

2024년

한국복지패널 학술대회

The 2024 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) Conference

| 주관 |



K I H A S A
한국보건사회연구원



서울대학교

| 공동주최 |

한국노인복지학회, 한국사회보장학회, 한국사회복지연구회, 한국사회복지학회
한국사회정책학회, 한국아동복지학회, 한국조사연구학회 (가나다순 정렬)

PROGRAM

10:00~10:30	참가접수		
10:30~12:00 (1시간 30분)	오전세션		
	빈곤·취약계층 (소회의실1) 좌장: 정원오 (성공회대학교)	정신건강·건강 (소회의실2) 좌장: 강상경 (서울대학교)	노동 (소회의실4) 좌장: 홍백의 (서울대학교)
발표1	저소득층 취업지원서비스의 노동시장 성과 분석	한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 예측요인 탐색: 머신러닝 분석방법을 적용하여	고용불안정과 우울 및 자살 생각의 관계에 관한 탐색적 연구
	정성미 한국여성정책연구원	엄연용 건양대학교	조영민, 김주현 이화여자대학교
	토론	토론	토론
	김현경 한국보건사회연구원	전진아 한국보건사회연구원	이승호 한국노동연구원
발표2	노인일자리 사업 효과성 메커니즘 검증	기혼 여성의 우울, 음주 프로파일 유형 및 가족 관련 영향 요인에 관한 연구	청년층의 고용상태의 이행유형이 정신건강에 미치는 영향
	남일성 성공회대학교	채정원, 김재철 한남대학교	김재승, 박명철 성균관대학교
	토론	토론	토론
	김성근 경기대학교	유예림 한국교육개발원	함선유 한국보건사회연구원
발표3		코로나 19와 정신건강에 대한 소고	
		김평식 한국조세재정연구원 김동영 한국개발연구원	
		토론 안태현 서강대학교	
12:00~13:10	점심식사		
13:10~13:40 (중회의실A)	개회사	강혜규 한국보건사회연구원 원장직무대행 홍백의 서울대학교 사회복지연구소 소장	
	축사	석재은 한국사회복지학회장	
	대학원생 시상	홍백의 서울대학교 사회복지연구소 소장	
	한국복지패널 소개	이태진 한국보건사회연구원 선임연구위원	
13:40~14:00	휴식		

2024년 한국복지패널 학술대회 • • •

The 2024 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) Conference

14:00~15:30 (1시간 30분)		오후세션		
		아동·청소년 (소회의실1)	삶의 질 (소회의실2)	대학원생 세션 (소회의실4)
		좌장: 박정민 (서울대학교)	좌장: 이현주 (한국보건사회연구원)	좌장: 이원진 (한국보건사회연구원)
발표1	<p>랜덤포레스트를 활용한 고등학생의 주관적 행복감 예측요인: 성별 비교를 중심으로</p>	<p>한국사회 성인의 정치 관심과 만족, 사회복지인식이 생활만족도에 미치는 영향: 2013년~2022년 패널분석</p>	<p>초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제 변화 양상과 가정 환경 및 학교 생활 요인이 미치는 영향 검증: 2006년 코호트와 2015년 코호트의 비교</p>	
	<p>정익중, 오수경, 최유정, 양상민 이화여자대학교</p>	<p>곽수란 나주대학교 김미정 순천대학교</p>	<p>백예은 충남대학교 교육학과 박사과정</p>	
	<p>토론</p> <p>이세림 이화여자대학교</p>	<p>토론</p> <p>이기종 국민대학교</p>	<p>토론</p> <p>오미애 한국보건사회연구원</p>	
발표2	<p>아동·청소년기 정신건강의 종단적 변화에 관한 잠재전이분석</p>	<p>세대 간 사회적 이동 유형별 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적: 건강의 사회적 결정요인 관점에서의 탐색적 연구</p>	<p>경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향 - 패널고정효과를 이용한 분석</p>	
	<p>김소연, 안선경, 안영미, 정익중 이화여자대학교</p>	<p>남은지 인천대학교 최창용 가천대학교</p>	<p>백윤하 서울대학교 보건대학원 석사과정 백지원 서울대학교 보건대학원 박사과정 신보영 서울대학교 보건대학원 석사과정</p>	
	<p>토론</p> <p>임주원 원광대학교</p>	<p>토론</p> <p>김동진 한국보건사회연구원</p>	<p>토론</p> <p>황인욱 서울연구원</p>	
발표3		<p>한국사회 '삶의 질' 인식의 변화추이 : 연령-기간-코호트에 따른 차이를 중심으로</p>	<p>코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향</p>	
		<p>박호준, 박정민 서울대학교</p>	<p>이영실 서울대학교 보건대학원 박사과정</p>	
		<p>토론</p> <p>최유석 한림대학교</p>	<p>토론</p> <p>이혜재 한국방송통신대학교</p>	

SESSION 1

제1주제 빈곤·취약계층

1. 저소득층 취업지원서비스의 노동시장 성과분석 3
2. 노인일자리사업 효과성 메커니즘 연구 21

제2주제 정신건강·건강

1. 한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 예측요인 탐색
: 머신러닝 분석방법을 적용하여 35
2. 기혼 여성의 우울, 음주 프로파일 유형 및 가족 관련 영향요인에 관한 연구 55
3. 코로나가 정신건강 관리에 미친 영향: 개인 단위의 건강보험자료를 통하여 69

제3주제 노동

1. 고용불안정성과 우울 및 자살 생각의 관계에 관한 탐색적 연구 103
2. 청년층의 고용상태의 이행유형이 정신건강에 미치는 영향 119

SESSION 2

제1주제 아동·청소년

1. 랜덤포레스트를 활용한 고등학생의 주관적 행복감 예측요인
: 성별 비교를 중심으로 145
2. 아동·청소년기 정신건강의 종단적 변화에 관한 잠재전이분석 183

제2주제 삶의 질

1. 한국사회 성인의 정치관심과 정치만족, 사회복지인식이 생활만족도에 미치는 영향
: 2013년~2022년 패널분석 217
2. 세대 간 사회적 이동 유형별 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적:
건강의 사회적 결정요인 관점에서의 탐색적 연구 237
3. 한국사회 사회의 질 인식의 변화추이 -연령-기간
-코호트에 따른 차이를 중심으로- 259

제3주제 대학원생 세션

1. 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제 변화 양상과 가정 환경 및
학교 생활 요인이 미치는 영향 검증: 2006년 코호트와 2015년 코호트의 비교 275
2. 경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향
- 패널고정효과를 이용한 분석 297
3. 코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향 317

SESSION 1

제1주제

빈곤·취약계층

...

1. 저소득층 취업지원서비스의 노동시장 성과분석
2. 노인일자리사업 효과성 메커니즘 연구

저소득층 취업지원서비스의 노동시장 성과분석¹⁾

정성미(한국여성정책연구원)²⁾

본 연구는 근로능력이 있는 저소득층의 실업 위험에 대응하는 실업급여와 취업지원서비스의 정책효과를 분석하였다. 한국복지패널 11~18차 자료를 활용하여 저소득층 근로능력자의 동태적 노동시장 특성을 고려한 연간취업기간을 성과변수로 정의하고, 구직활동을 동태적으로 파악하여 정책대상자를 선정하였다. 분석 결과, 2022년 기준 저소득층 근로능력자는 약 297만 명으로 나타났으며, 이 중 연간취업경험이 있는 경우는 약 140만 명으로 절반 수준이고, 이 중 약 70%가 연간 7개월 이상 유급취업상태로 나타났다. 한편 실업의 위험이 있는 저소득층 구직경험자는 2022년 기준 66만 명으로 저소득층의 22.4%가 해당되는 것으로 나타났으며, 이들의 90%가 연간취업경험이 있는 것으로 나타났다. 그러나 대부분 6개월 이하의 단기 취업이었다. 2022년 저소득 구직경험자의 실업급여 수급률은 11.7%로, 2020년 이후 증가 추세를 보였다. 취업지원서비스 참여율은 약 5% 수준이었으며, 비저소득층에 비해 상대적으로 높았다.

정책효과 분석 결과, 실업급여와 취업지원서비스는 1년 후 취업성장에 긍정적인 영향을 미쳤다. 실업급여 수급자의 취업률은 12.2%, 취업지원서비스 참여자의 취업률은 5.7% 높아졌으며, 이 효과는 중기적으로 지속되었다. 그러나 두 정책 모두 저소득 일자리로의 이행에는 긍정적 영향을 미쳤지만, 비저소득 일자리로의 이행에는 취업지원서비스가 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 이러한 결과는 취업지원서비스가 취업률 향상에는 기여하지만, 주로 저소득 일자리로의 이행을 촉진함을 시사한다. 따라서 취약계층을 위한 취업지원서비스의 질적 개선을 통해 양질의 일자리로의 이행을 촉진하는 방안 모색이 필요하다.

제1절 서론

근로능력이 있는 인구의 실업과 빈곤 위험에 대응하는 고용안전망 제도 중 실업급여와 각종 취업지원 서비스는 대표적인 지원정책이다. 이러한 정책들은 특히 노동시장의 불안정성이 높은 저소득층에게 더욱 중요한 역할을 하고 있다. 정책의 효과성에 대해서는 국내외에서 다양한 연구 결과가 존재하며, 여전히 많은 논의가 이루어지고 있다. 국내 연구는 근로빈곤층에게 실업급여와 취업지원서비스의 빈곤개선효과 및 취업성장을 분석한 강병구·김혜원(2015), 김현경(2016), 이병희(2017), 김혜원(2021)의 연구에서 각각 빈곤 감소효과, 취업확률 및 지속기간 등에 관한 연구를 진행했다. 제도효과의 정도 차이가 있지만 각각 빈곤 감소 효과, 취업률 및 지속기간에 긍정적인 영향이 있음을 확인하였다. 국외 연구들도 이 주제에 대해 다양한 관점을 제시하고 있는데, 제도의 단기, 중기, 장기적 효과를 구분해 평가해야 하며(Vooren et al. (2019)), 적극적 노동시장 정책이 단기효과보다는 중장기적으로 긍정적인 영향을 미친다는 점에 주목하고 있다(Card, Kluge, and Weber(2010)). 또 Crépon and van den Berg(2016)는 취업지원서비스가 구직 기간을 단축시키는데 효과적이지만, 일자리의 질 향상에는 제한적인 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 한편 실업급여의 영향에 대해서 Cahuc, Carcillo, and Zylberberg(2014)는 실업급여가 구직활동을 저해할 수

1) 본 연구는 한국노동연구원에서 수행된 이병희 외(2023), 「고용안전망과 저소득층 소득지원제도」 중 제5장의 내용을 바탕으로 18차 데이터를 추가하여 최신의 정보로 수정·요약한 글임을 밝힌다.

2) 한국여성정책연구원 연구위원(smjung@kwidimail.re.kr)

있다는 부정적 측면과 함께, 구직자가 더 적합한 일자리를 찾을 수 있는 시간적 여유를 제공한다는 긍정적 측면을 다루며 이중적 효과를 논의했다.

다수의 연구가 제도효과의 정도에 차이가 있음에도 불구하고, 빈곤감소와 취업률 향상에 일정 부분 긍정적인 영향이 있다는 점에는 유사한 결론을 제시하고 있다. 그러나 이러한 선행연구들은 근로빈곤층의 특수한 노동시장 참여 양상을 충분히 반영하지 못했다는 한계가 있다. 근로빈곤층은 실업(혹은 비경제활동)과 취업을 빈번하게 겪으며 노동시장의 진입과 이탈이 잦은 특성이 있어, 특정 시기의 취업 여부만으로 고용안전망 제도의 성과를 판단하기에는 한계가 있다. 따라서 이들의 특성이 반영된 노동시장 성과를 확인하기 위해서는 특정 시점의 취업 여부가 아닌 동태적인 취업상태를 고려할 필요가 있다. 이에 본 연구는 저소득층 가운데 구직경험이 있는 자를 대상으로 고용안전망 역할을 하는 대표적인 제도인 실업급여와 교육훈련, 청년인턴, 국민취업지원제도 및 취업성공패키지, 창업지원과 같은 취업지원서비스의 노동시장 성과를 분석하며, 노동시장 성과를 단순한 취업 여부가 아닌 연간 취업경험 7개월 이상인 경우로 정의하여 보다 실질적인 효과를 측정하고자 한다. 이때 정책의 효과를 단기, 중기, 장기적 관점에서 평가해야 한다는 최근의 연구 동향을 반영하여 제도참여 이후 1년~3년까지 이행에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 또 제도가 일자리 질적 측면에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 실업급여와 취업지원서비스가 저소득층으로의 이행에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 이러한 분석을 통해 다양한 정책효과를 검토하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제2절 분석대상 및 연구방법

본 분석은 한국복지패널 11차~18차 자료를 이용하여 저소득층의 실업급여와 적극적 노동시장 정책 참여에 따른 노동시장 성과를 분석하고자 한다. 특히 적극적 노동시장 정책 중 취업지원정책에 초점을 맞추었다. 이때 저소득층은 균등화 경상소득(공공부조 이전)의 중위 60% 이하 가구로 정의하였다. 또 실업급여 수급과 취업지원서비스 참여 이후 노동시장 성과를 분석하기 위해 근로능력자로 대상을 정의하였다. 근로능력자는 노인인구를 제외한 15~64세를 대상으로 하며, 심신능력상 근로능력정도를 묻는 설문에서 ‘근로능력이 없어 경제활동을 하지 않음’을 응답한 경우는 제외하였다. 또 비경제활동사유에서 ‘근로무능력’, ‘군복무’, ‘정규교육기관 학업 및 진학준비’를 응답한 경우는 취업 가능 여부를 충족하지 않는다는 기존의 연구(이병희, 2017)를 따라 제외하였다.

한편 근로빈곤층은 취업과 비취업을 반복하며 노동시장 이행을 하는 특성이 있어 한 시점의 취업상태로 판단하기 어려운 측면이 있다. 이에 근로빈곤층의 노동시장 상태를 특정 시점의 취업상태로 분석하기보다 노동시장에서의 주된 상태를 성과지표로 정의하고자 하였다. 구체적으로 연간취업기간을 산정하고 ‘7개월 이상 취업’한 경우를 취업상태로 정의하였다. 한국복지패널은 가구 조사에서 한 해 동안 경제활동별로 일한 개월 수를 가구원별로 조사하고 있어 이를 개인데이터로 전환하면 근로빈곤층의 연간근로개월 수 즉 연간 취업경험기간을 파악할 수 있다. 이때 무급가족종사자로 일한 기간은 육아학생 등 비경제활동상태와 혼재하여 조사하고 있으므로 이를 제외하고 상용근로자, 임시·일용근로자, 고용주 및 자영자, 농림어업축산업 경영주로 대상을 정의하고 유급 연간취업기간을 파악하였다.

연간취업기간을 통해 동태적으로 취업상태를 확인할 수 있다면, 실업으로 인한 구직활동을 동태적으로 파악하여 정책대상으로 볼 수 있는 구직활동자의 정의가 필요하다. 조사당시 특정 시점의 실업여부만으로는 이를 확인하기 어렵다. 이에 본 연구에서는 이병희(2017)의 방식을 적용하여 정의하였다. 네 가지 기준

으로 구직활동자를 정의할 수 있는데 먼저 한국복지패널은 연말 기준 미취업자에게 지난 1년 간 구직활동 경험이 있는지를 조사하고 있어 이를 이용하여 구직활동을 했는지를 동태적으로 파악할 수 있다. 둘째 연말 기준 미취업자면서 구직활동 경험이 없다고 응답했다라도 연간취업기간이 있다면 이들이 구직활동을 했다고 볼 수 있을 것이다. 셋째 연말 기준 취업자지만 실직의 경험이 있다고 응답한자와 마지막으로 연말 기준 취업자 중 연간취업기간이 12개월에 미치지 못하는자로 정의할 수 있다. 이 네가지 유형에 속하면 이를 구직활동경험자로 정의한다.

또한 제도의 취업성과를 분석하기 위해 제도수급 이후 단기간 동안의 취업이행에 초점을 맞추기보다 취업능력 및 역량을 높여 중장기적으로 영향을 미칠 수 있음을 감안하여 3년까지의 중기적인 효과를 분석한다. 이를 위해 분석표본을 4개년 추적한 자료가 필요하다. 이를테면 2015년 저소득층이면서 근로능력을 가진 미취업자를 대상으로 실업급여 수급 혹은 취업지원서비스 참여 여부를 조사한 이후 3년간의 취업상태를 추적하여 패널화된 자료를 구성하였다. 최종적으로 2015~2019년의 각년도 저소득층에서 제도 수급한 이후 3년간 연속적으로 조사된 자료를 결합하여 패널자료로 구성하였다.

종속변수인 성과지표는 제도수급 이후 1~3년 동안의 취업여부(연간유급취업 7개월이상)이고 설명변수로 성, 가구주여부, 배우자여부, 학력, 연령을 포함하였고 첫째 조사년도의 연간취업개월수를 추가하였다. 연간취업개월수를 포함한 이유는 근로빈곤층의 취업의지와 능력을 통제하기 위한 것으로 선행연구(이병희, 2015)의 방법을 따랐다. 또 저소득층 근로능력자 전체와 정책대상에 적합한 구직경험자로 나누어 분석을 실시해 정책효과를 분석하도록 한다.

본 분석의 성과지표는 제도수급이후 취업여부이며, 1~3년까지의 분석을 고정효과 선형확률모형(Fixed Effect LPM)과 확률효과 선형확률모형(Random Effect LPM)을 적용하였으며, 하우스만 테스트를 통해 모형을 결정하였다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \gamma_{it} + \delta_{it} + \epsilon_{it}$$

종속변수는 i 의 1년 후 취업여부, 2년 후 취업여부, 3년 후 취업여부이며 설명변수는 성, 가구주여부, 배우자여부, 가구원수, 교육수준(중졸이하, 고졸, 전문대졸, 대졸이상), 연령범주(15-29세, 30-39세, 40-49세, 50세 이상), 연간취업개월수이며, 연도를 통제했고, γ_{it} 는 실업급여 효과, δ_{it} 는 취업지원서비스 효과를 의미한다.

한편, 저소득층 구직경험자가 취업으로 이행할 경우 저소득과 비저소득으로 이행할 수 있는 점을 고려해 이 효과를 고정효과 다항로짓 방법론(Fixed Effects Multinomial Logit Model)을 통해 분석하였다. 취업 성과를 분석한 모델과 동일하며, 추정의 용이성을 위해 종속변수는 1년 후 취업으로 한정하였다. 2년 후 취업이나 3년 후 취업을 저소득이나 비저소득으로의 이행에 일자리 이동을 고려하기 어려워 단기 취업의 변화를 분석하는데 초점을 맞췄다. 종속변수는 미취업=0, 저소득취업=1, 비저소득취업=2로 설정하였으며 미취업을 기준값으로 하여 분석하였다. 설명변수 및 실업급여효과, 취업지원서비스효과는 동일하게 적용하였다.

제3절 분석결과

1. 저소득층의 경제활동 특성

한국복지패널 데이터 분석 결과 각 연도별 근로능력자의 저소득 가구 비중은 약 9~10% 수준으로 나타나고 있다. 2022년 기준 약 297만 명이고 이는 근로능력자의 9.0%에 해당하며 2015년 이후 가장 적은 수준이다.

<표 1> 근로능력자의 저소득가구 비중 추이

(단위 : 천 명, %)

	비저소득	저소득	저소득 가구 비중
2015	29,069	3,287	10.2
2016	29,274	3,499	10.7
2017	29,899	3,333	10.0
2018	30,084	3,154	9.5
2019	30,486	3,102	9.2
2020	29,918	3,537	10.6
2021	29,821	3,427	10.3
2022	29,945	2,973	9.0

주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

2022년 기준 근로능력자의 주된 경제활동참여 상태를 살펴보면 78.0%가 취업, 1.9%가 실업, 20.0%가 비경황 상태로 나타났다. 저소득층 여부로 보면 비저소득층의 취업이 81.8%로 높고, 실업과 비경황이 각각 1.8%, 16.4%로 낮은 반면, 저소득층의 취업은 39.9%인 반면 비경황이 56.4%로 비경황 비중이 더 높게 나타나며 실업도 3.7%로 높게 나타나는 특징을 보인다. 소득수준이 낮은 집단의 노동시장 참여가 매우 낮은 특징을 보인다.

[그림 1]을 통해 시기별로 보면, 근로능력이 있는 저소득층은 2015년 이후 2021년까지 취업률이 50% 수준에 미치지 못하는 낮은 수준을 지속하고 있으며, 2022년은 코로나19 위기가 있었던 2020년 수준과 동일해 비교적 낮은 수준을 기록했다. 반면 비저소득층의 취업률은 2020년을 제외하고 추세적 증가를 지속하는 한편 비경황 비율이 꾸준히 감소하고 있어 저소득층의 경제활동 참여상태와 큰 차이를 보인다.

<표 2> 근로능력자의 주된 경제활동 참여 상태(2022년)

(단위 : 천명, %)

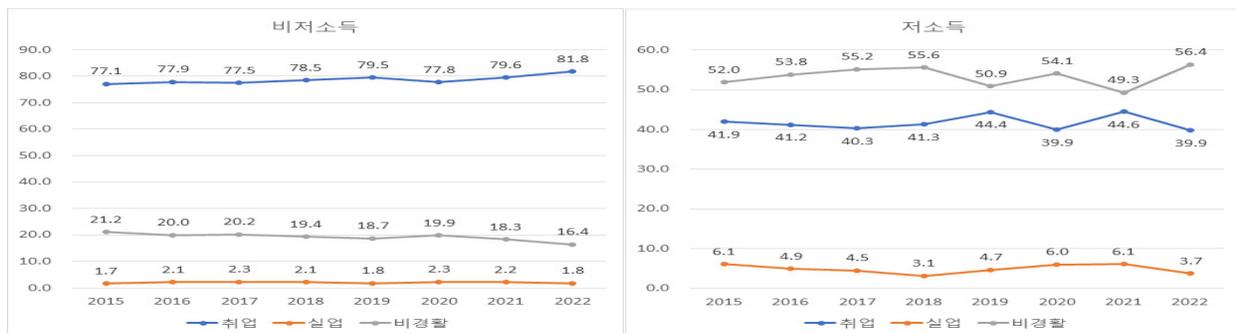
	전체		저소득		비저소득	
취업	25,691	(78.0)	1,185	(39.9)	24,506	(81.8)
상용	13,246	(40.2)	138	(4.7)	13,108	(43.8)
임시	6,679	(20.3)	478	(16.1)	6,202	(20.7)
일용	1,541	(4.7)	159	(5.3)	1,382	(4.6)
자활/공공	93	(0.3)	54	(1.8)	39	(0.1)
고용주	846	(2.6)	30	(1.0)	816	(2.7)
자영자	2,634	(8.0)	222	(7.5)	2,413	(8.1)
무급종사	652	(2.0)	105	(3.5)	547	(1.8)
실업	637	(1.9)	111	(3.7)	525	(1.8)
비경활	6,591	(20.0)	1,676	(56.4)	4,914	(16.4)
전체	32,918	(100.0)	2,973	(100.0)	29,945	(100.0)

주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

[그림 1] 저소득가구 여부별 주된 경제활동상태 추이

(단위 : %)



주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

근로능력이 있는 저소득층의 경제활동상태를 성별로 나누어 보면 비저소득층 남성은 90.5%가 취업상태로 거의 대부분 남성이 일을 하는 것으로 나타났고, 여성 72.7%로 남성보다는 낮고, 저소득층 여성 40.4%보다는 높게 나타났다. 반면 비저소득층 여성은 비경활 비중이 25.7%로 높아 남성의 노동시장 참여 수준이 높게 나타나고 있다. 반면, 저소득층은 남성과 여성 모두 취업 비중이 40% 수준으로 낮은 상태가 비슷하고, 비경활 비중이 거의 차이가 없어 저소득층에서 성별로 노동시장 참여가 비슷하게 나타나고 있다.

<표 3> 근로능력자의 주된 경제활동 참여 상태(2022년)

(단위 : %)

	저소득			비저소득		
	여성	남성	여성비중	여성	남성	여성비중
취업	39.4	40.4	(49.1)	72.7	90.5	(43.3)
상용	5.6	3.7	(60.2)	34.2	52.9	(38.1)
임시	17.3	14.8	(53.7)	25.1	16.6	(59.0)
일용	5.1	5.6	(47.3)	3.3	5.8	(35.0)
자활/공공	1.6	2.0	(44.3)	0.2	0.0	(85.8)
고용주	1.1	0.9	(55.9)	1.4	4.0	(24.4)
자영자	3.6	11.2	(24.3)	5.3	10.7	(31.9)
무급종사	4.9	2.2	(69.3)	3.3	0.4	(88.0)
실업	2.9	4.6	(38.3)	1.5	2.0	(42.6)
비경활	57.7	55.1	(50.9)	25.7	7.6	(76.4)
전체	100.0	100.0	(49.7)	100.0	100.0	(48.7)

주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

주된 경제활동참여 상태로는 취업과 비취업을 반복적으로 경험하는 근로빈곤층인 저소득층의 노동시장 특성을 제대로 반영하지 못하는 한계가 있다(이병희, 2017). 이에 유급 연간취업기간을 이용하여 취업경험 기간을 계산하였다. 해당 변수는 상용, 임시·일용, 고용주·자영자, 농림축산업, 어업에 일한 개월수를 이용해 구했고, 연간 근로시간이 1시간이라도 있는 경우가 해당된다.

<표 4>를 보면, 저소득층에서 연간취업경험이 있다는 비율이 주된 경제활동상태의 고용률보다 2015~2022년 전 기간 더 높게 나타나고 있다. 2022년 기준 저소득층 중 연간취업경험이 있는 비율은 47.1%로 2022년 고용률이 39.9%인 것과 비교하면 7.2%p 높은 수준이다. 반면 비저소득층 중 연간취업경험이 있는 비율은 2022년 기준 82.1%인데 2022년 고용률 81.8%와 비교하면 차이가 크지 않아 저소득층에서 격차가 더 크게 나타나고 있다. 이는 저소득층은 짧은 취업과 비경활 상태를 반복하는 노동시장 특성이 반영된 결과로 특정 시점에 따른 고용률로 노동시장 참여를 판단하기보다 연간취업경험에 따른 노동시장 성과를 고려하는 것이 저소득층 특성을 반영할 수 있을 것으로 보인다.

연간취업경험이 있는 대상자의 취업기간에 따른 분포를 보면 2022년 기준 저소득층에서 12개월 내내 일하는 비중이 56.5%인 반면 7~11개월이 13.6%로 약 70%가 7개월 이상 일을 한 것으로 나타났다. 반면 근로능력이 있는 저소득층 중 연중 6개월 이하 일하는 비중은 29.9%로 나타나 저소득층의 10명 중 7명은 연중 7개월 이상 유급취업상태인 것으로 볼 수 있다.

<표 4> 근로능력자의 소득계층별 연간 유급취업 여부 및 연간 취업개월수

(단위 : 천명, %)

		2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
<저소득>									
연간 취업 경험	전체	3,287 (100.0)	3,499 (100.0)	3,333 (100.0)	3,154 (100.0)	3,102 (100.0)	3,537 (100.0)	3,427 (100.0)	2,973 (100.0)
	없음	1,596 (48.6)	1,677 (47.9)	1,628 (48.9)	1,595 (50.6)	1,459 (47.0)	1,763 (49.8)	1,581 (46.1)	1,572 (52.9)
	있음	1,691 (51.4)	1,822 (52.1)	1,704 (51.1)	1,559 (49.4)	1,643 (53.0)	1,774 (50.2)	1,846 (53.9)	1,401 (47.1)
연간 취업 기간	1-6개월	25.4	27.4	24.5	30.0	24.7	32.6	33.3	29.9
	7-11개월	21.4	22.3	24.3	19.9	19.8	19.9	17.3	13.6
	12개월	53.2	50.3	51.2	50.1	55.5	47.5	49.5	56.5
<비저소득>									
연간 취업 경험	전체	29,069 (100.0)	29,274 (100.0)	29,899 (100.0)	30,084 (100.0)	30,486 (100.0)	29,918 (100.0)	29,821 (100.0)	29,945 (100.0)
	없음	5,672 (19.5)	5,561 (19.0)	5,392 (18.0)	5,291 (17.6)	5,346 (17.5)	5,246 (17.5)	5,103 (17.1)	4,424 (14.8)
	있음	23,397 (80.5)	23,713 (81.0)	24,507 (82.0)	24,793 (82.4)	25,140 (82.5)	24,673 (82.5)	24,718 (82.9)	25,521 (85.2)
연간 취업 기간	1-6개월이하	8.6	7.5	8.4	7.4	6.6	8.9	8.0	7.0
	7-11개월	11.7	11.2	11.5	12.3	10.4	10.1	11.8	10.9
	12개월	79.7	81.4	80.2	80.3	82.9	81.1	80.2	82.1

주 : 1) 횡단면 개인 일반 가중치 적용
 2) 연간취업기간은 유급취업경험 있는 사람 중 비중
 자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

성별 차이를 보면, 비저소득 연간취업경험이 있는 비율이 남성 94.5%, 여성 75.5%로 남성 비중이 높았으며, 남성은 근로능력자의 거의 대부분이 연간취업경험을 하는 것으로 나타났다. 연간취업기간을 보면 남성과 여성 모두 12개월이 가장 높게 나타나 여성은 75.9%, 남성은 86.8%로 나타났다. 반면 저소득층은 남성과 여성의 연간취업경험비중이 각각 48.8%, 45.4%로 비슷하게 낮은 수준으로 나타나고 있다. 연간 취업기간을 보면 남성에 비해 여성이 6개월 미만 비중이 높고, 7개월 이상 비중이 높게 나타났다.

<표 5> 성별 근로능력자의 소득계층별 연간 유급취업 여부 및 연간 취업개월수(2021년)

(단위 : 천명, %)

		저소득		비저소득	
		여성	남성	여성	남성
연간취업경험	전체	1,478 (100.0)	1,495 (100.0)	14,595 (100.0)	15,351 (100.0)
	없음	806 (54.6)	766 (51.2)	3,582 (24.5)	842 (5.5)
	있음	672 (45.4)	729 (48.8)	11,013 (75.5)	14,509 (94.5)
연간취업기간	1-6개월	33.8	26.3	10.2	4.5
	7-11개월	12.1	15.0	13.9	8.7
	12개월	54.1	58.7	75.9	86.8

주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용
 자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

2. 저소득층의 실업 위험

한편, 취업과 비취업을 반복적으로 경험하는 근로빈곤층의 취업을 한 시점이 아니라 연간 취업경험을 통해 확인한 것과 마찬가지로 실업 또한 특정 시점의 실업 여부로만 근로빈곤층의 실업의 위험을 제대로 파악하기 어려워 동태적으로 파악하는 과정이 필요하다. 복지패널은 가구원용 조사에서 지난 1년간 직장을 그만둔 경험이 있는지 묻고 있지만, 이는 연말 시점 취업자에 한정해 묻는 한계가 있다. 앞서 보았듯 연중 취업-실업을 경험하다 연말 시점 실업이나 비경활이면 해당 질문에 응답할 수 없게 된다.

이에 다양한 질문을 통해 근로빈곤층의 실업의 위험을 파악해보도록 하며, 해당 방법은 이병희(2017)의 방법을 따랐다. 첫째, 연말 취업자 중 연중 실직을 경험했다고 응답한 자(A), 둘째, 연말 취업자 중 취업기간이 12개월에 미치지 못한 자(B), 셋째, 연말 미취업자 중 연간 구직활동을 했다고 응답한 자(C), 넷째, 연말 미취업자 중 연중 취업경험이 있는자(D)로 정의하고 이 중 하나라도 응답한 경우를 구직경험자로 정의하였다. 이들은 근로능력자 중 적극적 구직자로 볼 수 있다.

노동시장에서의 구직활동여부를 동태적으로 파악하여 구직경험자를 정의하고 분석한 결과, 근로능력이 있는 저소득층 가운데 연간 구직활동을 경험한 비율은 22.4%로 저소득층 10명 중 2명은 구직활동을 하는 것으로 나타나고 있다. 특히 연말 미취업자 중 연간 구직경험(C)이 있는 비중이 9.8%로 가장 많았다. 비저소득층은 연말 취업자 중 연중 비취업경험자(B) 비중이 가장 높은 것과 비교해 저소득층의 구직경험에 큰 차이가 있는 것이 확인된다.

또한 구직경험자 중 연간 취업기간은 6개월 이하가 60.9%로 절반 이상이 짧은 취업을 경험하는 것으로 나타났고 7개월 이상 취업하는 비중은 28.6%로 나타났다. 주목할만한 점은 저소득층 구직경험자 중 연간 취업기간이 없는 비중은 10.5%에 불과하다는 것이다. 이는 저소득층 구직경험자의 대부분이 유급취업경험을 가지고 노동소득이 발생하는 일을 한다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

<표 6> 근로능력자의 연간 구직경험자 규모(2022년)

(단위 : 천명, %)

전체		저소득		비저소득	
		2,973	(100.0)	29,945	(100.0)
구직경험자	A	113	(3.8)	1,010	(3.4)
	B	150	(5.0)	1,953	(6.5)
	C	291	(9.8)	1,332	(4.4)
	D	112	(3.8)	457	(1.5)
	소계	666	(22.4)	4,751	(15.9)
연간취업기간	없음	70	10.5	188	4.0
	1-6개월	406	60.9	1,781	37.5
	7개월이상	191	28.6	2,783	58.6

주 : 1) 횡단면 개인 일반 가중치 적용

2) A 연말 취업자 & 연중 실직경험, B 연말 취업자 & 연중 비취업 경험, C 연말 미취업자 & 연간 구직경험,

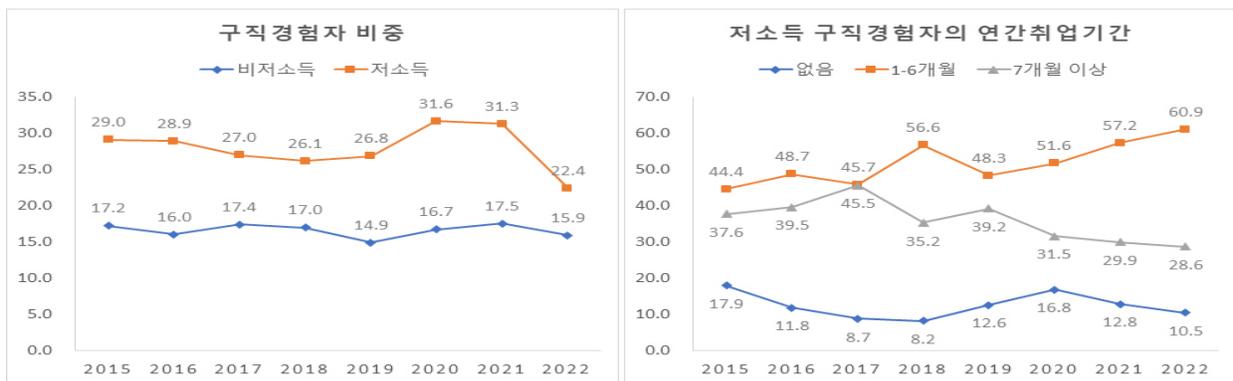
D 연말 미취업자 & 연간취업경험

3) ()안은 근로능력자 내 구성비, []는 구직경험자 내 구성비

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

구직경험자 비중을 추세적으로 보면(그림 2 왼쪽), 근로능력이 있는 저소득층의 구직경험자는 2015~2018년 감소하는 경향을 보이다 코로나19 이후인 2020년 크게 증가한 것으로 나타나 저소득층에서 위기의 영향을 크게 받은 것으로 볼 수 있다. 이후 2022년 22.4%로 급격하게 감소한 특징이 나타난다. 또한 근로능력이 있는 저소득층 중 구직경험자의 연간취업기간을 추세적으로 보면(그림 2 오른쪽), 연간취업기간이 6개월 이하 비중이 빠르게 늘어나 추세적 증가를 지속하는 반면, 7개월 이상 비중은 빠르게 감소하는 것으로 나타나고 있다. 저소득층의 연간 취업기간이 점차 줄고 있는 경향을 통해 이들의 노동시장에서의 불안정성이 높아지고 있는 상황임을 추론해 볼 수 있다.

[그림 2] 근로능력자의 구직경험자 비중(좌) 및 저소득 구직경험자의 연간취업기간 비중추이 (단위 : %)



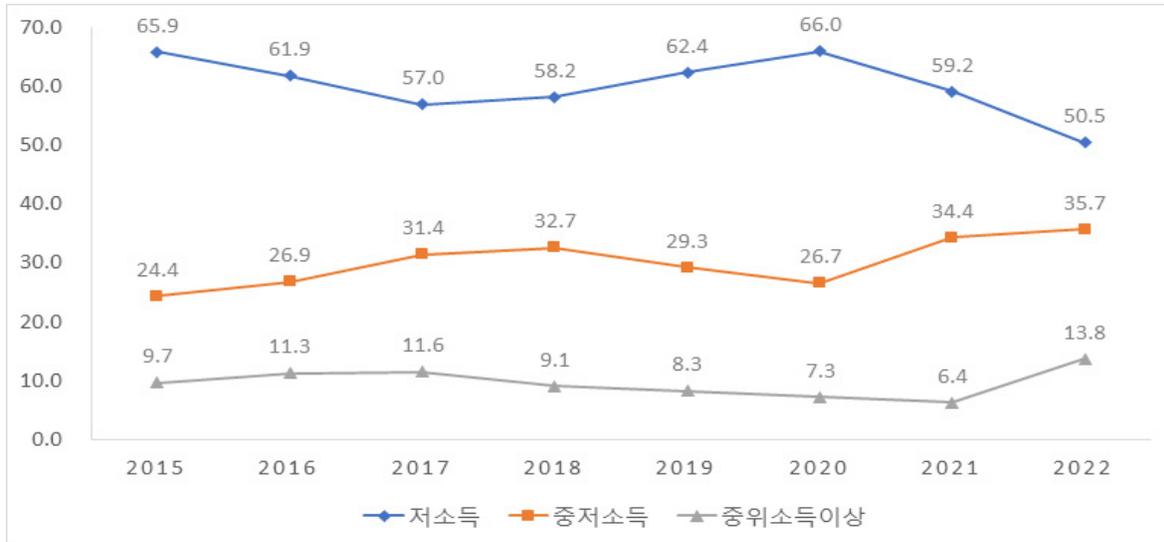
주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용
 자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

한편 한국복지패널은 한 해 동안 경제활동별로 일한 개월 수와 함께 경제활동별 연간 근로소득 정보도 조사하고 있다. 이를 이용하여 총 연간근로소득을 연간 일한 개월수로 나누어 월평균 소득을 계산해 소득 변화를 살펴보았다. 이때 무급가족종사자는 연간 근로소득 정보가 없어 제외하였다.

저소득층 구직경험자의 월평균소득 분포를 분석한 결과, 저소득 비중이 매우 높아 2022년 기준 50.5%를 차지하고 있고, 중저소득은 35.7%로 중위소득 이하 비중이 약 86%에 달하는 것으로 나타나고 있다. 시기 별로는 저소득 비중은 줄고 중저소득은 증가하는 경향을 보이나 중위소득 이하 비중이 압도적으로 많은 비중을 차지하고 있다. 이는 저소득층 구직경험자가 근로소득을 하더라도 저임금으로 속할 가능성이 매우 높은 상황을 보여준다고 할 수 있다.

[그림 3] 저소득 구직경험자의 소득분포 추이

(단위 : %)



주 : 1) 횡단면 개인 일반 가중치 적용
 2) 연간총근로소득/연간취업개월
 3) 중위소득의 2/3미만을 저소득, 2/3이상 중위소득 미만을 중저소득으로 정의

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

3. 저소득층의 실업급여 및 취업지원서비스의 참여 현황

저소득층의 고용안전망 역할을 하는 대표적 제도인 실업급여와 다양한 취업지원서비스(직업훈련, 청년 인턴, 직장체험연수, 창업지원) 참여현황을 분석한 결과는 다음과 같다.

먼저 실업급여의 경우 저소득 근로능력자는 2022년 기준 2.9%로 나타났다³⁾. 실업급여 수급률은 근로능력자 전체를 대상으로 하는 것이 아니므로, 구직경험자 대상으로 보면 같은 기간 11.7%로 증가했으며 특히 2020년 이후 크게 증가했다. 취업지원서비스는 저소득 근로능력자의 1.7%(2022년 기준)가 참여하는 것으로 나타났고, 구직경험자로 대상을 좁히면 5.9%로 약 3배 이상 증가하는 것으로 나타나고 있다. 구직경험자의 경우 실업급여와 취업지원서비스 모두 근로능력자보다 참여가 더 높아 적극적 구직활동을 하는 것으로 볼 수 있다.

3) 한국복지패널은 고용보험 가입여부를 조사하고 있으나, 실업급여수급 정보와 연결해서 분석할 경우 고용보험에 가입하지 않았다는 응답이 상당한 것으로 나타난다. 이는 고용보험 가입기간과 실업급여 수급기간의 차이에서 나타날 수 있는 현상일 수 있어서 실업급여수급 이전 년도의 고용보험가입 여부를 연결해 확인해보았지만, 여전히 고용보험미가입상태이면서 실업급여를 수급한다는 응답이 상당했다. 이는 패널조사의 특성상 조사 대상자의 응답에 의존한 자료의 한계로 보인다. 따라서 엄밀하게 실업급여 수급정보를 고용보험 가입자 중 실업급여 수급자로 분석하지 못한 한계가 있다.

<표 7> 근로능력자와 구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스 참여율 추이

(단위 : %)

	실업급여				취업지원서비스			
	근로능력자		구직경험자		근로능력자		구직경험자	
	비저소득	저소득	비저소득	저소득	비저소득	저소득	비저소득	저소득
2015	2.2	2.2	11.2	7.5	1.1	1.6	4.7	5.0
2016	1.9	2.0	10.9	6.7	0.6	2.2	3.0	7.2
2017	2.2	1.8	11.0	6.3	0.8	2.7	3.9	6.5
2018	2.6	1.4	14.1	4.5	1.1	2.0	4.4	4.3
2019	2.5	2.2	14.8	6.8	0.6	3.2	2.6	7.9
2020	3.3	4.1	17.7	11.8	0.9	3.0	2.9	7.7
2021	3.2	4.0	17.5	10.2	0.9	3.2	2.8	5.9
2022	2.7	2.9	14.8	11.7	1.1	1.7	3.6	5.9

주 : 1) 횡단면 개인 일반 가중치 적용

2) 취업지원서비스는 교육훈련, 청년인턴, 국취 및 취성패, 창업지원 중 하나라도 참여한 경우로 정의

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

다음으로 저소득층 중 구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스 참여를 성별로 보면 실업급여는 여성에서 수급률이 증가해 2022년 14.6%로 높아진 반면 남성은 2020년 이후 감소를 지속해 2022년 8.5%로 낮아져 성별에 차이를 보였다. 취업지원서비스는 성별에 큰 차이를 보이지 않았고 5~6% 내외 수준으로 높지 않은 것으로 나타났다.

<표 8> 구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스 참여율 추이 : 성별

(단위 : %)

	비저소득				저소득			
	남성		여성		남성		여성	
	실업급여	취업지원서비스	실업급여	취업지원서비스	실업급여	취업지원서비스	실업급여	취업지원서비스
2015	10.5	5.1	12.0	4.2	6.1	5.6	8.9	4.6
2016	11.6	2.6	9.9	3.5	8.9	9.1	5.1	5.9
2017	11.7	4.9	10.2	2.7	5.9	5.5	6.7	7.6
2018	13.7	3.7	14.8	5.5	2.5	5.1	6.0	3.7
2019	16.9	3.5	11.9	1.4	12.7	7.2	2.7	8.5
2020	19.2	3.6	15.5	2.0	13.5	9.2	10.4	6.5
2021	17.6	3.4	17.3	2.0	9.8	6.7	10.5	5.1
2022	13.9	4.0	16.1	3.2	8.5	5.2	14.6	6.5

주 : 횡단면 개인 일반 가중치 적용

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

4. 저소득층의 실업급여 및 취업지원서비스의 취업 성과

본 연구는 실업급여와 취업지원서비스의 정책효과를 노동시장으로의 진입 즉 취업으로 보고, 특정 시점의 취업상태가 아닌 연간취업기간을 통해 동태적으로 취업상태를 구성해 7개월 이상 유급 취업한 경우로 정의하였다. 유급취업으로의 성과를 분석하기 위해 무급가족종사자는 제외하고 분석하였다. 또한 제도의 중장기적으로 영향을 확인하기 위해 3년까지의 효과를 분석한다. 이를 위해 제도수급이후 3년인 총 4개년 을 추적한 자료를 구성하였고, 최종적으로 2015~2019년의 각년도 저소득층에서 제도수급 이후 3년간 연속 적으로 조사된 자료를 결합하여 패널자료로 구성하였다.

종속변수인 성과지표는 제도수급 이후 1~3년 동안의 취업여부(연간유급취업 7개월이상)이고 설명변수로

성, 가구주여부, 배우자여부, 학력, 연령을 포함하였고 첫째 조사년도의 연간취업개월수를 추가하였다. 연간취업개월수를 포함한 이유는 근로빈곤층의 취업의지와 능력을 통제하기 위한 것으로 선행연구(이병희, 2015)의 방법을 따랐다. 또 저소득층 근로능력자 전체와 정책대상에 적합한 구직경험자로 나누어 분석을 실시해 정책효과를 분석하도록 한다. 표본의 특성을 보면, 저소득층 근로능력자의 경우 관측치는 6,197개이고 1년 후 취업률은 44.7%이고 시간이 경과하면서 취업률은 증가하는 것으로 나타난다. 구직경험자의 관측치는 3,451개이고 취업률이 근로능력자에 비해 높은 80.2%에서 매년 증가하는 것으로 나타나고 있다.

<표 9> 표본특성

성과 지표		근로능력자		구직경험자		
		평균	표준편차	평균	표준편차	
성과 지표	1년 후 취업	0.447	(0.497)	0.802	(0.398)	
	2년 후 취업	0.487	(0.500)	0.836	(0.371)	
	3년 후 취업	0.508	(0.500)	0.848	(0.359)	
설명변수	남성	0.379	(0.485)	0.367	(0.482)	
	가구주	0.382	(0.486)	0.314	(0.464)	
	유배우자	0.404	(0.491)	0.465	(0.499)	
	가구원수	2.706	(1.230)	3.021	(1.216)	
	중졸이하	0.303	(0.459)	0.179	(0.383)	
	고졸	0.402	(0.490)	0.411	(0.492)	
	전문대졸	0.118	(0.323)	0.162	(0.368)	
	대졸이상	0.177	(0.382)	0.248	(0.432)	
	15-29	0.197	(0.397)	0.281	(0.450)	
	30-39	0.149	(0.356)	0.204	(0.403)	
	40-49	0.203	(0.402)	0.196	(0.397)	
	50+	0.452	(0.498)	0.319	(0.466)	
	연간 취업개월수	1.554	(2.234)	2.781	(2.349)	
	실업급여	0.063	(0.243)	0.111	(0.314)	
	취업지원서비스	0.034	(0.180)	0.056	(0.230)	
	N		6,197		3,451	

자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

<표 10>는 저소득층의 실업급여 및 취업지원서비스가 취업에 미치는 영향을 추정한 결과를 제시하고 있다. 성과지표가 7개월이상 유급취업인 이항변수이므로 선형확률모형(LPM)을 적용하였다. 하우스만 검정(Hausman test)결과 설명변수와 오차항간의 상관관계가 없다는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하여 패널고정효과 선형확률모형으로 추정하였다.

먼저 1년 후 추정결과를 보면 실업급여 수급자는 1년 후 취업률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 취업지원서비스는 1년 후 취업확률을 16.4% 높여 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 두 효과 모두 통계적으로 유의한 수준이다. 중장기적인 효과를 보면 실업급여는 2년, 3년 지나도 여전히 취업확률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 그 효과가 매년 줄어들어 3년차에 4.4%로 줄어들었으며, 통계적인 유의미성이 사라졌다. 반면 취업지원서비스를 경험한 저소득층은 2년, 3년 지나도 여전히 취업률을 높이는 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의미한 결과를 보였다.⁴⁾

<표 10> 저소득층의 실업급여 및 취업지원서비스의 취업이행효과(Fixed Effect LPM)

4) 분석결과로 제시하지는 않았지만, 비저소득층에게도 동일한 분석을 적용한 결과, 실업급여의 취업이행효과는 저소득층과 마찬가지로 음(-)의 효과를 보인 반면 취업지원서비스는 (+) 결과를 보였다. 다만, 취업지원서비스 효과의 통계적 유의미성이 사라졌다. 이는 취업으로 이행 1년, 2년, 3년후 모두 동일한 결과를 보였다. 즉 취업지원서비스는 저소득층에게 취업으로의 이행에 긍정적인 영향이 있는 것으로 볼 수 있다.

	1년 후		2년 후		3년 후	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
남성(여성=0)	0	(omitted)	0	(omitted)	0	(omitted)
가구주	0.021	(0.043)	0.070	(0.046)	0.048	(0.043)
유배우자	-0.018	(0.060)	0.008	(0.064)	0.026	(0.062)
가구원수	0.069	(0.016) ***	0.056	(0.016) ***	0.051	(0.015) ***
중졸이하(기준)						
고졸	-0.019	(0.088)	-0.105	(0.133)	-0.120	(0.147)
전문대졸	0.118	(0.144)	0.141	(0.190)	0.175	(0.204)
대졸이상	0.125	(0.115)	-0.054	(0.148)	-0.052	(0.157)
15-29(기준)						
30-39	-0.075	(0.042) *	-0.078	(0.046) *	-0.036	(0.054)
40-49	-0.132	(0.060) **	-0.111	(0.065) *	-0.061	(0.070)
50+	-0.093	(0.071)	-0.049	(0.079)	-0.028	(0.081)
연간 취업개월 수	0.036	(0.005) ***	0.020	(0.004) ***	0.017	(0.004) ***
실업급여	-0.116	(0.047) **	-0.049	(0.039)	-0.044	(0.035)
취업지원서비스	0.164	(0.057) ***	0.154	(0.046) ***	0.084	(0.040) **
N	6,197					

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()안은 cluster 표준오차
 2) 연도더미를 추가로 통제함
 3) 하우스만 검정결과 오차항과 설명변수 간 상관관계가 없다는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하여 고정효과 모형으로 추정함
 자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

이와 같은 결과는 저소득층 전체를 대상으로 한 결과로 정책효과를 엄밀하게 평가하기 어렵다. 따라서 실업의 위험에 노출된 정책대상자로 볼 수 있는 구직경험자를 대상으로 동일한 분석을 실시하였다. 성과 지표와 설명변수를 동일하게 구성하고 하우스만 테스트를 한 결과 설명변수와 오차항간의 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이에 패널확률효과 선형확률모형으로 추정하였다.

1년 후 추정결과를 보면 실업급여 수급자가 취업률을 12.2% 높이고, 취업지원서비스 참여는 취업률은 5.7% 높여 구직경험자에게 두 제도가 취업이행에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 그 효과가 중기적으로 지속되고 있는데, 취업지원서비스는 2년 후 취업성과가 가장 높게 나타났고 실업급여는 2년 연속 10% 이상 영향을 미치는 효과가 있다.

<표 11> 저소득층 구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스의 취업이행효과(Random Effect LPM)

	1년 후		2년 후		3년 후	
	한계 효과	표준 오차	한계 효과	표준 오차	한계 효과	표준 오차
남성(여성=0)	-0.027	(0.019)	-0.01	(0.019)	-0.009	(0.017)
가구주	0.006	(0.024)	0.030	(0.023)	0.027	(0.021)
유배우자	0.148	(0.021)	0.121	(0.021)	0.104	(0.020)
가구원수	0.062	(0.008)	0.052	(0.008)	0.048	(0.007)
중졸이하(기준)						
고졸	0.116	(0.029)	0.109	(0.030)	0.119	(0.029)
전문대졸	0.172	(0.035)	0.172	(0.034)	0.178	(0.032)
대졸이상	0.213	(0.032)	0.177	(0.032)	0.179	(0.030)
15-29(기준)						
30-39	-0.051	(0.025)	-0.031	(0.023)	-0.016	(0.022)
40-49	-0.145	(0.028)	-0.111	(0.028)	-0.090	(0.026)
50+	-0.132	(0.031)	-0.121	(0.030)	-0.106	(0.029)
연간 취업개월 수	0.039	(0.004)	0.034	(0.004)	0.028	(0.003)
실업급여	0.122	(0.020)	0.121	(0.018)	0.097	(0.017)
취업지원서비스	0.057	(0.031)	0.083	(0.026)	0.064	(0.024)
N	2,616					

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()안은 cluster 표준오차

2) 연도더미를 추가로 통제함

3) 하우스만 검정결과 오차항과 설명변수 간 상관관계가 없다는 귀무가설을 1% 수준에서 기각하지 못해 확률효과 모형으로 추정함

자료 : 한국복지패널 11~17차년도.

저소득층 구직경험자가 취업으로 이행할 경우 저소득과 비저소득으로 이행할수 있는 점을 고려하여 성과변수를 1년 후 미취업(0), 저소득(1), 비저소득(2)로 구성하고 패널고정효과 다항모형을 적용하여 추정하였다⁵⁾. 분석결과 미취업에 비해 저소득으로 이행하는데 실업급여와 취업지원서비스 둘 다 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고, 통계적으로도 유의미한 결과를 보였다. 반면 미취업에 비해 비저소득으로 이행하는데는 실업급여가 긍정적인 영향을 미치지만 취업지원서비스는 통계적인 유의미성이 없이 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 취업지원서비스가 취업률에는 긍정적인 영향을 주지만, 주로 취업지원서비스가 취약계층 중심으로 이루어지기 때문에 저소득 일자리로 이행에 긍정적인 결과를 보인 것으로 해석해 볼 수 있다. 저소득층 취약계층 집단에게 제공되는 취업지원서비스를 통해 질 좋은 일자리로 이행 할 수 있는 방안의 모색이 필요하다. 반면 실업급여는 저소득층 구직경험자의 취업률에 긍정적인 영향을 미치면서 비저소득으로 이행하는 확률을 높여 정책효과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

5) Allison(2009)의 방법을 적용하여 고정효과 다항모형을 추정하였는데 시간에 따라 변화하는 설명변수에 대해 within 및 between변환을 실행하여 새로운 변수를 만들고 이를 모형에 포함하여 확률효과 모형을 적용하여 고정효과 다항모형의 추정치를 구했다.

<표 12> 저소득층 구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스의 이행효과(고정효과 다항로짓)

	저소득(기준=미취업)		비저소득(기준=미취업)		
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차	
연령	-0.001	(0.007)	-0.048	(0.006)	***
가구원수	0.482	(0.070)	0.371	(0.068)	***
가구주	-0.411	(0.168)	0.411	(0.168)	***
유배우자	0.845	(0.159)	1.227	(0.157)	***
고졸	0.201	(0.174)	0.507	(0.183)	***
전문대졸	0.255	(0.244)	1.164	(0.238)	***
대출이상	0.378	(0.229)	1.581	(0.220)	***
연간 취업개월수	0.243	(0.030)	0.243	(0.028)	***
실업급여	0.566	(0.217)	1.307	(0.202)	***
취업지원서비스	0.575	(0.238)	0.201	(0.252)	**
상수	1.107	(0.233)	0.348	(0.231)	***
N	2,616				

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ()안은 cluster 표준오차
 2) 기준값은 비취업이고 연도더미를 추가로 통제함
 자료 : 한국보건사회연구원, 「한국복지패널」, 11~18차년도 원자료.

제4절 결론 및 시사점

본 장은 근로능력이 있는 저소득층의 실업의 위험에 대응하는 가장 대표적인 지원정책인 실업급여와 취업지원 서비스의 정책효과를 한국복지패널 11~18차 자료를 이용하여 분석하였다. 잦은 취업과 비취업을 경험하는 저소득층 근로능력자의 노동시장 특성을 고려하여 특정시점의 취업상태가 아닌 연간취업기간이라는 동태적 취업상태를 정의하여 연간 7개월이상 취업여부를 성과변수로 정의하였다. 또 실업으로 인한 구직활동을 동태적으로 파악하여 정책대상으로 볼 수 있는 구직활동자를 정의하여 정책효과를 분석하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

근로능력자 가운데 저소득층은 2022년 9%로 약 297만 명 수준이다. 이 중 연간취업경험이 있는 경우는 약 140만 명으로 절반 수준이고, 이 중 약 70%가 연간 7개월 이상 유급취업상태로 나타났다. 한편 실업의 위험이 있는 저소득층 구직경험자는 2022년 기준 66만 명으로 저소득층의 22.4%가 해당되는 것으로 나타났다으며, 이들의 90%가 연간취업경험이 있는 것으로 나타났다. 한 시점의 실업상태로 확인한 것 보다 넓은 범위에서 구직경험자의 취업활동이 활발하다는 사실을 알 수 있다. 그러나 이들의 연간취업기간이 6개월 이하로 짧고 50% 정도가 저소득 일자리로 나타나 이들의 노동시장은 여전히 불안정한 상태를 추론해 볼 수 있다.

저소득층의 고용안전망 역할을 하는 대표적 제도인 실업급여와 다양한 취업지원서비스(직업훈련, 청년인턴, 직장체험연수, 창업지원) 참여현황을 분석한 결과 저소득 구직경험자의 실업급여 수급률은 11.7%로 특히 2020년 이후 증가했고 비저소득과 비교해도 수급율 격차가 크리 크지 않았다. 또 취업지원서비스는 시기별 차이가 있었지만 약 5% 안팎의 참여율을 보였으며, 이 또한 비저소득이나 근로능력자에 비해 참여율이 높게 나타났다. 정책대상으로 볼 수 있는 구직경험자의 참여가 상대적으로 높아 이들의 제도성과를 분석하는 것이 타당할 것으로 보인다.

구직경험자의 실업급여 및 취업지원서비스의 취업성과를 연간 7개월이상 취업여부로 분석한 결과 실업급여와 취업지원서비스가 1년 후 취업성과에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 실업급여 수급자가 취업률을 12.2% 높이고, 취업지원서비스 참여는 취업률은 5.7% 높여 구직경험자에게 두 제도가 취업이행에 긍정적

인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 그 효과도 중기적으로 계속되었다. 다만 실업급여와 취업지원서비스가 저소득으로 이행에 긍정적 영향을 미치고 비저소득으로의 이행에는 취업지원서비스가 통계적 유의미하지 않은 결과를 보였다. 이러한 결과는 취업지원서비스가 취업률에는 긍정적인 영향을 주지만, 주로 취업지원서비스가 취약계층 중심으로 이루어지기 때문에 저소득 일자리로 이행하는 결과로 볼 수 있다. 이 집단에게 제공되는 취업지원서비스의 질적개선을 통해 질 좋은 일자리로 이행할 수 있는 방안의 모색이 필요하다.

참고문헌

- 강병구·김혜원(2015), 『저소득근로자 소득보전제도 개선방안 연구』, 경제사회발전노사정위원회.
- 김현경·노대명·임완섭·김혜원(2016), 『근로빈곤층 경제활동상태 변화와복지정책 수요』, 한국보건사회연구원.
- 이병희(2017), 「근로빈곤층의 실업 위험과 사회적 보호」, 제10회 한국복지패널 학술대회 발표문.
- 김혜원(2021), 「적극적 노동시장 정책이 근로빈곤가구에 미치는 영향 연구」, 서울사회경제연구소 포럼 발표문.
- Cahuc, P., Carcillo, S., & Zylberberg, A. (2014). *Labor Economics* (2nd ed.). MIT Press.
- Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2010). Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta Analysis. *The Economic Journal*, 120(548), F452-F477.
- Crépon, B., & van den Berg, G. J. (2016). Active Labor Market Policies. *Annual Review of Economics*, 8, 521-546.
- Vooren, M., Haelermans, C., Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2019). The effectiveness of active labor market policies: a meta analysis. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 125-149.

노인일자리사업 효과성 메커니즘 연구

A Study on the Mechanism of the effectiveness of Senior Employment Program

남일성(성공회대학교 사회복지학과)

본 연구는 2023년 한국복지패널 자료를 활용하여 노인일자리사업의 효과성 메커니즘을 검증하였다. 분석결과, 노인일자리사업에 참여한 노인들은 참여하지 않은 노인에 비해 자아존중감이 더 높고, 사회적 친분 관계의 수준이 더 높았다. 노인일자리사업 참여로 인해 증가된 자아존중감과 사회적 친분 관계 수준은 우울 수준을 낮추는데 영향을 미쳤다. 노인일자리사업은 주관적 건강 상태 평가에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과를 토대로 사업수행방향과 지역사회 사업 추진체계 발전방향에 관해 논의하였다.

제1절 서론

2007년부터 수행된 노인일자리사업은 많은 연구들에 의해 그 효과성이 검증되었다. 크게는 경제적, 사회적, 건강 관련 효과로 볼 수 있는데, 영역별로 차이가 있기는 하지만 전반적으로는 사업이 효과가 있다는 결과를 보여주고 있다. 하지만 노인일자리사업이 구체적으로 왜 효과가 있는지를 종합적으로 규명한 연구는 부재한 상황이다. 다양한 영역에서의 효과성이 보고되고 있는데, 사업을 좀 더 세세하게 발전시키기 위해서는 영역내/간 설명메커니즘 연구가 필요하다. 이를테면 노인일자리사업은 왜 노인의 사회적 관계 증진에 도움이 되는지를 파악하게 되면, 이를 지원할 수 있는 사업 체계를 추가할 수 있고(예: 중간 모니터링) 반대로 사업 효과 증진에 방해가 되는 요인을 제거(예: 지원체계의 전문성 결여)할 수도 있을 것이다. 본고는 선행연구를 통해 지속적으로 효과성이 보고되고 있는 세 영역(경제, 사회, 건강)을 검토하고 영역 내 영역 간 설명메커니즘의 내용을 확인한 후, 한국복지패널 자료를 활용하여 이를 검증하는데 목적을 두고 있다.

제2절 선행연구 고찰 및 연구방법

1. 노인일자리사업 수행 배경

노인일자리사업은 2004년 국정과제로 도입되어 약 20년 가까이 운영되고 있는 핵심 노인복지서비스 중 하나이다. 노인일자리사업은 노인복지법 23조(사회참여 지원, 노인일자리 전담기관 설치 및 운영), 저출산고령사회기본법 11조(고용 및 소득보장), 14조(여가/문화 및 사회활동 장려) 등의 법적 조항에 근거하고 있다. 이 사업은 '어르신들이 활기차고 건강한 노후생활을 영위할 수 있도록 다양한 일자리 및 사회활동을 지원하여 노인복지 향상에 기여함'을 목적으로 하고 있다(보건복지부, 2024). 법적 근거와 사업목적은 살펴

보면 노인의 경제적 지원, 사회참여 지원, 건강 지원의 사업 기대효과를 노리는 것으로 추정할 수 있다.

사업내용을 살펴보면, 공익형, 사회서비스형, 민간형으로 나누어볼 수 있으며, 공익활동형은 노노케어, 취약계층 지원, 공공시설 봉사, 경륜전수 활동으로 이루어져 봉사의 성격이 강하고, 사회서비스형/민간형은 전문서비스 지원 및 제공의 활동으로 이루어져 노동의 성격이 강하다. 사업 참여자격을 살펴보면, 공익활동형은 65세 이상 기초연금수급자로 취약계층 지원의 성격이 강하고, 사회서비스형과 민간형은 65세 이상 및 사업특성 적합자로 노동을 통한 사회활동 참여의 성격이 강하다. 사업의 내용 검토를 통해서도 노인일자리사업은 노인의 경제적/사회적 지원을 주목적으로 하고 활동을 통한 건강증진 효과를 추가적으로 기대해볼 수 있다. 이와 같은 성격을 지닌 노인일자리사업은 연 예산 2조 246억원의 큰 규모의 사업으로, 사업목적과 내용을 통해 설정한 기대효과와 수준이 어떠한지 검증할 필요가 있다.

2. 노인일자리사업 효과성 연구

1) 노인일자리사업의 경제적 효과

노인일자리사업의 효과성을 검증하기 위한 다양한 시도가 있었는데, 이는 사업목적에 따라 지표를 구성하여 진행되었다. 먼저 노인일자리사업의 경제적 효과성을 다룬 연구는 효과성에 차이를 보인다. 비용편익 분석을 통한 노인일자리사업의 경제적 효과를 검증한 연구에 따르면(강은나 & 김영선, 2018), 비용편익비율 1.66으로 경제적 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한, 사업유형에 따른 분석결과는 공익활동형이 3.01, 시장형 사업이 1.24로 공익활동형의 비용편익이 더 높은 것으로 나타났다. 강소량(2016)은 사업 참여에 대한 선택오류(selection bias)를 보정하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching, PSM) 기법을 활용하고 준실험적 모형인 이중차이(difference in difference) 방법을 활용하여 노인일자리사업의 효과성을 검증한 결과, 근로소득 증가에는 유의미한 결과를 보였지만 사적이전 소득 감소에는 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이석원과 임재영(2007)은 노인일자리사업의 의료비절감효과를 검증했다. 건강한 노인이 더 사업참여 가능성이 높다는 '건강한 근로자 효과'를 고려하여 코호트 순차설계법을 활용하여 효과를 검증한 결과, 노인일자리사업에 참여한 노인들이 참여하지 않은 노인에 비해 연간 18만7천817원의 의료비를 덜 지출하고, 건강상태가 좋지 못했던 노인에게 더 큰 효과가 있는 것으로 나타났다. 현옥주와 전광렬(2023)은 코로나 이전과 이후 시점을 비교하여 노인일자리사업이 노인의 빈곤탈출에 미치는 영향을 검증했다. 사업 참여에 대한 선택오류(selection bias)를 보정하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching) 기법을 활용하여 콕스비례위험회귀모형을 수행한 결과, 코로나 전후 기간 노인일자리사업 참여 여부는 빈곤 탈출에 영향을 미치지 못했다. 이와 같은 분석결과를 바탕으로 저자들은 소득보장이 필요한 노인들을 급여가 높은 사업에 우선배정하는 등의 정책적 개선이 필요함을 제안하였다.

노인일자리사업의 경제적 효과를 검증한 주요 연구결과를 고찰한 결과, 효과성 지표를 무엇으로 설정하는가에 따라 결과가 다르게 나타나는 것을 볼 수 있다. 이를테면, 제도의 전반적인 경제적 효과를 따진 비용편익분석은 경제적 효과가 있음을 보여주는 데 반해, 빈곤 여부와 같은 심각한 경제적 곤란을 해결하는데에는 한계가 있는 것으로 보인다. 사업의 경제적 효과를 정리해보면, 소득 증가의 직접적인 효과가 있고 이에 따른 사회적, 건강 관련 효과와 연결되어 있음을 고려해볼 수 있다.

2) 노인일자리사업의 사회적 효과

노인일자리사업이 사회적 관계 증진의 효과성에 미치는 영향을 살펴본 주요 연구결과를 살펴보면 다음과 같다. 이소정(2013)은 2011년 노인일자리사업에 신규로 참여한 노인 700명과 대기자 노인 300명을 대상으로 사회적 관계에 차이가 있는지 살펴보았다. 두 그룹의 사회관계를 통제된 상태에서 다중회귀분석을 실시한 결과, 노인일자리사업은 친구 및 이웃, 사회단체 참여 등의 공식적 사회관계 증진에 영향을 미친 것으로 보고했다. 또한, 매개모형을 검증한 결과 노인일자리사업을 통해 증진된 사회관계는 노인들의 삶의 질 증진에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 강은나 등(2017)은 2017년 노인일자리사업 신규 참여 노인과 대기노인 총 1,024명의 노인을 대상으로 사회적 관계의 양적인 측면과 질적인 측면의 차이를 검증했다. 분석결과, 사업 참여 노인이 대기 노인에 비해 사회관계망의 규모가 더 크고, 사회적지지 수준이 더 높으며, 고립수준은 더 낮은 것으로 나타났다. 사업참여 노인의 평균 사회활동 참여 개수는 평균 2.04개 인데 반해, 대기노인은 1.80개이고, 사회적지지의 수준도 참여노인의 평균이 3.66점이고 대기노인의 평균점수 3.25점보다 높았다.

유용식(2016)은 노인일자리사업에 참여하는 12명의 노인을 심층면접한 결과, '관계증진'과 '고독/외로움 해소' 등의 사회적 관계와 관련된 응답을 한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 아래와 같다.

<사회관계 증진 관련 응답>

“일을 하니 새로운 친구를 많이 사귄 수 있어”

“일이 없을 때는 집에 혼자 있어 친구가 없었는데, 일을 하니 친구가 많아졌어요”

“나와는 다른 많은 사람들을 만날 수 있어 좋아요”

“일자리 사업에 나오니 사회관계가 좋아졌어요”

“일이 없을 때는 이웃에 누가 사는지 잘 몰랐는데, 일자리 사업을 하니 새로운 이웃 주민을 많이 알게 됐지”

“일을 하니 아들, 며느리와 사이가 좋아졌어요. 이야기 꺼리가 생겼어요”

“남편도 일을 하고 나도 일을 하니 부부 사이가 좋아졌어요. 대화도 자주 하게 되고, 외출도 자주하고 놀러도 자주 가요”

“일하기 전에는 마누라와 매일 집에 있으니 싸움을 자주 했는데 요즘은 일하러 가서 친구도 만나고 밥도 밖에서 먹고 가니, 싸우는 횟수가 많이 적어졌지”

<고독/외로움 해소 관련 응답>

“일을 하니 외롭지 않아요. 많은 사람들을 만날 수 있어서 외로움을 달랠 수 있지요”

“집에 있을 때는 많이 우울했는데, 일을 하니 우울하지 않고 좋아요”

“친구들과 어울리고 이야기하니 쓸쓸하지가 않아요”

“할 일이 없어 집에 혼자일 때는 늘 혼자라서 외롭고 쓸쓸했는데, 이제는 혼자가 아니라고 느낀다”

“이야기 상대가 있어 내 고민과 문제를 함께 이야기할 수 있어 좋아요”

“내 마음을 알아주는 친구가 생겨서 좋아요”

“일을 하니까 직장생활 하는 것 같아서 좋고, 무언가 나에게 새로운 역할이 생겨서 좋아”

사회적 관계의 효과성을 검증한 주요 연구결과를 살펴보면, 노인일자리사업은 사회관계 증진을 주목적

으로 시행되는 사업이 아님에도 불구하고 노인의 사회적 관계에 다양한 긍정적 효과를 주는 것으로 나타났다. 질적 연구결과는 노인일자리사업이 왜 노인의 사회적 관계에 긍정적 영향을 미치는지에 관한 근거를 제시한다. 예를 들면, '새로운 사람과의 만남,' '새로운 대화 주제 생성,' '사회적 쓸모의 느낌' 등은 사회적 관계 확장에 영향을 미칠 수 있을 것으로 생각된다.

3) 노인일자리사업이 노인 건강에 미치는 효과

다양한 연구가 노인일자리사업의 건강 효과성을 검증했다. 김범중과 고성현(2021)은 노인실태조사 2017년 자료를 활용하여 노인일자리사업에 참여여부와 인지기능 간의 관계를 분석하였다. 분석결과, 사업참여에 참여하는 노인이 참여하지 않는 노인에 비해 인지기능 수준이 더 높은 것으로 나타났다. 연구자들은 이와 같은 결과에 관한 설명으로 활동이론(Activity Theory)의 설명에 따라, 노인의 사회활동 참여 욕구가 충족되어 신체적 건강이 유지된다고 밝혔다. 노인은 사업에 참여하여 사회활동이 증진됨에 따라 건강증진의 효과를 얻을 수 있다는 설명이다. 김수영 등(2014)은 노인일자리사업에 참여한 부산시 거주 노인 1,891명의 2012년부터 2013년까지의 심리적 건강의 변화를 검증하였다. 일원반복측정 분산분석기법을 활용하여 분석한 결과, 우울증상이 통계적으로 유의하게 감소되었고, 생활만족도가 유의하게 증가하는 결과를 보고했다. 이 연구도 노인의 사회접촉은 건강상태 저하를 예방한다는 활동이론에 근거하여 설명하고 있다. 김영선과 강은나(2011)는 2008년과 2009년 복지패널 자료를 활용하여 건강 효과성을 분석한 결과, 노인일자리사업은 노인의 보건의료비 지출 감소에 유의미한 효과가 있으나, 노인의 주관적 건강상태나 정신건강에는 유의미한 효과는 없는 것으로 나타났다. 유용식(2016)의 면접연구에 따르면 노인일자리사업에 왜 노인의 건강증진에 영향을 미치는가에 대한 노인들의 반응은 다음과 같다.

<건강 증진 관련 응답>

"규칙적으로 일을 하니 몸이 아프지 않고 좋아요"

"일하기 전에는 병원에 자주 갔었는데, 일을 하고 부터는 신체적으로 건강해져서 병원 가는 횟수가 많이 줄어들었어요"

"일이 없을 때는 일을 하고 싶어도 할 수가 없어서 불안했는데 노인일자리사업에 참여하고 부터는 마음이 편안해졌어요"

"이야기할 수 있는 친구가 많이 생기고, 일을 해서 기쁘니 정신건강에 아주 좋아요"

"일을 하니 딴 생각이 나지 않아. 일이 없을 때는 이것저것 잡생각이 많아서 힘들었어요"

김소향과 이신숙(2009)는 순천시에 거주하는 389명의 노인을 대상으로 노인일자리사업참여가 자아존중감에 영향을 미치는지 검증하였다. 분석결과, 사업에 참여한 노인은 참여하지 않은 노인에 비해 자아존중감 수준이 높은 것으로 나타났다. 연구자들은 이와 같은 차이를, 노인들이 '일을 하는 노인'으로 규정함으로써 본인들을 가치있는 존재로 여긴다는 자아개념의 설명을 근거로 삼았다.

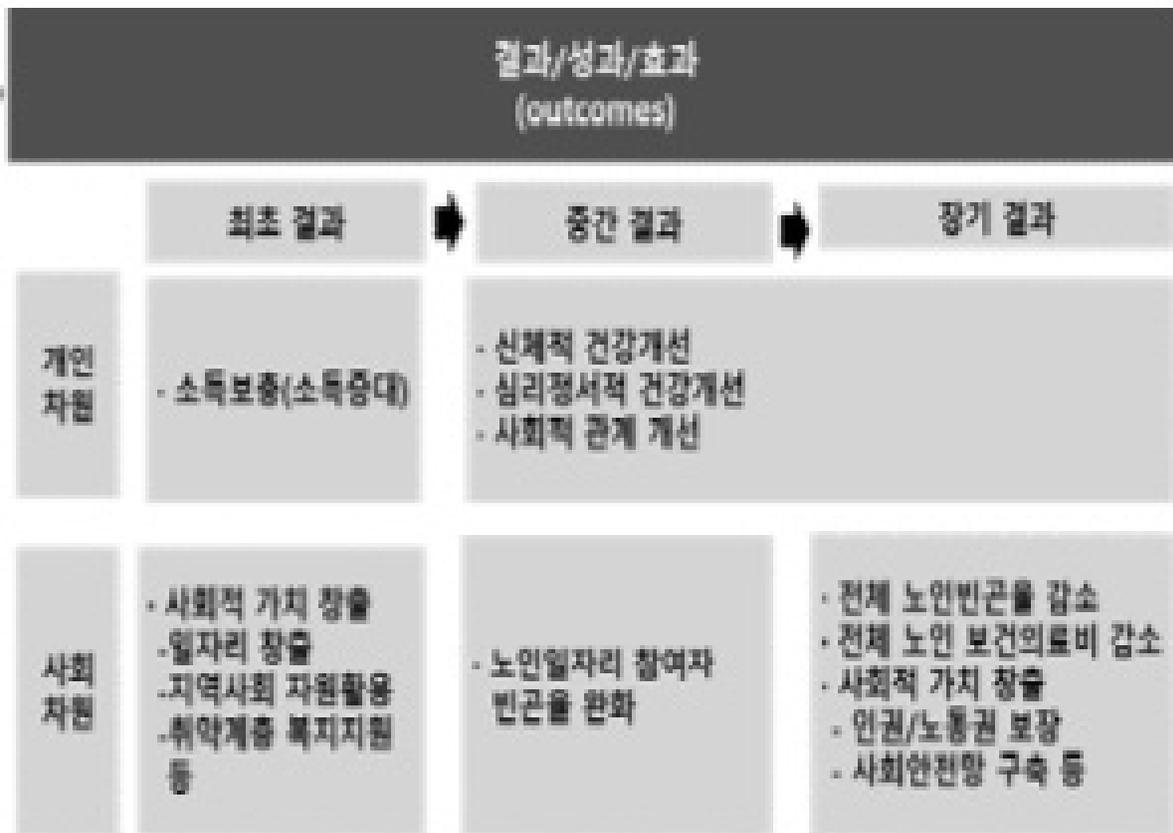
노인일자리사업의 건강증진 효과에 관한 연구를 종합해보면, 활동할수록 더욱 건강해진다는 활동이론류의 설명이 적합한 것으로 보인다. 또한, 심리적 건강의 증진에 관해서는 활동에 적극적으로 참여함으로써 사회적 관계가 증진되어 정신건강에 도움이 된다거나, 스트레스요인으로부터의 회피 혹은 활력을 통한 스

트레스 대처 등의 설명 혹은 일을 함으로써 본인을 가치롭게 여김으로써 정신건강에 도움이 되는 등의 설명이 가능한 것으로 보인다.

4) 노인일자리사업의 효과에 관한 종합적 검증

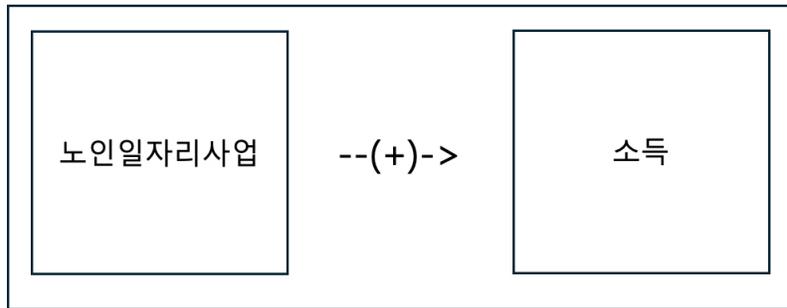
위에서 살펴본 다양한 차원의 효과성을 종합적으로 검증해보고자 시도한 연구도 있다. 김문정 등(2021)은 경제, 사회, 건강의 측면을 종합적으로 검토하였다(그림1). 2021년 7월 기준 노인일자리사업 참여자와 대기자를 대상으로 효과를 분석한 결과, 사업 참여자는 대기자에 비해 상대빈곤율이 3% 감소한 것으로 나타났으며, 사회적 관계 만족도가 높고 친밀감 인식 정도가 높은 것으로 나타났다. 또한, 주관적 건강수준이 높고 운동 참여도가 높으며 우울 수준이 감소한 것으로 나타났다.

[그림 1] 노인일자리사업 논리모형과 효과성 분석틀 중 일부(김문정 등, 2021)

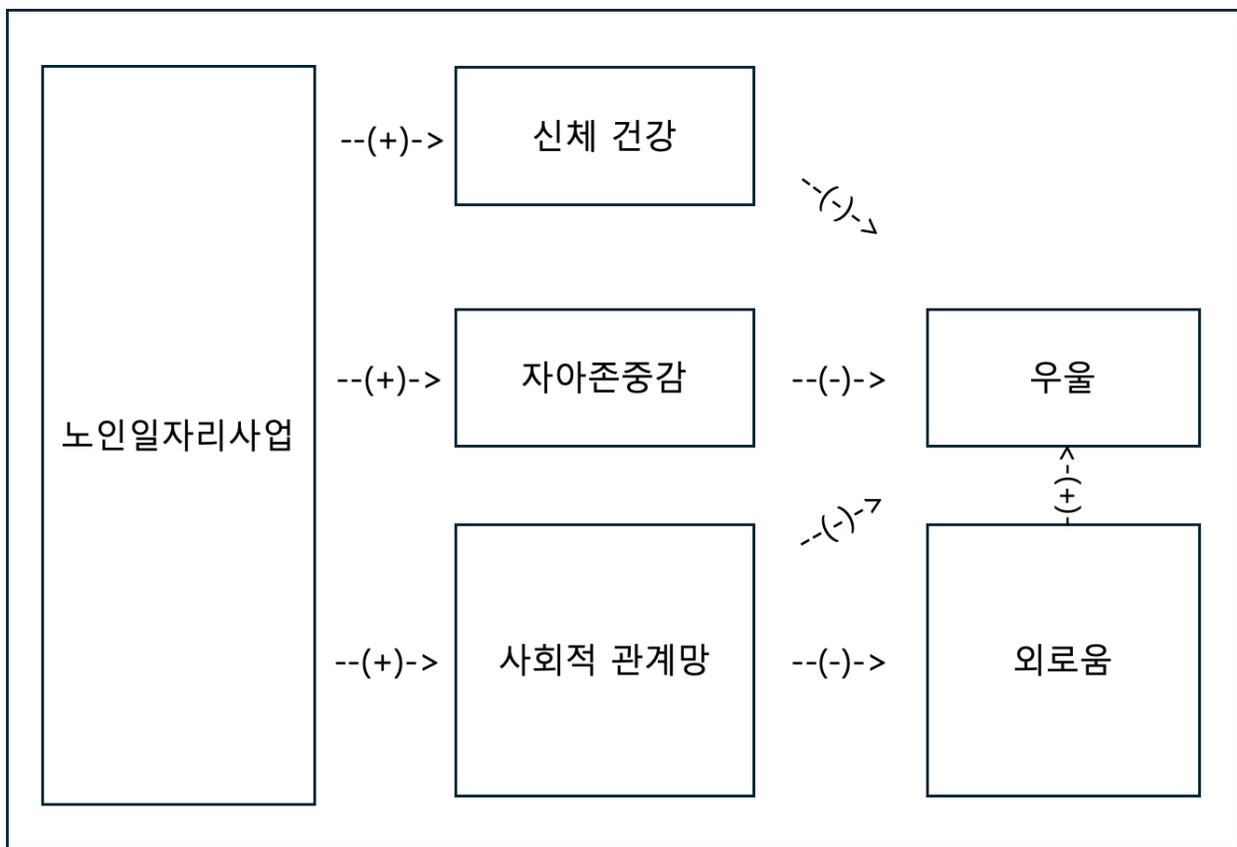


노인일자리사업의 효과성 검증 연구를 전반적으로 살펴본 결과는 다음과 같다. 첫째, 노인일자리사업은 경제, 사회, 건강 영역 모두 부분적인 차이는 있지만 효과가 보고되고 있다. 둘째, 노인일자리사업은 경제, 사회, 건강의 각 영역 간 서로 영향을 미치며 입체적인 효과를 내고 있다. 이와 같은 각 효과성 영역의 설명메커니즘을 파악한 연구는 부재한 것으로 파악된다. 좀 더 구체적인 설명이 가능하다면 노인일자리사업을 구체적으로 디자인하여 제공할 수 있다. 노인일자리사업은 막대한 예산이 투입되는 큰 규모의 사업인 만큼 정책의 세세한 투입이 이루어질 수 있다면 정책효용성 또한 클 것으로 사료된다. 이에 따라 본 고에서는 선행연구 결과를 바탕으로 설명메커니즘 모형을 구성하면 다음과 같다.

[그림 3] 노인일자리사업의 경제적 효과



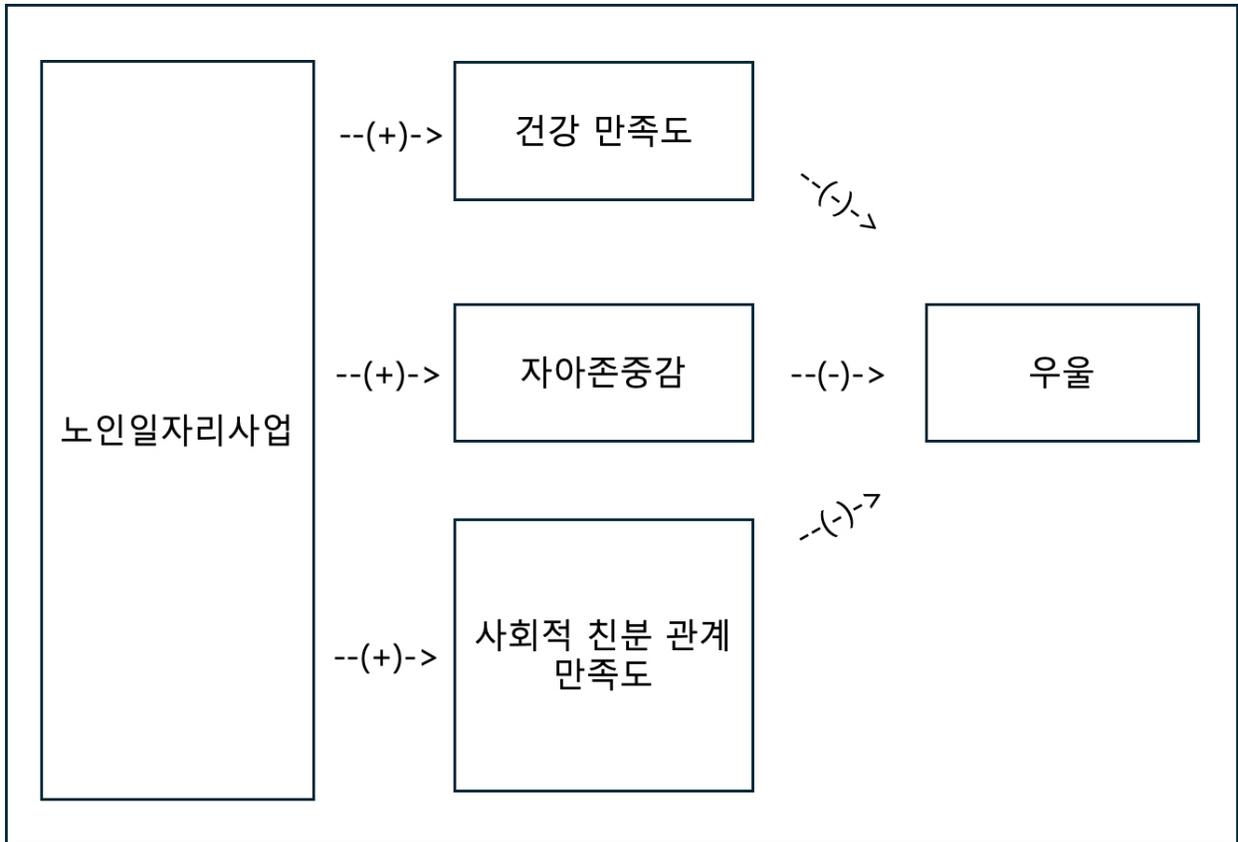
[그림 4] 노인일자리사업의 사회적/건강 효과



3. 연구모형 및 연구가설 설정

본 연구에서는 선행연구 고찰을 통해 도출한 효과성 메커니즘 모형 중 사회적 관계 및 건강 증진 효과를 분석한다. 경제적 효과를 분석한 선행연구 결과는 노인일자리사업은 노인의 소득 증대에 확실히 영향을 미치는 것으로 보이지만 그 외 노인의 생활에 영향을 미칠만한 경제적 사건들에 미치는 영향은 확실하지 않아 보이기 때문이다. 본 연구에서는 사회적 관계 및 건강 증진 효과 중 분석이 가능한 모형을 설정하여 검증한다.

[그림 5] 노인일자리사업의 사회적/건강 효과 분석모형



연구가설을 정리하면 다음과 같다.

- ① 노인일자리사업 참가자는 비참가자에 비해 우울 수준이 낮을 것이다.
- ② 노인일자리사업 참가자는 비참가자에 비해 건강 만족도가 높을 것이다.
- ③ 노인일자리사업 참가자는 비참가자에 비해 건강 만족도가 높을 것이고, 이로 인해 우울 수준이 낮을 것이다.
- ④ 노인일자리사업 참가자는 비참가자에 비해 자아존중감이 높을 것이다.
- ⑤ 노인일자리사업 참가자는 비참가자에 비해 자아존중감이 높을 것이고, 이로 인해 우울 수준이 낮을 것이다.
- ⑥ 노인일자리사업 참가자는 사회적 친분 관계 만족도가 높을 것이다.
- ⑦ 노인일자리사업 참가자는 사회적 친분 관계 만족도가 높을 것이고, 이로 인해 우울 수준이 낮을 것이다.

제3절 연구방법

1. 연구참가자

본 연구는 한국복지패널 18차(2023년) 데이터를 활용하여 분석했다. 복지패널은 본 연구에서 살피고자 하는 사회적 관계 및 건강 증진 관련 변인에 관한 정보를 다수 조사했다는 점에서 강점이 있다. 또한, 복지패널은 전국을 대상으로 하는 종단면 조사라는 점에서 대표성 및 객관성을 확보하고 있다.

2. 연구 변수

본 연구에서 분석하고자 하는 변수의 측정도구 및 측정질문은 다음과 같다.

〈표 1〉 연구 변수

변수명	설명	변수 코딩	재구성
노인일자리사업 참여	“귀하는 2022년 1년간 정부가 제공하는 아래의 고용지원 프로그램에 참여한 경험이 있는 프로그램을 체크해 주세요”(노인일자리 사업)	① 없음 ① 있음	-
건강만족도	“다음 각 항목(건강)에 대하여 귀하의 만족도는 어느 정도입니까?”	① 매우 불만족 ② 대체로 불만족 ③ 그저 그렇다 ④ 대체로 만족 ⑤ 매우 만족	①, ②, ③ → 불만족 ④, ⑤ → 만족
자아존중감	Rosenberg Self Esteem Scale 10문항 ① 나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다. ② 나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다. ③ 나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다. ④ 나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수가 있다. ⑤ 나는 자랑할 것이 별로 없다. ⑥ 나는 내 자신에 대하여 긍정적인 태도를 가지고 있다. ⑦ 나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다. ⑧ 나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다. ⑨ 나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다. ⑩ 나는 때때로 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다.	① 대체로 그렇지 않다 ② 보통이다 ③ 대체로 그렇다 ④ 항상 그렇다	10문항 총합 (3,5,8,9,10 역코딩)
사회적 친분 만족도	“다음 각 항목(사회적 친분)에 대하여 귀하의 만족도는 어느 정도입니까?”	① 매우 불만족 ② 대체로 불만족 ③ 그저 그렇다 ④ 대체로 만족 ⑤ 매우 만족	①, ②, ③ → 불만족 ④, ⑤ → 만족
우울	Center for Epidemiological Studies Depression 11문항 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 않았다.	① 극히 드물다 ② 가끔 있었다 ③ 종종 있었다 ④ 대부분 그랬다	11문항 총합(2,7 역코딩)

3. 분석방법

노인일자리 참가자와 비참가자의 특성을 확인하기 위하여 기술통계를 수행하였다. 분석모형의 검증을 위하여 경로분석(Path analysis)을 수행하였다. 참가자들의 인구통계학적 특성이 변수간 관계에 영향을 미치는 것을 통제하기 위하여 각 경로별로 교육수준과 소득수준을 포함하였다. 모든 분석은 Stata(ver. 16, 'sem' package)을 사용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구참가자의 특성

〈표 2〉 연구참가자 특성

변수명	m(sd) or n(%)			사업참여 여부에 따른 차이
	전체(n=6,641)	노인일자리사업 참여(n=1,171)	노인일자리사업 비참여(n=5,168)	
나이	77.61(7.70)	79.11(5.81)	77.98(7.71)	t=4.72(6337)***
교육수준				
< 초졸	3,531(53.17%)	759(64.82%)	2,716(52.55%)	X2=57.96(1)***
초졸 ≥	3,110(46.83%)	412(35.18%)	2,452(47.45%)	
소득수준				
일반	3,158(47.55%)	384(32.79%)	2,541(49.17%)	X2=103.01(1)***
저소득	3,483(52.45%)	787(67.21%)	2,627(50.83%)	
건강만족도	2.86(0.90)	2.92(0.87)	2.83(0.91)	t=3.04(5922)**
자아존중감	28.20(8.31)	29.57(6.70)	27.80(8.67)	t=6.57(6337)***
사회적 친분 만족도	3.66(0.60)	3.75(0.53)	3.63(0.61)	t=5.90(5922)***
우울	14.62(6.13)	14.81(5.22)	14.61(6.35)	t=1.01(6337)n.s

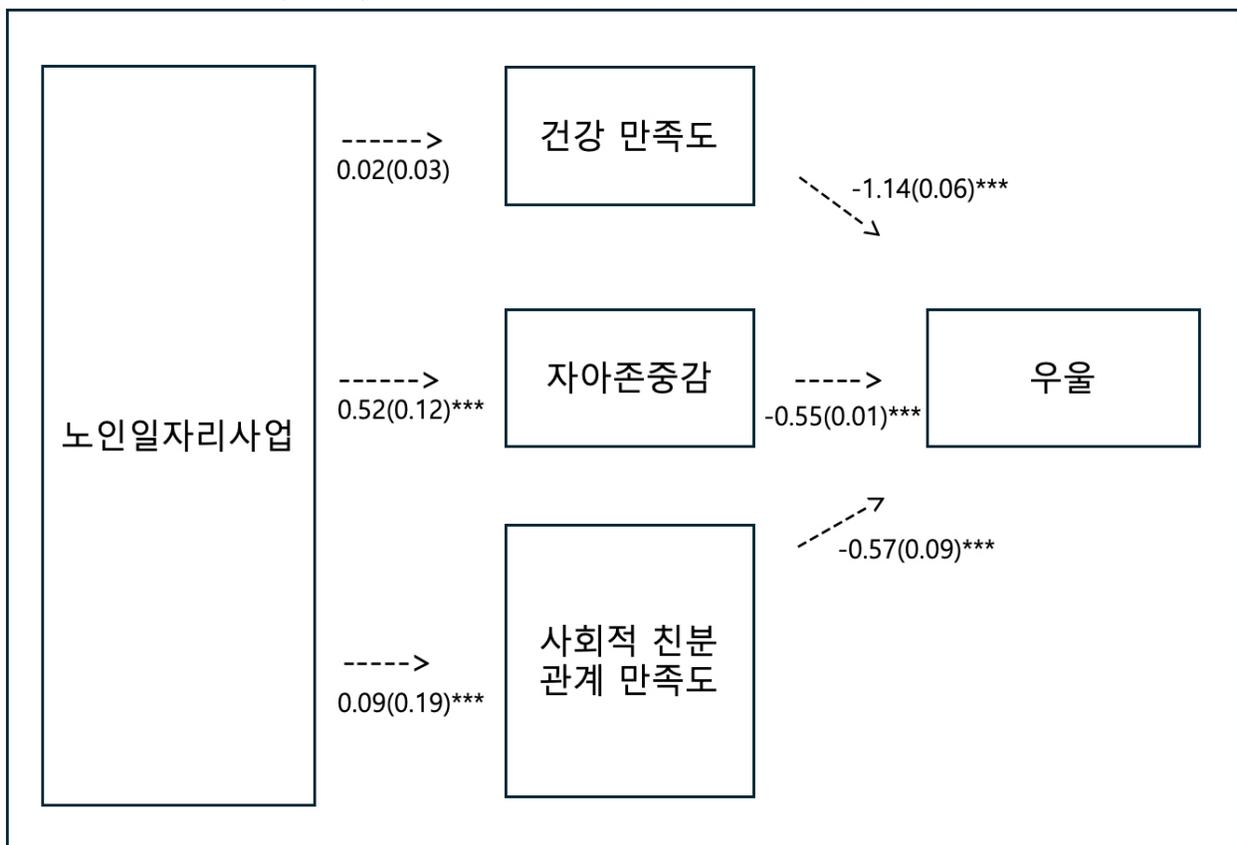
주: ***=p<0.001, **=p<0.01, n.s=p>0.05

연구참가자 총 6,641명의 특성은 위 <표 2>와 같다. 노인일자리사업 참여 여부에 따라 특성의 차이를 살펴보면 다음과 같다. 사업에 참여한 노인이 사업에 참여하지 않은 노인에 비해 나이가 더 많고 교육수준이 더 낮으며 저소득층에 속할 비율이 더 높다. 또한 사업에 참여한 노인이 사업에 참여하지 않은 노인에 비해 건강만족도가 더 높고 자아존중감 수준이 더 높고 사회적 친분 만족도가 더 높았다. 우울 수준은 두 그룹간 차이가 없었다.

2. 모형 분석 결과

연구 가설을 검증한 결과는 아래 <그림 6>과 같다. 노인일자리사업에 참여한 노인은 참여하지 않은 노인
에 비해 자아존중감이 높았고(가설④), 사회적 친분 관계 만족도가 높았다(가설⑥). 또한, 노인일자리사업
에 참여함으로써 증진된 자아존중감이 우울수준을 낮추는 것으로 나타났다[간접효과: $\text{coef}=-1.35(0.29)$;
 $p<0.001$]. 마찬가지로 노인일자리사업에 참여함으로써 증진된 사회적 친분관계 만족도는 우울을 낮추는
것으로 나타났다[간접효과: $\text{coef}=-2.25(0.05)$; $p<0.001$]. 노인일자리사업 참여 여부는 건강만족도 수준과 관
계가 없었다.

[그림 6] 노인일자리사업의 사회적/건강 효과 모형 분석결과



제5절 결론

노인 대상 대규모 국가사업 중 하나인 노인일자리사업의 효과성을 따져보는 일은 중요하다고 볼 수 있
다. 선행연구는 다양한 방법을 활용하여 경제적, 사회적, 건강 관련 효과성을 검증하여 보고했으나, 왜 사
업이 효과있는지를 설명하는 메커니즘을 제안하는 연구는 부재했다고 볼 수 있다. 본 연구는 이와 같은
문제의를 바탕으로 사업효과성을 설명하는 기초메커니즘을 제시하고자 수행되었다.

연구결과 노인일자리사업에 참여하는 노인은 참여하지 않는 노인에 비해 자아존중감과 사회적 친분관계
만족도가 더 높은 것으로 나타났다. 자아존중감과 사회적 친분 관계를 직접 증진시키기 위한 노력은 쉽지

않다는 점을 감안해보면, 일자리사업은 노년기 삶에 중요한 역할을 한다고 볼 수 있다. 이러한 연구결과를 생각해보면 공익활동형 일자리 수를 줄이고, 사업소득이 높은 사회서비스형을 늘리려는 사업방향은 노인 일자리사업이 가지고 있는 잠재적 사업효과를 줄일 것으로 생각된다. 사업을 수행하는 지역사회 기관들의 노인의 삶에 관한 전문적 실천지식의 확보 또한 중요할 것으로 생각된다. 노인 당사자들에게는 사업에 따른 소득 증가 이외에, 사업을 통해 매우 중요한 삶의 심리사회적 자원을 갖출 수 있기 때문이다.

일자리사업의 주요 효과 중 하나인 경제적 효과에 관한 후속 연구도 진행될 필요가 있다. 소득 증가가 크지는 않지만 지속적인 소득 증가가 가져오는 사회적, 건강 증진 관련 추가적 효과도 검증하고 메커니즘을 규명할 필요가 있다. 여러 질적 연구에서 드러난 노인일자리사업의 사회적 관계 증진 효과의 메커니즘을 검증할 수 있는 변수(예: 이야기 거리, 대화 주제 등)도 필요하다.

참고문헌

- 강소량. 2016. “노인일자리사업의 사회경제적 효과 연구”, 『정책분석평가학회보』, 26(1), 109-138.
- 강은나·백혜연·김영선·오인근·배혜원. 2017. 「노인일자리 정책효과 분석 연구」. 한국노인인력개발원/한국보건사회연구원.
- 고호태. 2012. “비용편익분석을 통한 노인일자리사업의 경제적 효과성 연구”, 『노인복지연구』, 58, 61-88.
- 김문정·김진·백혜연·김가원·박병현·성경하. 2021. 「2021 노인일자리사업 정책효과 분석 연구」. 한국노인인력개발원.
- 김범중·고성현. 2021. “노인일자리사업 참여여부에 따른 노인 인지기능 정도에 관한 연구”, 『한국지역사회복지학』, 77, 147-176.
- 김소향·이신숙. 2009. “노인일자리사업 참여여부에 따른 노인의 자아존중감과 생활만족도에 관한 연구”, 『한국노년학』, 29(1), 309-327.
- 김수영·이민홍·장수지. “노인일자리사업 참여노인의 심리사회적 건강 변화에 관한 연구”, 『노인복지연구』, 64, 371-393.
- 김영선·강은나. 2011. “노인일자리사업의 건강 효과성 분석”, 『한국자치행정학보』, 25(3), 419-435.
- 보건복지부. 2024. 「2024년 노인일자리 및 사회활동 지원사업 운영안내」. 보건복지부
- 유용식. 2015. “노인일자리사업에 참여한 노인의 생활만족도에 관한 연구”, 『한국콘텐츠학회』, 16(1), 129-139.
- 유용식. 2016. “노인일자리사업 참여노인의 경험에 관한 질적 연구”, 『한국지역사회복지학』, 12(1), 1-25.
- 이석원·임재영. 2007. “노인일자리사업의 연차별 의료비 절감효과”, 『한국행정학보』, 41(4), 387-413.
- 이소정. 2013. “노인일자리사업 참여가 노인의 사회관계에 미치는 효과 분석”, 『노인복지연구』, 59, 331-354.
- 장유미. 2011. “노인일자리사업 참여가 사회적 자본 변화에 미치는 영향 연구”, 『한국사회복지학』, 63(2), 261-289.
- 현옥주·정광열. 2023. “코로나19 전후 시점에서 노인일자리사업이 노인의 빈곤탈출에 미치는 영향”, 『한국사회복지학』, 75(3), 67-91.

SESSION 1

제2주제

정신건강·건강

...

1. 한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 예측요인 탐색: 머신러닝 분석방법을 적용하여
2. 기혼 여성의 우울, 음주 프로파일 유형 및 가족 관련 영향요인에 관한 연구
3. 코로나가 정신건강 관리에 미친 영향: 개인 단위의 건강보험자료를 통하여

한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 예측요인 탐색: 머신러닝 분석방법을 적용하여

Exploring Predictive Factors for Preventing Mental Health Issues(Depression) in Korean Adults:
A Machine Learning Approach

엄연용(건양대학교 겸임교수)

이 연구의 목적은 한국복지패널 자료를 활용하여 한국 성인의 정신건강(우울)을 예측하는 모델을 구축하고 주요 요인의 중요도를 파악하며 네트워크 분석을 통해 주요 요인 간의 상호작용을 탐색하고자 한다. 이를 위해 한국복지패널의 15차, 16차, 17차, 18차 개인패널 3,978명의 자료를 활용하였으며 연령에 따라 집단을 나누어 분석하였다. 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 다섯 가지 차원에서 32개의 예측요인과 우울간의 관계를 설정하고 랜덤포레스트, 그래디언트부스트, 인공신경망 모델, 스택킹 모델을 적용하였다. 연구 결과, 한국 성인의 우울을 예측하는 모델 성능(F1)은 .65~.66으로 나타났다. 모든 연령에서 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등이 공통적으로 주요 예측요인으로 나타났으며 20대 집단에서는 우울을 예측하는 주요 요인은 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 가족생활만족도로 나타났다. 30대 집단의 경우 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 직업만족도, 가족생활만족도로 나타났고 40대 집단에서는 건강만족도, 가족갈등, 삶의만족도, 가족의수입만족도, 여가생활만족도로 나타났으며 50대 집단의 경우 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 자녀들의형제자매관계로 나타났다. 마지막으로 한국 성인의 우울은 비선형적 변화를 보였으며 코로나바이러스19 이후 성인의 우울은 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이 연구를 통해 한국 성인의 정신건강(우울)을 예측하는 주요 요인을 선별하였으며 주요 요인 간의 관련성을 통해 한국 성인의 정신건강(우울)을 위한 실증적인 자료와 토대를 마련하였다.

제1절 서론

한국 성인의 정신건강 문제는 개인적, 사회적, 경제적 차원에서 매우 중요한 이슈이다. 이는 개인의 삶의 질뿐만 아니라 가족, 더 나아가 사회 및 국가에도 큰 영향을 미치기 때문이다. 한국 성인의 우울은 흔한 문제로 간과되는 경향이 있으나 다른 연령 보다 성인의 정신건강 문제(우울 및 자살)가 더 높은 것으로 보고되고 있다(박은옥, 최수정, 2013). 우리나라의 자살률은 OECD 평균 수준(10.6명)보다 2배가 넘는 수준으로 2022년 사망 원인 통계에 따르면 2022년 자살로 인한 사망자는 12,906명이었으며 인구 10만 명당 자살사망률은 25.2명으로 나타났다(통계청, 2023). 우리나라의 20대에서 30대의 사망 원인 1위가 자살이었으며 40~50대의 경우 2위로, 정신건강 문제의 심각성을 보여주고 있으며 연령에 따른 차이가 있음을 추측할 수 있다(통계청, 2023). 특히, 코로나바이러스감염증19 이후 경제 침체 및 체감하는 경제적 어려움, 사회적 고립 등 사회경제적 변화가 개인의 어려움으로 경험됨에 따라 한국 성인의 우울이 수면 위로 올라왔다(임영일, 서주희, 2023; 정현우, 장진수, 2024). 국민건강영양조사 자료 분석 결과, 2019년에 비해 코로

나바이러스19 유행 후 우울증 유병률이 증가하였으며 코로나바이러스19 팬데믹 시기 성인의 우울 변화 연구에서도 한국 성인의 우울 수준이 유의미하게 높아졌다(김진영, 2023; 신미아, 박주영, 2022; 최금자, 2023). 한국 성인의 정신건강 문제를 선별적 차원에서 우울에 주목하고자 한다(김보미, 이은희, 2021; 김지현, 김영근, 2022).

선행연구에 따르면 성인의 우울은 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인 등 다양한 요인들이 우울에 영향을 미치는 것으로 밝혀져왔다. 먼저 개인요인을 살펴보면 자아존중감은 우울증과 유의한 관련이 있었으며 성인의 우울증상군에 따른 연구에서도 비우울 증상군보다 우울 증상군의 자아존중감이 낮았다(김혜미, 2014; 박영례 외, 2019; 이시은, 2017). 삶의 의미는 우울과 부적 상관, 삶의 만족도, 여가 만족도의 감소는 우울 증가와 직접적으로 영향을 미쳤으며(김진영, 2023; 박공주, 김민영, 강창완, 2021; 박수진, 김종남, 2018; 박영례 외, 2019), 주관적으로 인식하는 건강 수준이 낮을수록 정신건강 문제가 유의하였고 건강 상태, 성별도 우울증을 예측하는 요인으로 나타났다(김태훈 외, 2023; 김혜미, 2014; 신미아, 박주영, 2022; 이현경 외, 2012). 그 다음으로 관계요인을 살펴보면 친분관계 만족도의 감소는 우울 증가를 설명하였으며 결혼만족도, 성인애착은 우울증상에 영향을 미쳤고 부부갈등, 가족갈등, 가족관계, 자녀와의 관계, 배우자 유무, 혼인상태, 등 우울과 매우 밀접한 관련이 있었다(김진영, 2023; 이시은, 2017; 이연정, 최은실, 2022; 정현우, 장진수, 2024). 직업요인의 경우 직업은 우울증을 예측하는 요인으로 나타났으며 고용형태가 불안정할수록 우울을 경험할 위험이 높아졌으며 고용상태와도 관련이 있었다(김태훈 외 2023; 전수영, 2022; 정슬기, 김지선, 2021). 환경요인의 경우 단독 가구일수록 우울을 경험할 가능성이 높았으며 가구유형은 우울과 관련이 있었고 경제적 피해에 대한 염려, 주거상황과 사회경제적 부분도 우울을 예측하는 요인으로 밝혀졌다(신미아, 박주영, 2022; 이형하, 2021; 정슬기, 김지선, 2021). 복지요인의 경우 한국 성인의 우울과의 관계를 밝힌 연구가 매우 부족한 실정이다. 따라서 이 연구에서 복지요인을 포함하여 한국 성인의 우울과의 관계를 탐색해 보고자 한다.

중요한 점은 연령에 따라 우울에 미치는 주요 요인이 다르다는 점이다. 한국 성인의 연령대별 우울 관련 요인 연구에 따르면 청소년 집단은 스트레스가 주요 요인으로 나타난 반면, 중년기 성인 집단은 소득, 주관적 건강 상태가 주요 요인으로 나타났고 노년기의 경우 성별, 주관적 건강상태가 주요 요인으로 나타났다(전수영, 2022). 또한 30대 성인의 경우 관계 어려움, 중년기 성인의 경우 배우자 관계, 가족관계 등이 우울과 영향을 미쳤으며 노년기의 경우 성인 자녀 관계가 우울과 관련되어 있었다(이연정, 최은실, 2022; 조영임, 주은선, 2020; 이주연, 정혜정, 2013). 또한 국내의 연구들은 대부분 청소년을 대상으로 이루어지고 있으며 대상을 성인으로 한 연구에서도 몇 개의 요인과의 관계를 설정하여 연구하는 등 통합적인 맥락에서 접근되지 못하고 있는 실정이다. 이 연구에서는 한국 성인의 정신건강(우울)을 예측하기 위해 머신러닝 분석방법을 적용하여 연령에 따라 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인 등 복합적이고 통합적으로 예측요인을 탐색하고 요인 간의 상호관련성을 파악하고자 한다. 첫째로 한국 성인의 우울을 중심으로 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 다섯 가지 범주에서 예측 요인을 탐색하고자 한다. 둘째로, 이전 연구들이 주로 위험 요인에 초점을 맞추었다면 이 연구에서는 주요 예측 요인을 토대로 한국 성인들의 우울을 예측하는 요인들 간의 상호 관련성도 함께 고려하여 상대적인 영향력을 파악하고자 한다. 셋째로, 연구모형을 확장하여 한국 성인의 우울이 코로나바이러스19 이후 어떠한 변화가 있는지 잠재성장모델 분석을 통해 확인해보고자 한다.

머신러닝 알고리즘은 빅데이터를 통해 모델을 훈련시켜 연구자가 탐색하는 요인을 분류, 예측할 수 있

으며 새로운 데이터에 적용하여 일반화(generalization)를 할 수 있다는 장점이 있다. 그리고 머신러닝 알고리즘의 적용은 많은 요인을 동시에 검증할 수 있으며 한국 성인의 정신건강을 예방하기 위해 많은 예측요인을 투입하여도 전통적 통계검증의 한계점을 보완할 수 있고 예측요인 간의 다중공선성 문제도 위배되지 않는다. 또한 알려진 요인 간의 예측뿐만 아니라 어떤 요인이 중요도에 따라 성인의 정신건강(우울)에 더 큰 영향을 미치는지 확인할 수 있다. 다만, 머신러닝 알고리즘은 분석모델에 따라 다소 분석 결과에 편향이 있으므로 최소 몇 가지 모델을 비교하여 가장 좋은 모델을 선택하는 것이 일반적이다(Sebastian, & Vahid, 2017). 랜덤포레스트(Random forest)는 결정 트리의 앙상블을 사용하여 예측하는 모델로 일반화 성능이 높고 과대 적합 위험이 적어 안정적인 모델을 만들 수 있다(Breiman, 2001). 그래디언트부스팅(gradientboosting)은 이전 모델의 오차에 가중치를 부여하여 보완하는 부스팅 방식의 앙상블 기법으로 뛰어난 추론 성능을 얻을 수 있어 많이 활용되고 있다(Natekin, & Knoll, 2013). 인공신경망(Neural Network)은 다층퍼셉트론이 손실함수와 경사 하강법을 적용하며 오차 역전파를 사용하여 가중치와 편향을 수정하는 모델로 예측, 분류 모델을 구축에 탁월하다(Hopfield, 1982). 스택킹(Stack multiple models)은 메타 모델의 앙상블 기법으로 다양한 예측요인에서 최적의 성능으로 모델을 예측할 수 있다(Syarif et al, 2012). 이 연구에서는 사이킷런을 활용하여 지도학습을 통해 랜덤포레스트, 그래디언트부스팅, 인공신경망, 스택킹 모델들을 적용하고자 한다.

네트워크 분석(Network Analysis)이란 어떤 현상 내면의 구성 요소 간의 유기적인 관계를 이해하기 위해 밀도분석, 중심성 분석 등 변인들의 관계를 구조적으로 표현하고 계량화하는 분석 방법을 말한다. 밀도분석이란 변인들 간의 관계를 노드(Node)와 링크(Link)로 연결하여 네트워크 행렬을 시각화하며 상호연계성을 토대로 의미 있는 구조적 관계를 파악할 수 있어 최근 사회학, 교육학, 경제학, 등 사회과학 여러 분야에서 많이 활용되고 있다(Sebastian, & Vahid, 2017). 잠재성장모델(Latent Growth Model, LGM) 분석은 3번 이상 반복 측정된 데이터를 활용하여 시간에 따른 변화를 추정하고 설명하는 방법이다. 특정 변인의 초기 수준과 변화 궤적을 동시에 추정함으로써 개인 간 차이와 개인 내 변화를 동시에 고려할 수 있어 종단적 데이터를 활용하여 시간에 따라 요인의 변화를 알아보고자 할 때 사용된다(Meredith, & Tisak, 1990; Duncan et al, 2006). 잠재성장모델 분석은 구조방정식모델링(Structural Equation Modeling, SEM)을 활용하여 모형을 추정하며 모형 평가는 적합도 지수 χ^2 (카이제곱), CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하여 평가한다. 잠재성장모델은 시간에 따른 변화 패턴을 파악할 수 있어 특히 정신건강(우울) 연구에서 변인의 변화를 분석하는 데 효과적이다.

이상으로 머신러닝 알고리즘을 적용하여 한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 요인을 탐색하고 주요 요인을 확인하며 요인 간 상호관련성을 밝히고자 한다. 이를 위해 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 복합적으로 조사한 한국복지패널의 자료를 활용하고자 한다. 더불어 연령에 따라 예측요인이 다르게 영향을 미칠 수 있음을 고려하여 연령에 따라 4개 집단을 구분하고 각각 모델에 적용하여 집단에 따라 예측요인을 탐색하고자 한다. 한국 성인의 정신건강(우울)을 예방하기 위한 머신러닝 모델 구축은 한국 성인의 정신건강과 복지의 근거 자료로써 활용할 수 있으며 실증적 자료가 될 것이다.

연구문제 1. 한국 성인의 정신건강(우울)을 예측하는 모델의 성능은 어떠한가?

연구문제 2. 한국 성인의 정신건강(우울)에 영향을 미치는 주요 요인은 무엇인가?

- 연구문제 3. 한국 성인의 정신건강(우울)에 영향을 미치는 주요 요인들 간 상호관계는 어떠한가?
- 연구문제 4. 한국 성인의 정신건강(우울)은 코로나바이러스19 이후에 어떠한 변화가 있는가?

제2절 연구방법

1. 연구대상

한국복지패널(KOWEPS)은 2006년도부터 구축되어 전국을 대상으로 한 종단면 조사로써 인구집단별로 생활실태변화와 복지 욕구 등을 파악하고 정책 형성 및 정책 지원의 효과성을 높이고자 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인 등 다양한 요인들을 종합적으로 조사한다. 15차 조사는 2020년에 시행되었고 16차는 2021년, 17차는 2022년, 18차는 2023년에 시행되었다. 이 연구에서는 한국복지패널의 15차, 16차, 17차, 18차 조사에 모두 응답한 개인 패널의 자료를 사용하였으며 연령에 따라 20대 집단 415명, 30대 집단 820명, 40대 집단 1,262명, 50대 집단 1,481명으로 구분하여 분석하였고 총 3,978명의 자료를 사용하였다. 연구 대상의 일반적 특성은 <표 1>과 같다.

<표 1> 연구대상의 일반적 특성

구분		빈도(%)
성별	남자	1,859(46.7)
	여자	2,119(53.3)
연령	20대	415(10.4)
	30대	820(20.6)
	40대	1,262(31.7)
	50대	1,481(37.2)
지역	서울	570(14.3)
	수도권(인천/경기)	1,119(28.1)
	부산/경남/울산	639(16.1)
	대구/경북	375(9.4)
	대전/충남/세종	372(9.4)
	강원/충북	262(6.6)
	광주/전라/제주도	641(16.1)

2. 측정도구

이 연구의 목적은 한국 성인의 우울 예측요인을 탐색하고, 주요 요인을 확인하는 것이다. 이에 한국 성인의 우울을 결과변수로 설정하고 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 다섯 가지 범주에서 건강만족도, 자아존중감, 삶의만족도, 여가생활만족도, 성별, 가족관계만족도, 가족의수입만족도, 부부갈등, 가족생활만족도, 배우자관계, 자녀와의관계, 혼인여부, 사회적친분관계만족도, 가족갈등, 근로유형, 유해환경에서일한경험, 직업만족도, 주거환경만족도, 동거여부, 가구형태, 생계비지원, 의료비지원, 물품지원, 가사지원서비스, 식사배달서비스, 주택관련서비스, 직업관련경험, 상담서비스, 생계대출경험, 개인발달계획경험 등 총 32개 예측요인을 설정하였다.

1) 결과변수

이 연구에서는 한국 성인의 우울을 결과변수로 설정하였다. 우울에 대한 경험을 묻는 질문으로 11문항

으로 구성되어 있다. “극히 드물다(일주일에 1일 미만)” 1점에서 “대부분 그랬다(일주일에 5일 이상) 4점으로 측정한다. 이 연구에서는 일주일에 1일 미만 0, 일주일에 2일 이상은 1, 이항변수로 변환하여 모델 예측 분석에 사용하였고 구조방정식 모델 분석에서는 “극히 드물다(일주일에 1일 미만)” 1점에서 “대부분 그랬다(일주일에 5일 이상) 4점의 평균값을 사용하였다.

2) 예측요인

이 연구에서는 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 다섯 가지 측면에서 예측요인을 설정하였다(표 2).

<표 2> 한국 성인의 우울 예측요인

예측요인		
개인 요인	건강만족도: 단일문항, ‘매우 불만족(1점)~‘매우 만족(5점)’	
	자아존중감: 총 10문항, ‘대체로 그렇지 않다(1점)~‘항상 그렇다(4점)’	
	삶의만족도: 단일문항, ‘최악의 상태(0점)~‘최선의 상태(4점)’	
	여가생활만족도: 단일문항, ‘매우 불만족(1점)~‘매우 만족(5점)’	
성별: 남자(1), 여자(0)		
관계 요인	가족관계만족도: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(5점)’	
	가족의수입만족도: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(5점)’	
	부부갈등: 총 3문항, ‘전혀 없음(1점)~‘6번이상(4점)’	
	가족생활만족도: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(7점)’	
	배우자관계: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(7점)’	
	자녀와의관계: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(7점)’	
	자녀들의형제자매관계: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(7점)’	
	혼인여부: 유배우(1), 이혼/별거/사별/미혼(0)	
	사회적친분관계만족도: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(5점)’	
	가족갈등: 총 5문항, ‘전혀 그렇지 않다(1점)~‘매우 그렇다(5점)’	
직업 요인	근로유형: 임금근로자/자영업,고용주/무급가족종사자(1), 미취업자(0)	
	유해환경에서일한경험: 그렇다(1), 아니다(0)	
	직업만족도: 단일문항, ‘매우 불만족(1점)~‘매우 만족(5점)’	
환경 요인	주거환경만족도: 단일문항, ‘매우불만족(1점)~‘매우만족(5점)’	
	동거여부: 같이 살고 있음(1), 같이 살고 있지 않음(0)	
	가구형태(단독): 단독(1), 아님(0)	
	가구형태(모자/부자): 모자/부자(1), 아님(0)	
복지 요인	생계비지원: 있다(1), 없다(0)	주택관련서비스: 있다(1), 없다(0)
	의료비지원: 있다(1), 없다(0)	직업관련경험: 있다(1), 없다(0)
	물품지원: 있다(1), 없다(0)	상담서비스: 있다(1), 없다(0)
	가사지원서비스: 있다(1), 없다(0)	생계대출경험: 있다(1), 없다(0)
	식사배달서비스: 있다(1), 없다(0)	개인발달계좌경험: 있다(1), 없다(0)

3. 분석방법

한국 성인의 우울 예측요인 탐색 및 네트워크를 분석하기 위해 클라우드 기반 python 분석 및 개발 환경이 제공되는 Google의 Colaboratory(Colab)를 사용하였다. Colab은 Google 브라우저에서 python 분석을 할 수 있으며 Scikit-Learn 및 다양한 라이브러리가 설치되어 있어 활용도가 높다. 이 연구에서는 Random forest, Gradientboosting, Neural Network 모델을 구축하였으며 forest의 feature_importances로 예측 요인의 중요도를 중요한 순서별로 추정하였다. 네트워크 분석은 상관계수를 토대로 networkx, matplotlib를 활용하였고 시각화하여 예측 요인 간의 상호 관계성을 파악하였다. 데이터 전 처리를 통해 데이터의 결측치, 극단값을 처리하였으며 데이터를 정규화, 표준화하였다. 모델 구축으로 예측요인은 개인

요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 다섯 가지 차원에서 총 32개의 예측요인을 투입하였고 결과변수는 우울경험(1일 이하 0, 2일 이상 1)으로 설정하였다. 집단 간 차이를 살펴보기 위해 전체 데이터에서 연령에 따라 20대, 30대, 40대, 50대 집단으로 구분하였다. Random forest, Gradientboosting, Neural Network를 학습시키고 모델을 평가하였다. 과대 적합과 과소 적합을 고려하고 성능을 최대화할 수 있도록 GridSearch를 통해 하이퍼파라미터를 조정하였다(Sebastian, & Vahid, 2017). 평가는 <표 3>에 제시한 바와 같이 혼동행렬을 토대로 정확하게 예측하는 정확도, 양성을 예측한 데이터 중 실제 양성 값을 계산하는 정밀도, 전체 양성 중에서 예측으로 양성을 찾아내는 재현율, 모델 성능 평가에 유용한 가중평균(F1)을 활용하였다. 예측 변수들의 중요도는 feature_importances을 활용하여 추정하고 시각화하였다. 그 다음으로 한국 성인의 우울에 영향을 미치는 주요 예측 요인 간의 상호관계를 살펴보기 위해 networkx를 활용하여 네트워크를 분석하고 matplotlib를 활용하여 시각화하였다. 마지막으로 Amos21 프로그램을 활용하여 잠재성장모델을 분석하였다. 이 연구에서 적용한 하이퍼파라미터는 <표 3>과 같다.

<표 3> 혼동 행렬과 성능평가

		예측값		
		양성(Positive)	음성(Negative)	
실제 값	양성(Positive)	참 양성(True Positive)	거짓 음성(False Negative)	
	음성(Negative)	거짓 양성(False Positive)	참 음성(True Negative)	
정확도(CA: Classification Accuracy)=(TP+TN)/(TP+TN+FP+FN)				
정밀도(Precision) =TP/(TP+FP)				
재현율(Recall) =TP/(TP+FN)				
오류율 =(FN+FP)/(TN+FP+FN+TP)				
가중평균(F1)=2×(Precision×Recall)/(Precision+Recall)				
Model	Random Forest	Gradientboosting	Neural Network	Stacking
Hyperparameter	criterion=gini	n_estimators=5	solver=lfbfgs	Random Forest
	n_estimators=35	max_features=2	alpha=1e-5	Gradientboosting
	max_features=1	max_depth=2	hidden_layer_sizes=10	Neural Network
	max_depth=3			
Grid SearchCV	n_estimators=range(5, 51, 5)		max_iter=1000	
	max_features=range(1, 5)		hidden_layer_sizes: range(5, 51, 5)	
	max_depth=range(1, 6), cv=5, n_jobs=-1		cv=5, n_jobs=-1	

제3절 연구결과

1. 한국 성인의 정신건강(우울 및 자살)

18차 한국 성인의 우울을 연령에 따라 살펴보면 <표 4>와 같다. 20대 집단의 우울을 살펴보면 일주일에 2일 이상 우울을 경험한 경우 47.7%으로 다른 집단보다는 낮았으나 전반적으로 많은 것으로 나타났다. 30대 집단의 경우 50.2%으로 나타났으며 40대 집단은 49.6%으로 나타났다. 50대 집단의 경우 55.0%으로 다른 집단보다 가장 높았으며 2일 이상 우울을 경험하고 있는 한국 성인은 전체 51.6%으로 나타났다.

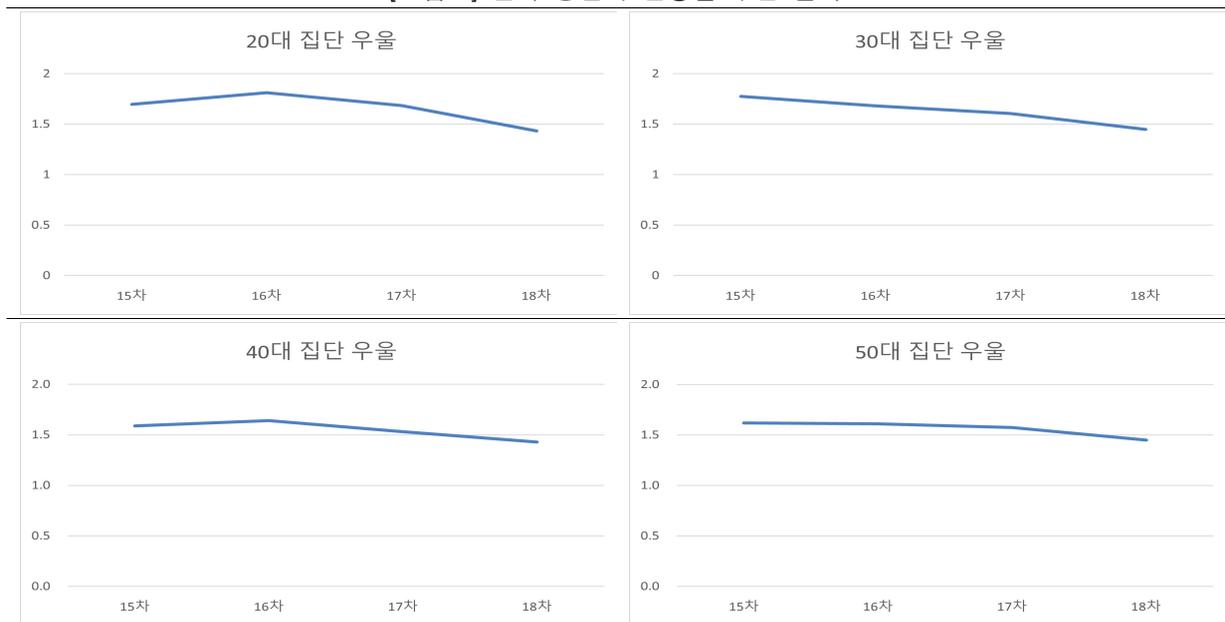
<표 4> 집단별 정신건강

(N=3,978)

집단	우울(%)		자살사고		자살계획		자살시도	
	1일 이하	2일 이상	없음	있음	없음	있음	없음	있음
20대	217(52.3)	198(47.7)	403(97.1)	12(2.9)	411(99.0)	4(1.0)	413(99.5)	2(.5)
30대	408(49.8)	412(50.2)	802(97.8)	18(2.2)	813(99.1)	7(.9)	818(99.8)	2(.2)
40대	636(50.4)	626(49.6)	1,241(98.3)	21(1.7)	1,258(99.7)	4(.3)	1,259(99.8)	3(.2)
50대	666(45.0)	815(55.0)	1,462(98.7)	19(1.3)	1,477(99.7)	4(.3)	1,478(99.8)	3(.2)
Total(%)	1,927(48.4)	2,051(51.6)	3,908(98.2)	70(1.8)	3,959(99.5)	19(.5)	3,968(99.7)	10(.3)

18차 자살사고, 자살계획, 자살시도를 살펴보면 전반적으로 낮은 수준이지만 위험도를 고려할 필요가 있다. 구체적으로 살펴보면 20대 집단의 자살사고는 2.9%로 나타났고 30대 집단의 경우 2.2%로 40대/50대보다 다소 높게 나타났다. 40대 집단의 자살사고는 1.7%이었으며 50대 집단의 경우 1.3%로 나타났다. 자살계획의 경우 20대 집단이 1.0%, 30대 집단이 .9%로 40대/50대보다 높게 나타났으며 40대 집단은 .3%, 50대 집단도 .3%로 나타났다. 마지막으로 자살시도를 살펴보면 20대 집단은 .5%이었으며 30대 집단, 40대 집단, 50대 집단 모두 .2%로 나타났다.

[그림 1] 한국 성인의 연령별 우울 변화



한편, 한국 성인의 우울 변화를 시각적으로 살펴보면 [그림 1]과 같다. 20대 집단의 우울 평균은 15차보다 16차에 우울이 다소 상승하였으며 17차부터 감소하는 것으로 나타났다. 30대 집단의 우울 평균은 15차에 우울이 가장 높고 16차부터 감소하였으며 40대 집단과 50대 집단의 우울 평균도 15차보다 16차에 우울이 다소 증가하였다가 17차부터 감소하였으며 20대 집단과 유사한 변화를 보였다.

2. 한국 성인의 우울 예측 모델의 성능 평가

한국 성인의 우울 예측 모델의 성능 평가는 <표 5>에 제시하였다. 먼저 정확도(CA)는 한국 성인의 우

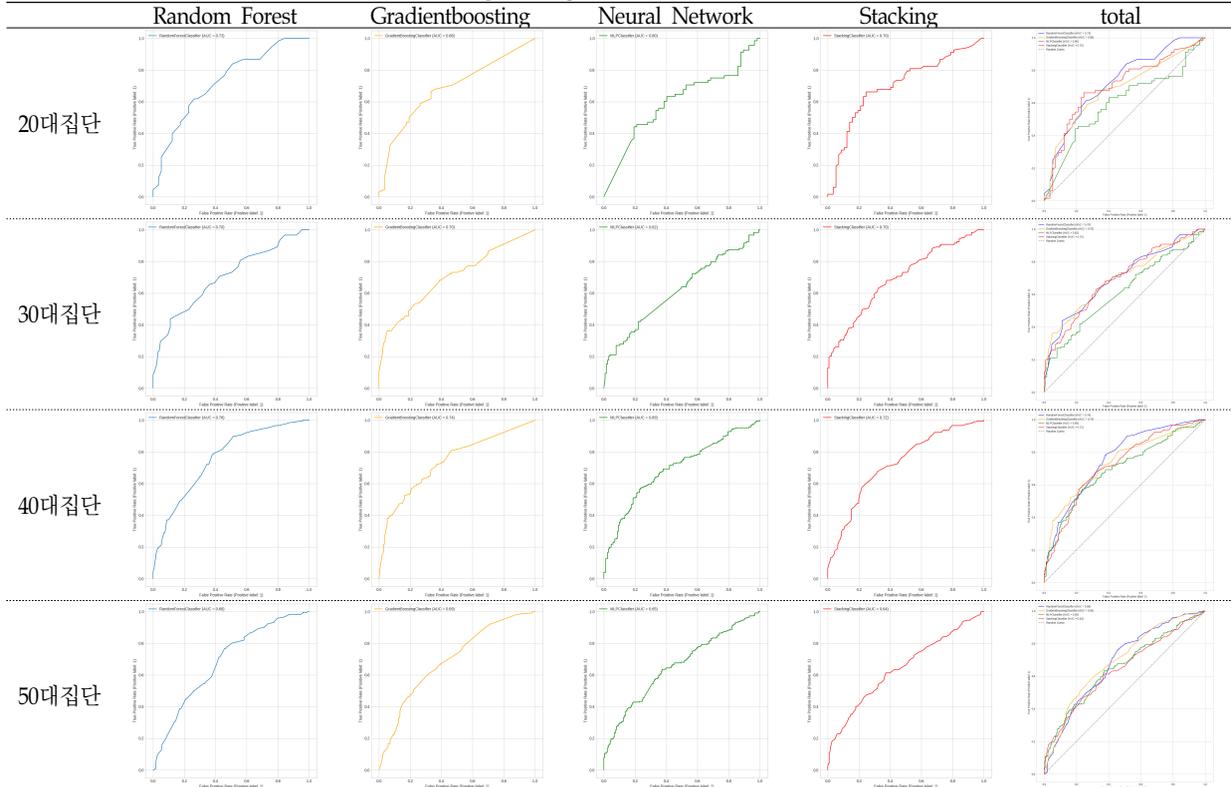
율을 정확하게 예측한 비율로 20대 집단에서는 .62~.69이었고 30대 집단에서는 .63~.66으로 나타났다. 40대 집단에서는 .61~.68이었고 50대 집단에서는 .59~.63으로 나타났다. 정밀도(Precision)는 모델이 양성으로 예측한 것 중 실제 양성 비율로 20대 집단에서는 .56~.70이었고 30대 집단에서는 .65~.69으로 나타났다. 40대 집단에서는 .61~.70이었고 50대 집단에서는 .63~.66으로 나타났다. 재현율(Recall)은 실제 양성 중 모델이 양성으로 정확히 예측한 비율을 말한다. 20대 집단의 재현율은 .53~.61이었고 30대 집단에서는 .58~.63으로 나타났다. 40대 집단에서는 .59~.62이었고 50대 집단에서는 .60~.67으로 나타났다. 마지막으로 가중평균(F1)은 모델이 각 클래스를 잘 예측하는지 고려하여 전체적인 모델 성능을 평가하는 유용한 지표이다. 20대 집단의 가중평균(F1)을 살펴보면 .54~.65이었고 30대 집단에서는 .62~.64으로 나타났다. 40대 집단에서는 .60~.66이었고 50대 집단에서는 .62~.66으로 나타났다.

<표 5> 집단별 우울 예측 성능

	정확도(CA)	정밀도(Precision)	재현율(Recall)	가중평균(F1)	AUC
20대 집단					
Random Forest	.62	.61	.61	.61	.73
Gradientboosting	.69	.70	.61	.65	.68
Neural Network	.58	.56	.53	.54	.60
Stacking	.63	.61	.58	.60	.70
30대 집단					
Random Forest	.65	.67	.61	.64	.70
Gradientboosting	.66	.69	.60	.64	.70
Neural Network	.64	.65	.63	.64	.62
Stacking	.63	.65	.58	.62	.70
40대 집단					
Random Forest	.66	.67	.62	.64	.76
Gradientboosting	.68	.70	.62	.66	.74
Neural Network	.63	.64	.61	.63	.69
Stacking	.61	.61	.59	.60	.72
50대 집단					
Random Forest	.61	.63	.67	.65	.68
Gradientboosting	.63	.66	.66	.66	.69
Neural Network	.60	.65	.60	.62	.65
Stacking	.59	.63	.64	.63	.64

집단 별로 최적의 성능을 보인 모델을 살펴보면 20대 집단에서는 그래디언부스팅 모델이 정확도 .69, 정밀도 .70, 재현율 .61 가중평균 .65으로 가장 우수한 성능을 보였다. 30대 집단에서 최적의 성능을 보인 모델을 살펴보면 랜덤포레스트 모델, 그래디언부스팅 모델, 인공신경망 모델이 모두 우수한 성능을 보였고 그래디언부스팅 모델이 정확도 .66, 정밀도 .69, 재현율 .60 가중평균 .64으로 최적의 성능을 보였다. 40대 집단을 살펴보면 그래디언부스팅 모델이 정확도 .68, 정밀도 .70, 재현율 .62, 가중평균 .66으로 가장 우수한 성능으로 나타났다. 50대 집단에서도 그래디언부스팅 모델이 정확도 .63, 정밀도 .66, 재현율 .66 가중평균 .66으로 최적의 성능을 보였다.

