



2024.12.30.

국회미래연구원 | 총서 | 24-03호

# 2024 한국인의 행복 조사 심층분석 보고서

허종호, 이채정, 민보경, 안수지, 김성근, 윤성훈, 임유나



국회미래연구원  
NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE



# 2024 한국인의 행복 조사 심층분석 보고서

## 연구진

### 내부연구진

허종호 연구위원(연구책임)

민보경 연구위원

이채정 부연구위원

안수지 부연구위원

### 외부연구진

김성근 교수(경기대학교)

윤성훈 박사(서울대학교 보건대학원 보건환경연구소)

임유나 박사(서울대학교 보건대학원 보건환경연구소)

- ◆ 출처를 밝히지 않고 이 보고서를 무단전제 또는 복제하는 것을 금하며, 저작권법 제24조3(공공저작물의 자유이용)에 따라 사용하실 경우 국회미래연구원의 동의를 반드시 받아 사용하여 주시기 바랍니다.
- ◆ 본 보고서의 내용은 국회미래연구원의 공식적인 의견이 아님을 밝힙니다.

# 발 | 간 | 사

행복은 개인과 사회 모두의 궁극적인 목표이자 삶의 지표입니다. 우리 사회는 경제적 성장과 함께 삶의 질 향상이라는 새로운 도전에 직면해 있습니다. 이번 보고서는 이러한 관점에서 한국인의 행복과 그 격차에 대한 심층적인 연구를 통해, 우리가 나아가야 할 방향과 필요한 정책적 대안을 모색하고자 합니다.

본 보고서는 국회미래연구원의 내부 연구진과 외부 전문가들이 함께 협력하여 작성되었습니다. 연구진은 다양한 데이터와 방법론을 바탕으로 한국인의 행복 현황을 다각도로 분석하고, 사회적·경제적 불평등이 행복에 미치는 영향을 규명하고자 노력하였습니다. 특히 이번 연구는 부모의 사회경제적 지위, 지역 및 성별에 따른 행복감의 차이, 일과 삶의 만족 간의 관계 등 한국 사회의 다양한 행복 요인을 심층적으로 탐구하였습니다.

국회미래연구원은 국민의 행복 증진과 불평등 완화를 위한 지속적인 연구를 이어갈 것입니다. 이번 보고서가 우리 사회가 직면한 행복의 도전 과제를 이해하고 해결하는 데 있어 유용한 자료가 되기를 기대합니다. 더 나아가, 이를 통해 모두가 더 행복한 한국 사회를 만드는 데 기여할 수 있기를 희망합니다.

2024년 12월  
국회미래연구원



제1장 연구의 배경 및 목적 .....	1
제2장 2020~2023년 한국인의 행복조사 자료로 살펴본 행복 추세 및 불평등의 현황 .....	7
제3장 Life-Long Happiness Inequity by Parental Socio-Economic Status: Evidence from South Korea .....	23
제4장 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인 .....	51
제5장 성별과 주요 행복 영향 요인의 상호작용 검토 .....	69
제6장 일과 행복: 일은 행복의 충분조건인가? .....	89
제7장 결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향과 일-여가 균형의 효과 .....	105

**부록1 제1회 행복연구 논문공모전 수상작(2023년) ..... 131**

1. 최우수상: 포스트 코로나 시대의 친사회적 행동이 행복에 미치는 영향: 자아통제감의 매개효과를 중심으로 ..... 133
2. 우수상: 사회적 불평등 인식이 미래기대에 미치는 영향 연구  
- 자기통제성과 행복감의 매개 역할 - ..... 174
3. 장려상(일반): 청년 세대의 사회적 공정성에 대한 인식과 미래 삶의 질 전망 - 사회적 자본의 조절 효과를 중심으로 - ..... 208
4. 장려상(학생): 노년기의 스트레스 및 외로움이 행복에 미치는 영향의 성차 - 대인관계의 조절효과를 중심으로 - ..... 233

**부록2 제2회 행복연구 논문공모전 수상작(2024년) ..... 275**

1. 최우수상: 정서와 다차원적 행복의 관계: Gaussian Graphical Mixture Model을 활용한 집단 분류 ..... 277
2. 우수상: 의사결정나무 분석을 활용한 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인 연구 - Alderfer의 ERG이론을 기반으로 - ..... 320
3. 장려상(일반): 삶의 질에 대한 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 상호작용 - 사회경제적 지위의 조절효과 - ..... 364
4. 장려상(학생): SNS 사용은 한국인의 행복감에 어떠한 영향을 미치는가? - 머신러닝을 통한 Dynamic 분석을 중심으로 - ..... 415

**Abstract ..... 448**

〈Table 3-1〉 Descriptive analysis of subjects by parental education level	33
〈Table 3-2〉 Regression Models Predicting Happiness Measures by Parental Educational Background	37
〈Table 3-3〉 Blinder-Oaxaca Decomposition Results	38
〈표 4-1〉 분석대상 표본의 인구통계학적 특성	57
〈표 4-2〉 행복감, 전반적 삶에 대한 만족도 평균 비교	58
〈표 4-3〉 일상생활 변수 평균 비교	59
〈표 4-4〉 정서 변수 평균 비교	60
〈표 4-5〉 신뢰 변수 평균 비교	60
〈표 4-6〉 본 연구의 측정 변수 설명	62
〈표 4-7〉 삶의 만족도 영향요인 분석결과	64
〈표 5-1〉 행복감의 분포	75
〈표 5-2〉 연령의 분포	76
〈표 5-3〉 주관적 건강인식의 분포	77
〈표 5-4〉 지난 1주간 노동경험의 분포	78
〈표 7-1〉 기초통계	116
〈표 7-2〉 개인 특성에 따른 삶의 만족도, 일-여가 균형 평균	118
〈표 7-3〉 일하는 사람들의 일-여가 균형에 따른 삶의 만족도 차이	120
〈표 7-4〉 결혼 여부에 따른 삶의 만족도 차이	121
〈표 7-5〉 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이	122
〈표 7-6〉 일-여가 균형 상태 x 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이	123
〈표 7-7〉 남성 및 여성의 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이	124
〈표 7-8〉 남성 및 여성의 일-여가 균형정도별 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이	125
<b>부록 1.</b>	
〈표 1-1〉 연구대상자의 인구통계학적 특성 (N=17,045)	146
〈표 1-2〉 주요 변수들의 평균, 표준편차, Pearson 상관계수 (N=17,045)	148

〈표 1-3〉 자원봉사/기부 참여 빈도가 행복감에 미치는 영향 (N=17,045) .....	148
〈표 1-4〉 자원봉사/기부 참여 빈도가 자아통제감에 미치는 영향 (N=17,045) .....	149
〈표 1-5〉 자아통제감의 정도가 행복감에 미치는 영향 (N=17,045) .....	150
〈표 1-6〉 자원봉사 빈도와 자아통제감이 행복감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045) .....	151
〈표 1-7〉 기부 빈도와 자아통제감이 행복감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045) .....	152
〈표 1-8〉 자원봉사 빈도와 기부 빈도가 자아통제감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045) .....	153
〈표 1-9〉 자원봉사 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과 분석 (N=17,045) .....	153
〈표 1-10〉 기부 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과 분석 (N=17,045) .....	154
〈표 2-1〉 주요변수 및 세부변수 구성 .....	189
〈표 2-2〉 조사응답자의 인구사회학적 특성 .....	191
〈표 2-3〉 주요 요인의 기술통계량 분석 .....	192
〈표 2-4〉 측정변수의 요인적재량 및 신뢰도 계수 .....	193
〈표 2-5〉 모형 적합도와 집중 타당성(측정모형) .....	194
〈표 2-6〉 자기통제성과 행복감의 매개효과 분석 .....	196
〈Table 3-1〉 Descriptive statistics (n=6,286) .....	217
〈Table 3-2〉 Ordered logit regression result .....	220
〈Table 3-3〉 Karlson-Holm-Breen (KHB) analysis result .....	222
〈Table 3-4〉 Karlson-Holm-Breen (KHB) analysis summary .....	223
〈Table 3-5〉 Ordered logit analysis by household income .....	224
〈표 4-1〉 인구학적 특성 남녀 빈도분석 .....	251
〈표 4-2〉 기술통계 및 빈도분석 .....	252
〈표 4-3〉 남성노인의 스트레스 외로움 대인관계 행복 간의 상관관계 .....	253
〈표 4-4〉 여성노인의 스트레스 외로움 대인관계 행복간의 상관관계 .....	254

〈표 4-5〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(남성) .....	255
〈표 4-6〉 대인관계의 조절효과 양상(남성 스트레스) .....	255
〈표 4-7〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(여자) .....	256
〈표 4-8〉 대인관계의 조절효과 양상(스트레스 여자) .....	257
〈표 4-9〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(남자) .....	258
〈표 4-10〉 대인관계의 조절효과 양상(외로움 남자) .....	258
〈표 4-11〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(여성) .....	259

**부록 2.**

〈표 1-1〉 하위 군집에 따른 다차원적 행복의 차이 검정 결과 .....	300
〈표 1-2〉 하위 군집에 대한 다항 로지스틱 회귀분석 결과 .....	301
〈표 2-1〉 연구대상자의 인구통계학적 특성 .....	330
〈표 2-2〉 변수 구성 및 설명 .....	331
〈표 2-3〉 2021년 ‘삶의 의미’ 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=820) .....	334
〈표 2-4〉 2022년 ‘삶의 의미’ 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=973) .....	336
〈표 2-5〉 2023년 ‘삶의 의미’ 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=754) .....	337
〈표 2-6〉 의사결정나무 모형의 위험도표 .....	338
〈표 2-7〉 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 이익도표(상위 노드를 중심으로) .....	342
〈표 3-1〉 삶의 질의 4가지 차원에 대한 확인적 요인분석 결과1) .....	384
〈표 3-2〉 인지된 평등과 일반화된 신뢰의 반영적 요인분석 결과1) .....	385
〈표 3-3〉 삶의 질과 사회경제적 지위에 대한 형성적 요인분석 결과 .....	386
〈표 3-4〉 변수의 요약 설명 및 기술통계량 .....	388
〈표 3-5〉 세대별 표본 분포와 주요 변수의 평균 및 표준편차 .....	389
〈표 3-6〉 CBPS 방법을 적용한 경제활동 여부의 분산 균형화(covariate balancing) 결과 .....	391

---

〈표 3-7〉 인지된 평등과 일반화된 신뢰 간의 정합성 및 사회경제적 지위의 조절효과 검증을 위한 위계적 회귀분석 결과 .....	393
〈표 4-1〉 변수별 측정 설문 항목 및 결과 .....	424
〈표 4-2〉 기초통계 결과표 .....	427
〈표 4-3〉 Logit Regression 결과표 .....	429
〈표 4-4〉 성능측정 결과표 .....	430

[그림 1-1] 국가별 경제수준 별 행복 및 행복 격차 .....	3
[그림 2-1] 4년간(20~23년)의 전반적 행복감 결과 추이 .....	10
[그림 2-2] 연령대에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 평균적 추세 .....	10
[그림 2-3] 연도 및 연령대에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	11
[그림 2-4] 학력 수준에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	11
[그림 2-5] 직업 유무에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	12
[그림 2-6] 종사상 위치에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	12
[그림 2-7] 고용 형태에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	13
[그림 2-8] 주거 형태에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	13
[그림 2-9] 월평균 가구소득에 따른 4년간(20~22년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차 .....	14
[그림 2-10] 23년도 어제의 감정에 대한 설문 결과 .....	15
[그림 2-11] 4년간(20~22년) 정서의 평균적 수준 .....	15
[그림 2-12] 어제의 감정에 대한 4년간의 비교 .....	16
[그림 2-13] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세 .....	17
[그림 2-14] 5년 전 및 5년 후의 삶의 만족도 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세 .....	18
[그림 2-15] 영역별 만족도 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세 .....	18
[그림 2-16] 사회적 신뢰에 대한 동의 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계 (r=0.245) .....	20
[그림 2-17] 상부상조에 대한 동의 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계 (r=0.197) .....	20
[그림 2-18] 자유로운 인생선택 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계(r=0.445) .....	21
[Figure 3-1] Lifelong trajectories of happiness by parental education level in South Korea .....	35
[Figure 3-2] Decomposition of Happiness Inequality by Parental Education: Endowment and Coefficient Effects .....	40
[그림 4-1] 청년인구 및 가구 변화(2018-2022) .....	54
[그림 4-2] 시도별 청년 순이동자 수(2023) .....	55
[그림 5-1] 소득의 분포 .....	76
[그림 5-2] 혼인상태의 분포 .....	77

[그림 5-3] $\beta_1$ 의 분포 - 성별과 상호작용 없음	79
[그림 5-4] $\beta_1$ 의 분포 - 성별과 상호작용항들	80
[그림 5-5] $u_{.i}$ 의 분포 - 성별과 상호작용 없음	81
[그림 5-6] $u_{.i}$ 의 분포 - 성별과 상호작용항	82
[그림 6-1] 시간 효과를 고려하지 않은 변수들의 영향(Pooled Data Analysis)	97
[그림 6-2] 시간 및 집단 효과를 고려한 분석 결과	98

## 부록 1.

[그림 1-1] 연구모형	143
[그림 2-1] 연구모형	188
[그림 2-2] 구조모형 분석결과	196
[그림 2-3] 사회적 불평등 인식별 분석결과 종합	197
[Figure 3-1] Individual evaluation system of happiness/satisfaction	213
[Figure 3-2] Analytical model	218
[Figure 3-3] Predicted estimates of future prospect	222
[Figure 3-4] Social capital and perceived fairness by household income	224
[그림 4-1] 연구모델	238
[그림 4-2] 남성스트레스	256
[그림 4-3] 여성스트레스	257
[그림 4-4] 남성 외로움	259

## 부록 2.

[그림 1-1] 한국인의 정서 네트워크와 중심성	294
[그림 1-2] 군집 개수 증가에 따른 BIC 변화	296
[그림 1-3] 하위 군집별 정서 네트워크와 중심성	297
[그림 1-4] 하위 군집별 정서 평균 프로파일	297
[그림 2-1] 청소년의 '삶의 의미' 연도별 변화	334

[그림 2-2] 2021년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무) .....	343
[그림 2-3] 2022년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무) .....	344
[그림 2-4] 2023년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무) .....	345
[그림 3-1] 인지된 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 비선형적 효과 .....	394
[그림 3-2] 인지된 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 반응표면도 및 등고선도 .....	396
[그림 3-3] 인지된 사회적 평등과 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과 .....	396
[그림 3-4] 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과 .....	397
[그림 3-5] 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 반응표면도 및 등고선도에 대한 사회경제적 지위의 조절효과 .....	399
[그림 4-1] 상관관계 Heatmap .....	428
[그림 4-2] SHAP Importance 결과도표 .....	430
[그림 4-3] Beeswarm 도표 .....	431
[그림 4-4] 좌, 일에 대한 만족감(work), 우, 가족생활 만족감 Dependence 도표 .....	432
[그림 4-5] 좌, 신뢰감(trust), 우 건강에 대한 만족 Dependence 도표 .....	433
[그림 4-6] 좌, 주변환경에 대한 만족(environment), 우 교육수준(school) Dependence 도표 .....	434
[그림 4-7] 좌, 나이(age), 우, SNS 사용 소외감(sns_iso) Dependence 도표 .....	434
[그림 4-8] 11시 방향, 공동체행동(communi), 1시방향, 소득(salary), 7시 방향, 성별(sex) Dependence 도표 .....	435
[그림 4-9] SNS 사용 상의 소외감이 행복감에 미치는 관계에서 변수별 상호작용 영향력 값 .....	436
[그림 4-10] SNS 사용에서 느끼는 소외감이 행복에 미치는 영향관계상에서 신뢰의 조절효과 Dependence 도표 .....	437
[그림 4-11] 행복하다고 응답한 집단 중 두 개인의 force plot .....	438
[그림 4-12] 행복하지 않다고 응답한 집단 중 두 개인의 force plot .....	439



## 요 약

### 1 연구의 배경 및 목적

- 한국은 경제 수준 대비 낮은 행복 수준을 보이는 대표적인 나라일 뿐만 아니라 국가 내 행복 격차도 큰 나라
- 본 연구는 그간 축적된 데이터를 바탕으로 행복 불평등에 초점을 두어 다양한 주제로 심층분석을 수행함
- ① 한국인의 행복조사 자료로 살펴본 행복 추세 및 불평등의 현황, ② 부모의 사회경제적 지위에 따른 생애 행복의 불평등, ③ 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인, ④ 성별에 따른 행복감의 차이, ⑤ 일과 행복과의 관계, ⑥ 결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향: 일-여가 균형의 효과로 총 6개의 주제로 심층분석 수행

### 2 한국인의 행복조사 자료로 살펴본 행복 불평등의 현황

- 2022~2023년 간 축적된 “한국인의 행복조사” 데이터를 바탕으로 여러 행복 격차의 수준과 양상을 살펴봄
- 전반적 행복감의 4개년 동향을 살펴보면, 6.83(20년)→6.56(21년)→6.46(22년)→6.56으로 3년 연속 행복 수준이 하락하다가 23년에 반등함
- 상대적으로 안정적이지 못한 월세/사글세/무상 주택 거주자 및 다문화 가구, 저소득 가구의 경우 지난 20~22년도의 하향 추세에서 그렇지 않은 집단에 비해 상대적으로 행복 수준이 상승하여 행복 격차가 다소 감소하는 추세를 보임
- 정서의 영역에 있어서 지난 4년 동안 긍정 정서가 부정 정서에 비해 높고 긍정 정서가 높아지는 추세를 보이고 있음
- 유테모니아 안녕감의 영역에서도 마찬가지로 지난 2020~22년 3년간 감소 추세에서 23년도에 반등을 보여줌

- 사회적 관계 및 사회적 자본과 행복과의 상관성을 살펴본 결과, 모두 유의미한 양의 상관관계를 확인할 수 있음
- 한국에서의 사회적 관계 및 사회적 자본의 증대를 위한 정책 및 입법이 활발하게 이루어질 필요가 있음
- 한국이 가진 사회적 특징인 고도의 경쟁 사회, 급격한 도시화 및 현대화로 인한 가족 해체 및 세대 격차, 사회적 이동성 증가로 인한 지역사회 붕괴 등을 완화하고 변화된 사회적 환경에서 양질의 사회적 관계를 누리고 신뢰 등 사회적 자본을 증대시킬 수 있는 입법 및 정책적 활동이 필요함

### 3 Life-Long Happiness Inequity by Parental Socio-Economic Status: Evidence from South Korea

- 세대 간 이동성은 주로 부와 인적 자본이라는 렌즈를 통해 연구되어 왔으며, 세대 간 행복 전달에는 관심이 제한적임
- 이에 본 연구는 한국의 대표성 있는 반복 단면 데이터를 사용하여 부모의 사회 경제적 지위(SES)에 따라 평생 행복 궤적이 크게 다르다는 것을 보여줌
- Blinder-Oaxaca 분해를 통해 생활 수준에 대한 만족도가 행복 격차의 상당 부분을 차지하지만 안정성, 일과 삶의 균형, 공동체 의식, 환경의 질과 같은 다른 측면도 행복 불평등을 설명하는 데 중요한 역할을 한다는 사실을 밝힘
- 다양한 삶의 환경이 행복의 격차를 설명할 뿐만 아니라 서로 다른 SES 배경을 가진 개인이 그러한 상황에서 행복을 얻는 방식도 격차에 크게 기여하는 반면 상대적 중요성의 이질성은 존재하는 것으로 나타남

### 4 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인

- 최근 정책목표로서 국민 삶의 질 제고에 대한 관심이 증대되면서, 정부와 지역사회는 생활여건 개선에 노력하고 있으며, 특히 지역소멸위험, 청년인구 유출이 증가함에 따라 지역 청년의 행복과 정주여건을 향상하고자 함

- 이 연구는 거주지역별 청년들의 삶의 만족도와 생활여건을 비교하고, 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위한 것으로 2023년 한국인의 행복조사 자료를 활용함
- 분석 결과, 도시 청년들의 삶의 만족도가 비도시보다 상대적으로 높은 편으로, 대도시, 중소도시, 비도시 모두 동네환경만족도, 즐거움의 정서, 좋아하는 일을 하는 시간의 양이 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미침을 확인함
- 대도시는 스트레스가 낮을수록, 중소도시는 신뢰수준이 높을수록, 비도시는 외로움의 빈도가 적을수록 삶의 만족도가 높은 경향을 나타내 지역별 차이를 발견하였음

## 5 성별에 따른 행복감의 차이

- 성별에 따른 행복감의 차이를 검토하기 위하여 행복에 영향을 미치는 요인으로 언급되는 연령, 소득, 노동경험, 결혼상태, 주관적 건강상태 등 5개 변수가 어떻게 성별과 상호작용을 하고 있는가를 분석함
- 분석 결과를 종합하면, 여성은 남성에 비하여 연령이 증가할수록 행복감이 낮아질 가능성이 높으며, 일 경험이 여성의 행복감에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있는 것으로 추정됨
- 한국의 경우 노인세대일수록 남성생계부양자-여성돌봄제공자(male bread winner and female caregiver model)로 가구가 구성되는 성별분업구조가 일반적이었기 때문에, 여성 노인일수록 각종 사회보장제도의 사각지대에 놓여있고, 극심한 한국의 노인 빈곤 문제에 노출될 가능성이 높음
- 남성에 비해 여성의 행복감이 낮은 사회구조적인 요인에 대한 심도 있는 분석을 통하여, 정책적 개입을 통해 성별 행복 불평등문제를 완화할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있음

## 6 일과 행복: 일은 행복의 충분조건인가?

- 직업으로서의 일은 행복에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴보기 위하여, 2020년부터 2023년까지 4개년 동안의 한국인의 행복 조사 자료를 활용하여 분석을 실시함

- 시계열 관계를 고려하여 추정한 결과에 따르면, 일의 의미를 중요하게 생각하는 사람들은 행복감이 그렇지 않은 사람들에 비해 더 떨어지는 경향이 나타남
- 일에 의한 행복감을 소득과 일의 의미가 주는 효용에서 비용을 뺀 개념으로 정의했을 때 비용이 소득과 일의 의미가 주는 효용을 넘어서는 상황이라고 볼 수 있음
- 따라서 일을 함으로써 발생하는 비용에 해당하는 것들이 무엇이며, 그것이 어떠한 방식으로 행복감을 낮추고 있는지에 대한 검토가 필요함

## 7 결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향과 일-여가 균형의 효과

- 2023년 합계출산율 0.72명이 반영하듯, 청년층에서는 결혼 및 출산을 지연하거나 기피하는 경향이 나타나며, 특히 출산을 주저하는 요인 중 사회·경제적 요인 외 개인의 라이프스타일 관련 요인이 절반을 차지함
- 이 연구는 결혼, 자녀, 그리고 일가정 양립 여건이 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것으로 한국인의 행복조사 자료(2023년)를 활용함
- 분석 결과, 결혼 및 자녀는 모두 개인의 삶의 질에 긍정적인 효과를 나타내었으며, 일-여가 균형이 달성될수록 그 효과는 커지는 것으로 확인됨

# 제 1 장

## 연구의 배경 및 목적

---



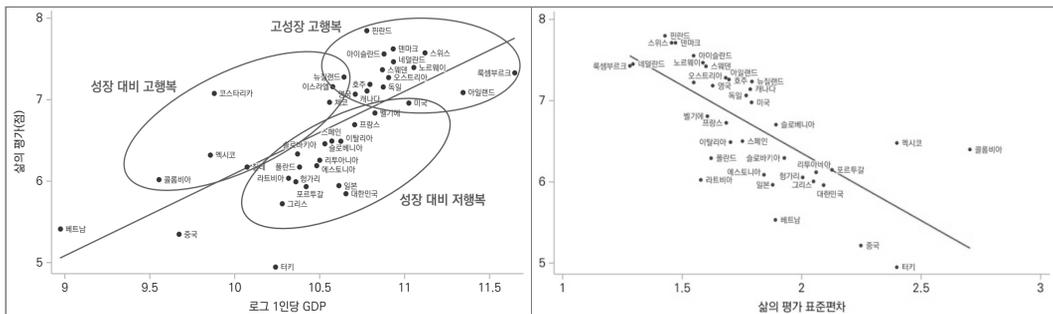
# 제1장 연구의 배경 및 목적

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

## 1 행복은 미래 한국 사회의 핵심 키워드

미래 한국 사회의 나아갈 방향은 여러 가지가 있겠으나 가장 총체적이고 궁극적인 목표는 바로 행복한 사회일 것이다. 과거 물질적 부(富)만을 목표로 했던 개발성장 사회에서 질 높은 삶과 좋은 사회로의 관점의 전환은 이제 일부 국가의 과제가 아니다.

한국은 세계 10위권 경제 대국으로 경제적 성장을 이룩하였으나 최근 발간된 2024년 「세계행복보고서」에 따르면 2021~2023년 우리나라의 행복지수는 10점 만점에 약 6.058점으로 143여 개국 중에서 52위에 위치하였다. 점수로 하면 21년 5.85점으로 62위부터 22년 5.935점(59위)→2023년 5.951점(57위)→2024년 6.058점(52위)으로 3년 연속 조금씩 상승하고 있다.



[그림 1-1] 국가별 경제수준 별 행복 및 행복 격차

그러나, 한국은 경제 수준 대비 낮은 행복 수준을 보이는 대표적인 나라일 뿐만 아니라 국가 내 행복 격차도 큰 나라이다[그림 1-1]. 일찍이 2019년 발표된 UN의 “세계행복보고서(World Happiness Report)”에 의하면 전 세계적으로 행복의 불평등이 확대되어 왔다고 보고하고 있다. 특히 행복 불평등은 국가 간이 아닌 국가 내에서의 불평

등에 더욱 크게 기인하고 있다. 이런 차원에서 보고서는 국가 내 행복 불평등의 문제에 집중할 것을 요구하고 있다. 즉, 한국 같은 경우 국가의 평균적인 행복의 수준을 높이는 것도 매우 중요하고 의미 있는 일이지만 국가 내의 행복의 편차를 줄이는 것도 반드시 병행되어야 할 과제라고 볼 수 있다.

그럼에도 불구하고 한국인의 행복과 그 결정요인을 분석하고 추세를 일관되게 추적할 데이터가 많지 않다. 이에 국회미래연구원에서는 국민의 행복 수준을 높이고 격차를 줄이기 위한 국민의 행복에 대한 데이터 축적 및 연구를 지속적으로 수행하기 위해 “한국인의 행복조사”를 실시해왔다. 국회미래연구원 삶의질데이터센터는 “한국인의 행복조사 연구”를 통해 ① 한국인의 행복 수준 및 불평등 크기를 추적하고, ② 다양한 사회 현상을 예측하며, ③ 행복 수준과 불평등을 결정하는 다양한 결정요인을 밝히고, ④ 국민 행복 수준을 높이기 위한 정책적 대안을 발굴하고자 하였다.



[그림 1-2] 한국인의 행복조사의 연도별 진행과정

## 2 본 연구의 목적

본 연구는 그간 축적된 데이터를 바탕으로 행복 불평등에 초점을 두어 다양한 주제로 심층분석을 시도하였다. 분석은 내부 연구진 단독 또는 외부 연구진과의 공동작업으로 이루어졌다. 구체적으로, ① 한국인의 행복조사 자료로 살펴본 행복 불평등의 현황, ②

부모의 사회경제적 지위에 따른 생애 행복의 불평등, ③ 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인, ④ 성별에 따른 행복감의 차이, ⑤ 일과 행복과의 관계, ⑥ 결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향: 일-여가 균형의 효과로 총 6개의 주제로 심층분석이 수행되었으며 각 연구자는 분석 결과에 기초하여 다양한 정책적 시사점을 제안하였다. 아울러 부록에는 2023년과 2024년에 개최된 제1,2회 행복연구 논문공모전의 최종 수상작 총8편을 실었다. 논문공모전은 국회미래연구원이 생산한 한국인의 행복조사 데이터의 활용을 촉진하고, 우수 행복 연구자를 격려하기 위하여 개최되었다. 최초의 논문공모전임에도 불구하고 많은 관심 아래 다수의 경쟁작이 지원하였으며 이중 엄정한 심사를 거쳐서 수상이 결정된 연구들이다.

행복 수준과 불평등 격차를 결정하는 요인은 개인적 요인부터 사회적 요인까지 매우 다양하다. 그럼에도 불구하고 시간과 지면, 예산의 제약으로 인해 더욱 포괄적인 연구가 이루어지지 못한 것은 아쉬우나, 행복을 연구하는 분들에게 불평등이라는 연구의 화두를 던지고 보다 질 높은 연구 및 정책적 대안 제시를 촉진하는 기초자료가 되는 것이 본 보고서의 목적이다.



## 제2장

2020~2023년 한국인의 행복조사 자료로  
살펴본 행복 추세 및 불평등의 현황

---



## 제2장

# 2020~2023년 한국인의 행복조사 자료로 살펴본 행복 추세 및 불평등의 현황

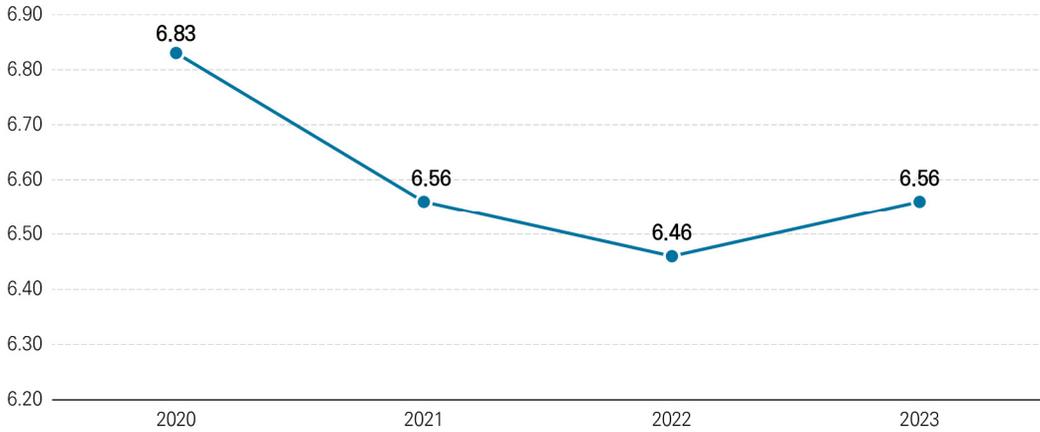
NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

허종호(국회미래연구원)

- 2022~2023년 간 축적된 “한국인의 행복조사” 데이터를 바탕으로 여러 행복 격차의 수준과 양상을 살펴봄
- 전반적 행복감의 4개년 동향을 살펴보면, 6.83(20년)→6.56(21년)→6.46(22년)→6.56으로 3년 연속 행복 수준이 하락하다가 23년에 반등함
- 상대적으로 안정적이지 못한 월세/사글세/무상 주택 거주자 및 다문화 가구, 저소득 가구의 경우 지난 20~22년도의 하향 추세에서 그렇지 않은 집단에 비해 상대적으로 행복 수준이 상승하여 행복 격차가 다소 감소하는 추세를 보임
- 정서의 영역에 있어서 지난 4년 동안 긍정 정서가 부정 정서에 비해 높고 긍정 정서가 높아지는 추세를 보이고 있음
- 유데모니아 안녕감의 영역에서도 마찬가지로 지난 2020~22년 3년간 감소 추세에서 23년도에 반등을 보여줌
- 사회적 관계 및 사회적 자본과 행복과의 상관성을 살펴본 결과, 모두 유의미한 양의 상관관계를 확인할 수 있음

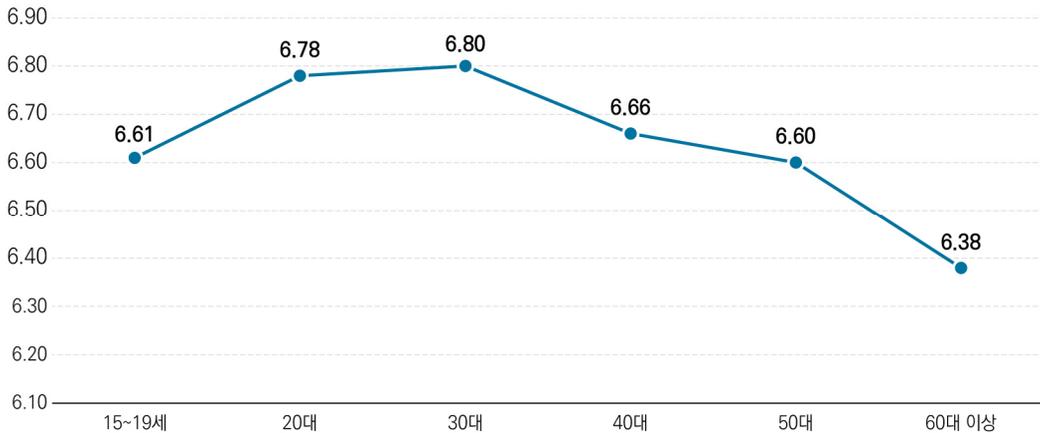
### I 전반적 행복감의 추세 및 불평등

본 연구에서는 2022~2023년 간 축적된 “한국인의 행복조사” 데이터를 바탕으로 여러 행복 격차의 수준과 양상을 살펴보았다. 전반적 행복감의 4개년도 추세를 살펴보면, 6.83(20년)→6.56(21년)→6.46(22년)→6.56(23년)으로 2년 연속 행복 수준이 하락하다가 23년도에 반등하는 추세를 보이며 연도 간 0.001 이하 수준에서 유의한 차이를 보이고 있다.

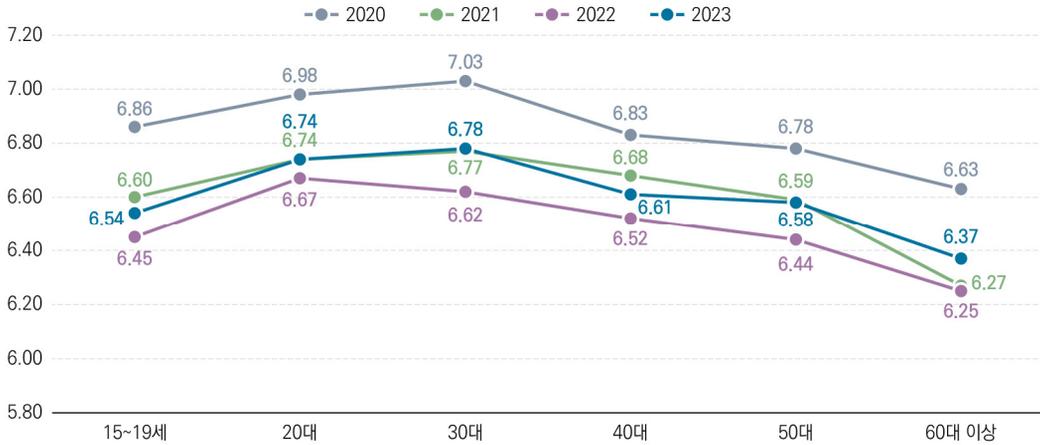


[그림 2-1] 4년간(20~23년)의 전반적 행복감 결과 추이

연령에 따른 전반적 행복감의 변화는 한국 특유의 역U자형을 뚜렷하게 보여주면서 30대가 가장 높고 고령으로 갈수록 떨어지는 경향을 보이고 있다. 구체적으로는, 30대가 3년 평균 6.80점으로 가장 높고, 다음이 20대로 6.78점을 보이는 반면, 40대 이상부터 하락하여 60대 이상은 6.38점으로 가장 낮은 수준을 보이고 있다. 23년도는 22년도와 전반적인 행복감의 수준은 모든 연령대에서 전반적으로 상승하였다.

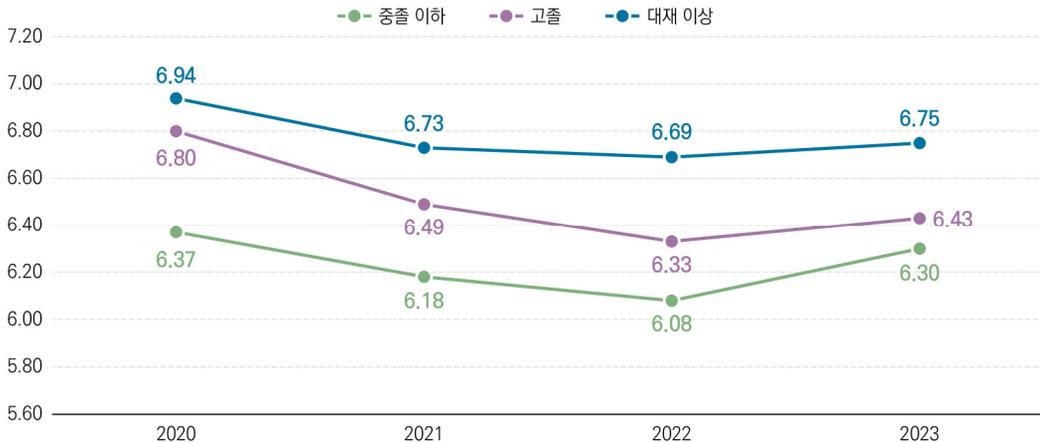


[그림 2-2] 연령대에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 평균적 추세



[그림 2-3] 연도 및 연령대에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

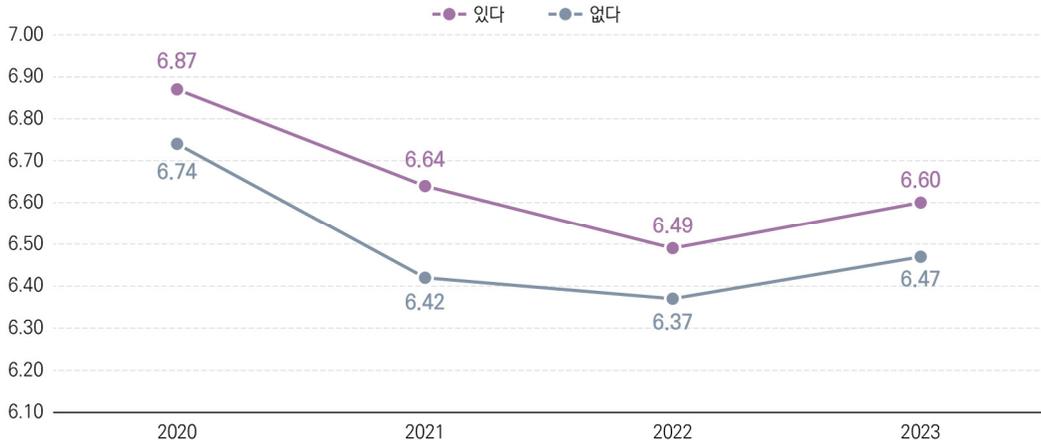
학력에 따른 전반적인 행복감의 패턴을 살펴본 결과, 학력이 높을수록 전반적인 행복감이 증가하는 형태를 보여주고 있다. 고졸 학력자의 경우, 지난 3년간 가장 큰 폭의 하락을, 중졸 이하 학력자의 경우, 23년도에 큰 상승을 보이는 반면 대재 이상의 학력자의 경우, 최근 4년간의 변동폭이 상대적으로 적은 것을 볼 수 있다.



[그림 2-4] 학력 수준에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

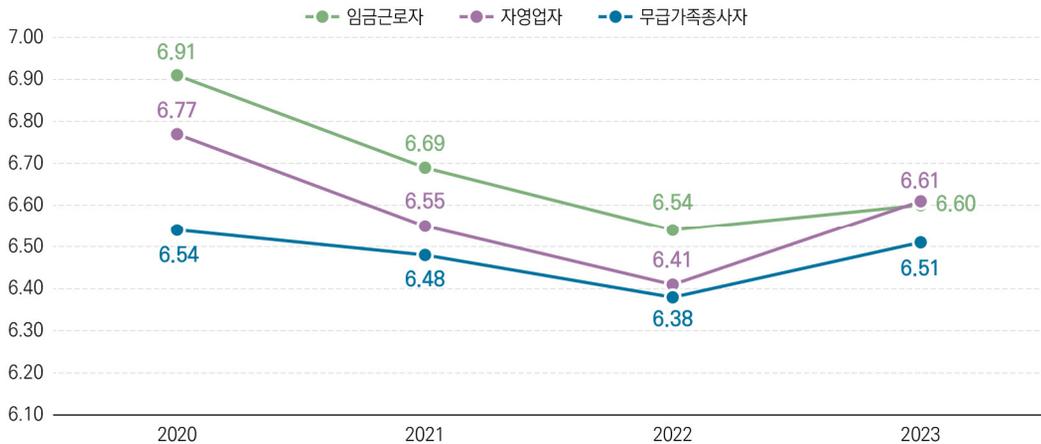
직업 유무에 따른 전반적인 행복감도 3년간 감소 추세에서 큰 반등을 보여주고 있다.

상승폭은 직업의 유무에 크게 관계 없이 약 평균 약 0.10점 정도 상승하였고 4개년 동안 직업 유무에 따른 행복의 격차에 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.



[그림 2-5] 직업 유무에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

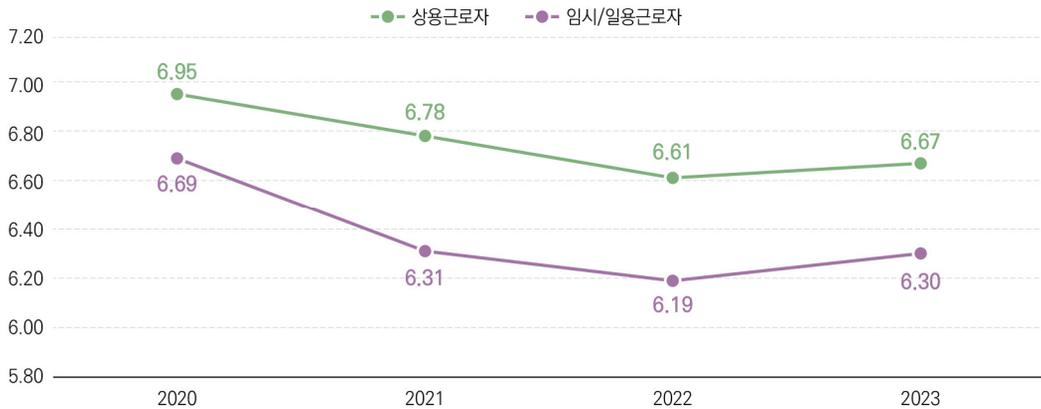
종사상의 위치에 따른 전반적 행복감의 추이를 살펴보면 지난 3년간 보이던 종사상의 행복감 격차가 23년에는 사라졌다. 22년에 비해 자영업자 및 무급종사자의 행복감이 임금근로자에 비해 상승하면서 23년 종사상 위치에 따른 행복감의 차이는 통계적으로 무의미해졌다.



[그림 2-6] 종사상 위치에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

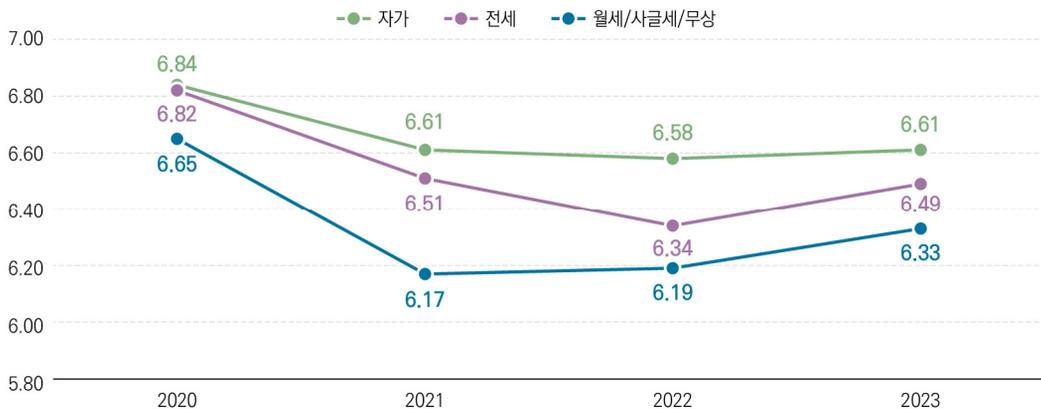
이는 지난 코로나19 기간 임금근로자에 비해 상대적으로 어려운 시기를 지난 자영업자 및 무급가족종사자의 행복감이 임금근로자 수준으로 회복된 것으로 볼 수 있다.

고용형태에 따른 전반적 행복감의 추이를 살펴보면 지난 3년간 하락 추세에서 반등하는 모습을 보였다. 22년에 비해 고용형태에 따른 전반적 행복감의 격차는 비슷한 수준을 유지하고 있다.



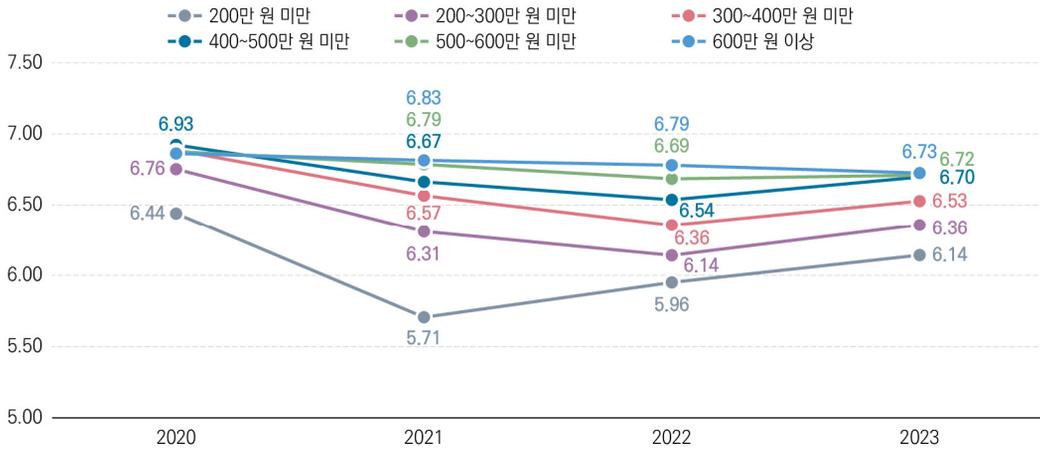
[그림 2-7] 고용 형태에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

주거형태에 따른 전반적 행복감의 추이를 살펴보면 자가의 경우 최근 3년간 비슷한 수준을 보여주고 있으나 23년도에 상대적으로 안정적이지 못한 주거 형태 집단에서 행복 수준이 반등하는 모습을 보이고 있다.



