 복지인식 부가인식 조사의 경우, 별도의 가중치를 제공하고 있다. 그러나 다른 인구사회학적인 특성을 분석 모형에 포함하였으므로, 가구 및 가구원 통합 데이터의 가중치를 적용하였다. 마지막으로 만18-24세 및 75세 이상 성인의 경우, 설문조사 응답 사례수가 많지 않아서 이를 제외하였으며, 따라서 표본은 만 25-74세까지의 성인이며, 주요 변수에 결측이 있는 사례를 제거한 총 11,492 명을 분석에 활용하였다.

1) 제17차 조사 시기는 2022년 상반기이다. 설문문항의 조사 시점은 경제상황 등에 대한 항목들은 2021년에 해당하고, 개인의 심리, 주관적인 인식에 관련된 문항은 조사 당해 년도(2022년)에 대해 질문하고 있다.

2. 변수

연구에 사용하고자 하는 변수와 조작적 정의는 아래의 <표 2>와 같다.

<표 2> 지표의 구성

대분류	중분류	소분류	조작적 정의
인구사회학적 요인	성별	여성(ref)/남성	
삶의질: 객관적 조건	혼인지위	유배우자(ref)/미혼(=1)/ 이혼별거사별(=1)	유배우자를 기준집단으로 설정하고, 무배우자(이혼·별거·사별 / 미혼)를 각각 이분변수화하여 모형에 투입함
	교육수준	고졸이하(ref)/대제이상	중졸 이하/대학원 이상의 비중이 크지 않아서 고졸이하/대제 이상의 2개 집단으로 구분함.
	경제적 상황	가구 균등화 가처분 소득(3분위)	가구 균등화 가처분 소득 = 가처분 소득/(가구원수^0.5) 각 조사 년도별 표본의 가구 균등화 가처분 중위소득을 구 후, 중위소득 기준 150% 이상을 고소득층, 50% 이상 150% 미만을 중산층, 50% 미만을 저소득층으로 설정함
	고용지위	상용직(ref)/임시,일용직(=1) /고용주자영업(=1)/무급,실업, 공공근로(=1)/ 비경제활동 인구(=1)	상용직을 기준으로, 임시-일용직, 고용주-자영업, 무급-실업-공공근로, 비경제활동 인구를 각각 이분변수화하여 모형에 투입함.
	자가여부	자가(ref) /비자가	자가를 기준집단으로 하고, 전세, 월세, 무상임대, 기타 등을 비자가로 분류한 후, 이분변수화하여 모형에 투입함.
사회의질: 주관적 인식	사회적 포용성	의료서비스 정책	1-5점의 단일문항으로, 점수가 높을수록 의료서비스 정책 수준을 긍정적으로 평가하는 것이다
	사회적 응집성	소득격차 인식	1-7점 척도의 단일문항으로 측정함. 점수가 높을수록 우리사회의 소득 불평등도가 매우 크다고 인식하고 있음을 의미함.
		세금부과의 공정성	'나보다 돈을 많이 벌면서 세금을 적게 내는 사람이 많은지'에 대한 동의정도를 묻는 단일문항으로 측정함. 1-7점 척도로 점수가 높을수록 세금부과를 공정하다고 인식함.

전술한 <표 1>의 사회의 질의 4가지 차원과 비교하여, 복지인식의 설문 문항이 정확히 일치하지는 않는다. 또한 사회적 포용성의 지표로 삼은 의료서비스 정책의 경우, 우리사회의 객관적인 의료보장 수준에 대한 인식을 질문하는 것이 아니라 정부의 의료 정책에 대한 평가를 의미한다. 따라서 전반적인 사회수준에 대한 인식이 아닌, 정치적 신념이나 정부 정책에 대한 선호 여부에 영향 받을 수 있는 한계가 있다.

3. 분석방법

먼저, 각 지표들의 종단적인 변화추이를 파악하기 위하여 기술분석을 행하였다. 한국복지패널의 경우, 소득 등의 문항은 조사년도 직전 1년을 질문하고, 주관적 인식에 대한 문항은 조사년도의 문항을 질문한다. 따라서 제17차 조사의 복지인식에 대한 문항은 2022년에 해당하고, 각 조사년도별 소득분위를 구분하는데 사용한 가구균등 가처분소득은 2021년에 해당하게 된다. 분석 범주는 소득수준에 따라서 고소득층, 중산층, 저소득층으로 구분하였다. 기간은 복지인식 부가조사가 3년마다 시행되므로, 3년 주기를 가진다.