[그림 2] ROC 결정곡선

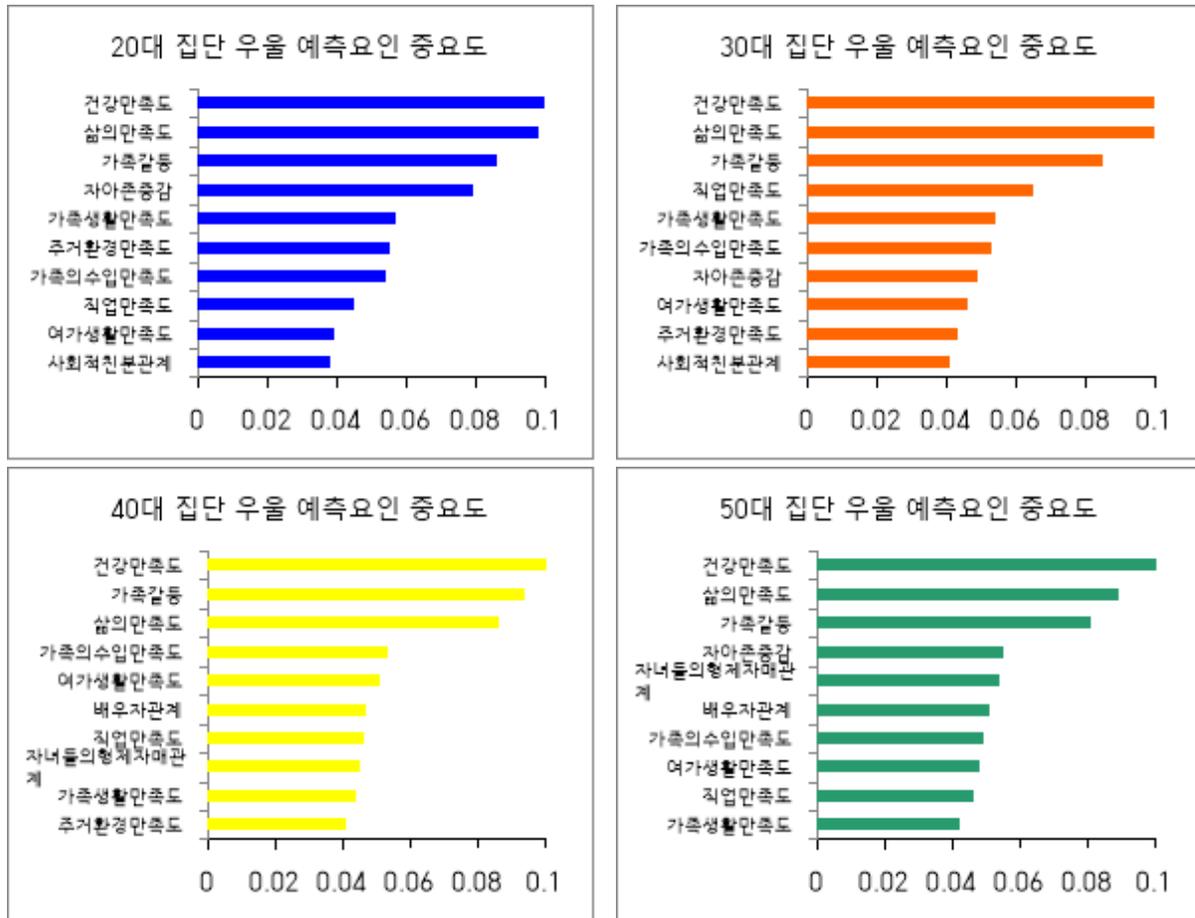


ROC(Receiver Operating Characteristic) 곡선은 모델의 임계값을 시각화한 것으로 AUC는 ROC곡선 아래의 면적을 말하며(5에서 1사이의 값을 가짐) 1에 가까울수록 성능이 좋은 것으로 평가한다. <표 6>과 [그림 2]에 제시한 바와 같이 20대 집단의 경우 랜덤포레스트 모델 .73 그라디언부스팅 모델 .68, 인공신경망 모델 .60, 스택킹 모델 .70으로 .60~.73 범위로 나타났다. 30대 집단의 경우 랜덤포레스트 모델 .70, 그라디언부스팅 모델 .70, 인공신경망 모델 .62, 스택킹 모델 .70으로 .62~.70 범위로 나타났다. 40대 집단의 경우 랜덤포레스트 모델 .76, 그라디언부스팅 모델 .74, 인공신경망 모델 .69, 스택킹 모델 .72으로 .69~.76 범위로 나타났다. 50대 집단의 경우 랜덤포레스트 모델 .68, 그라디언부스팅 모델 .69, 인공신경망 모델 .65, 스택킹 모델 .64으로 .64~.69 범위로 나타났다.

3. 예측 요인 중요도

집단에 따라 우울에 영향을 미치는 예측 요인의 중요도를 살펴보기 위해 forest의 feature_importances로 중요도를 산출하였다. 집단별 예측변수의 중요도는 [그림 3]에 제시하였다.

[그림 3] 집단별 우울 예측 중요 요인

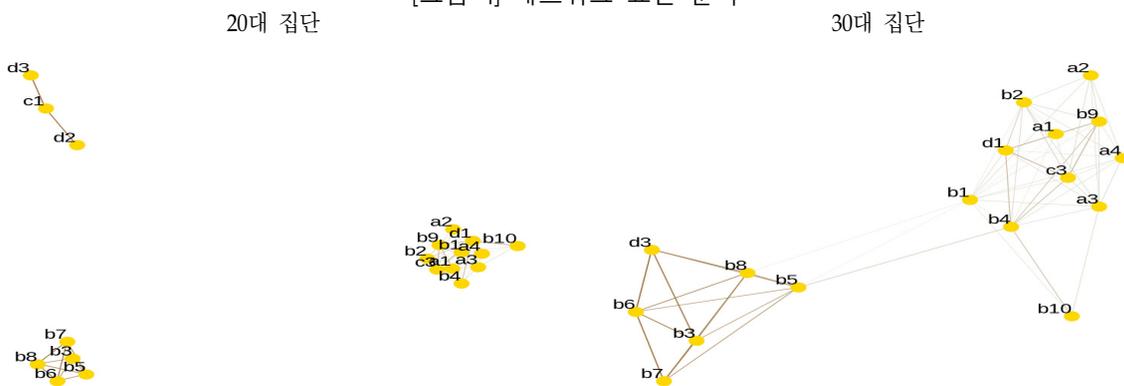


20대 집단의 우울을 예측하는 요인 중 상위 10개의 중요도를 순서대로 살펴보면 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 가족생활만족도, 주거환경만족도, 가족의수입만족도, 직업만족도, 여가생활만족도, 사회적친분관계만족도가 20대 집단의 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났다. 30대 집단의 경우 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 직업만족도, 가족생활만족도, 가족의수입만족도, 자아존중감, 여가생활만족도, 주거환경만족도, 사회적친분관계만족도가 30대 집단의 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났다. 40대 집단의 경우 건강만족도, 가족갈등, 삶의만족도, 가족의수입만족도, 여가생활만족도, 배우자관계, 직업만족도, 자녀들의형제자매관계, 가족생활만족도, 주거환경만족도가 40대 집단의 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났다. 50대 집단의 경우 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 자녀들의형제자매관계, 배우자관계, 가족의수입만족도, 여가생활만족도, 직업만족도, 가족생활만족도가 50대 집단의 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났다. 이러한 결과는 20대, 30대, 40대, 50대 모든 집단에서 건강만족도, 삶의만족도, 여가생활만족도, 가족의수입만족도, 가족생활만족도, 가족갈등, 직업만족도가 공통적으로 중요한 요인임을 알 수 있다. 또한 연령에 따라 20대 집단과 30대 집단의 경우 자아존중감, 주거환경만족도, 사회적친분관계만족도가 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타난 반면 40대 집단에서는 배우자관계, 자녀들의형제자매관계, 주거환경만족도, 50대 집단에서는 배우자관계, 자녀들의형제자매관계, 자아존중감이 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타나 한국 성인의 우울을 예측하는 주요 요인이 연령에 따라 차이가 있음을 보여준다.

4. 네트워크 분석

네트워크 분석은 우울을 예측하는 요인 간의 상호관련성을 토대로 어떤 요인이 중심에 있으며 어떤 요인과 상호관련성이 있는지 살펴보기 위한 것이다. 18차 자료를 연령에 따라 구분하고 모델 예측에서 산출된 주요 예측 요인의 중요도 결과를 반영하여 복지요인은 제외하고 예측 요인들 간의 관련성을 분석하였다. 20대, 30대, 40대, 50대 집단의 네트워크 분석은 [그림 4~5]와 같다. 20대 집단의 예측 요인 간의 네트워크를 살펴보면 [그림 4]에 제시한 바와 같이 부부갈등은 배우자관계와 연결되어 있었고 자녀와의관계와 자녀들의형제자매관계와도 연결고리를 가지고 있었다. 또한 혼인여부는 배우자관계, 부부갈등, 자녀와의관계, 자녀들의형제자매관계와 밀접한 연결형태를 보였다. 가구형태(단독유무)는 근로유형과 연결되어 있었고 근로유형은 동거여부와도 연결되어 있었다. 건강만족도의 경우 삶의 만족도와 연결되어 있었으며 여가생활만족도와도 밀접한 연결을 보였다. 또한 직업만족도는 가족의수입만족도와 연결되어 있었고 직업만족도는 사회적친분관계만족도와도 연결고리를 가지고 있었다. 건강만족도, 삶의만족도, 여가생활만족도, 직업만족도는 매우 밀접한 상호 관련이 있는 것으로 판단된다.

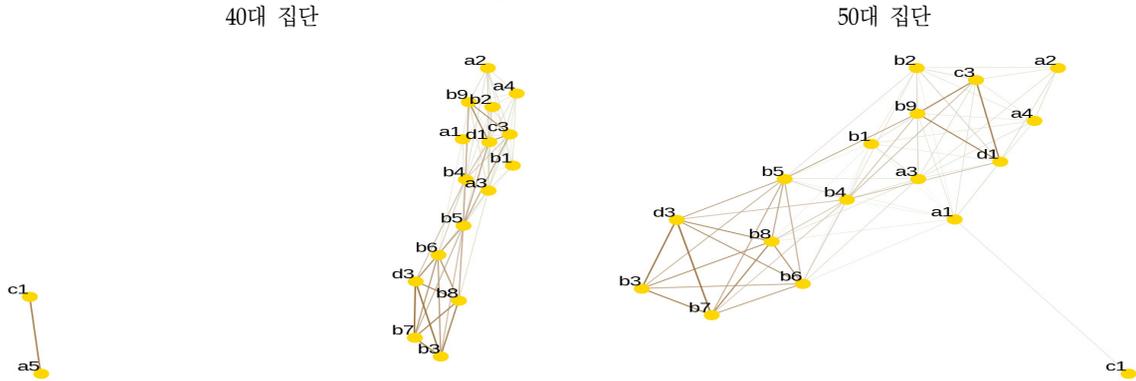
[그림 4] 네트워크 요인 분석



a1=건강만족도, a2=자아존중감, a3=삶의행복감, a4=여가생활만족도, a5=성별, b1=가족관계만족도, b2=가족의수입만족도, b3=부부갈등, b4=가족생활만족도, b5=배우자관계, b6=자녀와의관계, b7=자녀들의형제자매관계, b8=혼인여부, b9=사회적친분관계만족도, b10=가족갈등, c1=근로유형, c2=유해환경에서일한경험, c3=직업만족도, d1=주거환경만족도, d2=동거여부, d3=가구형태(단독), d4=가구형태(모자/부자)

30대 집단의 예측 요인 간의 네트워크를 살펴보면 [그림 4]에 제시한 바와 같이 부부갈등은 자녀와의관계와 연결되어 있었으며 자녀들의형제자매관계와도 연결고리를 가지고 있었다. 배우자관계는 혼인여부와 연결되어 있었으며 혼인여부는 가구형태(단독)과도 연결되어 있었다. 배우자관계는 가족생활만족도와 직접적으로 연결되어 있었으며 가족생활만족도는 가족갈등과 연결되어 있었다. 건강만족도는 사회적친분관계만족도와 밀접한 연결을 보였으며 주거환경 만족도와도 연결되어 있었다. 사회적친분관계는 직업만족도와 직접적으로 연결되어 있었으며 직업만족도는 삶의만족도와도 상호 연관되어 있는 것으로 판단된다.

[그림 5] 네트워크 요인 분석



a1=건강만족도, a2=자아존중감, a3=삶의행복감, a4=여가생활만족도, a5=성별, b1=가족관계만족도, b2=가족의수입만족도, b3=부부갈등, b4=가족생활만족도, b5=배우자관계, b6=자녀와의관계, b7=자녀들의형제자매관계, b8=혼인여부, b9=사회적친분관계만족도, b10=가족갈등, c1=근로유형, c2=유해환경에서일한경험, c3=직업만족도, d1=주거환경만족도, d2=동거여부, d3=가구형태(단독), d4=가구형태(모자/부자)

40대 집단의 예측 요인 간의 네트워크를 살펴보면 [그림 5]에 제시한 바와 같다. 부부갈등은 자녀들의 형제자매관계와 연결되어 있었으며 배우자관계는 자녀와의 관계와 직접적으로 연결되어 있었다. 혼인여부는 가구형태(단독)과 연결되어 있었으며 근로유형은 성별과 연결고리를 가지고 있었다. 가족생활만족도는 삶의만족도와 직접적으로 연결되어 있었으며 가족관계만족도와도 연결되어 있었다. 직업만족도는 주거환경만족도와 밀접한 연결을 보였으며 건강만족도와도 밀접하게 연결되어 있었다. 사회적친분관계만족도는 직업만족도와 여가생활만족도와 직접적으로 연결되어 있었으며 자아존중감과도 상호 연관되어 있는 것으로 판단된다. 50대 집단의 예측 요인 간의 네트워크를 살펴보면 [그림 5]에 제시한 바와 같이 건강만족도는 근로유형과 직접적으로 연결되어 있었으며 주거환경만족도, 자녀와의관계, 가족생활만족도, 삶의만족도와 연결고리를 가지고 있었다. 부부갈등은 자녀들의형제자매관계와 밀접한 연결을 보였으며 자녀와의 관계와도 연결되어 있었다. 가구형태는 혼인여부와 직접적으로 연결되어 있었으며 혼인여부는 가족생활만족도와 배우자관계와 연결되어 있었다. 사회적친분관계만족도는 직업만족도와 밀접한 연결을 보였으며 직업만족도는 가족의수입만족도와도 밀접하게 연결되어 있었으며 직업만족도는 주거환경만족도와 상호 연관되어 있는 것으로 판단된다.

5. 한국 성인의 우울 변화(코로나바이러스19 이후)

한국 성인의 우울이 코로나바이러스19 이후에 어떠한 변화가 있는지 살펴보기 위하여 15차, 16차, 17차, 18차 우울을 분석하였다. 연구에 사용된 변인들의 평균, 표준편차, 정규성을 확인하였고 상관관계 및 신뢰도는 <표 7>과 같다. 15차에 측정된 우울은 16차, 17차, 18차와 정적 상관을 보였으며 16차에 측정된 우울도 17차, 18차와 정적 상관을 보였다. 17차에 측정된 우울 역시 18차와 정적 상관을 보였다.

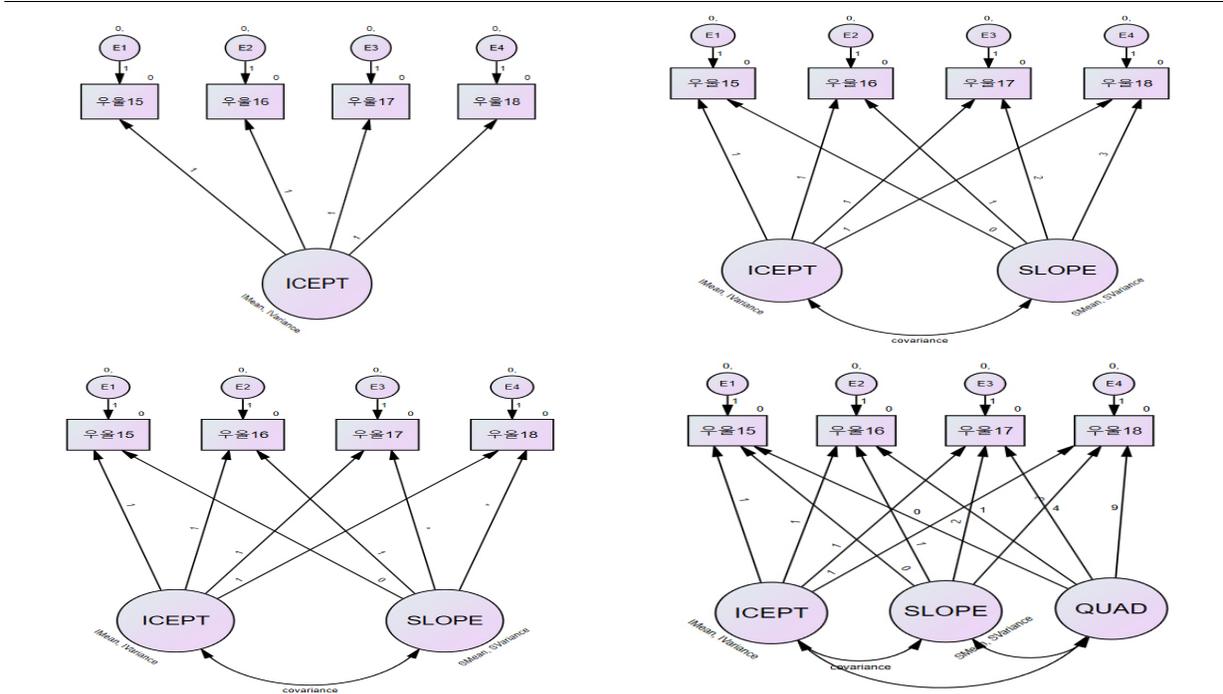
<표 7> 주요 요인 간 상관관계

	15차우울	16차우울	17차우울	18차우울
15차우울	-			
16차우울	.41***	-		
17차우울	.33***	.37***	-	
18차우울	.31***	.35***	.39***	-
평균	1.65	1.66	1.57	1.44
표준편차	1.27	1.26	1.01	.28
신뢰도	.98	.97	.95	.98

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

한국 성인의 우울은 코로나바이러스19 이후로 어떠한 변화가 있는지 살펴보기 위해 무변화모형, 선형모형, 자유모수변화모형, 비선형모형을 검증하였고 적합도를 평가하였다. 모형 유형은 [그림 6], 모형의 적합도는 <표 8>과 같다.

[그림 6] 잠재성장모형



첫 번째 무변화모형은 15차부터~18차까지 한국 성인의 우울의 변화가 유의미하지 않다는 것을 가정하여 초기치만 있고 변화율을 설정하지 않았다. 두 번째 선형변화모형은 15차부터~18차까지 한국 성인의 우울의 변화가 있다는 것을 가정하고 선형적인 변화를 0, 1, 2, 3으로 고정하였다. 세 번째 자유모수변화모형은 선형변화모형과 요인구조는 동일하지만 요인계수를 자유롭게 추정하였다. 마지막으로 비선형모형은 15차부터~18차까지 한국 성인의 우울의 변화가 단순한 선형 패턴을 따르지 않는다고 가정하고 2차항 (QUAD)를 생성 및 변화를 1차항의 제곱값($0^2, 1^2, 2^2, 3^2$)으로 지정하였다.

<표 8> 잠재성장모형 적합도

모형	X ² (p)	df	TLI	CFI	RMSEA
무변화모형	9.42***	8	.97	.97	.04
선형변화모형	3.68**	5	.99	.99	.02
자유모수변화모형	6.83	5	.98	.98	.04
비선형모형	.61	1	.99	.99	.01

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

잠재성장모형의 적합도를 살펴보면, 무변화모형의 경우 TLI, CFL, RMSEA는 적합하였으나 X²=9.42, 유의확률이 유의하여 적절한 모형으로 보기 어려운 것으로 나타났다. 선형변화모형도 TLI, CFL, RMSEA는 적합하였으나 X²=3.68, 유의확률이 유의하여 부적합한 모형으로 판단된다. 자유모수변화모형의 경우 X²=6.83, 유의미하지 않았고 TLI, CFL, RMSEA가 모두 적합하였다. 비선형모형을 살펴보면 TLI, CFL, RMSEA의 적합도가 향상되었으며 X²=.61, 유의미하지 않아 코로나바이러스19 이후 한국 성인의 우울은 비선형적 변화를 보이는 것으로 판단된다.

<표 9> 잠재성장모형 결과

		Estimate	S.E.	C.R.	P
무변화모형	ICEPT	1.449	.003	450.304	***
	ICEPT	1.451	.004	357.032	***
선형변화모형	SLOPE	-.002	.002	-.978	.32
	ICEPT↔SLOPE	-.004	.001	-6.175	***
자유모수변화모형	ICEPT	1.443	.003	429.293	***
	SLOPE	.006	.002	2.630	**
	ICEPT↔SLOPE	.003	.001	5.504	***
비선형모형	ICEPT	1.446	.004	320.305	***
	SLOPE	.016	.006	2.858	**
	QUAD	-.005	.002	-2.963	**
	ICEPT↔SLOPE	-.015	.005	-2.962	**
	QUAD↔SLOPE	-.003	.002	-1.971	*
	ICEPT↔QUAD	.002	.001	2.009	*

잠재성장모형의 결과는 <표 9>와 같다. 먼저 무변화모형을 살펴보면 초기값의 평균은 1.449이며 통계적으로 유의하여 개인 간 차이가 있음을 알 수 있다. 선형변화모형의 경우 초기값의 평균은 1.451이었고 변화율의 평균은 -.002으로 변화율은 통계적으로 유의미하지 않았다. 선형변화모형의 초기값과 변화율의 공분산은 통계적으로 유의하였고 기울기가 음의 값으로 나타났다. 자유모수변화모형을 살펴보면 초기값의 평균은 1.443이었고 변화율의 평균은 .006으로 모두 통계적으로 유의미하였다. 자유모수변화모형의 초기값과 변화율의 공분산은 통계적으로 유의하였으며 기울기는 양의 값으로 나타났다. 마지막으로 코로나바이러스19 이후 한국 성인의 우울 변화에 가장 적합한 모형으로 판단되는 비선형모형의 경우 초기값의 평균은 1.446, 변화율의 평균은 .016이었으며 2차항의 평균은 -.005으로 모두 통계적으로 유의미하였다. 비선형모형의 초기값, 변화율, 2차항의 공분산은 모두 통계적으로 유의하였고 초기값과 변화율의 기울기와 변화율과 2차항의 기울기가 음의 값으로 나타나 코로나바이러스19 이후 성인의 우울은 감소하고 있는 것으로 볼 수 있다. 다만, 기울기의 값이 매우 낮아 코로나바이러스19 이후 우울의 감소는 크지 않음을 알 수 있다.

제4절 논의 및 제언

이 연구는 한국복지패널 자료를 활용하여 랜덤포레스트, 그래디언부스팅, 인공신경망, 스택킹 모델을 통해 한국 성인의 우울을 예측하는 모델을 구축하고 주요 요인의 중요도를 산출하였으며 네트워크 분석을 통해 예측 요인간의 상호 관련성을 탐색하였다. 연령에 따라 20대 집단, 30대 집단, 40대 집단, 50대 집단으로 구분하여 집단별 모델 예측 성능을 산출하였으며 우울을 예측하는 주요 요인의 중요도를 확인하였다. 마지막으로 코로나바이러스19 이후에 한국 성인의 우울의 변화를 살펴보았다. 그 결과 첫째, 20대 집단의 우울 예측 성능은 F1 값을 기준으로 랜덤포레스트 모델 .61, 그래디언부스팅 모델 .65, 스택킹 모델 .60이 보통 수준의 예측력을 보였으며 AUC는 .68~.73으로 나타났다. 30대 집단의 우울 예측 성능의 경우 랜덤포레스트 모델 .64, 그래디언부스팅 모델 .64, 인공신경망 모델 .64, 스택킹 모델 .62, 모든 모델이 보통 수준의 예측력을 보였으며 AUC는 .62~.70이었다. 40대 집단의 우울 예측 성능을 살펴보면 랜덤포레스트 모델 .64, 그래디언부스팅 모델 .66, 인공신경망 모델 .63, 스택킹 모델 .60으로 모든 모델이 보통 수준의 성능을 보였으며 AUC는 .69~.76으로 나타났다. 50대 집단의 우울 예측 성능도 랜덤포레스트 모델 .65, 그래디언부스팅 모델 .66, 인공신경망 모델 .62, 스택킹 모델 .63으로 모든 모델이 보통 수준의 성능을 보였으며 AUC는 .64~.69으로 나타났다.

둘째, 우울을 예측하는 중요도는 연령에 따라 다르게 나타났다. 우선 20대 집단에서 우울을 예측하는 상위 10개 예측요인은 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 가족생활만족도, 주거환경만족도, 가족의수입만족도, 직업만족도, 여가생활만족도, 사회적친분관계만족도로 나타났다. 30대 집단에서 우울을 예측하는 상위 10개 예측요인은 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 직업만족도, 가족생활만족도, 가족의수입만족도, 자아존중감, 여가생활만족도, 주거환경만족도, 사회적친분관계만족도로 나타났으며 40대 집단의 경우 건강만족도, 가족갈등, 삶의만족도, 가족의수입만족도, 여가생활만족도, 배우자관계, 직업만족도, 자녀들의형제자매관계, 가족생활만족도, 주거환경만족도로 나타났다. 50대 집단에서 우울을 예측하는 상위 10개 예측요인은 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등, 자아존중감, 자녀들의형제자매관계, 배우자관계, 가족의수입만족도, 여가생활만족도, 직업만족도, 가족생활만족도로 나타났다. 이러한 결과는 건강만족도, 삶의만족도, 여가생활만족도, 가족의수입만족도, 가족생활만족도, 가족갈등, 직업만족도가 모든 연령에 공통적으로 중요한 요인이며 이는 선행연구와도 같은 결과이다(김태훈 외, 2023; 김혜미, 2014; 박영례 외, 2019). 특히, 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등이 모든 집단에서 상위 주요 예측요인으로 나타나 주관적으로 인식하는 건강만족도, 삶의만족도, 관계적 결핍이 정신건강 문제를 예측할 수 있다는 선행연구와도 동일한 결과로 볼 수 있다(김진영, 2023; 김태훈 외, 2023; 신미아, 박주영, 2022; 이시은, 2017; 이현경 외, 2012; 최금자, 2023). 한편, 연령에 따라 성인의 우울을 예측하는 주요 요인이 상이하였다. 20대 집단과 30대 집단의 경우 자아존중감, 주거환경만족도, 사회적친분관계만족도가 성인의 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났지만 40대 집단에서는 배우자관계, 자녀들의형제자매관계, 주거환경만족도가 성인의 우울을 예측하는 주요 요인이었다. 그리고 50대 집단의 경우 배우자관계, 자녀들의형제자매관계, 자아존중감이 우울을 예측하는 주요 요인으로 나타났다. 이러한 결과는 연령에 따라 우울에 영향을 미치는 요인의 차이가 있으며 우울을 예방하기 위해 연령별, 복합적, 다층적으로 접근해야 한다는 선행연구자들의 연구와 맥을 같이 하는 결과이다(이연정, 최은실, 2022; 전수영, 2022; 조영임, 주은선, 2020; 이주연, 정혜정, 2013).

셋째, 네트워크 분석을 통해 우울에 영향을 미치는 요인들의 상호 관련성은 연령에 따라 다르게 나타났다. 20대 집단의 경우 부부갈등은 배우자관계와 연결되어 있었고 자녀와의관계는 자녀들의형제자매관계와

혼인여부는 배우자관계, 부부갈등, 자녀와의관계, 자녀들의형제자매관계와 밀접하게 연결되어 있었다. 가구형태(단독유무)는 근로유형과 연결되어 있었고 근로유형은 동거여부, 건강만족도는 삶의 만족도와 연결되어 있었으며 여가생활만족도와도 연결되어 있었다. 직업만족도는 가족의수입만족도와 사회적친분관계만족도와도 연결되어 있었고 건강만족도, 삶의만족도, 여가생활만족도, 직업만족도가 매우 상호 관련이 있는 것으로 나타났다. 30대 집단을 살펴보면 부부갈등은 자녀와의관계 및 자녀들의형제자매관계와 연결되어 있었다. 배우자관계는 가족생활만족도 및 혼인여부와 연결되어 있었고 혼인여부는 가구형태(단독)와 연결되어 있었으며 가족갈등은 가족생활만족도와 직접적으로 연결되어 있었다. 건강만족도는 주거환경 만족도 및 사회적친분관계만족도와 연결되어 있었고 사회적친분관계는 직업만족도와 직업만족도는 삶의만족도와 상호 연관되어 있었다. 40대 집단의 경우 부부갈등은 자녀들의형제자매관계와 연결되어 있었고 배우자관계는 자녀와의관계와 연결되어 있었다. 혼인여부는 가구형태(단독)와 근로유형은 성별과 연결되어 있었고 가족생활만족도는 삶의만족도 및 가족관계만족도와 연결되어 있었다. 직업만족도는 건강만족도 및 주거환경만족도와 연결되어 있었으며 사회적친분관계만족도, 여가생활만족도, 자아존중감과 매우 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 50대 집단을 살펴보면 건강만족도는 근로유형과 연결되어 있었고 주거환경만족도, 자녀와의관계, 가족생활만족도, 삶의만족도와 연결되어 있었다. 부부갈등은 자녀들의형제자매관계 및 자녀와의 관계와 연결되어 있었으며 가구형태는 혼인여부와 혼인여부는 가족생활만족도와 배우자관계와 연결되어 있었다. 직업만족도는 가족의수입만족도, 사회적친분관계만족도, 주거환경만족도와 상호 연관되어 있었다.

마지막으로 한국 성인의 우울이 코로나바이러스19 이후로 어떠한 변화가 있는지 살펴보기 위해 잠재성장모형을 적용하여 분석하였다. 무변화모형, 선형모형, 자유모수변화모형, 비선형모형을 분석한 결과, 한국 성인의 우울은 코로나바이러스19 이후 비선형적 변화를 보였으며 시간이 지남에 따라 감소하고 있는 것으로 나타났다. 다만, 우울의 감소는 크지 않았다. 이러한 결과는 코로나바이러스19 유행 후 한국 성인의 우울이 증가하였으며 코로나바이러스19가 개인에게 미친 부정적 영향력이 시간이 지남에 따라 감소하고 이는 한국 성인의 우울에 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 이는 세월호 참사 후 일시적으로 한국 성인의 우울이 증가하였던 선행연구 결과 및 코로나바이러스19로 우울증이 증가한 선행연구 결과들과 맥을 같이 하는 결과이다(김성용, 2020; 김진영, 2023; 신미아, 박주영, 2022; 최금자, 2023).

본 연구는 머신러닝 알고리즘을 적용하여 한국 성인의 정신건강(우울)을 예측하는 변수들을 확인하고 개인요인, 관계요인, 직업요인, 환경요인, 복지요인의 복합적인 요인들을 동시에 살펴볼 수 있다는 점에서 의의가 있다. 또한 현재 우리나라 성인의 정신건강(우울)을 예측하기 위한 연구는 현저히 부족한 실정이나 이 연구를 통해 많은 예측 변인을 함께 고려하여 다각적 접근에서 예측요인을 탐색하였다는 점에서 의의가 있다. 둘째로, 성인의 정신건강(우울)을 예측하는 변인들의 중요도를 산출함으로써 예방적 차원에서 건강만족도, 삶의만족도, 가족갈등에 대한 개입과 연령에 따라 사전의 예방적인 대책 마련에 기초 자료로 활용될 수 있을 것이다. 셋째로, 선행 연구들은 위험 요인을 설명하는데 편중되었으나 이 연구에서는 네트워크 분석을 통해 예측요인 간의 상호관련성을 규명하였고 성인의 정신건강(우울) 관련 정책과 프로그램 개발 시 개입 방안에 이론적 토대로 활용될 수 있을 것이다. 넷째로, 코로나바이러스19 이후, 한국 성인의 우울이 비선형적 변화를 보였으며 감소폭이 크지 않으나 시간에 따라 감소하고 있음을 확인하였다는 점에서도 의의가 있다. 이 연구 결과를 토대로 향후 상담이나 임상 현장에서 실증적인 자료로 활용될 수 있으며 성인의 건강한 삶과 복지 및 지원을 위한 근거 자료로써 활용될 수 있을 것이다.

한국 성인의 정신건강(우울) 예방을 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 연령에 따른 맞춤형 정신건강 프로그램 개발의 필요성을 제시한다. 예를 들어, 20대와 30대에서는 자아존중감과 사회적 친분 관계가 중요한 반면, 40대와 50대에서는 가족관계, 특히 배우자 및 자녀들과의 관계가 더 중요한 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. 이는 각 연령대에 맞는 심리적 지원 프로그램과 예방 전략이 필요하다는 것을 의미한다. 따라서 각 연령대의 특성과 요구를 반영하여 20대와 30대의 경우 자아존중감과 사회적 관계 증진을 중심으로 한 프로그램을 개발하고, 40대와 50대에는 가족관계 강화와 같은 맞춤형 프로그램이 적절하다고 판단된다. 둘째, 모든 연령대에서 건강만족도와 삶의 만족도가 우울 예측에 중요한 역할을 한다는 것은, 전반적인 건강 증진과 삶의 질 향상이 우울증 예방에 기여할 수 있음을 보여준다. 또한 건강만족도와 삶의 만족도가 우울 예측에 중요한 역할을 하므로, 건강 증진을 위한 종합적인 정책이 필요하다. 신체적 건강뿐만 아니라 정신건강, 여가활동, 사회적 지원 프로그램 등 전인적 접근을 제안하며 개인의 신체적, 정신적 건강을 통합적으로 관리하고, 삶의 만족도를 높일 수 있는 다양한 정책적 지원이 필요함을 시사한다. 셋째, 네트워크 분석을 통해 우울에 영향을 미치는 요인 간의 상호작용을 이해할 수 있었다는 점은, 단일 요인보다는 다양한 요인들이 어떻게 상호작용하여 우울을 유발하는지를 이해하는 데 중요한 통찰을 제공한다. 이는 우울증 예방 및 개입 전략에서 네트워크 분석을 활용하여 요인 간의 상호작용을 고려한 다층적인 접근할 수 있으며 보다 정교하고 효과적인 우울증 예방 및 치료 프로그램을 설계할 수 있을 것이다. 그리고 향후 정신건강 관련 연구와 정책 개발에서도 보다 복합적이고 체계적인 접근이 필요하다.

마지막으로 코로나바이러스19의 영향을 고려할 필요가 있다. 코로나바이러스19 유행 시 한국 성인의 우울은 증가하였으나 코로나바이러스19 이후 우울은 비선형적인 변화를 보이며 시간이 지남에 따라 감소하였다는 점은, 외부적 스트레스 요인이 우울에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지를 이해하는 데 중요한 시사점을 제공한다. 세월호, 코로나바이러스19와 같은 사회적 위기 상황에서 우울증이 증가할 수 있음을 고려하여, 비상 시기에 신속하게 대응할 수 있는 정신건강 지원 시스템을 구축해야 한다. 이러한 시스템은 단기적 대응뿐만 아니라 장기적 회복을 지원할 수 있도록 설계되어야 하며, 시간에 따른 우울증의 변화를 모니터링하고 연구할 필요가 있다. 이러한 접근은 향후 유사한 사회적, 환경적 위기 상황에서 우울증 예방과 개입 전략을 세우는 데 유용한 참고자료가 될 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

- 김보미, 이은희. (2021). 우울한 성인의 자살사고에 관한 구조모형. 학습자중심교과교육연구, 21(23), 639-652.
- 김성용. (2020). 세월호 참사 전후 한국 성인의 우울 궤적 분석 적응유연성을 중심으로. 보건사회연구, 40(1), 11-50.
- 김시경, 이상익, 신철진, 손정우, 엄상용, 김현. (2008). 초기성인기우울증에대한유전적환경적요인의영향.대한생물정신의학회15(1), 14-22.
- 김지현, 김영근. (2022). 불안정 성인애착, 우울 및 자살생각의 관계 정서조절의 매개된 조절효과. 한국심리학회지 상담 및 심리치료, 34(2), 537-555.
- 김진영. (2023). 코로나19 팬데믹 시기 성인의 우울 변화에 대한 설명 요인 친분관계 만족도와 여가 만족도. 조사연구, 24(1), 155-177.
- 김태훈, 김난이, 송지연, 정현진, 이은민. (2023). 랜덤 포레스트 모델을 이용한 성인의 우울증 예측. 한국자료분석학회지, 25(4), 1449-1462.
- 김혜미. (2014). 한국 성인의 우울과 자아존중감의 종단적 상호관계에 관한 연구: 인지취약모델과 상처모델 검증을 중심으로. 사회복지연구, 45(2), 233-261.
- 박공주, 김민영, 강창완. (2021). 1인 성인 가구의 정신건강과 삶의 질의 관계. 한국자료분석학회지, 23(6), 2787-2800.
- 박수진, 김종남. (2018). 초기 성인의 우울과 자살사고의 관계 지각된 짐스러움, 좌절된 소속감의 매개효과 및 삶의 이유의 조절효과. 한국심리학회지 상담 및 심리치료, 30(3), 877-908.
- 박영례, 김승원, 강아론, 김은진, 문수지, 박현주, 이민정, 임미진. (2019). 성인의 우울증상군에 따른 삶의 의미, 자아존중감, 스트레스. 성인간호학회 학술대회, 서울.
- 박은옥, 최수정. (2013). 한국 성인의 자살 생각률과 관련 요인. 정신간호학회지, 22(2), 88-96.
- 배성우. (2009). 성인의 정신건강 사정 및 정신보건 서비스의 방향. 한국정신건강사회복지학회 학술발표논문집.
- 신미아, 박주영. (2022). 코로나19 이후 성인의 우울 영향요인. 인문사회 21, 13(3), 1677-1692.
- 이시은. (2017). 한국 성인의 생애주기별 자살생각의 위험요인 한국 사회·심리적 불안 조사. 성인간호학회지, 29(2), 109-118.
- 이연정, 최은실. (2022). 중년기 부부의 성인애착과 우울증상의 관계에서 결혼만족도의 매개효과 자기-상대방 상호의존모형(APIIM)의 적용. 가정과삶의질연구, 40(2), 71-89.
- 이주연, 정혜정. (2013). 노년기 부부의 결혼적응과 정신건강간의 관계에서 성인자녀관계의 매개효과. 가정과삶의질연구, 31(1), 129-147.

- 이현경, 이보혜, 임정훈, 최만규. (2012). 우리나라 성인의 건강행태, 건강수준, 삶의 질이 정신건강을 매개로 문제음주와의 구조모형 분석. *알코올과 건강행동연구*, 13(1), 109-121.
- 이형하. (2021). 성인의 우울과 문제음주 발달궤적 기초생활 수급여부와 장애인여부의 융합적 요인을 중심으로. *한국융합학회논문지*, 12(5), 303-311.
- 전수영. (2022). 한국 성인의 연령대별 우울관련 요인: 국민건강영양조사 제8기 1차년도(2019) 자료를 이용하여. *보건의료산업학회지*, 16(3), 115-127.
- 전진아, 박현용, 손선주. (2012). 잠재계층성장모형을 이용한 한국성인 우울수준의 변화궤적 분석과 흡연 및 음주와의 연관성에 대한 연구. *정신건강과 사회복지*, 40(3), 63-86.
- 정슬기, 김지선. (2021). 한국 성인의 우울을 예측하는 사회적 결정요인. *정신건강과 사회복지*, 49(1), 229-258.
- 정현우, 장진수. (2024). 중·고령자 자살생각 예측모델 개발 및 요인분석: 머신러닝과 전통적 통계기법 혼합사례연구. *대한보건연구*, 50(1), 17-35.
- 조영임, 주은선. (2020). 30대 한국 성인남성의 우울증 경험에 대한 질적 연구. *사회과학연구*, 59(1), 329-379.
- 최금자. (2023). Coronavirus disease 2019(COVID-19) 대유행으로 인한 성인 우울증 유병률 변화 제 8기 (2019~2020) 국민건강영양조사 자료. *한국산학기술학회 논문지*, 24(5), 529-537.
- Breiman, L. (2001). Random Forests, In *Machine Learning*, 45(1), 5-32.
- Duncan, T. E., Duncan, S. C. and Strycker, L. A. (2006). An introduction to latent variable growth curve modeling : Concepts, issues, and applications, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, NJ.
- Meredith, W. and Tisak, J. (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55, 107-122.
- Natekin, A., & Knoll, A. (2013). Gradient boosting machines, a tutorial. *Frontiers in neurorobotics*, 7, 21.
- Sebastian, R and Vahid, M(2017) *Python Machine Learning - Second Edition*. 박해선(역) (2019). 머신러닝 교과서 with 파이썬, 사이킷런, 텐서플로. 서울:길벗.
- Syarif, I., Zaluska, E., Prugel-Bennett, A. and Wills, G. (2012). Application of bagging, boosting and stacking to intrusion detection, *International Workshop on Machine Learning and Data Mining in Pattern Recognition*, 7376(8), 593-602.

기혼 여성의 우울, 음주 프로파일 유형 및 가족 관련 영향요인에 관한 연구

Latent Profile on Depression and Drinking of Married Women and Study on Family-Related
Influencing Factors

채정원(한남대학교 상담학과 박사과정)

김재철(한남대학교 상담학과 교수)

본 연구의 목적은 기혼 여성의 우울, 음주 문제 잠재계층을 분류하여 이에 가족 관련 영향요인을 분석하였다. 이를 위하여 연구를 위한 자료는 한국복지패널조사(Korean Welfare Panel Study: KoWePS)의 18차(2023년) 조사자료를 사용하였고 19~64세 기혼 여성 1,042명을 대상으로 하였다. 우울, 음주문제 잠재계층을 분류하고 이와 관련하여 가족 요인 탐색을 위해 분산분석과 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 먼저 잠재프로파일분석을 통해 기혼 여성의 우울, 음주 문제에 대한 유형을 4개 잠재계층으로 분류하였고 분류된 잠재계층을 '전반적 저수준', '전반적 중수준', '우울고 음주저', '우울중 음주고'로 명명하였다. 이어서 각 계층별 영향요인 탐색을 위해 가족갈등, 가족관계 만족도, 배우자로부터 폭력경험, 배우자와의 만족도를 독립변수로 투입하였다. 연령, 건강 만족도와 교육수준, 경제활동, 경상소득의 사회경제적 지위 변수(SES)를 통제한 후 가족관련 영향요인을 분석한 결과, 사회경제적 지위 보다 가족관련 요인이 우울, 음주에 많은 영향을 주는 것으로 확인되었다. 특히, 우울과 음주 잠재집단에 각각 미치는 영향이 다르게 나타난 결과에 주목할 만하다. 가족갈등을 경험하는 경우는 우울이 중간 수준에도 높은 음주로 진행되는 경향이 나타났고, 가족관계 만족 수준이 떨어지는 경우에는 음주보다는 우울 수준만 높아지는 경향을 보여준다. 이러한 결과에 기반하여 기혼 여성의 정신건강을 위한 복지정책은 우울, 음주 문제에 영향을 주는 가족관련 영향요인에 따라 대상자를 선별하여 효과적인 개입 및 접근을 고려해야 함을 제언하였다.

제1절 서론

보건복지부의 정신건강실태조사 결과에 따르면 2022년 12월 기준 우울 위험군은 18.9%로 나타나며, 성차를 비교했을 때 여성(21.3%)이 남성(16.7%)에 비해 높게 나타나 있다¹⁾. 여성이 생물학적 요인으로 남성보다 정신건강 문제를 더 많이 경험하고 있고, 기혼 여성은 아내, 어머니, 직장인의 다중 역할을 감당해야 하는 심리적 어려움을 느낄 수 있다(박재규 외, 2011). 또한 기혼 여성의 우울 수준은 자녀의 아동기 행동 문제에 부정적 부모 역할로 영향력을 미치는 위험 요인이다(김진이, 2008). 일반적으로 여성 정신건강에 대한 연구는 우울에 대한 접근이 많았으나 최근 여성들의 젠더 인식이 높아지고 경제활동 참여 여성이 증가하는 사회적 변화에 따라 여성의 음주 문제에 초점을 둔 연구도 증가하고 있다(이정숙, 2023). 우리나라 직업을 가지는 기혼 여성들이 지속적으로 증가하고 있고 일과 가정 사이에서 많은 스트레스를 경험하고

1) 자료: 한국트라우마학회. 『2022년 12월 국민 정신건강실태조사』. 2022: 22

있어서 이들의 건강과 복지에 대한 사회적 관심과 요구가 높아지고 있다. 따라서 현대사회에서 취약한 여성의 정신건강은 사회문제로 확대될 것이라 예상된다.

우울과 음주는 정신병리학적으로 매우 밀접한 관련을 갖는 요인들이다. 우울을 경험할 때 긴장을 감소시키기 위해 음주를 하게 된다는 '긴장감소가설'과 음주의 독성이 신경생물학적 변화를 일으켜 정신건강 문제가 발생할 수 있음을 지적하는 '독성가설'이 첨예하게 대립해온 것처럼 우울과 음주, 두 변수는 기존 연구들에서 상관관계가 높은 것으로 나타났다(권태연, 2008). '긴장감소가설'은 우울이 음주를 일으키는 선행요인으로 사람들이 우울을 감소하기 위해 지속적인 음주를 하게 된다는 가설이고 독성가설은 음주가 우울을 야기하는 선행요인으로 과도한 음주로 인해 지속적인 우울이 나타나게 된다는 가설이다. 처음 음주의 시작은 우울을 감소시키지만 지나친 음주로 인해 지속적인 우울을 경험하게 된다. 특히, 문제음주에 있어 가족형 문제음주군과 비가족형 문제음주군을 비교한 유채영(2000)의 연구에서 문제음주에 미치는 가족력 요인의 영향력이 큰 것으로 규명되었다. 이는 문제 음주를 일으키는 환경적 영향으로 가족 요인의 역할이 크다고 할 수 있다. 가족 구성원 중 높은 음주문제가 있으면 다른 가족 구성원에게 부정적 영향을 미치는 것으로 악순환의 고리가 될 수 있다.

여성의 정신건강은 가족으로부터 많은 영향을 받는다. 한국사회는 성역할이나 젠더의식이 높아지고 있으나, 여전히 가부장적 문화로 남성 배우자와의 갈등이 발생할 수 있으며, 여전히 가정폭력 문제가 지속되고 있다(김잔디, 2022). 반면, 정신건강의 주요한 긍정적인 자원 역시 가족의 지지, 배우자와의 관계 등을 들 수 있다는 점에서(김순옥 외, 2013; 조현민, 유은광, 2015) 기혼 여성의 우울과 음주의 주요 예측 요인으로 가족 관련 변수들이 어떠한 영향을 미치는지 확인할 필요가 있다. 그리고 선행연구들에서 여성의 우울과 음주에 사회경제적 지위가 미치는 영향이 크다(박정희 외, 1999; 김진이, 2008)는 것과 부유한 나라와 가난한 나라의 우울증 발병률이 큰 차이가 없다(姚乃琳, 2021)는 논의는 서로 상충 되는 부분이 있다. 김진이(2008)는 연구에서 과거 우울증은 사회적·경제적 지위와 관련이 있으며, 고소득층보다 저소득층이 우울증을 경험할 가능성이 많은 것으로 나타났다. 그러나 직업을 가지고 사회적 관계를 많이 경험하는 여성이 음주 빈도가 높을 것으로 예측되고, 경제활동을 하는 여성은 사회경제적 지위가 높을 것으로 보아진다. 따라서 사회경제적 지위인 교육수준, 경제활동, 소득수준과 우울, 음주 문제를 통합적으로 검증할 필요가 있다고 보아진다.

기혼 여성은 직업을 가지고 경제활동을 하는 수가 증가하고 있다. 동시에 가정 내 부모와 배우자 역할을 함께 수행하는 다중 역할로 보다 많은 스트레스 상황에 놓여진다. 따라서 우울과 불안을 많이 경험하는 것으로 보고 되고 있다.(Pearlin & Lieberman, 1979; Weissman, 1987). 우리나라는 경제성장이 빠르고 의식 수준이 급격히 높아지고 있어 여성의 정신건강에 대한 다각적인 분석이 필요하다. 급변하는 사회적 변화를 고려해 볼 때, 우리나라 평균적인 기혼 여성의 우울, 음주 문제를 유형화하여 그 특징을 분석하고, 가족관련 요인들이 어떻게 영향을 미치는가를 살펴보는 것이다. 이에 본 연구는 한국복지패널의 18차(2023년) 조사자료를 사용하였다. 잠재프로파일분석을 통해 우울, 음주 문제를 유형화 하는 것을 첫 번째 연구목적으로 하고, 잠재집단별 특성과 영향을 미치는 가족 요인을 살펴보고자 한다. 이를 위한 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 기혼 여성의 우울, 음주는 어떻게 유형화 되는가?

연구 문제 2. 기혼 여성의 우울, 음주 유형화 집단에 영향을 미치는 가족 요인은 무엇인가?

2-1. 가족갈등은 우울, 음주 유형에 어떠한 영향을 미치는가?

- 2-2. 가족관계 만족도는 우울, 음주 유형에 어떠한 영향을 미치는가?
- 2-3. 배우자와 만족도는 우울, 음주 유형에 어떠한 영향을 미치는가?
- 2-4. 배우자로부터의 폭력 경험은 우울, 음주 유형에 어떠한 영향을 미치는가?

제2절 이론적 배경

1. 여성의 우울, 음주 연구

우울이란 깊은 슬픔과 염려, 무가치감과 죄책감, 사회적 위축, 불면증, 식욕 및 성욕의 상실, 또는 일상 사에 대한 즐거움 및 흥미의 상실이 두드러진 정서 상태를 의미한다(유정순, 2005). Radloff(1975)의 정상적인 일반인 대상자 연구에서 우울은 여성에게서 흔하고 남성에 비해 2배나 높으며 20대에서 50대 사이에서 가장 흔히 발명한다. 여성에서 우울의 발생빈도가 높은 이유는 성에 따른 생물학적 차이뿐만 아니라 여성만이 경험하는 사회적, 경제적, 정서적 요소에 특별하게 반응하기 때문이다(권숙희 외, 1996; 성미혜, 2002). 우울의 신체적 양상으로는 식욕부진, 요통, 변비, 현기증, 두통, 수면장애, 오심, 구토, 월경 변화 등이 있고 정서적인 양상으로 슬픔, 무감동, 낙담, 죄의식, 외로움, 무가치함, 자존심 저하 등이 있으며, 인지적인 양상으로는 비관, 흥미상실, 주의산만, 자해사고등이 있다. 또한 행동적인 측면에서는 의존심 증대, 정신운동성 지연, 위축, 사회적 고립, 약물과 알코올의존, 자발성 결핍 등을 들 수 있다(김혜영 외, 1997) 이러한 우울은 불안과 스트레스의 가장 일반적인 증상과 동시에 약물남용, 알코올 중독 등 여러 가지 부작용을 초래하여 심각한 경우 자살로 이어질 수 있는 증상이다. 실제로 만성 우울증 환자의 15%가 일생 중 한 번 이상 자살을 시도하는 것으로 보고되고 있다(김대현 외, 1990; 임선영 외, 2012). 우울은 정신건강에 부정적 영향을 주는 것이지만, 누구나 살면서 쉽게 경험할 수 있을 만큼 주위에서 흔히 볼 수 있는 정신질환이다.

여성은 남성보다 더 늦게 음주를 시작하지만 음주 시작에서 음주로 인해 폐해를 겪게 되기까지 걸리는 시간이 짧고, 같은 음주량이지만 남성보다 신체적 피해가 훨씬 크며 더 빨리 만성적인 영향을 입게 된다(Angove와 Fothergill, 2003; Brienza와 Stein, 2002; Kinney, 2003; WHO, 2005). 여성은 알코올 분해효소의 분해정도가 체지방률이 높기 때문에 남성에 비해 빨리 술에 취하는 생리학적 특성을 가진다. 또한 여성의 음주로 인해 골다공증, 골다공증, 심장병, 유방암 등 다양한 신체적 합병증이 더 많이 나타나는 것으로 알려져 있다(류지수외, 2011; 김은숙외 2010; 박두병 등, 1996; 장수미외 2009).

기혼 여성은 직장과 가정에 동시에 속해 있어 직장가정 갈등과 문제가 생활만족도를 떨어뜨리고 문제 음주와 우울이 매개로 간접적인 영향 관계를 미치는 것으로 나타났다(전희정외, 2016). 성인 문제음주자의 성별에 따른 우울 경험과 관련성 확인을 위한 이은주와 이은숙(2010)의 연구에서는 문제음주자의 관리에 있어 정신건강에 대한 통합적인 접근이 필요하고 성별에 따른 차별화된 접근이 되어야 한다고 한다. 권중기 외(2012) 연구에서는 문제음주는 사회적 비용을 증가시키는데, 문제음주가 자살, 폭력 등과 같은 더 큰 이차적 폐해를 발생시킨다고 보았다.

2. 기혼 여성 우울, 음주의 가족관련 요인

여성의 정체감은 '관계의 맥락'에서, 남성은 '분리의 맥락'에서 형성되는 것으로 고찰되었다(Gilligan,

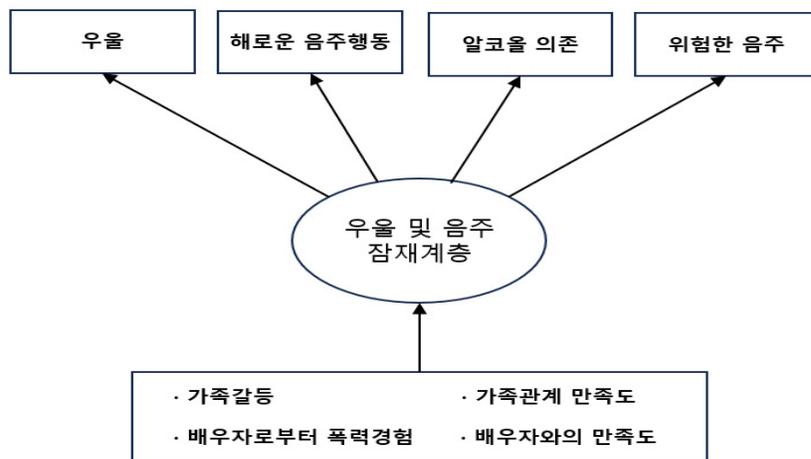
1982; Gilligan, 1977; Gove, 1984; Parsons & Bales, 1955; Vanfossen, 1981). 이는 남성보다 여성이 관계지향적인 성향으로 심리적 문제와 정신적 안녕에서 가족 영향을 보다 많이 받을 것으로 보아진다. 또한 기혼 여성에게 있어 가정생활에 대한 인식과 태도는 우울과 불안에 많은 영향을 끼친다(안윤숙 외, 2016). 기혼 여성의 경우, 결혼생활의 불만족감이 우울증 발생 및 유지에 중요한 영향을 끼치며, 그 내재적인 사고과정에서 역기능적 태도가 인지적 취약성 요소로 작용하는 것으로 보인다(김은경 외, 1999). 오늘날 가정은 삶의 안식처로 정서적 지지체계로서의 기능을 제대로 제공하지 못하고 바쁜 일상과 직장에서의 피로와 스트레스를 경험하고 있어 다양한 건강문제에 노출되고 있다(박정은, 1996). 이처럼 기혼 여성에게 다양한 가족 영향요인은 정서적 문제와 다양한 어려움을 직면하게 되고 이로 인하여 우울증을 경험하게 된다. 이러한 심리적 문제가 가중되면서 개인 회피방식으로 빈번한 음주로 진행되는 것이 예측된다.

현대사회 기혼 여성들의 사회진출은 가치관을 변화시키고, 가족관계와 성역할의 기대가 일치할 때 보다 행복감과 심리적 건강이 높아지는 것을 보여준다(조금숙외, 2004). 여성의 역할 갈등의 양상과 정신건강(우울, 불안, 신체화 성향) 및 역할 만족도 간의 관계에 있어서 배우자 및 가족 지지는 심리적인 안녕 및 적응과 직접적인 관련을 가지는 중요한 요소임이 입증되었다(하오령 외, 2006). 기혼 여성이 가정 내 평등하지 못한 성역할 태도는 일터와 가정에서의 이중부담 구조를 심화시키고 이에 여성의 우울에 영향을 미친다(최지원 외, 2023). 선행연구에서 여성의 가장 빈번한 음주상황은 '친구관련 상황'과 '가족관련 상황'이 가장 빈번한 것으로 조사되었다(박희량 외, 2004). 따라서 우울, 음주에 가족 영향요인을 주목해 보아야 하겠다. 그러나 한국사회 기혼 여성의 우울, 음주와 관련된 가족 요인에 대한 연구가 부족한 실정이다. 따라서 기혼 여성의 우울, 음주에 영향을 주는 가족 요인을 통합적으로 고려한 분석이 필요하다.

3. 연구모형

본 연구의 연구모형을 도식화하면 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 연구모형



제3절 연구방법

1. 연구 대상

본 연구는 한국복지패널조사(Korean Welfare Panel Study: KoWePS)의 18차(2023년) 조사자료를 사용하였다. 한국복지패널은 다양한 인구집단별로 생활실태와 복지욕구 등을 파악하고 복지정책의 근거가 되는 연구 수행을 위해 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 매년 수집한다. 한국복지패널 표본은 2005년 '인구주택총조사 자료'로부터 확률비례추출한 2006 '국민생활실태조사'의 최종 조사완료 가구의 소득 자료를 바탕으로 추출되었으며, 지역적으로는 제주도와 가구 유형으로는 농어가를 포함시켰기 때문에 전국적인 대표성을 띄고 있다.

이 연구는 19~64세의 기혼 여성을 대상으로 음주, 우울 잠재계층을 분류하고 이와 관련한 가족 영향요인을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이들 중 활용하는 주요 변수에 결측값이 있는 불성실 응답자를 제외하고 최종 1,042명을 대상으로 하였다. 연구 대상자의 일반적 특성은 <표 1>에 제시하였다. 연령은 30대 이하(1), 40대 이상(2), 교육수준은 고졸 이하(1), 대학 이상(2), 건강만족도는 5점 리커트척도, 경제활동은 직업 없음(1), 직업 있음(2)으로 범주화하였다.

<표 1> 연구대상자의 일반적 특성

구분		빈도(명)	비율(%)
연령	19~30대	203	19.5
	40대 이상	839	80.5
교육수준	고졸 이하	466	44.7
	대학 이상	579	55.3
건강 만족도	매우 불만족	7	0.7
	대체로 불만족	90	8.6
	그저 그렇다	252	24.2
	대체로 만족	656	63.0
	매우 만족	37	3.6
경제활동	직업 없음	313	30.0
	직업 있음	729	70.0
경상소득		M=9.3	SD=.37

2. 측정 도구

1) 종속변수: 우울과 음주

우울 척도는 CES-D(The Center for Epidemiologic Studies of Depression) 척도 11문항으로 각 문항의 내용은 '먹고 싶지 않고 식욕이 없다', '비교적 잘 지냈다', '상당히 우울했다', '모든 일이 힘들게 느껴졌다', '잠을 설쳤다', '세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다', '큰 불만없이 생활했다', '사람들이 나에게 차갑게 대하는 것 같았다', '마음이 슬펐다', '사람들이 나를 싫어하는 것 같았다', '도무지 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않았다'로 구성된다. 그 중 부정문항 2개는 역배점 처리하여 사용하였다. 문항별 총점을 합산하여

점수가 높을수록 우울감이 높은 것이며, 본 자료에서 CES-D 척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .830이다.

음주 척도는 세계보건기구의 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test) 척도를 활용하여 지난 1년간 개인이 경험한 음주 문제를 세 가지 하위영역으로 구성한다. 첫째, 해로운 음주 행동영역은 '술을 얼마나 자주 마십니까', '보통 술을 마실 때 몇 잔 정도 마십니까', '한번에 술좌석에서 6잔 이상 마시는 경우가 얼마나 자주 됩니까'로 음주의 빈도, 음주량, 고위험 음주 빈도(3문항)로 구성되고 둘째, 알코올 의존 영역은 '술을 마시기 시작하면 중간에 그만둘 수 없었던 적이 얼마나 자주입니까', '해야 할 일을 술 때문에 하지 못한 적이 얼마나 됩니까', '과음을 한 다음날 해장술을 마셔야 했던 적이 얼마나 됩니까'로 음주에 대한 통제력 상실, 음주에 대한 증대된 동기, 해장술 여부(3문항)로 구성되며 셋째, 위험한 음주영역은 '술을 마신 후에 좌절감을 느끼거나 후회한 적이 얼마나 됩니까', '술을 마시고 필름이 끊긴 적이 얼마나 됩니까', '술로 인해 자신이 다치거나 다른 사람을 다치게 한 적이 얼마나 됩니까', '친척, 친구나 의사와 같은 주변사람들이 귀하의 음주를 걱정하거나 술을 줄이도록 권한 적이 얼마나 됩니까'로 음주 후 후회감, 취중의 일을 기억 못함, 음주관련 상해, 음주관련 문제 경험(4문항)으로 총 10문항으로 구성되었다. 음주 AUDIT 척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .711이다.

2) 독립변수: 가족관련 요인

본 연구에서 가족관련 요인으로 가족갈등, 가족관계 만족도, 배우자와의 만족도, 배우자로부터의 폭력 경험을 투입하였다. 가족갈등은 총 5문항으로 각 문항의 내용은 '우리 가정에서는 의견충돌이 잦다', '가족원들이 가끔 너무 화가 나서 물건 등을 집어 던진다', '가족원들이 항상 침착하게 문제를 논의한다', '가족원들이 자주 서로를 비난한다', '가족원들이 가끔 서로를 때린다'로 구성된다. 그 중 부정형 1개 문항은 역배점 처리하여 사용하였다. 문항별 총점을 합산하여 점수가 높을수록 가족갈등이 높은 것이며, 본 자료에서의 가족갈등의 신뢰도(Cronbach's α)는 .751이다. 가족관계 만족도와 배우자와의 관계 만족도는 매우 불만족(1점)에서 매우 만족(5점)의 리커트 척도로 조사되었으며, 총점이 높을수록 만족도가 높은 것을 의미한다. 배우자로부터 폭력경험은 언어적 폭력, 폭력위협, 직접적 폭력 행사 등의 총 3문항으로 각 문항의 내용은 '모욕적, 악의적인 이야기를 하였다', '때리려고 위협하거나, 물건을 던지는 등의 신체적 폭력의 위협을 가하였다', '직접적인 신체적 폭력을 행사하였다'로 구성되며 총점이 높을수록 폭력 경험이 높은 것을 의미한다.

3) 통제변수

연구대상자의 연령, 건강만족도와 사회경제적 지위 변수(SES)에 영향을 주는 교육수준, 경제활동참여, 경상소득 변수들을 통제변수(control variable)로 포함하였다. 연령은 30대 이하가 203명(19.5%), 40대 이상이 839명(80.5%)으로 건강만족도는 5점 Likert 척도('매우 불만족함=1점', '대체로 불만족함=2점', '그저 그렇다=3점', '대체로 만족함=4점', '매우 만족함=5점')로 구성되어 대체로 만족함이 656명(63.0%), 그저 그렇다 252명(24.2%), 대체로 불만족함이 90명(8.6%), 매우 만족함이 37명(3.6%), 매우 불만족함이 7명(0.7%) 순으로 나타났다. 교육수준은 고졸 이하가 466명(44.7%), 대학 이상이 579명(55.3%)으로 나타났다. 경제활동여부는 직업 없음이 313명(30.0%), 직업 있음이 729명(70.0%)으로 나타났다. 소득은 가구 경상소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화소득을 다시 자연로그변환한 값을 사용하였다.

<표 2> 주요 변수의 문항 및 측정내용

변수		문항 및 측정내용
종속 변수	우울	지난 1주일간 얼마나 '먹고 싶지 않고 식욕이 없다', '비교적 잘 지냈다*', '상당히 우울했다', '모든 일들이 힘들게 느껴졌다', '잠을 잘 이루지 못했다', '세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다', '큰 불만 없이 생활했다*', '사람들이 나에게 차갑게 대하는 것 같았다', '마음이 슬펐다', '사람들이 나를 싫어하는 것 같았다', '도무지 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않았다'에 대해 4점 척도(1점=일주일에 1일 미만, 2점=일주일에 1~2일간, 3점=일주일에 3~4일간, 4점=일주일에 5일 이상)로 측정된 문항 이용
	해로운 음주	'술을 얼마나 자주 마십니까'에 대해 4점 척도(1점=월1회 이하, 2점=월2~4회, 3점=주2~3회, 4점=주4회 이상), '보통 술을 마실 때 몇 잔 정도 마십니까'에 대해 5점 척도(1점=1~2잔, 2점=3~4잔, 3점=5~6잔, 4점=7~9잔, 5점=10잔 이상), '한번에 술좌석에서 6잔 이상 마시는 경우가 얼마나 자주 됩니까'에 대해 5점 척도(1점=전혀없음, 2점=몇달에 한번, 3점=한달에 1~2번, 4점=주에 1~2번, 5점=거의 매일)로 측정된 문항 이용
	알코올 의존	지난 1년간 '술을 마시기 시작하면 중간에 그만둘 수 없었던 적이 얼마나 자주입니까', '해야 할 일을 술 때문에 하지 못한 적이 얼마나 됩니까', '과음을 한 다음날 해장술을 마셔야 했던 적이 얼마나 됩니까'에 대해 5점 척도(1점=전혀없음, 2점=몇달에 한번, 3점=한달에 1~2번, 4점=주에 1~2번, 5점=거의 매일)로 측정된 문항 이용
	위험한 음주	지난 1년간 '술을 마신 후에 좌절감을 느끼거나 후회한 적이 얼마나 됩니까', '술을 마시고 필름이 끊긴 적이 얼마나 됩니까', '술로 인해 자신이 다치거나 다른 사람을 다치게 한 적이 얼마나 됩니까', '친척, 친구나 의사와 같이 주변사람들이 귀하의 음주를 걱정하거나 술을 줄이도록 권한 적이 얼마나 됩니까'에 대해 5점 척도(1점=전혀없음, 2점=몇달에 한번, 3점=한달에 1~2번, 4점=주에 1~2번, 5점=거의 매일)로 측정된 문항 이용
독립 변수	가족갈등	'우리 가정에서는 의견충돌이 잦다', '가족원들이 가끔 너무 화가 나서 물건 등을 집어 던진다', '가족원들이 항상 침착하게 문제를 논의한다*', '가족원들이 자주 서로를 비난한다', '가족원들이 가끔 서로를 때린다'에 대해 5점 척도(1점=전혀 그렇지 않다~5점=매우 그렇다)로 측정된 문항 이용
	가족관계 만족도	'가족관계에 대해 얼마나 만족하십니까'에 대해 5점 척도(1점=매우 불만족~5점=매우 만족)로 측정된 문항 이용
	배우자와의 관계 만족도	'배우자와의 관계에 대해 얼마나 만족하십니까'에 대해 5점 척도(1점=매우 불만족~5점=매우 만족)로 측정된 문항 이용
통계 변수	배우자로부터 폭력경험	지난 1년간 '모욕적, 악의적인 이야기를 하였다', '때리려고 위협하거나, 물건을 던지는 등의 신체적 폭력의 위협을 가하였다', '직접적인 신체적 폭력을 행사하였다'에 대해 4점 척도(1점=전혀없음, 2점=1~2회, 3점=3~5번, 4점=6번 이상)로 측정된 문항 이용
	연령	더미변수: 19~30대=1, 40대 이상=2
	교육수준	더미변수: 고졸 이하=1, 대학 이상=2
	건강 만족도	5점 척도(1점=매우 불만족~5점=매우 만족)로 측정된 문항 이용
	경제활동	직업 없음=0, 직업 있음=1
경상소득	소득 산출(연단위)= 근로소득+사업 및 부업소득+재산소득+사적이전소득+공적이전소득	

*역채점 문항

3. 분석 방법

본 연구에서는 연구 대상자의 인구사회학적 특성과 주요 변수의 전반적인 특성과 관계를 파악하기 위해 spss로 빈도 분석과 신뢰도 분석, 상관분석을 실시하였다. 우울, 음주 문제의 유형화를 위해 Mplus프로그램을 사용하여 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis: LPA)을 실시하고 각 종속변수에 대한 잠재계층을 분류하고 특성을 확인하였다. 마지막으로 우울, 음주유형 잠재계층에 미치는 가족 영

향요인을 분석하기 위해 가족갈등, 배우자로부터 폭력경험, 가족관계 만족도, 배우자와의 만족도를 독립변수로 하고, 우울, 음주 잠재계층 유형을 종속변수로 하여 분산분석(analysis of variance, ANOVA)과 로지스틱 회귀분석(multinomial logistic regression)을 실시하였다.

제4절 연구 결과 및 논의

1. 주요 변수의 기초분석 자료

기혼 여성의 우울, 음주와 가족갈등, 가정폭력 경험, 가족관계 만족도, 배우자관계 만족도의 가족관련 요인들과의 주요변수를 분석한 상관관계와 기술통계 결과는 <표4>과 같다.

우울은 가족갈등, 가정폭력 경험, 가족관계 만족도, 배우자관계 만족도와 유의미한 상관관계를 보였고(rs의 범위는 -.296~.247) 음주는 가족갈등, 가정폭력 경험과 유의한 상관관계를 보였다(rs의 범위는 .100~.124). 즉, 우울은 가족갈등, 가정폭력 경험, 가족관계 만족도, 배우자관계 만족도에 관련성이 있는 것으로 나타났고, 음주는 우울, 가족갈등, 가정폭력 경험에 관련성이 있는 것으로 나타났다. 종속변수의 정규성을 검토한 결과, 우울과 음주의 상관계수는 -.296에서 .247 사이에 분포되어 있다. 왜도는 1.740에서 2.445 사이에 분포하고, 첨도는 4.181에서 7.443 사이에 분포하는 것으로 정규분포 가정을 충족하였다.

<표 4> 주요 변수의 상관관계 및 기술통계(n=1042)

	종속변수		가족관련 요인			
	1	2	3	4	5	6
	우울	음주	가족갈등	가정폭력 경험	가족관계 만족도	배우자 관계 만족도
1	1					
2	.082**	1				
3	.219**	.100**	1			
4	.247**	.124**	.315**	1		
5	-.216**	-.018	-.294**	-.187**	1	
6	-.296**	.009	-.371**	-.397**	.393**	1
평균	.1995	.4281	1.3948	1.0883	4.07	5.52
표준편차	.29919	.33657	.40412	.23122	.564	1.211
왜도	2.445	1.740	2.050	4.004	-.467	-1.284
첨도	7.443	4.181	6.316	24.846	2.061	1.585

**p<.01

2. 잠재프로파일분석 결과

우울, 음주 유형에 대한 잠재계층 분석은 계층 수를 1개부터 시작하여 6개까지 1개씩 증가시켜가며 모형을 검증하였다. 잠재계층의 수에 따른 적합도의 결과는 <표 5>와 같다. <표5>를 보면 AIC, BIC, Adjusted BIC 값은 잠재집단 수가 많아질수록 감소하는 것으로 나타났다. 정보지수가 낮을수록 모형이 적합함을 의미하나, 일반적으로 정보지수는 잠재집단의 수가 증가하여 복잡한 모형이 될수록 더 작아지는 경향을 보이므로 감소폭이 둔화되는 지점을 참고하여 잠재프로파일의 수를 결정할 수 있다(Nylund-Gibson and Choi, 2018). 다음으로 Entropy는 모든 모형에서 0.9이상으로 나타났다. 따라서 AIC,

BIC, Adjusted BIC, Entropy, LMR-LRT, BLRT와 잠재계층 사례 수를 종합적으로 고려하여 4개 계층 분류 모형이 가장 적합한 모형으로 판단하였다.

<표 5> 잠재계층 모형 적합도

모형	적합도지수						잠재계층별 분류율(%)					
	AIC	BIC	saBIC	LMR-LRT	BLRT	Entropy	1	2	3	4	5	6
1	11840.270	11879.861	11854.452									
2	10074.590	10138.926	10097.636	1726.003	1775.680***	1.000	1006 (96.5)	36 (3.5)				
3	9112.917	9201.997	9144.827	944.489	971.673***	1.000	956 (91.7)	63 (6.1)	23 (2.2)			
4	8503.961	8617.786	8544.735	362.136*	369.581***	.989	907 (87.0)	50 (4.8)	49 (4.7)	36 (3.5)		
5	8358.975	8497.544	8408.612	152.248	154.986***	.931	50 (4.8)	758 (72.7)	50 (4.8)	36 (3.5)	148 (14.2)	
6	7642.681	7805.995	7701.182	-1186.557	-1205.530	.991	41 (3.9)	16 (1.6)	51 (4.9)	20 (1.9)	898 (86.2)	16 (1.5)

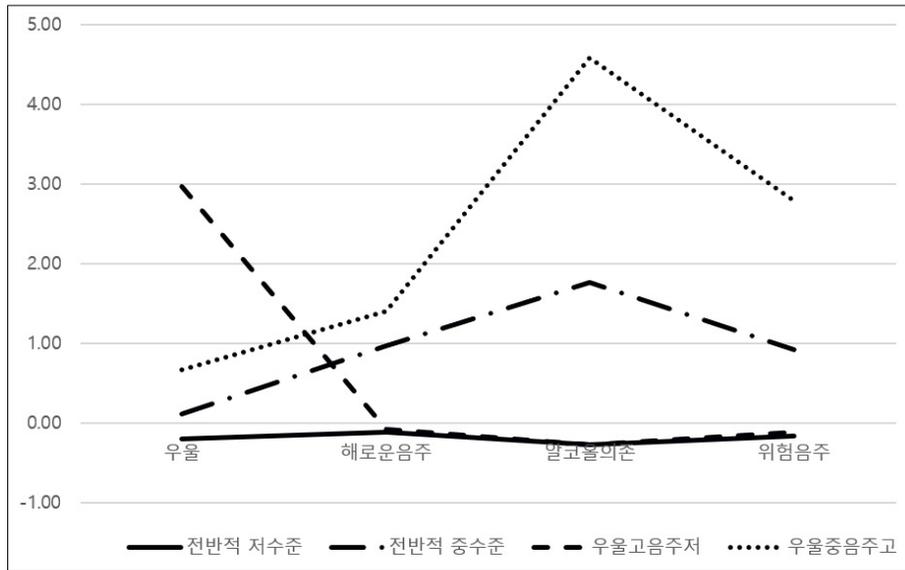
*p<.05, **p<.01

최종적으로 선정된 4개의 잠재계층 유형별 의미를 확인한 결과는 [그림 2], <표6>과 같다. 먼저 class1은 우울과 음주 모든 유형에서 점수가 전반적으로 낮아서 '전반적 저수준'으로 명명하였다. 전체 대상자 중 907명(87.0%)이 이 유형에 포함된다. class2의 경우는 우울과 음주 모든 유형에서 점수가 전반적으로 중수준으로 '전반적 중수준'으로 명명하였다. 전체 대상자 중 50명(4.8%)이 이 유형에 포함된다. class3의 경우는 우울에서는 점수가 높고 음주에서는 점수가 낮아서 '우울고 음주저'로 명명하였다. 전체 대상자 중 49명(4.7%)이 이 유형에 포함된다. class4의 경우는 우울에서는 점수가 중수준이고 음주에서는 점수가 높아서 '우울중 음주고'로 명명하였다. 전체 대상자 중 36명(3.5%)이 이 유형에 포함된다. 전체 대상자 중 우울, 음주 문제유형에서 전반적 저수준 유형 집단수가 가장 많은 것은 복지패널 조사대상자가 전국적인 대표성을 가지는 일반적인 표본인 것을 고려해 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 잠재계층 집단 최소 인원이 30명 이상이기 때문에 정규성을 충족하기 때문에 기혼 여성의 우울, 음주 문제 유형화 및 가족관련 영향요인 탐색에 대한 연구로 충분히 부합한다고 생각한다. 우울, 음주 문제가 있는 대상자를 중심으로 우울이 낮지만 높은 음주로 이어지는 이유와 우울이 높지만 낮은 음주를 하는 유형에 대해 가족관련 요인이 어떻게 영향을 미치는지 파악하고자 한다. 잠재계층별 분석결과는 <표 6>에 제시하였고, 잠재계층별 특성을 파악하기 용이하도록 평균을 이용하여 [그림 2]에 그래프를 제시하였다.

<표 6> 잠재계층별 증속변수(표준화) 분석결과

	전반적 저수준(a)	전반적 중수준(b)	우울고 음주저(c)	우울중 음주고(d)	사후검증 (Scheffe) F
	(N=907) M(SD)	(N=50) M(SD)	(N=49) M(SD)	(N=36) M(SD)	
우울	-19(0.62)	.11(1.14)	2.97(1.20)	.67(1.40)	a<b<d<c 301.011***
해로운 음주	-10(0.92)	.97(1.05)	-.06(0.94)	1.41(0.93)	a<c<b<d 49.167***
알코올 의존	-.26(0.06)	1.77(0.29)	-.26(0.00)	4.58(1.21)	a=c<b<d 5613.386***
위험 음주	-.15(0.42)	.92(1.78)	-.11(0.58)	2.79(3.19)	a<c<b<d 172.366***

[그림 2] 잠재계층별 평균 그래프



3. 영향요인 탐색을 위한 로지스틱 회귀분석 결과

잠재계층에 영향을 미치는 가족관련 요인을 알아보기 위해 다항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 독립 변수로 가족갈등, 배우자로부터 폭력경험, 가족관계 만족도, 배우자와의 관계 만족도를 가족관련 영향요인으로 투입하고, 통제변수로 연령, 교육수준, 건강 만족도, 경제활동참여, 경상소득을 투입하였다. 잠재계층에 대한 참조 집단은 '우울중 음주고'의 집단으로 우선 비교하고, '전반적 중수준', '전반적 저수준', '우울고 음주자'의 집단을 참조집단으로 하여 차례로 비교하였다. 그 결과는 <표 7>, <표 8> 및 다음 내용과 같다.

연령대가 높을수록 '우울중 음주고' 집단보다 '전반적 저수준', '우울고 음주자' 집단에 포함될 가능성이 높았다($b=1.604, p<.001; b=1.499, p<.01$). 건강 만족도가 높을수록 '우울고 음주자' 집단보다 '전반적 중수준' 집단에 포함될 가능성이 높았다($b=-.505, p<.05$). 그리고 '우울고 음주자' 집단보다 '전반적 저수준' 집단에 포함될 가능성이 높았다($b=-.766, p<.001$). 이를 통해 연령이 높고 건강 만족도가 높을수록 낮은 음주로 이어질 경향이 높다는 것을 알 수 있다.

가족 영향요인으로 가족갈등이 높을수록 '전반적 저수준', '전반적 중수준', '우울고 음주자' 집단보다 '우울중 음주고' 집단에 포함될 가능성이 높았고($b=-1.237, p<.01; b=-1.053, p<.05; b=-1.220, p<.01$) 배우자로부터 폭력경험이 많을수록 '전반적 저수준' 집단보다 '우울고 음주자' 집단에 포함될 가능성이 높았다($b=1.228, p<.01$). 그리고 가족관계 만족도가 높을수록 '우울고 음주자' 집단보다 '전반적 저수준' 집단에 포함될 가능성이 높았다($b=-.791, p<.01$). 반면에 배우자와의 관계 만족도는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 사회경제적 지위 변수(SES)인 교육수준, 경제활동참여, 경상소득은 우울 음주 잠재계층에 유의하지 않았다. 따라서 가족 관계와 배우자로부터 폭력경험이 기혼 여성의 우울을 높일 수 있는 영향요인으로 확인되었고, 가족갈등이 높은 경우는 기혼 여성의 음주를 높일 수 있는 영향요인으로 확인되었다.

분석결과, 가족관련 영향요인이 우울, 음주 잠재집단에 각각 미치는 영향이 다르게 나타난 것에 주목할 만하다. 특히 가족갈등이 심한 경우 '우울고 음주자'에 비해 '우울중 음주고' 집단에 속할 가능성이 높았다. 이는 가족갈등을 경험하는 경우가 높은 음주로 진행되는 경향을 보여준다. 또한 가족관계 만족 수준이 떨어지는 경우에는 음주보다는 우울 수준만 높아지는 경향을 보여준다. 특히 독립변수와 종속변수의 인과

관계를 보여주는 회귀분석이지만, 본 연구가 횡단분석이라는 점에서 우울과 음주가 상호 인과관계적 부분에서 음주가 갖은 가족원이 있는 경우 갈등을 자주 경험할 가능성이 높기 때문에 나타난 결과로 해석할 수도 있다.

<표 7> 로지스틱 회귀분석 결과

변수	참조집단: 우울중 음주고					
	전반적 저수준		전반적 중수준		우울고 음주저	
	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)
연령대	1.604***	4.973	.911	2.486	1.499**	4.477
교육수준	.497	1.644	.247	1.280	.589	1.803
건강 만족도	.273	1.313	.011	1.011	-.494	.610
경제활동참여	-.761	.467	-1.044	.352	-.929	.395
경상소득	-.209	.812	-.061	.941	-.625	.535
가족갈등	-1.237**	.290	-1.053*	.349	-1.220**	.295
배우자로폭력경험	-.563	.569	.455	1.577	.665	1.944
가족관계 만족도	.072	1.075	-.357	.700	-.718	.488
배우자와의 관계 만족도	.058	1.060	.074	1.077	-.144	.866

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

<표 8> 로지스틱 회귀분석 결과

변수	참조집단 : 전반적 중수준				참조집단 : 전반적 저수준	
	전반적 저수준		우울고 음주저		우울고 음주저	
	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)
연령대	.693	2.001	.588	1.801	-.105	.900
교육수준	.250	1.284	.343	1.409	.093	1.097
건강 만족도	.261	1.298	-.505*	.603	-.766***	.465
경제활동참여	.283	1.327	.115	1.122	-.168	.846
경상소득	-.147	.722	-.564	.569	-.416	.660
가족갈등	-.184	.832	-.167	.846	.018	1.018
배우자로부터 폭력경험	-1.019	.064	.210	1.233	1.228**	3.416
가족관계 만족도	.429	.119	-.362	.696	-.791**	.453
배우자와의 관계 만족도	-.016	.985	-.218	.804	-.202	.817

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

제5절 결론 및 제언

본 연구의 목적은 기혼 여성의 우울, 음주 문제에 대하여 잠재계층을 분류하여 그 특성을 파악하여 각각의 잠재계층에 영향을 미치는 요인을 탐색하고자 하였다. 이를 위하여 한국복지패널조사 자료를 사용하였다. 우선, 잠재프로파일분석을 통해 기혼 여성의 우울, 음주 문제유형을 분류한 결과, '전반적 저수준', '전반적 중수준', '우울고 음주저', '우울중 음주고' 집단의 총 4가지 유형으로 구분되었다. 이렇게 분류되어진 잠재계층에 '전반적 저수준', '전반적 중수준', '우울고 음주저', '우울중 음주고' 유형이라 명명하였다. 전체 대상자 중 907명(87.0%)이 '전반적 저수준' 집단에 포함되는 것은 연구 대상자가 전국적으로 대표성

을 갖는 일반적 대상이기 때문이고, 본 연구에서는 '우울고 음주저' 유형과 '우울중 음주고' 유형 집단에 주목해 볼 필요가 있다. 우울이 높지만 낮은 음주로 이어지는 요인과 우울이 중간 수준이지만 높은 음주로 이어지는 요인에 대한 가족관련 영향이 어떻게 미치는가를 분석하고자 한다.

이렇게 분류된 잠재계층에 대한 유의미한 가족 영향요인이 무엇인지 통계적으로 검증하고자 가족갈등, 배우자로부터 폭력경험, 가족관계 만족도, 배우자와의 관계 만족도, 연령대, 교육수준, 건강 만족도, 경제활동참여, 경상소득을 투입하여 로지스틱 회귀분석을 실시하여 다음과 같은 결과를 얻었다.

첫째 연령대가 높을수록 '우울중 음주고' 집단보다 '전반적 저수준', '우울고 음주저' 집단에 포함될 가능성이 높았고, 건강 만족도가 높을수록 '우울고 음주저' 집단보다 '전반적 중수준', '전반적 저수준'에 포함될 가능성이 높았다. 따라서 연령이 높고, 건강 만족도가 높을수록 음주에 부정(-) 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 연령이 높고 건강 만족도가 좋은 사람은 우울 수준이 높아도 음주로 이어질 가능성이 낮은 것으로 나타났다.

둘째 가족갈등이 높을수록 '전반적 저수준', '전반적 중수준', '우울고 음주저' 집단보다 '우울중 음주고' 집단에 포함될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 높은 점수의 우울에도 가족갈등 상황이 없으면 음주로 연결되는 경우가 낮고, 중간 점수의 우울에도 가족갈등 상황이 높으면 음주로 연결되는 경우가 높은 것으로 분석되었다. 이는 기혼 여성의 우울은 가족갈등 상황에 직면했을 때, 회피대처 전략으로 문제 음주의 악순환에 빠지게 되는 선행연구와 일치한다(박소영 외, 2022).

셋째 배우자로부터 폭력경험이 많을수록 '전반적 저수준' 집단보다 '우울고 음주저' 집단에 포함될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 배우자로부터 폭력경험은 높은 우울로 이어지는 기혼 여성의 정신건강에 위험 요인임을 파악할 수 있었다.

넷째 가족관계 만족도가 높을수록 '우울고 음주저' 집단보다 '전반적 저수준' 집단에 포함될 가능성이 높았다. 반면 배우자와의 관계 만족도는 우울, 음주 문제와 유의한 결과를 나타나지 않았다.

마지막으로 기혼 여성의 우울, 음주 문제에 가족요인이 사회경제적 지위(교육수준, 경제활동참여, 경상소득)보다 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상의 연구결과를 기반으로 기혼 여성의 정신건강 문제에 대한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 기혼 여성의 우울 문제를 해결하기 위해서는 가족관계에 대한 가족 프로그램 개발과 음주 문제를 해결하기 위해서는 가족갈등에 상담영역을 확대하여 적극적 사회적 개입이 시급하다.

둘째, 기혼 여성의 정신건강은 사회경제적 지위보다 전체를 대상으로 상담영역을 열어두고 우울, 음주 문제를 사전 예방할 수 있는 시스템 구축을 위한 인적자원과 정책적 지원이 필요하다.

마지막으로 이 연구는 기혼 여성의 우울, 음주 문제를 유형화하고 이에 미치는 각각의 가족 영향요인을 분석함으로써 우울, 음주 문제 유형에 따라 다른 접근이 필요함을 논의하였다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 본 연구의 한계는 분석자료로 복지패널 18차 조사자료를 사용한 결과, 측정 문항이 제한적이어서 가족관련 요인의 다차원적인 영역을 분석해내지 못하였다는 점이며 후속연구에서 보완이 된다면 그 결과를 효율적으로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김대현, 임영섭, 박기우, 이혜리, 윤방부 (1990). 가정의학과 외래 내원 환자의 우울과 가족 기능에 관한 연구. *대한가정의학회지*, 11(7), 23-28.
- 강상경, 권태연 (2008). 우울과 음주의 관계에 대한 연구: 긴장감소가설과 독성가설에 대한 검증을 중심으로. *사회복지연구*, 36, 253-280.
- 강석임, 전희정 (2013). 기혼여성의 우울변화에 영향을 미치는 요인: 가구주 여부와 빈곤 여부를 중심으로. *보건과 사회과학*, 33, 161-188.
- 김선아, 남경아, 정향인 (2006). 기혼 취업여성의 우울에 관한 연구. *정신간호학회지*, 15(2), 179-186.
- 김진이 (2008). 경제적 스트레스와 아동의 학교생활 및 사회·심리적 적응에 관한 연구: 가족위험 요인과 부정적 부모역할의 영향력 탐색을 중심으로, *한국복지패널 학술대회 논문집*, 1, 41-60.
- 김은경, 이호택, 백주희, 이상연, 홍종문, 이재원, 김선무, 허통욱 (1999). 기혼여성 우울증환자의 결혼만족도와 역기능적 태도가 우울에 미치는 영향. *신경정신의학*, 38(4), 702-712.
- 김혜영, 고효정 (1997). 중년기 여성의 우울과 자아정체감에 관한 연구. *여성건강간호학회지* 3(2), 117-138.
- 권숙희, 김영자, 김인순, 문길남, 박금자, 박춘화, 배정미, 송애리, 여정희, 정은순, 정향미(1996). 중년 여성의 갱년기 증상과 우울에 관한 연구. *여성건강간호학회지*, 2(2), 235-245.
- 류지수, 강경화, 이지현 (2011). 우리나라 성인 남녀의 문제음주 영향 요인. *알코올과 건강행동연구*, 12(1), 29-42.
- 박두병, 남범우, 신광철, 나철 (1996). 가족력 유무에 따른 여성 알코올중독자의 임상적 차이 연구. *신경정신의학*, 35(6), 1195-1206.
- 박선영 (2013). 저소득층의 긍정적 정서 및 우울감과 희망의 관계에서 가족지지의 매개 및 조절 역할 연구. *한국가족복지학*, 40(6), 189-214.
- 박소영, 양소남, 박소연 (2022). 자녀가 있는 중장년 기혼 근로자의 가족 응집성 및 스트레스 대처방식과 음주 수준: 우울 증상의 매개효과. *보건과 복지*, 24(1), 113-134.
- 박정은 (1996). 여성건강문제 현황과 대책. *간호학탐구*, 5(1), 23-35.
- 박정희, 유영주 (1999). 주부 우울에 영향을 미치는 개인 및 가족관계 변인: 청소년 자녀가 있는 도시 중산층 전업주부를 중심으로. *한국가족관계학회지*, 4(1), 91-119.
- 박희량, 이장주 (2004). 여성음주문화 실태 연구: 여성이 술을 마실 때. *한국심리학회지:여성*, 9(2), 39-52.
- 신원우 (2017). 성인 여성의 문제음주에 영향을 미치는 인구사회학적 요인. *예술인문사회융합멀티미디어논문지*, 7(8), 923-932.
- 성미혜(2002). 중년 여성의 자아개념과 우울과의 관계. *보건교육·건강증진학회지*, 19(1), 171-184.
- 안윤숙, 김홍주, 이현진, 하영진(2016). 기혼 직장여성의 정신건강에 영향을 미치는 요인: 인구사회학적 요

- 인, 가정요인, 직장요인을 중심으로. 인문사회21. 7(1), 157-186.
- 윤명숙, 김남희 (2016). 기혼성인의 결혼불만족과 문제음주의 관계에서 우울의 매개효과. 알코올과 건강행동연구. 17(1), 1-17.
- 유정순 (2005), 인지재구조화 집단상담 프로그램이 우울 경향이 있는 기혼여성의 우울, 스트레스: 취약성 모델 검증, 숙명여대 대학원 석사학위논문.
- 유채영 (2000). 가족형 문제음주자와 비가족형 문제음주자의 비교 연구. 한국가족사회복지학회. 5, 223-254.
- 이연정, 최은실. (2019). 기혼여성의 부부갈등과 우울 증상의 관계. 가정과삶의질연구. 37(1), 85-98
- 장수미, 김정윤(2009). 여성 알코올중독자의 스트레스와 대처방식에 관한 연구. 한국알코올과학회지, 10(2), 63-74.
- 조금숙, 조증열 (2004). 취업주부와 전업주부의 심리적 안녕감: 성역할태도, 스트레스 및 결혼만족도의 조절효과. 한국심리학회지. 9(3), 27-41
- 최지원, 노수현, 정하람, 김혜경. (2023). 기혼 직장 중년여성의 우울 관련 다 수준 요인. 보건교육건강증진학회지, 40(2), 67-78.
- 하오령, 권정혜 (2006). 기혼 직장여성의 정신 건강과 역할 만족도: 역할 갈등, 완벽주의 및 가족 지지 중심으로. 한국심리학회지:임상. 25(3), 675-696.
- 姚乃琳 (2021). 『뇌는 당신이 왜 우울한지 알고 있다(정세경, 역)』. 서울: 길벗. 19-28
- Cowen P. J (1995). "Serotonin and Depression" *UNDERSTANDING STRESS ANXIETY AND DEPRESSION*. 2(1), 11-12.
- David Nutt, Sue Wilson, Louise Paterson (2008). "Sleep disorders as coresymptoms of de-pression". *Dialogues in Clinical Neuroscience*. 10(3), 329-336.

코로나가 정신건강 관리에 미친 영향: 개인 단위의 건강보험자료를 통하여

Impact of the COVID-19 Pandemic on Mental Health Management: Evidence from Individual-Level Universal Insurance Claims Data

Pyoungsik Kim(Korea Institute of Public Finance)

Dongyoung Kim(Korea Development Institute)

The COVID-19 pandemic has led to a prolonged and widespread increase in mental health problems around the world. While receiving diagnosis and treatment plays a critical role in addressing mental health issues, it remains unclear how this process has been affected by the pandemic. Using an individual fixed effects model, this paper studies the effects of the pandemic on mental illness diagnosis and treatment through universal health insurance claims data. We find that individuals with pre-existing conditions experienced a decline in followup treatments but that there was a significant increase in new diagnoses among those without pre-existing conditions. We observe a particularly pronounced reduction in diagnoses for individuals over 60 but no significant heterogeneous effects by gender or individual income. Fear of infection and uncertainty, coupled with the varying risk of severe COVID-19 health outcomes, are suggested as a primary mechanism.

The COVID-19 pandemic and the consequent implementation of social distancing policies and economic recessions brought a surge in mental health issues around the world (Ettman et al., 2020; Xiong et al., 2020). This negative impact of the pandemic on mental health has proven not to be confined to the economically challenged or those at high risk of COVID-19 infection but to be both long-lasting and widespread (Thomas et al., 2021; Xie et al., 2020). While this rise in mental health issues may have led more people to seek diagnosis and treatment, the pandemic could also have discouraged people from visiting healthcare facilities because of economic hardship or fear of infection. Receiving a diagnosis and undergoing regular treatment are crucial for effective management of mental health issues. However, there is limited evidence on how COVID-19 affected the diagnosis and treatment of mental illness. We aim to address this gap in this paper.

We examine the dynamic impact of the COVID-19 pandemic on mental health management, defined as the process of initial diagnosis and follow-up treatment of mental illness, using the universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS) in South Korea. These data are unique in three aspects. First, they enable us to create a populationrepresentative panel covering the periods both before and during the pandemic. Such high-frequency balanced panel data

are essential for us to understand the dynamic impacts of the pandemic. Second, the data allow us to observe what disease a patient has been diagnosed with through three-digit International Classification of Diseases 10th Revision (ICD-10) codes. This approach enables us to identify specific symptoms verified by medical professionals. Third, the data help resolve concerns related to attrition bias and sample selection issues, which are especially relevant for the pandemic period. This is because South Korea operates a universal health insurance system that covers the entire population, mandating that healthcare providers submit reports on all reimbursable healthcare services to the NHIS.¹⁾

We use an individual fixed effects model to estimate the impact of the pandemic on a monthly basis. We compare the trends in diagnosis and treatment of mental illness before and after the outbreak of the pandemic in January 2020. Considering pre-pandemic mental healthcare utilization, we differentiate the effects of COVID-19 between existing and new patients (Moreno et al., 2020). We investigate the pandemic's impact on the total number of mental illness diagnoses and the associated total healthcare expenditures. Moreover, utilizing data from two population-representative panel surveys, we compare mental health issues identified through diagnoses and those reported in subjective mental health assessments. We examine heterogeneity along several dimensions: age, gender, and income.

We observe a significant and substantial increase in mental illness diagnoses in the pandemic period, particularly 2021. From February 2021, the pandemic led to an increase of approximately

0.3 percentage points from the baseline of 2.35%, or 12.8% relative to the pre-pandemic level. While there was a consistent decline in follow-up treatments among individuals with pre-existing conditions, the notable rise in new diagnoses among those without such conditions contributed to an overall increase. In contrast to the significant increase in the total number of diagnoses, associated total healthcare expenditures decreased. The number of diagnoses decreased in the over60 age group, whereas there was an increase in diagnoses among those under 60. Interestingly, the effects show no significant variation by gender or individual income. Subjective measures of mental health exhibit a significant negative impact from the pandemic with a similar magnitude to that of the impact on mental illness diagnoses.

The pandemic has had conflicting impacts on mental illness diagnoses in South Korea. On one hand, increased uncertainty and fear of infection have led to a rise in mental health issues, particularly among those under 60. This age group's surge in diagnoses may be partly attributable to increased attention from household members during the pandemic. However, it is unlikely to be driven by unnecessary diagnoses given the prevalent cultural reluctance in South Korea to seek mental health treatment (Seo et al., 2022). On the other hand, the pandemic has seemingly deterred ongoing mental health treatment, especially among the elderly, who face a higher risk of severe health outcomes from COVID-19. Other factors, such as gender and income, have a relatively minor influence, indicating a broadly consistent impact of the pandemic across these characteristics.

1) Healthcare expenditures not covered by the NHIS primarily relate to nonessential services.

This paper makes three contributions to the rapidly growing literature on the impact of the COVID-19 pandemic on mental health outcomes.² First, this study presents the first evidence of the impact of the pandemic on mental health management for an entire population and by preexisting condition status. While we know that the pandemic negatively affected mental health outcomes, to the best of our knowledge, no papers have examined the pandemic's impact on receipt of mental illness diagnosis and treatment, which is critical for managing mental health issues.

Given that reduced diagnosis and treatment can have detrimental long-term mental health consequences, identifying such evidence is crucial for guiding policymakers when another infectious disease crisis arises.

Second, this paper tracks the evolution of mental illness diagnoses and treatments over 24 consecutive months following the COVID-19 outbreak, employing rich panel data from the NHIS. We further compare the changes in diagnosed mental health issues with those in subjective mental health reports to better understand the underlying dynamics of mental health during the pandemic. Previous studies have focused mainly on annual changes in self-reported mental health measures during the pandemic, targeting only specific subgroups (Banks and Xu, 2020; Cheng et al., 2022; Pierce et al., 2020). This narrow focus due to data limitations and potential sample selection issues (Dutz et al., 2023; Meyer et al., 2015) poses a challenge to design effective healthcare policies during and after a pandemic.

Third, examining the case of South Korea provides a unique opportunity to isolate the effects of the COVID-19 pandemic, particularly in a context where a nationwide lockdown and extensive government economic restrictions were absent (Morgan and James, 2023). Unlike many other countries, South Korea did not implement a nationwide lockdown during the pandemic (Brooks et al., 2020). Instead, the government employed a “trace, test, and treat” strategy. This strategy was characterized by extensive testing, intensive contact tracing, and strict quarantine measures for individuals who either tested positive or were in close contact with confirmed cases. To minimize interruptions to the economy, the South Korean government did not designate essential and nonessential economic activities.

The remainder of this paper is structured as follows. The next section provides context about the COVID-19 pandemic, mental health, and culture in South Korea. Section II describes the universal health insurance claims database from the NHIS. Section III presents the empirical strategy and results. Section IV explores the heterogeneity in the identified effects. Section V discusses the mechanism, and Section VI concludes with policy implications.

1. Context

1.1. Overview of COVID-19 Outbreak in South Korea

The first COVID-19 case in South Korea was detected on January 20, 2020. During the early phase

of the outbreak until mid-February, all confirmed cases were either international travelers or their close contacts. Then, the spread of the epidemic predominantly affected the Daegu-Gyeongbuk region and was closely linked to the Shincheonji religious group until May. There was also significant community transmission through hospitals and a call center. Nevertheless, the outbreak was controlled through swift and thorough testing to identify infected individuals and aggressive tracing of their contacts to prevent further transmission. While the number of new cases significantly increased from August through several hot spots such as hospitals and religious facilities, the severity of COVID-19 in South Korea was relatively mild compared to that in the rest of the world. Indeed, by the end of 2021, the cumulative number of COVID-related deaths in South Korea was only approximately 108 per million population, while that in the United States exceeded 2,400 per million (see Figure B.1). Subsequently, there was a significant rise in COVID-19 cases in South Korea starting in early 2022.

South Korea's experience presents a unique opportunity to understand the impacts of the COVID-19 pandemic. Given its successful COVID-19 containment, South Korea did not implement a nationwide lockdown during the pandemic, in contrast to many other countries. In addition, the economic responses were not dictated by government delineations of essential and nonessential economic activities. The primary goals of South Korea's COVID-19 strategy were to prevent the spread of the virus, protect the health of the public, keep economic and social activities operational, and ensure the normalcy of everyday life. At its core, the government's "trace, test, and treat" approach concentrated on extensive and early intervention through testing, tracking of contacts, and treating of those affected (Morgan and James, 2023).

2. Mental Health and Culture in South Korea

Another unique characteristic of South Korea is its high prevalence of mental health issues. In 2019, the country recorded the highest suicide rate among OECD countries at 25.4 per million population, a figure approximately 73% higher than that in the United States. Notably, more than a quarter of all suicides in 2019 were committed by individuals over age 60. According to the 2020 National Survey of Older Koreans, approximately 25% of suicidal ideation stems from health issues, while about 22% is caused by economic hardship.

In South Korea, stigma surrounding mental health issues often complicates the process of obtaining a diagnosis and treatment (Seo et al., 2022). Open discussions about mental health are frequently viewed as taboo, suggesting that the threshold for seeking diagnosis and treatment for mental health problems may be higher in South Korea than in the United States. Consequently, any estimation of the impact of COVID-19 on mental health in South Korea should be considered an understatement of the true effects, given the general population's unfamiliarity with mental healthcare. This cultural context may be particularly problematic in terms of the reliability of mental health measures based on survey responses, as individuals may unintentionally underreport their mental health issues (Bharadwaj et al., 2017).

2. Data

We use the universal health insurance claims database from the NHIS in South Korea, covering the period from January 2019 to December 2021. We take a stratified sample of 2% of the total Korean population with probability proportional to the number of individuals in terms of place of residence, gender, and age.³ It consists of individual-level databases for eligibility and medical records. The eligibility datasets include information on socioeconomic variables such as age, gender, and place of residence. The medical records database includes data on monthly insurance premiums, healthcare expenditures, hospital visits, and healthcare providers.

The data offer three key features that make them particularly well suited for the purposes of this research. First, we can create a monthly healthcare panel covering the periods both before and during the pandemic. A high-frequency balanced panel of this kind is crucial for us to understand the dynamic consequences of the pandemic. Second, the data allow us to observe whether patients seek psychiatric diagnosis and treatment for conditions captured by three-digit ICD-10 codes verified by medical personnel. This enables us to identify the effects of the pandemic on mental health issues in detail. Last, our use of these data minimizes attrition bias and sample selection issues, which are particularly relevant for the pandemic period. South Korea's national health insurance system covers the entire population, and healthcare providers are mandated to report all healthcare services eligible for reimbursement to the NHIS.

Table 1 reports summary statistics for the pre-pandemic period of 2019 and the pandemic periods of 2020 and 2021. Panel A displays statistics for the dependent variables: namely, indicators for mental illness diagnoses from outpatient visits or hospitalizations in each month. After the onset of the pandemic, the incidence of any mental illness diagnosis increased by 0.23 and 0.61 percentage points in 2020 and 2021, respectively. These mental illness diagnoses are categorized into subcategories by two-digit ICD code.⁴ Notably, the highest increase in diagnoses is in mood (affective) disorders, which primarily focus on the emotional state, in contrast to other mental illnesses. For example, depression is a common mood disorder. Panel B shows the sample characteristics. The average individual in the sample is a man in his early 40s, paying a monthly health insurance premium of approximately 112 USD, converted at 2019 exchange rates.

3. Empirical Strategy

We employ an individual fixed effects model to examine the impact of the COVID-19 pandemic on mental health outcomes:

$$y_{imt} = \alpha + \sum_{t=2020}^{2021} \sum_{m=1}^{12} (\beta_{mt} \times \text{COVID}_t) + \gamma' X_{it} + \lambda_m + \mu_i + \epsilon_{imt} \quad [1]$$

where y_{imt} denotes whether individual i utilizes healthcare services for mental health issues (ICD

code F00 - F99) in month m of year t , $COV ID_t$ is an indicator that takes value 1 for the years 2020 and 2021 and 0 in the pre-pandemic baseline year of 2019, X_{imt} is time-varying characteristics such as age, age squared, gender, and the province of residence, λ_m is month dummies that capture any seasonal variation, and μ_i refers to individual fixed effects.⁶ The parameters of interest, β_{mt} , nonparametrically capture the average change in y_{imt} during the pandemic years relative to what would have happened in the absence of the pandemic. We use the linear probability model, and the standard errors are clustered at the individual level throughout the paper.

A fundamental assumption of our identification strategy is that mental health management during the pandemic would have remained stable, absent the pandemic's impact. We validate this assumption by analyzing pre-pandemic trends in mental health management for the same panel of individuals. In practice, we estimate equation [1] for the periods of 2018 and 2019, as if the pandemic had occurred in 2019. Figure 1 displays the estimates from the equation, showing no systematic trend prior to the pandemic. Consistently, Figure B.2 shows parallel trends in mental health management before the pandemic for the groups both with and without pre-existing conditions.

Table 1: Summary Statistics

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2019		2020		2021	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Panel A. Mental Illness Diagnosis						
Any mental illness diagnosis (F00–F99)	0.0235	(0.152)	0.0258	(0.158)	0.0296	(0.169)
Organic, including symptomatic, mental disorders (F00–F09)	0.0045	(0.067)	0.0052	(0.072)	0.0063	(0.079)
Mental and behavioural disorders from psychoactive substance use (F10–F19)	0.0014	(0.038)	0.0015	(0.038)	0.0015	(0.039)
Schizophrenia, schizotypal and delusional disorders (F20–F29)	0.0004	(0.021)	0.0005	(0.022)	0.0005	(0.022)
Mood [affective] disorders (F30–F39)	0.0082	(0.090)	0.0090	(0.095)	0.0102	(0.100)
Neurotic, stress-related and somatoform disorders (F40–F48)	0.0060	(0.077)	0.0065	(0.080)	0.0074	(0.086)
Behavioural syndromes linked to physiological and physical factors (F50–F59)	0.0020	(0.045)	0.0022	(0.046)	0.0024	(0.049)
Disorders of adult personality and behaviour (F60–F69)	0.0001	(0.010)	0.0001	(0.010)	0.0001	(0.011)
Mental retardation (F70–F79)	0.0001	(0.011)	0.0001	(0.011)	0.0001	(0.011)
Disorders of psychological development (F80–F89)	0.0010	(0.031)	0.0010	(0.033)	0.0013	(0.036)
Behavioural, emotional, and unspecified mental disorders (F90–F99)	0.0002	(0.016)	0.0002	(0.016)	0.0003	(0.017)
Panel B. Individual Characteristics						
Age	42.04	(20.33)	43.04	(20.33)	44.04	(20.33)
Male	0.501	(0.500)	0.501	(0.500)	0.501	(0.500)
Monthly Premium (10,000 KRW)	13.01	(12.82)	13.76	(13.54)	14.14	(13.96)
Sample size	10,951,476		10,951,476		10,951,476	

Note: Columns (1) to (6) present the means and standard deviations for 2019, 2020, and 2021. This table uses the universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS).

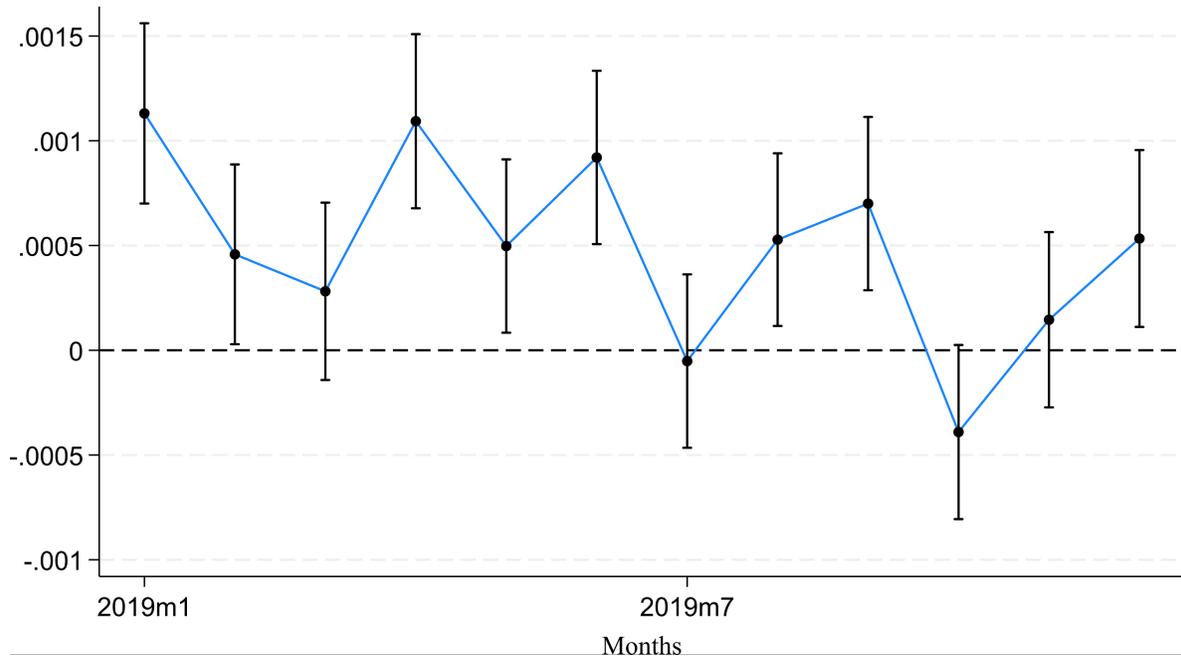


Figure 1: Falsification Test

Note: This figure displays coefficient estimates from equation [1] for the periods of 2018 and 2019 as if the pandemic had occurred in 2019. Each dot represents a coefficient estimate, and the bars corresponding to each dot indicate 95% confidence intervals. The point estimates indicate the changes in the corresponding mental health diagnoses compared to those in 2019. The dashed vertical line in the graph marks January 2020, which corresponds to the confirmation of the first COVID case by the Korean government. The universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS) in South Korea is used for the figure.

4. Baseline Results

Figure 2 presents the estimates from equation [1], with their respective 95% confidence intervals. We can see that the proportion of monthly mental illness diagnoses fluctuates for the first 10 months following the outbreak. However, beginning 13 months after the outbreak, a clear increase is observed. These increases become more substantial and statistically significant over time: From February 2021, the monthly change in mental illness diagnoses relative to their pre-pandemic levels increased to between approximately 0.2 and 0.4 percentage points. Considering that the prepandemic average monthly proportion of individuals with a mental illness diagnosis is only 2.35%, these figures correspond to 8.5% and 17.0% increases. This overall trend in mental illness reflects both new diagnoses of patients during the pandemic and continuing treatment of existing patients.⁸ The change in magnitudes in the impact of the pandemic coincides with the precipitous increase in the number of COVID-19 -related deaths. Specifically, the monthly death rate per million increased from 1.2 in November 2020 to 7.2 in December 2020 and further to 10.0 in January 2021.⁹

1. Impact by Pre-Existing Condition Status

How did the impact of COVID-19 vary based on the presence of pre-existing mental health conditions? To answer this question, we estimate equation [1] by stratifying the sample by pre-existing condition status as of 2019. In individuals without pre-existing conditions, a diagnosis would suggest the emergence of new mental health issues, with subsequent diagnoses indicating ongoing treatment. For patients with existing conditions, these diagnoses represent continued treatment. While Cuddy and Currie (2020) focus on 3-month follow-up treatment, we examine whether individuals received a diagnosis and follow-up treatments at monthly level to provide a more detailed understanding of the dynamics.

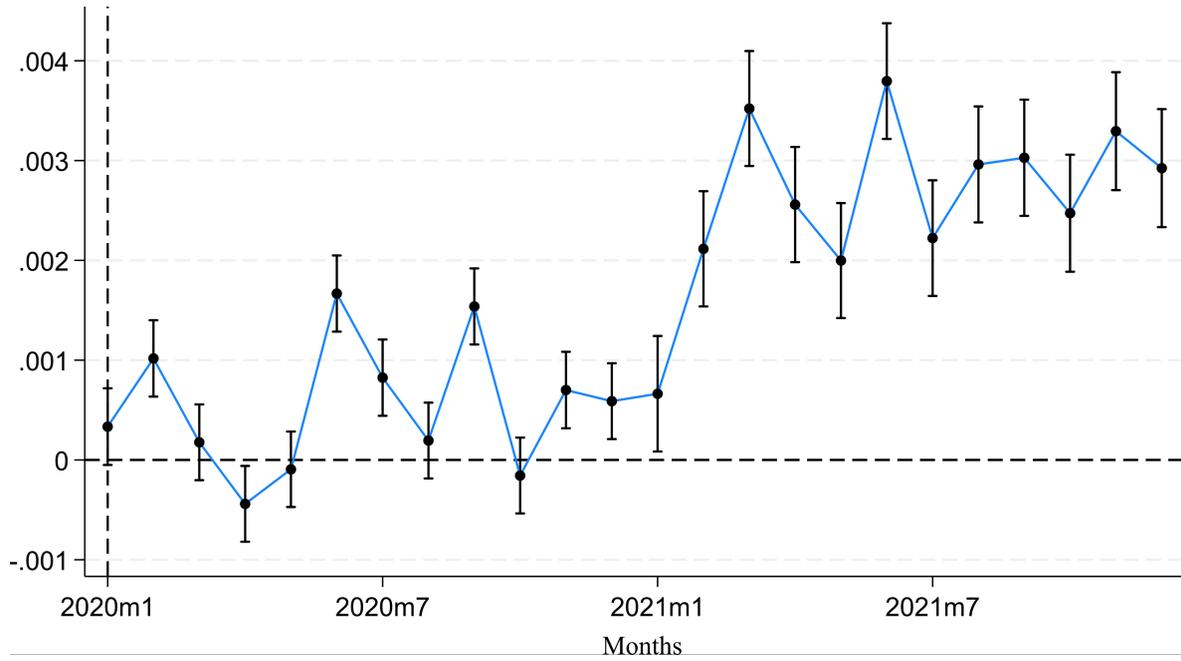


Figure 2: COVID-19 Impact on Mental Illness Diagnosis

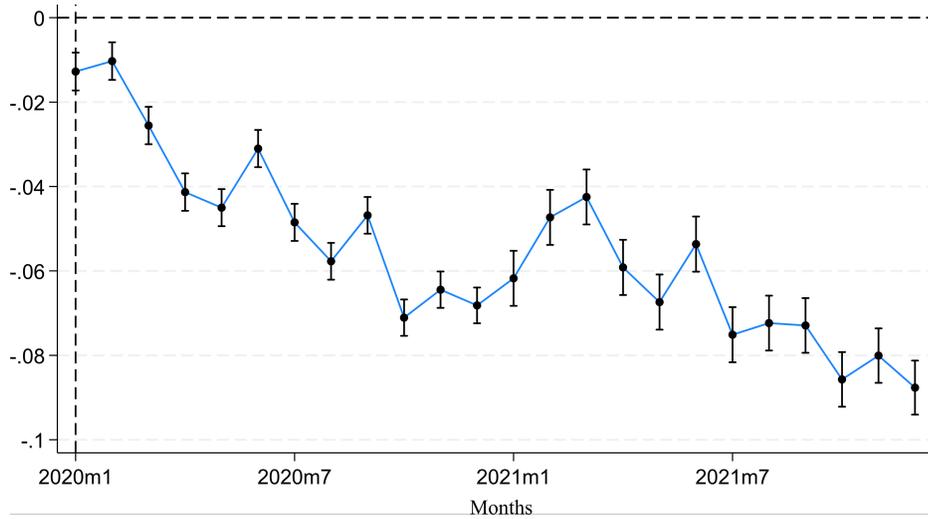
Note: This figure displays coefficient estimates from equation [1], focusing on the outcome of the binary indicator for whether a patient utilizes healthcare services for mental illness (ICD code F00 - F99) in the corresponding month. Each dot represents a coefficient estimate, and the bars corresponding to each dot indicate 95% confidence intervals. The point estimates indicate the changes in the corresponding mental health diagnoses compared to those in 2019. The dashed vertical line in the graph marks January 2020, which corresponds to the confirmation of the first COVID case by the Korean government. The universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS) in South Korea is used for the figure.

Figure 3 presents the impact of the pandemic on individuals with and without pre-existing conditions in panels A and B, respectively. Among those with pre-existing conditions in panel A, a downward trend in follow-up treatment is observed following the outbreak in January 2020. Although this trend reverses from October 2020 to March 2021, the proportion of monthly followup treatments consistently decreases thereafter. This steady decline suggests that patients with pre-existing conditions were hesitant to seek follow-up treatment during the pandemic.

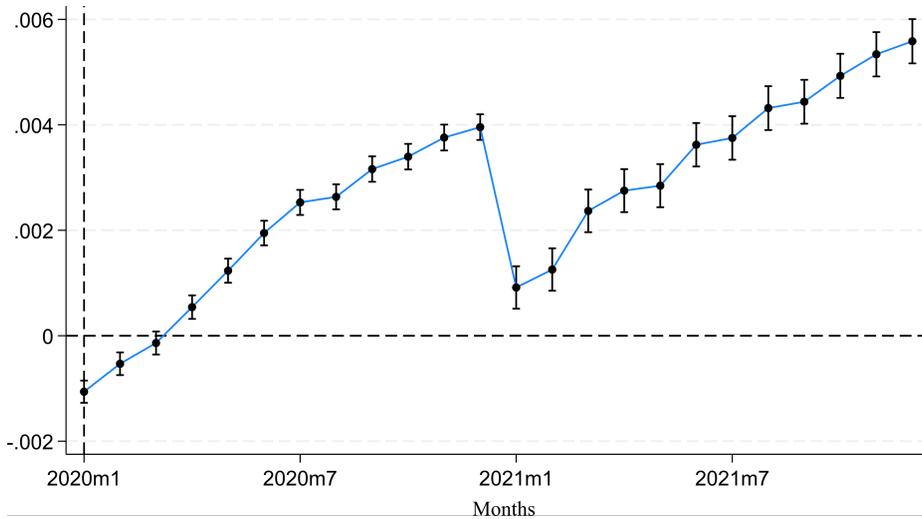
On the other hand, among individuals without pre-existing conditions in panel B, there is a noticeable and consistent rise in the diagnosis of new mental health issues, indicating an increase in both diagnosis and ongoing treatment. While the decrease in magnitude in January 2021 is an exception, this may be accounted for by the sudden increase in COVID-related deaths around this period. This trend aligns with the findings of Kim et al. (2023), confirming the negative impact of the pandemic on mental health. While the relative increase in diagnoses among new patients is smaller than that among existing patients, the existing patient population represents only approximately 3%. Therefore, the increase in diagnoses from new patients outweighs the decrease from existing patients. The raw trend in Figure B.2 is consistent with this evidence.

2. Number of Diagnoses and Total Healthcare Expenditures

We examine how the pandemic affected the total number of mental illness diagnoses and their associated total healthcare expenditures to better understand the intensive margin of mental health management. We estimate equation [1], using these aspects of mental healthcare as the dependent variables. Figure B.3 presents the pandemic's impact on the total number of mental illness diagnoses and total expenditures for mental healthcare, shown on the left and right sides of the figure, respectively. Consistent with Figure 2, panel A of Figure B.3 indicates a significant increase in the total number of mental illness diagnoses, particularly after January 2021. However, in panel B, there is a notable decrease in total mental healthcare expenditures throughout the entire pandemic period. This decrease may reflect a trend of mental healthcare users receiving their first diagnosis.



(A) With Pre-Existing Condition



(A) Without Pre-Existing Condition

Figure 3: COVID-19 Impact on Mental Illness Diagnosis by Pre-Existing Condition Status

Note: This figure displays coefficient estimates from equation [1], focusing on the outcome of the binary indicator for whether a patient utilizes healthcare services for mental health issues (ICD code F00 - F99) in the corresponding month. The estimates are displayed for individuals with and without pre-existing conditions in panels A and B, respectively. Each dot represents a coefficient estimate, and the bars corresponding to each dot indicate 95% confidence intervals. The point estimates indicate the changes in the corresponding mental health diagnoses compared to those in 2019. The dashed vertical line in the graph marks January 2020, which corresponds to the confirmation of the first COVID case by the Korean government. The universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS) in South Korea is used for the figure.

3. Impact on Subjective Mental Health

A natural question is to what extent objective mental illness diagnoses differ from the more commonly used subjective mental health outcomes (e.g., Bharadwaj et al., 2017). To address this question, we analyze population-representative panel surveys from South Korea: namely, the 2019 - 2021 Korea Welfare Panel Study (KOWEPS) and the 2019 - 2021 Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS).¹⁰ KOWEPS measures mental well-being through the Center for Epidemiologic Studies Depression (CES-D)-¹¹ and suicidal ideation. KLIPS includes questions regarding mental well-being, specifically how happy or satisfied an individual is with life. To assess the mental health impact of the pandemic, we compare the subjective reports from the same individuals before and during the pandemic, using the following equation¹¹:

$$y_{it} = \delta + \sum_{t=2020}^{2021} \theta_t \text{COVID}_t + \gamma' X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad [2]$$

where the outcome variable y_{it} includes the CES-D score, depression based on the CES-D score, suicidal ideation, happiness, and life satisfaction.¹² This specification is consistent with equation [1], except that the month fixed effects and the interactions between COVID and each month have been removed because of data limitations. The coefficients of interest, θ_{2020} and θ_{2021} , predominantly represent the average effects of the pandemic for the periods in which each survey is conducted. The core assumption of this approach is that the within-individual latent distribution of life satisfaction and its reporting remain consistent across the survey waves (Bond and Lang, 2019).

Table 2 presents the estimates from equation [2] based on the NHIS claims data in column (1), the KOWEPS data in columns (2) - (4), and the KLIPS data in columns (5) - (6). Consistent with Figure 2, a significant increase in mental health diagnoses is observed in column (1). While columns (2), (5), and (6) indicate a significant negative impact of the pandemic on mental wellbeing as measured by the CES-D score, happiness, and life satisfaction, particularly in 2021, we observe no substantial changes in mild/moderate depression based on the CES-D score or in suicidal ideation. The magnitudes of these significant effects on the subjective measures in 2021 range from 1.7% to 16.5% of their pre-pandemic averages, similar to the 11.6% increase observed for diagnoses.

As new mental health issues may be recognized only after a certain threshold of severity is crossed, the impacts observed in diagnoses should be considered underestimates of the pandemic's true impact on overall mental health, particularly if there is any social stigma surrounding mental healthcare (Cronin et al., 2020; Grigolon et al., 2021; Seo et al., 2022). Thus, similar magnitudes of the pandemic's effects on subjective and objective mental health measures may suggest that both are likely underestimated. This is especially so when considering hedonic adaptation (Frederick and Loewenstein, 1999), which suggests that overall well-being would return to a pre-pandemic baseline level after a while. One caveat is that the surveys were delayed during the pandemic, particularly in 2020. Such delays may introduce confounding effects if mental health shows seasonal variation.

4. Heterogeneity

We further explore the heterogeneity in the pandemic's effects by patient age, gender, and income. These patient characteristics are correlated not only with the demand for healthcare but also with infection risk and potential economic hardship during the pandemic (Montenovo et al., 2022).

Table 2: Yearly Impact of Pandemic on Alternative Mental Well-Being Measures

	1[Diagnosis] (1)	CES-D Score (2)	1[Depression] (3)	1[Suicidal Ideation] (4)	Happiness (5)	Life Satisfaction (6)
COVID ₂₀₂₀	0.0013*** (0.0003)	0.3813** (0.1387)	-0.0059 (0.0059)	-0.0014 (0.0024)	-0.0739*** (0.0174)	-0.0212 (0.0177)
COVID ₂₀₂₁	0.0068*** (0.0006)	0.7078** (0.2381)	-0.0018 (0.0099)	-0.0013 (0.0042)	-0.1685*** (0.0313)	-0.0914*** (0.0320)
Data	NHIS	KOWEPS	KOWEPS	KOWEPS	KLIPS	KLIPS
Pre-COVID Mean	0.0588	4.2995	0.0839	0.0157	6.5451	6.3174
Sample size	2,737,831	33,210	33,210	33,210	61,278	61,278

Note: This table presents the coefficient estimates from equation [2] based on different samples. Column (1) uses as the outcome variable an indicator for yearly mental health diagnoses from the universal health insurance claims database of the National Health Insurance Service (NHIS). Columns (2) to (4) use as the outcome variables the CES-D-11 score, mild/moderate depression based on the CES-D score, and an indicator for suicidal ideation in the past year from the Korean Welfare Panel Study (KOWEPS). Last, columns (5) and (6) employ as the outcome variables subjective happiness and life satisfaction measures from the Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS). Standard errors in parentheses are clustered at the individual level. *, **, and *** denote statistical significance at the 90%, 95%, and 99% levels, respectively.

The literature suggests that the pandemic had particularly adverse effects on youth, women, and economically disadvantaged individuals (Banks and Xu, 2020; Cheng et al., 2022; Pierce et al., 2020). Therefore, we re-estimate equation [1] while stratifying the sample by age, gender, and income.¹⁴

Age is an important source of heterogeneity in the impact of COVID-19 for two reasons: (1) Age is associated with more severe COVID-19 health outcomes (Starke et al., 2021), and (2) the majority of suicides in South Korea occur among individuals over age 60. According to the 2020 National Survey of Older Koreans, elderly people make such extreme decisions primarily for health and economic reasons, both of which have been significantly affected by the pandemic. However, the extent of heterogeneity in the pandemic's impact across age groups remains an empirical question, as behavioral responses to the pandemic may vary by age. For instance, an economically inactive elderly individual might be able to minimize infection risks without significantly altering

her economic activities.

¹⁴The NHIS does not provide information on monthly wages and labor market status. Therefore, we use health insurance premiums as a proxy for income. Health insurance premiums monotonically

increase with income.

Figure 4 shows that individuals over age 60 consistently exhibit a significant and sizable decrease in diagnoses.¹⁵ This decline is unlikely to reflect a decline in actual mental health issues. Rather, it could be interpreted as indicative of elderly people's being afraid to seek follow-up treatment. On the other hand, individuals below age 20 and between ages 20 and 60 show a significant increase in diagnoses, likely accounting for the increase in new patients. Individuals between ages 20 and 60, even compared to those below 20, show a further increase in diagnoses in 2021. It

is intriguing that individuals below 20 or over 60 show a stable trend while those between ages 20 and 60 have a shift in trend. The timing of the shift around January 2021 coincides with the precipitous increase in COVID-related deaths.

The effects of COVID-19 may also be heterogeneous by gender. The literature suggests that women are more vulnerable in mental health (Van de Velde et al., 2010), and their role in family and society may affect the impact of the pandemic. However, panel A of Figure B.5 shows that the overall upward trend is similar for both men and women. Income may be another source of heterogeneity as income and wealth may have protected individuals from economic hardship during the pandemic. We proxy income using health insurance premiums, which monotonically

increase with income.¹⁶ We re-estimate equation [1] while stratifying the sample into tertiles of insurance premiums to examine heterogeneity by income. Panel B of Figure B.5 shows that the impact of the pandemic does not significantly differ by insurance premium level throughout 2020 and 2021.

5. Mechanism

The pandemic appears to have had two conflicting effects on mental illness diagnoses. First, the increased uncertainty and fear of infection associated with the pandemic led to a rise in mental health issues, as indicated by an increase in the number of new patients. The surge in diagnoses

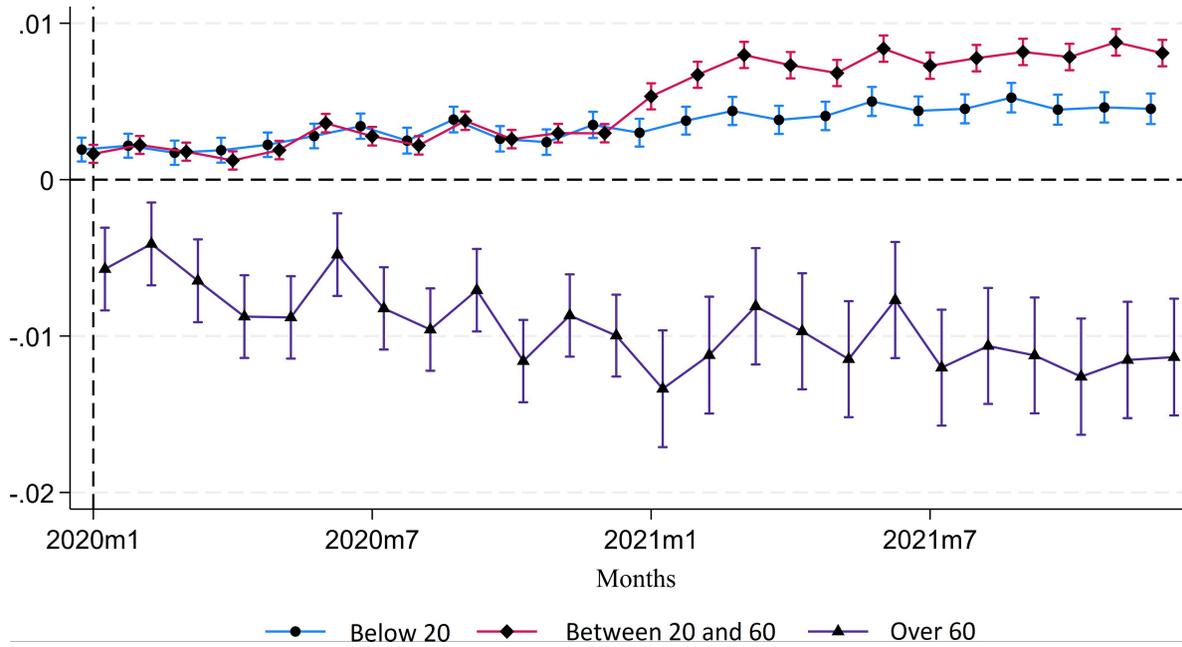


Figure 4: Heterogeneity of Impact of COVID-19 by Age

Note: This figure displays coefficient estimates from equation [1] by age group: under age 20 in circles, between age 20 and 60 in diamonds, and above age 60 in triangles. Each dot represents a coefficient estimate, and the bars corresponding to each dot indicate 95% confidence intervals. The point estimates indicate the changes in the corresponding mental health diagnoses compared to those in 2019. The dashed vertical line in the graph marks January 2020, which corresponds to the confirmation of the first COVID case by the Korean government. The universal health insurance claims database from the National Health Insurance Service (NHIS) in South Korea is used for the figure.

among individuals between 20 and 60 in 2021 suggests that they may have sought mental health treatment more actively than the elderly population, as they may have experienced less fear of exposure in public places. One potential concern is that individuals may have received more attention with other household members spending more time at home during the pandemic, potentially leading to an increased likelihood of diagnosis. However, this channel is unlikely to have increased unnecessary diagnoses given the cultural stigma surrounding mental illness diagnoses in South Korea.

Second, the fear of infection may have discouraged mental health treatment, as evidenced by the reduced levels of follow-up treatment among existing patients. This trend is supported by the consistent decrease in diagnoses among elderly people, who are at higher risk of severe COVID-19 health outcomes (Starke et al., 2021). Additionally, the pandemic's impacts are largely homogeneous across gender and income groups. However, it is difficult to fully disentangle the effect running through these channels from those related to school closures, social distancing policies, recessions, healthcare practice or workforce size, and any other contemporary shocks related to the pandemic (e.g., Aum et al., 2021; Cantor et al., 2022; Montenovio et al., 2022; Nguyen et al., 2022).

5. Conclusion

The COVID-19 pandemic has led to a sustained rise in mental health issues around the world. While diagnosis and treatment of these mental health issues are critical to managing mental issues, there is limited evidence of the pandemic's impact on this process. We find a significant increase in mental illness diagnoses during the pandemic, with variations depending on the presence of preexisting conditions. This paper provides the first evidence of how the pandemic has affected mental illness diagnosis and treatment, in a context where a national lockdown and significant economic restrictions were absent.

Our findings provide the following policy implications: First, government support should be directed toward those groups whose mental health has deteriorated the most during the COVID period. Second, close monitoring of the long-term mental health outcomes of the pandemic, beginning with an evaluation of its impacts and the effectiveness of post-pandemic policies, is crucial. Even though the number of COVID-19 cases has decreased, the recovery of individuals with mental health issues could be a longer-term process. Finally, ensuring continued provision of medical services to both COVID and non-COVID patients is essential.

Investigating longer-term effects of the COVID-19 pandemic would be a fruitful area of future research. This is particularly relevant for individuals over age 60 and with existing mental health issues, as they are the groups exhibiting decreases in mental healthcare during the pandemic. In addition, it would be interesting to explore richer heterogeneity by demographic variables such as education.

References

- Aum, Sangmin, Sang Yoon Tim Lee, and Yongseok Shin, "COVID-19 doesn't need lockdowns to destroy jobs: The effect of local outbreaks in Korea," *Labour Economics*, 2021, 70, 101993.
- Banks, James and Xiaowei Xu, "The mental health effects of the first two months of lockdown during the COVID-19 pandemic in the UK," *Fiscal Studies*, 2020, 41 (3), 685 - 708.
- Bharadwaj, Prashant, Mallesh M Pai, and Agne Suziedelyte, "Mental health stigma," *Economics Letters*, 2017, 159, 57 - 60.
- Bond, Timothy N and Kevin Lang, "The sad truth about happiness scales," *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (4), 1629 - 1640.
- Brooks, Samantha K, Rebecca K Webster, Louise E Smith, Lisa Woodland, Simon Wessely, Neil Greenberg, and Gideon James Rubin, "The psychological impact of quarantine and how to reduce it: rapid review of the evidence," *The lancet*, 2020, 395 (10227), 912 - 920.
- Cantor, Jonathan, Christopher Whaley, Kosali Simon, and Thuy Nguyen, "US health care workforce changes during the first and second years of the COVID-19 pandemic," in "JAMA Health Forum," Vol. 3 American Medical Association 2022, pp. e215217 - e215217.
- Cheng, Terence C, Seonghoon Kim, and Kanghyock Koh, "Life satisfaction changes and adaptation in the COVID-19 pandemic: evidence from Singapore," *The Singapore Economic Review*, 2022, pp. 1 - 34.
- Cronin, Christopher J and William N Evans, "Nursing home quality, COVID-19 deaths, and excess mortality," *Journal of Health Economics*, 2022, 82, 102592.
- Matthew P Forsstrom, and Nicholas W Papageorge, "What good are treatment effects without treatment? Mental health and the reluctance to use talk therapy," Technical Report, National Bureau of Economic Research 2020.
- Cuddy, Emily and Janet Currie, "Rules vs. discretion: Treatment of mental illness in us adolescents," Technical Report, National Bureau of Economic Research 2020.
- de Velde, Sarah Van, Piet Bracke, and Katia Levecque, "Gender differences in depression in 23 European countries. Cross-national variation in the gender gap in depression," *Social science & medicine*, 2010, 71 (2), 305 - 313.
- Dutz, Deniz, Michael Greenstone, Ali Hortaçsu, Santiago Lacouture, Magne Mogstad, Danae Roumis, Azeem M Shaikh, Alexander Torgovitsky, and Winnie van Dijk, "Selection bias in voluntary random testing: Evidence from a COVID-19 antibody study," in "AEA Papers and Proceedings," Vol. 113 American Economic Association 2023, pp. 562 - 66.
- Ettman, Catherine K, Salma M Abdalla, Gregory H Cohen, Laura Sampson, Patrick M Vivier, and Sandro Galea, "Prevalence of depression symptoms in US adults before and during the COVID-19 pandemic," *JAMA network open*, 2020, 3 (9), e2019686 - e2019686.
- Frederick, Shane and George Loewenstein, "16 Hedonic adaptation," *Well-Being. The foundations of Hedonic*

- Psychology, edited by D. Kahneman, E. Diener, 1999, pp. 302 - 329.
- Grigolon, Laura, Laura Lasio, and W Evans, "Stigma as a Barrier to Treatment and Adoption of Innovation," Technical Report, University of Bonn and University of Mannheim 2021.
- Holmes, Emily A, Rory C O'Connor, V Hugh Perry, Irene Tracey, Simon Wessely, Louise Arseneault, Clive Ballard, Helen Christensen, Roxane Cohen Silver, Ian Everall et al., "Multidisciplinary research priorities for the COVID-19 pandemic: a call for action for mental health science," *The Lancet Psychiatry*, 2020, 7 (6), 547 - 560.
- Kim, JunHyung, Yu Kyung Koh, and Jinseong Park, "Mental health consequences of working from home during the Pandemic," *Global Economic Review*, 2023, 52 (1), 18 - 50.
- Kim, Seonghoon, Kanghyock Koh, and Xuan Zhang, "Short-term impact of COVID-19 on consumption spending and its underlying mechanisms: Evidence from Singapore," *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 2022, 55, 115 - 134.
- Lehmann, V., C. Makine, Ç. Karsıdag, P. Kadioglu, K. Karsıda, and F. Pouwer, "Validation of the Turkish version of the Centre for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) in patients with type 2 diabetes mellitus," *BMC Medical Research Methodology*, 2011, 11, 109.
- Meyer, Bruce D, Wallace KC Mok, and James X Sullivan, "Household surveys in crisis," *Journal of Economic Perspectives*, 2015, 29 (4), 199 - 226.
- Montenovo, Laura, Xuan Jiang, Felipe Lozano-Rojas, Ian Schmutte, Kosali Simon, Bruce A Weinberg, and Coady Wing, "Determinants of disparities in early COVID-19 job losses," *Demography*, 2022, 59 (3), 827 - 855.
- Moreno, Carmen, Til Wykes, Silvana Galderisi, Merete Nordentoft, Nicolas Crossley, Nev Jones, Mary Cannon, Christoph U Correll, Louise Byrne, Sarah Carr et al., "How mental health care should change as a consequence of the COVID-19 pandemic," *The lancet psychiatry*, 2020, 7 (9), 813 - 824.
- Morgan, David and Chris James, "Investing in health system resilience," 2023.
- Nguyen, Thuy, Engy Ziedan, Kosali Simon, Jennifer Miles, Stephen Crystal, Hillary Samples, and Sumedha Gupta, "Racial and ethnic disparities in buprenorphine and extended-release naltrexone filled prescriptions during the COVID-19 pandemic," *JAMA Network Open*, 2022, 5 (6), e2214765 - e2214765.
- Pierce, Matthias, Holly Hope, Tamsin Ford, Stephani Hatch, Matthew Hotopf, Ann John, Evangelos Kontopantelis, Roger Webb, Simon Wessely, Sally McManus et al., "Mental health before and during the COVID-19 pandemic: a longitudinal probability sample survey of the UK population," *The Lancet Psychiatry*, 2020, 7 (10), 883 - 892.