[그림 2-8] 주거 형태에 따른 4년간(20~23년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

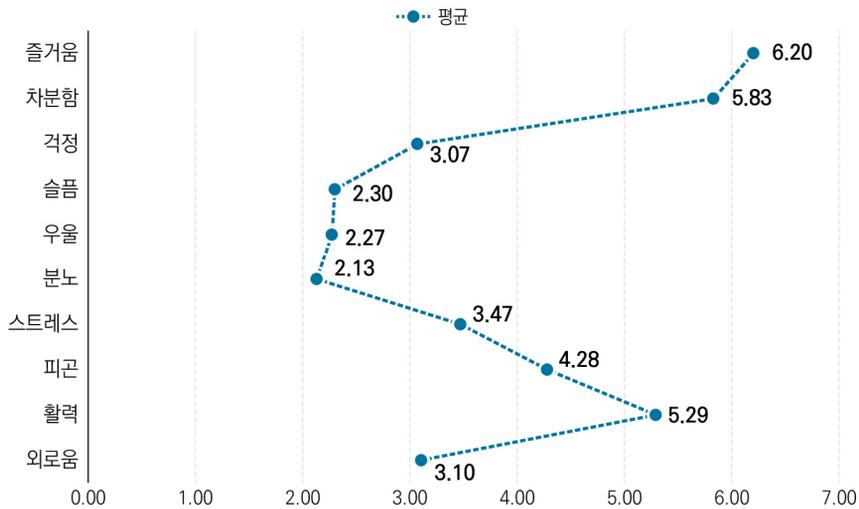
가구소득에 따른 전반적 행복감은 가구소득에 따라 증가 추세를 보이다가 월 평균 소득 300만원 이상 집단에서는 그 이하의 집단과 통계적으로 유의한 차이가 보이지 않는 패턴을 보이고 있다. 4년 동안 소득이 높을수록 행복의 변동폭이 적은 반면, 소득이 낮을수록 변동폭이 증가하는 패턴을 볼 수 있다. 특히, 가구소득이 낮은 집단일수록 23년에 행복감이 크게 증가한 것으로 나타나고 있다.



[그림 2-9] 월평균 가구소득에 따른 4년간(20~22년)의 전반적 행복감의 추세 및 격차

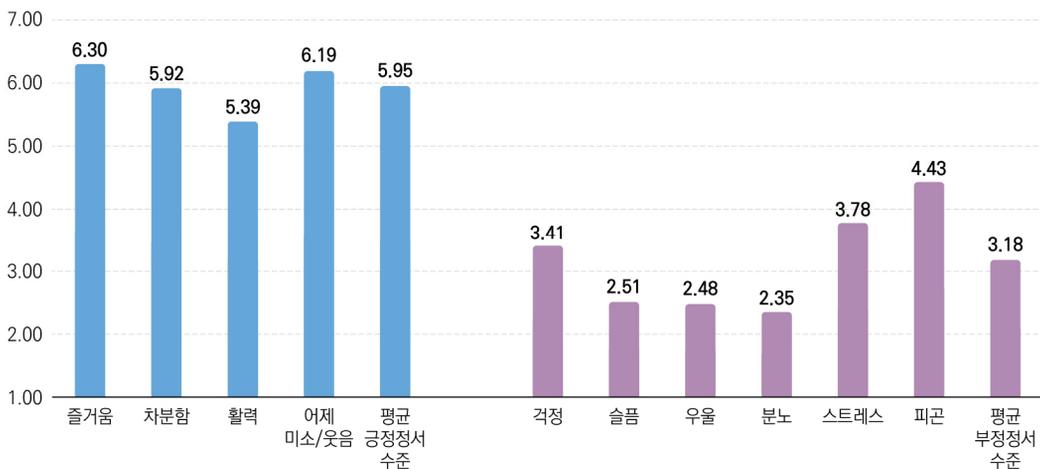
## II 정서의 추세

한국인의 행복조사에서는 OECD의 「주관적 안녕감측정 가이드라인」에 따라 긍정적인 정서 4가지(즐거움, 차분함, 활력, 미소/웃음) 및 부정적인 정서 6가지(걱정, 슬픔, 우울, 분노, 스트레스, 피곤)를 어제 기준으로 측정하고 있다. 어제 10가지 감정을 각각 얼마나 경험했는지에 대한 평균 점수는 10점 만점 기준 즐거움이 6.20점으로 가장 높았고, 차분함(5.83점), 활력(5.29점), 피곤(4.28점) 등의 순으로 높았다.



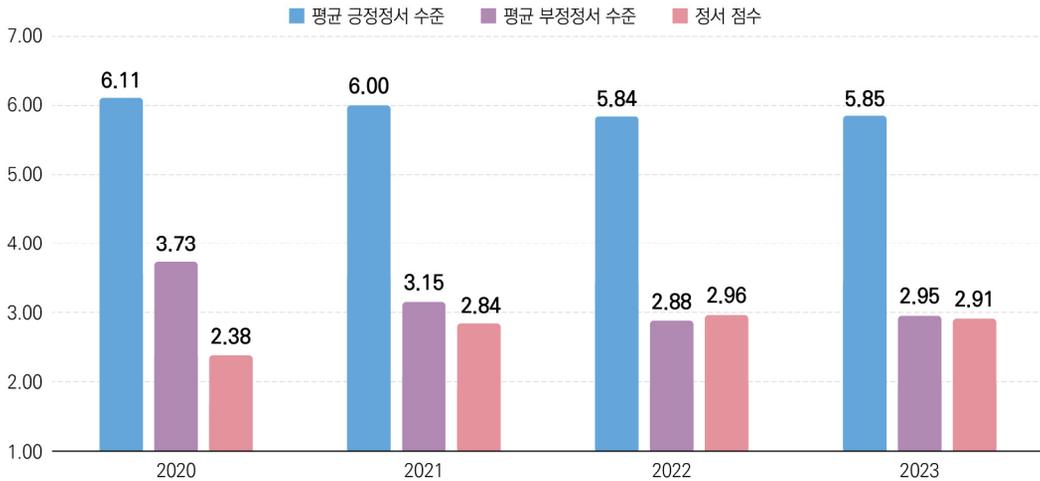
[그림 2-10] 23년도 어제의 감정에 대한 설문 결과

지난 4년간의 정서의 평균을 살펴보면, 긍정 정서에는 즐거움(6.30점)과 어제 미소/웃음(6.19)이 가장 높았고, 부정 정서에는 피곤(4.43), 스트레스(3.78)가 높았다. 정서에 대한 점수화는 긍정 및 부정 정서에 대한 평균값을 계산하여 긍정적인 정서의 값에서 부정적인 정서의 값을 빼는 것으로 계산하고 있다.



[그림 2-11] 4년간(20~22년) 정서의 평균적 수준

이에 따라, 긍정 정서의 4년간 평균값은 5.95점, 부정적인 정서는 3.18점으로 평균적인 차이 2.77점 정도 보다 긍정적인 정서를 경험하고 있음을 알 수 있다. 2020년부터 최근까지 감정의 수준이 전반적으로 낮아지는 패턴을 보이고 있으며 긍정 정서와 부정 정서의 차이는 과거 증가하는 추세에서 23년 다소 감소하는 것을 확인할 수 있다.



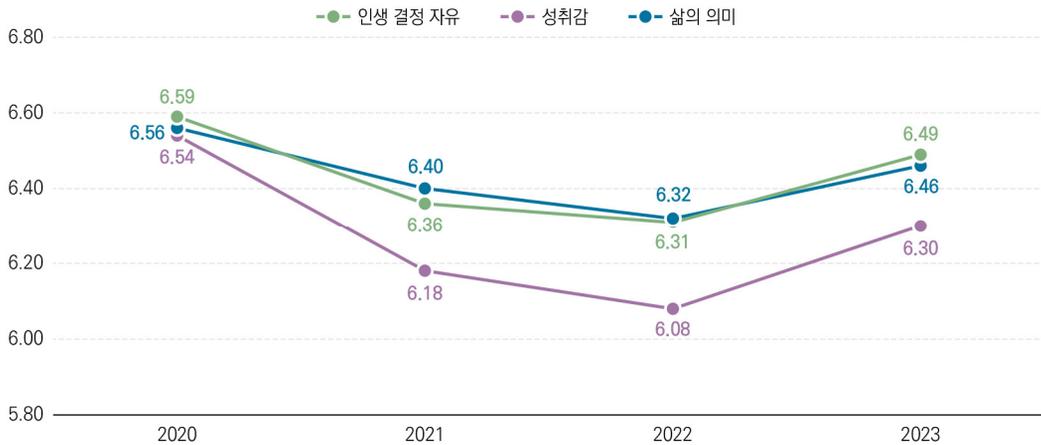
[그림 2-12] 어제의 감정에 대한 4년간의 비교

### Ⅲ 유데모니아 안녕감의 추세

삶의 의미나 목표 등을 통해 행복을 측정하는 유데모니아 안녕감은 지난 2020~22년 3년간 감소 추세에서 23년도에 반등을 보여주고 있다. 구체적으로는, 평소 내가 하는 여러 가지 것들이 삶에서 의미 있다고 느끼는지에 대해 질문한 결과, 2023년 평균 점수(10점 만점)는 6.46점으로, 자신이 하는 일로부터 대체로 성취감을 느끼는지에 대해 질문한 결과, 2023년 평균 점수(10점 만점)는 6.30점으로, 자신이 어떻게 살아야 할 것인지 결정하는 데 있어 자유롭다고 느끼는지에 대해 질문한 결과, 2023년 평균 점수(10점 만점)는 6.49점으로 나타났다.

삶의 의미에 대한 최근 4개년 경향을 살펴보면 2022년 6.32점, 2021년 6.40점, 2020년 6.56점으로 2022년까지는 하락했으나, 2023년에는 전년(2022년) 대비 0.14 점 상승하였다. 성취감을 느끼고 있는지에 대한 최근 4개년 경향을 살펴보면 2022년

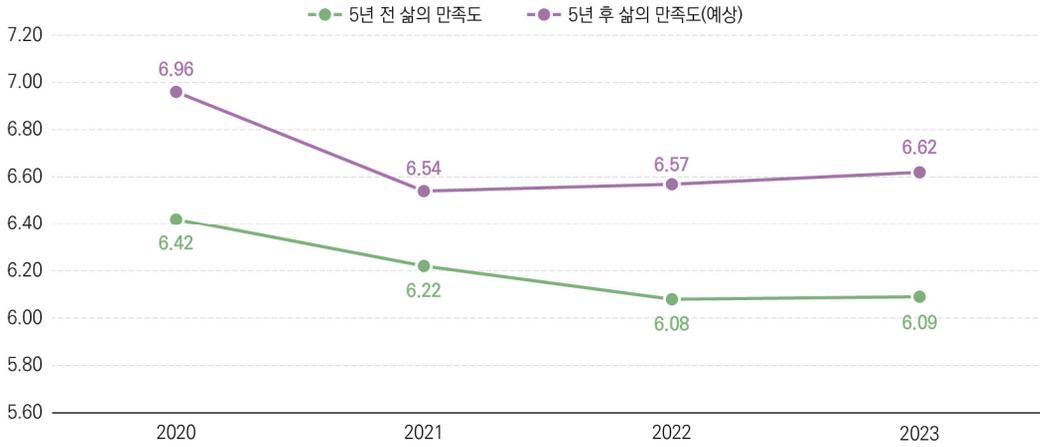
6.08점, 2021년 6.18점, 2020년 6.54점으로 2020년부터 2022년까지 3개년 연속 하락했으나, 2023년에는 전년(2022년) 대비 0.22점 상승하였다. 인생을 결정하는 자유에 대한 최근 4개년 경향을 살펴보면 2022년 6.31점, 2021년 6.36점, 2020년 6.59점으로 2020년부터 2022년까지 3개년 연속 하락했으나, 2023년에는 전년(2022년) 대비 0.18점 상승한 것을 볼 수 있다.



[그림 2-13] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세

#### IV 영역별 만족도의 추세

23년도 조사 결과, 하락 추세이던 5년 후의 삶의 만족도 예상치가 상승한 것을 볼 수 있다. 5년 후의 삶의 만족도는 최근 3년간 상승 추세를 보이고 있다(6.96→6.54→6.57→6.62점).



[그림 2-14] 5년 전 및 5년 후의 삶의 만족도 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세

9가지 영역에 대한 만족도는 가족생활 및 생활 수준 영역을 제외하고 23년도에 반등을 보이고 있다. 가족생활 만족도 영역을 제외하고 지난 20~22년간 감소 추세에 있던 대부분의 영역별 만족도에서 23년도에 반등을 보이고 있다.



[그림 2-15] 영역별 만족도 문항에 대한 4년간(20~23년)의 추세

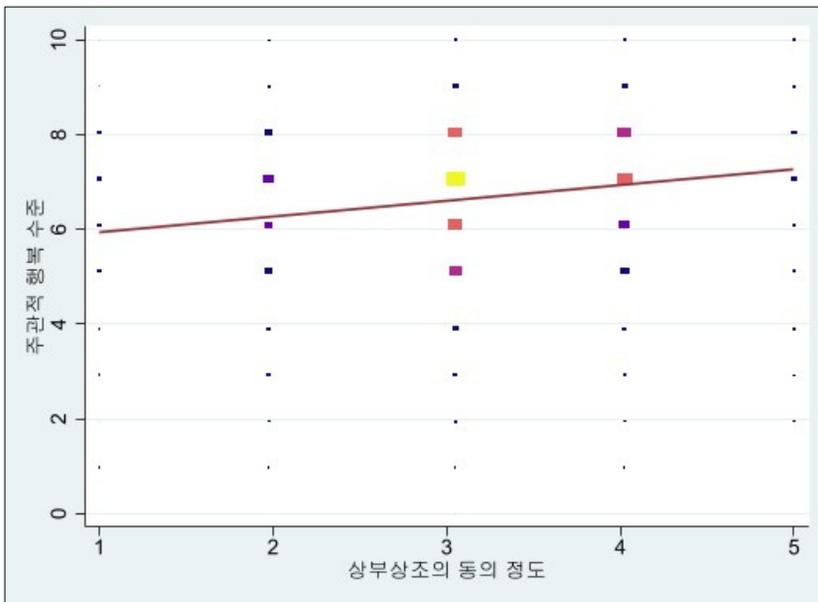
## V 사회적 관계 사회적 자본과 행복과의 상관성

일반적으로 행복 수준이 높은 개인 및 사회는 다양한 영역에서 바람직한 특성(예, 높은 건강수준, 높은 출산율, 높은 정치적 참여 및 이타적인 행동 등)을 보이는 것으로 알려져 있다. 세계행복보고서 10년의 결과를 요약하면, 친사회적(pro-social) 특성을 가진 국민이 행복할 가능성이 높다. 상호신뢰할 수 있고, 관대하며, 서로 돕고 사는가? 삶의 중요한 결정을 내리는 데 있어서 자유로운가? 소득과 건강은 좋은 상태인가? 이런 질문들에 그렇다고 답할수록 더 행복한 개인이 될 가능성이 높고, 그런 개인들이 많을수록 더 행복한 사회가 될 가능성이 높다. 행복한 개인이 많도록 이러한 환경과 조건을 조성하는 것은 경제적 필요로 성취할 수 없다.

상호신뢰할 수 있고, 관대하며, 서로 돕고 사는지에 대한 정도, 삶의 중요한 결정을 내리는 데 있어서 자유로운 정도가 행복 수준과 상관이 있다는 세계행복보고서 10년의 결과가 한국 사회에도 동일하게 적용할 수 있는지 확인하였다. “대부분의 사람들은 믿을 만하다”에 대한 동의 정도를 조사하고(1: 전혀 동의하지 않음, 5: 매우 동의함) 같은 사람에게 주관적 행복 수준을 물었을 때의 상관관계를 확인한 결과, 해당 명제에 동의할수록 행복이 높아지는 상관관계를 보여주고 있다. 아울러 “대부분의 사람들은 필요할 때 서로 도움을 주려고 노력한다”는 명제에 대한 동의 정도를 조사하고(1: 전혀 동의하지 않음, 5: 매우 동의함) 같은 사람에게 주관적 행복 수준을 물었을 때의 상관관계를 확인한 결과, 해당 명제에 동의할수록 행복이 높아지는 상관관계를 보여주고 있다.

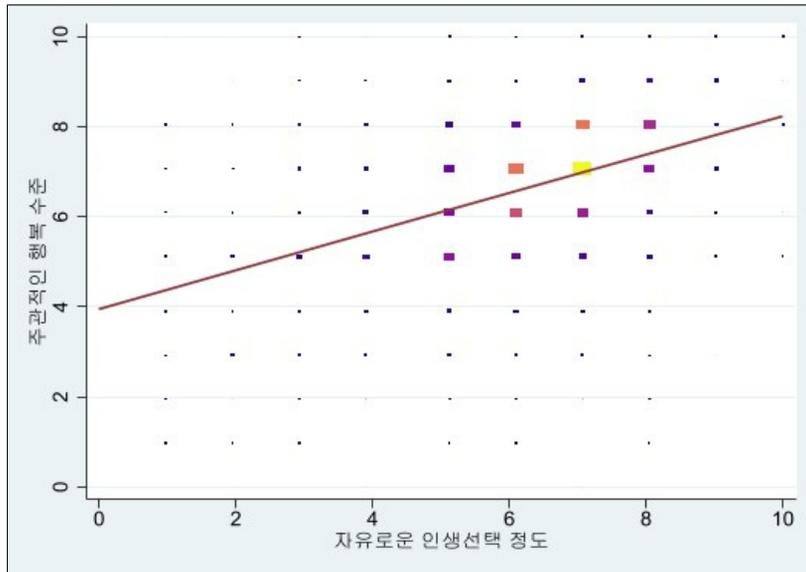


[그림 2-16] 사회적 신뢰에 대한 동의 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계 (r=0.245)



[그림 2-17] 상부상조에 대한 동의 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계 (r=0.197)

마지막으로 “귀하는 본인이 얼마나 자유롭게 선택하며 원하는 인생을 살 수 있다고 생각하십니까?”라는 질문 응답을 조사하고(0: 전혀 할 수 없음, 10: 완벽하게 할 수 있음) 같은 사람에게 주관적 행복 수준을 물었을 때의 상관관계를 확인한 결과, 해당 명제에 동의할수록 행복이 높아지는 양의 상관관계를 보여주고 있다.



[그림 2-18] 자유로운 인생선택 정도와 주관적 행복수준과의 상관 관계( $r=0.445$ )

## VI 결론 및 제언

전반적 행복감의 4개년 동향을 살펴보면, 6.83(20년)→6.56(21년)→6.46(22년)→6.56으로 3년 연속 행복 수준이 하락하다가 23년에 반등하는 모습을 보여주었다. 코로나19 대유행이 공식적으로 3년간 계속되었으며 국내의 경우, 코로나 19 위기단계가 하향(심각→경계)된 23년에야 행복에 있어서 회복되는 모습을 보이고 있다. 방역 정책의 효과로 인해 체감상으로 코로나19 대유행이 마무리 되는 시점이 지나고도 행복 수준에 있어서 그 여파가 일정 기간 지속되어 온 것으로 추정할 수 있다.

행복 불평등과 관련하여서는, 상대적으로 안정적이지 못한 월세/사글세/무상 주택 거주자 및 다문화 가구, 저소득 가구의 경우 지난 20~22년도의 하향 추세에서 그렇지 않

은 집단에 비해 상대적으로 행복 수준이 상승하여 행복 격차가 다소 감소하는 추세를 보여주고 있다. 그러나, 지난 20~22년의 추세에 있어서 사회경제적으로 취약한 집단일 수록 행복 수준의 하락폭이 커지는 경향으로 나타나 행복에 대한 불평등이 확대되고 있음을 실증적으로 보여준 것을 기억할 필요가 있다. 이는 코로나19로 인한 피해가 더 큰 소외 집단이 더 늦게 회복하는 것으로도 추정할 수 있으나 좀 더 추가적인 분석을 통해 그 원인을 명확하게 파악하는 것이 필요할 것이다.

정서의 영역에 있어서 지난 4년 동안 긍정 정서가 부정 정서에 비해 높고 긍정 정서가 높아지는 추세를 보이고 있으며 유데모니아 안녕감의 영역에서도 마찬가지로 지난 2020~22년 3년간 감소 추세에서 23년도에 반등을 보여주고 있다. 가족생활 만족도 및 생활수준 영역을 제외하고 지난 20~22년간 감소 추세에 있던 대부분의 영역별 만족도에서 23년도에 반등을 보이고 있다.

사회적 관계 및 사회적 자본과 행복과의 상관성을 살펴본 결과, 모두 유의미한 양의 상관관계를 확인할 수 있었다. 즉, 상호신뢰할 수 있고, 관대하며, 서로 돕고 사는지에 대한 정도, 삶의 중요한 결정을 내리는 데 있어서 자유로운 정도가 행복 수준과 상관성이 있다는 세계행복보고서 10년의 결과가 한국 사회에도 동일하게 적용될 수 있음을 확인하였다.

한국인의 평균적인 행복 수준을 향상시킬 뿐만 아니라 사회경제적 상태에 따른 행복의 불평등을 감소시킬 수 있는 정책적, 입법적 개입이 요구되고 있다. 특히, 한국에서의 사회적 관계 및 사회적 자본의 증대를 위한 정책 및 입법이 활발하게 이루어질 필요가 있다. 양질의 사회적 관계 및 자본은 행복의 강력한 선행 변인 중 하나로, 한국은 비슷한 경제 수준의 국가들에 비해 낮은 수준을 보이고 있다. 이에 반해, 라틴 아메리카 지역이 경제 수준이 비슷한 국가들에 비해 높은 행복 수준을 유지하는 결정적 원인으로 볼 수 있을 것이다.

한국이 가진 사회적 특징인 고도의 경쟁 사회, 급격한 도시화 및 현대화로 인한 가족 해체 및 세대 격차, 사회적 이동성 증가로 인한 지역사회 붕괴 등을 완화하고 변화된 사회적 환경에서 양질의 사회적 관계를 누리고 신뢰 등 사회적 자본을 증대시킬 수 있는 입법 및 정책적 활동이 필요하다고 볼 수 있다. 근거에 기반한 정책수립을 위해서는 추가적으로 「한국인의 행복조사」 데이터를 활용하여 전반적인 행복 수준에 대한 다양한 결정요인을 심층 분석하는 추가 연구가 이루어질 필요가 있다.

## 제3장

Life-Long Happiness Inequity by  
Parental Socio-Economic Status:  
Evidence from South Korea

---



## 제3장

# Life-Long Happiness Inequity by Parental Socio-Economic Status: Evidence from South Korea

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

Sunghun Yun (Seoul National University),  
Youna Lim (Seoul National University),  
Jongho Heo (National Assembly Futures Institute)

- 세대 간 이동성은 주로 부와 인적 자본이라는 렌즈를 통해 연구되어 왔으며, 세대 간 행복 전달에는 관심이 제한적임
- 본 연구는 한국의 대표성 있는 반복 단면 데이터를 사용하여 부모의 사회 경제적 지위(SES)에 따라 평생 행복 궤적이 크게 다르다는 것을 보여줌
- Blinder-Oaxaca 분해를 통해 생활 수준에 대한 만족도가 행복 격차의 상당 부분을 차지하지만 안정성, 일과 삶의 균형, 공동체 의식, 환경의 질과 같은 다른 측면도 행복 불평등을 설명하는데 중요한 역할을 한다는 사실을 밝힘
- 또한 연구에 따르면 다양한 삶의 환경이 행복의 격차를 설명할 뿐만 아니라 서로 다른 SES 배경을 가진 개인이 그러한 상황에서 행복을 얻는 방식도 격차에 크게 기여하는 반면 상대적 중요성의 이질성은 존재하는 것으로 나타남

## I Introduction

Happiness and well-being have long been recognized as essential markers of societal progress, going beyond mere economic indicators such as GDP or income levels. A growing body of research now acknowledges that the subjective experience of life satisfaction, often termed subjective well-being (SWB), is shaped by a complex interplay of personal, social, and economic factors (Diener et al., 1985; OECD, 2013). Among these, socio-economic status (SES), particularly the SES of one's parents, has emerged as a critical determinant of long-term well-being. Parental SES, through its influence on resources, opportunities, and life trajectories, plays a fundamental role in shaping not

just material outcomes but also the subjective experience of happiness throughout an individual's life course (Chetty et al., 2014; Mayer, 1997).

In this context, understanding the intergenerational transmission of SES and its effects on happiness is particularly important in rapidly developing economies such as South Korea, where issues of social mobility and inequality have become increasingly pressing. South Korea, despite its rapid economic development, has shown persistent social stratification, raising questions about how parental SES continues to influence individual well-being across generations. Prior research has largely focused on how parental SES affects outcomes such as income, education, and health (Barth et al., 2020; Björklund et al., 2006; Black et al., 2005; Chetty et al., 2014; Duong, 2024; Gale & Scholz, 1994; Salvanes, 2023; Van der Weide et al., 2024), but less attention has been given to its impact on subjective happiness—an outcome that encapsulates a person's quality of life and emotional well-being, therefore affecting decisions related to the future of the individuals as well as the society.

Previous studies have shown that socio-economic inequalities manifest not only in tangible resources but also in individuals' ability to derive happiness from their circumstances (Dolan et al., 2008). For instance, individuals from higher SES backgrounds tend to derive more happiness from non-material factors, such as social relationships and community engagement, while those from lower SES backgrounds place greater importance on basic needs such as health and financial security (Diener et al., 2010; Kahneman & Deaton, 2010). This study extends these insights by providing evidence from South Korea, a country where the rapid pace of economic development may have resulted in a unique pattern of intergenerational inequality.

By focusing on multiple dimensions of life satisfaction, this study goes beyond single measures of income or material wealth to provide a more holistic understanding of well-being. Drawing from the OECD's Better Life Index

framework (OECD, 2013), we incorporate eight dimensions of life satisfaction: living standards, health, interpersonal relationships, sense of safety, community engagement, future security, time for personal activities, and neighborhood environment. These dimensions allow for a nuanced exploration of how parental SES shapes not just economic outcomes but also emotional and social well-being.

This study aims to fill this gap by investigating the relationship between parental SES and happiness inequity in South Korea. Using nationally representative data from the Korean Happiness Survey (2020-2022), we examine the lifelong trajectory of happiness, exploring how parental SES shapes happiness and also how satisfaction across multiple dimensions of life affects this inequity. We explore the mechanisms behind the happiness inequity using Blinder-Oaxaca Decomposition (BOD) to disentangle whether it is the endowment effect (differences in satisfaction across multiple dimensions of life) or the coefficient effect (differences in how these dimensions are valued) that explains more of the phenomenon.

## II Methods

### Data and subjects of the study

This study utilizes data of 2020 to 2022 from the “Korean Happiness Survey,” conducted annually by the National Assembly Futures Institute of South Korea since 2020. The “Korean Happiness Survey” is a repeated cross-sectional survey with national representativeness, collecting a wide range of variables related to happiness and quality of life from all household members residing in households selected through a two-stage stratified sampling process. The contents of the survey draw on various previous studies (OECD, 2013), and

includes questions about subjective perceptions of happiness and a variety of factors that may influence them, which is unique in the context of Korea (Lee et al., 2019).

Among all the samples included in the survey data from 2020 to 2022, we applied several exclusion criteria to determine the final subjects for the study. To exclude the impact of the Korean War on life course trajectories (Lee, 2014), and also minimize sample selection due to institutionalization to long-term care facilities which becomes frequent after the age of 70s, we excluded individuals born before the war from our study, limiting the sample to those born after 1953. Since the original survey only includes subjects aged 15 years and older, the final sample consists of individuals aged 15 to 69 years. We also excluded 2,316 subjects who had missing values, resulting in total 38,747 subjects in the final sample. As most of the missing values were concentrated in questions regarding parental education and the proportion of subjects with missing values was small (5.64%), we reported the main analysis results excluding those samples.

## Variables

### Happiness

In this study, we included four different measures of happiness which was included in the survey. First, Cantril's self-anchoring ladder, which asks respondents to envision their life as a ladder, with 0 representing the worst possible life and 10 representing the best possible life was included (Cantril, 1965). Respondents are then asked to place themselves on this ladder according to their current life circumstances, offering a visual and intuitive way to gauge perceived quality of life. Second, self-reported happiness, which assesses overall self-reported happiness using a single-item scale, where respondents rate their happiness on a scale from 0 to 10 was included (with 0 indicating

“not happy at all” and 10 indicating “extremely happy”). This approach is commonly used in well-being research to capture subjective happiness levels in a straightforward manner (Diener et al., 1985). Third, the satisfaction with life scale (SWLS), where respondents assess how closely their life matches their ideal life on a scale from 1 to 7 was included (Diener et al., 1985). Finally, meaning in life, which assesses the extent to which individuals perceive their life as meaningful was included. Respondents rate their agreement with the statement, “In general, I feel that what I do in life is meaningful,” on a scale from 0 to 10. Higher scores indicate a stronger sense of life meaning (Steger et al., 2006). All variables were treated as numeric.

### **Parental socio-economic status**

In this study, we used parental education level as a proxy measure of parental socio-economic status. Although this was mainly due to the limitation of the data, this approach has several favorable aspects. First, unlike other measures such as income level which might fluctuate over time, parental education level is a stable measure that might affect the happiness of the subject throughout the life course. Second, in many societies, education is strongly tied to social prestige and cultural capital. Higher educational levels may enhance social standing and access to networks that provide opportunities for advancement, which might not always be reflected by income alone.

An operational definition combining maternal and paternal education levels, with different cut-off criteria applied to each 10-year birth cohort, was used to classify individuals as coming from more affluent or less affluent families. Given that the significance of educational attainment may vary by birth cohort, especially in countries like Korea, where economic development has been rapid over the past few decades, we aimed to set a cut-off for parental education levels that divides individuals within each birth cohort into ratios ranging from

3:7 to 5:5. Since information on educational attainment was collected based on the type of educational institution attended, rather than as a continuous variable such as years of formal education, it was challenging to establish a cut-off that maintained consistent proportions across birth cohorts.

### **Multidimensional satisfaction variables**

In line with approaches such as the OECD's Better Life Index, which considers various dimensions of quality of life (Durand, 2015), we utilized the multidimensional satisfaction variables included in the survey to assess respondents' satisfaction across multiple life domains. This tool measures satisfaction with eight key aspects: living standards, health, interpersonal relationships, sense of safety, sense of community, future security, time for personal activities, and neighborhood environment. Each aspect is rated on a scale from 0 (not satisfied at all) to 10 (completely satisfied), offering a comprehensive overview of the respondents' perceived quality of life across diverse dimensions. This multidimensional approach allows for a holistic understanding of well-being beyond single measures like income or employment, enabling us to identify which life domains contribute to the inequities in the lifelong trajectory of happiness. All variables were treated as numeric.

### **Statistical methods**

To examine whether the lifelong trajectory of happiness differs by parental socioeconomic status and sex, we constructed a visualized results using generalized additive models (GAM). We presented the lifelong trajectory of happiness separately by parental education level and sex, using graphical representations that include confidence intervals. Instead of following the popular approach of assuming U-shape relations between ageing and happiness

(Blanchflower et al., 2023), we applied GAM with cubic splines as more flexible model to prevent the assumption of rather unknown shape of the age-happiness relationship in Korea (Bartram, 2024). We did not include any control variables in exploring the lifelong trajectory of happiness, following the approach that suggests controlling for variables that are outcomes of the aging process, such as marriage, education, or labor participation, could be inappropriate (Bartram, 2024; Glenn, 2009; Hellevik, 2017). Since the focus of our study is to explore whether inequities in lifelong happiness due to parental education level and sex exist, we treated factors acquired throughout the life course as mediators that explain the differences, rather than as confounders that could bias the relationship between parental education level or sex and happiness. We also did not consider disaggregating the cohort effect or period effect from the aging effect in our analyses. As the data used in this study considers only short period of time window, we assumed that the period effect on happiness would be small. We did not considered cohort effects either as the earlier systematic review had suggested that the cohort effect do not confound the age patterns in life satisfaction (Buecker et al., 2023). Moreover, since the focus of our study is to explore whether inequities in lifelong happiness due to parental education level and sex exist, disentangling whether the shape of the lifelong happiness trajectory is driven by age effects, cohort effects, or period effects is beyond the major focus of this study.

As we have found that large discrepancy of the happiness due to parental education level persisted at least throughout the mid-life, we further explored which factors most explained this difference. We conducted the Blinder-Oaxaca Decomposition (BOD) analyses in this regard (Rahimi & Hashemi Nazari, 2021). We included multidimensional satisfaction variables in the model and conducted three-fold decomposition analysis to explore the relative importance of each life domains in explaining the inequities in the lifelong trajectory of happiness. We reported the results of subgroup-specific regression

analyses used for the decomposition analysis and also presented the proportion that each life domain contributed to the differences in happiness between groups, using graphical representation. All analyses were conducted by using SAS 9.4 and R version 4.4.1.

### **Sensitivity analyses**

Several sensitivity analyses were conducted to check the robustness of the results. First, as 5.64% of subjects who had missing values in answering parental education levels were excluded in our main analyses while not reporting parental education levels might be related to having parents with low education levels, additional analyses assigning the lowest level of education to those with missing data were conducted and found consistent results. Second, to check the robustness of the results based on the operational definition combining parental education levels, we conducted sensitivity analyses by categorizing individuals into those with at least one parent having graduated from a junior college or higher and those without, and found consistent results.

## **III Results**

### **Descriptive explanation of the sample**

The demographic distribution between groups based on parental education level shows similar patterns in terms of age and gender (Table 3-1). The mean age in the high parental education group was 45.65 years, while in the low parental education group, it was slightly younger at 43.68 years. The gender distribution was also nearly identical across groups, with approximately 50% female in both groups.

However, stark differences emerged in the educational attainment of the

respondents themselves. In the high parental education group, over 47% had attained a university degree or higher, compared to just over 30% in the low parental education group. Conversely, respondents from the low parental education group were more likely to have completed only high school or lower education levels. This indicates a strong intergenerational transmission of education, where individuals with higher-educated parents are significantly more likely to attain higher education themselves.

When examining happiness and life satisfaction outcomes, individuals from the high parental education group consistently reported higher levels across all four happiness measures and eight satisfaction domains. For example, the mean score for overall happiness was 6.74 (out of 10) for individuals with high parental education, compared to 6.67 for those with low parental education. Similar patterns were observed across other measures, such as life satisfaction (6.47 vs. 6.16) and health satisfaction (6.79 vs. 6.65). These results suggest that individuals with highly educated parents experience not only better socioeconomic outcomes but also higher satisfaction and well-being across multiple dimensions of life.

〈Table 3-1〉 Descriptive analysis of subjects by parental education level

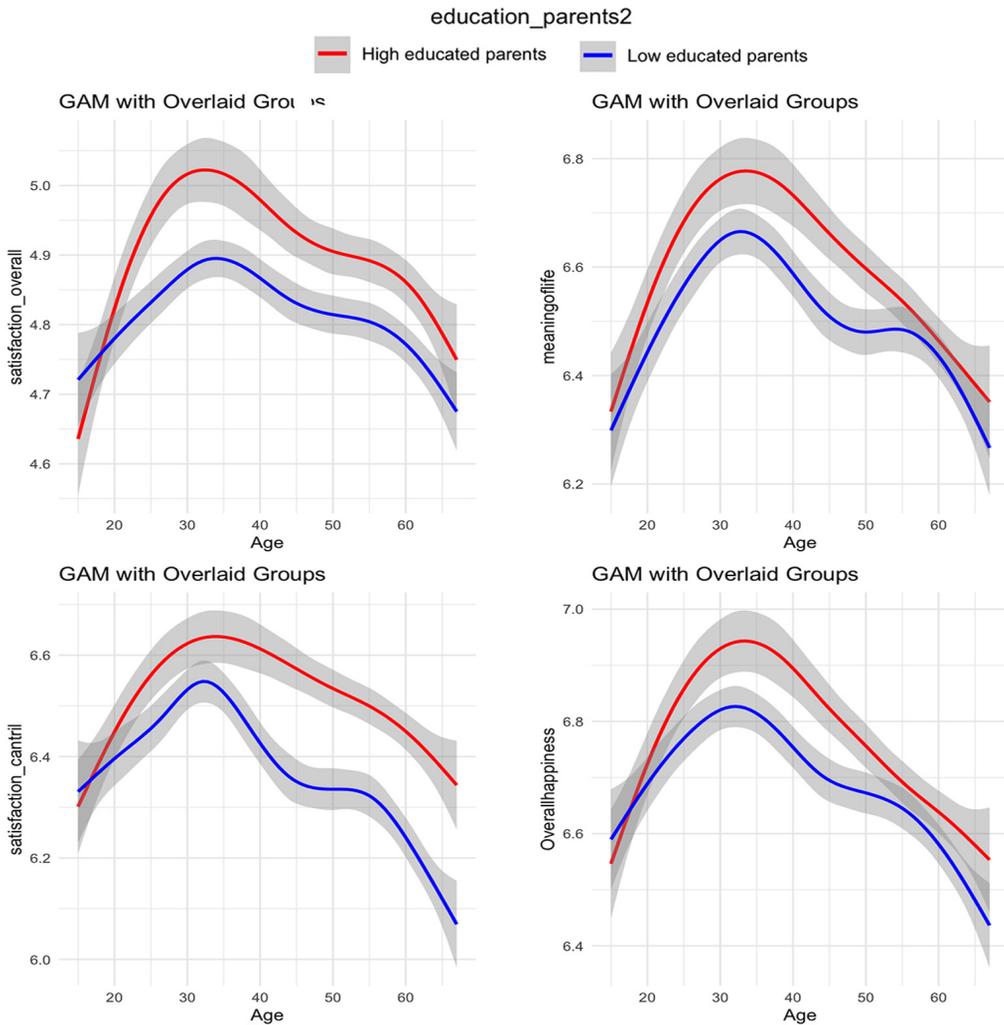
		High Educated Parents (N=15,114)		Low Educated Parents (N=25,949)	
		n	%	n	%
Sex	Male	7,523	49.8	12,422	47.9
	Female	7,591	50.2	13,527	52.1
Age	Mean±SD	45.65±14.45		43.68±14.40	
Marital status	married	6,548	43.3	11,689	45.1
	single/widowed/ divorced/seperated	8,456	56.0	14,149	54.5
Education Level	<=high school	4,875	32.3	12,708	49.1
	>high school	10,235	67.7	13,168	50.9

		High Educated Parents (N=15,114)		Low Educated Parents (N=25,949)	
		n	%	n	%
Father's Education Level	<=high school	9,168	60.8	22,836	95.5
	>high school	5,912	39.2	1,067	4.5
Mother's Education Level	<=high school	10,740	71.5	23,327	97.5
	>high school	4,286	28.5	588	2.5
Employment Status	employed	10,378	68.7	18,308	70.6
	unemployed	4,736	31.3	7,641	29.5
Satisfaction with life scale		4.89±1.01		4.80±1.02	
Meaning of life		6.57±1.45		6.48±1.46	
Cantril's self-anchoring ladder		6.51±1.27		6.36±1.38	
Self-reported happiness		6.74±1.29		6.67±1.33	
Living standards		6.47±1.40		6.16±1.45	
Health	Mean±SD	6.79±1.64		6.65±1.68	
Interpersonal relationships		6.62±1.53		6.53±1.51	
Sense of safety		6.46±1.56		6.33±1.51	
Sense of community		6.31±1.62		6.13±1.66	
Future security		6.30±1.62		6.14±1.61	
Time for personal activities		6.32±1.64		6.17±1.61	
Neighborhood environment		6.36±1.48		6.20±1.61	

### Lifelong trajectory of happiness by parental socioeconomic status

[Figure 3-1] illustrates the lifelong trajectory of happiness in South Korea, stratified by parental education levels, across four different measures of happiness: Cantril's self-anchoring ladder, self-reported happiness, satisfaction with life, and meaning in life. In all four measures, individuals with

higher-educated parents consistently reported higher levels of happiness throughout the life course compared to those with less-educated parents, at least until their mid-life.



[Figure 3-1] Lifelong trajectories of happiness by parental education level in South Korea

The visualized trajectories, generated using GAM with cubic splines, demonstrate that the happiness gap between individuals from higher- and lower-educated parental backgrounds is persistent across the entire age span,

with the largest discrepancies observed around mid-life (ages 30–50), although interpreting the heterogeneity of inequity by age would be biased as the definition of parental education levels are different by birth cohorts. However, the result also shows that regardless of parental education levels, pronounced peak in mid-life happiness followed by a decline in later life are observed, although it is hard to tell whether this is due to the ageing effect or cohort effects. These findings suggest a robust and long-lasting influence of parental socioeconomic status on happiness, supporting the notion that the benefits of coming from a more privileged background extend beyond childhood or early adulthood outcomes in Korea.

### **Decomposition of the inequity of happiness due to parental socioeconomic status**

We employed Blinder-Oaxaca Decomposition (BOD) analysis to further explore the factors contributing to the observed inequity in happiness between individuals from higher and lower parental education backgrounds. We included age, sex, and eight multidimensional satisfaction domains (living standards, health, interpersonal relationships, sense of safety, sense of community, future security, time for personal activities, and neighborhood environment) in the linear regression model to predict four different types of happiness measures by parental educational level (Table 3-2), which were further applied in the BOD analysis. We employed BOD to analyze reveals that whether the endowment effect plays a significant role in explaining happiness inequalities between individuals from different parental education backgrounds, to draw policies to enhance the happiness level across groups. In general, all models showed satisfactory results in terms of variance inflation factors (<3), and all eight multidimensional satisfaction domains had either a positive or statistically non-significant impact on overall happiness, regardless of the happiness measure or parental educational level.

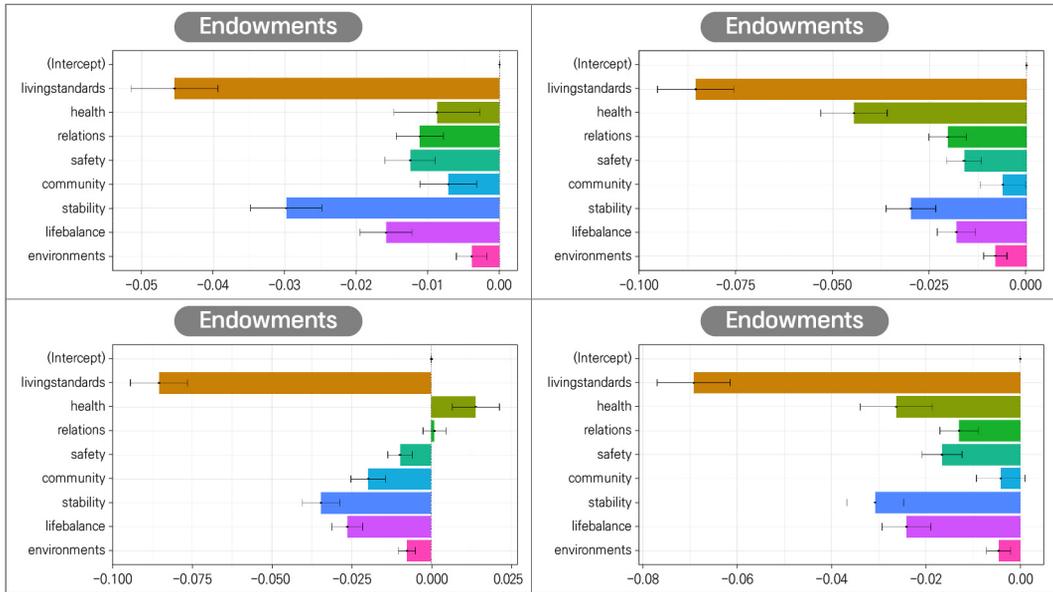
〈Table 3-2〉 Regression Models Predicting Happiness Measures by Parental Educational Background

Coefficient (s.e.)	Satisfaction with life scale		Meaning of life		Cantril's self-anchoring ladder		Self-reported happiness	
	High educated parents	Low educated parents	High educated parents	Low educated parents	High educated parents	Low educated parents	High educated parents	Low educated parents
Intercept	1.802 (0.067)	1.825 (0.052)	1.63 (0.094)	1.837 (0.067)	2.669 (0.086)	2.476 (0.072)	2.664 (0.088)	2.543 (0.067)
Age	0.002 (0.001)	0.002 (0)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	0 (0.001)	-0.001 (0.001)
Sex	0.003 (0.015)	0.032 (0.011)	0.015 (0.02)	0.024 (0.014)	-0.004 (0.017)	0.073 (0.014)	0.045 (0.018)	0.078 (0.014)
Living standards	0.141 (0.01)	0.173 (0.007)	0.278 (0.015)	0.273 (0.009)	0.246 (0.013)	0.321 (0.009)	0.226 (0.013)	0.26 (0.009)
Health	0.019 (0.008)	0.021 (0.006)	0.091 (0.012)	0.085 (0.008)	-0.013 (0.01)	0.003 (0.008)	0.053 (0.01)	0.06 (0.008)
Interpersonal relationships	0.059 (0.01)	0.027 (0.007)	0.074 (0.014)	0.082 (0.01)	-0.01 (0.011)	-0.018 (0.009)	0.048 (0.012)	0.033 (0.009)
Sense of safety	0.055 (0.01)	0.063 (0.007)	0.054 (0.015)	0.091 (0.01)	0.038 (0.013)	0.062 (0.01)	0.077 (0.013)	0.074 (0.01)
Sense of community	0.022 (0.009)	0.012 (0.006)	0.006 (0.013)	0.025 (0.009)	0.054 (0.012)	0.043 (0.008)	0.008 (0.011)	0.018 (0.008)
Future security	0.091 (0.01)	0.095 (0.007)	0.094 (0.014)	0.102 (0.01)	0.107 (0.012)	0.14 (0.01)	0.1 (0.012)	0.113 (0.01)
Time for personal activities	0.071 (0.009)	0.042 (0.006)	0.087 (0.013)	0.027 (0.009)	0.109 (0.011)	0.057 (0.009)	0.09 (0.011)	0.062 (0.009)
Neighborhood environment	0.007 (0.009)	0.029 (0.007)	0.059 (0.013)	0.034 (0.009)	0.056 (0.011)	0.02 (0.009)	0.019 (0.012)	0.025 (0.009)

〈Table 3-3〉 Blinder-Oaxaca Decomposition Results

Happiness Measure	Mean A (High-educated parents)	Mean B (Low-educated parents)	Difference (A - B)	Endowment Effect	Coefficient Effect	Interaction Effect
Satisfaction with life scale	4.9	4.82	0.078	0.082	-0.01	0.006
Meaning of life	6.58	6.51	0.064	0.14	-0.07	0.005
Cantril's self-anchoring ladder	6.51	6.37	0.142	0.125	0.00	0.018
Self-reported happiness	6.75	6.69	0.057	0.115	-0.07	0.012

At first glance, the results of the BOD analysis show that the overall happiness difference between groups based on parental education was largely explained by differences in the distribution of the eight multidimensional satisfaction domains included in the model (i.e., the endowment effect), regardless of the happiness measure studied (Table 3-3). This suggests that differences in the levels of satisfaction to resources or life circumstances between groups are a primary driver of the happiness gap. Among the factors, satisfaction with living standards played the most substantial role in explaining the happiness gap, accounting for approximately one-third to half of the endowment effect across different happiness measures [Figure 3-2a]. Other domains also contributed notably to the happiness differences between groups, although the relative importance of these domains varied depending on the happiness measure. These findings suggest that, while living standards are critical, other dimensions of life, such as time for personal activities and sense of safety, also significantly contribute to inequity in happiness. In addition to the endowment effect, we examined the coefficient and interaction effects. While both the coefficient and interaction effects were smaller in magnitude compared to the total endowment effect (Table 3-3), a deeper look at the coefficient effect reveals important insights. The total coefficient effect appeared small overall, but this was primarily due to offsetting effects across different life domains [Figure 3-2b]. Some domains, such as living standards, future security, and health, showed substantial pro-vulnerable coefficient effects, indicating that individuals with lower parental education derive greater happiness from these factors. In contrast, other domains, such as time for personal activities, neighborhood environment, and interpersonal relationships, displayed coefficient effects in the opposite direction, suggesting that individuals from higher parental education backgrounds derive relatively more happiness from these aspects of life.