<표 15> 기간별 사례수

(단위:명, %)

	2차	5차	8차	11차	14차	17차	Total
고소득층	294	323	518	405	307	354	2201
	22.56	20.22	19.93	18.39	17.35	17.51	19.15
중산층	797	1056	1770	1544	1307	1440	7914
	61.06	66.13	68.17	70.08	73.81	71.29	68.86
저소득층	214	218	309	254	157	226	1378
	16.37	13.65	11.9	11.53	8.84	11.2	11.99
Total	1,305	1,596	2,597	2,203	1,770	2,020	11,492
	100	100	100	100	100	100	100

2. 분석결과(1) : 연령-기간-코호트의 한계효과 추정

1) 우리사회의 소득격차 인식

먼저, 우리사회의 소득격차 인식에 대한 연령-기간-코호트별 평균 한계 효과(average marginal effect)를 추정한 결과는 <표 5>와 같다.

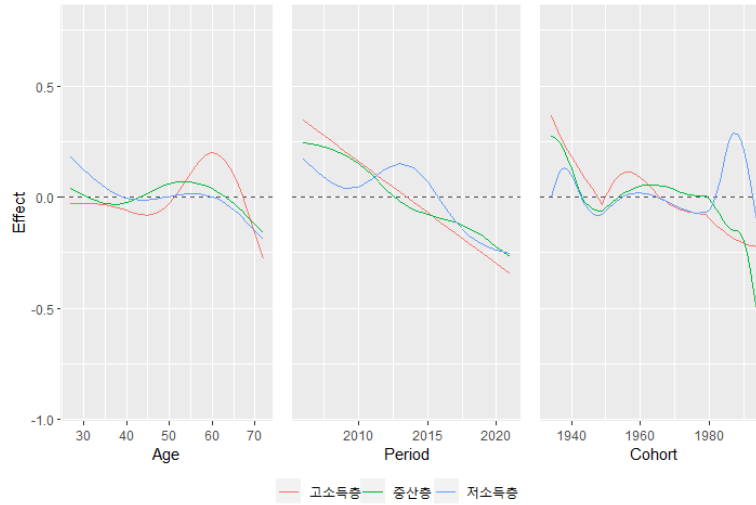
<표16> 소득격차 인식 : 변화추이

(단위:점)

		2차	5차	8차	11차	14차	17차	Total
고소득층	평균	5.44	5.14	5.20	5.09	4.84	4.79	5.09
	표준편차	1.17	1.19	1.19	1.13	1.24	1.18	1.20
중산층	평균	5.40	5.30	5.24	5.05	5.08	4.92	5.14
	표준편차	1.34	1.23	1.21	1.20	1.18	1.25	1.24
저소득층	평균	5.47	5.31	5.44	5.13	5.10	5.02	5.26
	표준편차	1.29	1.33	1.27	1.32	1.40	1.33	1.33
Total	평균	5.42	5.27	5.26	5.07	5.04	4.90	5.15
	표준편차	1.30	1.24	1.22	1.20	1.21	1.25	1.24

소득격차 인식의 변화추이를 살펴보면, 1-7점 중 평균 5.15점으로 전반적으로 우리 사회의 소득격차를 높은 편이라고 인식하고 있었다. 그러나, 2차조사(2007년)의 경우, 평균 5.42점에서 17차조사(2022년)에는 평균 4.90점으로 완만하게 소득격차에 대한 인식이 긍정적으로 변화하고 있다. 2차조사(2007년)의 경우, 고소득층 5.44점, 중산층 5.40점, 저소득층 5.47점으로 점수 차이가 상대적으로 크지 않았다. 그러나 17차조사(2022년)에서는 고소득층은 4.79점으로 우리나라의 소득격차를 상대적으로 긍정적으로 인식하고 있고, 중산층 4.92점, 저소득층 5.02점으로 저소득층으로 올수록 소득격차에 대한 인식은 부정적으로 바뀌고 있다.