- Propper, Carol, George Stoye, and Ben Zaranko, "The wider impacts of the coronavirus pandemic on the NHS," *Fiscal Studies*, 2020, 41 (2), 345 - 356.
- Seo, Hwo Yeon, Gil Young Song, Jee Won Ku, Hye Yoon Park, Woojae Myung, Hee Jung Kim, Chang Hyeon Baek, Nami Lee, Jee Hoon Sohn, Hee Jeong Yoo et al., "Perceived barriers to psychiatric help-seeking in South Korea by age groups: text mining analyses of social media big data," *BMC psychiatry*, 2022, 22 (1), 332.
- Starke, Karla Romero, David Reissig, Gabriela Petereit-Haack, Stefanie Schmauder, Albert Nienhaus, and Andreas Seidler, "The isolated effect of age on the risk of COVID-19 severe outcomes: a systematic review with meta-analysis," *BMJ global health*, 2021, 6 (12), e006434.
- Thomas, Duncan, Tyson Brown, Donald H Taylor Jr, Ralph Lawton, Victoria K Lee, Menna Mburi, Michelle Wong, and Rachel Kranton, "Depression Symptoms During the COVID-19 Pandemic among Well-educated, Employed Adults with Low Infection Risks," *medRxiv*, 2021, pp. 2021 - 01.
- Xie, Xinyan, Qi Xue, Yu Zhou, Kaiheng Zhu, Qi Liu, Jijia Zhang, and Ranran Song, "Mental health status among children in home confinement during the coronavirus disease 2019 outbreak in Hubei Province, China," *JAMA pediatrics*, 2020, 174 (9), 898 - 900.
- Xiong, Jiaqi, Orly Lipsitz, Flora Nasri, Leanna MW Lui, Hartej Gill, Lee Phan, David ChenLi, Michelle Iacobucci, Roger Ho, Amna Majeed et al., "Impact of COVID-19 pandemic on mental health in the general population: A systematic review," *Journal of affective disorders*, 2020, 277, 55 - 64.

동기	정신건강과 관련된 재정정책	자료	실증 전략 및 결과	결론 및 정책적 시사점
----	----------------	----	------------	--------------

코로나와 정신건강에 대한 소고(2024년 한국복지패널 학술대회)

김평식¹ 김동영²

¹한국조세재정연구원
²한국개발연구원

2024.9.25.

김평식, 김동영	코로나와 정신건강	1 / 17
----------	-----------	--------

동기	정신건강과 관련된 재정정책	자료	실증 전략 및 결과	결론 및 정책적 시사점
----	----------------	----	------------	--------------

동기와 연구 질문

- 코로나와 이어진 사회적 거리 두기 정책 및 경제 불황은 다양한 경로로 전 세계적으로 정신 건강 문제의 급증 (Ettman et al., 2020; Xiong et al., 2020)

김평식, 김동영	코로나와 정신건강	2 / 17
----------	-----------	--------

동기와 연구 질문

- 코로나와 이어진 사회적 거리 두기 정책 및 경제 불황은 다양한 경로로 전 세계적으로 정신 건강 문제의 급증 (Ettman et al., 2020; Xiong et al., 2020)
- 부정적인 영향은 단순히 경제적으로 어려운 사람들이나 코로나 감염 위험이 높은 사람들에게만 국한되지 않음(Thomas et al., 2021; Xie et al., 2020)

동기와 연구 질문

- 코로나와 이어진 사회적 거리 두기 정책 및 경제 불황은 다양한 경로로 전 세계적으로 정신 건강 문제의 급증 (Ettman et al., 2020; Xiong et al., 2020)
- 부정적인 영향은 단순히 경제적으로 어려운 사람들이나 코로나 감염 위험이 높은 사람들에게만 국한되지 않음(Thomas et al., 2021; Xie et al., 2020)
- 연구 질문: 코로나가 정신 질환의 진단 및 치료에 어떤 영향을 미쳤는지?
 - ▶ 코로나 기간 악화한 정신 건강으로 더 많은 사람이 정신 질환의 진단 및 치료를 받음
 - ▶ 반면에, 코로나 유행은 감염 또는 경제적 어려움으로 인해 병원 방문을 주저하게 만들 수도 있음
- 정신 건강 문제의 효과적인 관리를 위해 정신 질환에 대해 올바른 진단을 받고 정기적인 치료를 받는 것이 중요

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

무엇을 하고자 하는가?

- 우리나라 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS)의 맞춤형 건강정보자료를 사용하여 코로나가 정신 질환 진단 및 치료에 미친 동적 영향을 분석
 - 1 월별로 코로나의 영향을 추정하기 위해 개인 고정 효과를 가진 이벤트 스터디 모형을 사용하여 2020년 1월 코로나 발생 전과 후의 정신 질환의 진단 및 치료 추세를 비교

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 3 / 17

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

무엇을 하고자 하는가?

- 우리나라 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS)의 맞춤형 건강정보자료를 사용하여 코로나가 정신 질환 진단 및 치료에 미친 동적 영향을 분석
 - 1 월별로 코로나의 영향을 추정하기 위해 개인 고정 효과를 가진 이벤트 스터디 모형을 사용하여 2020년 1월 코로나 발생 전과 후의 정신 질환의 진단 및 치료 추세를 비교
 - 2 코로나 전 정신질환 진단 여부를 통해 코로나 효과를 기존 및 신규 환자 간에 구분하여 분석 (Moreno et al., 2020)
 - 3 성별, 연령별, 소득별 이질성 분석

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 3 / 17

무엇을 하고자 하는가?

- 우리나라 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS)의 맞춤형 건강정보자료를 사용하여 코로나가 정신 질환 진단 및 치료에 미친 동적 영향을 분석
 - 1 월별로 코로나의 영향을 추정하기 위해 개인 고정 효과를 가진 이벤트 스터디 모형을 사용하여 2020년 1월 코로나 발생 전과 후의 정신 질환의 진단 및 치료 추세를 비교
 - 2 코로나 전 정신질환 진단 여부를 통해 코로나 효과를 기존 및 신규 환자 간에 구분하여 분석 (Moreno et al., 2020)
 - 3 성별, 연령별, 소득별 이질성 분석
 - 4 정신질환 진단 빈도(intensive margin of mental illness diagnosis)와 정신 질환 총 의료 지출 분석

무엇을 하고자 하는가?

- 우리나라 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS)의 맞춤형 건강정보자료를 사용하여 코로나가 정신 질환 진단 및 치료에 미친 동적 영향을 분석
 - 1 월별로 코로나의 영향을 추정하기 위해 개인 고정 효과를 가진 이벤트 스터디 모형을 사용하여 2020년 1월 코로나 발생 전과 후의 정신 질환의 진단 및 치료 추세를 비교
 - 2 코로나 전 정신질환 진단 여부를 통해 코로나 효과를 기존 및 신규 환자 간에 구분하여 분석 (Moreno et al., 2020)
 - 3 성별, 연령별, 소득별 이질성 분석
 - 4 정신질환 진단 빈도(intensive margin of mental illness diagnosis)와 정신 질환 총 의료 지출 분석
- 한국노동패널과 한국복지패널을 활용하여, 건강보험을 통해 식별된 정신질환 진단과 주관적 정신 건강 변수 간의 비교

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

공헌과 관련 문헌

- 1 코로나가 정신질환 진단 및 치료에 미친 영향 최초로 분석
- 2 코로나 기간 정신건강 변동: Banks and Xu (2020); Cheng et al (2022); Pierce et al (2020)
 - ⇒ 주관적 정신건강, 특정 그룹 집중, 데이터 문제(표본선택 이슈 등)
- 3 우리나라의 독특한 특성 이용: Morgan and James (2023); Brooks et al (2020)
 - ⇒ 전국적 봉쇄조치가 없어 코로나의 효과 식별 용이

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 4 / 17

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

정신건강 관련 재정 규모

- 보건 분야 예산 중 약 3/4은 건강보험 부문에, 약 1/4은 보건의료 부문에 지원
 - ▶ 보건의료 부문 내 정신건강 사업군은 2022년 3,155억원 대비 16억원(0.5%) 증가한 3,171억원으로 보건의료 부문의 예산 중 7.0% 수준으로 매우 미약

<표 1> 보건 분야 내 정신건강 사업군의 예산 현황 및 비중 (단위: 억원, %)

구분	2022년	2023년	증감액	증감률	비중
보건 분야	168,283	169,658	1,375	0.8	100
- 건강보험 부문	119,242	124,102	4,860	4.1	73.1
- 보건의료 부문	49,041	45,556	△3,485	△7.1	26.9
정신건강 사업군	3,155	3,171	16	0.5	7.0

주: 2022년 예산은 본예산 기준임
 자료: 2023년도 보건복지부 소관 예산 및 기금운용계획 개요

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 5 / 17

정신건강 증진 관련 정부 정책

- **정신건강 관련 사업 및 예산 구성:**
 - ▶ 정신의료서비스 및 당사자 지원, 정신건강증진시설 확충, 정신건강연구개발사업, 자폐혼합형디지털치료제개발 등으로 사업 구성 됨
- 정부는 정신질환자의 발생과 고립에 따른 증상악화, 범죄화를 예방하기 위해 정신질환의 예방부터 응급대응, 치료 후 재활까지 전 주기 정신건강 대책 추진
 - ▶ 2024년부터 고, 중 위험군을 대상으로 정신 상담 서비스를 지원하고, 4년간 100만명으로 이를 확대
 - ▶ 2025년부터 실시되는 정신건강검진 주기 단축(10년에서 2년) 및 검진 질환군 확대(우울증에 조현병 등 추가) 정책과 맞물리길 기대

자료특징

- 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS) 맞춤형 건강정보자료
 - ① 코로나 전후의 기간을 포함한 우리나라 전체를 대표하는 인구 집단을 분석
 - ② 환자가 어떤 질병으로 진단받았는지 한국표준질병·사인분류(KCD)의 소단위 질병분류코드를 통해 관찰
 - ③ 코로나 기간동안 발생할 가능성이 큰 표본 추출 편의 문제를 최소화

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

자료특징

- 국민건강보험공단(National Health Insurance Service: NHIS) 맞춤형 건강정보자료
 - ① 코로나 전후의 기간을 포함한 우리나라 전체를 대표하는 인구 집단을 분석
 - ② 환자가 어떤 질병으로 진단받았는지 한국표준질병·사인분류(KCD)의 소단위 질병분류코드를 통해 관찰
 - ③ 코로나 기간동안 발생할 가능성이 큰 표본 추출 편의 문제를 최소화
- 주요변수
 - ▶ 종속변수: 한 달 동안의 정신질환 진단 여부(KCD Code F00-F99)
 - ▶ 통제변수: 연령, 성별, 월별 더미

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 7 / 17

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

자료특징

Month	Pre-Covid (Red)	During-Covid (Purple)
1	0.00	0.01
3	0.00	0.00
5	0.15	0.03
7	0.00	0.24
9	0.00	0.19
11	0.00	0.18

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 8 / 17

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점				
---	--	--	--	--

주요 기초 통계량

	코로나19 이전		코로나19 이후	
	Mean	SD	Mean	SD
Pr(정신질환 진단)	0.024	(0.152)	0.028	(0.164)
주요 통제변수				
연령	42.038	(20.327)	43.538	(20.321)
남성	0.501	(0.500)	0.501	(0.500)
월별 보험료(10,000원)	13.008	(12.819)	13.948	(13.751)
전체 관측치	10,951,476		21,902,952	

주: 각 변수에 대한 정의는 본문에 기재되어 있음
 자료: 국민건강보험 맞춤형 자료, 2019-2021

김평식, 김동영	코로나와 정신건강	9 / 17
----------	-----------	--------

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점				
---	--	--	--	--

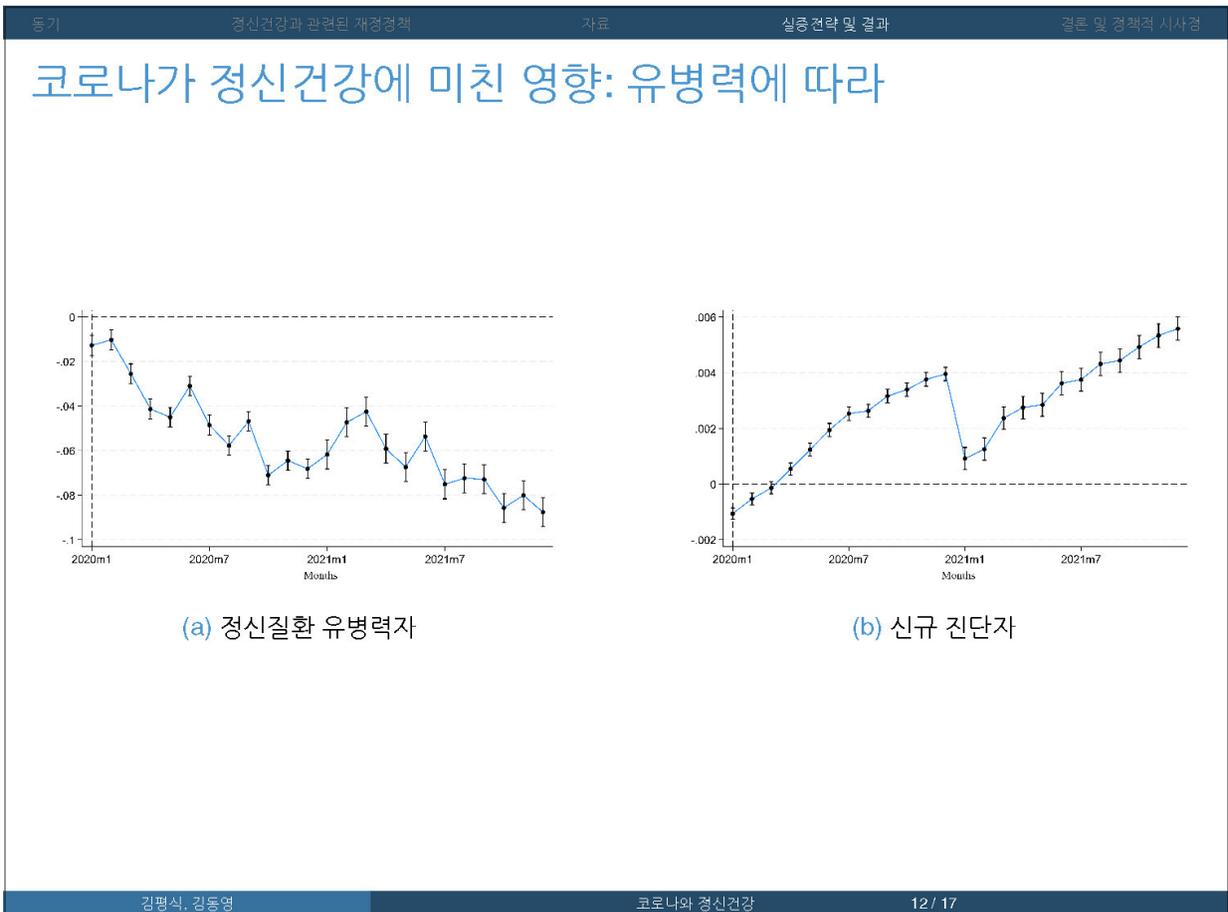
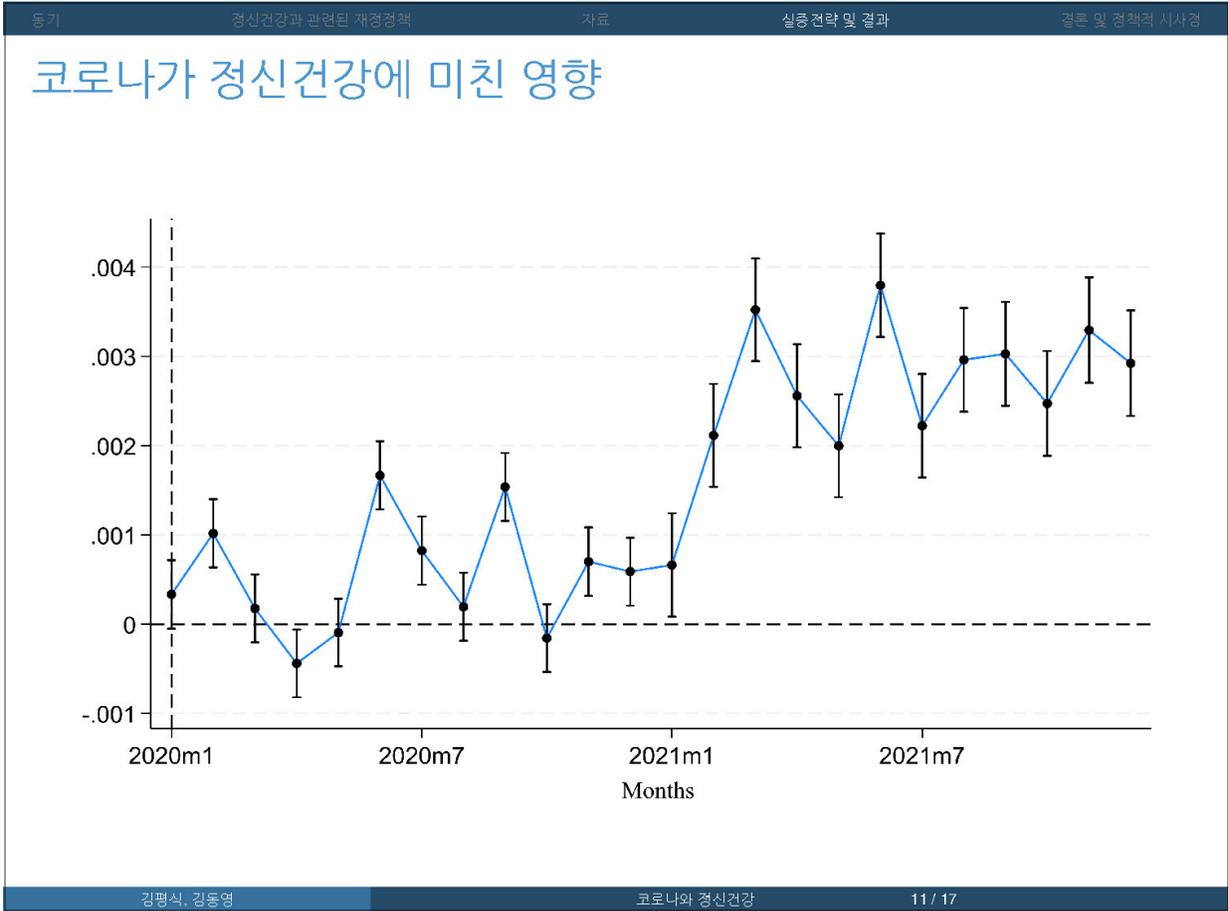
실증전략

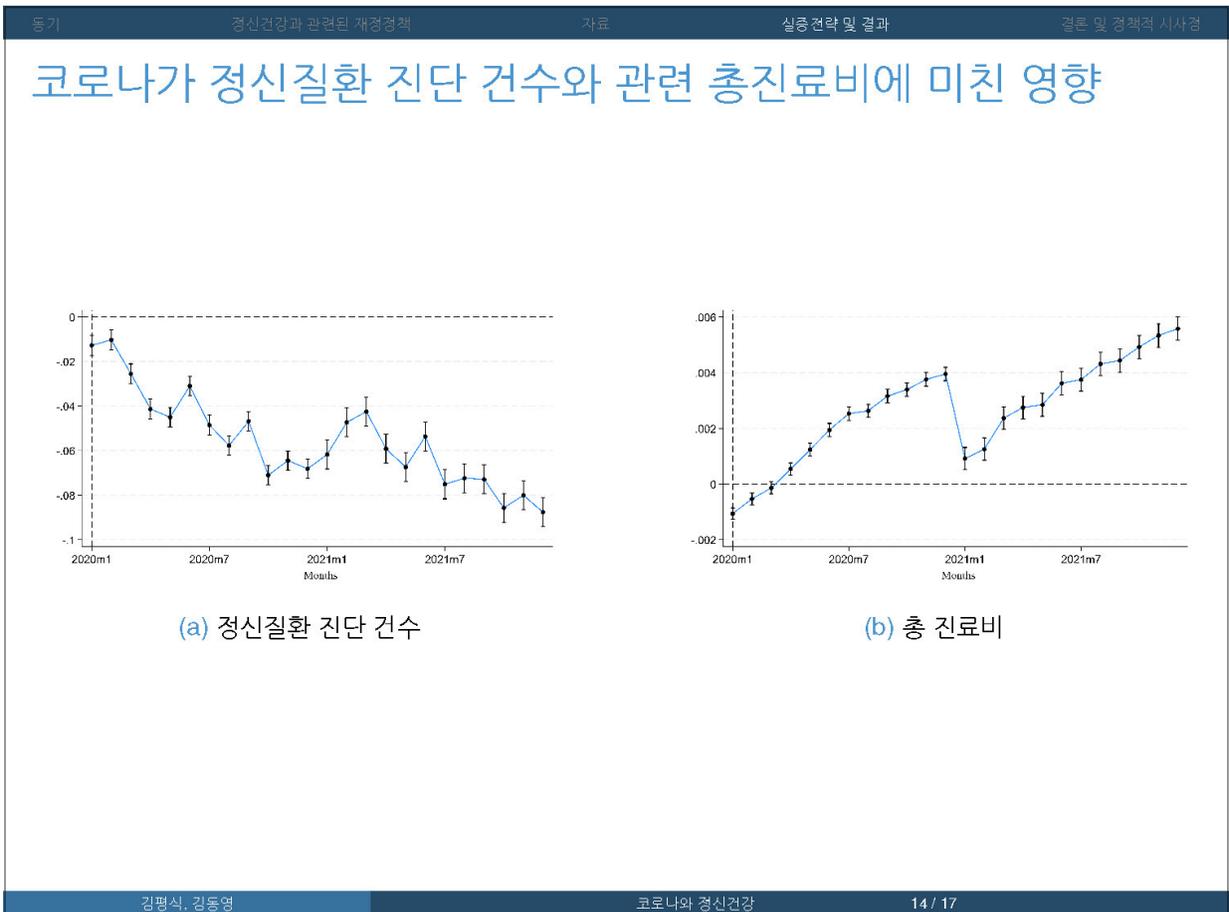
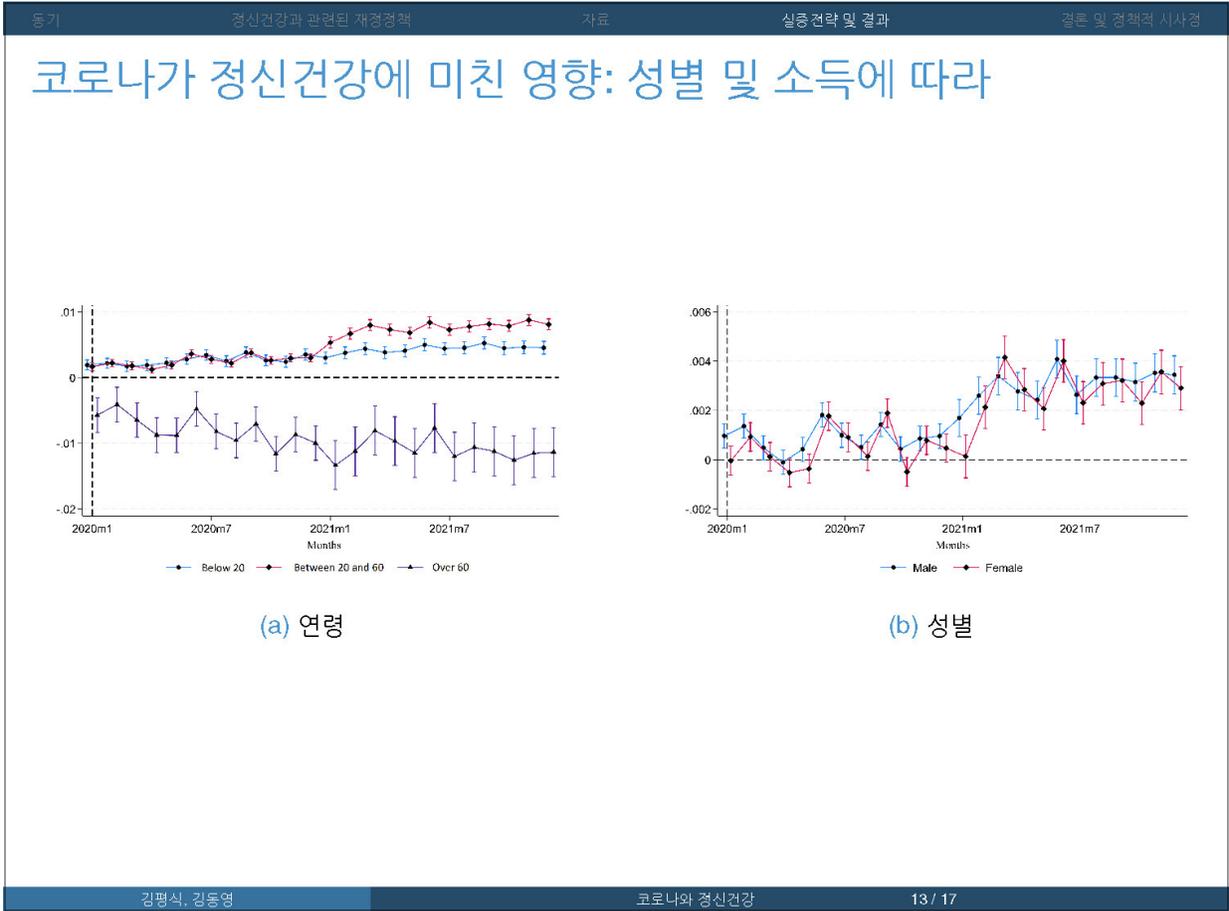
- 다음과 같은 패널고정효과 이벤트 스터디 모형(an event-study framework)으로 추정 (O'Connell et al., 2022):

$$y_{imt} = \alpha + \sum_{t=2020}^{2021} \sum_{m=1}^{12} (\beta_{mt} \times Covid_t) + \gamma' X_{it} + \lambda_m + \mu_i + \varepsilon_{imt} \quad (1)$$

- ▶ y는 개인 i가 m월 년도에 정신질환(F00-F99) 관련으로 의료서비스를 이용하였는지 여부
- ▶ COVID 더미변수는 관측된 기간이 2020년 1월부터 2021년 12월 사이에 위치한다면 1 그렇지 않다면 0을 부여

김평식, 김동영	코로나와 정신건강	10 / 17
----------	-----------	---------





동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

정신질환 진단과 다른 정신건강 측정치 간 비교: 실증전략

- 2019년부터 2021년까지 한국 복지패널조사(KOWEPS)와 한국 노동패널조사(KLIPS)를 사용하여 주관적 정신건강을 분석
- 연도별 이벤트 스터디 모형:

$$y_{it} = \delta + \sum_{t=2020}^{2021} \theta_t Covid_t + \gamma' X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 15 / 17

동기 정신건강과 관련된 재정정책 자료 실증전략 및 결과 결론 및 정책적 시사점

정신질환 진단과 다른 정신건강 측정치 간 비교: 결과

	Pr (정신질환 진단)	CES-D 점수	Pr(우울)	Pr (자살충동)	행복도	삶의 만족도
<i>COVID</i> ₂₀₂₀	0.0020*** (0.0003)	0.3813** (0.1387)	-0.0059 (0.0059)	-0.0042 (0.0030)	-0.0739*** (0.0174)	-0.0212 (0.0177)
<i>COVID</i> ₂₀₂₁	0.0065*** (0.0005)	0.7078** (0.2381)	0.0018 (0.0099)	0.0030 (0.0053)	-0.1685*** (0.0313)	-0.0914*** (0.0320)
데이터 출처	NHIS	KOWEPS		KLIPS		
코로나 이전 평균	0.0235	42995	0.0839	0.0193	6.5451	6.3174
N	32,853,972	33,210		61,278		

김평식, 김동영 코로나와 정신건강 16 / 17

결론 및 정책적 시사점

주요 결과:

- 코로나 기간 기존 정신질환 병력이 있는 경우 후속 치료를 적게 받았고,
- 새롭게 정신질환 진단 및 치료를 받은 경우가 크게 증가

결론 및 정책적 시사점

주요 결과:

- 코로나 기간 기존 정신질환 병력이 있는 경우 후속 치료를 적게 받았고,
- 새롭게 정신질환 진단 및 치료를 받은 경우가 크게 증가

정책적 시사점:

- 1 코로나 기간 정신건강이 가장 악화된 집단을 잘 선별하여 지원 필요
- 2 정신건강이 악화 된 원인 파악 필요
 - ▶ 소득 악화, 사람들과의 접촉 감소, 공공장소 접촉에 대한 공포 등 다양
- 3 코로나가 정신건강에 미치는 효과를 보다 장기적으로 살펴야 함
- 4 코로나 비확진자 역시 의료서비스를 꾸준히 보장

SESSION 1

제3주제

노동

...

1. 고용불안정성과 우울 및 자살 생각의 관계에 관한 탐색적 연구
2. 청년층의 고용상태의 이행유형이 정신건강에 미치는 영향

고용불안정성과 우울 및 자살 생각의 관계에 관한 탐색적 연구

An exploratory study on the relationship between job insecurity, depression, and suicidal ideation

조영민(이화여자대학교)

김주현(이화여자대학교)

본 연구는 불안정노동에 대한 노출이 근로자의 우울 및 자살 생각에 미치는 영향을 탐색하는 것을 목적으로 한다. 한국복지패널(KoWePS) 12차부터 18차까지의 자료를 활용하였으며, 다중회귀분석과 생존분석(survival analysis) 중 Kaplan-Meier 추정과 반복 사건 Cox 모형을 적용하여 불안정노동과 우울 및 자살 생각의 관계를 종단적으로 분석하였다. Kaplan-Meier 생존 함수 분석 결과, 고용불안정 시기가 가장 긴 집단에서 자살 생각을 한 비율이 더 높았고, 해저드 함수 분석에서는 고용불안정을 경험하지 않은 집단의 자살 생각 리스크가 더 낮으며 시간이 지날수록 자살 생각 리스크도 함께 하강하는 것을 확인하였다. 반면, 고용불안정을 길게 지속한 집단의 자살 생각 리스크는 시간이 지날수록 상승하였다. 다중회귀분석 결과 불안정노동은 우울 수준과 유의미한 관계가 있었다. 반복 사건 Cox 모형 결과, 모형은 유의하게 분석되었지만 자살 생각에 미치는 요인에서 불안정노동에 대한 노출은 유의한 요인이 아니었으며 우울 수준 변수만이 유의하였다. 본 연구는 이러한 연구 결과에 기초하여 사회복지적 함의점을 제시하였다.

제1절 서론

1. 서론

한국 사회의 높은 자살률은 이미 널리 알려진 사실이며 자살 문제에 대한 사회적·학술적 관심도 매우 높아진 상황이다. 특히, 경제적 문제는 자살의 중요한 원인이 될 수 있으며 이 중에서 근로와 일자리는 경제적 영역의 질을 결정하는 핵심적인 부분이 될 수 있다. 고용불안정은 최근 한국의 노동시장 특성을 잘 나타내는 용어이다. 세계화로 인해 기업 및 국가 간 경쟁이 심화되고 최근의 경기침체로 고용형태가 다변화되면서 불안정성이 높은 고용 형태가 증가하기 때문이다(변금선·이혜원, 2018). 또한, 불안정노동에 종사하는 근로자들은 정부나 공공기관 등으로부터 제공되는 사회보장의 사각지대에 놓일 가능성이 높기 때문에 경제적 어려움을 벗어나기 쉽지 않은 경우가 많다(김태완 외, 2022).

불안정노동(precarious employment)은 근로자들의 심리사회적 웰빙에 다양한 영향을 주는 것으로 확인되고 있다(변금선·이혜원, 2018). 예를 들어, 해고의 위협이 높고 제도적 보호 수준이 낮은 등 불리한 요소가 많은 노동환경에 종사하는 근로자들은 우울감 등을 비롯한 다양한 심리사회적 어려움에 노출될 가능성이 높아진다(양정연·이준협, 2021). 나아가, 불안정한 노동조건은 일상적인 심리사회적 웰빙을 넘어서, 극단적인 형태로 볼 수 있는 자살 관련 생각이나 행동에도 영향을 줄 가능성이 있다(김재원, 2014).

실제로, 근로조건이 불안정성은 일터에서의 활동뿐만 아니라, 근로자의 일상과 삶 전체에 복합적인 영

향을 줄 수 있다(차선화·문다슬, 2022). 예를 들어, 고용이 지속되기 어려운 상황에 놓여 있거나 간접고용에 장기간 노출되는 경우 근로자는 일상적인 스트레스나 가족 관계나 사회적 관계 형성에도 어려움을 겪게 되고 이로 인해 우울 수준이 높아질 수 있다(김수영·하은솔·김영, 2020; 홍지숙, 2023). 이러한 맥락에서 불안정노동이 가지는 심리사회적 영향력으로 인해 근로자들은 심각한 우울감과 함께 자살생각이나 의도까지 가지게 될 가능성이 있다(전소담 외, 2020).

이렇듯, 불안정노동과 우울, 자살의 문제는 사회복지 및 노동복지 영역의 실천에 있어 중요한 함의를 가지지만, 관련된 국내·외 연구는 부족하다. 또한, 불안정노동과 우울, 자살 생각 사이의 관계를 종단적으로 설명하는 노력도 상대적으로 부족한 실정이다. 특히, 자살 생각 여부뿐만 아니라 이러한 생각의 발생까지의 걸린 시간을 모형 내에서 동시에 분석하는 것은 이러한 관계의 종단적 해석에 도움을 줄 수 있다. 불안정노동이 가지는 잠재적인 영향력을 살펴보는 것은 다양한 실천적·정책적 함의를 제공할 수도 있을 것이다. 따라서, 본 연구는 종단적 분석을 통해 불안정노동에 대한 노출이 우울과 자살에 미치는 영향을 입체적으로 살펴보는 것에 중점을 두고자 한다.

2. 연구목적과 연구문제

본 연구의 목적은 불안정노동에 대한 노출이 근로자의 우울과 자살 생각에 미치는 영향을 탐색하는 것이다. 더불어, 생존분석을 활용하여 불안정노동과 자살 생각의 관계를 종단적으로 분석하고자 한다. 이를 통해 불안정노동이 가지는 심리사회적 결과를 확인하고자 한다. 이러한 목적에 따라, 다음과 같은 연구문제를 수립하였다.

연구문제 1: 불안정노동의 수준은 우울에 영향을 주는가?

연구문제 2: 불안정노동과 우울은 자살생각에 영향을 주는가?

제2절 이론적 배경

1. 고용불안정

고용불안정(*precarious employment*)의 개념은 1980년 후반, ILO의 보고서 “*Precaire jobs in labour market regulation*”에 대해 Rodgers and Rodgers(1989)가 무엇이 일자리를 불안정하게 만드는지 규정하면서 사용되었다. 한국에서는 1997년 외환위기 이후, 신자유주의와 노동시장 유연화로 고용불안과 저임금을 특징으로 하는 비정규직이 사회적인 문제로 대두되었고(이종선, 2001), 2023년 통계청에 따르면 비정규직은 812.2만 명으로 37.0%의 비중을 차지하고 있다(통계청, 2024).

고용불안정을 정의하는 방법은 학자마다 상이하며, 국내외 연구들을 종합하여 협의적 정의와 광의적 정의로 나누어 볼 수 있다(김영아, 2019). 협의적 정의의 고용불안정은 비정규 형태를 불안정 고용으로 규정하는 방식이며, 대부분의 국내 연구에서 불안정성을 정규직에 대비되는 이분법적 정의를 바탕으로 규정하고 있다(반정호 외 2005; 백승호, 2014; 서정희·박경하, 2015; 이승윤 외, 2017; 이현욱, 2013; 최창곤, 2015). 하지만 이러한 정의는 정규직 형태 내에서도 고용 지속에 대한 확신성이 떨어지면서 고용 안정성이 낮은

경우의 불안정성을 간과할 수 있다. 또한, 비정규 형태 일자리에 있을지라도 일자리의 질이 좋은 경우를 열악한 상황에 있는 경우와 구분하지 못한다는 점에서 한계가 있다. 광의적 고용불안정의 정의는 고용 지속성은 불안정성을 구성하는 하나의 요소로 보고 고용의 질을 구성하는 모든 요인을 고려하는 방식이다(최혜지·정은수, 2018a; 최혜지·정은수, 2018b; 최혜지·정은수, 2018c).

불안정성의 프랑스어 어원인 *précaire*에서 파생된 ‘프레카리아트(*précarité*)’는 “미래, 기간, 지속성이 보장되지 않은 것, 불확실하고 금방이라도 변할 듯한 것, 단기적이거나 일시적인 것, 그리고 허약하고 약한 것”을 의미하여 1970년대부터 정치, 사회 학계 그리고 언론에서 사회적으로 빈곤하고 취약한 계층을 지칭하기 위해 사용되었다. Standing(2011)은 고용불안정 계급이 기존의 노동 계급과 어떻게 다른지 분석하였다. Standing의 프레카리아트는 불안정한(*precarious*) 프롤레타리아트(*proletariat*)를 의미하였으며, 전통적인 노동 계급과 다르게 임시직, 파트타임 노동자들로 구성되어 불안정한 고용 상태, 낮은 임금, 사회적 보호의 결여 등의 특징을 가진다. 이러한 프레카리아트의 출현이 사회 불평등을 심화시키고 있다고 주장하였다.

2. 고용불안정과 우울 및 자살

개인의 삶에서 일은 물질적·비물질적 욕구를 충족할 수 있는 중요한 수단이기에 고용유지를 예측할 수 없을 때 절망감, 우울감 등이 발생할 수 있다(정운경, 2021). 지금까지 선행연구들에서는 고용불안정과 정신건강의 관계에 대해서 스트레스와 관련된 이론들로 설명하고 있다.

Pearlin et al(1981)의 스트레스 과정 모델(Stress Process Model)은 스트레스를 구성하는 핵심 요인을 스트레스원, 매개요인, 스트레스의 발현이라고 보았다. 스트레스원은 스트레스 과정의 출발점이 되는 중대한 사건이거나 만성적인 생활 긴장이다. 이러한 스트레스원의 발생에서 스스로를 보호하고자 활용하는 것이 매개요인이다. 스트레스의 발현은 스트레스의 결과로 나타나는 다양한 반응을 뜻한다(정은경 외, 2015). Lazarus and Folkman(1984)는 스트레스-대처 평가 모델(Stress, Appraisal and Coping Model)을 설명하였다. 스트레스-대처 평가 모델에서는 자신이 가지고 있는 대처 자원보다 특정 상황이 상회한다고 판단되었을 때, 스트레스가 발생하고 결과적으로는 건강에 부정적 영향을 미친다고 본다(정운경, 2021). Benach et al(2014)는 고용불안정이 우울에 미치는 영향에 대해 스트레스와 건강의 관점에서 접근하면서 세 가지 차원으로 설명하였다. 하나는 육체적 그리고 심리적으로 열악한 근로환경이고 또 다른 하나는 저임금, 소득 단절과 사회안전망 배제 등을 포함하는 경제적 박탈, 마지막은 전문성과 자율성의 제약이다. 이러한 고용 불안이 근로자에게 스트레스를 유발하고, 건강상의 부적응으로 이어지는 것이다(변금선·이혜원, 2018; 정운경, 2021).

제3절 선행연구 검토

고용불안정에 관련한 연구 중 횡단자료를 이용한 연구들은 일반적으로 고용형태에 따라서 완전고용, 계속고용, 직접고용이 아닌 경우를 비정규직으로 정의한 후 비정규직과 정규직의 건강 결과의 차이를 분석한다. 종단자료를 이용한 경우는 정규직에서 비정규직으로의 변화에 초점을 맞추거나 정규직 지속 집단과 비정규직 지속 집단을 비교하는 방식으로 고용불안정을 측정한다(변금선·이혜원, 2018).

고용불안정과 자살과의 관련성을 심도 있게 다룬 연구는 많지 않다. Platt(1984)에서는 대부분의 연구 결과 자살군의 고용불안정과 직장의 문제가 비자살군보다 크게 나타나 고용불안정이 자살에 유의하게 영향을 미칠 수 있음을 나타냈다. 그러나, Chastang, Rioux et al(1998)에서 자살과 관련된 연구는 연구 진행시 표본이 매우 적고 사망 당시의 근로 형태를 알기 어렵기 때문에 고용불안정이 어떠한 경로를 거쳐 자살 발생에 얼마나 영향을 미치는지 밝히기 어렵다는 점을 시사하였다(김재원·권순만, 2014). Min et al(2015)은 불안정한 일자리에 있는 사람이 그렇지 않은 사람보다 자살 생각과 자살 시도를 할 가능성이 더 높음을 나타내었다. Seong et al(2021)에서는 불안정고용이 자살행동에 직접적인 영향을 미치지 않지만, 우울과 분노를 거쳐 자살행동으로 가는 간접적 경로에 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. Llosa et al(2024)는 임시직은 자살 생각을 예측하는데 중요한 위험 요인인 반면, 정규직은 보호 요인임을 밝혔다.

국내 연구에서는 실업률이나 비정규직의 비율 등이 자살률에 미치는 영향을 분석하거나 고용불안정성에 따른 자살 생각 또는 정신건강을 분석한 연구로 구분할 수 있다. 먼저, 전자의 경우 탁현삼 외(2023)에서 고용불안정 요인으로 실업률과 비정규직의 비율을 보았고, 경제적 통제변수로 1인당 GRDP와 소비자물가지수를 활용하였고 사회적 통제변수로 빈곤율, 이혼율, 여성의 경제활동 참여를 활용하였다. 종속변수인 자살률은 세대별로 보았으며 15~29세의 청년 세대, 30~59세의 중장년 세대, 60세 이상의 노년 세대로 분류하였다. 패널 FMOLS(fully-modified OLS) 공적분 회귀기법을 적용하여 2003년부터 2020년까지의 장기 상관관계를 분석하였는데 그 결과, 비정규직 비율의 상승은 모든 연령대에서 자살률 상승에 정적인 영향을 미치지만, 실업률의 경우 세대별로 차이가 났다. 중장년 및 노년 세대의 경우 실업률 또한 자살률을 높이지만 청년 세대의 경우는 자살률에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김재원(2014)은 20세 이상 35세 미만의 청년층에 대하여 2003년부터 2010년까지 16개 시·도 지역별 자살률에 미치는 영향을 살펴보았다. 독립변수는 비정규직 비율, 실업률, 1인당 지역 내 총생산이었고, 통제변수는 이혼율, 여성 경제활동 참가율, 사회보장 예산 비중, 빈곤율, 범죄율이었다. 합동최소자승법(Pooled OLS)으로 분석한 결과, 비정규직 비율이 자살률에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고 이때에도 실업률은 자살률에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 청년 세대의 경우 일자리 탐색기간이 사회 전체적으로 길어지기 때문에 실업보다 오히려 열악한 저임금 비정규직의 일자리를 받아들이기 어렵다고 해석할 수 있다. 고용불안정성에 따른 자살 생각을 분석한 연구 중 전소담 외(2020)은 가족기능의 조절효과를 분석하였다. '사회적 관계 내에서 자살을 경험한 자살생존자의 정신건강 추적연구'의 자료를 활용하여 다중선형 회귀분석을 적용한 결과, 정규직, 비정규직, 무직 별로 자살 생각과 유의한 연관성이 있었다. 무직이 가장 높은 자살 생각을 그 다음으로는 비정규직이 높은 자살 생각을 가진 것으로 나타났다. 이는 김재원(2014)과 탁현삼 외(2023)과는 상반된 결과이다. 가족 기능의 조절효과는 유의한 것으로 나타나 불안정한 고용상태가 자살 생각에 영향을 미치는 관계에서 가족기능이 완충작용을 함을 보고하였다.

이 외에 자살의 대리지표로 작용할 수 있는 우울이나 정신건강에 미치는 영향을 분석한 연구 중 양정연과 이준협(2021)은 한국복지패널 8차부터 14차 자료를 활용하여 최소자승회귀분석으로 고용불안의 누적·반복 패턴을 살펴보았다. 그 결과 일회성의 고용불안 경험으로 우울 및 자아존중감의 악화는 발견되지 않았고 최근까지 연속하여 고용불안이 발생한 경우 정신건강의 악화 양상이 부분적으로 나타났다. 이윤수(2020)는 종사상 고용불안정성과 더불어 인식된 고용불안정성이 자신감과 우울증에 어떠한 영향을 미치는지 실증분석하였고 그 결과, 인식된 고용불안은 자신감을 약화시키고 우울증을 심화시키는 반면 종사상 지위에 따른 고용불안은 자신감과 우울증 모두 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못하였다. 변금선과 이

혜원(2018)은 한국복지패널의 6차 및 7차 자료를 활용하여 고용상태 및 고용상태 변화가 우울수준에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 두 변수 모두 우울수준을 증대시키는 요인이었으며 특히 고용상태보다는 고용상태의 변화가 우울수준을 증대시키는 것을 확인하였다. 노병일과 손정환(2011)은 비정규직 근로자의 정신건강에 대하여 사회적 배제의 매개효과를 보았다. 조사대상자가 우울을 경험하는 정도는 보통 수준보다 약간 낮았으며 사회적 배제를 경험하는 정도도 보통 수준보다 약간 낮았지만 사회적 배제가 우울과 정적으로 관련이 있었다. 이와 같이 고용불안정이 우울에 영향을 미치는지 분석한 연구의 결과는 혼재되어 있다.

제4절 연구방법

1. 분석자료 및 분석대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교의 한국복지패널(KoWePS) 제12차 자료(2017년)부터 제18차 자료(2023)까지의 7개년도 자료를 이용하고자 한다. 한국복지패널은 2023년 총 7,654가구가 조사 완료된 규모가 크고 전국을 대표하는 패널조사로 신뢰할 수 있고 편리하게 활용 가능한 통계자료를 일관성 있게 생산하고 있다. 분석 대상은 12차 년도의 경제활동인구 중 자살 생각 여부 문항에 대하여 일곱 개년도 모두 결측 없이 조사 완료된 4,945명으로 선정하였다. 분석 자료는 자살 생각에 대하여 반복 측정된 데이터(recurrent data) 총 5,103개의 관측치로 변환되었다. 분석에 쓰인 프로그램은 SPSS 26버전과 Stata SE 18버전이 사용하였다.

2. 분석방법

다중회귀분석(multiple regression analysis)은 종속변수와 독립변수가 하나씩 있는 단순선형회귀모형(simple linear regression)에서 다음과 같이 설명변수가 2개 이상인 경우를 뜻한다. 이때, x 와 y 의 선형관계를 결정하는 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 가 모수(parameter)이며, 실제 관측되는 y_i 와 모형에서 추정된 선형관계 직선상의 점($\beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_{ki}$)의 차이를 나타내는 e_i 는 오차항(error term)이다. 가장 널리 쓰이는 추정방법인 최소제곱(OLS: ordinary least squares)은 잔차(residuals)인 $y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1x_1 + \hat{\beta}_2x_2 + \dots + \hat{\beta}_kx_{ki})$ 의 제곱합을 최소화시키는 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ 를 선택하는 방법이다(민인식, 2020).

$$y_i = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \dots + \beta_kx_{ki} + e_i$$

생존분석(survival analysis)은 사건의 발생과 발생까지의 걸린 시간을 설명하고 예측하는 통계적 방법이다. 로짓(logit) 또는 프로빗(probit) 등의 모형은 사건의 발생만을 고려하지만 생존분석은 사건의 발생 뿐만 아니라 발생까지의 걸린 시간을 모형 내에서 동시에 분석한다는 점에서 차별화가 된다. 일반적으로 생존분석에서 종속변수인 사건 발생은 절단(censoring) 구조로 나타나며, 사건이 마지막 관측 시점까지 발생하지 않는 경우인 우측 절단(right-censoring)이 주로 나타난다. 좌측 절단(left-censoring)은 관찰 시작 시점보다 더 이른 시점에서 시작 시점이 존재하는 것이다.

미리 함수 형태를 가정하지 않아 추정해야 할 모수(parameter)가 없는 비모수적(nonparametric) 생존분석에는 Kaplan-Meier 추정이 있다. 비모수적 추정은 다음과 같고, d_i 는 t 시점에 사건이 발생한 횟수이며, n_i

는 t 시점 직전까지 살아남은 숫자로 t 시점에 사건 발생이 가능한 숫자이다. 설명변수가 범주형인 경우에는 Klein and Moeschberger(2003)과 Mantel and Haessel(1959)이 제시한 log-rank test로 범주 간 생존함수 차이 또는 해저드 함수 차이가 있는지 유의하게 비교할 수 있다. 이 log-rank 검정은 범주 간 해저드 함수가 비례적일 때 검정력이 크다고 알려져 있다. 한편, Breslow(1970)과 Gehan(1965)이 제시한 Wilcoxon 검정은 가중치 $W(t_i)$ 를 고려하기에, 비례적 해저드를 가정할 필요가 없다는 장점이 있다. 이와 같은 비모수적 추정에는 설명변수가 생존함수나 해저드 함수에 미치는 영향을 추정하기는 쉽지 않지만, 사건발생까지 걸린 시간(time)과 사건발생 여부(censor) 변수만 있다면 충분하다.

$$\hat{h}(t) = \frac{d_i}{n_i}$$

준모수적(semi-parametric) 또는 모수적(parametric) 모형은 일반적인 회귀모형과 유사한 형태로 생존함수 또는 해저드 함수를 추정할 수 있다. 준모수적 생존분석은 해저드 함수를 설정할 때 모수적 부분과 비모수적 부분을 결합하며, 대표적으로 Cox 회귀모형이 있다. Cox 모형은 베이스라인 해저드가 비모수적, 즉 특정한 분포 함수에서 도출되는 형태가 아니라고 가정하고, 다음과 같이 $a_0 \equiv h_0(t)$ 의 비모수적 부분과 $\exp(x\beta)$ 의 모수적 부분의 곱으로 표현된다. 이때, 일반적인 회귀모형과 다른 것은 $x\beta$ 에 상수항이 제외된다는 것이다. 반복 사건 발생(repeated events) 생존분석 데이터에서 Cox 모형을 추정하는 방법 중 Lin and Wei(1989)가 제안한 공분산 행렬 수정을 통해 반복 사건 발생 모형을 고려하는 방법이 있다. 추정량의 공분산 행렬(covariance matrix)을 수정하여 수정된 공분산 행렬에서 추출한 표준오차를 이용해 유의성 검정을 실행하는 것이다(민인식, 2023).

3. 변수

1) 종속변수

한국복지패널에서는 정신건강과 관련하여 우울 척도와 자아존중감 척도로 구성되어 있으며, 우울 척도는 CESD-11을 활용하여 구성되어 있다. 이 11개 문항들을 사용하여 코딩하였을 때, 우울에 대한 인식 점수는 계산된 값이 높을수록 우울감이 높다고 평가할 수 있으며 17점 이상이면 우울증을 의심해볼 수 있다.

자살 생각에 대해서는 “귀하께서는 조사일 현재를 기준으로 지난 한 해 동안 자살하는 것에 대해 진지하게 생각한 적이 한 번이라도 있습니까?”라는 설문으로 자살 생각 여부를 묻고 있다. 이 외에도 자살 계획이나 자살 시도 등과 같은 문항도 있지만, COVID-19로 인해 15, 16, 17차년도에서 삭제되었다. 자살 생각은 자살시도를 하기 전에 나타나는 자살에 대한 생각으로, 단순히 자살에 대해 생각하는 것부터 분명한 자살 의도를 가지고 구체적 계획을 세우는 것까지를 포괄하는 개념이기도 하다(J.A. Bridge et al, 2006). 또한, 종단연구를 위해 자살에 관한 다양한 문항 중 자살 생각 문항을 선정하였고, 자살 생각이 있으면 1, 없으면 0으로 코딩하였다.

〈표 2〉 종속변수

우울에 대한 인식 점수	점수가 높을수록 우울감이 높다고 평가. 17점 이상이면 우울증 의심
자살 생각	자살 생각 없음 = 0, 자살 생각 있음 = 1

2) 독립변수

독립변수는 고용관계, 근로시간 형태, 근로계약기간 설정 여부, 근로지속가능 여부로 구성하였고, 이 중 하나라도 비정규직 특성에 해당하면 고용불안정으로 보았다. 즉, 직접고용이 아니거나, 전일제가 아니거나, 무기계약이 아니거나, 지속가능하지 않으면 고용불안정으로 구분하였다. 이와 같이 조작한 고용불안정에 대하여 분석 시기 7년 동안 지속 기간이 정규분포를 띄지 않았고, 지속 기간별로 비슷한 빈도이지도 않았다. 또한, 어떤 차수의 고용불안정은 앞 또는 뒤의 차수와 동질성이 있다고 판단되었다. 예를 들어, 7년 동안 고용불안정을 5년 지속한 사람은 고용불안정을 4년 지속한 사람 또는 6년 지속한 사람과 비슷한 특성을 띠 수 있다. 이에 세 집단으로 나누어 고용불안정을 한 번도 경험하지 않은 집단(n=689), 고용불안정을 1년에서 3년 지속한 집단(n=507), 고용불안정을 4년에서 7년 지속한 집단(n=604)으로 구분하였다.

〈표 3〉 독립변수

고용불안정	분석기간 7년 동안 고용불안정을 한 번도 경험하지 않음 = 0, 분석기간 7년 동안 고용불안정을 1년에서 3년 동안 지속함 = 1, 분석기간 7년 동안 고용불안정을 4년에서 7년동안 지속함 = 2
-------	---

3) 설명변수

설명변수는 선행연구에 따라 우울 수준 및 자살 생각에 영향을 줄 수 있는 요인으로 구성되었다. 종단 연구 특성상 12차년도인 2017년을 기준으로 설정하였고 성별(남성=1), 12차년도의 조사 시점인 2016년 기준 연나이인 연령이 포함되었고, 가처분소득을 기준으로 한 소득수준, 교육수준(고등학교 졸업 미만=1), 7개 권역별 지역(서울=1), 배우자 유무(유배우자=1), 장애 유무(장애인=1)로 구성하여 다음 <표 3>과 같다.

〈표 4〉 설명변수

성별	여성 = 0, 남성 = 1
연령	2016년 기준 연나이 (12차년도 조사 시점 2016년)
소득수준	가처분소득
교육수준	고등학교 졸업 미만 = 1, 고등학교 졸업 = 2, 전문대학 졸업 = 3, 대학교 졸업 이상 = 4
지역	비수도권 = 0, 수도권 = 1
배우자 유무	무배우자 = 0, 유배우자 = 1
장애 유무	비장애인 = 0, 장애인 = 1

제5절 연구결과

1. 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성을 살펴보면, 다음과 같다. 여성과 남성의 비율은 절반 정도로 비슷했으며, 평균 연령은 52.40세였다. 평균 소득수준은 가처분소득 기준 연 5,000만 원대였지만 -8,000만 원에서 7억 7,000만 원까지 표준편차가 크게 났다. 고용불안정별로도 눈에 띄는 차이가 났는데, 7년 내내 고용불안정을 경험하지 않은 집단의 소득수준 평균 약 7,047만 원이었고, 1년에서 3년 지속한 집단은 평균 약 6,219만 원, 4년에서 7년 동안 지속한 집단은 평균 약 4,578만 원이었다. 지역은 인천/경기(20.3%)가 가장 많았으며, 그 다음으로는 광주/전남/전북/제주(19.2%), 부산/경남/울산(17.0%), 서울(13.3%) 순이었고 비수도권이 수도권 보다 약 두 배 가량 많았다. 우울에 대한 인식 점수는 17점 이상이면 우울증으로 의심해볼 수 있는데 평균 4.43점이었다. 배우자유무는 무배우자보다 유배우자가 2배 이상 많았으며, 조사대상자 중 장애를 가진 사람의 비율은 6.3%이었다.

〈표 5〉 일반적 특성

성별	여성	2,523 (51.0%)
	남성	2,422 (49.0%)
연령		52.40 (15.23)
소득수준		5,062.03 (3668.58)
교육수준	고등학교 졸업 미만	478 (9.7%)
	고등학교 졸업	1,577 (31.9%)
	전문대학 졸업	630 (12.7%)
	대학교 졸업 이상	1,014 (20.5%)
지역	비수도권	3,285(66.4%)
	수도권	1,660(33.6%)
우울에 대한 인식 점수		4.43 (6.42)
배우자 유무	무배우자	1,402 (28.4%)
	유배우자	3,543 (71.6%)
장애 유무	비장애인	4,631 (93.7%)
	장애인	314 (6.3%)
N		4,945

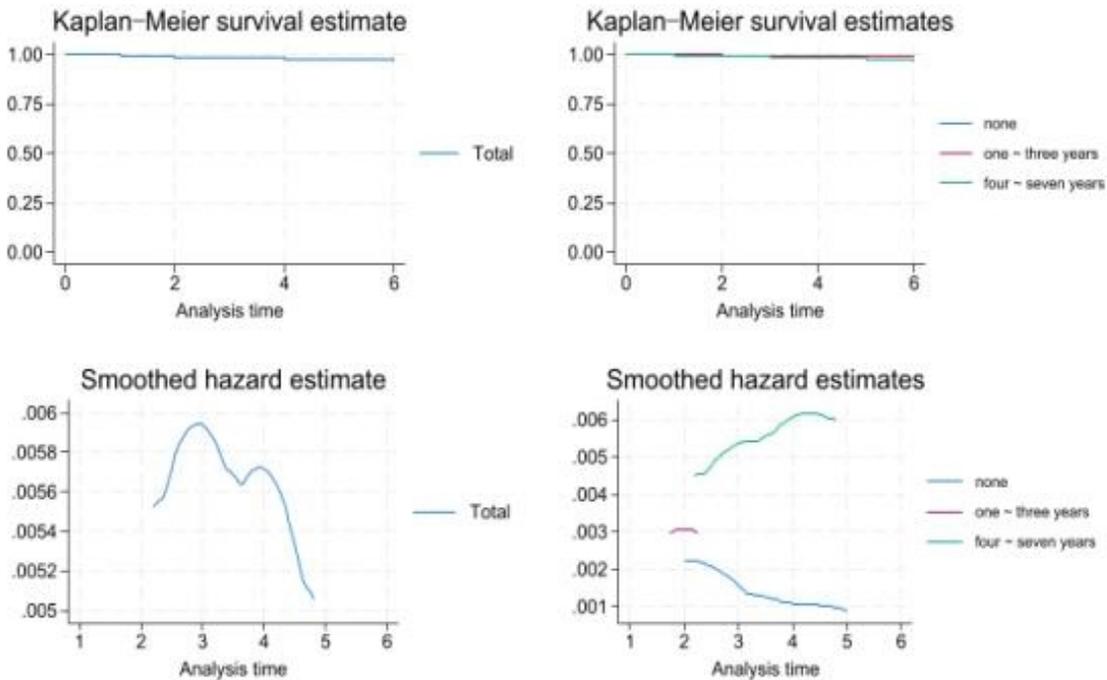
2. Kaplan-Meier 추정

고용불안정의 지속 기간에 따른 자살 생각의 추세를 보기 위해 Kaplan-Meier 생존함수 및 해저드 함수를 [그림 1]과 같이 나타내었다. 먼저 생존함수의 x축은 시간(year)을 나타내며, y축은 생존율 즉, 자살 생각을 하지 않은 비율을 나타낸다. 그래프는 계단형 곡선으로 나타나는데 자세히 보면 아주 미미하지만, 분석 시기 7년 중 고용불안정의 상태로 1년에서 3년 지속한 경우는 고용불안정 상태를 겪지 않은 경우와 거의 완벽하게 겹쳐져 있고, 고용불안정을 4년에서 7년을 지속한 경우 생존율이 약간 낮은 것을 볼 수 있다. 다시 말해 고용불안정 시기가 가장 긴 집단이 자살 생각을 한 비율이 더 높다는 것이다. 고용불안정 그룹 간 생존함수에 대하여 Log-Rank 검정을 통해 집단 간 K-M곡선의 차이가 통계적으로 유의미한 차이로 확인되었으며($\chi^2=13.79$, $Pr>chi2=0.0010$), Wilcoxon 검정을 통하여도 통계적으로 유의미한 차이가 있음이 확

인되었다($x^2=13.79$, $Pr>chi2=0.0010$).

또한, 해저드 함수는 x축은 시간(year)을 나타내고, y축은 해저드율(hazard ratio) 즉, 시간 단위 당 사건 발생의 위험을 나타낸다. 전체 데이터의 Kaplan-Meier 해저드 함수를 보면 잠깐의 상승은 있지만 시간이 흐를수록 전반적으로 해저드 함수가 감소하는 형태를 가지고 있다. 고용불안정 지속 기간별로 보면 한 번도 고용불안정을 겪지 않은 집단은 고용불안정을 겪은 집단과 만나지 않을 정도로 떨어져 있으며 이는 고용불안정을 경험하지 않은 집단의 자살 생각 리스크가 더 낮다는 것을 확인할 수 있고 심지어, 시간이 지날수록 자살 생각 리스크도 함께 하강하는 것을 나타내었다. 한편, 고용불안정을 분석 시기 7년 중 1년에서 3년 동안 지속한 경우는 4년에서 7년 지속한 경우보다 자살 생각 리스크가 더 낮았지만, 표본의 수가 작아 끊겨있었다. 고용불안정을 4년에서 7년 지속한 집단의 자살 생각 리스크는 가장 크고 시간이 지날수록 상승하는 것을 확인할 수 있었다.

[그림 1] 고용불안정 지속 기간별 Kaplan-Meier 생존함수 및 해저드 함수 그래프



3. 다중 회귀 모형과 반복 사건 Cox 모형

<표 6>은 우울에 대한 인식 점수를 종속변수로 하는 다중 회귀 모형 분석 결과를 제시하였다. 분석 결과, 우울에 대하여 고용불안정은 유의한 변수임을 알 수 있었다. 이외에도 성별, 교육수준-고등학교 졸업, 교육수준-대학교 졸업 이상, 지역, 배우자유무, 장애유무 또한 우울에 영향을 미쳤다. 다시 말해, 고용불안정을 1년 지속할 때, 우울에 대한 인식 점수가 1.444점 증가하였으며, 남성은 여성보다 1.322점 낮았고, 고등학교 졸업 미만보다 고등학교를 졸업하였을 때 1.773점 감소하였으며, 전문대학 졸업 보다 대학교 졸업 이상하였을 때 우울에 대하여 1.872점이 유의하게 감소하였다. 비수도권에 사는 경우 보다 수도권에 살 때 0.867점 증가하였고, 무배우자인 사람 보다 유배우자인 사람에서 1.336점 감소하였으며, 비장애인 보다 장애인에게서 1.913점 유의하게 증가하였

다. 이를 통해, 우울에 대하여 고용불안정 지속 기간 뿐만 아니라 선행연구에서 밝혀졌던 인구사회학적 요인들 중 많은 변수들이 우울에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 6〉 모델1: 다중 회귀 모형 분석 결과

변수		전체	
		Coefficient	t
고용불안정		1.444	2.31*
성별 (기준: 여성)	남성	-1.322	-4.44***
연령		0.031	1.94
소득수준		-0.000	-1.85
교육수준 (기준: 고등학교 졸업 미만)	고등학교 졸업	-1.773	-2.30*
	전문대학 졸업	-1.080	-1.27
	대학교 졸업 이상	-1.872	-2.25*
지역 (기준: 비수도권)	수도권	0.867	3.05**
배우자 유무 (기준: 무배우자)	유배우자	-1.336	-3.89***
장애 유무 (기준: 비장애인)	장애인	1.913	2.46*
		F(10, 1603) = 12.92 Adj R-squared = 0.0688 Prob > F = 0.0000	

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

<표 7>은 자살 생각에 영향을 미치는 요인을 반복 사건 Cox 모형으로 분석한 결과를 Hazard Ratio와 계수(z)로 나타내었다. 자살 생각에 영향을 끼치는 요인은 우울 수준(p<.001)으로 나타났으며, 우울 수준이 높을수록 자살 생각을 할 확률이 높은 것으로 나타났다. 고용불안정 지속 기간은 자살 생각에 유의한 변수가 아니었으며, 나머지 인구사회학적 변수들도 자살 생각에 유의한 변수로 나타나지 않았다.

〈표 7〉 모델2: Cox 모형 분석 결과

변수		전체	
		Haz. ratio	z
고용불안정		1.126	0.76
성별 (기준: 여성)	남성	0.290	-1.96*
연령		1.016	0.55
소득수준		1.000	1.90
교육수준 (기준: 고등학교 졸업 미만)	고등학교 졸업	3.246	0.69
	전문대학 졸업	1.252	0.10
	대학교 졸업 이상	4.608	0.79
지역 (기준: 비수도권)	수도권	0.806	-0.33
우울에 대한 인식		1.107	4.02***
배우자 유무 (기준: 무배우자)	유배우자	0.812	-0.30
장애 유무 (기준: 비장애인)	장애인	1.888	0.66
		Wald chi2(11) = 114.37 Log likelihood = -175.5156 Prob > chi2 = 0.0000	

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

제6절 결론

1. 요약 및 논의

고용불안정성과 우울, 자살 생각 간의 관계에 주목한 기존의 국내 및 해외 연구들은 상대적으로 부족하였다. 이 세 변수 사이의 관계를 살펴보는 것은 불안정노동에 종사하는 근로자들에 대한 실질적인 정책적, 실천적 함의를 제공하기 위해 중요하다. 따라서 본 연구는 한국복지패널자료를 활용하여, 불안정노동이 우울과 자살에 미치는 영향에 대해 종단데이터를 활용하여 탐색적인 분석을 진행하였다.

연구결과에 따르면, 고용불안정성(간접고용, 시간제, 계약제, 지속가능) 수준은 근로자의 우울감에 유의미한 영향을 주었다. 이러한 결과는 고용불안정성과 우울 사이의 관계를 분석한 기존 연구의 결과와 조응하였다(김재원, 2014; 전소담 외, 2020). 고용불안정성에 대한 노출은 근로자의 심리사회적 웰빙에 영향을 줄 수 있으며, 결과적으로 높은 우울 수준으로 이어질 수 있음을 실증적 분석을 통해 확인한 것이다(Noah, 2015).

다음으로, 고용불안정성과 우울을 함께 투입한 모형에서는 우울이 자살 생각과 유의미한 관계를 가지게 됨을 확인하였다. 본 연구에서는 자살 생각 변수의 특성(예: 정규성 가정 미충족)으로 인해 매개효과 검증

을 하지는 못하였지만, 고용불안정과 우울 간의 유의미한 관계를 고려해 볼 때 고용불안정이 우울을 통해 자살 생각으로 이어질 수 있는 잠재적 가능성을 고려해 볼 수 있을 것이다. 이러한 우울 경로를 통한 간접효과의 존재 여부는 향후 연구에서 검증해볼 필요성이 있다.

끝으로, 기존 연구에서 제기하였던 주요 인구사회학적 변수들의 중요성을 재확인하였다(김재원, 2014; 전소담 외, 2020). 예를 들어, 남성은 여성보다 우울 수준과 자살 생각의 위험성이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 여성근로자들의 경우 불안정 노동에 종사함으로써 발생하는 스트레스적 요인들이 더 높음을 유추해볼 수 있는데 여성의 경우 근로불안정성에 대한 노출에 더 취약할 수 있으며 이들에 대한 사회적 보호가 충분치 않을 수 있음을 반증한다. 이처럼 취약 집단에 대한 심층적인 조사와 실천 계획 수립이 요구됨을 함의할 수 있다.

2. 사회복지적 함의

본 연구의 결과에 관한 함의를 사회문제에 대한 인식 확산, 사회정책, 사회운동의 관점에서 논의해보고자 한다.

첫째, 노동복지 분야에서 주로 다루는 이슈나 문제의 확대가 필요하다. 본 연구는 고용불안정성이 우울 및 자살 생각에 미치는 영향을 확인하였다. 하지만, 사회복지나 노동 관련 실천현장에서는 불안정노동의 이슈가 저소득이나 정규직/비정규직 간의 대립 등의 이슈에 비해 상대적으로 중요하게 다루어지지 않았다. 하지만, 최근 학계와 현장의 지속적인 문제제기로 인해 불안정노동에 대한 관심과 사회활동이 증가하는 추세에 있다. 이러한 관심과 활동은 불안정노동에 종사하는 근로자들의 여건 전반에 대한 개선뿐만 아니라, 이들의 심리사회적 웰빙에도 도움을 주어, 결과적으로 우울이나 자살의 위험성 예방에도 도움을 줄 수 있을 것이다. 다시 말해, 사회적지지 체계가 부족한 집단에 대해서 사회적 혹은 범정부적 차원의 개입이 필요하다는 것을 의미하며 이들에 대한 적극적인 정신건강사회복지 실천이 필요함을 함의한다.

둘째, 본 연구의 결과는 정책적 관점에도 논의할 수 있다. 예를 들면, 기존의 복지나 노동분야에서의 정책 수립에서는 저임금이나 비정규직, 혹은 계약직 등 단편적인 부분에 대한 지엽적인 정책 수단들이 파편적으로 이루어지는 경우가 적지 않았다. 하지만, 불안정한 노동에 대한 개선 노력은 개발 차원의 근로조건뿐만 아니라, 사회복지정책 차원에서 다양한 정부부처와 민간기관들의 적극적 협업이 전방위적으로 필요하다. 그러므로 향후 취약 노동계층에 대한 정책의 수립과 실행의 과정에서는 다차원적인 불안정성(지속성, 보호, 저임금, 단기간 등)과 관련성이 있는 다양한 주체들의 의견을 수렴하고 종합적인 대책 수립의 과정이 필요할 것이다.

끝으로, 본 연구의 결과는 사회운동 관점에서도 의의가 있다. 최근 사회복지 실천현장에서 지속가능과 인권, 다양성, 공정성 등의 가치를 실현하기 위한 사회적 관심과 운동이 확산하고 있다. 예를 들면, ESG(Environmental, Social, Governance) 가치와 개념을 도입하는 민간 및 공공기관들이 점차 증가하고 있다. 노동 관점에서 볼 때, ESG 경영을 도입한다는 것은 조직의 구성원인 근로자들이 겪는 불안정성 수준을 낮추어 인권과 공정성의 가치를 실현하고 이를 통해 사회적으로 긍정적인 기여를 도모한다는 의미일 것이다. 그러므로 근로불안정성이 가지는 우울 및 자살 생각에 대한 영향을 확인한 본 연구의 결과를 기반으로 지속가능성의 증진이라는 사회적 흐름의 확대에 노력할 필요성이 있다. 다시 말해, 근로자들의 불안정성에 노출을 최소화하고 지속가능한 근로환경과 사회적 분위기 확산, 그리고 공동체 형성을 위한 함의를 제공한다.

3. 연구의 제한점

본 연구는 서베이 자료를 활용한 양적 조사로써, 여러 한계점들이 존재한다. 먼저, 본 연구의 자료는 한국 국적을 가진 복지패널 응답자를 대상으로 한 설문조사로, 그 결과를 다른 사회나 인종, 민족, 시기 등으로 일반화하는데 한계가 있다. 다음으로, 본 연구는 서베이 자료를 활용하였기 때문에, 우울이나 자살 생각을 설명하는 다른 제3의 변수를 통제하지 못했을 가능성이 존재한다. 마지막으로, 본 연구의 주요 변수(불안정노동과 자살 생각)를 측정하는데 제한점이 있다. 본 연구에서는 불안정노동과 관련된 4개 조건만으로 측정하였기 때문에, 측정상의 한계가 있다. 그리고 자살 생각은 연구대상의 응답시점에서의 주관적 인식으로 매우 단편적으로 측정되었다. 끝으로, 불안정노동, 우울, 자살 생각 사이의 매개효과의 가능성이 있음에도 불구하고 이에 대한 정교한 분석이 수행되지 못하였다. 이처럼 이러한 다양한 한계점이 존재하기 때문에, 본 연구의 목적을 불안정노동과 자살 생각 간의 관계를 탐색하는 것으로 제한하였다. 그러므로 향후 연구들에서는 위에서 언급한 제한점을 충분히 고려하여 수행될 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 김경휘, 성은미. 2022. 「새로운 취약계층 현황과 대응방안 연구」. 한국보건사회연구원.
- 김수영 · 하은솔 · 김영. 2020. "노동의 불안정성에 대한 다차원적 고찰: 자발적 비정형 노동자의 사례를 통하여." 한국사회정책, 27(1), 89-127.
- 김영아. 2019. 「불안정 고용의 동태적 분석: 주관적 불안정성을 중심으로」. 한국노동연구원.
- 김재원 · 권순만. 2014. "지역별 고용불안정이 청년 자살률에 미치는 영향." 사회보장연구 30(2): 117-141.
- 김태완, 이주미, 김기태, 김문길, 임완섭, 조성은, 함영진, 정세정. 2022. 「새로운 취약계층 현황과 대응방안 연구」. 한국보건사회연구원.
- 노병일 · 손정환. 2011. "비정규직 근로자의 사회적 배제가 정신건강에 미치는 영향." 한국사회복지학 63(1): 113-135.
- 민인식. 2020. 「STATA : 기초통계와 회귀분석 = Statistics and Regression Analysis」. 경기도: 지필미디어.
- 민인식. 2023. 「STATA : 생존분석 = Survival analysis」. 경기도: 지필미디어.
- 반정호, 김경희, 김경휘. 2005. "청년취업자의 노동이동 및 고용형태 전환에 영향을 미치는 요인에 관한 연구." 한국사회복지학, 57(3), 73-104.
- 변금선 · 이해원. 2018. "고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정." 보건사회연구 38(3): 129-160.
- 백승호. 2014. "서비스경제와 한국사회의 계급, 그리고 불안정 노동 분석." 한국사회정책, 21(2), 57-90.
- 서정희, 박경하. 2015. "비정규 근로자와 자영업자의 불안정 노동: 불안정 노동 지표 구성과 고용형태별 추이." 한국사회정책, 22(4), 7-42.
- 양정연 · 이준협. 2021. "반복되는 고용불안 발생 패턴과 정신건강의 관계 연구." 보건과 사회과학 58: 151-176.
- 이경희 · 민인식. 2017. "가구와 주택특성이 거주기간에 미치는 영향." 국토연구 93: 75-91.
- 이승윤, 백승호, 김미경, 김윤영. 2017. "한국 청년노동시장의 불안정성 분석." 비판사회정책, 54, 487-521.
- 이윤수. 2020. "고용불안정성이 정신건강에 미치는 영향: 종사상 지위와 인식된 고용불안정성의 구분을 중심으로." 행정논총 58(4): 249-272.
- 이종선. 2001. "한국의 신자유주의적 구조개혁과 노동시장제도 변화 연구." 사회학 박사학위 논문, 고려대학교 대학원.
- 이현욱. 2013. "청년층 여성의 취업이동과 불안정 고용에 대한 연구." 한국도시지리학회지, 39, 105-118.
- 정은경, 하정화, 한경혜. 2015. "베이비 부머의 고용불안정이 건강에 미치는 영향: 통제감의 조절·매개효과를 중심으로." 보건사회연구, 35(3), 355-385.

- 정윤경. 2021. "고령근로자의 고용불안정 상태, 고용불안과 우울증상의 관계." 한국사회복지교육, 53, 1-25.
- 전소담 · 이진혁 · 송인한. 2020. "고용안정성이 자살생각에 미치는 영향: 가족기능의 조절효과 분석." 한국콘텐츠학회논문지 20(4): 553-563.
- 최창곤. 2015. "비정규직 노동시장 모형의 설계와 분석." 한국노사관계학회 학술대회, 서울.
- 최혜지, 정은수. 2018a. "고령 노동자의 불안정 노동과 삶의 질." 사회과학연구, 25(2), 217-237.
- 최혜지, 정은수. 2018b. "고령자의 불안정 노동 실태." 월간 복지동향, (233), 20-26.
- 최혜지, 정은수. 2018c. "프레카리아트화와 중고령 임금노동자의 정신건강." 비판사회정책, 60, 385-420.
- 차선화 · 문다슬. 2022. "고용 불안정성이 우울에 미치는 영향: 불안정 고용의 다차원적 개념을 중심으로." 한국콘텐츠학회논문지, 22(4), 677-688.
- 탁현삼 · 차준호 · 손종철. 2023. "고용불안정과 자살률의 장기 상관관계 연구: 세대별 비교 · 분석을 중심으로." 노동정책연구 23(3): 1-32.
- 통계청(2024), "경제활동인구조사", https://eboard.moel.go.kr/indicator/detail?menu_idx=5(접속일 : 2024.08.28.)
- 홍지숙. 2023. "항공서비스 산업 종사자의 직무 스트레스와 직무 불안정성, 우울감 간의 영향 관계: 긍정심리자본의 조절효과를 중심으로." 관광학연구, 47(1), 131-152.
- Lazarus R. S., Folkman S. 1984. 『Stress, appraisal and coping』. New York: Springer Publishing Company.
- Llosa, J. A., Iglesias-Martínez, E., Agulló-Tomás, E., Menéndez-Espina, S., & Oliveros, B. 2024. "The effect of precarious employment on suicidal ideation: A serial mediation model with contractual temporality and job insecurity". Economic and Industrial Democracy, 0(0).
- Min, K. B., Park, S. G., Hwang, S. H., Min, J.Y. 2014. "Precarious employment and the risk of suicidal ideation and suicide attempts". Prev Med. 72(6).
- Pearlin, L. I., Menaghan, E. G., Lieberman, M. A., & Mullan, J. T. (1981). "The stress process. Journal of Health and Social Behavior". 22, 337-356.
- Rodgers, Gerry, and J Rodgers. 1989. 『Precarious Jobs in Labour Market Regulation : The Growth of Atypical Employment in Western Europe.』. Geneva: ILO.
- Seong Y, Lee ES, Park S. 2021. "The Association between Unstable Employment and Suicidal Behavior in Young-Adult Precarious Workers". Psychiatry Investig. 18(7), 661-669.
- Standing, Guy. 2011. 『The precariat : the new dangerous class』. England: Bloomsbury Academic.

청년층의 고용상태의 이행유형이 정신건강에 미치는 영향

Transition of the Employment Status among Young People and Its Effect on Their Mental Health

김재승(성균관대학교 사회복지학과 조교수)

박명철(성균관대학교 사회복지학과 석사과정)

청년들의 고용환경은 점차 불안정해져 가고 있으며 이러한 고용환경의 변화는 이들의 취약한 정신건강을 더 악화시킬 수 있는 주요요인으로 작용할 수 있다. 그러나 청년층의 고용패턴의 장기적인 변화가 이들의 정신건강에 미치는 영향을 살펴본 연구는 제한적이었다. 본 연구는 복지패널 9차에서 18차까지의 데이터를 바탕으로(N= 1,181) 사건배열분석과 군집분석을 이용하여 청년층의 장기적인 고용상태의 변화양상과 패턴을 파악하고 이러한 패턴이 이들의 정신건강에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 전체표본으로 고용이행 유형을 살펴본 결과, 8개의 고용이행 유형이 나타났으며, 성별을 구분하여 살펴본 결과, 성별에 따른 이행유형의 차이가 존재하였다. 주로 비정규직 상태와 실업 상태의 이행유형이 정규직 유지 유형에 비해 우울이 높게 나타났으며, 비정규직 유형이 정규직 유형과 비정규직에서 정규직으로 이행한 유형에 비해 자아존중감이 낮게 나타났다. 실업과 비정규직 유형으로 인하여 악화된 정신건강은 남성에게서 더 뚜렷하게 나타났다. 여성들은 양육과 가사, 간병의 경험으로 인하여 다양한 고용이행 패턴을 보여줬지만 유형에 따른 정신건강의 차이는 크지 않게 나타났다. 본 결과를 토대로, 청년층의 불안정한 고용과 정신건강을 증진시킬 수 있는 정책적 함의를 제공하고자 한다.

제1절 서론

청년층의 고용환경은 점차 더 불안정성(*precariousness*)이 증가하고 있다. 세계화와 서비스 산업으로의 전환, 정보화 시대의 진입으로 인해 정규직, 평균이상의 소득과 사회보험을 제공하는 일자리가 줄어들고 비정규직을 포함한 불안정한 일자리가 증가하고 있다(Kalleberg, 2009, 2011). 특히 청년층에서는 NEET(Not in Education, Employment, and Training) 그룹이 차지하는 비중이 18.4%로 OECD 평균(13.4%) 보다 높게 나타나 청년층의 고용으로의 이행이 지연되고 있음을 시사하고 있다(OECD, 2023). 또한, OECD 국가들과 비교했을 때 2022년 청년층(15-24 세)의 비정규직 비율은 34%로 이는 OECD 평균(25%)보다 높고, 10년전의 수치(27%)와 비교했을 때 증가세에 있음을 보여준다(OECD, 2022). 청년들의 고용으로의 이행이 지연되고 불안정한 고용의 위험이 증가되면서, 대다수의 청년들이 소득, 부채, 그리고 고용관련한 불안정성을 경험하고 있고 이는 특히 젊은 청년들에게 집중되고 있다(박나리, 김교성, 2021).

청년층의 고용이 단순한 교육에서 고용으로의 이행에 그치지 않고, 실업과 비정규직 등의 고용형태를 오가며 불안정한 고용이행의 패턴을 보여주고 있으며(권혁진, 유호선, 2011; 변금선, 2018; 노혜진, 2012; 오유진, 김교성, 2019), 이는 외환위기 이후 더 심화된 것으로 나타났다(문혜진, 2013). 이행노동시장이론에 따르면 청년의 노동시장이행은 교육에서 고용으로의 이행, 다양한 고용 사이에서의 이행(비정규직에서 정규직으로의 이행 등), 그리고 실업이나 가사/양육으로의 이행이 포함된다(Schmid, 2017). 그리고 실업과 비정규직 등의 질 낮은 일자리로의 이행으로 인해 경제적인 위험을 수반할 수 있어, 청년층이 취약성을 경험할 수 있는 시기이다. 그러므로 청년층의 단선적인 고용형태를 살펴 보는 것을 벗어나 장기적인 고용이행의 패턴을 살펴봐야 되는 필요성이 증가하고 있다.

특히, 한국의 청년층은 다른 연령층에 비해서 기분장애와 주요우울장애, 그리고 불안장애의 일년유병율이 가장 높게 나타나서(홍진표, 2017), 청년층의 취약한 정신건강에 영향을 미치는 환경적인 요인들을 파악할 필요성을 제시한다. 불안정한 고용상태인 비정규직과 실업은 건강과 긴밀한 관계가 있고, 정신건강에 악영향을 줄 수 있는 중요한 환경적 요소로 알려져 왔다(Benach et al., 2014; Quesnel-Vallee et al., 2010; Moscone et al., 2016; Paul & Moser, 2009; Lee, Kim, and Shim, 2023; 김성은 등, 2016; 김진현, 2017a, 2017b; 박세홍, 김창엽, 신영진, 2009; 변금선, 이혜원, 2018; 송이은, 김진영, 2012; 양정연, 이주협, 2021; 정은석, 강상경, 2015). 그렇지만, 청년층의 장기적인 고용의 패턴이 그들의 정신건강에 미치는 영향에 대해서 살펴본 연구는 극히 드물었다. 청년층의 취약한 정신건강과 불안정하고 다변화되는 고용패턴을 고려했을 때, 청년층의 고용이행의 패턴을 장기적으로 살펴보고, 이러한 패턴이 이들의 정신건강에 미치는 영향을 살펴보는 연구는 이들의 정신건강을 증진시키고 고용환경을 개선하기 위한 실천적, 정책적 함의를 제공해 줄 수 있을 것이다. 따라서, 본 연구에서는 복지패널 9차에서 18차까지의 10년간의 데이터를 이용하여, 사건배열분석(sequence analysis)을 통하여 청년층(19세-35세)의 고용상태의 변화양상과 패턴을 파악하고 군집분석(cluster analysis)을 통하여 주요 고용패턴의 형태와 군집을 파악하고자 한다. 그리고 이를 바탕으로 각 군집의 이들의 정신건강(18차에 조사된 우울과 자아존중감)에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

제2절 이론적 배경과 문헌연구

1. 고용상태와 정신건강

최근 몇 십년 동안, 세계화와 서비스 산업으로의 변환, 디지털 플랫폼을 기반으로 하는 초단기 일자리(gig work)의 증가, 그리고 충분한 안전망을 제공하지 못하는 사회정책으로 인해, 고용은 점차 불안정해져 왔다(Kalleberg, 2009, 2011; Applebaum, Bernhardt, & Murnane, 2003). 정규직, 전일제 고용은 줄어들고 있고, 고용의 질이 전반적으로 낮은 비정규 고용(nonstandard employment)은 꾸준히 증가하고 있다(Kalleberg, 2011; Quinlan et al., 2001). 한국에서 비정규고용은 1997년 IMF 경제적 위기 이후로 주요 고용상태의 하나로 유지되고 있다. 2023년 전체 임금근로자 중 37 퍼센트가 비정규직에 종사하고 있었고 특히 여성임금근로자의 45 퍼센트가 비정규직에 종사하고 있다(통계청, 2023). 한국에서의 비정규직의 주요 특징은 근로기간이 정해져 있지 않은 상용직과는 다르게, 근로기간이 정해져 있는 고용형태를 말하며, 기간제 근로자, 단시간 근로자(시간제 근로자), 그리고 파견근무자 등의 고용형태를 포함하고 있다. 이러한 비정규직 고용은 정규직 고용에 비해 일반적으로 낮은 임금과, 제한된 부가혜택, 그리고 높은 고용 불안정성을 보여주고 있어(Kalleberg, 2011). 특히 한국에서, 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해서 30퍼센트 가량 낮은 시간당임금을 받고 있고, 근로시간도 3분의 2가량 짧았으며, 사회보험 가입율도 꾸준히 증가하였지만 여전히 38-54 %의 비정규직만 사회보험에 가입되어 고용의 질에서 정규직과 비정규직의 차이가 큰 것으로 나타났다(통계청, 2023).

불안정하고 질이 낮은 비정규고용의 증가로 인해서, 비정규 고용이 근로자의 웰빙, 특히 정신건강에 미치는 영향에 대하여 많은 연구자들이 관심을 가지고 검토하였다(Quesnel-Vallee et al., 2010; Lee et al., 2023; 김성은 등, 2016; 김진현, 2017a, 2017b; 박세홍, 김창엽, 신영전, 2009; 변금선, 이해원, 2018; 송이은, 김진영, 2012; 양정연, 이주협, 2021). 특히, Benach 와 동료들은(2014) 비정규직으로 대표되는 불안정한 고용(precarious employment)이 정신건강에 미치는 부정적 영향에 대한 세가지 주된 경로를 제시하여 불안정한 고용과 건강의 관련성에 관한 이론적 틀을 제공해주고 있다. 첫번째로, 불안정한 고용은 건강에 해가 되는 근무환경에 더 자주 노출될 수 있기 때문에, 건강에 악영향을 미칠 수 있다. 비정규직은 정규직에 비해 육체적으로 더 힘들고, 위험한 독성이나 환경에 노출될 확률이 더 높고 이러한 열악한 근무환경이 근로자의 건강에 악영향을 줄 수 있다. 또한, 비정규직 근로자들은 직장에서 자신의 자율성을 발휘할 수 있는 기회가 제한적이고, 고용주와의 관계에서 열등한 위치에 놓이며, 고용의 불안함을 경험하게 되어, 사회적 역할 수행에 어려움을 겪는다(Benach et al., 2014). 이러한 경험들이 사회적인 스트레스 요인으로 작용하여 건강에 악영향을 미칠 수 있다. 마지막으로, 비정규직 근로자는 임금이 낮고 사회보험의 혜택을 충분히 받지 못하기 때문에 빈곤의 위험이 높고, 다양한 물질적인 어려움을 경험할 수 있다(백학영, 2013; Lee et al., 2023). 결과적으로, 물질적인 궁핍으로 발생하는 스트레스는 비정규직 근로자의 정신건강을 악화시킬 수 있다.

또한, Jahoda(1981)의 잠재적 박탈(latent deprivation) 모델이 실업과 정신 건강의 긴밀한 관련성을 설명한다. 고용은 시간 구조, 사회적 지위와 정체성, 사회적 계약, 집단적 목적과 활동의 5가지 잠재적인 기능을 제공해준다. 하지만 실업은 이러한 개인의 핵심적인 심리사회적인 기능과 욕구를 충족시킬 기회를 박탈하기 때문에, 중요한 스트레스 요인으로 작용하여 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이와 달리, Fryer 과 Payne(1986)은 경제적인 박탈에 초점을 맞추고, 실업으로 발생하는 물질적인 궁핍과 빈곤이

인간의 주체성과 주도성을 약화시켜 스트레스의 요인으로 작용하여 정신건강을 악화시킨다고 주장한다.

이러한 이론적 논의를 기반으로 국내외 많은 연구들이 고용상태가 정신건강에 미치는 영향에 대해서 연구가 진행되어 왔다. 미국과 유럽의 연구에서는 비정규직이 정신 건강에 미치는 부정적인 영향을 지속적으로 보여주었다. 각 나라마다 비정규직에 대한 정의와 이들을 위한 사회적 안정망에는 차이가 있음에도 불구하고, 비정규직은 정규직에 비해 높은 우울증상을 보였고(Quesnel-Vallee et al., 2010), 피로와 육체적인 고통을 보고했으며(Benavides et al., 2000), 심리적 장애를 경험할 확률이 높았다(Virtanen et al., 2005). 또한, 잦은 임시직 계약과, 정규직에서 임시직으로의 변환은 정신장애를 경험할 확률을 높였다(Moscone et al., 2016). 실업이 심리적 건강에 미치는 부정적영향은 메타분석을 이용한 문헌연구에서도 지속적으로 보고되었다(McKee-Ryan et al., 2005; Murphy & Athanasou, 1999; Paul & Moser, 2009).

한국에서는 많은 연구들이 다양한 연구기법들을 사용하여 고용상태와 정신건강의 관련성을 연구하였다. 연구들은 전반적으로 비정규직 근로자들과 실업을 경험한 근로자들이 정규직 근로자들에 비해 높은 우울증상과 낮은 자아존중감을 보고하였다.(Lee et al., 2023; 김성은 등, 2016; 김진현, 2017a, 2017b; 박세홍 등, 2009; 변금선, 이혜원, 2018; 송이은, 김진영, 2012; 양정연, 이주협, 2021; 정은석, 강상경, 2015). 다양한 건강 변수를 고려한 김성은(2016)의 연구에서는 비정규직 여성이 정규직 여성에 비해 1.8배 더 우울감을 경험할 위험이 있고, 2.1배 더 불안/우울을 경험할 위험이 있었다. 그렇지만 남성에게서는 이러한 관계가 나타나지 않아서, 비정규직의 영향에 있어서 성별 차이가 나타날 수 있음을 시사하였다. 박세홍 등(2009)의 연구에서는 1년간의 고용상태 변화보다는 현재 고용상태가 비정규직인 경우에 정규직에 비해서 우울이 더 높게 나타났으며, 실업을 한 사람은 일관적으로 정규직보다 높은 우울감을 보여주었다. 이와 비슷하게, 고용상태의 변화를 살펴본 변금선과 이혜원(2018)의 연구에서는 정규직에서 비정규직이나 실업으로 고용의 변화를 경험한 근로자들이 정규직을 유지한 근로자들에 비해 더 높은 우울감을 경험한다는 것을 보여주었다. 비정규직과 우울의 관계에서 선택편의를 줄인 고정효과(fixed-effects) 모델을 사용한, Lim et al.(2018)의 연구에서는 고려하여 비정규직과 우울의 관계가 횡단적 모델이 비해 현저히 줄어들었음을 보여주어, 비정규직을 선택하게 만든 다양한 관측하지 못하는 동기들이 정신건강의 악화에 영향을 줄 수 있음을 보여주었다. 김진현(2017b)은 다차원적 사회적 배제와 비정규직 여부가 우울과 주관적건강의 초기값과 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 비정규직 근로자는 초기에 정규직 근로자에 비해서 우울과 주관적 건강이 더 낮게 나타났으나, 이러한 차이는 시간이 지나며 경감되었다. 비정규직과 낮은 정신건강의 관련성은 체계적 문헌고찰에서도 지속적으로 입증되었다(박주영 등, 2016).

최근의 연구에서는 비정규직과 실업을 포함한 고용불안정을 일시적으로 경험한 것 보다는 연속적으로 경험하고, 최근에 경험한 경우에 더 우울감과 자아존중감이 악화되는 것으로 나타났다(양정연, 이주협, 2021). 또한, 여러 연구에서 고용상태가 정신건강에 영향을 주는 과정에서 매개변수를 파악하고자 하였다. 낮은 소득과 자아존중감(송이은, 김진영, 2012), 높은 신체적 스트레스와 미래불안 스트레스(김진현, 2017a), 낮은 직업과 삶의 만족도(임소정, 성백선, 2019), 그리고 물질적 궁핍(Lee et al., 2023) 등이 매개로 작용하여 비정규직의 정신건강이 더 악화될 수 있음을 보여주었다.

그렇지만 기존연구들에서는 비정규직과 실업을 포함한 장기적인 고용이행의 패턴이 정신건강에 미치는 영향에 대해서 분석한 연구는 제한적이었다. 고용형태의 동태적인 양상을 살펴본 연구(박세홍 등, 2009; 변금선, 이혜원, 2018; 양정연, 이주협, 2021) 는 있었지만 장기간 이들의 고용의 변화의 패턴을 살펴보고 이러한 패턴의 변화가 정신건강에 미치는 영향을 살펴본 연구는 극히 드물었다. 다양한 고용상태의 변화

양상을 장기적으로 살펴보고 이러한 고용상태 변화의 패턴이 정신건강에 미치는 영향을 살펴보는 연구는 고용상태와 정신건강에 관한 연구를 확장시켜, 고용상태의 변화의 양상과 그에 대한 정신건강의 영향을 종합적으로 살펴볼 수 있게 해준다. 그러므로 본 연구에서는, 청년들의 고용패턴의 변화를 10년동안 살펴보고, 다양한 고용패턴이 이들의 정신건강(우울과 자아존중감)에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

2. 청년의 고용이행 패턴에 관한 연구

불안정한 고용이 증가하면서, 청년의 고용상황은 교육에서 고용, 그리고 가사나 양육으로 전환되는 단선적인 노동시장안의 이행(transition)에서 벗어나 실업과 비정규직으로의 이행을 거쳐가며 다변화되어 가고 있다(OECD, 2023; 권혁진, 유호선, 2011; 변금선, 2018; 노혜진, 2012; 오유진, 김교성, 2019). 청년층의 취업의 단계에서 NEET라는 이행 단계가 등장하여 청년층이 안정적인 고용으로 이행하는 첫번째 이행단계가 점차 장기화되고 있고 청년층에서, 비정규직도 고용의 큰 비중을 차지하고 있어 청년층의 고용이행이 점차 불안정해지고 있음을 시사한다(OECD, 2022, 2023; 김종욱, 2017). 특히 비정규직의 고용이나 실업으로 이행하거나 저임금 노동을 반복하고 있는 ‘고용불안정형’이 청년층의 주요 고용이행 패턴으로 대두되었고 최근의 청년 코호트에서 고용불안정성이 더 심화되고 있는 것으로 나타나 청년층의 고용이행의 패턴을 살펴보고, 이러한 불안정성이 청년에게 미치는 영향을 살펴보는 연구의 필요성이 제기된다(문혜진, 2013; 박나리, 김교성, 2021; 박미희, 홍백의, 2014; 변금선, 2018; 오유진, 김교성, 2019).

이행노동시장 이론은 청년의 다양한 고용이행의 패턴과 이로 인해 발생 할 수 있는 위험이 생애주기 안에서 어떻게 일어나는 지 알려주는 이론적 틀을 제공해준다(Schmid, 2017). 정규직 노동계약이 점차 쇠퇴하면서, 노동자들이 정규직에서 비정규직으로, 시간제 근무에서 자영업으로, 교육에서 고용으로, 고용에서 양육으로 전환으로 다양한 고용이행을 경험하고 있다. 이행노동시장이론은 생애주기 관점에서 반복적으로 발생하는 고용이행패턴을 파악하고 비교하면서, 고용이행시에 일어날 수 있는 경제적인 위험과 이를 예방할 수 있는 노동시장 정책을 제안한다. Schmid(2017)는 생애주기 안에서 주로 일어나는 다음과 같은 다섯가지 핵심적인 이행사건을 제시한다. 첫번째로는 교육에서 고용으로의 이행, 다양한 고용관계 사이에서의 이행(예: 정규직에서 비정규직으로의 이행), 고용과 가사/육아사이의 이행, 실업과 고용사이에서의 이행, 그리고 고용에서 은퇴로의 이행이다. 각 이행 사이에는 소득의 상실이나 낮은 임금으로 인한 근로빈곤과 같은 경제적위험이 발생하기에, 소득을 보충해줄 수 있는 다양한 복지정책의 필요성을 주장한다. 본연구의 대상인 청년기에는 실업이나 교육에서 고용으로의 이행이 빈번히 발생할 수 있으며 또한 다양한 고용관계 사이에서의 이행(비정규직에서 정규직으로의 이행 등) 과 고용에서 가사/육아로의 이행이 주로 발생할 수 있다. 또한, 청년층이 NEET에 머무는 기간도 길어지고 있기에(OECD, 2019; 권혁진, 유호선, 2011), 장기실업에서의 고용으로의 이행도 발생하고 있다. 이 이론적 틀을 기반으로 본 연구에서는 여섯가지의 주된 고용/비고용상태(정규직, 비정규직, 자영업, 학업, 실업, 양육/돌봄)를 고려하여, 청년층의 10년의 시간 동안의 고용상태의 변화의 패턴을 분석하고, 이러한 고용이행 패턴이 정신건강에 미치는 영향에 대해서 분석하고자 한다.

한국에서는 상당수의 연구들이 복지패널을 포함한 다양한 패널 자료를 이용하여 청년층이 노동시장에서 어떠한 고용의 이행 과정을 경험하는 지에 대하여 중점적으로 살펴보았다(권혁진, 유호선, 2011; 노혜진, 2012; 문혜진, 2013; 박미희, 홍백의, 2014; 변금선, 2018; 오유진, 김교성, 2019; 이용호, 김민수, 2022). 먼저

배열분석을 이용하여 청년을 성별과 학력으로 구분하여 이들의 고용이행을 비교한 권혁진, 유호선(2011)의 연구에서는 대학이상의 청년이 고졸청년에 비해서 더 다양한 고용상태 변화를 경험하는 것으로 나타나서, 이를 직업을 찾아가는 긍정적인 경험이라고 해석하였다. 또한 고졸 남성은 대졸이상 남성에 비해 더 긴 NEET 기간과 짧은 정규직기간을 보여주어, 열악한 고용위치를 보여주었다. 이와 비슷하게, 오유진과 김교성(2019)의 연구에서도 가사/양육상태를 포함한 고용 궤적을 성별과 학력에 수준에 따른 하위그룹으로 나누어 살펴보고, 상용직을 포함한 '괜찮은 일자리'의 비중이 대졸남성에서 제일 높고 고졸 여성에게서 제일 낮게 나타나 성별과 학력차이에 따른 고용이행의 격차를 확인해주었다.

청년층의 고용 궤적을 비교 가능한 하위그룹으로 나누어 각각의 고용이행의 패턴을 비교 분석하여 취약한 청년층을 파악한 연구들도 있었다. 예를 들어, 노혜진(2012)의 연구에서는 고소득가구의 자녀에 비해 빈곤가구의 자녀가 직업 이동이 빈번하고, 안정적으로 정규직을 유지하는 비율이 적게 나타남을 보여주었다. 다양한 고용관련 변수들(경험한 직장 수, 사업장규모, 고용형태 등)을 통합적으로 고려하여 고용패턴을 분석한 문혜진(2013)의 연구에서는 외환위기 전의 코호트와 비교해서 외환위기이후의 코호트에서 첫 고용으로의 이행에 지연이 나타났고, 고용의 질이 저하되었으며, 실업기간도 장기화된 것으로 나타났다. 이를 통해 고용의 불안정이 외환위기 이후의 청년층에서 더 심화되었음을 보여주었다. 또 다른 연구들은 청년층의 고용과정의 이행을 유형화하고 그 유형화에 영향을 미치는 요인들을 탐색하였다. 박미희와 홍백의(2014)는 청년층의 노동시장진입은 가구소득과 관련이 크고, 상용직 취업은 개인의 인맥과 대학위세도가 영향을 미치는 것으로 나타나, 청년층의 초기 고용이행의 패턴이 지위획득이론과, 신호이론, 사회자본론의 이론을 지지한다는 결과를 보여주었다. 1970년대와 1980년대 코호트를 대상으로 이들의 고용이행 패턴을 분석한 변금선(2018)의 연구에서는 아버지의 교육수준이 낮은 가구에서 온 청년들이 노동시장에서 진입이 연기되고, 고용불안정성이 더 악화됨을 보여주어, 가족배경과 불안정한 고용이행의 관련성을 보여주었다. 또한, 청년층에게서 과거의 고용형태가 현재의 고용상태에 영향을 미치는 상태의존성이 나타나며, 불안정 고용이 이러한 상태의존성을 가진 다는 것을 보여준 연구는 장기적인 불안정한 고용의 패턴이 일어날 수 있음을 시사하였다(이용호, 김민수, 2022). 지금까지의 연구들은 청년층의 다양한 고용이행 형태를 이해하고, 더 취약한 청년층을 발굴하거나, 고용이행 패턴에 영향을 미치는 가족 사회적인 요인들을 파악하였지만, 장기적인 고용이행의 패턴이 이들의 정신 건강에 미치는 영향에 대해서는 살펴보지 않는 한계가 있기에, 본 연구의 필요성이 대두된다.

제3절 연구방법

1. 연구 대상

본 연구에서는 연령, 소득계층, 경제활동상태 등에 따른 다양한 인구집단별로 생활실태와 복지욕구를 파악하기 위하여 일반가구와 저소득층 가구를 대상으로 자료를 수집하는 한국복지패널(KWPS)자료를 사용한다. 한국복지패널은 2006년 원표본 7,072가구를 대상으로 1차조사가 실시되었으며, 2023년 기준 18차 조사에서는 추가 표본을 포함하여 8,008가구 중 총 7,654가구가 조사를 응답하였다. 본 연구에서는 청년을 대상으로 고용상태 대한 변화 유형이 정신건강의 미치는 영향을 분석하기 위해 9차년도에서 18차년도까지의 10년 간의 자료를 활용하였다. 청년층의 고용이행의 패턴 또는 궤적을 살펴본 연구들은 연구목적에 맞

추어 짧으면 48개월에서 길면 10년의 기간 사이의 고용이행 패턴을 살펴보았다(노혜진, 2012; 박나리, 김교성, 2021; 박미희, 홍백의, 2014; 변금선, 2018; 오유진, 김교성, 2019). 본 연구에서 10년의 기간을 설정한 이유는 19-34세의 청년들이 10년 후가 되었을 때, 29-44세까지 분포를 하게 되기에, 이들이 중장년층으로 넘어가기 전까지의 고용패턴에 관심을 두고 있기 때문이다. 또한, 본 연구에서 가사/양육의 단계를 이행 과정에 포함하였기에, 여성들의 출산연령의 기간이 늦추어졌음을 감안하여 청년층이 44세가 되었을 때까지의 고용패턴을 살펴보고자하였다.

연구 대상으로는 청년기본법 제3조 1항을 기반으로 9차년도 자료 기준 만 19세를 하한 연령으로 설정하였으며, 상한 연령은 만 34세로 설정하고, 해당하는 사례를 추출하였다. 또한, 본 연구의 주요 분석 과정인 사건배열분석(sequence analysis)를 수행하기 위해서는 근로유형에 대한 사례의 정보가 각 시점마다 모두 응답되어야함을 고려해야 한다. 이에 따라 9-18차년도 자료를 결합한 이후, 10개의 시점에서 근로유형 응답에 대한 결측치가 발생한 사례는 분석대상에서 제외하였다. 또한, 정신건강과 관련한 변수에 대해 응답하지 않은 사례를 분석에서 제외하여 최종 분석대상으로 활용하였다. 이를 통해 최종적으로 연구에 포함된 분석대상은 남성 474명, 여성 707명으로 총 1,181명이 분석대상으로 활용되었다.

2. 변수의 정의

(1) 고용상태의 이행과정에 대한 상태 정의와 요소값

본 연구에서는 만 19세~34세의 청년을 대상으로 고용상태에 대한 변화 유형을 살펴보고, 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구에서 중점을 두고 있는 고용상태는 경제활동상태에 대해 응답한 내용을 중점적으로 구분하고 있으며 이에 따른 고용형태는 정규직 근로(상용직), 비정규직 근로(임시 및 일용직), 자영업(고용주 및 자영업, 무급가족종사자), 실업(실업 및 비경제활동), 학업, 가사·양육·간병의 6가지 범주로 구성하였다. 한국복지패널의 '주된 경제활동 상태'의 응답에서 학업과 가사·양육·간병은 비경제활동 항목에 포함되어 있으나 '비경제활동 사유' 항목을 통해 요소값을 분리하였다. 이러한 상태 분류는 이행노동시장이론에서 규정된 5개 상태(교육, 노동, 가사노동, 실업, 장애 및 은퇴)에서 장애 및 은퇴를 제외한 영역을 포함하게 된다.

〈표 1〉 고용형태와 요소값(이행값)

요소값	1	2	3	4	5	6
상태	정규직 근로	비정규직 근로	자영업 및 무급가족종사자	실업	학업	가사·양육·간병

(2) 우울과 자아존중감의 측정

본 연구에서 정신건강은 WHO의 기준에 따라 사람들이 스트레스를 극복하고 자신의 능력을 실현하며 업무를 적절히 수행하고 자신의 공동체에 공헌할 수 있는, 넓은 의미의 정신적 안녕(well-being)으로 정의한다(WHO, 2023). 그래서 대표적인 정신건강의 척도인 우울과 내적인 자신에 대한 믿음인 자아존중감으

로 측정하였다(Leet et al., 2023). 본 연구에서 살펴보고자 하는 정신건강과 관련한 문항은 우울 척도와 자아존중감 척도를 사용하고자 하였다. 한국복지패널에서의 우울 척도는 CESD-11(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale-11)을 활용하여 조사되었다. CESD-11는 우울에 대한 인식을 확인하는 척도로 각 문항에 대하여 ‘① 극히 드물다(1주일에 1일 미만)’, ‘② 가끔 있었다(일주일에 1~2일간)’, ‘③ 종종 있었다(일주일에 3~4일간)’, ‘④ 대부분 그랬다(일주일에 5일 이상)’으로 응답하도록 구성된 리커트 4점 척도이다. 본 연구에서는 원척도를 기반한 11개 문항이 사용되었으며, 점수가 높을수록 응답자의 우울감이 높음을 의미한다. 대표 문항으로는 “먹고 싶지 않고 식욕이 없다”, “모든일이 힘들게 느껴졌다”, “사람들이 나에게 차갑게 대하는 것 같았다”, “비교적 잘 지냈다(역문항).” 등이 있다. 응답된 값에 대하여 본 연구에서는 한국복지패널 유저가이드(보건사회연구원, 2024)에 기반하여 변수에 대한 코딩을 변경하고, 계산식에 따라 계산된 값을 변수로 활용하였다. 본 연구에서 사용한 우울 문항의 전체 신뢰도 계수는 9차년도 기준 Cronbach $\alpha = .834$ 이며, 18차년도 기준으로는 Cronbach $\alpha = .864$ 으로 나타났다.

한편, 자아존중감 척도는 Rosenberg Self-Esteem Scale을 활용하여 조사되었다. Rosenberg 자아존중감 척도는 자아존중감에 대한 인식을 나타내는 척도로써 본 연구에서는 원척도에 기반하여 조사된 10개 문항을 사용하고자 한다. 각 문항에 대하여 ‘① 대체로 그렇지 않다’, ‘② 보통이다’, ‘③ 대체로 그렇다’, ‘④ 항상 그렇다’으로 응답하도록 구성된 리커트 4점 척도이다. 본 연구에서는 원척도에 기반한 10개 문항이 사용되었으며, 점수가 높을수록 응답자의 자아존중감이 높음을 의미한다. 대표 문항으로는 “나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다.”, “나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다.”, “나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다(역문항).” 등이 있다. 응답된 값에 대하여 역문항에 대한 역코딩을 진행한 이후, 전체 문항에 대한 평균값을 변수로 활용하였다. 본 연구에서 사용한 자아존중감 문항의 전체 신뢰도 계수는 9차년도 기준 Cronbach $\alpha = .783$, 18차년도 기준 Cronbach $\alpha = .795$ 으로 나타났다.

(3) 통제변인

고용상태와 정신건강에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 요인으로 조사시작 연도인 9차년도 기준연도에서 조사된 성별, 연령, 혼인상태, 거주지역, 가구원 수, 가구소득, 교육수준을 변수로 구성하고자 하였다(Lee et al., 2023; 노혜진, 2012; 박나리, 김교성, 2021; 임소정, 성백선, 2019). 성별의 경우 여성을 기준변수로 더미변수화 하였으며, 연령의 경우 연속변수로 응답된 값을 활용하였다. 혼인상태의 경우 유배우와 별거를 통합하여 ‘배우자 있음’으로 구성하였으며, ‘배우자 없음’을 기준변수로 더미변수화하여 활용하였다. 거주지역의 경우 서울과 광역시를 통합하여 서울/광역 변수를 사용하였으며, 시/군/도농통합군을 기준변수로 더미변수화하여 활용하였다. 소득의 경우 연소득으로 응답된 원자료값을 기준으로 월소득을 산출하고, 이를 가구원 수에 따라 1차년도 기준연도인 2013년에 해당하는 최저생계비로 나누어 산출된 값을 연속변수로 활용하였다. 예를 들어, 가구인원에 따른 최저생계비가 월소득과 동일한 경우 1이 가구소득에 대한 변수에 해당한다. 교육수준은 고등학교 졸업 이하를 기준변수로 하여 전문대 졸업, 대학교 졸업, 대학원 졸업을 각각 더미변수화 하여 활용하였다.

¹ 역문항에 대한 역코딩을 진행하고, 1점, 2점, 3점, 4점으로 응답된 값에 대해 각각 0점, 1점, 2점, 3점으로 코딩 변경한다. 이후 우울에 대한 11개 문항 총점에 대해 (20/11)을 곱한 값을 계산값으로 사용하였다.

3. 자료 분석

본 연구에서는 고용상태 이행에 대해 나열하고 분류하여 고용상태 이행유형을 분석하기 위해 사건배열 분석과 최적일치법을 사용하고자 한다. 사건배열분석은 종단적 자료를 활용하여 시계열적인 측면에서 관찰되는 사건에 대한 연속적인 관찰하고, 이를 통해 개인이 겪게되는 특정 사건 요소를 장기간의 걸쳐 연속적으로 파악하여 유형을 구분할 목적으로 주로 활용하는 방법이다. 사건배열분석에서는 시점에 따른 사건을 개별단위로 분석하는 것이 아니라 연속적으로 분석한다는 측면에서 시간에 따른 변화과정을 전체적으로 살펴볼 수 있으며, 특정 사건에 대한 상태가 동일하다고 하더라도 그 사건에 이르는 경로에 따라 각각의 유형에 다른 의미를 부여된다는 장점을 지닌다. 즉, 사건배열분석은 조사 대상의 각각의 시점의 사건을 분류하고 유형화함으로써 사건에 대한 배열의 패턴을 확인하는 탐색적 연구방법으로 볼 수 있다 (Brzinsky-Fay, Kohler and Luniak, 2006).

사건배열분석에서 배열을 분류하는 것은 각각의 배열 간의 거리에 기초한다. 배열의 거리를 측정하는 방법으로는 최적일치법(Optimal Matching, OM)이 보편적으로 활용된다. 최적일치법은 이는 특정한 하나의 사건 배열이 다른 배열로 전환하는데 필요한 거리를 계산하는 방법으로 서로 다른 두 배열이 같아지기 위해 필요한 배열을 구성하는 사건요소(element)의 삽입/삭제를 비용(cost)로 가정하고, 최소한의 비용에 기반하여 거리를 계산함으로써 유사한 배열들을 유형화하는 방법이다(문혜진, 2012; 곽미선, 안주리, 2021). 즉, 비용이 클수록 배열 간의 거리가 멀어짐을 의미한다.

다음으로 활용한 분석방법은 군집분석(cluster analysis)이다. 최적일치법을 통해 두 사건배열들 간의 거리값이 구해지면 이를 기초로 유사한 사건배열들을 군집화할 수 있다. 본 연구는 군집분석의 방법 중 Wards 연결방법(Wards linkage)을 활용하였다. 군집분석 과정에서 분류되는 유형의 적정 개수를 선택하기 위한 방법으로는 Fseudo-F 검증을 실시하였다. 마지막으로 사건배열분석을 통해 도출한 군집을 기반으로, 사회에 진입하는 청년층 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향을 살펴보기 위해 회귀분석을 사용하였다. 성별에 따라 고용상태의 이행 유형이 차이가 나며(권혁진, 유호선, 2011; 오유진, 김교성, 2019) 고용상태가 정신건강에 미치는 영향도 다를 수 있기 때문에(김소정 등, 2016; 임소정, 성백선, 2019), 먼저 남녀 포함한 전체샘플을 대상으로 각 분석을 시행하고, 남성과 여성 청년층을 나누어서 다시 분석을 실시하였다. 본 연구는 사건배열분석과 최적일치법, 군집분석을 수행하기 위하여 STATA 18.0 프로그램을 활용하였고, 기술통계분석과 상관관계분석, 회귀분석을 수행하기 위해 SPSS 27.0 프로그램을 활용하였다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적인 특성

본 연구 대상자의 일반적인 특성을 살펴보고자 빈도분석과 기술통계를 실시하였고 결과는 <표 2>에 제시하였다.

조사 대상자의 성별은 남성이 474명(40.0%), 여성은 707명(59.9%)으로 여성이 비교적 높은 비율로 나타났다. 배우자 여부와 관련하여 배우자가 있는 경우는 473명(40.1%), 이혼이나 사별 등으로 배우자가 없는 경우는 708명(59.9%)으로 나타났다. 거주지 특성과 관련하여 서울이나 광역시에 거주하는 경우가 598명(50.6%), 그 외 시/군/구에 거주하는 경우가 583명(49.4%)로 나타났다. 가구원 수의 경우 1인 가구 78명(6.6%), 2인 가구 171명(14.5%) 3인 가구 423명(35.8%), 4인 가구 364명(30.8%) 5인 이상의 가구가 145명(12.3%)으로 나타났다. 교육 수준의 경우 고등학교 졸업 이하가 545명(46.1%)으로 가장 높은 비율로 나타났으며, 전문대 졸업 267명(22.6%) 대학교 졸업 347명(29.4%), 대학원 졸업 21명(1.9%)으로 나타났다.

조사 대상자의 전체 평균 연령은 9차년도 기준 27.86세로 나타났으며, 가구인원 별 최저생계비 대비 가구소득 평균 비율은 4.06으로 나타났다. 다만, 최대값의 경우 고소득 연봉자에 해당하는 경우가 있어 최대값이 평균과 비교했을 때 높음을 유의하여야 한다. 주요변인 중 조사 대상자의 우울의 평균(표준편차)는 9차년도 기준 4.65(7.01), 18차년도 기준 4.50(6.97)으로 나타났으며 이는 비교적 우울감을 느끼는 경우가 낮음을 의미한다. 자아존중감의 평균(표준편차)는 9차년도 기준 3.32(.38), 18차년도 기준 3.26(.38)으로 나타났다.

<표 2> 인구사회학적 특성(9차년도 기준)과 정신건강(9차년도 및 18차년도)

(단위: 명, %)

구분	빈도	비중	구분	빈도	비중		
성별	남성	474	40.0	1명	78	6.6	
	여성	707	59.9	2명	171	14.5	
연령	만 19세~24세	337	20.0	가구원 수	3명	423	35.8
	만 25세~29세	290	17.2		4명	364	30.8
	만 30세~34세	554	32.8		5명 이상	145	12.3
	고등학교 졸업 이하	545	46.1				
배우자 여부	배우자 있음	473	40.1	교육 수준	전문대 졸업	267	22.6
	배우자 없음	708	59.9		대학교 졸업	347	29.4
거주지 규모	서울/광역시	598	50.6		대학원 졸업	21	1.9
	시/군/구	583	49.4	계	1181	100	
표내용	최소값	최대값	평균	SD			
연령	19	34	27.86	4.73			
최저생계비 대비 가구 소득	0	93.21	4.06	4.61			
9차년도 우울	.00	54.55	4.65	7.01			
18차년도 우울	.00	47.27	4.50	6.97			
9차년도 자아존중감	1.40	4.00	3.32	.38			
18차년도 자아존중감	1.70	4.00	3.26	.38			

2. 성별에 따른 구성요소의 수와 에피소드 변화, 상태의 길이

분석대상의 배열이 가지는 상태(구성요소)와 이행(에피소드 변화) 수는 <표 3>에 제시하였으며, 상태의 길이는 <표 4>에 제시하였다. 전체 대상자들은 10년 동안 평균적으로 약 2번의 상태를 경험하고, 3번의 이행을 겪은 것으로 나타났다. 특히 상태와 이행의 차이는 성별에 따라 차이가 존재하였다. 특히, 여성에게 있어 구성요소가 더욱 다양하게 나타났고 이행도 더욱 빈번하게 발생하였다. 집단별 상태 길이를 고려할 때, 남성의 정규직 상태의 길이가 평균적으로 5.508년인 것에 비하여 여성의 정규직 상태의 길이가 3.551로 비교적 짧은 것으로 나타났다. 가사·양육·간병의 경우는 남성이 0.023으로 대부분 가사·양육·간병 상태의 경험을 하지 않는 것으로 나타났지만, 여성의 경우는 2.190년으로 비교적 긴 기간 동안 가사·양육·간병을 경험하는 것은 성별의 차이가 고용상태에 영향을 주고 있음을 보여주는 결과이다. 가사와 양육에 머무는 시간을 고려할 때, 남성의 경우 정규직의 상태 길이가 여성보다 비교적 많이 나타난 것은 가사, 양육, 간병의 상태의 경험을 남성의 경우 비교적 겪지 않음으로 인하여 정규직 상태가 오래 지속될 수 있음을 유추할 수 있다. 즉, 청년 세대의 고용상태와 변화에 있어 노동환경의 특성과 돌봄제공자와 같은 가정에서의 역할에 대한 성별의 차이가 영향을 줄 수 있음을 확인시켜주는 결과이다.

<표 3> 성별에 따른 구성요소의 수와 에피소드 변화

	n	구성요소 수	에피소드 변화
전체	1,181	2.358	3.196
남성	474	2.078	2.711
여성	707	2.546	3.521

<표 4> 성별에 따른 상태(element)의 길이

	n	정규직 근로	비정규직 근로	자영업 및 무급가족종사자	실업	학업	가사·양육·간병
전체	1,181	4.337	2.013	.756	1.191	.383	1.320
남성	474	5.508	1.867	.994	1.245	.363	.023
여성	707	3.551	2.112	.597	1.154	.396	2.190

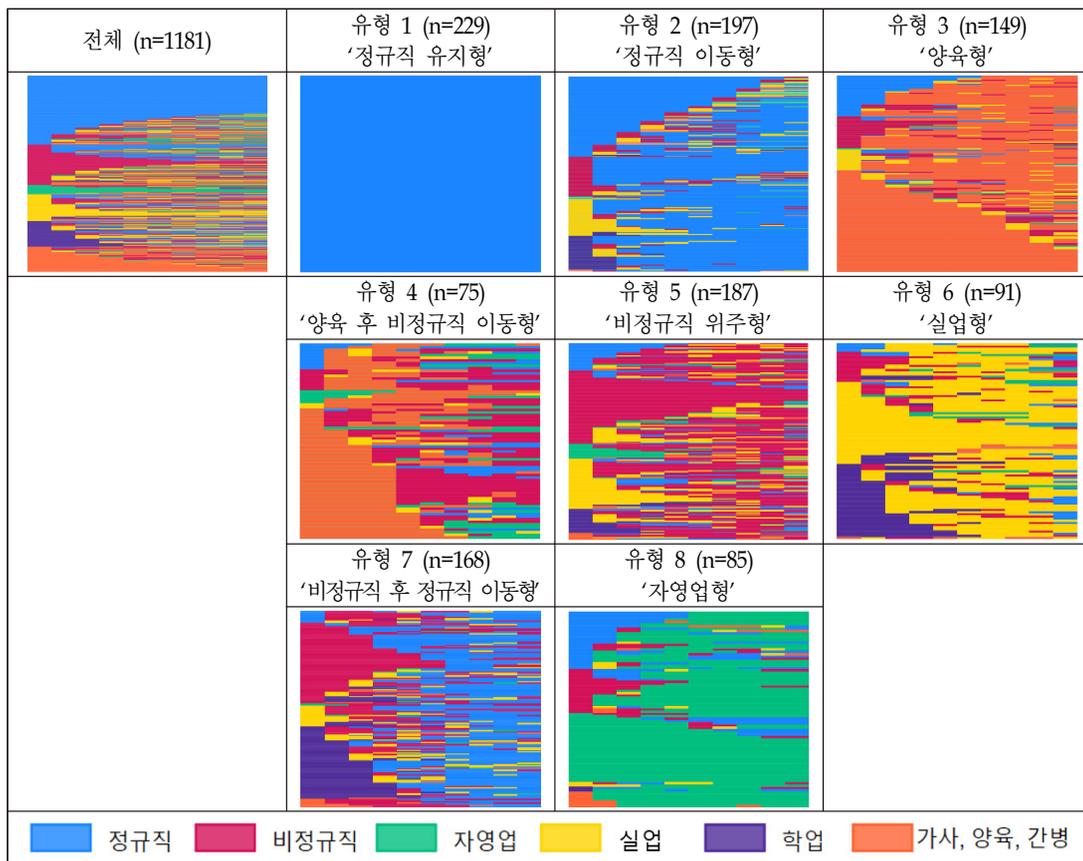
3. 고용상태의 이행과정 유형

앞서 분석한 배열분석의 결과를 기반으로 고용상태의 변화 궤적을 살펴보기 위해 군집분석을 진행한 결과는 [그림 1]와 같다. 이에 대한 유형배열은 <표 5>에 제시하였다. 군집분석 결과 총 여덟 개의 유형으로 구분되었다. 모든 이행 상태가 정규직으로 나타난 '유형 1'은 전체의 19.39%로, 안정적인 일자리를 유지하는 가장 이상적인 고용상태의 이행유형이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 1은 '정규직 유지형'으로 명명할 수 있겠다. 비정규직이나 실업 등 다른 상태에서 최종적으로는 정규직으로 이행하는 것으로 나타난 '유형 2'는 전체의 16.68%로 나타났으며, 대체로 안정적인 일자리를 가지는 상태로 이어지는 유형이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 2은 '정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 대부분 가사·양육·간병으로 이어지는 '유형 3'은 전체의 12.62%로, 초기에 약간의 정규직이나 비정규직 상태가 존재하지만, 대체로 가사, 양육, 돌봄 상태가 지속되거나 이행되는 유형이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 3은 '양육형'으로 명명할 수 있겠다. 반면, 가사·양육·간병에서 다른 상태로 이행하는 '유형 4'는 전체의 6.35%로, 가사, 양육, 간병 상태에서

시작하거나 거치면서 최종적으로는 비정규직 상태로 이행하는 배열이 빈번하게 나타났으며, 일부는 정규직으로 이행하는 것으로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 4는 '양육 후 비정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 주로 비정규직 유형이 빈번하게 나타나는 '유형 5'는 전체의 15.83%로, 정규직이나 실업 등 다양한 상태를 보이지만 최종적으로 비정규직으로 이행하는 배열이 빈번하게 보이는 것으로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 5는 '비정규직 위주형'으로 명명할 수 있겠다. 실업 상태가 유지되는 경우가 많은 '유형 6'은 전체의 7.71%로 나타났으며, 유형배열에서 실업이 유지되거나 다른 상태에서 실업으로 이행하는 것이 빈번한 것으로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 6은 '실업형'으로 명명할 수 있겠다. 다른 상태에서 시작하여 정규직 상태로 이행하는 '유형 7'은 전체의 14.23%로, 유형배열에서 '유형 2'와 비슷한 양상을 보이며, 유형 2와 비교할 때, 정규직으로 이행하는데 더 많은 시간이 소요되지만, 최종적으로 이행하는 과정은 유사하게 나타나는 것이 특징이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 7은 '비정규직 후 정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 마지막으로, 자영업 위주의 이행이 나타나는 '유형 8'은 전체의 7.20%로, 유형배열에서 자영업 상태가 지속되거나 대부분 자영업 상태로 이행하는 배열이 빈번한 것이 특징이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 8은 '자영업형'으로 명명할 수 있겠다.

군집분석과 유형에 대한 배열결과를 비추어 볼 때, 정규직으로 유지되는 '유형 1'과 정규직으로 이행되는 '유형 2, '유형 7'에 해당하는 전체의 50.3%는 비교적 긍정적인 고용상태로 이행하는 것으로 볼 수 있다. 그러나, 나머지에 해당하는 전체의 49.7%는 가사, 양육, 간병의 상태가 지속되는 '유형 3'과 실업 상태가 지속되거나 빈번한 '유형 6'과 같이 안정적이지 않은 일자리나 실업 상태인 유형이 상당 부분을 차지하였다.

[그림 1] 전체 표본에 대한 고용상태 이행유형



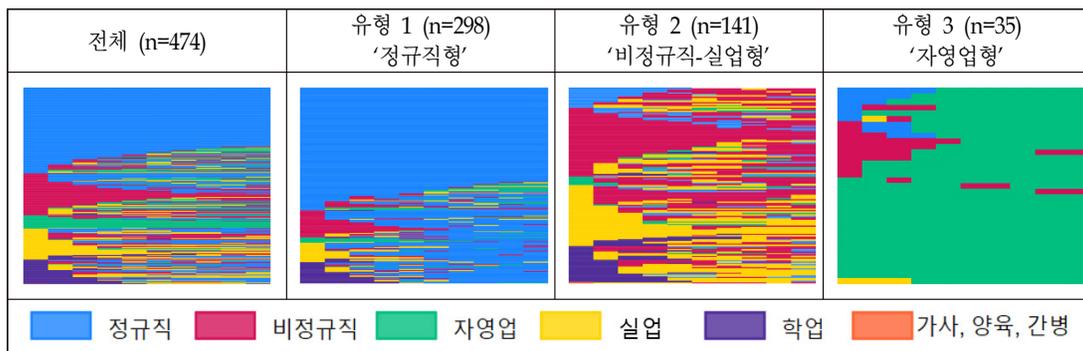
<표 5> 전체 표본에 대한 고용상태 이행유형의 배열

유형	표본 수	총배열	N	시간경과 배열	N	이행 배열	N
1	229 (19.39%)	1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	229	1	229	1	229
		(중간생략)					
2	197 (16.68%)	2-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	15	2→1	20	1-2	42
		4-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	7	1→2→1	15	1-2-4	34
		5-5-1-1-1-1-1-1-1-1-1	7	4→1	15	1-4	33
		2-2-1-1-1-1-1-1-1-1-1	5	5→1	12	1-4-5	15
		4-4-1-1-1-1-1-1-1-1-1	5	1→4→1	10	1-5	14
(중간생략)							
3	149 (12.62%)	6-6-6-6-6-6-6-6-6-6-6	17	6	17	4-6	30
		1-1-6-6-6-6-6-6-6-6-6	6	6→4→6	15	2-6	25
		6-6-6-6-6-6-6-4-6-6-6	4	1→6	13	6	17
		4-6-6-6-6-6-6-6-6-6-6	3	6→2→6	7	2-4-6	16
		6-4-6-6-6-6-6-6-6-6-6	3	6→2	6	1-2-4-6	15
(중간생략)							
4	75 (6.35%)	6-6-6-6-2-2-2-2-2-2-2	5	6→2	6	2-6	18
		3-6-6-6-6-6-2-2-2-2-2	2	6→2→6→2	6	1-2-6	13
		6-6-6-6-2-2-2-4-2-2-2	2	2→6→2→6→2	3	2-4-6	10
		6-6-6-6-2-2-2-2-6-2-2	2	6→1	3	2-3-6	8
		1-6-4-6-1-2-2-2-2-2-2	1	6→2→1	3	1-2-4-6	5
(중간생략)							
5	187 (15.83%)	2-2-2-2-2-2-2-2-2-2-2	11	2	11	1-2-4	45
		2-2-2-2-2-2-4-2-2-2-2	3	2→4→2	9	2-4	28
		2-4-2-2-2-2-2-2-2-2-2	2	1→2→4→2	7	1-2	15
		2-2-3-3-3-2-2-2-2-2-2	2	4→2	7	2	11
		2-2-2-2-2-4-4-4-2-2-2	2	2→1	4	2-4-5	11
(중간생략)							
6	91 (7.71%)	4-4-4-4-4-4-4-4-4-4-4	7	4	7	2-4-5	14
		4-4-4-2-4-4-4-4-4-4-4	2	4→2→4	7	2-4	13
		4-4-4-4-4-6-4-4-4-4-4	2	5→4	5	1-2-4-5	12
		5-5-4-4-4-4-4-4-4-4-4	2	4→3→4	3	4-5	8
		5-5-5-5-4-4-4-4-4-4-4	2	5→4→1	3	4	7
(중간생략)							
7	168 (14.23%)	2-2-2-1-1-1-1-1-1-1-1	6	2→1	15	1-2	35
		2-2-2-2-2-1-1-1-1-1-1	4	2→1→2	7	1-2-4	34
		2-2-2-2-2-2-1-1-1-1-1	3	4→2→1	7	1-2-4-5	34
		4-2-2-1-1-1-1-1-1-1-1	3	5→2→1	7	1-2-5	17
		5-5-5-5-1-1-1-1-1-1-1	3	5→1	6	1-4-5	11
(중간생략)							
8	85 (7.20%)	3-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	19	3	19	3	19
		2-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	4	1→3	9	1-3	15
		6-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	4	2→3	8	2-3	14
		1-1-3-3-3-3-3-3-3-3-3	3	6→3	6	1-2-3	11
		1-1-1-1-1-3-3-3-3-3-3	3	2→1→3	4	3-6	7
(중간생략)							

다음으로, 성별에 따른 특성을 고려하고자 남성 표본을 대상으로 고용상태의 변화 궤적을 살펴보기 위해 군집분석을 진행한 결과는 [그림 2]와 같다. 이에 대한 유형 배열은 <표 6>에 제시하였다. 군집분석 결과 총 세 개의 유형으로 구분되었다. 정규직 이행이나 정규직 상태가 지속되는 비율이 높은 '유형 1'은 전체의 62.82%로, 비교적 안정적인 일자리를 유지하는 정규직 유형이다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 1은 '정규직형'으로 명명할 수 있겠다. 비정규직 상태로 이행하거나 비경제활동 상태로 이행

하는 '유형 2'는 전체의 29.75%으로 나타났으며, 비교적 취약한 경제활동 상태 경험하는 것을 의미한다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 2는 '비정규직-실업형'으로 명명할 수 있겠다. 자영업 상태가 지속되거나 이행하는 '유형 3'은 전체의 7.38%으로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 3은 '자영업형'으로 명명할 수 있겠다. 남성의 경우 절반 이상이 안정적인 정규직 상태가 지속되거나 이행되는 것으로 나타났는데, 이는 구성요소 중 '가사·양육·간병'이 주요 유형 배열에 나타나지 않아 비교적 경제활동의 단절이 일어나지 않은 결과임을 시사한다.