Panel A: Endowment Effect: Contribution of Differences in Resources



Panel B: Coefficient Effect: Contribution of Differences in Returns to Resources

[Figure 3-2] Decomposition of Happiness Inequality by Parental Education: Endowment and Coefficient Effects

This pattern of offsetting effects highlights the complexity of how different life domains contribute to happiness for individuals from different socioeconomic backgrounds. While the overall coefficient effect may seem small, it conceals important variations in how specific factors impact happiness across groups. This suggests that, in addition to disparities in satisfaction to their resources (the endowment effect), differences in how individuals perceive happiness from these resources (the coefficient effect) also play a meaningful role in explaining happiness inequities, though in varied directions depending on the domain. This finding underscores the importance of looking beyond just access to resources and considering how individuals from different backgrounds experience and benefit from these resources differently.

Finally, the interaction effects were found to be relatively minor compared to both the endowment and coefficient effects. This suggests that the differences in happiness are primarily driven by the distribution of life circumstances (endowments) and the differential impact of these circumstances (coefficients), rather than by interactions between factors. In other words, the happiness gap is shaped more by resource levels and the returns to these resources than by any complex interplay between them.

In summary, our BOD analysis reveals that while the endowment effect plays a significant role in explaining happiness inequalities between individuals from different parental education backgrounds, the coefficient effect, though smaller overall, hides important heterogeneity across life domains. These results suggest that pre-existing disparities in resources account for much of the happiness gap, but differences in how groups benefit from these resources also contribute significantly, highlighting the complex and multidimensional nature of happiness inequalities.

## IV Discussion

This study explores the intergenerational transmission of SES and its effects on happiness inequalities, focusing on how parental SES influences individual well-being across multiple dimensions throughout the life course. While previous research has extensively explored the intergenerational transmission of SES and its impact on various life outcomes such as income, education, and health, this study adds to the literature in several important ways. First, it offers one of the few comprehensive analyses that examines how parental SES influences happiness and well-being across multiple dimensions of life satisfaction, including living standards, health, interpersonal relationships, safety, and more. By focusing on happiness inequality, the study expands the traditional SES literature, which typically focuses on more tangible outcomes like educational attainment and income. The results clearly show that SES inequalities are passed from one generation to the next in South Korea. Individuals from higher parental educational backgrounds consistently exhibit better outcomes in terms of educational attainment, and this advantage extends beyond material wealth to subjective well-being. The intergenerational transmission of SES is not only observed in tangible measures such as education but also in the intangible yet vital domain of happiness, including living standards, health, interpersonal relationships, and safety. This suggests that the lifelong impact of parental SES is broad and pervasive, affecting nearly every aspect of individual well-being. This finding is significant in a country like South Korea, which, as a relatively young advanced economy, was expected to maintain some degree of social mobility, yet the study demonstrates that social stratification and inequality in subjective well-being are already deeply entrenched.

Second, this study uniquely applies BOD analysis to decompose the happiness gap into endowment and coefficient effects, thereby providing a more nuanced

understanding of how satisfaction to life circumstances (e.g., material wealth, health) and the subjective valuation of those circumstances (e.g., returns to these life factors in terms of happiness) differ across SES groups. This type of analysis has been rarely applied to the study of happiness, especially in the context of intergenerational inequalities. This research illustrates that happiness inequalities in South Korea are driven not only by disparities in material conditions but also by how different SES groups experience and value non-material aspects of life. Previous research has not fully addressed this important aspect of how life satisfaction is multidimensionally shaped by both SES and individual life experiences in Korea. Our BOD analysis confirms that the endowment effect, or the differences in life circumstances due to SES, is a major driver of happiness disparities, but the heterogenous coefficient effect across different domains showed that different life domains hold varying levels of importance for different groups, with basic needs being more critical for those with lower parental SES and social or environmental factors playing a more significant role for those with higher parental SES. This nuanced finding highlights an important point: happiness is not only about access to resources but also about how those resources are experienced and valued. Several economic theories might provide insight into this phenomenon. The marginal utility of material wealth diminishes as SES increases, leading higher SES individuals to prioritize intangible aspects of well-being, such as relationships and environmental quality, while lower SES individuals continue to focus on more basic needs. This shift in priorities as SES increases underscores the complexity of addressing happiness inequities in a policy context.

The findings from this study reconfirms that a two-pronged approach may be most effective reducing happiness inequalities in a society. First, for individuals from lower SES backgrounds, policies that enhance basic living conditions—such as improving access to healthcare and increasing financial security—are crucial. Given that these individuals derive much of their

happiness from material conditions, addressing these basic needs will likely yield the most immediate and significant improvements in well-being. Second, for individuals from higher SES backgrounds, efforts should focus on improving social and environmental quality. Policies that promote community engagement, enhance environmental quality, and strengthen social relationships may be more effective in enhancing happiness for this group. Importantly, these interventions benefit not only higher SES individuals but also contribute to the well-being of the entire society by fostering public goods that can reduce social stratification. One key consideration with this approach is that focusing solely on improving the social environment, without providing basic living standard support or capacity-building assistance for individuals from lower SES backgrounds, could result in a regressive policy that disproportionately benefits higher SES individuals, who tend to experience greater benefits from such improvements. One of the important implications of this study is that improvements in basic capabilities, such as pensions or universal health coverage (UHC), when combined with other interventions, may have a more significant impact on reducing happiness inequality within society.

This study has several limitations that should be acknowledged. First, causal inference remains challenging when determining the happiness inequity due to parental SES, particularly because several potential confounding factors—such as inherited personality traits, genetic predispositions, and family stability—could influence both parental SES and individual happiness. While twin studies are typically required to control for such inherent characteristics and more rigorously disentangle these effects, the current study's design and data do not allow for such analysis. As a result, this study cannot fully account for these potential confounders, and caution is warranted in interpreting the results as purely causal effects of parental SES. Instead, the findings should be viewed as correlations that may also reflect the influence of other inherited traits. Additionally, the focus on parental education as a proxy for SES may

not fully capture the complexity of socioeconomic factors, such as wealth, occupation, or social capital, which might have further explanatory power.

Second, the model used in the BOD analysis has several limitations. First, this model relies on subjective satisfaction measures of multiple dimensions of well-being, which could introduce measurement errors. However, it is important to note that as we compare groups based on parental SES, every aspect of the life course—from birth to the point of the survey—affects happiness. In other words, even if objective measures of well-being dimensions were used, they might also lead to measurement errors by focusing on limited or specific aspects of each dimension, failing to capture the holistic experience of well-being. By focusing on self-reported life satisfaction, this study reflects how individuals perceive and value different dimensions of their lives, providing valuable insights into subjective well-being that objective measures might miss. Second, while the eight dimensions included in the model may not encompass every possible factor influencing happiness, leading to potential bias in the coefficient estimates, these dimensions are derived from well-established factors affecting subjective well-being, as supported by a significant body of literature. For instance, numerous studies highlight the core role of health, social relationships, living standards, and community engagement as critical determinants of happiness. Therefore, we argue that the dimensions applied in this study capture a comprehensive range of factors influencing happiness. This is further supported by the finding that the endowment effect explained a substantial portion of the differences in happiness between the groups based on parental SES, suggesting that the model captures key drivers of well-being.

This study provides important insights into the intergenerational transmission of SES and its impact on happiness inequality in South Korea. By analyzing the multidimensional aspects of life satisfaction, this research demonstrates that SES-based inequities in happiness are pervasive, affecting multiple

domains of well-being throughout the life course. Importantly, the coefficient effect revealed that individuals from different SES backgrounds experience and value life domains differently, with lower SES individuals deriving more happiness from basic needs, such as living standards and health, while higher SES individuals place greater value on social and environmental factors, such as relationships and community engagement.

The findings suggest that policies aimed at reducing happiness inequality need to be multi-faceted. For lower SES individuals, enhancing basic capabilities like access to healthcare, financial security, and education remains crucial. At the same time, efforts to improve social and environmental conditions—such as strengthening community bonds and enhancing environmental quality—will likely benefit those from higher SES backgrounds, while also contributing to overall societal well-being. Ultimately, this study highlights that tackling happiness inequality requires addressing both material and non-material disparities. By improving basic capabilities for the lower SES group and fostering public goods that promote well-being across all socioeconomic strata, societies can work toward greater equity and sustainability in both happiness and social mobility.

## References

- Barth, D., Papageorge, N. W., & Thom, K. (2020). Genetic endowments and wealth inequality. *Journal of Political Economy*, 128(4), 1474-1522.
- Bartram, D. (2024). To Evaluate the Age-Happiness Relationship, Look Beyond Statistical Significance. *Journal of Happiness Studies*, 25(1), 22.
- Björklund, A., Lindahl, M., & Plug, E. (2006). The origins of intergenerational associations: Lessons from Swedish adoption data. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(3), 999-1028.
- Black, S. E., Devereux, P. J., & Salvanes, K. G. (2005). Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital. *American economic review*, 95(1), 437-449.
- Blanchflower, D. G., Graham, C., & Piper, A. (2023). HAPPINESS AND AGE —RESOLVING THE DEBATE. *National Institute Economic Review*, 263, 76-93.
- Buecker, S., Luhmann, M., Haehner, P., Bühler, J. L., Dapp, L. C., Luciano, E. C., & Orth, U. (2023). The development of subjective well-being across the life span: A meta-analytic review of longitudinal studies. *Psychological bulletin*, 149(7-8), 418.
- CANTRIL, H. (1965). The pattern of human concerns. In.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of personality assessment*, 49(1), 71-75.
- Diener, E., Kahneman, D., Tov, W., & Arora, R. (2010). Income's association with judgments of life versus feelings. *International differences in well-being*, 3, 15.

- Dolan, P., Peasgood, T., & White, M. (2008). Do we really know what makes us happy? A review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being. *Journal of economic psychology*, 29(1), 94-122.
- Duong, K. (2024). What really matters for global intergenerational mobility? *Plos one*, 19(6), e0302173.
- Durand, M. (2015). The OECD better life initiative: How's life? and the measurement of well-being. *Review of Income and Wealth*, 61(1), 4-17.
- Gale, W. G., & Scholz, J. K. (1994). Intergenerational transfers and the accumulation of wealth. *Journal of Economic perspectives*, 8(4), 145-160.
- Glenn, N. (2009). Is the apparent U-shape of well-being over the life course a result of inappropriate use of control variables? A commentary on Blanchflower and Oswald (66: 8, 2008, 1733-1749). *Social Science & Medicine*, 69(4), 481-485.
- Hellevik, O. (2017). The U-shaped age-happiness relationship: Real or methodological artifact? *Quality & Quantity*, 51, 177-197.
- Kahneman, D., & Deaton, A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the national academy of sciences*, 107(38), 16489-16493.
- Lee, C. (2014). In utero exposure to the Korean War and its long-term effects on socioeconomic and health outcomes. *Journal of health economics*, 33, 76-93.
- Lee, Chae-Jeong, Heo, Jongho, Min, Bo-Gyeong, Seo, Eun-Guk, Han, Jun, Lee, Hwa-Ryung, Choi, Min-Young, & Hong, Min-Sung. (2019). "Foundation Study on Measuring the Happiness of Koreans." National Assembly Futures Institute.
- Mayer, S. E. (1997). *What money can't buy: Family income and children's life chances*. Harvard University Press.
- OECD. (2013). *OECD guidelines on measuring subjective well-being*. OECD

publishing.

- Rahimi, E., & Hashemi Nazari, S. S. (2021). A detailed explanation and graphical representation of the Blinder-Oaxaca decomposition method with its application in health inequalities. *Emerging Themes in Epidemiology*, 18(1), 12.
- Salvanes, K. G. (2023). What Drives Intergenerational Mobility? The Role of Family, Neighborhood, Education, and Social Class: A Review of Bukodi and Goldthorpe's Social Mobility and Education in Britain. *Journal of economic literature*, 61(4), 1540-1578.
- Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The meaning in life questionnaire: assessing the presence of and search for meaning in life. *Journal of counseling psychology*, 53(1), 80.
- Van der Weide, R., Lakner, C., Mahler, D. G., Narayan, A., & Gupta, R. (2024). Intergenerational mobility around the world: A new database. *Journal of Development Economics*, 166, 103167.



# 제4장

## 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인

---



## 제4장

# 청년의 지역별 행복 격차와 영향요인

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

민보경(국회미래연구원)

- 최근 정책목표로서 국민 삶의 질 제고에 대한 관심이 증대되면서, 정부와 지역사회는 생활여건 개선에 노력하고 있으며, 특히 지역소멸위험, 청년인구 유출이 증가함에 따라 지역 청년의 행복과 정주여건을 향상하고자 함
- 이 연구는 거주지역별 청년들의 삶의 만족도와 생활여건을 비교하고, 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위한 것으로 2023년 한국인의 행복조사 자료를 활용함
- 분석 결과 도시 청년들의 삶의 만족도가 비도시보다 상대적으로 높은 편으로, 대도시, 중소도시, 비도시 모두 동네환경, 좋아하는 일을 하는 시간의 양, 일반적 신뢰가 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미침을 확인하였으며, 대도시는 동네여건이 산책, 조깅 등 운동하기 좋을수록, 중소도시는 동네여건이 장보기 용이할수록, 비도시는 외로움의 빈도가 적을수록 삶의 만족도가 높은 경향을 나타내 지역별 차이를 발견하였음

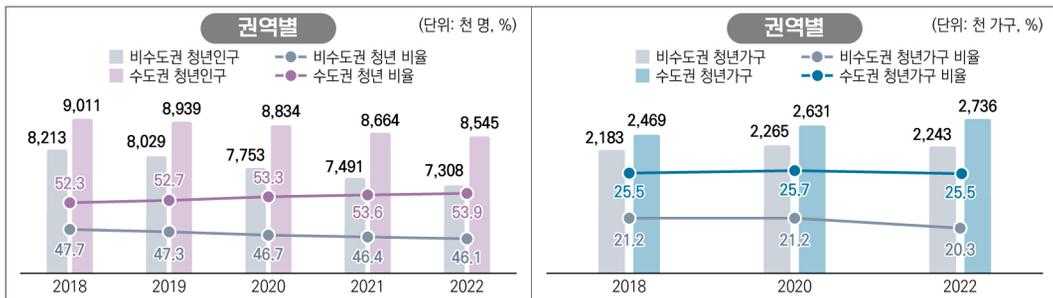
### I 최근 지역의 청년 유출, 인구감소 위기에 따라 지역 청년의 행복에 대한 관심 증가

지난 반세기 동안의 경제적 성장에도 불구하고 환경 오염, 불평등 확대 등 전세계적으로 발생하는 문제를 극복하기 위해 많은 국가들은 국내총생산(GDP) 중심의 물질적 발전에 대한 한계를 극복하고 국민 삶의 질 제고를 위한 정책적 논의를 하고 있다. 이에 따라 국가와 지역의 발전 정도를 물질적, 경제적 수준에서만 측정하던 기존의 인식과 정책에 대한 반성적 성찰로 인해 국민 삶의 질 제고와 행복감 향상이 정책의 궁극적 목표가 되면서 정부는 정책 대상으로 개인과 사회가 행복해지기 위한 조건들을 살펴보고자 노력하고 있다. 즉, 국가와 지방정부는 행복과 삶의 질을 측정하고 주민들의 행복을 증진시킬 수 있는 정책 수단에 관심을 가지며, 특히 최근에는 청년의 행복에 많은 관심을 나타낸다. 현재 대한민국이 직면한 저출생, 지방 소멸 등의 중대한 과제의 중심

에는 청년이 있다. 경제적 부담, 사회적 요인, 가치관의 변화 등이 복합적으로 작동하면서 청년들은 결혼과 출산을 주저하고 있으며, 더욱이 청년들이 기회를 찾아 수도권과 대도시로 몰려들면서 지방대학의 위기, 지방 소멸의 위험에 처해 있다. 정부는 이러한 문제 인식 하에 청년들의 팍팍한 삶을 지원하기 위한 정책적 노력에 힘을 쏟고 있다.

이제는 농산어촌 뿐 아니라 대도시 지역에서도 소멸위험이 제기되면서<sup>1)</sup> 청년의 정주 여건은 지역사회와 지방자치단체의 주요 관심사가 되었다. 청년 유출은 지역의 활력을 떨어뜨리고 지역 쇠퇴를 초래할 수 있으며, 반대로 청년의 유입은 지역인구의 사회적 증가와 자연적 증가를 동시에 가져올 수 있고 유입된 청년들은 지역 내 경제활동인구로 활발한 역할을 하면서 지역의 발전에 기여할 수 있다.

인구구조를 살펴보면 전체인구 중 청년 인구의 비율은 감소하고 있는데, 특히 수도권에 비해 비수도권 청년 인구<sup>2)</sup>의 감소 폭이 더 크게 나타나고 있다[그림 4-1]. 수도권에서 청년 가구가 차지하는 비율은 지속적으로 증가하여 2022년 기준 일반 가구의 25.5%를 차지하였으며, 수도권 내에서는 서울(29.4%), 경기(23.4%), 인천(22.2%) 순으로 서울이 가장 높다(통계청 경인지방통계청, 2024). 반면, 비수도권에서 청년 가구가 차지하는 비율은 20.3%로 수도권 지역과의 차이를 알 수 있다[그림 4-1]. 이는 1인 가구 중심의 청년층이 비수도권에서 서울을 비롯한 수도권으로 유입되고 있음을 의미한다.



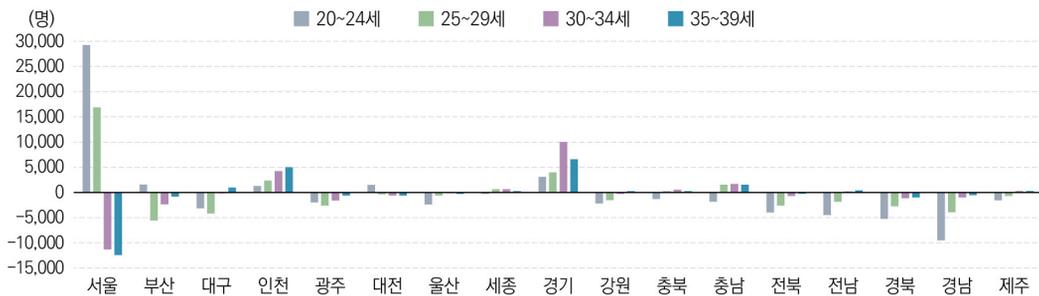
자료: 통계청 경인지방통계청 보도자료(2024.7), 2024 수도권 청년의 삶, pp.5-6

[그림 4-1] 청년인구 및 가구 변화(2018-2022)

1) 한국고용정보원은 2016년부터 20-39세 여성 인구수를 65세 이상 인구수로 나눈 값으로 소멸위험지수를 계산하여 소멸위험 지역을 측정하고 있는데, 2024년 3월 기준 부산이 광역시 중 최초로 소멸위험단계에 진입하였다(이상호, 2024)  
 2) 여기에서 인용한 보고서 '2024 수도권 청년의 삶'(통계청 경인지방통계청, 2024)의 청년 대상 연령은 만15-39세로 정의하였다.

최근의 인구이동통계를 살펴보면 인구 유입 상위지역은 대체로 수도권, 광역시와 도의 시 지역인 반면, 인구 유입 하위지역은 대부분 도의 군 지역인 것으로 나타나 수도권, 광역시로의 인구 유입이 많음을 알 수 있다(최예술, 2022). 한국노동패널자료를 활용하여 분석한 결과 고향을 떠나 수도권이나 주변 대도시로 유입되는 청년 인구의 수는 상승하는 추세로 행정안전부가 2021년 지정한 89개 인구감소지역에서 유출된 인구의 평균연령은 36세이며, 유출인구의 67.6%는 10-30대에 해당되어 청년층이 대부분인 것을 알 수 있다(최예술, 2022).

통계청 자료를 통해 2023년 청년들의 시도간 순이동(유입인구-유출인구)을 살펴보면(그림 4-2 참고), 20대 청년의 순이동이 많은 지역은 서울(46,205명), 경기(7,049명), 인천(3,657명), 대전(1,173명) 등의 순이고, 30대 청년 순이동이 많은 지역은 경기(16,748명), 인천(9,434명), 충남(3,167명), 세종(1,053명), 대구(1,017명) 등이다.



자료: 통계청, 국내인구이동통계

[그림 4-2] 시도별 청년 순이동자 수(2023)

청년층은 생애주기 특성상 주로 일자리, 교육 등을 이유로 주거 이동하는 경향을 보이는데, 과거에는 지방의 대도시들이 지방대학, 일자리 등을 통해 지역 청년 인구의 유출을 막는 버팀목 역할을 했으나 최근에는 이러한 흐름이 통용되지 않고 지방에서의 청년 유출 심화되고 있다. 2019년 기준 전체 청년 중 지방 소재 대학을 졸업하고 수도권에서 첫 직장을 잡는 비율은 19.4%를 차지하는 반면 수도권 소재 대학을 졸업하고 지방에서 첫 직장을 잡는 비율은 2.5%에 불과하다(하수정 외, 2022). 그리고 과거 10년 전과 비교했을 때 최근에는 지역의 청년들이 지역 대학에 진학하지 않고 20대 초반에 지역을 떠나 수도권으로 이동하는 비율이 크게 증가하였다(민보경, 2022).

오랜 기간 동안 진행된 농산어촌 청년층의 도시로의 탈출, 급속한 고령화 현상 등으로 이제는 지방 소멸을 우려할 만큼 인구감소가 심각한 상황이며, 이는 도시 지역과 비교하여 상대적으로 열악한 정주환경과도 맞물리는 것으로 판단된다. 특히 농산어촌 등의 비도시 지역은 도시 지역에 비해 각종 생활 인프라와 공공서비스로의 접근성이 낮아 정주환경의 질이 높지 않은 상황이므로 이를 구체적으로 살펴보기 위해 도시 지역과 비도시 지역의 생활여건이 행복에 어떻게 영향을 미치는지에 대한 연구가 필요하다. 그렇다면, 청년들이 모여드는 대도시에서 그들은 행복하고, 삶의 만족도는 높게 나타날까? 청년들의 삶은 거주지역별로 차이가 나타나고, 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인은 다르게 나타날까?

## II 거주지역별 청년들의 삶의 만족도 비교 결과 차이 나타나

본 연구는 국회미래연구원의 2023년 한국인의 행복조사 자료를 활용하여 분석하였다. 한국인의 행복조사 대상은 전국 거주 만15세 이상의 일반 국민이며, 표본들은 통계청 집계구를 활용하였다. 조사방법은 가구 방문하여 가구원 전원을 면접 조사하였고, 조사 완료된 전체 표본 수는 총 7,582가구의 16,305명으로 본 연구는 그 중 19-39세<sup>3)</sup> 청년 4,626명을 대상으로 표본을 선정하였으며, 이들의 거주지역을 묻는 설문문항에 대한 응답에 의해 대도시(2,125명), 중소도시(1,794명), 비도시(707명)로 구분하였다<sup>4)</sup>. 본 연구는 SPSS를 활용하여 기초통계분석, 아노바(ANOVA)분석, 회귀분석을 실시하였다. 먼저, 본 연구의 분석대상 표본에 대해 대도시, 중소도시, 비도시로 구분하여 인구통계학적 특성을 살펴본 결과 <표 4-1>, 개인소득에 있어 대도시가 월 400만원 이상의 고소득 청년들의 비율이 상대적으로 높은 편이었으며, 비도시는 월 100만원 이하의 저소득 청년들의 비율이 상대적으로 높게 나타났다. 그리고 대도시 지역에서는 대학재학 이상의 비율이 다른 지역에 비해 높은 편으로 나타났다. 혼인상태의 경우, 대도시

3) 청년의 연령은 청년기본법(19-34세), 서울시·경기도의 청년 기본조례(19-39세) 등에서 상이하게 정의하고 있으며, 본 연구는 19-39세를 대상으로 하였음

4) 거주지역에 대해서는 설문 문항 '지금 살고 계신 곳은 다음 중 어디에 가깝습니까? ①대도시 ②중소도시 ③도시화되고 있는 근교 지역 ④읍·면 소재지 ⑤소재지와 떨어진 평야 농촌 지역 ⑥소재지와 떨어진 산간 지역 ⑦소재지와 떨어진 어촌 지역'에 대한 응답을 활용하여 대도시(①), 중소도시(②), 비도시(③+④+⑤+⑥+⑦)로 간소화하여 분류하였음

(77.3%)는 중소도시(74.5%), 비도시(74.7%)에 비해 미혼의 비율이 높은 특징을 나타냈다.

〈표 4-1〉 분석대상 표본의 인구통계학적 특성

단위: %

구분		대도시	중소도시	비도시
성별	남성	52.3	51.8	53.9
	여성	47.7	48.2	46.1
연령대	19-29세	49.3	49.7	50.7
	30-39세	50.7	50.3	49.3
혼인상태	미혼	77.3	74.5	74.7
	기혼	21.8	24.9	21.9
	사별, 이혼	0.9	0.6	3.5
개인소득	소득없음	17.3	18.0	22.1
	100만원 미만	4.5	3.5	4.8
	100만원 이상-200만원 미만	5.3	7.4	8.4
	200만원 이상-300만원 미만	39.5	39.0	39.1
	300만원 이상-400만원 미만	24.1	25.2	20.3
	400만원 이상-500만원 미만	6.4	5.4	4.0
학력	500만원 이상	2.9	1.4	1.3
	대학재학 이상	91.4	89.2	85.4
	고졸 이하	8.6	10.8	14.6

대도시, 중소도시, 비도시 청년들의 생활을 비교하기 위해 먼저 행복감<sup>5)</sup>과 전반적 삶에 대한 만족도<sup>6)</sup>에 대한 응답의 평균값을 지역별로 비교한 결과 유의미한 차이가 나타났다. 행복감의 경우, 대도시에 거주하는 청년들의 행복감(6.86점)이 가장 높았으며, 중소도시(6.81점), 비도시(6.73점) 순으로 나타났다. 청년들의 삶에 대한 전반적 만족도를 살펴보면, 대도시(4.87점)와 중소도시(4.84점)가 비도시(4.71점)보다 높은 경향을 나타냈다.

5) 전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까? (0: 전혀 행복하지 않다 - 10: 매우 행복하다)

6) 나는 나의 삶에 대해 전반적으로 만족한다(1: 전혀 동의 안함 - 7:매우 동의함)

〈표 4-2〉 행복감, 전반적 삶에 대한 만족도 평균 비교

변수	지역	평균	표준편차	F	Scheffe
행복감 (10점 만점)	대도시(a)	6.86	1.215	3.466*	
	중소도시(b)	6.81	1.148		
	비도시(c)	6.73	1.253		
전반적 삶 만족도 (7점 만점)	대도시(a)	4.87	.976	7.107***	c(b,a)
	중소도시(b)	4.84	.979		
	비도시(c)	4.71	1.055		

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

청년들의 지역에서의 일상생활과 관련한 응답을 분석한 결과 동네환경 만족도<sup>7)</sup>, 좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족<sup>8)</sup>에 대해서는 통계적으로 유의한 지역간 차이가 나타나지 않았으나 통근시간<sup>9)</sup>, 동네에서 운동(조깅, 산책)<sup>10)</sup>, 동네에서 장보기<sup>11)</sup>, 동네 안전감<sup>12)</sup>에 대한 응답 결과는 차이가 발견되었다. 통근시간은 대도시(52.5분)가 가장 길었으며, 중소도시(47.1분), 비도시(39.7분) 순으로 나타나 유의한 차이를 나타냈다. 거주하는 동네에서 조깅, 산책 같은 운동을 하기에 적합한지에 대해서는 대도시(3.76점)와 중소도시(3.76점)에 비해 비도시(3.63점)가 비교적 낮은 수준으로 나타났다. 거주하는 동네에서의 식재료 구입 등 장보기가 용이한지에 대해서도 대도시(3.78점)와 중소도시(3.73점)에 비해 비도시(3.42점)가 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다. 거주하는 동네에서의 안전에 대한 응답은 중소도시(3.62점)가 대도시(3.77점), 비도시(3.75점)에 비해 상대적으로 낮은 편을 알 수 있었다.

- 
- 7) 귀하는 동네환경에 대해 얼마나 만족하십니까?(0: 전혀 만족하지 않는다-10: 매우 만족한다)
  - 8) 귀하는 좋아하는 일을 하는 데 사용할 수 있는 시간의 양에 대해 얼마나 만족하십니까?(0: 전혀 만족하지 않는다-10: 매우 만족한다)
  - 9) 귀하가 출퇴근하는데 걸리는 시간은 평균적으로 얼마입니까? (왕복기준, 분)
  - 10) 내가 사는 동네는 조깅, 산책 같은 운동을 하기에 적합하다(1: 전혀 그렇지 않다-5: 매우 그렇다)
  - 11) 내가 사는 동네는 식료품 구입, 식재료 장보기가 용이하다(1: 전혀 그렇지 않다-5: 매우 그렇다)
  - 12) 내가 사는 동네는 안전하다(1: 전혀 그렇지 않다-5: 매우 그렇다)

〈표 4-3〉 일상생활 변수 평균 비교

변수	지역	평균	표준편차	F	Scheffe
통근시간	대도시(a)	52.54	28.635	44.751***	c<b<a
	중소도시(b)	47.12	22.386		
	비도시(c)	39.79	21.979		
동네에서 운동	대도시(a)	3.76	0.719	8.340***	c<b,a
	중소도시(b)	3.76	0.761		
	비도시(c)	3.63	0.884		
동네에서 장보기	대도시(a)	3.78	0.804	52.033***	c<b,a
	중소도시(b)	3.73	0.788		
	비도시(c)	3.42	0.948		
동네 안전	대도시(a)	3.77	0.747	19.956***	b<c,a
	중소도시(b)	3.62	0.768		
	비도시(c)	3.75	0.789		
동네 환경	대도시(a)	6.28	1.389	2.488	
	중소도시(b)	6.25	1.455		
	비도시(c)	6.40	1.631		
좋아하는 일을 하는 시간의 양	대도시(a)	6.33	1.518	0.562	
	중소도시(b)	6.33	1.527		
	비도시(c)	6.40	1.711		

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

일상생활에서 느끼는 감정, 구체적으로 우울<sup>13)</sup>, 스트레스<sup>14)</sup>, 외로움<sup>15)</sup> 관련 응답을 분석한 결과, 우울, 스트레스, 외로움의 경우 통계적으로 유의미한 차이가 나타나 비도시지역에 비해 도시지역에서 상대적으로 높음을 확인하였다. 우울은 대도시(2.05점), 중소도시(2.02점)에 비해 비도시(1.50점)가 비교적 낮게 나타났다. 스트레스의 경우, 대도시(3.51점)가 높으며 중소도시(3.39점)도 비슷한 수준이었으나 상대적으로 비도시(2.97점)는 낮은 편임을 알 수 있었다. 외로움은 대도시(2.78점), 중소도시(2.74점)에 비해 비도시(2.12점)는 낮게 나타났다. 종합하면, 도시의 청년들은 우울, 스트레스, 외로움의 감정을 상대적으로 빈번하게 느낌을 알 수 있었다.

13) 귀하는 어제 우울을 얼마나 느끼셨습니까?(0: 전혀 느끼지 못함-10: 온종일 느낌)

14) 귀하는 어제 스트레스를 얼마나 느끼셨습니까?(0: 전혀 느끼지 못함-10: 온종일 느낌)

15) 귀하는 어제 외로움을 얼마나 느끼셨습니까?(0: 전혀 느끼지 못함-10: 온종일 느낌)

〈표 4-4〉 정서 변수 평균 비교

변수	지역	평균	표준편차	F	Scheffe
우울	대도시(a)	2.05	1.981	21.497***	c(b,a)
	중소도시(b)	2.02	2.134		
	비도시(c)	1.50	1.935		
스트레스	대도시(a)	3.51	2.014	16.863***	c(b,a)
	중소도시(b)	3.39	2.301		
	비도시(c)	2.97	2.176		
외로움	대도시(a)	2.78	2.182	24.201***	c(b,a)
	중소도시(b)	2.74	2.377		
	비도시(c)	2.12	2.214		

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

지역 청년들의 신뢰를 살펴보기 위해 가족에 대한 신뢰<sup>16)</sup>, 이웃에 대한 신뢰<sup>17)</sup>, 일반적 신뢰<sup>18)</sup> 관련 응답을 분석한 결과, 일반적 신뢰의 경우 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았으나 가족 신뢰, 이웃 신뢰는 지역간 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다. 가족에 대한 신뢰는 비도시(3.75점)가 대도시(3.67점), 중소도시(3.64점)에 비해 유의하게 높은 경향임을 확인하였다. 이웃에 대한 신뢰 역시 비도시(2.86점)가 중소도시(2.68점), 대도시(2.67점) 보다 상대적으로 높은 수준임을 알 수 있었다.

〈표 4-5〉 신뢰 변수 평균 비교

변수	지역	평균	표준편차	F	Scheffe
가족 신뢰	대도시(a)	3.67	0.528	11.082***	b,a<c
	중소도시(b)	3.64	0.529		
	비도시(c)	3.75	0.457		
이웃 신뢰	대도시(a)	2.67	0.732	19.162***	a,b<c
	중소도시(b)	2.68	0.734		
	비도시(c)	2.86	0.652		
일반적 신뢰	대도시(a)	3.44	0.742	2.108	
	중소도시(b)	3.39	0.823		
	비도시(c)	3.43	0.782		

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

16) 귀하는 가족(친척포함)에 대해 얼마나 신뢰하십니까?(1: 전혀 신뢰하지 않는다-4: 매우 신뢰한다)

17) 귀하는 이웃에 대해 얼마나 신뢰하십니까?(1: 전혀 신뢰하지 않는다-4: 매우 신뢰한다)

18) 대부분의 사람들은 믿음만하다(1: 전혀 동의하지 않음-5: 매우 동의함)

### III 청년들의 행복에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

행복에 무슨 요인이 어떻게 영향을 미치는가 즉, 행복방정식에 대한 연구는 그동안 많이 이루어져 왔다. 행복에 영향을 미치는 요인은 다양해 나이(Frijters·Beatton, 2012), 혼인상태(Gerlach·Stephan, 1996; Theodossiou, 1998; 변미리 외, 2017) 등 인구특성이 영향을 미치기도 하며, 고용 상태, 소비생활 만족도(Clark, 2003; 박민진 외, 2021) 등의 경제적 요인과 건강(Clark·Oswald, 1994), 신뢰 및 사회적 관계(Lim et al., 2021; Helliwell et al., 2022) 등이 행복에 영향을 미친다고 알려져 있다.

행복은 감정과 밀접히 관련되어 있으며 행복과 불행은 우리가 느끼는 정서의 유형에 따라 구분되기도 한다. 외로움은 사회적 공동체와 개인 수준에 뿌리를 두고 있는 복잡한 사회문제로 사회적 관계에 대한 개인의 인식이다(박민진·김성아, 2022). 외로움은 사회단체 활동, 사회적 교류, 사회적지지 등과 관련되어 있으며 사회적 고립 정도가 높을수록 삶의 만족도는 낮아지는 경향이 있다(통계청 통계개발원, 2021). 우울은 정신건강 문제의 대표적 증상으로 가족생활 만족도와 대인관계는 우울을 매개로 자살 생각에 효과를 미치는 것으로 보고되었다(이수인, 2016). 대도시, 농어촌 등 지역의 라이프스타일에 따라 스트레스의 정도가 다르게 나타날 수 있다. 질병관리청(2023)의 보고서에 따르면 스트레스 인지율은 농촌의 군 지역이 22.5%이고, 특별시의 구는 25.7%로 나타나 대도시 주민이 비도시 주민에 비해 스트레스 인지율이 높음을 알 수 있다. 일상생활의 스트레스는 행복감에 부정적인 영향을 미치며 특히, 청소년을 대상으로 한 연구에 따르면 사회에 긍정적인 태도를 지닌 청소년일수록 스트레스의 효과를 완화시켜 행복감에 긍정적인 영향을 미치는 것을 알 수 있다(조경화·고재홍, 2012). 그러므로 외로움, 우울, 스트레스는 전반적인 삶의 만족도와 관련성이 있다고 할 수 있다. 이처럼 행복과 관련된 요인들은 다양한데, 이 중 소득은 행복과 명확한 상관성을 보이며, 행복감을 향상하는 주요 요인으로 강조되고 있다(Yuta et al., 2021). 경제적 측면에서 이스털린의 역설은 삶의 만족도에 영향을 미치는 비화폐적 요인에 대한 중요성을 확인하였으며, 기본적인 필요를 충족시키면 삶의 만족도는 비화폐적 요인에 의해 더 영향을 받는다는 설명이 제시되기도 하였다(Lane, 2000). 그러므로 아직 경제적 여건이 충분히 확보되지 않은 청년층의 경우 소득과 같은 화폐적 요인이 삶의 만족도에 영향력을 미칠 수 있다. 청년의 행복 영향 요인을 분석한 일부 연구들은 청년의 경우 심리적, 주관적

요인이 객관적 요인보다 행복에 더 큰 영향력을 미침을 확인하기도 하였으며(김지경, 2018), 가구 소득, 부모, 학교, 지역사회 등의 환경적 요인보다는 자아 존재감, 자아 탄력성과 같은 개인적 요인이 상대적으로 행복감에 영향력을 미치는 것을 발견하였다(성은모·김균희, 2013). 전반적으로 청년은 다른 세대와 마찬가지로 사회적 신뢰, 사회적 관계, 나이, 결혼상태 등이 행복에 영향을 미치며, 한편으로는 기성세대와 다른 경향을 보이며 사회공정성에 대한 인식이 행복에 영향을 미치기도 한다(박민진 외, 2021).

선행연구를 검토하여 본 연구는 행복의 영향요인을 살펴보기 위해 종속변수를 ‘전반적 삶의 만족도’로 하여 ‘나는 나의 삶에 대해 전반적으로 만족한다’라는 문항에 대해 ‘전혀 동의하지 않는다’, ‘보통’, ‘매우 동의한다’ 순으로 7점 척도로 측정된 응답 값을 활용하였다. 독립변수의 경우, 관련 선행연구들을 바탕으로 삶의 만족도 영역을 기본으로 하여 개인적 요인인 나이, 성별, 혼인여부, 소득, 학력, 그리고 정서적 요인으로 우울, 스트레스, 외로움 등의 변수를 사용하였다. 그리고 일상생활 특성이 청년들의 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보기 위해 통근시간, 동네에서 운동, 동네에서 장보기, 동네 안전감, 동네환경, 좋아하는 일을 하는 시간의 양을 변수에 포함하여 분석하였다. 그리고 사회적 요인과 삶의 만족도와의 관계를 살펴보고자 가족신뢰, 이웃신뢰, 일반적인 신뢰를 분석을 위한 변수에 포함하였다.

〈표 4-6〉 본 연구의 측정 변수 설명

유형	변수	측정
종속	전반적 삶 만족도	나는 나의 삶에 대해 전반적으로 만족한다 (0:전혀 동의 안함-7:매우 동의함)
개인특성	나이	나이
	성별	여성1, 남성0 (준거: 남성)
	혼인상태(배우자 유무)	기혼(배우자 있음)=1, 배우자없음(미혼, 이혼, 사별)=0 (준거: 배우자없음)
	개인소득	월 평균 개인소득(1:소득없음, 2:100만원 미만, 3: 100-200만원, 4: 200-300만원, 5: 300-400만원, 6:400-500만원, 7:500-600만원, 8:600-700만원, 9:700-800만원, 10:800-900만원, 11:900-1,000만원, 12:1,000만원 이상)
일상생활	학력	대학재학이상=1, 고졸이하=0 (준거: 고졸이하)
	통근시간	출퇴근 평균 시간(분)
	동네에서의 운동적합성	내가 사는 동네는 조깅, 산책 같은 운동을 하기에 적합함 (1:전혀 그렇지 않다-5:매우 그렇다)

유형	변수	측정
	동네에서의 장보기 활동	내가 사는 동네는 식료품 구입, 식재료 장보기가 용이함 (1:전혀 그렇지 않다-5:매우 그렇다)
	동네에서의 안전감	내가 사는 동네는 안전함(1:전혀 그렇지 않다-5:매우 그렇다)
	동네환경 만족도	자신의 삶에 있어 동네환경에 대한 만족도 (0:전혀 만족하지 않는다-10:매우 만족한다)
	좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족도	향후 5년 이후에도 현재 시군구에서 거주하고 싶다 (1:그렇지 않다-5:매우 그렇다)
정서	우울	어제 느낀 우울의 감정(0: 전혀 느끼지 못함-10:온종일 느낌)
	스트레스	어제 느낀 스트레스의 감정(0: 전혀 느끼지 못함-10:온종일 느낌)
	외로움	어제 느낀 외로움의 감정(0: 전혀 느끼지 못함-10:온종일 느낌)
신뢰	가족 신뢰	가족(친척 포함) 신뢰도(1:전혀 신뢰하지 않는다-4:매우 신뢰한다)
	이웃 신뢰	이웃 신뢰도(1:전혀 신뢰하지 않는다-4:매우 신뢰한다)
	일반적 신뢰	대부분 사람들은 믿을만하다 (0: 전혀 동의하지 않음-5:매우 동의함)

회귀분석을 통해 거주지역별 청년들의 삶의 만족도 영향요인을 살펴본 결과, 지역별 차이를 확인할 수 있었다. 먼저, 대도시 청년들은 소득이 높을수록, 학력수준이 높을수록, 동네여건이 운동하기 좋을수록, 동네환경에 대한 만족도가 높을수록, 좋아하는 일에 대한 시간의 양에 대해 만족할수록, 우울감이 적을수록, 스트레스가 낮을수록, 일반적인 신뢰가 높을수록 삶의 만족도가 상대적으로 높은 경향을 보였다. 중소도시에 거주하는 청년들은 나이가 어릴수록, 기혼의 경우, 통근시간이 길수록, 동네여건이 장보기 용이할수록, 동네환경 만족도가 클수록, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 만족할수록, 우울감이 적을수록, 스트레스가 높을수록, 가족 신뢰가 클수록, 일반적 신뢰가 클수록 삶의 만족도가 높은 경향을 나타냈다. 비도시의 청년들은 나이가 많을수록, 동네환경에 대한 만족도가 높을수록, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족이 높을수록, 외로움이 적을수록, 일반적 신뢰가 높을수록 삶의 만족도가 상대적으로 높은 편임을 알 수 있었다.

종합적으로, 대도시, 중소도시, 비도시의 청년층 삶의 만족도에 영향을 미치는 공통적인 요인은 동네환경 만족도, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족도, 일반적 신뢰임을 확인할 수 있었다. 거주지역에 따라 청년들의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인에 차이가 나타나기도 했는데, 대도시 청년들은 소득의 경제적 요인이 유의미한 영향

력을 나타냈으며, 스트레스가 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 중소도시에 거주하는 청년들은 다른 지역과 달리 혼인상태, 가족 신뢰가 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었으며 통근시간과 스트레스가 청년들의 삶의 만족도에 양(+의) 관련성을 나타내 이에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 그리고 비도시에 거주하는 청년들은 외로움이 통계적으로 유의하게 삶의 만족도에 영향력을 미치는 것으로 나타나 다른 지역과의 차별되는 점을 확인하였다.

〈표 4-7〉 삶의 만족도 영향요인 분석결과

변수	모델1: 대도시		모델2: 중소도시		모델4: 비도시		
	B	베타	B	베타	B	베타	
(상수)	<b>2.137***</b>		<b>2.175***</b>		<b>1.537**</b>		
개인 특성	나이	-0.002	-0.011	<b>-0.018**</b>	-0.086	<b>0.021*</b>	0.113
	성별(여성)	0.078	0.041	0.064	0.034	0.040	0.022
	혼인상태(기혼)	0.068	0.030	<b>0.243***</b>	0.115	-0.074	-0.035
	개인소득	<b>0.084**</b>	0.078	0.016	0.014	0.070	0.068
	학력(대재이상)	<b>0.245***</b>	0.079	0.032	0.011	-0.043	-0.018
일상 생활	통근시간	0.000	-0.014	<b>0.005***</b>	0.117	-0.000	-0.003
	동네에서 운동	<b>0.123***</b>	0.092	-0.035	-0.028	-0.050	-0.048
	동네에서 장보기	0.017	0.015	<b>0.116**</b>	0.097	-0.011	-0.011
	동네 안전감	0.061	0.047	-0.046	-0.040	0.057	0.045
	동네환경 만족도	<b>0.112***</b>	0.154	<b>0.054*</b>	0.082	<b>0.095**</b>	0.162
좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족도	<b>0.137***</b>	0.215	<b>0.122***</b>	0.194	<b>0.154***</b>	0.270	
정서	우울	<b>-0.049***</b>	-0.101	<b>-0.051**</b>	-0.117	0.029	0.067
	외로움	-0.006	-0.014	0.030	0.074	<b>-0.074***</b>	-0.199
	스트레스	<b>-0.052***</b>	-0.108	<b>0.034**</b>	0.084	-0.001	-0.002
신뢰	가족신뢰	0.011	0.006	<b>0.172***</b>	0.100	0.116	0.065
	이웃신뢰	-0.060	-0.047	-0.041	-0.030	-0.049	-0.033
	대부분 사람들은 믿을 만하다	<b>0.102**</b>	0.078	<b>0.284***</b>	0.239	<b>0.158**</b>	0.126
F	34.497***		17.822***		8.126***		
adj. R <sup>2</sup>	0.286		0.193		0.221		
Durbin-Watson	1.890		1.825		1.831		

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

## IV 결론 및 정책적 제언

청년층이 일자리, 교육 등을 이유로 고향을 떠나 대도시, 수도권으로 이동하고 있는 현 상황에서 대도시, 중소도시, 비도시로 구분하여 삶의 만족도를 비교한 결과 대도시 청년들의 삶의 만족도가 가장 높게 나타났으며, 비도시 청년들의 삶의 만족도가 상대적으로 낮은 편임을 확인하였다. 실증적 분석을 통해 도시에 거주하는 청년들이 비도시에 거주하는 청년들에 비해 상대적으로 삶의 만족도 수준이 높은 것을 알 수 있어 도시가 제공하는 생활여건과 어메니티는 청년층의 삶의 만족도에 긍정적으로 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다.