[그림 1] 소득격차 인식 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



먼저, 기간(period)의 한계효과를 살펴보면, 중산층과 고소득층의 경우, 최근년도로 올수록 소득불평등도가 개선되고 있다고 인식하고 있다. 그러나 저소득층은 금융위기 이후인 2010년 경부터 소득불평등도가 심해지고 있다는 인식이 강해지다가, 대략 2010년대 후반에 오면서 다시 소득불평등도가 감소하고 있다고 인식하고 있다. 연령의 한계효과를 살펴보면, 저소득층의 경우에는 청년층이 상대적으로 소득 불평등도가 크다고 인식하고 있으며, 연령이 높아짐에 따라서 소득불평등도에 대한 인식은 낮아진다. 반면에 중산층은 장년층(50대)에서 상대적으로 높아졌다가 다시 감소하는 양상을 보인다. 연령의 코호트 효과를 살펴보면, 고소득층, 그리고 특히 중산층에서 1980년대 이후 출생 코호트에서 우리 사회의 소득불평등도를 다른 코호트에 비해서 상대적으로 낮게 인식하고 있는 반면에, 저소득층에서는 다른 코호트에 비해서 소득불평등도를 높게 인식하고 있었다.

<표 6> 세금부과의 공정성 인식 : 변화추이

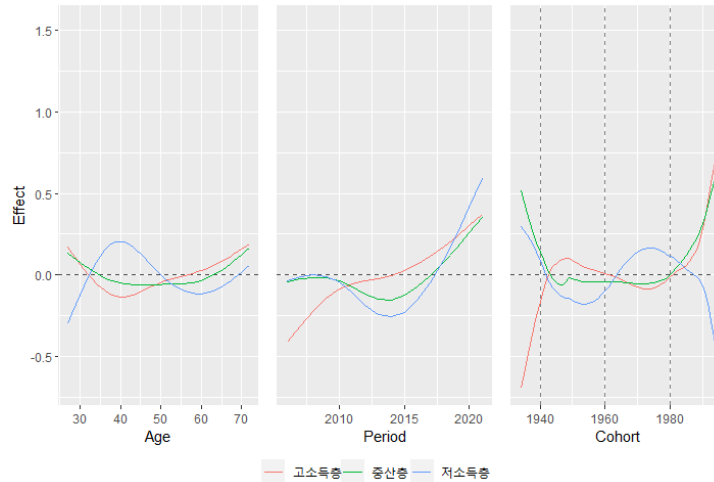
(단위:점)

		2차	5차	8차	11차	14차	17차	Total
고소득층	평균	1.83	2.03	2.15	2.11	2.30	2.50	2.16
	표준편차	1.14	0.99	1.11	1.17	1.33	1.27	1.18
중산층	평균	2.04	2.12	2.04	1.99	2.24	2.46	2.15
	표준편차	1.28	1.02	1.11	1.12	1.15	1.28	1.17
저소득층	평균	2.13	2.32	1.97	2.03	2.24	2.65	2.20
	표준편차	1.22	1.08	0.97	1.06	1.08	1.42	1.16
Total	평균	2.01	2.13	2.06	2.02	2.25	2.49	2.16
	표준편차	1.24	1.02	1.09	1.13	1.18	1.30	1.17

다음으로 세금부과의 공정성 인식의 변화추이를 살펴보면 <표 6>과 같다, 이 지표는 1-7 점 척도이며 점수가 높을수록 세금부과가 공정하다고 인식하는 것이다. 전체 평균은 2.16점으로 전반적으로 우리 사회의 세금부과 공정성을 매우 낮은 편이라고 인식하고 있었다. 그러나, 2차조사(2007년)의 경우, 평균 2.01점에서 17차조사(2022년)에는 평균 2.49점으로 우리 사회의 세금부과에 대한 공정성 인식은 긍정적으로 변화하고 있다. 2차조사(2007년)의 경우,

고소득층 1.83점, 중산층 2.04점, 저소득층 2.13점으로 오히려 고소득층에서 세금부과의 공정성을 낮게 인식하였다. 17차조사(2022년)에서도 고소득층은 2.50점, 중산층 2.46점, 저소득층 2.65점으로 이런 경향은 유지되고 있다.