[그림 2] 남성 표본에 대한 고용상태 이행유형



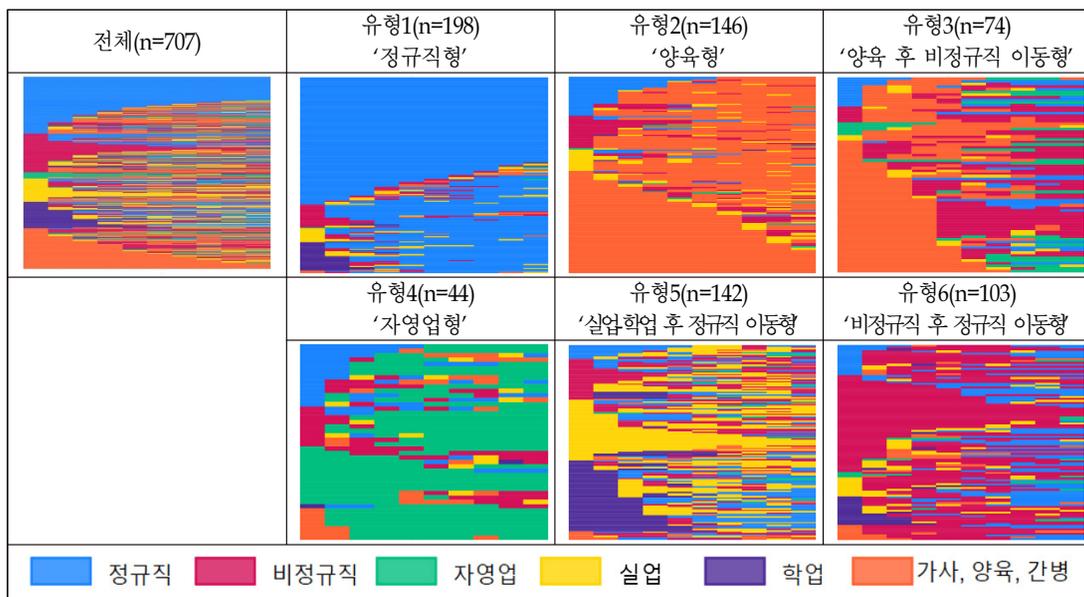
<표 6> 남성 표본에 대한 고용상태 이행유형의 배열

유형	표본 수	총배열	N	시간경과 배열	N	이행 배열	N
1	283 (62.87%)	1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	143	1	143	1	143
		2-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	8	2→1	20	1-2	36
		4-4-1-1-1-1-1-1-1-1-1	5	4→1	11	1-2-4	26
		4-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	4	1→2→1	10	1-4	18
		1-1-1-1-1-1-1-1-3-3-3	3	1→3	8	1-3	12
(중간생략)							
2	117 (29.75%)	2-2-2-2-2-2-2-2-2-2-2	6	4→2→4	7	1-2-4	26
		4-4-4-4-4-4-4-4-4-4-4	3	1→2→4→2	6	2-4	22
		4-2-2-2-2-2-2-2-2-2-4	2	2	6	1-2	15
		4-2-2-2-2-2-2-2-2-2-2	2	2→1→2	5	2-4-5	12
		5-5-4-4-4-4-4-4-4-4-4	2	2→4→2	5	1-2-4-5	9
(중간생략)							
3	35 (7.38%)	3-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	15	3	15	3	15
		2-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	3	2→3	6	2-3	10
		2-1-1-3-3-3-3-3-3-3-3	2	1→3	4	1-2-3	4
		1-2-2-2-3-3-3-3-3-3-3	1	2→1→3	3	1-3	4
		1-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	1	3→2→3	2	1-2-3-4	1
(중간생략)							

마지막으로, 여성 표본을 대상으로 고용상태의 변화 궤적을 살펴보기 위해 군집분석을 진행한 결과는 [그림 3]와 같다. 이에 대한 유형 배열은 <표 7>에 제시하였다. 군집분석 결과 총 여섯 개의 유형으로 구분되었다. 정규직 이행이나 정규직 상태가 지속되는 비율이 높은 '유형 1'은 전체의 28.01%로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 1은 '정규직형'으로 명명할 수 있겠다. 다른 상태에서 가사·

양육·간병 상태가 지속되거나 이행하는 '유형 2'는 전체의 20.65%로 나타났으며, 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 2은 '양육형'으로 명명할 수 있겠다. 가사·양육·간병 상태에서 비정규직이나 일부 정규직 상태로 이행되는 '유형 3'은 전체의 10.47%로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 3은 '양육 후 비정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 이러한 유형은 가사·양육·간병을 경험하는 여성 중 많은 경우에서 노동시장으로 다시 진입하지 못하는 경우가 비교적 많음을 시사한다. 자영업 상태가 지속되거나 이행하는 '유형 4'는 전체의 6.22%로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 4은 '자영업형'으로 명명할 수 있겠다. 실업과 학업 등이 혼합되어 비정규직으로 시작하여 일부 정규직으로 일부 이행하는 '유형 5'는 전체의 20.08%로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 5는 '실업-학업 후 정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 대부분 비정규직으로 시작하여 정규직으로의 이행이 빈번하게 일어나는 '유형 6'는 전체의 14.57%로 나타났다. 유형배열에 나타난 배열을 고려했을 때, 유형 6는 '비정규직 후 정규직 이동형'으로 명명할 수 있겠다. 유형배열의 결과에서 성별에 따라 나타나는 뚜렷한 차이는 여성의 경우 가사·양육·간병이 이행과정에서 빈번하게 나타나는 것이 특징이며, 가사·간병·양육 이후 다른 상태로 이행되지 못하고 상태가 지속되거나 안정적이지 않은 고용상태로 이어지는 경우가 빈번한 것으로 나타났다. 이는 남성의 군집분석에서 대부분 '가사·양육·간병'을 경험하지 않아 경제활동의 단절이 비교적 일어나지 않는다는 점을 뒷받침하는 결과이며, 성별에 따라 고용상태의 이행과정이 유의미한 차이가 존재함을 의미한다.

[그림 1] 여성 표본에 대한 고용상태 이행유형



<표 7> 여성 표본에 대한 고용상태 이행유형의 배열

유형	표본 수	총배열	N	시간경과 배열	N	이행 배열	N
1	198 (28.01%)	1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	86	1	86	1	86
		2-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	7	2→1	12	1-2	24
		5-5-1-1-1-1-1-1-1-1-1	4	1→2→1	8	1-2-4	18
		2-2-2-1-1-1-1-1-1-1-1	3	5→1	8	1-4	15
		4-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1	3	1→4→1	6	1-4-5	9
(중간생략)							
(계속)							
유형	표본 수	총배열	N	시간경과 배열	N	이행 배열	N
2	146 (20.65%)	6-6-6-6-6-6-6-6-6-6-6	17	6	17	4-6	30
		1-1-6-6-6-6-6-6-6-6-6	6	6→4→6	15	2-6	25
		6-6-6-6-6-6-6-6-4-6-6	4	1→6	13	6	17
		4-6-6-6-6-6-6-6-6-6-6	3	6→2→6	7	2-4-6	16
		6-4-6-6-6-6-6-6-6-6-6	3	6→2	6	1-6	14
(중간생략)							
3	74 (10.47%)	6-6-6-6-2-2-2-2-2-2-2	5	6→2	6	2-4	18
		3-6-6-6-6-6-2-2-2-2-2	2	6→2→6→2	6	1-2-6	12
		6-6-6-6-2-2-2-4-2-2-2	2	2→6→2→6→2	3	2-4-6	9
		6-6-6-6-2-2-2-2-6-2-2	2	6→1	3	2-3-6	8
		1-6-4-6-1-2-2-2-2-2-2	1	6→2→1	3	1-2-4-6	6
(중간생략)							
4	44 (6.22%)	3-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	4	6→3	6	3-6	7
		6-3-3-3-3-3-3-3-3-3-3	4	3	4	1-3	5
		1-1-3-3-3-3-3-3-3-3-3	2	1→3	3	2-3	5
		6-6-3-3-3-3-3-3-3-3-3	2	2→3	2	1-2-3-4-6	4
		1-2-6-3-3-3-2-2-4-3-3	1	2→6→2→3	2	3	4
(중간생략)							
5	142 (20.08%)	4-4-4-4-4-4-4-4-4-4-4	4	4	4	1-2-4-5	26
		5-5-5-5-2-1-1-1-1-1-1	3	4→2	4	1-2-4	23
		4-4-1-1-1-4-4-2-2-2-2	2	5→2→1	4	2-4	14
		1-4-1-2-1-1-4-2-4-2-2	1	5→4→2→4→1	4	2-4-5	9
		1-4-2-2-1-2-1-1-2-2-2	1	5→4→5→4→1	4	1-2-4-6	8
(중간생략)							
6	103 (14.57%)	2-2-2-2-2-2-2-2-2-2-2	5	2	5	1-2-4	24
		2-2-2-2-2-1-1-1-1-1-1	3	2→1	5	1-2-6	15
		2-2-2-2-2-2-4-2-2-2-2	2	1→2→1	4	1-2	13
		2-2-2-2-2-2-2-2-2-2-3	2	6→2→1	4	1-2-4-5	8
		1-2-4-5-2-1-4-1-1-1-1	1	2→1→2	3	1-2-5	7
(중간생략)							

4. 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향

앞서 분석한 배열분석의 결과를 기반으로 외생변수를 통제한 후 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향을 알아보기 위해 다중회귀분석을 실시하였으며, 결과는 전체 성별에 대한 결과는 <표 8>, 남성과 여성을 구분하여 분석한 결과는 각각 <표 9>, <표 10>에 제시하였다.

[모형 1]에서 고용상태 이행유형이 우울에 미치는 영향을 확인한 결과, ‘유형 5(비정규직 위주형)’($\beta=0.081, p<.05$)와 ‘유형 6(실업형)’($\beta=0.074, p<.05$)이 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 ‘유형 1(정규직 위주형)’

지형)에 비하여 유형 5와 유형 6에 포함된 청년이 상대적으로 우울이 더 높았음을 의미한다. 이는 비정규 상태를 이행하거나 실업 상태인 경우 우울에 취약할 수 있음을 보여주는 결과이다. 다만, 자아존중감 종속 변수로 한 결과에서 영향력에 대한 양상이 다르게 나타나는 '유형 7(비정규직 후 정규직 이동형)'를 기준 변수로 하여 추가적인 분석을 진행하는 경우 '유형 3(양육형)'($\beta=-0.079$, $p<.05$)과 '유형 5(비정규직 위주형)'($\beta=-0.088$, $p<.05$)는 자아존중감에 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 가사·양육·간병에서 다른 고용상태 상태로 이행하지 못하고 머물거나 비정규직 고용상태를 지속하는 경우 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

[모형 2]에서 고용상태 이행유형이 자아존중감에 미치는 영향을 확인한 결과, '유형 5(비정규직 위주형)'($\beta=0.074$, $p<.05$)만이 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 '유형 1(정규직 유지형)'에 비하여 유형 5에 포함된 청년이 상대적으로 자아존중감이 낮음을 의미한다. 이는 비정규 근로를 이행이 정규직 근로를 이행하는 경우보다 상대적으로 자아존중감이 낮음을 보여주는 결과이다.

[모형 3]에서 남성을 대상으로 고용상태 이행유형이 우울에 미치는 영향을 확인한 결과, '유형 2(비정규직-실업형)'($\beta=0.204$, $p<.001$)만이 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 '유형 1(정규직형)'에 비하여 유형 2에 포함된 청년이 상대적으로 우울이 높음을 의미한다. 이는 비교적 안정적인 정규직 근로를 이행하지 못하는 경우, 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 우울에 취약할 수 있음을 보여주는 결과이다.

[모형 4]에서 남성을 대상으로 고용상태 이행유형이 자아존중감에 미치는 영향을 확인한 결과, '유형 2(비정규직-실업형)'($\beta=-0.172$, $p<.01$)만이 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 '유형 1(정규직형)'에 비하여 유형 2에 포함된 청년이 상대적으로 자아존중감이 낮음을 의미한다. 이는 비교적 안정적인 정규직 근로를 이행하지 못하는 경우, 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 자아존중감이 낮은 경향이 있음을 보여주는 결과이다.

[모형 5]과 [모형 6]에서 여성을 대상으로 고용상태 이행유형이 우울과 자아존중감에 미치는 영향을 확인한 결과, 고용상태 이행유형이 우울과 정신건강에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 다만, 자아존중감 종속변수로 한 결과에서 영향력에 대한 양상이 다르게 나타나는 '유형 4(자영업형)'를 기준변수로 하여 추가적인 분석을 진행하는 경우 가사·양육·간병에 해당하는 '유형 2(양육형)'($\beta=-0.154$, $p<.05$)는 유의미한 영향을 나타냈으며, 이는 가사·양육·간병에서 다른 고용상태 상태로 이행하지 못하고 머무는 경우 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 결과이다.

〈표 8〉 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향(전체 표본)

변수		모형 1(종속변수: 18차년도 우울)			모형 2(종속변수: 18차년도 자아존중감)			
		B	S.E	t(p)	B	S.E	t(p)	
통제 변수	9차년도 우울	1.168	.435	2.686***				
	9차년도 자아존중감				0.248	0.029	8.681***	
독립 변수	배열 유형	유형 2	0.144	0.701	0.205	0.000	0.037	-0.009
		유형 3	0.373	0.783	0.476	-0.075	0.041	-1.820
		유형 4	0.262	0.978	0.267	-0.050	0.052	-0.970
		유형 5	1.541	0.729	2.113*	-0.077	0.038	-2.006*
		유형 6	1.926	0.934	2.062*	-0.071	0.049	-1.443
		유형 7	1.140	0.780	1.461	0.015	0.041	0.363
		유형 8	-0.030	0.885	-0.033	-0.008	0.047	-0.169
		F(p)		4.626***			8.359***	
R^2		.074			.126			
Adj. R^2		.058			.111			

주: 9차년도 우울/자아존중감 외의 통제변수(성별, 결혼 유무, 거주 지역, 가구원 수, 가구 소득, 최종학력)는 표기 생략하였음. 독립변수인 배열 유형의 모든 유형은 유형 1과 비교하였음.

〈표 9〉 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향(남성 표본)

변수		모형 3(종속변수: 18차년도 우울)			모형 4(종속변수: 18차년도 자아존중감)			
		B	S.E	t(p)	B	S.E	t(p)	
통제 변수	9차년도 우울	0.132	0.044	3.031**				
	9차년도 자아존중감				0.140	0.043	3.230**	
독립 변수	배열 유형	유형 2	2.779	0.683	4.070***	-0.135	0.040	-3.425**
		유형 3	0.907	1.117	0.812	-0.085	0.064	-1.320
F(p)			3.621***			3.419***		
R^2			.099			.094		
Adj. R^2			.072			.067		

주: 9차년도 우울/자아존중감 외의 통제변수(성별, 결혼 유무, 거주 지역, 가구원 수, 가구 소득, 최종학력)는 표기 생략하였음. 독립변수인 배열 유형의 모든 유형은 유형 1과 비교하였음.

〈표 10〉 고용상태 이행유형이 정신건강에 미치는 영향(여성 표본)

		모형 5(종속변수: 18차년도 우울)			모형 6(종속변수: 18차년도 자아존중감)			
변수		B	S.E	t(p)	B	S.E	t(p)	
통계 변수	9차년도 우울	0.185	0.038	4.934***				
	9차년도 자아존중감				0.323	0.038	8.559***	
독립 변수	배열 유형	유형 2	-0.062	0.839	-0.074	-0.061	0.042	-1.460
		유형 3	-0.439	1.066	-0.412	-0.038	0.053	-0.704
		유형 4	-0.742	1.229	-0.603	0.088	0.062	1.434
		유형 5	-0.049	0.854	-0.057	-0.019	0.043	-0.448
		유형 6	0.942	0.904	1.043	-0.016	0.045	-0.353
		F(p)		3.265***		8.524***		
R^2			.075		.174			
Adj. R^2			.052		.153			

주: 9차년도 우울/자아존중감 외의 통제변수(성별, 결혼 유무, 거주지역, 가구원 수, 가구 소득, 최종학력)는 표기 생략하였음. 독립변수인 배열 유형의 모든 유형은 유형 1과 비교하였음.

제5절 결론

청년층의 고용의 불안정성과 이들의 취약한 정신건강에 대한 우려가 심화되고 있기에, 본 연구는 이들의 관련성을 장기적인 관점에서 파악하고자 하였다. 복지패널 9차에서 18차까지의 데이터를 이용하여 청년층의 10년 간의 고용이행의 패턴을 분석하고, 이러한 장기적인 고용이행의 패턴이 이들의 우울과 자아존중감에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 먼저 각 고용상태의 기간을 살펴보면 여성이 남성에 비해 정규직을 유지하는 기간은 짧았으며 비정규직을 유지하는 기간은 길었다. 전체의 고용패턴은 정규직 유지형(유형 1), 정규직 이동형(유형 2), 양육형(유형 3), 양육 후 비정규직 이동형(유형 4), 비정규직형(유형 5), 실업형(유형 6), 비정규직 후 정규직 이동형(유형 7), 자영업형(유형 8)의 8개 집단으로 나타났다. 회귀분석 결과를 보면, 정규직 유지형(유형 1)과 자영업형(유형 2)에 비해서, 비정규직형과 실업형의 우울이 더 높게 나타난 것으로 나타났다. 이는 비정규직고용과 실업상태의 경험이 정신건강을 악화 시킬 수 있다는 기존 연구들을 지지한다(변금선, 이해원, 2018; 양정연, 이주협, 2021; 정은석, 강상경, 2015). 양육형(유형 3)과 양육 후 비정규직 이동형(유형 4)은 정규직 유지형(유형 1)에 비해 우울에 차이가 나타나지 않았으므로, 양육으로 인한 불안정한 고용패턴의 부정적 영향은 나타나지 않았다. 또한, 비정규직형(유형 5)이 정규직 유지형(유형 1)에 비해서 낮은 자존감을 보여주었지만, 실업형(유형 4)은 자아존중감이 통계적으로 유의하게 낮지 않았다. 이는 주된 비정규직형이 더 잦은 고용관계의 변화를 겪게 되고 이러한 불안정성이 낮은 자존감과 깊은 관련이 있음을 제시해준다. 재미있게도, 비정규직 후 정규직 이동형(유형 7)을 기준집단으로 했을 때는 이 집단이 양육형(유형 3)과 비정규직형(유형 5)에 비해 자아존중감이 높은 것으로 나타나기에, 비정규직에서 정규직으로 이행한 집단이 정규직을 유지하는 집단만큼 높은 자아존중감을 보여준다는 점을 보여주었다.

성별을 구분해서 고용패턴을 살펴보았을 때, 남성은 비정규직과 실업이 혼재된 그룹이 자영업과 정규직유지

집단보다 더 높은 우울감과 낮은 자아존중감을 보여주어 기존 연구의 결과를 재확인하였다. 이러한 결과는 비정규직과 실업을 빈번히 경험하면서 상호이행해 가는 불안정한 고용 패턴이 청년남성에게서 주요 집단으로 나타나고 이러한 집단의 정신건강이 다른 집단에 비해 더 악화될 수 있음을 시사한다. 여성은 양육유형을 포함해서 인지 남성에게 비해서 더 다양한 고용이행의 패턴을 보여줬는데, 이러한 고용 패턴의 유형에 따른 우울의 차이는 나타나지 않았다. 자영업 유형이 양육 유형에 비해 자아존중감이 높은 결과만 유의하였을 뿐, 다른 비정규직 유형에 따른 우울, 자아존중감의 차이는 나타나지 않았다. 이는 기존연구에서 여성이 남성에게 비해 비정규직으로 인해 더 정신건강이 악화될 수 있다는 것과는 반대되는 결과이다(김성은 등, 2016). 여성의 정규직 기간이 남성에게 비해 상대적으로 짧고 가사/양육으로의 잦은 이행으로 인해 좀 더 복잡한 고용패턴이 나타남으로 인해 각 집단 간의 정신건강의 차이가 줄어든 것일 수 있다.

이와 같은 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 제언을 하고자 한다. 비정규직이 정규직에 비해서 낮은 임금, 잦은 일자리 이동, 높은 고용불안성 등의 열악한 고용환경을 제공하고 있기 때문에, 이러한 스트레스가 정신건강을 악화시킬 수 있다. 그러므로 전반적으로 비정규직의 고용의 질을 개선하여, 정규직과의 갭을 줄이려는 정책적 노력이 필요하다. 대표적으로 2007년에 시행되기 시작한 비정규직 보호법은 기간제 근로자의 사용기간을 제한하고 임금, 근로조건, 복리후생 등에 관하여 합리적인 이유없이 비정규 근로자를 차별적으로 처우하는 것을 금지하고 있다. 또한 정규직 전환지원, 비정규직 차별시정제도 등이 비정규직의 처우를 높이고, 정규직으로의 전환이 원활하게 도와주는 제도들 중의 하나이다(옥동진, 2019). 이러한 정책들이 실제로 비정규직의 임금과 복리후생 등을 포함한 고용의 질을 증진시키는 방향으로 이어지는 지 확인하는 연구가 필요하다. 본 연구결과는 이러한 정책들을 정착시키고 확대해야 할 필요성을 제시한다. 특히 비정규직에서 정규직으로의 전환한 집단이 정규직유지형과 비슷한 수준의 정신건강을 유지한 결과는 정규직으로의 이행의 혜택을 강조해준다. 또한, 비정규직은 정규직에 비해 사회보험 가입율이 정규직 근로자에 비해 거의 절반 정도에 미치고 있어(고용노동부, 2024), 비정규직이 소득 상실의 위험을 경험했을 때, 이에 대한 사회적 안전망이 현저히 부족하다는 것을 보여준다. 그러므로 비정규직의 보험가입율을 높여서 사회적인 위험으로부터 보호받을 수 있게 하는 정책적인 차원의 지원이 필요하다. 그리고, 실업급여의 기간을 늘리거나 급여를 인상하는 방안은 고용과 실업을 자주 오가는 청년층의 경제적위험을 줄여주고, 이로 인해 근로자의 정신건강이 악화되는 것을 예방할 수 있는 정책적 수단이 될 수 있다.

본 연구에서 청년층에게서 다양한 형태의 고용불안정이 광범위하게 나타나는 것을 확인하였기에, 청년층의 전반적인 정신건강의 증진을 위하여 정신건강 서비스를 확대하는 정책적인 개입이 필요함을 주장한다. 청년층을 대상으로 전문심리상담 등의 서비스를 제공해 주는 청년마음건강지원사업은 청년들이 적은 비용으로 서비스에 대한 접근성을 높여주어 이들의 정신건강을 증진시키는 데 도움이 될 수 있을 것으로 사료된다. 그리고 심리상담사들은 청년층의 정신건강이 불안정한 고용환경에 영향을 받을 수 있음을 인지하고, 이로 인해 발생하는 스트레스와 경제적인 어려움 등을 관리하는 방법들을 상담을 통해 제공해 줄 수 있다. 또한, 2024년부터 시작된 전국민 마음투자 지원사업은 청년층을 벗어나더라도 이들에게 전문심리상담을 받을 수 있는 기회를 제공하여, 국민들의 전반적인 정신건강을 증진시키는 데 큰 기여를 할 수 있을 것으로 생각한다. 특히 본 연구에서 나타난 고용불안정에 취약한 집단(비정규직, 실업)을 고려할 때, 정신건강 서비스대상을 선별하는 과정에서 고용불안정을 경험한 청년들에게 우선순위나 관련비용을 추가적으로 보조해주어 취약한 청년들에게 정신건강 서비스의 접근성을 높이는 방안도 고려해볼 수 있다.

마지막으로 본 연구의 결과를 해석함에 있어 한계점을 주지할 필요가 있다. 본 연구는 고용패턴과 정신

건강의 관련성을 제시하였지만, 이는 고용패턴을 선택하게 된 드러나지 않은 다양한 동기들을 고려하지 못하여 고용상태와 정신건강의 인과관계를 제시하기에는 한계가 있었다. 본 연구에서는 시작 연도의 정신건강을 회귀분석모형에서 통제하여 정신건강의 악화가 고용의 궤적을 불안정하게 만드는 역인과성의 가능성을 줄이고자 하였지만, 10년 사이에 변화하는 정신건강을 모형에 고려하지 못한 한계가 존재한다. 또한, 고용상태가 각 해의 마지막 날을 기준으로 연 1회 측정되었기에 한 해 사이에 짧은 실직이나 고용상태의 변화는 본 데이터에서는 반영하지 못한 한계가 있다. 그래서 본 연구는 고용의 불안정성의 패턴을 좀 더 과소 추정했을 가능성이 있다. 후속 연구에서는 좀더 고용 상황이 빈번하게 기록된 데이터(예: 한달)를 사용하여 고용패턴과 정신건강에 관계를 살펴볼 필요가 있다. 또한, 패널데이터의 한계로 본 연구에서는 9차 데이터에서 18차까지의 복지패널 조사에 모두 응답한 케이스만을 대상으로 하여, 패널에서 중도 탈락하거나, 한해라도 패널에 응답하지 않은 케이스들이 조사대상에 포함되지 않았다. 만약 제외된 대상자들이 고용불안정이 더 높거나 정신건강이 낮은 대상자들이라면, 본 연구의 고용불안정과 정신건강의 관계가 과소 추정될 가능성이 있다. 마지막으로 연구의 관찰 기간인 2020년부터 2022년까지 코로나-19 팬데믹이 발생하여 광범위한 경제적 위기가 이 시기의 대상자들에게 고용상태와 정신건강에 부정적 영향을 미쳤을 수 있다(이수비, 2021; 김지아, 김현주, 김재현, 양정민, 2024). 그러나 본 연구에서는 이러한 거시경제사회적인 변화로 인한 변곡점을 제어하지 못했기에, 코로나-19 팬데믹의 영향력을 모델에 반영하거나 통제하여 분석하는 추가연구가 필요하다.

참고문헌

- Appelbaum, E., Bernhardt, A., and Murnane, R. J. Eds. 2003. *Low-wage America: How employers are reshaping opportunity in the workplace*. Russell Sage Foundation.
- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G., and Muntaner, C. 2014. "Precarious employment: understanding an emerging social determinant of health". *Annual review of public health*. 35(1). 229-253.
- Benavides, F. G., Benach, J., Diez-Roux, A. V., and Roman, C. 2000. "How do types of employment relate to health indicators? Findings from the Second European Survey on Working Conditions". *Journal of Epidemiology & Community Health*. 54(7). 494-501.
- Fryer, D. M. 1986. "Being unemployed: A review of the literature on the psychological experience of unemployment". *International Review of Industrial and Organizational Psychology*. 1(1). 235-277.
- Jahoda, M. 1981. "Work, employment, and unemployment: Values, theories, and approaches in social research". *American Psychologist*. 36(2). 184-191.
- Kalleberg, A. L. 2009. "Precarious work, insecure workers: Employment relations in transition". *American Sociological Review*. 74(1). 1-22.
- Kalleberg, A. L., 2011. *Good jobs, bad jobs: The rise of polarized and precarious employment systems in the United States, 1970s-2000s*. New York:Russell Sage Foundation.
- Lee, R., Kim, J., and Shim, J. 2023. "Employment status, material hardship, and mental health among low income working age adults in South Korea". *Asian Social Work and Policy Review*. 17(2). 127-136.
- McKee-Ryan, F., Song, Z., Wanberg, C. R., and Kinicki, A. J. 2005. "Psychological and physical well-being during unemployment: a meta-analytic study". *Journal of applied psychology*. 90(1). 53.
- Moscone, F., Tosetti, E., and Vittadini, G. 2016. "The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy". *Social Science & Medicine*. 158. 86-95.
- Murphy, G. C., and Athanasou, J. A. 1999. "The effect of unemployment on mental health". *Journal of Occupational and Organizational Psychology*. 72(1). 83-99.
- OECD. 2022. "Temporary Employment", Retrieved from <https://www.oecd.org/en/data/indicators/temporary-employment.html>
- OECD. 2023. "CO3.5 Youth not in employment, education, or training (NEET)", Retrieved from https://oecdcorea.org/resource/download/2023/CO_3_5_Young_people_not_in_education_or_employment_2023.pdf
- Paul, K. I., and Moser, K. 2009. "Unemployment impairs mental health: Meta-analyses". *Journal of*

- Vocational behavior*. 74(3). 264-282.
- Quesnel-Vallée, A., DeHaney, S., and Ciampi, A. 2010. "Temporary work and depressive symptoms: a propensity score analysis". *Social science & medicine*. 70(12). 1982-1987.
- Quinlan, M., Mayhew, C., and Bohle, P. 2001. "The global expansion of precarious employment, work disorganization, and consequences for occupational health: a review of recent research". *International journal of health services*. 31(2). 335-414.
- Schmid, G. 2017. "Transitional labour markets: Theoretical foundations and policy strategies". *The New Palgrave Dictionary of Economics*. 1-15.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainio, M., and Vahtera, J. 2005. "Temporary employment and health: a review". *International Journal of Epidemiology*. 34(3). 610-622.
- World Health Organization (WHO), 2022, "Mental Health".
<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>
- 곽미선 · 안주리. 2021. "베이비부머 여성의 경력유형 연구". 『여성연구』, 108(1). 39-65.
- 권혁진 · 유호선. 2011. "청년층의 학교에서 고용으로의 이행 특성: 성, 학력별 이행과정의 차이를 중심으로." 『사회복지정책』, 38(1), 1-31.
- 김성은 · 윤영숙 · 양윤준 · 이연숙 · 이준형 · 김동준 · 김정일 · 여대중 · 이지연 · 송은경. 2016. "정규직여부가 건강행태, 정신건강 및 삶의 질에 미치는 영향-제 6 기 (2013 년) 국민건강영양조사 자료활용". 『스트레스연구』, 24(3), 127-136.
- 김종욱. 2017. "최근 청년층 니트 (NEET) 의 특징과 변화". 『월간노동리뷰』, 4.97-110.
- 김지아 · 김현주 · 김재현 · 양정민. 2024. "코로나-19 팬데믹 기간 동안 고용 상태 변화와 정신 건강 사이의 연관성". 『의료경영학연구』, 18(1). 1-9.
- 김진현. 2017a. "근로자의 고용형태와 스트레스 유형별 우울상태: 스트레스의 다중매개효과 검증: 스트레스의 다중매개효과 검증". 『사회과학연구』, 28(4), 287-304.
- 김진현. 2017b. "다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석". 『보건사회연구』, 37(3), 398-432.
- 노혜진. 2012. "빈곤가구 자녀의 노동시장 진입과정 유형화". 『사회복지정책』, 39(4), 109-134.
- 문혜진. 2012. "노동경력의 변화와 노동성과". 서울대학교 대학원.
- 문혜진. 2013. "외환위기 전후 청년 코호트의 노동경력 비교". 『한국사회복지학』, 65(1), 201-226.
- 박나리 · 김교성. 2021. "청년 불안정성의 궤적과 유형: 20 대 청년의 고용, 소득, 부채를 중심으로". 『한국사회정책』, 28(3), 45-74.
- 박미희 · 홍백희. 2014. "청년층의 노동시장 이행 유형과 그 결정요인". 『사회복지정책』, 41(4), 21-49.
- 박세홍 · 김창엽 · 신영전. 2009. "고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향-한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로". 『비판사회정책』, 27, 79-120.

- 박주영 · 이나영 · 윤서현 · 최보경 · 김승섭. 2016. “한국의 비정규직 고용과 건강 연구에 대한 체계적 문헌 고찰”. 『보건사회연구』, 36(3), 119-157.
- 백학영. 2013. “정규직과 비정규직의 임금 격차와 불평등 그리고 빈곤: 연령집단별 차이를 중심으로”. 『사회복지정책』, 40(3), 75-105.
- 변금선. 2018. “학교에서 노동시장으로 이행의 계층화: 1970-80년대 출생코호트의 청년기 노동계적 비교: 1970-80년대 출생코호트의 청년기 노동계적 비교.” 『한국사회복지학』, 70(3), 113-137.
- 변금선 · 이해원. 2018. “고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정”. 『한국보건사회연구』, 38(3), 129-160.
- 송이은 · 김진영. 2012. “고용지위와 우울의 관계: 소득과 사회심리적 자원의 매개효과를 중심으로”. 『보건사회연구』, 32(1), 228-259.
- 양정연 · 이준협. 2021. “반복되는 고용불안 발생 패턴과 정신건강의 관계 연구”. 『보건과 사회과학』, 58(1), 151-176.
- 오유진 · 김교성. 2019. “성별·학력별 청년 노동시장의 이행 궤적과 유형 비교”. 『노동정책연구』, 19(3), 1-35.
- 이수비. 2021. “코로나 19 이후 고용상태 변화가 우울 변화에 미치는 영향: 연령의 조절효과”. 『인문사회 21』, 12(3), 1213-1225.
- 이용호 · 김민수. 2022. “청년층 고용형태의 상태의존성 분석”. 『한국사회복지학』, 74(4), 241-264.
- 임소정 · 성백선. 2019. “Mechanisms Linking Employment Type and Health: Panel Data Analysis with Fixed-Effects Models”. 『보건사회연구』, 39(4), 71-108.
- 정은석 · 강상경. 2015. 실직이 자아존중감에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로. 『보건사회연구』, 35(1), 84-109.
- 통계청. 2023. “2023년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 결과.”
https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=210&act=view&list_no=427625.
- 홍진표. 2017. “2016 정신질환실태조사”. 보건복지부.

SESSION 2

제1주제

아동·청소년

...

1. 랜덤포레스트를 활용한 고등학생의 주관적 행복감 예측요인 : 성별 비교를 중심으로
2. 아동·청소년기 정신건강의 종단적 변화에 관한 잠재전이분석

랜덤포레스트를 활용한 고등학생의 주관적 행복감 예측요인 : 성별 비교를 중심으로

Predictive Factors of Subjective Happiness in High school students Using Random Forests
: Focusing on gender comparison

정익중(이화여자대학교 사회복지학과 교수)
오수경(이화여자대학교 사회복지학과 박사수료)
최유정(이화여자대학교 사회복지학과 박사과정)
양상민(이화여자대학교 사회복지학과 박사과정)

본 연구는 우리나라 청소년 중에서도 고등학생의 정신건강이 가장 위태롭다는 상황에 주목하여 이들이 일상에서 부정 정서는 해소하고 긍정 정서를 경험하며 행복한 삶 영위에 관심가져야 할 요인은 무엇인지 탐색하고자 했다. 이를 위해 한국복지패널의 7차(2012년), 16차(2021년) 자료의 고등학생 809명을 연구대상으로 머신러닝의 랜덤포레스트 기반 53개의 설명변수에 대한 주관적 행복감 예측요인을 살펴보았다. 분석 결과, 첫째, 모형에 대한 정분류율, 민감도, 정밀도, f1-Score, ROC-AUC Score 등 5가지 예측 성과는 70~79%사이의 성능이 확인되었다. 둘째, 고등학생의 주관적 행복감을 예측하는 상위 10개 변수로 자아존중감, 현재 건강상태, 주의집중, 위축, 심리사회적 학교환경, 우울불안, 또래애착, 진로성숙도, 부모의 교육 참여, 학교유대감 순으로 나타났다. 셋째, 성별에 따라서는 남학생은 또래애착, 진로성숙도, 인터넷과의존의 일상생활장애, 건강상태 등 요인이 중요한, 반면 여학생은 우울불안, 부모의 자아존중감, 학교유대감 요인이 중요 요인으로 나타났다. 또한, 상위 20위 내로 해석하면, 여학생보다 남학생에게서 부모의 정서 및 관계적 요인이 더 중요한 것으로 나타났다. 이러한 본 연구는 머신러닝 기법 중 랜덤포레스트를 활용하여 고등학생의 다차원적 환경을 포괄한 주관적 행복감 예측변수를 탐색하였다는 것에 의미가 있다. 이를 통해 고등학생의 주관적 행복감 지원에 초점을 둔 시사점과 성별에 따른 접근을 고려해야 함을 제안하였다.

주제어: 머신러닝, 랜덤포레스트, 고등학생, 주관적 행복감, 성별 비교

제1절 서론

아동·청소년의 행복은 우리의 미래사회 행복을 예측하고 결정하는 중요한 지표로, 이들의 행복감을 지원하는 일은 우리의 미래사회 행복을 보장하기 위한 필수적 과제이다. 그러나, 한국방정환재단에서 조사한 한국 어린이·청소년 행복지수 보고서에 따르면, 우리나라의 아동·청소년의 주관적 행복감은 OECD 22개 국가 중 22위인 최하위를 기록하였다(염유식, 성기호, 2021). 또한, 세이브더칠드런이 실시한 국제 아동의 삶의 질 조사에서도 아동의 행복도가 35개국 중 31위에 그치며 유사한 결과를 보였다(유조안, 유민상, 2021). 이에 따라 정부는 ‘제2차 아동정책기본계획(20-24)’을 수립하여 아동친화적 발달환경 조성, 아동안전 및 유해환경 대응, 건강관리체계 등 5대 정책을 추진하는 등 “아동이 행복한 나라” 실현에 노력해왔다(관계부처합동, 2018, 2020). 이러한 정책적 노력의 결과, OECD 국가 중 높은 교육적 성취를 이루며 물질적, 관계적, 보건과 안전 등 객관적 행복 지표에서는 상위권에 속하게 되었다. 그럼에도 불구하고, 한국 아동·청소년의 주관적 행복감은 여전히 최하위권에 머물러 있다(염유식, 성기호, 2021). 즉, 객관적 행복 지표 향상만으로는 주관적 행복감 증진에 한계를 보여주는 것임을 알 수 있다. 더불어 객관적 행복 지표는 개인차가 큰 특성이 있고, 또 시간이 지나면 그 효과가 사라질 수 있다는 측면에서 주관적 행복감 향상을 위한 실질적인 방안 모색이 필요할 것으로 사료된다.

청소년기는 인지적, 신체적, 정서적으로 급격한 변화가 일어나는 성장 과정으로 다양한 어려움이 동반된다. 특히, 우리 사회의 조기교육과 사교육 문화로 인한 교육격차(정익중, 2011), 타인과의 비교를 조장하는 경쟁 문화, 성적 중심의 서열화된 교육시스템은 청소년들에게 심각한 스트레스를 유발하며, 이들의 정서적 건강과 삶의 웰빙을 위협하고 있다(박종일, 박찬웅, 서효정, 염유식, 2010; 남부현, 오영훈, 2017). 이러한 환경에서 청소년들은 타인과의 비교·경쟁으로 인해 자신의 능력을 의심하고 가치를 저하시키는 경험을 통해(정익중, 2007) 불행한 삶으로 이끌 가능성이 크다. 이와 같은 현실을 반영하듯, 학업 문제는 청소년 자살의 주요 원인으로 지목되며(유민상, 2019), 이는 청소년의 부정적 정서를 유발하는 가장 큰 위험요인으로 작용하여 주관적 행복감을 저해하는 것으로 보고된다(박현선, 2016; 정익중, 2018). 이외에도 청소년기는 자아정체감을 형성하고 부모로부터의 독립을 추구하며 자율성을 강조하는 시기로, 이 과정에서 또래 관계의 영향력이 커진다. 이러한 발달적 특징들은 청소년기의 중요한 심리적, 사회적 변화를 반영하며, 이 시기에 어떤 경험을 하는지에 따라 주관적 행복감이 크게 달라질 수 있다.

청소년 중에서도 고등학생은 대학입시나 앞으로의 직업과 관련된 과업 수행으로 이 시기에 스트레스 인지도가 가장 높아(박현숙, 한지영, 이내영, 2018; 강수민, 이윤주, 문명현, 조미란, 2022) 이들의 주관적 행복감이 가장 우려된다. 실제, 청소년건강행태조사에 따르면, 고등학생이 가장 스트레스를 받는 이유로는 성적 및 진로에 대한 부담이 주요 원인(49.3%)으로 꼽혔고, 고등학생의 주관적 행복감 경험률은 55.9%로, 중학생(59.6%)보다 더 낮은 것으로 나타났다(교육부, 질병관리청, 2024). 또한, 초록우산 어린이재단의 아동 행복지수 결과(2024)에 따르면, 초·중·고 학교급 중에서 고등학생은 고립감, 미래불안감, 자살생각, 자해경험, 정신건강 상담 및 내원 경험이 가장 많았고, 편안감, 주관적 행복감은 가장 낮은 것으로 조사되었다. 이외 많은 선행연구에서도 마찬가지로 학교급이 올라갈수록 주관적 행복감이 감소하는 것으로 보고되었다(박소연, 이홍직, 2013; 서재욱, 정윤태, 2014; 한혜림, 이지민, 2018; 염유식, 성기호, 2021; 강수민 외, 2022). 이러한 선행연구 및 조사결과를 통해 고등학생의 주관적 행복감은 여전히 긍정적 변화를 이루지 못하고 있음을 짐작해볼 수 있다.

청소년기의 주관적 행복감을 탐색한 연구들은 다양한 환경 요인과의 관계를 다각적으로 분석해왔다. 주

요 연구들은 학교 환경, 학업, 진로와의 관계(김은정, 김윤정, 2023; 김연, 2023), 청소년기 정신건강 및 외모 만족도와와의 관계(박영아, 2014; 황정희, 광현석, 2019; 고경희, 조규관, 2023), 부모 및 사회적 관계(유경철, 안도희, 2019; 윤기봉, 도현심, 2017; 이미영, 2023; 최지현, 정미숙, 2023; 김연희, 박은민, 2024), 방과 후 생활시간 및 활동(김영서, 홍세희, 2021; 김정아, 2023; 정익중 외, 2023), 그리고 개인, 가족, 학교환경 등 다차원 요인들과의 관계(박소연, 이홍직, 2013; 서재욱, 정운태, 2014; 주지선, 이성원, 2021)를 중점적으로 다루어 왔다. 이러한 연구를 종합해보면 주관적 행복감 예측요인은 성별에 따라 차이가 있을 것으로 예상된다. 전통적으로 남학생은 여성보다 높은 성취압력을 받으며, 이 때문에 삶의 만족도가 낮을 수 있다는 결과가 있고(조성연, 김민, 김혜원, 2011), 반면, 최근 양성평등 사회로의 변화에 따라 성취압력의 영향이 여학생에게도 나타나 여학생의 삶의 만족도도 낮아질 수 있다는 주장이 제기되었다(최유선, 손은령, 2015). 그럼에도 전반적으로는 남학생이 여학생보다 주관적 행복감이 높다고 보고되었고(박소연, 이홍직, 2013; 서정아, 엄지민, 2015; 심재휘, 이기혜, 2018), 반대로 여학생이 더 높다고 보고한 연구도 있었다(정혜숙, 김영희, 2014). 본 연구에서는 이러한 성별 차이를 고려하여, 주관적 행복감의 예측요인에 성별 차이가 있는지 비교·분석하고자 한다.

한편, 주관적 행복감 관련 연구를 살펴보면, 판별분석이나 예측요인 탐색에 유용한 분석 방법인 머신러닝 기법을 활용하여 고등학생 대상 주관적 행복감 예측요인을 검토한 연구는 국내에서 아직까지 수행되지 않았다. 그러나 유사한 연구로 고은경(2020), 도유록(2021)의 연구가 있는데, 이들 연구는 고등학생 대상이 아닌 초등학생을 대상으로 했거나 주관적 행복감을 결과변수가 아닌 설명변수로 분석에 활용했다는 점에서 본 연구와 차이가 있다. 또한 주관적 행복감과 유사한 개념으로 삶의 만족도 예측요인을 탐색한 연구도 있지만 이 연구는 중학생에 초점을 두었다(박소영, 정혜원, 2021). 또한, 지금까지 수행된 주관적 행복감 연구들은 주로 특정 독립변수가 주관적 행복감에 미치는 영향을 분석하거나, 주관적 행복감에 대한 유형을 분류하거나, 청소년기의 주관적 행복감을 종단적으로 파악하는데 초점을 맞추었으며(권재기, 양명희, 2014; 한혜림, 이지민, 2018) 주로 회귀분석, 잠재프로파일 분석, 잠재성장모형 등 전통적인 통계 방법을 활용하여 수행되었다.

그러나 전통적인 통계 기법은 다중공선성 등 통계적으로 고려해야 할 특성으로 인해 특정 변수만을 대상으로 분석이 이루어질 수밖에 없는 제약이 있다. 반면, 본 연구에서 활용하고자 하는 머신러닝 기법은 다량의 설명변수(독립변수)를 분석에 포함하더라도 상호작용 효과까지 고려하여 안정적인 결과를 도출하는 특징이 있다(오미애 외, 2017; 이재윤, 박지수, 2022; Walsh et al., 2018). 즉, 통계적 제약으로 인해 이전에는 분석에 포함되지 못했던 다양한 설명변수를 동시에 분석에 투입하여 주관적 행복감 예측요인을 탐색할 수 있고, 이를 통해 기존 연구에서 확인하지 못했던 주관적 행복감의 새로운 예측변수를 발견할 가능성이 있다. 이와 더불어 머신러닝 분석 방법을 통해서도 지금까지 수많은 선행연구를 통해 밝혀진 고등학생의 주관적 행복감 예측요인과 동일한지 또는 차이가 있는지 등 비교해보는 확인적 연구로서도 의미가 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 특정 결과변수에 대한 예측변수를 탐색하고 판별하는데 있어 예측력이 우수하다고 알려진 머신러닝 기법의 랜덤포레스트 모델을 활용하여 분석하고자 한다. 이를 통해 주관적 행복감 예측 분석의 예측력을 높이고, 연구 결과의 일반화 가능성을 제고하고자 한다(김영식, 김훈호, 2019; Breiman, 2001).

결과적으로, 본 연구는 고등학생의 주관적 행복감이 특히 위태로운 상태에 있다는 상황과 학교급별로 경험하는 행복감에 영향을 미치는 요인들이 다르다는 연구를 바탕으로(김희연, 탁하연, 2020, 오수경 외,

2023), 아동·청소년 중에서도 고등학생에 초점을 맞추어 이들의 주관적 행복감 예측요인들을 탐색하고자 한다. 또한, 성별에 따른 주관적 행복감의 차이를 고려하여, 주관적 행복감의 예측요인에 성별 차이가 있는지도 비교분석하고자 한다. 이러한 연구는 과도한 학구열 속에서 행복하지 않은 삶을 살아가고 있는 우리나라 고등학생의 주관적 행복감 향상에 도움이 되는 기초자료를 마련한다는 측면에서 의미가 있을 것이다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 랜덤포레스트 머신러닝 기반 고등학생의 주관적 행복감을 예측하는 주요 요인은 무엇인가?
 연구문제 2. 고등학생의 성별에 따라 주관적 행복감을 예측하는 주요 요인에 차이가 있는가?

제2절 이론적 배경

1. 청소년 발달과 주관적 행복감

주관적 행복감이란 개인이 자신의 삶 속에서 경험하는 총체적인 감정으로 개인의 지각된 행복감을 의미한다(이선희, 정복례, 김순희, 2015). 김민성(2016)은 주관적 행복감을 일상 속 경험의 축적으로 이루어지는 정서적 상태로 규정하였으며, 이창식, 박지영, 장하영(2017)은 개인이 느끼는 유쾌한 정서 상태와 낮은 수준의 부정적 정서, 삶에 대한 높은 수준의 만족감과 관련이 있다고 하였다. 한국청소년정책연구원(2006)은 주관적 행복감을 스스로 느끼는 행복한 정서 상태로서 즐겁고, 희망적이며, 스트레스와 고민이 적은 상태라고 정의하였다. 본 연구에서는 위 개념들을 참고하여 주관적 행복감을 아동이 일상생활에서 경험하는 긍정적 정서로 정의하고자 한다.

행복감이 높은 경우 자기 자신을 사랑하는 긍정정서를 가지게 되어 즐겁고 건강한 생활을 하며 삶에 만족하게 된다. 행복감이 낮으면 우울, 공격성 등 부정정서로 진전될 가능성이 높으며, 부정정서는 자살충동이나 좌절, 무력감 등을 유발하거나 성인기가 될 경우 사회부적응을 야기하기도 한다(Seligman, 2005). 특히 아동·청소년의 행복감은 이들의 성장발달의 주요 영향요인으로, 부정적인 일을 헤쳐나가는 힘이 되며, 더 진취적이고 도전적으로 성장하는 데 밑거름이 된다(유민상, 2016). 또한 행복감은 청소년의 외현화 문제를 감소시키는 보호요인으로 작용하며, 주관적 건강, 자아존중감, 공격성, 우울, 학교적응, 학업성적, 학습습관 등에도 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(이상록, 김은경, 윤희선, 2015). 즉, 주관적 행복감은 청소년의 향후 삶의 태도 및 가치관 형성 등 인생 전반에 광범위한 파급력을 가진다는 점에서 그 중요성이 매우 크다(신지은 외, 2013; 이상록 외, 2015; 이희길 외, 2018; 박선향 2019; 장유진 외 2020).

그러나 지난 10년간 우리나라 청소년의 주관적 행복감은 지속적으로 경제협력개발기구(OECD) 회원국 중 최하위권에 머물며, 전 세계 평균 이하의 수준을 유지하고 있다(유민상, 2020). 2021년 한국 어린이·청소년 행복지수에 따르면, OECD 22개 가입국 중 우리나라 아동·청소년의 행복지수는 물질적 행복, 행동과 생활양식, 교육, 가족 및 친구관계, 보건 및 안전 등 6개 영역 중 5개 영역에서 상위권에 속했으나, 주관적 행복감은 최하위를 기록하였다(염유식, 성기호, 2021). 이는 우리나라 청소년이 물질적 행복과 문화적 혜택을 비교적 높게 인식하고 있음을 보여주는 반면, 주관적 행복감은 낮은 수준임을 시사한다. 한편, 2023년 아동종합실태조사 결과에 따르면, 아동의 주관적 웰빙은 2018년 조사에서 6.57점이었던 것이 7.14점으로 상승했으나(보건복지부, 2024), 이와 동시에 수면시간 감소, 잤아 있는 시간 증가, 놀이 권리의 보

장 미흡, 우울감 및 자살 생각과 같은 정신건강 고위험군 아동·청소년의 비율 증가 등 부정적인 측면이 나타나고 있어, 여전히 아동의 행복감 증진을 위한 노력이 시급한 실정이다.

대다수의 선행연구에서는 주관적 행복감이 낮은 이유로 경쟁적인 학교풍토 및 대학입시 위주의 교육제도(박병선, 배성우, 2012; 모상현, 이중섭, 2012; 박재연, 2017), 건전한 여가생활의 부재 등으로 인한 학업 스트레스를 주요 원인으로 꼽았다. 또한 우리나라 청소년의 주관적 행복감과 관련하여 주목할 점은 사교육 참여율이 높다는 점이 보고된다. 김근수(2022)에 의하면 초·중·고등학생 학부모 중 97.9%가 자녀에게 사교육을 시킨다고 하였는데, 사교육 참여의 이유는 ‘남들보다 앞서 나가게’, ‘남들이 하나까 불안해서’ 라는 답이 많았다. 경쟁 심리와 불안감 때문에 거의 대부분의 부모가 사교육을 시키는 것을 알 수 있다. 실제로 여성가족부의 청소년통계(2024)에 의하면 우리나라 초·중·고등학생 10명 중 8명은 주당 평균 7.3시간의 사교육을 받고 있는 것으로 나타났다. 청소년의 학습 시간이 성인의 노동 시간보다 길다는 점, 이로 인해 취미 활동이나 다양한 경험을 쌓을 기회가 제한되어 삶의 질이 저하되는 문제는 중요한 논점이다. 또한, 과도한 학업 경쟁에서 우위를 차지하기 위해 많은 시간을 학업에 몰두하다 보면 자신의 진로에 대한 방향성을 탐색하는 데 어려움을 겪을 수 있으며, 이 때문에 좌절감을 경험하는 경우가 많은 것으로 알려져 있다(메트로신문, 2022). 이러한 과도한 입시 경쟁 체제와 그로 인한 성적 스트레스, 정서 불안정으로 인해 우리나라 아동·청소년의 자살률이 높은 편이며, 자살은 아동·청소년의 사망원인 1위를 차지한다(통계청, 2022). 우리나라 아동·청소년의 주관적 행복감은 학급이 올라갈수록 낮아지는데, 한국 청소년 행복지수 조사연구(2007)에 의하면 고등학생들의 행복지수가 중학생보다 4.4점 이상 낮게 나타났다. 전문가들은 입시 위주의 교육환경이 청소년의 연령이 증가할수록 주관적 행복감을 낮추는 요인이라고 지적한다(조성연, 신혜영, 최미숙, 최예영, 2008; 서정아, 엄지민, 2015; 김영지, 유설희, 김수진, 2016).

이러한 주관적 행복감은 개인적 요인과 환경적 요인에 의해 영향을 받는다(Lukoševičiūtė et al., 2022). 특히 선행연구에서는 청소년의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 학교생활의 질이나 입시 관련 제도 및 성적(김명소, 김혜원 외, 2003; 김의철, 박영신, 2004; 구재선, 2006), 학업성취도(박영신, 김의철, 한기혜, 박선영, 2012), 스트레스 정도(Song et al., 2002; Kim et al., 2012), 전반적인 건강(Kwon et al., 2012), 정신 건강(Koo et al., 2005; Kwon et al., 2006), 부모와 동거관계(Koo et al., 2005; Zullig et al., 2005), 가족과의 관계(Lee, 2003; Koo et al., 2005), 경제적 수준(전신현, 1996; 김명소, 김혜원 등, 2003; 김의철, 박영신, 2004; Koo et al., 2005; Park et al., 2011), 학교생활이나 사회활동의 참여수준(Ryiff, 1997) 등이 제시되어 왔다(박소연, 이홍직, 2013). 전경숙, 정태연(2009)은 청소년기의 행복을 결정하는 요인으로 가족관계, 종교, 경제력과 같이 중년기, 노년기 등 다른 세대의 행복결정요인과 일치하는 공통적인 요소들도 있지만, 개성, 이성친구, 성적, 자기발전과 같은 청소년기만의 독특한 요인들도 있다는 점에 주목했다. 청소년기의 행복 관련하여 자기만족과 수용, 자율성과 독립성 및 개성 등과 같이 자아 관련 요소가 크게 영향을 미치는 것은 그 시기의 발달적 특성과 밀접하게 관련되어 있기 때문이다. 자아존중감은 청소년의 주관적 행복감에 직·간접적인 영향을 미치는데, 자아존중감이 높을수록 행복감이 높아지며(조계화, 2011), 고등학생을 대상으로 진행된 연구에서도 자아존중감은 주관적 행복에 긍정적인 영향을 미친다고 하였다(전혜진, 유미숙 2015). 자아존중감은 청소년이 자신의 목표를 지향하게 하며 학교에서 성실한 학습활동과 또래 및 교사와 원만한 대인관계 등의 다양한 성취 경험을 통해 자아에 대한 긍정적인 평가를 하게 되고(김효선, 2013), 이는 더 높은 수준의 주관적 행복감으로 이어진다고 하였다(김다희, 최진아, 2017). 그러나 우리나라 청소년들은 고등학교 시기까지는 대학 입학을 위해 대부분의 에너지를 쏟기 때문에 긍정적인 자아존중감을 확

립하지 못하는 것으로 보고된다(이현경, 김정민, 2017).

이와 같이, 청소년의 주관적 행복감은 그들의 건강한 발달을 도울 뿐만 아니라, 향후 삶의 태도와 가치관을 형성한다는 점에서 매우 중요하다. 그러나 우리나라 청소년들은 입시 위주의 경쟁적인 환경 속에서 낮은 행복감을 경험하는 경우가 많아 이에 대한 우려가 커지고 있다. 다행히 전문가들은 정책적 노력을 통해 청소년의 행복감을 향상시킬 수 있는 가능성이 높다고 보고 있다(이희길 외, 2019). 이에 본 연구는 청소년 주관적 행복감에 영향을 미치는 예측요인을 분석하고자 한다.

2. 주관적 행복감에 미치는 영향 요인

(1) 아동 요인

행복감은 심리적, 정서적 측면에서 중요한 역할을 하며, 청소년의 행복감에 미치는 다양한 요인을 영역별로 개인 요인, 심리적 요인, 사회적 요인, 행동적 요인, 학업적 요인으로 나누어 살펴보고자 한다. 먼저, 심리적 요인으로는 자아존중감이 대표적인 핵심 요소로 꼽히며, 자아존중감이 청소년의 삶의 만족도, 행복감에 강력한 영향을 미친다는 점이 여러 연구에서 확인되었다(구현영, 박현숙, 장은희, 2006; 김정연, 정현주, 2008). 자아존중감은 행복의 필수적인 요건으로, 자아존중감이 높을수록 더 높은 행복감을 경험하게 된다(신효식, 이선정, 2012; 조소연, 2014). 박선향(2019)에 따르면, 자아존중감이 높은 고등학생은 행복감 역시 높게 나타나며, 자아존중감이 청소년의 행복감에 중요한 역할을 한다는 점이 확인되었다. 자아존중감이 높고 우울 및 공격성이 낮은 청소년은 높은 행복감을 유지하며, 다양한 교육적 성취와 사회적 관계에서도 긍정적인 결과를 나타낸다(이상록 외, 2015). 자아존중감, 진로성숙도, 부모 양육 태도, 친구 관계, 학교 유대감 중에서도 자아존중감이 주관적 행복감에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 밝혀졌다(전혜진, 유미숙, 2015). 자아존중감이 높은 청소년은 좌절이나 실패를 경험할 때 감정을 잘 통제하고, 상황을 긍정적으로 인식하는 경향이 있다(김은영, 2019). 반면, 낮은 행복감은 이후 정신적, 신체적 발달에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(송원숙, 심재웅, 2018). 이와 같이, 자아존중감은 청소년의 주관적 행복감에 가장 큰 영향을 미치는 요인 중 하나로, 자아존중감이 높을수록 생활을 더 긍정적이고 가치 있게 받아들여 더 높은 행복감을 경험하게 된다(변경보, 2005).

사회적 요인으로는 학교 유대감, 또래 관계, 학교생활 적응 등이 있으며, 이러한 요인들은 청소년기의 행복감에 중대한 영향을 미친다. 청소년기의 행복감은 학습 습관 형성과 학교생활 적응에 긍정적인 영향을 미치며(이상록 외, 2015), 특히 관계성에 크게 좌우된다. 이러한 관계성은 부모와의 관계에서 시작되어 친구와의 관계로 확장되며(박재연, 2017; Ryan and Deci, 2000), 고등학생 시기에는 자율성과 독립성이 강조되는 동시에 또래 관계와 사회적 지지를 통해 긍정적인 영향을 받는다(신효식, 이선정, 2012; 김혁주, 2016). 관계적 가치를 중시하는 청소년들은 개인적 또는 물질적 가치를 중시하는 청소년들에 비해 더 높은 행복감을 경험하는 것으로 나타났다(염유식 외, 2021). 학년이 올라갈수록 교사와의 관계에 엄격한 규칙은 감소하는 반면, 차별경험은 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 상급학교로 진학하거나 대학 입시 과정에서 학업적으로 우수한 학생과 그렇지 않은 학생 간의 차이가 드러나면서 차별 경험이 늘어나는 경향을 반영하며(박소연, 이홍직, 2013; 김호순 외, 2019), 학생들이 성장하고 성숙해지면서 차별에 대한 인식이 더욱 민감해지는 것으로 이해할 수 있다(강수민, 이윤주, 문명현, 조미란, 2022). 이와 관련하여, Lillian

Cheri Martz(2024)의 연구에서는 긍정 심리학 중재 프로그램이 청소년들의 학교 유대감, 희망, 전반적인 웰빙을 증진시키고, 우울증, 불안, 스트레스를 감소시켜 전반적인 행복감을 향상시키는 데 효과적임을 보여주었다. 이러한 결과는 사회적 요인이 청소년기의 행복감에 중요한 역할을 한다는 점을 강조한다.

행동적 요인으로는 건강, 여가활동, 미디어 사용, 인터넷 과의존, 일상생활장애, 등이 있으며, 건강은 개인이 행복감으로 이어지기 위해 충족되어야 하는 기본적인 요건 중 하나로 꼽힌다. Levin과 Croog(1984)는 신체적 건강이 주관적 안녕감을 결정하는 하위요인이라고 보았다. 또한, 중학생이 주관적 건강 상태를 긍정적으로 인식할수록 학업 성적이 좋고 삶의 질도 높게 나타났다(홍대우, 김춘경, 2006). 인터넷 중독 수준이 낮고, 음주 및 흡연을 하지 않으며, 약물 사용 경험이 없는 청소년들이 주관적 행복감이 더 높은 주관적 행복감을 경험한다고 하였으며(박소연, 이홍직, 2013), 반대로, 인터넷 중독 증상이 심한 청소년들은 친구 관계에서 어려움을 겪고 자아존중감이 낮아지며, 폭력성과 공격성이 증가하여 행복감이 낮아지는 경향이 있다(안동근, 2005). 행복감이 높은 청소년은 폭력적이거나 반사회적인 문제행동을 보일 가능성이 적고, 긍정적인 정서를 많이 경험할수록 더욱 높은 행복감을 느끼는 것으로 나타났다(이정화, 2005; 정은우, 2019).

내현화 문제인 우울 및 불안, 위축, 정서적 안정감 부족 등과 같은 상황에서도 친사회적 가치관이 높은 청소년은 높은 행복감을 유지하며, 공격성이나 반사회적 행동을 보일 가능성이 적고, 긍정적인 사회적 행동을 실천할 가능성이 높다(신지은 외, 2013). 청소년의 사회적 위축이 우울을 증가시킬 수 있으며(김원영 외, 2017; 김은서, 정슬기, 2019), 우울이 높을수록 행복감은 크게 감소하는 경향이 있지만, 자아존중감이 높은 경우 우울은 낮아지고 행복감은 크게 증가하는 것으로 나타났다(김도희, 2022). 청소년이 인터넷 중독이나 신체활동 부족과 같은 요인으로 인해 부정적인 정서와 행동을 보일 가능성이 크다. 이러한 요인들은 공격성, 일탈행동, 비행과 같은 외현화된 문제 행동을 촉진할 수 있으며, 그 결과로 청소년의 행복감이 저하될 수 있다(린다, 오세숙, 2011). 이는 삶의 만족도를 저하시킬 수 있으며, 송미령 외(2002), Kamerman et al(2010)에 따르면, 주관적 행복감이 극도로 낮은 청소년은 학업 중단, 가출, 비행, 범죄, 자살의 가능성이 높다고 밝혔다. 반면, 높은 행복감을 지닌 청소년은 헌혈과 같은 이타적인 행동을 실천하는 경향이 있다(신지은 외, 2013).

학업적 요인으로는 학업 성취도, 학습 동기, 학업스트레스가 있으며, 심리사회적 학교 환경과 진로성숙도도 이와 관련된 요인으로 볼 수 있다. 한국 청소년들은 입시 중심의 경쟁적인 환경에서 극심한 학업 스트레스를 경험하며, 이로 인해 다른 연령대에 비해 낮은 행복감을 보인다고 밝혔다(서재욱, 정윤태, 2014). 이러한 학업 스트레스는 자아존중감, 가족 및 친구와의 관계와 더불어 고등학생의 행복감에 중요한 영향을 미치는 요인으로 작용한다고 보고되었다(서현주, 최형아, 2017; 전혜진, 유미숙, 2015; 서현주, 최형아, 2017). 특히, 학업 스트레스는 부모의 양육태도, 친구의 지지 등이 자아존중감을 매개로 청소년의 행복감에 영향을 미치며, 청소년의 행복은 학업 성취, 부모와의 관계, 또래애착과 같은 사회적 측면에 크게 영향을 받는다(전경숙, 정태연, 2009). 또한, 학업 스트레스는 자아존중감에 부정적인 영향을 미치는 주요 선행 요인으로 작용하며, 이는 결과적으로 청소년의 주관적 행복감을 감소시키는 것으로 나타났다(한민 외, 2012; 이경아, 2015). 반면, 학업 성취 수준이 높은 학생들은 친구와 교사로부터 더 많은 지지를 받아 행복감이 높아지며, 학업 성적은 가구의 경제적 여건보다 더 강력한 행복 요인으로 작용한다(박현미 외, 2007; 박영신, 김의철, 2009).

행복감은 청소년의 주관적 건강과 심리적 발달뿐만 아니라 진로성숙도에도 긍정적인 영향을 미친다(Hinkelman and Luzzo, 2007). 높은 진로성숙도는 청소년의 행복감을 증진시키며, 이는 학업 성적보다 미

래의 직업 전망이 청소년의 행복에 더 중요한 요인임을 시사한다(서재욱, 정운태, 2014). 행복한 청소년은 진로 탐색과 자기 이해에 더 많은 에너지를 쏟을 수 있으며, 이는 진로성숙도와 밀접한 관련이 있다(이은혜, 2014; 성윤희, 2019). 이러한 행복감은 아동기부터 시작되어 성인기까지 인생 전반에 걸쳐 중요한 영향을 미치며, 특히 가정 내 부모와의 지속적인 상호작용의 질에 의해 크게 좌우될 수 있다(문은식 외, 2021).

(2) 부모 요인

부모와 자녀 간의 상호작용은 인간관계의 본질적인 기초로서, 부모는 아동의 신체적, 정서적, 사회적 발달에 중요한 역할을 한다(윤기영, 2002). 아동의 행복감에 영향을 미치는 주요 요인으로 가족, 특히 주양육자와의 관계가 주목받고 있으며, 가족은 아동의 심리정서적 발달에 중요한 생태학적 환경이다(김시현 외, 2021). 부모의 양육 태도는 자녀의 행복감에 직접적인 영향을 미치며, 부모의 애정과 비강압적인 태도는 자녀의 높은 행복감과 연관된다(Steinberg 외, 1992). 가족 환경이 불안정할 경우, 청소년은 우울과 낙담 등 부정적인 정서를 경험할 가능성이 높아진다(전경숙, 정태연, 2009). 부모의 자존감과 행복감은 자녀의 자존감과 행복감에도 영향을 미치며, 이는 부모와 자녀 간의 밀접한 인과관계로 연결된다(곽수란, 송미옥, 김영호, 2021). 부모의 행복수준이 높을수록 자녀의 행복수준도 높아지며, 부모와 자녀 간의 관계가 행복감에 중요한 영향을 미친다(곽수란, 송미옥, 김영호, 2021). 반면, 부모가 낮은 삶의 만족도와 부정적 정서를 자주 경험할 경우, 부정적인 양육 행동이 증가하고, 이는 자녀의 문제 행동과 적응에 부정적인 영향을 미친다(도현심 외, 2014).

부모의 지도감독(parental monitoring)은 자녀의 자아존중감과 주관적 행복감을 높이는 데 중요한 역할을 하며, 자녀의 비행 예방과 심리적 안정감을 유지하는 데 기여하며(Patterson and Stouthamer-Loeber, 1984), 자녀의 주관적 행복감을 높이는 데 긍정적인 역할을 한다(정은선, 2008). 그러나 부모의 과도한 보호와 통제는 자녀에게 불안과 우울을 유발할 수 있어 주의가 필요하다(정은선, 조한익, 2009; Mills and Rubin, 1998). 긍정적인 양육을 받은 아동은 자아존중감과 행복감이 높고, 우울 증상이 낮게 나타난다(김도희, 2022). 특히, 어머니와의 온정적이고 지지적인 상호작용은 아동의 자아존중감과 주관적 행복감을 높이는 데 기여하며, 반대로 지시적이고 성취지향적인 상호작용은 아동의 발달을 저해하고 부정적인 정서를 유발할 수 있다(정창숙, 2010; 정은우, 2019). 온정적이고 애정적인 양육 행동을 보이는 부모는 아동의 행복감을 높이는 데 기여하며, 일관된 부모의 상호작용은 아동의 행복감에 지속적인 긍정적 영향을 미친다(김연화, 2007; 김은숙, 2020).

부모의 애착과 방임은 청소년기의 심리적 발달에 중요한 영향을 미치며, 안정적인 애착을 형성한 청소년은 더 긍정적인 사회적 행동을 보인다(이소희 외, 2020; Allen et al., 1998). 부모의 관심과 양육은 자녀의 자아존중감과 주관적 행복감에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 방임은 자아존중감과 행복감에 부정적인 영향을 미쳐 자아존중감과 정체성에 장기적인 손상을 초래할 수 있다(박철민, 2002; 조덕녀, 2012). 또한, 부모의 과잉간섭은 자녀의 사회적 위축을 증가시켜 심리적 불안감과 낮은 행복감을 유발할 수 있다(최태산, 김자경, 2016; 신선미, 이소연, 2017; 이은경, 이선희, 2017; 김윤경, 박주희, 2018). 사회적 위축이 심화될수록 청소년들은 자신에 대한 부정적인 인식을 가지게 되며, 이는 자아존중감 저하로 이어져 결과적으로 주관적 행복감에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

어머니의 양육 행동은 아동의 미디어 기기 중독과 밀접한 관련이 있으며, 부모자녀 상호작용이 긍정적일수록 양육 행동이 아동의 주관적 행복감을 높이고 미디어 기기 중독을 줄이는 데 효과적일 수 있다(이

주연 외, 2020). 방과후 방치는 성인의 보호 없이 홀로 또는 아동끼리 일정한 시간을 보내는 것을 의미하며(김세원, 손주영, 2011; 이봉주, 조미라, 2011), 이러한 시간이 아동의 자아존중감을 낮추고 사회적 위축, 공격성, 비행, 약물사용 및 폭력 등과 같은 문제를 초래할 수 있다(이봉주 외, 2011). 그러나 방과후 방치 시간이 때로는 아동의 자기효능감, 책임감, 자립심을 향상시키는 등 긍정적 영향을 미친다는 연구결과도 있다(Karababa, 2022). 이처럼 방과후 방치시간이 아동 정서에 미치는 영향에 대해 긍정적, 부정적인 결과들이 혼재되어 있어 연구 결과들이 일관되지 않음을 보여준다(오수경, 김서현, 양은별, 정익중, 2023).

(3) 가구 요인

청소년의 주관적 행복감은 인구학적 특성과 가구 특성에 따라 차이를 보이며, 성별이 남성이고, 가구 소득수준이 높을수록 주관적 행복감이 유의하게 높다는 연구 결과가 보고되었다(서재욱, 정운태, 2014). 가구 소득수준은 청소년의 주관적 행복감에 미치는 부정적인 영향력을 완충하는 역할을 하며(서재욱 외, 2014), 부모의 높은 사회경제적 지위와 가구 소득은 아동의 삶의 만족도와 행복감에 긍정적인 영향을 미친다(R. Gilman and Huebner, 2003). 이러한 현상은 부모가 자녀에게 높은 기대를 부여하면서 학업의 스트레스를 증가시킬 수 있다는 부작용도 동반된다(송승영, 2002). 또한, 부모 학력과 경제 수준이 청소년의 주관적 행복감에 유의한 영향을 미치며, 사교육 시간 역시 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(장유진 외, 2020). 부모 학력이 높을수록 학업 스트레스가 증가하여 자녀의 행복감이 낮아지는 경향을 보이는 반면, 경제 수준이 높을수록 학업 스트레스가 줄어들어 주관적 행복감이 높아지는 긍정적인 경향이 나타났다. 박소연과 이홍직(2013)은 아버지의 학력이 낮을 경우 청소년의 행복감이 상대적으로 높게 나타나는 경향이 있음을 언급하며, 이는 고학력 부모가 자녀에게 심리적 부담으로 작용할 수 있음을 알 수 있다. 즉, 사회경제적 지위가 높은 부모는 자녀의 학업 지원과 사교육 참여에 적극적이며, 이는 자녀의 자기 주도적 학습능력과 긍정적인 관계를 보인다(연보라 외, 2013). 반면, 부모의 소득이 낮을수록 자녀의 우울 수준이 높아지고, 부모의 최종학력이 높을수록 자녀의 우울 수준이 낮아지는 경향이 있다(오지원, 2019). 부모의 직업적 특성 또한 아동의 행복감에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다(신승배, 2016). 취업모의 직업적 안정성, 스케줄의 유연성, 육아휴직 등의 조건이 아동의 행복감에 긍정적인 영향을 주며(Heinrich, 2014), 취업모의 일자리 만족도는 어머니의 행복감을 매개로 아동의 행복감에 정적인 영향을 미친다(Nelson, 1971; Baruch, 1972). Strazdins et al(2010)은, 부모의 취업 여부보다는 부모가 일하는 직장의 특성이 아동의 행복감에 더 중요한 영향을 미칠 수 있음을 밝혔다.

3. 성별 차이

부모가 자녀보다 더 높은 교육 기대 수준을 가질 때, 이러한 기대의 불일치가 청소년의 자아존중감에 미치는 부정적인 영향이 남자 청소년에게서 통계적으로 유의하게 나타났다(장원빈, 문의정, 2023). 이는 한국의 남자 청소년들이 학업 성취나 외부 평가 기준에 대해 여자 청소년들보다 더 민감하게 반응할 수 있음을 알 수 있다. 높은 교육 기대는 청소년에게 학업 스트레스와 심리적 부적응을 유발할 수 있으며(김은진, 2015), 부모, 교사, 친구의 학업적 기대를 압박으로 지각할 경우 이는 스트레스로 이어질 수 있다(김은희, 이명숙, 2015). 또한, 부모의 높은 교육 기대가 청소년의 우울감을 증가시키며, 이러한 현상은 남학생과 여학생 모두에게서 공통적으로 나타난다(장원빈 외, 2023). 한편, 남자 고등학생의 경우, 가정 형편이

종고 스트레스가 적으며, 자기효능감과 건강 상태가 양호하고, 사회적 지지를 많이 받을수록 주관적 행복감이 높다고 보고되었다(박소연 외, 2013).

성별에 따른 주관적 행복감의 차이를 분석한 연구에서는 남학생이 여학생보다 스마트폰 의존으로 인한 주의집중의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다(권희경, 김원경, 2022). 스마트폰 중독과 게임중독이 주관적 행복감을 감소시키는 경향이 있지만, 남학생에게는 게임중독, 여학생은 스마트폰 중독이 더 큰 영향을 미친다는 결과가 보고되었다(김경미, 염유식, 2018). 신체활동의 효과에서도 성별 차이가 나타났으며, 남학생의 경우 높은 수준의 신체활동, 여학생의 경우 중간 수준의 신체활동이 주관적 행복감을 증진시키는 데 더 효과적이었다(김경미 외, 2018). 학교생활 스트레스가 주관적 행복감에 미치는 영향과 학교 신뢰 및 지역사회 참여의 매개효과에서 성별 차이가 확인되었으며(손선옥, 2019), 여학생에게서 긍정적 발달 효과가 뚜렷하게 나타난, 반면 남학생은 학교생활 스트레스의 부정적 영향을 줄이기 위해 학교와 지역사회 참여를 확대할 필요가 있는 것으로 나타났다. 또한, 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인으로는 성별, 학년, 학업 성적, 소득수준 등이 있으며, 남학생이 여학생보다, 중학생이 고등학생보다, 부모와 동거하며 아버지의 학력수준과 가계 경제 수준이 높은 경우, 스트레스와 우울감이 낮고 전반적인 건강상태가 좋으며 인터넷 중독이 심하지 않은 경우 청소년의 주관적 행복감이 높다고 보고되었다(박소연, 이홍직, 2013). 여학생의 경우 고학년일수록, 양부모와 동거하고 아버지의 학력이 낮으며 경제적 수준이 높고 학업 성적이 우수할수록 더 높은 주관적 행복감을 경험하는 것으로 나타났다(박소연 외, 2013). 이러한 결과는 청소년의 주관적 행복감이 다양한 요인에 의해 복합적으로 영향을 받으며, 성별과 개인의 환경적 조건이 중요한 역할을 한다는 점을 시사한다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 아동·청소년 중 가장 정신건강 수준이 낮은 고등학생을 대상으로 이들의 주관적 행복감 예측 요인을 살펴보고자 한다. 이를 위해 「한국복지패널」의 가구(원)조사, 아동 부가조사 패널자료를 분석에 활용하였다. 아동 대상 부가자료는 2006년에 구성되어 1차 초등학교 4-6년(2006년), 4차 중학생(2009년), 7차 고등학생(2012년), 10차 초등학교 4-6년(2015년), 13차 중학생(2018년), 16차 고등학생(2021년) 등 3차년 간격으로 학교급별 조사가 수행되었다. 이 중 본 연구에서는 고등학생 대상 조사자료인 7차(2012)와 16차(2021년) 자료를 병합하여 분석에 활용하였다. 최종 연구 대상은 고등학교에 재학 중인 학생을 대상으로 주관적 행복감에 응답한 7차 484명, 16차 325명이며, 총 809명이다. 각 자료의 결측치는 7차 전체 521명 중 37명(7.1%), 16차 전체 342명 중 17명(4.9%)을 제외하였다. 또한 성별 비교를 위해 남자 400명(49.4%), 여자 409명(50.6%)을 각각 분석하였다.

2. 측정도구

1) 결과변수

본 연구에서 결과변수는 ‘주관적 행복감’으로, 선행연구에서 보고된 아동·청소년의 주관적 행복감에 미치는 다양한 영향 요인을 토대로 행복한 학생과 행복하지 않은 학생을 구분하는 중요 예측요인은 무엇인지 살펴보는 것에 목적이 있다. 주관적 행복감은 연세대학교 사회발전연구소(2010)의 척도를 활용한 것으로, ‘나는 건강하다고 생각한다’, ‘나는 학교생활을 매우 좋아한다’, ‘나는 삶에 만족한다’, ‘나는 내가 속한 집단에 소속감을 느낀다’, ‘나는 주변사람과 잘 어울린다’, ‘나는 아무런 이유 없이 무척 외롭다’ 등 6개 문항으로 구성되어 있다. 6문항 중 5개 문항은 전혀 그렇지 않다(1점) 부터 매우 그렇다(5점)로 구성되어 있으며 이를 0~4로 재코딩하였고, 1개 문항은 역코딩하여 평균한 결과 3점 이상인 경우를 행복함 1, 3점 이하를 행복하지 않음 0으로 코딩하였다. 이에 따라 다음의 <표 1>에 주관적 행복감에 대한 빈도를 제시하였다. 전체 809명 중 행복한 경우 373명(46.1%), 행복하지 않은 경우 436명(53.9%)으로 나타났다. 이를 성별로 구분해보면, 남자는 행복함 210명(52.5%), 행복하지 않음 190명(47.5%)이며, 여자는 행복함 163명(39.9%), 행복하지 않음 246명(60.1%)으로 나타나, 여자가 남자보다 행복하지 않은 비율이 높은 것을 알 수 있다. 또한 남녀 성별에 따라 주관적 행복감에 차이가 있는지 카이제곱 분석해본 결과 $p < .001$ 수준에서 유의미한 차이가 있었다. 각 7차, 16차 자료의 주관적 행복감 변수의 신뢰도(Cronbach's α)값은 .791, .830으로 나타났다.

<표 1> 주관적 행복감 빈도

단위: 빈도(%)

결과 변수	행복함	행복하지 않음	합계	χ^2
남자	210(52.5)	190(47.5)	400(100.0)	13.016***
여자	163(39.9)	246(60.1)	409(100.0)	
전체	373(46.1)	436(53.9)	809(100.0)	

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

2) 설명변수

본 연구에서는 선행연구에서 보고된 아동·청소년의 주관적 행복감에 미치는 다양한 영향요인을 토대로 패널자료에서 결측치 등을 고려하여 활용 가능한 모든 변수를 주관적 행복감의 설명변수로 설정하였다. 또한 본 연구에서 활용하는 랜덤포레스트 머신러닝 기법은 여러 예측변수를 투입한 변수 간의 상호작용, 비선형성을 고려하므로 안정적이면서도 고차원적 분석이 가능하다(홍기혜, 2020). 이러한 분석 방법의 장점을 고려하여 본 연구에서는 크게 아동 요인, 부모 요인, 가구 요인 등 3개의 범주로 구분하여 하위요인을 총 10개로 분류하였고, 최종 53개의 예측변수를 분석에 투입하였다. 먼저, 아동 요인은 성별, 도시규모, 학년 등 일반적 특성이며, 현재의 건강상태, 자아존중감, 우울·불안, 주의집중 등 10개의 정서행동 및 학대 관련 변수, 심리사회적 학교환경, 학교성적, 학업스트레스 등 7개의 학교·학업 특성 관련 변수, 걱정거리에 대해 의논할 수 있는 대상이 있는지 여부, 친구애착 등 2개의 사회적 관계 변수, 인터넷 과의존, TV시청 시간, 인터넷 사용시간, 아르바이트 경험 여부 등 10개의 생활 관련 변수를 분석에 투입하였다. 다음으로 부모 요인에는 학력, 근로 여부, 한부모 여부 등 3개의 일반적 특성을 설명하는 변수를 투입하였고, 건강상태, 입원 횟수, 만성질환 여부 등 8개의 신체적·정서적 건강 관련 변수, 배우자와의 관계 만족도, 부부간 정서폭력, 부부간 신체폭력 등 5개의 부부가족관계 관련 변수가 포함되었다. 마지막으로 가구 요인은 이

사경험 여부, 집 안의 방 개수, 주거환경만족도 등 3개의 물리적 특성 변수와 가구소득, 월평균 사교육비, 가족수입만족도 등 3개의 경제적 특성을 설명하는 변수들로 구성되어 있다. 이러한 각 설명변수는 한국복지패널 유저가이드 지침(한국복지패널, 2022)에 따라 재코딩, 역코딩, 평균값 등으로 산출하여 분석에 활용하였다. 이러한 설명변수를 다음의 <표 2>에 제시하였다.

<표 2> 분석에 투입된 설명변수의 요인별 분류

요인	하위요인	설명변수	N
아동 요인	일반적 특성	학년, 성별, 도시규모	3
	정서·행동 및 학대	현재 건강상태, 자아존중감, 우울불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성, 신체학대, 정서학대, 방임	10
	학교 및 학업 특성	심리사회적 학교환경, 학교성적, 학업스트레스, 학교유대감, 진로성숙도, 학교폭력피해경험, 부모의 교육참여	7
	사회적 관계 특성	걱정거리 의논 대상 여부, 친구애착	2
	생활 관련 특성	인터넷 과의존(일상생활장애, 금단현상, 가상세계지향, 긍정적 기대, 일탈행동, 내성), TV시청시간, 인터넷 사용시간, 아르바이트 경험 여부, 지도감독	10
부모 요인	일반적 특성	부모학력, 근로능력정도, 한부모 여부	3
	신체적·정서적 특성	입원횟수, 만성질환 여부, 연평균 음주량, 부모 우울, 부모 자존감, 전반적 만족도, 건강만족도	7
	부부 및 가족관계 특성	배우자와의 관계 만족도, 부부간 정서폭력, 부부간 신체폭력, 자녀와의 관계 만족도, 자녀들의 형제자매 관계에 대한 만족도	5
가구 요인	물리적 특성	이사경험 여부, 방의 개수, 주거환경만족도	3
	경제적 특성	가구소득, 사교육비, 가족수입만족도	3
합계			53

3. 분석방법

본 연구는 아동·청소년 중 정신건강이 가장 취약한 상황인 것으로 보고되는 고등학생에 집중하여 이들의 건강한 삶의 영위를 위한 목적으로 주관적 행복감을 예측하는 주요 변수를 탐색하기 위해 특징 탐색 및 판별에 유용한 랜덤포레스트 머신러닝 분석 방법을 활용하였다. 랜덤포레스트는 의사결정트리(Decision tree) 기반의 앙상블 기법 중 하나로, 기존의 의사결정트리에 표본 및 변수 선정에 무작위성을 고려하여 병렬적으로 여러 결정 트리를 생성하고 이 중 최적의 의사결정나무를 선정하여 강력한 모형을 만드는 방법이다(권혁준, 서종한, 2022; 김보람, 2021). 즉, 랜덤포레스트는 과대적합된 각 트리별 묶음을 평균함으로써 예측력은 확보되되, 훈련데이터에 대한 과도한 학습으로 실제 데이터에 대한 오차가 증가하게 되는 과적합(overfitting) 문제를 해결할 수 있는 장점이 있다(박준영 외, 2016; 서울대학교 AI연구원, 2022). 또한, 분석에 다양한 설명변수가 분석에 투입되더라도 다중공선성의 문제로부터 자유롭고 자유도 또한 감소하지 않아, 다량의 변수를 한꺼번에 분석에 투입할 수 있다(이재운, 박지수, 2022; Cho and Lee, 2020). 이러한 장점 때문에 랜덤포레스트는 특정 지표에 대한 예측 또는 판별 분석 연구에 주로 활용되고 있으며, 이에 대한 예측력이 우수한 것으로 보고된다(Breiman, 2001; 김영식, 김훈호, 2019).

이에 본 연구에서는 랜덤포레스트 머신러닝 알고리즘을 활용하여 고등학생의 주관적 행복감 예측요인을 탐색해보고자 한다. 이에 따른 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 데이터 전처리 과정이다. 각 설명변수의 결측률은 최대 10% 이내에 해당되므로, 결측치는 MICE(Multiple Imputation using Chained Equation) 방법을 통해 결측값을 10회 반복 대체하여 결측치가 가장 많은 변수부터 값을 채우도록 처리하였다

(Jakobsen et al., 2017). 또한, 분석에 투입하는 설명변수의 측정 단위에 차이가 있으므로, 모든 설명변수에 대해 최대-최소 스케일링(min-max scaling)하여 정규화(normalize)하였다. 둘째, 분석에 활용된 고등학생 809명의 전체 데이터를 7:3 비율의 훈련데이터(training data)와 검증데이터(test data)로 무작위 분리하였다. 일반적으로 머신러닝 분석 방법에서는 데이터를 7:3 비율 또는 8:2 비율로 나누어 분석을 진행하는데, 데이터의 규모가 비교적 작은 경우 모델의 성능평가에 따른 일반화 및 신뢰성 확보를 위해 검증데이터의 비율을 7:3으로 분석하였다. 여기서 훈련데이터는 모델을 학습시켜 예측 모델을 구축하는데 사용되고, 검증데이터는 해당 모델이 새로운 데이터를 얼마나 잘 예측하는지, 즉 모델의 일반화 능력을 평가하는데 활용한다. 셋째, 과적합 예방 및 예측의 정확도 향상을 위해 훈련데이터를 다시 5개로 나눠 모형을 추정하게 되는 5겹 교차검증(5-fold Cross Validation)을 실시하였고, 최종적으로 나무의 수(ntree)는 1,000개로 설정, 나무의 마디 분할 시 무작위로 사용하는 변수의 수는 전체 설명변수의 수에 제공근으로 설정하는 등 (Breiman, 2001) 최적의 하이퍼파라미터 튜닝 과정을 거쳐 모델 생성 및 성능지표를 평가하였다. 넷째, 분석에 투입된 각 설명변수 랭킹을 확인하기 위해 피쳐 중요도(Feature Importance)를 도출하였다. 이때 피쳐 중요도는 분석에 투입한 설명변수의 중요도를 의미하는 것으로, 정확도의 변화를 기반으로 하는 MDA를 기준으로 중요도 값을 제시하였다. 이를 토대로 전체 설명변수에 대한 중요도 지수를 제시하였고, 상위 10위 안에 드는 설명변수는 부분 의존성 도표로 시각화하여 제시하였다. 여기서 부분 의존성 도표란 (PDP: Partial Dependence Plot), 특정 설명변수 외 나머지 설명변수의 효과를 고정한 상태에서 해당 설명변수가 결과변수에 미치는 효과를 시각화해주는 도표를 의미한다(Friedman, 2001; Cutler et al., 2007; Greenwell, 2017). 예컨대 학업스트레스가 증가할 때 주관적 행복감이 감소하는지 증가하는지 등의 설명변수와 결과변수의 관계를 직관적으로 파악할 수 있다. 이 모든 분석은 spss 26.0, Python 환경 기반 아나콘다 주피터 노트북을 통해 수행하였으며, 머신러닝 모델링을 위해 Pandas, Numpy, Scikit-learn, Scipy, Matplotlib.pyplot 등 라이브러리를 활용하였다.

4. 성능평가

머신러닝에서 모델에 대한 평가는 모델이 예측한 결과와 실제 값을 비교하여 일치 또는 불일치 정도를 파악하는 예측 성능을 평가하는 것을 의미한다(홍기혜, 2020). 특히, 범주를 예측할 시에는 혼동행렬(confusion matrix)을 통해 성능평가가 이루어지는데, 실제값(actual values)과 예측값(predicted values)의 일치도를 확인하게 된다. 혼동행렬은 TP(True Positive), FP(False Positive), FN(False Negative), TN(True Negative)으로 구성되어 있고(Fawcett, 2006), 이를 통해 모형의 예측 성과<표3>는 정분류율(Accuracy), 정밀도(Precision), 민감도(Recall), F1-Score, ROC-AUC Score 등의 값을 산출하여 성능을 평가하게 된다(김영우, 2022; Dangeti, 2017). 먼저 정분류율은 행복한 학생과 행복하지 않은 학생을 올바르게 예측한 비율을 의미한다. 정밀도는 행복하다고 예측한 학생 중 실제로 행복하다고 응답한 학생의 비율을 의미한다. 민감도는 실제로 행복하다고 응답한 학생을 행복한 학생으로 예측한 비율인 양성율(true positive rate)을 의미한다. F1-Score는 민감도와 정밀도의 조화 평균으로, 1에 가까울수록 예측 모형의 예측력이 우수하다고 판단하지만, 완벽한 AUC 값은 과적합을 의미할 수도 있으므로 분석 및 해석의 주의가 필요하다. 결과적으로는 이러한 성능지표의 퍼센트(%)가 높을수록 해당 모형이 결과변수인 주관적 행복감을 잘 예측하였다는 것을 의미한다(권혁준, 서종한, 2022). 마지막으로 ROC 곡선(Receiver Operating Characteristic-curve)에 대

한 점수는 ROC 곡선 아래의 면적에 해당하는 AUC 면적(Area Under ROC Curve-area)의 백분율(%)을 나타낸 것으로, X축은 1-특이도, Y축은 민감도를 의미하며, 이러한 ROC-AUC 점수가 0.7-0.9 사이의 범위에 속하면 예측력이 우수하다고 판단한다(Greiner, Pfeiffer, and Smith, 2000). Bekkar and Djemaa(2013)의 AUC 값 해석 기준에 따르면, 0.9-1.0이면 가장 훌륭(Excellent), 0.8-0.9 매우 우수(Very good), 0.7-0.8 우수(Good), 0.6-0.7 낮음(Fair), 0.5-0.6 매우 낮음(Poor)으로 제시하였다. 반면 ROC 곡선이 45도의 기울기를 갖는 대각선이 되는 경우, AUC 값은 0.5가 되므로 분류에 실패한 모델이거나 잘못된 분류모델이라고 할 수 있다(Kuhn and Johnson, 2018).

〈표 3〉 혼동행렬(Confusion Matrix)

관측값		True Labels (실제 정답)	
		Positive (1)	Negative (0)
Predicted Labels (분류 결과)	Positive (1)	True Positive (TP)	False Positive (FP)
	Negative (0)	False Negative (FN)	True Negative (TN)

* Accuracy (정분류율) = $(TP+TN) / (TP+TN+FP+FN)$
 * Recall (민감도 또는 재현율) = $TP / (TP+FN)$
 * Precision (정밀도) = $TP / (TP+FP)$
 * F1-Score = $2 \times \{(Precision \times Recall) / (Precision + Recall)\}$
 * ROC-AUC Score : ROC 곡선(Receiver Operating Characteristic-curve) 아래의 면적

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

본 연구대상자는 고등학생 809명이다. 먼저, 성별을 살펴보면 남학생이 400명(49.4%), 여학생이 409명(50.6%)으로 비슷했으나, 여학생이 남학생보다 미미한 수준에서 더 많았다. 학년별로 살펴보면, 1학년 271명(33.5%), 2학년 282명(34.9%), 3학년 255명(31.6%)으로 고등학교 2학년이 가장 많았고, 고등학교 3학년이 상대적으로 적은 비율로 분포되어 있었다. 거주지역은 대도시 108명(14.1%), 중소도시 543명(71.1%), 소도시 113명(14.8%)으로 나타나, 중소도시에 거주하는 학생이 압도적으로 많은 것으로 분석되었다. 가구소득은 일반가구 662명(81.9%), 저소득층은 146명(18.1%)으로 나타났고, 가족구조는 양부모 가구 688명(90.1%), 양부모 아닌 가구가 76명(9.9%)으로 나타났다. 부모 학력은 대학교 이상이 195명(26.6%), 대학교 이하인 경우가 537명(73.4%)으로 나타났다. 이에 대한 구체적인 내용을 다음의 <표 1>에 제시하였다.

〈표 1〉 연구대상자의 일반적 특성

(단위: n, %)

변수		빈도	비율	
성별 (n=809)	남자	400	49.4	
	여자	409	50.6	
학년 (n=808)	고등학교	1학년	271	33.5
		2학년	282	34.9
		3학년	255	31.6
거주지역 (n=764)	소도시	113	14.8	
	중소도시	543	71.1	
	대도시	108	14.1	

가구소득 (n=808)	저소득층	146	18.1
	일반가구	662	81.9
가족구조 (n=764)	양부모 가구	688	90.1
	양부모 아님	76	9.9
부모 학력 (n=732)	대학교 이상	195	26.6
	대학교 이하	537	73.4
합계		809	100.0

2. 주관적 행복감 예측 모형 성과

랜덤포레스트 모델에 기반하여 고등학생의 주관적 행복감 예측요인을 탐색하기 위해 53개의 설명변수를 투입하여 도출된 모델의 성능을 평가한 결과는 다음의 <표 3>과 [그림 1, 2, 3]에 시각화하여 제시하였다. 모형의 성과는 정분류율, 민감도, 정밀도, F1-Score, ROC-AUC Score 등 5가지 지표를 통해 판단하였다. 먼저, 전체의 경우 정분류율을 살펴보면, 행복한 학생과 행복하지 않은 학생을 올바르게 예측한 비율이 71.60%로 나타났다. 민감도는 실제로 행복하다고 응답한 학생을 행복한 학생으로 예측한 비율로서 70.83%로 나타났다. 정밀도의 경우 행복하다고 예측한 학생 중 실제로 행복한 학생을 맞춘 비율을 의미하는 것으로 71.41%로 나타났다. F1-Score의 경우 70.96%로 나타났고, ROC 곡선 아래 AUC 면적은 70.83%로 분석되었다. 즉, 5가지 성능지표 모두 우수한 수준의 분류율을 나타내 주관적 행복감을 바르게 예측할 확률 또한 높다는 것을 알 수 있다. 다음으로 성별을 구분하여 살펴보면, 남학생의 경우 정분류율, 민감도, 정밀도, F1-Score, ROC-AUC Score 5가지 모두 79% 이상의 수준으로 나타났고, 여학생의 경우, 5가지 성능지표 모두 74-77%의 수준으로 나타나 남녀 모두 우수한 수준의 성능을 보였다. 전반적으로 모든 집단의 성능은 우수한 편에 속하나, 성별에 따라서는 남자가 여자보다 미미한 수준에서 더 우수한 것으로 분석되었다.

<표 3> 고등학생의 주관적 행복감에 대한 랜덤포레스트 예측 성과 및 성별 비교

(단위: %)

성능지표	전체	남학생	여학생
Accuracy (정분류율)	71.60	79.16	77.23
Recall (민감도)	70.83	79.14	74.83
Precision (정밀도)	71.41	79.17	77.83
F1-Score	70.96	79.15	75.47
ROC-AUC Score	70.83	79.14	74.83

그림 112 ROC곡선-AUC면적 (전체)

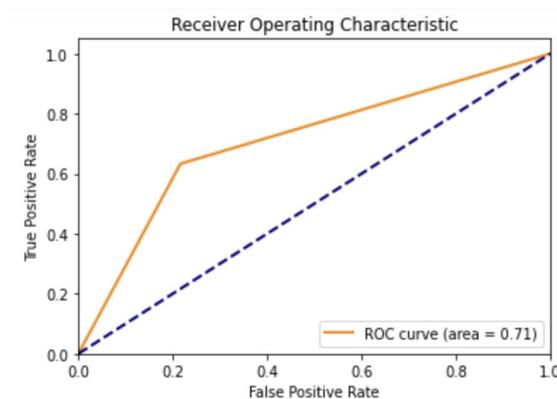


그림 113 ROC곡선-AUC면적 (남자)

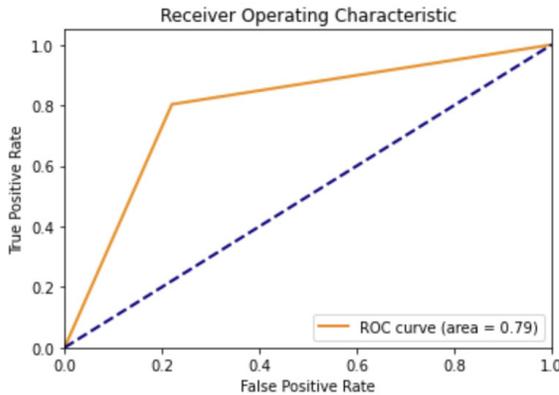
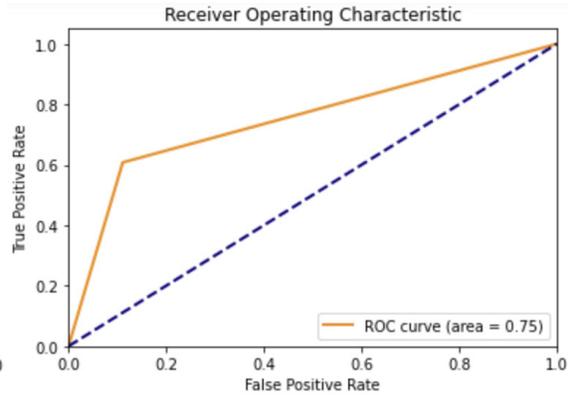


그림 114 ROC곡선-AUC면적 (여자)



3. 주관적 행복감 예측요인의 중요도

랜덤포레스트 머신러닝 모델은 분석에 투입한 설명변수의 설명력을 파악할 수 있는 피쳐 중요도 (feature importance)를 수치로 제시할 수 있는 중요한 특징이 있는데, 전체 설명변수 중요도 값의 총합은 1이 된다(권혁준, 서중환, 2022). 즉, 이 기능을 통해 각 설명변수가 결과변수를 예측하는데 얼마나 중요한 역할을 하는지 수치로 평가할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 주관적 행복감에 대한 예측요인의 중요도를 전체 집단, 남학생, 여학생으로 구분하여 살펴보고, 구체적인 내용을 상위 10위 내 예측요인 중심으로 살펴보고자 한다<표 4>.

먼저, 전체 집단에서 상위 10위 내 예측요인 중요도를 살펴보면, 자아존중감(1위)이 가장 높은 것으로 나타났고, 다음으로 현재 건강상태(2위), 주의집중(3위), 위축(4위), 심리사회적 학교환경(5위), 우울불안(6위), 또래애착(7위), 진로성숙도(8위), 부모의 교육참여(9위), 학교유대감(10위) 순으로 나타났다. 성별을 구분하여 살펴보면, 남학생의 경우 자아존중감(1위)이 가장 높은 것으로 나타났고, 다음으로 현재 건강상태(2위), 심리사회적 학교환경(3위), 진로성숙도(4위), 부모의 교육참여(5위), 또래애착(6위), 일상생활장애(인터넷 과의존)(7위), 위축(8위), 주의집중(9위), 학교유대감(10위) 순으로 나타났다. 여학생의 경우에도 마찬가지로 자아존중감(1위)이 가장 높은 것으로 나타났고, 다음으로 주의집중(2위), 심리사회적 학교환경(3위), 학교유대감(4위), 현재 건강상태(5위), 우울불안(6위), 위축(7위), 부모의 교육참여(8위), 부모의 자아존중감(9위), 진로성숙도(10위) 순으로 나타났다.

즉, 고등학생의 주관적 행복감 예측요인으로 자아존중감이 가장 중요함을 알 수 있으며, 자신이 인식하고 있는 주관적 건강상태, 심리사회적 학교환경 및 진로, 정서문제, 친구관계 순으로 중요한 예측요인임을 알 수 있다(그림 4). 다음으로 성별에 따라서 살펴보면(그림 5, 6), 먼저 남녀 모두 공통적으로 도출된 예측변수 중 자아존중감, 심리사회적 학교환경이 가장 중요한 요인으로 나타났다. 성별에 따라서 차이가 드러난 요인을 살펴보면, 여학생은 심리정서적 요인 중 우울불안, 부모의 자아존중감이 중요하였고, 남학생은 또래애착과 인터넷 과의존의 일상생활장애 요인이 두드러졌다. 즉, 여학생은 자신의 정서문제 뿐만이 아닌 부모의 정서적 요인과도 관련 있는 것으로 나타났고, 남학생은 또래관계, 인터넷 과의존의 하위요인인 일상생활장애 요인이 특징적으로 나타나 인터넷 과사용으로 건강, 계획한 일, 학교수업 등에 지장을 초래하는 경우와 또래관계에 따라서 행복감이 달라질 수 있음을 예측해볼 수 있다. 순위 차이로는 현재

건강상태, 진로성숙도는 남학생이, 학교유대감은 여학생이 더 높은 순위로 나타났다. 즉, 남학생은 현재 건강상태, 진로성숙도, 또래애착, 일상생활장애 요인이 중요하지만, 여학생은 학교유대감, 우울불안, 부모의 자아존중감이 행복감을 증진시키는 요인으로 확인되었다.

추가적으로 20위까지 넓혀 탐색해보면, 전체 집단의 경우 부모가 느끼는 배우자와의 관계 만족도가 자녀의 행복감에 중요한 요인으로 작용한다는 특징이 있다. 또한, 성별과 순위에 따라서는 남학생의 경우 부모의 자아존중감(12위), 부모의 지도감독(13위), 부모의 우울(15위), 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도(20위) 요인이 나타나, 남학생에게도 부모의 정서 및 관계 요인은 중요함을 알 수 있다. 즉, 10위 내에서 해석하면, 여학생에게서 부모의 자아존중감이 두드러졌지만, 20위까지 확대해보면 반대로, 여학생보다 남학생에게서 부모의 정서나 관계 요인이 두드러진다는 점을 알 수 있다. 특히, 남학생의 부모의 정서 및 관계 요인 중 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도가 특징적으로 나타났다.

<표 4> 고등학생의 주관적 행복감 예측요인의 중요도

순위	전체		남자		여자	
	예측변수	중요도 (MDA)	예측변수	중요도 (MDA)	예측변수	중요도 (MDA)
1	자아존중감	0.098897	자아존중감	0.111009	자아존중감	0.107682
2	현재 건강상태	0.074654	현재 건강상태	0.069088	주의집중	0.082414
3	주의집중	0.071875	심리사회적 학교환경	0.051605	심리사회적 학교환경	0.056216
4	위축	0.066211	진로성숙도	0.050329	학교유대감	0.056178
5	심리사회적 학교환경	0.062598	부모의 교육참여	0.047627	현재 건강상태	0.053732
6	우울불안	0.051033	또래애착	0.046981	우울불안	0.043353
7	또래애착	0.034434	일상생활장애(인터넷과의존)	0.039689	위축	0.036264
8	진로성숙도	0.034027	위축	0.036131	부모의 교육참여	0.033153
9	부모의 교육참여	0.033528	주의집중	0.03289	부모의 자아존중감	0.028555
10	학교유대감	0.033285	학교유대감	0.030491	진로성숙도	0.027946
11	사교육비	0.026340	우울불안	0.027911	인터넷 사용시간	0.027213
12	학업스트레스	0.025381	부모의 자아존중감	0.026402	학업스트레스	0.026796
13	일상생활장애(인터넷과의존)	0.024197	부모의 지도감독	0.024538	또래애착	0.024811
14	공격성	0.023322	사교육비	0.021826	일상생활장애(인터넷과의존)	0.023092
15	부모의 자아존중감	0.019087	부모의 우울	0.020905	사교육비	0.022797
16	인터넷 사용시간	0.018632	인터넷 사용시간	0.020727	내성(인터넷과의존)	0.021873
17	부모의 지도감독	0.018255	금단(인터넷과의존)	0.019749	부모학력	0.021490
18	배우자와의 관계 만족도	0.017693	TV시청시간	0.019267	학교성적	0.020372
19	TV시청시간	0.017288	공격성	0.018793	금단(인터넷과의존)	0.019751
20	금단(인터넷과의존)	0.015510	자녀와의 관계 만족도	0.018270	부모의 지도감독	0.019744
21	부모의 우울	0.014650	내성(인터넷과의존)	0.017493	TV시청시간	0.017748
22	내성(인터넷과의존)	0.013940	학업스트레스	0.016331	연평균 음주량	0.016366
23	학교성적	0.013178	자녀형제간 관계 만족도	0.014785	공격성	0.015995
24	자녀와의 관계 만족도	0.010537	가족수입만족도	0.013299	부모의 우울	0.014123
25	일탈행동(인터넷과의존)	0.010064	비행	0.012441	자녀와의 관계 만족도	0.014065
26	부모학력	0.010056	연평균 음주량	0.012188	집의 방 개수	0.013604
27	정서학대	0.009587	걱정의논대상여부	0.012130	도시규모	0.012128
28	건강만족도	0.009436	일탈행동(인터넷과의존)	0.011697	가족수입만족도	0.011150
29	자녀형제간 관계 만족도	0.009319	배우자와의 관계 만족도	0.010964	배우자와의 관계 만족도	0.010834
30	연평균 음주량	0.009068	부부간정서폭력	0.010837	주거환경만족도	0.010082
31	도시규모	0.009026	건강만족도	0.010642	만성질환여부	0.009700
32	학년	0.009018	신체학대	0.010329	학년	0.009070
33	주거환경만족도	0.008507	학교성적	0.009957	건강만족도	0.008278
34	가족수입만족도	0.008449	정서학대	0.009312	긍정적 기대(인터넷과의존)	0.008086
35	전반적만족도	0.008328	학년	0.009032	전반적만족도	0.007736
36	부부간정서폭력	0.008083	부모학력	0.008743	비행	0.007421

37	비행	0.006772	집의 방 갯수	0.008654	자녀형제간 관계 만족도	0.006988
38	아동성별	0.006601	이사경험여부	0.008453	방입	0.006776
39	집의 방 갯수	0.005995	주거환경만족도	0.008388	정서학대	0.006753
40	걱정의논대상여부	0.005788	도시규모	0.007655	일탈행동(인터넷과의존)	0.006101
41	이사경험여부	0.005516	전반적만족도	0.007482	이사경험여부	0.006027
42	가구소득	0.004740	가상세계지향(인터넷과의존)	0.006426	가구소득	0.005643
43	가상세계지향(인터넷과의존)	0.004705	긍정적 기대(인터넷과의존)	0.003962	신체학대	0.003707
44	학교폭력경험	0.004551	근로능력정도	0.00382	한부모여부	0.003605
45	긍정적 기대(인터넷과의존)	0.004507	방입	0.003611	부부간 정서폭력	0.003103
46	신체학대	0.003997	만성질환여부	0.003371	학교폭력경험	0.002519
47	근로능력정도	0.003782	한부모여부	0.002840	걱정의논대상여부	0.002217
48	한부모여부	0.003774	학교폭력경험	0.002756	근로능력정도	0.002072
49	만성질환여부	0.003397	가구소득	0.002571	가상세계지향(인터넷과의존)	0.001716
50	방입	0.003101	아르바이트경험	0.002428	입원횟수	0.001374
51	부부간 신체폭력	0.002451	부부간 신체폭력	0.002058	아르바이트경험	0.001271
52	아르바이트경험	0.002019	입원횟수	0.001115	부부간 신체폭력	0.000894
53	입원횟수	0.000811	-	-	-	-

그림 115 예측 모형의 변수 중요도 (전체)

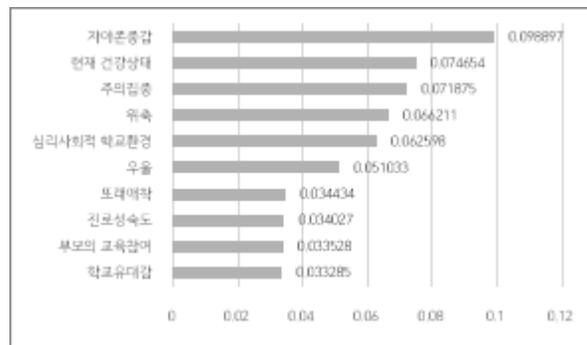


그림 116 예측 모형의 변수 중요도 (남자)

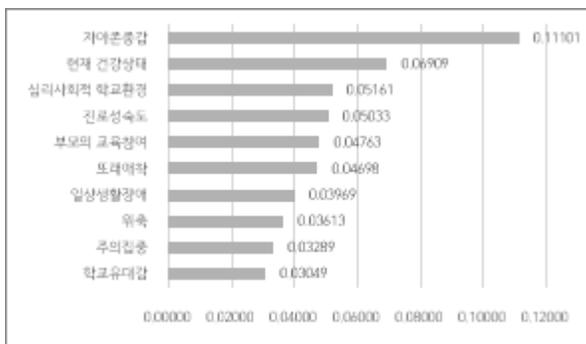
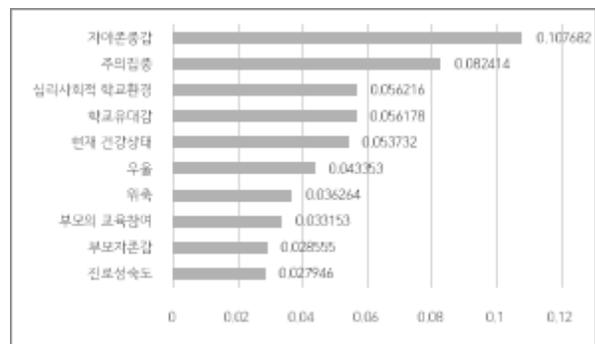


그림 117 예측 모형의 변수 중요도 (여자)



4. 주관적 행복감 주요 예측요인 대한 부분 의존성 도표 및 함수관계

앞서 살펴본 분석에 투입한 설명변수의 중요도(feature importance)는 예측 모형에 투입된 예측변수의 중요도 값만 산출해주는 것으로 이를 통해 결과변수인 주관적 행복감과 어떤 관계를 갖고 있는지 확인하기 어렵다. 이를 보완하기 위해 고등학생의 주관적 행복감을 예측하는 상위 10위 예측변수에 대한 부분 의존성 도표(PDP: Partial Dependence Plot)를 제시했다. 부분 의존성 도표는 주요 예측변수들이 주관적 행

복감과 어떠한 함수적 관계를 갖는지 직관적으로 이해할 수 있도록 돕는다. 도표의 X축은 예측변수의 범위 또는 범주를 나타내고, Y축은 예측변수에 따른 결과변수의 추정값 변화를 나타낸 것이다(이기정, 김영식, 2019). 고등학생 전체 집단, 남녀 성별로 나누어 설명변수와 주관적 행복감과의 관계를 <표 5>에 제시하였고, 특히 성별에 따른 차이는 직관적으로 확인하기 위해 [그림 7, 8]에 시각화하여 제시하였다.

전체의 경우 자아존중감, 현재 건강상태, 심리사회적 학교환경, 또래애착, 진로성숙도, 부모의 교육참여, 학교유대감 요인이 정적인 함수관계를 나타내어, 해당 변수들이 증가할수록 행복감이 높아지는 것으로 나타났다. 반면, 주의집중, 위축, 우울불안이 증가할수록 행복감이 낮아지는 것으로 분석되었다. 성별에 따라 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 남녀 모두 공통적으로 도출된 예측변수 중 가장 중요한 요인인 자아존중감과 심리사회적 학교환경이 증가할수록 주관적 행복감이 증가하는 것으로 나타났다. 성별 차이에 따른 요인을 살펴보면, 여학생은 심리정서적 요인 중 우울불안은 행복감과 부적 관계로 나타났고, 부모의 자아존중감은 행복감과 정적 관계로 나타났다. 남학생은 또래애착은 정적 관계, 인터넷 과의존의 일상생활장애는 행복감과 부적 관계로 나타났다. 성별 차이에 기반한 순위 차이로는 남학생은 여학생보다 현재 건강상태, 진로성숙도 순위가 더 높았는데, 현재 건강상태와 진로성숙도는 행복감과 정적 관계로 나타났다. 여학생은 남학생보다 학교유대감 요인이 더 높은 순위로 나타났고, 학교유대감은 행복감과 정적 관계로 나타났다. 즉, 공통적으로는 자아존중감, 심리사회적 학교환경이 증가할수록 행복감이 향상됨을 알 수 있다. 성별에 따라서는 남학생의 경우 현재 건강상태, 진로성숙도, 또래애착이 증가할수록 행복감은 증가하고, 일상생활장애가 증가할수록 행복감은 낮아짐을 알 수 있다. 여학생은 학교유대감, 부모의 자아존중감이 증가할수록 행복감이 증가하고, 우울불안이 증가할수록 행복감은 낮아짐을 알 수 있다.

다음으로 20위까지 확대 해석해보는다면, 먼저 전체 집단에서는 부모의 배우자와의 관계 만족도가 자녀의 행복감과 정적 관계로 나타난 점이 특징적이다. 성별로 구분해보면, 여학생의 경우 10위 내에서 부모의 자아존중감이 특징적으로 확인된 반면, 20위로 확대했을 때 남학생의 경우 부모의 자아존중감, 부모의 지도감독, 부모의 우울, 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도 등 부모의 정서 및 관계적 요인이 특징적으로 나타났다. 구체적으로 [그림 9]를 통해 보면, 부모의 지도감독과 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도는 행복감과 정적인 관계로 나타났다. 반면, 부모의 자아존중감, 우울은 수평선 관계로 나타났는데, 이 부분 의존성 도표의 경우 평균 한계 효과(average marginal effects)를 제시해주므로 다른 이질적 특성 효과(heterogeneous effects)가 가려져 나타난 결과이다(Molnar, 2021, p.151). 즉, 해당 설명변수 데이터의 절반이 결과변수와 정적 관계를 갖는, 반면 다른 절반은 부적 관계를 갖는 특성으로 효과가 서로 상쇄되어 나타나 수평선의 형태로 나타난 것이다. 이러한 현상을 보완하기 위해 추가적으로 해당 변수와 행복감 간의 상관관계 분석을 수행한 결과 부모의 우울은 부적 관계($r=-.057, p<.056$), 부모의 자아존중감은 정적 관계($r=.063, p<.040$)로 나타남을 확인했다.

<표 5> 고등학생의 주관적 행복감과 주요 예측요인과의 관계

순위	전체		남자		여자	
	예측변수	함수관계	예측변수	함수관계	예측변수	함수관계
1	자아존중감	(+)	자아존중감	(+)	자아존중감	(+)
2	현재 건강상태	(+)	현재 건강상태	(+)	주의집중	(-)
3	주의집중	(-)	심리사회적 학교환경	(+)	심리사회적 학교환경	(+)
4	위축	(-)	진로성숙도	(+)	학교유대감	(+)
5	심리사회적 학교환경	(+)	부모의 교육참여	(+)	현재 건강상태	(+)
6	우울불안	(-)	또래애착	(+)	우울불안	(-)
7	또래애착	(+)	일상생활장애(인터넷과의존)	(-)	위축	(-)

8	진로성숙도	(+)	위축	(-)	부모의 교육참여	(+)
9	부모의 교육참여	(+)	주의집중	(-)	부모의 자아존중감	(+)
10	학교유대감	(+)	학교유대감	(+)	진로성숙도	(+)

주: (+) 정적 관계, (-) 부적관계

그림 118 부분 의존성 도표: 상위 10위 (남자)

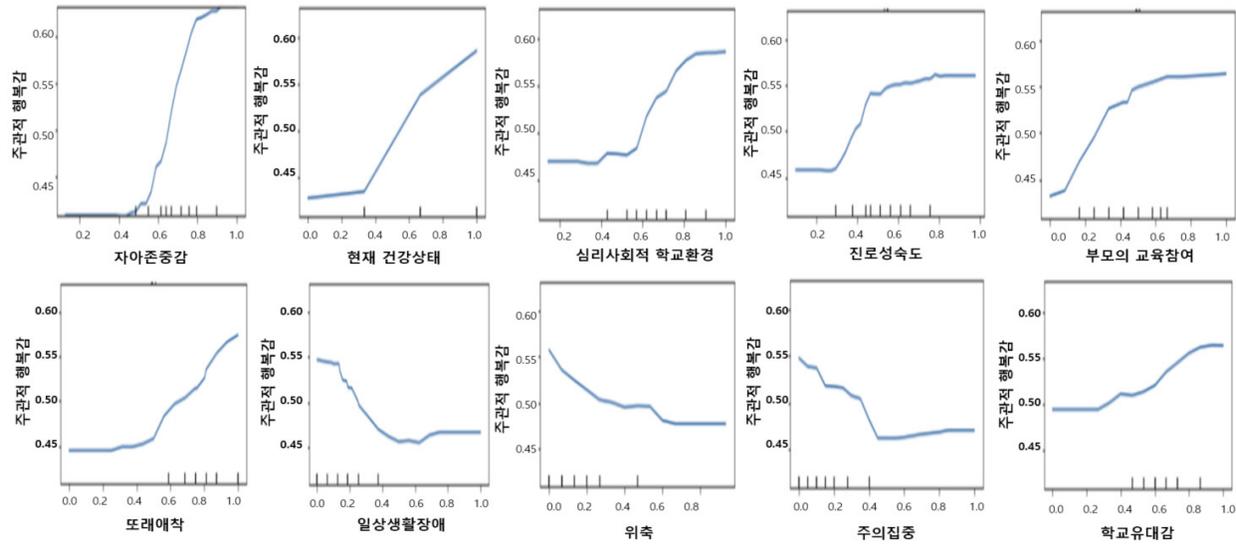


그림 119 부분 의존성 도표: 상위 10위 (여자)

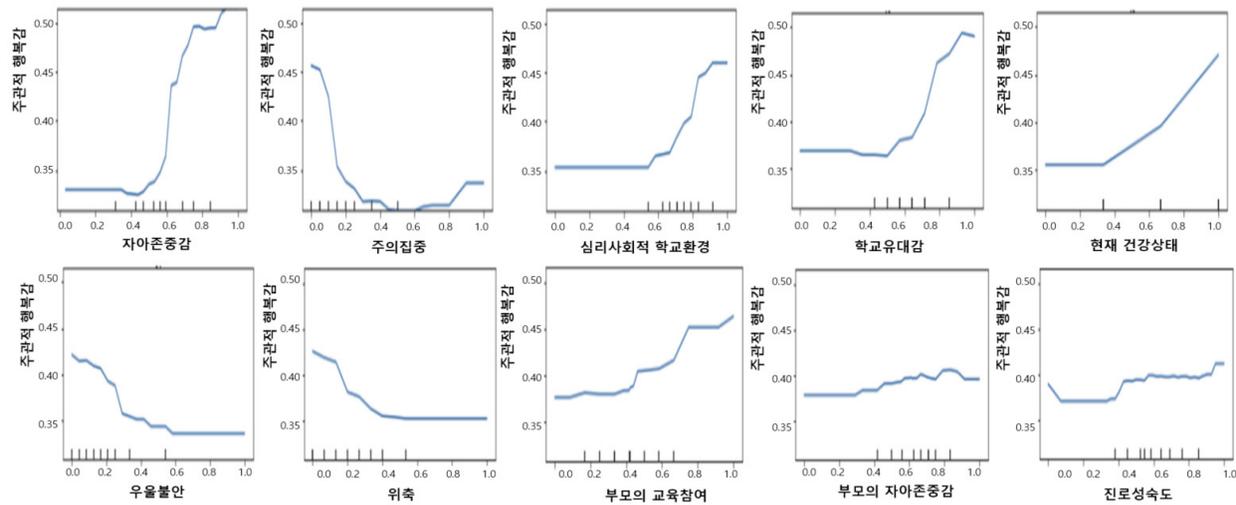
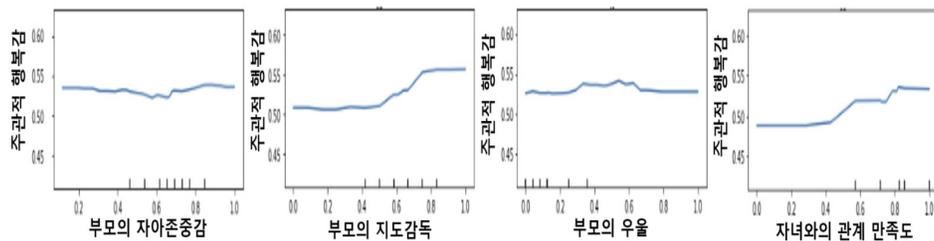


그림 120 부분 의존성 도표: 20위 내 남학생 특징적 변수



제5절 결론 및 논의

지난 10년간 우리나라 아동·청소년의 주관적 행복감은 전 세계적으로 평균 이하의 수준이었다(유민상, 2020; 염유식, 성기호, 2021; 유조안, 유민상, 2021). 특히, 아동·청소년 중에서도 고등학생은 정신건강 수준이 가장 위태로워 주관적 행복감도 가장 낮은 것으로 보고되었다(염유식, 성기호, 2021; 강수민 외, 2022; 교육부, 질병관리청, 2024; 초록우산 어린이재단, 2024). 이에 본 연구에서는 고등학생의 주관적 행복감을 저해하는 요인이 무엇인지 예측 분석에 유용한 랜덤포레스트 머신러닝 기법을 활용하여 고등학생의 주관적 행복감을 예측하는 요인은 무엇인지 탐색하였고, 그 결과 상위 10위 이내 변수를 중심으로 논의하였다. 또한 고등학생의 성별에 따라 주관적 행복감 예측변수에 차이가 있는지 살펴봄으로써 성별에 따른 효과적인 개입방안을 제시하고자 한다. 분석에는 한국복지패널 7차와 16차의 자료를 병합하여 53개의 설명변수를 활용하였으며, 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 고등학생의 주관적 행복감 예측변수는 주로 정서문제, 학교환경 및 진로, 또래관계, 부모의 교육 참여 등이 가장 강력한 요인으로 나타났다. 구체적으로는 자아존중감이 1위로 나타났으며, 다음으로 현재 건강상태(2위), 주의집중(3위), 위축(4위), 심리사회적 학교환경(5위), 우울불안(6위), 또래애착(7위), 진로성숙도(8위), 부모의 교육참여(9위), 학교유대감(10위) 순으로 나타났다. 이러한 예측변수들은 선행연구에서 청소년기 경험하는 대표적인 요인이며, 고등학생의 주관적 행복감을 설명하는 중요한 변인으로 보고된다.

먼저 자아존중감은 대표적인 긍정적 자아 개념으로, 자신을 가치있게 인식하고 능력있는 존재로 판단하는 심리적 과정을 뜻하며(Coopersmith, 1981), 이미 수많은 선행연구에서 자아존중감이 높을수록 삶을 긍정적으로 인식하여 행복감을 더 많이 느끼게 된다고 보고되었다(신효식, 이선정, 2012; 성은모, 김균희, 2013; 조소연, 2014; 전해진, 유미숙, 2015). 건강은 삶에 기본적 조건이자 행복 영위에 중요한 요인으로 여러 실증적 연구에서 행복감과 밀접한 연관성이 확인되었다(김현지, 이화령, 서은국, 2020). 또한, 청소년기 겪는 스트레스 원인으로는 성적 및 진로(36.1%), 학업 문제(25.9%)가 주된 요인으로 꼽히는데(교육부, 질병관리청, 2024), 이는 학교 환경에 대한 인식이나 학교적응과도 매우 밀접한 관련이 있다. 즉, 고등학생 시기 학업 및 진로 탐색과 학교적응, 교우관계는 피할 수 없는 발달 과업이자 환경이지만, 원활한 수행이 어렵거나 기대만큼 충족되지 못했을 때 부정적 정서를 유발하여 주관적 행복감을 저해하는 것으로 판단된다(손선옥, 2019; 주지선, 이성원, 2021; Gilman and Huebner, 2006; Suldo and Huebner, 2006; Newland et al., 2019; Hernández-Torrano, 2020). 특히 우리나라 청소년은 과도한 학업 경쟁으로 하루의 시간 중 대부분을 학업시간으로 보냄으로써 수면이나 운동, 여가시간이 부족한 일상을 경험하게 되고, 이로 인해 우울불안, 스트레스 등 부정적 정서를 경험하게 되는 불균형적인 일상이 또다시 신체적·정서적 건강에 영향을 주어 행복감 향상을 더욱 어렵게 만드는 것으로 보인다(박현선, 2016; 정익중, 2018; 이민지, 송주현, 2023). 그러나 이 가운데 부모 및 또래와의 긍정적 관계는 행복감에 보호 요인으로 작용하는 것으로 알려지는 등 주관적 행복감과 사회적 관계나 욕구 충족 측면의 선행연구가 다수 확인되기도 했다(박수호, 이민정, 2013; 조은정, 2013; 허청라, 구재선, 서은국, 2014; 김혁주, 2016; 박선향, 2019; Proctor, Linley, and Maltby, 2010). 즉, 이러한 본 연구의 결과는 고등학생이라는 시기적 특징과 더불어 우리사회의 문화와 환경적 특징을 반영하는 것으로 예측 모형의 중요도에 영향을 주어 나타난 결과로 해석된다. 또한, 자아존중감이나 현재 건강상태, 주의집중, 위축, 우울불안 등 자아인식과 정서문제가 상위 예측변수로 나타난 점은 고등학생 시기 주관적 행복감 향상에 있어, 객관적인 삶의 여건보다도 심리정서적 측면의 요인이 더욱 중요하게 작용한다는 것을 시사한다(이강진, 임정기, 2020).

본 연구 결과와 관련하여 많은 선행연구에서는 유사한 결과가 보고되었다. 강수민 외(2022)의 연구에서 자아존중감, 진로성숙도는 행복감을 상승시키는 요인으로 작용하였고, 학업적 자기효능감은 중학생보다 고등학생에게서 행복감 증가폭이 더 크게 작용하여 이 시기의 행복감 상승에 유의미한 변수임을 규명했다. 또한, 부모와의 관계 및 부모지원 그리고 교사의 학업 피드백이나 학교환경에서의 규칙, 교사로부터의 차별 경험 등과 같은 요인이 행복감 변화율에 유의미한 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 이외 많은 선행연구에서도 자아존중감, 심리적 건강, 학업성취가치 및 진로성숙도, 학교적응 및 학교유대감, 부모·교사 또래와의 애착, 신체적 건강이 주관적 행복감을 결정하는 요인으로 나타났고, 이 중에서도 자아존중감은 영향력이 가장 큰 변수로 보고되었다(전혜진, 유미숙, 2015; 한혜림, 이지민, 2018; 김희연, 탁하연, 2020; 주지선, 이성원, 2021). 이러한 연구의 결과는 본 연구의 결과와 일맥상통함을 알 수 있다.

둘째, 고등학생의 성별에 따라 주관적 행복감 예측변수의 상대적인 차이가 있었다. 먼저, 남학생은 자아존중감(1위), 현재 건강상태(2위), 심리사회적 학교환경(3위), 진로성숙도(4위), 부모의 교육참여(5위), 또래애착(6위), 일상생활장애(7위), 위축(8위), 주의집중(9위), 학교유대감(10위) 순으로 나타났다. 여학생은 자아존중감(1위), 주의집중(2위), 심리사회적 학교환경(3위), 학교유대감(4위), 현재 건강상태(5위), 우울불안(6위), 위축(7위), 부모의 교육참여(8위), 부모의 자아존중감(9위), 진로성숙도(10위) 순으로 나타났다. 즉, 자아존중감, 현재 건강상태, 심리사회적 학교환경, 학교유대감, 부모의 교육참여, 주의집중, 위축 등은 공통적인 요인으로 확인되었으나, 특히 자아존중감과 심리사회적 학교환경 요인은 남녀 모두에게 중요한 요인이었다. 성별에 따라 차별적으로 나타난 요인을 살펴보면, 남학생은 또래애착, 일상생활장애(인터넷과의존) 요인이 두드러졌고, 여학생은 우울불안과 부모의 자아존중감 요인이 두드러진 것으로 나타났다. 순위에 따른 성별 차이를 살펴보면, 현재 건강상태, 진로성숙도 요인은 여학생보다 남학생에게서, 학교유대감은 남학생보다 여학생에게서 높은 순위로 나타났다. 이를 관계적 요인, 학업 요인, 신체·정서적 요인으로 구분하여 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 학업 요인에서는 남학생은 주관적 행복감 증진을 위해 학업적 성취와 미래에 대한 확신감을 설명하는 진로성숙도와 건강상태가 중요한 것으로 나타났고, 반면 여학생은 학교에서의 칭찬받는 경험, 선생님과의 관계가 긍정적인 경우 등 학교생활에서 자신이 밀접하게 연결되어 있다고 느끼는 학교유대감이 중요함을 알 수 있다. 이러한 결과는 부모가 자녀에 대해 기대하는 교육에 있어 여학생 자녀보다 남학생 자녀에 대한 기대 수준이 더 높아 학업성취나 외부 평가 및 목표 기준에 대해 더 민감하게 반응할 수 있고(장원빈, 문의정, 2023), 부모는 학업성취를 돕는 충분한 지원과 교육에 참여함으로써(Wang and Benner, 2014) 진로성숙도의 향상으로 주관적 행복감에 영향을 준 것으로 해석된다. 반대로, 전통적 문화 특성상 남학생은 여학생보다 학업성취, 외부 평가에 대해 더 민감하게 반응하여 겪는 부정 정서가 삶의 만족도를 낮춘다고 보고한 연구와는 다른 결과이다(조성연, 김민, 김혜원, 2011; 함영난, 박분희, 2021). 이와 같은 논의의 차이는 부모와 자녀 간의 교육적 기대 수준의 불일치나 청소년의 학업성취에 대한 주체성 차이에 기인하는 것으로 보인다(장원빈, 문의정, 2023). 반면, 학교유대감은 청소년의 긍정적 발달 산물이지만, 남학생과 달리 여학생의 공격성은 감소시키고 친사회적 행동은 증가시킨다는 연구를 고려하면(손선옥, 2018), 여학생이 남학생보다 학교적응, 교사와의 관계 수준이 더 우수하여 나타난 결과로 보인다(Blankmeyer, Flannery and Vazsonyi, 2002). 이러한 결과와 관련하여 남학생은 주관적 행복감 변화에 있어 학업적 성취가치가 중요한 반면 여학생은 심리적 건강이 강한 영향을 미치는 변인이라고 보고한 연구(한혜림, 이지민, 2018), 남학생은 진로성숙도가 삶의 만족도, 긍정 정서, 부정 정서에 영향에서 유의했지만

여학생은 유의하지 않은 결과를 보고한 연구(함경애, 박현주, 2017), 여학생이 남학생보다 학교 내 사회적 관계가 삶의 만족도에 더 영향을 많이 받는다고 보고한 연구(이기혜, 김경근, 2013, 심재휘, 이기혜, 2018)들과 유사한 결과로 판단된다.

관계적 요인에서는 상대적으로 남학생의 경우 부모보다 친구관계가 중요한, 반면 여학생은 친구보다 부모의 정서적 영향이 중요한 차이가 있었다. 청소년 시기는 발달 특성상 부모보다는 또래와의 관계를 더 추구하는 성향이 남녀 모두를 대상으로 하는 특성이 있다. 그러나 상대적으로 남학생은 부모보다 또래의 영향이 자아에 더 크게 영향을 받고, 여학생은 부모의 정서나 애착관계가 자아에 영향을 주어 나타난 결과로 사료된다. 즉, 부모와의 관계는 남학생의 행복감과도 관련이 있지만, 고등학생이라는 특성상 부모보다는 또래와의 시간을 더 많이 보낼 뿐만 아니라, 남학생은 활동 위주의 또래관계 형성(이미현, 2014), 환경에 대한 대처능력을 키우는데 직접적 영향을 미치는 또래관계가 더 중요하게 작용한 것으로 보인다(최인숙, 2012). 반면, 여학생은 타인과의 애착이나 관심이 심리적 안정감에 영향을 준다는 결과(이현웅, 곽윤정, 2011), 어머니의 자아존중감이 자녀의 자아존중감에도 영향을 준다는 결과를 고려해보면(황운세, 2022) 부모의 자아존중감이 여학생의 주관적 행복감 예측 모형의 중요하게 작용한 것으로 해석된다.

신체적·정서적 요인에서 남학생은 현재 건강상태와 일상생활장애 요인이 관련 있었으나 여학생은 우울 불안 등 심리정서적 요인이 더 두드러지는 것으로 나타났다. 먼저, 남학생의 경우, 스마트폰 과의존으로 인한 중독은 남녀 모두의 주관적 행복감에 부정적인 영향을 미치기도 하지만(김경미, 염유식, 2014), 상대적으로 남학생이 여학생보다 스마트폰 사용시간이 길고, 남학생이 여학생보다 과의존 위험군이 많다는 조사 결과에 따라 나타난 결과로 사료된다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2022; 2023; 교육부, 질병관리청, 2024). 예컨대, 남학생은 스마트폰을 오락형으로 사용하는 반면 여학생은 의사소통 도구로 활용한다는 측면에서(김주연, 남길우, 김인혜, 2016), 오락형 과다 사용으로 인한 신체적 피로감, 부정적 정서의 유발 및 학업에 대한 주의집중의 어려움 등이 작용해 나타난 결과일 수 있다. 반면, 여학생의 경우 남학생보다 청소년 시기 스트레스를 대처하는 반응성과 심리적 변화에 더 취약하기 때문에, 스트레스, 우울 등과 같은 부정적 정서에 더 민감하게 반응해 나타난 결과로 판단된다(Angold et al., 2002; Steiner et al., 2003). 즉, 고등 여학생은 이 시기의 우울불안과 같은 정서가 행복감에 특히 민감하게 작용한다는 것을 시사한다.

마지막으로 20위까지의 결과를 논의해보면, 전체 집단에서는 부모가 느끼는 배우자와의 관계 만족도가 자녀의 행복감과 정적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 부부가 갈등을 겪으며 관계가 원만하지 않을 경우 자녀의 정서적 불안정을 초래하고, 이는 일상생활에서의 정서 및 행동 조절을 야기하는 등 발달에 부정적인 영향을 미쳐(Davies and Cummings, 1994), 자녀의 주관적 행복감에까지 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사한다. 또한, 성별과 순위를 고려해보면, 남학생의 경우 부모의 자아존중감, 부모의 지도감독, 부모의 우울, 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도 요인 등 부모의 정서 및 관계적 요인이 두드러졌다. 즉, 10위 내에서만 보았을 때, 부모의 정서적 요인은 여학생에게 특징적으로 확인되었지만, 20위까지 확대 해석해보면, 부모의 정서 및 관계적 요인은 여학생보다 남학생에게서 더 두드러지게 나타난다는 특징이 발견되었다. 비교적 많은 선행연구에서 여학생은 남학생보다 더 표현적이고 관계 지향적이며 정서문제에 민감하게 반응한다는 특성 때문에, 주로 여학생이 남학생보다 부모와의 애착관계 형성이 중요하게 거론되는 경향이 있다(이미현, 2014; 심재휘, 이기혜, 2018; Angold et al., 2002; Steiner et al., 2003). 그러나 본 연구에서 나타난 바와 같이 비록 고등 시기 남학생이 여학생보다 덜 표현적이고 정서 문제에 덜 민감하며, 관

계 지향성이 낮더라도 부모의 정서적 상호작용과 관계가 이들의 행복감에 중요하게 작용할 수 있다. 특히, 부모가 느끼는 자녀와의 관계 만족도가 좋을수록 고등 시기 남학생의 행복감에 정적인 영향을 끼쳤다. 이는 반대로 부모가 자녀에 대한 관계 만족도가 낮을수록 남학생의 행복감을 저해하는 것으로, 주양육자인 부모가 청소년 자신과의 관계를 좋게 바라보지 않는 것으로 인지하였을 때는 스스로의 가치를 절하하게 되어 행복감이 저해될 수 있다는 것이다. 즉, 고등 시기 남학생의 특성상 잘 표현하지 않더라도, 부모가 청소년 자신을 어떻게 인식하고 바라보는지에 따라 행복감이 결정될 수 있다는 것이다. 정리하면, 고등 시기 주관적 행복감 예측요인에 있어 부모 관련 요인은 남녀 간의 상대적 중요도의 차이는 다소 있겠으나, 부모의 정서 및 관계적 요인은 고등 남학생의 행복감에도 매우 중요한 영향을 끼칠 수 있다는 것이다.