도시와 비도시에서의 청년들의 생활을 비교한 결과, 통근시간은 도시지역이 비도시지역보다 긴 것을 알 수 있었고, 동네에서 조깅, 산책 등 운동하기 위한 여건, 동네에서 장보기 용이성은 도시지역이 비도시지역에 비해 양호함을 알 수 있었다. 반면, 중소도시는 동네에서의 안전감이 대도시와 비도시지역에 비해 상대적으로 미흡한 것으로 나타나 중소도시에서의 청년의 삶의 질 향상, 지역정착을 위해서는 치안, 안전, 재난 등의 생활인프라를 개선책을 마련하는 것이 필요하다.

청년들은 도시에서 전반적 삶의 만족도는 높지만 우울, 스트레스, 외로움의 감정은 비도시에 비해 자주 느끼며, 도시에서의 가족, 이웃에 대한 신뢰는 비도시에 비해 낮은 편이었다. 본 연구의 청년 표본 분석 결과, 대도시는 대졸이상(대학재학 포함)의 고학력 청년들의 비율이 높은 편으로 나타났으며, 구간별 월 소득분포를 살펴보면 400만원 이상이 타 지역에 비해 높게 나타나 이러한 일자리 요인들이 다른 지역에서의 대학생, 구직자 등의 청년들을 유인하는 요인(pull factor)으로 작용하는 것으로 판단된다. 청년들은 좋은 일자리, 경제적 요인을 찾아 대도시로 이동하지만 대도시에서의 삶은 외로움과 같은 사회적 고립의 상태에 처할 수 있는 위험도 있다. 사회적 고립은 개인의 선택이 아닌 비자발적인 요인에 의해 개인과 사회와의 상호작용이 지속적으로 감소하여 사회의 일원으로서 누려야 할 권리로부터 배제되어 외부와 고립된 상태(김춘남 외, 2018)이므로 개인의 건강은 물론 은둔형 외톨이, 자살, 고독사 등 사회 문제로 확산될 수 있기에(박민진·김성아, 2022) 도시에서의 청년들의 사회적 고립 예방을 위한 지원책을 마련하는 것이 필요하다.

청년들의 삶의 만족도 향상을 위해서는 지역 특성에 맞는 차별화된 전략이 필요하다. 청년의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 살펴본 결과, 대도시는 스트레스가 높을수록 삶의 만족도가 낮게 나타났으며, 비도시에서는 외로움이 높을수록 삶의 만족도가 낮아지는 경향을 보였고, 중소도시에는 혼인여부와 가족신뢰 수준이 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치는 것을 확인하였다. 그러므로 청년들의 삶의 만족도를 제고하기 위해 대도시 지역에서는 스트레스 완화를 위한 정신건강 관련 프로그램을 제공하고, 비도시에서는 외로움을 해소하기 위한 프로그램이 효과적일 수 있다. 즉, 국가 차원에서의 일관된 청년 정책의 지원도 필요하지만 지역별, 지자체별 실정을 고려하여 생활 밀착형 서비스의 적극적인 제공을 통해 각 지역에 맞는 청년 행복 제고 전략을 마련하는 것이 실효성 있을 것이다. 지금까지의 행복연구는 세대별 인구나 인구의 연령, 성별, 학력, 소득 등 사회경제학적 관점에 치중된 경향을 보였으나, 지역은 인간의 실질적인 삶을 영위하는 밀접한 변수로 지방소멸이 우려되는 현 시점에서 지역의 정주여건과 그에 대한 만족도가 행복에 미치는 영향에 대한 좀 더 깊이 있는 연구를 통해 지역발전을 위한 청년정책을 마련하는 것이 필요하다.

최근 정부는 인구의 자연감소, 초고령화, 지방소멸 등을 인구리스크로 언급하고, 사회경제적 충격에 대비한 선제적 대응을 주문하고 있다. 그러나 이러한 위기는 더욱 가속화될 우려가 커지고 있으며, 이에 대한 정책대응은 선제적인 것이라고 보기 어려운 상황으로, 더욱이 비수도권의 농산어촌 지역이 경험하고 있는 청년 인구 유출에 따른 인구감소와 초고령화, 이에 따른 지역경제 침체, 생활여건 악화 등 악순환의 고리는 생활만족도와 행복의 질을 낮추는 구조적 요인으로 작용하고 있다. 인구감소와 관련된 출산, 전출입이동 등의 이슈는 개인의 선택과 결정으로 나타나는 경향이 강하기 때문에 다양한 삶의 질 제고 전략, 예를 들면 좋은 일자리 마련, 아이 낳고 기르기 좋은 환경 조성, 주거환경 개선 등을 통해 다양한 개인의 삶의 질이 향상될 수 있는 여건을 제공함으로써 삶의 질 제고 전략과 인구정책 연계할 수 있으므로 지역맞춤형의 청년 행복 제고 전략을 마련하는 것이 필요하다.

## 참고문헌

- 김지경(2018), 청년세대 삶의 인식 수준과 행복도의 영향 요인, 「한국사회정책」 25(3), 209-245.
- 민보경(2021) 한국인의 미래 가치관 조사, 국가미래전략 Insight 10호, 국회미래연구원.
- 민보경(2022) 청년은 어느 지역에 살고, 어디로 이동하는가, 국가미래전략 Insight 58호, 국회미래연구원.
- 박민진·김성아(2022) 1인가구의 외로움과 사회적 고립 및 정신건강 문제의 특성과 유형, 「보건사회연구」42(4), 127-141.
- 박민진·민보경·이민주(2021), 미래세대의 행복과 영향 요인 연구: MZ세대를 중심으로, 「도시행정학보」 34(4), 121-147.
- 변미리·박민진·김진아(2017), 「서울 미래세대 리포트」, 서울연구원.
- 성은모·김균희(2013), 청소년의 행복에 영향을 미치는 개인특성과 환경특성 간의 관계 분석, 「한국청소년연구」 71, 177-202, 한국청소년정책연구원.
- 이상호(2024), 지방소멸 2024: 광역대도시로 확산하는 소멸위험, 지역산업과 고용 (Vol.12), 125-137, 한국고용정보원·한국지역고용학회.
- 최예술(2022) 인구감소지역의 인구변화 실태와 유출인구 특성 분석, 워킹페이퍼 (WP22-06), 국토연구원.
- 하수정·이차희·심혜민·이종표(2022), 청년의 지역이동과 정착, 균형발전 모니터링&이슈 Brief(제11호), 국토연구원.
- 통계청 경인지방통계청(2024) 2024 수도권 청년의 삶 (보도자료, 2024.7.25.)
- Clark, A. E.(2003). Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data. *Journal of Labor Economics*, 21(2): 323-351.
- Clark, A. E., and Oswald, A. J.(1994), Unhappiness and unemployment., *The Economic Journal* 104(424): 648-659
- Frijters, P., & Beaton, T.(2012). The mystery of the U-shaped relationship between happiness and age. *Journal of Economic Behavior & Organization*,

82(2-3): 525-542.

Gerlach, K., and Stephan, G.(1996), A paper on unhappiness and unemployment in Germany, *Economics Letters* 52(3): 325-330.

Helliwell, John F., Richard Layard, Jeffrey Sachs, and Jan-Emmanuel De Neve, eds.(2022), *World Happiness Report 2021*. New York: Sustainable Development Solutions Network.

Lane, R. E.(2000), Diminishing returns to income, companionship—and happiness, *Journal of Happiness Studies* 1(1): 103-119

Theodossiou, I.(1998), The effects of low-pay and unemployment on psychological well-being: A logistic regression approach, *Journal of Health Economics* 17(1): 85-104.

Yuta J., Masuda·Jason R and Williams·Heather Tallis.(2021), “Does Life Satisfaction Vary with Time and Income? Investigating the Relationship Among Free Time, Income, and Life Satisfaction, *Journal of Happiness Studies* 22:2051-2073.

## 제5장

성별과 주요 행복 영향 요인의 상호작용 검토

---



## 제5장

# 성별과 주요 행복 영향 요인의 상호작용 검토

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

김성근(경기대학교)·이채정(국회미래연구원)

- 행복에 영향을 미치는 요인으로 언급되는 연령, 소득, 노동경험, 결혼상태, 주관적 건강상태 등 5개 변수가 어떻게 성별과 상호작용을 하고 있는가를 분석
- 분석 결과, 여성은 남성에 비하여 연령이 증가할수록 행복감이 낮아질 가능성이 높으며, 일 경험이 여성의 행복감에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있는 것으로 추정
- 한국의 경우 노인세대일수록 남성생계부양자-여성돌봄제공자(male breadwinner and female caregiver model)로 가구가 구성되는 성별분업구조가 일반적이었기 때문에, 여성 노인일수록 각종 사회보장제도의 사각지대에 놓여있고, 극심한 한국의 노인 빈곤 문제에 노출될 가능성이 높음
- 남성에 비해 여성의 행복감이 낮은 사회구조적인 요인에 대한 심도 있는 분석을 통하여, 정책적 개입을 통해 성별 행복 불평등문제를 완화할 수 있는 방안을 모색할 필요

### I 성별에 따른 행복감의 차이

주관적 안녕감(subjective well-being) 혹은 행복에 대한 연구가 증가하면서, 집단 간 행복감의 차이에 대한 관심도 높아져 왔다. 특히, 성별 행복감의 차이에 대한 연구는 많은 관심을 받아왔으나, 선행연구 결과들은 일관되지 않았다. 성별에 따른 행복은 지난 수십 년간 꾸준히 연구되어 온 주제이다. 일부 연구자들은 다양한 조사 결과를 바탕으로 여성이 남성보다 행복 수준이 높은 경향을 보인다고 주장한다(Montgomery, 2022). 반면, 다른 연구에서는 여성이 소득(균등화), 교육, 건강 수준, 그리고 행복 수준에서 남성보다 낮은 경향을 보이며, 불안과 두려움을 느낄 가능성이 더 크다고 지적한다(Herbst, 2011; 변미리 외, 2021; Montgomery, 2022).

남성과 여성 간 행복 격차를 보여주는 대표적인 연구로는 2009년 펜실베니아대학교 경영대학원이 발표한 여성 행복 감소의 역설(Paradox of Declining Female Happiness)

이 있다. 이 연구는 여성의 '주관적 행복' 요인을 조사한 결과, 미국 여성의 삶이 객관적 측면에서는 개선되고 있음에도 불구하고, 행복 수준은 여전히 남성보다 낮게 나타난다는 점을 밝혀냈다. 미국 경제 불황으로 인한 여성 복지의 상대적 감소가 주요 원인으로 지적되었다. Stevenson와 Wolfers(2009)는 지난 몇십 년간 여성의 절대적 및 상대적 행복이 감소하고 있다는 경험적 증거를 제시했다. 30년에 걸쳐 남성과 여성의 행복을 분석한 결과, 남성의 행복 수준은 1970년대 초반 이후로 큰 변화가 없었던 반면, 여성은 급격한 하락세를 보였음을 확인했다(Herbst, 2011; 민보경·박민진, 2023 재인용).

성별 행복감의 차이를 다룬 메타분석연구를 살펴보면, Haring, et al.(1984)은 남성이 여성보다 높은 삶의 만족도를 보인다고 결론지었고, Wood, et al.(1989)은 반대로 남성이 여성보다 낮은 행복감을 보인다고 보았다. Pinquart & Sörensen(2001)은 남성이 여성보다 약간 높은 삶의 만족도를 보였다고 보고하였다.

필요 충족 이론(Need-fulfillment theory, Tay & Diener, 2011)은 주관적 안녕감 혹은 행복감이 개인의 신체적, 심리적 필요 충족에 따라 달라지며, 이는 사회적 시스템과 조건에 의해 저해되거나 촉진될 수 있다고 설명한다. 따라서 성별 불평등이 만연한 상황에서 여성들은 평균적으로 남성보다 낮은 주관적 안녕감을 보고할 것으로 예상할 수 있다. 즉, 행복감의 성별 차이는 사회적 차별을 평가하는 데 중요한 지표로 작용할 수 있다(Hyde, 2005). 이러한 맥락에서 Batz-Barbarich, et al. (2018)은 성별 행복감과 직무만족도를 비교하는 메타분석을 실시하여, 일을 중심으로 한 사회적 환경이 성별 행복감의 차이에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보고자 하였다.

Batz-Barbarich, et al. (2018)은 주관적 행복감 측정 방식, 표본의 변동성, 표본이 수집된 국가의 성별 불평등 수준을 고려하여 성별 차이에 대한 메타 분석을 수행했다. 281개의 삶의 만족도 효과 크기(N=1,001,802)와 264개의 직무 만족도 효과 크기(N=341,949)를 기반으로 한 결과, 유의미한 성별 차이는 발견되지 않았다. 추가 분석에서는 삶의 만족도와 직무 만족도를 모두 사용한 연구에서, 여성의 직무 만족도가 유의미하게 낮았지만 삶의 만족도는 그렇지 않았다. 성 불평등 지수를 사용한 분석에서는 국가의 성 불평등이 클수록 직무 만족도에서 성별 차이가 커지는 것으로 나타났지만, 삶의 만족도에서는 그렇지 않았다. 요컨대, 국가의 성 불평등은 여성의 직무 만족도가 상대적으로 낮게 나타나는 데 영향을 미치지만, 직무 만족도와 행복감 사이에는 유의미

한 관계가 성립하기 어렵다는 점을 시사한다. 특히, 여성의 경우 남성에 비해 직무 만족도가 낮지만, 삶의 만족도 혹은 행복감에서는 성별 차이가 나타나지 않을 가능성이 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

한국의 경우, 남성보다 여성이 삶의 만족도 혹은 행복감이 낮게 나타나는 것으로 보고되고 있다. 질병관리청의 「생애주기별 한국인의 행복지수 영향요인」 보고서(2023)에 따르면, 전체 조사 대상의 행복지수는 10점 만점에 6.68점으로 낮은 편이었고, 주관적으로 행복하다고 느끼는 비율은 전체의 34.7%였다. 이는 2015년 지역사회건강조사에 참여한 19세 이상 성인 22만6천545명(남자 10만2천284명, 여자 12만4천261명)을 대상으로 행복지수와 주관적 행복감에 영향을 주는 요인을 분석한 결과이다. 성별로는 남자 35.4%, 여자 34.2%로 근소한 차이로 남자가 약간 높았다. 주관적 행복감 인지율을 생애주기별(연령별)로 나눠보면, 19~44세 39.5%, 45~64세 35.3%, 65~74세 29.7%, 75세 이상 25.7% 등으로 나이가 많아질수록 낮아졌다.

삶의 만족도 혹은 행복감에 있어 성별 차이가 나타나지 않는다는 메타분석 결과를 고려하면(Huebner et al., 2000; Csikszentmihalyi and Hunter, 2003; Park and Huebner, 2005), 한국 사회의 성별 행복감의 차이가 실재하는지와 유의미한 수준의 차이인가를 살펴볼 필요가 있다. 뿐만 아니라, 성별이나 연령 등과 같은 인구학적 요인 뿐만 아니라 사회구조적 특성이 반영되어 나타나는 직무 만족도나 일에 대한 우선순위를 고려했을 때에도 한국의 경우 성별 행복감의 차이가 있다고 볼 수 있는가에 대한 분석이 필요하다.

본 분석에서는 성별 행복감의 차이를 보다 상세하게 분석하기 위하여 행복에 영향을 미치는 요인들로 많이 언급되는 연령, 소득, 노동경험, 결혼상태, 주관적 건강상태의 다섯 가지 변수들이 어떻게 성별과 상호작용을 보이는지를 분석해 보고자 한다(Diener et al., 2012; Easterlin, 2003, 2003; Steptoe, 2019; Sujarwoto et al., 2018). 이러한 과정에서 본 연구는 국회미래연구원에서 조사하고 있는 한국인의 행복조사 자료가 갖고 있는 반복 횡단면 조사의 특성을 고려하여 좀 더 분명한 인과관계를 밝혀낼 수 있도록 분석을 시도하고자 한다.

구체적으로, 본 분석에서 활용된 연구모형은 아래와 같이 나타낼 수 있다. 기존에 행복감에 영향을 주는 가장 주요한 변수들로 여러 연구에서 분류된 다섯 가지 변수의 행

복감에 대한 관계와 동시에 이들 변수와 성별의 상호작용 변수의 행복감에 대한 관계를 살펴보는 것이다. 이러한 분석을 통해 기존 여러 연구에서 발견된 성별에 따른 행복감 차이가 별로 나타나지 않는다는 결론에 대한 검증을 기대할 수 있으며, 또한 이는 우리나라라는 배경에서 이러한 현상을 어떻게 이해할지를 밝혀주는 단초가 될 것이다.

$$\text{행복} = f(\text{연령, 소득, 노동경험, 결혼상태, 건강}) + \text{성별} * f(\text{연령, 소득, 노동경험, 결혼상태, 건강})$$

## II 분석 방법

본 연구의 분석은 국회미래연구원의 ‘한국인의 행복조사’ 데이터를 활용하여 진행한다. 이 데이터는 기본적으로 같은 설문지를 활용하여 매년 시민들 전체를 대표할 수 있는 표본을 추출하여 조사하는 반복 횡단면(repeated cross-section: RCS) 자료로, 데이터 자체는 패널 데이터같은 정교한 분석 방법을 활용하기에는 한계가 있어 상대적으로 활용도가 적었던 데이터이다. 그러나 반복 횡단면 자료를 활용하여 사회 전체적인 측면에서 시간에 따른 경향을 추정하고자 했던 학자들의 여러 제안과 노력으로 다수준 모형을 활용하여 이 자료를 분석하고 그로부터 사회 전반적인 경향을 파악하는 것이 가능하다(Boehle & Wolf, 2012; Boudon, 1986; Deaton, 1985). 특별히 본 분석에서 활용할 방법은 Boudon(1986)이 사회의 전체적인 변화를 분석하는 방법론으로 제안된 아이디어를 활용할 것이다.

이를 쉽게 풀어보면 다수준 분석(multilevel analysis)을 활용하여 반복 횡단면 자료를 분석하는 것인데, 이때 각 개인이 수준 1, 시간이 수준 2가 된다. 하지만 이렇게만 하면 시간, 즉 2수준에 시계열적 관계가 있다는 점을 모형에 포함시킬 수가 없는데, 여기에서 2수준의 계수, 즉 다수준분석의 확률계수에 시계열구조를 도입함으로써 이러한 자료의 구조를 분석에 포함하는 것이다. 사실 Boudon (1986)이 처음 이러한 아이디어를 제시했을 때는 이론적으로는 가능한 분석이라는 점을 알고 있었지만, 실제로 이를 추정하려면 베이지안 추정을 활용해야 했기에 실질적인 예는 제시하지 못하였다. 하지만 현재는 베이지안 분석을 연구자가 직접 코딩할 수 있는 확률 프로그래밍 언어(probabilistic programming language: PPL)가 일반적으로 많이 공개되어 있어 쉽

게 이용할 수 있게 되었다. 본 분석에 사용된 모형은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \alpha_1 time + u_{0t} + u_{1t} X_1 + \epsilon$$

$$u_{.t} = \phi u_{.t-1} + \eta_t, \eta_t \sim N(0, \sigma_u^2)$$

### III 분석 결과

먼저, 본 연구에서 활용된 주요 변수의 성별·연도별 기초통계량은 다음과 같다.

행복감의 분포는 남성과 여성 모두 2020~2023년 동안 7점대 후반대를 기록한 것으로 나타났다.

〈표 5-1〉 행복감의 분포

성별	연도	평균	중위값	표준편차	IQR	최솟값	최댓값
남자	2020	7.808	8	1.260	2	1	11
	2021	7.544	8	1.416	2	1	11
	2022	7.547	8	1.359	1	1	11
	2023	7.658	8	1.308	2	1	11
여자	2020	7.774	8	1.305	2	2	11
	2021	7.579	8	1.399	2	1	11
	2022	7.567	8	1.364	2	1	11
	2023	7.676	8	1.294	2	1	11

소득분포는 분석대상 기간 동안 남성보다 여성이 저소득 집단에 집중되어 있는 양상을 보였다.



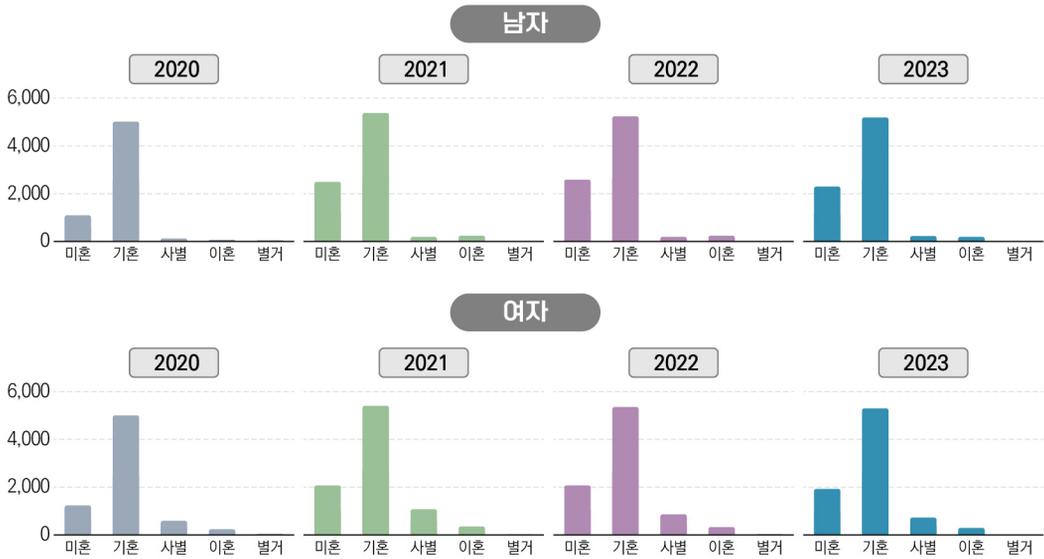
[그림 5-1] 소득의 분포

연령의 분포는 남성과 여성 모두 분석기간 동안 40대 후반이 대다수를 차지하는 것으로 나타났으며, 2021년 여성의 경우 평균 연령이 50세를 다소 상회하는 것으로 확인되었다.

<표 5-2> 연령의 분포

성별	연도	평균	중위값	표준편차	IQR	최솟값	최댓값
남자	2020	49.662	51	15.273	23	18	92
	2021	48.838	51	17.421	28	15	102
	2022	47.550	49	17.597	29	15	96
	2023	48.503	49	17.220	28	15	96
여자	2020	48.658	50	15.665	24	18	98
	2021	50.126	52	17.795	27	15	107
	2022	49.041	50	17.694	27	15	99
	2023	49.061	50	17.209	27	15	96

혼인상태의 분포는 기혼이 미혼보다 월등하게 높은 비중을 차지하였다. 남성과 달리 여성은 사별의 비중도 상당 부분을 차지하는 것으로 집계되었다. 이는 여성의 평균수명이 높아 노인의 경우 여성 1인 가구가 높은 비중을 차지하는 현실이 반영된 결과인 것으로 볼 수 있다.



[그림 5-2] 혼인상태의 분포

주관적 건강인식의 경우 남성과 여성 모두 3점에 못 미치는 것으로 나타났으나, 상대적으로 남성이 여성보다 주관적 건강인식이 긍정적인 것으로 확인되었다.

<표 5-3> 주관적 건강인식의 분포

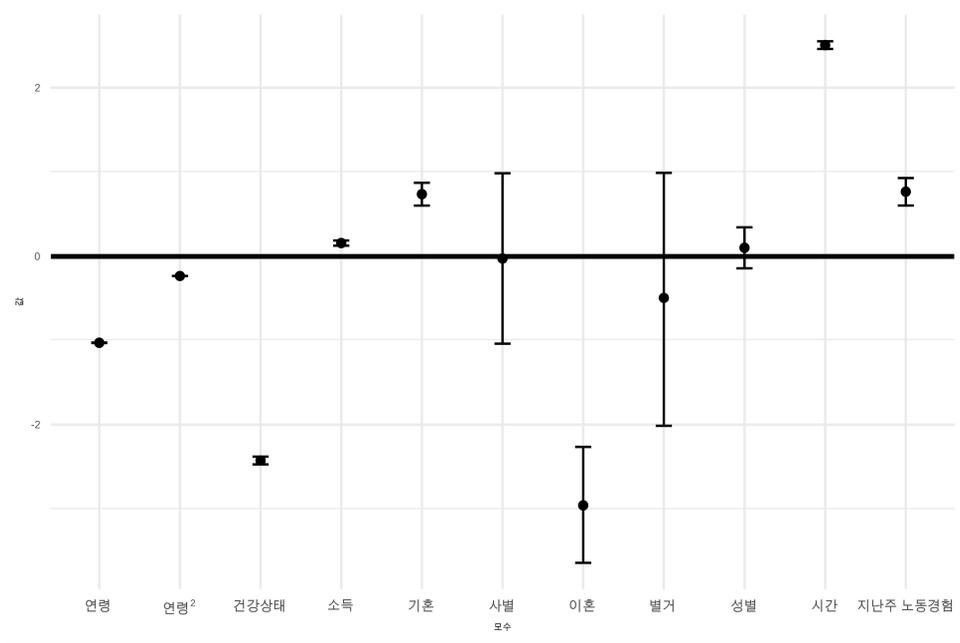
성별	연도	평균	중위값	표준편차
남자	2020	2.290	2	0.737
	2021	2.292	2	0.812
	2022	2.253	2	0.775
	2023	2.298	2	0.769
여자	2020	2.383	2	0.758
	2021	2.441	2	0.822
	2022	2.394	2	0.808
	2023	2.397	2	0.779

지난 1주간 노동경험의 경우, 남성은 분석기간 동안 70%대 후반에서 80% 수준의 노동경험비율을 보였으나, 여성은 50%대의 노동경험비율을 보였다. 다만, 여성의 경우 노동경험비율이 점진적으로 높아지는 경향성이 관찰되었다.

〈표 5-4〉 지난 1주간 노동경험의 분포

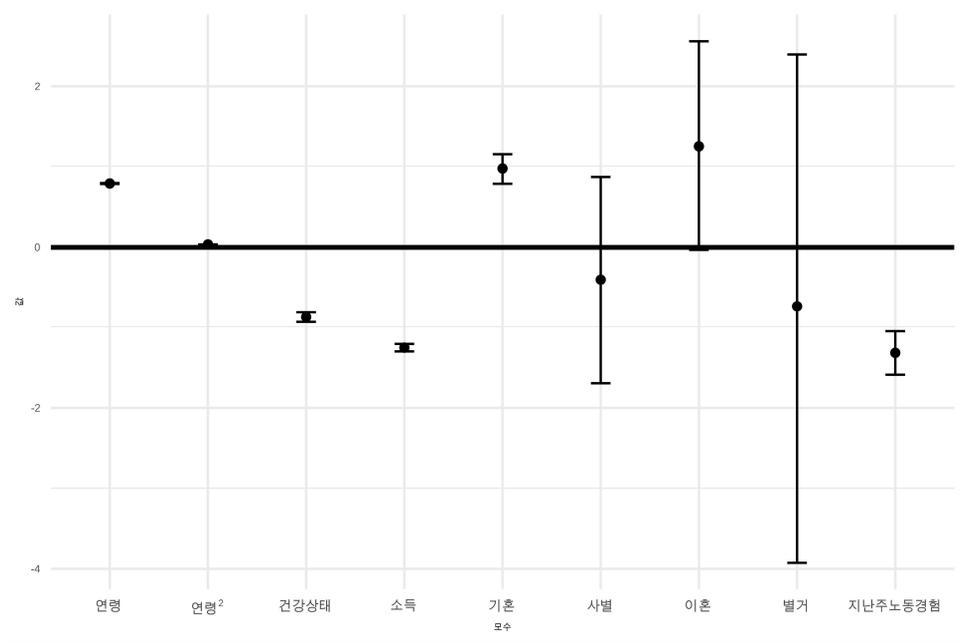
성별	연도	노동경험비율
남자	2020	80.9%
	2021	74.9%
	2022	77.8%
	2023	80.0%
여자	2020	52.4%
	2021	53.5%
	2022	58.7%
	2023	59.0%

분석결과를 바탕으로 전술한 식에서  $\beta_1$ 으로 표현된 일반적인 변수들의 행복감과의 관계를 살펴보았다. 이들 변수들은 본 연구의 중심적인 분석초점인 성별과 다양한 변수들의 상호작용은 아니지만, 기본적으로 여러 변수들을 통제된 상태에서 성별에 따른 행복감의 차이를 볼 수 있는 부분이기도 하다. 또한, 이 계수들은 데이터에 있는 시계열 구조를 고려하지 않은 계수라는 점에서 기존의 분석들에서 반복 횡단면 데이터가 분석되던 방식대로 분석된 결과라고 생각할 수도 있다. 이 계수의 분포는 다음 [그림 5-3]과 같이 나타났다. 여기에 나타난 계수들은 성별과의 상호작용이 없이 투입된 변수들이다.



[그림 5-3]  $\beta_1$ 의 분포 - 성별과 상호작용 없음

연령은 그 자체로는 행복감에 부적인(-) 영향을 주고 있는 것으로 나타났으며, 제곱항도 음수로 나타나서 일정 연령부터 행복감은 서서히 떨어지는 것으로 나타났다. 소득은 행복감에 약간 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났고, 시간에 따라 행복이 증가하는 효과도 있었으며, 지난 주에 일을 했었던 경험도 행복감을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 성별의 경우 기존 연구들의 결론과 같이 큰 차이가 없는 것으로 나타나며 미혼인 사람을 기준으로 볼 때 기혼의 경우 행복도가 유의미하게 높았지만 사별과 별거의 경우는 차이가 없었으며 이혼의 경우 유의미하게 행복도가 낮은 것으로 나타났다. 건강상태의 경우 유의미하게 부정적인 영향을 주는 것으로 나타나 기존 연구들과 상반된 결과를 보여주는데, 이는 이 분석이 데이터의 구조를 정확하게 반영한 것이 아니기에 나오는 결과로 이해할 수 있다. 여기에서 보다 흥미로운 분석은 성별과의 상호작용은 어떻게 나타날 것인가 하는 점인데, 다음 [그림 5-4]는 성별과 위에서 언급한 독립변수들과의 상호작용향을 나타낸 것이다.

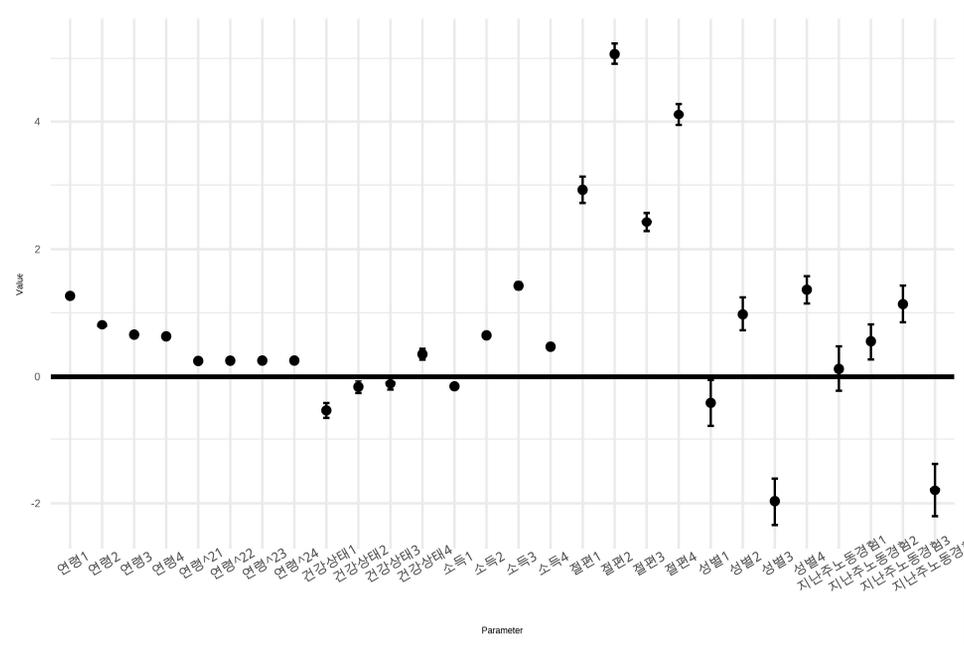


[그림 5-4]  $\beta_1$ 의 분포 - 성별과 상호작용항들

일단 눈에 띄는 것은 건강상태를 제외한 대부분의 변수가 [그림 5-3]의 결과와 반대의 결과를 보인다는 점이 될 것이다. 이는 여성의 특수한 상황을 잘 보여주는 것일 수도 있고, 아니면 여기서의 분석이 데이터의 구조를 완전히 무시한 결과라는 점에서 기인한 것일 수도 있다. 이러한 점을 분명히 살펴보기 위하여 아래에서는 시계열을 고려한 계수들을 보다 상세히 살펴보고자 한다.

[그림 5-5]는 일단 [그림 5-3]에 나타낸 변수들의 계수가 시계열적 구조를 가진다는 점을 고려하여 추정한 결과를 나타낸 것이다. 여기서의 계수를 [그림 5-3]과 직접적으로 비교해 보면, 일단 앞에서는 음의 영향력을 가진 것으로 나타났던 연령이나 연령의 제곱항이 모두 양수로 나타났다. 시간의 흐름에 따른 크기의 차이는 있지만 이러한 변수들은 연령이 높아질수록 행복이 증가한다는 점을 분명히 보여주는 것으로 보인다. 건강상태의 경우는 첫해부터 세 번째 해까지는 음의 효과를 가지다가 네 번째 해에 양의 효과를 가지는 것으로 나타났고, 소득의 경우는 이와 다르게 첫해는 음의 효과, 나머지 해는 양의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 코로나-19의 영향을 받는 기

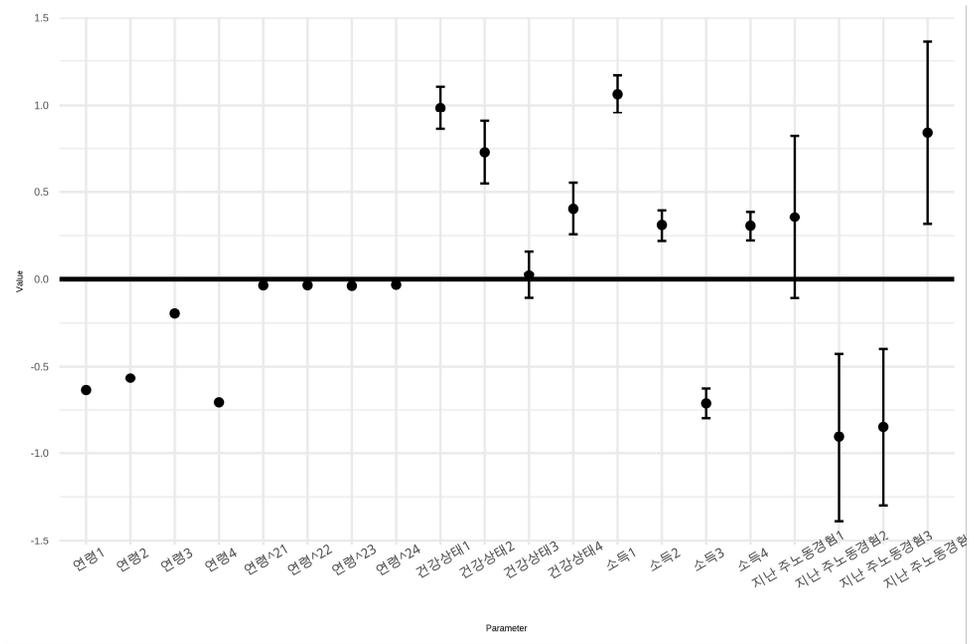
간을 포함하고 있는 자료의 독특한 특성이 나타난 것으로 유추해볼 수 있다. 여기서 ‘절편’이라는 것은 앞의 식에서 확률절편  $u_{0t}$ 를 나타내는 것인데, 기본적으로 매 해마다 행복의 기본적인 경향은 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 반면 성별의 효과는 매년 방향을 바꾸는 것으로 나타났다. 지난주 노동경험의 경우 최근 조사에서는 부적인 영향을 주는 것으로 나타났다.



[그림 5-5]  $u_{0t}$ 의 분포 - 성별과 상호작용 없음

마지막으로 아래 [그림 5-6]은 [그림 5-4]의 변수들이 시간에 따라 어떻게 다른 효과를 가지는지를 나타낸 것이다. 일단 연령과 연령의 제곱항은 모두 행복감에 있어 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났는데, 이는 여성의 경우 연령은 부적인(-) 영향을 가진다는 것으로 해석할 수 있다. [그림 5-5]에서 같은 항의 계수가 양수였음을 생각해 보면, 성별 차이에 따라 연령의 행복감에 대한 영향이 정반대라는 점이 발견되는 것이다. 건강상태는 세번째 해를 제외하고는 모두 양의 방향을 보이는 것으로 보아서 일반적으로 여성의 건강상태는 행복감에 긍정적인 역할을 하는 것으로 결론지을 수 있다. 소득의 경우도 비슷한 결과를 보여 여성의 경우도 소득은 양의 효과를 가지기는 하지만 위

[그림 5-5]와 비교해 보면 계수의 크기가 작다는 점을 확인할 수 있어 여성의 경우 소득의 증가가 행복감의 증가에 끼치는 영향은 비교적 작다는 점을 확인할 수 있다. 마지막으로 지난 주 노동경험의 효과도 신용구간이 상당히 넓기는 하지만 음의 방향과 양의 방향이 교차되고 있어 데이터가 수집된 기간 중 사회적으로 독특한 사건인 COVID-19의 영향이 있었음을 추론해 볼 수 있다.



[그림 5-6]  $u_{it}$ 의 분포 - 성별과 상호작용항

## IV 결론 및 정책적 제언

성별과 연령, 건강상태, 소득, 지난 주 노동경험의 상호작용이 행복감에 미치는 영향을 추정한 결과, 연령이 증가할수록 행복감이 높아지는 것으로 나타났다. 건강상태는 행복감에 부적인(-) 효과를 보이는 것으로 추정되었으나 최신 자료에서는 정적인(+) 효과를 보이는 것으로 분석되었고, 소득은 대체로 행복감에 정적인(+) 효과를 보이는 것으로 파악되었다. 지난 주 노동경험은 행복감에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났

다. 건강상태와 소득은 행복감을 높이는 데 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 높지만, 연령이나 지난 주 노동경험은 행복감을 높이는 데 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 해석이 가능하다. 즉, 나이가 들수록, 일에 시간을 투입할수록 대체로 행복감이 높아질 가능성이 감소하는 경향을 보인다고 볼 수 있다.

한편, 성별과 연령, 건강상태, 소득, 지난 주 노동경험의 상호작용항이 시간의 흐름에 따라 어떠한 효과를 보이는가를 데이터의 시계열적 구조를 반영하여 분석한 결과, 여성의 경우 연령은 행복감에 부적인(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 여성은 연령이 증가할수록 행복감이 낮아질 가능성이 높은 것을 의미한다. 또한, 여성의 경우에는 건강상태가 좋을수록 행복감이 증가할 가능성이 높으며, 소득의 증가는 여성의 행복감 증가에 긍정적인 영향을 미치는 하지만 영향력의 크기가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 끝으로, 지난 주 노동경험이 여성의 행복감에 미치는 영향은 코로나-19의 영향 등에 의한 상황의 특수성에 의해 명확한 방향성을 단정하기는 어려운 결과가 도출되었다. 정리하면, 좋은 건강상태의 유지와 소득의 증가는 여성의 행복감 증가에 긍정적인 영향을 미치는 반면, 연령의 증가는 여성의 행복감에 부정적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다.

이상의 내용을 종합하면, 여성은 남성에 비하여 연령이 증가할수록 행복감이 낮아질 가능성이 높으며, 일 경험이 여성의 행복감에 부정적인 영향을 미칠 가능성<sup>1)</sup>이 있는 것으로 추정되었다. 이처럼 연령의 증가와 일 경험이 여성의 행복감에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 추정 결과에 대해서는 다각적인 해석이 필요하다. 한국의 경우 연령이 높은 세대일수록 남성 중심의 노동시장을 경험했을 가능성이 높고, 노인 세대의 경우에는 여성의 노동시장 진출이 저조한 남성생계부양자-여성돌봄제공자(male breadwinner and female caregiver model)로 가구가 구성되는 성별분업구조가 일반적이었다. 이에 따라, 한국의 여성 노인은 각종 사회보장제도의 사각지대에 놓여있고, 극심한 한국의 노인 빈곤 문제에 노출될 가능성이 높다.

여성의 행복감이 연령의 증가나 일 경험에 부정적인 영향을 받는다면, 연령이나 일 경험 자체가 행복감을 낮추는 영향 요인이라기보다는 사회구조적인 요인을 파악해야 정책적 개선과제를 도출할 수 있다. 따라서 한국 여성 노인 집단이 노인이 아닌 집단에

1) 이와 관련하여서는 코로나-19의 영향을 배제하고 면밀하게 검토하여 정확한 결과를 도출할 필요가 있다.

비해 통계적으로 유의미한 수준에서 행복감이 낮을 가능성이 높은지, 두 집단 간 연령 이외에도 소득과 건강상태 나아가 각종 사회보장제도의 혜택에 있어 차이를 보이는지, 노동시장에 참여하는 이유가 부족한 생계비를 보완하기 위한 취지인 사례가 월등하게 높은지 등 좀 더 다각적인 성별에 따른 행복감 영향 요인이 상이한 이유에 대한 분석이 필요하다. 이를 바탕으로, 성별 행복감의 차이 나아가 여성의 상대적으로 낮은 행복감에 영향을 미치는 요인들을 정책수단을 통해 완화하는 방안에 대한 논의를 토대로 성별 행복 불평등을 해소하기 위한 방안을 모색할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 민보경·박민진(2023), 미래세대의 행복에 미치는 영향 요인: 세대별, 성별 비교를 중심으로, 「도시행정학보」 36(1), 127-146.
- 임재영·구교준·최슬기(2016), 불평등과 행복: Sen의 역량이론의 관점에서 본 불평등의 작동 메커니즘, 「행정논총」 54(3), 175-198.
- 최말옥(2011), 남성과 여성의 행복감에 영향을 주는 요인 비교: 부산 지역을 중심으로, 「사회과학연구」 27(2), 19-40.
- Boehle, Mara, and Christof Wolf. 2012. "Understanding time as socio-historical context: Analyzing social change within the framework of multilevel analysis." 14.
- Boudon, Raymond. 1986. Theories of social change. A critical appraisal. Berkeley, CA: University of California Press. Book.
- Cassandra Batz-Barbarich, Louis Tay, Lauren Kuykendall and Ho Kwan Cheung. (2018). A Meta-Analysis of Gender Differences in Subjective Well-Being: Estimating Effect Sizes and Associations With Gender Inequality, Psychological Science, 29(9): 1491-1503.
- Cotter, D. A., Hermsen, J. M., & Vanneman, R. (2004). Gender inequality at work. New York, NY: Russell Sage Foundation.

- Csikszentmihalyi, M., and Hunter, J. (2003). Happiness in everyday life: the uses of experience sampling. *J. Happiness Stud.* 4, 185-199. doi: 10.1023/A:1024409732742
- Deaton, Angus. 1985. "Panel data from time series of cross sections." *Journal of Econometrics* 30: 109-126.
- Diener, E., & Seligman, M. E. P. (2004). Beyond money: Toward an economy of well-being. *Psychological Science in the Public Interest*, 5, 1-31.
- Diener, E., Kesebir, P., & Tov, W. (2012). Happiness. In M. Leary & R. Hoyle (Eds.), *Handbook of Individual Differences in Social Behavior* (pp. 147-160). Guilford Press.
- Easterlin, R. A. (2003). Explaining happiness. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(19), 11176-11183. <https://doi.org/doi:10.1073/pnas.1633144100>
- Easterlin, R. A. (2004). The Economics of Happiness. *Daedalus*, 133(2), 26-33. <https://doi.org/10.1162/001152604323049361>
- Greve, B. (2023). *Happiness* (Second ed.). Routledge.
- Higgins, J., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *British Medical Journal*, 327, 557-560.
- Huebner, E.S., Drane, J.W., and Valois, R.F. (2000). Levels and demographic correlates of adolescent life satisfaction reports. *Sch.Psychol.Int.* 21, 281-292. doi: 10.1177/0143034300213005
- Hyde, J. S. (2005). The gender similarities hypothesis. *American Psychologist*, 60, 581-592.
- Inglehart, R., Foa, R., Peterson, C., & Welzel, C. (2008). Development, freedom, and rising happiness: A global perspective (1981-2007). *Perspectives on Psychological Science*, 3, 264-285.
- Oishi, S. (2006). The concept of life satisfaction across cultures: An IRT

- analysis. *Journal of Research in Personality*, 40, 411-423.
- Oishi, S., Diener, E., Suh, E., & Lucas, R. E. (1999). Value as a moderator in subjective well-being. *Journal of Personality*, 67, 157-184.
- Park, N., and Huebner, E. S. (2005). Across-cultural study of the levels and correlates of life satisfaction among adolescents. *J. Cross Cult. Psychol.* 36, 444-456. doi:10.1177/0022022105275961
- Pinquart, M., & Sörensen, S. (2001). Gender differences in self-concept and psychological well-being in old age: A meta-analysis. *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 56, 195-213.
- Step toe, A. (2019). Happiness and Health. *Annual Review of Public Health*, 40(Volume 40, 2019), 339-359. <https://doi.org/https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-040218-044150>
- Sujarwoto, S., Tampubolon, G., & Pierewan, A. C. (2018). Individual and Contextual Factors of Happiness and Life Satisfaction in a Low Middle Income Country. *Applied Research in Quality of Life*, 13(4), 927-945. <https://doi.org/10.1007/s11482-017-9567-y>
- Tay, L., & Diener, E. (2011). Needs and subjective well-being around the world. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101, 354-365.
- Tay, L., Kuykendall, L., Ng, V., & Diener, E. (2014). Demographic factors and worker well-being: An empirical review using representative data from the United States and across the world. *Research in Occupational Stress and Well-Being*, 12, 235-283.
- Tesch-Römer, C., Motel-Klingebiel, A., & Tomasik, M. J. (2008). Gender differences in subjective well-being: Comparing societies with respect to gender equality. *Social Indicators Research*, 85, 329-349.
- Whitaker, B. G. (2007). Internet-based attitude assessment: Does gender affect measurement equivalence? *Computers in Human Behavior*, 23, 1183-1194.