[그림 2] 세금부과의 공정성 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



다음으로 세금부과의 공정성에 대한 인식의 연령-기간-코호트 효과를 살펴보면 <그림 2>와 같다. 먼저, 기간(period)의 한계효과를 살펴보면, 중산층과 저소득층의 경우, 금융위기 이후인 2010년부터 2017년 즈음까지 세금부과의 공정성에 대한 부정적인 인식이 심화되다가 2010년대 후반부에 들어와서 이에 대한 인식이 상대적으로 긍정적으로 변화하고 있다. 반면에, 고소득층은 최근년도로 올수록 세금부과의 공정성에 대한 인식이 상대적으로 좋아지는 경향을 보이고 있다. 연령의 한계효과를 살펴보면, 중산층과 고소득층은 중년층에서 세금부과의 공정성을 다른 연령대에 비해서 상대적으로 낮게 평가하는 U자형 커브를 보이는 반면에, 저소득층은 중년층에서 세금부과의 공정성을 상대적으로 긍정적으로 평가하는 역U자형 커브를 보이고 있다. 코호트(cohort)의 한계효과를 살펴보면, 1970년대 출생 코호트의 경우, 저소득층은 다른 출생 코호트에 비해서 세금부과의 공정성을 부정적으로 인식하고 있는데 반해, 고소득층과 중산층에서는 이러한 변화가 크게 눈에 띄이지 않았다. 그러나 1980년 이후 출생 코호트의 경우에, 저소득층의 세금부과공정성에 대한 인식이 상대적으로 긍정적으로 바뀌는 반면에 고소득층과 중산층에서는 이에 대한 부정적인 경향이 심화되는 양상을 보이고 있다.

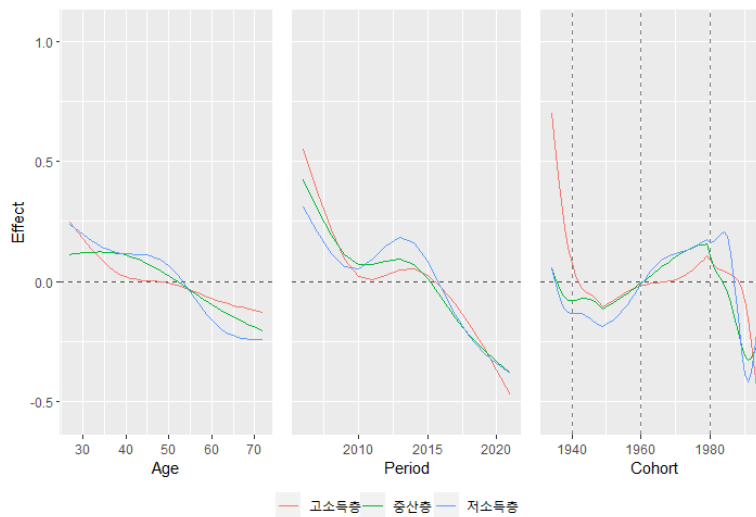
<표 7> 의료서비스 정책 평가 : 변화추이

(단위:점)

		2차	5차	8차	11차	14차	17차	Total
고소득층	평균	3.01	2.56	2.61	2.51	2.34	2.00	2.50
	표준편차	0.79	0.80	0.82	0.78	0.71	0.68	0.82
중산층	평균	2.94	2.60	2.59	2.50	2.24	2.06	2.46
	표준편차	0.89	0.79	0.79	0.77	0.73	0.75	0.82
저소득층	평균	2.64	2.42	2.41	2.42	2.12	2.00	2.35
	표준편차	0.85	0.71	0.84	0.74	0.73	0.70	0.80
Total	평균	2.91	2.57	2.57	2.50	2.24	2.05	2.45
	표준편차	0.87	0.78	0.81	0.77	0.72	0.74	0.82

다음으로 정부의 의료서비스 정책에 대한 인식의 변화추이를 살펴보면 <표 7>과 같다, 이 지표는 1-5점 척도이며 점수가 높을수록 국가의 의료서비스 정책을 부정적으로 평가하는 것이다. 전체 평균의 경우, 2차조사(2007년) 평균 2.91점에서 17차조사(2022년)에서는 평균 2.05점으로 우리사회의 의료서비스 정책에 대한 평가는 완만하지만 긍정적으로 변화하고 있다. 2차조사(2007년)의 경우, 고소득층 3.01점, 중산층 2.94점, 저소득층 2.64점으로 고소득층에서 의료서비스 정책에 대해 상대적으로 부정적으로 평가하였다. 그러나 17차조사(2022년)에서는 고소득층은 2.00점, 중산층 2.06점, 저소득층 2.00점으로 소득계층에 따른 인식 차이는 좁혀진 것으로 나타났다.