이러한 결과를 종합하여 다음의 제언을 제시하고자 한다. 본 연구에서 고등학생의 주관적 행복감을 예측하는 요인은 자아존중감 요인이 가장 중요하였고, 이외에도 정서문제, 학교환경과 진로 및 학업, 또래관계, 부모의 교육참여 등 요인이 도출되었다. 즉, 고등학생의 주관적 행복감 증진을 위해서는 자신의 마음 변화만으로는 불충분하며, 이들을 둘러싼 학교, 친구, 가족 환경까지 포괄하여 총체적인 노력이 필요하다는 것을 알 수 있다. 이에 따라 고등 시기 청소년은 자신을 가치 있는 사람이라 여기며 자긍심을 가질 수 있도록 돕고, 이 시기에 겪는 주의집중, 우울불안 등 정서문제를 민감하게 다루어 부정 정서를 감소시킬 수 있도록 지원해야 한다. 특히, 본 연구에서 가장 중요한 요인으로 나타난 자아존중감은 메타분석 결과 연령이 어릴수록 효과가 더 크다는 점을 고려하여(이상정, 정익중, 2018) 고등학생 시기 이전부터 조기 개입하려는 노력이 중요할 것이다. 이에 따라 현재 교육부는 Wee클래스 및 센터 기능강화를 통해 위기학생 선별 검사 도구(마음 EASY) 도입, 2025년부터는 초·중고 모든 학생이 스스로 긍정적 태도를 갖고 자신의 감정을 관리할 수 있도록 돕는 ‘마음챙김 교육 프로그램’을 개발하여 시범 운영을 계획하는 등(교육부 보도자료, 2024.1.3.) 학생들의 마음건강을 위해 정책적 노력하고 있다. 이러한 진단검사 및 교육프로그램은 고등 시기 청소년의 주관적 행복감을 향상시키는데 기여할 수 있지만, 일시적인 검사, 단기적 개입에 그칠 수 있고, 참여 학생에 대한 낙인 효과가 발생할 우려가 있다. 또한, 제한된 자원과 인력으로 운영되는 경우 모든 학생을 충분히 지원하기 어려울 수 있다.

이에 대안으로 2025년부터 도입되는 AI 디지털교과서(교육부, 2023.2.) 내 학생 얼굴 인식을 통한 표정인식, 감정분석, 검사도구 탑재를 통한 자아존중감 등 학생의 정서적 변화와 또래관계에 대한 심리 상황을 민감하게 관찰 및 진단하고, 디지털 상담실을 운영하는 등의 방안을 고려해볼 수도 있을 것이다. 자아존중감은 조기 개입이 필요하다는 측면에서, 어린 시기부터 자아 및 정서에 대한 데이터 누적 및 관리하여 적시적기 개입할 수 있는 프로세스 구축이 필요할 것으로 사료된다. 또한 고등학생 심리사회적 학교환경 및 학교유대감의 긍정적 인식을 위해 학교 및 교사와의 적극적인 소통 창구를 마련하고, 고등 시기 청소년의 AI 튜터 기능 등을 활용하여 학생의 진로성숙도 향상을 위한 학습 설계 및 진행하는 등의 학생들과 함께 수업을 만들어가는 능동적 교육 실현을 추구해본다면 고등학생의 주관적 행복감 향상에 기여할 수 있을 것으로 사료된다.

특히, 성별에 따라서는 여학생의 경우 부모의 자아존중감이 주관적 행복감에 영향을 주는 중요 요인으로 나타난 만큼, 물질적인 지원보다는 정서적 지원이 주관적 행복감에 긍정적으로 작용한다는 측면을 고려해야 할 것이다(주지원, 이성원, 2021). 마찬가지로 남학생의 경우에도 부모의 정서 및 관계적 요인은 이들의 주관적 행복감에 중요한 요인으로 드러난 만큼, 고등 남학생 자녀가 언어적, 정서적으로 표현하지 않더라도 적절한 애정과 관심이 필요하다는 인식이 중요할 것이다. 또한 남학생은 최근 청소년건강행태조

사(교육부, 질병관리청, 2024)에서 나타난 결과와 같이 여학생보다 스마트폰 사용시간이 길고 과의존 위험군도 더 많으므로, 인터넷 과의존의 일상생활장애 경험으로 건강상태에 부정적 영향을 주거나, 주관적 행복감이 저해되지 않도록 스마트폰 사용 시간 및 이용행태에 대한 민감한 관심과 대응이 필요할 것으로 사료된다. 또한, 남학생은 진로성숙도가 주관적 행복감과 중요한 반면 여학생은 학교유대감이 행복감과 중요하다라는 결과를 고려하여, 남학생에게는 실질적인 미래 및 진로 설계 프로그램 활용을 적극 권장하고, 여학생은 선생님과의 끈끈한 유대감 형성을 통한 학업적 성취, 진로 및 재능 개발, 인격적 성장 등을 이루려는 노력이 중요할 것으로 판단된다.

한편, 본 연구에서 부모의 정서나 자녀와의 관계 요인은 성별에 따라 순위에 상대적 차이가 있었지만, 남학생, 여학생 모두에게 중요한 요인이라는 점이 밝혀짐에 따라, 가정에서는 청소년 자녀와의 효과적인 의사소통 기술을 기반으로 학업성취 및 안정적인 정서 지원하여(정익중, 2007) 주관적 행복감 증진에 기여할 수 있도록 노력해야 할 것이다. 그러나 무엇보다 중요한 것은 우리 사회의 비교·경쟁 문화를 개선하여 고등학생들의 학업 스트레스, 우울, 불안 등 부정적 정서를 감소시키는 데 주력해야 한다는 점이다. 또한, 미리 헤아려 오지 않은 미래에 대한 불안감으로 인해 자신의 능력과 가치를 과소평가하지 않도록 돕고, 건강을 지키며 긍정적인 가치관을 잘 형성할 수 있도록 지속적인 지원이 필요할 것이다.

본 연구의 제한점과 후속 연구를 제안하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 활용한 16차 자료의 경우, 2020년 코로나19가 대유행하던 시기에 이루어졌기 때문에, 주관적 행복감을 예측하는데 여러 사회환경의 다양한 영향이 작용했을 가능성에 대해 통제하지 못한 원천적 한계가 있다. 둘째, 머신러닝 기법을 통해 분석하기 위해서는 과적합이나 학습 부족을 피하기 위해 적절한 양의 데이터가 요구되므로, 서로 다른 시점에서 수집된 7차, 16차 데이터를 병합하여 분석했다는 점이다. 따라서 향후 연구에서는 가능한 많은 데이터를 활용하여 분석함으로써 일반화에 기여할 수 있는 연구가 이루어져야 할 것이다. 또한 학교 유형이나 가족 특성 등을 고려하여 분석해본다면 고등학생 대상 주관적 행복감 향상을 위한 실효성 있는 개입방안 제시가 가능할 것으로 기대한다.

참고문헌

- 고경희·조규판. (2023). 고등학생의 외모 만족도와 행복감 간의 관계에서 자기효능감의 매개효과. 열린교육 연구, 31(5), 91-111.
- 고은경. (2020). 한국 초등학교 3 학년 아동의 행복감 예측을 위한 머신러닝 알고리즘의 적용. 학습자중심 교과교육연구, 20(13), 1113-1128.
- 과학기술정보통신부·한국지능정보사회진흥원. (2022). 2022 스마트폰 과의존 실태조사.
- 과학기술정보통신부·한국지능정보사회진흥원. (2023). 2023 스마트폰 과의존 실태조사.
- 교육부. (2023.2.). 모두를 위한 맞춤 교육의 실현 디지털 기반 교육혁신 방안.
- 교육부 보도자료. (2024.1.3.). 모든 학생을 위한 마음건강 지원 강화한다. <https://www.moe.go.kr/boardCNTs/viewRenew.do?boardID=294&lev=0&statusYN=W&s=moe&m=020402&opType=N&boardSeq=97626>에서 인출.
- 곽수란·송미옥·김영호. (2021). 부모의 자존감과 행복감이 아동·청소년기 자녀의 자존감과 행복감에 미치는 영향. 보건의료생명과학논문지, 9(1), 11-25.
- 관계부처합동. (2020). 제2차 아동정책기본계획(2020~2024). 세종: 보건복지부.
- 구재선. (2009). 행복은 심리적 자원을 형성하는가. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 23(1), 165-179.
- 권세원·이애현·송인한. (2012). 청소년 행복감에 관한 연구: 청소년탄력성 모델(Adolescent Resilience Model)의 적용. 한국청소년연구, 23(2), 39-72.
- 권재기·양명희. (2014). 우리나라 중고등학생의 행복감 프로파일 탐색. 한국교육학연구, 20(3), 201-227.
- 권재환·이성주. (2013). 대학생의 지각된 부모양육태도가 자기통제력과 학교생활적응에 미치는 영향 : 자기통제력의 매개효과 검증. 한국청소년연구, 24(2), 35-62.
- 권희경·김원경. (2022). 중학생의 스마트폰 의존, 주의집중, 사이버 비행 간의 구조적 관계 성별에 따른 다 집단 분석. 학습자중심교과교육연구, 22(16), 307-319.
- 김경미·염유식. (2018). 청소년의 매체중독과 주관적 행복: 성별에 따른 신체활동의 조절효과를 중심으로. 보건과 사회과학, 48(1), 121-142.
- 김경미·염유식·박연민. (2013). 한국 청소년의 학교폭력 경험과 심리적 안녕-주관적 행복감과 자살충동을 중심으로. 한국콘텐츠학회논문지, 13(9), 236-247.
- 김근수. (2022). 미래형 인재 자녀교육: 사교육 없는 최상의 교육 가이드. 북스타.
- 김도희. (2022). 부모의 행복과 자녀의 행복의 관계에서 긍정적 양육태도, 자아존중감, 우울의 매개효과. 디지털융복합연구, 20(3), 469-479.
- 김다희·최진아. (2017). 청소년의 자아정체감, 또래관계의 질, 팬덤활동이 삶의 만족도에 미치는 영향. 한국 부모놀이치료학회지, 8, 25-44.

- 김명소·김혜원·한영석·임지영(2003). 한국인의 행복한 삶에 대한 인구통계학적 특성별 분석. 한국심리학회지, 1-33.
- 김민성. (2016). 우리나라 아동들은 왜 행복하지 않은가? 정서로서의 행복의 관점에서 바라본 우리나라 아동의 행복감. 아동교육, 25(2), 5-24.
- 김보람. (2021). 머신러닝/딥러닝을 통한 지역별 발병 빈도 예측. 고려대학교 일반대학원 석사학위논문.
- 김세원·손주영. (2011). 저소득가정 아동의 자기보호와 적응에 관한 실태조사 연구: 어린이재단 서비스 대상 초등학교 고학년 아동을 대상으로. 동광, 107, 35-89.
- 강수민·이윤주·문명현·조미란. (2022). 청소년의 개인 내적 특성과 환경이 행복도에 미치는 영향. 청소년학연구, 29(12), 455-483.
- 김시현·우선영. (2021). 아동 행복감과 모 행복감, 모 일자리 만족도 간 구조방정식 모형 분석. 여성연구, 108(1), 253-280.
- 김신영. (2007). 한국 청소년 행복지수 조사연구. 한국청소년정책연구원.
- 김연. (2023). 성장혼합모형을 활용한 일반계 고등학생의 학교행복감 변화궤적과 영향요인 탐색. 교육문화연구, 29(1), 261-284.
- 김연화. (2007). 아동청소년의 일상 스트레스 및 자아탄력성과 행복감과의 관계. 청소년학연구, 17(12), 287-307.
- 김연희·박은민. (2024). 고등학생이 지각한 부모의 긍정적 양육태도가 청소년 행복감에 미치는 영향-그릿과 자기효능감의 이중매개효과. 대한가정학회 춘계학술대회 자료집, 514-514.
- 김영서·홍세희. (2021). 고등학생의 청소년활동 참여에 따른 잠재프로파일 유형과 공동체의식 및 주관적 행복감의 차이. 조사연구, 22(1), 91-125.
- 김영식·김훈호. (2019). 머신러닝 기법을 활용한 사교육 참여 예측 모형 탐색. 교육재정경제연구, 28(3), 29-52.
- 김영우. (2022). 쉽게 배우는 파이썬 데이터 분석. 서울: 이지스퍼블리싱.
- 김영지·유설희·이민희·김진호·김수진. (2016). 한국 아동·청소년 인권실태 연구VI 총괄보고서. 한국청소년정책연구원.
- 김원영·서봉연·김경식. (2017). 과보호 양육, 자아 탄력성 및 사회적 위축이 남녀 청소년의 우울에 미치는 영향. 청소년문화포럼, 41-69.
- 김은서·정슬기. (2019). 청소년이 인식한 사회경제적 수준과 정신건강: 사회적 위축의 매개효과. 알코올과 건강행동연구, (), 69-83.
- 김은숙. (2020). 어머니의 양육행동이 아동의 행복감에 미치는 영향: 친사회적행동과 놀이만족도의 매개효과. 한세대학교 대학원 박사학위논문.
- 김은영. (2019). 학교스포츠클럽 참여 고등학생이 자아존중감이 회복탄력성 및 학교행복감에 미치는 영향. 한국교원대학교 대학원 석사학위논문.
- 김은정·김윤정. (2023). 고등학생의 학업스트레스가 행복감에 미치는 영향에서 심리사회적 학교환경 만족

- 도와 교사와의 유대감의 이중매개효과. 아시아태평양융합연구교류논문지, 9(4), 539-548.
- 김은진. (2015). 부모의 학업비교가 청소년 문제에 미치는 영향: 학업열등감, 우울, 스마트폰 중독을 중심으로. 청소년복지연구, 19(1), 357-381.
- 김은희·이명숙. (2015). 초등 고학년생의 주요타인 기대지각, 학업적 정서조절, 학습몰입 및 학업적 실패내성 간의 구조적 관계. 한국교육문제연구, 33(1), 39-56.
- 김의철·박영신. (2004). 청소년과 성인의 삶의 질 인식에 대한 토착심리 분석 : 가정, 학교, 직장, 여가생활을 중심으로. 한국심리학회지 건강, 9(4), 973-1002.
- 김종백·김준엽. (2009). 학업성취 관련 요인과 자아개념을 매개로 한 부모의 교육기대와 학업관여가 학업스트레스에 미치는 효과에 관한 종단적 분석. 한국교육심리학회, 23(2), 389-412.
- 김정민·송수지. (2017). 청소년활동 만족도가 주관적 행복감에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과를 중심으로. 학습자중심교과교육연구, 17(20), 359-373.
- 김정아. (2023). 동아리 활동 참여, 운동시간, 부모와의 대화시간이 청소년의 행복감에 미치는 영향에 관한 종단연구. 청소년학연구, 30(8), 247-268.
- 김주연·남길우·김인혜. (2016). 스마트폰 관리 애플리케이션을 이용한 청소년 성별에 따른 사용행태의 차이: 로그데이터 분석을 중심으로. 인터넷중독연구, 1, 83-90.
- 김진욱·유미선. (2021). 중학생의 여가 유형별 사용 시간이 주관적 행복감에 미치는 영향: 성별의 조절효과. 학교사회복지, 54, 1-28.
- 김호순·김정태·최창욱·문성호·김택호. (2019). 청소년의 학령별 자아존중감 및 행복감의 차이 분석. 청소년학연구, 26(6), 243-274.
- 김현순. (2014). 청소년의 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 종단매개효과 검증. 청소년학연구, 21(3), 409-437.
- 김현지·이화령·서은국. (2020). 삶의 만족도와 정서적 안녕감에 대한 영역 만족도의 상대적 예측력: 한국과 캐나다 대학생 비교 연구. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 26(3), 303-327.
- 김혁주. (2016). 사회적 지지가 청소년의 심리적 안녕감에 미치는 영향: 개인특성의 매개효과와 성별의 조절효과를 중심으로. 조선대학교 대학원, 박사학위논문.
- 김효선. (2013). 청소년과 부모의 사회적 활동이 청소년의 사회적 책임감에 미치는 영향: 대한민국 인재상 수상자를 중심으로. 미래청소년학회지, 10(4), 161-178.
- 김희연·탁하연. (2020). 학교급별 학생의 개인변인, 가정변인, 학교변인이 학교행복감에 미치는 영향. 청소년학연구, 27(7), 23-45.
- 나종민·박세진·이기중. (2017). 청소년이 인지하는 학교생활 만족도가 자아존중감을 매개로 행복감에 미치는 효과. 인문사회과학연구, 55, 5-25.
- 남부현·오영훈. (2017). 학부모 관점에서 바라본 고등학교 학교교육의 현실과 과제. 문화교류와 다문화교육, 6(1), 75-97.
- 도유록. (2021). 머신러닝을 활용한 청소년 정서·행동문제 잠재프로파일의 예측 및 영향 변수 탐색. 한국

- 가족관계학회지, 26(3), 57-78.
- 도현심·신나나·박보경·김민정·김혜인. (2014). 어머니의 우울과 양육행동이 유아의 외현화 문제행동에 미치는 영향. 아동학회지, 35(4), 179-198.
- 린다·오세숙. (2011). 한국청소년의 여가, 건강, 그리고 행복에 대한 고찰. 한국여가레크리에이션학회지, 35(3), 173-180.
- 모상현·이중섭. (2012). 청소년의 주관적 행복감에 영향을 미치는 변인탐색: 학업스트레스에 대한 가족관계 요인의 조절효과를 중심으로. 홀리스틱융합교육연구, 16(3), 23-40.
- 문은식·문명화. (2021). 부모-유아 상호작용, 교사-유아 상호작용, 또래 놀이상호작용, 유아기 행복감과 아동기 행복감 간의 구조적 관계. 유아교육연구, 41(6), 261-283.
- 메트로신문. (2022.12.28.) 꿈 없이 사교육만 증가...청소년 삶 만족도 최하: <https://www.metroseoul.co.kr/article/20221228500435>에서 인출.
- 박병선·배성우. (2012). 대인관계와 학교성적이 학교청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 성별 및 학교급별 비교. 청소년복지연구, 14(3), 215-238.
- 박선향. (2019). 일반고 고등학생의 행복감 구조모형. 계명대학교 대학원 박사학위논문.
- 박수호·이민정. (2013). 행복 요인으로서의 사회적 인정. 사회와이론, 361-391.
- 박소연·이홍직. (2013). 청소년의 인터넷 중독에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 인구사회학적 특성요인, 건강 요인, 일탈행동 요인을 중심으로. 한국전자통신학회논문지, 8(2), 291-299.
- 박소연·이홍직. (2013). 청소년의 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 스트레스研究, 21(2), 73-84.
- 박소영·정혜원. (2021). 랜덤 포레스트를 활용한 고등학생의 진로개발역량 예측변수 탐색. 열린교육연구, 29(1), 239-265.
- 박영신·김의철. (2009). 한국 청소년의 행복: 심리적, 관계적, 경제적 자원과 학업성취의 영향. 한국심리학회지 : 사회문제, 15(3), 399-429.
- 박영신·김의철·한기혜·박선영. (2012). 청소년이 지각한 행복의 수준과 요인: 가정, 학교, 여가생활을 중심으로. 한국청소년학회, 19(9), 149-188.
- 박영아. (2014). 고등학생의 자기에, 정서적 자기개방이 우울과 행복감에 미치는 영향. 아동학회지, 35(6), 79-92.
- 박준영·채명수·정성관. (2016). 실시간 범죄 예측을 위한 랜덤포레스트 알고리즘 기반의 범죄 유형 분류모델 및 모니터링 인터페이스 디자인 요소 제안. 정보과학회 컴퓨팅의 실제 논문지, 22(9), 455-460.
- 박종일·박찬웅·서효정·염유식. (2010). 한국 어린이-청소년 행복지수 연구와 국제비교. 한국사회학, 44(2), 121-154.
- 박재숙. (2010). 학교 청소년의 인권보장, 자아존중감, 주관적 행복감 간의 관계. 청소년복지연구, 12(1), 35-59.
- 박재연. (2017). 청소년의 학업스트레스, 학교폭력, 주관적 행복감의 관계: 친구, 가족, 교사의 지지를 매개

- 효과를 중심으로. *사회과학연구*, 43(2), 263-289.
- 박철민. (2002). 아동학대 유형과 자아존중감과 관계에 관한 연구. 대구가톨릭대학교대학원 석사학위논문.
- 박현미·박영신·김의철. (2007). 학교유형과 학업성취가 정서적 지원, 자기효능감, 신뢰 및 행복에 미치는 영향. *미래청소년학회지*, 4(1), 1-18.
- 박현선. (2016). 초록우산 어린이재단 아동권리지수 개발연구: 아동 균형생활시간지표의 활용을 중심으로. *아동복지포럼*, 45-83.
- 박현숙·한지영·이내영. (2018). 고등학생의 건강행태와 스트레스 인지와의 관련성: 2015 년 청소년건강행태 온라인 조사를 중심으로. *지역사회간호학회지*, 29(1), 87-96.
- 변경보. (2005). 자기통제력, 자아존중감과 주관적 행복과의 상관관계 연구. 건양대학교대학원 석사학위논문.
- 보건복지부. (2024) 아동종합실태조사 보도자료. (2024. 6. 6. 인출)
- 서재욱·정운태. (2014). 개인능력, 가족환경, 학교환경 변인이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향력 비교. *청소년학연구*, 21(8), 265-292.
- 서경현·김은경·조성현. (2012), “청소년의 스트레스 반응과 행복감에 대한 체육활동 및 인터넷 게임중독의 역할. *청소년학연구*, 19(5), 115-135.
- 서울대학교 AI용어사전(2022.8.31. AI 용어사전: 랜덤포레스트. <https://post.naver.com/viewer/postView.naver?volumeNo=34402320&memberNo=58684429&navigationType=push>에서 인출.
- 서정아·엄지민. (2015). 한국 아동·청소년 패널조사VI : 데이터분석보고서. 한국청소년정책연구원.
- 서현주·최형아. (2017). 중·고등학생의 학업스트레스와 주관적 행복감의 관계에서 부모, 또래, 교사 관계의 조절효과. *교육문제연구*, 30(2), 51-78.
- 성보훈·윤선아. (2010). 행복의 정의와 발달단계별 결정요인. *뇌교육연구*, 6, 103-134.
- 성은모·김균희. (2013). 청소년의 행복에 영향을 미치는 개인특성과 환경특성 간의 관계 분석.
- 성윤희. (2019). 아동기 주관적 행복감과 청소년기 진로성숙도 간의 관계. *초등상담연구*, 18(4), 509-524.
- 세이브더칠드런. (2021). 2021 한국 아동의 삶의 질: 지난 10년의 성과와 향후 10년의 과제 심포지엄 자료집.
- 손선옥. (2018). 부모의 양육행동이 청소년기 긍정 발달과 부정 발달에 미치는 영향. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 손선옥. (2019). 초기 청소년의 학교생활스트레스가 주관적 행복에 미치는 영향: 학교급 및 성별 차이. *stress*, 27(2), 158-165.
- 송미령·안혜영·김은경. (2002). 청소년의 스트레스·어머니-자녀 의사소통과 삶의 질 간의 관계. *Child Health Nursing Research*, 8(2), 141-151.
- 송원숙·심재웅. (2018). 부모와 자녀 의사소통이 청소년의 행복감에 미치는 영향. *학습자중심교과교육연구*, 18(3), 857-879.
- 신승배. (2016). 한국 청소년의 행복감에 영향을 미치는 요인. *인문사회과학연구*, 17(3), 135-184.
- 신지은·최혜원·서은국·구재선. (2013). 행복한 청소년은 좋은 시민이 되는가? 긍정 정서와 친사회적 가치관

- 및 행동. 한국심리학회지 : 사회 및 성격, 27(3), 1-21.
- 신효식·이선정. (2012). 청소년의 행복감에 영향을 미치는 미시체계 변인과 자기이해 변인에 관한 연구: 성차를 중심으로. 한국가족관계학회지, 16(4), 102-133.
- 안동근. (2005). 청소년의 삶의 질이 온라인 게임 이용행태에 미치는 영향에 관한 연구. 한국청소년연구, 16(2), 369-403.
- 여성가족부. (2024). 2024 청소년 통계 보도자료. (2024. 5. 28. 인출)
- 연세대학교 사회발전연구소. (2010). 어린이·청소년행복지수의구축과국제비교연구조사결과보고서. 연세대학교.
- 염유식·성기호. (2021). 2021년도 한국 어린이·청소년 행복지수-국제비교연구 조사결과 보고서. 연세대학교 사회발전연구소.
- 오미애·최현수·김수현·장준혁·진재현·천미경. (2017). 기계 학습 (Machine learning) 기반 사회 보장 빅 데이터 분석 및 예측 모형 연구. 한국보건사회연구원.
- 오수경·김서현·양은별·정익중. (2023). 방과후 방치시간이 아동의 주관적 행복감에 미치는 영향 학교급 비교 및 성별의 조절효과를 중심으로. 사회과학연구, 34(3), 145-170.
- 유경철·안도희. (2019). 청소년이 지각하는 과보호와 행복감의 관계에서 분노 및 대인관계문제의 매개효과. 학습자중심교과교육연구, 19(13), 821-844.
- 유민상. (2016). 아동의 주관적 행복감에 영향을 미치는 요인: 생태체계 이론의 적용을 중심으로. 서울대학교 박사학위논문.
- 유민상. (2019). 아동·청소년 삶의 질 지표 분석 결과. 통계청 KOSTAT 통계플러스, 겨울호, 26-49.
- 유민상. (2020). 한국 아동들의 행복 격차. 보건복지포럼, 283, 58-70.
- 유조안·이봉주·김선숙·안재진·유민상·박호준·차은호. (2021). 지표를 통해본 한국 아동의 삶의 질 V. 서울: 세이브더칠드런, 서울대학교 사회복지연구소.
- 윤기봉·도현심. (2017). 부·자녀 및 모·자녀 의사소통과 친구관계의 질이 중·고등학생의 행복감에 미치는 영향. 아동학회지, 38(2), 149-164.
- 윤기영. (2002). 부모자녀관계 관련 연구의 최근동향 분석. 교육발전, 21(1), 169-197.
- 이강진·임정기. (2020). 청소년의 사회자본과 행복감의 발달레직에 관한 연구. 한국사회복지조사연구, 65, 75-106.
- 이경아. (2015). 청소년의 연령대에 따른 자아존중감 및 정서조절능력 향상 프로그램 탐색. 국제뇌교육종합대학원대학교 대학원, 박사학위논문.
- 이기정·김영식. (2019). 랜덤 포레스트를 활용한 장애인 취업 예측 모형: 취업 여부 및 정규직 취업을 중심으로. 장애와 고용, 29(3), 145-165.
- 이기혜·김경근. (2013). 중학생의 주관적 삶의 질 결정요인. 교육사회학연구, 23(3), 139-168.
- 이미영. (2023). 부모-자녀관계가 청소년의 행복감에 미치는 영향: 그릿 및 협동심의 매개효과를 중심으로. 청소년문화포럼, 123-146.

- 이미현. (2014). 청소년의 성에 따른 완벽주의 및 부모· 또래에착이 우울에 미치는 영향. 한국청소년연구, 25(4), 87-112.
- 이봉주·조미라 (2011). 방과후 방치가 아동발달에 미치는 영향. 한국아동복지학, 36, 7-33.
- 이봉주·김선숙·안재진·유조안·유민상·박호준·차은호. (2019). 지표를 통해 본 한국 아동의 삶의 질 IV. 서울: 세이브더칠드런·서울대학교 사회복지연구소.
- 이상록·김은경·윤희선. (2015). 청소년의 행복감이 청소년 발달에 미치는 영향. 사회과학연구, 26(4), 413-438.
- 이상정·정익중. (2018). 아동 자아존중감 향상 프로그램에 관한 메타분석. 보건사회연구, 38(3), 45-74.
- 이선희·정복례·김순희. (2015). 대학생의 주관적 행복감에 대한 영향요인. 한국보건간호학회지, 29(1), 115-126.
- 이은혜. (2014). 중학생이 인식하는 행복감과 진로성숙도의 관계: 진로장벽의 매개효과. 경남대학교대학원 석사학위논문.
- 이주연·장성예. (2014). 어머니의 양육행동과 스마트폰 중독의 관계에서 자아탄력성의 매개효과. 한국보육학회지, 14(3), 61-79.
- 이지언·정익중·민지연. (2022). 아동·청소년기 주관적 행복감 관련 변인에 대한 메타분석. 사회복지연구소, 53(4), 89-120.
- 이창식·박지영·장하영. (2017). 초중고 학생들의 학교폭력 피해경험이 행복감에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과. 디지털융복합연구, 15(1), 35-43.
- 이현용·곽윤정. (2011). 초기 청소년의 학교생활 및 삶에 대한 만족도에 미치는 영향 변인 연구. 청소년학연구, 18(7), 59-83.
- 이현경·김정민. (2017). 청소년 자아정체감, 대학만족도 및 직장만족도의 종단적 관계 연구. 학습자중심교과교육연구, 17(21), 121-143.
- 이희길·도남희·유민상·정지은. (2018). 아동·청소년 사회지표 프레임워크 구축. 통계개발원.
- 장원빈·문의정. (2023). 부모와 자녀 간 교육기대 수준의 불일치가 청소년의 자아존중감, 우울감, 삶의 만족도에 미치는 영향 성별 비교를 중심으로. 아동복지연구, 21(2), 1-23.
- 장유진·이승연·송지훈·홍세희. (2020). 부모 학력과 경제 수준이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 사교육 시간과 학업 스트레스의 순차적 매개효과 검증. 청소년학연구, 27(12), 249-273.
- 전경숙·정태연. (2009). 한국 청소년의 행복을 결정하는 요인들. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 15(1), 133-153.
- 전신현. (1996). 청소년의 삶의 질에 관한 경험적 연구. 한국청소년연구, 25, 63-82.
- 전혜진·유미숙. (2015). 청소년의 행복에 영향을 미치는 자아존중감, 진로성숙도 및 미시체계 변인의 경로 분석. 청소년학연구, 22(6), 75-104.
- 전혜진·유미숙. (2015). 청소년의 행복에 영향을 미치는 자아존중감, 진로성숙도 및 미시체계 변인의 경로 분석. 청소년학연구, 22(6), 75-104.

- 정은선. (2008). 부모의 양육태도가 주관적 행복감과 우울감에 미치는 영향: 강인성과 완벽주의의 매개역할. 한양대학교대학원 박사학위논문.
- 정은우. (2019). 아동의 주관적 행복감에 영향을 미치는 영향. 동아대학교 사회복지대학원 석사학위논문.
- 정익중. (2007). 청소년기 자아존중감의 발달과정과 예측요인. 한국청소년연구, 18(3), 127-166.
- 정익중. (2011). 초중고 사교육비의 사회계층적 예측요인과 성적에 미치는 영향. 한국아동복지학, (35), 73-98.
- 정익중 (2018). 아동의 생활시간과 행복: 시간사용은 아이들을 행복하게 하는가? 제15차 아동복지포럼 우리 아이들, 삶을 들여다보다. 서울: 초록우산 어린이재단 아동복지연구소.
- 정익중·이수진·정수정·이원지. (2023). 혼밥이 아동·청소년의 행복감에 미치는 영향-빈곤여부에 따른 차이를 중심으로. 한국사회복지학, 75(1), 231-249.
- 조경화·고재홍. (2012). 청소년의 일상생활 스트레스와 행복. 인문논총, 30, 91-116.
- 조계화. (2011). 간호대학생의 행복에 관한 인식. 한국간호교육학회지, 17(2), 178-189.
- 조덕녀. (2012). 모래놀이치료가 학대 방임 아동의 자아존중감에 미치는 효과. 가야대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 조성연·신혜영·최미숙·최예영. (2008). 한국 아동의 행복감 실태조사. 한국아동학회 학술발표논문집.
- 조성연·김민·김혜원. (2011). 부모와 초등학생이 지각한 공부압력, 성공압력과 부모-자녀 의사소통방식 및 사회인구학적 변인이 삶의 만족도에 미치는 영향. 청소년복지연구, 13(1), 47-67.
- 조소연. (2014). 부모의 지도감독 및 방임과 고등학생의 주관적 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과. 청소년학연구, 21(6), 59-84.
- 주지선·이성원. (2021). 고 3 학생의 행복감과 그 결정요인 연구: 개인, 학교, 가정 요인을 중심으로. 청소년학연구, 28(1), 49-77.
- 주지영·박성연. (2013). 어머니의 낙관성 및 양육행동과 아동의 낙관성이 주관적 안녕감에 미치는 영향. 아동학회지, 34(3), 21-38.
- 초록우산 어린이재단. (2024). 2024 아동행복지수. 초록우산 어린이재단 아동복지연구소.
- 최인경·최진아. (2021). 심리사회적 학교환경이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 또래 관계 및 자아존중감의 이중매개효과. 놀이치료연구, 25(3), 49-60.
- 최지현·정미숙. (2023). 부모로부터의 학대 및 방임과 청소년의 인터넷 과의존의 관계에서 주관적 행복감의 매개효과. The Journal of the Convergence on Culture Technology, 9(6), 471-478.
- 통계청. (2022). 아동·청소년 삶의 질 보고서.
- 한국복지패널. (2022). 한국복지패널 16차년도 조사자료 유저가이드.
- 한국청소년정책연구원. (2006). 한국청소년발달 지표조사 1: 청소년발달 종합지표.
- 한민·최인철·김범준·이훈진·김경미·류승아. (2012). 한국 청소년들의 행복: 타 연령대와의 비교를 중심으로. 청소년학연구, 19(5), 217-235.
- 한혜림·이지민. (2018). 청소년의 주관적 행복감에 관한 잠재성장모형 연구: Alderfer의 ERG 이론을 중심

- 으로: Alderfer 의 ERG 이론을 중심으로. *가정과삶의질연구*, 36(1), 103-117.
- 함영난·박분희. (2021). 부모양육태도가 협동의식과 학업활동을 매개하여 청소년의 행복감에 미치는 영향: 성별 간 다집단분석. *한국청소년연구*, 32(2), 301-328.
- 허청라·구재선·서은국. (2014). 기본적 욕구 충족 이후의 행복: 사회적 욕구의 중요성. *한국심리학회지: 사회및성격*, 28(2), 59-75.
- 황윤세. (2022). 어머니의 자아존중감이 유아의 자아존중감에 미치는 영향: 부모-자녀 의사소통의 매개효과. *한국영유아보육학*, 134, 107-123.
- 황정희·곽현석. (2019). 학교급별 스트레스, 게임중독, 주관적 행복감의 구조적 관계. *학습자중심교과교육연구*, 19(11), 1-24.
- Allen, J. P., Moore, C., Kuperminc, G., & Bell, K. (1998). Attachment and adolescent psychosocial functioning. *Child development*, 69(5), 1406-1419.
- Angold, A., Erkanli, A., Silberg, J., Eaves, L., & Costello, E. J.(2002). Depression scale scores in 8-17-years-olds: Effects of age and gender. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, Vol. 43, pp.1052-1063.
- Bekkar, M., Djemaa, H. K., & Alitouche, T. A. (2013). Evaluation measures for models assessment over imbalanced data sets. *J Inf Eng Appl*, 3(10).
- Blankemeyer, M., Flannery, D. J., & Vazsonyi, A. T. (2002). The role of aggression and social competence in children's perceptions of the child - teacher relationship. *Psychology in the Schools*, 39(3), 293-304.
- Breiman, L. (2001). Random forests. *Machine Learning*, 45(1), 5-32.
- Chang, T. F. H., Ramburn, T. T., Pundir, S., Purandare, P., & Subramaniam, B.(2022). The effect of the inner engineering online program as a positive intervention on subjective well-being and positive work outcomes. *Journal of Integrative and Complementary Medicine*, 28(3), 278-282.
- Campbell, A., Converse, P. E., & Rodgers, W. L. (1976). *The quality of American life*. New York: Russell Sage Foundation, 37.
- Cho, C., & Lee, H. (2020). A predictive model for digital sexual crime of adolescents using random forests. *The Journal of Humanities and Social Science*, 11(6), 3127-3141. doi:10.22143/HSS21.11.6.219
- Coopersmith, S. (1981). *The antecedents of self-esteem*(2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Cutler, D. R., Edwards Jr, T. C., Beard, K. H., Cutler, A., Hess, K. T., Gibson, J., & Lawler, J. J. (2007). Random forests for classification in ecology. *Ecology*, 88(11), 2783-2792. <https://doi.org/10.1890/07-0539.1>
- Dangeti, P. (2017). *Statistics for machine learning*. Packt Publishing Ltd.
- Davies, P. T., & Cummings, E. M. (1994). Marital conflict and child adjustment: an emotional security

- hypothesis. *Psychological bulletin*, 116(3), 387.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302.
- Diener, E. (2000). Subjective wellbeing: The Science of happiness and a proposal for a national index, *American Psychologist*, 55, 542-575.
- Fawcett, T. (2006). An introduction to ROC analysis. *Pattern recognition letters*, 27(8), 861-874.
- Friedman, J. H. (2001). Greedy function approximation: a gradient boosting machine. *Annals of statistics*, 29, 1189-1232.
- Gilman, R., & Huebner, S. (2003). A review of life satisfaction research with children and adolescents. *School Psychology Quarterly*, 18(2), 192.
- Gilman, R., & Huebner, E. S. (2006). Characteristics of adolescents who report very high life satisfaction. *Journal of youth and adolescence*, 35, 293-301.
- González-Carrasco, M., Casas, F., Malo, S., Viñas, F., & Dinisman, T. (2017). Changes with age in subjective well-being through the adolescent years: Differences by gender. *Journal of happiness studies*, 18(1), 63-88.
- Greenwell, B. M. (2017). pdp: An R package for constructing partial dependence plots. *R J.*, 9(1), 421.
- Greiner, M., Pfeiffer, D., & Smith, R. D. (2000). Principles and practical application of the receiver-operating characteristic analysis for diagnostic tests. *Preventive Veterinary Medicine*, 45, 23-41. doi:10.1016/S0167-5877(00)00115-X.
- Hernández-Torrano, D., Ibrayeva, L., Sparks, J., Lim, N., Clementi, A., Almukhambetova, A., Nurtayev, Y., & Muratkyzy, A. (2020). Mental health and well-being of university students: A bibliometric mapping of the literature. *Frontiers in psychology*, 11, 1226.
- Hinkelman, J. M., & Luzzo, D. A. (2007). Mental health and career development of college students. *Journal of Counseling and Development*, 85, 143-147.
- Jakobsen, J. C., Gluud, C., Wetterslev, J., & Winkel, P. (2017). When and how should multiple imputation be used for handling missing data in randomised clinical trials - a practical guide with flowcharts. *BMC Medical Research Methodology*, 17(1), 162. DOI: 10.1186/s12874-017-0442-1.
- Kamerman, S. B., Phipps, S., & Ben-Arieh, A. (2010). From Child Welfare to Child Well-Being: An International Perspective on Knowledge in the Service of Policy Making. Springer.
- Karababa, A. (2022). Examining latchkey early adolescents' perceptions related to their unsupervised experiences after school: A phenomenological qualitative study. *The Family Journal: Counseling and Therapy for Couples and Families*, 1-12.
- Kuhn, M., & Johnson, K. (2018). *Applied predictive modeling* 2nd ed. New York: Springer.
- Lukoševičiūtė, J., Argustaitė-Zailskienė, G., & Šmigelskas, K. (2022). Measuring happiness in adolescence

- nt samples: A systematic review. *Children* (Basel, Switzerland), 9(2), 227.
- Martz, Lillian Cheri, (2024). Happy groups: an evaluation of a brief positive psychology intervention with adolescents. *Graduate Student Theses, Dissertations, & Professional Papers*. 12313.
- Mills, R. S. L. & Rubin, K. H. (1998). Are behavioral control and psychological control both differentially associated with childhood aggression and social withdrawal?. *Canadian Journal of Behavioral Sciences*, 30, 132-136.
- Molnar, C. (2021). *Interpretable machine learning: A Guide for Making Black Box Models Explainable*. Lulu. com.
- Morrison, T. L., Goodlin-Jones, B. L., & Urquiza, A. J. (1997). Attachment and the representation of intimate relationships in adulthood. *The Journal of Psychology*, 131(1), 57-71.
- Park, N. (2004). The role of subjective well-being in positive youth development. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 591(1), 25-39.
- Patterson, G. R., & Stouthamer-Loeber, M. (1984). The correlation of family management process and delinquency. *Child Development*, 20, 1299-1307.
- Proctor, C., Linley, P. A., & Maltby, J. (2010). Very happy youths: Benefits of very high life satisfaction among adolescents. *Social indicators research*, 98, 519-532.
- Reimers, T. M., Pomrehn, P. R., Becker, S. L., & Lauer, R. M. (1990). Risk factors for adolescent cigarette smoking: the Muscatine study. *American journal of diseases of children*, 144(11), 1265-1272.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual review of psychology*, 52(1), 141-166.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78.
- Steinberg, L. D., S. Lamborn, S. M. Dornbusch & N. Darlin. (1992). Impact of Parenting Practices on Adolescent Achievement: Authoritative Parenting, School Involvement, and Encouragement to Succeed", *Child Development*, 63, 1266-81.
- Steiner, M., Dunn, E., & Born, L.(2003). Hormones and mood: From menarche to menopause and beyond. *Journal of Affective Disorders*, Vol. 74, pp.67-83.
- Seligman, M. E., Steen, T. A., Park, N., & Peterson, C. (2005). Positive psychology progress: empirical validation of interventions. *American psychologist*, 60(5), 410.
- West, M. L., Spreng, S. W., Rose, S. M., & Adam, K. S. (1999). Relationship between attachment-felt security and history of suicidal behaviours in clinical adolescents. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 44(6), 578-582.
- Suldo, S. M., & Huebner, E. S. (2006). Is extremely high life satisfaction during adolescence advantageous?. *Social indicators research*, 78, 179-203.

Wang, Y., & Benner, A. D. (2014). Parent - child discrepancies in educational expectations: Differential effects of actual versus perceived discrepancies. *Child Development*, 85(3), 891-900.

아동·청소년기 정신건강의 종단적 변화에 관한 잠재전이분석

The Latent Transition Analysis of Longitudinal Development in Childhood and Adolescent Mental Health

김소연(이화여자대학교 사회복지학과 연구교수)

안선경(이화여자대학교 사회복지학과 박사수료)

안영미(이화여자대학교 사회복지학과 박사수료)

정익중(이화여자대학교 사회복지학과 교수)

본 연구는 아동·청소년기 정신건강 잠재프로파일 유형 분류와 전이양상을 확인하고, 전이에 영향을 미치는 요인을 살펴보았다. 이를 위해 한국복지패널 아동부가조사 10차(2015) 초등학생 시점과 16차(2021년) 고등학생 시점의 데이터를 활용하였으며, 주요 변수에 모두 응답한 288명을 최종 연구대상으로 선정하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 두 시점의 정신건강 잠재프로파일 분석을 통해 10차 초등학생 시점은 3개, 16차 고등학생 시점에서는 2개가 최적의 잠재프로파일 집단으로 도출되었다. 둘째, 10차 초등학생 시점에서 16차 고등학생 시점에서의 정신건강 잠재프로파일의 전이양상을 살펴본 결과 아동기에서 청소년기로 갈수록 정신건강의 잠재 집단이 축소되고 평균형으로 전이되는 비율이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 초등학생과 고등학생의 잠재프로파일 전이 영향요인을 분석한 결과 성별과 학교폭력 피해경험이 전이에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 학령기 발달단계에 따른 대상중심접근(person-oriented approach)을 통해 아동·청소년의 정신건강 문제의 예방과 개입을 위한 함의를 논의하였다.

제1절 서론

아동·청소년기는 인간 발달의 결정적 시기로, 이 시기의 정신건강 문제는 전 생애에 걸쳐 중요한 영향을 미칠 수 있다(Copeland, Alaie, Jonsson and Shanhan, 2021; Daniel, Cohen and Gurley, 1998; Kessler, Berglund, Demler, Jin, Merikanges and Walters, 2005; Kim-Cohen, Caspi, Moffitt, Harrington, Milne and Poulton, 2003). 이 시기에는 신체적, 정서적, 사회적 변화가 급격히 일어나며, 이러한 변화는 정신건강에 큰 영향을 미칠 수 있다(배정미, 2006). 특히, 우울(Korczak, Westwell-Roper and Roberto, 2023), 불안장애(Franic, Middledorp, Dolan, Lighthart and Boomsma, 2010; Melton, Croarkin, Strawn and McClintock, 2016), 자살사고(Gijzen, Rasing, Greemers, Smit, Engels and Beurs, 2021; Tiffany, Diego and Christopher, 2001)와 같은 주요 심리적 문제들은 이 시기에 빈번하게 나타나며, 이러한 문제는 장기적으로 자살 시도와 같은 심각한 결과를 초래할 수 있다(Brezo, Paris and Turecki, 2006; Grant, Batterham, McCallum, Wener-Seidler and Calear, 2023; Orri, Scardera, Perret, Bolanis, Temcheff, Seguin, Boivin, Turecki, Tremblay, Côté and Geoffroy, 2020; Romanelli, Sheftall, Irsheid, Lindsey and Grogan, 2022).

최근 20여 년간 세계적으로 청소년 자살률이 감소 추세를 보이고 있는 반면, 우리나라의 청소년 자살률은 증가 추세를 보이고 있으며, 이는 특히 우려할 만한 상황이다. 2000년에서 2019년 사이 15-19세 청소년의 자살률이 6.4명에서 9.9명으로 급증하였으며(통계청, 2023), 2021년에는 청소년 사망원인 1위가 고의적 자해(자살)로 나타났다(한국생명존중희망재단, 2023). 또한, 소아·청소년의 자살사고 경험 비율은 현재 1.0%, 평생 경험 비율은 2.2%로 보고되었다(보건복지부, 2022). 이는 아동·청소년기의 정신건강 문제의 심각성을 시사하며, 이러한 문제의 종단적 분석이 필요함을 보여준다. 이러한 문제를 인식하여, 2024년 정부는 '국민정신건강 원년'을 선포하며 정신건강 문제의 조기 발견과 예방에 대한 강력한 의지를 표명하였다(후생신보, 2024.6.26). 이러한 국민정신건강 원년 선포는 아동·청소년의 정신건강 문제에 있어서도 개인 차원의 노력으로만 예방하는 것이 아닌 아동·청소년 정신건강의 중요성을 국가 차원에서 공식적으로 인정하고 자의적인 통제 및 관리 등이 부족한 아동·청소년의 정신건강 문제를 건강관리의 일환으로 다룸으로써 정신건강에 대한 사회적 인식을 개선하고 중요성을 강조한다는 점에서 큰 의미가 있다. 또한, 「자살예방 및 생명존중문화 조성을 위한 법률 시행령」 일부 개정령(안)이 통과되어, 2024년 7월 12일부터 자살예방 교육의 의무화가 시행되고 있다(보건복지부, 2024.7.9). 이와 같은 정책적 노력은 정신건강 문제 예방 및 조기 개입을 위한 중요한 기틀이 될 것이다.

정신건강 문제의 진단과 개입에 있어 아동기와 청소년기의 자살사고, 우울, 불안장애는 중요한 지표로 간주된다. 아동·청소년기의 자살사고, 우울, 불안은 개인의 전반적인 정신건강과 삶의 질에 큰 영향을 미치며, 심각한 장기적 결과를 초래할 수 있기 때문이다. 자살사고는 자살시도로 이어질 수 있는 심각한 신호로, 청소년의 자살률과 직결되는 주요 원인 중 하나이며, 청소년기 자살 생각을 경험한 경우 성인기에도 자살 시도의 위험이 증가한다(Romanelli et al, 2022). 자살사고는 우울과 불안과 같은 다른 정신건강 문제와 밀접하게 연관되어 있으며, 이들이 복합적으로 작용할 때 자살 위험이 더욱 증가한다(Brezo et al., 2006). 또한, 우울과 불안장애는 청소년기의 정신건강 문제 중 유병률이 높은 질환으로 감정 조절의 어려움, 학업 성취 저하, 대인관계 문제 등을 유발할 수 있으며, 전반적인 삶의 질을 크게 저하시킨다(소수연·주지선·조은희·손영민·백정원, 2021). 뿐만 아니라, 자살사고와 행동의 강력한 예측 인자로 자살 위험을 증가시킨다(김유진·김신아, 2022; Berny and Tanner-Smith, 2022; Braun, Bschor, Franklin and Gaethge, 2016; Li, Mu, Liu, Zhu, Yue, Liu, Liu and Wang, 2022; Franic et al., 2010; Grant et al., 2023). 전국 중·

고교 약 6만 명의 학생들을 대상으로 조사한 2023년 청소년건강행태조사(교육부·질병관리청, 2023)에 따르면, 남학생의 21.4%, 여학생의 30.9%가 우울감을 경험한 것으로 나타났으며, 2022년 정신건강실태조사(보건복지부, 2024) 결과, 소아·청소년의 정신장애 평생 유병률은 16.1%(소아 14.3%, 청소년 18%), 현재 유병률은 7.1%(소아 4.7%, 청소년 9.5%)로 나타났다. 장애유형 중 불안장애의 평생 유병률이 9.6%(소아 10.3%, 청소년 9.0%)로 가장 높은 반면, 불안장애의 현재 유병률은 0.5%(소아 0.4%, 청소년 0.5%)로 낮은 것으로 확인되었다. 주요우울장애 평생 유병률은 1.0%(소아 0.5%, 청소년 1.4%), 자살사고의 평생 유병률은 소아 0.3%, 청소년 4.2%로 확인되었다. 아동·청소년기의 정신건강 유병률을 보면 실제로 우울증, 불안장애, 자살 사고 등으로 분류되는 고위험군의 수는 상대적으로 적다. 그러나 아동·청소년의 정신건강이 중요한 이유는 단순히 고위험군의 규모에 국한되지 않는다. 이와 같은 아동·청소년기의 정신건강 문제는 종종 상호 연관되어 있으며(Kalin, 2020), 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보인다. 특히, 아동·청소년기의 대표적인 정신건강 문제인 우울, 불안, 자살사고는 시간의 흐름에 따라 변화되며, 적절한 개입이 없을 경우 성인기까지 이어지는 만성적 문제로 발전할 위험이 있다(Copeland, Wolke, Shanahan and Costello, 2014). 아동기의 정서적 문제는 청소년기에 우울증이나 불안장애로 발전할 수 있으며(Morales-Muñoz, Mallikarjun, Chandan, Thayakaran, Upthegrove and Marwaha, 2023), 불안과 우울증이 치료되지 않은 채 방치되면, 아동과 청소년은 장기적으로 약물 남용, 실업, 정신건강 문제 등을 겪을 위험에 노출될 수 있다(Copeland, Angold, Shanahan and Costello, 2014). 이러한 문제들은 자살위험을 증가시키는 위험 요인으로 작용할 수 있다(Glied and Pine, 2002). 또한, 정신건강 문제는 초기 증상에서 고위험군으로 발전하는 과정을 통해 나타나므로, 조기 발견과 예방적 개입이 중요하다. 아동·청소년 정신건강을 위한 효과적인 개입을 위해서는 고위험군의 양적 파악 보다는 전체 아동·청소년을 대상으로 한 전반적인 정신건강 현황을 진단하고 아직 고위험군에 속하지 않는 아동·청소년들 사이에서 나타나는 초기 증상을 파악하여 이를 기반으로 한 예방적 개입이 중요하다(Li, Zheng, Zhou and Tan, 2021). 조기개입을 통해 경미한 정신건강 문제를 가진 아동·청소년이 고위험군으로 진행되는 것을 예방해야 한다.

정신건강 문제의 만성화 또는 반복은 성인기의 정신건강에도 지속적인 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이러한 변화의 양상은 단일 시점의 분석이나 특정 시기의 비교만으로는 정신건강 문제의 복잡한 변화를 충분히 설명하기 어렵다. 정신건강은 시간에 따라 변화하며, 전이 패턴에 따라 다르게 나타날 수 있다. 따라서 이러한 아동·청소년기의 정신건강 문제를 종단적으로 분석하고 이해하는 것이 필요하다. 지금까지 선행연구들은 주로 단일 시점에서의 정신건강 문제와 위험요인을 변수중심적접근(Variable-Oriented Approach)으로 분석하거나(박병금, 2009; Dia and Bradshaw, 2008; Franic et al., 2010; Saluja, Iachan and Scheidt, 2004), 특정 발달단계의 심리적 상태를 비교하는데 중점을 두었다(김은정·오경자, 1992). 그러나 이러한 접근은 시간의 흐름에 따른 심리적 변화의 복잡성과 자살생각, 우울 및 불안의 전이 패턴을 파악하는 데 한계가 있다. 자살사고와 우울 및 불안장애는 아동·청소년기의 정신건강에 있어 그 자체로도 중요한 지표일 뿐만 아니라, 이러한 지표들의 변화와 전이 여부를 종단적으로 살펴봄으로써 청소년의 심리 문제가 어떻게 발전되고 진행되는지를 체계적으로 파악할 필요가 있다.

따라서 본 연구에서는 잠재전이분석(latent transition analysis)을 이용하여 아동·청소년기의 우울불안 및 자살사고의 종단적 변화를 검증하고자 한다. 잠재전이분석을 활용하여 우울불안, 자살생각의 잠재프로파일을 파악하고 집단 간의 전이 양상을 분석함으로써, 아동기부터 청소년기까지의 정신건강 문제가 어떻게 진행되는지를 파악하고자 한다. 이를 통해 아동기와 청소년기의 정신건강을 증진하기 위한 맞춤형 개입

방안을 마련하여 정책과 프로그램 개발에 있어 유용한 정보를 제공함으로써 청소년기의 정신건강을 보다 효과적으로 지원할 수 있을 것으로 기대한다. 이에 따른 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 초등학생-고등학생 시점의 정신건강 잠재프로파일 분류와 특징은 어떠한가?

둘째, 초등학생-고등학생의 정신건강 잠재프로파일 전이 양상은 어떠한가?

셋째, 초등학생-고등학생의 정신건강 잠재프로파일 전이에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

제2절 이론적 배경

1. 아동·청소년기 정신건강

현대 사회에서 핵가족화와 맞벌이 부부의 증가, 이혼 가정의 증가로 인해 아이들이 혼자 있는 시간이 많아지고 있다. 이로 인해 아동과 청소년의 안전과 복지를 위협하는 요인들이 증가하고 있으며, 동시에 가정과 교육 환경에서의 부정적 요소, 과도한 사교육 및 입시 경쟁으로 인해 어린 나이부터 극심한 경쟁 속에 놓이게 되었다(도남희·이재희·예한나, 2019). 이러한 상황은 아동과 청소년의 정신건강 문제를 더욱 심각하게 만들고 있다. 우울증, 불안, 스트레스, 주의력결핍과잉행동장애(ADHD) 등이 주요 정신건강 문제로 대두되고 있으며, 청소년 자살은 중요한 사회적 이슈로 부각되고 있다(임성은, 2019). 이와 같은 문제의 심각성을 이해하기 위해 발달정신병리학적 관점의 과정-중심적 접근이 유용할 수 있다. 이 접근법은 시간적, 역사적 맥락 속에서 아동의 정서적, 사회적, 신체적, 인지적 요소들이 상호작용하는 복잡한 과정을 이해하는 데 중점을 두고 있다(한명호·채문선, 2002). Cummings and Davies(2002)는 이러한 과정이 개인과 가족, 사회적 환경과 문화적 맥락에서 발생하는 여러 요소들에 영향을 받을 수 있다고 설명하였다. 이 이론에 따르면, 청소년기의 우울증은 생물학적, 심리적, 환경적 요인들의 결합으로 발생하며, 부정적 자기개념과 무기력감을 지속시켜 성인기까지 이어질 수 있다(Cicchetti and Toth, 1998). 또한, 청소년기의 불안은 뇌 발달과 사회적 스트레스의 상호작용으로 인해 발생할 수 있으며, 이는 성인기 불안장애로 발전할 가능성을 높인다(Weems and Stickle, 2005). 발달정신병리학적 관점에서 청소년기의 자살 생각은 정서적 고통, 사회적 고립, 부적절한 대처법으로 인해 발생하며, 아동·청소년의 미성숙한 감정 조절 능력과 외부 스트레스 요인으로 악화될 수 있다고 설명한다(Gould and Kramer, 2001). 따라서 아동과 청소년의 정신건강 증진을 위해서는 이와 같은 발달정신병리학적 이해에 기초하여 문제를 진단하고 예방적 개입을 설계하는 것이 필요하다.

선행연구에 따르면, 많은 청소년들이 심리적 고통을 경험하고 있으며, 이는 우울증, 불안장애, 적응장애 등의 정신질환으로 진행되기도 한다(교육부, 2019; 한국트라우마스트레스학회, 2021; 최정원·문호영·전진아·박용천, 2021). 자살생각을 가진 청소년은 우울증과 불안장애와 같은 정신건강 문제를 더 자주 겪으며, 이는 자살 위험을 높이는 것 외에도 문제 행동을 초래할 수 있다고 보고되었다(Nock and Kazdin, 2002; Gould, Greenberg, Velting and Shaffer, 2003; Bridge, Goldstein and Brent, 2006). 또한, 이러한 청소년들은 또래 관계에서 갈등과 고립감을 더 많이 경험하여, 이로 인한 사회적 지원의 결핍이 정신건강을 더욱 악화시키는 것으로 나타났다(Joe, Baser, Breeden, Neighbors and Jackson, 2008). 우울증은 아동과 청소년의 전반적 삶의 질을 저하시킬뿐 아니라, 지속적인 우울감은 신체적 증상 악화와 관련이 있으며(Thapar, Collishaw, Pine and Thapar, 2012), 이는 좌절감과 행동 문제를 유도하고 장기적으로 사회적 부적응을 초

래할 수 있다(Beauchaine and Hinshaw, 2008). 낮은 자존감을 가진 청소년은 자기 효능감이 감소하여 새로운 도전과 기회를 두려워하게 된다(Harter, 1999).

2020년 청소년건강행태조사(국회입법조사처, 2021. 5. 11) 결과에 따르면, 2016년~2020년까지 정신질환으로 진료를 받은 아동·청소년의 자살자 수, 자해·자살 시도자 수, 자살률은 증가 추세를 보이고 있으며, 청소년은 성인에 비해 스트레스와 우울감에 더욱 취약한 것으로 나타났다. 이는 정신건강 문제를 가진 청소년들에 대한 조기 개입과 지원의 필요성을 강조한다(최은진, 2012). 조사에 응답한 학령기 아동·청소년에서 비교적 적은 수의 청소년들이 고위험군으로 분류되었지만, 우울감 경험률은 학년이 높아질수록 상승하며 학년 간 격차는 줄어들고 있었다. 특히, 성인의 우울감 경험률은 10.5%인 반면, 청소년은 25.2%로 청소년이 성인보다 우울감을 더 높게 경험하고 있는 것으로 확인되었다. 또한, 보건복지부(2024. 5. 2)의 "2022년 정신건강실태조사" 결과에 따르면, 청소년의 유병률이 소아보다 약 2배 높은 것으로 조사되었으며, 자살사고 경험률은 청소년에서 1.9%로 소아보다 높은 것으로 조사되었다. 이러한 결과들은 중간 수준의 위험군 또는 잠재적으로 위험할 수 있는 많은 아동·청소년들을 포함하고 있다는 점을 시사하며, 특히 자살사고 경험률이 상대적으로 높다는 점은 심리적 지원과 상담의 중요성을 부각시킨다. 학령기 아동·청소년 중 우울감 경험률이 학년이 높아질수록 상승하고 있다는 점은 학업 부담과 미래에 대한 불안 등이 심화되면서 우울증 위험이 증가할 가능성을 보여준다. 이는 보다 어린 시기에 정신건강 문제에 대한 더 많은 관심과 지원이 필요하다는 사실을 방증한다. 따라서, 아동·청소년 정신건강의 증진을 위한 전략은 이러한 현황을 정확히 진단하고 예방적 개입을 설계하는 것이 필수적이다. 이는 특정 위험군뿐만 아니라 모든 아동·청소년이 건강하게 정신적으로 발달할 수 있는 환경을 조성하는 데 중요하다. 청소년기의 정신건강 문제는 성장 과정에서 또래 관계 및 정체성 형성에 영향을 미치며, 성인기 정신장애의 위험 요인으로 작용할 수 있기에 조기 개입이 필수적이라고 할 수 있다. 이러한 접근은 아동·청소년의 전반적인 삶의 질을 향상시키고, 장기적으로 사회적 문제를 예방하는 데 기여할 것이다.

한편, 아동과 청소년의 정신건강 문제는 시간이 지나면서 일관된 패턴으로 성장에 영향을 미친다는 연구 결과가 있다. Kim-Cohen et al.(2003)의 연구는 아동기의 정신건강 문제가 성인기의 정신질환과 지속적으로 연결될 수 있음을 시사한다. 청소년기의 우울증은 이후의 삶에서 우울한 사건을 경험할 가능성을 높이며(Rutter, Kim-Cohen and Maughan, 2006), 아동기의 행동 문제는 청소년기와 성인기에 반사회적 행동이 계속될 수 있다고 보고되었다(Moffitt, 1993). Belsky, Schlomer, and Ellis(2007)는 가정환경이 어린 시절의 스트레스와 적응 패턴에 미치는 장기적인 영향을 강조하였다. 이 연구들은 아동과 청소년 문제에 대한 조기 개입의 중요성을 보여주며, 방치할 경우 이러한 문제가 성인기까지 이어질 수 있음을 경고한다.

청소년기의 정신건강 문제는 또래 관계 및 정체성 형성에 영향을 미칠 뿐만 아니라 성인기 정신장애의 위험 요인으로 작용할 수 있다(Copeland, Adair, Smetanin, Stiff, Briante, Colman, Fergusson, Horwood, Poulton, Costello and Angold, 2013). 세계보건기구(WHO)는 성인의 정신질환이 14세 이전에 약 50%가 발병한다고 보고한다(WHO, 2022). 임상 수준의 정서적, 행동적 문제는 정신장애 발병 위험을 증가시키며(Fergusson, Horwood, Ridder and Beautrais, 2005; Radua, Cravaro, Ioannidis, Reichenberg, Phiphophthasane, Amir, Thoo, Oliver, Davies, Morgan, McGuire, Murray and Fusar Poli, 2018), 이는 현재의 개인적, 사회적 건강뿐만 아니라, 가족이나 교육적 수준에까지 영향을 미친다(Fonseca-Pedrero, Ortuño-Sierra and Perez-Albeniz, 2020). 청소년기의 정서적·행동적 문제는 자해 및 자살 행동의 높은 위험을 예측할 수 있는 지표가 된다. 무망감, 우울, 불안과 같은 부정적인 정서 및 또래 관계 문제, 반사회적

행동, 충동적 행동, 품행 문제 등은 스트레스에 대한 대응 능력을 약화시키거나 자해 및 자살 행동의 위험 요소가 될 수 있다(김유진·김신아, 2022; 최진영·유비·김기현·최윤선·함혜옥, 2020). 청소년의 삶의 질을 개선하고, 자해와 자살 행동 등 성인기까지 이어질 수 있는 정신건강 문제를 예방하기 위해서는, 아동과 청소년의 정신건강 상태를 면밀히 조사하고 분석해야 한다. 이를 통해 얻어진 경험적 자료를 바탕으로 실증적이고 효과적인 개입 전략을 수립하는 것이 필수적이다.

2. 아동·청소년기 정신건강의 영향요인과 발달양상

아동·청소년의 문제 행동에 영향을 미치게 되는 위험요인은 개인의 취약성 및 환경 요인으로 구분할 수 있는데(Cowen, Work and Wyman, 1997; Williams, Anderson and McGee, 1990), 선행연구에서는 개인요인인 성별에 대해 밝히고 있다. 아동과 청소년기의 정신건강, 특히 우울증, 불안, 자살생각 변화에 성별이 미치는 영향을 조사한 연구들은 여학생들이 남학생들에 비해 우울증과 불안을 더 자주 경험한다는 결과를 보고하고 있다. 이러한 정신건강 문제는 생물학적, 심리적, 사회적 요인들에 기인한다. 강지현(2014)의 연구에서는 초등학교 4학년부터 중학교 1학년까지 4년간의 종단 데이터를 활용하여 잠재성장곡선모형을 분석하였다. 연구결과, 성별은 내재화, 외현화 문제 행동의 초기치 및 변화율 모두에 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히, 여학생은 초기 내재화 문제 행동의 수치가 높았고, 변화율도 빠르게 증가하였다. 이는 여학생들이 자신의 조절되지 않은 감정이나 충동이 타인에게 미칠 영향을 인식하거나 자신의 문제를 과도하게 내면화하는 경향이 있기 때문이라고 설명된다(Keenan and Shaw, 1997). 이러한 내재화 문제 행동의 성차는 시간이 지남에 따라 지속되며, 청소년기에 접어들면서 더욱 두드러진다(강지현, 2014). 우울증의 발병률은 여학생이 남학생보다 두 배 가까이 높게 나타나는 경향이 있다(Gladstone, Beardslee and O'Connor, 2011). 불안장애 또한 성별에 따라 차이가 나타나며 주로 여학생들이 높은 수준의 불안을 경험할 가능성이 높다(McLean and Anderson, 2009). 이러한 연구결과들은 아동과 청소년기의 정신건강 문제를 다룰 때 성별을 고려한 맞춤형 접근이 필요하다는 점을 시사한다. 성별에 따른 차이를 이해하는 것은 아동·청소년의 정신건강을 위한 예방 및 치료 방법에 있어서 중요한 단계가 될 것으로 사료된다.

아동·청소년의 정신건강에 영향을 미치는 중요한 요인 중 하나는 부모와의 관계 정도를 살펴볼 수 있는 양육태도이다(이옥석·안정자, 1996; Baumrind, 1971). 우울, 불안, 자살생각의 종단적 변화에 부모와의 관계가 미치는 영향에 대한 연구는 장기적인 관점에서 부모-자녀 관계가 청소년의 정서적 발달에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하고 있다. 연구에 따르면 부모의 정서적 지지는 청소년의 우울, 불안 증상을 완화하는데 중요한 역할을 한다. Goodman and Gotlib(1999)은 부모의 지속적인 정서적 지지가 청소년의 정서적 안정에 기여하며, 시간이 지남에 따라 우울증과 불안의 증가를 예방할 수 있음을 발견하였다. Asarnow and Carlson(1988)의 연구에 따르면, 부모와 지속적인 갈등을 겪는 청소년이 자살생각을 더 많이 하는 경향이 있었다. 이러한 갈등 관계는 초등학교에서 고등학교에 이르는 기간 동안 자살 위험성을 증가시킬 수 있음을 보고하였다. 한편, Steinberg(2001)는 높은 관심과 통제의 균형을 가진 권위 있는 양육 방식이 청소년의 긍정적 발달에 기여하는 반면, 과잉 통제나 무관심한 양육 스타일은 시간이 지남에 따라 우울과 불안의 빈도를 증가시킬 수 있음을 보고하였다. 어린 시절의 다양한 환경 요인 중에서도 부모의 부적절한 양육 방식이 아동의 안전과 복지를 크게 위협하는 심각한 요인으로 지적된다. 청소년기에 부모와의 관계는 다소 중요성이 줄어들지만, 여전히 정신적 지지자이자 올바른 행동에 대한 조언자로서 중요한 역할을

한다(Hay and Ashman, 2010). 부모와의 긍정적 관계는 청소년의 심리적 적응 및 정신건강에 긍정적 영향을 미치지만, 반대로 학대와 같은 부정적 관계는 우울과 불안의 원인이 될 수 있다(박재산·문재우, 2006). 아동기 학대는 개인의 신체적, 정신적 발달을 방해할 뿐만 아니라, 성장기 이후 공격성, 폭력 성향의 증가와 관련이 있으며, 이는 약물 남용 및 다양한 건강 문제, 정신질환으로 이어질 가능성을 높인다(Teicher and Samson, 2013). 부모의 부적절한 양육 방식은 청소년기의 비행과 같은 부정적 발달 결과를 초래할 가능성을 높인다(고성혜, 1999; 권재환·이은희, 2006). 부모의 권위적인 양육 태도와 가정 내 폭력, 아동학대 등은 아동의 안전을 위협하며, 성장기 이후 폭력적 행동을 유발할 수 있는 환경적 요인으로 작용한다(김희순 역, 2012). 미국 질병예방관리센터의 연구에 따르면, 성인 17,000명을 추적 조사한 결과, 어릴 때 학대와 같은 고통스러운 경험이 사회적, 정서적, 인지적 장애의 원인이 될 수 있으며(김정인 역, 2021), 학대 받은 아동은 정서적, 충동적 통제 능력을 상실할 수 있다. 이러한 부정적 영향은 다음 세대까지도 이어질 수 있다고 보고되었다(van der Kolk and Fisler, 1994).

친구관계 또한 청소년 시기 개인의 사회적 지원망을 형성하고 정서적 발달에 중요한 영향을 미치기 때문에 이를 탐구하는 것은 중요하다. 친한 친구와의 긍정적 관계는 정서적 지원을 제공하고, 스트레스 상황에서 완충 작용을 할 수 있다. Bukowski and Adams(2005)는 초·중학생을 대상으로 친구 관계가 청소년의 긍정적 자아상 형성에 기여하며, 이는 우울 및 불안 증상 감소와 연결된다고 제안하였다. 이는 친구로부터 받는 지지와 이해가 정서적 안정성을 높이고 자살생각을 줄일 수 있음을 시사한다. Prinstein and Aikins(2004)는 중학생은 친구 관계의 부재나 갈등이 청소년의 사회적 고립을 초래할 수 있으며, 사회적으로 고립된 청소년은 정서적 지원이 부족하여 자살생각의 위험이 커질 수 있다고 하였다. 초등학생과 초기 중학생 대상의 Nangle, Erdley and Gold(2003)의 연구는 친밀하고 신뢰할 수 있는 관계가 청소년의 심리적 발달에 긍정적인 영향을 미친다고 밝혔다. 특히, 자아존중감과 감정 조절 능력을 향상시키게 되어 이러한 관계는 우울, 불안을 줄이는 데 기여한다고 하였다. 고등학생 대상의 연구에서는 친구로부터의 사회적 지지가 우울증 및 불안 증상을 줄이는 데 긍정적인 역할을 하며, 반대로 부정적인 또래 영향이 자살생각을 증가시킬 수 있음을 발견하였다(La Greca and Harrison, 2005). 또한, 고등학생들 사이에서 경험하는 또래 압력이 정신건강에 미치는 영향을 분석한 결과, 또래 압력이 증가하면 스트레스 수준이 높아질 수 있으며, 이는 불안과 우울 증상으로 이어질 수 있음을 보고 하였다(Allen, Porter and McFarland, 2006). 신뢰할 수 있고 지지적인 친구 관계는 고등학생의 자아존중감을 높이고 우울 증상을 완화하는 데 중요하다는 것을 강조한 연구도 있다(Rose and Rudolph, 2006).

학업 스트레스는 청소년기의 중요한 심리적 요소로, 이 시기에 청소년들은 신체적, 정서적으로 급격한 변화와 다양한 스트레스 상황에 직면하게 된다. 특히, 한국 청소년들은 학업과 관련된 스트레스를 매우 많이 경험하는 것으로 보고된다(김선혜, 2004; 김정호·이경숙, 2000; 박은영, 1995). 이러한 학업 스트레스는 단지 학업 성과에 부정적인 영향을 미치는 것에 그치지 않고(김아영·차정은·강한아·임경민·전형아·조혜령·임지영·석혜은, 2012), 우울증, 불안, 신체적 증상 등 다양한 건강 문제와 관련이 높은 것으로 알려져 있다(Erina, Wendy and Seth, 2005; Barrera and Baca, 1990). Juon, Nam, and Ensminger (1994)의 연구에서 학업 스트레스는 한국 청소년들 사이에서 자살 행동의 위험 요인 중 하나로 확인하였다. 이는 학업에서의 성공과 높은 성과에 대한 압박감이 큰 한국, 홍콩, 싱가포르 같은 아시아 국가들에서 더욱 두드러진 문제이다. 예컨대, 한국에서는 상위권 대학 졸업이 좋은 직업과 높은 임금, 사회적 지위를 얻는 수단으로 인식되어(Chung, Kim, Lee, Kwon and Lee, 1993), 고등학교 3학년 학생들이 미국 학생들보다 학업에 두 배

이상의 시간을 투자하는 경우가 많은 것으로 조사되었다(Lee and Larson, 2000). 중·고등학생을 대상으로 살펴본 연구에서는 학업 스트레스가 자살생각 증가와 긍정적 상관관계를 가지며, 학업 스트레스가 높을수록 자살생각 역시 높아지는 경향이 있다고 보고되었다(김재엽·박하연·황선익, 2017; 김재엽·성신명·장건호, 2016). 이러한 경향은 과도한 학업 스트레스가 청소년의 정신건강 및 전반적인 삶의 질에 심각한 영향을 미칠 수 있음을 시사하며, 학업 스트레스 관리와 정신건강 증진을 위한 체계적인 대책 마련의 필요성을 강조한다. 학교폭력피해경험은 아동과 청소년의 정신건강에 심각한 영향을 미치는 중요한 환경적 요인 중 하나이다. 연구에 따르면 이러한 경험은 우울증과 자살생각에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 서울·경기 지역 중고등학생을 대상으로 한 연구에서는 학교 폭력 피해가 우울증과 자살생각과 관련이 있음을 보였다(김치진, 2018). 폭력 피해는 장기적인 정서적 충격을 주어, 피해 학생들이 지속적인 우울감과 자기존중감 저하를 경험하게 하며, 이는 사회적 고립으로 이어질 수 있다(Hawker and Boulton, 2000). 또한, 지속적인 학교 폭력 경험은 불안과 같은 내재화된 문제를 심화시키며, 학교 환경에서의 스트레스를 증가시킨다는 것은 장기 연구를 통해 입증되었다(Reijntjes, Kamphuis, Prinzie and Telch, 2010). 이러한 정서적 불안정은 일상생활에서의 심리적 안전감을 약화시키고, 결과적으로 사회적 불안과 환경적 적응력을 감소시키는 요소가 될 수 있다. Farrington(1993)은 학교 폭력 피해가 개인의 사회적 활동을 제한하여 우울증과 불안을 악화시킬 수 있음을 지적하며, 반복적인 폭력 경험이 고립감과 대인 관계의 부정적 경험을 야기한다고 강조하였다. 학교 폭력 피해자는 종종 극심한 정서적 고통과 스트레스를 경험하며, 이는 자살생각의 주요 요인으로 작용할 수 있다(Klomek, Marrocco, Kleinman, Schonfeld and Gould, 2007). 특히, 사회적 지지의 결핍이나 부정적인 자아상은 자살생각을 유발하는 위험 요소가 될 수 있으며 이는 조기 개입의 필요성을 뒷받침한다(Winsper, Lereya, Zanarini and Wolke, 2012). 이러한 연구들은 학교 폭력 피해가 청소년 정신건강에 미치는 복합적인 영향을 이해하고, 조기에 적극적 개입을 통해 부정적 결과를 완화할 필요가 있음을 시사한다.

청소년의 불안 및 우울을 비롯한 정신건강 문제는 다양한 요인에 의해 영향을 받으며, 연령에 따라 그 양상이 변하는 것으로 나타난다. 선행연구에 따르면 청소년의 정신건강은 특히 학령에 따라 차이를 보이며, 발달 단계와 사회적 변화에 따라 정서적 민감도가 달라질 수 있다(최성순, 2001; 구자경, 2004; 국가청소년위원회, 2006; 윤혜미·박병금, 2005). 청소년기는 중학교와 고등학교 시기를 포함하여 신체적, 정서적, 사회적 변화가 두드러진 시기이다. 이때 우울과 불안 같은 정서적 문제는 학업 스트레스와 또래 압력으로 인해 더 뚜렷하게 나타날 수 있다(Kessler et al., 2005). 특히, 중학교 시기는 청소년들이 급격한 발달적 변화를 경험하면서 정서적 문제에 더욱 민감하게 반응하는 시기로 평가된다. 고등학교 시기는 학업 성취와 사회적 관계의 복잡성이 증가하면서 우울증과 불안의 위험이 높아지는 시점으로, 자아 정체성 형성과 진로 문제와 같은 다양한 형태의 스트레스가 영향을 미친다(Hankin, Abramson, Moffitt, Silva, McGee and Angell, 1998). Merikangas, He, Burstein, Swendsen, Avenevoli, Case, Georgiades and Olfson(2010)의 연구에 따르면, 초등학교 시기에도 특정한 스트레스 요인들이 존재하지만, 우울과 불안은 상대적으로 낮은 수준으로 나타난다. 그러나 일부 아동은 조기 증상을 보일 수 있어 이러한 경우 조기 개입이 필요하다는 점을 제안하고 있다. 반면, 조정아(2009)의 연구에 따르면, 청소년의 우울은 학령이 증가하면서 통계적으로 유의미하게 감소하는 경향을 보인다. 이 연구는 미국의 청소년을 대상으로 한 장기적 연구(Meadows, Brown and Elder, 2006)와 그 결과가 유사하며, 부모 학대가 청소년 우울의 변화에 미치는 유의미한 영향을 보여준다. 이러한 분석은 초기 우울 증상을 통제된 상태에서 이루어져, 부모의 학대가 우울 변화의 주

요 요인으로 작동할 수 있음을 시사한다. 이러한 연구들은 청소년의 정신건강 문제에 대한 이해를 돕고, 단계적 개입의 필요성을 강조한다.

자살생각은 청소년기, 특히 중·고등학교 시기에 더욱 두드러지게 나타나는 것으로 보고되고 있다. 이 시기는 청소년들이 급격한 신체·정서·사회적 변화를 경험하는 시기로, 이러한 요인들이 자살생각을 유발하는 주요한 촉매 역할을 할 수 있다. 중학교 시기에는 정서적 변화가 본격적으로 나타나고, 또래 관계 및 사회적 압력이 커지는 시기이므로, 청소년들은 자기 정체성을 확립하는 과정에서 자살생각에 취약해질 수 있다(Nock, Green, Hwang, McLaughlin, Sampson, Zaslavsky and Kessler, 2013). 고등학교 시기로 넘어가면 학업 성취에 대한 압박감이 높아지고 진로와 관련된 중요한 결정을 내려야 하는 상황이 빈번해지면서 자살생각의 위험이 증가한다는 연구 결과가 있다. 이 시기에는 사회적 관계도 복잡해지며, 이러한 요인들이 자살생각에 미치는 영향을 심화시킬 수 있다(Miller, Eckert and Mazza,, 2008). 반면, 초등학교 시기에는 비교적 자살생각이 적게 나타나는 경향이 있지만, 일부 연구는 이 시기에도 자살생각이 시작될 수 있음을 지적하고 있다. Sheftall, Asti, Horowitz, Felts, Fontanella, Campo and Bridge(2016)의 연구는 초등학교 후기 아동들 중 일부에서 자살생각의 초기 경고 신호가 발견될 수 있으며, 조기 개입이 필요함을 나타낸다. 이러한 연구들은 각각의 학령 단계에서 정신건강 상태를 면밀히 관찰하여, 시기적절한 개입 전략 마련의 중요성을 시사한다.

제3절 연구방법

1. 연구대상 및 분석자료

본 연구에서는 잠재전이분석을 활용한 아동·청소년기 정신건강의 종단적 변화를 살펴보기 위하여 『한국 복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)』 중 아동부가조사가 실시된 10차(2015년), 16차(2021년) 자료를 활용하였다. 두 시점의 자료는 학령기 발달에 따라 초등학생에서 6년 후인 고등학생 시기에 측정된 종단 데이터로 본 연구문제와 관련된 주요 변수에 모두 응답한 288명을 최종 연구대상으로 선정하였다. 10차별 기준으로 연구대상의 특성을 살펴보면 성별은 남학생 132명(45.8%), 여학생 156명(54.2%)이며, 학년은 초등학교 4학년 90명(31.3%), 초등학교 5학년 101명(35.1%), 초등학교 6학년 97명(33.7%)으로 나타났다.

2. 측정도구

1) 종속변수 : 우울불안, 자살생각

본 연구에서는 아동·청소년기 정신건강의 전이양상을 살펴보기 위한 주요 지표변인으로 우울불안과 자살생각 변수를 사용하였다. 우울불안은 조사 시점을 기준으로 지난 6개월 동안의 경험을 조사하였다. Achenbach(1991)가 개발한 아동, 청소년 행동평가 척도(Child Behavior Checklist: CBCL)를 오경자·이혜련·홍강의·하은혜(1998)가 번안한 척도에서 추출된 14개의 문항을 사용하였다. ‘외롭다고 불평한다’, ‘잘 운다’, ‘나쁜 생각이나 나쁜 행동을 할까 두려워한다’, ‘스스로 완벽해야 한다고 생각한다’ 등의 문항에 대해 ‘1=전혀 아니다, 2=그렇다, 3=자주 그렇다’ 3점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2로 재코딩하여 문항의 평균값을 활용하였고, 점수가 높을수록 우울 및 불안 정도가 높음을 의미한다. 신뢰도는 10차 .851, 16차 .845으로 나타났다. 자살생각은 Reynolds(1988)의 SIQ(Suicidal Ideation Questionnaire)를 활용한 6개의 문항으로

‘자살을 할까 생각했다’, ‘어떻게 자살할 것인가에 대해 생각해 봤다’, ‘언제 자살할 것인가에 대해 생각해 봤다’ 등을 활용하였다. 응답범주는 ‘0=전혀없다, 1=지난달 없다, 2=한달 1번, 3=한달 2~3번, 4=일주일 1번, 5=일주일 2~3번, 6=거의 매일’로 문항의 평균값을 활용하였으며, 점수가 높을수록 자살생각이 높음을 의미한다. 신뢰도는 10차 .935, 16차 .944으로 나타났다.

2) 영향요인 : 성별, 부모양육태도, 학대방임, 학업스트레스, 학교폭력 피해경험, 친구관계

본 연구에서 아동·청소년 정신건강 전이의 영향요인으로 성별, 부모양육태도, 학대방임, 학업스트레스, 학교폭력 피해경험, 친구관계 변수를 활용하였다. 성별은 0=남학생, 1=여학생으로 더미코딩 하였다. 부모양육태도는 이세용·양현정(2003)이 개발한 부모의 교육참여 척도의 일부를 활용하였는데, 이는 부모-자녀 간의 관심과 책임, 상호작용 등을 판단할 수 있는 척도로 교육참여 4문항, 지도감독 4문항으로 구성되었다. ‘부모님과 나는 학교 생활이나 친구에 대해 대화한다’, ‘부모님은 내가 집에 없을 때 어디에 누구와 함께 있는지 알고 계신다’ 등 8문항에 대해 ‘1=전혀 그렇지 않다, 2=별로 그렇지 않다, 3=그런 편이다, 4=항상 그렇다’ 4점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2, 3으로 재코딩하여 문항의 평균값을 활용하였다. 점수가 높을수록 부모양육태도가 좋음을 의미하며, 신뢰도는 10차 .840, 16차 .830으로 나타났다.

학대방임은 서울아동패널(2005)을 참조하여 구성된 문항으로 부모에 의한 학대방임은 조사시점을 기준으로 지난 1년간의 경험을 토대로 측정되었다(김세원, 2003; 한지숙, 2004). ‘나는 부모님으로부터 심하게 맞은 적이 있다’, ‘내가 수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 적이 있다’, ‘부모님은 이유 없이 내가 학교에 결석해도 나에게 아무 말 안한다’ 등 신체학대 1문항, 정서학대 3문항, 방임 4문항 총 8문항으로 구성되었다. 응답범주는 ‘1=전혀 없었다, 2=1년에 1~2번 정도, 3=2~3개월에 1~2번 정도, 4=한 달에 1~2번 정도, 5=일주일에 1~2번 정도’로 측정되었으며 이를 0, 1, 2, 3, 4로 재코딩하여 문항의 평균값을 활용하였다. 점수가 높을수록 학대방임이 심함을 의미하고, 신뢰도는 10차 .692, 16차 .636으로 나타났다.

학업스트레스는 한국청소년패널조사(2006)와 서울아동패널(2005)을 참고하여 구성된 문항으로 ‘학교성적이 좋지 않아서 스트레스를 받는다’, ‘대학입시에 대한 부담으로 스트레스를 받는다’ 등 4문항으로 구성되었다. 응답범주는 ‘1=전혀그렇지않다, 2=그렇지않은편이다, 3=그런편이다, 4=매우그렇다’로 측정 되었으며, 문항의 평균값을 활용하였다. 점수가 높을수록 학업스트레스가 높음을 의미하며 신뢰도는 10차 .810, 16차 .841으로 나타났다.

학교폭력 피해경험은 이상균(1999)의 학교에서의 또래 폭력에 영향을 미치는 요인을 참고하여 폭력 및 따돌림 등을 묻는 문항으로 조사시점 기준으로 지난 1년간의 경험을 조사했다. ‘다른 아이들이 듣기 싫은 별명을 부르며 나를 놀리거나 조롱한 적이 있다’, ‘다른 아이들이 나를 손이나 주먹으로 때리거나 발로 걷어찬 적이 있다’ 등의 총 6문항으로 구성되어 있으며, 응답수준은 ‘1=전혀 없다, 2=1번, 3= 2~3번, 4=4번 이상’으로 측정되었으며 이를 0, 1, 2, 3으로 재코딩하여 문항의 평균값을 활용하였다. 점수가 높을수록 학교 폭력 피해 경험이 많음을 의미하여 신뢰도는 10차 .722, 16차 .515으로 나타났다.

친구관계는 서울아동패널(2005)을 참고하여 구성된 친구에착과 관련된 문항이다(김인숙, 1994; 한국청소년정책연구원, 2006). ‘나는 그 친구들과 함께 있으면 즐겁다’, ‘나는 그 친구들과 같은 생각과 감정을 가지려고 노력하는 편이다’ 등 총 4문항으로 구성되었다. 응답범주는 ‘1=전혀그렇지않다, 2=그렇지않은편이다, 3=보통이다, 4=그런편이다, 5=매우그렇다’로 측정 되었으며, 이를 0, 1, 2, 3, 4로 재코딩하여 문항의 평균값을 활용하였다. 점수가 높을수록 친구와의 관계가 좋음을 의미하며 신뢰도는 10차 .742, 16차 .783으로 나타났다.

<표 75> 측정도구

구분	변수명	문항 수	차수	최솟값	최댓값	평균	표준편차	예도	침도
지표 변인	우울불안	14	10차	0.00	1.86	0.25	0.29	2.32	7.11
			16차	0.00	1.50	0.25	0.28	1.63	2.49
	자살생각	6	10차	0.00	3.00	0.25	0.51	2.53	7.48
			16차	0.00	3.33	0.25	0.50	2.82	10.46
영향 요인	성별	1	-	0.00	1.00	0.54	0.50	-0.16	-1.99
	부모양육태도	8	10차	0.13	3.00	1.94	0.61	-0.34	-0.11
			16차	0.00	3.00	1.70	0.53	-0.14	0.52
	학대방임	8	10차	0.00	2.25	0.10	0.25	4.30	24.63
			16차	0.00	1.63	0.08	0.20	3.70	17.94
	학업스트레스	4	10차	1.00	3.50	1.66	0.61	0.81	-0.03
			16차	1.00	4.00	2.49	0.67	-0.51	-0.15
	학교폭력피해경험	6	10차	0.00	2.00	0.16	0.33	2.85	9.16
16차			0.00	1.17	0.02	0.10	7.34	68.86	
친구관계	4	10차	1.00	4.00	3.24	0.63	-0.64	0.144	
		16차	0.75	4.00	3.25	0.60	-0.75	0.144	

3. 분석방법

본 연구에서는 초등학생과 고등학생 시점의 정신건강의 잠재전이 양상을 확인하고자 3단계 추정 방법(three step approach)을 활용하여 각 시점의 잠재 잠재프로파일(Latent profile)을 각각 분류하고, 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)을 실시함으로써 전이영향 요인을 확인하였다. 이를 위해 SPSS 27.0과 Mplus 8.10 프로그램을 활용하였으며 분석절차는 다음과 같다.

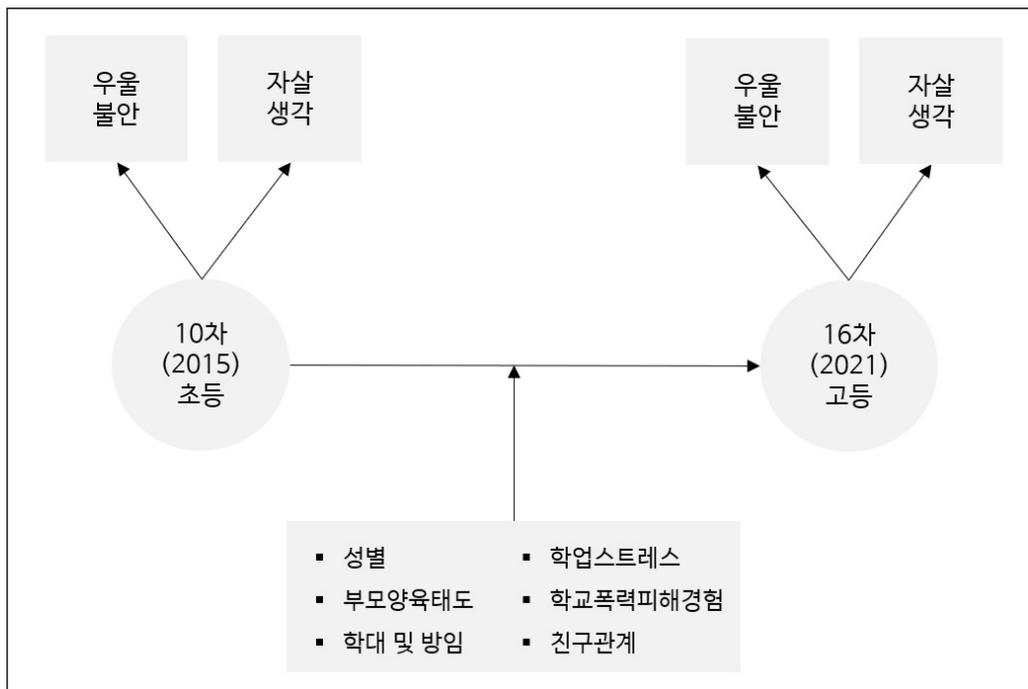
첫째, 연구대상이 초등학생 시점에 응답한 10차 우울불안 및 자살생각 문항과 고등학생 시점에 응답한 16차 우울불안 및 자살생각 문항에 따른 잠재프로파일분석(Latent profile analysis)을 각각 실시하였다. 측정변수가 연속형 변수일 때 적용하는 잠재프로파일분석은 응답의 다변량 분포에 따라 유사한 응답 패턴을 보이는 대상들을 잠재집단으로 분류하는 분석방법으로 잠재집단 내 대상들은 동질적이며, 잠재집단 간에는 상호배타적인 이질적인 특징을 띤다(Bergman and Magnusson, 1997; Muthén and Muthén, 2000). 잠재프로파일분석을 통해 정보지수와 모형의 비교검증, 분류의 질, 잠재프로파일 소속 비율, 해석 가능성 등을 종합적으로 고려하여 최적의 잠재프로파일을 채택하게 된다. 정보지수는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion), SABIC(Sample-size Adjusted BIC)가 있으며, 값이 낮을수록 적합한 모형이라고 볼 수 있다(Akaike, 1974; Schwartz, 1978; Scolve, 1987). 한편, 정보지수는 양의 수일 때와 음의 수일 때 모두 동일한 기준으로 해석된다. 예를들어, AIC 값에 양의 수와 음의 수가 제시되었다면 정보지수가 낮을수록 모형의 적합도가 향상되므로 음의 수를 적합한 값으로 채택할 수 있으며, 이는 정보지수의 절대값을 고려하기 보다는 최적의 모형을 채택하기 위한 비교 값으로 참고하여 종합적으로 고려할 필요가 있다(Anderson and Burnham, 2004; Baguley, 2018). 모형비교검증은 LMR-LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test), BLRT(Bootstrap Likelihood Ratio Test) 값을 기준으로 판단하였다. k-1개의 잠재프로파일과 k개의 잠재프로파일을 비교하여 p값이 유의하지 않으면 k개의 잠재프로파일을 기각하고 k-1개의 잠재프로파일을 채택하며 순차적으로 최적의 잠재프로파일을 선택한다(Lo and Rubin, 2001; Peel and McLachlan, 2000). 분류의 질인 Entropy 값은 0에서 1 사이의 값에서 .8 이상일 때 분류의 질이 좋은 것으로 판단하며 1에 가까울수록 계층 분류의 정확도가 높음을 의미한다(Clark, Diener, Georgellis and Lucas, 2008; Muthén, 2004). 잠재프로파일의 소속 비율은 일반적으로

5% 이상이 되어야 한다는 기준이 있으나(Berlin, Williams, & Parra, 2014), 일부 선행연구에서는 분석하고자 하는 지표 변수에 의미있는 경험을 한 집단으로 보아 최소 1% 이상의 소속 비율을 수렴하기도 한다(Hill, White, Chung, Hawkins and Catalano, 2000).

둘째, 10차 초등학생 및 16차 고등학생 시점의 잠재프로파일분석을 통해 채택된 각각의 최적의 모형을 활용해 잠재전이분석(Latent Transition Analysis)의 3단계 추정 방법을 적용하였다(Nylund Gibson, Grimm, Quirk, and Furlong, 2014; Vermunt, 2010). 잠재마르코프모형(Latent Markov Model)을 활용한 분석으로 시점마다 앞뒤로 이동하는 대상의 움직임을 측정하므로 단계적인 순차 동적 잠재변수 모델로 간주되며, 분석을 통해 잠재계층의 비율과 각 문항에 따른 응답 확률, 전이확률을 추정할 수 있다(Collins and Wugalter, 1992; Collins and Lanza, 2010; Nylund, Garber, Carter, Chan, Arch, Simon, Whaling, Tartt and Lawrie, 2023; Nylund, Grimm, Quirk, and Furlong, 2014). 1단계에서 실시한 잠재프로파일 분류율은 집단에 속할 확률이 100%가 아니므로 분류오류(classification error)를 고려하여 고정된 상태에서 잠재전이분석을 실시한다(양준영·김지원·김수영·홍세희, 2019; 홍세희, 2024).

셋째, 두 시점의 정신건강 잠재프로파일 전이에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위한 3단계로 각 잠재프로파일 분류에 영향을 미치는 요인을 포함하여 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 본 연구에서는 위와 같은 절차에 따라 아동·청소년기 정신건강 잠재프로파일과 전이확률, 영향요인을 검증하였다. 본 연구의 연구모형은 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 연구모형



제4절 연구결과

1. 정신건강 잠재프로파일 분류와 특징

1) 정신건강 잠재프로파일 수 결정

두 시점에서 적합한 정신건강 잠재프로파일 수 결정을 위해 잠재프로파일 수를 2개부터 6개까지 점증적으로 증가시키며 모형적합도를 살펴본 결과는 <표 2>과 같다.

<표 2> 정신건강 잠재프로파일 모형 적합도

(N=288)

시점	잠재 프로파일 수	AIC	BIC	SABIC	Entropy	LMR-LRT p	BLRT p	잠재프로파일 소속 비율(%)						
								1	2	3	4	5	6	
10차 (2015) 초등	2	320.750	346.390	324.192	0.992	0.4721	0.0000	82.6	17.4					
	3	0.103	36.732	5.021	0.999	0.0237	0.0000	1.7	16.0	82.3				
	4	-88.815	-41.196	-82.421	0.997	0.2099	0.0000	2.4	1.0	14.2	82.3			
	5	-258.799	-200.191	-250.929	0.999	0.6560	0.0000	5.9	76.7	2.4	13.9	1.0		
	6	-365.008	-295.411	-355.663	1.000	0.4019	0.0000	5.9	13.2	1.0	76.7	0.7	2.4	
16차 (2021) 고등	2	372.112	397.753	375.555	0.936	0.0008	0.0000	96.5	3.5					
	3	48.531	85.161	53.449	0.990	0.1287	0.0000	1.7	17.0	81.3				
	4	-32.159	15.460	-25.765	0.988	0.8038	0.0000	75.3	7.6	15.3	1.7			
	5	-166.060	-107.452	-158.190	0.999	0.0664	0.0000	7.6	75.3	0.7	15.3	1.0		
	6	-282.401	-212.805	-273.056	1.000	0.0425	0.0000	1.0	7.6	14.2	0.7	75.3	1.0	

두 시점 모두 AIC, BIC, SABIC 정보지수는 잠재프로파일 수가 증가할수록 낮은 값을 보였는데, 이때 정보지수는 양의 수일 때와 음의 수일 때 모두 동일한 기준으로 모형적합도를 채택하기 때문에 가장 낮은 음의 수를 보인 6개의 프로파일의 모델 적합도가 가장 좋은 것으로 해석할 수 있다(Anderson and Burnham, 2004; Baguley, 2018). 두 시점의 Entropy는 모두 .9 이상으로 높은 분류의 질을 보였으며, 잠재프로파일 수가 증가할수록 높은 값을 보였다(Nagin, 2009). LMR-LRT와 BLRT p값의 모형비교 검증 결과, 10차 초등학생 시점에서는 잠재프로파일이 3개일 때 유의한 것으로 나타났으며 잠재프로파일 소속 비율도 1% 이상으로 의미있는 잠재집단으로 수용할 만한 적합도를 보였다(Hill, White, Chung, Hawkins, and Catalano, 2000). 16차 고등학생 시점에서는 잠재프로파일이 2개일 때와 6개일 때 유의하였는데, 6개의 잠재프로파일에서 소속 비율이 1% 이하의 집단이 확인되어 1% 이상의 집단 소속 비율을 보이는 2개의 잠재프로파일이 적절한 것으로 판단하였다. 이상의 통계적 적합성의 기준 및 해석 가능성을 종합적으로 고려한 결과, 10차 초등학생 시점은 3개의 잠재프로파일을, 16차 고등학생 시점은 2개의 잠재프로파일을 최종적으로 채택하였다.

2) 정신건강 잠재프로파일의 특징

두 시점의 정신건강 잠재프로파일의 특성을 살펴보기 위해 <표 3>와 같이 정신건강으로 측정된 우울불안과 자살생각의 하위요인의 평균과 표준오차를 살펴보고, 모든 계수는 유의확률 0.001 수준에서 유의한

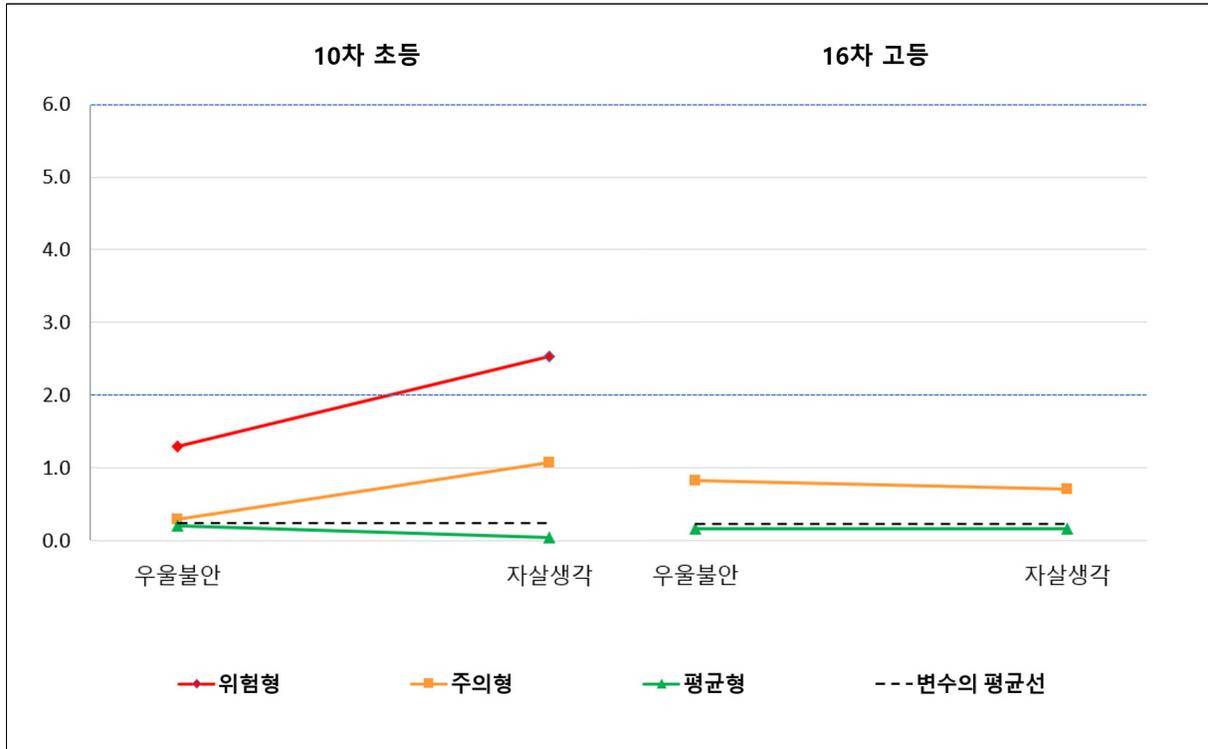
것으로 나타났다. 각 시점별 연구대상이 응답한 정신건강 각 하위요인의 평균값을 기준으로 변수의 평균 선을 시각화하여 그래프로 특징을 살펴본 결과는 [그림 2]와 같다. 첫째, 변수의 평균선과 유사한 양상의 특성을 보이는 집단을 ‘평균형’으로 명명하였으며, 10차 초등학교 시점에서는 82.3%, 16차 고등학교 시점에서는 86.8%가 정신건강의 평균적인 특성을 보이는 것으로 나타났다. 각 시점 하위요인별 단순 평균값을 살펴본 결과 초등학생의 시기 보다 고등학교 시기에 우울불안의 평균은 낮고, 자살생각의 평균이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 각 시점의 변수의 평균선 보다 높은 응답수준을 보인 집단으로 위험형과 평균선과의 중간에 위치한 집단으로 시간의 흐름에 따라 어느쪽으로 변화 가능성이 있다는 집단의 특성을 반영하여 ‘주의형’으로 명명하였다. 10차 초등학교 시기에는 16.0%, 16차 고등학교 시기에는 13.2%가 속하는 것으로 나타났다. 10차 초등학교 시점의 주의형은 우울불안에 비해 자살생각이 높게 나타난 반면, 16차 고등학교 시점의 주의형은 우울불안과 자살생각이 동일한 수준으로 나타났다. 셋째, 우울불안 및 자살생각 문항에서 가장 높은 응답수준을 보인 집단으로, 우울불안(2점)과 자살생각(6점)의 최댓값을 고려할 때 고수준은 아니지만 저수준의 위험성을 보이는 집단이라고 판단하여 ‘위험형’으로 명명하였다. 위험형은 초등학교 시기에만 나타난 집단의 특성으로 1.7%가 속하였다.

<표 3> 정신건강 잠재프로파일 하위요인별 평균

(N=288)

시점	하위요인		정신건강 잠재프로파일 유형		
	변수명	M(SD)	위험형 (N=5, 1.7%) M(SE)	주의형 (N=46, 16.0%) M(SE)	평균형 (N=237, 82.3%) M(SE)
10차 (2015) 초등	우울불안	0.25(0.29)	1.29(0.16)	0.30(0.05)	0.21(0.02)
	자살생각	0.25(0.51)	2.53(0.19)	1.08(0.03)	0.04(0.01)
시점	변수명	M(SD)	위험형 M(SE)	주의형 (N=38, 13.2%) M(SE)	평균형 (N=250, 86.8%) M(SE)
16차 (2021) 고등	우울불안	0.24(0.28)	-	0.82(0.06)	0.16(0.01)
	자살생각	0.24(0.50)	-	0.71(0.17)	0.17(0.03)

[그림 2] 정신건강 잠재프로파일 형태



2. 정신건강 잠재프로파일 전이양상

10차 초등학생 시점(2015년)에서 6년 후인 16차 고등학생 시점(2021년)에 잠재프로파일 전이양상이 어떻게 나타나는지 <표 4>와 같이 전이확률을 살펴보았다. 초등학생 시점과 고등학생 시점의 잠재프로파일의 수가 다르기 때문에 동일한 형태로 전이됨을 나타내는 대각선의 전이확률은 주의형과 평균형에서만 확인할 수 있다. 초등학생 시점의 위험형은 고등학생 시점에 평균형으로 100% 전이됐다. 이 집단에 속한 대상의 성별을 살펴본 결과 남학생 2명, 여학생 3명으로 나타났다. 초등학생 시점의 주의형은 고등학생 시점의 동일 유형인 주의형으로 13.2%로 유지되었으며, 주의형에 비해 비교적 건강한 정신건강의 특성을 보이는 평균형으로의 전이는 86.8%로 대부분 고등학생이 되었을 때는 평균적인 수준의 정신건강으로 이동했다. 또한 초등학생 시점의 평균형은 정신건강의 위험성이 소폭 향상된 고등학생 시기에 주의형으로 13.7% 전이되었고, 동일한 형태인 평균형으로 86.3% 전이되어 초등학생 시점의 정신건강 잠재프로파일의 평균형에 속하는 집단은 6년 후에도 동일한 특성을 보이는 집단으로 유지되는 확률이 80% 이상을 보이는 것으로 나타났다.

<표 4> 정신건강 잠재프로파일 전이양상

(단위 : %)

잠재프로파일		잠재 프로파일 비율 (%)	16차(2021) 고등		
			위험형	주의형 (N=38)	평균형 (N=250)
잠재프로파일			-	13.2	86.8
10차 (2015) 초등	위험형 (N=5)	1.7		0.0	100.0
	주의형 (N=46)	16.0		13.2	86.8
	평균형 (N=237)	82.3		13.7	86.3

3. 정신건강 잠재프로파일 전이 영향요인

10차 초등학생과 16차 고등학생의 정신건강 잠재프로파일 전이에 유의한 영향을 미치는 요인들을 살펴본 결과는 <표 5>와 같다. 영향요인으로 성별, 학대방임, 부모양육태도, 학업스트레스, 학교폭력 피해경험, 친구관계를 살펴보았으며, 분석결과 성별과 학교폭력 피해경험이 전이에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 초등학생 시점의 주의형 집단은 학교폭력 피해경험이 많을수록 고등학생 시점의 평균형 보다는 주의형으로 전이할 확률이 높았다. 또한 초등학생 시점의 평균형에 속했던 집단은 6년 후 고등학생 시점에 남학생에 비해 여학생일수록 주의형으로 이동할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

<표 5> 정신건강 잠재프로파일 영향요인

준거집단 : 고등-평균형

		16차(2021) 고등		
		주의형		
		계수	표준오차	
10차 (2015) 초등	위험형	성별(1:여학생)	-	-
		부모양육태도	-	-
		학대방임	-	-
	주의형	학업스트레스	0.39	1.05
		학교폭력 피해경험	-0.93	1.58
		친구관계	0.02	0.74
	평균형	학업스트레스	0.84	0.65
		학교폭력 피해경험	2.46*	1.12
		친구관계	0.25	0.75
평균형	성별(1:여학생)	0.87*	0.45	
	부모양육태도	0.43	0.72	
	학대방임	-0.05	0.32	
평균형	학업스트레스	0.21	0.34	
	학교폭력 피해경험	0.61	0.63	
평균형	학교폭력 피해경험	0.61	0.63	
	친구관계	0.02	0.35	

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

제5절 결론 및 제언

본 연구는 아동·청소년기 정신건강 지표로 설정한 우울불안과 자살생각의 잠재프로파일을 분류하고, 잠재전이분석을 활용하여 아동에서 청소년으로 성장해 감에 따라 어떠한 변화를 보이는지 초등학생과 고등학생 두 시점의 종단적 전이양상을 살펴보았다. 또한 정신건강 잠재전이에 영향을 미치는 요인을 살펴보았다. 이에 따른 결론과 논의는 다음과 같다.

첫째, 두 시점의 정신건강 잠재프로파일 분석을 통해 10차 초등학생 시점은 3개, 16차 고등학생 시점에서는 2개가 최적의 잠재프로파일 집단으로 도출되었다. 초등학생 시점의 정신건강 잠재프로파일은 연구대상의 전체 응답자의 정신건강 평균과 유사한 패턴을 보인 평균형(82.3%), 평균형과 우울불안은 유사하나 자살생각이 다소 높게 나타난 주의형(16.0%), 3개의 잠재집단 중 비교적 높은 정신건강의 위험성을 보인 위험형(1.7%)으로 나타났다. 고등학생 시점의 정신건강 프로파일의 경우, 전체 응답자의 정신건강 평균과 유사한 특성을 보인 평균형(86.8%), 평균형에 비해 소폭 높은 우울불안, 자살생각을 보인 주의형(13.2%)이 나타났다. 초등학교 시점에서는 정신건강 잠재집단의 다양한 양상과 수준을 보인 반면, 6년 후 고등학교 시점에서는 초등학생 시점에 비해 정신건강의 잠재집단 수가 축소되고 정신건강의 위험성 또한 일부 감소한 것을 확인할 수 있다. 정신건강 잠재집단의 분포를 살펴보면, 초등학생 시점(82.3%)과 고등학생 시점(86.8%) 모두 가장 큰 비중을 차지한 것은 평균형으로 나타났다. 이는 시점별 연구대상의 평균 80% 이상은 우울불안과 자살생각을 크게 겪고 있지 않은 것으로 해석된다. 특히, 두 시점에 유사한 특성을 보인 주의형과 평균형의 우울불안의 단순 평균을 살펴보면, 주의형은 고등학생 시점에서 더 증가하였고 평균형은 감소하는 양상을 보였다. 평균형의 이러한 흐름은 아동기 낮은 우울 수준이 청소년기에 증가한다는 연구와 상반되는 결과로(Wickrama, Conger, Lorenz and Jung, 2008) 고학년이 될수록 우울불안은 변화는 작지만 점차 감소하는 양상을 보인다고 보고한 선행연구와 맥을 같이 한다(문명현·이윤주, 2016). 그러나 주의형의 경우 다른 양상을 보이는 점을 고려할 때 정신건강의 변화 수준에 따른 개별적 접근 필요성이 요구된다. 한편, 아동·청소년에게 우울불안은 자살생각에 영향을 미치는 강력한 변인으로 저연령일수록 우울불안은 자살에 이르는 직접적인 요인으로 보고되고 있으며, 자살의 연령이 점차 저연령화 되어가고 있다는 경향성이 본 연구에서도 나타났다(서한나, 2011; 권재기, 2019; Peter, Paul and John, 1994). 초등학생 시점의 위험형은 두 시점의 잠재프로파일 집단 중 가장 높은 수준의 우울불안과 자살생각을 보였으나 두 시점의 주의형의 경우 고등학생이 될수록 자살생각은 저하되는 양상을 보였다(정영주·정영숙, 2007). 이것은 학령기 발달단계와 정신건강 유형에 따라 정신건강의 특성에 차이가 있는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 위험형도 평균형도 아닌 정신건강의 불명확한 특성을 보이는 집단의 발굴을 통해 가정 내·외부체계의 심층적 탐색을 통한 조기 개입이 요구된다.

둘째, 10차 초등학생 시점에서 16차 고등학생 시점에서의 정신건강 잠재프로파일 전이양상을 살펴본 결과 아동기에서 청소년기로 갈수록 정신건강의 잠재집단이 축소되고 평균형으로 전이되는 확률이 높은 것으로 나타났다. 초등학생 시점의 모든 집단에서 고등학생 시점의 평균형으로 전이되는 확률이 높았다. 이러한 결과는 아동·청소년기에 선제적인 개입이 이루어진다면 얼마든지 변화하고 회복할 기회가 있는 시기임을 확인할 수 있다. 특히, 초등학생 시점의 잠재집단 중 가장 높은 위험성을 보였던 위험형(1.7%)에 속한 학생들은 고등학생 시점에 평균형으로 100% 이동하는 것으로 나타났다. 이는 초등학생 시점에서 정신건강의 어려움을 겪는 집단이라고 하더라도 고학년이 되면서 정신건강의 위험성이 완화되는 양상으로 모두 전환될 가능성을 확인하였다. 이것은 매우 유의미한 발견으로, 아동·청소년의 정신건강 문제는 시간적

인 흐름에 따라 일관된 패턴으로 영향을 주며, 고학년이 될수록 정신건강의 문제가 고착되는 장기적인 영향을 강조한 선행연구들과는 상반된 결과를 보여준다(Belsky et al., 2007; Cicchetti and Toth, 1998; Rutter et al., 2006). 이러한 변화는 아동기에 경험하는 다양한 상황과 환경에서 지속적으로 우울불안과 자살생각 등을 경험하며 대처하는 과정에서 자아존중감 및 자기조절 능력 등의 향상으로 인한 성숙효과(maturation effect)로 해석해 볼 수 있다(이명숙, 2011; 현명선·윤미경·채선미·오희영·정선미, 2020). 청소년기에 발달하는 대처전략이 정신건강과 밀접한 관계가 있으므로 예방적 차원에서 아동기부터 개인의 내적 자원을 조절하고 확장하는 역량 함양을 위한 심리정서적 개입이 집중적으로 이루어져야 할 필요가 있다(김예지·윤미라·심혜경, 2024; 현명선·남경아, 2009).

초등학생 시점에 주의형에 속하였던 집단 중 13.2%는 고등학생 시점에서 동일하게 주의형으로 이동하여 6년이 지난 시점에도 동일한 수준의 정신건강 양상을 보이는 것으로 나타났다. 또한 초등학교 시점에 평균형에서는 13.7%가 고등학교 시점의 주의형으로 악화하였고, 86.3%는 동일한 유형인 평균형으로 이동하였다. 초등학생 시점의 주의형에서 고등학생 시점의 주의형으로, 평균형에서 고등학생 시점의 주의형으로 악화된 요인에 대한 파악이 매우 중요하다. 앞서 살펴보았다시피 주의형은 위험한 수준은 아니지만 정신건강의 위험군으로 발전할 가능성이 있으며 아동기부터 청소년기까지 유지된 집단의 발견은 더욱 어려울 수 있다. 이러한 집단은 아동기에 정신건강에 관한 적절한 개입이 이루어지지 않았기 때문에 청소년기까지 동일한 유형으로 전이되었을 가능성이 높다. 우리 사회는 아동기에는 가정에서 온전히 양육하기 때문에 아동기 정신건강의 문제도 가정의 문제로 인식해 왔다. 그러나 아동·청소년기 정신건강 증진을 위한 예방적 접근은 사회적인 정책과 제도가 우선 되어야 한다. 2024년 7월 9일 국무회의에서 「자살예방 및 생명존중문화 조성을 위한 법률 시행령」이 일부 개정되어 국가와 지방자치단체, 공공기관 및 초·중·고등학교 등 연 1회 자살예방 교육이 의무화가 되었다(보건복지부, 2024.7.9.). 이러한 자살예방 교육 의무화와 같은 정책적 개선과 사회적 인식개선의 노력은 국가 차원에서 예방적 사회안전망을 구축한 것과 같다. 그러나 실제 초·중·고등학교에서의 자살예방교육은 자살의 위험성, 자살 신호 인식 등 성인 대상의 교육과 같은 일반적인 내용의 구성과 교육 운영 시 '온라인 교육'이 허용됨에 따라 학생들이 흥미를 느끼고 집중할 수 있는 운영이 될 수 있는 것인가 등 자살예방 효과성에 대한 우려의 목소리가 높다. 10대 청소년의 자살 시도와 자살 사망자 수가 지속 증가하고 있는 시점에서 실효성 있는 정책이 되기 위해서는 아동·청소년의 정신건강을 저해하는 원인과 진단이 우선시 되어야 하며, 집단별 특성에 따른 접근이 이루어질 수 있어야 한다. 더 나아가서는 아동·청소년 대상 자살 예방 교육에서는 연령이나 성별에 따라 세분화하여 체계적인 교육의 구성과 정신건강을 위한 다양한 실천 및 체험 중심의 심리정서 프로그램을 구성하여 실시할 필요가 있다. 이러한 결과를 종합하였을 때, 선행연구와 달리 고학년이 될수록 오히려 평균적인 수준의 정신건강으로 완화가 된다는 점과 초등학생 시점의 위험형에서 고등학생 시점의 평균형으로 100% 이동한 것과 같은 변화를 보이는 집단의 정신건강 특성과 변화 등을 보다 심층적으로 탐구함으로써 아동기 정신건강의 회복탄력성을 증진시킬 수 있는 정신건강 프로그램 개발과 중장기적 개입이 필요할 것이다.

셋째, 초등학생 시점에서 고등학생 시점의 잠재프로파일 전이 영향요인 분석결과 성별과 학교폭력 피해경험이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 학교폭력 피해경험이 높을수록 초등학생 시점의 주의형은 6년 후 고등학생 시점의 주의형으로 전이될 확률이 높았다. 이러한 결과는 학교폭력 피해경험이 높을수록 정신건강에 부정적인 영향을 미치고 자살생각이 가중된다는 선행연구와 일치하였다(남석인·남보영·장은혜, 2014; 오승아·김정희, 2017; 이용택·이은경, 2016; 이은희·손정민, 2011; 황준원, 2012). 초

등학생 4학년부터 고등학생 3학년까지 전체 384만명을 대상으로 조사된 2023년 1차 학교폭력 실태조사에 따르면, 2022년 1차 조사에 비해 초등학생은 3.9% 증가하였으며, 중학생 1.3%와 고등학생 0.4%의 증가율을 살펴보았을 때 저학년의 학교폭력 피해경험에 관한 심각성을 인식할 수 있다(교육부, 2023.12.13.; 박미리·이승주·이신영·노성원·김라영, 2023). 특히, 학교폭력 피해유형으로 언어폭력(37.1%)이 가장 큰 비중을 차지하였는데, 이러한 점은 심리정서에 직접적인 영향을 주는 요인임과 동시에 현재 직접적인 학교폭력 보다는 사이버 폭력과 따돌림 등이 증가하고 있다는 점을 고려하면 정서적 취약성을 보이는 학생의 경우 통제되지 않는 온라인상에서 언어를 통한 학교폭력 피해로 정신건강의 위기를 더 경험할 수 있다(교육부, 2023.12.13.; 정동철, 2023). 한국청소년정책연구원의 학교폭력예방교육지원센터에는 ‘어울림 프로그램(온라인·오프라인)’을 실시하여 대상별, 문제유형별 예방 프로그램을 구성하여 지원하고 있다. 이 외에도 시도교육청과 민간단체에서는 연극이나 메타버스 등을 매개체로 학교폭력 예방교육을 실시해오고 있다. 이처럼 예방적 측면에서 학교 및 가정체계 내에서 활발한 지원이 이루어지고 있는 반면, 온라인 환경에서의 예방과 제재는 상대적으로 부족한 상황이다. 2025년 시행되는 인공지능 디지털 교과서 도입을 기점으로 아동·청소년의 온라인 활용과 영역이 더욱 확장될 것이기 때문에 사이버 공간 안에서 이들을 보호하기 위한 세분화된 제도 마련이 시급하다. 전체 온라인 환경에 온라인 예절과 올바른 활용에 관한 지속적인 온라인 캠페인을 실시하고, 정기적인 온라인 행태정보를 지속 모니터링을 통해 유해한 콘텐츠의 알고리즘을 제한하는 등 대상의 특성에 따른 온라인 보호 장치가 정기적으로 개선되는 방향 온라인 안전망 제도의 고도화가 필수적일 것이다(안선경·정익중·강진아·김소연, 2024).

한편, 초등학생 시점의 평균형에 속했던 집단은 고등학생 시점에 여학생일수록 주의형으로 이동할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 아동기부터 청소년기는 성인기로 이행하는 과도기로 자아정체성과 발달이 정점에 달하는 시기이다(송수지·남궁지영·김정민, 2012; 정익중·김세원, 2011). 이 시기에 아동·청소년은 외부 자극으로부터 민감하게 반응하기 때문에 우울불안으로부터 오는 심리적으로 불안정한 상태를 더 강도 있는 자극으로 어려움을 해소하고자 하는 경향이 있다(김재엽·성신명·김준범, 2015; 주지영, 2023; Hawton, Rodham, Evans and Weatherall, 2002). 특히 아동의 성별에 따라 우울불안에 차이를 보이는데, 남학생은 공격성 및 부적응 행동과 같은 외현화의 문제를 주로 겪게 되고 여학생의 경우 남학생에 비해 심리정서적 민감성으로 우울불안 및 위축과 같은 내재화 측면에 취약하여 고학년이 될수록 개인의 기질이나 정체체성의 확립으로 인한 심리정서적 특성이 정착되기 때문에 성별차이가 드러난 것으로 예측된다(Amato and Keith 1991; Wolchik Tein, Sandler and Doyle, 2002). 이러한 측면은 아동의 발달적 특성의 영향도 있지만, 가정 내 부모의 영향도 크다. 아동기에는 가정 내 부모에 의한 아동의 전인적 발달이 이루어지며 정신건강 문제 또한 부모의 영향을 많이 받게 된다(나우엘·김민정, 2023; 장은진·서민정·정철호, 2001; 조은숙·서지민, 2010). 선행연구에서는 정신건강의 개념을 정신질환이나 우울 및 자살을 포함하여 심리적 안녕감, 긍정심리 등까지 확대되면 부모의 정신건강이 자녀의 정신건강에 미치는 다양한 영향력에 대해 논의되는 점을 고려하면 아동기 부모의 영향이 매우 중요함을 다시 한번 확인할 수 있다(나우엘·김민정, 2023). 따라서 아동의 성별 및 학령에 의한 영향과 부모의 정신건강에 관한 영향을 동시에 고려하여 가정 내·외부에서 시행할 수 있는 단계별 전략과 중재 방안, 정신건강 프로그램이 마련되어야 할 것이다.

본 연구의 제한점과 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다. 본 연구는 10차 초등학생과 16차 고등학생 시점의 데이터로 잠재전이분석을 활용하여 아동·청소년기 정신건강의 중단적 변화에 대해 탐색하였다. 그러나 13차 중학생 시점에 대한 잠재프로파일 분석결과 4개의 잠재프로파일 모형적합도가 적절하였으나,

잠재프로파일 소속 비율 중 1% 이하 집단의 발견으로 추정 시래하여 발달과 변화가 정점에 달하는 중학생 시점의 정신건강은 살펴볼 수 없었다. 본 연구에서 정신건강의 지표로 우울불안과 자살생각을 보았으나 후속 연구에서는 정신건강 지표로 삼을 수 있는 의미 있는 변수를 추가하고 초·중·고등학생 시기의 학령기 발달단계에 따른 종단적 전이와 발달 양상을 함께 탐색해볼 것을 제안한다. 또한 아동기에 중요한 대상으로 가장 영향을 많이 받는 부모의 정신건강이 자녀의 정신건강에 미치는 횡단적 전이에 대해 파악하여 아동·청소년의 건강한 정신건강을 위한 예방적 접근으로 가족단위의 개입이 이루어질 수 있는 연구를 시도해 볼 수 있을 것이다. 이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 대상 중심적 접근을 통한 아동·청소년기 정신건강의 전이를 살펴봄으로써 아동·청소년기에는 정신건강의 누진적이고 고착되는 과정이 아닌 회복과 전환의 기회가 있는 시기임을 발견했다는 점에서 의의가 있다.

참고문헌

- 강지현. 2014. “후기 아동기 내재화 및 외현화 문제행동의 발달경로에 미치는 아동의 성별, 지각된 학업성적, 부모, 또래의 영향”. 『초등상담연구』. 13(1). 155-173.
- 고성혜. 1999. 「청소년 비행억제요인에 관한 연구- 개인적·환경적요인을 중심으로」. 한국청소년정책연구원.
- 교육부 2019. 2019 학생 정서·행동 특성 검사 결과.
Retrieved from <https://kess.kedi.re.kr/mobile/search?searchTxt=%20ED%95%99%EC%83%9D%EC%A0%95%EC%84%9C%ED%96%89%EB%8F%99%ED%8A%B9%EC%84%B1%EA%B2%80%EC%82%AC%20EA%B2%B0%EA%B3%BC>.
- 교육부·질병관리청. 2023. 「2023 청소년 건강행태조사」. Retrieved from <https://www.moe.go.kr/boardCnts/viewRenew.do?boardID=294&boardSeq=98498&lev=0&searchType=nuIl&statusYN=W&page=1&s=moe&m=020402&opType=N>.
- 교육부, 2023년 12월 13일. “2023년 1차 학교폭력 실태조사 결과 발표”. 교육부 보도자료.
- 구자경. 2004. “청소년의 심리사회적 특성과 정신건강과의 관계 - 학교관련변인을 중심으로”. 『청소년학연구』. 11(2). 217-239.
- 국가청소년위원회. 2006. 「2006 청소년백서」. 국가청소년위원회.
- 국회입법조사처. 2021. 5. 11. “아동청소년의 정신건강 현황, 지원제도 및 개선방향”. 보도자료.
- 권재기. 2019. “초등학생의 자살위험 프로파일과 자살생각 지도 (Suicide-thinking Map) 를 통한 자살위험 예측”. 『한국교육학연구』. 25(2). 23-63.
- 권재환·이은희. 2006. “남녀청소년의 충동성, 부모양육, 개인통제력, 의사소통이 문제행동에 미치는 영향”. 『한국청소년연구』. 17(1). 325-351.
- 김경인 역. 2021. 「부모라는 이름」. 서울: 경원북스. 友田明美, 2019. 親の腦を癒やせば子どもの腦は変わる. 日本: NHK出版.
- 김세원, 2003. “사회적 지지가 학대경험 아동의 적응에 미치는 영향”. 석사학위논문, 서울대학교.
- 김선혜. 2004. “아동들의 낙서에 나타난 공부스트레스의 양태”. 『초등교육연구』. 17(2). 145-162.
- 김아영·차정은·강한아·임경민·전현아·조혜령·임지영·석혜은. 2012. “학업능력 집단별 학업스트레스와 학업적 자기조절효능감 간의 관계: 학업동기유형의 매개효과”. 『교육심리연구』. 26(2). 543-562.
- 김예지·윤미라·심혜경. 2024. “청소년 회복탄력성 증진 방안 연구”. 『문화와융합』. 46(1). 747-759.
- 김유진·김신아. 2022. “잠재계층분석(LCA)을 이용한 청소년 자살 위험 유형과 심리정서적 특성”. 『청소년복지연구』. 24(4). 53-77.
- 김은정·오경자. 1992. “발달적 관점에서 본 아동 및 청소년기 우울증상”. 『소아청소년정신의학』. 3(1). 117-128.

- 김인숙(1994). 빈곤여성의 사회적 환경요인과 심리적 디스트레스와의 관계. 박사학위논문. 서울대학교.
- 김재엽·성신명·김준범. 2015. “학교폭력 가해·피해 중복경험 청소년의 우울, 공격성, 자기통제력과 가정폭력 경험에 관한 연구: 가해, 피해 집단과의 비교를 중심으로”. 『학교사회복지』. 31. 83-109.
- 김재엽·박하연·황선익. 2017. “청소년기 학업스트레스와 자살생각의 관계: 부-자녀 간 긍정적 의사소통(TSL)의 조절효과를 중심으로”. 『청소년학연구』. 24(11). 53-78.
- 김재엽·성신명·장건호. 2016. “학업스트레스가 자살생각에 미치는 영향: 가족 지지의 조절효과를 중심으로”. 『한국가족복지학』. 51. 187-218.
- 김정호·이경숙. 2000. “학업스트레스 대처 훈련이 고등학생의 학업스트레스와 학업성취에 미치는 효과”. 『한국심리학회지: 건강』. 5(1). 43-59.
- 김치건. 2018. “청소년의 학교폭력, 가족탄력성, 무망감, 우울, 자살생각 간의 구조적 관계”. 『한국아동복지학』. 61. 51-80.
- 김희순 역. 2012. 『아동청소년 발달과 건강증진』. 4판. 서울: 수문사. Burns, C. E., 2012. *Pediatric Primary Care*. 4th Ed. Netherlands: Elsevier.
- 나우열·김민정. 2023. “부모의 정신건강 프로파일 유형 분류 및 아동의 내재화·외현화 문제행동 차이 비교”. 『학습자중심교과교육연구』. 23(9). 623-644.
- 남석인·남보영·장은혜. 2014. “학교폭력 피해경험이 청소년의 자살생각에 미치는 영향: 위축의 매개효과를 중심으로”. 『청소년복지연구』. 16(4). 57-80.
- 도남희·이재희·예한나. 2019. 『UN 지속가능발전 목표에 따른 ‘아이행복사회’ 지표 개발 및 정책 활용 방안』. 육아정책연구소.
- 문명현·이윤주. 2016. “청소년의 우울/불안, 공격성과 학업성취의 종단관계: 자아존중감의 매개효과”. 『청소년학연구』. 23(6). 175-200.
- 박미리·이승주·이신영·노성원·김라영, 2023. “2022년 학교폭력 실태조사 사업 결과보고서”. 한국교육개발원.
- 박병금. 2009. “청소년 우울의 발달경로와 자살생각”. 『정신보건과 사회사업』. 31(4). 207-235.
- 박은영, 1995. “고등학교 청소년들의 스트레스 원인과 대처행동에 관한 연구”. 석사학위논문, 이화여자대학교.
- 박재산·문제우. 2006. “청소년이 인지하는 가족내 갈등과 건강보호행동으로서의 자아개념, 학교적응간의 인과관계분석”. 『보건교육건강증진학회지』. 23(2). 91-107.
- 배정이. 2006. “우리나라 청소년의 정신건강 실태 조사”. 『한국정신간호학회지』. 15(3). 308-317.
- 보건복지부. 2022. 『2022 정신건강실태조사보고서』. 보건복지부.
- 보건복지부a. 2024년 5월 2일. "2022년 정신건강실태조사: 소아·청소년". 보건복지부 보도자료.
- 보건복지부b. 2024년 7월 9일. "자살예방 교육이 의무화 됩니다". 보건복지부 보도자료.
- 서울아동패널. 2005. 『서울 아동발달 및 복지실태조사』 설문지. 서울대학교 사회과학연구원.
- 서한나. 2011. “초기 청소년기의 자살생각에 관한 종단 연구: 스트레스와 우울의 영향을 중심으로”. 『한국심리학회지: 일반』. 30(3). 629-646.

- 소수연·주지선·조은희·손영민·백정원. 2021. “청소년 불안·우울 경험과 회복 과정에 대한 질적 연구”. 「청소년상담연구」. 29(1). 229-254.
- 송수지·남궁지영·김정민. 2012. “성별에 따른 청소년의 자아개념 발달양상 분석”. 「인간발달연구」. 19(1). 215-238.
- 안선경·정익중·강진아·김소연. 2024. “부모의 스마트폰 의존도와 자녀의 스마트폰 의존도의 전이관계”. 「보건사회연구」. 44(2). 311-335.
- 오경자·이혜련·홍강의·하은혜. 1998. “K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도”. 중앙적성연구소.
- 오승아·김정희. 2017. “초등학생의 학교폭력피해경험이 정신건강에 미치는 영향: 또래애착, 부모-자녀상호작용, 양육태도의 매개효과 연구: 또래애착, 부모-자녀상호작용, 양육태도의 매개효과 연구”. 「어린이미디어연구」. 16(4). 157-179.
- 윤혜미·박병금. 2005. “청소년의 내재화 및 외현화 문제행동 관련 요인: 생태학적 관점을 중심으로”. 「사회복지연구」. 28. 133-164.
- 이명숙. 2011. “위기청소년의 심리·사회적 환경진단 및 긍정적 발달을 향한 전망”. 「교정담론」. 5(1). 167-194.
- 이상균. 1999. “학교에서의 또래 폭력에 영향을 미치는 요인”. 박사학위논문. 서울대학교.
- 이세용·양현정. 2003. 「아버지의 교육참여와 청소년 발달」. 삼성생명공익재단 사회정신건강연구소.
- 이옥석·안정자. 1996. “고등학교 남학생의 가족 환경지각과 정신건강”. 「전북대논문집」. 41. 215-227.
- 이은희·손정민. 2011. “학교폭력 피해 청소년의 정신건강 영향 요인 연구-탄력성 모델을 이용하여”. 「청소년복지연구」. 13(2). 149-171.
- 이용택·이은경. 2016. “중학생의 학교폭력 피해경험, 우울, 자살생각의 관계에서 자아존중감의 조절된 매개효과”. 「청소년문화포럼」. 61-85.
- 임성은. 2019. “아동·청소년의 정신건강 정책 네트워크 분석”. 「서울도시연구」. 20(1). 97-116.
- 장은진·서민정·정철호. 2001. “아동 우울에 관련된 요인 및 부모 우울과의 관계 연구”. 「소아청소년정신의학」. 12(2). 245-255.
- 정동철. 2023. “학교폭력 실태조사 개선을 위한 제언”. 한국교육개발원.
- 정영주·정영숙. 2007. “청소년의 자살생각과 관련된 우울, 인지적 왜해 및 친구지지 간의 관계 분석”. 「한국심리학회지: 발달」. 20(1). 67-88.
- 정익중·김세원. 2011. “아동·청소년발달의 위험요인 및 보호요인 잠재적 유형 간 관계”. 「한국청소년연구」. 22(3). 197-230.
- 조은숙·서지민. 2010. “아동의 정신건강상태에 영향을 미치는 요인”. 「정신간호학회지」. 19(1). 57-66.
- 조정아. 2009. “선형모형을 적용한 청소년의 우울 변화에 관한 중단연구: 변화경향과 개인차에 대한 성별·부모·또래·교사 요인 검증”. 「한국청소년연구」. 20(3). 167-192.
- 주지영. 2023. “청소년의 불안과 관계적 공격성이 행복감에 미치는 영향”. 「청소년시설환경」. 21(2). 25-34

- 최성순. 2001. "중학생이 지각한 가정의 심리적 환경과 정신건강의 관계". 석사학위논문. 충북대학교.
- 최은진. 2012. "아동·청소년 정신건강증진을 위한 정책개선방향". 『한국보건사회연구원』, 188. 18-86.
- 최정원·문호영·전진아·박용천. 2021. 『10대 청소년의 정신건강 실태조사』. 한국청소년정책연구원.
- 최진영·유비·김기현·최윤선·함혜욱. 2020. "청소년 자살위험의 유형화와 심리사회적 특성 연구". 『사회복지연구』, 51(2). 57-96.
- 통계청. 2023. 『한국의 사회동향 2023』. Retrieved from https://sri.kostat.go.kr/board.es?mid=a90104010200&bid=12302&act=view&list_no=428482.
- 한국생명존중희망재단. 2022. 『2023 자살예방백서』. 한국생명존중희망재단.
- 한국청소년정책연구원. 2006. 『한국청소년패널조사』. 한국청소년정책연구원.
- 한국트라우마스트레스학회. 2021. 『코로나바이러스감염증-19 2021년도 청소년 정신건강실태조사』. Retrieved from <http://kstss.kr/?p=2424>.
- 한명호·채문선. 2002. "부부갈등이 아동의 문제행동에 미치는 영향". 『사회과학연구』, 15. 63-94.
- 한지숙. 2004. "학대피해아동의 가정 복귀 후 심리행동적 적응 요인". 박사학위논문. 숙명여자대학교.
- 현명선·남경아. 2009. "초기 청소년의 자아존중감과 스트레스 대처방식". 『한국간호교육학회지』, 15(2). 293-301.
- 현명선·윤미경·채선미·오희영·정선미. 2020. "고등학생을 위한 긍정심리학 기반 정신건강증진 프로그램의 효과". 『아동간호학회지』, 26(2). 154-163.
- 홍세희. 2024. 『잠재계층, 잠재프로파일, 잠재전이모형』. 박영사.
- 황준원. 2012. "정신보건의 관점에서 바라본 현 학교폭력 정책과 대안". 정신건강정책포럼, 6(1), 50-64.
- 후생신보. 2024년 6월 26일. "정신건강정책 혁신위원회 출범 정신건강정책 대전환 본격 추진".
- Achenbach, T. M., 1991. *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile*, Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Akaike, H, "A new look at the statistical model identification", *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 1974, 716-723.
- Allen, J. P., M. R. Porter, and C. McFarland, "The Two Faces of Adolescents' Success with Peers: Adolescent Popularity, Social Adaptation, and Deviant Behavior", *Child Development*, 77(2), 2006, 274-286.
- Amato, P. R., and Keith, B. "Parental divorce and the well-being of children: a meta-analysis". *Psychological bulletin*, 110(1), 1991, 1-26.
- Anderson, D., and Burnham, K., 2004. *Model selection and multi-model inference*. Second. NY: Springer-Verlag.
- Asarnow, J. R., and G. A. Carlson, "Suicide attempts and adolescent depression", *Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America*, 7(3), 1988, 171-182.