Zuckerman, M., Li, C., & Diener, E. F. (2017). Societal conditions and the gender difference in well-being: Testing a three-stage model. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43, 329-336.

Andrew, C.J., 2001 “Analyzing quality of place”, *Environment and Planning B: Planning and Design* 28(2), 201-217. *Journal of Economic Behavior & Organization* 67(3): 671-677.



## 제6장

일과 행복: 일은 행복의 충분조건인가?

---



## 제6장

# 일과 행복: 일은 행복의 충분조건인가?

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

김성근(경기대학교)·이채정(국회미래연구원)

- 직업으로서의 일은 행복에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴보기 위하여, 2020년부터 2023년까지 4개년 동안의 한국인의 행복 조사 자료를 활용하여 분석 실시
- 시계열 관계를 고려하여 추정된 결과에 따르면, 일의 의미를 중요하게 생각하는 사람들은 행복 감이 그렇지 않은 사람들에 비해 더 낮아지는 경향
- 일에 의한 행복감을 소득과 일의 의미가 주는 효용에서 비용을 뺀 개념으로 정의했을 때 비용이 소득과 일의 의미가 주는 효용을 넘어서는 상황이라고 볼 수 있으므로, 일을 함으로써 발생하는 비용에 해당하는 것들이 무엇이며, 그것이 어떠한 방식으로 행복감을 낮추고 있는지에 대한 검토가 필요

## I 일과 행복의 관계

일은 삶에서 많은 시간을 차지하는 중요한 활동이지만, 일과 전체적인 행복 간의 관계에 대한 연구는 상대적으로 부족하다(Joo and Lee 2017). 대부분의 연구는 직장에서의 행복에 초점을 맞추고 있으며, 삶의 전반적인 만족도를 다루는 경우는 드물다. 직장에서의 행복에만 초점을 맞춘 연구들은 직무 만족도나 직무 성과와 같은 특정한 업무 환경 요소들을 중점적으로 다루는 경향이 있다. 그러나 이러한 연구들은 일과 전반적인 행복 사이의 깊이 있는 관계를 충분히 설명하지 못한다는 한계가 있다.

최근 연구들은 일에서 의미와 목적을 찾는 것이 개인의 웰빙과 행복에 큰 영향을 미치는 중요한 요소임을 강조하고 있다(Chalofsky 2010; Lepisto and Pratt 2017). 이러한 연구들은 직장 내에서 개인이 일에서 의미를 발견할 때, 그들의 전반적인 행복도가 상승하며, 삶에 대한 긍정적인 평가가 가능해진다고 제안한다. 즉, 일 자체가 단순한 생계를 위한 수단을 넘어, 자기실현과 성취감을 느낄 수 있는 중요한 통로로 인식되는

것이다. 그러나 이러한 중요성에도 불구하고, 직장에서의 몰입도는 여전히 낮은 수준을 보이고 있다. Gallup(2024)에 따르면, 전 세계적으로 23%의 직원만이 직장에 몰입하고 있으며, 62%는 몰입하지 않으며, 나머지 15%는 적극적으로 몰입하지 않는 것으로 조사되었다. 이는 일에서 실질적인 삶의 의미를 찾는 개인이 많지 않을 수 있으며, 일의 성격과 유형에 따라 행복에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 시사한다(De Neve and Ward 2017).

한편, 금전적 보상은 사람들이 일하는 주요 이유 중 하나이며, 생존과 행복을 유지하는 데 필수적인 요소이다(Killingsworth 2021). 많은 사람들에게 소득은 기본적인 삶의 필요를 충족시키는 수단이며, 경제적인 안정이 개인의 행복에 중요한 역할을 한다. 그러나 단순히 금전적 보상만을 목적으로 일하는 것은 장기적으로 불만족과 지루함을 초래할 수 있다(Wrzesniewski 2003). 소득을 넘어서서, 일은 개인에게 의미와 목적을 제공하며, 이는 개인의 성취감과 삶의 질에 중요한 영향을 미친다(Cassar and Meier 2018). 즉, 단순한 금전적 보상이 아닌, 일 자체에서 의미와 목적을 발견하는 것이 행복의 중요한 요인이 되는 것이다.

조직 행동 분야에서도 사람들이 일에서 얻는 가치는 금전적 보상을 넘어서한다고 주장한다(Rosso, Dekas, and Wrzesniewski 2010). 일은 단순히 생계를 유지하기 위한 활동이 아니라, 자신이 사회에 기여하고 있음을 느끼고, 개인의 성장을 도모할 수 있는 중요한 기회로 인식된다. 실험적 증거(Ariely, Kamenica, and Prelec 2008)와 이론적 모델(Cassar and Meier 2018) 역시 행복이 소득, 일의 의미, 그리고 일에 투입되는 노력의 비용(예: 여가 시간 상실)과 같은 다양한 요소들로 설명될 수 있음을 시사한다. 이러한 연구들은 금전적 보상 외에도 일의 의미와 노력이 개인의 행복에 중요한 영향을 미친다는 점을 강조하고 있다. 아울러, 건강상태, 결혼상태, 직장 내 인간관계 등 다양한 상황적 요인들도 개인의 행복에 영향을 미치는 중요한 요소들로 지목된다.

일의 의미(meaningfulness of work)는 개인이 자신의 일에 부여하는 중요도를 나타내며(Rosso, Dekas, and Wrzesniewski 2010), 이는 주관적인 경험에 의해 결정된다. 개인은 일하는 동안 혹은 일을 회고할 때, 자신이 느끼는 감정과 평가를 통해 일의 의미를 정의하게 된다(Martela and Pessi 2018). Martela와 Pessi(2018)에 따르면, 의미 있는 일은 중요성, 자아실현, 그리고 더 넓은 사회적 목적의 세 가지 주요 차원으로

로 설명된다. 첫째, 중요성은 일 자체가 지닌 본질적인 가치를 의미하며, 둘째, 자아실현은 일을 통해 개인이 성장하고 성취감을 느끼는 과정을 나타낸다. 마지막으로, 더 넓은 목적은 자신의 일이 사회에 미치는 긍정적인 영향을 의미한다.

한편, 일의 의미를 측정하기 위한 방법은 다양하다(Fairlie 2010; Lips-Wiersma and Wright 2012; Steger, Dik, and Duffy 2012). 그 중에서도 시간 사용 조사를 통해 응답자들이 하루 동안 수행한 일을 평가하게 하거나, 일하는 동안의 감정적 반응을 분석하는 방법이 자주 활용된다. 이러한 방법들은 개인이 일에서 느끼는 감정과 의미를 파악하는 데 중요한 통찰을 제공하며, 개인이 자신의 일에서 얼마나 의미를 찾는 지, 그리고 그 의미가 전체적인 행복에 어떤 영향을 미치는지를 평가하는 데 중요한 정보를 제공할 수 있다.

이상의 변수들을 묶는 하나의 연구모형으로 본 연구에서는 Cassar & Meier (2018)가 제안한 모형을 활용하였는데, 구체적으로 이 모형은 다음과 같이 나타난다.

$$\text{행복} = f(\text{소득} + \text{일의 의미} - \text{비용})$$

즉, 행복이란 현재의 소득과 일의 의미, 그리고 일을 하기 위해 여가를 포기해야 하는 효용의 크기에 따라 결정된다는 것이며, 각 변수의 기여는 위의 식에서 부호와 같이 나타나게 된다고 본다. 물론 실제의 분석에서는 여기에 다양한 통제변수가 더해질 것이다.

## II 분석 방법

일과 행복의 관계를 정확하게 파악하기 위한 분석방법을 생각해 보면 일단 패널 데이터의 사용이 가장 기본적으로 적합한 방법이 될 수 있다. 횡단적으로 생각해 볼 때 일과 행복의 관계는 상호간에 영향을 주고 받는 관계로 나타날 가능성이 높기 때문이다. 그러나 문제는 특별히 행복의 연구에 있어 신뢰할만한 패널데이터를 얻는 것은 아주 어렵다는 점이다. 일단 패널 데이터는 상당한 비용을 요구한다는 점에서도 그러하지만, 행복이라는 상태를 긴 시간에 걸쳐 신뢰도있게 측정한다는 것도 무척 어려운 일이라는 점에서

도 그렇다. 사실 행복연구에 있어 여러 한계점을 만들어낸 것도 이렇게 신뢰성 있는 패널 데이터의 부재이다. 그렇다면 행복을 연구함에 있어 본 연구에서 분석하고자 하는 현상을 적절하게 접근할 방법론이 전혀 없는가 하면 그렇지 않다. 패널 데이터는 아니지만 매년 같은 설문지를 활용하여 대표성을 갖춘 표본을 뽑아 조사하는 반복 횡단면 조사(repeated cross-section survey: RCS)들은 존재하기 때문이다. 이러한 데이터들은 패널 데이터가 아니라는 면에서 각 개인의 시간에 따른 변화들을 종합하는 패널 데이터 분석론을 활용하여 분석할 수는 없지만, 반대로 패널 데이터가 아니기 때문에 기존 패널 데이터에서 분석에 큰 문제로 간주되었던 탈락(attrition)이나 무응답(non-response)의 문제가 거의 없다는 강점이 있다. 또한 반복 횡단면 조사들은 일반적으로 데이터의 크기가 패널 데이터들보다 훨씬 큰 경우가 많기 때문에 통계적 추정에서도 분명 유리한 점이 있다. 마지막으로 일반적으로 패널 데이터를 분석할 때 개개인의 변화에 대해서 관심이 있는 경우도 있지만 많은 정책 관련 연구에서 패널 데이터의 분석은 결국 한 사회 내에서의 전반적인 변화 경향을 파악하기 위한 것이라는 점에서도 반복 횡단면 조사의 분석은 분명 유용하다. 이러한 분석은 분명 개개인의 변화에 대해서는 특별한 것을 알아낼 수 없지만 사회 내에서의 전반적인 경향은 파악해 낼 수 있다.

이렇게 반복 횡단면 조사를 분석하여 시간에 따른 사회적 변화를 알아내고자 처음 시도한 사례는 Deaton(1985)였다. 이 연구에서 저자는 반복 횡단면 조사에서 일정한 연도에 태어난 동년배 집단(cohort)를 구분하여 데이터를 변형된 패널 데이터의 형태로 만들어 분석하였고, 이러한 분석은 동년배 집단의 시간에 따른 변화를 분석하는 데 크게 기여한 바 있다. 이후에 반복 횡단면 조사를 분석하는 방법론을 정리한 Boehle & Wolf (2012)는 이 방법론의 큰 줄기를 1) 연령-동년배-특정기간(age-cohort-period)이라는 구분을 도입하여 일종의 패널 데이터 형태로 만들어 분석하는 방법, 2) 특정 변수의 효과가 시간의 흐름에 따라 변화했는지를 판단하는 회귀단절분석(regression discontinuity), 그리고 3) 국제비교연구에서 주로 활용되는 횡단면 시계열 분석(time-series cross-section model)의 세 가지로 정리했다. 그러나 이 세 가지 분석은 모두 본 연구에서 지향하는 분석에 활용되기에는 부족한 방법들임에 분명하다.

따라서 본 연구에서는 Boudon (1986)이 제안한 대로 다수준 모형(multilevel model)을 활용해 보고자 한다. 보다 구체적으로 말하자면 반복 횡단면 조사 안의 각 개인들을

1차 수준으로 보고 각 연도를 2차 수준으로 보아 분석을 수행하는 것이다. 문제는 이렇게 분석하는 경우 여기서의 2차 수준들이 시계열적인 관계를 가지고 있다는 점을 분석에 반영할 수 없다는 것인데, 여기에서 Boudon (1986)은 2차 수준들의 계수들에 시계열 구조를 도입하는 방안을 제안하고 있다. 이 방법에 따른 모형은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \alpha_1 time + u_{0t} + u_{1t} X_1 + \epsilon$$

$$u_{.t} = \phi u_{.t-1} + \eta_t, \eta_t \sim N(0, \sigma_u^2)$$

이는 다시 설명하면 다수준 모형의 확률계수(random coefficient)들에 AR(1) (autoregressive 1<sup>st</sup> order) 가정을 추가하는 것이라고 할 수 있는데, 이전에는 이러한 모형을 추정하는 방법이 많이 개발되지 않은 상태였다. 그러나 현재는 베이지안 추정을 가능하게 하는 다양한 확률적 프로그래밍 언어들(probabilistic programming language: PPL)이 존재하기 때문에 이러한 추정은 비교적 간단하게 수행할 수 있게 되었다. 본 분석에서는 최근 다양한 분야에서 활용되고 있는 Stan<sup>1)</sup> 언어를 사용하여 위 모형을 추정하였다.

### III 분석 결과

여기에서 활용된 자료는 국회미래연구원이 4년째 지속적으로 조사해오고 있는 ‘한국인의 행복조사’ 데이터이다. 이 데이터는 같은 설문지로 매년 한국인을 대표할 수 있는 표본을 추출하여 조사해오고 있는 전형적인 반복 횡단면 조사 데이터이다. 연도별로 16,000명 정도의 개인에 대한 조사가 이루어진 터라 통계적 추정을 위한 기본적인 자료의 양은 충분하다고 볼 수 있다. 분석에는 2020~2023년까지의 조사 데이터가 사용되었다.

생계를 위한 일을 한다는 것이 행복의 충분조건인가라는 물음에 대답하기 위하여 다음의 변수들을 통하여 분석을 진행하였다. 일단 모형의 종속변수는 행복감이다. 이 조

1) mc-stan.org 웹사이트에 언어 소개와 프로그램 예시 등이 자세히 설명되어 있다.

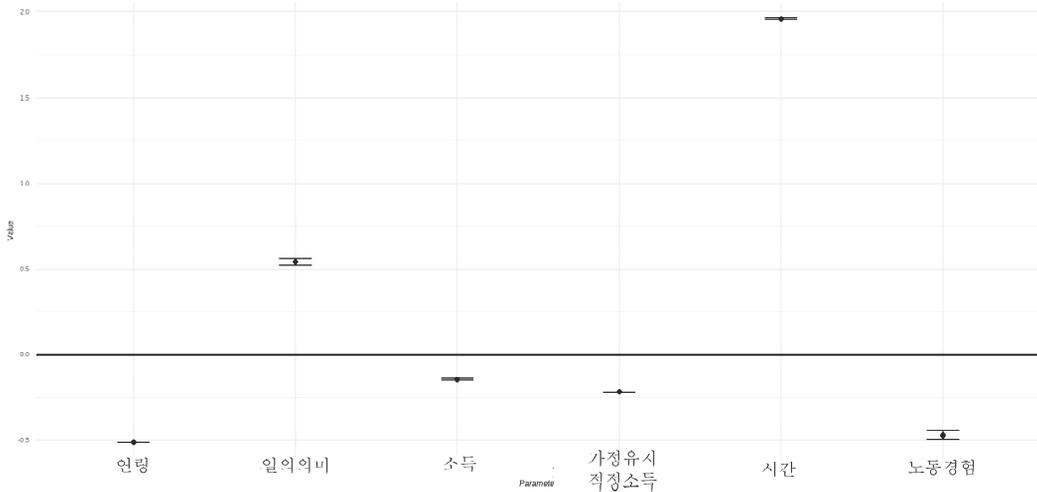
사에서 행복감은 11단계로 구성된 서열변수로 구성되어 “전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 질문을 통해 측정되었다. 독립변수로는 소득, 일의 의미의 대리변수인 어제 했던 일 중 가장 중요했던 일이 직업으로서의 일이라고 응답한 경우, 여가를 포기해야 하는 효용의 크기는 여가 대신 노동을 선택함으로써 얻게 되는 효용으로 볼 수 있기 때문에 이러한 노동제공비용의 대리변수로 자신의 가정을 유지하기에 적합한 정도의 생활비 예상액이 사용되었고, 통제변수로는 연령, 성별, 일(노동)을 했던 경험, 결혼상태, 주관적 건강상태가 활용되었다.

본격적인 분석에 앞서 각 연도별 행복감의 변화를 간단히 살펴보면, 자료의 기간이 코로나 시기를 일정 정도 포함하고 있는데도 불구하고 행복감에 거의 변화가 없다는 사실을 확인할 수 있었다.

본 연구에서는 베이지안 분석을 활용하기 때문에 기존 회귀분석 관련 모형의 결과로 주로 제시되던 계수와 표준오차를 제시하는 방식은 사용하지 않고 보다 직접적으로 각 계수 추정치와 이 추정치의 95% 신용구간(credible interval)을 제시한다.<sup>2)</sup> 베이지안 추정의 결과는 우리가 추정하고자 하는 모수 그 자체의 분포를 추정하는 것이므로 표준오차라는 개념을 굳이 사용할 이유가 없다. 일단 앞의 제시했던  $\beta_1$ , 그러니까 다수준모형의 기본가정을 고려하지 않은 변수들의 행복감에 대한 영향을 살펴보면 아래와 같이 나타났다. 여기서 나타나지 않은 통제변수들(성별, 결혼상태, 주관적 건강상태)의 경우 통상적으로 예상할 수 있는 방향으로 나타나 생략하였다.

---

2) 그림에서 신용구간이 하나의 선으로 보이는 것은 시각화의 한계이다.



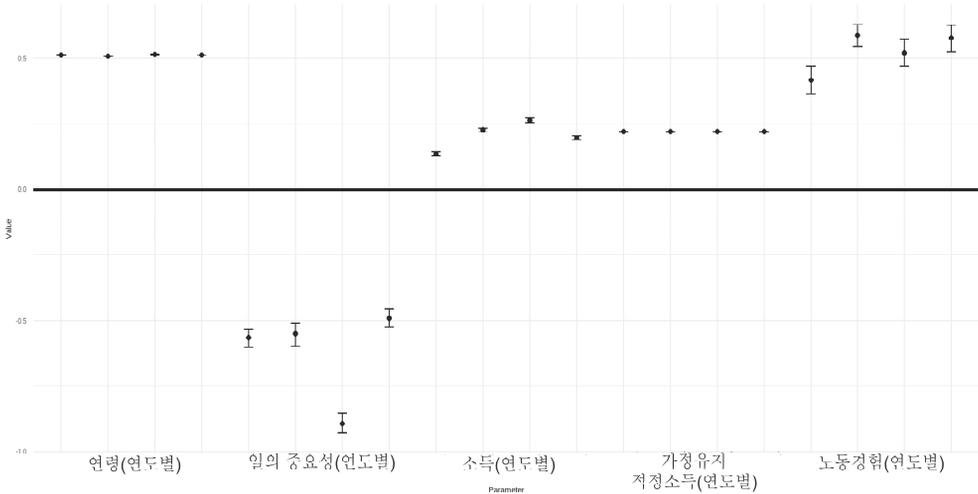
[그림 6-1] 시간 효과를 고려하지 않은 변수들의 영향(Pooled Data Analysis)

여기에서 흥미로운 발견은 데이터의 구조를 반영하지 않은 상태로 추정된 변수들의 계수들이 기존 연구들에서 얻은 결론들과 일치하는 경향을 보인다는 점이다. 예컨대 연령이 높아질수록 행복감은 낮아진다는 점을 확인<sup>3)</sup>할 수 있으며, 일의 의미가 있다고 생각하는 사람들은 행복감도 높음을 확인할 수 있다. 또한 소득의 증가가 행복감을 낮게 하는 요인이 되는 것은 Easterlin의 역설로 이미 알려진 사항이고, 나의 가구 유지에 적절한 소득의 정도 또한 행복감을 감소시키는 요인이 되고 있는데, 이 또한 본 연구의 모형들에서 이미 이론적으로 가정된 결과이다. 한편 시간이 흐를수록 행복감이 높아진다는 발견은 우리 사회의 전반적인 행복감의 변화 양상에 대해 긍정적인 시사점을 주는 것으로 해석할 수 있으며, 최근 노동경험이 행복감을 낮게 만드는 것은 근래 우리나라의 경제상황에서 노동경험이 행복을 감소시키는 역할을 할 수도 있으리라는 추측을 해 볼 수 있다.

그러나 위의 해석은 자료의 여러 수준을 고려하여 분석한 결과가 아니기에 본 연구의 결론이라고 생각할 수는 없다. 본격적인 분석을 위해 앞의 수식에서  $u_{it}$ 로 나타난 시계열 관계를 고려한 계수들을 해석하기 위해 [그림 6-2]로 나타내었다. 본 연구의 데이터는 4개년도를 포함하고 있기에 각 변수의 계수별로 4개씩의 계수가 나타나게 되며, 가

3) 한국은 통상적인 경우와 달리 연령이 높아질수록 행복감이 낮아진다고 보고되고 있다(설로마·전진호 2023; 최유석·김여진 2021; 정해식 외 2019)

독성을 위해 연령, 일의 의미를 중요하게 생각하는 경우, 소득, 가구유지에 적절한 기대 소득, 최근 노동경험의 4가지 변수만을 나타내 보았다.



[그림 6-2] 시간 및 집단 효과를 고려한 분석 결과

우선 주목할만한 것은 연령의 영향력이 완전히 반대로 나타나고 있다는 점이다. 연령은 시간에 따라 큰 변화없이 일정하게 행복감에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났고, 일의 의미를 중요하게 생각하는 사람들은 오히려 지속적으로 행복감이 그렇지 않은 사람들에 비해 더 떨어지는 경향을 보였다. 소득과 노동공급에 필요한 효용의 가치들도 모두 행복에 긍정적 영향을 지속적으로 미친다는 점을 발견할 수 있으며, 최근의 노동경험도 행복감에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구에 따르면 결국 일자리를 가진다는 것은 소득이 있다는 면에서는 행복감에 긍정적인 영향을 미치지만 일의 의미와 관련해서 보면 오히려 행복감에 부정적인 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있다. 게다가 절대적인 크기를 비교해 볼 때 일의 의미가 중요하다고 생각하는 사람들의 계수가 -0.5 내외로 소득이나 노동공급에 필요한 효용의 가치보다 크기 때문에 대체로 일자리를 가진다는 것은 행복감에 부정적인 영향을 미치거나 행복감에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 결론 지을 수 있다.

본 분석의 결론은 일의 의미를 중요하게 여기는 사람의 코딩에서 단순히 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과 관련된 일이라고 응답한 사람만을 추려낸 것이라는 점에

유의해야 한다. 이 사람들은 일이 정말로 중요한 의미를 가져서 그렇게 대답했을 수도 있고, 혹은 어쩔 수 없이 한 일이지만 중요한 일이라고 대답했을 가능성도 있기 때문이다. 이러한 차이를 반영하기 위하여 추후에는 그 일을 할 때의 감정을 활용해 검증하는 방안을 검토해 볼 수 있다.

## IV 결론 및 정책적 제언

일은 행복의 충분조건인가? 데이터의 구조를 반영하지 않은 상태로 추정된 결과에 따르면, 일이 의미가 있다고 생각하는 사람들은 행복감이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 자료의 여러 수준을 고려하여 분석한 결과가 아니기 때문에, 일이 행복의 충분조건이라고 보기에는 한계가 있다. 반면 시계열 관계를 고려하여 추정된 결과에 따르면, 일의 의미를 중요하게 생각하는 사람들은 오히려 행복감이 그렇지 않은 사람들에 비해 더 떨어지는 경향을 보였다. 일은 행복의 충분조건이 아니라 오히려 행복감을 낮추는 요인으로 작동하고 있는 것이다.

본 연구에서는 일상생활재구성법을 적용하여 수집한 자료를 활용하여, 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과 관련된 일이라고 응답했을 경우를 일의 의미를 중요하게 생각하는 것으로 조작적 정의하였다. 즉, 분석 결과는 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과 관련된 일이라고 응답한 사람은 행복감이 그렇지 않은 사람들에 비해 떨어지는 경향을 보이는 것으로 볼 수 있는 것이다. 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과 관련된 일이라고 응답한 경우는 일이 삶에서 중요한 의미를 가지고 있는 경우에 해당하거나, 직업과 관련된 일을 함으로써 개인에서 주어지는 경제적 급부나 일에 대한 의무감 등에 의해 일을 해야만 하기 때문에 중요하다고 응답한 경우에 해당할 수 있다. 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과 관련된 일이라고 응답한 경우 행복감이 낮아질 확률이 높아진다는 것은 일이 삶에서 의미 있는 것이 아니라 어쩔 수 없이 일을 해야만 하기 때문에 직업과 관련된 일이 일상에서 중요한 비중을 차지하고 있다고 응답한 것으로 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

4) 향후 일과 중 중요한 일을 수행할 때의 감정을 응답하도록 한 문항을 활용하여, 일에 우선순위를 두고 있는 개인들이 일을 수행하는 동안의 감정이 어떠한가를 변수에 포함하여 좀 더 심도 있는 분석을 수행하는 등 어제 한 일 중 가장 중요한 일이 직업과

이러한 결과는 일에 의한 행복감을 소득과 일의 의미가 주는 효용에서 비용을 뺀 개념으로 정의했을 때, 비용이 소득과 일의 의미가 주는 효용을 넘어서는 상황이라고 볼 수 있다. 일을 중요하게 생각하고는 있으나, 오히려 일을 하는 데 따르는 비용이 일에 의한 소득과 일의 의미가 주는 효용을 넘어서서 행복감을 높이기보다는 낮추는 상황인 것이다. 그렇다면 일을 함으로써 발생하는 비용에 해당하는 것들이 무엇이며, 그것이 어떠한 방식으로 행복감을 낮추고 있는지에 대한 검토가 필요하다.

국가적 차원에서 한국은 노동시장이 임금, 일자리 안정성 등 근로조건에서 질적 차이가 있는 두 개 시장으로 나뉘어 있는 노동시장의 이중구조나 장시간 노동시간 등 노동시장의 구조적 문제에 직면해있다. 뿐만 아니라, 한국의 직장문화 또한 개인이 존중받기에는 경직적이라는 평가를 받는다. 이러한 한국 노동시장의 특성이 일을 중요하다고 생각하는 사람들의 행복감이 오히려 낮아지는 데 영향을 미칠 수 있다. 따라서 노동시장의 문제가 근로자 개인의 행복감 혹은 주관적 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 면밀하게 분석하여 정책적 개선과제를 도출하는 동시에, 일에 우선순위를 부여하는 개인의 특성이 무엇에 의해 촉발되는지(개인적 특성 vs. 노동시장에서의 지위 등 사회적 특성)와 그러한 개인의 행복감이 낮아질 가능성이 높아지는 이유를 파악할 필요가 있다.

결론적으로 한국사회에서 일은 행복의 충분조건이 아니다. 일에 우선순위를 두고 있다고 해서, 그러한 개인의 행복감이 보장되지 않는 것이다. 대신 개인이 행복하기 위해서는 일이 있어야 하고 일에 대한 만족감도 느껴야 하는 동시에 다른 조건들도 충족될 필요가 있다. 이것을 일의 영역에 좁혀서 살펴본다면, 일에 의해 주어지는 급부와 개인이 일에 부여한 의미가 일을 하는 데 투입되는 다양한 비용보다 낮아 행복감이 낮아지도록 한다는 분석 결과를 고려하여, 다양한 비용이 무엇이며 어떠한 방식으로 행복감을 낮추는 데 영향을 미치고 있는가에 대한 면밀한 검토를 통해 개인의 주관적 삶의 만족도를 높일 수 있는 방안을 검토할 필요가 있다.

---

관련된 일이라고 응답한 사람은 행복감이 그렇지 않은 사람들에 비해 떨어지는 경향의 원인을 파악할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 설로마·전진호. 2023. 생애주기별 한국인의 행복지수 영향 요인, 주간 건강과 질병 16(26): 817-836.
- 정해식·권지성·정선욱·김성아·전영섭·권석만·김석호·신혜란·이봉주·채수홍·홍석철·구서정·진예린·유지수. 2019. 「한국인의 행복과 삶의 질에 관한 종합연구: 국제 비교 질적 연구를 중심으로」. 한국보건사회연구원.
- 최유석·김여진. 2021. 한국인의 행복 격차: 집단 간 변화 추이와 관련 요인, 한국산학기술학회논문지 22(12): 822-836.
- Andrew, C.J., 2001 “Analyzing quality of place”, Environment and Planning B: Planning and Design 28(2), 201-217. Journal of Economic Behavior & Organization 67(3): 671-677.
- Baumeister, Roy F. 1992. Meaning of life. New York, NY: Guilford Press. Book.
- Boehle, Mara, and Christof Wolf. 2012. “Understanding time as socio-historical context: Analyzing social change within the framework of multilevel analysis.” 14.
- Boudon, Raymond. 1986. Theories of social change. A critical appraisal. Berkeley, CA: University of California Press. Book.
- Cassar, Lea, and Stephan Meier. 2018. “Nonmonetary incentives and the implications of work as a source of meaning.” The Journal of Economic Perspectives 32(3): 215-238.
- Chalofsky, Neal E. 2010. Meaningful workplaces: Reframing how and where we work. New York, NY: Pfeiffer. Book.
- De Neve, Jan-Emmanuel, and George Ward. 2017. 03. 20. “Does work make you happy? Evidence from the world happiness report.”
- Deaton, Angus. 1985. “Panel data from time series of cross sections.” Journal of Econometrics 30: 109-126.

- Fairlie, Paul. 2010. "The meaningful work inventory: Development and initial validation."
- Gallup. 2024. "State of the global workplace."
- Joo, Baek-Kyoo, and Insuk Lee. 2017. "Workplace happiness: Work engagement, career satisfaction, and subjective well-being." *Evidence-based HRM: a Global Forum for Empirical Scholarship* 5(2): 206-221.
- Killingsworth, Matthew A. 2021. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 118(4): e2016976118.
- Lepisto, Douglas A., and Michael G. Pratt. 2017. "Meaningful work as realization and justification: toward a dual conceptualization." *Organizational Psychology Review* 7(2): 99-121.
- Lips-Wiersma, Marjolein, and Sarah Wright. 2012. "Measuring the meaning of meaningful work: development and validation of the comprehensive meaningful work scale (CMWS)." *Group & Organization Management* 37(5): 655-685.
- Martela, Frank, and Anne B. Pessi. 2018. "Significant work is about self-realization and broader purpose: Delineating the key dimensions of meaningful work." *Frontiers in Psychology* 9.
- Martela, Frank, and Michael F. Steger. 2016. "The three meanings of meaning in life: Distinguishing coherence, purpose, and significance." *The Journal of Positive Psychology* 11(5): 531-545.
- Rosso, Brent D., Kathryn H. Dekas, and Amy Wrzesniewski. 2010. "On the meaning of work: A theoretical integration and review." *Research in Organizational Behavior* 30: 91-127.
- Schwartz, Barry. 2015. *Why we work*. New York, NY: TED Books. Book.
- Steger, Michael F. 2013. "Experiencing meaning in life - optimal functioning at the nexus of well-being, psychopathology, and

sprituallity.” In *The human quest for meaning: Theories, research, and applications*, ed. P. T. P. Wong. New York, NY: Routledge. Book Section, p. 165-184.

Steger, Michael F., and Bryan J. Dik. 2009. “If one is looking for meaning in life, does it help to find meaning in work?” *Applied Psychology: Health and Well-being* 1(3): 303-320.

Steger, Michael F., Bryan J. Dik, and Ryan D. Duffy. 2012. “Measuring meaningful work: the work and meaning inventory (WAMI).” *Journal of Career Assessment* 20(3): 322-337.

Sujarwoto, Sujarwoto, Gindo Tampubolon, and Adi Cilik Pierewan. 2018. “Individual and contextual factors of happiness and life satisfaction in a low middle income country.” *Applied Research in Quality of Life* 13(4): 927-945.

Wrzesniewski, Amy. 2003. “Finding positive meaning in work.” *Positive organizational scholarship: Foundations of a new discipline* 296: 308.



## 제7장

결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향과  
일-여가 균형의 효과

---



## 제7장

# 결혼, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향과 일-여가 균형의 효과

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

안수지(국회미래연구원)

- 2023년 합계출산율 0.72명이 반영하듯, 청년층에서는 결혼 및 출산을 지연하거나 기피하는 경향이 나타나며, 특히 출산을 주저하는 요인 중 사회·경제적 요인 외 개인의 라이프스타일 관련 요인이 절반을 차지함
- 이 연구는 결혼, 자녀, 그리고 일가정 양립 여건이 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보기 위한 것으로 한국인의 행복조사 자료(2023년)를 활용함
- 분석결과, 결혼 및 자녀는 모두 개인의 삶의 질에 긍정적인 효과를 나타내었으며, 일-여가 균형이 달성될수록 자녀의 효과는 증가하는 것으로 확인됨

### I 결혼과 출산에 대한 인식

과거 결혼과 출산은 가치관의 문제라기보다는 생의 주기에 따른 자연스러운 과정이었으나, 점차 결혼과 출산이 선택적 차원의 개념으로 변화하면서 이러한 선택에 영향을 미치는 가치관의 변화가 주목받고 있다(배혜원, 2017). 그러나 최근 우리나라의 경우 이러한 결혼 및 자녀, 가족에 대한 가치관 변화와 라이프 스타일 변화 등으로 비혼이나 무자녀를 선호하는 현상이 심화되고 있으며(변수정, 2019), 그 결과는 합계출산율의 끊임없는 하락으로 나타나고 있다.

전통적인 성역할 규범이 강하게 자리 잡고 있던 과거에는 여성의 고용은 출산에 대체적으로 부정적인 영향이 있다고 보아왔다. 주요 선진국에서도 여성의 사회진출이 활발히 이루어지던 시기에 출산율이 감소하기 시작하였던 것은 우연이 아니다. 저출산에 대한 경제학적 관점(Becker, 1993)에 따르면 여성의 노동시장에서의 소득이 증가하면 출산에 따른 기회비용이 증가하여 출산을 기피하는 현상이 발생한다는 것이다. 그러나 1990년대 이후 국가 간 비교 연구들에서는 여성의 고용이 출산에 부정적인 영향이 없

다고 보고하거나(Robert & Bukodi, 2005; Kreyenfeld, 2010), 오히려 선고용-후출산이 행동패턴으로 자리잡고 있어 그 관계를 긍정적으로 보고하는 연구(Matysiak, 2009)도 존재한다. 이러한 변화에는 성평등적인 가치관으로의 변화가 영향을 미쳤을 것이며, 성평등적인 가치관이 보다 빠르게 자리잡은 선진국들의 경우 여성의 경제활동 참여율이 높아지면서 하락하던 출산율이 다시 안정적인 상태를 유지하고 있는 것으로 보인다. 여성의 일-가정 사이에서의 갈등 요소가 남성의 가사 및 육아 참여로 완화된 효과가 있었다는 것이다.

최근 우리나라의 결혼 및 출산에 대한 조사자료에 따르면, 남성에서보다는 여성에서 결혼 및 출산에 대한 기피 정도가 심화되는 양상을 보인다. 한국보건사회연구원의 「가족과 출산조사」에 따르면, 결혼을 ‘반드시 해야한다’ 또는 ‘하는 것이 좋다’라고 응답한 미혼 여성은 2015년 기준 39.7%, 남성은 60.8%이었다. 그러나 2021년에는 그 비율이 여성은 25.4%, 남성은 43.9%로 크게 줄었다(비율의 감소율로 볼 때 여성은 36.0%, 남성은 27.8% 감소). 또한 자녀에 대한 선호에서는 ‘자녀가 있는 것이 낫다’ 또는 ‘꼭 있어야 한다’라고 응답한 미혼 여성의 비율이 2015년 68.4%이었던 반면 2021년에는 그 비율이 39.5%로 급감하였다. 같은 기간 동안 미혼 남성은 80.5%에서 56.8%로 감소하였다. 이를 비율의 감소율로 보면 여성은 42.3% 감소, 남성은 29.4% 감소한 것으로, 여성의 감소가 두드러진다.

전 세계적인 추세에 따라 양성평등적 인식으로의 전환이 빠르게 이루어지고 있다. 통계청 사회조사(2022)에 따르면, 개인이 추구하고자 하는 가구 내 성별 규범은 평등적으로 나타나는데, 가사분담을 공평하게 해야한다는 견해는 2022년 기준 64.7%로 나타나, 2012년 해당 응답 비율이 45.3%이었던 것에 비해 지속적으로 증가하는 추세이다. 그러나, 실제 가구 내 성별 분업이 이루어지는 정도를 볼 때는 여전히 전통적인 성규범 역할 인식에서 크게 벗어나고 있지 않은 것으로 보인다. 통계청의 생활시간조사에 따르면, 맞벌이 가구 내 남성 의 가사노동 비율은 2019년 기준 22.4%로 나타난다. 이는 2004년 13.3%에 비해 증가한 수치이나, 여전히 낮은 수준이다. 이러한 괴리는 결혼 및 출산에 대해 긍정적이지 않은 태도를 가지게 할 가능성이 높다. 맞벌이 부부의 역할갈등에는 성별에 따라 유의한 차이가 있음을 지적하였는데, 여성의 역할 갈등이 남성보다 크며, 그 이유는 여성이 실제 더 많은 부모역할을 담당하며 동시에 심리적 부담감과 책

임감을 더 많이 느끼기 때문이라고 하였다(Kim and Kim, 2003). 특히, 전통적인 성 규범 인식하에서는 이러한 가정 내 여성의 역할 부담이 남성에게 비해 크다는 점에서, 결혼 및 출산에 대한 기피 현상은 여성에게서 더 크게 나타날 수 있다.

그러나 가구 내 역할 부담이 젊은 층일수록 보다 평등하게 이루어지고 있다는 점은 긍정적이다. 통계청 가족실태조사(2023)에 따르면 부부가 똑같이 가사노동 부담을 하고 있다고 응답한 비율은 50대 이상에서는 18~20% 내외였고, 40대는 25.7%, 30대는 44.1%, 30세 미만은 56.4% 등으로 나타난다. 남성이 가사노동을 더 분담한다고 응답한 비율은 모든 연령대에서 1~2% 내외로 여전히 매우 미미하고, 대부분은 여성이 더 분담하고 있는 것이 현실이다. 그러나 젊은 세대로 올수록 평등하게 가사노동을 분담하는 이러한 추세는 앞으로 이상과 현실과의 괴리를 좁혀나갈 수 있는 가능성을 보여준다.

## II 일과 삶 균형의 중요성

일과 삶(work and life balance)의 균형은 개인의 삶 만족도에 큰 영향을 미친다. 산업의 글로벌화와 정보화는 근무 방식에 상당한 변화를 가져왔으며, 근로자들이 개인 여가와 가족의 가치, 자기 개발에 더욱 관심을 가짐에 따라 일과 삶의 균형은 근로환경의 개선과 관련한 이슈가 되고 있다(Deery & Jago, 2009; Lockwood, 2003). 일과 삶의 영역은 보다 다차원적인 영역으로 제시되고 있다. 연구자들은 일과 삶의 영역을 일, 직업, 자아실현, 재정, 가족, 여가(Lim, 1996), 건강, 가정, 가계, 친구관계, 교육, 연인관계, 사회활동, 여가(Keeney et al., 2013), 일, 가족, 성장, 여가 영역으로 구분하기도 한다(Kim, 2005). 인간이 행복한 삶을 누리는 데 모두 영향을 미치는 중요한 영역들이라고 할 수 있다.

공동체 생활보다는 개인의 생활을 중시하는 라이프 스타일로의 변화에 따라 일과 여가의 균형의 중요성은 더욱 강조된다. 이는 미혼남녀를 대상으로 실시한 ‘자녀가 없어도 무관하다고 생각한 이유(이소영 외, 2018)’에 대한 조사결과에서도 나타난다. 남성의 경우, ‘아이가 행복하게 살기 힘든 사회여서(27.7%)’, ‘경제적으로 여유롭게 생활하기 위해(26.1%)’, ‘부부만의 생활을 즐기고 싶어서(24.1%)’, 자녀가 있으면 자유롭지 못할 것이기 때문에(19.7%) 등의 순으로 나타났다. 반면, 여성의 경우 ‘자녀가 있으면 자

유롭지 못할 것이기 때문에(32.0%)', '아이가 행복하게 살기 힘든 사회여서(28.6%)', 경제적으로 여유롭게 생활하기 위해(18.3%), '부부만의 생활을 즐기고 싶어서(15.4%)', '직장생활을 계속하고 싶어서 및 기타(5.8%)' 등의 순으로 나타났다. 남성의 경우 사회경제적 요인이 53.8%, 라이프스타일 관련 요인이 43.8%로, 여성의 경우 라이프스타일 관련 요인이 47.4%, 사회경제적 요인이 46.9%로 성별 차이가 다소 존재한다. 그러나 우리나라에서 출산을 주저하는 요인으로 주요하게 거론되는 교육비, 주거비, 사회경쟁 심화 등의 사회·경제적요인은 절반 정도만을 차지하고 나머지 절반은 개인의 생활과 관련된 요인으로서, 여가시간에 대한 인식이 드러난다.

### III 선행연구 검토

일반적인 삶의 만족도에 대한 연구들을 살펴보면, 다양한 요인들이 삶의 만족도에 영향을 미치고 있는 것으로 나타난다. 대체로 소득이나 학력이 높을수록, 미혼보다는 기혼일수록 삶의 만족도가 높았고, 성별에 따른 만족도는 국가별 차이를 보이기도 하였다((Frey & Stutzer, 2000; Appleton & Song, 2008; Clark & Oswald, 1994; Chen, 2012; Graham, Eggers & Sukhtankar, 2004; Dolan et al., 2008). 연령의 경우에는 청년이나 노년에 비해 중년층의 삶의 만족도가 낮게 나타나 삶의 만족도와 U자형 관계를 갖고 있다고 보고한 연구(Blanchflower & Oswald, 2004; Dolan et al., 2008)도 있지만, 연령이 높을수록 삶의 만족도가 높다고 보고한 연구(Sotgiu et al., 2011; 정명숙, 2005)도 존재하였다. 또한, 직업이 있는 사람들이 무직인 사람에 비해 삶의 만족도가 높았고, 직업 안정성 또한 긍정적인 영향을 미치며(Wright, Beard & Edington, 2002; Graham & Behrman, 2010), 노동시간이 길수록 스트레스를 유발하여 삶의 만족도가 낮아진다고 보고하였다(Virtanen et al., 2012).

결혼(배우자 유)은 전반적으로 개인의 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치는데 배우자 유무에 따른 취업여부의 효과에서 성별 차이를 확인한 연구가 존재한다. 분석 결과, 남성의 경우에는 기혼유배우자의 취업의 효과가 무배우자 경우보다 크게 나타났지만, 여성의 경우 그 반대로 나타났다는 점을 강조하였는데, 이는 남성의 경우 가정경제 부양의 책임으로 취업이 개인 생활만족도를 향상시키는 정도가 기혼자에게서 더 크게 나

타났지만 여성의 경우 결혼에 따른 가사부담, 일-가정 양립 어려움, 개인 여가시간 부족 등으로 인해 기혼자의 취업이 생활만족도에 미치는 긍정적 영향이 다소 덜 증가하는 것으로 해석하였다(이경희, 2016).

자녀 유무가 삶의 질에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지 않았으나 자녀가 있는 경우 겪는 역할 갈등과 시간 빈곤의 문제, 자녀와의 관계, 자녀 수 등의 영향을 분석하는 연구들이 존재한다. 자녀를 둔 맞벌이 부부의 역할갈등을 분석 연구에서는, 남편은 직장역할갈등이 상대적으로 높고, 아내는 가정역할갈등 및 부모역할갈등이 높았으며, 삶의 질에 영향을 주는 요인으로는 남편의 경우 부모역할갈등, 아내의 경우 직장역할갈등과 부모역할갈등으로 나타났다(황혜원, 신정미, 2009). 성역할 인식과 직업 만족도 조건이 같을 경우, 만 5세 미만 미취학 아동을 둔 맞벌이 가구 여부는 시간 빈곤과 부정적인 관계를 가지고 있었고, 시간 빈곤을 경험하는 경우 그렇지 않은 집단에 비해 삶의 질이 낮았다(김미영, 박미려, 2017). 반면, 노년기 삶의 질에 영향을 미치는 주요 요인으로 배우자와의 친밀감과 더불어 자녀와의 친밀감, 자녀의 효의식 등을 언급하며, 자녀의 긍정적 효과를 제시하는 연구도 있었다(배나래, 박충선, 2009). 위의 대부분의 연구들은 자녀가 있는 사례를 전제로 분석하고 있으며, 역할갈등 및 시간 빈곤에 대한 존재, 자녀와의 친밀감이 높은 것은 삶의 질에 긍정적인 효과가 있다는 점 등을 강조하고 있었다. 국민노후보장패널을 이용하여 은퇴 후 부모의 행복도에 미치는 결정요인을 분석한 연구에서는 생활 전반에 대한 삶의 만족도의 경우 아내는 자녀 수에 긍정적인 영향을 받았으며 남편은 영향을 받지 않았으며, 자녀 관계에 대한 삶의 만족도에서는 남편과 아내 모두 자녀 수가 긍정적인 영향이 있다고 보고하였다(성효용, 서미숙, 2021).