[그림 3] 의료서비스 정책 평가 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과

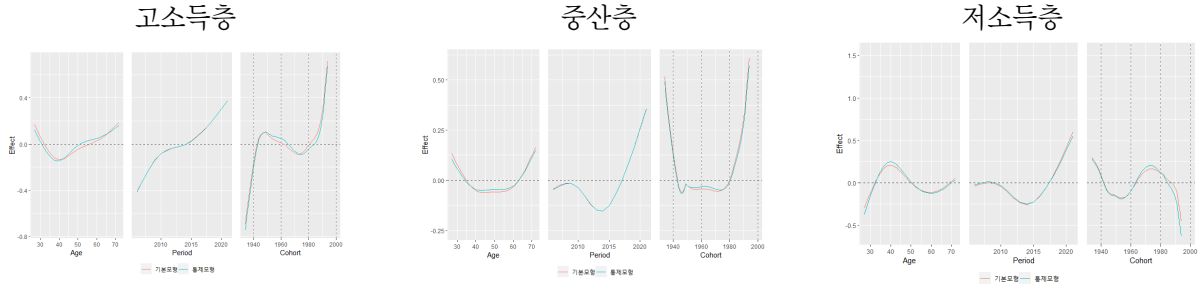


다음으로 의료서비스 정책에 대한 인식의 연령-기간-코호트 효과를 살펴보면 <그림 3>과 같다. 먼저, 기간(period)의 한계효과를 살펴보면, 의료서비스 정책에 대한 인식은 2010년대까지 세 계층 모두 긍정적으로 변화하지만, 2015년대 중반까지는 상대적으로 저소득층에서 부정적인 인식이 심화되는 경향을 보이고, 이후 2020년대까지 모든 계층에서 긍정적으로 변화하고 있다. 연령의 한계효과를 살펴보면, 중산층과 저소득층은 청장년층에서는 상대적으로 부정적인 인식이 강하고, 노년층에서는 상대적으로 긍정적인 인식이 강한 반면에, 고소득층에서는 청년층과 노년층 간에 이러한 차이가 나타나고 있다. 코호트효과를 살펴보면 1940-60년대 출생코호트에서 상대적으로 의료서비스를 긍정적으로 평가하고 있으나 이후 부정적인 인식이 심화되는데, 중산층은 1970년대 이후 출생 코호트에서, 저소득층은 70-80년대 출생 코호트에서 이러한 부정적인 인식이 강하게 나타난다. 그러나 90년대 이후의 출생 코호트에서는 다시 긍정적인 인식이 강화되는 양상을 보이고 있다.

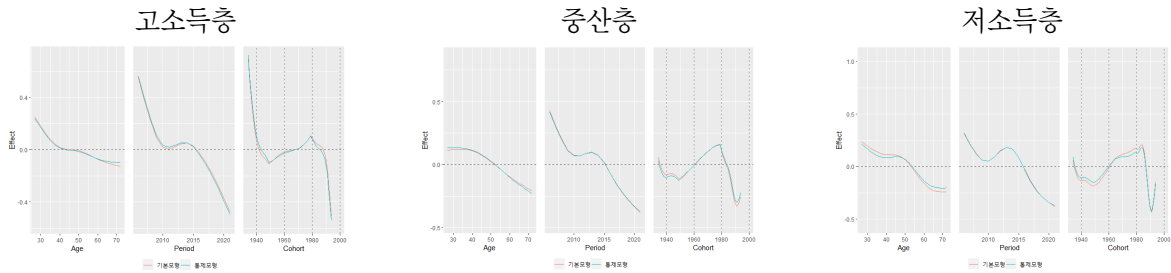
3. 분석결과(2) : 삶의 질 객관적 조건이 사회의 질 주관적 인식에 미치는 영향

다음으로 삶의 질의 객관적 조건에 해당하는 사회경제학적 요인들을 공변량으로 투입하여, 사회의 질의 주관적 인식에 미치는 영향에 차이가 있는지를 살펴보았다. '기본모형'은 다른 사회경제적 요인을 고려하지 않고, 연령-기간-코호트 효과를 추정한 것이며, '통제모형'은 '삶의 질'의 객관적 조건이라고 볼 수 있는

[그림 6] 세금부과의 형평성 인식 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



[그림 7] 의료서비스 인식 : 기간별/코호트별 연령의 한계효과



제5절 결론 및 함의

이 연구는 우리나라 ‘사회적 질’에 대한 인식이 어떠한 추이를 보이고 있는지를 분석하고, 이 추이에 있어서 나타는 연령, 기간, 코호트에 따른 동질성과 이질성을 규명하며, 이에 영향을 미치는 ‘삶의 질’의 객관적 조건은 무엇인지를 탐색하고자 하는 것이다. 이를 통해서, 한국사회가 지난 반세기 동안 비약적 경제성장과 꾸준한 사회보장의 강화를 이루었음에도 불구하고, 사회구성원들이 경험하고 인식하는 삶의 질과 사회적 질에 대한 인식은 그에 미치지 못하는 이유를 분석하고, 이에 대해서 어떠한 정책적 대안이 필요한지에 대해서 시론적인 분석을 행하고자 하였다.