- Barrera, M., and L. M. Baca, "Recipient reactions to social support: Contributions of enacted support, conflicted support and network orientation", *Journal of Social and Personal Relationships*, 7(4), 1990, 541-551.
- Baumrind, D., "Current patterns of parental authority", *Developmental Psychology*, 4(1, Pt.2), 1971, 1-103.
- Beauchaine, T. P., and S. P. Hinshaw (Eds), *Child and Adolescent Psychopathology*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2008.
- Baguley, T., 2018. *Serious Stat: A guide to advanced statistics for the behavioral sciences*. Bloomsbury publishing.
- Belsky, J., G. L. Schlomer, and B. J. Ellis, "Beyond cumulative risk: Distinguishing harshness and unpredictability as determinants of parenting and early life history strategy", *Developmental Psychology*, 43(3), 2007, 662-673.
- Berny, L., and E. E. Tanner-Smith, "Differential predictors of suicidal ideation and suicide attempts: Internalizing disorders and substance use in a clinical sample of adolescents", *Journal of Dual Diagnosis*, 18(1), 2022, 59-69.
- Braun, C., T. Bschor, J. Franklin, and C. Gaethge, "Suicides and suicide attempts during long-term treatment with antidepressants: A meta-analysis of 29 placebo controlled studies including 6934 patients with major depressive disorder", *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(3), 2016, 171-179.
- Brezo, J., J. Paris, and G. Turecki, "Personality traits as correlates of suicidal ideation, suicide attempts, and suicide completions: A systematic review", *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113(3), 2006, 108-206.
- Bridge, J. A., T. R. Goldstein, and D. A. Brent, "Adolescent suicide and suicidal behavior", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47(3-4), 2006, 372-394.
- Bukowski, W. M., and R. Adams, "Peer Relationships and Psychopathology: Markers, Moderators, Mediators, Mechanisms, and Meanings", *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 34(1), 2005, 3-10.
- Chung, B., H. Kim, S. Lee, K. Kwon, and J. Lee. 1993. *Restoring Korean Education from the Bandage of Entrance Examination Education*. Seoul: Nanam Publication.
- Cicchetti, D., and S. L. Toth, "The development of depression in children and adolescents", *American Psychologist*, 53(2), 1998, 221-241.
- Clark, A. E., Ed. Diener, Y. Georgellis, and R. E. Lucas, "Lags and Leads in Life Satisfaction : A Test of the Baseline Hypothesis", *The Economic Journal*, 118(529), 2008, F222-F243.
- Collins, L. M., and Wugalter, S. E., "Latent class models for stage-sequential dynamic latent variables", *Multivariate Behavioral Research*, 27(1), 1992, 131-157.
- Collins, L. M., and Lanza, S. T., 2009. *Latent Class and Latent Transition Analysis: With Application in the*

Social, Behavioral, and Health Sciences. Hoboken, Wiley.

- Copeland, W. E., C. E. Adair, P. Smetanin, D. Stiff, C. Briante, I. Colman, D. Fergusson, J. Horwood, R. Poulton, E. J. Costello, and A. Angold, "Diagnostic transitions from childhood to adolescence to early adulthood", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 54(7), 2013, 791-799.
- Copeland, W. E., I. Alaie, U. Jonsson, and L. Shanahan, "Association of childhood and adolescent depression with adult psychiatric and functional outcomes", *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 60, 2021, 604-611.
- Copeland, W. E., A. Angold, L. Shanahan, and E. J. Costello, "Longitudinal patterns of anxiety from childhood to adulthood: The Great Smoky Mountains Study", *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 53(1), 2014, 21-33.
- Copeland, W. E., D. Wolke, L. Shanahan, and E. J. Costello, "Adult psychiatric outcomes of bullying and being bullied by peers in childhood and adolescence", *JAMA Psychiatry*, 70(4), 2013, 419-426.
- Cowen, E. L., W. C. Work, and P. A. Wyman, "In S. S. Luthar, J. A. Burack, D. Cicchetti, & J. R. Weisz (Eds.) *Developmental psychopathology: Perspectives on adjustment, risk, and disorders*", New York: Cambridge, 1997, 527-547.
- Cummings, E. M., and P. T. Davies, "Effects of marital conflict on children: recent advances and emerging themes in process-oriented research", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 43(1), 2002, 31-63.
- Daniel, S. P., P. Cohen, and D. Gurley, "The risk for early-adulthood anxiety and depressive disorders in adolescents with anxiety and depressive disorders", *Archives of General Psychiatry*, 55(1), 1998, 56-64.
- Dia, D. A., and W. Bradshaw, "Cognitive risk factors to the development of anxiety and depressive disorders in adolescents", *Child and Adolescent Social Work Journal*, 25, 2008, 469-481.
- Erina, L. M., S. Wendy, and J. G. Seth, "Academic stress, supportive communication, and health", *Communication Education*, 54(4), 2005, 365-372.
- Farrington, D. P., "Understanding and preventing bullying", *Crime and Justice*, 17, 1993, 381-458.
- Fergusson, D. M., L. J. Horwood, E. M. Ridder, and A. L. Beautrais, "Subthreshold depression in adolescence and mental health outcomes in adulthood", *Archives of General Psychiatry*, 62(1), 2005, 66-72.
- Fonseca-Pedrero, E., J. Ortuño-Sierra, and A. Perez-Albeniz, "Emotional and behavioural difficulties and prosocial behaviour in adolescents: A latent profile analysis", *Revista de Psiquiatria y Salud Mental (English Edition)*, 13(4), 2020, 202-212.
- Franic, S., C. M. Middeldorp, C. V. Dolan, L. Ligthart, and D. I. Boomsma, "Childhood and adolescent anxiety and depression: Beyond Heritability", *Journal of the Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 49(8), 2010, 820-829.
- Gijzen, M. W., S. P. A. Rasing, D. H. M. Greemers, F. Smit, R. C. M. E. Engels, and D. D. Beurs, "Suicide ideation as a symptom of adolescent depression: A network analysis", *Journal of Affective Disorders*,

- 2021, 68-77.
- Gladstone, T. R. G., W. R. Beardslee, and E. E. O'Connor, "The prevention of adolescent depression", *Psychiatric Clinics*, 34(1), 2011, 35-52.
- Glide, S., and D. Pine, "Consequences and correlates of adolescent depression", *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 156(10), 2002, 1009-1014.
- Goodman, S. H., and I. H. Gotlib, "Risk for psychopathology in the children of depressed mothers: A developmental model for understanding mechanisms of transmission", *Psychological Review*, 106(3), 1999, 458-490.
- Gould, M. S., T. Greenberg, D. M. Velting, and D. Shaffer, "Youth suicide risk and preventive interventions: A review of the past 10 years", *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 42(4), 2003, 386-405.
- Gould, M. S., and R. A. Kramer, "Youth suicide prevention", *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 31, 2001, 6-31.
- Grant, J. B., P. J. Batterham, S. M. McCallum, A. Werner-Seidler, and A. L. Calear, "Specific anxiety and depression symptoms are risk factors for the onset of suicidal ideation and suicide attempts in youth", *Journal of Affective Disorders*, 327(14), 2023, 299-305.
- Hankin, B. L., L. Y. Abramson, T. E. Moffitt, P. A. Silva, R. McGee, and K. E. Angell, "Development of depression from preadolescence to young adulthood: Emerging gender differences in a 10-year longitudinal study", *Journal of Abnormal Psychology*, 107(1), 1998, 128-140.
- Harter, S., 1999. *The Construction of the Self: A Developmental Perspective*. New York: Guilford Press.
- Hawker, D. S. J., and M. J. Boulton, "Twenty years' research on peer victimization and psychosocial maladjustment: A meta-analytic review of cross-sectional studies", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 41(4), 2000, 441-455.
- Hawton, K., Rodham, K., Evans, E. and Weatherall, R. "Deliberate self harm in adolescents: self report survey in schools in England". *Bmj*, 325(7374), 2002, 1207-1211.
- Hay, I., and A. F. Ashman, "The development of adolescents' emotional stability and general self-concept: The interplay of parents, peers, and gender", *International Journal of Disability, Development and Education*, 21, 2010, 77-91.
- Hill, K. G., White, H. R., Chung, I. J., Hawkins, J. D., and Catalano, R. F., "Early adult outcomes of adolescent binge drinking: person and variable centered analyses of binge drinking trajectories", *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 24(6), 2000, 892-901.
- Joe, S., R. E. Baser, G. Breeden, H. W. Neighbors, and J. S. Jackson, "Prevalence of and risk factors for lifetime suicide attempts among Blacks in the United States", *JAMA Psychiatry*, 65(7), 2008, 798 - 806.
- Juon, H., J. J. Nam, and M. E. Ensminger, "Epidemiology of suicidal behavior among Korean adolescents", *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 35, 1994, 663-677.

- Kalin, H. H., "The critical relationship between anxiety and depression", *The American Journal of Psychiatry*, 177(5), 2020, 365-367.
- Keenan, K., and D. S. Shaw, "Developmental and social influences on young girls' early problem behavior", *Psychological Bulletin*, 121(1), 1997, 95-113.
- Kessler, R. C., P. Berglund, O. Demler, R. Jin, K. R. Merikangas, and E. E. Walters, "Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication", *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 2005, 593-602.
- Kim-Cohen, J., A. Caspi, T. E. Moffitt, H. Harrington, B. J. Milne, and R. Poulton, "Prior juvenile diagnoses in adults with mental disorder: Developmental follow-back of a prospective-longitudinal cohort", *Archives of General Psychiatry*, 60(7), 2003, 709-717.
- Klomek, A. B., F. Marrocco, M. Kleinman, I. S. Schonfeld, and M. S. Gould, "Bullying, depression, and suicidality in adolescents", *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 46(1), 2007, 40-49.
- Korczak, D., C. Westwell-Roper, and R. Sassi, "Diagnosis and management of depression in adolescents", *Canadian Medical Association Journal*, 195(21), 2023, E739-E746.
- La Greca, A. M., and H. M. Harrison, "Adolescent Peer Relations, Friendships, and Romantic Relationships: Do They Predict Social Anxiety and Depression?", *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 34(1), 2005, 49-61.
- Lee, M., and R. Larson, "The Korean "examination hell": Long hours of studying, distress, and depression", *Journal of Youth and Adolescence*, 29, 2000, 249-272.
- Li, Y. I., Q. Zheng, H. Zhou, and C. Tan, "A longitudinal study of anxiety and depression in children and adolescents and its effects on mental health in adulthood", *Journal of Affective Disorders*, 282, 478-485.
- Li, X., F. Mu, D. Liu, J. Zhu, S. Yue, M. Liu, Y. Liu, and J. Wang, "Predictors of suicidal ideation, suicide attempt and suicide death among people with major depressive disorder: A systematic review and meta-analysis of cohort studies", *Journal of Affective Disorders*, 302(1), 2022, 332-351.
- McLean, C. P., and E. R. Anderson, "Brave men and timid women? A review of the gender differences in fear and anxiety", *Clinical Psychology Review*, 29(6), 2009, 496-505.
- Meadows, S. O., J. S. Brown, and G. H. Elder Jr., "Depressive symptoms, stress, and support: Gendered trajectories from adolescent to young adulthood", *Journal of Youth and Adolescence*, 35, 2006, 93-103.
- Melton, T. H., P. E. Croarkin, J. R. Strawn, and S. M. McClintock, "Comorbid anxiety and depressive symptoms in children and adolescents: A systematic review and analysis", *Journal of Psychiatric Practice*, 22(2), 2016, 84-98.
- Merikangas, K. R., J. He, M. Burstein, J. Swendsen, S. Avenevoli, B. Case, K. Georgiades, and M. Olfson, "Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication - Adolescent Supplement (NCS-A)", *Journal of the American*

- Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 49(10), 2010, 980-989.
- Miller, D. N., T. L. Eckert, and J. J. Mazza, "Suicide prevention programs in the schools: A review and public health perspective", *School Psychology Review*, 38(2), 2008, 168-188.
- Moffitt, T. E., "Adolescence-limited and life-course-persistent antisocial behavior: A developmental taxonomy", *Psychological Review*, 100(4), 1993, 674-701.
- Morales-Muñoz, I., P. K. Mallikarjun, J. S. Chandan, R. Thayakaran, R. Upthegrove, and S. Marwaha, "Impact of anxiety and depression across childhood and adolescence on adverse outcomes in young adulthood: a UK birth cohort study", *The British Journal of Psychiatry*, 222(5), 2023, 212-220.
- Muthén, B., and Muthén, L. K. "Integrating person centered and variable centered analyses: Growth mixture modeling with latent trajectory classes", *Alcoholism: Clinical and experimental research*, 24(6), 2000, 882-891.
- Muthén, B., "Latent variable analysis: Growth mixture modeling and related techniques for longitudinal data", *The SAGE Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences*, 2004, 346-369. SAGE Publications.
- Nagin, D. S., 2009. *Group-based Modeling of Development*. Harvard University Press.
- Nangle, D. W., C. A. Erdley, and J. A. Gold, "A Conceptual Model of Relations Among Early Adolescents' Social Skills, Peer Acceptance, and Aggression", *Journal of Early Adolescence*, 23(1), 2003, 92-115.
- Nock, M. K., and A. E. Kazdin, "Examination of affective, cognitive, and behavioral factors and suicide-related outcomes in children and young adolescents", *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31(1), 2002, 48-58.
- Nock, M. K., J. G. Green, I. Hwang, K. A. McLaughlin, N. A. Sampson, A. M. Zaslavsky, and R. C. Kessler, "Prevalence, correlates, and treatment of lifetime suicidal behavior among adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication Adolescent Supplement", *JAMA Psychiatry*, 70(3), 2013, 300-310.
- Nylund-Gibson, K., Grimm, R., Quirk, M., and Furlong, M., "A latent transition mixture model using the three-step specification", *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 2014, 439-454.
- Nylund-Gibson, K., Garber, A. C., Carter, D. B., Chan, M., Arch, D. A. N., Simon, O., Whaling, K., Tartt, E., and Lawrie, S. I., "Ten frequently asked questions about latent transition analysis", *Psychological Methods*, 28(2), 2023, 284-300.
- Orri, M., S. Scardera, L. C. Perret, D. Bolanis, C. Temcheff, J. R. Seguin, M. Boivin, G. Turecki, R. E. Tremblay, S. M. Côté, and M-C. Geoffroy, "Mental health problems and risk of suicidal ideation and attempts in adolescents", *Pediatrics*, 146(1), 2020, e20193823.
- Peter, M. L., Paul, R., and John, R. S. "Psychosocial risk factors for future adolescent suicide

- attempts". *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(2), 1994, 297-305.
- Prinstein, M. J., and J. W. Aikins, "Cognitive Moderators of the Longitudinal Association Between Peer Rejection and Adolescent Depressive Symptoms", *Journal of Abnormal Child Psychology*, 32(2), 2004, 147-158.
- Radua, J., V. Ramella Cravaro, J. P. Ioannidis, A. Reichenberg, N. Phiphophthasane, T. Amir, H. Y. Thoo, D. Oliver, C. Davies, C. Morgan, P. McGuire, R. M. Murray and P. Fusar Poli, "What causes psychosis? An umbrella review of risk and protective factors", *World Psychiatry*, 17(1), 2018, 49-66.
- Reijntjes, A., J. H. Kamphuis, P. Prinzie, and M. J. Telch, "Peer victimization and internalizing problems in children: A meta-analysis of longitudinal studies", *Child Abuse & Neglect*, 34(4), 2010, 244-252.
- Reynolds, W. M., "Suicide Ideation Questionnaire: Professional manual", Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, Inc, 1988
- Romanelli, M., A. H. Sheftall, S. B. Irsheid, M. A. Lindsey, and T. M. Grogan, "Factors associated with distinct patterns of suicidal thoughts, suicide plans, and suicide attempts among US adolescents", *Prevention Science*, 23, 2022, 73-84.
- Rose, A. J., and K. D. Rudolph, "A Review of Sex Differences in Peer Relationship Processes: Potential Trade-offs for the Emotional and Behavioral Development of Girls and Boys", *Psychological Bulletin*, 132(1), 2006, 98-131.
- Rutter, M., J. Kim-Cohen, and B. Maughan, "Continuities and discontinuities in psychopathology between childhood and adult life", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47(3-4), 2006, 276-295.
- Saluja, G., R. Iachan, and P. C. Scheidt, "Prevalence of and risk factors for depressive symptoms among young adolescents", *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 158(8), 2004, 760-765.
- Schwarz, G., "Estimating the dimension of a model", *The Annals of Statistics*, 6(2), 1978, 461-464.
- Sclove, S. L., "Application of model selection criteria to some problems in multivariate analysis", *Psychometrika*, 52(3), 1987, 333-343.
- Sheftall, A. H., L. Asti, L. M. Horowitz, A. Felts, C. A. Fontanella, J. V. Campo, and J. A. Bridge, "Suicide in elementary school-aged children and early adolescents", *Pediatrics*, 138(4), 2016, e20160436.
- Steinberg, L., "We know some things: Parent - adolescent relationships in retrospect and prospect", *Journal of Research on Adolescence*, 11(1), 2001, 1-19.
- Teicher, M. H., and J. A. Samson, "Childhood maltreatment and psychopathology: A case for ecophenotypic variants as clinically and neurobiologically distinct subtypes", *American Journal of Psychiatry*, 170(10), 2013.

- Thapar, A., S. Collishaw, D. S. Pine, and A. K. Thapar, "Depression in adolescence", *The Lancet*, 379(9820), 2012, 1056-1067.
- Tiffany, F., M. Diego, and C. S. E., "Adolescent suicidal ideation", *Adolescence*, 36(142), 2001, 241-248.
- Van der Kolk, B. A., and R. E. Fislter, "Childhood abuse & neglect and loss of self-regulation", *Bulletin of Menninger Clinic*, 58, 1994.
- Vermunt, J. K. "Latent class modeling with covariates: Two improved three step approaches". *Political analysis*, 18(4), 2010, 450-469.
- Weems, C. F., and T. R. Stickle, "Anxiety disorders in childhood: Casting a nomological net", *Clinical Child and Family Psychology Review*, 8(2), 2005, 107-134.
- Wickrama, K. A. S., Conger, R. D., Lorenz, F. O., and Jung, T. "Family Antecedents and Consequences of Trajectories of Depressive Symptoms from Adolescence to Young Adulthood: A Life Course Investigation". *Journal of Health and Social Behavior*, 49, 2008, 468-483.
- Williams, S., J. Anderson, and R. McGee, "Risk factors for behavioral and emotional disorders in preadolescent children", *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 29(3), 1990, 413-419.
- Winsper, C., T. Lereya, M. Zanarini, and D. Wolke, "Involvement in bullying and suicide-related behavior at 11 years: A prospective birth cohort study", *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 51(3), 2012, 271-282.
- World Health Organization, "Mental health: Strengthening our response", Retrieved June 17, 2022, from <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>.

SESSION 2

제2주제

삶의 질

...

1. 한국사회 성인의 정치관심과 정치만족, 사회복지인식이 생활만족도에 미치는 영향:
2013년~2022년 패널분석
2. 세대 간 사회적 이동 유형별 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적: 건강의 사회적 결정요인
관점에서의 탐색적 연구
3. 한국사회 사회의 질 인식의 변화추이 -연령-기간-코호트에 따른 차이를 중심으로-

한국사회 성인의 정치관심과 정치만족, 사회복지인식이 생활만족도에 미치는 영향: 2013년~2022년 패널분석

The effects of political interest, political satisfaction, and social welfare perception of adults in Korean society on life satisfaction: Panel Data Analysis for the Period 2013-2022

곽수란(나주대학교 교수)
김미정(순천대학교 외래강사)

본 연구는 2013년부터 2022년까지 한국사회 19세 이상 성인의 생활만족도를 정치관심, 정치만족 그리고 복지인식과 인과관계 맥락에서 확인하는 것이다. 한국복지패널 조사대상인 가구의 생활만족을 8차, 11차, 14차 17차 복지인식 부가조사로 수집된 정치성향, 복지인식 자료와 매칭하여 만19세 이상 성인의 10년간 인과관계 변화를 탐색한 것이다. 현대사회에서 정치는 사회 구성원 생활과 직접적으로 연계되어 있고, 사회복지 서비스는 정치적 활동이기 때문에 정치성향, 복지인식, 생활만족 간 인과관계는 논리적 맥락에서 설명이 가능한 것이다.

분석데이터는 정치관심과 정치만족 복지인식이 조사된 한국복지패널 8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년), 17차(2022년) 자료를 생활만족도 응답이 포함된 가구원용 데이터와 결합하여 분석에 투입하였다. 분석표본은 한국복지패널 7차 표본가구 중 8차 시점에서 만 19세 이상 성인인 모든 가구원을 일차적으로 선정하였다. 다음 단계에서 복지인식 부가조사인 8차, 11차, 14차, 17차에 탈락하지 않고 응답한 가구원을 선정하였으며, 마지막으로 구조방정식모형 분석에 투입되는 변수에 결측치가 있는 사례를 모두 제외한 1,066명이 최종 분석 대상이다.

분석방법은 정치관심과 정치만족은 외생변수, 복지인식은 매개변수이며 생활만족을 최종 종속변수로 하여, 4개 시점의 자기회귀교차지연 효과를 검증할 수 있는 구조방정식모형을 설정하여 인과관계를 검증하였다. 분석결과, 4개 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족은 자기회귀 효과가 상대적으로 명확하게 확인되었다. 그러나 4개 변수 교차지연 효과는 매우 미미하게 나타나고 있으나, 정치만족→복지인식 효과는 뚜렷한 인과관계가 검증되었다. 본 연구 결과는 정치와 사회복지 인식 그리고 생활만족 간 인과관계와 그 변화를 확인함으로써 한국사회 성인의 생활만족 제고를 위한 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다. 다만 인과관계와 그 변화가 정치적 특성에 나타난 현상인지 아니면 세대 차이인지 확인하는데 한계가 있다. 본 연구 결과를 실제 현장에서 활용하기 위해서는 구체적인 분석이 추가 또는 보완될 필요가 있다.

- 주제어: 정치관심, 정치만족, 사회복지인식, 생활만족

제1절 한국사회 성인의 정치성향, 복지인식 그리고 생활만족 간 관계

본 연구는 한국사회 구성원은 행복할까?라는 관심에서 시작되었다. 인간이 사회 속에서 인간답게 행복하게 사는 것 또는 그러한 상태를 위해 도움을 주는 활동이 사회복지(social welfare) 서비스이다. 사회복지가 제도화되기 전에는 사회구성원의 행복한 생활은 개인이나 가족의 책임이었다. 그러나 현대사회에서 사회구성원의 일상생활 욕구충족은 전적으로 개인이나 가족의 책임이라기에는 명확하게 한계가 있음이 드러나고 있다. 이러한 한계는 사회구성원의 인간다운 생활과 행복을 위해 공공의 책임과 더불어 조직적이고 체계적인 관여가 필요하다는 것을 의미한다.

정치는 사회 구성원에게 인간다운 삶을 영위하게 하고 상호 간 이해를 조정하며, 사회질서를 바로잡는 일(표준국어대사전, 국립국어원)로 규정되어 있다. 이러한 정의는 사회구성원의 인간다운 생활과 행복감은 정치활동과 연계되어 있는 것을 시사한다. 또한 인간이 사회 속에서 인간답게 살 수 있도록 지원하는 사회복지(social welfare)는 사회구성원의 생활만족이나 행복감에 직접적으로 관여하는 활동으로 설명될 수 있다. 더 나아가 정치와 사회복지의 사회구성원의 인간다운 생활을 위한 제도이기 때문에 공적 영역이라는 측면에서 같은 방향의 목적을 지향하고 있는 것으로 볼 수 있다. 결과적으로 현대사회는 국가를 단위로 정치활동을 통해 사회구성원의 인간다운 삶을 보장하고 있으며, 사회복지 과정을 통해 만족스러운 인간생활을 유지하도록 제도화 되었다고 볼 수 있다.

본 연구는 한국사회 성인의 생활만족 수준이 정치관심과 정치만족 그리고 사회복지인식과 인과관계를 갖는지? 그리고 이러한 정치성향과 사회복지인식이 생활만족도에 어떤 영향을 미치는지? 확인하는 것을 목적으로 한다. 특히 정치성향과 사회복지인식은 특정시점에서 인식되어 축적된다기보다는, 정치 기득권의 성향에 따라 다변화되는 특성을 가지고 있다. 따라서 정치성향과 사회복지인식 그리고 생활만족도 간 인과관계 맥락을 특정시점에서 확인하는 것이 한계가 있는 것이다. 이에 본 연구는 약 10년 간 정치성향, 사회복지인식 그리고 생활만족 간 인과관계가 어떤 특성을 갖는지, 그리고 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화되는지 탐색하는 것이다. 따라서 본 연구 결과는 약 10년 간 한국사회 성인들이 인식하는 정치성향, 사회복지인식 그리고 생활만족도 간 인과관계와 그 변화를 확인할 수 있다. 더 나아가 한국사회 구성원의 행복감 제고를 위해 요구되는 정치 및 사회복지서비스 정보를 확인하는데 유용하게 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

한국사회 성인의 정치성향과 관련한 생활만족도 연구는 행복감, 삶의 질과 유사개념으로 수행되고 있는 것을 확인할 수 있다(고명철·이아람, 2020; 장영식, 2007; 배정현, 2014; 원영훈·윤지웅, 2020; 장행술 외, 2022; 정보람·이학준, 2021; 최정인 외, 2018; 이태형, 2023; 송기민 외, 2022; 김범중·이미진, 2020). 그런데 정치성향 즉, 정치관심이나 정치만족과 연계된 생활만족 연구는 극히 제한적인 것으로 보인다. '정치'는 사회과학 분석 단위 측면에서 보면, 그 개념과 영역이 매우 포괄적이기 때문인 것으로 추측된다. 이런 맥락에서 정치관심과 정치만족은 정부 및 지방정부 서비스와 같이 구체화된 변수로 대체되어 분석되고 있는 것을 확인할 수 있다(강혜진·2018; 고명철, 2018; 광수란, 2013; 김병섭 외, 2015; 문경주, 2014; 이현복, 2016; 허만형·이기엽, 2019). 더 나아가 정치, 사회복지, 생활만족 관계를 탐색한 선행연구에서 주목할 만한 특성은 정부 및 지방정부 서비스는 실제적으로 사회복지서비스가 상당한 비중을 차지하고 있기 때문에, 사회복지서비스와 생활만족 및 삶의만족 수준 또는 삶의질 수준을 탐색하는 연구는 비교적 빈번하게 확인할 수 있다(이현복, 2016; 박금령·최병호, 2019; 임복희·박윤환, 2023; 권오경·허준수, 2022; 조선하, 2022; 김연희, 2022). 이러한 선행연구들은 정치성향과 사회복지인식이 비교적 상관 또는 인과관계가 밀접하게 연

계되어 있을 가능성을 시사한다.

이에 본 연구는 생활만족도 행복감과 삶의 질, 사회복지인식은 공공서비스 또는 정부 및 지방정부 서비스 인식과 유사한 개념으로 혼용하여 선행연구를 탐색하였다. 또한 정치성향 즉, 정치관심과 정치만족은 정부 및 지방정부 서비스를 포함하여 포괄적이고 전반적인 관심과 만족 수준을 확인하는 요인으로 전제하여 인과관계 연구모형을 설정하고 분석하였다. 이와 같이 본 연구모형은 분석에 투입되는 변수의 개념을 매우 포괄적이고 개괄적 수준에서 정의하여 구성하였다. 즉, 연구모형의 인과관계 맥락은 선행연구들이 제공하는 변수 관계의 경향성에 근거하여 설정하였기 때문에 탐색적 연구 특성이 매우 강하다고 볼 수 있다. 본 연구 결과를 해석하고 활용하기 위해서는 반드시 이러한 한계를 전제로 해야 할 것으로 판단된다.

2절 연구방법

1. 분석자료 및 표본선정

본 연구 목적을 탐색하기 위한 분석은 한국복지패널(Koweps) 복지인식 부가조사가 수행된 8차, 11차, 14차, 17차 데이터를 사용하였다. 한국복지패널 8차 데이터는 7차 전체 표본가구 중, 지역별, 계층별 확률 비례추출법에 따라 추출된 표본가구에서 만 19세 이상 모든 가구원을 대상으로 수집된 것이다. 분석 데이터는 3년 간격으로 측정되는 한국복지패널(Koweps) 복지인식 부가조사 8차(2013), 11차(2016), 14차(2019), 17차(2022) 자료를 가구원용 데이터와 결합하여 사용하였다. 따라서 분석에 투입되는 표본은 한국사회 19세 이상 성인으로 8차 가구원 및 복지인식 부가조사에 응답하고, 11차, 14차, 17차에 탈락하지 않은 응답자를 일차적으로 선정하였다. 그리고 구조방정식모형 분석에 적절하지 않은 사례를 제외하여 최종적으로 선정된 대상은 1,066명이다. 본 연구는 한국사회 19세 이상 성인을 대상으로 약 10년 간 정치관심, 정치만족, 복지인식이 생활만족도에 미치는 영향과 그 변화를 탐색하는 연구이다. 따라서 분석표본의 성별, 정치성향이나 평등수준 인식은 분석결과를 해석하고 활용하는데 기본적인 정보가 될 것으로 판단된다. 분석표본 특성은 빈도분포로 제시하였다.

<표 2> 성별, 출생연도 분포

성별[명(%)]		출생연도[명(%)]	
남성	443(41.6)	1949년 이전	102(9.6)
		1950년~1959년	195(18.3)
		1960년~1969년	262(24.6)
여성	623(58.4)	1970년~1979년	275(25.8)
		1980년~1992년	232(21.8)
		전체	1066(100.0)

<표 3> 정치성향 분포

정치성향	Koweps_8차(2013년)	Koweps_11차(2016년)
매우 진보적	22(2.1)	30(2.8)
다소 진보적	214(20.1)	269(25.2)
중도	420(39.4)	380(35.7)
다소 보수적	278(26.1)	267(25.1)
매우 보수적	65(6.1)	61(5.7)
선택할 수 없음	67(6.3)	59(5.5)
전체	1066(100.0)	1066(100.0)

<표 4> 평등수준 인식 분포

변 수		Koweps_8차 (2013년)	Koweps_11차 (2016년)	Koweps_14차 (2019년)	Koweps_17차 (2022년)
평등수준	매우평등하다_①	7(.7)	9(.8)	11(1.0)	7(.7)
	②	13(1.2)	29(2.7)	25(2.3)	30(2.8)
	③	45(4.2)	80(7.5)	73(6.8)	104(9.8)
	④	171(16.0)	187(17.5)	213(20.0)	206(19.3)
	⑤	359(33.7)	347(32.6)	359(33.7)	342(32.1)
	⑥	310(29.1)	288(27.0)	290(27.2)	260(24.4)
	매우불평등하다_⑦	161(15.1)	126(11.8)	95(8.9)	117(11.0)
전체		1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(100.0)

<표 5> 한국사회 계층구조 인식 분포

변 수		Koweps_8차 (2013년)	Koweps_11차 (2016년)	Koweps_14차 (2019년)	Koweps_17차 (2022년)
한국사회 계층구조	① 	209(19.50)	224(21.0)	200(18.8)	121(11.4)
	② 	431(40.4)	389(36.5)	345(32.4)	300(28.1)
	③ 	251(23.5)	256(24.0)	261(24.5)	302(28.3)
	④ 	126(11.8)	147(13.8)	196(18.4)	255(23.9)
	⑤ 	50(4.7)	50(4.7)	64(6.0)	88(8.3)
	전체	1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(100.0)
바람직한 계층구조	① 	6(.6)	8(.8)	4(.4)	13(1.2)
	② 	24(2.3)	22(2.1)	19(1.8)	24(2.3)
	③ 	66(6.2)	91(8.5)	86(8.1)	78(7.3)
	④ 	779(73.1)	710(66.6)	764(71.7)	717(67.3)
	⑤ 	191(17.9)	235(22.0)	193(18.1)	234(22.0)
	전체	1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(100.0)	1,066(102600.0)

- ① 부자가 약간있고 가난한 사람이 대부분이고 중간층이 거의 없는 사회
- ② 부자가 극소수이고 하층으로 갈수록 사람이 많아져 가난한 사람이 많은 사회
- ③ 가난한 사람이 중간층보다 적고, 부자가 극소수인 사회
- ④ 중간층이 대다수이고 부자와 가난한 사람이 극소수인 사회
- ⑤ 부자가 많고 하층으로 갈수록 인구가 줄어 가난한 사람이 극소수인 사회

2. 분석변수 및 내용

이 연구는 1941년부터 1992년 기간에 출생한 19세 이상 성인의 정치관심과 정치만족 그리고 복지인식이 생활만족 수준에 미치는 영향을 10년 간(2013년~2022년) 시계열적 인과관계로 확인한 연구이다. 먼저 정치관심과 정치만족은 각각 1개 문항으로 정치에 대한 성인의 전반적인 인식을 5점 척도로 측정되었다. 다만 정치관심과 정치만족 척도가 긍정에서 부정 방향으로 측정되었기 때문에 해석을 용이하기 위해 역산 하였으며, 측정값이 클수록 정치관심과 정치만족이 높은 것으로 해석할 수 있다. 해석에 유의해야 할 측정값은 '⑥선택할 수 없음'이다. 본 연구에서는 결측값으로 처리하지 않고 '0' 값으로 입력하여 분석하였다.

복지인식은 각 시점에서 한국사회 의료, 노인, 장애, 보육, 빈곤, 실업, 성평등, 거주, 교육 복지 서비스 인식을 9문항 측정된 것이다. 5점 척도로 긍정에서 부정방향으로 측정되었기 때문에 해석을 용이하게 하기 위해 역산하여 분석하였다. 따라서 측정값이 클수록 복지인식이 긍정적이라 해석할 수 있다.

생활만족은 한국사회 19세 이상 구성원의 건강, 수입, 주거, 가족, 직업, 사회적 관계, 여가생활 그리고 전반생활 만족 8문항으로 측정된 값이다. 측정값이 클수록 생활만족 수준이 높다고 해석하면 된다. <표 6>는 8차, 11차, 14차, 17차 각각 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족 측정변수에 대한 구체적 내용을 제시하고 있다. 더 나아가 <표 7>과 <표 8>은 16개 측정변수 기술통계량, 상관 및 공분산 계수를 나타내고 있다. 기술통계량, 상관 및 공분산 계수는 구조방정식모형 분석에 투입되는 데이터의 특성을 보여주고 있다.

<표 6> 측정변수 내용(N=1,066)

변인		내용	데이터
정치관심	8차	- 정치에 대한 관심 - 매우관심이 있다 ~ 전혀관심없다 5점 척도(역산) - 역산했기 때문에 측정값이 클수록 정치관심 높음	8차, 11차, 14차, 17차 복지인식 부가조사
	11차		
	14차		
	17차		
정치만족	8차	- 정치 만족 - 매우만족 ~ 매우불만족 5점 척도(역산) - 역산했기 때문에 측정값이 클수록 정치만족 높음	8차, 11차, 14차, 17차 복지인식 부가조사
	11차		
	14차		
	17차		
복지인식	8차	- 의료, 노인, 장애, 보육, 빈곤, 실업, 성평등, 거주, 교육 복지 서비스 9문항 평균(역산) - 매우잘하고있다 ~ 매우잘못하고 있다 5점 척도 - 역산했기 때문에 측정값이 클수록 사회복지인식이 긍정적	8차, 11차, 14차, 17차 복지인식 부가조사
	11차		
	14차		
	17차		
생활만족	8차	- 건강, 수입, 주거, 가족, 직업, 사회적관계, 여가생활, 전 반생활만족도 8문항 평균 - 매우불만족 ~ 매우만족 5점 척도 - 측정값이 클수록 생활만족도 높음	8차, 11차, 14차, 17차 가구원용
	11차		
	14차		
	17차		

<표 7> 측정변수 기술통계량(N=1,066)

변수	최소값	최대값	평균	표준편차	왜도	첨도
정치관심8	1.00	5.00	2.59	.95	.49	.09
정치관심11	.00	5.00	2.40	1.01	.61	.16
정치관심14	.00	5.00	2.51	1.04	.48	.05
정치관심17	.00	5.00	2.65	1.04	.48	-.08
정치만족8	.00	5.00	2.04	.92	.37	-.16
정치만족11	.00	5.00	1.72	.80	.72	.03
정치만족14	.00	5.00	1.92	.94	.62	-.14
정치관심17	.00	5.00	1.97	.91	.62	.16
복지인식8	1.00	5.00	2.92	.56	.13	.50
복지인식11	1.00	5.00	2.98	.58	-.18	.51
복지인식14	1.00	5.00	3.14	.51	-.08	.42
복지인식17]	1.22	5.00	3.27	.53	-.08	.17
생활만족8	1.00	5.00	3.45	.52	-.37	.74
생활만족11	1.13	5.00	3.55	.54	-.50	.75
생활만족14	1.13	5.00	3.54	.51	-.64	.81
생활만족17	1.00	5.00	3.53	.52	-.33	.77

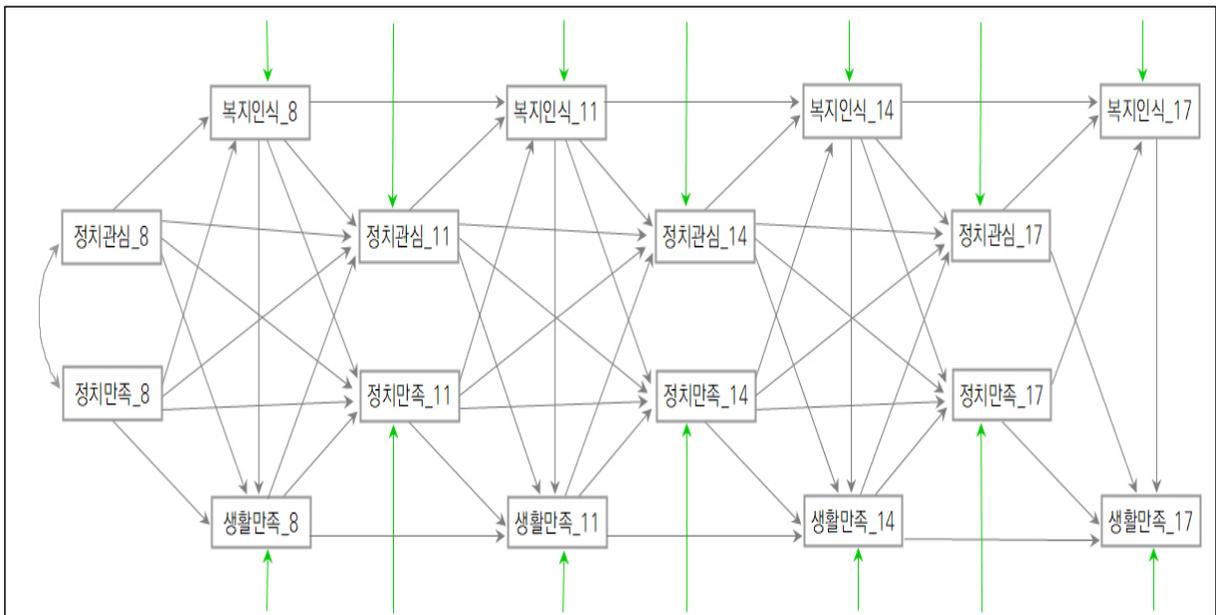
〈표 8〉 추정변수 상관계수 및 공분산계수(N=1,066)

변수	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]
정치관심8 [1]	.90	.29	.30	.32	-.09	-.06	-.03	-.08	-.03	.00	.00	-.02	.05	.00	.02	.03
정치관심11 [2]	.30**	1.03	.35	.32	-.08	-.05	-.04	-.08	-.02	-.04	-.03	-.02	.04	.00	.01	.03
정치관심14 [3]	.31**	.33**	1.09	.44	-.11	-.12	.04	-.03	-.04	-.02	.01	-.02	.05	.00	.03	.04
정치관심17 [4]	.33**	.31**	.41**	1.07	-.14	-.09	-.02	-.06	-.06	-.02	.00	-.03	.05	.01	.04	.07
정치만족8 [5]	-.10**	-.09**	-.12	-.14**	.84	.12	.11	.11	.11	.09	.04	.06	.00	.01	-.01	.00
정치만족11 [6]	-.08**	-.07*	-.14	-.10**	.16**	.65	.04	.06	.04	.10	.02	.03	.00	.02	.00	-.01
정치만족14 [7]	-.03	-.05	.04	-.02	.13**	.08*	.88	.16	.05	.01	.07	.06	.01	.02	.03	.02
정치만족17 [8]	-.10**	-.09**	-.04	-.06	.13**	.09**	.18**	.82	.05	.05	.04	.09	.02	.01	.00	.02
복지인식8 [9]	-.06	-.04	-.06	-.10**	.21**	.08**	.10**	.10**	.32	.11	.08	.07	.00	.00	-.01	-.03
복지인식11 [10]	.00	-.07*	-.03	-.03	.16**	.21**	.02	.10**	.35**	.33	.09	.08	-.01	.02	-.01	-.03
복지인식14 [11]	.00	-.05	.02	.01	.09**	.05	.15**	.09**	.28**	.30**	.26	.07	.00	.01	.01	.00
복지인식17 [12]	-.04	-.04	-.04	-.05	.11**	.08*	.12**	.19**	.23**	.26**	.26**	.29	.01	.02	-.01	.01
생활만족8 [13]	.11**	.08**	.09**	.10**	.00	.01	.03	.05	.00	-.03	.00	.02	.27	.11	.10	.11
생활만족11 [14]	.01	.01	.01	.01	.02	.04	.05	.02	.00	.06	.04	.07*	.38**	.29	.12	.11
생활만족14 [15]	.04	.03	.06*	.07*	-.01	.01	.05	.01	-.02	-.02	.06	-.04	.39**	.44**	.26	.13
생활만족17 [16]	.06	.05	.08*	.13**	.00	-.02	.05	.04	-.10**	-.09**	.00	.03	.41**	.41**	.49**	.27

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

3. 분석방법 및 연구모형

본 연구는 한국사회 19세 이상 성인의 정치관심과 만족, 사회복지인식이 생활만족 수준에 영향을 미치는가? 더 나아가 이러한 변수 간 인과관계가 시간이 흐름에 따라 어떤 변화양상을 나타내는지 확인하는 것이다. 먼저 요인의 종단적 인과관계 확인을 위해 선형 잠재성장모형 분석을 시도하였다. 그런데 8차, 11차, 14차, 17차 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 간 인과관계는 선형적 인과관계로 확인되지 않았다. 즉, 선형 잠재성장모형 적합도 검증 추정치는 적절한 적합도 기준을 초과하였으며, 상관 계수 및 오차에서 위반추정치(Heywood case)를 나타내었다. 이 결과는 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 변수 간 인과관계가 시간에 흐름에 따라 선형적으로(우상향, 또는 우하향) 변화되지 않는다는 것을 시사한다. 이에 4개 시점의 변화가 곡선 변화를 나타내는지 확인하기 위해 곡선(3차) 잠재성장모형을 설정하여 분석하였다. 그러나 3차곡선 잠재성장모형 또한 적합도 및 개별 추정치에서 적절하지 않은 값이 보고되었다. 따라서 본 연구의 주요 관심 주제인 한국사회 성인의 [생활만족]을 최종 종속변수로 설정하고, 각 시점의 정치관심과 정치만족 그리고 복지인식이 성인의 생활만족과 자기회귀 및 교차지연 인과관계 경로모형을 설정하여 분석하였다. 정치성향은 사회복지서비스보다 성인의 일상생활에 관여되는 정도가 더 약하다고 볼 수 있다. 따라서 정치관심과 정치만족을 외생변수로 투입하고 사회복지인식을 매개하여 생활만족도에 미치는 인과관계 모형을 설정한 것이다. 즉, 4개 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 간 인과관계를 구조방정식모형을 설정하여 경로분석으로 결과를 추정하였다. 모수추정은 가중최소제곱(WLS) 방법을 채택하였으며, 구조방정식모형으로 설정한 경로모형은 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 생활만족 연구모형

제3절 분석결과 및 해석

1. 측정변수의 기술통계량 및 평균차이 검증

측정변수 기술통계량, 상관 및 공분산 분석은 SPSS 프로그램을 통해 실시하였다. 기술통계는 분석에 투입되는 변수의 특성으로 구조방정식모형 분석에 적합한 자료인지 확인하는데 필요한 것이다. 더불어 측정변수의 공분산행렬은 모형에 투입되는 변수들 간의 관계를 파악하고, 표본 자료가 구조방정식모형 분석에 적합한지 확인하는데 필요한 결과이다. 구조방정식모형 분석은 LISREL 프로그램을 사용하였으며, 모수추정은 가중최소제곱법(WLS)이다.

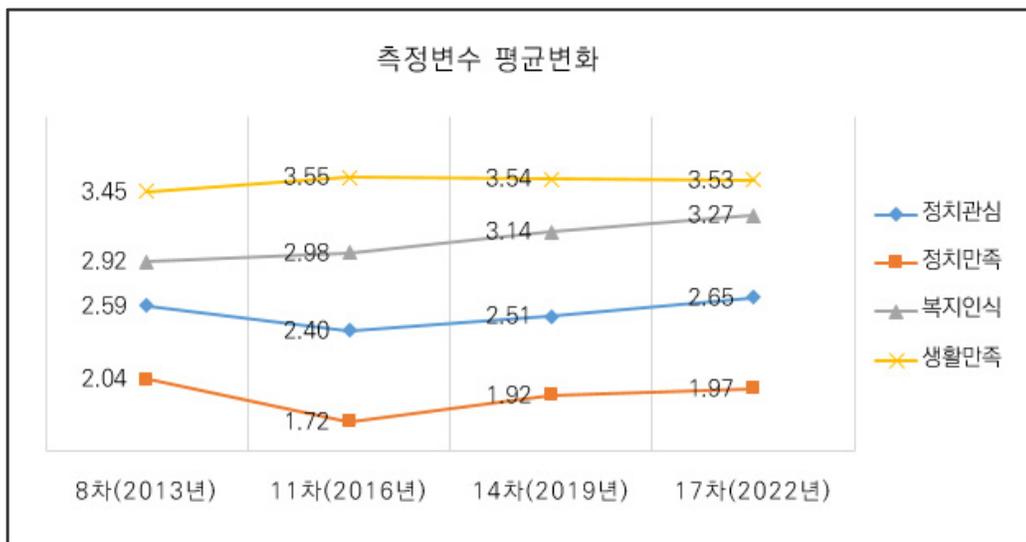
〈표 9〉 개별변수 및 다중변수 정상성 검증 결과(N=1,066)

변수	편포도			침도			편포도와 침도	
	추정값	Z값	p값	추정값	Z값	p값	χ^2	p값
정치관심8	.107	1.425	.154	-.205	-1.367	.172	3.900	.142
정치관심11	.114	1.523	.128	-.206	-1.373	.170	4.205	.122
정치관심14	.055	.730	.465	-.209	-1.395	.163	2.481	.289
정치관심17	.056	.750	.453	-.224	-1.494	.135	2.795	.247
정치만족8	.114	1.527	.127	-.109	-.727	.467	2.861	.239
정치만족11	.344	4.487	.000	-.132	-.881	.378	20.906	.000
정치만족14	.228	3.012	.003	-.170	-1.137	.256	10.367	.006
정치만족17	.190	2.530	.011	-.109	-.729	.466	6.935	.031
복지인식8	.000	-.006	.995	-.008	-.053	.958	.003	.999
복지인식11	-.001	-.015	.988	-.006	-.038	.969	.002	.999
복지인식14	-.001	-.017	.987	-.008	-.053	.958	.003	.998
복지인식17	-.001	-.017	.986	-.008	-.055	.956	.003	.998
생활만족8	-.010	-.138	.891	-.016	-.105	.916	.030	.985
생활만족11	-.023	-.308	.758	-.043	-.289	.773	.178	.915
생활만족14	-.016	-.211	.833	-.014	-.092	.927	.053	.974
생활만족17	-.015	-.201	.840	-.035	-.235	.814	.096	.953
다중변수 정상성	6.921	8.891	.000	300.189	7.413	.000	133.989	.000

일반적으로 구조방정식모형 추정방법인 ML은 다른 추정방법보다 엄격한 다중변수 정상성이라는 기본 가정이 요구된다. 다중변수가 정상분포를 이룬다는 가정 하에 모수값을 추정하고 이 모수값에 최대한으로 접근하는 값을 설정된 모형의 추정치로 선택하기 때문이다. <표 9>는 LISREL PRELIS를 사용하여 개별 및 다중변수 정상성을 추정한 결과이다. 다중변수 정상성 분석 결과, 다중변수의 편포도($Z=8.891$, $p=.000$) 및 침도($Z=7.413$, $p=.000$) 그리고 편포도와 침도를 동시에 검증한 $\chi^2=133.989$ 이고, 이 값이 관찰될 확률은 $p=.000$ 로 16개 다중변수 정상성이 충족되지 않는 것을 확인할 수 있다. ML 모수추정에서 다중변수 정상성이 충족되지 않을 때, 개별변수 정상성을 확인하거나, 다중변수 정상성이 요구되지 않는 WLS 모수추정 방법을 사용하면 된다. 그런데 개별변수 정상성 검증에서 정치만족11, 정치만족14, 정치만족17 정상성이 충족되지 않는 것을 볼 수 있다. 따라서 본 연구의 구조방정식모형 분석은 정상성 가정이 요구되지 않는

WLS 모수추정 방법을 사용하였다. WLS는 표본이 정상분포에서 이탈되었더라도 표본자료 특성을 그대로 반영하여 모수를 추정하는 방법이다(이기중, 2012).

[그림 2]는 4개 시점 측정변수의 평균 변화를 시각화 한 것이다. 측정변수 척도는 정치관심과 정치만족은 0점~5점, 복지인식과 생활만족은 1점~5점 범위이다. 먼저 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족 평균은 8차 시점 측정성향이 17차까지 비교적 유사하게 유지되는 특성을 보여주고 있다. 즉, 정치만족이 가장 낮고, 정치관심, 복지인식 그리고 생활만족 순서의 평균값 성향이 4개 시점에서 동일하게 나타나고 있는 것이다. <표 10>과 <표 11>은 성별 및 출생연도 간 평균차이 검증 결과를 보여주고 있다. 이러한 평균변화와 차이는 구조방정식모형 분석에 투입되는 표본의 특성을 나타내는 것으로 분석결과를 해석하고 활용하는데 참고해야 할 필요가 있다.



[그림 2] 측정변수 평균 변화

<표 10>, <표 11>은 16개 측정변수의 성별, 출생연도 별 평균차이 검증 결과를 보여주고 있다. 정치관심과 정치만족 8개 측정변수는 모두 통계적으로 유의한 성별 평균차이를 나타내고 있다. 정치관심은 남성보다 여성 평균이 높으며, 정치만족은 남성이 여성보다 평균이 높은 것을 확인할 수 있다. 그런데 복지인식과 생활만족은 복지인식8을 제외하고 모두 통계적으로 유의하지 않은 평균차이를 나타내고 있다. 정치적 접근은 성별 간에 뚜렷한 성향 차이를 나타내지만, 복지인식과 생활만족은 성별 간 차이를 드러내지 않는 것이다.

<표 11>은 5개 출생연도 집단 간 평균차이를 확인한 결과로, 정치관심8, 정치관심11, 정치관심14, 정치만족11, 정치만족14, 정치만족17 변수에서 통계적으로 유의한 평균차이를 확인할 수 없다. 그런데 5개 출생연도 집단 평균의 전반적 경향을 살펴보면, 출생연도 집단 간 뚜렷한 성향을 확인하기 어렵다. 다만 통계적으로 유의한 평균차이가 확인된 변수를 중심으로 살펴볼 때, 복지인식은 연령이 높은 집단, 생활만족은 연령이 낮은 집단의 평균이 높은 특성을 나타내고 있다. 이와 같은 측정변수의 성별, 연령집단 간 평균차이는 통계분석에 투입된 표본의 특성을 확인하는 정보로 분석결과 해석과 활용의 참조지표가 될 수 있을 것으로 판단된다.

<표 10> 측정변수 성별 평균차이 검증(df=1064)

성별		N	M	SE	t	p
정치관심8	남성	443	3.21	.99	-5.96	.00
	여성	623	3.55	.88		
정치관심11	남성	442	3.30	1.10	-8.27	.00
	여성	621	3.80	.88		
정치관심14	남성	443	3.23	1.11	-6.99	.00
	여성	623	3.67	.95		
정치관심17	남성	443	3.09	1.03	-6.92	.00
	여성	623	3.53	1.00		
정치만족8	남성	440	4.03	.91	3.44	.00
	여성	609	3.84	.86		
정치만족11	남성	439	4.41	.72	5.31	.00
	여성	617	4.15	.82		
정치만족14	남성	443	4.14	.92	2.04	.04
	여성	623	4.03	.95		
정치만족17	남성	443	4.10	.94	2.15	.03
	여성	623	3.98	.88		
복지인식8	남성	443	2.88	.56	-1.96	.05
	여성	623	2.95	.56		
복지인식11	남성	443	2.96	.58	-1.05	.29
	여성	623	3.00	.57		
복지인식14	남성	443	3.13	.54	-.89	.37
	여성	623	3.16	.49		
복지인식17]	남성	443	3.26	.53	-.25	.80
	여성	622	3.27	.54		
생활만족8	남성	443	3.46	.54	.64	.52
	여성	623	3.44	.50		
생활만족11	남성	443	3.55	.56	.10	.92
	여성	623	3.55	.52		
생활만족14	남성	443	3.52	.54	-1.11	.27
	여성	623	3.55	.49		
생활만족17	남성	443	3.53	.54	.20	.84
	여성	623	3.53	.50		

<표 11> 측정변수 출생연도 집단 간 평균차이 검증

변수	생년	N	M	SD	항목	ANOVA				
						SS	df	MS	F	schffe
정치관심8	1980년 이후(a)	232	3.43	.92	집단-간 집단-내 전체	2.78 950.53 953.31	4 1061 1065	0.69 0.90	0.78	-
	1970_1979(b)	275	3.43	.91						
	1960_1969(c)	262	3.32	.96						
	1950_1959(d)	195	3.46	.96						
	1949년 이전(e)	102	3.43	1.05						
정치관심11	1980년 이후(a)	229	3.51	.93	집단-간 집단-내 전체	4.69 1070.49 1075.17	4 1058 1062	1.17 1.01	1.16	-
	1970_1979(b)	275	3.67	.96						
	1960_1969(c)	262	3.63	1.01						
	1950_1959(d)	195	3.51	1.07						
	1949년 이전(e)	102	3.61	1.14						
정치관심14	1980년 이후(a)	232	3.47	1.01	집단-간 집단-내 전체	1.58 1154.73 1156.32	4 1061 1065	0.40 1.09	0.36	-
	1970_1979(b)	275	3.49	.98						

	1960_1969(c)	262	3.44	1.10						
	1950_1959(d)	195	3.54	1.07						
	1949년 이전(e)	102	3.55	1.08						
정치관심17	1980년 이후(a)	232	3.43	1.03	집단-간 집단-내 전체	13.96 1127.62 1141.58	4 1061 1065	3.49 1.06	3.28***	c<e
	1970_1979(b)	275	3.30	.97						
	1960_1969(c)	262	3.21	1.03						
	1950_1959(d)	195	3.36	1.10						
	1949년 이전(e)	102	3.61	1.06						
정치만족8	1980년 이후(a)	226	3.95	.84	집단-간 집단-내 전체	10.42 813.48 823.90	4 1044 1048	2.60 0.78	3.34***	b>e
	1970_1979(b)	270	4.05	.81						
	1960_1969(c)	258	3.91	.90						
	1950_1959(d)	194	3.84	.94						
	1949년 이전(e)	101	3.71	.97						
정치만족11	1980년 이후(a)	227	4.25	.78	집단-간 집단-내 전체	2.52 655.34 657.86	4 1051 1055	0.63 0.62	1.01	-
	1970_1979(b)	274	4.34	.76						
	1960_1969(c)	261	4.21	.76						
	1950_1959(d)	193	4.26	.80						
	1949년 이전(e)	101	4.20	.93						
정치만족14	1980년 이후(a)	232	3.94	.97	집단-간 집단-내 전체	6.72 929.27 936.00	4 1061 1065	1.68 0.88	1.92	-
	1970_1979(b)	275	4.13	.92						
	1960_1969(c)	262	4.06	.94						
	1950_1959(d)	195	4.14	.91						
	1949년 이전(e)	102	4.14	.95						
정치만족17	1980년 이후(a)	232	3.99	.90	집단-간 집단-내 전체	7.11 870.87 877.98	4 1061 1065	1.78 0.82	2.17	-
	1970_1979(b)	275	4.13	.82						
	1960_1969(c)	262	4.08	.97						
	1950_1959(d)	195	3.95	.95						
	1949년 이전(e)	102	3.89	.85						
복지인식8	1980년 이후(a)	232	2.70	.54	집단-간 집단-내 전체	45.988 291.250 337.238	4 1061 1065	11.497 0.275	41.882***	a<c, d, e b<c, d, e c<d, e
	1970_1979(b)	275	2.74	.50						
	1960_1969(c)	262	2.98	.53						
	1950_1959(d)	195	3.20	.51						
	1949년 이전(e)	102	3.22	.58						
복지인식11	1980년 이후(a)	232	2.73	.52	집단-간 집단-내 전체	51.76 300.73 352.50	4 1061 1065	12.94 0.28	45.66***	a<c, d, e b<c, d, e c<d, e
	1970_1979(b)	275	2.80	.56						
	1960_1969(c)	262	3.06	.57						
	1950_1959(d)	195	3.27	.46						
	1949년 이전(e)	102	3.29	.53						
복지인식14	1980년 이후(a)	232	3.01	.50	집단-간 집단-내 전체	18.30 263.22 281.53	4 1061 1065	4.58 0.25	18.44***	a<d, e b<d, e c<d, e
	1970_1979(b)	275	3.06	.53						
	1960_1969(c)	262	3.14	.51						
	1950_1959(d)	195	3.30	.47						
	1949년 이전(e)	102	3.41	.42						

복지인식17	1980년 이후(a)	232	3.15	.53	집단-간 집단-내 전체	13.21 291.21 304.42	4 1060 1064	3.30 0.27	12.02***	a<d, e b<d, e
	1970_1979(b)	275	3.17	.53						
	1960_1969(c)	261	3.29	.55						
	1950_1959(d)	195	3.42	.49						
	1949년 이전(e)	102	3.43	.47						
생활만족8	1980년 이후(a)	232	3.50	.54	집단-간 집단-내 전체	3.50 280.04 283.54	4 1061 1065	0.87 0.26	3.31***	-
	1970_1979(b)	275	3.51	.47						
	1960_1969(c)	262	3.38	.54						
	1950_1959(d)	195	3.40	.54						
	1949년 이전(e)	102	3.41	.47						
생활만족11	1980년 이후(a)	232	3.60	.53	집단-간 집단-내 전체	4.65 302.85 307.50	4 1061 1065	1.16 0.29	4.08***	-
	1970_1979(b)	275	3.63	.56						
	1960_1969(c)	262	3.49	.53						
	1950_1959(d)	195	3.52	.48						
	1949년 이전(e)	102	3.44	.57						
생활만족14	1980년 이후(a)	232	3.57	.46	집단-간 집단-내 전체	3.47 273.24 276.71	4 1061 1065	0.87 0.26	3.37***	b>d
	1970_1979(b)	275	3.60	.51						
	1960_1969(c)	262	3.55	.50						
	1950_1959(d)	195	3.45	.57						
	1949년 이전(e)	102	3.46	.50						
생활만족17	1980년 이후(a)	232	3.65	.48	집단-간 집단-내 전체	12.38 273.61 285.99	4 1061 1065	3.09 0.26	12.00***	a>c, d, e b>c, d, e
	1970_1979(b)	275	3.63	.52						
	1960_1969(c)	262	3.47	.55						
	1950_1959(d)	195	3.42	.44						
	1949년 이전(e)	102	3.35	.54						

2. 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 간 시계열 인과관계 분석

<표 12>는 정치관심과 정치만족 그리고 복지인식이 생활만족에 미치는 영향을 4개 시점 시계열 인과관계를 검증하기 위해 설정한 구조방정식모형 적합도 검증 결과를 나타낸 것이다. 정량적 적합도 평가지수인 $\chi^2=261.53(df=60, p=.00)$ 으로 적합한 모형으로 평가하기 어렵다. 그러나 구조방정식모형과 같이 정량적 적합도 지수가 적절하지 않을 때 통계적 검증은 아니지만 모형전체를 판단하는 기준으로, 설정된 모형에서 나온 χ^2 를 그 모형의 자유도로 조정하는 규준적 χ^2 (normed chi-square: NC)를 사용하기도 한다(Jöreskog, 1969; 이기중, 2015 재인용). NC가 1에 가까우면 모형과 자료는 잘 합치한다고 결론을 내리지만 대체로 이 비율의 값이 2 또는 3, 아주 크게는 5미만이면 모형과 자료가 잘 합치한다고 결론을 내리기도 한다(Carmines & McIver, 1981; Kline, 1998; 이기중, 2012 재인용). 이에 본 연구모형의 NC는 4.35이고, 그 외 정성적 적합도 지수인 GFI=.97로 적합한 지수라 평가할 수 있다. 무엇보다도 근사합치(close fit) 지수인 RMSEA=.05로 적합한 것임을 보여주고 있다. 이 결과는 8차, 11차, 14차, 17차 4개 시점에서 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 간 시계열 인과관계를 검증하기 위해 설정한 구조방정식모형은 실제 현상을 비교적 적절하게 반영하고 있다는 것을 나타내고 있다. 더 나아가 개별추정치에서도 통계적 오류(Heywood case)가 나타나지 않았기 때문에 구체적인 개별추정치를 통해 연구목적은 확인 하였다.

<표 12> 구조방정식모형 적합도 검증 결과

구조방정식모형	χ^2	df(p)	NC	GFI	RMSEA
연구모형(N=1,066)	261.53	60(.00)	4.35	.97	.05

[그림 2]는 구조방정식모형 분석결과를 그림으로 제시한 것이며, 통계적으로 유의한 경로는 실선으로, 통계적으로 유의하지 않은 경로는 점선으로 표시하였다. 또한 <표 13>은 구조방정식모형 직접효과이며, <표 14>는 간접효과 추정치를 제시한 것이다.

먼저 [정치관심]과 [정치만족]이 [복지인식]에 미치는 효과는 4개 시점에서 비교적 일관되는 결과를 보여주고 있다. 즉, [정치만족→복지인식] 경로는 모두 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치고 있으며, 이는 정치에 대한 만족이 높으면 사회복지인식은 긍정적이라는 것을 나타내는 것이다. 그런데 [정치관심→복지인식] 경로는 [정치관심8→복지인식8] 경로가 통계적으로 유의한 정적 효과를 나타낼 뿐이며, 11차, 14차, 17차 경로는 모두 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 못하고 있는 것이다. 이 결과는 정치에 대한 관심은 복지인식에 거의 영향을 미치지 못한다는 것을 제시하고 있는 것이다.

정치관심과 정치만족이 생활만족에 미치는 효과는 시간의 흐름에 따라 미세한 변화를 확인할 수 있다. [정치관심→생활만족] 경로는 17차 시점에서만 통계적으로 유의하고, 8차, 11차, 14차는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 또한 [정치만족→생활만족]은 14차와, 17차에서 통계적으로 유의한 정적효과를 보여주고 있다. 이 결과는 정치만족이 높으면 생활만족도 높아진다는 것을 의미하는 것으로, 시간이 흐름에 따라 정치만족→생활만족 효과가 드러나고 있는 특성을 보여주고 있는 것이다.

다른 한편으로 [정치관심8→복지인식17], [정치만족8→복지인식17] 간접효과는 매우 상반되게 나타나고 있다. 정치관심8→복지인식17 간접효과는 통계적으로 유의하지 않으나, 정치만족8→복지인식17 간접효과는 통계적으로 유의한 정적효과를 추정해주고 있는 것이다. 반면 정치관심8→생활만족17 간접효과는 통계적

으로 유의하나, 정치만족8→생활만족17은 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내고 있는 것이다(<표 14> 참고). 이 결과는 시간의 흐름에 따라 정치관심은 생활만족, 정치만족은 복지인식과 상관 또는 인과관계를 나타낼 가능성을 시사한다. 결과적으로 시간의 흐름에 따라 정치관심이 높을수록 복지인식은 긍정적으로, 정치만족이 높을수록 생활만족도 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 시간에 따른 변화가 19세 이상 성인의 세대 간의 차이인지, 각 시점의 정치적 특성인지는 구체적으로 확인해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

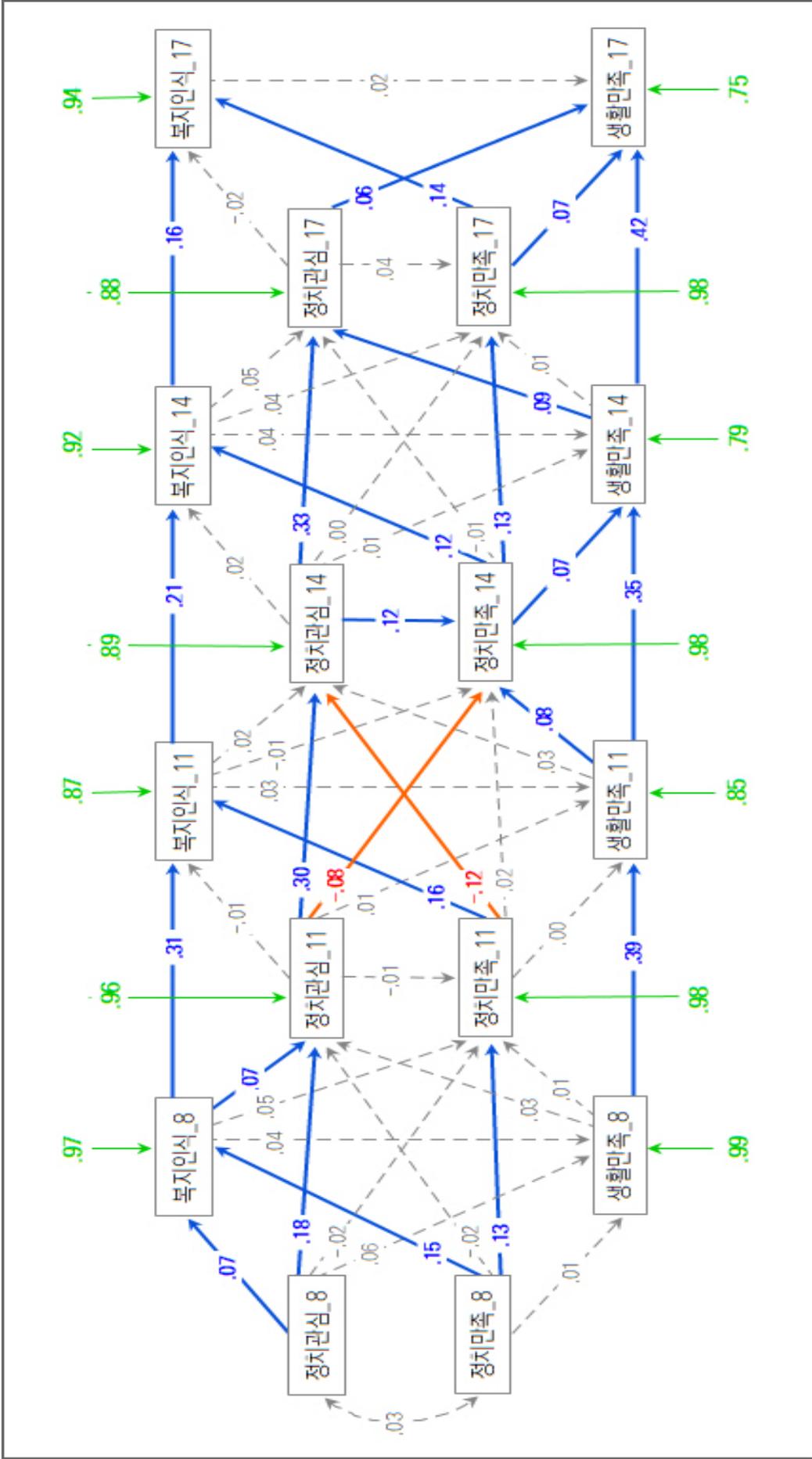
[복지인식]이 [정치관심]과 [정치만족]에 미치는 교차지연 효과는 [복지인식8→정치관심11] 경로에서 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있을 뿐이며, 그 외 경로는 통계적 유의성을 확인할 수 없다. 8차 복지인식이 긍정적이면 11차 시점의 정치관심은 높아진다는 것을 나타내는 결과이다. 또한 [생활만족]이 [정치관심]과 [정치만족]에 미치는 교차지연 효과는 [생활만족11→정치만족14], [생활만족14→정치관심17] 경로에서 통계적으로 유의한 영향을 나타내고 있다. 11차 생활만족이 높으면 14차 정치만족도 높아지고, 14차 생활만족은 17차 정치관심을 제고하는 효과를 보여주고 있는 것이다(<표 14> 참고). 4개 시점에 이르는 과정에서 [복지인식8], [생활만족8]의 간접효과는 [정치관심17]과 [생활만족17]에서 공통적으로 유의한 효과를 확인할 수 있다. 즉, 긍정적 복지인식과 높은 생활만족은 시간이 지남에 따라 정치관심과 생활만족 수준을 높여주는 효과를 나타낸다는 것이다. 이 결과 역시 19세 이상 성인의 세대 간의 차이인지, 각 시점의 정치적 특성인지는 구체적으로 확인해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

정치관심과 정치만족의 교차지연 효과는 11차와 14차 시점에서 의미있게 나타나고 있다. 즉, [정치관심11→정치만족14], [정치만족11→정치관심14] 경로에서 통계적으로 유의한 부적 효과를 나타내고 있는 것이다. 정치관심이 높으면 정치만족은 낮아지고, 정치만족이 높으면 정치관심은 낮아지는 결과인 것이다. 그 외 시점에서 정치관심과 정치만족 간 교차지연 효과는 드러나지 않고 있으며, 이 결과 역시 각 시점의 정치적 특성 때문인지 연령과 같은 세대차인지 명확하게 확인하기에는 한계가 있다.

각 시점의 [정치관심→정치만족], [복지인식→생활만족] 경로는 특별한 추세를 확인하기 어렵다. 즉, 정치관심14→정치만족14 경로만 통계적으로 유의하며, 그 외 경로는 모두 통계적으로 유의한 인과관계를 나타내지 못하고 있다.

8차, 11차, 14차, 17차 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족 자기회귀 추정은 [정치만족11→정치만족14] 경로를 제외하고 모두 통계적으로 유의한 정적효과를 보여주고 있다. 즉, 8차 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족은 11차 시점에 모두 정적효과를 나타내고 있으며, 이는 14차와 17차에서도 유사한 추정 결과를 나타내고 있는 것이다.

이 연구는 한국사회 19세 성인의 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족 간 인과관계가 약 10년 간 어떤 양상을 나타내는지 확인하는 것이다. 이 결과를 해석하고 실제 현장에서 활용하기 위해 확인해야 할 추정치는 방해오차(ζ)이다. 각 측정변수 방해오차 범위는 정치관심 .88~.96, 정치만족 .98, 복지인식 .87~.97, 생활만족 .75~.99로 확인되고 있다. 방해오차는 설명되지 못한 값이기 때문에 클수록 각 변수간의 상관 또는 인과관계 맥락이 느슨하다는 것을 의미한다. 즉 한국사회 19세 이상 성인의 정치관심, 정치만족, 복지인식과 생활만족 수준은 밀접한 인과관계 맥락을 갖는다고 보기에는 한계가 있는 것이다. 이러한 오차 추정치를 전제하고 결과를 해석해야 할 것으로 판단된다.



[그림 2] 구조방정식모형 분석 결과

〈표 13〉 구조방정식모형 분석결과_직접효과

경로	비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t	
정치관심8	→ 정치관심11	.20	.18	.04	5.04***
	→ 정치만족11	-.02	-.02	.03	-.75
	→ 복지인식8	.05	.07	.02	2.42*
	→ 생활만족8	.03	.06	.02	1.89
정치관심11	→ 정치관심14	.31	.30	.03	9.11***
	→ 정치만족11	-.01	-.01	.03	-.36
	→ 정치만족14	-.08	-.08	.03	-2.29*
	→ 복지인식11	-.01	-.01	.02	-.42
	→ 생활만족11	.00	.01	.02	.24
정치관심14	→ 정치관심17	.32	.33	.03	10.02***
	→ 정치만족14	.11	.12	.03	3.27**
	→ 정치만족17	.00	.00	.03	.13
	→ 복지인식14	.01	.02	.02	.62
	→ 생활만족14	.00	.01	.01	.34
정치관심17	→ 정치만족17	.04	.04	.03	1.05
	→ 복지인식17	-.01	-.02	.02	-.57
	→ 생활만족17	.03	.06	.01	2.49*
정치만족8	→ 정치관심11	-.02	-.02	.03	-.65
	→ 정치만족11	.11	.13	.03	4.09***
	→ 복지인식8	.09	.15	.02	4.88***
	→ 생활만족	.00	.01	.02	.27
정치만족11	→ 정치관심14	-.15	-.12	.04	-4.09***
	→ 정치만족14	.03	.02	.04	.71
	→ 복지인식11	.11	.16	.02	5.83***
	→ 생활만족11	.00	.00	.02	-.19
정치만족14	→ 정치관심17	-.01	-.01	.03	-.26
	→ 정치만족17	.12	.13	.03	4.11***
	→ 복지인식14	.07	.12	.02	3.99***
	→ 생활만족14	.04	.07	.01	2.55*
정치만족17	→ 복지인식17	.08	.14	.02	4.55***
	→ 생활만족17	.04	.07	.01	2.80**
복지인식8	→ 정치관심11	.12	.07	.06	2.08*
	→ 정치만족11	.07	.05	.05	1.53
	→ 복지인식11	.32	.31	.03	10.07***
	→ 생활만족8	.04	.04	.03	1.35
복지인식11	→ 정치관심14	.04	.02	.05	.83
	→ 정치만족14	-.02	-.01	.05	-.47
	→ 복지인식14	.19	.21	.03	6.71***
	→ 생활만족11	.03	.03	.03	1.05
복지인식14	→ 정치관심17	.09	.05	.05	1.71
	→ 정치만족17	.08	.04	.05	1.58
	→ 복지인식17	.17	.16	.03	5.55***
	→ 생활만족14	.04	.04	.03	1.40
복지인식17	→ 생활만족17	.02	.02	.03	.75
생활만족8	→ 정치관심11	.05	.03	.06	.94

	→ 정치만족11	.02	.01	.05	.38
	생활만족11	.41	.39	.03	13.44***
생활만족11	→ 정치관심14	.05	.03	.05	.97
	→ 정치만족14	.13	.08	.05	2.63**
	→ 생활만족14	.33	.35	.03	11.27***
생활만족14	→ 정치관심17	.16	.09	.06	2.84**
	→ 정치만족17	.02	.01	.05	.29
	→ 생활만족17	.43	.42	.03	13.93***

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

〈표 14〉 구조방정식모형 분석결과_간접효과

경로		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t
정치관심8	→ 정치관심17	.02	.02	.01	3.84***
	→ 정치만족17	.00	.00	.00	.23
	→ 복지인식17	.00	.00	.00	.34
	→ 생활만족17	.00	.01	.00	2.33**
정치만족8	→ 정치관심17	-.01	.00	.00	-1.23
	→ 정치만족17	.00	.00	.00	.60
	→ 복지인식17	.00	.01	.00	3.22**
	→ 생활만족17	.00	.00	.00	.53
복지인식8	→ 정치관심17	.02	.01	.01	2.27*
	→ 정치만족17	.01	.00	.00	1.18
	→ 복지인식17	.01	.01	.00	4.01***
	→ 생활만족17	.01	.01	.00	2.32*
생활만족8	→ 정치관심17	.03	.02	.01	2.62**
	→ 정치만족17	.01	.01	.01	1.32
	→ 복지인식17	.00	.00	.00	1.19
	→ 생활만족17	.06	.06	.01	7.49***

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

제4절 결론 및 제언

이 연구는 한국사회 19세 성인의 정치관심, 정치만족, 복지인식 및 생활만족 간 인과관계를 확인하였다. 특히 8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년), 17차(2022년) 4개 시점에서 인과관계 양상이 어떻게 변화되는지 확인하는 것이다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 4개 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족 자기회귀 결과는 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있다. 8차시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식, 생활만족이 긍정적이거나 높을 때 3년 간격의 4개 시점에 의미있는 정적 효과를 나타내고 있는 것이다. 다만 정치만족11→정치만족14 경로는 통계적으로 유의한 효과를 나타내지 못한다.

둘째, 정치관심과 정치만족이 복지인식에 미치는 효과는 [정치만족→복지인식] 경로만 4개 시점 모두 일관되게 유의한 영향을 보여주고 있다. [정치관심8→복지인식11] 경로만 유의한 효과를 나타내고 있다. 반면, 정치관심과 정치만족이 생활만족에 미치는 영향은 [정치만족14→생활만족14], [정치만족17→생활만족17], [정치관심17→생활만족17]에서 효과를 확인할 수 있다.

셋째, 정치관심과 정치만족의 교차지연효과는 11차와 14차 시점에서 부적효과로 확인된다. 즉, 정치관심11→정치만족14, 정치만족11→정치관심14 경로가 통계적으로 유의한 부적효과를 나타내고 있다.

넷째, 복지인식 및 생활만족과 정치관심 및 정치만족 교차지연효과는 복지인식8→정치관심11, 생활만족11→정치만족14, 생활만족14→정치관심17에서 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있다. 그리고 4개 시점의 정치관심→정치만족, 복지인식→생활만족 효과는 정치관심14→정치만족14 효과만 확인할 수 있다.

8차(2013년), 11차(2016년), 14차(2019년), 17차(2022년) 4개 시점의 정치관심, 정치만족, 복지인식 그리고 생활만족 간 시계열적 인과관계를 확인한 결과, 4개 측정변수 간 특징적인 인과관계 맥락은 [정치만족→복지인식]이며, 시간의 흐름에 따라 인과관계가 드러나는 경로는 [정치만족→생활만족]으로 볼 수 있다. 다만 특이한 결과는 11차, 14차 정치관심, 정치만족 간 교차지연효과이다. 본 연구 결과 정치관심과 정치만족, 복지인식과 생활만족 간 인과관계 맥락은 연구가정과 차이가 있는 것으로 판단된다. 즉, 한국사회를 포함하여 현대사회에서 정치관심과 정치만족, 복지인식과 생활만족은 매우 밀접한 관련이 있을 것으로 가정하였다. 그러나 실제 수집된 데이터를 통해 확인한 결과, 4개 측정변수 간 인과관계 맥락은 특별한 경향성을 나타내지 못하는 것으로 결론 내릴 수 있다. 이러한 결론은 구조방정식모형 분석 결과 오차(ζ)가 매우 크게 추정된 것으로도 확인된다.

결론적으로 정치관심과 정치만족은 특별한 경향을 나타내는 것이 아니라 각 시점의 정치활동 및 영향력에 따라 다르게 나타나는 요인으로 추정할 수 있다. 또한 이러한 정치적 특성에 따라 복지인식과 생활만족 수준도 같은 맥락에서 영향받는 특성을 나타내는 것으로 잠정적으로 결론 내릴 수 있다. 다른 정치적 특성에 따른 영향이 시간의 흐름(나이가 많아지는) 때문인지, 개인들의 정치적 선호 특성인지는 구체적이고 보완적인 분석을 통해 확인해야 할 필요가 있다.

참고문헌

- 강혜진·2018. “지방정부 서비스에 대한 기대불일치가 주민들의 지역만족에 미치는 영향에 관한 연구”. 『한국행정학보』, 52(2), 67-99.
- 강혜진·차세영, 2018. “지방정부 의료서비스 만족도와 주민들의 삶의 질에 관한 연구: 연령의 조절효과를 중심으로”. 『한국사회와 행정연구』, 29(2), 83-113.
- 고명철. 2018. “공공서비스 만족도가 주관적 안녕감에 미치는 영향: 지방정부 신뢰에 의한 지역사회 생활의 질(community QoL)의 매개된 조절효과를 중심으로”. 『지방정부연구』, 22(2), 119-146
- 고명철·이아람. 2020. “정부신뢰 및 정치적 효능감이 시민참여에 미치는 영향: 공공서비스 이용경험의 조절효과를 중심으로”. 『한국공공관리학보』, 34(4), 99-122.
- 곽수란. 2013. 사회복지정책 효과 분석. 한국복지패널 학술대회. 서울대학교
- 권오경·허준수. 2022. “주간보호센터 노인의 집단회상프로그램 효과성 검증에 관한 연구: 정신건강관련 삶의 질을 중심으로” 『한국콘텐츠학회논문지』, 22(4), 592-608.
- 김범중·이미진. 2020. “노인 삶의 질 영향요인 분석: 인구사회학적 특성과 소득원을 중심으로”. 『한국지역사회복지학』, 75, 1-27
- 김병섭·강혜진·김현정. 2015. “지방정부서비스가 주민행복에 미치는 영향; 주거영역 삶의 질의 조절효과에 대한 검증을 중심으로”. 『행정논총』, 53(3), 29-56.
- 김연희. 2022. “문화복지서비스와 삶의 질의 인과관계에 관한연구: 문화자본과 직무성과의 매개효과를 중심으로”. 『사회과학연구』, 61(3), 459-486.
- 문경주. 2014. “지방정부의 동태적 효율성과 지역사회의 삶의 질 및 지방자치구조 변화의의 상관성 분석:16개 광역지방정부를 중심으로”. 『지방정부연구』, 18(1), 1-31.
- 박금령, 최병호(2019). “취약계층의 주관적 건강수준과 삶의 만족도: 최저주거기준 미달가구와 비주택거주 가구를 중심으로”. 『보건사회연구』, 39(2), 500-518.
- 배정현. 2014. “삶의 만족과 정부의 질”. 『행정논총』, 52(1), 247-270.
- 송기민·정진욱·안재신. 2022. “한국과 미국노인에 있어 삶의 질 향상을 위한 물리적 고령친화거주환경의 중요요인 비교연구”. 『장기요양연구』, 10(2), 91-113.
- 원영훈·윤지웅. 2020. “정부지출이 국민 삶의 질에 미치는 영향에 대한 분석: OECD Better Life Index를 중심으로”. 『정부학연구』, 26(3), 93-137.
- 이태형. 2023. “청년 1인 가구의 주거, 일자리 현황이 삶의 질에 미치는 영향”. 『한국과 국제사회』, 7(3), 103-126.
- 이현복. 2016. 사회복지지출과 삶의 질에 대한 연구: OECD 주요국을 중심으로. 『사회보장연구』, 32(2), 195-217.

- 임복희·박윤환. 2023. “돌봄서비스가 노인 삶의질 만족도에 미치는 영향: 경기도 대도시, 중도시, 소도시 지역 비교를 중심으로”. 『지방정부연구』, 27(3), 241-265.
- 장영식. 2007. “한국인의 삶의 질 수준에 관한 연구”. 한국보건사회연구원.
- 장행술·박지형·박형근. 2022. “정부지원 노인사회 활동 프로그램이 삶의질 만족도에 미치는 영향”. 『정부행정』, 18(2), 61-86.
- 정보람·이학준. 2021. “분야별 정부지출이 삶의 만족에 미치는 영향-문화재정을 중심으로”. 『문화경제연구』, 24(2), 29-52.
- 조선하. 2022. “건강증진 프로그램 참여 노인의 여가몰입, 자아탄력성, 삶의질 관계”. 『인문사회21』, 13(1), 3001-3012.
- 최정인·김태형·정세희·문명재. 2018. “정부의 질이 국민의 삶의 질에 미치는 영향: 경제성장의 매개효과를 중심으로”. 『지방정부연구』, 21(4), 391-409.
- 표준국어대사전. 국립국어원. <https://stdict.korean.go.kr/main/main.do>
- 허만형·이기엽. 2020. “지방정부의 삶의 만족도 영향요인에 관한 연구: 전국 17개 광역자치단체의 경제적, 사회적, 건강요인 간 구조관계 분석”. 『정책분석평가학회보』, 30(2), 95-123.
- 이기중. (2012). 구조방정식모형: 인과성·통계분석 및 추론. 국민대학교 출판부.
- Carmines, E. G., & McIver, J. P.(1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. In G. W. Bohmstedt & E. F. Borgatta(Eds), Social Measurement(pp.65-115). Thousand Oaks, CA: Saage Publications.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D.(1993). LISREL 8: Structural equation modeling with th SIMPLIS command language. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Kline, R. B.(1995). Experimental design: Procedures for the behavioral sciences. Pacific Grove, CA: Brooks/ Cole Publishing Co.

세대 간 사회적 이동 유형별 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적: 건강의 사회적 결정요인 관점에서의 탐색적 연구

남은지(인천대학교 사회복지학과)

최창용(가천대학교 사회복지학과)

제1장 연구의 필요성 및 목적

건강의 사회적 결정요인이란, 개인의 건강에 영향을 미치는 “사람들이 태어나 성장하고 일하고 살아가고 늙어가는 모든 환경”을 의미한다(World Health Organization, 2008). 건강의 사회적 결정요인은 두 가지 핵심적인 이론, 사회원인 이론과 생애과정 이론에 근거하고 있다. 즉, 아동기, 청소년기, 성인기, 노년기까지 시기별로 경험하는 다양한 사회경제적 상황이 생애 전반에 걸쳐 영향을 주는 것이다. 따라서 건강의 사회적 결정요인 관점의 연구는 이러한 영향 관계를 파악할 수 있도록 설계하는 것이 중요하다.

생애과정에 걸친 사회적 요인의 영향 관계는 총 세 가지 모델에 의해 설명된다. 우선, 결정적 시기 및 민감 시기 모델은 특정 시기의 상황, 주로 태내기 및 아동기의 상황이 다른 시기보다 우리의 건강을 형성하는 데 더 중요할 수 있다고 가정한다. 이에 반해 누적 모델은 건강에 영향을 미치는 사회적 상황에 특별히 더 결정적이거나 민감한 시기가 있다고 보기보다는 그러한 상황이 얼마나 지속적으로 유지되는가가 더 중요하다고 설명한다. 마지막으로 사회적 이동모델은 사회적 상황의 변화가 건강 상태의 변화를 가져올 수 있다고 가정한다. 더 나은 사회경제적 지위로의 상승이 과거의(주로 태내기·아동기) 불우한 사회경제적 상황의 영향을 상쇄하고, 때론 더 나은 건강 상태를 가져올 수 있다고 보는 것이다(Morrissey and Kinderman, 2020; Phillips, Martin and Belmi, 2020) .

그동안 많은 연구가 한국복지패널을 사용하여 사회경제적 지위가 생애 전반에 걸쳐 건강에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 이현주와 정은희(2016)는 부모의 교육 수준, 아동기 경제적 이유로 학업을 중단한 경험이 초기 노년기 주관적 건강 및 우울에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 결과, 아동기 사회경제적 지위가 초기 노년기 주관적 건강 및 우울에 미치는 영향이 다소 다르게 나타났는데, 구체적으로 주관적 건강에는 아동기 사회경제적 지위가 직접적으로 영향을 준 반면 우울에는 그렇지 않았다. 초기 노년기 우울은 중년기 교육 수준 및 소득 수준과 관련이 있었는데, 즉, 아동기 사회경제적 지위가 중년기 사회경제적 지위에 영향을 주는 방식으로 초기 노년기 우울에 영향을 주는 것이다. 이와 비슷하게 윤수경(2019)도 아동기 사회경제적 지위(부모 교육 수준, 주관적 경제 상태, 학업 중단 경험)와 중장년기 우울의 관계를 분석하였는데, 앞선 연구와 마찬가지로 아동기 사회경제적 지위는 중장년기 사회경제적 지위를 매개로 중장년기 우울에 영향을 주었다. 아동기 결핍 경험이 성인기 우울에 미치는 영향을 살펴본 윤명숙·석소원·노엽(2021)의 연구도 비슷한 결과를 도출하였다. 구체적으로, 아동기 결핍 경험은 성인기 교육 및 소득에 영향을 주었으며, 생활만족도를 매개로 성인기 우울 수준에 영향을 주었다. 지금까지의 선행연구를 종합해

보면, 생애 초기 사회경제적 지위는 성인기 이후 건강(주로 우울)에 직접적인 영향을 준다고보다는 이후 시기 사회경제적 지위에 영향을 미치는 방식으로 성인기 이후 건강에 영향을 주는 것으로 보인다. 즉, 아동기 사회경제적 지위 그 자체보다는 이후 시기의 사회경제적 지위가 성인기 이후 건강에 더 중요할 수 있는 것이다. 이를 보다 심도 있게 확인해보기 위해서는 성인기 사회경제적 지위의 상승, 즉 사회적 이동이 건강의 향상과 관련 있는지 실증적으로 탐색하는 것이 필요하다. 이에 본 연구는 아동기 환경과 성인기 환경의 변화, 즉 세대 간 사회적 이동에 주목하여, 세대 간 사회적 이동과 성인기 이후 건강 및 정신건강의 관련성을 살펴보고자 한다.

제2장 선행연구의 검토

1. 세대 간 사회적 이동과 건강

사회적 이동, 그중에서도 아동기-성인기 사회적 지위의 차이를 의미하는 세대 간 사회적 이동과 건강과의 관계를 분석한 연구가 이미 다수 존재한다. 이들 연구는 전반적으로 아동기에 비해 성인기에 사회경제적 지위가 상승했을 때 건강 상태가 더 좋아진다고 보고하는데, 구체적으로 교육 수준, 직업, 소득의 상승이 성인기 낮은 만성질환 및 감염성 질환 진단, 미숙아 출산 및 조산, 입원, 사망률 등과 관련이 있었다(Cardano, Costa and Demaria, 2003; Cundiff, Boylan, Pardini, and Matthews, 2017; Halleröd and Gustafsson, 2011; Osypuk, Slaughter-Acey, Kehm and Misra, 2016).

세대 간 사회적 이동에 따라 건강이 어느 수준까지 상승할 수 있는지에 대해서는 다양한 사회적 이동 유형 집단 비교를 통해 연구되었다. 서제희·김호·신영전(2010)은 한국복지패널 1차년도 자료를 이용하여, 아동기 및 성인기 사회경제적 지위, 세대 간 사회적 이동과 성인기 건강의 관계를 연구하였다. 이때 세대 간 사회적 이동은 아버지의 종사상 지위와 자녀 본인의 종사상 지위 비교를 통해 살펴보았는데, 연구 결과 비육체직 유지군의 건강 수준이 제일 좋았고, 지위 상승에 따른 건강에의 영향은 성별 및 건강변수에 따라 다르게 나타났다. 구체적으로, 남성의 경우 육체직에서 비육체직으로 종사상의 지위가 상승한 경우에도, 육체직에서 비육체직으로 지위가 하락한 경우에도, 비육체직 유지군도 모두 비육체직 유지군에 비해 주관적 건강이 나쁘으나 만성질환 유병에는 차이가 없었다. 여성의 경우에는 사회적 이동과 건강과의 관계가 남성에 비해 두드러지지 않았다. 직업 대신 교육이나 소득을 기준으로 사회적 이동과 건강의 관계를 살펴본 연구도 이와 비슷한 결과를 보인다. 지위가 상승한 사람의 우울 및 건강 수준은 부모와 자녀 본인 모두 높은 사회경제적 지위에 속하는 사람보다는 낮았지만, 부모와 자녀 본인 모두 낮은 사회경제적 지위에 속하는 사람보다는 높았다(Kwon, Kim, Lee and Park, 2018; Willson and Shuey, 2016). 지위 상승 집단과 하락 집단 사이에는 큰 차이가 없었으며(Kwon et al., 2018), 지위가 상승한 경우라면 성인기보다는 아동기에 지위가 상승한 집단의 건강 수준이 더 높았다(Willson and Shuey, 2016).

반면 일부 연구는 사회적 이동모델이 가정하는 것처럼 성인기에 높은 사회경제적 지위로 상승한 사람의 건강 수준이 지속적으로 사회경제적 지위가 높았던 사람만큼 좋다는 연구 결과도 보인다. 교육, 직업, 소득을 종합적으로 고려했을 때 지위가 상승한 사람이 같은 지위를 유지했던 사람보다 건강 수준이 높았으며(Bulczak, Gugushvili and Zelinska, 2022), 지위 상승을 이룬 사람은 지속적으로 낮은 지위에 속한 사람이나 지위가 하락한 사람보다 건강 관련 삶의 질이 높았고, 지위가 높은 사람과 유의미한 차이가 없었

다(Brennan and Spencer, 2014). 또한, 지위 상승과 건강한 노화(보행 속도, 폐기능, 악력)의 관계를 분석한 Vable, Gilsanz and Kawachi(2019)에 따르면, 청소년기에 사회경제적으로 낮은 지위에 속했다라도 노년기(67세) 사회경제적 지위가 높으면, 지속적으로 높은 사회경제적 지위에 있었던 사람에 비해 보행 속도, 폐기능, 악력에 전혀 차이가 없었다.

2. 사회적 지위 상승의 대가: John Henryism Hypothesis

역설적으로 사회적 지위의 상승이 오히려 건강에 부정적 영향을 준다는 연구도 존재한다. 무리해서 기계와 경쟁하다 결국 기계를 이겼지만, 바로 심장마비 및 과로로 사망하였다고 전해지는 미국의 가상인물 존 헨리의 이름을 딴 존 헨리즘 가설은 사회적 지위 상승은 그 과정에 많은 노력과 희생을 요구하기에 건강에 무리가 된다고 설명한다(James, 1994). 실제로 Brody, Yu, Chen, Miller, Kogan and Beach(2013)는 학교생활을 훌륭히 해내는 흑인 아이들이 집안 환경이 어려운 경우, 학교생활을 잘 해내면 해낼수록 신체 건강지표 중 하나라고 할 수 있는 알로스타틱 부하(allostatic load)량이 높은 현상을 발견하였다. 이러한 현상은 종단적으로도 관찰되었는데, 청소년기에 불행한 경험(부모의 이혼, 학대 및 방임, 폭력에의 노출)은 초기 성인기 심장대사질환 위험성을 높였으며, 이러한 효과는 교육적 성취가 높거나 소득 수준이 높은 사람들에게 더 크게 작용하였다(Wickrama, O'Neal and Lee, 2016). 사회경제적 지위가 상승한 사람들의 건강 결과에 주목한 문헌고찰 연구도 이러한 역설적 현상이 광범위하게 나타나며, 이러한 현상에 다양한 원인이 작용할 것으로 추정하였다. 구체적으로, 성공을 위한 노력 그 자체 혹은 어린 시절 환경과 성인기 환경의 차이에서 기인하는 환경에 대한 적응 노력, 성공 과정의 차별 경험 등이 신체기능 및 대사 불균형을 가져오거나 건강 행동을 유지하기 어렵게 할 수 있다(Chen, Brody and Miller, 2021).

3. 선행연구의 한계

지금까지 검토한 선행연구를 종합해 보면, 사회적 이동과 건강의 관계가 복잡하고, 때문에 다양한 연구 결과가 혼재되어 있음을 알 수 있다. 그런데 사회경제적 지위뿐만 아니라 사회적 이동 역시 다양한 방식으로 정의되기 때문에 비교가 쉽지 않다. 보통 유럽에서는 종사상 지위, 미국에서는 교육 수준 및 경제적 수준을 중심으로 사회적 이동을 살펴보았으며(Chen et al., 2021), 국내에는 종사상 지위 변화를 기준으로 살펴본 연구 한편이 있다. 사회적 이동의 유형화도 지위 변동을 직접적으로 살펴본 연구도 있으나(Halleröd and Gustafsson, 2011), 잠재계층모형을 통한 유형화를 시도하거나(Willson and Shuey, 2016), 계층의 상충하를 고려하지 않고, 평균이나 중앙값 분할의 방법으로 지위의 높고 낮음만 구분한 경우가 더 많았다(Boyle, Norman and Popham, 2009; Brennan and Spencer, 2014; Kwon et al., 2018; Vable et al., 2018). 또한, 앞서 언급한 바와 같이 사회적 이동이 건강에 미치는 영향은 건강의 사회적 결정요인 관점에서 장기간에 걸쳐 연속적인 변화를 살펴보는 것이 중요한데도, 많은 연구가 아동기와 성인기 두 시점의 자료를 활용하는 방식으로 연구하였다(Brennan and Spencer, 2014; Cundiff, et al., 2017; Giordana and Lindstrom, 2010; Wickrama et al., 2016).

한편, 건강 관련 연구는 연령의 효과를 중요하게 다루어야 한다. 건강은 연령이 증가할수록 대체로 나빠지며, 따라서 성인기 이후 건강의 변화를 총체적으로 살펴보기 위해서는 성인기 초기부터 시작하여야 한다. 특히 성인기 초기는 그 이후 시기인 중장년기나 노년기에 비해 전반적으로 건강한 시기일 뿐 아니라 부모의 사회경제적 지위의 영향력이 점차 감소하고 본인의 사회경제적 지위의 영향력이 점차 강해지는

시기이기 때문이다. 실제로 Sweeting, Green, Benzeval and West(2015)에 따르면, 본인의 사회경제적 지위의 영향력은 신체 건강의 경우 18~24세에 정신건강의 경우 24~30세에 나타나기 시작하며, 이 시기 부모의 사회경제적 지위의 영향력은 점점 사라진다.

제3장 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하여 수행되었다. 본 연구는 한국복지패널 1차년도(2006) 참여자 중 1차년도 조사 당시 30대(30세~39세)인 사람을 대상으로 수행하였다. 본 연구의 참여자의 출생연도 범위는 1967년(1차년도 조사 당시 39세)에서 1976(1차년도 조사 당시 30세)에 해당한다. 본 연구는 1차년도 조사 참여자로 제한하였으며, 이후 동일한 출생코호트에서 신규가구원으로 추가 진입한 자들은 분석에 포함되지 않았다. 한국복지패널의 1차년도 조사참여자 수는 총 18,856명이었으며, 이 중 본 연구는 상기 출생코호트에 해당한 총 2,942명의 자료를 가지고 수행되었다.

2. 측정도구

1) 사회적 이동

사회적 이동에는 아동기 경제적 생활상태에 대한 회고 질문과 1차년도 전해(2005년) 시점의 경제적 상황에 대한 회고 질문의 두 질문이 활용되었다. 한국복지패널은 모든 가구원 조사 참여자의 첫 조사참여 당시 1회에 한해 아동기 생활환경에 대한 질문을 제시하고 있다. 아동기 경제적 생활 상태는 “귀하가 아동기(만 0~17세)에 가구의 경제적 생활상태는 어떠하였습니까?”의 단일 질문을 통해 확인되었다. 해당 문항의 응답범주는 ‘매우 가난, 가난, 보통, 부유, 매우 부유’의 다섯 가지였다. 성인기 경제적 상황 역시 유사한 단일 문항을 통해 측정되었다. 2006년 1차년도 조사 당시 한국복지패널은 성인 조사 참여자들에게 “2005년 12월 31일 기준으로 귀하의 경제적 생활수준은 어떠하였습니까?”를 질문하였으며, 응답범주는 아동기 회고 질문과 동일하게 매우 가난에서 매우 부유까지의 다섯 가지로 구성되었다.

본 연구는 아동기 경제적 상황과 조사 시점의 경제적 상황 간의 변화 또는 유지를 바탕으로 사회적 이동을 조작적으로 정의하였다. 먼저, 두 질문의 다섯 가지 응답범주 중 ‘매우 가난’과 ‘가난’을 합치고 ‘부유’와 ‘매우 부유’를 합쳐, 가난-보통-부유의 세 가지 응답범주로 재분류되었다. 아동기와 성인기 모두 ‘가난’이라고 응답한 경우 ‘가난 유지 집단’으로 분류되었으며, 동일한 기준을 바탕으로 ‘보통 유지 집단’, ‘부유 유지 집단’을 분류하였다. ‘지위 상승 집단’은 아동기에 ‘가난’하였으나 성인기에 ‘보통’ 또는 ‘부유’한 사례와 아동기에 경제적 상황이 ‘보통’이었으나 성인기에 ‘부유’한 사례를 포함하였다. ‘지위 하락 집단’은 아동기 경제적 상황은 ‘보통’이었으나 성인기에 ‘가난’하다고 응답한 사례와 아동기에 ‘부유’하였으나 성인기에 ‘보통’, 또는 ‘가난’하다고 응답한 사례를 포함하였다.

2) 성인기 건강 결과

본 연구는 성인기 건강 결과로 주관적 불건강, 우울 위험, 만성질환 유병의 세 가지를 활용하였다. 세 건강지표는 모두 이분 변수로 정의되었으며, 각각의 기준은 아래에서 설명되었다.

주관적 불건강은 건강 상태에 대한 단일문항을 활용하여 정의되었다. 한국복지패널은 매년 가구조사에서 모든 가구의 주관적 건강 상태를 '아주 건강하다', '건강한 편이다', '보통이다', '건강하지 않은 편이다', '건강이 아주 안 좋다'의 다섯 가지로 확인하였다. 이 중 '보통이다', '건강하지 않은 편이다', '건강이 아주 안 좋다'로 응답된 경우, 주관적 불건강으로 분류하여 1로 코딩하였다. '건강한 편이다' 또는 '아주 건강하다'로 응답한 경우 0으로 코딩하였다.

우울 위험군은 CESD(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale)-11 척도(Kohout et al., 1993; 한국복지패널, 2023)를 통해 분류되었다. 한국복지패널에서는 CESD-11를 활용하여 성인 가구원 조사대상자들의 우울 증상을 측정하고 있으며, 해당 척도는 우울과 관련된 11개 문항으로 구성되어 있다. CESD-11는 '상당히 우울했다', '모든 일들이 힘들게 느껴졌다', '세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다', '사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌을 받았다' 등의 우울과 관련된 11개 문항으로 구성되어 있으며, 이 중에는 '비교적 잘 지냈다', '큰 불만없이 생활했다'의 역코딩을 요구하는 2가지 문항도 포함하고 있다. 각 문항은 0점에서 3점으로 측정되었으며, 점수가 높을수록 높은 수준의 우울 증상을 의미한다. CESD-11의 11개 문항 합산 점수는 20/11을 곱해 변환점수를 산출할 수 있으며, 변환점수가 16점 이상인 경우 임상적 우울증을 의심할 수 있는 수준으로 간주된다. 본 연구에서도 임상적 기준점 16점에 따라 우울 위험군(1)과 비위험군(0)으로 분류하였다.

만성질환 유병은 만성질환에 대한 자기보고식 단일문항을 통해 측정되었다. 한국복지패널에서는 매년 가구조사 당시 모든 가구의 만성질환으로 인한 치료 여부를 확인하고 있다. 만성질환에 대한 응답범주는 '비해당', '3개월 미만 투병, 투약하고 있다', '3~6개월 투병, 투약하고 있다', '6개월 이상 투병, 투약하고 있다'의 네 가지로 구성되어 있다. 본 연구에서는 만성질환의 일반적 정의에 따라 3개월 이상 지속되는 치료가 보고된 경우 만성질환 유병(1)으로 분류하였으며, '비해당' 또는 '3개월 미만의 투병, 투약'은 만성질환이 없는 것(0)으로 분류하였다.

3) 통제변인

본 연구는 사회적 이동과 성인기 건강 및 정신건강 궤적 간의 관계를 확인함에 있어 몇 가지 기본적인 인구사회학적 조건을 통제하였다. 첫째로 성별(0=남성, 1=여성)과 연령이 통제되었다. 연령은 1차년도 당시의 연령이 투입되었다. 조사참여자의 최종 학력은 고등학교 졸업 이하(1)인 경우와 전문대 또는 대학교 중퇴 이상의 학력(0)으로 두 가지 범주로 분류되어 통제 되었다.

다음으로 경제적 상황과 관련된 세 가지 변인이 통제되었다. 먼저 1차년도 당시 저소득 가구 여부가 통제 되었다. 한국복지패널은 공공부조 이전의 균등화 경상소득이 중위 60% 이하에 해당하는지 여부에 따라 저소득 가구(1)-일반 가구(0) 여부를 직접 산출하여 제공한다. 이에 더해 조사 시점의 주된 근로 형태가 통제되었다. 한국복지패널에서는 조사 수행 전년도를 기준으로 주된 근로형태를 질문하고 있다. 본 연구에서는 응답범주 중 '상용직 임금근로자', '고용주', '자영업자'는 0으로 코딩하고, '임시직 임금근로자', '일용직 임금근로자', '자활근로, 공공근로, 노인일자리', '무급가족종사자', '실업자', '비경제 활동인구'는 1로 코

당하여 이분 변수로 구분하여 투입하였다. 마지막으로 1차년도 조사 당시 응답한 5년 후의 경제적 상황에 대한 예상이 통제되었다. 해당 단일문항에는 '1=매우 가난', '2=가난', '3=보통', '4=부유', '5=매우 부유'의 5가지 응답범주가 있었으며, 이는 연속변수로서 투입되었다.

3. 분석방법

본 연구는 연구참여자들의 일반적 특성을 확인하기 위하여 인구사회적조건 및 사회적 이동 관련된 변인들을 대상으로 빈도분석을 실시하였다. 연구참여자의 사회적 이동은 아동기 경제적 상황에 대한 응답과 성인기(2005년 시점) 경제적 상황에 대한 응답의 교차분석을 통해 정의되었으며, 전체 연구참여자 및 사회적 이동 유형별 건강결과를 기술통계를 통하여 확인하였다.

사회적 이동은 잠재성장모형을 통해 분석되었다. 각 건강결과 요인에 대한 잠재성장모형은 먼저 무조건부 모형 분석이 실시되었으며, 무조건부 모형에서 단일 궤적 모형과 2개 구간별 궤적 모형을 각각 수행하여 적합도를 비교하였다. 이후 조건부 모형을 수행하여 분류된 사회적 이동 유형에 따라 초기값 또는 기울기에 유의한 차이가 있는지 확인하였다. 잠재성장모형의 무조건 모형 및 조건부 모형은 세 가지 건강결과(주관적 불건강, 우울 위험, 만성질환)에 대하여 각각 수행되었다.

잠재성장모형의 적합도는 카이제곱 통계량, CFI, IFI, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)의 적합도 지수들을 활용하였다. 카이제곱 통계량은 통계적으로 유의하지 않을 때 모형이 적합한 것으로 판단되나, 모형의 복잡성 및 사례 수에 따라 안정되지 못한 측면이 있어 다른 적합도 지수를 함께 검토하는 것이 권장된다. 일반적으로 CFI와 IFI는 .90 이상인 경우 모형이 적합한 것으로 판단할 수 있으며, RMSEA는 .08 미만일 때 모형이 적합한 것으로 판단할 수 있다(배병렬, 2014).

잠재성장모형 분석에서 연구참여자들은 패널 조사 참여 횟수와 관계없이 모두 분석에 포함되었다. 본 연구는 총 18차에 이르는 장기간의 패널자료를 활용하였으며, 패널의 특성상 연구참여자의 이탈이 발생하였다. 본 연구의 연구대상자 2,942명 중 18회의 연도별 조사에 모두 참여한 자는 1,095명으로 전체 연구대상자의 37.2%에 해당하였으며, 연구대상자의 패널참여 횟수 평균은 10.9회였다. 본 연구는 FIML(Full Information Maximum Likelihood Method)을 활용하여 모형에 주어진 정보들을 바탕으로 모형을 추정하였다. 위의 모든 분석과정은 R을 통해 수행되었으며, 잠재성장모형 분석에는 lavaan package(Rosseel, 2012)가 활용되었다.

제4장 연구결과

1. 연구참여자의 특성

본 연구참여자(N=2,942)의 일반적 특성은 아래 <표 1>과 같다. 연구참여자 중 남성은 1,454명(49.4%), 여성은 1,488명(50.6%)였으며, 30대로 제한하였던 전체 연구참여자의 평균연령은 34.6세였다. 고졸 이하의 학력을 가진 이는 1,567명(53.3%)이었고, 1,365명(46.7%)은 대학교 중퇴 이상의 학력을 가진 것으로 확인되었다. 1차년도 조사 당시 균등화소득에 따른 중위소득 60% 이하에 해당하는 저소득 가구에 속한 이는 592명으로 연구참여자 중 약 20%를 차지하였다. 1차년도 조사 전년도(2005년)의 주된 근로 형태로는 상용직, 고용주, 자영업자가 1,232명(41.9%)였으며, 임시직, 일용직, 공공근로, 무급가족종사자, 실업자, 비경제활

동자는 1,710명(58.1%)였다.

연구참여자 중 아동기에 가난하였다고 응답한 자는 851명(29.2%), 경제적 상황이 보통이었다고 응답한 자는 1,811명(62.1%), 부유하였다고 응답한 자는 255명(8.7%)였다. 연구참여자 중 2005년 연말 시점의 성인기에 가난하였다고 응답한 자는 959명(32.9%), 경제적 상황이 보통이었다고 응답한자는 1,897명(65.0%), 부유하였다고 응답한 자는 61명(2.1%)였다. 두 시기 모두 보통이었다는 응답이 60% 이상으로 가장 많았으며, 부유하다는 응답은 상대적으로 적은 비율로 나타났다.

<표 98> 연구참여자 특성

	n	%
성별		
남성(0)	1454	49.4%
여성(1)	1488	50.6%
최종학력		
대학 중퇴 이상(0)	1375	46.7%
고졸 이하(1)	1567	53.3%
1차년도 저소득 가구 여부		
일반 가구(0)	2350	79.9%
저소득 가구(1)	592	20.1%
주요 근로 형태		
상용직, 고용주, 자영업자(0)	1232	41.9%
임시직, 일용직, 공공근로, 무급가족 종사자, 실업자, 비경제활동 (1)	1710	58.1%
연령 (평균 (표준편차))	34.6 (2.75)	-
5년 뒤 경제적 상황 (평균 (표준편차))	3.01 (0.68)	-
아동기 경제적 상황		
가난	851	29.2%
보통	1811	62.1%
부유	255	8.7%
아동기 경제적 상황		
가난	959	32.9%
보통	1897	65.0%
부유	61	2.1%

연구참여자의 사회적 이동 유형은 아동기 경제적 상황에 대한 응답과 2005년 시점의 성인기 경제적 상황을 교차하여 부여되었다. 두 시기 응답의 교차분석표는 아래 <표 2>와 같다. 사회적 이동의 유형은 가난, 보통, 부유의 세 유형의 응답이 두 시기 간에 유지, 향상, 변화되었는지에 따라 구분되었다. 첫 번째 유형은 가난 유지 집단으로 아동기에도 가난하였고 성인기에도 가난하다고 응답한 자로 구성되었다. 가난

유지 집단으로 확인된 자는 378명으로 약 13.0%에 해당하였다. 두 번째 유형은 사회적 지위 향상 집단으로 아동기에 가난하였으나 성인기에 보통 또는 부유하다고 응답한 자와 아동기에는 보통이었으나 성인기에는 부유하다고 응답한 자들이 포함되었다. 이들은 505명으로 약 17.3%에 해당하였다. 세 번째 유형은 사회적 지위 하락 집단으로 아동기에는 보통이었으나 성인기에 가난하다고 응답한 자와 아동기에는 부유하였으나 성인기에는 보통 또는 가난하다고 응답한 자들이 포함되었다. 이 집단에는 737명이 속하였고 이는 약 25.3%에 해당한다. 네 번째 유형은 보통 유지 그룹으로 아동기와 성인기 모두 경제적 상태가 보통이라고 응답한 1,279명(43.8%)이 속하였다. 마지막으로 아동기와 성인기 모두 부유하다고 응답한 집단이 구분될 수 있다. 그러나 이 집단에는 총 18명(0.6%)만 속하였고, 성인기 건강의 안정된 추정 및 다른 유형과 건강 결과를 비교할만한 충분한 표본 크기를 갖추지 못함에 따라 후속 잠재성장모형 분석에서는 제외되었다. 따라서 이후의 건강결과에 대한 기술통계 및 잠재성장모형 분석에서는 전체 연구대상 2,942명 중 경제적 지위 정보에 응답하지 않은 25명과 부유 유지 집단으로 분류된 18명이 제외된 2,899명의 자료가 활용되었다.

<표 99> 연구참여자의 사회적 이동 분포

		성인기 (2005년 기준)			계
		가난	보통	부유	
아동기	가난	378 (G1)	462 (G2)	11 (G2)	851
	보통	500 (G3)	1279 (G4: ref.)	32 (G2)	1811
	부유	81 (G3)	156 (G3)	18 (-)	255
계		959	1897	61	2917

기술통계로 확인한 연구참여자들의 주관적 불건강, 우울 위험, 만성질환의 세 지표로 확인한 건강궤적은 아래 <표 3>과 같다. 세 지표는 모두 수치가 높을수록 건강이 좋지 않음을 의미한다. 건강궤적은 전체 집단 및 위에서 확인한 네 가지 사회적 이동 집단별로 정리되었으며, 이는 건강결과 지표별로 그림으로도 표현되었다. 기술통계 결과, 모든 건강지표에서 있어서 가난 유지 집단이 가장 좋지 않은 결과를 보였다. 일부 연도조사를 제외하면 가난 유지 집단은 모든 건강지표의 모든 연도조사에서 가장 높은 비율을 보였다. 가난 유지 집단에 이어서 하락 집단, 향상 집단, 보통 유지 집단의 순으로 높게 나타났다. 건강결과들의 궤적은 건강결과 지표에 따라서 상이한 추세를 보였다.

[그림 1]은 주관적 불건강의 결과를 보여준다. 1차년도 조사에서 주관적 불건강을 응답한 자의 비율은 가난 유지 집단, 상승 집단, 하락 집단, 보통 유지 집단에서 각각 27.8%, 13.5%, 18.6%, 10.3%였으며, 18차년도 조사에서는 같은 순서대로 각각 35.3%, 27.3%, 24.7%, 19.9%를 보였다. 모든 연도의 조사에서 가난 유지 집단이 가장 높은 주관적 불건강율을 보였고, 보통 유지 집단이 가장 낮은 주관적 불건강율을 보였다. 16차년도와 18차년도를 제외하면, 하락 집단과 상승 집단이 각각 두번째와 세번째로 높은 주관적 불건강율을 보였다.

주관적 불건강 궤적은 뚜렷한 선형 변화를 보이지 않았으나, 모든 집단이 조사 초기보다 후기에 더 높은 주관적 불건강율을 보였다. 집단에 따라 10차년도에서 12차년도 조사까지는 조사연도에 따라서 부침이 있으면서도 일정한 범위에서 유지되는 결과를 보였으나, 이후로는 모든 집단에서 상승 추세가 나타났다. 특히 이러한 상승추세는 지위 상승집단에서 가장 뚜렷하게 나타나면서, 조사 후반부에는 앞선 시기들과는 달리 지위 하락 집단보다 높은 수준의 주관적 불건강율을 보였다. 주관적 불건강율이 가장 높거나 낮았던

가난 유지 집단과 보통 유지 집단의 격차는 일정하게 유지되는 추세를 보였다.

우울 위험의 집단별 결과는 [그림 2]에서 제시되었다. 우울 위험에서도 가난 유지 집단이 가장 건강하지 않은 것으로 나타났으며, 하락 집단이 두번째로 좋지 않은 결과를 보였다. 두 집단의 1차년도 조사에서의 우울 위험군 비율은 각각 30.1%와 23.0%에 해당하였다. 반면, 지위 상승 집단과 보통 유지 집단은 일부 조사 시기를 제외하면, 서로 비슷한 결과를 보이면서 가장 낮은 수준의 위험율을 보였다. 1차년도와 2차년도, 18차년도는 두 집단의 격차가 상대적으로 큰 시기였는데, 모두 지위 상승 집단(14.4%, 16.8%, 7.6%)이 보통 유지 집단(10.0%, 12.0%, 2.7%)보다 높은 우울 위험군 비율을 보였다.

우울 위험의 궤적을 살펴보면, 모든 집단이 하락 추세를 보였으며 집단 간 격차가 줄어드는 추세를 보였다. 우울 위험 비율이 전반적으로 가장 높았던 가난 유지 집단과 가장 낮았던 보통 유지 집단 간의 격차를 1차년도, 6차년도, 12차년도, 18차년도의 네 시점으로 나눠서 살펴보면 각각 20.1%, 9.6%, 4.5%, 5.4%였으며, 격차가 가장 작았던 16차년도에는 2.1%였다. 우울 위험의 하락 추세는 특히 10차년도 정도까지 보다 뚜렷하게 나타났으며, 초기값이 높았던 가난 유지 집단과 지위 하락 집단에서 더 급격한 하락 추세가 나타났다. 반면, 11차년도 이후에는 집단에 따라서 유지되거나 상승하며 추세가 반전되는 경향이 나타났다.

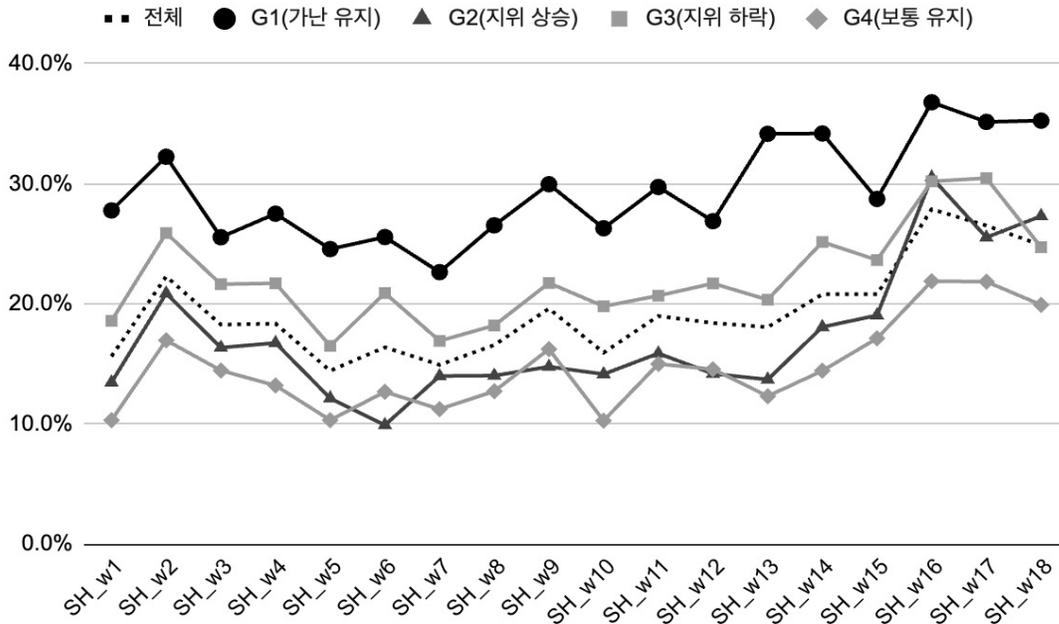
만성질환 집단별 유병률은 [그림 3]에서 제시되었다. 만성질환 유병률에 있어서도 가난 유지집단은 모든 시기에 있어서 가장 좋지 않은 결과를 보인 집단이었다. 다른 세 집단의 경우, 조사 연도에 따라서 서로 교차되는 시기도 있었으나 전반적으로는 지위 하락 집단, 지위 상승 집단, 보통 유지 집단의 순으로 만성질환 유병률이 높게 나타났다. 1차년도를 기준으로 가난 유지 집단, 지위 하락 집단, 지위 상승 집단, 보통 유지 집단의 만성질환 유병률은 각각 11.9%, 6.4%, 3.0%, 3.8%였으며, 18차년도에는 각각 42.9%, 40.8%, 40.1%, 35.7%였다.

만성질환은 세 건강 결과 지표 중 가장 선형적 증가추세가 뚜렷한 지표였다. 만성질환은 거의 모든 시점에 있어서 전년도 보다 높은 수준의 유병률을 보였으며, 앞선 두 지표와 다르게 특정 시기를 기점으로 변화 추세가 달라지는 현상도 나타나지 않았다. 네 집단 모두 시간의 흐름에 따라서 만성질환 유병률이 증가하는 추세를 보였으며, 집단별로 증가 추세의 기울기 역시 큰 차이를 보이지 않았다.

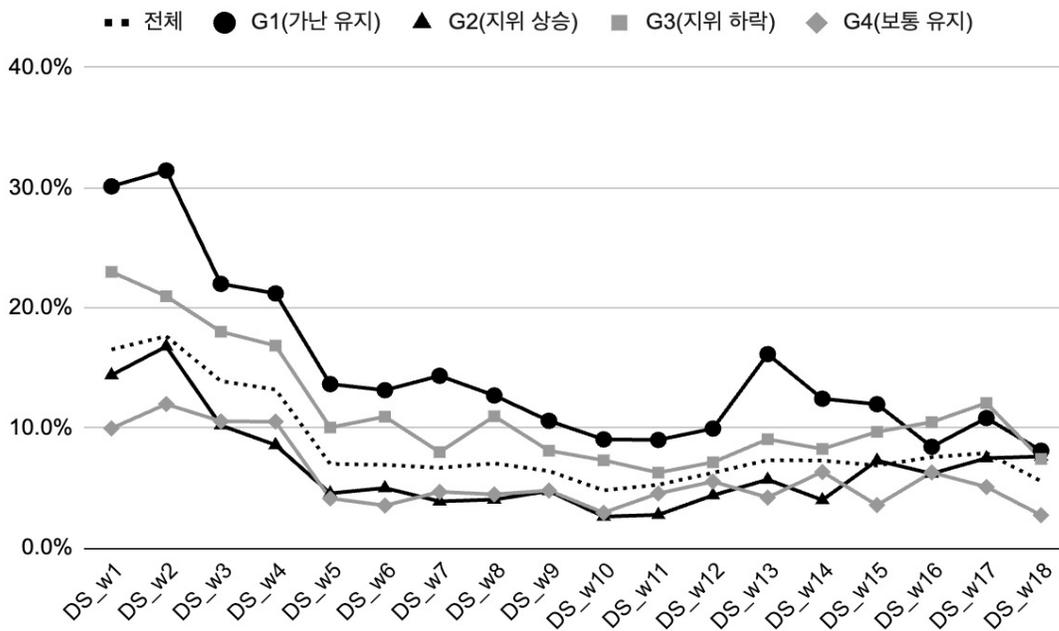
<표 100> 사회적 이동 유형별 건강 결과

주관적 불건강	w1	w2	w3	w4	w5	w6	w7	w8	w9	w10	w11	w12	w13	w14	w15	w16	w17	w18
전체	15.6%	22.3%	18.3%	18.4%	14.4%	16.4%	14.9%	16.6%	19.6%	15.9%	19.0%	18.4%	18.1%	20.8%	20.8%	27.9%	26.5%	24.9%
G1(가난유지)	27.8%	32.2%	25.6%	27.5%	24.6%	25.6%	22.6%	26.5%	30.0%	26.3%	29.7%	26.9%	34.2%	34.2%	28.7%	36.8%	35.2%	35.3%
G2(지위상승)	13.5%	20.9%	16.4%	16.7%	12.1%	9.9%	14.0%	14.0%	14.8%	14.2%	15.9%	14.2%	13.7%	18.1%	19.0%	30.5%	25.5%	27.3%
G3(지위하락)	18.6%	25.9%	21.6%	21.7%	16.5%	20.9%	16.9%	18.2%	21.7%	19.8%	20.7%	21.7%	20.3%	25.2%	23.6%	30.2%	30.5%	24.7%
G4(보통유지)	10.3%	17.0%	14.5%	13.2%	10.3%	12.7%	11.2%	12.7%	16.2%	10.3%	15.0%	14.6%	12.3%	14.4%	17.1%	21.9%	21.9%	19.9%
우울 위험	w1	w2	w3	w4	w5	w6	w7	w8	w9	w10	w11	w12	w13	w14	w15	w16	w17	w18
전체	16.5%	17.6%	13.9%	13.2%	7.0%	6.9%	6.7%	7.1%	6.4%	4.8%	5.3%	6.3%	7.3%	7.3%	6.9%	7.6%	7.9%	5.6%
G1(가난유지)	30.1%	31.4%	22.0%	21.2%	13.7%	13.1%	14.3%	12.7%	10.6%	9.0%	9.0%	10.0%	16.1%	12.4%	12.0%	8.4%	10.8%	8.1%
G2(지위상승)	14.4%	16.8%	10.2%	8.6%	4.6%	5.0%	3.9%	4.0%	4.7%	2.6%	2.8%	4.4%	5.7%	4.0%	7.3%	6.2%	7.5%	7.6%
G3(지위하락)	23.0%	21.0%	18.0%	16.9%	10.0%	10.9%	8.0%	11.0%	8.1%	7.3%	6.3%	7.1%	9.1%	8.3%	9.7%	10.5%	12.1%	7.4%
G4(보통유지)	10.0%	12.0%	10.6%	10.5%	4.1%	3.5%	4.7%	4.5%	4.8%	2.9%	4.6%	5.5%	4.2%	6.3%	3.6%	6.3%	5.1%	2.7%
만성질환	w1	w2	w3	w4	w5	w6	w7	w8	w9	w10	w11	w12	w13	w14	w15	w16	w17	w18
전체	5.6%	10.1%	13.4%	16.6%	15.8%	16.2%	17.8%	19.5%	23.1%	23.0%	24.9%	27.7%	30.7%	30.0%	34.7%	38.7%	38.0%	38.9%
G1(가난유지)	11.9%	18.0%	22.1%	24.9%	24.1%	23.7%	25.7%	26.9%	28.7%	28.0%	32.0%	33.5%	40.1%	36.7%	44.3%	39.7%	43.0%	42.9%
G2(지위상승)	3.0%	7.6%	12.2%	13.8%	12.5%	9.9%	13.1%	17.6%	23.1%	20.1%	22.0%	25.2%	26.7%	26.2%	36.5%	38.6%	37.9%	40.1%
G3(지위하락)	6.4%	12.8%	14.0%	19.0%	16.9%	18.8%	19.5%	19.1%	25.1%	26.2%	27.5%	30.2%	31.1%	31.2%	34.5%	39.3%	40.5%	40.8%
G4(보통유지)	3.8%	6.8%	10.2%	13.1%	13.5%	14.3%	15.5%	17.3%	19.3%	20.3%	21.4%	24.8%	28.6%	28.0%	30.0%	37.5%	34.3%	35.7%

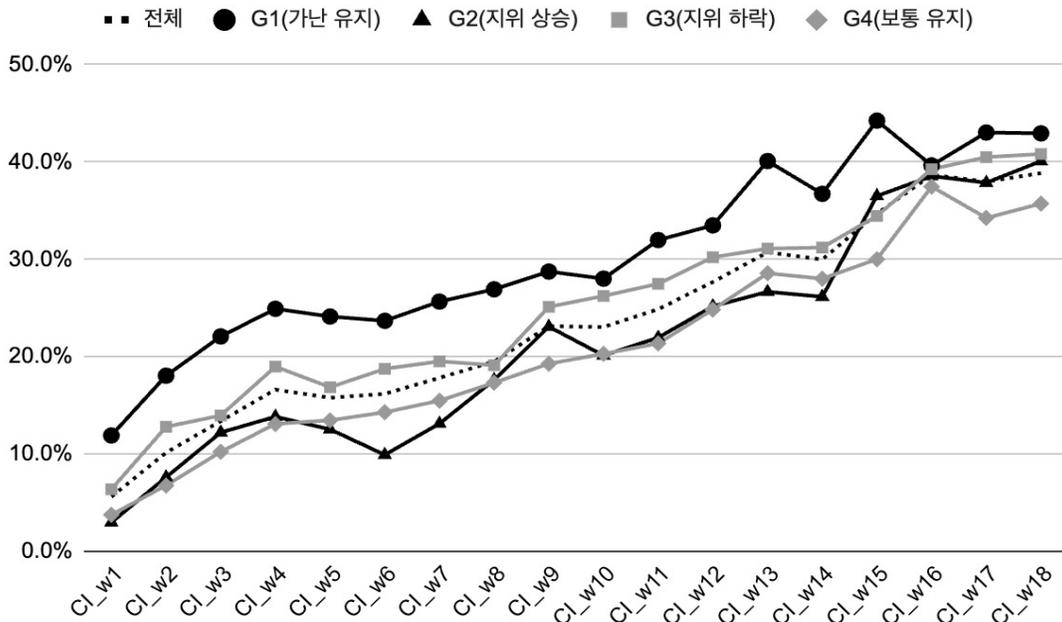
[그림 137] 사회적 이동 유형별 주관적 불건강 궤적



[그림 138] 사회적 이동 유형별 우울 위험 궤적



[그림 139] 사회적 이동 유형별 만성질환 유병 궤적



이어서 수행된 잠재성장모형의 무조건부 모형의 결과는 아래 <표 4>와 같다. 잠재성장모형은 건강결과 지표별로 별도로 수행되었다. 또한, 무조건부 모형을 수행함에 있어서 전체 조사 시기에 대한 단일 궤적 모형과 함께 2개 구간으로 나누어 구간별 초기값과 기울기를 추정하는 구간별 궤적 모형을 경쟁모형으로 검토하였다. 구간별 궤적 모형은 기술통계에서 10차년도 즈음에 주관적 불건강을 및 우울 위험의 변화 추세가 전환됨이 나타남에 따라 1차년도에서 10차년도를 구간 1, 11차년도에서 18차년도를 구간 2로 설정하였으며, 각 구간에 대하여 초기값과 기울기를 추정하였다.

분석결과, 모든 건강지표에 있어서 단일 궤적 모형보다 구간별 궤적 모형이 적합한 것으로 나타났다. 모형적합도 지수 중 카이제곱 통계량은 모든 모형에 있어서 유의한 것으로 나타났으나, 이는 사례 수와 모형의 복잡성에 따른 영향이 크므로 CFI, IFI, RMSEA의 다른 적합도 지수들을 바탕으로 모형을 평가하였다. 주관적 불건강의 단일 궤적 모형의 CFI, IFI, RMSEA는 각각 .887, .896, .034였으며, 구간별 궤적 모형에서는 각각 .923, .925, .029였다. 우울 위험의 경우, 단일 궤적 모형에서의 CFI, IFI, RMSEA는 각각 .807, .822, .041이었으며, 구간별 궤적 모형에서의 적합도 지수들은 각각 .883, .886, .033이었다. 만성질환의 단일 궤적 모형의 CFI, IFI, RMSEA는 각각 .871, .881, .050였으며, 구간별 궤적 모형에서는 각각 .941, .043, .034였다. 모든 건강 지표에 있어서 구간별 궤적 모형이 단일 궤적 모형에 비해 적합한 것으로 나타났으며, 주관적 불건강과 만성질환의 구간별 궤적 모형은 단일 궤적 모형과 달리 일반적 모형적합도 판단 기준인 CFI>.9, IFI>.9, RMSEA<.08을 모두 충족하는 것으로 나타났다. 우울 위험 구간별 궤적 모형은 상기 판별 기준들을 모두 충족하지는 못하였으나, 상기 기준들은 통계적 유의성에 따른 판별 기준이 아니라 는 점, 적합도 지수 결과가 판별 기준과 매우 근사하다는 점, 단일 궤적 모형에 비해 개선된 적합도 지수를 보인다는 점 등을 바탕으로 우울 위험에 있어서도 구간별 궤적 모형을 채택하였다.

<표 5>에서 제시된 잠재성장모형 무조건부 모형들의 초기값 및 기울기 통계치들도 구간별 모형을 검토할 필요성을 제기한다. 주관적 불건강의 경우, 단일 궤적 모형의 기울기는 0.003(p<.001)이었다. 반면, 구간별 궤적 모형의 기울기들은 -.002(n.s), 0.013(p<.001)로 초기에는 기울기가 유의하지 않은 유지 추세를 보

이다가, 후기에는 유의한 상승 추세로 전환되는 것으로 나타났다. 이러한 초기의 유지 추세에 따라 구간별 궤적 모형의 초기값은 각각 0.176(p<.001)과 0.172(p<.001)이었다. 우울 역시 단일 궤적 모형의 기울기는 -0.005(p<.001)이나, 구간별 궤적 모형에서는 -.013(p<.001)과 .002(n.s)로 나타나, 구간별 궤적 모형이 초기의 급격한 하락 추세 및 후기의 유지 경향을 보다 잘 드러내는 것으로 나타났다. 구간별 궤적 모형의 초기값 0.159(p<.001) 및 0.065(p<.001)도 초기의 하락 추세를 반영하였다. 반면 만성질환의 경우, 기술통계에서 나타난 선형적 변화와 같이 단일 궤적 모형 기울기와 구간별 궤적 모형의 기울기들 간에 큰 차이를 보이지 않았다. 단일 궤적 모형 기울기는 0.019(p<.001)였으며, 구간별 궤적 모형의 초기 및 후기 기울기는 각각 0.019(p<.001), 0.022(p<.001)였다.

위와 같은 검토에 따라 본 연구는 구간별 궤적 모형을 채택하였으며, 무조건부 모형의 초기값 및 기울기의 변량은 모두 유의하였다. 초기값과 기울기의 공변량은 모든 건강지표 및 구간에서 유의한 부적 관계가 나타났다. 이어지는 조건부 모형에서는 구간별로 추정된 초기값과 기울기에 대하여 사회적 지위 이동의 영향을 살펴보았다.

<표 101> 무조건부 모형의 모형적합도 지수

	chi-square	CFI	IFI	RMSEA
주관적 불건강 (단일 궤적)	744.592 (p<.001)	.887	.896	.034
주관적 불건강 (구간별 궤적)	549.375 (p<.001)	.923	.925	.029
우울 위험군 (단일 궤적)	985.419 (p<.001)	.807	.822	.041
우울 위험군 (구간별 궤적)	653.107 (p<.001)	.883	.886	.033
만성질환 (단일 궤적)	1365.003 (p<.001)	.871	.881	.050
만성질환 (구간별 궤적)	702.720 (p<.001)	.941	.943	.034

<표 102> 무조건부 모형의 초기값, 기울기

	단일 궤적		구간별 궤적			
			구간1(w1- w10)		구간2(w11-w18)	
	초기값	기울기	초기값	기울기	초기값	기울기
주관적 불건강	0.160***	0.003***	0.176***	-0.002†	0.172***	0.013***
변량	0.42***	0.000***	0.043***	0.000***	0.046***	0.001***
공변량		-0.001***		-0.002***		-0.002***
우울 위험군	0.125***	-0.005***	0.159***	-0.013***	0.065***	0.002
변량	0.029***	0.000***	0.036***	0.000***	0.020***	0.000***
공변량		-0.001***		-0.003***		-0.001***
만성질환	0.068***	0.019***	0.068***	0.019***	0.248***	0.022***
변량	0.035***	0.000***	0.032***	0.001***	0.094***	0.002***
공변량		-0.001***		-0.001**		-0.005***

† p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001

건강결과 지표들에 대한 조건부 모형 결과는 <표 6>에서 제시되었다. 주관적 불건강 조건부 모형의 모형적합도 지수 CFI, IFI, RMSEA는 각각 .924, .915, .022였으며, 우울 위험의 조건부에서는 각각 .883, .870, .026, 만성질환 조건부 모형에서는 각각 .958, .953, .028로 나타났다. 조건부모형들에서도 주관적 불건강과 만성질환은 모형적합도 지수의 일반적 판단 기준을 충족하였으며, 우울 위험은 일반적 판단 기준에 매우 근사한 적합도 지수를 보여 모든 모형이 적합한 것으로 판단하였다. 조건부 모형에서는 본 연구에서 정의한 네 가지 사회적 이동 유형 중 보통 유지 집단을 준거집단으로 삼고 다른 세 유형을 예측변인으로 투입하였다. 또한 모든 조건부 모형에서 성별, 연령, 교육수준, 1차년도 저소득 가구 여부, 1차년도 주된 근로형태, 1차년도의 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상이 통제되었다.