일과 삶의 균형 개념은 2000년대에 들어 사회적으로 주목을 받게 되면서 정책에 반영되기 시작하였다(김정운, 박정열, 2008). 이 개념 사용되기 시작한 초기에는 일과 가정 사이의 갈등을 해결에 초점이 맞추어져 있었다면 근래에는 점차 삶의 질을 향상시키기 위한 조건으로 발전하고 있으며, 선행연구들에 따르면 일과 삶 균형이 잘 이루어져 있을수록 삶의 만족도가 높아진다고 하여, 워라밸이 삶의 만족에 긍정적인 영향을 준다는 결과를 제시하고 있다(Greenhaus, Collins & Shaw, 2003; 오현규, 박성민, 2014; Harr et al., 2014; Taşdelen-Karçkay, Bakal ım, 2017). 세대별로 일과 삶 균형의 효과를 살펴본 연구에서는 20~30대 보다는 50대에서 일과 삶 균형이 삶의

만족도에 미치는 정(+)의 효과를 강화시키는 것을 확인하여, 연령대가 높을수록 일과 삶 만족에 대해 보다 높은 가치를 부여하고 있다는 점을 보여주었다(이재완·강혜진, 2018).

여가시간을 변수로 고려한 분석에서는 여가를 적절히 활용하고 있다고 생각하는 사람일수록 긍정적인 경험을 많이 하고 삶의 만족도 또한 높은 것으로 나타났다(유홍준 외, 2018). 종사상 지위에 따라서는 상용근로자의 경우 여가시간이 길수록 삶의 만족도가 증가하였다는 연구(민경선, 2018)도 존재하였으며, 기혼 직장인 여성을 대상으로 한 연구에서는 일과 가정이 상호 균형을 이룰 때 삶의 질이 높아지고, 남편의 지지가 높을수록 직무만족, 가정생활 만족, 개인생활 만족이 높아진다는 점을 언급하며 배우자 지지의 중요성을 보여주었다(강은진 외, 2022). 여가활동의 객관적 수준은 교육수준이 높을수록, 연령이 낮을수록, 소득이 높을수록 높았으며, 여가활동지수는 여가만족도에 가장 큰 영향을 미치고 있었다. 이와 함께 판매직, 생산직, 기능직, 노무직은 학생에 비해 여가만족도가 낮았고, 동거 가족수가 많을수록 여가만족도가 낮았다(남은영, 최유정, 2008). 동거 가족수가 자녀를 직접적으로 자녀 유무를 나타내지는 않으나, 다른 조건이 동일하다면 자녀가 없는 가정에 비해 자녀가 있는 가정이 여가만족도가 낮을 가능성이 있다.

지금까지 다양한 연구를 통해 살펴보았듯 개인의 인구사회경제학적 특성(성별, 결혼 유무, 소득, 학력 등)은 삶의 질에 영향을 미치는 주요 요인으로 작용하고 있다. 이와 함께, 일을 하는 사람(특히, 맞벌이 부부)의 경우 기본적으로 근로시간을 제외한 나머지 개인 활동을 할 수 있는 시간의 제약이 존재하기 때문에, 일과 삶의 균형(워라벨) 및 개인의 여가시간 활용 정도에 따라 삶의 질에 대한 평가는 크게 달라질 수 있다. 특히, 결혼 및 자녀 출산 등은 개인의 일생에 있어서 그 어떠한 변화보다도 개인의 일과 여가시간의 균형에 큰 영향을 미치는 요소이며, 공동체보다는 개인의 삶을 중시하는 가치관 변화는 이러한 삶의 변화에 보다 부정적으로 반응할 수 있는 여지가 있다.

이에, 본 연구는 삶 만족도에 영향을 주는 다양한 인구사회경제학적 특성을 고려하는 동시에, 결혼 및 자녀 여부가 과연 만족도에 어떠한 영향을 미치는지, 일-여가 균형이 얼마나 담보되는지에 따라 결혼 및 자녀 효과가 달라지는지를 분석해 보고자 하며, 이러한 점에서 기존 연구와의 차별성을 가진다.

## IV 연구의 목적

행복 경제학의 창시자 이스털린은 배우자와 자녀가 건강과 더불어 행복의 절대 조건에 포함되는 요소라고 결론 내렸다(Easterlin, 2021). 우리나라의 결혼 및 출산이 지속적으로 감소하고 있는 현실을 고려하면 개인 행복의 절대 조건들이 위협받고 있다고 느껴질 수도 있다. 여기서 행복이라는 개념은 인지적 평가(삶의 만족도) 및 정서적(감정적) 경험의 복합체로 정의된다(Diener et al., 1999). 본 연구에서는 다차원적인 행복의 개념 중에서 정서적인 경험보다도, 삶 전반에 대한 장기적이고 포괄적인 평가 정도를 의미하는 ‘삶의 만족도’(Diener et al., 1999, Schimmack et al., 2002)를 중심으로 살펴보고자 한다.

‘삶의 만족도’는 다양한 조사 연구에서 ‘삶의 질’을 측정하는 보편적인 지표로 볼 수 있으며(Veenhoven, 1996a), 삶의 질을 향상시키는 것은 국가의 가장 큰 지향점이자 정책의 궁극적인 목표라고 할 수 있다는 점에서, 주요한 지표로서 다루어져야 할 필요가 있다.

따라서 본 연구에서는 첫째, 결혼과 자녀가 실제 개인의 삶 만족도에 어떠한 영향을 미치는지, 과연 현실에서 나타나는 것처럼 결혼 및 출산을 선택하는 것이 삶 만족도의 측면에서 유리하지 않은 것인지를 실증적으로 살펴보고자 한다. 둘째로는, 자녀유무가 삶 만족도에 미치는 영향과 더불어, 일-여가 균형 달성 정도에 따라 자녀유무가 삶 만족도에 미치는 영향이 어떻게 변화하는지를 살펴보고, 성별에 따른 차이가 존재하는지 살펴보고자 한다.

분석하고자 하는 연구질문은 다음과 같다.

연구질문 1. 결혼한 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 삶의 만족도가 낮거나 높은가?  
자녀가 있는 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 삶의 만족도가 낮거나 높은가?

연구질문 2. 자녀가 삶의 만족도에 미치는 효과는 일-여가 균형에 따라 다른가? 이 효과는 남성과 여성에서 다르게 나타나는가?

## V 분석 방법

삶의 만족도를 종속변수로 한 분석에서는 삶의 만족도 변수를 연속형 변수로 둔 일반 선형모형(General Linear Model)을 사용한다.

$$y_i = \alpha + \beta M_i + \gamma C_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

이 식에서  $i$ 는 각 개인을 나타내는 첨자이며,  $y$ 는 종속변수인 삶의 만족도, 일-여가 균형 등을 의미한다.  $M$ 은 혼인상태(기혼=1 또는 미혼=0),  $C$ 는 자녀유무(유=1 또는 무=0),  $X$ 는 만족도 및 일-여가 균형에 영향을 미칠 수 있는 다양한 개인의 특성들을 의미하며,  $\epsilon$ 는 일반적인 선형회귀모형의 오차항을 나타낸다.

삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있는 개인 특성 변수로는 성별, 거주 시군구, 연령 및 연령의 제곱 항, 교육수준, 종사상지위(무직포함), 건강상태, 개인소득, 균등화 가구소득, 일-여가 균형정도 등을 포함하였다. 본 연구에서 사용하는 ‘일-여가 균형’ 변수는 워라밸(일과 삶 균형)의 대리변수이다. 여기에서 ‘여가’의 범위에는 다양한 활동들이 포함될 수 있을 것이며, 개인적인 여가활동을 포함하여, 부부의 시간, 자녀와의 놀이 활동 시간, 그 밖에도 개인별로 ‘일’과 대립되는 개념으로서의 ‘여가’ 영역의 다양한 활동이 포함된다.

## VI 분석자료 및 변수 구성

본 연구에서는 결혼 및 자녀가 삶의 만족도에 미치는 효과와 일-여가 균형에 따른 효과의 차이를 살펴보는 것을 목적으로 하며, 분석대상은 만 25세에서 만 65세 사이의 성인(일을 하는 근로자)으로 설정하였다.

본 분석에서 이용하는 자료는 제3차 한국인의 행복조사(2023년)자료이며, 그 이유는 자녀에 대한 변수인 ‘첫째 자녀의 출산 연도’를 2023년 조사에서만 측정하고 있기 때문이다. 그러나 해당 항목에서는 자녀의 나이가 아닌, ‘첫째 자녀의 출산 연도’를 물어보

고 있다. 이로 인해 문항 응답은 여성에게서만 유효한 값으로 나타나며, 남성은 모두 결측치로 나타난다. 남성의 경우에는 자녀가 있더라도 설문 항목을 통해서는 응답할 수 있는 변수가 없다.

분석에서는 이를 보완하기 위하여 남성의 경우 ‘가구주와의 관계’ 항목을 통해 특정 여성의 배우자를 식별할 수 있는 대상에 한해서만 샘플에 포함시키도록 하였다. 즉, 한 특정 여성이 가구주 또는 가구주의 배우자일 경우에, 해당 여성의 동일가구 내 배우자로 볼 수 있는 남성(가구주의 배우자 또는 가구주)은 샘플에 포함된다. 그 외의 가구주와의 관계는 배우자를 특정 지을 수 없어 샘플에서 제외하였다. 이에 해당하는 총 샘플 수는 8,676명이었다.

본 연구의 종속변수는 ‘전반적인 삶의 만족도’이다. 해당 변수는 0점에서 10점까지를 기록하는 11척도 형태의 변수이다. 주요 독립변수는 결혼여부(0 또는 1), 자녀유무(0 또는 1), 일-여가균형(일 중심/일-여가 균형/여가 중심으로 범주화)이다. 일-여가 균형 변수는 ‘일과 여가 중 어떤 것에 더 비중을 두는지’의 항목을 11척도(0:일 중심~10:여가 중심)로 측정하고 있다. 그 외 통제변수로 고려하는 것에는 성별(남, 녀), 시군구(17개 시도), 연령, 연령의 제곱(연령<sup>2</sup>연령), 교육수준(중졸이하, 고졸이하, 대졸이하, 대학원 이상), 종사상지위(임금근로자, 고용원이 있는 자영업자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족종사자), 건강상태(1:매우 좋음 ~ 5:매우 나쁨), 개인 소득(100만원 단위 범주형 자료), 균등화 가구 소득 등이다. 균등화 가구 소득의 경우, 조사된 100만원 구간별 가구 소득의 최대값을 기준으로 가구원 수의 제곱근으로 나누어 산출하고, 산출된 값을 백만원 단위 구간 변수로 다시 구분하여 설정한 값이다.

## **VII** 기초통계

아래는 앞서 제시한 각 변수에 대한 항목별 분포 및 평균값을 제시한 결과이다. 분석 대상자 수는 총 8,676명이며, 그 중 남성은 51.58%, 여성은 48.42%를 차지하였다. 연령대는 40대(26.08%) 및 50대(28.61%)가 가장 많았고, 샘플 중 기혼자의 비율은 74.4%이었다. 일을하지 않는 사람의 비율은 22.1%이었으며, 종사상지위에 따라서는 임금근로자가 69.09%로 가장 많았으며, 고용원이 없는 자영업자가 20.31%로 다음을

차지하였다. 개인 소득수준은 범주형으로 측정되고 있어 평균값을 산출하지 못하였으나, 소득 구간별로 살펴보면 소득없음 2.22%, 200만원 미만 13.16%, 200~300만원이 34.98%, 300~400만원이 29.48%, 400만원 이상이 20.15%를 차지하였다. 가구 내 가구원수를 고려하여 표준화 한 균등화 가구소득은 300~400만원이 29.43%, 400~500만원이 30.01%로 가장 많은 비중을 차지하였다. 자녀가 있는 사람은 전체의 66.69%이다.

0점에서 10점까지 11점 척도로 응답하는 삶의 만족도는 평균 6.34점이었고, 일에 비중(0)~여가에 비중(10)으로 측정하는 일-여가 균형 변수의 평균 점수는 4.69로 나타났다.

〈표 7-1〉 기초통계

변수	항목	빈도	비율(%)
총 샘플수	전체	8,676	100
성별	남	4,475	51.58
	여	4,201	48.42
연령	20대	741	8.54
	30대	1,572	18.12
	40대	2,263	26.08
	50대	2,482	28.61
	60대	1,618	18.65
결혼여부	미혼	2,039	23.5
	기혼	6,637	76.5
교육수준	중졸이하	238	2.74
	고졸이하	3,190	36.77
	초대졸이상	5,168	59.57
	대학원이상	80	0.92
종사상지위	임금근로자	5,994	69.09
	고용원이 있는 자영업자	552	6.36
	고용원이 없는 자영업자	1,762	20.31
	무급가족종사자	368	4.24
개인 소득수준	소득없음	193	2.22
	200만원미만	1,142	13.16

변수	항목	빈도	비율(%)
	200만원이상 300만원 미만	3,035	34.98
	300만원이상 400만원 미만	2,558	29.48
	400만원이상	1,748	20.15
균등화 가구 소득수준	200만원미만	265	3.05
	200만원이상 300만원 미만	2,327	26.82
	300만원이상 400만원 미만	2,553	29.43
	400만원이상 500만원 미만	2,604	30.01
	500만원이상	927	10.68
건강상태	(1) : 매우 좋음	795	9.16
	(2) : 좋은 편	5,083	58.59
	(3) : 중간	2,473	28.5
	(4) : 나쁜 편	311	3.58
	(5) : 매우 나쁨	14	0.16
자녀유무	없음	2,890	33.31
	있음	5,786	66.69
일-여가 균형	일 중심(0-3)	2,409	27.77
	일여가 균형(4-6)	4,874	56.18
	여가 중심(7-10)	1,393	16.06
변수		평균	표준편차
전반적인 삶의 만족도 (0:최악의 삶~10:최상의 삶)		6.34	1.32
일-여가균형 (0:일에비중~10:여가에비중)		4.69	1.72

주 1: 샘플은 만25세~만65세 성인 기준

주 2: 균등화 가구 소득수준 = 가구소득 구간별 최대값 / 가구원수의 제곱근

## VIII 개인의 특성별 삶의 만족도, 전반적 행복감, 일-여가 균형

주요 종속변수인 삶의 만족도를 개인별 특성에 따라 살펴본 결과이다. 삶의 만족도는 성별에 따른 큰 차이는 없었으며, 연령에 따라서는 20대에서 가장 높았고, 그 이후 60대로 갈수록 순차적으로 감소하였다. 또한 기혼자가 미혼자에 비해 삶의 만족도가 높았으며, 교육수준이 높을수록 삶 만족도가 높았다. 종사상 지위에 따라서는 고용원이 있

는 자영업자가 가장 삶의 만족도가 높았고, 그 다음으로는 임금근로자, 고용원이 없는 자영업자, 무급가족 종사자 등의 순서로 나타났다. 개인소득이 높을수록, 균등화 가구 소득이 높을수록 삶의 만족도는 높았으며, 전반적으로 건강이 좋을수록, 일-여가 균형에서는 일보다 여가에 더 비중을 두는 사람일수록 삶의 만족도가 높았다. 자녀 유무에 따라서는 삶의 만족도에 유의한 차이는 발견되지 않았다.

주요 설명변수인 일-여가 균형이 개인의 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴해보았다. 일-여가 균형 변수는 0점에 가까울수록 일에 비중을, 10점에 가까울수록 일 보다는 여가에 비중을 두는 값이다. 남성보다는 여성이, 20~30대일수록, 미혼일수록, 교육수준이 초대졸 이상일수록, 자영업자보다는 임금근로자일수록 점수가 높게 나타나 일-여가 균형을 이루고 있었다. 개인소득이 저소득 및 고소득보다는 중-중상에 속할수록, 가구소득이 높을수록 여가에 비중을 두었고, 건강상태가 좋을수록, 자녀가 없는 사람일수록 여가에 비중을 두고 있었다.

단, 아래 제시한 결과들은 다른 변수들은 통제하지 않은 상태에서 각 항목별 단순 평균값을 제시하였다는 점을 염두에 둘 필요가 있다.

〈표 7-2〉 개인 특성에 따른 삶의 만족도, 일-여가 균형 평균

구 분		삶의 만족도		일-여가균형	
변수	항목	평균	Pr>F	평균	Pr>F
성별	남	6.35	0.8143	4.62	<.0001
	여	6.34		4.78	
연령	20대	6.51	<.0001	5.05	<.0001
	30대	6.46		4.93	
	40대	6.35		4.64	
	50대	6.29		4.55	
	60대	6.25		4.61	
결혼여부	미혼	6.12	<.0001	4.86	<.0001
	기혼	6.42		4.64	
교육수준	중졸이하	5.84	<.0001	4.39	0.0016
	고졸이하	6.18		4.53	
	초대졸이상	6.47		4.81	
	대학원이상	6.98		4.60	

변수	구 분	삶의 만족도		일-여가균형	
	항목	평균	Pr>F	평균	Pr>F
종사상지위	임금근로자	6.37	0.0313	4.81	<.0001
	고용원이 있는 자영업자	6.40		4.45	
	고용원이 없는 자영업자	6.30		4.46	
	무급가족종사자	6.21		4.34	
	무직				
개인소득수준	소득없음	6.18	<.0001	4.42	<.0001
	200만원미만	6.14		4.51	
	200만원이상 300만원 미만	6.34		4.81	
	300만원이상 400만원 미만	6.38		4.75	
	400만원이상	6.45		4.56	
균등화 가구소득수준	200만원미만	6.02	<.0001	4.48	0.0004
	200만원이상 300만원 미만	6.20		4.61	
	300만원이상 400만원 미만	6.41		4.62	
	400만원이상	6.41		4.82	
	500만원이상	6.45		4.82	
건강상태	(1) : 매우 좋음	6.73	<.0001	4.86	<.0001
	(2) : 좋은 편	6.52		4.76	
	(3) : 중간	5.99		4.58	
	(4) : 나쁜 편	5.52		4.08	
	(5) : 매우 나쁨	5.21		3.43	
자녀유무	없음	6.35	0.959	4.94	<.0001
	있음	6.35		4.57	
일-여가 균형수준	일 위주(0~3)	6.07	<.0001	-	-
	일-여가 균형(4~6)	6.34		-	
	여가 위주(7~10)	6.86		-	

## IX 회귀분석 결과

아래 <표 7-3>의 회귀분석 결과는 앞서 제시하였던 기본적인 통제변수들을 통제된 상태에서, 일-여가 균형 정도가 삶의 질에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 모형 (1)은 8,676명의 모든 근로자 샘플을 포함한 가장 기본이 되는 모형으로, 그 결과를 살펴보면

삶의 만족도는 성별에 따른 유의한 차이는 발견되지 않았으며, 연령 제공항이 양수로 유의하게 나타나 약 40세를 전후로 아래로 볼록한 형태를 띠고 있다. 그리고 교육수준이 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 균등화 가구소득이 높을수록 삶의 만족도가 유의하게 높은 것으로 나타났다. 반면 종사상 지위, 개인소득에 따라서는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 일 중심인 사람보다는 여가 중심인 사람일수록 삶의 만족도가 더 높은 것으로 추정되었다.

〈표 7-3〉 일하는 사람들의 일-여가 균형에 따른 삶의 만족도 차이

구 분		모형 (1)	
		추정계수	p
Intercept		4.8925	<.0001
성별(ref=여)		-0.0483	0.1429
연령		-0.0314	0.0031
연령제곱		0.0004	0.0004
교육수준 (ref=중졸이하)	고졸이하	0.2681	0.0017
	대졸이하	0.5050	<.0001
	대학원이상	0.9777	<.0001
종사상지위 (ref=임금근로자)	종업원이 있는 자영업자	0.0633	0.2759
	종업원이 없는 자영업자	0.0388	0.2751
	무급가족종사자	0.1123	0.209
건강상태 (ref=매우 나쁨)	매우 좋음	1.2673	0.0001
	좋은 편	1.1220	0.0007
	보통	0.6545	0.0475
	나쁜 편	0.2057	0.5405
개인소득수준 (ref=소득없음)	200만원미만	0.0652	0.5836
	200만원이상 300만원미만	0.1253	0.3002
	300만원이상 400만원미만	0.1772	0.1508
	400만원이상	0.2051	0.1037
균등화 가구소득 (ref=200만원 미만)	200만원이상 300만원미만	0.1068	0.1848
	300만원이상 400만원미만	0.2728	0.0008
	400만원이상 500만원미만	0.2441	0.0031
	500만원이상	0.2222	0.0145
일-여가균형 (ref=일중심, 1~3)	일-여가균형 (4~6)	0.2397	<.0001
	여가중심 (7~10)	0.7124	<.0001
n		8,676	

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리)가 추가적으로 통제된 결과임

다음 <표 7-4>의 모형(2)은 결혼 여부에 따른 삶의 만족도 차이를 분석한 것으로, 앞서 제시하였던 모형에서 사용된 모든 통제변수를 통제한 결과이다. 아래의 분석에서는 자녀효과를 제외한 순수한 결혼 효과를 식별하고자, 자녀가 없는 샘플을 대상으로 하였다.

분석 결과, 모형(2-a)에서 미혼자에 비해 기혼자의 삶의 질이 0.39 높은 것으로 나타났다. 그러나 이 해석에서 유의하여야 할 점은, A라는 미혼자가 바로 결혼을 한다고 하여 삶의 질이 0.38만큼 높아짐을 의미하지는 않는다는 것이다. 미혼자 중에서는 결혼을 원하기는 하지만 사정에 따라서 결혼에 도달하지 못한 이들도 포함되어 있을 것이다. 이 경우 원하는 상태(state)를 얻지 못함에 따라 그들의 삶의 만족도는 그렇지 않은 사람에 비해 낮을 것으로 예상된다. 따라서 이들을 포함한 전체 미혼자의 삶의 만족도는 실제보다 낮게 평가될 수밖에 없다. 따라서 만약 똑같은 조건을 갖춘 두 사람이 각각 결혼과 독신 중에서 선택하는 순수한 문제로 본다면, 그에 대한 효과는 아래 나타난 효과보다는 감소할 수 있을 것이나, 구체적으로 그 효과를 알 수는 없다.

만약 결혼을 하여 배우자와 함께 생활함에 따라 개인의 여가시간이 감소한다면 이는 삶의 만족도를 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다. 이를 고려하기 위하여, 모형(2-b)에서는 일-여가 균형 정도를 통제한 상태에서 결혼 여부가 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 일-여가 균형에 따라 삶 만족도의 차이는 발생하지만, 결혼이 삶의 만족도에 미치는 긍정적인 효과의 크기는 크게 변하지 않았으며, 이 결과는 또한 결혼 자체가 개인의 일-여가 균형을 크게 변화시키지는 않는 것을 나타내는 것이기도 하다.

<표 7-4> 결혼 여부에 따른 삶의 만족도 차이

구 분	모형 (2)			
	(2-a)		(2-b)	
	추정계수	p	추정계수	p
Intercept	6.9249	<.0001	6.5760	<.0001
성별(ref=여)	-0.1824	0.001	-0.1619	0.0033
결혼 여부(ref=미혼)	0.3911	<.0001	0.3870	<.0001
일-여가균형 (ref=일중심, 1~3)	일-여가균형 (4~6)	.	0.2875	<.0001
	여가중심 (7~10)	.	0.6041	<.0001
n	2,890		2,890	

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리) 및 [표 3]에서 통제된 모든 변수들(연령, 교육수준, 종사상지위, 건강상태, 개인소득, 가구소득)을 통제한 결과임

다음으로는, 자녀의 유무에 따른 개인 삶의 만족도 차이를 살펴보았다(〈표 7-5〉). 모형 3에서는 우리나라의 경우 혼외 출산의 비중이 매우 낮기(2.5%, 2020년 기준) 때문에 이러한 경향을 고려하여 대상자는 기혼자만으로 설정하였다. 모형 (3-a)는 일-여가 균형을 통제하지 않은 결과이며, 자녀가 있는 사람이 자녀가 없는 사람에 비해 삶의 만족도는 높으나 통계적으로 유의하지는 않았다. (4-b)는 일-여가 균형 변수를 통제된 모형으로, 일-여가 균형이 통제된 상태에서는 자녀가 없는 사람에 비해 자녀가 있을 경우 삶의 만족도가 0.0805 정도 높은 것으로 나타났다. 출산을 기피하는 요즈음의 현실을 고려할 때 이는 고무적인 결과로서, ‘자녀가 있는 경우 그렇지 않은 기혼자에 비해 삶의 만족도가 높다’라는 긍정적인 메시지를 보여주는 결과로 생각된다.

〈표 7-5〉 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이

구 분		모형 (3)			
		(3-a)		(3-b)	
		추정계수	p	추정계수	p
Intercept		6.2870	<.0001	6.0528	<.0001
성별(ref=여)		-0.0442	0.2672	-0.0377	0.3375
자녀유무(ref=자녀없음)		0.0632	0.1886	0.0805	0.0897
일-여가균형 (ref=일중심, 1~3)	일-여가균형 (4~6)	.	.	0.1892	<.0001
	여가중심 (7~10)	.	.	0.6676	<.0001
n		6,637		6,637	

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리) 및 [표 3]에서 통제된 모든 변수들(연령, 교육수준, 종사상지위, 건강상태, 개인소득, 가구소득)을 통제한 결과임

다른 조건이 비슷한 상태에 있는 사람 중 자녀가 있는 사람들이 자녀가 없는 사람들에 비해 삶의 만족도가 전반적으로 우위에 있는 것으로 나타났는데, 다음 분석에서는 ‘일-여가 균형 정도’에 따라 자녀가 주는 긍정적 효과가 달라지는지를 살펴보려고 하였다. 그 이유는 최근의 다양한 저출산 정책 중에서도 일-가정 양립이 크게 강조되고 있는 만큼, 일-여가 균형은 자녀 출산 및 양육을 위해 필수적으로 고려되어야 하는 요소이기 때문이다.

따라서 아래 〈표 7-6〉에서는 자녀유무와 일-여가 균형의 상호작용항을 추가한 모형을 제시하였고, 보다 세부적으로 일-여가 균형 정도를 세 가지 상태로 나누고 각 상태

에 속한 사람들 내에서의 자녀의 효과를 살펴보았다.

모형(4)의 상호작용 모형에서 나타나듯이, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 긍정적인 영향은 일-여가 균형 점수가 가장 높은 집단에서 유의하게 나타났고, 그 외의 집단에서는 정(+)의 효과를 나타내는 것으로 보이지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 보조적으로 각 일-여가 균형 정도에서 자녀의 효과가 어떠한지를 분석한 결과도 동일하였다. 즉, 일 중심인 그룹(4-a) 및 일-여가가 균형상태인 그룹(4-b)에서는 자녀의 효과가 유의하지 않았는데, 그보다 일-여가 균형이 더 잘 이루어진 여가 중심의 그룹(4-c)에서는 자녀 효과가 0.415까지 상승하는 것으로 나타났다. 즉, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 긍정적인 효과가 있는데, 만약 일-여가 균형이 이루어지지 않을경우 이는 삶의 만족도를 저해하여, 자녀 효과를 상쇄할 만큼의 부정적 영향을 줄 수 있으나, 일-여가 균형이 잘 이루어지는 가정의 경우 자녀로 인한 긍정적인 효과가 극대화된다는 것이다.

〈표 7-6〉 일-여가 균형 상태 x 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이

구 분	모형(4)-상호작용		일-여가 균형상태별 sub-sample 모형						
			(4-a) 일 중심		(4-b) 일-여가 균형		(4-d) 여가 중심		
	추정계수	p	추정계수	p	추정계수	p	추정계수	p	
Intercept	6.2310	<.0001	5.8867	<.0001	7.6606	<.0001	6.1240	<.0001	
성별(ref=여)	-0.0391	0.3196	-0.0259	0.7342	-0.0659	0.2038	-0.0276	0.773	
자녀유무(ref=자녀없음)	-0.0603	0.4649	0.0193	0.839	0.0119	0.8497	0.4150	0.0002	
일-여가균형 (ref=일중심, 1~3)	일-여가균형 (4~6)	0.1041	0.2246	-	-	-	-	-	-
	여가중심 (7~10)	0.2910	0.0065	-	-	-	-	-	-
자녀유무 x 일-여가균형 (ref=자녀 없음, 일중심, 1~3)	자녀있음 x 일-여가균형 (4~6)	0.0964	0.3007	-	-	-	-	-	-
	자녀있음 x 여가중심 (7~10)	0.4740	<.0001	-	-	-	-	-	-
n	6,637		1,921		3,682		1,034		

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리) 및 [표 3]에서 통제된 모든 변수들(연령, 교육수준, 종사상지위, 건강상태, 개인소득, 가구소득)을 통제한 결과임

그러나 앞서 언급하였듯 결혼을 자발적으로 선택하는, 또는 비자발적으로 포기하는 영역이 공존하는 것과 같이, 자녀유무 또한 개인이 선택하는 차원의 영역과 난임 등의 요인으로 선택이 어려운 영역도 존재한다는 것을 유의할 필요가 있다. 이 경우, 마찬가지로 자녀의 효과는 위에서 나타난 것보다 다소 감소하게 될 수도 있다.

따라서, 위의 분석결과들은 인과관계로 해석하기보다는, 해당 상태에 있는 사람들의 평균적인 삶의 만족도 차이로 이해하는 것이 보다 타당할 수 있다.

서론에서 제시하였던 결혼 및 출산에 대한 의향 조사에 따르면 여성에서의 출산 기피 추이가 남성에서보다 더 두드러졌었다. 이와 관련하여 실제 자녀의 효과가 남성과 여성에서 서로 다른지를 살펴보고, 그 결과는 다음과 같다(〈표 7-7〉). 먼저, 일하는 남성 샘플(5-a)에서는 자녀가 있는 사람의 경우 자녀가 없는 사람에 비해 0.103만큼 삶의 만족도가 높게 나타났다. 반면, 일하는 여성(5-b) 샘플에서는 자녀의 효과가 남성 샘플에서 나타난 결과와 방향성은 같으나 유의하지 않아, 대조적인 결과를 보였다.

〈표 7-7〉 남성 및 여성의 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이

구 분		모형 (5)			
		(5-a) 남성		(5-b) 여성	
		추정계수	p	추정계수	p
Intercept		6.6114	<.0001	5.5577	<.0001
자녀유무(ref=자녀없음)		0.1026	0.0785	0.0465	0.5727
일-여가균형 (ref=일중심, 1~3)	일-여가균형 (4~6)	0.1608	0.0003	0.2422	<.0001
	여가중심 (7~10)	0.6885	<.0001	0.6510	<.0001
n		3,848		2,789	

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리) 및 [표 3]에서 통제된 모든 변수들(연령, 교육수준, 종사상지위, 건강상태, 개인소득, 가구소득)을 통제한 결과임

이러한 결과는 여성은 가사 및 양육으로 인한 부담이 상대적으로 많기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 즉, 여성에게는 자녀가 삶의 만족도에 주는 긍정적인 효과가 반감되는 일-가정 양립의 스트레스 요인이 큰 반면, 남성의 경우 일을 하는 근로자라 하더라도 자녀 돌봄에 참여하는 비중이 크지 않아(한국 맞벌이 부부 중 남성의 가사노동 참여 비중은 22% 남짓으로 일-가정 양립에 대한 부담이 평균적으로 낮음), 자녀의 효과가 정의 방향성을 나타내는 것으로 이해해 볼 수 있으나, 본 연구에서 사용하는 데이터에서

는 가사 및 양육에 대한 변수를 포함하고 있지 않아 실증적으로 확인하기는 어려웠다.

그러나 만약 이 결과가 언급한대로 일-여가 균형이 여성에게서 평균적으로 불리하게 작용하기 때문이라면, 일-여가 균형이 잘 이루어지는 경우에는 자녀의 긍정적인 효과가 나타날 수 있다. 따라서 이를 확인하기 위해, 일하는 남성 및 여성을 대상으로 각 일 중심인 샘플과 여가 중심인 샘플로 나누어 자녀의 효과를 살펴보았다(〈표 7-8〉). 그 결과, 남성 및 여성샘플 중 일-생활 균형이 잘 이루어지고 있는 ‘여가중심’의 그룹(6-b, 6-d)에서의 자녀의 효과는 남성의 경우 0.49, 여성의 경우 0.33으로, 삶의 만족도에 유의하게 긍정적인 영향을 미쳤다. 반면, ‘일중심’인 그룹(5-a, 5-c)에서는 자녀의 효과가 모두 유의하지 않았으며, 여성에서는 오히려 자녀의 효과가 부(-)의 방향성을 나타내기도 하였다.

따라서, 일-여가 균형이 이루어진다면 일하는 여성에서도 자녀는 삶의 만족도를 높이는 데 긍정적인 효과가 있다고 말할 수 있으며, 앞서 확인하였던 것 - 즉, 일하는 여성에서는 일하는 남성과는 달리 자녀의 긍정적 효과가 유의하지 않았던 것-은 일-여가 균형 달성 정도가 여성에서 평균적으로 낮은 영향으로 이해할 수 있을 것이다.

〈표 7-8〉 남성 및 여성의 일-여가 균형정도별 자녀 유무에 따른 삶의 만족도 차이

구 분	모형 (6)							
	남성				여성			
	(6-a) 일중심		(6-b) 여가중심		(6-c) 일중심		(6-d) 여가중심	
	추정계수	p	추정계수	p	추정계수	p	추정계수	p
Intercept	8.7707	<.0001	3.8667	0.0337	4.2886	0.0052	7.2743	0.0001
자녀유무 (ref=자녀없음)	0.0410	0.7164	0.4962	0.0003	-0.0359	0.8386	0.3298	0.0890
n	1,149		588		772		446	

주: 위에 제시된 변수 외, 시도 변수(17개 카테고리) 및 [표 3]에서 통제된 모든 변수들(연령, 교육수준, 종사상지위, 건강상태, 개인소득, 가구소득)을 통제한 결과임

## X 결론 및 한계점

지금까지 본 연구에서는 결혼 및 자녀 여부가 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하였으며, 최근 결혼 및 출산을 기피하는 요인으로 지목되는 일-여가 균형(일 생활 균형, 일 가정 양립 등도 비슷한 개념으로 볼 수 있음)에 따라 그 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 그 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 근로자를 대상으로 살펴본 일-여가 균형에 따른 삶의 만족도 분석에 따르면, 일-여가 균형을 적절히 유지(충분한 여가 시간을 가짐)하는 것이 삶의 만족도를 높이는 데 중요한 요인으로 작용하고 있었다.

둘째, 모든 조건이 동일한 두 사람이 있을 때, 미혼인 사람에 비해 기혼자의 삶의 만족도가 더 높은 것으로 나타났다. 결혼이 삶의 만족도에 미치는 긍정적 효과는 일-여가 균형을 통제된 상태에서도 크게 변하지 않았으며, 이는 혼인 자체가 개인의 일-여가 균형을 크게 변화시키지는 않는다는 점을 나타내는 것이기도 하다.

셋째, 기혼자만을 대상으로 한 분석에서, 자녀가 있는 사람은 자녀가 없는 사람에 비해 삶의 만족도가 높게 나타났고, 출산을 기피하는 현실을 고려할 때 고무적인 결과를 보여주고 있었다. 그 중에서도 일-여가 균형 정도에 따라 자녀가 삶의 만족도에 미치는 긍정적 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴본 결과에서는 자녀 출산에 있어서 일-여가 균형이 매우 중요한 요소임을 강조하고 있다. 즉, 일-여가 균형의 달성이 높은 그룹일수록 자녀가 삶의 질에 미치는 긍정적 효과는 상승하는 것으로 나타났고, 이는 일-여가 균형이 이루어지지 않을 경우 자녀의 정(+)의 효과를 상쇄할 수도 있음을 말한다.

넷째, 출산 기피 추이가 여성에서 더 두드러지는 현상에 대한 고찰을 위해 자녀 효과가 남성과 여성에서 실제로 다른지를 살펴보았다. 그 결과, 일하는 남성의 경우 자녀의 긍정적 효과가 관측되었으나, 일하는 여성 샘플에서는 자녀 효과의 방향성은 정(+)의 방향으로 같으나 통계적으로 유의하지는 않아 성별 대조적인 결과를 보였다. 이는 일하는 여성의 일-가정 양립의 부담이 스트레스 요인으로 작용(삶의 만족도를 감소)하고 있음을 실증적으로 보여주는 결과라 할 수 있다.

다만, 본 연구에서는 자료의 한계 등으로 인해 고려하지 못한 부분이 존재하며, 해석하는 데 있어 유의해야 할 필요가 있다. 먼저, 자녀를 가지는 사건에 대한 내생성을 고

려할 필요가 있다는 것이다. 앞서 언급한대로 부부 사이에 자녀를 가지는 것은 외생적으로 주어지는 사건이 아닌, 부부의 판단하에 결정된 결과이며 내생적인 변수라고 할 수 있다. 자녀를 가질 것인지 가지지 않을 것인지에 영향을 미치는 요인으로는 연령, 소득, 종사상 지위 등 다양한 변수들이 존재한다. 그러나 자녀를 가지는 데 영향을 미치는 요인 중 만약 그때 당시의 삶의 만족도와 관련이 있다면(다시 말해, 역인과관계(reverse-causality)로 인한 내생성의 존재 가능성이 있다면), 앞서 제시한 삶의 만족도에 대한 분석 결과들은 왜곡되었을 가능성이 있다. 왜냐하면, 삶의 만족도는 어떤 변수(결혼 여부, 자녀 유무 등)들에 의해 결정되는 종속변수가 될 수 있지만 동시에 어떤 변수들을 결정하는 독립변수가 될 수도 있기 때문이다.

예를 들어, 기존에 삶의 만족도가 높았던 부부들이 자녀를 더 가지는 경향이 존재할 경우, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향은 과대추정될 가능성이 있다. 반대로, 부부가 된 이후의 삶의 만족도가 낮은 사람들이 의도적으로 자녀를 더 가지려는 경향이 있다면, 자녀가 삶의 만족도에 미치는 영향은 과소추정되었을 수 있다. 이러한 내생성을 통제하기 위한 방법으로는 패널고정효과(Panel Fixed Effect)모형 등을 고려해 볼 수 있으나, 행복조사는 횡단조사로서 패널분석방법론을 사용할 수 없는 한계가 있다. 따라서 추후 가용한 자료가 마련된다면 내생성에 대한 추가적인 고려가 필요할 것이다.

## **XI** 정책적 시사점

지금까지의 분석을 통해 도출된 결과는 자녀 출산 및 양육과 관련해서는 남성에 비해 여성이 현실적으로 부담을 많이 느끼고 있음을 확인시켜주고 있으면서도, 결혼 및 출산을 한 그룹에서 삶의 질이 높게 나타난다는 긍정적인 메시지를 전달하고 있다. 이는 일-여가 균형과 맞물려 그 효과를 달리하고 있는데, 일-여가 균형이 이루어진다면 자녀의 긍정적인 효과도 강화될 수 있다는 점을 말해주고 있기도 하다.

이러한 결과는 현대 사회에서의 여가의 중요성을 강조하고 있는 결과로 보여진다. 한 연구에서는 최근의 젊은 세대는 다른 세대보다 대체적으로 여가시간이 많고 경제활동 시간이 적으며, 교제활동, 문화 및 관광활동 등 많은 여가시간을 할애하며, 특히 상용직의 경우 여가시간의 증가는 삶의 만족도에 유의한 영향을 미쳤다(민경선, 2018)고 보고

하였다. 예전에 비해 개인의 삶에서 추구하는 가치 중 ‘여가’에 두는 비중이 커졌다는 것을 의미하며, 가정을 이루려는 일차적인 목적이 ‘보다 행복하고 만족감 있는 삶을 위해서’라면 일-여가 균형 정도가 그 결정요인으로 작용할 가능성은 예전에 비해 매우 증가하였을 것이라고 추정해 볼 수 있다. 동시에, 우리나라의 경우 장시간 노동, 근로 유연성이 부족한 근로환경에서 여전히 크게 벗어나지 못하고 있는 현실은 가족 형성이라는 목적을 달성하는 데 제약으로 작용할 수 있다.

또 하나의 제약은, 자녀를 양육하는 가구에서는 일-여가 균형을 달성하는 데 있어서 여성이 여전히 불리한 위치에 있다는 점이다. 양육 및 가사에 대한 부담이 여전히 성평등적으로 이루어지고 있지 않은 현실이 그러하다.

정부는 지속적으로 하락하고 있는 출산율의 제고를 위하여 일-가정 양립을 위한 정책들을 강화 및 확대하고 있다. 그 중 육아휴직급여제도는 최근 들어 그 수혜자 및 급여를 대폭 확대하고 있는 제도로 손꼽힌다. 육아휴직제도를 이용하는(그 대상은 여전히 정규직 근로자에게 집중되어 있기는 하다) 동안에는 자녀 및 가정을 돌보는 시간을 충분히 활용할 수 있다. 그러나 본격적인 어려움은 그 다음에 발생한다. 즉, 육아휴직을 사용하더라도 휴직 후 복직을 하여 일을 하는 동안에는 여전히 남성보다는 여성의 부담과 희생이 따르고 있으며, 이 효과는 자칫 자녀가 삶의 만족도에 미치는 긍정적 효과를 상쇄시킬 수 있을 정도라는 것이다.

즉, 출산을 기피하는 현상(특히 여성에게서 그 추이가 두드러짐)을 완화하기 위해서는 일하는 여성을 위한 정책적 지원 및 가정 친화적인 근무환경 조성과 함께, 일하는 남성의 가사 및 양육에의 참여와 부담이 전폭적으로 지지되어야 한다는 점이다. 최근의 젊은 세대에서는 그러한 현상이 완화되고 있다는 점은 긍정적인 변화이긴 하지만 각 가구 가족 구성원들 사이에서도 지속적인 노력이 필요한 영역이다.

이와 함께 고려해보아야 할 것은 ‘일-여가 균형’을 달성할 수 있는 환경을 확보하는 일이다. 일자리에 따라 제약이 있을 수 있겠으나, 변화하는 사회 및 가치관에 따라 장기적으로는 유연한 근무환경을 제공하기 위한 노력이 필요할 것이다. 이를 통해 근로자의 삶의 만족도를 높이고, 궁극적으로는 생산성을 증가시키고, 가족 형성에도 긍정적 영향을 주는 등의 효과를 기대해 볼 수 있을 것이다.

따라서, 정부-기업-개인의 노력 삼박자가 고르게 작동해야 하며, 이를 위해서는 남녀

모두의 육아 참여를 위한 정책적, 제도적 지원체계 마련, 유연한 근로환경 및 육아휴직 사용 활성화를 위한 기업의 참여를 이끌어낼 수 있을 만한 지원 강화와 기업의 적극적 동참, 가구 내에서의 동등한 육아 및 가사 참여를 위한 캠페인 추진 등을 고려하고, 각 가구에서도 구체적인 가사노동 분담 계획을 설정하고 달성해 나갈 필요가 있다.

## 참고문헌

- 배혜원(2017), “기혼 여성의 가족가치관 변화와 정책적 시사점”, 보건복지포럼, No.251.07., 한국보건사회연구원
- 변수정(2019), “미혼인구의 자녀 및 가족 관련 생각”, 보건복지포럼, No.268.03., 한국 보건사회연구원
- 이소영, 김은정, 박종서, 변수정, 오미애, 이상립, 이지혜(2018), 2018년 전국 출산력 및 가족보건·복지 실태조사, 한국보건사회연구원
- Deery, M., & Jago, L. (2009). A framework for work-life balance practices: Addressing the needs of the tourism industry. *Tourism and Hospitality Research*, 9(2), 97-108
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological bulletin*, 125(2), 276.
- Easterlin, R. A. (2021). An economist's lessons on happiness: farewell dismal science!. Springer Nature.
- Keeney, J., Boyd, E. M., Sinha, R., Westring, A. F., & Ryan, A. M. (2013). From “work-family” to “work-life”: Broadening our conceptualization and measurement. *Journal of Vocational Behavior*, 82(3), 221-237.
- Kim, H. S., & Kim, K. S. (2003). Parental role conflict and psychological well-being of dual-earner couples. *Journal of Korean Home Management*

Association, 21(4), 117-131.

Kim, C. W., Park, C. Y., Sohn, Y. M., & Jang, H. (2005). The conceptual understanding on 'Work-Life Balance' and its effectiveness. *Journal of Leisure Studies*, 2(3), 29-48.

Lim, H. S. (1996). A study on conceptual framework of 'quality of life'. *The Korean Journal of Public Administration*, 5(1), 5-18.

Lockwood, N. R. (2003). Work/life balance: Challenges and solutions. *SHRM Research*.

Schimmack, U., Diener, E., & Oishi, S. (2002). Life-satisfaction is a momentary judgment and a stable personality characteristic: The use of chronically accessible and stable sources. *Journal of personality*, 70(3), 345-384.

# 부록 1

## 제1회 행복연구 논문공모전 수상작(2023년)

---

1. 최우수상: 포스트 코로나 시대의 친사회적 행동이 행복에 미치는 영향: 자아통제감의 매개효과를 중심으로(김채연·김보경)
2. 우수상: 사회적 불평등 인식이 미래기대에 미치는 영향 연구: 자기 통제성과 행복감의 매개 역할(남현동·박관태·김송은)
3. 장려상(일반): 청년 세대의 사회적 공정성에 대한 인식과 미래 삶의 질 전망: 사회적 자본의 조절 효과를 중심으로(권다운·우혜영)
4. 장려상(학생): 노년기의 스트레스 및 외로움이 행복에 미치는 영향의 성차: 대인관계의 조절효과를 중심으로(김은경·채정은·조규영)



# 포스트 코로나 시대의 친사회적 행동이 행복에 미치는 영향: 자아통제감의 매개효과를 중심으로

김채연·김보경\*

코로나19는 전파력이 강하고 종식 시점이 확실하지 않은 특징을 갖는다. 이러한 특징으로 인하여 발생한 코로나19의 장기화는 국민들에게 장기적으로 감염에 대한 불안감과 무력감을 느끼게 하였으며, 가족, 지인 등과의 만남이 최소화됨으로써 정서적 단절을 경험하는 등 부정적인 심리적 영향을 가져왔다. 이에 본 연구에서는 포스트 코로나 시기 수행된 조사 결과를 바탕으로 친사회적 행동(자원봉사, 기부)과 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과를 살펴보고자 하였다. 국회미래연구원이 실시한 2022년 「한국인의 행복조사」의 통계자료를 활용하였으며, 설문지 문항 중 자원봉사와 기부 참여 빈도, 행복감, 자아통제감을 묻는 문항을 사용하였다. PROCESS macro를 통해 자아통제감의 매개효과를 검증한 결과, 친사회적 행동과 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 본 연구는 친사회적 행동이 자아통제감과 행복에 미치는 긍정적인 효과를 제시함으로써, 코로나19로 인해 발생한 신체적·정신적 문제의 해결방안을 제안하며 친사회적 행동과 관련한 정책적 지원을 위한 연구의 기초자료로서 역할을 할 수 있다는 점에서 의의를 가진다.