분석 결과, 한국 사회의 사회적 질에 대한 인식에 있어서, 기간에 따른 차이 외에도 연령 및 코호트에 따른 차이가 확인되었다. 이는 사회적 질 인식에 대한 추이를 분석함에 있어서, 기간 효과 외에 연령 효과 및 코호트 효과를 감안한 분석이 필요함을 보여주는 것이다.

또한 삶의 질의 객관적 조건에 따라서 사회적 질 인식에도 차이가 있는 것으로 나타났지만, 그 영향력은 차이가 있었다. ‘사회적 질’ 인식과 관련하여 특히 중요한 영향요인은 소득 수준에 따른 계층별 차이였다. 그러나 이러한 계층 내에서 다른 인구사회학적 요인들에 의한 차이는 크지 않았다.

참고문헌

- 김재우, 「한국인의 주관적 사회계층, 기회공정성 인식, 그리고 삶의 만족도」, 『행정논총』, 57(4). 2017, pp. 97-127
- 안상훈, 김영미, 김수완, 「한국인의 복지태도: 균열구조의 형성과 변화」. 『보건사회연구』, 41(1), 2021, pp. 42-60.
- 이재열. 「사회의 질, 경쟁, 그리고 행복」, 『아시아리뷰』 4(2), 2015, pp 3-29.
- 정해식, 「사회통합의 결정 요인: 통합상태를 중심으로」. 『보건복지포럼』. 221. 2015, pp. 23-35
- 최유석, 최창용, 「한국사회의 질에 대한 인식과 생활만족」. 『한국사회정책』. 27(3). 2020, pp. 165-199.
- 통계청. 『국민 삶의 질 지표. 2021』. <https://www.index.go.kr/unify/main.do?pop=%27y%27>.
- Abbott, P. and C. Wallace. “Social Quality: A Way to Measure the Quality of Society” . *Social Indicator Research*. 108. 2012, 153-167.
- Beck, W.A., van der Maesen, F. Thomese and A. Walker. (eds). *Social Quality: A Vision for Europe*. The Hague: Kluwer Law International. 2001.
- Clark, A. K. and Eisenstein, M. A. “Interpersonal trust: An age-period-cohort analysis revisited” . *Social science research*, 42(2), 2013, 361-375.
- Curtis, J. and R. Andersen. “How social class shapes attitudes on economic inequality: The competing forces of self-interest and legitimation” . *International Reivew of Social Research*. 5(1). 2015, 4-19.
- Kelley, J. and Evans, M. D., “The new income inequality and well-being paradigm: Inequality has no effect on happiness in rich nations and normal times, varied effects in extraordinary circumstances, increases happiness in poor nations, and interacts with individuals’ perceptions, attitudes, politics, and expectations for the future” . *Social Science Research*, 62, 2017, 39-74.
- Robinson, R. V. and Jackson, E. F.. “Is trust in others declining in America? An age-period-cohort analysis” . *Social Science Research*, 30(1), 2001, 117-145.
- Savitz, D. A., *Interpreting epidemiologic evidence: strategies for study design and analysis*. Oxford University Press, USA. 2003.
- Schwadel, P. and Stout, M., “Age, period and cohort effects on social capital” . *Social Forces*, 91(1), 2012, 233-252.
- Weigert, M., Bauer, A., Gernert, J., Karl, M., Nalmpatian, A., Kuechenhoff, H. and Schmude, J. “Semiparametric APC analysis of destination choice patterns: Using generalized additive models

to quantify the impact of age, period, and cohort on travel distances” . *Tourism Economics*, 28(5), 2022. 1377-1400.

WHOQOL Group. “The World Health Organization quality of life assessment (WHOQOL): position paper from the World Health Organization” . *Social Science & Medicine* 41(10): 1995. 1403-1409.

Wood, S. N. , *Generalized additive models: an introduction with R*. Chapman and Hall/CRC, 2006.

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, 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, 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, spanning the width of the page.