사회적 이동과 주관적 불건강 궤적 간의 관계를 살펴보면, 보통 유지 집단에 비해서 가난 유지 집단($b=0.080$, $p<.001$), 상승 집단($b=0.030$, $p=.042$), 하락 집단($b=0.039$, $p=.004$) 모두가 유의하게 높은 초기값을 갖는 것으로 나타나 30대 시기의 주관적 불건강 인지율이 더 높은 것으로 확인되었다. 이 중 가난 유지 집단은 11차년도 기점의 두 번째 구간 초기값도 보통 유지 집단보다 유의하게 높은 것으로 나타났다($b=0.092$, $p<.001$). 주관적 불건강은 무조건부 모형에서 구간1에서는 기울기가 유의하지 않아 유지되는 궤적을 보였고, 구간2에서는 유의하게 상승하는 기울기를 보였다. 구간1 기울기에 대하여 유의한 관계를 보이는 사회적 이동 유형은 없었으며, 구간2 기울기에 대해서는 상승 집단이 유의한 정적 관계($b=0.010$, $p=.032$)를 보이며 주관적 불건강 인지율이 보다 가파르게 상승하는 것으로 나타났다. 통제변수 중에서는 여성, 저소득가구인 경우 구간1과 구간2 초기값이 유의하게 높게 나타났다. 고졸 이하인 경우 구간2의 초기값이 유의하게 높았으며, 상대적으로 열악한 근로형태에 종사했던 이들의 경우 구간1 초기값이 유의하게 높았다. 또한 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상이 긍정적일수록 구간1과 구간2 초기값이 낮은 것으로 나타났다. 기울기에 대하여 유의한 관계를 보이는 통제변인은 없었다. 주관적 불건강에 대한 조건부 모형의 설명량(r^2)은 구간1 초기값, 구간1 기울기, 구간2 초기값, 구간2 기울기에 대하여 각각 14.6%, 1.7%, 12.0%, 2.9%로 확인되었다.

우울 위험에 대해서도 보통 유지 집단에 비해서 가난 유지 집단($b=0.090$, $p<.001$), 상승 집단($b=0.030$, $p=.029$), 하락 집단($b=0.054$, $p<.001$) 모두가 유의하게 높은 초기값을 보이며, 가난이 유지되었거나 사회적 지위에 변화가 있었던 경우 상대적으로 높은 우울 증상을 보이는 것으로 나타났다. 주관적 불건강과 반대로 우울 위험의 경우, 구간1에서는 유의하게 감소하는 기울기를 보이고 구간2에서는 유의하지 않은 기울기로 유지되는 경향을 보였다. 초기값이 높았던 가난 유지 집단($b=-0.008$, $p<.001$), 상승 집단($b=-0.004$, $p=.026$), 하락 집단($b=-0.005$, $p=.012$)은 모두 구간1 기울기에 유의한 부적 관계를 보이며, 초기값은 높았지만 우울 증상의 하락폭이 더 큰 것으로 나타났다. 이 중 상승 집단($b=0.007$, $p=.017$), 하락 집단($b=0.006$, $p=.038$)은 구간2 기울기에 대해서도 정적 관계를 보였다. 이 두 집단은 우울 위험이 30대 이후 초반에 가장 높았던 후 10년 간은 우울 위험이 감소하는 추세를 보이다가 그 이후에는 우울 증상이 다시 상승하는 것으로 반전된 것이다. 또한 이는 전반적으로는 구간2에서는 우울 위험이 유지되는 것보다 차이를 보인다. 통제변인들 중에서는 고졸 이하의 학력, 저소득 가구, 열악한 근로형태가 구간1의 초기값과 유의한 관계를 보이며, 인구사회적 조건 및 경제적 조건에 따라 우울 증상이 높게 나타났다. 이 중 저소득 가구와 열악한 근로형태는 구간1과 유의한 관계를 보이며, 더 가파른 하락 추세를 보이는 것으로 나타났다. 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상이 긍정적일수록 구간1의 초기값이 높으나, 구간1 기울기의 하락폭은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 저소득 가구와 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상은 구간2 초기값과도 유의한 관계를

보였다. 우울 위험에 대한 조건부 모형의 설명량(r^2)은 구간1 초기값, 구간1 기울기, 구간2 초기값, 구간2 기울기에 대하여 각각 22.2%, 15.1%, 7.3%, 2.9%로 확인되었다.

만성질환의 조건부 모형에서는 상대적으로 제한된 통계적으로 유의한 관계들이 확인되었다. 사회적 이동 유형들과 구간1과 구간2의 초기값 및 기울기 간의 관계들 중에서 통계적으로 유의한 관계는 가난 유지 집단($b=0.051$, $p<.001$)의 유의하게 높은 구간1 초기값이 유일하였다. 반면, 통제변인 중 연령은 구간1 기울기($b=0.001$, $p<.001$), 구간2 초기값($b=0.008$, $p=.016$), 구간 2 기울기($b=0.002$, $p=.001$)와 유의한 정적 관계를 보였다. 즉, 1차년도 당시 30대(30세-39세)에 해당하였던 연구대상들 중에서도 연령이 높을수록 높은 만성 질환 유병률이 높고 시간의 흐름에 따른 유병률 증가도 가파른 것으로 나타나, 다른 건강결과 지표에 비해 연령 효과가 큰 것으로 나타났다. 다른 통제변인들 중에서는 저소득 가구, 열악한 근로형태가 구간1 초기값과 유의한 정적 관계를 보였으며, 여성과 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상이 좋은 경우 구간 1 초기값과 유의한 부적 관계를 보였다. 5년 뒤 경제적 상황에 대한 예상은 구간2 초기값과도 유의한 부적 관계를 보였다. 만성질환에 대한 조건부 모형의 설명량(r^2)은 구간1 초기값, 구간1 기울기, 구간2 초기값, 구간2 기울기에 대하여 각각 7.0%, 1.7%, 2.7%, 2.2%로 확인되었다.

제5장 논의 및 결론

본 연구는 건강의 사회적 결정요인 관점, 그중에서도 사회적 이동모델에 주목하여, 세대 간 사회적 이동 유형에 따라 성인기 이후 건강 및 정신건강 수준에 차이가 있는지 살펴보았다. 구체적으로, 잠재성장모형을 이용하여 한국복지패널 1차년도 조사에 참여한 사람 중 성인기 초기에 해당하는 30대 표본을 추출하여 이들의 건강 및 정신건강의 궤적을 추정하였다. 또한, 세대 간 사회적 이동 유형에 따라 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적이 달라지는지 분석하였다. 분석결과, 성인기 이후 건강 및 정신건강 궤적은 세대 간 사회적 이동 유형에 따라 다소 다른 양상을 보였는데, 그 구체적인 양상은 세대 간 이동유형별, 건강지표별로 차이를 보였다.

우선, 성인기 초기(30대) 주관적 불건강과 우울 위험 수준이 사회적 이동 유형에 따라 달랐다. 구체적으로 가난 유지, 지위 하락, 지위 상승, 보통 유지의 순서로 본인의 주관적 건강 수준을 나쁘게 인식하는 비율이 높았으며, 우울 위험군에 속하는 비율 또한 높았다. 이론적으로, 사회적 이동모델은 개인의 사회경제적 지위가 상승하면, 건강 수준도 향상된다고 보기 때문에 아동기 사회경제적 지위보다 성인기 시점의 사회경제적 지위를 더 강조한다(Kwon et al., 2018; Morrissey and Kinderman, 2020; Phillips, Martin and Belmi, 2020). 성인기 지위에 따라 아동기 낮은 지위의 영향이 상쇄되거나 적어질 수 있다고 보는 것이다. 본 연구에서 지위 상승한 집단의 91.5%가 현재 경제적 상황을 '보통'이라고 응답하였다. 현재 경제적 상황만 본다면 지위 상승한 집단과 보통 유지 집단이 실질적으로 큰 차이가 없는 것이다. 그런데도 본 연구에서는 보통 유지 집단과 지위 상승 집단 사이의 성인기 초기 주관적 불건강과 우울 위험 수준에 유의미한 차이가 있었다. 실제로 선행연구를 살펴보아도 지위 상승 집단의 건강 수준은 원래 지위가 높은 집단과 차이가 없었던 경우보다 원 지위와 이후 지위에 속하는 사람의 중간 정도 건강 수준을 보이는 경우가 더 많이 보고된다(서제희 외, 2009; Boyle et al., 2009; Kwon et al., 2018; Willson and Shuey, 2016). 즉, 지위 상승이 어느 정도 건강 수준의 향상과 관련이 있기는 하지만 아동기의 불우한 환경을 완전히 극복하지는 못하는 것으로 보인다.

<표 103> 조건부 모형 분석 결과

비표준화 회귀계수 (표준오차)

주관적 불건강	초기값1		기울기1		초기값2		기울기2	
사회적 이동 (ref.보통 유지)								
G1(가난 유지)	0.080***	(0.018)	-0.003	(0.003)	0.092***	(0.025)	-0.005	(0.006)
G2(지위 상승)	0.030*	(0.015)	-0.004†	(0.002)	-0.013	(0.020)	0.010*	(0.005)
G3(지위 하락)	0.039**	(0.014)	-0.003	(0.002)	0.024	(0.020)	-0.002	(0.005)
성별 (1=여성)	0.013	(0.012)	0.000	(0.002)	0.009	(0.017)	0.005	(0.004)
연령	0.008***	(0.002)	0.000	(0.000)	0.005*	(0.003)	0.000	(0.001)
교육수준(1=고졸이하)	0.006	(0.011)	0.002	(0.002)	0.033*	(0.016)	-0.003	(0.004)
W1 저소득 가구(1=저소득가구)	0.086***	(0.014)	-0.004	(0.002)	0.052**	(0.020)	0.002	(0.005)
주된 근로형태 (1=임시직 등)	0.027*	(0.013)	-0.001	(0.002)	0.011	(0.018)	0.001	(0.004)
5년 뒤 경제적 상황 예상	-0.047***	(0.009)	-0.001	(0.001)	-0.045***	(0.012)	-0.004	(0.003)
우울위험								
초기값1								
기울기1								
초기값2								
기울기2								
사회적 이동 (ref.보통 유지)								
G1(가난 유지)	0.090***	(0.017)	-0.008**	(0.002)	0.028†	(0.016)	-0.001	(0.004)
G2(지위 상승)	0.030*	(0.014)	-0.004*	(0.002)	-0.012	(0.013)	0.007*	(0.003)
G3(지위 하락)	0.054***	(0.013)	-0.005*	(0.002)	-0.003	(0.013)	0.006*	(0.003)
성별 (1=여성)	0.019+	(0.011)	-0.001	(0.002)	0.007	(0.011)	0.000	(0.002)
연령	-0.001	(0.002)	0.001†	(0.000)	0.000	(0.002)	-0.000	(0.000)
교육수준(1=고졸이하)	0.034**	(0.010)	-0.002†	(0.001)	0.010	(0.010)	0.000	(0.002)
W1 저소득 가구(1=저소득가구)	0.093***	(0.013)	-0.005**	(0.002)	0.046***	(0.013)	0.000	(0.003)
주된 근로형태 (1=임시직 등)	0.040**	(0.012)	-0.004*	(0.002)	0.012	(0.012)	0.000	(0.003)
5년 뒤 경제적 상황 예상	-0.053***	(0.008)	0.003**	(0.001)	-0.027***	(0.008)	0.001	(0.002)
만성질환								
초기값1								
기울기1								
초기값2								
기울기2								
사회적 이동 (ref.보통 유지)								
G1(가난 유지)	0.051***	(0.014)	-0.004	(0.003)	0.051	(0.031)	-0.006	(0.007)
G2(지위 상승)	-0.003	(0.011)	-0.001	(0.003)	-0.022	(0.025)	0.004	(0.005)
G3(지위 하락)	0.010	(0.010)	-0.002	(0.002)	0.012	(0.024)	-0.002	(0.005)
성별 (1=여성)	-0.018*	(0.009)	-0.000	(0.002)	-0.013	(0.021)	-0.001	(0.004)
연령	0.003†	(0.001)	0.001***	(0.000)	0.008*	(0.003)	0.002**	(0.001)
교육수준(1=고졸이하)	0.010	(0.008)	-0.000	(0.002)	0.019	(0.019)	-0.002	(0.004)
W1 저소득 가구(1=저소득가구)	0.057***	(0.010)	0.001	(0.002)	0.031	(0.024)	0.005	(0.005)
주된 근로형태 (1=임시직 등)	0.020*	(0.009)	0.002	(0.002)	-0.006	(0.022)	0.000	(0.005)
5년 뒤 경제적 상황 예상	-0.024***	(0.007)	-0.003	(0.001)	-0.031*	(0.015)	0.001	(0.003)

† p < .10, *p < .05,**p < .01, ***p < .001

주관적 불건강이나 우울 위험도와 달리 만성질환 유병의 경우, 가난 유지 집단과 보통 유지 집단의 성인기 초기 만성질환 보유 여부에는 차이가 있었지만 보통 유지 집단과 지위 상승 집단, 보통 유지 집단과 지위 하락 집단 사이에는 유의미한 차이가 없었다. 10년 후에는, 가난 유지 집단과 보통 유지 집단의 차이도 사라져 만성질환 보유 여부와 사회적 이동의 관계가 미미한 것으로 보인다. 본 연구에서 만성질환 보유 여부는 3개월 이상 투병이나 투약하는 것으로 정의하였기에 앞선 두 건강지표인 주관적 건강 수준이나 자기보고 우울 수준보다 객관적인 지표라고 할 수 있다. 따라서 사회적 이동이 만성질환 보유에 미치는 영향과 주관적 불건강 및 우울에 미치는 영향에는 다른 기제가 관여하고 있을 가능성이 있다. 실제로 Chen et al. (2021)에 따르면, 사회적 이동과 건강의 관계는 건강지표에 따라 결과가 다르게 나타나며, 조기 사망과 같이 객관적으로 측정하는 지표일수록 그 결과가 더 혼재된 경향이 크다. 또한, 만성질환의 진단에는 연령이 미치는 영향이 가장 크며, 따라서 본 연구의 분석 시점인 성인기 초기(30대)나 중장년기(40대)보다는 노년기에 이르러 그 효과가 나타날 수 있다. 더욱 이후 시기를 포함하는 후속 연구가 필요하다.

성인기 이후 주관적 불건강과 우울 위험의 "변화"를 살펴보면, 사회적 이동 유형에 따라 복잡한 양상으로 변화하는 모습을 확인할 수 있다. 특히 주관적 불건강의 경우, 처음 10년에는 사회적 이동 유형에 따라 변화율이 다르지 않았는데 10년이 지난 시점부터는 보통 유지 집단과 지위 상승 집단 사이에 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다. 즉, 경제적 지위 상승을 경험한 사람이 보통 수준을 유지한 사람보다 40대 이후 주관적 불건강을 인지하는 비율이 더 크게 상승하는 것이다. 종사상 지위 및 지위 변화에 따른 주관적 건강 수준의 차이를 종단적으로 추적한 Sacker, Clarke, Wiggins and Bartley(2005)의 연구에 따르면, 종사상 지위 변화에 따른 건강 격차는 20대 초반에는 두드러지지 않다가 40~59세 사이에 점차 벌어지기 시작한다. 즉, 세대 간 사회적 이동이 주관적 건강 수준에 미치는 영향은 시간을 두고 발생할 가능성이 있는 것이다.

우울 위험과 관련하여서는 사회적 이동 유형에 따른 변화율의 차이가 1구간과 2구간 모두에서 나타났으나 그 양상이 달랐다. 성인기 초기(1구간)에는 보통 유지 집단에 비해 가난 유지, 지위 상승, 지위 하락 집단이 더 큰 폭으로 우울 위험이 감소하는 것으로 나타났는데, 40대 이후(2구간)에는 보통 유지 집단과 지위 상승 집단, 보통 유지 집단과 지위 하락 집단의 변화율 차이만 나타났으며, 그 방향도 서로 반대였다. 성인기 초기와 그 이후 시기 사회적 이동 유형과 우울 위험도의 변화 사이의 관계가 다른 것이다. 그런데 이는 앞서 살펴본 주관적 불건강과 마찬가지로 사회적 이동의 영향력이 성인기 초기보다 그 이후 시기에 본격적으로 나타나기 시작하기 때문으로 해석해 볼 수 있다. 실제로 성인기 초기 우울 수준은 가난 유지 집단이 제일 높았고, 지위 하락, 지위 상승 집단 순으로 이어졌으며, 보통 유지 집단에서 가장 낮았다. 변화율도 가난 유지, 지위 하락, 지위 상승 순으로 큰 것으로 나타나 보통 유지 집단에 비해 가난 유지 집단의 초기 우울 수준이 가장 높고, 변화율도 가장 크게 나타난다. 즉, 일종의 통계적 회귀 현상일 수 있는 것이다.

이에 비해 40대 이후 사회적 이동 유형과 우울 변화율의 차이는 주목해볼 만하다. 구체적으로, 40대 이후 우울 위험 수준(2구간 초기값)은 사회적 이동 유형에 따라 차이가 없었으나, 지위 상승을 경험한 집단과 지위 하락을 경험한 집단 모두 보통 유지 집단에 비해 우울 위험군에 속할 가능성이 더 크게 증가하였다. 이러한 결과는 다양한 관점에서 해석해 볼 수 있다. 첫 번째 가능성은 지위 상승한 집단, 하락한 집단 모두 과거 또는 현재 가난한 환경을 경험한 사람이기 때문에, 시기와 상관없이 가난한 경제적 상황의 경험 그 자체가 40대 이후 우울 위험도를 더 큰 폭으로 증가시킨 것일 수 있다. 두 번째 가능성은 상승, 하

락 여부와 상관없이 지위의 이동 그 자체가 우울 위험도의 변화에 영향을 주었을 수 있다. 가난한 경제적 상황의 경험 그 자체가 40대 이후 우울 위험도 변화에 영향을 준다면, 보통 유지 집단에 비해 가난 유지 집단의 2구간 초기값이 유의미하게 높거나, 변화율이 더 크게 증가하여야 하는데 그러한 차이가 본 연구에서 발견되지 않았기 때문이다. 앞서 언급한 바와 같이 사회경제적 지위가 상승한 사람들의 건강이 오히려 나쁜 이유로 어린 시절 환경과 성인기 환경의 차이에서 기인하는 적응 노력이 언급되기도 한다(Chen et al., 2021). 이러한 차이는 지위 상승, 하락 여부에 상관없이 공통적으로 경험할 수 있으며, 따라서 이러한 현상의 원인을 파악하기 위한 후속 연구가 필요해 보인다.

본 연구에서는 지위 상승 집단이 오히려 지위 하락이나 가난 유지 집단에 비해 건강 수준이 낮은 역설적 현상이 잠재성장 모형을 통해서 나타나지 않았다. 그러나 기술통계, 특히 연구참여자들이 48세에서 57세에 이르는 18차년도에 우울 및 만성질환 유병률을 살펴보면 지위 상승집단이 7.6%, 40.1%인 것에 비해 지위 하락 집단은 7.4%, 40.8%, 가난 유지 집단은 8.1%, 42.9%로 실질적인 차이가 없거나 건강 수준이 더 안 좋았다. 물론 이러한 수치는 통계적 보정을 하지 않은 조율(crude rate)이므로 그 해석에 주의하여야 하지만 앞서 건강 격차가 40~59세에 본격적으로 벌어지기 시작한다는 연구 결과(Sacker et al., 2005)를 고려해 볼 때, 노년기 이후를 대상으로 사회적 이동과 건강의 관계를 다시 연구할 필요가 있다.

다만 이때 다른 세대(예를 들면 MZ세대)를 대상으로 연구해 보면 사회적 이동과 건강의 관계를 보다 풍부하게 밝혀낼 수 있을 것이다. 본 연구의 참여자는 1967년도와 1976년도 사이에 태어난 사람들로, 이들의 어린 시절 당시를 생각해보면, 사회 전반적으로 사회경제적 불평등이 지금보다 심하지 않았기에 가난 하였다고 응답하였을지라도 낮은 사회경제적 지위에 속한다고 생각하지 않았을 수 있다. 또한 사회적 이동이 건강 및 정신건강에 미치는 영향은 지위 상승을 경험하는 사람의 성격적 특성에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어, 긍정적인 사람은 지위 상승을 위한 노력을 긍정적으로 받아들여 건강에 부정적 영향이 없지만, 이 과정을 힘들게 수행한 사람은 그 과정을 고통스럽게 받아들이기 때문에 지위가 상승한 이후 오히려 건강이 더 나빠질 수 있다는 것이다(Shanahan & Boardman 2009; Wickrama 2016). 본 연구는 사회적 이동과 건강 및 정신건강의 관계에서 성격적 특성을 비롯한 다양한 영향요인의 조절 효과를 본격적으로 살펴보는 않았으나, 5년 뒤 경제적 상황에 대한 응답자의 전망을 모형에 포함함으로써 성격적 특성, 혹은 미래에 대한 낙관이 성인기 이후 건강 및 정신건강과 관계가 있을지 탐색해 보았다. 지위 상승 집단을 단일집단으로 간주하기 보다는 그 안에 다양한 특성을 가진 하위 집단이 있을 가능성을 염두에 두고 추가 분석을 할 필요가 있다.

본 연구는 아래와 같은 한계점이 있으며, 본 연구의 결과는 아래와 같은 한계를 염두에 두고 해석해야 한다. 특히, 사회적 이동은 아동기와 성인기 지위의 차이, 즉 세대 간 사회적 이동도 있지만, 개인 차원의 사회적 이동(intraindividual social mobility)도 존재한다. 본 연구는 18년이라는 장기간에 걸쳐 개인의 건강 및 정신건강 수준을 추적하였기 때문에 그 기간 연구참여자들이 다양한 사회적 지위의 변화를 경험하였을 것이다. 본 연구는 성인기 초기 기준, 세대 간 사회적 이동을 중심으로 살펴보았을 뿐 아니라 교육수준, 저소득 가구 여부, 근로 형태 등 건강 및 정신건강에 영향을 줄 수 있는 경제적 상황과 관련된 통제변인도 모두 1차년도 자료를 사용함으로써 성인기 전반에 걸친 사회적 이동의 영향력을 충분히 반영하지 못하였다. 실제로 본 연구에서 사회적 이동을 포함한 조건부 모형의 설명력이 1구간에 비해 2구간에 갈수록 감소하였다. 또한, 본 연구에서 사회적 이동을 측정하기 위해 사용된 아동기 경제적 환경 및 성인기 경제적 환경 모두 객관적 지표가 아닌 주관적 평가에 기반한 문항을 사용하였으므로 실제와 차이가 있을 수

있다. 특히, 아동기 경험을 회고적으로 측정하고 있으므로 정확하지 않을 수 있으며, 현재 상황이 투영되어 응답하였을 수도 있다. 마지막으로 장기간에 걸친 패널 자료의 특성상 연구참여자의 이탈이 발생하였다. 일반적으로 연구참여자의 이탈은 건강 수준이 나쁘거나 사회적 이동을 더 많이 경험하는 사람이 더 많은 경향이 있어 본 연구 결과의 해석에 특히 주의가 요구된다.

사회적 이동과 건강 및 정신건강의 관계는 상당히 복잡하다. 이전 시기의 사회적 지위(socioeconomic status of origin)를 강조하는 결과, 이후 시기의 사회적 지위(socioeconomic status of destination)를 강조하는 결과, 지위 변화 자체가 건강에 영향을 미친다는 결과가 혼재되어 있다. 일반적으로 건강의 사회적 결정요인 관점에 기반한 정책적·실천적 노력은 개인의 사회경제적 지위 향상을 통해 건강증진을 모색한다. 따라서 이를 더욱 효과적으로 펼치기 위해서는 사회적 이동이 실제로 더 나은 수준의 건강을 가져오는 지 실증적으로 살펴보는 것이 필요하다. 본 연구는 지위 상승이 어느 정도 건강 수준의 향상과 관련이 있다는 점을 밝히는 한편, 사회적 이동이 건강 수준의 향상으로 꼭 이어지지 않을 수 있다는 것 또한 보여주었다. 따라서 앞으로 사회적 지위 향상과 건강에 관한 후속 연구, 건강증진을 위해 사회적 지위 향상을 모색하는 정책적·실천적 노력은 이러한 부분을 보다 세심하게 고려해야 할 것이다.

참고문헌

- 배병렬. (2014). Amos 21 구조방정식모델링. 서울: 청람.
- 서제희, 김호, & 신영전. (2010). 아동기 및 성인기 사회경제적 위치와 세대 간 사회 이동이 성인기 건강에 미치는 영향. *예방의학회지*, 43(2), 138-150.
- 윤명숙, 석소원, & 노엽. (2021). 누적적 불이익에 따른 아동기 결핍경험이 성인기 우울에 미치는 영향: 사회경제적 지위와 생활만족도의 매개효과. *정신건강과 사회복지*, 49(3), 62-83.
- 윤수경. (2019). 아동기 사회경제적 지위가 중장년기 성인의 우울에 미치는 영향: 생애과정 관점을 중심으로. *한국보건사회연구*, 39(1), 200-229.
- 이현주, & 정은희. (2016). 생애과정의 사회경제적 지위와 노년기 건강: 초기 성인기 및 중년기 사회경제적 지위의 다중매개효과. *보건사회연구*, 36(3), 53-84.
- 한국복지패널. (2023). 한국복지패널 유저가이드.
- Boyle, P. J., Norman, P., & Popham, F. (2009). Social mobility: Evidence that it can widen health inequalities. *Social Science & Medicine*, 68(10), 1835-1842.
- Brennan, D. S., & Spencer, A. J. (2014). Health-related quality of life and income-related social mobility in young adults. *Health and Quality of Life Outcomes*, 12, 1-6.
- Brody, G. H., Yu, T., Chen, E., Miller, G. E., Kogan, S. M., & Beach, S. R. (2013). Is resilience only skin deep? Rural African Americans' socioeconomic status-related risk and competence in preadolescence and psychological adjustment and allostatic load at age 19. *Psychological science*, 24(7), 1285-1293.
- Bulczak, G., Gugushvili, A., & Zelinska, O. (2022). How are social origin, destination and mobility linked to physical, mental, and self-rated health? Evidence from the United States. *Quality & Quantity*, 56(5), 3555-3585.
- Cardano, M., Costa, G., & Demaria, M. (2004). Social mobility and health in the Turin longitudinal study. *Social Science & Medicine*, 58(8), 1563-1574.
- Chen, E., Brody, G. H., & Miller, G. E. (2022). What are the health consequences of upward mobility? *Annual review of psychology*, 73(1), 599-628.
- Cundiff, J. M., Boylan, J. M., Pardini, D. A., & Matthews, K. A. (2017). Moving up matters: Socioeconomic mobility prospectively predicts better physical health. *Health Psychology*, 36(6), 609.
- Giordano, G. N., & Lindstrom, M. (2010). The impact of changes in different aspects of social capital and material conditions on self-rated health over time: a longitudinal cohort study. *Social science & medicine*, 70(5), 700-710.

- Hallerod, B., & Gustafsson, J.-E. (2011). A longitudinal analysis of the relationship between changes in socio-economic status and changes in health. *Social Science & Medicine*, 72(1), 116-123.
- James, S. A. (1994). John Henryism and the health of African-Americans. *Culture, Medicine, and Psychiatry*, 18(2), 163-182.
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J. (1993). Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, 5(2), 179 - 193.
- Kwon, E., Kim, B., Lee, H., & Park, S. (2018). Heterogeneous trajectories of depressive symptoms in late middle age: critical period, accumulation, and social mobility life course perspectives. *Journal of Aging and Health*, 30(7), 1011-1041.
- Morrissey, K., & Kinderman, P. (2020). The impact of childhood socioeconomic status on depression and anxiety in adult life: Testing the accumulation, critical period and social mobility hypotheses. *SSM-Population Health*, 11, 100576.
- Osypuk, T. L., Slaughter-Acey, J. C., Kehm, R. D., & Misra, D. P. (2016). Life-course social mobility and reduced risk of adverse birth outcomes. *American Journal of Preventive Medicine*, 51(6), 975-982.
- Phillips, L. T., Martin, S. R., & Belmi, P. (2020). Social class transitions: Three guiding questions for moving the study of class to a dynamic perspective. *Social and Personality Psychology Compass*, 14(9), e12560.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of statistical software*, 48, 1-36.
- Sacker, A., Clarke, P., Wiggins, R. D., & Bartley, M. (2005). Social dynamics of health inequalities: a growth curve analysis of aging and self assessed health in the British household panel survey 1991–2001. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(6), 495-501.
- Shanahan, M. J., & Boardman, J. D. (2009). Gene–environment interplay across the life course: Overview and problematics at a new frontier. *Methods of life course research: Qualitative and quantitative approaches*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Sweeting, H., Green, M., Benzeval, M., & West, P. (2015). The emergence of health inequalities in early adulthood: evidence on timing and mechanisms from a West of Scotland cohort. *BMC Public Health*, 16, 1-15.
- Vable, A. M., Gilsanz, P., & Kawachi, I. (2019). Is it possible to overcome the 'long arm' of childhood socioeconomic disadvantage through upward socioeconomic mobility? *Journal of Public Health*, 41(3), 566-574.
- WHO Commission on Social Determinants of Health (2008). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health. Geneva, World Health Organization.

- Wickrama, K. A., O'Neal, C. W., & Lee, T. K. (2016). The health impact of upward mobility: Does socioeconomic attainment make youth more vulnerable to stressful circumstances? *Journal of youth and adolescence*, 45, 271-285.
- Willson, A. E., & Shuey, K. M. (2016). Life course pathways of economic hardship and mobility and midlife trajectories of health. *Journal of health and social behavior*, 57(3), 407-422.

한국사회 사회의 질 인식의 변화추이

-연령-기간-코호트에 따른 차이를 중심으로-

The Trends on perception of Life Satisfaction in South Korea
-Focusing on the Differences by Age, Period, Cohort -

박호준(서울대학교 사회복지연구소 연구원)

박정민(서울대학교 사회복지학과 교수)

이 연구는 우리사회의 '삶의 만족도' 인식 수준의 변화 추이를 파악하고, 연령, 기간, 코호트에 따른 차이를 분석하기 위한 것이다. 분석을 위한 자료로는 한국복지패널 제1-18차 데이터(2006-2023년) 중에서 제2차(2007)부터 제18차(2023년)조사까지 2년 간격의 9개년도 조사를 사용하였다. 분석에 사용한 표본은 총 89,877 사례였다. 분석 방법으로는 '다집단 확인적 요인분석'(Multi-group Confirmatory Factor Analysis ; MG-CFA)을 사용하였으며, 분석 대상은 18-87세까지의 성인으로, 이를 3집단(청년층, 중년층, 노년층)으로 나누어서, 연령대에 따라서 '삶의 만족도'를 구성하는 8개 하위 영역(건강, 소득, 주거환경, 가족, 직업, 사회적 관계, 여가, 전반적)의 요인적재량에 차이가 있는지를 분석하였다. 분석결과, 삶의 만족도를 구성하는 하위 8개 요인에 대해서 연령, 기간, 코호트 효과가 확인되었다. .

주제어 : 삶의 만족도, 다집단 요인분석

제1절 서론

한국 사회 구성원들의 '삶의 만족도'에 대한 인식은 완만하게 상승하고 있으나, 여전히 OECD 국가 중에서 최하위권에 속해 있는 것으로 나타나고 있다. 반면에 1960년대 이루어온 지속적인 경제성장은 한국 경제를 OECD 국가 내에서도 상위권에 위치하도록 만들었다. 뿐만 아니라 평균수명과 고등교육 이수율은 전세계 최고 수준이고, 상대적으로 범죄율 등은 낮은 편에 속해서 사회지표 역시 지속적으로 향상되는 경향을 보이고 있다. 그러함에도 사회 구성원들은 한국 사회가 경제적 규모나 몇몇 사회적 지표에 비해 여전히 삶의 질이 낮다고 인식하고 있다. 여전히 노동시간은 전세계에서 가장 많은 그룹에 속해 있고, OECD 국가 최고 수준의 노인 빈곤율에서 볼 수 있듯이 낮은 사회안전망, 높은 자살률 등은 우리사회의 삶의 질이 아직 구성원들의 인식과 괴리가 있음을 보여주고 있다.

최근 우리사회에서는 경제적인 차원에서만이 아니라 '삶의 질'과 관련하여 다양한 연구들이 이루어지고 있다. 관련 연구에서 '삶의 만족도'(life satisfaction)는 '주관적 안녕감'(subjective well-being), 행복(happiness), 삶의 질(quality of life; QoL) 등의 개념이 사용되는데, 이들은 중첩되고 유사한 측면이 있음에도 서로 다른 개념이다. 먼저, '주관적 안녕감'이란 '자신의 삶에 대한 인지적 평가와 정서적 반응'으로 정의되며, 어떤 개인이 삶에 대해서 가지는 총체적인 인식을 의미한다. 본인의 삶에 '인지적 평가'에 해당하는 대표적인 지표는 '삶의 만족도'(life satisfaction)이며, 정서적인 반응은 긍정적 정서인 행복감, 부정적 정서인 우울감, 분노 등으로 측정될 수 있다(Busseri, 2018; Schimmack, 2008). 또한 '주관적 안녕감'은 삶에 대한 가치적 평가를 의미하는 '유데모니아'를 포함한다는 점에서 매우 포괄적이다(김미곤 외, 2017; OECD, 2013). '삶의 만족도'란 '어떤 개인이 가지는 삶에 대한 기대가 실제 삶에서 충족되고 있다고 느끼는 정도'로 정의할 수 있다. 이는 어떤 개인이 삶에 대해서 가지는 기대와 실제로 그 기대가 현실 속에서 충족되는 정도에 의해 결정된다. 따라서 '삶의 만족도'란 어떤 개인이 삶에 대해서 가지는 주관적 평가이며, 객관적으로 향유하고 있는 삶의 질 자체를 의미하는 것은 아니다.

선행연구들에 의하면 객관적인 조건에 속하는 '삶의 질'과 '삶의 만족도', 혹은 '주관적 안녕감'의 관계를 다음과 같이 정리하고 있다. 첫째, 전이 이론(spillover theory)에 의하면, '전체적인 삶의 만족도'(overall life satisfaction)이나 주관적 안녕감(overall subjective well-being)은 그 자체로 독립된 개념으로서 존재하는 것이 아니며, 각 하위 영역에서의 '만족도'나 '주관적 안녕감' 수준이 전이(spillover)되어 구성되는 것이라고 본다(Heady et al., 1991; Sirgy, 2016). 각 개인들이 가지고 있는 삶에 대한 태도 및 가치관에 따라서 각 하위영역에 대한 가중치는 다르게 부여될 수 있다. 둘째, 자원 이론(resource theory)에서는 '삶의 질'을 '삶의 만족도' 혹은 '주관적 안녕감'을 실현하기 위한 일종의 '자원'이라는 측면에서 인식한다. 낮은 삶의 질은, 삶의 만족도나 주관적 웰빙을 추구하기 위한 자원의 부족을 초래한다. 그리고 이러한 자원의 부족은 개인들이 추구하는 삶의 목표들-예를 들어, 삶의 자율성-을 충족하는데 어려움을 주며, 이로 인해 '삶의 만족도'나 '주관적 안녕감' 수준은 감소하게 될 것이라고 본다(Craig et al., 2016).

20세기 전반기까지 '삶의 질'이란 주로 물질적, 경제적인 지표로 측정되었다. 소득, 빈곤율, 물질적 결핍 등이 '삶의 질'을 측정하는 중요한 지표였다. 그러나 20세기 중반 이후, 경제적 지표로 '삶의 질'을 측정할 수 있는가에 대한 성찰이 이루어졌으며, 다양한 '삶의 질' 측정 지표가 고안되었다. 특히, 이스털린은 물질적/경제적 지표가 일정 기준에 도달하게 되면, 그 이후부터는 물질적/경제적 지표의 증가가 주관적 안녕이나 삶의 만족도에 미치는 영향력이 더 이상 크지 않다고 주장하였다. 매슬로우(Maslow) 역시 '욕구

이론'에서 욕구는 계층구조를 지니며 낮은 수준의 생명 유지의 욕구에서, 자아실현, 관계의 욕구 등 높은 수준의 욕구로 발전한다고 보았다(Kaur, 2013; Abulof, 2017).

이 연구는 지난 2000년대 이후, 삶의 만족도를 구성하는 하위 영역들의 상대적인 중요도가 어떻게 변화하고 있는지, 그 변화추이를 파악하는 것을 목표로 한다. 그리고 이를 통해서, 우리 사회의 구성원들 사이에서 물질적/경제적 욕구가 여전히 삶의 만족을 이루는 가장 중요한 욕구인지, 아니면 다른 삶의 가치들로의 전이가 이루어지고 있는지를 탐색적으로 살펴보고자 한다. 그리고 이를 기반으로, 사회 구성원들의 변화하는 삶의 질에 대한 욕구에 맞추어 어떠한 사회정책이 모색되어야 할지를 살펴보고자 한다.

제2절. 연구방법

1. 분석자료 및 표본

분석을 위한 자료로 제1~18차 한국복지패널 데이터(2006-2023)를 사용하였다. 제18차 조사 시기는 2023년 상반기인데, 설문문항에서 경제상황 등에 문항들은 전년도, 즉, 2022년을 기준으로 응답하고, 주관적인 인식은 조사 당해 년도(2023년)에 대해 질문하고 있으므로 시기적으로는 2005-2023년이 이에 해당한다. 분석 시에는 제2차 조사(2006)부터 18차조사(2023년)까지 2년 단위로 9개 조사년도를 시계열 형태로 구성하여 분석을 행하였다. 또한 한국복지패널은 7차 년도와 17차 년도에 추가 표본을 새로이 포함했으며, 종단 데이터(longitudinal data) 형태로 분석할 경우, 최근 출생 코호트가 표본에 반영되지 못하므로, 1번 이상 설문조사에 응답한 모든 성인을 분석 대상에 포함하였으며, 각 년도 데이터를 횡단면 조사로 설정하고 분석하였다. 개인의 삶에 대한 주관적 인식에 대한 분석이므로 분석 단위는 개인이며, 모집단의 특성을 반영하도록 표본 횡단면 가중치를 부여하여 분석하였다. 표본의 분석 연령은 만 18-87세까지로 설정하였으며 88세 이상의 경우 각 년차별 설문조사 포함된 사례수가 분석에 충분하지 않다고 판단하여 제외하였다. 또한 이러한 과정을 거쳐 최종적으로는 주요 변수에 결측이 있는 사례를 제거한 총 89,887 케이스를 분석에 활용하였다.

2. 변수

연구에 사용하고자 하는 변수와 조작적 정의는 아래의 <표 1>과 같다.

<표 1> 지표의 구성

대분류	중분류	소분류	조작적 정의
인구사회학적 요인 (공변인)	연령대	청년(18-34세)/중년(35-64세)/ 장년(64-87세)	
	성별	여성(ref)/남성	
	혼인지위	유배우자(ref)/무배우자(=1)	유배우자를 기준집단으로 설정하고, 무배우자(이혼·별거·사별미혼)를 이분변수화하여 모형에 투입함
	교육수준	고졸이하(ref)/대재이상	중졸 이하/대학원 이상의 비중이 크지 않아서 고졸이하/대재 이상의 2개 집단으로 구분함.
	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.
	지역	도시(ref) /농어촌지역	도시를 기준으로, 농어촌 지역을 이분변수화하여 모형에 투입함.
삶의질: 주관적 인식	삶의 만족도	건강	1-5점의 단일문항으로, 점수가 높을수록 해당영역의 삶의 만족도가 높음을 의미한다
		소득	
		주거환경	
		가족	
		직업	
		사회적 관계	
		여가	
		전반적	

3. 분석방법

분석방법으로는 첫째, ‘다집단 확인적 요인분석’(Multi-group Confirmatory Factor Analysis ; MG-CFA)을 통하여, ‘삶의 만족도’를 구성하는 8개의 하위 영역에 대한 시기별, 연령대별 요인 적재량의 차이를 분석하였다. ‘구조 방정식 모델링’(SEM)에 기반한 ‘다집단 확인적 요인분석’은 여러 집단 사이에 요인 구조가 동일한지, 그리고 요인 적재량이 동일한지를 검정하는 데 유용한 방법론이다. 분석은 R의 lavaan 패키지를 사용하였다. 다양한 적합도 지표(예: CFI, TLI, RMSEA, SRMR)를 비교하여, 형태 동일성 및 측정 동일성을 검토하였으며 집단별, 시기별 비교를 위하여 표준화한 요인 적재량을 사용하였다(Rodgers-Farmer and Farmer, 2014).

제3절 연구결과

1, 기술통계

먼저, 각 웨이브별 주요 인구사회학적 요인에 대한 기술통계는 아래<표 2>와 같다. 전술한 바와 같이 모집단의 특성을 반영하기 위하여, 횡단면 가중치를 부여하여 분석하였다. 총18개년도 중에서, 제2, 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16, 18차 조사의 총 9개 웨이브를 사용하였다. 분석 표본은 총 89,887명이었으며, 최근년도인 제18차년도(2023)를 기준으로 청년층(18-34세)은 1,863명(23.8%), 중산층(35-64세)는 4,429명(56.6%), 노년층(65-87세)는 1,540명(19.7%)였다.

<표 2> 기간별 사례수

(단위:명, %)

	2차 2006	4차 2008	6차 2010	8차 2012	10차 2014	12차 2016	14차 2018	16차 2020	18차 2022
청년층 (18-34세)	4,044	3,659	3,203	3,054	2,729	2,496	2,229	2,072	1,863
	32.8	31.1	29.6	28.7	27.1	26.3	24.9	24.8	23.8
중년층 (35-64세)	6,822	6,608	6,173	6,108	5,844	5,516	5,228	4,789	4,429
	55.3	56.1	57.0	57.4	58.0	58.2	58.5	57.4	56.6
노년층 (65-87세)	1,461	1,517	1,456	1,473	1,499	1,467	1,479	1,478	1,540
	11.9	12.9	13.4	13.9	14.9	15.5	16.6	17.7	19.7
Total	12,327	11,785	10,832	10,634	10,072	9,479	8,936	8,340	7,832
	100	100	100	100	100	100	100	100	100

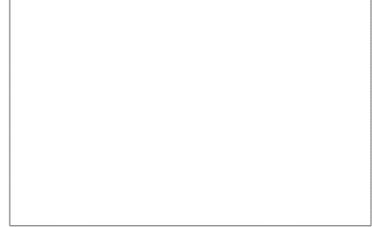
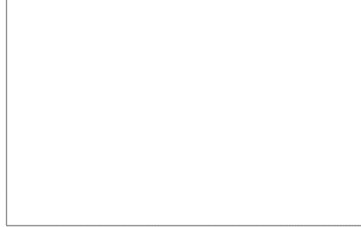
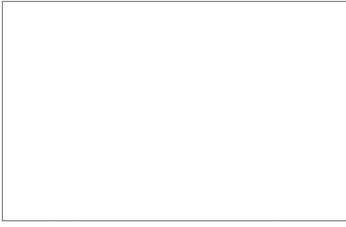
다음은 ‘삶의만족도’ 및 하위 8개영역(건강, 소득, 주거환경, 가족, 직업, 사회적관계, 여가, 전반적)의 기간-연령대별 변화추이를 도표로 나타낸 것이다. 2008년의 세계금융위기 및 2020년의 코로나 19로 인한 사회적 격리 등의 사회경제적 사건에 의한 영향에도 불구하고, 전반적으로 지난 18년간 ‘삶의 만족도’ 및 하위 8개 영역에서는 완만한 상승세가 관찰되고 있었다. 다만, 전반적인 상승 추세에도 불구하고, 연령에 따라서 각 영역별 변화추이에는 차이가 있었다. 예를 들어서, ‘건강만족도’는 청년, 중년층에서는 기간에 따른 변화가 크지 않았으나, 노년층에서는 상대적으로 최근으로 올수록 건강 만족도의 상승폭이 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

<그림 1> 삶의 만족도 및 하위8개 영역의 변화추이

삶의 만족도(평균)

건강만족도

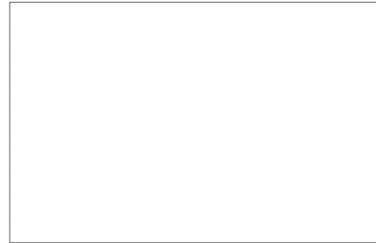
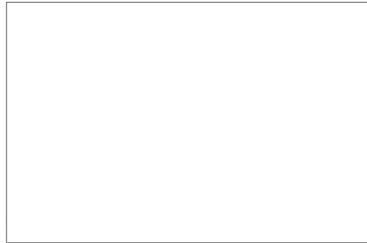
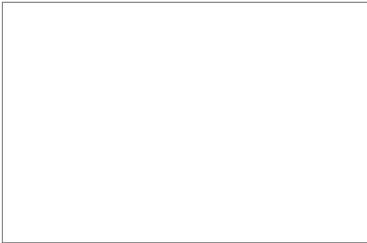
소득만족도



주거환경만족도

가족만족도

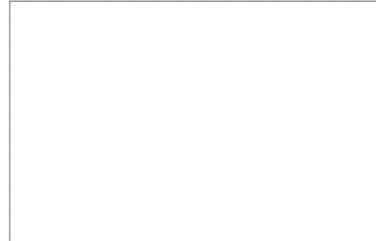
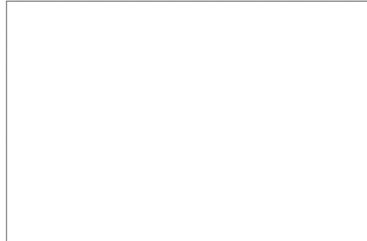
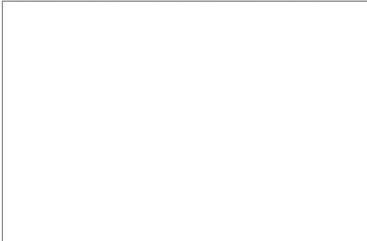
직업만족도



사회적관계만족도

여가만족도

전반적만족도



2. 분석결과

1) 모형의 적합도

먼저, 확인적 요인 분석 모형의 각 시기별, 연령대별 모형 적합도를 비교하면 아래의 <표 3>과 같다.

<표 3> 모형의 적합도

		CFI	TLI	RMSEA	SMR
청년층 (18-34세)	2006	0.889	0.864	0.060	0.036
	2008	0.876	0.849	0.065	0.038
	2010	0.883	0.858	0.053	0.035
	2012	0.874	0.846	0.061	0.038
	2014	0.900	0.878	0.059	0.034
	2016	0.906	0.885	0.057	0.035
	2018	0.891	0.868	0.060	0.037
	2020	0.935	0.921	0.051	0.031
	2022	0.907	0.887	0.061	0.035
중년층 (35-64세)	2006	0.901	0.879	0.059	0.038
	2008	0.914	0.895	0.056	0.034
	2010	0.903	0.882	0.055	0.034
	2012	0.891	0.868	0.059	0.037
	2014	0.927	0.911	0.055	0.031
	2016	0.924	0.907	0.054	0.032
	2018	0.924	0.908	0.056	0.032
	2020	0.930	0.915	0.051	0.030
	2022	0.934	0.919	0.053	0.030
노년층 (65-87세)	2006	0.882	0.857	0.064	0.043
	2008	0.880	0.854	0.065	0.040
	2010	0.880	0.854	0.062	0.042
	2012	0.891	0.867	0.062	0.039
	2014	0.906	0.885	0.065	0.042
	2016	0.917	0.899	0.060	0.035
	2018	0.885	0.860	0.072	0.045
	2020	0.885	0.860	0.066	0.044
	2022	0.927	0.911	0.055	0.036

종래에는 집단간 모형 차이를 검증하기 위하여 χ^2 검정을 많이 사용하였으나 표본수에 민감하다는 단점이 있으므로, 여러 대안적인 지표를 사용하여 모형의 적합도를 판정하고 있다. 첫째, CFI(Comparative Fit Index)와 TLI(Tucker-Lewis Index)는 일반적으로 0.90 이상이면 적합도가 좋은 것으로 평가할 수 있으며, 0.80 이상이면 연구에 수용 가능한 모델이라고 간주할 수 있다(Bentler and Bonett, 1980; Hu and Bentler, 1999, Marsh, Hau and Wen, 2004). 둘째, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)는 일반적으로 0.06 이하이면 적합도가 매우 좋다고 평가할 수 있으며, 0.08 이하이면 모형의 적합도가 연구에 수용가능하다고 간주할 수 있다(Steiger, 2007; Hu and Bentler, 1999). 셋째, SRMR(Standardized Root Mean Square Residual)은 일반적으로 0.08 이하이면 적합도가 매우 좋다고 평가할 수 있다. 전반적으로 볼 때, CFI와 TLI는 0.80 이상, RMSEA는 0.07 이하, SMR은 0.05 이하로 이 연구 모형은 수용가능하다고 평가할 수 있다.

2) 요인적재량의 변화 추이

먼저, 공변인을 포함하지 않고, '삶의 만족도'의 하위 8개 영역에 대한 확인적 요인분석을 시행한 결과는 다음의 <표 4>와 같다. 시기별, 연령대별 비교를 위하여 8개 하위 영역을 표준화하여 분석한 요인 적재량을 제시하였다.

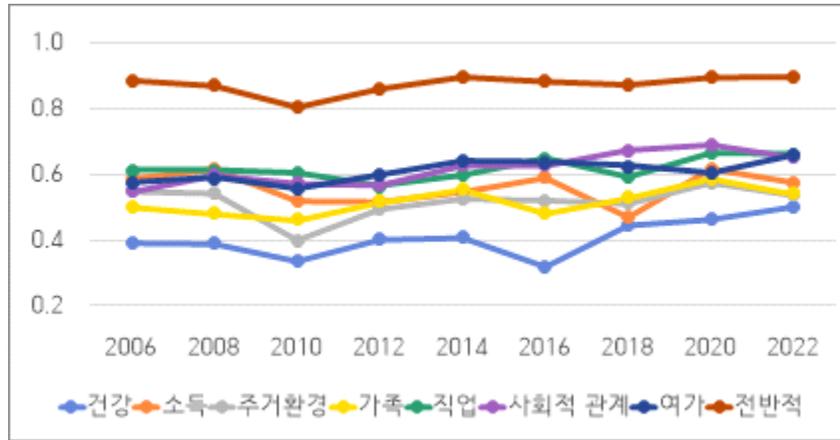
<표 4> 요인적재량 : 8개 하위영역

		건강	소득	주거환경	가족	직업	사회적 관계	여가	전반적
청년층 (18-34세)	2006	0.391	0.587	0.545	0.500	0.611	0.545	0.571	0.885
	2008	0.389	0.616	0.539	0.479	0.610	0.595	0.587	0.868
	2010	0.336	0.519	0.397	0.460	0.601	0.570	0.553	0.803
	2012	0.402	0.516	0.492	0.514	0.562	0.565	0.595	0.859
	2014	0.407	0.547	0.523	0.553	0.594	0.625	0.637	0.895
	2016	0.319	0.589	0.518	0.481	0.645	0.625	0.634	0.881
	2018	0.445	0.469	0.508	0.528	0.588	0.672	0.623	0.872
	2020	0.463	0.617	0.572	0.587	0.661	0.688	0.600	0.894
	2022	0.502	0.575	0.533	0.539	0.658	0.649	0.655	0.896
중년층 (35-64세)	2006	0.444	0.616	0.489	0.475	0.663	0.480	0.625	0.894
	2008	0.440	0.602	0.480	0.483	0.639	0.563	0.622	0.901
	2010	0.390	0.549	0.477	0.484	0.617	0.575	0.607	0.849
	2012	0.410	0.560	0.468	0.486	0.627	0.589	0.605	0.840
	2014	0.497	0.615	0.528	0.513	0.670	0.627	0.677	0.899
	2016	0.450	0.574	0.544	0.536	0.641	0.661	0.637	0.877
	2018	0.475	0.570	0.538	0.554	0.690	0.677	0.660	0.888
	2020	0.418	0.623	0.512	0.518	0.683	0.649	0.595	0.856
	2022	0.471	0.575	0.573	0.520	0.676	0.658	0.670	0.915
노년층 (65-87세)	2006	0.431	0.555	0.442	0.520	0.573	0.507	0.684	0.916
	2008	0.468	0.581	0.491	0.500	0.586	0.603	0.672	0.877
	2010	0.416	0.535	0.483	0.525	0.583	0.608	0.631	0.841
	2012	0.437	0.562	0.461	0.500	0.610	0.597	0.678	0.881
	2014	0.445	0.562	0.514	0.554	0.706	0.683	0.740	0.899
	2016	0.482	0.554	0.494	0.544	0.656	0.692	0.737	0.897
	2018	0.416	0.536	0.546	0.514	0.693	0.690	0.735	0.913
	2020	0.458	0.586	0.513	0.541	0.658	0.652	0.582	0.889
	2022	0.465	0.582	0.514	0.490	0.682	0.694	0.725	0.895

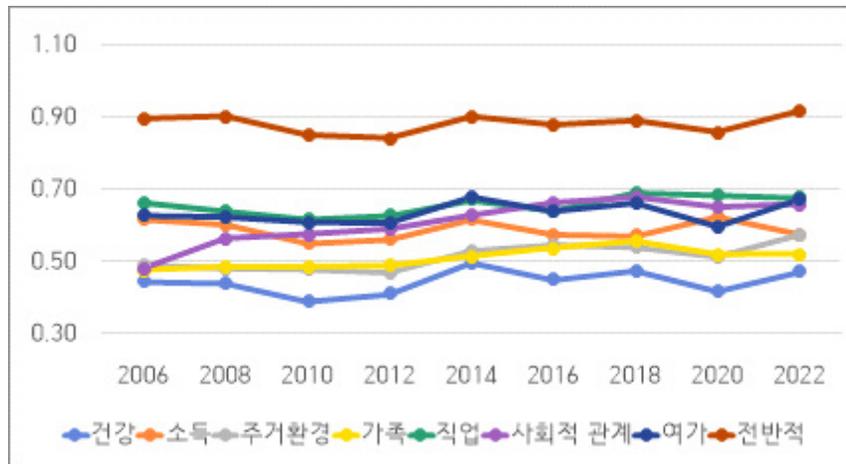
동일한 연령대에서 이전 기간과 최근 기간을 비교하면 코호트(cohort)에 따른 차이를 분석할 수 있다. 동일한 연령대에서 기간(period)에 따른 요인 적재량의 변화는 표의 종축으로 비교할 수 있는데, 여기서는 연령별로 분리하였으므로 코호트에 대한 비교와 동일해진다. 동일 기간에서의 연령(age)에 대한 비교는 청년층, 중년층, 노년층 내에서 동일한 순서쌍을 비교하여 분석할 수 있다. 첫째, 건강 만족도의 경우, 청년층은 2006년 요인적재량이 0.391이었으며, 2022년에는 0.502까지 증가하고 있다. 반면에 중년층과 노년층의 경우는 2006년과 2022년을 비교할 때 이러한 변화가 두드러지지 않는다. 둘째, 직업 만족도의 요인적재량은 청년층의 경우, 2010년대 후반까지 감소하는 경향을 보이다가 코로나19 시기를 기점으로 다시 요인적재량이 증가하고 있다. 반면에 중년층의 경우에는 요인적재량에서 큰 변화가 나타나지 않는다. 마지막으로 노년층의 경우에는 최근으로 올수록 지속적으로 직업만족도의 비중이 증가하는 것을 볼 수 있다. 셋째, 사회적 관계에 대한 만족도는 모든 연령대에서 최근 년도, 즉, 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하는 것을 볼 수 있다. 넷째, 여가 만족도는 모든 연령대에서 최근 년도, 즉, 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하지만, 코로나19 시기를 기점으로 다소 감소하였다가 다시 증가하는 경향을 보인다. 이는 코로나19로 인한 사회적 격리가 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다. '삶의 만족도'를 구성하는 하위 8개 요인의 요인적재량 변화추이를 그래프로 나타낸 결과는 <그림 2>와 같다.

<그림 2> 하위8개 영역 요인적재량의 변화추이

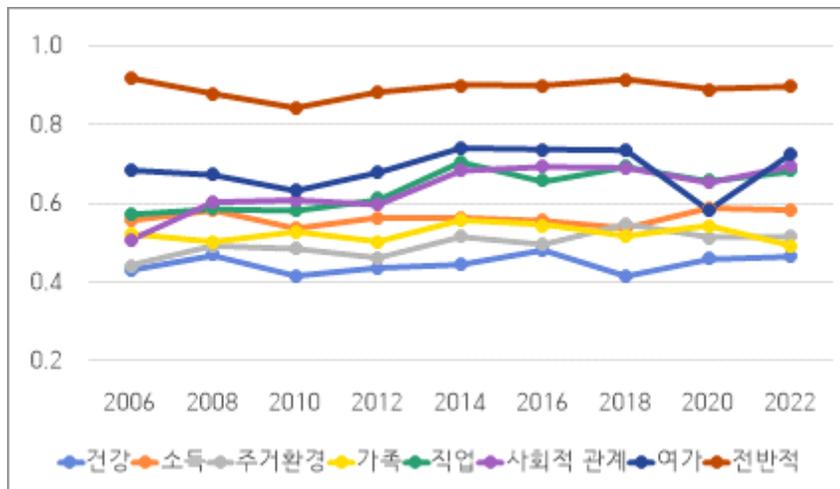
청년층(18-34세)



중년층(34-64세)



노년층(64-87세)



다음으로 '삶의 만족도'에 인구사회학적 요인에 따른 차이의 추세를 확인하기 위하여, 인구사회학적 요인(성별, 교육수준, 결혼지위, 직업지위)을 공변인으로 넣고 8개 하위 영역에 대한 확인적 요인분석을 시행하였다(<표 5>, <표 6> 참고). 위에서와 마찬가지로 시기별, 연령대별 비교를 위하여 8개 하위 영역을 표준화하여 분석한 요인 적재량을 제시하였다.

<표 5> 요인적재량 : 8개 하위영역(공변인 추가)

		건강	소득	주거환경	가족	직업	사회적 관계	여가	전반적
청년층 (18-34세)	2006	0.391	0.592	0.547	0.499	0.613	0.544	0.573	0.881
	2008	0.388	0.620	0.539	0.480	0.613	0.593	0.586	0.866
	2010	0.334	0.520	0.394	0.463	0.605	0.570	0.549	0.802
	2012	0.398	0.519	0.494	0.517	0.564	0.562	0.591	0.859
	2014	0.407	0.548	0.523	0.555	0.596	0.625	0.636	0.894
	2016	0.319	0.589	0.516	0.480	0.648	0.625	0.633	0.882
	2018	0.443	0.472	0.510	0.531	0.591	0.670	0.621	0.871
	2020	0.464	0.617	0.572	0.587	0.663	0.688	0.599	0.893
중년층 (35-64세)	2006	0.451	0.627	0.488	0.480	0.674	0.478	0.622	0.882
	2008	0.446	0.612	0.478	0.489	0.649	0.563	0.620	0.889
	2010	0.398	0.560	0.476	0.489	0.628	0.572	0.608	0.833
	2012	0.418	0.570	0.468	0.494	0.635	0.589	0.598	0.829
	2014	0.503	0.619	0.529	0.516	0.675	0.629	0.674	0.892
	2016	0.456	0.580	0.545	0.541	0.646	0.662	0.632	0.870
	2018	0.482	0.577	0.539	0.555	0.697	0.676	0.657	0.881
	2020	0.425	0.630	0.515	0.522	0.687	0.646	0.587	0.852
노년층 (65-87세)	2006	0.474	0.580	0.574	0.524	0.678	0.658	0.668	0.910
	2006	0.437	0.558	0.443	0.524	0.577	0.510	0.685	0.908
	2008	0.472	0.582	0.492	0.502	0.587	0.604	0.672	0.873
	2010	0.424	0.541	0.485	0.527	0.582	0.607	0.630	0.836
	2012	0.442	0.565	0.461	0.502	0.612	0.600	0.676	0.875
	2014	0.451	0.564	0.515	0.557	0.708	0.685	0.739	0.894
	2016	0.486	0.556	0.495	0.543	0.660	0.694	0.738	0.892
	2018	0.419	0.538	0.546	0.516	0.695	0.691	0.734	0.910
2020	0.466	0.591	0.520	0.547	0.660	0.655	0.580	0.878	
2022	0.467	0.584	0.513	0.491	0.683	0.695	0.724	0.893	

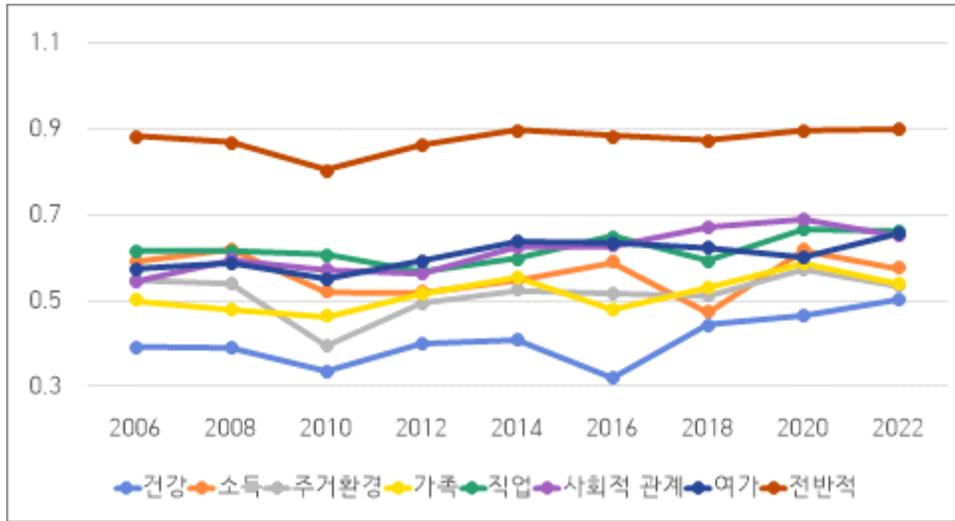
<표 6> 요인적재량 : 인구사회학적 요인

		성별	교육지위	결혼지위	지역	직업지위		
						임시직	고용주자영업	실업비경제등
청년층 (18-34세)	2006	0.002	0.077 **	0.061 **	-0.021	-0.151 ***	-0.041 *	-0.066 *
	2008	-0.004 ***	0.106 ***	0.031 ***	-0.066 ***	-0.152 ***	-0.023 ***	-0.131 ***
	2010	-0.054	0.086 ***	0.002 ***	0.018	-0.207 *	-0.046	-0.183 *
	2012	0.006	0.088 ***	-0.048	-0.051 **	-0.113 ***	-0.112	-0.082 ***
	2014	0.016 ***	0.058 ***	-0.061 ***	-0.032 ***	-0.125 ***	0.021 ***	-0.007 ***
	2016	-0.015	-0.035 ***	-0.093 ***	-0.003	-0.103 **	0.013	-0.113 **
	2018	0.019	0.025 *	-0.066	-0.104	-0.129 ***	-0.031	-0.115 ***
	2020	-0.026 ***	-0.042 ***	-0.086 ***	-0.032	-0.034 ***	0.005 ***	-0.118 ***
중년층 (35-64세)	2006	-0.123	0.197 **	-0.163	-0.052	-0.255 **1	-0.149 **1	-0.243 *
	2008	-0.136 ***	0.161 ***	-0.173 ***	-0.081 **	-0.259 ***	-0.157 ***	-0.305 ***
	2010	-0.159	0.212 ***	-0.177 ***	-0.026	-0.268 **1	-0.107 *	-0.226 ***
	2012	-0.144	0.156	-0.199 *	-0.050	-0.239 ***	-0.098	-0.228
	2014	-0.138 ***	0.155 ***	-0.186 ***	-0.071 ***	-0.178 ***	-0.055 **	-0.242 ***
	2016	-0.099 **1	0.160 ***	-0.212 ***	-0.043	-0.154 *	-0.075	-0.205 ***
	2018	-0.116	0.182	-0.177 **	-0.071	-0.119 **	-0.039	-0.205 **
	2020	-0.098 ***	0.091 ***	-0.189 ***	-0.056 *	-0.147 ***	-0.144 ***	-0.308 ***
노년층 (65-87세)	2006	-0.063 *	0.126 ***	-0.192 ***	-0.057	-0.109	-0.079	-0.192
	2008	-0.024	0.221	-0.088 *	-0.013 **	-0.079 **1	-0.018	-0.129 **
	2010	-0.030 ***	0.159 ***	-0.111 ***	-0.026 ***	-0.129 ***	-0.075 *	-0.203 ***
	2012	-0.047 **	0.238 ***	-0.082 ***	-0.014	-0.040	0.030	-0.095 **
	2014	-0.049	0.196	-0.095 **	0.040	-0.173	-0.131	-0.290 *
	2016	-0.092 ***	0.219 ***	-0.136 ***	-0.033 **	-0.106 ***	-0.056 ***	-0.243 ***
	2018	-0.069 **	0.227 ***	-0.139 ***	0.008	**0	0.033	-0.090
	2020	-0.081	0.162	-0.129	-0.006 *	-0.074 *	-0.098	-0.222 *
2022	-0.095 **	0.219 ***	-0.132 ***	-0.030 **	-0.024 ***	-0.043 ***	-0.168 ***	
2022	-0.155 ***	0.182 ***	-0.112 ***	-0.037	-0.061	-0.052	-0.235 **	

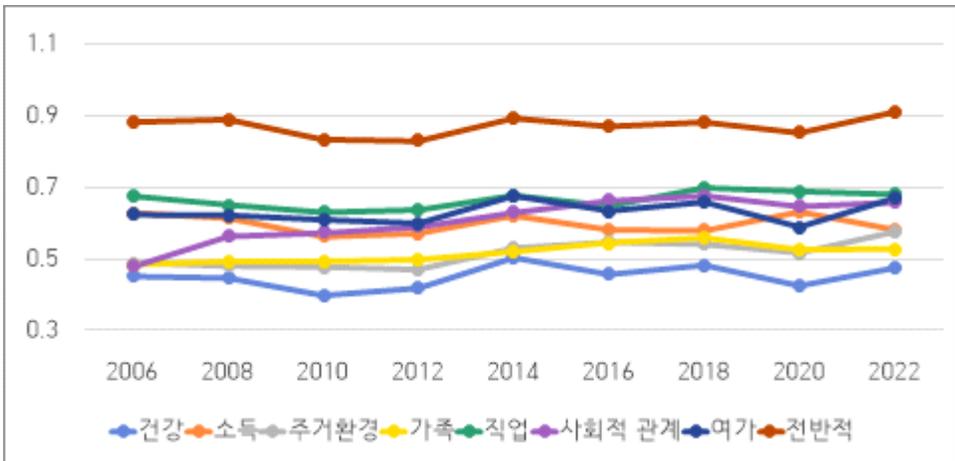
* p<0.05, ** p<.01, *** p<.001

<그림 3> 삶의 만족도 및 하위8개 영역의 변화추이

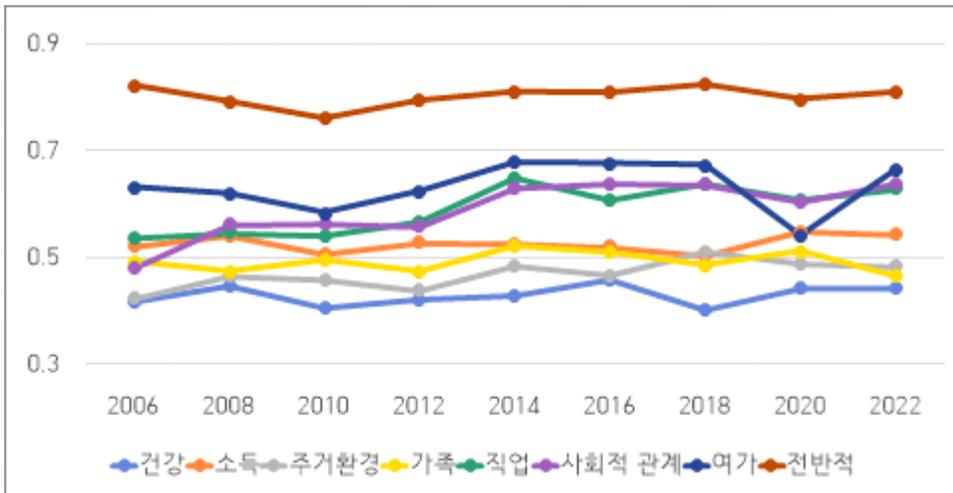
청년층(18-34세)



중년층(34-64세)



노년층(64-87세)



첫째, 건강 만족도의 경우, 공변인을 투입한 모형에서는 2000년대 후반과 2020년대 초반 사이에 큰 변화가 관찰되지 않았다. 반면에 중년층과 노년층의 경우는 2006년과 2022년을 비교할 때 상대적으로 건강 만족도의 중요성이 커지는 경향이 나타났다. 둘째, 직업 만족도의 요인적재량은 공변인을 투입하지 않은 모형과 투입한 모형이 모두 유사한 경향을 보인다. 청년층의 경우, 2010년대 후반까지 정체되는 경향을 보이다가 코로나19 시기를 기점으로 다시 요인적재량이 증가하고 있다. 반면에 중년층의 경우에는 요인적재량에서 큰 변화가 나타나지 않는다. 마지막으로 노년층의 경우에는 최근으로 올수록 지속적으로 직업만족도의 비중이 증가하는 것을 볼 수 있다. 셋째, 사회적 관계에 대한 만족도 역시 공변인을 투입한 모형과 그렇지 않은 모형이 유사한 변화 추이를 보인다. 모든 연령대에서 최근 년도, 즉, 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하는 것을 볼 수 있다. 넷째, 여가 만족도 역시 공변인을 투입한 모형과 그렇지 않은 모형이 유사한 변화 경향을 보이는데, 이는 모든 연령대에서 최근 년도, 즉, 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하지만, 코로나19 시기를 기점으로 다소 감소하였다가 다시 증가하는 경향을 보이는 것으로 나타났다. 인구사회학적 요인을 공변인으로 추가한 후, '삶의 만족도'를 구성하는 하위 8개 요인의 요인 적재량 변화추이를 그래프로 나타낸 결과는 <그림 3>과 같다.

제4절 결론 및 함의

이 연구는 우리사회 '삶의 만족도'에 대한 인식이 어떠한 추이를 보이고 있는지를 하위 8개 구성 요소를 중심으로 분석하고, 이 추이에 있어서 나타는 연령, 기간, 코호트에 따른 동질성과 이질성을 규명하고자 하는 탐색적 연구이다. 분석 결과를 간략히 요약하면 다음과 같다. 첫째, 삶의 만족도의 하위 8개 구성 요소의 변화 추이에 있어서, 연령, 기간, 코호트 효과가 확인된다. 특히 삶의 만족도 하위 8개 요인 중 상당 부분에서 공변인을 투입한 모형과 투입하지 않은 모형 사이에 큰 차이가 없고 유사한 변화 추이를 보이는 것으로 나타났다. 첫째, 직업 만족도의 요인 적재량은 공변인 투입 여부와 관계없이 두 모델이 유사한 변화 추이를 보였다. 청년층의 경우, 2010년대 후반까지 정체되는 경향을 보이다가 코로나19 시기를 기점으로 다시 요인 적재량이 증가하였다. 반면 중년층의 경우에는 요인적재량에서 큰 변화가 나타나지 않았다. 노년층의 경우에는 최근으로 올수록 지속적으로 직업 만족도의 비중이 증가하는 것으로 나타났다. 최근들어 청년 실업 문제가 대두되고 있으며, 청년들의 구직난 역시 사회적인 문제가 되고 있다. 특히, 청년들이 원하는 직업과 실제 얻을 수 있는 직업 사이의 간극이 커지고 있다는 관련 연구들이 있는데, 이러한 최근의 경향이 직업 만족도의 중요성에 영향을 주었을 수 있다. 셋째, 사회적 관계에 대한 만족도 역시 공변인 투입 여부와 관계없이 두 모델이 모두 유사한 변화 추이를 보였다. 모든 연령대에서 최근 년도, 즉 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하는 것으로 나타났다. 최근 우리 사회에서는 청년층 및 노년층의 사회적 고립과 관련되어 사회적 대응의 필요성을 강조하는 선행연구들이 있어왔는데, 코로나19와 사회적 격리를 계기로 전 연령대에서 사회적 관계에 대한 선호도가 크게 증가하는 것을 볼 수 있다. 넷째, 여가 만족도 또한 두 모델은 유사한 변화 경향을 보였는데, 모든 연령대에서 최근 출생 코호트로 올수록 요인적재량이 증가하였다. 다만, 코로나19 시기를 기점으로 다소 감소하였다가 다시 증가하는 경향을 보였다. 이러한 분석 결과는 동일 연령, 동일, 기간, 동일 코호트로 구성된 집단 내에서의 차이 보다는 집단 간 차이가 두드러 진다는 것을 의미하며, 그런 점에서 연령, 기간, 코호트 효과가 나타난다고 평가할

수 있다. 특히, 이러한 분석을 통해, 한국 사회의 구성원들의 인식이 지난 반세기 동안 주를 이루어온 경제적 풍요의 추구에 기반하되, 삶의 질에 대한 관심이 증대되는 경향이 있음을 볼 수 있다. 현재, 우리사회는 객관적인 경제적 수준에 비해서, 사회구성원들이 경험하고 인식하는 '삶의 질'에 대한 인식 수준은 낮으며, '삶의 만족도' 역시 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다. '삶의 만족도'를 구성하는 요인들에 대한 사회구성원들의 인식 수준의 변화는 사회구성원들이 사회에 요청하는 삶의 질의 수준 및 내용과 밀접한 관련이 있고, 그런 점에서 중요하다. 이런 점에서 이 탐색적 연구는 '삶의 질' 수준을 증진하기 위해 어떠한 정책적 대안이 모색되어야 할지와 연결된다. 마지막으로 분석 결과, 연령, 기간, 코호트 효과가 확인되었으나 이와 동시에 간과하지 말아야 할 것은 직업지위 등 사회경제적 지위에 의해서 나타나는 차이 역시 여전히 나타난다는 것이다. 따라서 사회계층에 따른 사회적 격차를 줄여 나가기 위한 다양한 사회적 정책적 노력 역시 지속되어야 할 필요가 있다.

참고문헌

- Bentler, P. M., and Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606.
- Busseri, M.A. (2018). Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction: *Personality and Individual Differences*, Elsevier Vol. 122, pp. 68 - 71.
- Craig, L., Perales, F., Vidal, S. and Baxter, J. (2016). Domestic Outsourcing, Housework Time, and Subjective Time Pressure: New Insights From Longitudinal Data: *Journal of Marriage and Family*, Vol. 78, No. 5, pp. 1224 - 1236.
- Heady, B., Veenhoven, R. and Wearing, A. (1991). Top-down versus bottom-up theories of subjective well-being: *Social Indicator Research*, Vol. 24, pp. 81 - 100.
- Hu, L. T., and Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., and Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320-341.
- Rodgers-Farmer, A. Y., and Farmer, G. L. (2014). *Research with Diverse Groups: Research Designs and Multivariate Latent Modeling for Equivalence*. OUP Us.
- Schimmack, U. (2008). The structure of subjective well-being: *The science of subjective well-being*, Vol. 54, No. 1, pp. 97 - 123.
- Sirgy, M.J. (2016). Towards a New Concept of Residential Well-Being Based on Bottom-Up Spillover and Need Hierarchy Theories. *A Life Devoted to Quality of Life*, Maggino, F. ed., Springer International Publishing, Cham, pp. 131 - 150.

SESSION 2

제3주제

대학원생 세션

...

1. 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제 변화 양상과 가정 환경 및 학교 생활 요인이 미치는 영향 검증: 2006년 코호트와 2015년 코호트의 비교
2. 경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향 - 패널고정효과를 이용한 분석
3. 코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향

초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제 변화 양상과 가정 환경 및 학교 생활 요인이 미치는 영향 검증: 2006년 코호트와 2015년 코호트의 비교

Identifying the Trajectory of Adolescents' Emotional and Behavioral Problems and the Impact of Family Environment and School Life Factors: A Comparison of the 2006 and 2015 Cohorts

백예은(충남대학교 박사과정)

본 연구에서는 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제 변화 양상을 탐색하고 가정 환경(빈곤, 부모 우울증 여부) 및 학교 생활(심리사회적 학교환경, 학교폭력 피해경험, 성적, 학업 스트레스) 요인이 미치는 영향을 탐색하였다. 이때, 한국복지패널의 아동부가조사 자료를 활용하였으며 1990년대생으로 구성된 2006년 코호트(1, 3, 7차)와 2000년대생으로 구성된 2015년 코호트(10, 13, 17차) 세대 간 정서행동문제 변화 궤적이 서로 다른 양상을 보이는지 탐색하기 위하여 무조건 잠재성장모형에 대하여 다집단 분석을 실시하였다. 그 결과, 2006년 코호트와 2015년 코호트 공통적으로 우울·불안의 변화율을 유의하지 않았고 공격성은 감소하는 것으로 나타났으나 2015년 코호트의 경우 주의집중문제와 위축 문제가 증가하는 것으로 나타났다. 가정 환경 및 학교 생활 요인이 정서행동문제에 미치는 영향을 탐색한 결과는 다음과 같다. 2006년 코호트 집단과 2015년 코호트 집단 공통적으로 모든 학교급 시기에서 심리사회적 학교환경과 학업 스트레스가 정서행동문제에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 2015년 코호트에서 특징적으로, 초등학교 시기에 부모의 우울증 여부가 초등학교생의 우울·불안에 유의한 정적 영향을 미쳤으며 초·중학교 시기에 성적이 높은 학생일수록 우울·불안 수준이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 주요 연구 결과를 바탕으로 청소년의 정서 발달을 지원하기 위한 교육적 시사점을 논의하였다.

제1장 서론

코로나 19로 인한 장기적인 사회적 단절을 경험함에 따라 학령기 청소년의 가정 외의 사회적 교류 활동이 제한되면서 청소년의 정서행동문제(emotional and behavioral problems)에 대한 우려의 목소리가 불거졌다. 보건복지부에서 발표한 「2022년도 소아·청소년 정신건강실태조사」에 따르면 우울, 불안, 파괴적·충동조절 및 품행장애와 같은 정신장애에 대한 만 12~17세 청소년의 평생 유병률이 18.0%에 이르는 것으로 나타났으며(보건복지부, 2024) 교육부에서도 이를 인지하여 「학생 마음건강 지원 강화계획」을 통해 모든 학생을 대상으로 한 정서행동문제를 측정하고 위기학생을 선별하는 검사도구를 개발하고 보급하여 지원 체계를 강화할 것임을 발표하였다(교육부, 2024). 이렇듯 우리나라 청소년의 정서행동문제에 대한 사회적·정책적 관심이 높은 현 시점에서 발달 단계에 따라 변화하는 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제의 특성을 파악하고, 각 학교급 특성에 맞는 효과적인 지원 체계를 마련하기 위한 시사점을 제공하

는 연구가 수행될 필요가 있다. 한편 그간의 선행연구에 따르면 청소년기 정서행동문제의 원인은 크게 생물학적 요인과 환경적인 요인으로 구분되는데, 발달론적 관점에서는 정서행동문제를 개인이 처한 환경에 대해 나타나는 정서적·행동적 부적응의 결과로 보고(홍경자, 1986) 청소년이 경험하는 다양한 환경적 맥락과 정서행동문제 간의 관계를 밝히는 연구들이 수행되었다. 이때 초·중·고등학교 시기 청소년에게 가정과 학교는 가장 큰 비중을 차지하는 환경일뿐더러, 학교급이 전환됨에 따라 학교에서 보내는 시간이 늘어나고 서로 다른 교육과정을 경험하는 등 학교 환경의 변화를 경험한다는 특징이 있다. 따라서 청소년기 정서행동문제의 원인을 파악하고 지원 방향을 논의하기 위해서는 초·중·고등학교 시기를 포괄하여 정서행동문제 특성을 파악하고, 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 및 학교 생활 요인에 대한 이해가 우선되어야 한다.

청소년은 발달단계 특성상 가정 환경으로부터 보호와 의존을 필요로 하는데, 선행연구에 따르면 청소년의 소득 빈곤과 같은 경제적 배경(구인회 외, 2009; 이상균, 유조안, 2015)과 청소년의 주된 양육자인 부모의 심리적 부적응 상태(이영준 외, 2003)는 청소년의 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 환경 요인인 것으로 나타났다. 더불어 학교에서 학업, 사회적 관계의 형성 등 다양한 발달 과업에 직면하는 학교 환경에서의 적응 경험 또한 청소년의 성장과 발달에 중요한 영향을 미치는 것으로 보고된다(문은식, 2002; 이경화, 손원경, 2005). 특히 낮은 학업 성적이나 학업 스트레스와 같은 학업적 측면에서의 부정적인 경험과 학교 폭력과 같은 또래 관계에서 거부당하는 사회적 관계 형성의 측면에서의 정서적·행동적 부적응의 경험은 청소년의 정서행동문제를 촉진시키는 것으로 보고된 바 있다(남석인, 남보영, 장은혜, 2014; 반영석, 2018; 서윤, 2014 등).

그러나 앞서 언급한 청소년을 둘러싼 가정 및 학교 생활 요인들은 시간이 흐름에 따라 변화한 뿐더러 청소년기에 성장할수록 가정에서 학교로 사회 활동의 범위가 넓어지고, 가정 내 부모와의 심리적 독립을 통해 독립적인 자아를 형성함에 따라(Teyber, 1983), 가정과 학교 환경이 미치는 발달에 미치는 영향력 또한 초·중·고등학교 시기에 따라 달라진다. 이에 정서행동문제 변화 양상을 종단적으로 파악함과 더불어 각 학교급 시점마다 달라지는 가정 및 학교 생활 요인이 미치는 영향력을 검증하는 연구가 필요함에도 불구하고, 그간의 선행연구에서는 하나의 학교급에 속한 학생만을 대상으로 한 횡단 연구나, 초기시점의 독립변인만을 이용한 연구가 수행되었다는 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 잠재성장모형 분석을 통해 청소년기 정서행동문제의 종단적 변화 양상을 파악하고 각각의 학교급 시기에서 가정 및 학교 생활 요인이 미치는 영향을 검증하고자 한다.

이를 위해 본 연구에서는 「한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)」의 1차~16차 자료를 활용하고자 한다. 이때 조사 가정 내의 청소년을 대상으로 조사된 아동부가조사자료는 3년마다 실시되는데, 그 구조를 살펴보면 1차년도인 경우 2006년에 초등학교 4, 5, 6학년을 대상으로 조사되어 동일한 응답자를 대상으로 4차(중학교 1, 2, 3학년), 7차(고등학교 1, 2, 3학년)까지 반복 수집되었으며 10차년도(2015년)부터는 새롭게 초등학교 4, 5, 6학년을 표집하여 13차(중학교 1, 2, 3학년), 16차(고등학교 1, 2, 3학년)까지 반복 조사하였다. 즉, 아동부가조사자료는 서로 다른 세대의 청소년을 대상으로 표집된 두 개의 코호트로 구성되어 있으며 2006년 코호트(1, 3, 7차년도)의 경우 1993년생~1997년생을 대상으로 표집되었고 2015년 코호트(10, 13, 16차년도)의 경우 2002년생~2006년생을 대상으로 표집되었다. 이처럼 동일한 세대에 속한 개인을 여러 시점에 걸쳐 반복 조사한 코호트는 사회문화적 사건을 함께 경험함으로써 공유하게 되는 특성이 내재되어 있다(박재훈, 2003). 특히 청소년의 경우 사회가 변화함에 따라 달라지는 학교라는 제도 안에서

적응하는 시기임을 고려했을 때 2006년 코호트와 2015년 코호트는 각각 서로 다른 경험과 특성을 지니고 있을 것으로 유추된다. 예컨대 2015년 코호트의 경우 태어날 때부터 스마트폰과 같은 디지털 환경에 익숙한 디지털 네이티브(Digital native) 세대로 일컬어지며(McCrindle & Fell, 2023) 특히 2015년 코호트 집단의 경우 2021년 코로나 19로 인한 사회적 단절의 상황에서 온라인 개학으로 인해 학교 폐쇄를 경험하였는데 이러한 등교 중지와 같은 사회적 단절의 상황은 청소년의 정서행동문제에 영향을 미치는 것으로 보고된 바 있다(김가현, 조명근, 2024; 김현수, 2020; 최혜정, 김형관, 2021). 더불어 2000년대에 출생집단이 1990년대에 출생한 집단보다 학교 폭력 노출 위험이 낮고, 학업중단을 또한 낮아졌다는 조사결과(양태정, 2019; 이자형, 2017) 등을 고려했을 때 2006년 코호트 집단과 2015년 코호트 집단 간 정서행동문제 변화 양상을 비롯하여 가정 및 학교 환경이 미치는 영향이 상이할 것으로 사료된다. 이에 본 연구에서는 두 코호트의 정서행동문제 변화 양상이 상이한지 통계적으로 검증하기 위하여 잠재성장모형(Latent Growth Modeling; LGM) 다집단 분석(Multi-Group Analysis)을 수행하고자 하며, 더불어 각각의 코호트 별로 앞서 언급한 가정 환경 및 학교 생활 변인을 초·중·고등학교 시기별로 투입하여 정서행동문제에 미치는 영향력을 검증하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서 설정한 연구 문제는 아래와 같다.

- 연구문제 1. 2006년 코호트와 2015년 코호트 각각의 초·중·고등학교 시기 정서행동문제 변화 궤적은 어떠한가?
- 연구문제 2. 2006년 코호트와 2015년 코호트의 초·중·고등학교 시기 정서행동문제 변화 궤적은 서로 다른 양상을 보이는가?
- 연구문제 3. 초·중·고등학교 시기 정서행동문제에 대한 가정 환경(소득, 부모 우울증 여부) 및 학교 생활(심리사회적 학교환경, 학교폭력 피해경험, 성적, 학업 스트레스) 요인이 미치는 영향력은 어떠한가?

제2장 선행연구 고찰

1. 정서행동문제

정서행동문제란 일상생활에서 개인이 보이는 태도와 행동이 사회적 규범에서 벗어나 비정상적인 행동을 의미하여 정서·행동·심리적 부적응의 결과로 이상이 있는 행동양식으로 정의된다(조정숙, 2015). 정서행동문제는 학자들마다 분류하고 정의하는데 차이가 있지만 대표적으로 우울, 두려움, 외로움, 위축, 주의집중과 같은 내재화 문제와 공격성, 비행과 같은 외현화 문제로 구분할 수 있다. 이러한 다양한 정서행동문제 유형을 측정함에 있어서 국내에서는 Achenach(1991)이 제작한 아동·청소년 행동평가척도(Child Behavior Checklist: CBCL)를 오경자 외(1998)가 한국판으로 번안한 K-CBCL을 가장 널리 사용하고 있다. 해당 척도에서는 내재화(우울·불안, 위축) 및 외현화(주의집중문제, 공격성) 정서행동문제를 정의하고, 측정하고 있는데 이를 살펴보면 다음과 같다.

우선 우울·불안은 정신 병리의 핵심을 이루는 요소로, 대다수의 사람들이 경험하는 보편적이고 정상적인 감정적 반응이지만, 부적절하게 과도한 양상을 나타내게 되는 경우 정서행동문제로 간주되며 단순히 정서 반응뿐만 아니라 행동적·생리적 역기능 상태를 포괄한다. 위축 또한 우울·불안과 함께 내재화된 정서

행동문제의 한 유형으로 주변인에게 거부당하거나 스스로 움츠러드는 아동에게 나타나는 부적응 행동으로, 자신의 의사를 표현하지 않고, 수동적인 태도로 사회생활에 의미를 느끼지 못하는 상태로 정의된다(Rubin & Chronis-Tuscano, 2021). 이러한 우울·불안, 위축과 같은 내면적 문제 행동은 표면으로 쉽게 드러나지 않아 고립될 수 있는 위험성이 높아 아동의 건강한 발달을 위해서는 주목하여야 하는 정서행동문제 유형이라고 할 수 있다.

이와 더불어 주의집중이란 단기간의 목표 달성이나 과제 수행을 위해 자신의 의식을 집중시키는 능력을 의미하여, 주의집중문제는 산만하고 충동적으로 행동하는 과잉행동으로 이어져 다른 정서 및 행동장애와 관련이 깊은 정서행동문제인 것으로 나타났다(Dulcan, 1997). 이와 더불어 외현화 정서행동문제의 대표적인 유형 중 하나인 공격성은 타인에게 가하는 신체적·심리적 위해 행동을 통칭하며(Coie & Dodge, 1998) 청소년기의 공격성은 성인기에 범죄행동과 같은 심각한 품행문제로 발전될 수 있는 것으로 연구된다(배도희, 오경자, 2010; Newman et al., 1997). 이에 본 연구에서는 대표적인 내재화 및 외현화 문제의 유형으로 언급되는 우울·불안, 위축, 주의집중, 공격성 네 가지의 유형의 정서행동문제에 대하여 초·중·고등학교 시기 종단적 변화 양상을 탐색하고자 한다.

2. 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 및 학교 생활 변인

청소년의 정서행동문제는 아동이 처한 발달 환경 요인으로부터 영향을 받는 것으로 보고된다. 특히 가정과 학교는 초·중·고등학교 시기 청소년에게 큰 비중을 차지하는 환경으로, 가정 환경과 학교에서의 학습 및 사회적 관계에 적응하는 경험으로부터 영향을 받는 것으로 나타나며 이에 관련 선행연구 결과를 살펴보면 다음과 같다.

우선, 청소년은 발달단계 특성상 보호와 의존을 필요로 하기 때문에 가정 환경으로부터 많은 영향을 받게 된다. 특히 가정의 소득 빈곤과 같은 경제적 배경은 식품, 의료 지원, 주거 환경 등의 물질적 결핍(material hardship)과 밀접한 관련이 있을뿐더러 빈곤 가정일수록 사교육과 같은 교육 관련 활동이나 여가 활동 비용에 대한 기회비용이 높기 때문에 가구의 소득은 발달 환경 격차를 유발하여 청소년기 성장과 발달에 영향을 미치는 핵심적인 가정환경 요인으로 보고된 바 있다. 구체적으로, 구인회 외(2009)의 연구에서는 초등학교를 대상으로 가족소득이 가구규모별 최저생계비 미만인 가족을 빈곤층으로 구분하였는데 빈곤 가정에 속한 청소년일수록 우울·불안, 주의집중문제, 공격성, 비행 수준이 높은 것으로 나타났다. 박현선(2008)의 연구에서도 최저생계비 미만의 빈곤가구에 속한 초등학교생일수록 우울 수준이 높은 것으로 보고한 바 있다. 더불어 중학생을 대상으로 한 이상균과 유조안(2015)의 연구에서는 가구 최저생계비보다 소득이 적거나 국민기초생활수급자, 조건부수급자, 법정모부자, 차상위층에 해당될 경우 빈곤가정으로 분류하였는데 빈곤 가정의 자녀들이 공격성과 주의집중 문제행동 수준이 높은 것으로 보고된다. 한편 가구 소득, 빈곤 여부와 같은 가정의 경제적 환경과 더불어 부모의 심리적 상태 또한 정서행동 문제에 영향을 미치는 가정 환경 요인인 것으로 나타났다. 부모의 우울증 증상과 아동의 주의집중문제 행동은 높은 상관을 지닌 것으로 보고되며(최윤영 외, 2002; 이영준 외, 2003) 불안과 우울 등의 부정적인 정서를 자주 경험하는 어머니를 둔 청소년일수록 자녀에게 부정적 양육행동을 더 자주 보여 문제 행동에 영향을 미치는 것으로 나타났다(도현심 외, 2014).

가정 환경 요인 뿐만 아니라, 학교 생활과 관련된 요인 역시 청소년의 정서행동문제에 큰 비중을 차지한다. 학령기 시기에 청소년은 학교에서 다양한 발달 과업에 직면하게 되는데, 대표적으로 학교에서 여러

교과목을 통해 주어지는 과제, 시험과 같은 학업을 수행하고 또래와의 사회적 관계를 원활하게 형성하는 등 학교에서의 경험은 청소년의 성장과 발달에 중요한 영향을 미치게 된다. 이에 학교 생활 관련 요인과 정서행동문제의 관계를 검증한 선행연구를 살펴보면, 우선 학교 폭력 경험이 정서행동문제에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중학생을 대상으로 한 서윤(2014)의 연구에 따르면 학교 폭력 경험이 우울, 위축에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 초등학생을 대상으로 한 전신현과 이성식(2017)의 연구에서 또한 학교 폭력 경험이 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고한 바 있으며, 고등학생 집단의 경우에도 학교 폭력 경험이 위축을 유발하는 요인인 것으로 나타났다(남석인, 남보영, 장은혜, 2014). 이와 더불어 학교에서의 주된 과업인 학업과 관련된 청소년의 주관적인 심리적 상태 또한 청소년의 정서에 영향을 미치는 것으로 보고되는데 초등학생을 대상으로 한 반영석(2018)의 연구에 따르면 높은 학업 스트레스를 경험하는 학생일수록 자신의 정서를 표현하고 조절하는 능력이 낮은 것으로 나타났으며, 김민주와 이동귀(2018)의 연구에서는 공격성이 높은 것으로 나타났다. 더불어 차미숙(2024)의 연구에서는 학업 스트레스가 높을수록 중학생의 우울감이 높은 것으로 보고되었으며 고등학생을 대상으로 한 오동균과 권순용(2019)의 연구에서 또한 학업 스트레스가 불안 정서에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이와 같이 선행연구를 통해 가정 환경 및 학교 생활 변인이 청소년 시기 정서행동문제에 유의한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 초·중·고등학교 시기로 학교급이 전환되고 발달함에 따라 학교 환경 및 학교 생활이 변화하여 초·중·고등학교 시기에 따라 가정환경 및 학교 환경이 미치는 발달에 미치는 영향력 또한 상이할 것으로 유추된다. 더불어 점차 가정에서 학교로 사회적인 활동의 범위가 넓어지고 청소년 시기에 가정과 학교 환경에서 복합적으로 상호작용하며 발달하는 존재임을 고려했을 때, 초·중·고등학교 시기 각각의 가정과 학교 생활 변인을 모두 포괄하는 연구가 수행될 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 가정 환경 및 학교 생활 변인을 초·중·고등학교 시기별로 투입하여 정서행동문제에 미치는 영향력을 검증하고자 하였다.

제3장 연구방법

1. 연구대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원에서 조사를 주관하는 「한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)」를 활용하였다. 한국복지패널은 2006년부터 7,072가구를 대상으로 가구용, 가구원용, 부가조사 세 가지 조사표로 구성된 설문을 통해 조사되며 이때 1차, 4차, 7차, 10차, 13차, 16차년도에 경우 아동 부가 조사가 실시되어 1차년도(2006년) 기준 초등학교 4, 5, 6학년에 재학중인 759명을 대상으로 수집되어 4차년도에는 중학교에, 7차년도에는 1, 4차년도 아동부가조사 응답자를 조사 대상으로 반복 측정되었다. 이에 10차년도(2015년)의 경우 초등학교 4, 5, 6학년 471명을 신규 표집하여 1-4-7차년도와 10-13-16차년도는 서로 다른 시점의 아동 코호트로 아동 세대 간 비교분석이 가능하다. 이에 본 연구에서는 한국복지패널조사의 아동부가조사가 시행된 1, 4, 7차년도(2006 코호트)과 10, 13, 16차년도(2015 코호트)자료를 코호트 별로 각각 분석하여 코호트별 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제의 변화 양상을 탐색하고, 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 환경 및 학교 생활 요인을 검증하였다. 이에 정서행동문제를 측정하는 설문문항에 모든 시점 응답한 학생인 2006년 코호트 414명과 2015년 코호트 299명을 분석에 활용하였다.

2. 측정도구

1) 종속변인

본 연구에서는 정서행동문제에 해당되는 우울·불안, 주의집중, 위축, 공격성을 종속변인으로 설정하였다. 해당 변인에 대한 척도는 Achenbach(1991)가 개발하고 오경자 외(1998)가 번안한 한국 아동, 청소년 행동평가 척도(Korea Child Behavior Checklist)의 문제행동을 구성하는 하위 요인에 해당된다. 이에 변인에 대한 문항 내용과 신뢰도 검증 결과 및 기술통계를 아래의 <표 1>에 정리하였다. 각 문항은 전혀 아니다(1), 그런 편이다(2), 자주 그렇다(3) 3점 척도로 구성되었으며 6개 시점에서 모두 동일하게 측정된 설문 문항에 대하여 평균을 계산하여 분석에 활용하였다. 평균 값이 높을수록 우울·불안, 주의집중문제, 위축, 공격성 수준이 높음을 의미한다. 이에 각 변인의 시점별 신뢰도 분석 결과, 최소 .755 으로 나타나 분석에 활용할 수 있는 수준인 것을 확인할 수 있었다.

<표 114> 종속변인 문항 내용 및 신뢰도 분석 결과

변인	문항내용	신뢰도 (Cronbach's α)					
		1차	4차	7차	10차	13차	16차
우울·불안	'불행하다고 생각하거나 슬퍼하고 우울해 한다' 등 13문항	.817	.862	.854	.838	.859	.834
주의집중문제	'집중력이 없고 어떤 일에 오래 주의를 기울이지 못한다' 등 11문항	.782	.828	.854	.856	.827	.826
위축	'위축되서 남들과 어울리지 않으려고 한다' 등 9문항	.755	.790	.802	.808	.795	.778
공격성	'가족이나 다른 아이의 물건을 부순다' 등 18문항	.844	.857	.882	.829	.828	.787

2) 독립변인

본 연구에서는 청소년기 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 환경 및 학교 생활 요인을 검증하기 위하여 아래 <표 2>에 정리된 변인을 각 시점별로 독립변인으로 투입하였다. 우선 가정 환경과 관련된 변인으로서는 가구 빈곤 여부와 부모 우울증 여부 변인을 투입하였다. 빈곤 여부의 경우 조사대상 아동의 가구의 경상소득 기준 중위소득 60% 미만의 저소득층 여부에 해당된다. 더불어 부모 우울증 여부의 경우 아동이 속한 가구의 성인 가구원 조사에서 아동의 부모에 해당되는 성인 가구원의 조사 자료를 활용하였다. 이때 우울증 여부는 CESD(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale)-11 척도를 통해 11개 문항의 합산 점수가 16점 이상인 경우 임상적 우울증을 의심할 수 있는 수준으로, 본 연구에서는 아동의 부모 중 적어도 한명 이상이 해당 임상적 기준점수 이상인 경우 1으로 코딩하였다(한국보건사회연구원, 2022). 이에 빈곤 및 부모 우울증 여부의 경우 모두 아동부가 조사가 실시된 동일한 6시점(1, 4, 7, 10, 13, 16차)에 조사된 자료를 활용하였다.

이와 더불어 학교 생활 관련 변인의 경우 아동부가조사 자료를 활용하였으며 학교환경에 대한 학생의 주관적인 인식인 심리사회적 학교환경과 학교폭력 피해경험과 함께 성적과 학업 스트레스 변인을 투입하였다. 7차년도부터 조사된 학업 스트레스 변인을 제외하고, 그 외의 가정환경 및 학교생활 요인이 2006년

코호트와 2015년 코호트 모든 시점에서 조사되어, 분석에 활용한 모든 시점에서 동일하게 조사된 설문 문항의 평균을 계산하여 독립변인으로 투입하였다. 이에 분석 시 투입한 각 변인의 신뢰도를 분석한 결과 최소 .721에서 최대 .961으로 나타나 분석에 활용할 만한 수준임을 확인하였다.

<표 115> 독립변인 문항 내용 및 척도

영역	변인	문항 내용 및 변인 설명	척도
가정 환경	빈곤 여부	가구균등화된 경상소득 기준 중위소득 60% 미만의 저소득층 가구 여부	저소득층 가구(1), 일반 가구(0)
	부모 우울증 여부	부모의 CESD-11 척도 기준 임상적 우울증 여부	임상적 우울증 (1), 비우울증(0)
학교 생활	심리사회적 학교환경	‘학교생활이 즐겁다’ 등 9문항	4점 리커트 척도 ¹⁾
	학교폭력 피해경험	‘다른 아이들이 나를 고의로 어떤 일에 끼워주지 않거나 따돌리고 무시한 적이 있다’ 등 6문항	
	학교 성적	전 과목 평균 학교 성적	5점 리커트 척도 ²⁾
	학업 스트레스	‘숙제나 시험 때문에 스트레스를 받는다’ 등 4문항	4점 리커트 척도 ¹⁾
통제 변인	학년	1차, 10차	초등학교 4, 5, 6학년 4학년(0, 준거집단) 5학년(1), 6학년(1)
		4차, 13차	중학교 1, 2, 3학년 1학년(0, 준거집단) 2학년(1), 3학년(1)
		7차, 16차	고등학교 1, 2, 3학년 1학년(0, 준거집단) 2학년(1), 3학년(1)

1) 1: 전혀 그렇지 않다, 2: 거의 그렇지 않다 3: 그런편이다 4: 항상 그렇다

2) 1: 아주 못함, 2: 중간 이하, 3: 중간, 4: 중간 이상, 5: 아주 잘함

3. 분석방법

본 연구에서는 2006년 코호트와 2015년 코호트 각각 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제가 시간에 따라 어떠한 양상으로 변화하는지 살펴보기 위하여 잠재성장모형(Latent Growth Modeling; LGM)을 적용하였다. 잠재성장모형은 종단자료 분석 방법으로, 다양한 성장 함수를 통하여 반복 측정된 변인의 변화 양상을 잘 나타내는 모형을 탐색할 수 있다(Meredith & Tisak, 1990). 이에 본 연구에서는 각각의 코호트의 변화양상을 비교하기 위하여 독립변인을 투입하지 않고 잠재성장요인을 추정하는 무조건 잠재성장모형(unconditional LGM)에 대해 다집단분석(Multi-Group Analysis)를 실시하고 초·중·고등학교 각각의 시점에서 가정환경과 학교 생활 변인이 미치는 영향력을 검증하고자 각각의 코호트 별로 독립변인을 투입한 조건 잠재성장 모형(conditional LGM) 분석을 실시하였다. 이와 같은 분석 과정을 수식과 함께 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 우선, 무조건 잠재성장모형 분석을 통하여 청소년의 정서행동문제를 가장 잘 나타내는 성장 함수를 탐색하기 위하여 무조건 성장모형과 일차 선형 성장모형을 적용하여 자료와 가장 적합한 모형을 탐색하였다. 이에 선형 잠재성장모형을 식으로 나타내면 식 (1)과 같이 1수준(개인 내 모형)과 2수준(개인 간 모형)으로 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$y_{ti} = \pi_{0i} \times 1 + \pi_{1i} \times (t-1) + \epsilon_{ti}$$

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \zeta_{0i}, \pi_{1i} = \beta_{10} + \zeta_{1i} \quad (1)$$

위의 식에서 y_{ti} 는 $t(t=1,2,3)$ 시점에서의 학생 $i(i=1,2,3,\dots,n)$ 의 종속 변수를 의미하며 π_{0i} 는 초기치, π_{1i} 선형 변화율을 의미한다. 이때 $(t-1)$ 은 성장 요인 부하량으로, 3개 시점에 대한 선형 변화율에 대해 (0, 1, 2)와 같이 고정 부하량을 부여한다. 이에 본 연구에서는 위의 식 (1)을 통해 추정되는 변화 양상이 2006년 코호트와 2015년 코호트 간 차이가 있는지 살펴보기 위하여 무조건 잠재성장모형에 대해 다집단 분석을 실시하였다. 집단 간에 추정된 모수에 대하여 유의한 차이가 있는지 검증하는 다집단 분석을 위해서는 비교집단 간 형태동일성과 측정동일성이 성립되어야 하는데, 형태동일성이란 각 집단의 성장 모형 형태의 동일성을 의미하며 측정동일성이란 여러 시점에 걸쳐 동일한 요인구조가 도출되는 것을 의미한다(Whitaker & McKinney, 2007). 잠재성장모형의 경우 형태동일성이 만족되면, 초기치(π_{0i})와 변화율(π_{1i})에 대해 동일한 요인부하량을 부여하여 제약하므로, 형태동일성의 성립이 곧 측정동일성의 성립을 의미한다(홍세희 외, 2007). 이에 본 연구에서는 두 코호트 집단에 대하여 무변화 모형과 일차 선형 모형을 설정하여 형의 적합도를 나타내는 χ^2 검증 결과, CFI(comparative fit index)(Bentler, 1990), TLI(Tucker-Lewis index)(Tucker & Lewis, 1973), RMSEA(root mean square error of approximation)(Steiger & Lind, 1980)를 비교하여 최종 모형을 선택한 뒤, 형태·측정 동일성을 검증한 뒤에 성장 모형의 초기치와 변화율의 평균 동일성을 확인하여 두 코호트 집단의 변화 양상이 상이하게 나타나는지 확인하고자 하였다.

이를 통해 변화 양상을 확인한 뒤, 가정 환경(빈곤 여부, 부모 우울증 여부)과 학교 생활(심리사회적 학교환경, 학교폭력 피해경험, 성적, 학업 스트레스) 변수를 독립변인으로 투입하여 조건 잠재성장모형을 각각의 코호트에 분석하고자 한다. 이때 독립 변수가 동일한 시점의 종속 변수(정서문제행동)에 대한 영향력을 검증하고자 하였다. 이를 위하여 본 연구에서는 Mplus 8.10(Muthén, & Muthén, 1998-2022) 프로그램을 활용하였다.

제4장 연구결과

1. 2006년, 2015년 코호트 초·중·고등학교 시기 정서행동문제의 변화 궤적 탐색

2006년, 2015년 코호트의 정서행동문제 변화 양상을 탐색하기에 앞서 두 집단에 대한 형태동일성을 확인하기 위해 두 집단에 대한 정서행동문제의 잠재성장모형별 적합도를 비교하여 <표 3>에 정리하였다. 분석 결과, 두 집단 모두 우울·불안, 주의집중문제, 위축에 대하여 일차 선형 모형의 TLI와 CFI가 0.9 이상으로 나타나고, RMSEA와 SRMR가 각각 0.08, 0.05 이하로 나타나 양호한 수준의 적합도임을 확인할 수 있었다. 한편, 2015 코호트의 공격성에 대한 적합도 비교 결과의 경우 일차 선형 모형의 CFI가 0.748, RMSEA가 0.119으로 나타났으나 무변화 모형의 경우 TLI가 0.360, CFI 0.520, RMSEA 0.164, SRMR이 0.098으로 일차 선형 모형과 비교했을 때 일차 선형 성장 모형의 적합도가 더 양호한 것으로 나타났다. 이에 따라 각각의 정서행동문제에 대하여 2006년 코호트와 2015년 코호트 두 집단 모두 일차 선형 모형이 가장 적합한 모형이라 판단되어, 두 집단에 대한 형태동일성 및 측정동일성이 만족한 것을 확인할 수 있었다.

<표 3> 코호트 간 정서행문문제 잠재성장모형별 적합도

코호트	구분		χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	
	정서행동문제	성장 모형							
2006년 코호트	우울·불안	무변화	7.782	4	0.966	0.975	0.048	0.067	
		선형	3.286	1	0.980	0.939	0.074	0.022	
	주의집중문제	무변화	7.643	4	0.979	0.984	0.047	0.033	
		선형	4.207	1	0.981	0.943	0.088	0.028	
	위축	무변화	8.354*	4	0.971	0.979	0.051	0.070	
		선형	3.347	1	0.985	0.954	0.075	0.021	
	공격성	무변화	42.645***	4	0.742	0.807	0.153	0.159	
		선형	0.576	1	1.000	1.000	0.000	0.010	
	2015년 코호트	우울·불안	무변화	1.703***	4	0.833	0.875	0.122	0.123
			선형	0.099	1	1.000	1.000	0.000	0.005
주의집중문제		무변화	9.34*	4	0.935	0.952	0.067	0.085	
		선형	0.092	1	1.000	1.000	0.000	0.005	
위축		무변화	32.705	4	0.592	0.694	0.155	0.118	
		선형	0.163	1	1.000	1.000	0.000	0.006	
공격성		무변화	36.159***	4	0.360	0.520	0.164	0.098	
		선형	5.219	1	0.916	0.748	0.119	0.047	

2. 2006년, 2015년 코호트 간 초·중·고등학교 시기 정서행동문제의 변화 궤적 비교

이에 두 집단 간 형태동일성과 측정동일성이 만족되어, 코호트 간 정서문제행동 변화양상의 차이를 검증하고자 하고자 하였다. 우선, 두 집단에 대한 각각의 선형 성장 모형 추정 결과를 <표 4>에 제시하였다. 각각의 정서행동문제의 초기치는 2006년 코호트가 2015년 코호트보다 더 높은 것으로 나타나, 2006년 코호트의 초기 청소년이 2015년 코호트보다 정서행동문제 수준이 더 높은 경향을 확인할 수 있었다. 변화율 추정 결과를 살펴보면, 우울·불안의 경우 두 집단 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 주의집중문제와 위축의 변화율의 경우 2006년 코호트는 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 2015년 코호트의 경우 0.024, 0.057으로 모두 정적으로 유의하게 나타나 중, 고등학교 시기로 시간이 흐를수록 주의집중문제와 위축 정도가 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 공격성의 경우 2006년 코호트와 2015년 코호트 각각 -0.032, -0.026으로 유의하게 나타나 시간이 흐를수록 공격성이 감소하는 것을 확인할 수 있다.

이와 더불어 초기치와 변화율의 공분산 추정 결과를 살펴보면, 두 코호트 집단 모두 공격성의 초기치와 변화율 공분산이 부적으로 유의하게 나타나 초기 시점(초등학교 시기)에서 정서행동문제가 높은 학생일수록 시간이 흐를수록 감소하는 속도가 감소하는 양상을 보이는 것으로 나타났다.

<표 4> 정서행동문제 변화 양상 코호트별 추정치

모수		우울·불안		주의집중문제		위축		공격성	
		추정치		추정치		추정치		추정치	
		(표준오차)		(표준오차)		(표준오차)		(표준오차)	
		2006년 코호트	2015년 코호트	2006년 코호트	2015년 코호트	2006년 코호트	2015년 코호트	2006년 코호트	2015년 코호트
초기치	평균	1.327*** (0.015)	1.242** (0.016)	1.380*** (0.016)	1.232*** (0.017)	1.315*** (0.016)	1.207*** (0.017)	1.238*** (0.011)	1.139*** (0.010)
	분산	0.038*** (0.010)	0.047*** (0.001)	0.052*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.049*** (0.010)	0.040*** (0.011)	0.029*** (0.005)	0.016*** (0.004)
변화율	평균	-0.010 (0.010)	0.001 (0.010)	0.002 (0.010)	0.024** (0.011)	-0.001 (0.010)	0.057*** (0.011)	-0.032*** (0.007)	-0.026*** (0.006)
	분산	0.008 (0.005)	0.020*** (0.004)	0.009 (0.006)	0.005 (0.005)	0.011* (0.005)	0.013* (0.006)	0.011 (0.003)	0.004** (0.002)
초기치-변화율 공분산		-0.005 (0.006)	-0.017** (0.001)	-0.005 (0.006)	-0.011 (0.007)	-0.008 (0.006)	-0.010 (0.006)	-0.008** (0.003)	-0.006** (0.002)

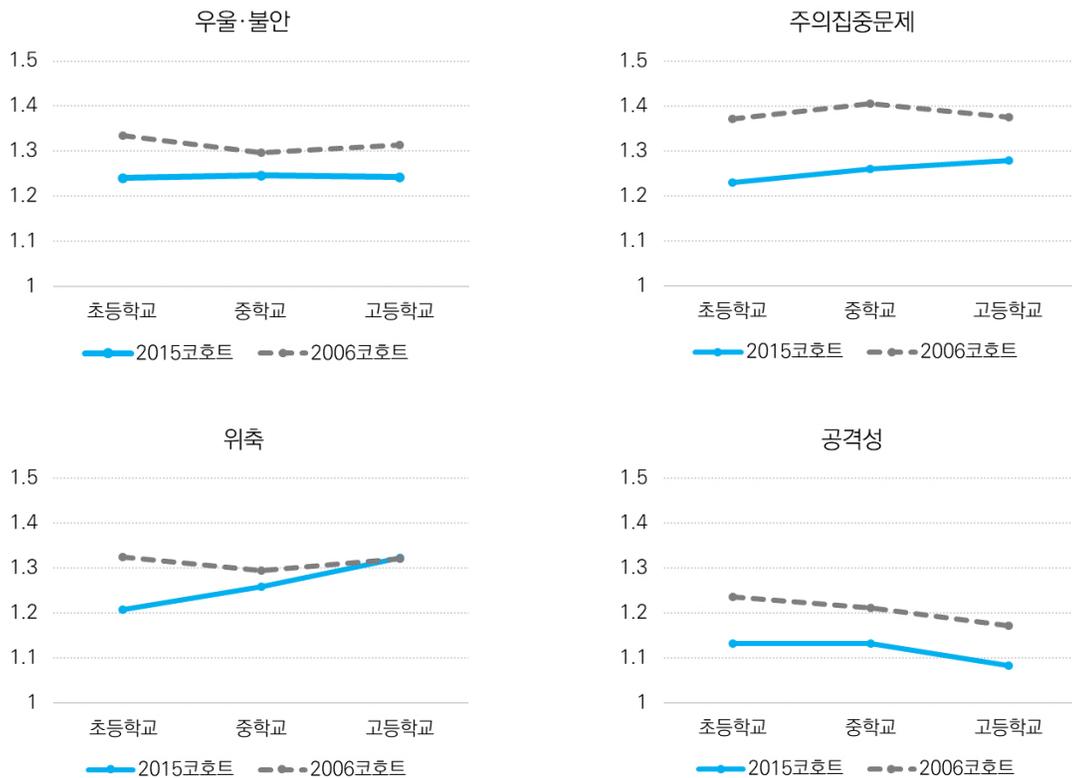
이에 앞서 살펴본 두 코호트 간의 잠재성장요인 추정 결과의 차이가 통계적으로 유의한지 검증하기 위하여 두 코호트 집단 간 초기치와 변화율을 자유롭게 추정된 모형(기저모형)과 적어도 한 개 이상의 잠재성장요인을 고정한 모형의 적합도를 비교하여 <표 5>에 제시하였다. 우선, 기저모형과 두 집단의 초기치와 변화율을 동일하게 고정한 모형을 비교한 결과, 두 모형 간 χ^2 차이검증 결과가 매우 유의하게 나타났고 적합도 지수를 기준으로 기저모형과 비교했을 때 기저모형이 더 적합한 것으로 나타나 2006년 코호트와 2015년 코호트 간 적어도 하나 이상의 잠재성장요인에 차이가 있는 것을 알 수 있었다.

이에 초기치만을 동일하게 고정한 모형과 변화율만을 동일하게 고정한 모형에 대하여 기저모형과의 비교를 통하여 최종 모형을 결정하고자 하였다. 이를 살펴보면, 초기치 고정모형의 경우 모든 정서행동문제 유형에서 χ^2 차이검증 결과 또한 유의하게 나타났으며 적합도 지수를 기준으로 기저모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 반면 기저모형과 변화율 고정모형을 비교한 결과, 우울·불안, 공격성의 경우 기저모형과의 χ^2 차이검증 결과 유의하지 않았으며 적합도 또한 변화율 고정모형이 더 적합한 것으로 나타났다. 따라서 우울·불안, 공격성의 경우 변화율 고정모형이, 주의집중문제와 위축의 경우 기저모형이 가장 적합한 모형이라고 판단하여 최종 모형을 결정하였다. 이에, 앞서 잠재성장요인 추정 결과와 종합해 보면 두 코호트 간 우울·불안, 공격성의 초기치는 서로 유의한 차이를 가지지만 변화율에는 통계적으로 유의한 차이가 없는 반면에 주의집중문제와 위축의 경우 초기치와 변화율 모두 두 코호트 간 차이가 존재하며 2006년 코호트와 달리 2015년 코호트의 경우 중, 고등학교 시기로 시간이 흐를수록 주의집중문제 정도가 심화되며 위축의 정도도 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이에 2006년 코호트와 2015년 코호트의 초·중·고등학교 시기 정서행동문제 유형별 평균을 그림으로 표현하면 [그림 1]과 같다.

<표 119> 정서문제행동 변화양상의 코호트 간 차이

종속변인	모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
우울·불안	기저모형	3.384	2	0.994	0.981	0.044	0.017
	초기치·변화율 고정 모형	23.086	4	0.913	0.869	0.116	0.074
	초기치 고정 모형	18.201	3	0.930	0.861	0.119	0.059
	변화율 고정모형	3.927	3	0.996	0.992	0.029	0.02
주의집중 문제	기저모형	3.510	2	0.991	0.973	0.057	0.02
	초기치·변화율 고정 모형	50.848	4	0.814	0.721	0.181	0.125
	초기치 고정 모형	43.018	3	0.841	0.683	0.193	0.097
	변화율 고정모형	6.611	3	0.986	0.971	0.058	0.025
위축	기저모형	3.510	2	0.993	0.980	0.046	0.017
	초기치·변화율 고정 모형	26.826	4	0.897	0.846	0.127	0.069
	초기치 고정 모형	25.387	3	0.899	0.799	0.145	0.073
	변화율 고정모형	18.232	3	0.932	0.863	0.119	0.051
공격성	기저모형	5.796	2	0.981	0.943	0.073	0.031
	초기치·변화율 고정 모형	73.817	4	0.651	0.477	0.221	0.18
	초기치 고정 모형	46.686	3	0.782	0.782	0.202	0.103
	변화율 고정모형	6.261	3	0.984	0.967	0.055	0.031

[그림 1] 2006년 코호트, 2015년 코호트의 정서행동문제 학교급별 평균 변화



3. 초·중·고등학교 시기 가정 및 학교 생활 요인이 정서행동요인에 미치는 영향력 검증

2006년 코호트와 2015년 코호트 두 집단별로 초·중·고등학교 각 시점에서 정서행동문제에 대한 가정과 학교 생활 요인의 영향력을 검증하였다. 우선 <표 8>에 제시된 우울·불안에 대한 동시효과 검증 결과를 살펴보면, 2015년 코호트 집단 분석 결과 초·중학교 시기에 공통적으로 심리사회적 학교 환경, 학교폭력 피해경험, 성적, 학업 스트레스가 학생의 우울·불안에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이때 학생이 경험한 심리사회적 학교환경이 긍정적일수록 우울·불안이 낮은 것으로 나타나고 학교폭력 피해경험이 있고 성적과 학업 스트레스가 높은 학생의 우울·불안 수준이 높은 것으로 나타났다. 한편, 초등학교 시기 특징적으로 부모가 우울증인 가정 환경에 처한 학생일수록 우울·불안 수준이 높은 것으로 나타났으나, 중·고등학교 시기에는 유의한 영향을 미치지 않았다. 더불어 고등학교 시기의 경우 심리사회적 학교환경이 학생의 우울·불안에 유의한 부적인 영향을, 학업 스트레스가 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났고 그 외의 변인은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 한편 2006년 코호트 집단 분석 결과, 심리사회적 학교환경, 학교폭력 피해경험이 정서행동문제에 미치는 영향력의 경우 2015년 코호트 집단과 동일한 경향이 있는 것으로 나타났으나 2015년 코호트 집단과 달리 성적에 따른 영향력은 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 121> 가정 환경 및 학교 생활 요인이 우울·불안에 미치는 영향

구분		초등학교 시기			중학교 시기			고등학교 시기		
2015 코호트		B	s.e	β	B	s.e	β	B	s.e	β
가정 환경	빈곤 여부	-0.073	0.043	-0.087	0.048	0.045	0.052	0.026	0.046	0.028
	부모 우울증 여부	0.096*	0.047	0.104	0.002	0.039	0.003	-0.023	0.043	-0.026
학교 생활	심리사회적학교환경	-0.095*	0.041	-0.127	-0.108**	0.034	-0.135	-0.117**	0.042	-0.152
	학교폭력 피해경험	0.265***	0.042	0.322	0.131**	0.065	0.092	0.105	0.120	0.041
	성적	0.033*	0.017	0.104	0.037*	0.015	0.129	-0.001	0.016	-0.005
	학업 스트레스	0.129**	0.024	0.290	0.137**	0.020	0.338	0.125***	0.021	0.306
2006 코호트		B	s.e	β	B	s.e	β	B	s.e	β
가정 환경	빈곤 여부	-0.012	0.030	-0.017	-0.011	0.032	-0.015	0.039	0.038	-0.015
	부모 우울증 여부	0.031	0.030	0.044	0.02	0.03	0.029	-0.040	0.042	0.029
학교 생활	심리사회적학교환경	-0.162***	0.036	-0.199	-0.164***	0.029	-0.196	-0.134***	0.038	-0.196
	학교폭력 피해경험	0.268***	0.031	0.369	0.341***	0.038	0.351	0.258***	0.061	0.351
	성적	-0.012	0.016	-0.034	-0.005	0.015	-0.016	-0.008	0.015	-0.016
	학업 스트레스	-	-	-	-	-	-	0.092***	0.021	0.193

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

주의집중문제에 대한 검증 결과를 살펴보면, 2015년 코호트 집단 분석 결과 초·중·고등학교 시기에 공통적으로 심리사회적 학교 환경, 학교폭력 피해경험, 학업 스트레스가 학생의 주의집중문제에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이때 학생이 경험한 심리사회적 학교환경이 부정적이고, 학교폭력 피해경험과 학업 스트레스가 높은 학생의 주의집중문제 수준이 높은 것으로 나타났다. 한편, 고등학교 시기 특징적으로 성적이 높은 학생일수록 주의집중문제 수준이 낮은 것으로 나타났다. 더불어 2006 코호트 집단 분석 결과, 2015 코호트 집단 유사한 경향성이 나타났다.

<표 122> 가정 환경 및 학교 생활 요인이 주의집중문제에 미치는 영향

구분	초등학교 시기			중학교 시기			고등학교 시기			
	B	s.e	β	B	s.e	β	B	s.e	β	
2015 코호트										
가정	빈곤 여부	-0.039	0.045	-0.042	0.016	0.048	0.016	-0.023	0.050	-0.023
환경	부모 우울증 여부	0.079	0.049	0.078	0.020	0.043	0.023	0.053	0.048	0.056
	심리사회적학교환경	-0.213***	0.044	-0.260	-0.161***	0.037	-0.191	-0.181***	0.045	-0.216
학교	학교폭력 피해경험	0.292***	0.043	0.322	0.209**	0.070	0.138	0.397**	0.132	0.143
생활	성적	0.001	0.018	0.001	-0.024	0.017	-0.08	-0.067***	0.018	-0.204
	학업 스트레스	0.078***	0.026	0.160	0.114***	0.022	0.264	0.098***	0.022	0.220
2006 코호트										
가정	빈곤 여부	-0.023	0.030	-0.031	0.012	0.032	0.016	-0.020	0.040	-0.022
환경	부모 우울증 여부	0.051	0.030	0.070	-0.005	0.030	-0.006	0.006	0.043	0.006
	심리사회적학교환경	-0.286***	0.036	-0.342	-0.258***	0.029	-0.283	-0.248***	0.039	-0.271
학교	학교폭력 피해경험	0.179***	0.031	0.239	0.341***	0.038	0.323	0.298***	0.065	0.191
생활	성적	-0.037*	0.016	-0.098	-0.059**	0.015	-0.168	-0.047**	0.016	-0.130
	학업 스트레스	-	-	-	-	-	-	0.083***	0.022	0.156

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

위축에 대한 검증 결과를 살펴보면, 2015년 코호트 집단 분석 결과 초·중·고등학교 시기에 공통적으로 심리사회적 학교 환경, 학업 스트레스가 학생의 주의집중문제에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이때 학생이 경험한 심리사회적 학교환경이 긍정적이고 학업 스트레스가 높은 학생의 주의집중문제 수준이 높은 것으로 나타났다. 이와 더불어 초등학교 시기 특징적으로 학교폭력 경험이 위축에 미치는 정적 영향이 유의한 것으로 나타났다. 한편 2006 코호트 집단 분석 결과, 2015 코호트 집단과 달리 학교폭력 피해경험이 초·중·고등학교 시기 모두 유의한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다.

<표 123> 가정 환경 및 학교 생활 요인이 위축에 미치는 영향

구분	초등학교 시기			중학교 시기			고등학교 시기			
	B	s.e	β	B	s.e	β	B	s.e	β	
2015 코호트										
가정	빈곤 여부	-0.014	0.046	-0.016	0.105	0.054	0.102	0.036	0.057	0.033
환경	부모 우울증 여부	0.063	0.051	0.064	0.025	0.048	0.027	0.014	0.054	0.014
	심리사회적학교환경	-0.154***	0.045	-0.193	-0.131***	0.040	-0.148	-0.161**	0.051	-0.181
학교	학교폭력 피해경험	0.316***	0.045	0.359	0.014	0.078	0.009	-0.031	0.149	-0.01
생활	성적	0.021	0.018	0.062	0.000	0.018	0.001	-0.034	0.020	-0.098
	학업 스트레스	0.079**	0.026	0.166	0.096***	0.024	0.212	0.059*	0.026	0.125
2006 코호트										
가정	빈곤 여부	-0.041	0.033	-0.055	0.007	0.032	0.009	0.029	0.040	0.033
환경	부모 우울증 여부	0.030	0.032	0.040	0.010	0.031	0.014	0.029	0.043	0.030
	심리사회적학교환경	-0.203***	0.039	-0.235	-0.179***	0.030	-0.212	-0.141***	0.039	-0.164
학교	학교폭력 피해경험	0.188***	0.034	0.242	0.232***	0.038	0.237	0.344***	0.064	0.233
생활	성적	-0.036	0.018	-0.093	-0.009	0.015	-0.028	-0.027	0.016	-0.079
	학업 스트레스	-	-	-	-	-	-	0.043*	0.022	0.086

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

공격성에 대한 검증 결과를 살펴보면, 2015년 코호트 집단 분석 결과 초·중학교 시기에 공통적으로 심리사회적 학교 환경과 학업 스트레스가 공격성에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이때 학생이 학교 환경을 긍정적으로 인식하고 학교폭력 피해경험이 적을수록 공격성이 낮은 것으로 나타났다. 한편, 초등학교 시기와 달리 중·고등학교 시기에 학업 관련 변인이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데 성적과 학업 스트레스가 높을수록 중학교 시기 공격성이 높고, 고등학교 시기의 경우 또한 학업 스트레스가 높을수록 공격성이 높은 것을 확인할 수 있었다. 이와 더불어 2006년 코호트의 경우 초·중·고등학교 시기 모두 심리·사회적 학교 환경과 학교폭력 피해경험이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 124> 가정 환경 및 학교 생활 요인이 공격성에 미치는 영향

구분	초등학교 시기			중학교 시기			고등학교 시기			
	B	s.e	β	B	s.e	β	B	s.e	β	
2015 코호트										
가정										
환경	빈곤 여부	0.000	0.031	0.000	0.030	0.031	0.051	0.042	0.023	0.098
	부모 우울증 여부	0.035	0.034	0.056	0.043	0.027	0.082	-0.040	0.022	-0.099
	심리사회적학교환경	-0.111***	0.029	-0.223	-0.105***	0.022	-0.207	-0.036	0.021	-0.100
학교	학교폭력 피해경험	0.140***	0.029	0.253	0.188***	0.044	0.208	0.107	0.064	0.090
생활	성적	0.017	0.012	0.080	0.021*	0.010	0.113	-0.015	0.008	-0.107
	학업 스트레스	0.036	0.017	0.123	0.029*	0.014	0.111	0.023*	0.011	0.119
2006 코호트										
가정	빈곤 여부	-0.035	0.023	-0.067	-0.014	0.023	-0.026	0.015	0.027	0.025
환경	부모 우울증 여부	0.023	0.023	0.044	0.001	0.022	0.002	0.013	0.029	0.020
	심리사회적학교환경	-0.209***	0.028	-0.343	-0.187***	0.021	-0.298	-0.126***	0.027	-0.214
학교	학교폭력 피해경험	0.108***	0.024	0.198	0.229***	0.027	0.314	0.253***	0.043	0.250
생활	성적	-0.007	0.013	-0.024	0.001	0.011	0.003	-0.015	0.011	-0.063
	학업 스트레스							0.020	0.015	0.058

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

제5절 논의 및 결론

본 연구에서는 초·중·고등학교 시기 청소년의 정서행동문제가 시간에 따라 어떠한 양상으로 변화하는지 살펴보기 위하여 잠재성장모형을 적용하였으며, 2006년 코호트와 2015년 코호트의 변화 궤적이 서로 다른 양상을 나타내는지 검증하기 위하여 무조건 잠재성장모형에 대해 다집단 분석을 실시하였다. 이후 두 코호트 집단 각각에 대해 독립변인을 투입한 조건 잠재성장모형 분석을 실시하여 정서행동문제에 대한 가정 환경 및 학교 생활 변인의 영향력을 검증하였다. 이에 주요 결과를 기반으로 한 시사점을 논의하면 다음과 같다.

우선, 2006년 코호트와 2015년 코호트에 대한 무조건 잠재성장모형 다집단 분석 결과, 두 코호트의 우울·불안, 주의집중문제, 위축, 공격성 모두 초기치가 상이한 것으로 나타났으나 변화율의 경우 정서행동문제 유형에 따라 다르게 나타났다. 구체적으로, 우울·불안과 공격성은 두 코호트의 변화율이 유의하게 다르지 않았으며 두 코호트 모두 우울·불안은 학교급 전환에 따른 변화율이 유의하지 않았고, 공격성은 선형적으로 감소하는 것을 확인할 수 있었다. 반면 주의집중문제와 위축의 경우 두 코호트 간 변화율이 서로

다른 것으로 나타났는데, 2006년 코호트는 유의한 변화가 나타나지 않은 반면, 2015년 코호트는 시간이 흐를수록 주의집중문제와 위축의 정도가 증가하는 것으로 나타나 정서행동문제가 심화되는 것을 확인하였다. 이렇듯 두 코호트에서 나타난 주의집중문제와 위축 변화 양상의 차이는 최근 교육현장에서 언급되고 있는 주의집중 및 위축 문제의 심각성과 맥락을 같이 하는 연구결과이다. 2000년대생의 경우 점차적으로 디지털 환경을 접한 이전의 세대와 다르게, 태어났을 때부터 이미 스마트폰이 보급화되어 디지털 매체에 익숙한 환경에서 발달하여 콘텐츠를 가볍게 소비하는 스낵 컬처(snack culture) 문화와 함께 짧은 길이의 콘텐츠를 즐기는 쇼츠(short) 세대로 일컬어진다(김은영, 2023; McCrindle & Fell, 2023). 이러한 인터넷 및 디지털 미디어 환경에 익숙한 세대의 청소년의 집중력이 이전 세대의 학생들보다 현저히 짧아졌다는 우려의 목소리가 불거지고 있다(김연주, 2022). 이러한 주의집중문제는 산만하고 충동적으로 행동하는 과잉행동으로까지 이어져 다른 정서 및 행동 장애를 유발할 뿐만 아니라(Dulcan, 1997) 학년급이 올라갈수록 교육 내용이 심화됨에 따라 주의집중력이 필연적으로 요구됨을 고려했을 때(조주연, 이은정, 2019) 2000년생 세대에서 특징적으로 나타나는 주의집중문제를 완화시키기 위한 교육적 개입이 요구된다.

또한 2015년 코호트의 경우 2006년 코호트와 달리 위축 문제 수준이 심화되는 양상을 확인할 수 있었다. 이러한 연구 결과는 한국청소년상담복지개발원(2022)의 조사 결과와도 부합하는데 해당 조사에 따르면 코로나 19로 인한 등교 중지와 같은 비자발적 고립으로 인하여 청소년의 사회적 고립감이 증가하고, 장기간 지속되는 디지털 기기를 통한 비대면 활동 시간이 증가로 인하여 사회적 관계를 형성하는데 어려움을 겪는 것으로 나타났다. 이에 따라 학령기 청소년기에 비자발적 고립을 경험한 2000년대생들이 겪는 위축 문제에 주의를 기울일 필요가 있다. 위축과 같은 내재화 문제는 공격성과 같이 폭력적인 행동 등을 통해 바깥으로 문제행동이 표출되는 외현화 문제행동과 달리, 보호자가 위축된 상태를 진단하거나 심각성을 인지하는데 보다 주의와 관심을 기울여야 한다는 특징이 있어, 사회적으로 고립될 위험성이 큰 문제행동 유형에 해당된다(Rubin & Chronis-Tuscano, 2021). 따라서 단위학교에서는 비행, 품행 장애를 보이는 학생 뿐만 아니라 모든 학생을 대상으로 정서문제행동 수준을 측정하여 위축과 같은 내현화 문제를 겪고 있는 학생을 선별하여 또래 관계 형성을 위한 프로그램을 진행하거나 담임 및 상담 교사와의 상담을 통해 고립되지 않고 체계적인 지원을 받을 수 있도록 하여야 한다.

이어서 가정 환경 및 학교 생활 변인의 영향력을 검증한 결과를 바탕으로 초·중·고등학교 시기 정서행동문제에 대한 교육적 지원 방향을 논의하고자 한다.

우선, 가정환경 요인의 결과를 살펴보면 2015년 코호트 집단에서 초등학교 시기의 우울·불안에 대한 특징적인 결과를 확인할 수 있었다. 초등학교 시기의 경우 중·고등학교 시기와 달리 부모의 우울증 여부가 초등학생의 우울·불안에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 부모 중 한 명 이상이 임상적 우울증 기준을 초과할수록 우울·불안 수준이 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 초기 청소년 시기 우울·불안에 가정 내 주된 양육자인 부모의 심리적 부적응 상태가 미치는 영향력이 크게 나타나며 2차 성장을 통해 점차 자신의 독립적인 정체성을 갖추어 나가는 청소년기 발달 상 특징과(홍강의, 1984) 맥락을 같이 한다. 이러한 초기 청소년 시기의 정서 발달과 부모의 우울증 간의 관계를 검증한 선행연구에 따르면, 부모의 우울증은 자녀에 대한 민감성과 상호작용을 저해하여 정서 발달에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(Hoffman, Crnic, & Baker, 2006). 보건복지부와 관계부처 합동으로 발표된 「정신건강정책 혁신방안」에서는 학령기 청소년의 마음건강과 관련한 지원 방향을 발표하였는데, 상담지원 체계 강화와 관련하여 학부모의 경우 단순히 학생 검사에 참여하거나 학부모용 교육 자료를 제공하는 것에 그쳐 있다

(보건복지부, 2023). 따라서 부모의 심리 상태에 영향을 받는 것으로 나타난 초등학교 시기 특성을 반영하여, 부모의 심리적 상태를 함께 진단하고 가정환경과 연계된 지원 체계를 마련할 필요가 있다.

가정환경 요인과 더불어 학교 생활 요인 또한 초·중·고등학교 시기 정서행동문제 유형에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 학교 생활 요인 중에서도 학생이 인식하는 긍정적인 심리사회적 학교환경은 공격성을 제외한 모든 학교급 시기에서 정서행동문제를 완화시키는 요인으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 2006년 코호트 집단과 2015년 코호트 집단 공통적으로 나타났는데, 초·중·고등학교 시기에 걸쳐서 학교 환경을 긍정적으로 인식하고 바람직한 학교 생활을 하는 것이 청소년기 건강한 발달에 중요한 요소임을 시사한다. 이에 학령기 청소년의 정서행동문제에 대한 교육적 개입에 있어서 학교 외부 차원에서의 상담, 프로그램을 도입하기에 앞서 학교 환경을 긍정적으로 인식하고, 원활하게 적응하는 것이 우선될 수 있도록 하여야 한다. 교육부(2024)에서는 단위학교 내에서 학생의 정신 건강을 위해 시행되는 위(Wee) 프로젝트의 기능을 단순히 폭력문제 대응에서 정신건강 지원까지 확대하여 실시할 계획을 밝힌 바 있는데, 이때 정서행동문제를 겪고 있는 학생을 위해 학교 생활 외의 심리상담과 더불어 학교 환경에서 적응하지 못하는 학생들을 대상으로 학교 생활을 원활하여 적응하여 학생이 학교환경을 긍정적으로 인식할 수 있도록 하여야 한다.