**주제어** : 친사회적 행동, 자원봉사, 기부, 행복, 자아통제감

## I 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

2019년 12월을 시작으로 시작된 코로나19는 사람들의 일상생활에 많은 변화를 가져왔다. 대표적으로 사람들 간의 접촉을 최소화하기 위한 목적으로 실시된 ‘사회적 거리두기(Social distancing)’ 방역 지침은 사람들의 삶에 직접적인 영향을 미쳤다. ‘사회적 거리두기’란 일상에서 이루어지는 모임이나 집회 등의 집단활동을 최소화함으로써 집단 감염의 원인이 될 수 있는 비말이나 신체 접촉 등을 차단하려는 사회적 지침이다(조충

\* 교신저자: 김보경, 경기대학교 범죄심리학 박사 (Doctor of Criminal Psychology at Kyonggi Univ.)  
(E-Mail: emme7942@gmail.com, Tel: 010-6695-4317)

환, 2021). 종식 시점이 명확하지 않은 코로나19의 특징으로 인하여 약 2년 동안 장기적으로 시행된 사회적 거리두기는 사람들의 자유로운 활동을 제한하고 사회적 상호작용을 감소시키는 등 많은 변화를 불러왔다.

사회적 동물인 인간은 끊임없이 다른 사람들과 연결하고 소통하며 안정적인 관계 속에 소속되고자 하는 욕구를 지니고 있고(Baumeister & Leary, 1995), 자신의 삶을 스스로 통제할 수 있다고 느낄 때 안정감을 느낀다(Pearlin, Menaghan, Lieberman, & Mullan, 1981). 하지만 사람들은 코로나19와 사회적 거리두기로 인해 타인과의 접촉이 제한되었고, 행동에 제약을 받게 되었다. 이로 인해 사람들은 사회적 소속의 욕구와 관계성 욕구의 억압을 경험하고(임남연, 2023), 코로나19에 걸린 사람에게 부정적 낙인이 생기기 시작하면서 자아통제감에 위협을 경험했을 것으로 예상해볼 수 있다(Kravetz, Faust, & David, 2000).

2022년 우리나라 국민을 대상으로 한 조사에 따르면, 코로나19 시기 사회적 거리두기로 인해 사회적 고립감 및 소외감이 상승하였고, 행복감은 하락하였다(유민상, 신동훈, 2022; 여유진, 우선희, 박윤경, 김지원, 강상경, 2022). 또한 사회적 거리두기와 격리로 인한 활동 제한으로 인해 혼자 지내는 시간이 늘어나면서 우울증을 경험하는 사람이 증가하였으며(Yang, 2020), 외부 활동을 하지 못하는 것에서 오는 스트레스를 강하게 경험하는 사람들이 증가하였다(Kim, 2020). 마찬가지로 사람들은 사회적 거리두기 지침을 준수할수록 외로움, 불안, 우울을 경험하는 것으로 나타났으며(이정운, 2020), 감염자와 밀접 접촉자들은 타인으로부터 사회적 배제, 고립, 차별을 경험하는 것으로 보고되었다(박희진, 김민선, 김세희, 송가람, 2021). 2021년 전문가를 대상으로 실시한 조사에서는 응답자의 89%가 코로나19로 인해 한국 사회의 분열과 갈등이 심각한 단계에 이르렀다고 판단하였으며, 81%는 포스트 코로나 시대에 갈등이 더 심화될 가능성이 있다고 답했다(강민경, 2021). 이러한 결과는 코로나19의 장기화가 개인의 정신건강 뿐만 아니라 타인이나 특정 집단에 대한 부정적인 감정 발생에 많은 영향을 미치고 있음을 시사한다.

코로나19가 전파되기 시작한 시기부터 2023년 현재까지 코로나19로 인하여 발생된 국민들의 정서적 문제의 치료를 위해 국가트라우마센터를 중심으로 정신 건강 치유 서비스가 제공되고 있으나, 코로나19 상황에서 한국의 우울증 발생률은 OECD 국가들

중 가장 높았던 반면 그 치료율은 최저인 것으로 조사되었다(OECD, 2021). 따라서 2023년 현재 포스트 코로나 시점에서 기존에 제공하던 사회적 지원 프로그램 이외에 국민의 행복 증진을 위한 추가적인 노력이 요구되며 이를 위한 구체적이고 적극적인 전략이 필요한 시기라고 볼 수 있다. 또한 코로나19 같은 초국가적 재난은 예상치 못한 형태로 다시 발생할 수 있으므로 이를 대비하기 위해 사회적 차원에서 국민의 심리적 치료 방안 마련에 대한 지속적인 준비가 필요한 것으로 사료된다.

본 연구에서는 코로나19 기간 관찰된 상승한 우울감과 하락한 행복감에 친사회적 행동이 긍정적인 영향을 줄 수 있다고 예상하였다. 친사회적 행동은 타인에 대한 배려와 도움을 주려는 의도적인 행동으로 자발적으로 참여하고, 자신의 행동으로 타인에게 긍정적인 영향을 줄 수 있는 특성을 가지고 있다(Krebs & Van, 1994). 본 연구는 이러한 친사회적 행동의 특성이 코로나19에서 훼손된 사회적 욕구와 자아통제감을 회복시켜 결과적으로 개인의 행복감에 긍정적인 영향을 줄 것으로 예상하였다. 이에 본 연구는 포스트 코로나 시기에 친사회적 행동이 사람들의 행복에 어떤 영향을 미치는지, 친사회적 행동의 종류(기부, 자원봉사)에 따라 행복에 미치는 영향에 차이가 있는지 그리고 자아통제감과 관련하여 어떠한 심리적 메커니즘이 친사회적 행동과 행복과의 관계의 기저에 있는지 살펴보고자 한다.

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 행복

행복에 관한 연구에서 일반적으로 사용되는 행복의 의미는 ‘주관적 안녕감(subjective well-being)’이다(임낭연, 이화령, 서은국, 2010). 주관적 안녕감은 삶에 대한 만족(life satisfaction), 정적 정서(positive affect), 그리고 부정 정서(negative affect)의 세 가지 요소를 포함하는 개념이다(Diener, 1984). 즉, 주관적 안녕감이 높은 상태는 삶에 대한 만족감이 높고, 긍정적 정서를 강하게 느끼면서 부정적 정서를 약하게 느끼는 상태라고 볼 수 있다. Veenhoven(2017)은 행복이 삶의 순간에서 느끼는 좋은 감정적 상태인 쾌락적 정서 수준을 내포하긴 하나, 행복의 개념에서 중요한 것은 ‘개인이 자신의 전

반적인 삶에 대해 지속적으로 만족을 인식하는 정도’, 즉 ‘삶의 만족감’이란 것을 강조한다.

행복의 결정 요인에 대한 선행연구에서는 인구 사회학적 요인뿐만 아니라, 심리적·사회 관계적·문화적·환경적 요인 등과 같은 다양한 요인에 주목한다(강철희, 김찬미, 길영인, 2022; 구재선, 김의철, 2006; Rudd, Aker, & Norton, 2014). 이에 더하여 일상에서 행해지는 의도적 행동(intentional activities)이 행복에 미치는 영향에 대해서도 관심을 갖는다. Seligman(2002)에 의하면, 행복은 긍정적 감정, 자기실현 그리고 의도적 행동인 사회적 기여로 구성된다. 이에 따르면 행복의 중요한 원천 중 하나는 다른 사람과 사회를 위해서 ‘의미 있는 기여’를 하는 것이며, 이러한 의도적 행동은 타인에게 도움이 될 뿐만 아니라 자신에게도 행복감을 준다.

행복의 개념은 연구자마다 차이를 보일 수 있으나, 기본적으로 그 개념의 기저에는 ‘삶의 전반에 대해 호의적으로 인식하는 주관적인 안녕감’이 주요하게 자리하고 있는 것으로 나타난다. 따라서 앞서 제시된 선행연구들을 기반으로 본 연구에서는 행복을 ‘개인이 자신의 삶에서 전반적으로 인식하는 행복감’으로 판단하였으며 이러한 행복감과 의도적 행동으로 대표될 수 있는 자원봉사와 기부 활동 간의 관계를 살펴보고자 한다.

## 2. 친사회적 행동

친사회적 행동(prosocial behavior)에 관한 개념은 학자에 따라 정의가 다양하지만, 보편적으로는 타인에 대한 배려와 도움을 주려는 의도적인 행동으로 정의된다(Grant, 2008). 또한 친사회적 행동은 남을 도와줌으로써 좋은 사회적 관계를 유지하는 등 사회적으로 긍정적인 평가를 받을 수 있는 행동으로도 정의된다(박성희, 2004). 따라서 친사회적 행동은 타인과 긍정적인 상호 교류적 관계를 생성하고 타인에게 도움을 주기 위해 자발적으로 수행되는 행동이라고 볼 수 있다.

타인을 돕기 위한 마음가짐으로부터 발현되는 친사회적 행동에 대하여 Krebs와 Van(1994)은 다음과 같은 특성을 갖는다고 제시한다. 첫째, 자발적으로 수행되며, 둘째, 그 행동의 목표가 타인을 이롭게 하는 데 있고, 셋째, 보상을 기대하지 않고 수행되는 행동을 친사회적 행동이라고 보았다. 따라서 친사회적 행동은 길을 찾는 사람에게 길을 상세히 알려주는 행위에서부터 기부, 자원봉사, 구조 활동 등에 이르기까지 현대 사회의 곳곳에서 매우 다양한 형태로 빈번하게 구현된다(Aknin & Whillans, 2021).

국내의 선행연구에 따르면, 타인을 돕는 친사회적 행동은 사람들의 정신적 건강에 긍정적 역할을 한다는 것이 지속적으로 보고되고 있다(노법래, 2020; Morrow-Howell, 2010; Son & Wilson, 2012; Thoits & Hewitt, 2001). 선행연구에 따르면 친사회적 행동을 한 사람은 그렇지 않은 사람들보다 긍정적 정서를 더 많이 느꼈지만, 부정적 정서는 더 적게 느끼는 것으로 나타났다(Aknin, Barrington-Leigh, Dunn, Burns, Biswas-Diener, Kemeza, Nyende, Ashton-James, & Norton, 2013; Bauman, Cialdini, & Kendrick, 1981; Schaller & Cialdini, 1988). 또한 자신의 손해를 감수하고 어려움에 처한 타인을 도울 때 사람들은 더 높은 행복감과 삶의 만족감을 느꼈으며, 우울감은 적게 느끼는 것으로 나타났다(Schaller & Cialdini, 1988). 또한 삶의 만족도가 높은 사람들은 친사회적 행동에 많은 시간을 투자하는 경향이 있고, 긍정적이고 건강한 사람들은 적극적으로 친사회적 행동의 기회를 찾는 것으로 나타나 친사회적 행동과 행복은 선순환적 관계인 것으로 나타났다(Thoits & Hewitt, 2001).

## 1) 자원봉사

친사회적 행동의 대표적인 행위는 자원봉사와 기부라고 할 수 있다(Rudd et al, 2014). Wilson(2000)은 자원봉사를 ‘자신의 시간을 활용하여 타인에게 이익을 주는 행위’로서 시간과 노력을 헌신하는 ‘적극적인(proactive)활동’으로 정의하였다. 현대인에게 있어 자원봉사는 자아실현의 기회이자 삶의 질 향상과 연관되어있는 적극적인 여가활동이다(이유진, 황선환, 2021). 자원봉사는 개인의 역량 강화와 자아 존중을 위한 활동일 뿐만 아니라, 공동체 구성원으로서 지역사회에 참여하며 지역사회 문제해결과 예방적 기능을 가지고 있다. 실제로 전 연령대를 대상으로 실시한 선행연구에 따르면 자원봉사활동을 통해 자신의 가치를 확인함으로써 자신감이 향상되고 사회적 관계망 형성, 지식 및 기술 습득이 가능하다(김유진, 유전양, 2018; Cohen, 2009; Musick, Wilson, & Bynum, 2000). 또한 자원봉사는 자아통제감, 낙관주의, 인지된 사회적 연결성을 높임으로써 우울증이나 불안과 같은 정신적 문제들에 대한 예방효과를 보이며(Musick & Wilson, 2003), 신체적 건강에도 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다(Thoits et al, 2001).

## 2) 기부

친사회적 행동의 또 다른 대표적인 행위인 기부는 '자발적으로 경제적 자원을 증여하는 활동'을 의미하며, 타인과 공공의 이익을 위해 자신이 가진 돈이나 물품을 특정한 대가를 바라지 않고 무상으로 제공함으로써 사회적 문제들을 해결하도록 돕는 활동으로 정의된다(Payton & Moody, 2008). 우리나라 기부 참여 비율은 2013년 34.5%, 2015년 29.8%, 2017년 26.8%로 서서히 감소하고 있으며(한국보건사회연구원, 2019), 2020년에 발표된 결과에서는 114개국 중 110위를 차지했다(Charities Aid Foundation, 2021).

기부와 같은 친사회적 행동 및 소비는 기부자에게 정서적인 보상을 제공하고 기부자의 행복을 증가시키는 것으로 나타났다(Aknin, Lara, Elizabeth, Ashley, Adam, & Michael, 2013; Dunn, Lara, & Michael, 2008). 기부와 행복의 관계를 파악한 편창훈(2021)과 Jun, Kang, Yoon, Lee, & Park(2022)의 연구 역시 기부가 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 기부행위는 사회구성원의 공동체 의식을 높이고 사회적 결속력을 높이는 것으로 나타났다(이원준, 2016).

하지만 기부와 행복 간의 관계를 살펴본 또 다른 선행연구에 따르면 기부는 행복감에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다(Tanskanen & Danielsbacka, 2016). 자원봉사와 기부는 타인에게 긍정적 영향을 끼친다는 점에서 공통점이 있지만, 자신의 시간을 할애하여 직접적인 신체적 활동을 통해 사람들과 긍정적 교류를 맺는 자원봉사와 달리 기부행위는 경제적 자원을 통해 타인을 돕고자 한다는 점에서 차이가 있다. 이에 따라 본 연구는 기부 활동이 자원봉사보다 상대적으로 타인의 삶에 간접적인 영향을 주는 활동이라는 점에서 혼재된 결과가 발생한 것이라 예상하였고, 코로나19로 사회적 교류가 줄어든 환경에서 사람들은 간접적 친사회적 행위인 기부보다는 직접적 친사회적 행위인 자원봉사를 하는 것이 행복감에 더 강하게 영향을 줄 것이라고 예상하였다.

## 3. 자아통제감과 친사회적 행동 간의 관계

자아통제감(sense of self-control)은 본인의 의지와 노력으로 삶을 이끌 수 있다는 믿음과 적극적인 자세를 의미한다(Pearlin, Menaghan, Lieberman, & Mullan, 1981). 이는 개인이 상황적 요구에 적절한 행동을 스스로 할 수 있고, 미래에 더 좋은

결과를 얻기 위해 일시적인 충동이나 즉각적인 만족을 자제하고 인내할 수 있는 능력과 (이경림, 2001), 목표지향적이고 바람직한 결과를 얻도록 자신의 행동을 변화시킬 수 있는 능력을 포함한다(남상필, 이지연, 장진이, 2012). 또한 자아통제감은 자신이나 외부에 대한 주관적 인식이자 자신의 주변 환경을 살피고, 자신과 세상 간의 관계에서 스스로 균형을 잡을 수 있다는 신념으로 정서적 측면, 행동적 측면, 인지적 측면 모두에서 고려되어야 하는 개념이다(Rothbaum, John, & Snyder, 1982). 종합하자면, 자아통제감은 개인 환경에 따른 통제 가능성에 대한 인식으로, 개인 자신에게 일어난 상황을 자신의 행동 또는 사고에 따라 통제될 수 있다고 믿는 신념인 것으로 정의할 수 있다(Goldfreid & Merbaum, 1973).

1970년 이후 미국을 비롯한 서구사회를 중심으로 자아통제감과 관련한 연구가 지속적으로 이루어지고 있다(Schulz, Heckhausen, & Locher, 1991; Zarit, Pearlin, & Schaie, 2003). 스트레스 관련 연구에서 자아통제감은 사람들에게 정서적 안정감을 주는 중요한 심리적 자원으로 평가되고 있으며(Pearlin, Menaghan, Lieberman, & Mullan, 1981), 신체적·정신적 건강과 삶의 질을 예측하는데 유용한 변인으로 여겨지고 있다(김미혜 등, 2000; 남현주, 이현지, 2005). 또한 자아통제감은 삶을 긍정적으로 평가하는 주관적 안녕감에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(Lahchman & Weaver 1998; Mirowsky & Ross, 1996; 임상현, 2020).

선행연구에 따르면, 자아통제감이 높은 사람은 생활 스트레스로 인한 부정적인 영향을 상대적으로 적게 받음으로써 특정 상황에서 충분히 숙고하고 검토할 수 있었으며(Bandura, 1997), 인지과정에서 바람직하지 못한 행동과 바람직한 행동을 구분하여 자신의 행동을 더 잘 억제하는 것으로 나타났다(Lee, 2000). 반면 자아통제감이 낮은 사람은 문제해결 능력과 사회 적응 능력의 부족, 공격적이고 충동적인 대인관계로 인한 어려움을 겪게 될 가능성이 높았고, 음주나 흡연, 약물에 의존하게 되거나 범죄 행위로 이어질 가능성이 있는 것으로 나타났다(Min, 2006). 또한 자아통제감을 낮게 지각한 개인일수록 우울감을 높게 경험했으며(김미혜, 이금룡, 정순돌, 2000; Benassi, Sweeney, & Dufour, 1988), 낮은 자아통제감으로 경험된 우울감은 자신이나 타인에 의해서 변화될 수 없으며 미래에 대한 희망이나 대안이 없다고 느껴지는 부정적인 신념인 무망감(hopelessness)으로 발전되는 경향이 관찰되었다(Abramson, Alloy, Hogan, Whitehouse,

Donovan, & Rose, 1999). 코로나19가 개인의 지각된 건강과 삶에 대한 만족감에 미치는 영향을 알아본 연구에서도 코로나19 시기 지각된 삶의 통제감이 높은 사람들은 삶의 만족감이 높고 자신이 건강하다고 지각하였다(Zheng, Miao, & Gan, 2020).

종합해보면, 자아통제감은 정서적 안정감과 상황에 대한 스트레스 조절 능력을 향상시켜 사람들에게 긍정적인 영향을 줄 수 있는 심리적 요인임을 알 수 있다. 자아통제감이 삶의 질과 만족을 측정하는 척도로서 변화하는 상황 또는 스트레스 하에 자아효능감과 주관적 안녕감을 유지하는데 기능적인 요인으로 작동할 수 있다는 점을 고려할 때 (Pearlin & Schooler, 1978), 코로나19 상황에서 사회적 거리두기로 인해 개인적인 일상이 억압되었던 사람들의 삶의 만족감과 행복감 증진을 위해 자아통제감은 중요한 심리적 자원의 역할을 할 수 있을 것이라 판단된다.

#### 4. 코로나19 시기의 자아통제감

사람들의 일상적 삶에서 질병, 자연재해, 죽음을 간접적으로 경험하는 등의 부정적 생활사건이 지속적으로 발생하게 되면 학습된 무력감(Learned helplessness)이 발생할 가능성이 높아진다(서현빈, 2016). 학습된 무력감이란, 개인이 고통스러운 상황에 직면했을 때 주어진 상황에서 벗어나지 못하는 상태가 지속될 경우 무력한 상태에 빠져 상황을 개선하기 위한 어떠한 시도도 하지 못하는 상태에 이르는 것을 의미한다 (Seligman, 1972). 부정적 생활사건은 그것을 경험하는 사람에게 정신적·신체적 고통, 두려움 등의 심리적 충격과 그들의 원만한 대인관계 유지에 있어서 어려움을 발생시키기 때문이다. 특히 전염병과 관련된 심리적 무력감은 일상적 스트레스보다 심각하고 광범위하며 통제하기 어렵다(Lee-Baggley, DeLongis, Voorhoeave, & Greenglass, 2004). 따라서 코로나19 시기 사람들은 질병에 걸릴 수 있다는 불안과 가족, 지인 등과의 만남이 통제됨으로써 정서적 단절을 경험하게 되어 학습된 무력감이 증가하였을 것으로 예상된다.

특히 감염병예방법 제76조의 2 등을 근거로 하여 개인의 위치정보 등의 수집된 정보가 방역 활동에 사용되는 과정에서, 감염병 확진자의 경우 생명의 위협에 대한 두려움에 더하여 자신의 생활 동선 노출로 인한 사회적 비난을 겪었을 가능성이 크다. 그리고 이러한 사회적 분위기는 감염되지 않은 사람들도 자신이 감염되었을 때 사회적 낙인

(social stigma)이 찍힐 것이라는 두려움을 유발했을 것이다.

자신에게 사회적 낙인이 발생할 것에 대한 두려움과 같은 감염병 환자가 감당할 정신적 피해는 질병 자체로 인한 고통보다 더 심각한 것일 수 있다(엄주희, 2020). 선행연구에 따르면 사회적 낙인이 개인의 자아통제감을 낮추는 것으로 나타났으며(Marcussen, Ritter, & Munetz, 2010; Sanjuán, Molero, Fuster, Nouvilas, 2013), 특히 질병에 대한 낙인은 자아통제감을 낮추고, 자아통제감은 삶의 질을 낮추는 것으로 나타났다(Kravetz, Faust, & David, 2000). 이에 본 연구는 사람들은 코로나19 이전보다 코로나19 시기에 자아통제감에 위협을 경험하였을 가능성이 높고, 낮아진 자아통제감이 삶의 만족도나 행복도에 부정적인 영향을 미쳤을 것이라고 예상해볼 수 있다.

## 5. 선행연구 고찰 및 연구의 차별성

Seligman(2002)를 비롯한 심리학 분야의 연구자들은 친사회적 행동이 삶에 대한 깊은 만족감과 행복을 제공한다고 설명한다. 그렇다면, 친사회적 행동이 행복에 영향을 미치는 심리적 원인은 무엇일까?

본 연구는 친사회적 행동의 긍정적인 사회적 상호작용이 자아통제감을 상승시켜 행복감을 증진시킬 것으로 예상하였다. 친사회적 행동은 강압이나 처벌 및 법적 의무에 의한 강제적 활동이 아니라는 점에서 자발성이라는 공통적 원칙을 갖고 있다(이발희, 윤현숙, 2015; Smith, 2000; Govaart, 2001). 또한 이와 더불어 자원봉사의 특성인 타인과의 활발한 상호적 교류는 개인의 자아통제감을 증진시키는데 긍정적 역할을 한다는 것이 확인되었다(Krause, 1997). 이러한 특징을 기반으로 친사회적 행동은 개인이 스스로 선택한 적극적인 사회적 활동이라는 점, 타인과의 정서적 상호 교감을 느낄 수 있다는 점에서 자아통제감을 향상시킬 수 있을 것으로 예측할 수 있다. 특히 코로나 상황은 개인의 통제 밖에서 발생하여 생활 전반에 영향을 주었기 때문에 코로나 이전과 비교하여 자아통제감이 낮아진 상황으로 판단되는데, 이러한 환경에서 친사회적 행동은 자신의 존재가치와 능력에 대한 신뢰감을 향상시켜 행복감을 증진하는데 더 큰 역할을 할 것으로 예상하였다. 이에 더하여 친사회적 행동의 종류에 따라 행복감에 미치는 영향이 달라질 것이라고 예상하였다. 구체적으로 본 연구에서는 코로나19 시기에 사회적 상호작용의 축소가 행복감의 저하에 영향을 주었을 것이라고 예상하였기 때문에 간접

적인 기부보다는 직접적으로 만나 상호작용을 하는 자원봉사를 했을 때 더 행복감을 크게 느낄 것이라고 예상하였다.

기존 선행연구에서는 친사회적 행동이 행복에 영향을 미치는 심리적 요인에 대한 깊은 해석이 부재하며, 친사회적 행동의 종류에 따라 효과가 달라지는지 그리고 행동의 빈도에 따라서 차이가 있는지 등 구체적 요인에 관한 연구가 부족하다는 점에서 한계를 가진다. 이에 본 연구는 친사회적 행동을 경제적이고 간접적인 방식인 기부와 물리적이고 직접적인 방식인 자원봉사로 구분하여 종류에 따라 행복에 미치는 영향에 차이가 있는지 살펴보았다. 이와 더불어 단순히 친사회적 행동의 여부가 아닌 친사회적 행동을 빈도(정기적, 비정기적, 참여한 적 없음)로 나누어 그 차이를 살펴본다 더 구체적으로 정책에 적용할 수 있도록 살펴보았다.

아울러 본 연구에서는 기존의 연구에서 설명하지 못했던 친사회적 행동과 행복의 관계 기저에 있는 심리적 메커니즘을 살펴보았다. 본 연구는 친사회적 행동이 다른 사회적 행동과 다르게 자발적으로 이루어지고, 행동을 통해 누군가를 돕는다는 이해를 통해 자아통제감이 상승하기 때문에 결국 행복이 증가할 것이라고 예상하였다. 그간 자아통제감에 관한 연구들은 통제감이 어떠한 요인들로부터 비롯되는지 밝혀내는 것에 관심을 두었는데, 대부분 교육, 고용상태 등과 같은 환경적 요인이나(Mirowsky, 1995; Ross & Mirowsky, 1992), 종교 및 시민조직에의 참여, 헌신, 충성 등과 같은 사회적 활동(Shim, 2022)에 관해서 연구되어왔다. 즉, 대부분의 연구에서 자아통제감은 결과적으로 얻어진 변인으로 연구되었다. 그 외에 학교생활 적응, 학업성취도 등 사회문제를 조절하는 변인으로 쓰인 연구와(이상준, 2015; 황성현, 2006), 통제감을 상실한 상태인 '무력감'의 측면에서 행복과의 연관성을 살펴본 연구는 있으나(Rodin & Langer, 1977) 자아 통제감이 행복에 어떻게 영향을 미치는지 살펴본 연구는 제한적이다. 이에 본 연구는 친사회적 행동을 할수록 높은 행복감을 경험하는 원인이 자아 통제감이 증가하기 때문일 것이라고 예상하고 그 관계를 살펴보았다.

마지막으로 지금까지 친사회적 행동과 행복의 관계를 살펴본 연구는 대부분 코로나 이전에 시행된 연구로 사람들이 사회적·심리적으로 고립된 특수한 상황이 지나간 이후에도 친사회적 행동이 행복을 증진할 것인지 확신하기 어렵다. 특히 코로나19를 겪으며 사람들은 이례적으로 높은 수준의 자아 통제감의 상실을 경험했을 것으로 예상해 볼 수

있다. 이에 본 연구는 2022년에 모집된 데이터를 사용하여 포스트 코로나 시기 사람들의 행복에 친사회적 행동이 얼마나 영향을 주었는지 검증함과 동시에 자아 통제감이 어떠한 역할을 했는지 살펴보고 실증적 데이터를 바탕으로 정책적인 방향을 제안하였다.

이와 같은 논의를 토대로 본 연구에서는 아래와 같은 가설을 도출하였으며, <그림 1>에 제시된 연구모형을 검증한다.

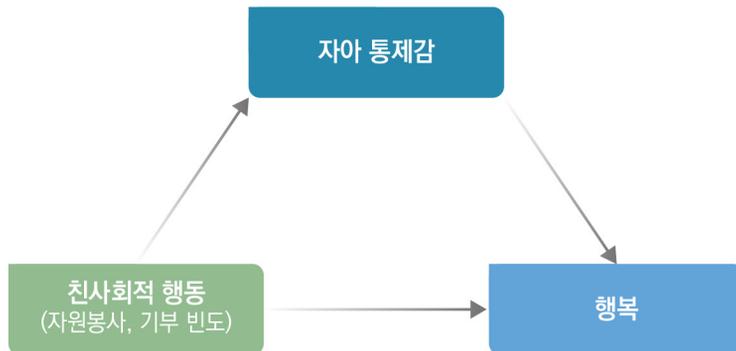
**연구 가설 1.** 자원봉사/기부 참여 빈도가 더 높은 사람은 그렇지 않은 사람보다 더 높은 수준의 행복을 느낄 것이다.

**연구 가설 2.** 자원봉사 참여 빈도가 기부 빈도보다 행복에 더 강한 영향을 미칠 것이다.

**연구 가설 3.** 자원봉사/기부에 정기적으로 참여하는 사람은 그렇지 않은 사람보다 더 높은 수준의 자아통제감을 느낄 것이다.

**연구 가설 4.** 자아통제감을 더 강하게 느끼는 사람들은 그렇지 않은 사람들보다 더 높은 수준의 행복을 느낄 것이다.

**연구 가설 5.** 자아통제감은 자원봉사/기부 참여 빈도와 행복감의 관계에서 매개효과를 나타낼 것이다.



[그림 1-1] 연구모형

### III 방법

#### 1. 연구 대상 및 방법

국회미래연구원이 2022년 7월 1일부터 2022년 8월 25일까지 실시한 2022년 「한국인의 행복조사」의 통계자료를 활용하였다. 해당 조사의 목표 모집단은 조사 시점 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민이며, 조사 모집단은 조사가 곤란한 일부 섬 지역, 기숙 시설, 특수사회시설, 관광호텔 등에 거주하는 사람을 제외한 일반 가구의 만 15세 이상 일반 국민이다. 이는 2022년 현재 기준 만 15세 이상의 일반 국민으로 기숙사, 특수사회시설 등의 집단시설 가구, 군복무, 타 지역 및 해외 거주 등으로 장기간 부재중인 가구원은 조사대상에서 제외되었다.

해당 조사의 표본들은 2020년 6월 기준의 통계청 집계구 10만 4,107개이다. 표본추출틀(sampling frame)은 통계청에서 제공하는 집계구를 활용하였다. 1차 층으로 시도(서울 4개 권역, 경기 2개 권역)와 동/읍면부를 결합하여 31개 층을 구분하고, 2차 층으로 아파트/일반 주택 특성을 결합하여 구성한 최종 52개 층에 대해 배분된 집계구를 추출하였다. 추출방식은 각 집락의 크기에 비례하여 표본을 추출하는 확률비례계통추출법(PPS: probability proportional to size systematic sampling)을 적용했으며, 내재적 층화를 위해, 층 내 세부 지역(동읍면 코드)을 기준으로 정렬하였다. 집계구 내에서 가구를 체계적으로 추출하고, 가구 내에서 만 15세 이상 가구원을 전수 조사하여 응답 가구원의 특성이 편향되지 않도록 하였다.

설문지의 구성은 크게 1) 본 조사의 목적인 행복 측정과 2) 행복의 결정요인 분석을 위한 문항 3) 코로나와 관련된 설문 문항으로 구성되었으며, 구조화된 설문지를 이용하여 가구방문 면접조사를 실시하였다. 조사 방법은 조사 대상가구를 직접 방문하여 적격 조사대상자 전원을 조사하였으며, 조사 도구는 태블릿PC를 활용하였다. 다만, 코로나 19 상황으로 응답자 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치조사, 비대면 웹(web) 조사를 병행하였다.

최종 수집하여 분석 처리된 표본은 총 17,045명으로 남성은 8,350명(49.0%) 여성은 8,695명(51.0%)이었다. 연구참가자의 연령은 60대 이상이 5,129명(30.1%), 50대 3,356명(19.7%), 40대 2,909명(17.1%)로 60대 이상이 가장 많은 비율을 차지했으며

평균연령은 48.31세로 나타났다( $SD=17.662$ ). 학력은 대졸 이상이 8,068명(47.3%), 고졸 5,677명(33.3%), 중졸 이하 3,045명(17.9%) 순으로 많았다. 개인소득은 200~300만원 미만이 4,241명(24.9%)이 가장 많았으며, 가구소득은 600만원 이상이 4,929명(28.9%), 500~600만원 미만이 3,097명(18.2%)으로 600만원 이상이 가장 많은 비율을 차지했다. 구체적인 연구 대상의 인구통계학적 특성은 아래 <표 1-1>과 같다.

## 2. 측정 변수

### 1) 자원봉사 참여 빈도

자원봉사 참여 빈도를 측정하기 위해 자원봉사 참여 빈도를 묻는 ‘귀하는 지난 1년간 자원봉사 활동에 참여한 경험이 있습니까?’를 사용하였다. 연구참가자는 이 문항에 ‘정기적으로 참여했다’, ‘비정기적으로 참여했다’, ‘참여한 적이 없다’의 3점 척도로 평정하였다.

### 2) 기부 참여 빈도

기부 참여 빈도를 측정하기 위하여 기부 빈도를 묻는 ‘귀하는 지난 1년간 현금이나 물품으로 기부한 경험이 있습니까?’를 사용하였다. 연구참가자는 이 문항에 ‘정기적으로 참여했다’, ‘비정기적으로 참여했다’, ‘참여한 적이 없다’의 3점 척도로 평정하였다.

### 3) 자아통제감

자아통제감을 측정하기 위해 ‘귀하는 본인이 얼마나 '자유롭게 선택하여 원하는 인생'을 살 수 있다고 생각하십니까?’의 문항을 분석에 사용하였다. 연구참가자는 10점 리커트 척도(1점: 전혀 할 수 없음~10점: 완벽하게 할 수 있음)로 평정하였다.

### 4) 행복감

행복감을 측정하기 위해 ‘전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?’ 질문을 분석에 사용하였다. 연구참가자는 11점 리커트 척도(0점: 전혀 행복하지 않다~10점: 매우 행복하다)로 평정하였다.

### 3. 분석 방법

수집된 자료는 SPSS 23.0을 통해 분석하였다. 먼저 매개효과 분석에 앞서 각 변인들 사이의 상관관계를 알아보기 위해 상관분석을 실시하였고, 친사회적 행동(자원봉사, 기부) 참여 빈도와 행복감 및 자아통제감 간의 관계와 자아통제감과 행복 간의 관계를 알아보기 위해 one-way ANOVA를 실시하였다. 다음으로, 친사회적 행동, 자아통제감, 행복감 간의 인과관계를 산출하기 위해 다중회귀분석을 실시하였으며, 친사회적 행동과 행복감 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과를 확인하기 위해 Hayes(2017)가 제안한 SPSS Process Macro(model 4)를 적용하여 분석을 실시하였다. 마지막으로, 친사회적 행동 빈도와 행복 간의 관계에 자아통제감이 지니는 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시하였다. 재추출 표본 수는 5,000이며, Hayes(2013)가 제안한 PROCESS macro for SPSS (Preacher & Hayes, 2004)를 통해 검증하였다.

〈표 1-1〉 연구대상자의 인구통계학적 특성 (N=17,045)

구 분	분 류	빈 도(%)
성별	남성	8,350(49.0)
	여성	8,695(51.0)
연령	10대	973(5.7)
	20대	2,321(13.6)
	30대	2,357(13.8)
	40대	2,909(17.1)
	50대	3,356(19.7)
	60대 이상	5,129(30.1)
학력	중졸 이하	3,045(17.9)
	고졸	5,677(33.3)
	대졸 이상	8,068(47.3)
개인소득	소득 없음	4,047(23.7)
	200만원 미만	3,880(22.8)
	200~300만원 미만	4,241(24.9)
	300~400만원 미만	2,922(17.1)
	400만원 이상	1,955(11.5)

구 분	분 류	빈 도(%)
가구소득	소득 없음	119(0.7)
	200만원 미만	1,666(9.8)
	200~300만원 미만	1,862(10.9)
	300~400만원 미만	2,668(15.7)
	400~500만원 미만	2,704(15.9)
	500~600만원 미만	3,097(18.2)
	600만원 이상	4,929(28.9)

## IV 결과

### 1. 주요 변수들의 기술통계량 및 상관분석

친사회적 행동(자원봉사, 기부)과 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과가 나타나는지 알아보기 이전에 변수들의 평균, 표준 편차 그리고 각 변인 간의 영향력을 파악하기 위해 Pearson 상관분석을 실시하였으며, 구체적인 결과는 <표 1-2>에 제시하였다. 분석 결과, 각 변인들 간의 상관은 모두 유의하였으며 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도는 상관관계 중 가장 높은 정적상관을 보였다( $r=.53, p<.001$ ). 그다음 자아통제감과 행복감이 두 번째로 높은 정적 상관을 나타냈다( $r=.50, p<.001$ ). 또한 자원봉사 참여 빈도와 행복감이 가지는 상관관계( $r=.05, p<.001$ )보다 기부 참여 빈도와 행복감이 가지는 상관관계( $r=.10, p<.001$ )가 더 높았으며, 자원봉사 참여 빈도와 행복감의 상관관계는 가장 낮은 정적 상관관계를 보였다( $r=.05, p<.001$ ). 이는 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도가 행복감과 상대적인 정적 영향 관계를 갖는다는 결과로 가설을 지지하며, 동시에 자원봉사 참여 빈도가 기부 빈도보다 행복에 더 강한 영향을 미칠 것이라는 가설을 기각하는 결과이다.

〈표 1-2〉 주요 변수들의 평균, 표준편차, Pearson 상관계수 (N=17,045)

	1	2	3	4
1. 자원봉사 빈도	-			
2. 기부 빈도	.53***	-		
3. 자아통제감	.06***	.09***	-	
4. 행복감	.05***	.10***	.50***	-
<i>M</i>	1.14	1.24	6.33	6.56
<i>SD</i>	.39	.50	1.32	1.36

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

## 2. 자원봉사/기부 참여 빈도가 행복감에 미치는 영향

자원봉사/기부 참여 빈도에 따라 행복감의 차이가 나타나는지 확인하기 위해 one-way ANOVA를 실시하였으며, 사후검정은 Duncan을 사용하였다. 자원봉사/기부 참여 빈도 집단에 따른 행복감의 차이에 대한 결과는 〈표 1-3〉과 같다. 분석 결과, 자원봉사활동을 참여하지 않았을 때( $M=6.53$ ,  $SD=1.36$ )보다 비정기적으로 참여했을 때( $M=6.71$ ,  $SD=1.26$ ) 행복감이 더 높았다. 또한 비정기적으로 참여했을 때보다 정기적으로 참여할 때( $M=6.91$ ,  $SD=1.61$ ) 행복감이 높아지는 것으로 나타났다( $F=23.82$ ,  $p < .001$ ). 또한 기부를 하지 않았을 때( $M=6.49$ ,  $SD=1.36$ )보다 비정기적으로 참여했을 때( $M=6.76$ ,  $SD=1.26$ ) 행복감이 더 높았으며, 비정기적으로 참여했을 때보다 정기적으로 참여할 때( $M=7.09$ ,  $SD=1.55$ ) 행복감이 더 높은 것으로 나타났다( $F=98.40$ ,  $p < .001$ ). 이는 자원봉사와 기부 참여 빈도가 더 높은 사람은 그렇지 않은 사람보다 더 높은 행복감을 느낄 것이라는 본 연구의 가설을 지지한다.

〈표 1-3〉 자원봉사/기부 참여 빈도가 행복감에 미치는 영향 (N=17,045)

구분		행복감					
		n	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	Duncan
자원봉사 빈도	참여하지 않음 <sup>a</sup>	14,821	6.53	1.36			
	비정기적 참여 <sup>b</sup>	1,957	6.71	1.26	23.82	.000***	a<b<c
	정기적 참여 <sup>c</sup>	267	6.91	1.61			

구분		행복감					
		n	M	SD	F	p	Duncan
기부 빈도	참여하지 않음 <sup>a</sup>	13,498	6.49	1.36			
	비정기적 참여 <sup>b</sup>	2,957	6.76	1.26	98.40	.000***	a<b<c
	정기적 참여 <sup>c</sup>	590	7.09	1.55			

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

### 3. 자원봉사/기부 참여 빈도가 자아통제감에 미치는 영향

자원봉사/기부 참여 빈도에 따라 자아통제감의 차이가 나타나는지 검증하기 위해 one-way ANOVA를 실시하였으며 사후검정은 Duncan을 사용하였다. 자원봉사/기부 참여 빈도 집단에 따른 자아통제감의 차이에 대한 결과는 <표 1-4>과 같다. 분석 결과, 자원봉사활동을 참여하지 않았을 때( $M=6.30$ ,  $SD=1.33$ )보다 비정기적으로 참여했을 때( $M=6.48$ ,  $SD=1.20$ ) 자아통제감이 더 높았다. 또한 비정기적으로 참여했을 때보다 정기적으로 참여할 때( $M=6.91$ ,  $SD=1.30$ ) 자아통제감이 높아지는 것으로 나타났다 ( $F=41.76$ ,  $p < .001$ ). 또한 기부를 하지 않았을 때( $M=6.27$ ,  $SD=1.32$ )보다 비정기적으로 참여했을 때( $M=6.54$ ,  $SD=1.23$ ) 행복감이 더 높았으며, 비정기적으로 참여했을 때보다 정기적으로 참여할 때( $M=6.74$ ,  $SD=1.45$ ) 행복감이 더 높은 것으로 나타났다 ( $F=80.19$ ,  $p < .001$ ). 이는 자원봉사와 기부에 정기적으로 참여하는 사람일수록 더 높은 자아통제감을 느낄 것이라는 가설을 지지하는 결과이다.

<표 1-4> 자원봉사/기부 참여 빈도가 자아통제감에 미치는 영향 ( $N=17,045$ )

구분		자아통제감					
		n	M	SD	F	p	Duncan
자원봉사 빈도	참여하지 않음 <sup>a</sup>	14,821	6.30	1.33			
	비정기적 참여 <sup>b</sup>	1,957	6.48	1.20	41.76	.000***	a<b<c
	정기적 참여 <sup>c</sup>	267	6.91	1.30			
기부 빈도	참여하지 않음 <sup>a</sup>	13,498	6.27	1.32			
	비정기적 참여 <sup>b</sup>	2,957	6.54	1.23	80.19	.000***	a<b<c
	정기적 참여 <sup>c</sup>	590	6.74	1.45			

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

#### 4. 자아통제감의 정도가 행복에 미치는 영향

자아통제감의 정도에 따라 행복감의 차이가 나타나는지 검증하기 위해 one-way ANOVA를 실시하였고, 사후검정은 Duncan을 사용하였다. 구체적인 결과는 <표 1-5>에 제시하였다. 자아통제감의 0(전혀 할 수 없음)~4까지의 척도를 ‘하’, 5(보통)과 6을 ‘중’, 7~10(완벽하게 할 수 없음)을 ‘상’으로 재코딩하여 분석하였다. 분석 결과, 자아통제감이 낮을 때( $M=5.08$ ,  $SD=1.57$ )보다 자아통제감이 보통일 때( $M=6.15$ ,  $SD=1.16$ ) 행복감이 더 높았다. 또한 자아통제감이 보통일 때보다 자아통제감이 높을 때( $M=7.15$ ,  $SD=1.17$ ) 행복감이 높아지는 것으로 나타났다( $F=2334.65$ ,  $p<.001$ ). 이는 자아통제감이 높아질수록 행복을 강하게 느낄 것이라는 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다.

<표 1-5> 자아통제감의 정도가 행복감에 미치는 영향 ( $N=17,045$ )

구분		행복감					
		n	M	SD	F	p	Duncan
자아통제감	하	1,186	5.08	1.57	2334.65	.000***	하<중<상
	중	7,634	6.15	1.16			
	상	8,225	7.15	1.17			

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

#### 5. 자원봉사/기부 참여 빈도와 자아통제감이 행복에 미치는 영향

자원봉사 참여 빈도와 행복 간의 영향 관계 및 기부 참여 빈도와 행복 간의 인과관계를 검증하기 위해 다중선형회귀분석을 실시하였다. 먼저 자원봉사 참여 빈도와 자아통제감이 행복에 미치는 영향을 파악하였으며 이에 따른 결과를 <표 1-6>에 제시하였다. 분석 방법은 단계 선택(stepwise)을 선택하였으며, 모형의 설명력은 25.6%( $R^2= .256$ )로 나타났고 유의한 모형으로 나타났다( $F=2939.69$ ,  $p<.001$ ). 또한 해당 결과값에서는 다중공선성이 나타나지 않은 것으로 볼 수 있다( $TOL=.995$ ,  $VIF=1.005$ )

자원봉사 참여 빈도는 행복에 정적으로 유의한 영향을 미치고 있었으며( $\beta=.019$ ,  $p<.01$ ), 자아통제감도 통계적으로 행복감에 정적으로 유의한 것으로 나타났다( $\beta=.505$ ,  $p<.001$ ). 또한 자아통제감과 자원봉사 참여 빈도가 행복감에 미치는 영향력 차이를 비교한 결과, 자아통제감( $\beta=.505$ )이 자원봉사 참여 빈도( $\beta=.019$ )보다 행복감에 상대적으로

로 높은 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자원봉사를 정기적으로 참여함으로써 행복감이 높아진다는 결과로 가설을 지지하는 결과이다. 또한 자아통제감이 강할수록 이로 인해 행복감이 높아진다는 결과로 본 연구의 가설을 지지한다.

〈표 1-6〉 자원봉사 빈도와 자아통제감이 행복감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045)

변수	비표준화 계수		표준화 계수	t(p)	TOL	VIF
	B	SE	$\beta$			
(상수)	3.189	.050		64.05***		
자원봉사 빈도	.065	.023	.019	2.84**	.995	1.005
자아통제감	.520	.007	.505	76.26***	.995	1.005
$F(p)$				2939.69***		
adj. $R^2$				.256		
Durbin-Watson				1.93		

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

마찬가지로 기부 참여 빈도와 자아통제감이 행복감에 인과적 영향을 미치는지 알아보기 위해 다중선형회귀분석을 실시하였으며 결과는 아래 〈표 1-7〉에 제시하였다. 분석 방법은 자원봉사와 동일하게 단계 선택을 사용하였다. 분석 결과, 모형의 설명력은 25.9% ( $R^2 = .259$ )로 나타났고 유의한 모형으로 나타났으며 ( $F=2986.764$ ,  $p < .001$ ), 다중공선성이 나타나지 않았다 (TOL=.991, VIF=1.009).

기부 참여 빈도는 행복에 정적으로 유의한 영향을 미치고 있었으며 ( $\beta=.059$ ,  $p < .001$ ), 자아통제감도 통계적으로 행복감에 정적으로 유의한 것으로 나타났다 ( $\beta=.500$ ,  $p < .001$ ). 또한 자아통제감과 기부 참여 빈도가 행복감에 미치는 영향력 차이를 비교하였으며, 자아통제감 ( $\beta=.500$ )이 기부 참여 빈도 ( $\beta=.059$ )보다 행복감에 상대적으로 높은 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기부를 정기적으로 참여함으로써 행복감이 높아진다는 결과로 가설을 지지하는 결과이다. 또한 자아통제감이 강할수록 이로 인해 행복감이 높아진다는 결과로 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다.