또한 학교 생활 요인 중 학교폭력 피해경험 요인의 경우 초등학교 시기에서 특징적인 결과가 나타났는데, 2006년 코호트 집단과 2015년 코호트 집단 모두 중·고등학교 시기와 달리 우울·불안, 주의집중문제, 위축, 공격성 모든 정서행동문제에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 학교 폭력 경험이 많은 학생일수록 문제 수준이 높았다. 초등학교 시기는 유아기에서 청소년기로 전환되어 초등학교에 진학함에 따라 생활 영역이 가정에서 벗어나 점차 또래집단으로 확대되어 나가는 시점으로, 초등학교 시기의 또래와의 긍정적인 상호작용이 향후 사회성 발달에 지대한 영향을 미치게 된다. 그러나 본 연구의 결과에서와 같이 초등학교 시기의 학교 폭력 경험은 내면화 및 외현화 문제행동에 모두에 영향을 미치는 것으로 나타났으며 교육부에서 발표한 「2023년 학교폭력 실태조사」 결과에 따르면, 학교급별 학교폭력 경험 비율이 초등학교 학생이 3.9%로 중학생(1.3%), 고등학생(0.4%)과 비교했을 때 그 비율이 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 향후 중·고등학교로 학교 생활을 지속적으로 이어나가야 하는 초등학교 시기에 학교 폭력을 예방하기 위한 교육적 개입의 중요성을 함의한다. 이에 학교 내의 학교폭력 발생을 억제하는 보호요인으로 나타난 긍정적인 또래 관계, 교사와의 애착 형성(박효정, 정미경, 김효원, 2010) 등을 도모할 수 있는 학교 폭력 예방 프로그램을 실시할 필요가 있다.

이와 더불어 학교 생활 요인 중 학업과 관련된 성적, 학업 스트레스 요인에 대한 주요 결과를 살펴보면 다음과 같다. 우선 2006년 코호트 집단과 2015년 코호트 집단 공통적으로 학업 스트레스 요인을 투입한 모든 시점에서 우울·불안, 주의집중문제, 위축에 유의한 영향을 미치는 변인으로 나타났으며 학업 스트레스가 높은 학생일수록 정서행동문제 수준이 높았다. 이러한 연구 결과는 학교 생활 요인 중에서도 학업 수행 과정 중에 경험하는 학습과 관련된 긴장, 불안, 부적응적 심리상태가 청소년기 전반에 걸쳐 정서행동문제에 영향을 미치는 핵심적인 요인인 것으로 해석된다. 더불어 2015 코호트 집단의 경우 중·고등학교 시기에 초등학교 시기와 달리 학업 스트레스가 공격성에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 중등학교에 진학하면서 학업에 대한 압박감이 증가함에 따라 학업 수행 과정에서의 좌절된 욕구가 폭력적인 외현화 문제행동으로 발현되는 것으로 해석된다. 중·고등학교에 진학함에 따라 학업 스트레스가 증가한다는 점을 고려했을 때(장희선, 2021; 하유경, 조한익, 2023) 건강한 정서 발달을 위해 학업 스트레스를 낮추기

위한 지원책이 모색되어야 함을 시사한다. 이를 위해서는 학업 수행 과정에서 긍정적인 정서를 경험하고, 내재적인 동기를 가질 수 있는 교육 환경을 제공하는 것이 필요하다.

한편 2015년 코호트 집단의 경우 2006년 코호트 집단과 달리 초·중학교 시기에 성적 요인은 우울·불안에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 성적이 높은 학생일수록 우울·불안 수준이 높은 것으로 나타났다. 이는 2015년 코호트 집단의 초·중학교 시기에만 특징적으로 도출된 결과로, 오늘날 초·중학교 시기 청소년의 학업 성취와 정서행동문제 간의 관계에 주목할 필요가 있음을 시사한다. 초·중학교 시기의 학업 수행 경험은 학습량이 증가하고 입시 및 진로와 관련된 다양한 성취 활동을 경험하게 되는 고등학교 및 성인기 시기에 영향을 미친다는 점을 고려했을 때, 학생들의 학업 성취 경험이 성취감과 내재적 동기 와 같은 긍정적인 정서로 이어질 수 있도록 하여야 한다. 이를 위해 오늘날의 학교 환경에서 학생들이 학업에 대해 긍정적인 정서를 경험하는 것이 필요한데, 선행연구에 따르면 학업에 대한 긍정적인 정서를 갖게 하기 위해서는 학업 환경이 중요한 조건으로 경쟁적인 학업 환경은 압박 및 실험 불안을 높여 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고된다(박민애, 이빛나, 2020; 오정희, 선훈연, 2013; 최희철, 이미아, 김영미, 강혜진, 2024). 따라서 교사는 경쟁적인 분위기가 아닌 긍정적이고 온정적인 학습 분위기를 조성하여 학생들이 흥미와 자율성을 가지고 학업 수행에 임할 수 있도록 수업 환경을 조성하는 것이 필요할 것으로 사료된다.

이를 종합했을 때, 초·중·고등학교 시기별로 성적, 학업 스트레스 및 학교 폭력 경험과 같은 학교 생활 요인이 정서행동문제에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 최근 보건복지부에서 발표한 「정신건강 정책 혁신방안」을 비롯하여 교육부에서 발표한 「마음건강 지원 방안」에서는 정서행동문제 위기학생을 위한 교육적 개입의 방안으로 '마음 챙김 교육'을 제공하거나 위기 학생 지원을 위해 외부의 정신건강 전문기관과의 연계 강화에 초점이 맞추어져 있다(교육부, 2024; 보건복지부, 2023). 그러나 앞서 논의한 바와 같이, 학생이 인식하는 긍정적인 심리사회적 학교환경을 비롯하여 학업 스트레스, 학교 폭력 경험과 같은 학교 생활 요인이 정서행동문제에 영향을 미치는 요인인 것으로 나타났다. 따라서 학령기 청소년의 정서 발달 지원을 위한 개입 시에 학교에서의 원활한 학업적·사회적 적응과 연계된 개입이 필요할 것으로 사료된다. 또한, 공공데이터를 활용하여 청소년의 정신건강과 심리적, 사회적, 지역사회 요인 간의 관계를 탐색한 오미애 외(2023)의 연구에 따르면, 학교 기반의 정신건강 증진 프로그램의 운영 여부가 청소년 자살과 같은 정신건강 문제의 위험 수준을 낮추는 보호요인인 것으로 보고된 바 있다. 이에 따라 단위학교 차원에서 지원 체계를 마련하는 것이 중요하며, 특히 학교 생활 적응과 연계된 정신건강 증진 프로그램을 운영함으로써 학령기 청소년이 건강한 정서 발달을 이룰 수 있도록 할 필요가 있다.

한편 본 연구에서는 2015년 코호트 집단과 2006년 코호트 집단 모두 가정 환경 요인 중 빈곤 가정 여부가 청소년의 정서행동문제에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 이는 기존의 연구(구인회 외 2009; 박현선, 2008; 이상균, 유조안, 2015)와 상이한 연구 결과이다. 다만 본 연구에서는 선행연구와 달리 학교 생활 요인을 함께 모형에 투입하여 관련 요인이 통제됨에 따라 가정환경의 영향력이 유의하지 않게 나타난 것으로 해석될 수 있다. 그러나 향후 주거 형태, 비양친부모 동거가구 여부, 빈곤의 지속 여부와 같이 보다 다차원적인 가정의 빈곤 요인을 고려하거나 가정 환경과 학교 생활 요인 간의 상호작용 등을 검증한 연구가 수행된다면 청소년의 정서행동문제에 영향을 미치는 가정 및 학교 환경에 대한 보다 심도 있는 관계를 검증할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 교육부. 2024. 「모든 학생을 위한 마음건강 지원 강화한다」. 교육부 보도자료. 2024.01.03.
- 교육부. 2023. 「2023년 1차 학교폭력 실태조사 결과 발표」. 교육부 보도자료. 2023.12.13.
- 구인회 · 박현선 · 정익중 · 김광혁. 2009. “빈곤과 아동발달의 관계에 대한 종단 분석”. 『한국사회복지학』, 61(1), 57-79.
- 김가현 · 조명근. 2024. “코로나 19 팬데믹 기간과 그 이전의 중 고등학생 정서문제 잠재전이유형 비교”. 『교육연구』, 46(1), 169-191.
- 김민주 · 이동귀. 2018. “초등학생이 지각한 학업스트레스가 공격성에 미치는 영향: 자아존중감의 조절효과”. 『한국심리학회지: 학교』, 15(1), 69-89.
- 김연주 · 김민정 · 김은경. 2022. “수업때 만화 들어줘도 10분 넘으면 집중 못해, 학교 ‘쇼츠 세대’ 교육법 고민”. 조선일보. 2022.02.03
- 김은영. 2023. “주의력 3초·알고리즘 거부... ‘혼란의 시대’ 新소비권력 ‘잘파세대’가 온다”. 조선일보. 2023.11.06.
- 김현수. 2015. “코로나 19 이후 소아청소년 정신건강에서의 변화는?”. 『대한소아청소년정신의학회 학술대회논문집』, 93-98.
- 남석인 · 남보영 · 장은혜. 2014. “학교폭력 피해경험이 청소년의 자살생각에 미치는 영향: 위축의 매개효과를 중심으로”. 『청소년복지연구』, 16(4), 57-80.
- 도현심 · 신나나 · 박보경 · 김민정 · 김혜인. 2014. “어머니의 우울과 양육행동이 유아의 외현화 문제행동에 미치는 영향”. 『아동학회지』, 35(4), 179-198.
- 문은식. 2022. “청소년의 학교생활 적응 관련변인의 탐색적 고찰”. 『교육연구논총』, 23(1), 153-167.
- 박민애 · 이빛나. 2022.. “중학생의 학업스트레스와 학업성취에 따른 유형 분류 및 설명요인 탐색 : 랜덤포레스트 기법의 적용”. 『학습자중심교과교육연구』, 22(3), 171-185.
- 박현선. 2008. “빈곤지위가 아동의 사회, 정서발달에 미치는 영향”. 『한국아동복지학』, 26, 113-137.
- 박효정 · 정미경 · 김효원. 2010. “학교폭력 예방 프로그램의 적용효과 분석”. 『한국교육』, 37(4), 47-72.
- 반영석. 2018. “초등학생의 학업스트레스가 정서지능에 미치는 영향: 자아탄력성의 매개효과”. 『초등교육학연구』, 25(1), 73-99.
- 배도희 · 오경자. 2010. “한국판 CBCL 공격행동척도의 하위 2요인 모형탐색”. 『한국심리학회지:학교』, 7(3), 371-390.
- 보건복지부. 2023. 『정신건강정책 혁신방안』. 세종: 보건복지부.
- 보건복지부. 2023. 『2022년 정신건강실태조사 보고서: 소아·청소년』. 세종: 보건복지부.

- 서윤. 2014. "학교폭력 피해경험의 지속성 및 노출정도가 청소년의 사회정서발달에 미치는 영향". 『청소년학연구』, 21(6), 223-253.
- 양태정. 2019. "학교폭력 관련 통계". 『교육정책포럼』, 318. <https://kess.kedi.re.kr/post/6689953>
- 오경자·이혜련·홍강의·하은혜. 1998. "K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도". 서울: 중앙적성연구소.
- 오동균·권순용. 2019. "청소년의 학업 및 진로 스트레스, 불안, 충동성, 우울, 자살 생각의 인과적 관계". 『미래청소년학회지』, 16(4), 29-45.
- 오미애·박성준·안주인·최호식·박민수·조현경. 2023. 『보건복지분야 위기대응 예측모델링: 정신건강 사례를 중심으로』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 오정희·선혜연. 2013. "초등학생과 중학생의 학업스트레스 관련 변인 연구: 성별 및 학교급, 지각된 부모의 학업성취압력과 학업적 자기효능감 중심으로". 『상담학연구』, 14(3), 1981-1994.
- 이경화·손원경. 2005. "아동의 학교부적응에 영향을 미치는 관련 변인의 구조분석". 『아동학회지』, 26(4), 157-171.
- 이상균·유조안. 2015. "빈곤관련 가족환경 위험요인의 잠재계층유형과 아동 문제행동간의 관계: 양육효능감과 양육행동실천의 매개효과". 『한국가족복지학』, 48(0), 29-57.
- 이영준·송원영·최의겸·신의진. 2003. "아동의 정서 및 행동 문제와 어머니의 우울증, 양육 스트레스간의 관계". 『소아청소년정신의학』, 14(2), 218-228.
- 이자형. 2017. "교사들의 시선에서 본 학교부적응에 관한 연구". 『한국교원교육연구』, 34(3), 109-138
- 장희선. 2021. "학업스트레스 변화가 무동기 변화에 미치는 종단적 관계 : 부모의 합리적 설명의 종단 매개효과". 『학습자중심교과교육연구』, 21(19), 931-946.
- 전신현·이성식. 2017. "학교폭력 피해경험이 우울에 미치는 영향에서 자긍심 및 사회지지의 작용과 성별 차이". 『한국청소년연구』, 28(2), 131-155.
- 조정숙. 2015. 정서행동문제 아동을 위한 통합치료의 이론과 실제. 신아사.
- 조주연·이은정. 2019. "주의집중에 대한 교육신경학적 해석". 『한국초등교육』, 30(4), 1-12.
- 차미숙. 2024. "중학생의 학업스트레스 및 우울과 스마트폰 과의존의 관계에서 또래예찰의 조절된 매개효과". 『정서·행동장애연구』, 40(2), 77-92.
- 최윤영·김지혜·조선미·홍성도·오은영. 2002. "주의력결핍과잉행동장애 아동 어머니의 우울감, 양육 스트레스 및 양육 관련 태도가 양육 행동에 미치는 영향". 『소아청소년정신의학』, 13(1), 153-162.
- 최혜정·김형관. 2021. "코로나 19 스트레스가 아동의 정서와 학업발달에 미치는 영향". 『복지상담교육연구』, 10(1), 83-105.
- 최희철·이미아·김영미·강혜진. 2024. "중학생의 긍정적 정서, 학업적 자아개념, 학업성취의 종단적 관계". 『한국교육』, 51(1), 179-211.
- 하유경·조한익. 2023. "청소년 시기 학업적 자아개념의 종단적 변화와 학업스트레스, 부모 학업지원의 동시효과 분석". 『교육혁신연구』, 33(4), 275-302.

- 한국보건사회연구원. 2022. 『한국복지패널 사용자 지침서 2022』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 홍강의. 1984. "제 2개별화시기로서의 청소년기". 『정신의학보』, 8(12), 395-400
- 홍경자. 1986. "국민학교 아동의 행동양상이 도형개발에 관한 연구". 『이화여자대학교 대학원 박사학위 논문』.
- 홍세희 · 김민선 · 김원정. 2007. "인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증". 『교육심리연구』, 21(1), 129~143.
- Achenbach, T. M. 1991. 『Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile』. Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Bentler, P. M. 1990. "Comparative fit indexes in structural models". *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246
- Coie, J. D., and Dodge, K. A. 1998. Aggression and antisocial behavior. In W. Damon & N. Eisenberg (Ed.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (5th ed., pp. 779 - 862). John Wiley & Sons, Inc..
- Dulcan M. 1997. "Practice parameters for the assessment and treatment of children, adolescents, and adults with attention-deficit/hyperactivity disorder. American Academy of Child and Adolescent Psychiatry". *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 46(7), 894-921.
- Hoffman, C., Crnic, K. A., and Baker, J. K. 2006. "Maternal Depression and Parenting: Implications for Children's Emergent Emotion Regulation and Behavioral Functioning. Parenting". *Science and Practice*, 6(4), 271 - 295.
- Mark, M., and Ashley, Fell. 2023. *Generation Alpha: Understanding Our Children and Helping Them Thrive*. Hachette Australia.
- Muthén, L. K., and Muthén, B. O. 1998-2022. *Mplus user's guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Newman, D. L., Caspi, A., Moffitt, T. E., and Silva, P. A. 1997. Antecedents of adult interpersonal functioning: Effects on individual differences in age 3 temperament. *Developmental Psychology*, 33, 206-217.
- 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., and Chronis-Tuscano, A. 2021. Perspectives on social withdrawal in childhood: Past, present, and prospects. *Child Development Perspectives*, 15(3), 160-167.
- Rubin, K. H., Root, A. K., and Bowker, J. 2010. Parents, peers, and social withdrawal in childhood: A relationship perspective. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2010(127), 79-94.
- Steiger, J. H., and Lind, J. C. 1980. *Statistically Based Tests for the Number of Common Factors*. Paper Presented at the Psychometric Society Annual Meeting, Iowa City, IA.
- Teyber, E. 1983. Effects of the parental coalition on adolescent emancipation from the family. *Journal of*

Marital and Family Therapy, 9(3), 305 - 310.

Tucker, L. R., and Lewis, C. 1973. A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.

Whitaker B. G, and McKinney J. L. 2007. Assessing the measurement invariance of latent job satisfaction ratings across survey administration modes for respondent subgroups: a MIMIC modeling approach. *Behav Res Methods*, 39(3), 502-509.

경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향

- 패널고정효과를 이용한 분석

The Impact of Perceived Economic Inequality on Mental Health and Health Behaviors
- An Analysis of Fixed Effect Panel Regression

백윤하(서울대학교 보건대학원)

백지원(서울대학교 보건대학원)

신보영(서울대학교 보건대학원)

본 연구는 2012년부터 2021년까지의 12년간의 한국복지패널조사자료를 활용하여 경제적 평등 인식이 정신건강 및 건강행태에 미치는 영향을 파악하고자 하였다. 그 결과, 주관적 소득불평등 인식은 우울과 월 음주량을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 관계에 경제활동여부가 미치는 조절효과에 대해 분석한 결과, 소득불평등 인식은 우울, 흡연, 위험 음주, 월 음주량을 증가시키지만, 경제활동에 참여하는 경우 이러한 영향이 상쇄되는 것을 확인하였다. 또한, 불평등 인식이 우울에 미치는 영향은 65세 이상 인구에서 두드러지게 나타나는 특징이었으며, 음주량의 증가는 40-65세 중장년 인구 집단에서 유의하게 나타나는 특징이었다. 위와 같은 결과를 통해, 객관적 불평등 뿐만 아니라 주관적 불평등 인식이 직접적으로 건강에 미치는 효과를 발견할 수 있었다.

제1절 서론

한국은 1997년 외환위기와 세계 금융위기 등 여러 차례의 경제적 어려움을 겪었다. 이에 사회 내부의 양극화가 가속화되고, 계층 간 격차가 심화되었으며, 분배의 문제가 사회적 관심으로 대두되었다. 경제위기 이후 소득과 자산의 불평등은 지나치게 커져, 사회의 소비, 문화, 건강, 교육 등 전반적인 영역에서도 격차를 발생시켰다(김승연 & 박민진, 2021).

불평등의 문제는 경제를 넘어 개인의 삶에도 크나큰 영향을 끼칠 수 있다. 불평등은 개인의 건강이나 자존감, 인간으로서의 역량을 손상시키며, 기대여명을 낮추고 건강을 악화시킬 수 있다(Therborn, 2014; Wilkinson, & Pickett, 2009). 경제적 불평등이 개인의 삶을 침식하게 되면 건강에도 불평등이 발생하게 된다.

지금까지의 불평등 연구는 주로 빈곤이나 객관적인 수치를 분석하는 데 주목해온 했다. 계량적 분석 연구에 주로 사용된 변수는 학력이나 소득분위와 같은 객관적 지표, 지니계수와 같은 거시지표들이었고, 이를 통해 정량적 측정이 가능한 객관적 불평등이 건강에 미치는 영향이 연구되었다. 그러나, 이러한 접근 방법은 개인의 불평등에 대한 인식을 포괄적으로 이해하는데 한계가 있다는 주장이 제기되었다(Cowell, 2011).

그러나, 개인은 사회의 실제적 소득 분배나 그 변화에 대한 정확한 정보를 가지고 있지 않을 가능성이

높다. 한 개인은 소득불평등에 대한 인식을 주로 일상생활에서의 경험과 미디어, 타인과의 의사소통, 혹은 기타 비공식적인 출처로부터 얻은 정보에 의존해 형성하기 때문이다. 또한, 같은 소득 불평등에 직면하고 있더라도 다른 사회경제적 지위와 성격 특성을 가진 개인들 간에는 소득 불평등에 대한 주관적 평가가 다를 수 있다(Oshio & Urakawa, 2014). 사회 불평등 인식은 이처럼 사회의 평등원리와 실제적 불평등 사이의 간극 사이에서 비롯된 주관적 감정으로서(Park & Seo, 2012), 자신이 속한 사회에서의 상대적인 지위를 나타낸다. 그렇기 때문에 주관적인 불평등 인식은 오히려 객관적 사회경제적 지표보다 개인의 건강과 더 밀접한 관련을 가지는 민감한 지표로 사용할 수 있다(Park & Kwon, 2015).

본 연구는 주관적 경제적 불평등 인식이 단순한 지각을 넘어 개인의 건강상태에도 영향을 줄 수 있다는 가설에서 착안하였다. 본 연구의 목적은 주관적 소득불평등이 정신건강 그리고 건강행동에 미치는 영향을 파악하는 것이다. 장기간 삶에 축적된 주관적 불평등 인식이 건강에 미치는 인과적 영향을 파악하기 위해 패널 조사 자료를 이용하고자 한다.

제2절 이론적 배경 및 연구방법

1. 주관적 소득불평등과 건강

주관적 소득불평등은 ‘나의 경제적 상황은 남들과 비교했을 때 어느 정도에 위치하는가?’라는 생각을 하게 하는데, 이는 개인으로 하여금 상대적 박탈감과 스트레스를 경험하도록 한다. 이것이 개인의 건강상태에도 영향을 줄 뿐 아니라, 개인의 삶의 태도를 변화시키고, 행동에도 영향을 미친다는 점에서 불평등 인식은 건강행동과 연결될 수 있다(Yang, 2014). Marmot(2004)의 연구에 따르면, 개인이 인식하는 주관적인 사회경제적 지위 또는 불평등 인식은 종단적 관계에서 건강과 건강행동에 직접적인 영향을 줄 수 있다. 주관적 인식이 건강에 미치는 영향의 기전에 대한 다양한 연구가 진행되었는데, 주관적 불평등은 개인이 인식하는 자신의 지위에 대한 민감성을 증가시키기 때문이라는 주장이 설명력을 얻었다. 이러한 주장은 불평등 인식이 스트레스, 우울증, 불안감, 공격성 등의 부정적 심리적 반응을 자극시켜 결국 건강문제나 음주 및 약물사용과 같은 결과로 이어질 수 있다고 설명하였다(Wilkinson, 2006; Wilkinson & Pickett, 2009).

객관적인 사회경제적 지위가 건강행동에 유의한 영향을 미친다고 보고한 선행연구는 다양하다. 개인의 사회경제적 위치는 흡연, 음주, 운동, 식이습관 등과 같은 건강행동에 영향을 미치며, 사회적 위치가 높을수록 심리적 기능이 높고 긍정적인 정신건강상태를 지니고 있을 가능성이 높다(Adler, 2000). 그러나, 객관적 소득불평등 뿐 아니라 주관적 소득불평등 역시 건강에 영향을 미치고, 이는 객관적 소득불평등과는 상이할 수 있기 때문에 이의 독립적인 영향을 분석할 필요가 존재한다.

한편, 주관적 소득불평등은 개인이 장기간의 다양한 경험을 통해 갖게 되는 주관적 인식이기여, 경제적 불평등을 겪는 사람일수록 건강수준이 낮은 역인과 관계가 존재할 수 있다. 이러한 이유로, 삶에서 누적적으로 나타나는 소득불평등의 인과적 효과를 분석하기 위해서는 신체, 정신, 행동, 사회적 요인을 고려한 종단연구가 필요하다(Ryff & Singer, 2001).

2. 연구자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국복지패널조사이다. 연구자료에서 주요 변수인 경제적 평등 인식은 3년마다 측정하고 있으며, 연구의 주요 관심 종속변수는 초기 조사자료에는 포함되어 있지 않았기 때문에, 전체 패널자료 중 8차(2012년), 11차(2015년), 14차(2018년), 17차(2021년)의 4차시, 총 12년에 걸쳐 측정된 자료를 이용하였다. 자료에서 평등 인식이나 인구사회학적 변수 등이 누락된 경우를 제외한 뒤, 패널 조사에 사용이 가능하도록 4개 차시 중 2회 이상의 조사자료가 있는 표본만을 분석대상으로 선정하였다. 결과적으로 총 11,494개의 표본자료를 분석에 사용하였다.

연구대상자 수를 시기에 따라 비교하면, 8차 3,499명, 11차 3,427명, 14차 1,834명, 17차 2,734명으로, 14차에 패널 인원이 가장 적었다. 8차부터 다음 조사시기까지의 패널 유지율은 각각 97.9%, 37.2%, 88.8%이며, 12년간 4회 조사에 모두 참여한 사람의 비율은 26.8%이다.

대상자들에게서 모든 관심 종속변수가 측정된 경우는 일부였기 때문에, 각 모형마다 분석한 표본의 수에 차이가 존재하였다. 우울과 흡연은 모든 11,494개의 표본에서 응답이 기록되었으나, AUDIT 설문 11개 문항에 모두 응답한 표본은 5,549명으로 전체 표본의 절반 가량이었다. 흡연량은 대상자가 흡연자라고 응답한 경우(N=1,950)로 한정하여 산출하였다. 비음주자 여부에 대한 문항은 존재하지 않았으나, 전체 4회 조사 모두에서 음주량이 0이라고 응답한 4,169명을 비음주군으로 정의하였다. 본 연구는 비음주군에서 0으로 지속되는 음주량은 불평등 인식에 따라 변화하지 않는 변수로 간주하였고, 결과적으로 음주량은 음주군에 해당하는 7,326명에게서 조사한 내용으로 산출하였다.

3. 연구모형

본 연구는 패널고정효과를 이용하여 소득 불평등 인식이 정신건강 및 건강행태에 미치는 영향을 파악하고자 하였다. 본 방법은 종단 분석을 통해 반응변수의 역인과성을 완화하고, 대상자의 고정된 특성을 통제하여 누락된 변수의 편향을 줄일 수 있다.

우울과 흡연량, 음주량을 연속형 척도로 분석하는 경우 패널 선형회귀분석을, 우울과 음주, 흡연여부를 이분형 범주로 분석하는 경우 패널 로지스틱 회귀분석을 사용하였다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta Equity + \delta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \cdots (1)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta Equity \times Econ_m + \delta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \cdots (2)$$

*Equity*는 경제적 불평등을 어떻게 인식하고 있는지에 따라 구분한 집단을 나타낸다. X_{it} 는 시간에 따라 변화하는 개인의 특성 중 관측가능한 통제변수를 의미한다. γ_i 는 관측되지 않는 개인의 변하지 않는 특성을 의미하고, μ_t 는 관측되지 않는 시간의 변하지 않는 특성을 의미한다. 고정효과 모형을 이용한 분석을 통해 관측되지 않는 γ_i , μ_t 의 영향을 제거한다. 분석은 통계 프로그램 R을 이용하였으며, 선형회귀분석에는 *plm*, 로지스틱 회귀분석에는 *feglm* 함수를 이용하였다.

또한, 경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향이 경제활동여부에 따라 어떻게 달라지는지 분석하기 위해 불평등 인식과 경제활동여부의 상호작용항을 고려한 (2)의 식을 활용하였다. 이때,

경제활동여부는 임금근로자, 고용주 또는 자영자를 경제활동인구로, 무급가족종사자와 실업 또는 비경제활동인구를 비경제활동인구로 분류한 2가지 범주만을 사용하였다.

경제적 불평등 인식은 연령에 따라 다르게 나타날수 있다. 구직과 경제활동을 시작하는 청년과 직업 전문성과 경력을 쌓는 중년, 부를 축적하고 노후를 준비하는 장년과 은퇴 후 노동시장에서 이탈한 노년층 사이에는 축적한 재산과 누적된 평등인식에 차이가 존재할 수 있다. 이에 따라, 본 연구는 청년(20-39세), 중년(40-65세), 노년(65세 이상)이라는 세대에 따른 평등인식의 차이를 추가적인 하위집단 분석을 통해 비교하였다. 하위군 분석에 사용하는 모형에서는 앞의 분석에서 연령만을 제외하고 동일한 변수를 통제하였다.

4. 연구변수

〈표 125〉 연구에 사용하는 변수

분류	변수명	측정방법	내용
종속변수	CESD-11	연속형	0 - 33점
	우울	이분 범주형	0, 1 (CESD-11 ≥ 16)
	흡연	이분 범주형	0, 1
	흡연량	연속형	개비/일
	AUDIT	연속형	0 - 40점
	위험 음주	이분 범주형	0, 1 (AUDIT ≥ 8)
	음주량	연속형	회/월
독립변수	평등수준	범주형	낮음(1-2점), 보통* (3-4점), 높음(5-7점)
통제변수	결혼상태	범주형	기혼*, 미혼, 기타(사별, 이혼, 별거, 기타)
	장애유무	이분 범주형	0, 1
	만성질환 유무	이분 범주형	0, 1
	교육연수	연속형	년
	균등화 개인소득	연속형	가처분소득/제공근 가구원수
	경제활동상태	범주형	임금근로자, 고용주 또는 자영자, 무급가족종사자, 실업 또는 비경제활동인구*
	건강보험 가입형태	이분 범주형	건강보험*, 의료급여

*기준집단

경제적 불평등 인식은 '소득, 재산의 평등정도'에 대한 질문에 대한 '매우 평등하다'부터 '매우 불평등하다'의 7점 연속형 척도의 응답을 역채점한 점수를 범주화하여 이용하였다. 1점, 2점을 불평등하다고 생각하는 '낮음', 3점, 4점을 '보통', 5점부터 7점에 해당하는 점수를 평등하다고 인식하는 '높음' 집단으로 구분하였다.

정신건강 관련 변수는 우울 척도인 CESD-11(Center for Epidemiological Studies Depression) 척도에 대한 연속형 응답을 이용하고, 이 중 17점 이상인 사람에게 대해 우울 여부에 대한 이분형 범주에서 우울하다고 평가하였다.

건강행동은 흡연, 음주습관을 통해 측정한다. 흡연은 '현재 담배를 피우는지 여부'에 대한 응답을 통해

흡연, 비흡연의 이분형 범주 척도를 사용한다. 현재 흡연을 하고 있다고 응답한 대상자에서 조사한 '하루 평균 흡연량'을 연속형 척도로 사용하였다.

음주습관은 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test)을 이용하여 측정하고, 점수가 높을수록 위험 음주 습관을 가지고 있다고 평가하였다. 그 중 8점 이상을 위험 음주군이라고 평가하였다. 문항 중, '1년간 평균 음주량'에 대해 '월 1회 이하'부터 '주 4회 이상'까지 응답된 답변을 답변 범위의 중앙값을 이용한 월별 음주량으로 환산하여 음주량의 연속형 척도로 사용하였다. 구체적인 변환 방법은 <표 2>와 같다.

<표 126> 월평균 음주량의 측정

응답	내용	범위(중앙값)	월평균 음주량
1	월 1회 이하	월 0-1회 (0.5)	0.5회
2	월 2-4회	월 2-4회 (3)	3회
3	주 2-3회	주 2-3회 (2.5)	10회
4	주 4회이상	주 4-7회 (5.5)	22회
5	전혀 마시지 않는다	0회	0회

이외에 모형에서 통제하는 변수는 연령, 결혼상태, 장애여부, 만성질환 이환여부, 교육수준, 가구 균등화소득, 경제활동여부, 건강보험 가입유형에 대한 범주형 변수이다.

제3절 연구결과

1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

모든 패널의 인구사회학 및 건강 특성은 부록의 <표 10>에 나타나 있다. 시작 표본인 8차 응답자 3,499명의 특성을 경제적 평등인식에 따라 구분하면, 경제적 평등수준이 낮다고 응답한 사람은 1,575명, 보통이라고 응답한 사람은 1,686명, 높다고 응답한 사람은 238명으로, 경제적 평등수준이 높다고 응답한 사람이 6.8%로 가장 적은 것을 알 수 있다(표 3 참조). 그러나 조사가 진행되면서 이후 패널부터는 평등수준이 높다고 응답한 비율이 10% 이상으로 유지되었다.

전체 표본에서 여성의 비율이 58%로 높았고, 평등 인식에 따른 집단 간 차이는 유의하지 않았다($\chi^2=0.828, p=0.661$). 연속형 변수로서의 연령 평균의 차이는 유의하지 않았으나, 10세 구간별로 연령을 범주화하였을 때 평등하다고 생각하는 집단에서 70세 이상의 비율(28.1%)이 유의하게 다소 높은 것을 확인할 수 있다. 불평등하다고 생각하는 집단에서 이혼, 별거, 사별 등을 겪은 비율(20.8%)이 다소 높았고($\chi^2=3.20, p=0.525$), 장애를 보유한 비율(11.2%)이 유의하게 더 높았다($\chi^2=6.69, p=0.035$). 경제적 평등 정도가 보통이라고 생각하는 집단에서 만성질환 보유율이 가장 낮고(54.5%), 교육연수는 가장 높았으며(11.05년), 균등화 개인소득도 연 2,329만원으로 가장 높았다. 평등정도가 낮다고 생각하는 집단에서의 균등화소득은 2,165만원으로 세 집단 중 가장 낮았고, 집단 간 차이는 통계적으로도 유의하였다($F=3.568, p=0.029$). 경제활동상태가 고용주 혹은 자영자라고 응답한 비율(19.7%)은 평등하다고 생각하는 집단에서 비교적 높았다.

보험유형에서 집단 간 차이가 유의하게 나타났는데, 경제적 평등이 낮다고 생각하는 집단에서 의료급여를 받고 있는 경우(8.6%)가 더 많았다($\chi^2=16.50, p<0.001$).

건강 관련 변수인 우울, 흡연, 음주 중 경제적 평등인식에 따른 유의한 차이를 보였던 것은 우울과 흡연이었다. 특히, 우울의 정도는 평등 인식에 따라 점진적인 차이를 유의하게 나타내고 있었다($F=9.667, p<0.001$). 전체 평균 CESD점수가 3.65점인 것에 비하여 불평등하다고 생각하는 집단의 점수는 4.02점으로 높았고, 평등하다고 생각하는 집단에서는 3.08점으로 낮은 것으로 나타났다. CESD가 17점 이상으로 우울증을 의심할 수 있는 표본의 비중은 전체의 3.1%인 데 비해, 불평등하다고 생각하는 집단에서 4.2%로 높았고, 평등하다고 생각하는 집단에서 0.4%로 매우 낮은 것을 확인할 수 있었다($\chi^2=13.40, p<0.001$).

전체 8차 표본 중 흡연자가 18.2%인 가운데, 흡연자의 비중은 평등정도가 보통이라고 생각하는 집단에서 16.4%로 가장 낮았고, 불평등하다고 생각하는 집단에서 20.1%로 가장 높았다. 집단 간 흡연자의 비율은 유의한 차이를 나타냈다($\chi^2=7.48, p=0.024$). 그러나 흡연자 중($N=638$) 하루에 피우는 담배의 개비 수는 평균 16.34개인 데 비해 평등 정도가 낮다고 생각하는 집단에서 15.97개로 더 적게 피웠고, 보통이나 더 평등하다고 생각하는 집단에서 더 많이 피웠다.

위험 음주 성향을 나타내는 AUDIT 척도의 평균은 6.63점이었으며, 평등정도가 보통이라고 생각하는 집단에서 6.43점으로 가장 낮았고, 불평등하거나 평등하다고 인식하는 집단에서 각각 6.83점, 6.85점으로 다소 높았다. AUDIT 총점이 8점 이상인 위험 음주군의 비율은 전체에서 35.6%인 데 반해, 불평등하다고 생각하는 집단에서 37.4%로 더 높았으나, 집단 간 차이는 유의하지 않았다($\chi^2=2.53, p=0.282$). 4개 패널 모두에서 월 음주량이 0회라고 응답한 비음주자를 제외한 가운데($N=2,103$) 월별 음주량은 전체 평균 5.41회였고, 평등하다고 생각하는 집단에서 4.97회로 가장 낮았으며, 불평등하다고 생각하는 집단에서 5.69회로 높은 것으로 나타났다.

〈표 127〉 경제적 평등인식에 따른 연구대상자의 인구사회학 및 건강 특성 (8차)

구분	경제적 평등수준	낮음 (N = 1,575)		보통 (N = 1,686)		높음 (N = 238)		χ^2/F
		N/Mean	(%/SD)	N/Mean	(%/SD)	N/Mean	(%/SD)	
성별	남성	674	(42.8)	696	(41.3)	98	(41.2)	0.8
	여성	901	(57.2)	990	(58.7)	140	(58.8)	
연령		54.53	(16.3)	54.03	(17.0)	56.26	(17.0)	1.9
구간별 연령	20-29세	115	(7.3)	139	(8.2)	18	(7.6)	24.0 *
	30-39세	224	(14.2)	252	(14.9)	30	(12.6)	
	40-49세	265	(16.8)	328	(19.5)	41	(17.2)	
	50-59세	300	(19.0)	276	(16.4)	35	(14.7)	
	60-69세	305	(19.4)	268	(15.9)	47	(19.7)	
	70-79세	319	(20.3)	342	(20.3)	55	(23.1)	
	80세 이상	47	(3.0)	81	(4.8)	12	(5.0)	
결혼상태	미혼	196	(12.4)	198	(11.7)	27	(11.3)	3.2
	기혼	1,052	(66.8)	1,173	(69.6)	165	(69.3)	
	기타	327	(20.8)	315	(18.7)	46	(19.3)	
장애유무	무	1,398	(88.8)	1,541	(91.4)	217	(91.2)	6.7 *
	유	177	(11.2)	145	(8.6)	21	(8.8)	
만성질환유무	무	667	(42.3)	767	(45.5)	95	(39.9)	4.8
	유	908	(57.7)	919	(54.5)	143	(60.1)	
교육연수		10.7	(3.9)	11.05	(3.9)	10.58	(3.9)	3.9 *
균등화 개인소득(만원/년)		2,164.72	(1792.6)	2,329.28	(1728.8)	2,234.13	(1371.8)	3.6 *
경제활동상태	임금근로자	635	(40.3)	662	(39.3)	82	(34.5)	6.9
	고용주/자영자	253	(16.1)	256	(15.2)	47	(19.7)	
	무급가족종사자	82	(5.2)	107	(6.3)	16	(6.7)	
	실업/비경제활동인구	605	(38.4)	661	(39.2)	93	(39.1)	
보험유형	건강보험	1,439	(91.4)	1,600	(94.9)	224	(94.1)	16.5 ***
	의료급여	136	(8.6)	86	(5.1)	14	(5.9)	
CESD-11		4.02	(5.0)	3.39	(4.3)	3.08	(3.9)	9.7 ***
우울여부	무	1,509	(95.8)	1,643	(97.4)	237	(99.6)	13.4 **
	유	66	(4.2)	43	(2.6)	1	(0.4)	
흡연여부	비흡연	1,258	(79.9)	1,409	(83.6)	194	(81.5)	7.5 *
	흡연	317	(20.1)	277	(16.4)	44	(18.5)	
흡연량(개비/일)		15.97	(8.3)	16.57	(8.2)	17.43	(8.3)	0.8
AUDIT		6.83	(5.4)	6.43	(5.1)	6.85	(5.0)	1.3
위험 음주	정상	480	(62.6)	568	(66.3)	66	(62.9)	2.5
	위험 음주	287	(37.4)	289	(33.7)	39	(37.1)	
음주량(회/월)		5.69	(7.0)	5.21	(6.7)	4.97	(6.2)	1.6

2. 경제적 불평등 인식과 정신건강 및 건강행동의 관계

〈표 128〉 불평등 인식이 CESD-11, 우울, 흡연여부, 흡연량에 미치는 영향

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	CESD-11		우울		흡연		흡연량(개비/일)	
평등수준: 낮음	0.215*	(0.095)	0.417†	(0.214)	0.191	(0.198)	-0.734*	(0.351)
평등수준: 높음	-0.210	(0.146)	0.368	(0.356)	0.885**	(0.330)	-0.304	(0.542)

† p<0.1, *p<0.05, **p<0.01

<표 4>에 따르면, 소득의 평등수준이 보통이라고 응답한 사람에 비해 불평등하다고 인식하게 될수록 우울이 증가($\beta=0.215$, $p=0.02$)하는 것으로 나타났다. 이와 더불어, 불평등하다고 인식하는 집단에 속하게 될수록 우울증 발생 위험 또한 1.52배(95% CI: 1.00-2.31) 높은 것으로 나타났다($p=0.051$).

반면, 평등수준이 높다고 인식하는 집단에 속할수록 흡연할 위험이 2.42배(95% CI: 1.27-4.61) 더 높은 것으로 나타났다. 또한, 평등수준이 낮다고 생각하는 집단에 속할수록 보통이라고 생각하는 집단보다 오히려 하루 흡연량이 0.734개비 더 줄어드는 것으로 나타났다.

〈표 129〉 불평등 인식이 AUDIT, 위험 음주, 음주횟수에 미치는 영향

	(5)		(6)		(7)	
	AUDIT		위험 음주		음주량(회/월)	
평등수준: 낮음	0.049	(0.139)	0.199	(0.135)	0.292*	(0.146)
평등수준: 높음	0.143	(0.223)	0.017	(0.209)	-0.148	(0.229)

† p<0.1, *p<0.05, **p<0.01

소득 불평등 인식은 위험 음주 여부와 유의한 관련성을 나타내지는 않았다. 그러나, 월 음주량은 불평등하다고 인식하는 집단에 속하게 될수록 보통이라고 인식하는 집단보다 0.29회($p=0.046$) 더 많아지는 것으로 나타났다.

결과적으로 경제적 불평등 인식은 우울 위험을 높여 정신건강에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 불평등 인식은 건강행태와는 관련이 없거나 위험행동의 보호효과가 있는 것으로 나타났다. 그러나 흡연은 오히려 평등하다고 생각하는 집단에 속하게 될수록 증가하는 양상을 보였다.

모든 변수의 회귀분석 결과가 요약된 부록의 <표 9>에 따르면, 흡연의 위험은 균등화 개인소득이 증가할수록($p<0.001$), 임금근로자(OR: 3.32, 95% CI: 1.77-6.21), 고용주 혹은 자영자(OR: 9.07, 95% CI: 3.28-25.14)일수록 높았고, 의료급여를 받는 집단(OR: 0.07, 95% CI: 0.01-0.37)에서 낮은 것으로 나타났다.

월 음주량은 연령이 증가할수록 유의하게 감소하였고($\beta=-0.06$, $p<0.001$), 실업자 혹은 비경제활동인구와 비교하여 임금근로자에서 더 높았다($\beta=0.753$, $p<0.001$). 흡연에서와 마찬가지로 경제활동을 활발히 하고 있는 인구 집단에서 불건강한 건강행태를 보이는 사실을 확인할 수 있다.

이에 따라 경제적 불평등 인식은 정신건강에는 부정적 영향을 끼치지만, 건강행태에 미치는 영향은 상대적으로 적고, 오히려 건강행태는 경제활동 여부나 연령과 관련이 큰 것으로 나타났다.

3. 경제적 불평등 인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향에 대한 경제활동 여부의 조절효과

<표 130> 불평등 인식이 우울 및 흡연에 미치는 영향에 대한 경제활동여부의 조절효과

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	CESD-11		우울		흡연		흡연량(개비/일)	
평등수준: 낮음	0.618***	(0.147)	0.741**	(0.254)	0.981*	(0.389)	0.480	(0.745)
평등수준: 높음	-0.141	(0.224)	0.693	(0.436)	0.900	(0.622)	-0.402	(1.198)
평등(낮음)*경제활동(유)	-0.685***	(0.191)	-1.059*	(0.446)	-1.111*	(0.459)	-1.558†	(0.838)
평등(높음)*경제활동(유)	-0.119	(0.292)	-0.908	(0.750)	-0.023	(0.728)	0.130	(1.337)

† p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

평등인식과 경제활동여부의 상호작용항은 CESD-11, 우울, 흡연여부에서 모두 유의수준 0.05에서 유의한 것으로 나타났고, 흡연량과의 관계는 유의수준 0.1에서 유의한 것으로 나타났다.

<표 4>에서 불평등인식이 CESD-11을 증가시키는 것으로 나타났는데, 상호작용항을 추가하자 경제적 평등이 낮다고 인식하는 집단에서($\beta=0.618, p<0.001$) 우울이 증가하는 정도가 더 커지는 것으로 나타났다. 반면, 경제적 평등이 낮다고 인식하더라도 경제활동에 참여하게 되면 이와 비슷한 크기로 CESD-11이 감소하는 것으로 나타났다($\beta=-0.685, p<0.001$). 또한, 평등수준이 낮다고 인식할수록 우울증의 위험은 높아지지만(OR: 2.10, 95% CI: 1.27-3.45), 경제활동에 참여하면 이러한 위험이 감소하는 것으로 나타났다(OR: 0.35, 95% CI: 0.14-0.83).

<표 4>에서 평등수준이 높다고 인식하는 사람일수록 흡연할 위험이 높았으나, 모형에 상호작용항을 추가하자 평등수준이 낮다고 인식하는 집단에 속할수록 흡연의 위험이 더 커지는 것으로 나타났다(OR: 2.67, 95% CI: 1.25-5.71). 이와 더불어, 평등수준이 낮다고 인식하는 집단이 경제활동에 참여할수록 흡연할 위험은 감소하는 것으로 나타났다(OR: 0.33, 95% CI: 0.13-0.81). 평등수준과 흡연량의 관계는 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 평등수준이 낮다고 인식하면서 경제활동에 참여할수록 하루 흡연량은 1.6개비 감소하는 것으로 나타났다($\beta=-1.558, p=0.063$).

<표 131> 불평등 인식이 음주에 미치는 영향에 대한 경제활동여부의 조절효과

	(5)		(6)		(7)	
	AUDIT		위험 음주		음주량(회/월)	
평등수준: 낮음	0.135	(0.280)	0.820**	(0.300)	0.641*	(0.261)
평등수준: 높음	-0.467	(0.471)	-0.340	(0.529)	-0.445	(0.408)
평등(낮음)*경제활동(유)	-0.118	(0.321)	-0.783*	(0.336)	-0.508	(0.313)
평등(높음)*경제활동(유)	0.775	(0.531)	0.391	(0.577)	0.447	(0.486)

† p<0.1, *p<0.05, **p<0.01

<표 5>에서 평등인식과 AUDIT 및 위험 음주 간에는 유의한 관계가 존재하지 않았으나, 모형에 상호작용

용향을 추가하자 평등수준과 위험 음주 간 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. 경제적 평등수준이 낮다고 인식할수록 위험 음주를 할 위험이 높아졌으나(OR: 2.27, 95% CI: 1.26-4.08), 이 집단에 속하면서 경제 활동에 참여하는 경우 위험 음주를 할 위험은 감소하였다(OR: 0.46, 95% CI: 0.24-0.88). 또한, <표 5>에서 평등수준이 낮다고 인식하는 집단에서 월 음주량이 0.292회 높아졌던 반면, 상호작용항을 추가하였을 때 효과 크기가 증가하여 이 집단의 월 음주량이 0.641회($p=0.014$) 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

이를 통해 불평등 인식이 정신건강과 건강행동에 미치는 영향에 경제활동여부가 미치는 조절효과가 유의하며, 불평등하다고 인식할수록 우울 및 흡연과 위험 음주의 가능성이 증가하지만, 경제활동에 참여할수록 이러한 위험이 감소하는 것을 알 수 있었다.

4. 세대별 경제적 불평등 인식과 정신건강 및 건강행동의 관계

<표 132> 하위집단별 평등인식이 우울, 흡연에 미치는 영향

		(1) CESD		(2) 우울		(3) 흡연		(4) 흡연량	
20-39세	평등: 낮음	-0.287 [†]	(0.169)	-0.190	(0.612)	0.062	(0.350)	0.022	(0.550)
	평등: 높음	-0.058	(0.264)	3.458*	(1.624)	0.771	(0.544)	-0.339	(0.888)
40-65세	평등: 낮음	0.143	(0.129)	-0.511	(0.393)	0.261	(0.323)	-0.568	(0.510)
	평등: 높음	-0.004	(0.201)	-0.126	(0.583)	-0.067	(0.552)	-0.372	(0.764)
65세 이상	평등: 낮음	0.741**	(0.226)	1.463***	(0.333)	0.798	(0.629)	-2.752**	(0.969)
	평등: 높음	-0.505	(0.331)	0.083	(0.542)	3.256*	(1.307)	-1.423	(1.534)

† $p<0.1$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$

부록의 <표 11>에 따르면, 연령은 우울, 흡연량, AUDIT, 음주량과 통계적으로 매우 유의미한 상관관계를 나타내고 있었다. 경제적 불평등 인식이 건강에 미치는 효과가 세대 간에 다르게 나타나는지 확인하기 위해 연령에 따른 하위집단별 회귀분석을 실시하였다.

<표 8>에 따르면, 65세 이상의 인구에서 평등수준이 낮다고 인식하게 될수록 우울이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다($\beta=0.741$, $p=0.001$). 이와 반대로 우울증의 위험은 평등수준이 높다고 인식하게 될수록 증가하는 것으로 나타났다($\beta=3.458$, $p=0.033$).

그러나, 실제로 20세부터 39세까지의 집단에서 평등수준이 높다고 생각하면서 우울증 진단이 가능한 표본은 4명(1.4%)에 불과했고, 집단 내에서의 비율이 불평등 집단에서의 20명(1.9%)이나 보통 집단의 23명(1.5%)에 비해 더 적었다. 따라서, 해당 결과는 표본 수의 제약이 커 일부 표본의 결과가 극대화되어 나타난 값이라고 판단할 수 있다.

65세 이상 집단에서 CESD척도가 높았던 것과 일관되게 우울증의 위험도 65세 이상 집단에서 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다(OR: 4.32, 95% CI: 2.25-8.30). 이에 따라, 다른 연령에 비해 65세 이상에서 불평등하다고 인식하게 되는 경우 우울 위험이 매우 크게 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

반면, 평등수준이 높다고 인식하는 경우 흡연할 위험이 컸던 기존 분석은, 다른 인구에는 해당하지 않는 65세 이상 인구집단만의 특징인 것으로 나타났다(표 4 참조). 그러나, 객관적인 비중을 비교하였을 때,

이 집단도 마찬가지로 평등수준이 낮은 집단의 흡연율이 더 높았다. 65세 이상 인구 중 흡연을 하는 비율은 불평등 인식 집단에서 134명(13.1%), 보통 집단에서 109명(7.6%), 평등 집단에서 39명(10.8%)으로, 절대적인 흡연자 비중은 불평등 인식 집단에서 높았다.

반면, 65세 이상의 집단에서 불평등하다고 인식할수록 흡연량이 하루에 2.5개비 유의미하게 감소하는 경향을 보였다($\beta=-2.572$, $p=0.05$). 복지패널 노년 인구 표본에서 관찰된 흡연율은 10%로, 다른 인구 집단의 25%의 비율에 비해 그렇게 높지 않은 편임에도 이러한 결과가 도출되는 것은 노인의 평등인식과 건강행동에 대한 추가적 연구의 필요성을 제기한다.

〈표 133〉 하위집단별 평등인식이 음주에 미치는 영향

		(5)		(6)		(7)	
		AUDIT		위험 음주		음주량	
20-39세	평등: 낮음	0.196	(0.221)	0.162	(0.211)	0.177	(0.222)
	평등: 높음	0.089	(0.362)	-0.154	(0.330)	-0.351	(0.350)
40-65세	평등: 낮음	0.010	(0.200)	0.113	(0.193)	0.486*	(0.204)
	평등: 높음	0.073	(0.319)	0.235	(0.298)	-0.095	(0.324)
65세 이상	평등: 낮음	0.332	(0.422)	0.819	(0.558)	0.090	(0.478)
	평등: 높음	-0.396	(0.641)	-0.118	(0.827)	-0.477	(0.703)

† $p<0.1$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$

평등인식과 위험 음주간의 관계는 하위집단에서 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다만, 평등수준이 낮아짐에 따라 음주량이 증가($\beta=0.486$, $p=0.017$)하는 특성은 40-65세 집단에서 나타나는 특징인 것으로 확인되었으며, 전체 집단에서보다 회귀계수의 크기가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 현상은 해당 집단이 스트레스를 해소하는 방법이 제한적이고, 불평등 인식과 같은 부정적 정서를 음주를 통해 해소하고 있을 가능성을 드러낸다. 그러나, 이러한 음주의 증가가 위험 음주로까지는 발전하지는 않기 때문에, 음주량의 증가가 무조건적으로 부정적인 현상이라고 판단할 수는 없을 것이다.

제4절 결론 및 고찰

본 연구는 한국복지패널자료를 활용하여 연구대상자를 주관적인 경제적 불평등 인식에 따라 나누어 각 집단의 특성을 비교하였다. 그리고 이러한 불평등 인식이 정신건강 및 건강행태에 어떠한 누적적인 영향을 미치는지를 파악하기 위해 고정효과 모형을 이용하여 계량적 분석을 시행하였다.

연구대상자의 인구사회학적 및 건강 특성에서 평등인식 집단 간 유의한 차이가 존재한 항목은 구간별 연령, 장애유무, 교육연수, 균등화 개인소득, 보험유형, CESD-11, 우울여부, 흡연여부로 나타났다. 특히 평등수준을 높게 느끼는 집단에서 70세 이상의 비율(28.1%)이 유의하게 높은 것은, 고령과 평등인식 간에 관계가 존재하는지를 탐구할 필요성을 제기한다. 반면, 평등 인식을 낮게 느끼는 집단은 이혼, 별거, 사별 등을 겪은 비율(20.8%)과 장애를 보유한 비율(11.2%)이 높았고, 의료급여를 받는 경우(8.6%)가 많았으며, 균

등화 개인소득 또한 가장 낮았다(연 2,165만원). 이러한 특성의 차이를 고려할 때 여러 경제적, 사회적 어려움을 가진 개인일수록 사회가 더 불평등하다고 인식하고 있음을 확인할 수 있었다.

평등 인식 집단별 건강기능상태의 차이를 살펴본 결과, 우울과 흡연에서 유의한 차이가 나타났다. 우울의 경우 평등 인식이 낮은 집단은 3.65점, 높은 집단은 3.08점이었으며, 우울증을 의심할 수 있는 표본의 비중은 평등 인식이 낮은 집단에서 4.2%, 높은 집단에서 0.4%로, 평등 인식이 낮은 집단에서 우울의 증가와 우울증의 위험이 더 높은 것을 확인할 수 있었다.

흡연자의 비중은 평등정도가 보통이라고 생각하는 집단에서 16.4%, 평등 인식이 낮은 집단에서 20.1%로 나타났으나, 회귀분석 결과 평등수준이 높다고 인식하는 집단에 속할수록 흡연할 위험이 더 커지는 것으로 나타났다.

그러나, 평등인식과 경제활동여부의 상호작용항을 추가하였을 때 평등인식이 정신건강 및 건강행동에 미치는 영향이 변화하는 것을 확인할 수 있었다. 평등수준이 낮다고 인식할수록 우울, 흡연, 위험 음주의 가능성이 더 높은 것으로 나타났으나, 이 집단에서 경제활동에 참여하고 있는 경우 이러한 효과가 감소하는 것으로 나타났다. 이를 통해, 객관적 평등 상태에 영향을 미치는 경제활동여부가 주관적 평등인식과 밀접한 관련이 있다고 판단할 수 있다.

본 분석에서 가장 유의하게 나타난 것은 불평등 인식과 우울의 관계였다. 이는 특히 65세 이상의 인구 집단에서 더욱 뚜렷하게 나타났다. 이를 통해, 현대와 같이 양극화와 사회 불평등이 심화되는 사회에서 객관적 빈곤으로 인한 불건강에 개입하는 것은 물론 정신건강을 지킬 필요가 있음이 강조된다.

1. 우리나라의 높은 소득 불평등 인식

<표 8>에 따르면, 경제적 평등 정도가 보통이라고 인식하는 집단이 가장 많았으나(51%), 그 뒤로 많은 수를 차지하는 것은 경제적으로 불평등하다고 인식하는 집단이었다(38%). 그러나 이 집단의 비율은 패널이 진행되면서 소폭 줄어드는 경향을 보였다(8차년도 45.0%, 11차년도 35.7%, 14차년도 37.1%, 17차년도 34.65%). 경제적 평등 인식을 높게 느끼는 집단의 수가 가장 적었는데, 8차년도(6.8%) 이후에는 증가하여 대체로 10% 초반으로 유지되었다(11차년도 13.5%, 14차년도 10.3%, 17차년도 13.6%).

불평등을 인식하고 있는 집단이 약 40%를 차지하고 있다는 사실로 미루어 볼 때, 한국사회의 불평등 정도가 꽤 높다는 것을 확인할 수 있다. 또한, 본 척도가 주관적 응답에 따른 것을 고려하면, 격차의 절대적 크기는 주어진 척도보다 더 클 가능성도 존재한다.

위와 같은 결과는 한국 사회 전반에 걸쳐 경제적 불평등에 대한 인식이 크게 퍼져 있음을 시사한다. 황선재 & 계봉오(2018)는 이처럼 불평등 정도를 높게 인식하는 것이 한국 사회의 특수한 경향이라고 밝혔는데, 이러한 응답은 개인의 불평등한 상황만을 반영한다기보다는 사회 전반에 대한 인식이 함께 반영되어 있을 가능성이 크다고 분석하였다. 이에 따라, 본 연구에 사용된 불평등 변수가 오직 개인 수준에서만 작용하고 있다고 여기지 않고, 사회적 현상에도 영향을 받고 있음을 간과하지 말아야 할 것이라고 판단된다. 조사 시기에 특히 사회의 주목을 받은 불평등에 대한 사건이 이 응답에 영향을 미쳤을 가능성이 존재한다.

2. 불평등 인식이 정신건강에 미치는 영향

회귀분석 결과, 경제적 평등 인식이 우울과 유의한 상관관계를 나타냈으며, 불평등하다고 인식하는 집단에서 우울이 높아졌고, 이러한 위험은 고연령층에서 더욱 두드러지게 나타났다. 본 결과는 같은 복지패널을 이용한 김주희, 유정원, & 송인한(2015)의 연구 결과와도 유사하였다. 해당 연구에 따르면, 삶의 필수적인 요건이 충분하지 않은 상태인 '사회경제적 박탈'은 우울을 증가시키는데, 이 때 연령이 높을수록 이러한 영향력이 커지는 것으로 나타났다.

소득불평등이 우울에 미치는 경로는 매우 다양하지만, 그 중에서도 정서적 경로를 통해 우울을 유발할 수 있다는 사실이 여러 연구에서 보고되고 있다. 소득불평등 인식은 개인에게 감정적인 분노를 일으킬 수 있다(Vezzoli, Valtorta, Mari, Durante, & Volpato, 2023). 이처럼 불합리한 사회에 대해 가지는 감정은 그 자체로 정신건강에 영향을 미칠 수 있다. 불합리한 사회에 대한 부정적 감정이 축적되거나, 경제적 및 사회적 박탈감이 만성적으로 유지되는 경우, 이것이 우울로 발전할 가능성이 있다.

불평등 인식은 삶에 비판적인 태도를 취하게 하지만, 자원이 풍부한 지역에 사는 평등 인식을 가지고 있는 사람일수록 미래와 사회에 낙관적인 태도를 취하는 경향이 나타나기도 한다(Zhang et al., 2024). Wilkinson & Pickett (2017)은 사회적 계층이 낮은 사람일수록 패배적이거나 적대적인 태도를 취하기 쉬워지며, 사회적 평가에 대한 두려움으로 우울과 부정적 정서가 높아진다고 설명하였다. 이처럼 소득불평등 인식이 상승시키는 부정적 감정은 우울 발생에 큰 영향을 미친다.

또한, 소득불평등 인식이 사회적 신뢰와 연대감을 저하시켜 사회자본을 감소시키는 것으로 알려져 있다(김진현, 2021). 사회자본이 감소하면 개인은 고립되기 쉽고, 사회적 관계를 통해 습득되는 무형의 자원을 상실하게 될 수 있다. 본 연구에서 나타난 우울의 증가도 불평등 인식에 따른 사회적 자본의 감소와 관련이 있을 것으로 예상된다.

Schmalor, & Heine (2022)의 연구는 불평등 인식에 대한 새로운 시각을 제공한다. 경제적 불평등 인식은 대체로 부정적인 것으로 여겨지지만, 누군가는 불평등 자체는 자본주의 사회에서 발생하는 자연스러운 현상이라고 여길 수 있다. 다만, 정말 '부당한' 불평등은 실제 건강에 악영향을 미칠 수 있을 것이다. Schmalor, & Heine는 경제적 불평등 인식으로부터 정말 '불공정'하다는 인식만을 조사하였다. 그 결과, 불평등 인식은 우울, 불안, 스트레스를 높이고, 주관적 건강을 저하시키는 것으로 나타났다.

주관적 평등 인식은 개인이 인식하는 사회 계층의 위치를 의미하는 주관적 사회적 지위를 포함하고, 사회적 지위는 건강 결과와 밀접한 연관이 있다(Marii Paskov, 2021). 이는 개인이 낮은 주관적 지위에서 겪는 상대적 박탈감이나 스트레스가 정신건강에 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

그러나 소득불평등을 인식하는 집단일수록 실제로 객관적 불평등을 겪고 있을 가능성이 높은 것은, 소득불평등에 대한 인식이 독립적으로 우울에 영향을 미치는지를 의심하게 한다. 본 연구에서 평등인식이 낮은 집단의 경우 균등화 개인소득이 낮고 장애를 가진 비율이 높은 것으로 나타났는데, 이러한 조건들은 사실 우울증의 위험요인과도 일치한다(Hoebel, Maske, Zeeb, & Lampert, 2017). 이러한 교란 작용을 분리해내기 위해서는 모형에 누락된 변수를 추가하여 더욱 정교한 분석을 수행할 필요가 있다.

3. 불평등 인식이 건강행동에 미치는 영향

경제적 평등 인식과 건강행태와의 관계는 혼재된 결과를 보였다. 평등하다고 인식하는 집단에서 흡연할 위험이 더 높았으며, 흡연량은 불평등하다고 인식하는 집단에서 더 적었다. 이는 흡연과 연령 간의 연관성으로 설명할 수 있다. 연령별로 흡연과의 관계를 분석한 결과 30-40대가 가장 높은 흡연율을 보였는데, 생산에 참여하고 있는 연령층일수록 경제적 불평등을 겪을 가능성이 낮은 반면, 직장생활로 인한 스트레스에 노출되어(윤혜선, 2018) 흡연의 위험이 더 높아진 것일 수 있다.

또한, 평등하다고 인식하는 집단일수록 흡연할 위험이 높아지는 결과는 경제활동을 하고 있는 집단일수록 격차를 낮다고 인식하지만, 직장생활의 스트레스 혹은 사내 문화적 특성에 따라 흡연할 가능성이 더 높기 때문일 수 있다(Kouvonen, Kivimaki, Virtanen, Pentti, & Vahtera, 2005; Kava et al., 2019).

그러나, 평등인식과 경제활동여부의 상호작용항을 고려하였을 때 위의 결과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 오히려 불평등하다고 인식하는 집단일수록 흡연의 위험이 더 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 흡연의 위험은 경제활동여부와 큰 관련이 있다고 판단할 수 있다.

본 연구에서 경제적으로 불평등하다고 인식할수록 더 자주 음주하게 되는 결과가 도출되었으며, 경제활동의 상호작용항을 고려할 경우 이 집단에서 위험 음주의 가능성이 증가하는 것을 알 수 있었다. 선행연구에서도 소득 불평등 인식 수준이 높은 경우 우울 수준이 높아지며, 이는 문제 음주로 이어진다고 보고하였다(이수비, 정슬기 & 이수영, 2016).

그러나, 불평등 인식과 건강행동 간의 관련은 정신건강에 미치는 영향에 비해 낮았다. 이는 경제적 불평등 인식이 건강행태에 미치는 영향이 상대적으로 적거나, 경제활동 여부나 연령과 같은 다른 요인이 더 큰 영향을 미치고 있기 때문일 수 있다.

제5절 한계 및 제언

본 연구는 다음의 한계점을 가진다. 첫째, 한국복지패널 8차, 11차, 14차, 17차 응답자들의 연령대를 보면 고령자의 비율이 상당히 높았는데, 8차, 10차 조사에서 60세 이상~80대 이상까지의 비율이 약 40%가 넘었다. 이로 미루어 볼 때 본 연구의 결과가 한국 사회의 일반적인 불평등 인식을 측정할 수 있는 대표 집단이라고 보기에 무리가 있어, 연구결과의 보편화에 어려움이 있다.

둘째, 복지패널 14차 조사에 참여한 응답자 수는 8차와 비교했을 때 약 50% 감소했으며, 12년간 4회 조사에 모두 참여한 사람의 비율은 26.8%에 불과했다. 이에 더하여, 연구 목적에 부합하는 변수가 포함된 표본을 선택하는 과정에서 표본의 손실이 많이 발생했다. 이에 분석에 사용한 표본이 복지패널의 조사 대상자를 대표하고 있다고 보기 어렵다.

셋째, 고정효과 모형을 사용하는 과정에서 측정된 변수가 조사된 패널 기간동안 동일하게 유지되어, 결국 분석에 사용할 수 없게 된 표본의 수가 상당히 많았다. 분석에 누락된 개인 특성의 변수가 많아 추정치에 편향이 발생했을 가능성이 있다.

마지막으로, 독립변수와 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 다양한 통제변수가 회귀모형에 모두 포함되었다고 보기 어렵다. 본 연구에서는 기존 선행연구에서 경제적 불평등과 연관되어 있다고 여겨지는 설명변

수를 투입하여 분석하고자 노력했다.

다섯째, 본 연구는 주관적 측정변수들 간에 독립성이 부족할 수 있다. 주관적 요인들간의 상관성이 높아 불평등 인식이 높아질 경우 정신건강 또는 건강행동에 영향을 미칠 수 있는 주관적 요인들도 함께 증가시켜 행동을 유발할 수 있다는 한계가 존재한다.

본 연구는 개인의 일생에 누적적으로 발생하는 불평등 인식의 효과를 고정효과 모형을 이용하여 분석하였다는 점에서 의의를 지닌다. 표본의 누락이 많았으나, 고정효과를 사용함으로써 평등 인식의 방향이 변화함에 따른 우울 및 건강행동의 변화양상을 더욱 정확하게 추정할 수 있었다. 경제적 불평등 인식을 주제로 하는 후속 연구에서는 더 많은 표본 자료를 활용하여 개인의 이동 경로를 더욱 다양하게 반영하여 불평등 인식이 건강에 미치는 인과적 영향을 더 정확하게 추정해 볼 것을 제안한다.

본 연구는 한국 사회의 불평등 인식이 높다는 비판적 시각을 제공하고, 경제적 불평등이 정신건강에 미치는 부정적 영향을 발견하였다. 또한, 주관적 불평등 인식이 건강에 미치는 부정적 효과는 경제활동 참여로 상쇄될 수 있다는 것을 발견하였다. 이에 따라, 주관적 불평등 인식에 개입하기 위해서는 객관적 평등인 경제수준에 대한 증대를 제공할 필요도 있음을 알 수 있다.

후속 연구에서도 경제적 불평등 인식이 건강에 미치는 구체적인 메커니즘에 대해 탐구할 필요성이 있다. 본 연구 결과는 사회의 공정성을 증진시키고, 소득 재분배 정책의 필요성을 뒷받침하는 실증적 근거로 사용할 수 있다는 의의를 가지고 있다.

참고문헌

- 김승연, & 박민진. 2021. 장벽사회, 청년 불평등의 특성과 과제. *정책리포트*, 1-21.
- 김주희, 송인한, 유정원. 2015. 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향연령의 조절효과 분석. 한국보건사회연구원, *보건사회연구*, 35(3), 42-70.
- 김진현. 2021. 청년이 인식하는 소득불평등이 우울에 미치는 영향: 사회자본의 매개효과. *보건사회연구*, 41(2), 83-100.
- 윤혜선. 2018. 한국인의 연령대별 흡연과 정신건강과의 관련성. *보건교육건강증진학회지*, 35(1), 41-54.
- 이수비, 정슬기, & 이수영. 2016. 경제적 박탈 경험이 문제음주에 미치는 영향: 소득불평등 인식과 우울의 매개효과. *알코올과 건강행동연구*, 17(2), 79-91.
- 정슬기, & 이수비. 2015. 빈곤과 소득불평등 인식에 따른 문제음주 발달체적의 변화. *보건교육건강증진학회지*, 32(5), 43-51.
- 황선재, & 계봉오. 2018. 경제적 불평등 인식에 대한 경험적 연구: 한국 사례와 함의. *한국인구학*, 41(4), 65-88.
- Adler, N. E., Epel, E. S., Castellazzo, G., & Ickovics, J. R. 2000. Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: Preliminary data in healthy white women. *Health Psychology*, 19(6), 586-592.
- Cowell, F. A. 2011. *Measuring inequality*. Oxford University Press.
- Gugushvili, A., Reeves, A., & Jarosz, E. 2020. How do perceived changes in inequality affect health?. *Health & Place*, 62, 102-276.
- Hoebel, J., Maske, U. E., Zeeb, H., & Lampert, T. 2017. Social inequalities and depressive symptoms in adults: the role of objective and subjective socioeconomic status. *PloS one*, 12(1), e0169764.
- Kava, C. M., Parker, E. A., Baquero, B., Curry, S. J., Gilbert, P. A., Sauder, M., & Sewell, D. K. (2019). Associations between organizational culture, workplace health climate, and employee smoking at smaller workplaces. *Tobacco use insights*, 12, 1-9.
- Kouvonen, A., Kivimaki, M., Virtanen, M., Pentti, J., & Vahtera, J. 2005. Work stress, smoking status, and smoking intensity: an observational study of 46 190 employees. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(1), 63-69.
- Lee, K. S., Lee, S. R., & Kim, J. Y. 2014. The realities of adolescent drinking related policy and improvement direction. *Korean Juvenile Protection Review*, 25, 193-224.
- Marmot, M. 2004. *The status syndrome: How social standing affects our health and longevity*. NY: Owl Books.

- Oshio, T., Urakawa, K. 2014. The Association Between Perceived Income Inequality and Subjective Well-being: Evidence from a Social Survey in Japan. *Social Indicators Research*, 116, 755-770.
- Park, J. E., & Kwon, S. M. 2015. Relationship of health and discrepancy between objective and subjective income stratum: Self-rated health and depression. *Health and Social Science*, 38, 95-121.
- Park, S. S., & Seo, W. S. 2012. An analysis of social inequality cognition among Korea, China and Japan. *Social Science Studies of the Korean-Chinese Association*, 25, 104-128.
- Paskov, M., & Richards, L. 2021. Social status inequality and depression in Europe. *International Journal of Comparative Sociology*, 62(2), 93-114. <https://doi.org/10.1177/00207152211022419>
- Ryff, C. D., & Singer, B. H. Eds. 2001. New horizons in health: An integrative approach. *National Academies Press (US)*; 2001. 7, The Influence of Inequality on Health Outcomes. Available from: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK43780/>
- Schmalor, A., & Heine, S. J. 2022. The construct of subjective economic inequality. *Social Psychological and Personality Science*, 13(1), 210-219.
- Therborn, G. 2014. 「불평등의 킬링필드」. *문예춘추사*.
- Vezzoli, M., Valtorta, R. R., Mari, S., Durante, F., & Volpato, C. 2023. Effects of objective and subjective indicators of economic inequality on subjective well-being: Underlying mechanisms. *Journal of Applied Social Psychology*, 53(2), 85-100.
- Wilkinson, R. & Pickett, K. 2009. *The spirit level: Why more equal societies almost always do better*. UK: Allen Lane.
- Wilkinson, R. 2006. *The impact of inequality: How to make sick societies healthier*. NY: The New Press.
- Wilkinson, R. G., & Pickett, K. E. 2017. The enemy between us: The psychological and social costs of inequality. *European Journal of Social Psychology*, 47(1), 11-24.
- Yang D. W. 2014. The effects of subjective social status on health-risk behaviors and self-rated health [dissertation]. *The Graduate School of Public Health Seoul National University; Korea*.
- Zhang, S., Wang, T., Zhang, L., Wei, Y., Jian, W., & Guo, J. (2024). Relationship between social inequality perception patterns and depressive symptoms among Chinese adults: A national representative longitudinal study. *International Journal of Social Psychiatry*, 00207640241243280.

〈표 135〉 회귀분석 결과

	CESD-11	우울	흡연	흡연량 β (SE)	AUDIT	위험 음주	음주량
평균수준:낮음	0.215* (0.095)	0.417† (0.214)	0.191 (0.198)	-0.734* (0.351)	0.049 (0.139)	0.199 (0.135)	0.292* (0.146)
평균수준:높음	-0.210 (0.146)	0.368 (0.356)	0.885** (0.329)	-0.304 (0.542)	0.143 (0.223)	0.017 (0.209)	-0.148 (0.229)
연령	0.049*** (0.012)	-0.161 (0.000)	-0.002 (0.000)	-0.190*** (0.045)	-0.123*** (0.018)	-0.003 (0.000)	-0.064*** (0.018)
혼인상태: 미혼	0.364 (0.386)	0.428 (1.095)	0.672 (0.735)	-0.529 (1.373)	-0.169 (0.464)	-0.489 (0.439)	-0.502 (0.501)
혼인상태: 기타	0.257 (0.286)	-0.615 (0.481)	0.844 (0.634)	0.170 (1.122)	0.570 (0.491)	-0.168 (0.486)	-0.064 (0.484)
장애유무	1.006† (0.567)	1.643 (1.241)	2.376† (1.353)	-2.279 (2.092)	0.653 (0.967)	-0.320 (0.899)	-1.241 (0.998)
만성질환유무	0.403** (0.126)	0.258 (0.329)	-0.231 (0.265)	-0.279 (0.453)	-0.454** (0.172)	-0.149 (0.173)	-0.403* (0.182)
교육연수	-0.115 (0.153)	0.228 (0.526)	-0.385 (0.528)	-0.775 (0.685)	-0.074 (0.223)	0.064 (0.178)	-0.043 (0.219)
균등화 개인소득	-0.000 (0.000)	-0.000† (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
경제활동상태: 임금근로자	-0.696*** (0.143)	-0.513 (0.333)	1.199*** (0.320)	1.433* (0.575)	0.488* (0.221)	0.230 (0.228)	0.753*** (0.221)
경제활동상태: 고용주/자영자	-0.524* (0.230)	-1.809** (0.686)	2.206*** (0.520)	0.813 (0.791)	0.328 (0.339)	0.151 (0.345)	0.406 (0.355)
경제활동상태: 무급가족종사자	-0.423 (0.349)	-0.279 (0.809)	0.418 (1.061)	1.453 (2.171)	-0.223 (0.719)	-0.731 (0.827)	1.477* (0.636)
건강보험유형: 의료급여	0.191 (0.424)	-0.102 (0.559)	-2.623** (0.836)	3.591** (1.374)	-0.883 (0.747)	-0.277 (0.727)	0.731 (0.720)
Observations	11,494	11,494	11,494	1,950	5,549	5,549	7,325
R2	0.010			0.038	0.023		0.010
Adjusted R2	-0.525			-0.693	-0.752		-0.489
Residual deviance		943.16	1084.57			2336.65	
Null deviance		1021.13	1387.63			2615.94	
F Statistic	5.625***			3.321***	5.647***		3.806***

† p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향

The Impact of COVID-19 on Catastrophic Health Expenditures in Households of Small Self-Employed Businesses in the Face-to-Face Service Industry

이영실(서울대학교 보건대학원)

연구배경: 코로나19 시기 경제 위축으로 인한 피해는 비정규직과 자영업 종사자에 집중되었다. 특히 대면서비스업에 종사하는 자영업 가구에 영향을 주는 거리두기 조치들이 다수 시행되었으나 이들 가구가 경험한 재난적 의료비 추가 발생을 분석한 연구는 아직까지 존재하지 않는다. 연구방법: 한국복지패널 14~17차(2018~2021년) 자료를 이용하여 사건-연구 이중차이분석을 수행하였다. 분석대상은 만성질환자를 1명 이상 포함하는 대면영세자영업자 가구와 상용근로자 가구였으며 통제변수를 포함하지 않는 모델 1과 통제변수들을 포함하는 모델 2에 대하여 분석을 수행하였다. 연구결과: 만성질환자를 포함하는 대면영세자영업자 가구 735가구년(household-year)과 상용근로자 가구 2,732가구년에 대하여 분석을 수행한 결과 재난적 의료비 발생 영향요인을 통제하지 않은 모델 1에서는 상대적 시간 더미 변수가 유의하게 나타났으나 영향요인을 통제한 모델 2에서는 통계적 유의성이 사라졌다. 즉, 영향요인 통제 전에는 재난적 의료비 발생 위험이라는 측면에서 대면영세자영업자 가구가 코로나19에 받은 영향이 상용근로자 가구가 받은 영향보다 크다고 말할 수 있었으나 영향요인 통제 후에는 그렇게 말할 수 없었다. 결론: 대면영세자영업자 가구는 코로나19 시기 상용근로자 가구보다 높은 재난적 의료비 발생 위험을 경험하였으나 여러 영향요인을 통제한 후에는 그 결과가 통계적으로 유의하지 않았다. 추후 구조방정식 모형 등을 통해 코로나19, 가구주 종사상 지위, 재난적 의료비 발생과 관련변수들 간의 관계를 좀 더 입체적으로 모형화 해볼 필요성이 있다.

제1절 서론

2020년 코로나바이러스감염증-19 (이하 코로나19)의 국내 첫 확진자 발생 이후 정부는 감염경로 차단을 위해 외출 및 이동 자제, 타인과 접촉 최소화 등을 권고하였고, 이후 사태의 장기화에 따라 음식점, 카페의 밤 시간 직접 이용 금지(포장·배달만 허용), 실내체육시설, 독서실, 스터디카페 등 집합금지 등 영세자영업자들의 매출에 직접적으로 영향을 줄 수 있는 사회적 거리두기 조치들을 시행하였다. 이러한 결정은 보건학적 관점에서는 필수불가결한 것이었지만 경제적으로는 사람들의 이동성이 감소함에 따라 소비 지출을 감소시키는 결과를 낳았다(Kim, Kim, Lee, and Park, 2023). 단순 비교 시 우리나라 가계의 2020년 1/4분기 소비지출은 전년도 동분기 대비 6.5% 감소하였다(통계청, 2024).

이러한 경제 위축으로 인한 피해는 모두에게 같지 않았다. 코로나19 시기 비정규직은 정규직에 비해 높은 확률로 소득 감소를 경험하였고(황선웅, 2020), 상용직과 임시직·일용직의 임금 격차는 확대되었다(황선자·임찬영·김난주, 2021). 자영업 가구의 피해는 더욱 두드러졌다. 2019, 2020년 분기별 가계동향조사 자료를 이용하여 확장된 이중차이분석을 수행한 결과 자영업 종사자 집단은 코로나19로 인하여 두드러진 소득 감소와 빈곤 증가를 경험한 것으로 나타났고(남재현·이래혁, 2020), 서울시 재난긴급생활비 신청 가구

주에 대한 설문조사 결과 코로나19로 인한 경제적 피해는 자영업자와 프리랜서 등의 특수형태근로자, 1인 가구와 한부모 가구, 비노인 연령집단, 저소득층에 집중된 것으로 나타났다(손병돈·문혜진, 2021).

일반적으로 의료비의 재정적 보호(financial protection) 수준은 재난적 의료비(catastrophic health expenditure)와 의료 빈곤화(improverishing health expenditure) 두 개 지표로 측정된다. 두 지표는 모두 가구의 본인부담 의료비가 증가할수록 악화되지만 동시에 가구의 지불능력에도 영향을 받는다. 가구의 지불능력이란 곧 가구가 동원할 수 있는 자원(소득 등)의 양인데 동일한 의료비를 지출하더라도 지불능력이 작아지면 가구의 재정적 보호 지표는 악화된다. 즉, 가구의 의료비 “부담”은 커진다.

코로나19는 건강과 경제에 이중으로 충격을 미침으로써 재정적 보호에 다양한 경로로 영향을 미칠 수 있다. 일차적으로 의료서비스의 공급과 수요에 영향을 미치고, 코로나19에 대응하기 위한 공중보건 및 사회적 조치들에 의해 기타 건강 결정요인들도 영향을 받는다. 이러한 조치들은 의료서비스 너머 사회 전체의 공급과 수요에도 영향을 미치고 연쇄적으로 실업률 증가, 국내총생산 감소, 빈곤 증가를 일으켜 가구소득에도 영향을 줄 수 있다(World Health Organization and World Bank, 2021). 다만 모든 경로가 반드시 재정적 보호가 악화되는 방향으로 작용하는 것은 아니기 때문에 코로나19로 인해 모든 국가의 재정적 보호가 악화되었을 것이라 단정지을 수는 없다. 대규모 통제와 사회적 거리두기가 교통사고, 대기오염, 기타 감염병 발생 등의 위험요인을 단기적으로 감소시켜 의료 수요가 감소하고 결과적으로 재정적 어려움의 위험도 낮아질 수 있기 때문이다(World Health Organization and World Bank, 2021).

우리나라의 경우 아직까지 연도별 재난적 의료비 경험률을 산출하고 추세를 검정한 두 연구(정성훈·강수현·박은철, 2022; 김수영·정성훈·박은철, 2023) 외에 코로나19 전후 재정적 보호 지표의 변화에 집중하거나 코로나19가 재정적 보호에 미친 영향을 엄밀하게 분석한 연구는 알려지지 않은 것으로 보인다. 또한 주요 선진국들에 비해 상대적으로 자영업자 비중이 높은(OECD, 2024)¹⁾ 우리나라의 맥락에서 종사상 지위에 따른 코로나19의 영향 차이 분석, 특히 자영업자 집단에 집중한 연구가 높은 필요성에도 불구하고 아직까지 수행되지 않은 것으로 보인다. 코로나19 이전에도 다수의 연구에서 자영업 가구는 정규·상용직 가구에 비해 재난적 의료비 발생 위험이 높은 것으로 나타났었다(김수정·허순임, 2011; 이해재·이태진, 2012; 박진영·정기택·김용민, 2014).

따라서 본 연구는 상술한 이유를 바탕으로 코로나19가 한국 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향을 실증적으로 평가·검정하는 것을 목적으로 한다. 특히 자영업자 가구, 자영업자 중에서도 사회적 거리두기 조치의 영향을 가장 많이 받았을 것으로 예측되는 대면서비스업 종사 영세자영업자 가구(이하 대면영세자영업자 가구)를 분석대상으로 하여 코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향과 상용근로자 가구의 재난적 의료비 발생에 미친 영향 사이에 차이가 있는지 이중차이분석법(difference-in-difference; DID)을 이용하여 분석을 수행하였다.

1) 미국 6.6%, 캐나다 7.2%, 독일 8.7%, 일본 9.6%, 프랑스 13.1%, 이탈리아 21.5%, 한국 23.5%

제2절 이론적 배경

1. 재난적 의료비의 개념 및 측정

보건의료 부문의 자금조달은 주로 정부 자금, 건강보험, 환자 본인부담금을 통해 이뤄진다. 이 중 환자가 의료서비스 이용 시점에서 지불해야 하는 것이 본인부담금(out-of-pocket payments)인데 World Health Organization and World Bank (2023)의 정의에 따르면 본인부담 의료비란 개별 가구의 소득, 저축, 대출에서 자금이 조달되는 의료비 지출을 의미한다. 본인부담 의료비는 의약품과 건강제품에 대한 비용을 모두 포함하는데 마스크, 기타 예방 및 보호 장치, 진단기기(예. 혈압계), 건강보조제품(예. 안경, 보청기, 목발, 기립대)에 대한 비용도 포함한다. 환자의 소득에 따라 가격을 달리 받는 것이 아니고 가난할수록 불건강할 확률이 높다는 점을 고려하면 본인부담 의료비는 본질적으로 역진적(regressive)일 수밖에 없으며 사회경제적 불평등을 확대시키는 자금 조달 방식이라 볼 수 있다.

이러한 본인부담 의료비로부터 사람들을 보호하는 것을 보건의료 분야의 재정적 보호(financial protection)라 볼 수 있다. 재정적 보호는 서비스 보장(service coverage)과 함께 보편적 건강 보장(universal health coverage)의 본질적인 구성요소이고, 보건의료시스템의 최종 목표 중 하나이다. 재정적 보호가 중요한 이유는 빈곤층 혹은 빈곤층에 가까운 사람들이 본인부담 의료비 지출로 인해 생필품 소비를 줄일 수밖에 없으며 이는 결국 건강 악화와 빈곤의 지속적인 악순환으로 이어질 수 있기 때문이다. 예를 들어, 본인부담 의료비 지출로 인해 저축 혹은 자산이 고갈되거나 차입되는 경우 사람들은 다른 경제적 충격에 대처할 수 있는 가능성이 감소하고, 자기 자신 및 자녀의 교육과 인적 자본, 생산적 자산에 투자할 가능성이 낮아질 수 있다(World Health Organization and World Bank, 2023).

세계보건기구와 세계은행은 다음 두 지표를 이용하여 전세계의 재정적 보호 정도를 모니터링하고 있다: (1) 재난적 의료비(catastrophic health spending) 발생률, (2) 의료 빈곤화(impooverishing health spending) 발생률. 이 중 재난적 의료비는 지속가능발전목표(sustainable development goals; SDGs)의 보편적 건강 보장 영역 공식 지표(지표 3.8.2)이기도 하며 우리나라의 경우 「재난적의료비 지원에 관한 법률」에서 재난적 의료비를 “이 법에 따른 지원대상자(국내에 거주하는 국민으로서 소득 및 의료비 부담 수준 등을 고려하여 대통령령으로 정하는 기준을 충족하는 사람)가 속한 가구의 소득·재산 수준에 비추어 볼 때 지원대상자가 부담하기에 과도한 의료비로서 대통령령으로 정하는 기준에 따라 산정된 비용”으로 정의하고 있다.

학술적으로 재난적 의료비는 “가구의 총 소득 혹은 소비지출에 비해 상대적으로 매우 큰 보건의료비 지출”로 정의된다(Wagstaff, Flores, Smitz, Hsu, Chepynoga, and Eozenou, 2018). 즉, 가구의 보건의료비(본인부담 의료비)가 그 가구의 소득 혹은 지출에 비해 미리 정해진 임계값보다 높을 때 재난적 의료비가 발생하였다고 보는데 가구의 소득 혹은 지출, 즉 재난적 의료비 발생 여부 계산 시 분모가 되는 부분을 어떻게 정의하는가에 따라 여러 방식으로 재난적 의료비 여부를 계산할 수 있다.

일반적으로 Wagstaff and van Doorslaer (2003)에서 사용된 방식과 Xu, Evans, Kawabata, Zeramdini, Klavus, and Murray (2003)에서 사용된 방식이 가장 많이 사용되는데 전자는 재난적 의료비 산출 시 분모가 되는 가구지불능력을 계산할 때 총 소득 혹은 총 소비지출금액에서 실제 개별 가구가 지출한 식료품비를 제하는 방식이고, 후자는 가구별 식료품비에 대한 선호도를 보정하기 위하여 표준 식료품비를 계산하여 공제하는 방식이다. 구체적인 방식은 다르지만 “생필품”에 대한 비용을 제한한다는 점에서 같으며 생필품 비용을 따로 제하지 않고 총 소득 혹은 소비지출을 그대로 분모로 사용하는 SDGs의 지표 계산 방식

(United Nations, 2023)과 차이가 있다. Cylus, Thomson, and Evetovits (2018)은 Wagstaff and van Doorslaer (2003), Xu et al. (2003)의 방식에서 더 나아가 기본적인 필요와 관련된 지출을 식품, 주거, 유틸리티로 정의하고 공제시키는 방식을 사용하기도 하였다.

2. 재난적 의료비의 위험요인

재난적 의료비의 위험요인에 대해서는 다양한 선행연구가 존재한다. 저소득가구를 대상으로 재난적 의료비 발생 영향요인을 분석한 손수인·신영진·김창엽(2010)은 가구주의 성별, 연령, 취업 여부, 교육수준, 배우자 유무, 주관적 건강상태와 가구 소득수준, 만성질환, 5세 이하 아동 유무, 가구원 수, 의료보장유형이 재난적 의료비 발생에 영향을 미치는 요인임을 밝혀냈다. 저소득가구가 아닌 전체 가구를 대상으로 한 김수정·허순임(2011)의 연구에서도 결과는 비슷하였는데 가구주의 경제활동상태, 교육수준, 가구원 수, 장애 유무, 만성질환자 유무, 노인 가구원 유무가 재난적 의료비 발생에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

노승현(2012)은 장애인 가구를 대상으로 연구를 진행하였으며 가구주 연령, 배우자 유무, 장애 유형, 건강상태, 만성질환 유무, 가구원 수, 장애가족비율, 노인가족비율, 빈곤·비수급가구 여부가 재난적 의료비 발생과 연관이 있음을 밝혀냈다. 이태진·이혜재·김윤희(2012)와 이혜재·이태진(2012)의 연구에서는 좀 더 상세한 질환정보를 활용하였는데 뇌혈관질환, 신부전, 암질환, 당뇨병 등이 있는 경우 재난적 의료비 발생 위험이 높은 것으로 나타났다. 정채림·이태진(2012)의 연구에서는 내분비계 질환 유무도 관련 요인으로 나타났다.

박진영·김용민·정기택(2013), 박진영·정기택 외(2014)는 중·고령자 가구를 대상으로 재난적 의료비 발생 영향요인 연구를 수행하였다. 가구주 배우자 유무, 교육수준, 고용형태, 주관적 건강상태, 가구원 수, 소득수준, 의료보장유형, 민간의료보험 유무, 만성질환 개수, 암, 심혈관질환, 당뇨 유무 등이 재난적 의료비 발생과 연관이 있었다.

Choi, Cho, Choi, Han, Kwon, and Park (2014)과 Lee, Yoon, and Choi (2018)은 암환자 가구를 대상으로 재난적 의료비 발생 영향요인을 연구하였다. 가구주 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 고용상태, 주관적 건강, 가구 소득수준, 의료보장유형, 가구원 수, 노인 가구원 유무 등이 영향요인으로 나타났다.

3. 코로나19가 재난적 의료비 및 그 구성요소에 미친 영향

이은경·김평식(2023)은 국민건강보험공단 맞춤형 자료(2018~2021년), 한국재정패널 자료(2017~2021년)를 이용하여 코로나19가 건강보험 급여 관련 의료이용, 진료비, 비급여를 포함한 가구부담 의료비에 영향을 미쳤는지 고정효과모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과 코로나19 이후 의료이용(외래방문횟수, 입원횟수)과 진료비는 감소하였고, 비급여를 포함한 가구부담 의료비지출도 감소하였다.

코로나19 이후 의료비 변화에 주목한 연구는 많지 않았지만 의료이용을 분석한 연구는 상대적으로 많았는데 국내 데이터를 이용한 연구는 모두 코로나19 시기 의료이용의 감소(변주영, 2021; 심보람, 2021; 김동환·유태경·이운예·안미라·안성은·백상주, 2022; 김정주·김상미·신동교, 2022)를 보고하였다. 이는 코로나19 시기 한국의 가구의료비가 증가하기보다는 감소하였을 가능성이 높다는 간접 근거가 될 수 있다.

가구 지불능력의 경우 2019, 2020년 분기별 가계동향조사 자료를 이용하여 확장된 이중차이분석을 수행한 결과 자영업 종사자 집단은 코로나19로 인하여 두드러진 소득 감소와 빈곤 증가를 경험한 것으로 나타

났다. 상용직 가구와 비교했을 때 자영업 종사자 가구는 전체소득, 경상소득, 근로소득, 사업소득, 가처분 소득이 감소하였다(남재현·이래혁, 2020). 가계동향조사를 이용한 또다른 연구에서는 자영업 종사자의 소득1분위(저소득분위) 내 점유율이 2020년의 모든 분기에서 증가하는 양상이 나타나기도 하였다(김태완·이주미, 2021). 서울시 재난긴급생활비 신청 가구주에 대한 설문조사 결과에서도 코로나19로 인한 경제적 피해는 자영업자와 프리랜서 등의 특수형태근로자, 1인 가구와 한부모 가구, 비노인 연령집단, 저소득층에 집중된 것으로 나타났으며 특히 자영업자와 특수형태 고용 근로자는 주관적 경제적 어려움, 심각한 경제적 어려움 경험 수, 소득감소 확률 및 감소 정도가 모두 큰 것으로 나타났다(손병돈·문혜진, 2021).

우리나라의 경우 아직까지 정교한 방법론을 이용하여 코로나19 전후 재난적 의료비 발생률을 비교분석한 연구는 없는 것으로 보이며 해외의 경우 국가별로 입은 피해의 크기와 기존 사회보장시스템의 차이가 있기 때문에 결과는 혼재된 양상이다. 그리스(Zavras and Chletsos, 2023), 멕시코(Haakenstad, Bintz, Knight, Bienhoff, Chacon-Torrico, Curioso, and Lozano, 2023; Serván-Mori, Gómez-Dantés, Contreras, Flamand, Cerecero-García, Arreola-Ornelas, and Knaul, 2023), 벨라루스(Haakenstad et al., 2023), 인도(Garg, Bebartha, and Tripathi, 2022)에서는 코로나19 이후 재정적 보호 지표가 악화된 것으로 나타났고, 러시아, 페루, 베트남(Haakenstad et al., 2023)에서는 유의한 변화가 없었던 것으로 나타났다. 이란 연구(Mirzaei, Joshani-Kheibari, and Esmaeili, 2023)는 오히려 재정적 보호 지표의 개선을 보고하기도 하였다.

제3절 연구 방법

1. 자료원 및 분석대상

한국복지패널 14~17차(2018~2021년) 자료를 이용하여 이중차이분석을 수행하였다. 한국복지패널은 국내에서 수행중인 가구단위 패널조사 중 한국의료패널조사 다음으로 규모가 큰 패널조사이다(2022년 7,865가구 조사 완료). 연 단위로 실시되며 외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 이들 계층의 규모 및 생활실태 변화를 동태적으로 파악함으로써 정책형성에 기여함과 동시에 정책지원에 따른 효과성을 제고하고자 시작되었다.

복지패널의 최초 원표본 가구규모는 7,072가구로 시작되었으며 7차 조사에서 신규 표본 1,800가구, 17차 조사에서 두 번째 신규표본 2,012가구가 추가되어 17차 조사대상 가구규모는 전체 8,169가구였다. 이 중 조사 완료된 가구는 7,865가구로 96.28%의 조사완료율을 보였다. 복지패널의 목표 모집단은 '전국에 거주하는 가구'로 제주도, 농어가를 포함한다(제주도를 제외한 섬·특수시설 조사는 제외). 또한 복지패널의 특징적인 점 한 가지는 저소득층이 과표집된 패널조사라는 것인데 표본추출 시 중위소득 60% 미만 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하여 국내 패널조사 중 가장 많은 저소득층 가구를 포함하고 있다. 즉, 저소득층 대상 정책이나 빈곤 연구에 적합하다.

본 연구의 주요 변수인 재난적 의료비 발생 여부를 국내 이차자료원 중 가계동향조사, 한국의료패널, 한국복지패널 등을 통해 산출가능하나 가계동향조사는 '영세'자영업 여부를 판별하기 위한 핵심 변수인 사업장 규모 변수를 제공하지 않았고, 의료패널은 2020년부터 2기 조사로 전환되어 코로나19 전후를 비교하는 연구의 자료원으로는 부적합한 것으로 판단하였다. 복지패널은 소득, 가계지출, 의료비 등 재난적 의료비 산출에 핵심적인 변수뿐 아니라 그 영향요인인 각종 건강 관련 변수(장애 유무, 만성질환 유무, 가구

주 주관적 건강 등)를 제공하여 본 연구의 자료원으로 적합한 것으로 판단하였다.

복지패널의 연혁만 고려하였을 때는 더 긴 분석기간을 포함하는 것이 가능하나 분석기간을 장기간으로 설정하는 경우 다른 정책이 재난적 의료비 발생에 미친 영향과 코로나19의 영향을 구별하기 어려울 가능성이 존재하였다. 따라서 본 연구는 재난적 의료비 지원사업이 시행된 2018년부터 분석 시점에서 가장 최신 자료인 2021년까지를 분석기간으로 설정하였다.

본 연구의 분석대상은 한국복지패널 14~17차(2018~2021년) 조사에 포함된 만성질환자를 1명 이상 포함하는 대면영세자영업자 가구와 상용근로자 가구이다. 의료 수요가 비교적 일정한 집단으로 분석대상을 한정하기 위해 만성질환자 포함 가구로 제한하였으며 상용근로자 가구는 가구의 종사상 지위가 상용직 임금근로자인 가구를 의미한다. 대면영세자영업자 가구는 가구의 종사상 지위가 고용주 혹은 자영업자이면서 사업장 규모가 1~4인이고 대면서비스업종에 종사하는 가구를 의미한다. 사업장 규모 조건은 소상공인실태조사에서 제조업, 건설업, 운수업은 상시종사자 10명 미만, 그 밖의 업종은 5명 미만인 사업체를 소기업으로 정의하는 것을 참고하여 설정하였으며 대면서비스 업종은 오삼일·황수빈·유민정·이종하(2021)의 연구를 참고하여 도·소매업(업종코드 45~47), 숙박 및 음식점업(업종코드 55~56), 예술, 스포츠 및 여가 관련 서비스업(업종코드 90~91), 기타개인서비스업(업종코드 96)을 대면서비스업으로 정의하였다.

2. 분석방법 및 모형

사건-연구 이중차분모형(event-study DID model)을 이용하여 코로나19가 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생에 영향을 미쳤는지 분석하였다. 사건-연구 이중차분모형은 동적 이중차분(dynamic DID), 리즈 앤 래그스 모형(leads-and-lags model), 상대적 시간 모형(relative time model)으로도 불리며 상대적 시간 지표(relative time indicators)를 이용하는 방식이다. 중재 이전 시간, 중재 이후 시간에 대해 각 시점마다 시점 더미 변수를 만들어 포함하는데 중재 이전에 속하는 시점 더미 변수들의 회귀계수의 통계적 유의성을 통해 평행추세가정을 동시에 검정할 수 있다는 장점이 있다(Greenwood and Wattle, 2017).

분석식은 다음과 같다. 종속변수가 재난적 의료비 발생 여부, 즉 0 혹은 1로 표현되는 이항 종속변수이므로 패널 로짓 이중차분을 수행하였다. 코로나19가 2020년에 시작되었기 때문에 2020년을 T_0 로 두고 직전 해인 2019년을 T_{-1} 이자 참조(reference)로 삼아 2018년, 2020년, 2021년에 대한 연도 더미 변수를 구성하였다. 예를 들어, 어떤 가구의 데이터가 2018년 데이터라면 T_{-2} 변수는 1로, T_0 변수는 0으로, T_{+1} 변수는 0으로 코딩되었다. 가구의 개별 특성을 고려하기 위하여 고정효과모형을 사용하였다.

$$\ln\left(\frac{\Pr(Y_i = 1 | X)}{1 - \Pr(Y_i = 1 | X)}\right) = \beta_0 + \beta_1 T_{-2} + \beta_2 T_0 + \beta_3 T_{+1} + \beta_4 GT_{-2} + \beta_5 GT_0 + \beta_6 GT_{+1} + \delta_i + \epsilon_i$$

Y_i : 가구 i 의 재난적 의료비 발생 여부
 T_{-2}, T_0, T_{+1} : 연도 더미 변수
 G : 그룹 더미 변수
 δ_i : 가구 i 의 고정효과

G 는 상용근로자 가구(0)에 속하는지 대면영세자영업자 가구(1)에 속하는지를 나타내는 더미변수이다. 이 그룹 더미변수와 연도 더미 변수를 곱하여 상대적 시간 더미 변수를 구성하였다. 예를 들어, 어떤 데이터

가 대면영세자영업자 가구의 2018년 데이터라면 GT_{2t} 는 1, GT_{0t} 는 0, GT_{+1t} 은 0이 된다. 상용근로자 가구의 경우 연도와 관계없이 GT_{2t} , GT_{0t} , GT_{+1t} 은 0이 된다. δ_i 는 가구별 고정효과를 나타낸다.

본 연구의 가정대로 상용근로자가구와 대면영세자영업자가구 사이에 코로나19 이전 평행추세가정이 성립하고, 코로나19 이후에는 유의한 차이가 존재한다면 β_4 는 유의하지 않고, β_5 혹은 β_6 이 통계적으로 유의할 것이다.

위 분석식과 같이 연도 더미 변수, 그룹 더미 변수와 연도 더미 변수의 교차항, 가구별 고정효과만을 포함하는 모델을 모델 1로 정의하고, 선행연구를 통해 밝혀진 영향요인들을 추가로 포함하는 모델 2를 설정하였다. 모델 2는 65세 이상 가구원 수, 13세 미만 가구원 수, 취업 가구원 수, 소득5분위, 도시 거주 여부, 장애 가구원 수, 만성질환 가구원 수, 민간의료보험 개수, 가구주 성별, 가구주 배우자 유무, 가구주 연령군, 가구주 학력, 가구주 장애 유무, 가구주 주관적 건강, 건강보장유형을 포함하며 자세한 정의는 아래 변수의 정의에서 후술한다.

3. 변수의 정의

재난적 의료비 발생의 정의는 다음과 같다.

$$\frac{OOP_i}{CTP_i} > \theta \text{ then } E_i = 1$$

OOP_i : 가구 i의 보건의료비 지출(out-of-pocket)

CTP_i : 가구 i의 지불능력(capacity to pay)

θ : 임계값(threshold)

E_i : 가구 i의 재난적 의료비 발생 여부

가구 지불능력에 대해 아직까지 표준화된 정의가 존재하지 않기 때문에 본 연구는 두 가지 방식을 이용하여 각각에 대해 분석을 수행하였다. 학계에서 가장 흔히 사용되는 방식인 Xu et al. (2003) 방식과 세계보건기구에서 쓰는 SDG 방식이다. Xu et al. (2003) 방식은 가구지불능력을 정의할 때 총 소비지출에서 표준 식료품비를 제하는 방식이고, SDG 방식은 식료품비 등 생필품 비용에 대한 공제 없이 총 소득 혹은 소비지출을 그대로 가구지불능력으로 사용하는 방식이다(United Nations, 2023). 지불능력을 ‘소비지출 - 표준 식료품비’로 정의하는 경우(Xu 2003 방식) WHO (2005)에서 제시하는 기준이자 가장 많이 이용되는 임계값(Wagstaff, Flores, Hsu, Smitz, Chepynoga, Buisman, and Eozenou, 2018)인 40%를 임계값으로 사용하였으며 SDG 방식으로 정의하는 경우 SDG의 높은 수준 기준(higher threshold)인 25%를 임계값으로 사용하였다.²⁾ 또한 SDG 메타데이터는 재난적 의료비 산출 시 가장 적절한 소득의 측정을 가처분소득이라 권장하고 있기 때문에 SDG 방식으로 재난적 의료비 발생 여부를 산출할 때는 가구의 지불능력으로 가처분소득을 이용하였다. 결과적으로 분모, 지불능력의 정의로 ‘소비지출 - 표준 식료품비’, ‘가처분소득’ 이렇게 두 가지가 사용되었고, 40%, 25%가 각각의 임계값으로 사용되었다.

기타 통제변수들의 정의는 다음과 같다. 노인 가구원 수는 가구 내 65세 이상 가구원 수를 의미한다. 어린이 가구원 수는 가구 내 13세 미만 가구원 수를 의미한다. 취업 가구원 수는 가구 내에서 취업상태인 가구원의 수를 의미한다. 소득5분위 변수는 분석대상 가구의 소득을 5분위로 나타낸 변수이며 도시 거주 여부는 가구의 거주지역을 도시 거주 여부에 따라 구분한 변수이다. 장애 가구원 수는 가구 내 장애 가구

2) 탐색적 데이터 분석 단계에서는 30, 20, 10% 기준에 대해 추가로 분석을 수행하였다.

원의 수를, 만성질환 가구원 수는 가구 내 만성질환 보유자의 수를 의미한다. 민간의료보험 개수는 가구원들이 가진 민간의료보험을 모두 더한 개수이다. 또한 가구주의 성별, 배우자 유무, 연령군, 학력, 장애 유무, 주관적 건강, 건강보장유형이 가구주 특성으로써 모델 2에 투입되었다.

〈표 1〉 변수의 정의

분류	변수	정의	속성
가구 특성	노인 가구원 수	가구 내 65세 이상 가구원 수	연속변수
	어린이 가구원 수	가구 내 13세 미만 가구원 수 ¹⁾	연속변수
	취업 가구원 수	가구 내 취업상태인 가구원 수	연속변수
	소득5분위	소득5분위를 구분. 1분위를 고소득, 5분위를 저소득으로 코딩	범주형 변수
	도시 거주 여부	0: 군/도농복합군, 1: 서울/광역시/시	범주형 변수
	장애 가구원 수	가구 내 장애 가구원 수	연속변수
	만성질환 가구원 수	가구 내 만성질환이 있는 가구원 수	연속변수
	민간의료보험 개수	가구 내 전체 민간의료보험 개수	연속변수
가구주 특성	가구주 성별	1: 남성, 2: 여성	범주형 변수
	가구주 배우자 유무	0: 배우자 없음, 1: 배우자 있음	범주형 변수
	가구주 연령군	1: 19세 미만, 2: 19-49세, 3: 50-64세, 4: 65세 이상	범주형 변수
	가구주 학력	1: 고졸미만, 2: 고졸이상 대졸미만, 3: 대졸이상	범주형 변수
	가구주 장애 유무	0: 장애 없음, 1: 장애 있음	범주형 변수
	가구주 주관적 건강 나쁨	0: 아주 건강하다, 건강한 편이다, 보통이다, 1: 건강하지 않은 편이다, 건강이 아주 안 좋다	범주형 변수
	건강보장유형	1: 직장가입, 2: 지역가입, 3: 의료급여, 4: 기타	범주형 변수

주 1) 환경보건법상 어린이의 정의(만 13세 미만인 사람)를 따름.

제4절 연구 결과

1. 일반적 특성

제 14~17차 한국복지패널조사에 참여한 총 26,221가구년(household-year) 중 만성질환자를 1명 이상 포함하는 상용근로자 가구, 대면영세자영업자가 차지하는 가구년은 3,467가구년이였다. 이 중 가구주의 상용근로자 가구의 가구년은 2,732가구년, 대면영세자영업자 가구의 가구년은 735가구년이였다. 평균 가구원 수는 상용근로자 가구 3.3명, 대면영세자영업자 가구 2.6명으로 상용근로자 가구가 평균적으로 더 많은 가구원을 보유하고 있었다. 가구당 노인 가구원 수는 상용근로자 가구 0.20명, 대면영세자영업자 가구 0.69명으로 영세자영업자 가구에 노인 가구원이 더 많았으며 가구당 어린이 가구원 수는 상용근로자 가구 0.49명, 대면영세자영업자 가구 0.17명으로 상용근로자 가구에 더 많았다. 가구당 취업 가구원 수는 상용근로자 가구 1.78명, 대면영세자영업자 가구 1.77명으로 유사한 수준이었다.

소득5분위는 상용근로자 가구의 과반수가 고소득에 해당하는 분위(1, 2분위)에 속한 반면 대면영세자영업자 가구는 1분위부터 5분위까지 상대적으로 고르게 분포하는 모습을 보여 영세자영업자 가구의 소득수준이 상용근로자 가구의 소득수준보다 낮음을 알 수 있었다.

도시 거주 가구의 비율은 상용근로자 가구 88.9%, 대면영세자영업자 가구 81.2%로 상용근로자 가구에서

더 높게 나타났으며 평균 장애 가구원 수는 상용근로자 가구 0.12명, 대면영세자영업자 가구 0.22명으로 영세자영업자 가구의 평균 장애 가구원 수가 더 많은 것으로 나타났다. 만성질환자를 보유한 가구로 분석 대상자를 한정했음에도 대면영세자영업자 가구(1.52명)는 상용근로자 가구(1.45명)보다 많은 만성질환 가구원을 보유하고 있었다. 가구당 민간의료보험 개수는 상용근로자 가구 6.1개, 대면영세자영업자 가구 4.6개로 상용근로자 가구에서 더 많은 의료보험에 가입해 있었다.

〈표 2〉 분석대상 가구(n=3,467)의 특성

항목		상용근로자 가구 (n=2,732)	대면영세 자영업자 가구(n=735)
평균 가구원 수(명)		3.3 ± 1.2	2.6 ± 1.2
평균 65세 이상 가구원 수(명)		0.20 ± 0.49	0.69 ± 0.79
평균 13세 미만 가구원 수(명)		0.49 ± 0.82	0.17 ± 0.52
평균 취업 가구원 수(명)		1.78 ± 0.73	1.77 ± 0.76
소득분위	1분위(고소득)	928 (34.0%)	116 (15.8%)
	2분위	939 (34.4%)	139 (18.9%)
	3분위	616 (22.5%)	188 (25.6%)
	4분위	230 (8.4%)	205 (27.9%)
	5분위(저소득)	19 (0.7%)	87 (11.8%)
도시 거주		2,430 (88.9%)	597 (81.2%)
평균 장애 가구원 수(명)		0.12 ± 0.33	0.22 ± 0.48
평균 만성질환 가구원 수(명)		1.45 ± 0.69	1.52 ± 0.64
가구당 민간의료보험 개수(개)		6.1 ± 6.8	4.6 ± 4.2

주: 평균 취업 가구원 수를 제외한 모든 항목은 t검정 혹은 카이제곱검정 결과 두 집단 사이에 통계적으로 유의한 차이가 있었음.

분석대상 가구의 가구주 특성은 다음과 같았다. 가구주가 여성인 비율이 상용근로자 가구는 7.6%, 대면영세자영업자 가구는 29.1%로 영세자영업자 가구에서 훨씬 높았다. 유배우 가구주 비율은 상용근로자 가구 83.6%, 대면영세자영업자 가구 64.9%로 상용근로자 가구가 더 높았다. 가구주 연령대는 상용근로자 가구의 경우 19-49세, 50-64세 그룹이 90% 이상이었고, 대면영세자영업자 가구는 50세 이상이 80% 이상이었다. 65세 이상 가구주 비율은 대면영세자영업자 가구에서 4배 가량 높았다. 가구주 학력은 상용근로자 가구의 경우 고졸 이상 대졸 미만(49.2%)과 대졸 이상(41.0%)을 합쳐 90% 이상이었으나 대면영세자영업자 가구는 대졸 이상이 13.2%였다.

장애가 있는 가구주의 비율은 상용근로자 가구 5.3%, 대면영세자영업자 가구 9.3%로 영세자영업자 가구에서 높았으나 경증·중증의 비율은 큰 차이를 보이지 않았다. 오지선다 방식으로 응답하는 주관적 건강상태를 '건강하지 않은 편이다' 혹은 '건강이 아주 안 좋다'라고 응답한 가구주는 상용근로자 가구 6.7%, 영세자영업자 가구 20.1%였다.

상용근로자 가구에서 대면서비스업에 종사하는 가구주의 비율은 8.7%였고, 대면서비스업에 종사하는 가구주를 업종에 따라 다시 분류하였을 때 상용근로자 가구의 경우 과반수가 도소매업(74.7%)에 종사하고 있었다. 영세자영업자 가구도 도소매업(52.2%)에 종사하는 가구주의 비율이 높았으나 숙박 및 음식점업(24.3%)과 기타 개인 서비스업(18.8%)에 종사하는 가구주의 비율도 높았다. 상용근로자 가구에서 근로자가 1~4인인 소규모 사업장에 근무하는 가구주의 비율은 7.2%였다.

건강보험 유형은 상용근로자 가구의 경우 직장가입이 대다수(97.8%)였고, 대면영세자영업자 가구의 경

우 직장가입이 전체의 4분의 1 (25.3%), 지역가입이 70% 가량이었다. 의료급여의 비율은 상용근로자 가구 0.1%, 대면영세자영업자 가구 3.8%로 영세자영업자 가구에서 훨씬 높았다.

〈표 3〉 분석대상 가구(n=3,467)의 가구주 특성

항목		상용근로자 가구 (n=2,732)	대면영세 자영업자 가구(n=735)
여성 가구주		208 (7.6%)	214 (29.1%)
배우자 있음		2,284 (83.6%)	477 (64.9%)
연령대	19-49세	1,281 (46.9%)	117 (15.9%)
	50-64세	1,296 (47.4%)	320 (43.5%)
	65세 이상	155 (5.7%)	298 (40.5%)
학력	고졸 미만	267 (9.8%)	266 (36.2%)
	고졸 이상 대졸 미만	1,344 (49.2%)	372 (50.6%)
	대졸 이상	1,121 (41.0%)	97 (13.2%)
장애 있음		146 (5.3%)	68 (9.3%)
주관적 건강 나쁨		182 (6.7%)	148 (20.1%)
대면서비스업 종사		237 (8.7%)	735 (100.0%)
대면서비스업 종류	도소매업	177 (74.7%)	384 (52.2%)
	숙박 및 음식점업	41 (17.3%)	179 (24.3%)
	예술·스포츠·여가 관련	12 (5.1%)	34 (4.6%)
	기타 개인 서비스업	7 (2.9%)	138 (18.8%)
소규모(1~4인) 사업장 근무		197 (7.2%)	735 (100.0%)
건강보험 유형	직장가입	2,673 (97.8%)	186 (25.3%)
	지역가입	57 (2.1%)	521 (70.9%)
	의료급여	2 (0.1%)	28 (3.8%)

주: 모든 항목은 t검정 혹은 카이제곱검정 결과 두 집단 사이에 통계적으로 유의한 차이가 있었음.

코로나19 직전 해인 2019년과 코로나19가 발생한 해인 2020년 각 그룹의 재난적 의료비 발생률을 재난적 의료비 산출 기준별로 비교해본 결과는 다음과 같다. 2019년 상용근로자 가구는 687가구였고, 산출 기준에 따라 0.7~20.1%의 재난적 의료비 발생률을 보였다. 2020년 상용근로자 가구는 679가구였고, 산출 기준에 따라 0.6~22.8%의 재난적 의료비 발생률을 보였다. 상용근로자 가구는 모든 재난적 의료비 산출 기준에서 2019년 재난적 의료비 발생률과 2020년 재난적 의료비 발생률에 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다.

대면영세자영업자 가구의 경우 2019년 172가구였고, 산출 기준에 따라 3.5~38.4%의 재난적 의료비 발생률을 보였다. 2020년 대면영세자영업자 가구는 166가구였고, 산출 기준에 따라 4.8~45.2%의 재난적 의료비 발생률을 보였다. 대부분의 재난적 의료비 산출 기준에서 상용근로자 가구와 마찬가지로 2019년 발생률과 2020년 발생률 사이에 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았으나 식료품비 제외 20% 기준에서 2019, 2020년 재난적 의료비 발생률에 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다(p<.05).

〈표 4〉 2019, 2020년 그룹별 재난적 의료비 발생률

기준	상용근로자 가구(n=1,366)			대면영세자영업자 가구(n=338)		
	2019년 (n=687)	2020년 (n=679)	p-value	2019년 (n=172)	2020년 (n=166)	p-value
식료품비 제외 40%	5 (0.7%)	4 (0.6%)	ns	6 (3.5%)	8 (4.8%)	ns
식료품비 제외 30%	16 (2.3%)	11 (1.6%)	ns	12 (7.0%)	15 (9.0%)	ns
식료품비 제외 20%	37 (5.4%)	36 (5.3%)	ns	24 (13.9%)	41 (24.7%)	*
식료품비 제외 10%	138 (20.1%)	155 (22.8%)	ns	66 (38.4%)	75 (45.2%)	ns
가처분소득 10%	64 (9.3%)	70 (10.3%)	ns	40 (23.3%)	50 (30.1%)	ns
가처분소득 25%	18 (2.6%)	11 (1.6%)	ns	12 (7.0%)	13 (7.8%)	ns

주: p-value는 카이제곱검정 결과임. ns: $p \geq 0.05$, *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

2. 이종차분모형 분석결과

시간고정효과, 상대적 시간 더미 변수 외의 다른 통제변수를 포함하지 않는 모델 1의 분석결과는 다음과 같았다. 모델 1에서 코로나19가 발생한 첫 해(2020년)의 상대적 시간 더미(GT_0)는 통계적으로 유의한 변수로 나타났다. 즉, 만성질환자를 포함한 대면영세자영업자 가구는 상용근로자 가구와 비교하여 코로나19로 인한 재난적 의료비 발생 위험이 높았던 것으로 나타났다. 식료품비 제외 40% 기준에서 위험이 11.28배 높았던 것으로 나타났으며(95% CI 2.80-45.48) 가처분소득 25% 기준에서는 6.25배 높았던 것으로 나타났다(95% CI 2.41-16.22). 가처분소득 25% 기준에서 코로나19의 재난적 의료비 발생 위험은 2021년까지 이어졌는데 위험의 크기는 3.18배로 첫 해에 비해 줄어들었다. 이종차분 대조군의 적절성을 검증하기 위한 GT_2 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타나 코로나19 이전 대조군과 중재군의 추세가 평행하다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

〈표 5〉 이종차분모형 분석 결과 - 모델 1

변수		식료품비 제외 40%	가처분소득 25%
상대적 시간 더미 (ref: GT_{-1})	GT_2	6.34 (0.49-82.00)	1.64 (0.50-5.33)
	GT_0	11.28** (2.80-45.48)	6.25*** (2.41-16.22)
	GT_{+1}	3.07 (0.94-9.99)	3.18** (1.39-7.24)
시간고정효과 (ref: 2019년)	2018년	0.12* (0.01-0.96)	0.50 (0.24-1.05)
	2020년	0.43 (0.13-1.45)	0.42* (0.20-0.88)
	2021년	0.82 (0.30-2.22)	0.63 (0.32-1.21)

주 1) 결과값의 수치는 오즈비를 의미함.

2) *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

재난적 의료비 발생 영향요인들을 통제변수로 투입한 모델 2 분석결과는 다음과 같았다. 영향요인들을 통제된 후 상대적 시간 더미와 시간고정효과는 통계적으로 유의한 변수가 없었으며 이는 영향요인 통제 후에는 대면영세자영업자 가구가 상용근로자 가구와 비교하여 코로나19로 인한 재난적 의료비 발생 위험이 높다고 이야기할 수 없음을 의미한다.

통제변수 중에서는 가구원 수, 노인 가구원 수, 취업 가구원 수, 소득분위, 장애 가구원 수, 배우자 유무, 가구주 주관적 건강상태가 통계적으로 유의하게 나타났으며 특히 소득분위와 가구주 주관적 건강상태가 높은 오즈비를 보였다.

〈표 6〉 이중차분모형 분석 결과 - 모델 2

변수		식료품비 제외 40%	가처분소득 25%
관심 변수	상대적 시간 더미 (ref: GT ₋₁)	GT ₋₂	1.36 (0.09-20.08)
		GT ₀	1.88 (0.34-10.28)
		GT ₊₁	0.33 (0.07-1.43)
	시간고정효과 (ref: 2019년)	2018년	0.19 (0.02-1.79)
		2020년	0.73 (0.17-3.06)
		2021년	1.43 (0.43-4.74)
가구 특성	노인 가구원 수		2.94** (1.34-6.46)
	어린이 가구원 수		0.79 (0.29-2.12)
	취업 가구원 수		0.34* (0.14-0.84)
	소득분위(ref: 1분위)	2분위	5.28 (0.55-51.01)
		3분위	4.90 (0.48-49.52)
		4분위	13.68* (1.37-137.08)
		5분위	14.10* (1.15-172.78)
	거주지역(ref: 시)	군	1.12 (0.41-3.07)
	장애 가구원 수		3.78** (1.44-9.92)
	만성질환 가구원 수		0.94 (0.44-2.04)
민간의료보험 개수		0.90 (0.75-1.07)	
가구주 특성	성별(ref: 남성)	여성	3.01 (0.96-9.44)
	배우자(ref: 있음)	없음	2.48 (0.76-8.09)
	연령대(ref: 19-49세)	50-64세	0.99 (0.26-3.77)
		65세 이상	0.38 (0.06-2.32)
	학력(ref: 고졸 미만)	고졸	0.38 (0.13-1.08)
		대졸 이상	0.75 (0.20-2.80)
	장애 유무(ref: 없음)	있음	0.25 (0.05-1.32)
	주관적 건강(ref: 좋음)	나쁨	3.43** (1.42-8.32)
	건강보장유형 (ref: 직장가입)	지역가입	2.13 (0.79-5.73)
		의료급여	0.43 (0.02-8.36)

주 1) 결과값의 수치는 오즈비를 의미함.

2) *: p<.05, **: p<.01, ***: p<.001

3. 사후 분석

모델 1 분석결과와 모델 2 분석결과에 차이가 나타난 원인을 탐색하기 위하여 사후분석을 수행하였다. 상대적 시간 더미 변수와 시간고정효과만을 포함하는 모델 1에 모델 2에 투입된 통제변수들을 한 개씩 개별적으로 넣어본 결과는 다음과 같다.

〈표 7〉 사후분석 결과

		GT ₀ 의 통계적 유의성	
		식료품비 제외 40%	가처분소득 25%
기본분석(모델 1)		**	***
변수 추가	노인 가구원 수	*	**
	어린이 가구원 수	**	***
	취업 가구원 수	**	***
	소득분위	†	ns
	거주지역	**	***
	장애 가구원 수	**	**
	만성질환 가구원 수	**	***
	민간의료보험 개수	**	**
	가구주 성별	**	**
	가구주 배우자 유무	**	**
	가구주 연령대	*	*
	가구주 학력	*	**
	가구주 장애 유무	**	***
	가구주 주관적 건강	**	**
	건강보장유형	†	*

주: ns: p≥.10, † : p<.10, *: p<.05, **: p<.01, ***: p<.001

식료품비 제외 40% 기준에서는 노인 가구원 수, 소득분위, 가구주 연령대, 가구주 학력, 건강보장유형 변수가 GT₀, 즉 2020년 상대적 시간 더미 변수의 통계적 유의성을 변화시키는 것으로 나타났다. 가처분소득 25% 기준에서는 노인 가구원 수, 소득분위, 가구주 연령대, 가구주 학력, 건강보장유형 변수에 더해 장애 가구원 수, 민간의료보험 개수, 가구주 성별, 가구주 배우자 유무, 가구주 주관적 건강 변수가 GT₀의 통계적 유의성을 변화시키는 것으로 나타났다. 이는 코로나19 시기 상용근로자 가구 대비 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생 위험이 위 변수들에 의하여 매개 혹은 조절되었을 가능성을 시사하며 실제로 위 변수들을 제외한 나머지 변수들(어린이 가구원 수, 취업 가구원 수, 거주지역, 만성질환 가구원 수, 가구주 장애 유무)을 모델 1에 더하여 분석을 수행하는 경우 GT₀의 통계적 유의성이 모델 1과 비슷한 수준으로 유지되는 것을 확인할 수 있었다(결과표로 제시하진 않음).

제5절 결론 및 고찰

사건 연구 이중차분모형을 이용하여 만성질환자가 있는 대면영세자영업자 가구의 코로나19 전후 상용근로자 가구 대비 재난적 의료비 발생 위험을 분석한 결과 재난적 의료비 발생 영향요인을 통제하지 않은 모델 1에서는 상대적 시간 더미 변수가 유의하게 나타났으나 영향요인을 통제한 모델 2에서는 통계적 유의성이 사라졌다. 즉, 영향요인 통제 전에는 재난적 의료비 발생 위험이라는 측면에서 대면영세자영업자 가구가 코로나19에 받은 영향이 상용근로자 가구가 받은 영향보다 크다고 말할 수 있었으나 영향요인 통제 후에는 그렇게 말할 수 없었다.

통제변수 중에서는 가구원 수, 노인 가구원 수, 취업 가구원 수, 소득분위, 장애 가구원 수, 배우자 유무,

가구주 주관적 건강상태가 통계적으로 유의하게 나타났으며 특히 소득분위와 가구주 주관적 건강상태가 높은 오즈비를 보였다.

사후분석 결과를 통해 이러한 결과가 나타난 원인을 추정해볼 수 있는데 분석 결과 노인 가구원 수, 소득분위, 장애 가구원 수, 민간의료보험 개수, 가구주 성별, 가구주 배우자 유무, 가구주 연령대, 가구주 학력, 가구주 주관적 건강, 건강보장유형 변수가 코로나19 시기 상용근로자 가구 대비 대면영세자영업자 가구의 재난적 의료비 발생 위험이 높아지도록 매개 혹은 조절하였을 가능성이 있는 변수라 볼 수 있었다. 특히 소득분위를 투입하는 경우 유의수준 5%에서 GT_0 의 통계적 유의성이 아예 사라지는 것을 볼 수 있었는데 이는 코로나19 시기 재난적 의료비 발생 위험 측면에서 대면영세자영업자 가구가 겪은 추가적 위험이 소득이라는 경로를 통해 매개되었을 가능성이 큼을 시사한다.

영향요인 통제 후에는 통계적 유의성이 사라졌지만 코로나19가 재난적 의료비 발생이 증가하는 방향으로 영향을 미쳤다는 결과는 멕시코(Serván-Mori et al., 2023), 벨라루스(Haakenstad et al., 2023), 그리스(Zavras et al., 2023), 인도(Garg et al., 2022) 등의 해외에서 재난적 의료비 발생의 증가를 보고한 것과 궤를 함께 한다. 다만 이 연구들은 자영업자 가구만을 대상으로 한 것은 아니므로 직접적인 비교는 어렵다.

본 연구의 가장 큰 한계점은 과잉 통제(overcontrol)의 가능성이다. 과잉 통제는 매개 변수, 즉 종속변수에 대한 주요 변수의 영향 경로상에 있는 변수를 통제하는 경우 주로 발생하는데(Streiner, 2016) 사후분석 결과 실제로 본 연구에 사용된 몇몇 통제변수는 코로나19와 재난적 의료비 발생 사이에서 상당한 매개효과를 갖는 것을 확인할 수 있었다. 본 연구는 통계적 수치보다는 이론적 근거, 선행연구에 기반하여 통제변수들을 선정하였는데 추후 구조방정식 모형 등을 이용하여 코로나19, 가구주 종사상 지위, 재난적 의료비 발생과 관련변수들 간의 관계를 좀 더 입체적으로 모형화 해볼 필요성이 있다.

또한 본 연구는 코로나19 이전에도 의료 수요가 있었던 인구집단을 분석대상으로 삼기 위해 만성질환자를 보유한 가구로 분석대상으로 한정하였는데 본래 복지패널의 저소득층 과표집에 더해 분석대상의 한정으로 인해 전체 대면영세자영업자 가구의 결과로 일반화하기는 어렵다는 점이 본 연구의 한계라 할 수 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 코로나19 시기 경제적 취약계층으로 여겨진 대면영세자영업자 가구를 대상으로 의료비 부담의 측면에서 추가적 위험이 있었는지 엄밀한 방법론을 이용하여 검증하였다는 점에서 의미가 있으며 코로나19 시기 추가적 위험이 발생한 메커니즘에 대해서도 약간의 단서를 제공한다. 이를 바탕으로 구조방정식 모형 등을 이용하여 코로나19, 가구주 종사상 지위, 재난적 의료비 발생과 관련변수들 간의 관계를 좀 더 입체적으로 모형화하는 후속 연구를 제안하며 향후 유사한 위기상황이 발생하였을 때 분석대상 집단에 적절한 정책적 개입이 이루어질 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 김동환·유태경·이윤예·안미라·안성은·백상주. (2022). "코로나19 대유행 시기의 공공 및 민간의료기관의 입원의료이용 변화". 『HIRA RESEARCH』, 2(2), 183-201.
- 김수영·정성훈·박은철. (2023). "2021년 재난적 의료비 경험률 현황 및 추이". 『보건행정학회지』, 33(3), 363-369.
- 김수정·허순임. (2011). "우리나라 가구 의료비부담과 미충족 의료 현황: 의료보장 형태와 경제적 수준을 중심으로". 『보건경제와 정책연구』, 17(1), 47-70.
- 김정주·김상미·신동교. (2022). "COVID-19 발생 전·후의 응급의료이용 변화: 종합병원급 이상 의료기관을 중심으로". 『보건사회연구』, 42(3), 369-387.
- 김태완·이주미. (2021). "코로나19 이후 1인 가구 소득 변화: 가계동향조사 기준". 『보건·복지 Issue&Focus』, 399(2021-04), 1-10.
- 남재현·이래혁. (2020). "코로나19의 영향은 모두에게 동등한가? - 종사상 지위별 소득과 빈곤에 미친 영향을 중심으로 -". 『한국사회복지학』, 72(4), 215-241.
- 노승현. (2012). "장애노인 가구의 과부담 보건의료비 결정요인에 관한 종단적 연구". 『한국사회복지학』, 64(3), 51-77.
- 박진영·김용민·정기택. (2013). "중, 고령자 가구의 과부담 의료비 발생의 결정요인에 관한 연구". 『의료경영학연구』, 7(2), 25-37.
- 박진영·정기택·김용민. (2014). "중·고령 가구의 과부담 의료비 발생의 결정요인에 관한 패널연구". 『보건행정학회지』, 24(1), 56-70.
- 변주영. (2021). "코로나바이러스감염증-19가 의료이용에 미치는 영향". 석사학위논문. 서울대학교.
- 손병돈·문혜진. (2021). "코로나 19로 인한 경제적 어려움은 누구에게 집중되었는가?". 『한국사회복지학』, 73(3), 9-31.
- 손수인·신영전·김창엽. (2010). "저소득층의 과부담의료비 발생에 영향을 미치는 요인". 『보건사회연구』, 30(1), 92-110.
- 심보람. (2021). "코로나19가 만성질환자의 의료이용에 미친 영향 - 고혈압과 당뇨병을 중심으로 -". 박사학위논문. 연세대학교.
- 이은경·김평식. (2023). "코로나19가 보건의료 재정에 미치는 영향". 『조세재정 Brief』, 156, 1-8.
- 이태진·이혜재·김윤희. (2012). "한국의료패널 1차년도 자료를 이용한 과부담의료비 분석". 『보건경제와 정책연구』, 18(1), 91-107.
- 이혜재·이태진. (2012). "우리나라 가구 과부담의료비의 발생 및 재발과 관련된 요인". 『사회보장연구』, 28(3), 39-62.

- 정성훈·강수현·박은철. (2022). "2020년 재난적 의료비 경험률 현황 및 추이". 『보건행정학회지』, 32(1), 107-112.
- 정채림·이태진. (2012). "서울시 가구의 과부담의료비 지출 발생 및 반복적 발생의 영향요인". 『보건행정학회지』, 22(2), 275-296.
- 통계청. 2024.01.29. "「가계동향조사」 가구당 월평균 가계수지(전국,1인이상)".
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9U001&conn_path=I2
- 황선자·임찬영·김난주. (2021). 『코로나19 위기와 노동시장 충격 - 취약노동계층에 미친 영향과 정책과제를 중심으로』. 한국노총중앙연구원 연구총서 2021-01.
- 황선웅. (2020). "코로나19 충격의 고용형태별 차별적 영향". 『산업노동연구』, 26(3), 5-34.
- Choi, J. W., Cho, K. H., Choi, Y., Han, K. T., Kwon, J. A., and Park, E. C. (2014). "Changes in economic status of households associated with catastrophic health expenditures for cancer in South Korea". *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, 15(6), 2713-2717.
- Cylus, J., Thomson, S., and Evetovits, T. (2018). "Catastrophic health spending in Europe: equity and policy implications of different calculation methods". *Bulletin of the World Health Organization*, 96(9), 599.
- Garg, S., Bebartha, K. K., and Tripathi, N. (2022). "Household expenditure on non-Covid hospitalisation care during the Covid-19 pandemic and the role of financial protection policies in India". *Archives of Public Health*, 80(1), 1-11.
- Greenwood, B. N. and Wattal, S. (2015). "Show me the way to go home: an empirical investigation of ride sharing and alcohol related motor vehicle homicide". *Fox School of Business research paper*, (15-054).
- Haakenstad, A., Bintz, C., Knight, M., Bienhoff, K., Chacon-Torrico, H., Curioso, W. H., ... and Lozano, R. (2023). "Catastrophic health expenditure during the COVID-19 pandemic in five countries: a time-series analysis". *The Lancet Global Health*, 11(10), e1629-e1639.
- Kim, K., Kim, S., Lee, D., and Park, C. Y. (2023). "Impacts of social distancing policy and vaccination during the COVID-19 pandemic in the Republic of Korea". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 150, 104642.
- Lee, M., Yoon, K., and Choi, M. (2018). "Private health insurance and catastrophic health expenditures of households with cancer patients in South Korea". *European journal of cancer care*, 27(5), e12867.
- Mirzaei, A., Joshani-Kheibari, M., and Esmaeili, R. (2023). "Comparison of the Distribution of Household Financial Contributions to the Health System before and during COVID-19 Outbreak: Evidence from Nationwide Survey in Iran". *Medical Journal of the Islamic Republic of Iran*, 37.
- OECD. 2024.03.26. "Self-employment rate (indicator)". doi: 10.1787/fb58715e-en
- Serván-Mori, E., Gómez-Dantés, O., Contreras, D., Flamand, L., Cerecero-García, D., Arreola-Ornelas, H.,

- and Knaul, F. M. (2023). "Increase of catastrophic and impoverishing health expenditures in Mexico associated to policy changes and the COVID-19 pandemic". *Journal of Global Health*, 13.
- Streiner, D. L. (2016). "Control or overcontrol for covariates?". *BMJ Ment Health*, 19(1), 4-5.
- United Nations. 2024.02.20. "SDG Indicators Metadata repository".
<https://unstats.un.org/sdgs/metadata/?Text=&Goal=&Target=>
- Wagstaff, A. and Doorslaer, E. V. (2003). "Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993 - 1998". *Health economics*, 12(11), 921-933.
- Wagstaff, A., Flores, G., Hsu, J., Smitz, M. F., Chepynoga, K., Buisman, L. R., ... and Eozenou, P. (2018). "Progress on catastrophic health spending in 133 countries: a retrospective observational study". *The Lancet Global Health*, 6(2), e169-e179.
- Wagstaff, A., Flores, G., Smitz, M. F., Hsu, J., Chepynoga, K., and Eozenou, P. (2018). "Progress on impoverishing health spending in 122 countries: a retrospective observational study". *The Lancet Global Health*, 6(2), e180-e192.
- World Health Organization. (2005). "Distribution of health payments and catastrophic expenditures methodology (No. EIP/FER/DP. 05.2)". World Health Organization.
- World Health Organization and World Bank. (2021). "Global monitoring report on financial protection in health 2021". <https://www.who.int/publications/i/item/9789240040953>.
- World Health Organization and World Bank. (2023). "Tracking Universal Health Coverage: 2023 Global monitoring report". <https://www.who.int/publications/i/item/9789240080379>.
- Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., and Murray, C. J. (2003). "Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis". *The lancet*, 362(9378), 111-117.
- Zavras, D. and Chletsos, M. (2023). "The impact of the COVID-19 pandemic on catastrophic health expenditure in Greece". *National Accounting Review*, 5(4), 338-55.

 MEMO