〈표 1-7〉 기부 빈도와 자아통제감이 행복감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045)

변수	비표준화 계수		표준화 계수	t(p)	TOL	VIF
	B	SE	$\beta$			
(상수)	3.095	.048		65.11***		
기부 빈도	.158	.018	.059	8.83***	.991	1.009
자아통제감	.516	.007	.500	75.57***	.991	1.009
F(p)				2986.76***		
adj. R <sup>2</sup>				.259		
Durbin-Watson				1.93		

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

## 6. 자원봉사 빈도와 기부 빈도가 자아통제감에 미치는 영향

자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도가 자아통제감에 미치는 상대적 영향력을 파악하기 위해 다중선형회귀분석을 실시하였으며 이에 따른 결과를 아래 〈표 1-8〉에 제시하였다. 분석 방법은 자원봉사와 동일하게 단계 선택을 사용하였다. 분석 결과, 모형의 설명력은 10.0%( $R^2 = .10$ )로 나타났고 유의한 모형으로 나타났으며( $F=82.811$ ,  $p < .001$ ), 다중공선성 문제가 나타나지 않았다(TOL=.715, VIF=1.399). 결과에 따르면, 자원봉사 참여 빈도는 자아통제감에 정적으로 유의한 영향을 미치고 있었으며( $\beta = 0.022$ ,  $p < .05$ ), 기부 참여 빈도도 자아통제감에 정적으로 유의한 것으로 나타났다( $\beta = 0.084$ ,  $p < .001$ ). 또한 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도가 자아통제감에 미치는 영향력 차이를 비교하였을 때, 기부 참여 빈도( $\beta = 0.084$ )가 자원봉사 참여 빈도( $\beta = 0.022$ )보다 자아통제감에 상대적으로 높은 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 자원봉사 및 기부를 정기적으로 참여함으로써 자아통제감이 높아진다는 결과로 본 연구의 가설을 지지한다.

〈표 1-8〉 자원봉사 빈도와 기부 빈도가 자아통제감에 미치는 영향에 대한 다중회귀분석 (N=17,045)

변수	비표준화 계수		표준화 계수	t(p)	TOL	VIF
	B	SE	$\beta$			
(상수)	5.971	.33		65.11***		
자원봉사 빈도	.074	.030	.022	2.46*	.715	1.399
기부 빈도	.222	.024	.084	9.36***	.715	1.399
$F(p)$				82.81***		
adj. $R^2$				.10		
Durbin-Watson				1.84		

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

## 7. 자원봉사 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과

자원봉사/기부 참여 빈도와 행복감의 관계에서 자아통제감의 매개효과를 검증하기 위해 Hayes(2017)의 SPSS Process Macro(model 4)를 적용하여 분석하였다. 분석과정에서 부트스트래핑(bootstrapping)으로 재추출된 표본 수는 5,000개였으며, 95% 신뢰구간에서 구한 간접효과 계수의 하한값과 상한값을 확인하였다(Hayes, 2013). 이에 따라 매개효과 분석을 실시한 결과는 〈표 1-9〉와 같다. 자원봉사 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 간접효과가 95% 신뢰구간에서 0을 포함하지 않아 자아통제감의 매개효과는 유의한 것으로 나타났다( $B=0.117$ , LLCI=0.092, ULCI=0.142). 즉, 자원봉사 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과가 있음을 알 수 있다. 이는 자아통제감이 자원봉사 참여 빈도와 행복감 간의 관계에서 매개효과가 나타날 것이라는 가설을 지지하는 결과이다.

〈표 1-9〉 자원봉사 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과 분석 (N=17,045)

종속변인	효과	B	SE	t(p)	95% 신뢰구간	
					하한값(LLCI)	상한값(ULCI)
행복감	총효과	.181	.026	6.90***	.130	.233
	직접효과	.064	.022	2.84**	.020	.109
	간접효과 (자원봉사 빈도 → 자아통제감 → 행복)	.117	.012		.092	.142

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

## 8. 기부 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과

기부 참여 빈도와 행복감의 관계에서 자아통제감의 매개효과를 검증하기 위해 자원 봉사 참여 빈도와 동일하게 SPSS Process Macro(model 4)로 분석하였으며(Hayes, 2013), 구체적인 결과는 <표 1-10>에 제시하였다. 기부 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 간접효과가 95% 신뢰구간에서 0을 포함하지 않아 자아통제감의 매개 효과는 유의한 것으로 나타났으므로( $B=0.130$ ,  $LLCI=0.109$ ,  $UNCI=0.151$ ) 기부 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과가 있음을 알 수 있다. 이는 자아통제감이 기부 참여 빈도와 행복감 간의 관계에서 매개효과가 나타날 것이라는 가설을 지지하는 결과이다.

<표 1-10> 기부 참여 빈도와 행복 간의 관계에서 자아통제감의 매개효과 분석 ( $N=17,045$ )

종속변인	효과	$B$	$SE$	$t(p)$	95% 신뢰구간	
					하한값(LLCI)	상한값(UNCI)
	총효과	.288	.020	14.01*	.248	.329
행복감	직접효과	.158	.017	8.83***	.1233	.193
	간접효과 (기부 빈도 → 자아통제감 → 행복)	.130	.010		.109	.151

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

## V 논의

### 1. 결론 및 정책적 제언

코로나19로 인한 생활의 변화와 감염에 대한 불안은 장·단기적으로 개인의 삶의 질과 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있으므로(Jeong, Yim, Song, Ki, Min, Cho, & Chae, 2015; Lee, Kim, Kang, 2016), 개인의 어려움을 이해하고 예방하기 위한 지속적인 관심이 필요하다. 따라서 2023년 현재 포스트 코로나 시기에 이러한 국민들의 심리적 문제에 대한 해결책을 적극적으로 강구할 필요성이 존재한다. 자발적이고 보상 없이 수행되는 자원봉사와 기부 활동은 사회구성원 간의 신뢰감을 높이고 연결망을

강화하는 데에 기여할 뿐만 아니라 장기화된 코로나19로 발생한 우울, 불안, 무기력함을 감소시킬 심리적 치유 요인으로써 역할을 한다. 따라서 본 연구에서는 국민들의 행복감 증진을 위한 목적으로 친사회적 행동(자원봉사, 기부)과 행복간의 관계에서 자아통제감이 어떤 역할을 담당하는지 분석하고자 했다. 이를 위해 해당 연구에서 친사회적 행동 빈도가 행복에 영향을 미치는 데 있어 자아통제감의 매개효과를 가정하고 이를 검증하였다. 본 연구를 통해 나타난 결과는 다음과 같다.

첫째, 상관 분석을 통해 변인들 사이의 관계를 알아본 결과, 자원봉사 참여 빈도가 높을수록 기부 참여 빈도가 높아졌으며 자아통제감을 강하게 느낄수록 행복감이 높아졌다. 이러한 결과는 자원봉사를 활발히 참여하는 사람일수록 기부 또한 정기적으로 참여하는 사람일 가능성이 높다는 것을 의미하며, 자아통제감을 강하게 느끼는 사람일수록 행복감을 높게 느끼는 사람일 가능성이 높다는 것을 의미한다. 이는 자원봉사와 기부가 선순환적 관계를 갖고 있다는 선행연구(Thoits & Hewitt, 2001)와 일치하는 결과이며, 자아통제감이 높을수록 행복을 더 강하게 느낀다는 선행연구(Lahchman & Weaver, 1998; Mirowsky & Ross, 1996; 임상현, 2020)와 일치하는 결과이다.

둘째, 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도에 따라 행복감과 자아통제감에 차이가 나타나는지, 자아통제감을 느끼는 정도에 따라 행복감이 달라지는지를 검증하기 위해 one-way ANOVA를 실시하였다. 그 결과, 자원봉사 참여 빈도가 높아질수록 행복감과 자아통제감이 높아졌으며, 기부 또한 참여 빈도가 높아질수록 행복감 및 자아통제감이 높아진다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 자아통제감을 강하게 느낄수록 행복을 더 강하게 느끼는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자원봉사 및 기부를 참여하지 않은 사람보다 비정기적으로 참여하는 사람이 행복감과 자아통제감을 더 높게 느끼는 것을 의미하며, 비정기적으로 참여하는 사람보다 정기적으로 참여하는 사람이 행복감과 자아통제감을 더 높게 느낀다는 것을 의미한다. 이는 친사회적 행동이 긍정적 정서를 증진시킨다는 선행연구(Akin et al, 2013; Bauman et al, 1981)와 자아통제감이 삶의 주관적 안녕감 증진에 영향을 미친다고 제시한 선행연구(Lahchman & Weaver, 1998)의 결과와 일치한다.

셋째, 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도 및 자아통제감이 행복에 미치는 인과적 영향과 자원봉사 빈도와 기부 빈도가 자아통제감에 미치는 인과적 관계를 검증하기 위

해 다중선형회귀분석을 실시하였다. 그 결과, 자원봉사활동을 더 자주 참여함으로써 행복감이 높아지는 것으로 나타났으며, 자아통제감을 강하게 느낌으로써 행복감이 더 높아지는 것으로 나타났다. 또한 기부를 더 자주 할수록 이로 인해 행복감이 높아지는 것으로 나타났으며, 자원봉사를 더 활발히 참여함으로써 자아통제감이 높아지는 것으로 나타났다. 마찬가지로 기부를 정기적으로 참여할수록 행복감이 상승하였으며, 자원봉사 빈도보다 기부 빈도가 자아통제감 증진에 상대적으로 더 높은 인과적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자원봉사와 기부 및 자아통제감이 행복감 증진에 긍정적인 영향을 미치고 있다는 선행연구(이유진, 황선환, 2021; Thoits & Hewitt, 2001; Aknin et al, 2013; Dunn et al, 2008)와 일치하며, 자원봉사와 기부가 자아통제감 향상에 긍정적인 영향을 미치고 있다는 선행연구(Musick & Wilson, 2003)와 일치한다.

반면 자원봉사 참여 빈도의 증가보다 기부 빈도의 증가가 행복감 증진에 더 강한 영향을 미친다는 해당 결과는 기부 빈도의 증가보다 자원봉사 참여 빈도가 행복에 더 강한 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 가설을 기각하는 결과이다. 선행연구에 따르면, 기부에 참여하는 사람들은 소비지출을 통해 향유할 수 있는 만족을 희생함과 동시에 기부를 통해 사회 전체의 복지에 기여한다는 의미를 부여함으로써 금전적 가치보다 큰 만족감과 행복감을 획득하게 된다(한승희 2011; Dunn, Aknin, & Norton 2008). 또한 기부자들은 자신의 걱정과 괴로움, 불안감을 제거하고 즐거움과 행복감을 느끼기 위해 혹은 다른 사람에게 보여주기 위한 자기중심적 기부를 하는 경우도 존재한다(Barasch, Small, Levine, & Berman 2014; Liu & Aaker 2008). 따라서 자원봉사활동을 할 때보다 기부 행동을 함으로써 기부자가 얻는 자아효능감, 사회적 위신과 같은 비물질적인 가치가 코로나19 시기 저해된 자아통제감과 행복감의 상승에 더 강한 긍정적 영향을 미친 결과라고 사료된다.

넷째, 자원봉사 참여 빈도 및 기부 참여 빈도와 행복감의 관계에서 자아통제감의 매개효과를 검증하였다. 그 결과, 자원봉사 참여 빈도가 높을수록 자아통제감이 증가하며 이를 통해 행복감이 증가하였다. 마찬가지로 기부 참여 빈도가 높을수록 자아통제감이 증가하며 그 결과 행복감이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 포스트 코로나 시기 자원봉사와 기부의 정기적인 참여를 통해 코로나19 상황에서 저하된 자아통제감을 증진시킬 수 있다는 것을 증명한 결과이며, 높아진 자아통제감을 통해 코로나19 시

기 낮아진 행복감을 증가할 수 있음을 나타낸다. 따라서 자원봉사와 기부 각각 자아통제감의 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것과 동시에 이를 통해 행복감 또한 증가함으로써 포스트 코로나 시기 자원봉사와 기부의 긍정적인 심리적 영향력을 보여줄 수 있는 결과라고 판단된다.

본 연구를 통해 포스트 코로나 시대에 관찰되는 행복감이나 삶의 만족감 저하와 같은 문제를 해소하는데 친사회적 행동이 얼마나 영향을 미치는지 실증적으로 검증함으로써 친사회적 행동의 기회와 참여율을 높일 수 있는 다양한 프로그램을 적극적으로 개발할 필요가 있음을 강조할 수 있다. 또한 본 연구를 통해 친사회적 활동이 사람들의 심리적 복지 전반에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 중요성을 확인하는 계기가 될 수 있다는 점에서 의의를 가진다. 국내의 친사회적 활동이 대부분 정부의 주도 하에 이루어져 왔다는 점을 고려했을 때(최상미, 신경희, 이혜림, 2017), 친사회적 행동 활성화에 정부의 정책이 중요한 위치를 차지하고 있다는 것을 알 수 있다. 따라서 코로나19 이후 침체된 자원봉사 참여율을 높이기 위한 방안으로 해당 연구의 결과를 바탕으로 친사회적 활동의 긍정적인 효과를 제시하면서 기존 자원봉사 활성화 정책의 한계점을 보완할 수 있다. 또한 본 연구를 바탕으로 자원봉사 및 기부 참여율 확대에 초점을 둔 정책 방안을 모색할 수 있다는 점에서 정책적 함의를 가지며, 코로나19로 발생한 우울감과 낮아진 자아통제감 등의 정서적 문제의 해결방안을 제시하는 연구의 기초자료로서 역할을 할 것이다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구의 가설과 달리 간접적인 방식인 기부 활동이 자원봉사보다 행복감에 상대적으로 더 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급된 기부의 긍정적인 영향과 더불어 이외의 다른 요인이 행복감 증진에 동시에 영향을 미침으로써 이러한 결과가 나타날 가능성이 존재한다. 선행 연구에 따르면 소득이 많을수록 기부 빈도가 증가하는 것으로 나타났으며(Drollinger & Johnson, 1995; Lyons & Nivison-Smith, 2006), 전문직이고 교육 수준이 높을수록 기부 금액이 높아지는 것으로 나타났다(문진주, 홍기용, 2015). 또한 기부행위는 고소득층이 더 자주 참여하는 것에 반해 자원봉사는 저소득층이 더 많은 활동 시간을 내고 있는 것으로 나타났다(조경환, 강소량, 2019).

따라서 상대적으로 사회·경제적으로 안정된 사람들이 기부를 할 가능성이 높다는 점에서 행복감의 증가에 외적 요인이 개입되었을 가능성이 있는 것으로 판단된다. 해당 연구는 이러한 결과의 이유를 자세하게 제시하지 못했다는 점에서 한계점을 가지며 추후 연구에서는 기부가 자원봉사보다 더 많은 행복감을 주는 이유를 구체적으로 검증하기 위한 실증적 연구를 수행할 필요가 있다. 아울러 이 연구에서 제시한 친사회적 행동 요인 이외에도 행복에 보다 강한 영향을 미치는 다른 요인이 있을 수 있기에 이에 따른 한계가 있음을 밝히며 행복에 대한 다양한 관점의 접근과 연구가 지속적으로 수행되길 기대한다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 친사회적 행동과 행복 및 자아통제감 간의 관계를 분석해내고, 동시에 일정 수준에서 친사회적 행동이 행복에 유의미한 영향력을 갖는다는 것을 제시하였다는 점에서 학술적 의미가 있다. 아울러 본 연구는 대표적인 친사회적 행동으로 분류되는 자원봉사와 기부 각각에 따라 행복에 미치는 긍정적 효과가 달라지는지를 실증적으로 증명하였다. 또한 친사회적 행동의 빈도에 따라서 행복감에 차이가 있는지를 분석함으로써 행복과 관련하여 친사회적 행동의 구체적 요인을 증명하였다는 점에서 의의를 갖는다. 선행연구에서는 자원봉사와 기부의 특성에 따라 각각 행복에 미치는 영향에 차이가 있는지, 친사회적 행동의 빈도에 따라 행복감 정도의 차이가 나타나는지 등과 관련한 연구가 부족하였다. 하지만 본 연구에서는 친사회적 행동을 간접적인 방식인 기부와 직접적인 방식인 자원봉사로 구분하여 결과를 도출하였으며 이와 더불어 친사회적 행동을 빈도로 나누어 그 차이를 살펴보았다. 그 결과 자원봉사와 기부 참여 빈도가 높을수록 행복감과 자아통제감이 상승한다는 것을 증명하였으며, 자원봉사보다 기부가 행복에 영향을 더 미친다는 결과를 제시하였다는 점에서 기존 연구와 차별점을 갖는다.

또한 본 연구에서는 친사회적 행동과 행복 간의 관계 속에서 자아통제감이라는 매개 요인을 적용하여 친사회적 행동이 행복에 미치는 심리적 요인을 구체적으로 분석함으로써 기존 선행연구에서 나타난 한계점을 보완하였다. 자아통제감에 관한 대부분의 선행연구는 통제감이 어떠한 요인들로부터 비롯되는지 밝혀내는 것에 중점을 두었으나 본 연구에서는 자아통제감을 강하게 느낄수록 행복감이 상승한다는 결과를 제시했다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 또한 친사회적 행동을 정기적으로 참여할수록 자

아 통제감이 높아지며 이를 매개로 행복감이 증가한다는 새로운 결과를 실증적으로 증명했다는 점에서 의의를 갖는다.

아울러 본 연구는 포스트 코로나 시기 수행된 모집된 데이터를 사용하여 친사회적 행동과 자아통제감이 포스트 코로나 시기에 행복을 증진시킬 수 있는 요인임을 증명하였다. 친사회적 행동과 행복의 관계를 살펴본 선행연구는 코로나 이전에 시행된 연구가 대부분으로, 사회적 거리두기가 해제된 이후 친사회적 행동을 통해 행복을 증진할 수 있는지 확실히 증명할 수 없다는 점에서 한계를 가진다. 전염병과 관련된 심리적 무력감은 우울감을 강하게 유발하며 통제하기 어렵다는 선행연구의 결과를 고려했을 때 (Lee-Baggle, 2004), 사람들은 코로나19를 겪으며 행복감의 하락과 자아 통제감의 상실을 이례적으로 강하게 경험했을 것으로 예측된다. 이에 본 연구는 사회적 거리두기가 전면 해제된 시점 이후 모집된 데이터를 사용함으로써 포스트 코로나 시기 자원봉사 참여 빈도와 기부 참여 빈도가 코로나19 시기 감소된 행복 및 자아통제감의 증진에 영향을 미칠 수 있다는 연구결과를 제시하였다는 점에서 함의를 갖는다.

마지막으로, 본 연구에서 제시된 결과는 친사회적 행동의 사회적 확산을 위한 지속적인 노력이 필요하다는 사실을 인식하게 한다. 코로나19로 인해 저하된 자아통제감과 행복을 증진시키는데 있어 자원봉사와 기부가 의미 있는 영향력을 갖는다는 사실을 고려할 때, 2023년 포스트 코로나 시기를 맞이하여 본 연구는 시의적절한 연구로 판단되며, 사회·정책적으로 친사회적 행동을 더 폭넓게 촉진시키기 위한 다각적 방안들을 마련할 필요성을 강조하는 연구자료로서의 역할을 할 수 있다. 끝으로, 코로나19 상황 이후 시민사회영역의 기부와 자원봉사가 위축될 것이라는 전망 속에서(이예림, 송지현, 김진화, 2022), 본 연구를 통해 친사회적 행동의 긍정적인 심리적 효과를 강조함으로써 국민들에게 자원봉사와 기부 활동을 장려할 수 있는 계기를 마련할 수 있다는 점에서 의의를 가진다.

## 참고문헌

- 강민경 (2021. 3. 14). “‘국민통합위’ 전문가 89%, 한국 분열 심각하게 인식”. 연합뉴스, <https://yna.co.kr/view/AKR20210314026900001>. (접속일: 2023.8.10)
- 구재선, 김의철 (2006). 심리적 특성, 생활 경험, 행복의 통합적 관계. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 20(4), 1-18.
- 구재선, 서은국 (2011). 한국인, 누가 언제 행복한가? 한국심리학회지: 사회 및 성격, 25(2), 143-166.
- 김미혜, 이금룡, 정순돌 (2000). 노년기 우울증 원인에 대한 경로분석. 한국노년학, 29(3), 211-226.
- 김영신 (2005). 소비자 소외감, 소비 생활수준 만족도와 생활 만족도에 대한 인과 분석 -성별에 따른 중·고등학생과 대학생의 비교-. 소비문화연구, 8(3), 77-101.
- 김유진, 유전양 (2018). 중국 결혼이민여성의 참여 경험을 바탕으로 살펴본 국내 다문화 자원봉사 사업의 명암(明暗). 사회과학연구, 29(1), 239-257
- 김은하, 박소영, 이예지, 박현 (2021). 한국인을 대상으로 한 코로나 19 (COVID-19) 스트레스 척도 개발 및 타당화. 상담학연구, 22(1), 141-163.
- 김중백 (2015). 자원봉사와 우울증의 관계: 사회경제적 자원과 사회관계적 자원의 조절 효과를 중심으로. 보건과 사회과학, 38, 147-175.
- 남상필, 이지연, 장진이 (2012). 학업성취압력이 학업소진에 미치는 영향: 자기통제감의 조절효과를 중심으로. 아동교육, 21(3), 219-230.
- 남현주, 이현지 (2005). 여성 노인이 지각하는 통제감이 우울증과 만족도에 미치는 영향. 노인복지연구, 27, 255-277.
- 노법래 (2020). 기부는 우리를 행복하게 만들까? 인과적 방향성 검토를 위한 종단 경로 모형 과 교차지연 패널모형의 결합을 중심으로. 보건사회연구, 40(1), 178-205.
- 노연희 (2022). 코로나19 대유행 시기 일반시민들의 기부 행동유형 분석. 사회과학연구, 61(2), 143-164.
- 문재우, 유연웅 (2013). 자원봉사활동이 건강과 삶의 만족도에 미치는 영향. 보건과 사

- 회과학, 34, 87-107.
- 박성희 (2004). 공감학. 서울: 학지사.
- 박희진, 김민선, 김세희, 송가람 (2021). 성인들의 코로나 감염으로 인한 사회적 낙인에 대한 두려움과 삶의 질 변화, 코로나-19 불안의 관계: 지각된 상황 통제감의 매개효과. 한국심리치료학회지, 13(2), 39-62
- 서현빈 (2016). 노인의 고독감이 죽음불안에 미치는 영향과 자아통제감의 매개효과. 경기대학교 대학원 석사학위논문.
- 송해란, 안소영 (2022). 코로나19 상황에서 대학생 자원봉사 프로그램 효과성 연구: 온라인 멘토링 프로그램을 중심으로. 청소년학연구, 29(9), 183-207.
- 엄주희 (2020). 코로나 통제에 따른 기본권의 제한과 국가의 역할. 법과정책, 26(3), 51-73.
- 여유진, 우선희, 박윤경, 김지원, 강상경 (2022). 사회통합 실태 진단 및 대응 방안 연구(VIII). 한국보건사회연구원.
- 유민상, 신동훈 (2022). 청년의 사회적 고립 실태 및 지원 방안 연구. 한국청소년정책연구원.
- 이경림 (2001). 학령기 아동의 자기통제에 대한 내외통제 소재와 어머니의 양육행동의 인과모형. 대한가정학회지, 39(12), 37-50.
- 이발희, 윤현숙 (2015). 중·고령자 세대의 장기간 자원봉사 활동 경험에 관한 질적 연구. 노인복지연구, 67, 197-226.
- 이상준 (2015). 청소년의 스마트폰 중독 및 스마트폰 게임중독에 따른 보호요인과 위험요인의 비교연구. 청소년복지연구, 17(2), 55-79.
- 이유진, 황선환 (2021). 문화 자원봉사 참여 대학생의 여가만족과 삶의 질의 관계에서 진지한 여가의 조절효과. 여가학연구, 19(3), 109-123.
- 이예림, 송지현, 김진화 (2022). 코로나19로 인한 소득 및 감정변화가 일상적 이타행동의향에 미치는 영향: 기부 및 자원봉사 경험의 조절효과를 중심으로. 한국비영리연구, 21(1), 25-44
- 이원준 (2016). 개인 기부자들의 정서적, 가시적 효용감이 정신적 웰빙에 미치는 영향:

- 자기수용의 매개효과와 삶에 대한 감사의 조절효과를 중심으로. 한국콘텐츠학회지, 16(11), 166-178.
- 이정운 (2020). 사회적 거리두기(social distancing)가 심리적 적응에 미치는 영향. 한국심리학회 학술대회 자료집, 43-43.
- 이정화, 김희철 (2022). 포스트 코로나 시대 ICT 기반 비대면 재난심리회복지원 서비스 촉진 방안 고찰. 한국정보통신학회 논문지, 26(3), 463-468.
- 임남연, 이화령, 서은국 (2010). 한국에서의 Diener의 삶의 만족 척도(Satisfaction With Life Scale: SWLS) 사용 연구 개관. 한국심리학회지: 일반, 29(1), 21-47.
- 임남연 (2023). 코로나19가 대학생의 심리에 미친 영향 19: 자기결정이론의 관점에서. 교양학연구집, 22, 7-38.
- 임상현 (2020). 노인의 인식된 짐스러움과 좌절된 소속감이 자아통제감에 미치는 영향: 자아통제감에 의한 고독감의 조절된 매개효과. 대구가톨릭대학교 대학원 석사학위 논문.
- 임현빈, 최윤경, 이종선 (2022). 코로나-19 관련 위험 정보 추구하고 두려움, 주관적 안녕감이 우울 및 불안에 미치는 영향. 한국심리학회지: 건강, 27(6), 963-983.
- 정순돌 (2003). 저소득 노인의 가족동거여부와 삶의 만족도. 한국가족복지학, 11, 59-79.
- 조충환 (2021). 코로나 시대의 한국 관찰 예능: 사회적 거리두기, 정서적/감각적 거리 좁히기. 인문과학연구논총, 42(3), 63-93.
- 최상미, 신경희, 이혜림 (2017). 서울시 자원봉사 실태와 활성화 방안. 서울: 서울연구원.
- 편창훈 (2021). 나눔이 삶의 만족을 증대시키는가?. 통계연구, 26(1), 1-22.
- 한국보건사회연구원 (2019). 나눔실태 2018, 53-81.
- 한승희 (2011). 비금전적 인센티브의 효과: 기부기회 제공을 통한 소비자 동기화 가능성을 중심으로. 소비자학연구, 22(2), 139-152.
- 황석영 (2022). 노인의 차별경험이 노화불안에 미치는 영향과 자아통제감의 매개효과. 경기대학교 대학원 박사학위논문.
- 황성현 (2006). 낮은 자아통제감, 친구집단요인, 부모요인이 청소년 약물사용에 미치는 영향. 청소년학연구, 13(5-1), 129-154.

- Abramson, L. Y., Alloy, L. B., Hogan, M. E., Whitehouse, W. G., Donovan, P., & Rose, D. T. (1999). Cognitive vulnerability to depression: Theory and evidence. *Journal of Cognitive Psychotherapy, 13*(1), 5-20.
- Aknin, L. B., Barrington-Leigh, C. P., Dunn, E. W., Helliwell, J. F., Burns, J., Biswas-Diener, R., Kemeza, I., Nyende, P., Ashton-James, C. E., & Norton, M. I. (2013). Prosocial spending and well-being: Cross-cultural evidence for a psychological universal. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*(4), 635-652. doi:10.1037/a0031578.
- Aknin, Lara B., Christopher P. Barrington-Leigh., Elizabeth W. Dunn., John F. Helliwell., Justine Burns., Robert Biswas-Diener., Imelda Kemeza., Paul Nyende., Claire E. Ashton-James., & Michael I. Norton. (2013). Prosocial Spending and Well-being: Cross-cultural Evidence for a Psychological Universal. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*(4), 635-652.
- Aknin, Lara B., Elizabeth W. Dunn., Ashley V. Whillans., Adam M. Grant., & Michael I. Norton. (2013). Making a Difference Matters: Impact Unlocks the Emotional Benefits of Prosocial Spending. *Journal of Economic Behavior & Organization, 88*, 90-95.
- Aknin, Lara B., Whillans., & Ashley V. (2021). *Helping and Happiness: A Review and Guide for Public Policy Social Issues and Policy Review. 15*(1), 3-34.
- Andrews, F. M., & Withey, S. B. (1976). Social indicators of well-being: America's perception of life quality. *New York: Plenum.*
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control. New York: Worth Publishers.*
- Baumann, D. J., Cialdini, R. B., & Kendrick, D. T. (1981). Altruism as hedonism: Helping and self-gratification as equivalent responses. *Journal of Personality and Social Psychology, 40*(6), 1039-1046.
- Barasch A., D. Small, E. E. Levine., & J. Z. Berman. (2014). Selfish or Selfless?

- On the Signal Value of Emotion in Altruistic Behavior. *Advance in Consumer Research*, 41, 287-292.
- Bar-Tal, Daniel., Raviv, Alona., & Goldberg, Marta. (1982). *Helping Behavior among Preschool Children: An Observational Study Child Development*. 53(2), 396-402.
- Batson, C. Daniel. (1990). How Social Is the Animal? The Human Capacity for Caring. *American Psychologist*, 45, 336-346.
- Baumeister, R.F., & Leary, M.R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation". *Psychological Bulletin*, 117, 497-529.
- Becker, Gary S. (1965). A Theory of Allocation Time. *The Economic Journal*, 75(29), 493-517.
- Benassi, Victor A., Sweeney, Paul D., Dufour, Charles L. (1988). Is There a Relation Between Locus of Control Orientation and Depression? *Journal of Abnormal Psychology*, 97(3), 357-367.
- Charities Aid Foundation (2021). CAF WORLD GIVING INDEX 2021, *A Global Pandemic Special Report*.
- Cohen, A. (2009). Welfare clients' volunteering as a means of empowerment. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 38(3), 522-534.
- Davis, J. F. (1997). Property Rights to Consumer Information: A Proposed Policy Framework for Direct Marketing. *Journal of Direct Marketing*, 11(3), 32-43.
- Deci E.L., & Ryan R.M. (1985). Intrinsic motivation and self-determination in Human Behavior. *New York: Plenum Press*.
- Deci E.L., & Ryan, R.M. (2000). The "What" and "Why" of Goal Pursuits: Human Needs and the Self-Determination of Behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268.
- Deci, E.L., & Ryan, R.M. (2009). Self-determination theory: A consideration

- of human motivational universals. *The Cambridge Handbook of Personality Psychology, Cambridge: Cambridge*, 441.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2016). Optimizing students' motivation in the era of testing and pressure: A self-determination theory perspective. In Liu W. C., Wang J. C., & Ryan R. M. *Building autonomous learners*, 9-29.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., & Seligman, M. E. P. (2002). Very happy people. *Psychological Science*, 13, 81-84.
- Diener, E., & Suh, E. M. (1999). National differences in subjective well-being. In D. Kahneman, E. Diener & N. Schwarz (Eds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp.434-450). New York: Russell Sage.
- Dovidio, J. F., Allen J. L., & Schroeder D. A. (1990), Specificity of Empathy-Induced Helping: Evidence for Altruistic Motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(2), 249-260.
- Drollinger, T. L. & D. P. Johnson. (1995). Life Cycle, Financial and Attitudinal Characteristics of Charitable Donors. *Proceedings of American Counsel on Consumer Interests*, 106-112.
- Dunn, E. W., L. B. Aknin., & M. I. Norton. (2008). Spending Money on Others Promotes Happiness. *Science*, 319(5870), 1687-1688.
- Dunn, Elizabeth W., Lara B. Aknin., & Michael I.Norton. (2008). Spending Money on Others Promotes Happiness. *Science*, 319(5870), 1687-1688.
- Dusana, S., Dragan., Nikola, R. (2020). The role of basic psychological needs in well-being during the COVID-19 outbreak: A self-determination theory perspective. *Frontiers in Public Health* 8.
- Dusana., Dragan., & Nikola. (2020). The role of basic psychological needs in well-being during the COVID-19 outbreak: A self-determination theory

- perspective. *Frontiers in Public Health*, 8, 6-9.
- Geenen., Noreen. Y. R., Mareike Hohelüchter., Valentin Langholf., & Eva Walther. (2014). The Beneficial Effects of Prosocial Spending on Happiness: Work Hard, Make Money, and Spend It on Others? *The Journal of Positive Psychology*, 9(3), 204-208.
- Govaart, M. M. (2001). Volunteering worldwide. *Netherlands Institute of Care and Welfare/NIZW*.
- Goldfried, M. R & Merbaum, M. (1973). Behavior change through self-counter. *New York: Holt*.
- Grant, A. M. (2008). Does intrinsic motivation fuel the prosocial fire? Motivational synergy in predicting persistence, performance, and productivity. *Journal of applied psychology*, 93(1). 200-204
- Hayes, A. F. (2013). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. *New York: The Guilford Press*.
- Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. *New York, NY: The Guilford Press*.
- Hayes, A. F., & Preacher, K. J. (2014). Statistical mediation analysis with a multicategorical independent variable. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 67(3), 451-470.
- Hill, Graham., & Ryan T. Howell. (2014). Moderators and Mediators of Pro-social Spending and Well-being: The Influence of Values and Psychological Need Satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 69, 69-74.
- Jeong, H. S, Yim, H. W., Song, Y. J., Ki, M. R., Min, J. A., Cho, J. H., & Chae, J. H. (2015). *Mental health status of the isolated people due to MERS*, Seoul: Korea Centers for Disease Control and Prevention.

- Joinson, A. N., & Paine, C. B. (2007). Self-Disclosure, Privacy and the Internet, In Joinson, A., McKenna, K., Postmes, T. & Reips, U. D. (Eds). *Oxford Handbook of Internet Psychology*, Oxford University Press, Oxford, 237-252.
- Jun, H., M. Kang, D., Yoon, S., Lee., & H. Park. (2022). The Effects of Charitable Giving on Life Satisfaction of Older Korean Adults: The Moderating Role of Relationship Satisfaction and Social Trust. *Research on Aging*, 44(7-8), 600-610
- Kim, Song-Yi. (2020). A convergence study of stress caused by the epidemic of COVID-19, quality of life and positive psychological capital. *Journal of the Korea Convergence Society* 11(6), 423-431.
- Kline, R. B. (2016). Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.). *New York: Guilford Press*.
- Krause, N. (1997). Social support and feelings of personal control in later life. In G. Pierce, B.
- Kravetz, S., Faust, M., & David, M. (2000). Accepting the mental illness label, perceived control over the illness, and quality of life. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 23 (4), 323-332.
- Krebs, D. L., & Van Hesteren, F. (1994). The development of altruism: Toward an integrative model. *Developmental Review*, 14(2), 103-158.
- Lachman, M. E., & Weaver, S. L. (1998). The sense of control as a moderator of social class difference in health and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(3), 763
- Lee-Bagglely, D., DeLongis, A., Voorhoeave, P., & Greenglass, E. (2004). Coping with the threat of severe acute respiratory syndrome: Role of threat appraisals and coping responses in health behaviors. *Asian Journal of Social Psychology*, 7(1), 9-23.
- Lee K. N. (2000). Study for the Development of Child Self-Control Rating

- Scale. *The Korean Journal of Human Development*, 7(1), 99-100.
- Lee, D. H., Kim., J. Y., & Kang, H. S. (2016). The emotional distress and fear of contagion related to middle east respiratory syndrome(MERS) on general public in Korea. *Korean Journal of Psychology: General*, 35(2), 355-383.
- Li, Y., & Ferraro, K. F. (2005). Volunteering and depression in later life: Social benefit or selection processes? *Journal of Health and Social Behavior*, 46(1), 68-84.
- Liu, W. & Aaker, J. (2008). The Happiness of Giving: The Time-Ask Effect. *Journal of Consumer Research*, 35(2), 68-78.
- Lyons, M. & I. Nivison-Smith. (2006). Religion and Giving in Australia. *Australian Journal of Social Issues*, 41(4), 419.
- Marcussen, K., Ritter, C., & Munetz, M. R. (2010). The effect of services and stigma on quality of life for persons with serious mental illnesses. *Psychiatric Services*, 61(5), 489-494.
- Meadow, H. L. (1983). The Relationship between Consumer Satisfaction and Life Satisfaction for the Elderly [Doctoral dissertation], Virginia. *Polytechnic Institute and State University*.
- Min S. H. (2006). The Impacts of Middle School Students' Self-Control Upon Their Crime and Delinquency: Tests of Causality and Generality Claims Using The KYPS Panel Data. *Korean Institute of Criminology and Justice*, 13(6), 27-47.
- Min, S., Jeong, Y. H., Kim, J., Koo, J. W., & Ahn, Y. M. (2021). The Aftermath: Post-pandemic Psychiatric Implications of the COVID-19 Pandemic, a South Korean Perspective. *Frontiers in psychiatry*, 1819.
- Mirowsky, John. (1995). Age and the Sense of Control. *Social Psychology Quarterly*, 58(1), 31~43.
- Mirowsky, J., & Ross, C. E. (1996). Fundamental analysis in research on

- well-being: Distress and the sense of control. *The Gerontologist*, 36(5), 584-594.
- Morrow-Howell, N. (2010). Volunteering in later life: Research frontiers. *The Journals of Gerontology Series B. Psychological Sciences and Social Sciences*, 65(4), 461-469.
- Musick, M. A., & Wilson, J. (2003). Volunteering and depression: The role of psychological and social resources in different age groups. *Social Science & Medicine*, 56(2), 259-269.
- Musick, M. A., Wilson, J., & Bynum, Jr, W. B. (2000). Race and formal volunteering: The differential effects of class and religion. *Social Forces*, 78(4), 1539-1570.
- Natioanl Center for Immunization and Respiratory Diseases (NCIRD), Division of Viral Disease (2020). Social distancing: Keep a safe distance to slow the spread.
- OECD. (2021). Tackling the mental health impact of the COVID-19 crisis: An integrated, whole-of-society response.
- Payton, Robert L., & Moody, Michael P. (2008). Because Things Go Wrong: Philanthropy as a Response to the Human Problematic, Understanding Philanthropy : Its Meaning and Mission. *Indiana University Press*.
- 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.
- Pearlin L. I., & Schooler K. (1978). The structure of coping, *Journal of Health and Social Behavior*, 19, 2-21.
- Perry, C.A. (1929). *The Neighborhood Unit: A Scheme of Arrangement for the Family-Life Community*. Regional Plan of New York and Its Environs.
- Peter Calthorpe. (1993). The Next American Metropolis. *Princeton Architecutural Press*.
- Peterson JA., Chesbro G., Larson R., Larson D., & Black CD. (2021). Short-term

- analysis (8 weeks) of social distancing and isolation on mental health and physical activity behavior during COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 12:652086.
- Post, S. G. (2005). Altruism, happiness, and health: It's good to be good. *International journal of behavioral medicine*, 12(2), 66-77.
- Robert Cervero. (1996). Mixed land use and commuting. *Trunspn Res*, 30(5).
- Rodin, Judith., & Langer, Ellen J. (1977). Long-term effects of a control-relevant intervention with the institutionalized aged. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35(12), 897-902.
- Ross, Catherine E., & John Mirowsky. (1992). House-holds, Employment and the Sense of Control. *Social Psychology Quarterly*, 55, 217-235.
- Ross, Catherine E., & John Mirowsky. (2013). The Sense of Personal Control: Social Structural Causes and Emotional Consequences. *Sociology of Mental Health*.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36, 717-731.
- Rudd, M., Aaker, J. & Norton, M. I. (2014). Getting the most out of giving: Concretely framing a prosocial goal maximizes happiness. *Journal of Experimental Social Psychology*, 54, 11
- Sanjuán, P., Molero, F., Fuster, M., & Nouvilas, E. (2013). Coping with HIV related stigma and well-being. *Journal of Happiness Studies*, 14(2), 709-722.
- Santabábara, J., Lasheras, I., Lipnicki, D. M., Bueno-Notivol, J., Pérez-Moreno, M., LópezAntón, R., ... & Gracia-García, P. (2021). Prevalence of anxiety in the COVID-19 pandemic: An updated meta-analysis of community-based studies. *Progress in NeuroPsychopharmacology and Biological Psychiatry*, 109, 110207.

- Schaller, M., & Cialdini, R. B. (1988). The economics of empathic helping: Support for a mood management motive. *Journal of Experimental Social Psychology, 24*(2), 163-181.
- Schulz, Richard., Heckhausen., Jutta Locher., Julie L. (1991). Adult development, control, and adaptive functioning. part of a symposium on: Perceived control in vulnerable populations. *Journal of Social Issues: Winter91, 47*, 177-196.
- Seligman, M. E. (1972). Learned helplessness. *Annual Review of Medicine, 23*, 407-412.
- Seligman, M. E. (1975). Helplessness: On depression, development and death. *San Francisco: W. H. Freeman.*
- Seligman, M. E. (2002). Positive psychology, positive prevention, and positive therapy. *Handbook of positive psychology, 2*, 3-12.
- Shin, D. C., & Johnson, D. M. (1978). Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life. *Social Indicators Research, 5*, 475-492.
- Smith, J. D. (2000). Volunteering and social development, *VOLUNTARY ACTION-LONDON-INSTITUTE FOR VOLUNTEERING RESEARCH-*, 3(1), 9-24.
- So-Hyeon Shim. (2022). How to Enhance Motivation to Exert Self-control: Importance of Self-control Goals, *전문경영인연구, 25*(2), 51-62.
- Son, J., & Wilson, J. (2012). Using normative theory to explain the effect of religion and education on volunteering, *Sociological Perspectives, 55*(3), 473-499
- Song, Jingjing., Chuanhua Gu., & Bin Zuo. (2019). Effect of Charitable Behavior on Life Satisfaction: A Parallel Multivariable Mediation Model. *Social Behavior and Personality: An International Journal, 47*(3), 1-8.
- Tanskanen & Danielsbacka. (2016). The association between grandparental investment and grandparents' happiness in Finland. *Personal Relationships,*

23(4), 787-801.

Thiots, P. A., & Hewitt, L. N. (2001) Volunteer work and well-being. *Journal of Health and Social Behavior*, 42(2), 115-131.

Veenhoven, R. (2017). Measures of Happiness: Which to Choose?. *Metrics of Subjective Well-Being: Limits and Improvements*, 65-84.

Wilson, J. (2000). Volunteering, *Annual Review of Sociology*, 26, 215-240.

Yang, Hye-Jin. (2020). Differences in depression and psychological emotions according to the degree of self-elasticity of college freshmen in COVID-19. *The Journal of the Convergence on Culture Technology* 6(3), 75-82.

Zarit, S. H., Pearlin L. I., & Schaie K. W. (2003). Personal Control in Social and Life Course Contexts New York, *Springer Publishing Company*.

Zheng, L., Miao, M., & Gan, Y. (2020). Perceived control buffers the effects of the COVID-19 pandemic on general health and life satisfaction: The mediating role of psychological distance, *Applied Psychology: Health and Well-Being* 12.

## The Effect of Prosocial Behavior on Happiness in the Post COVID-19 Era: Focusing on the Mediating Effect of Self-control

Chaeyeun Kim·Bokyung Kim\*

COVID-19 is characterized by its strong propagation power and uncertain end time. The prolonged COVID-19 caused by these characteristics caused people to feel anxious and helpless about infection in the long run, and had negative psychological effects such as experiencing emotional disconnection by minimizing meetings with family and acquaintances. Therefore, this study attempted to examine the mediating effect of self-control in the relationship between prosocial behavior (volunteer, donation) and happiness based on the results of the survey conducted during the post COVID-19 period. Statistics from the 2022 「Korean Happiness Survey」 conducted by the National Assembly Future Institute on the general public were used, and questions asking the frequency of volunteer participation, donation participation, happiness, and self-control were used. As a result of verifying the mediating effect of self-control through PROCESS macro, it was found that the mediating effect of self-control was statistically significant in the relationship between prosocial behavior and happiness. This study is meaningful in that it can present solutions to psychological problems by presenting positive effects of prosocial behavior on self-control and happiness and serve as basic data for research for policy support.

**KeyWords** : prosocial behavior, volunteering, donation, happiness, sense of self-control.

# 사회적 불평등 인식이 미래기대에 미치는 영향 연구 - 자기통제성과 행복감의 매개 역할 -

남현동\*·박관태\*\*·김송은\*\*\*

사회적 격차가 지나치게 커져 보편적인 사회문제를 넘어서 사회적 불평등 인식으로 이어진다. 이러한 불평등 인식은 개인의 행동과 선택에 영향을 미치며, 사회적 갈등으로 야기될 우려가 있기 때문에 사회의 안정성과 통합적인 측면에서 다양한 정책과 대책이 요구된다. 불평등 인식과 행복 간 관계에 관한 다수의 연구는 사회에 대한 기대, 상대적 박탈감, 사회적 연결성과 연관되어 사회구조에 대한 인식에 따라 상이한 결과를 제시한다. 게다가 불평등 인식은 통제 가능성이 라는 개인의 영역에서 불법적인 행동이나 일탈행위와 같은 문제를 낮추고 동기를 부여하는 환경이 통제성을 향상시키는 긍정적인 효과가 있음에도 불평등 인식과 자기통제성 간의 연구는 미흡하다. 본 연구는 사회불평등 인식이 행동변화를 가져오고 그 변화가 행복과 통제가능성이라는 요인으로 접근하여 미래에 대한 기대를 검증하였다. 연구결과, 미래기대에는 기회 불평등과 분배 불평등 인식이 부분적으로 자기통제성, 그리고 행복감이 통계적으로 유의미한 영향을 확인하였다. 이러한 결과를 토대로 사회의 불평등한 현실에 대한 복합적이고 다차원적인 요인이 내재되어 한국사회의 불평등 인식을 보다 정확히 이해할 필요가 있다.

**주제어** : 사회적 불평등 인식, 자기통제가능성, 행복감, 미래기대

## I 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

행복 추구는 인류 역사만큼이나 오래되었으며, 최근에는 행복의 복잡한 특성을 정의하고 그 결정 요인을 파악하기위해 노력해 왔다. 행복의 중요성은 단순히 개인의 염원을 넘어 사회의 건강성을 반영하며 사회적 응집력, 생산성, 그리고 전반적인 웰빙 측면에서 많은 학자들이 강조하고 있다. 이러한 배경에는 사회 구조와 공정성에 대한 깊은

1) 국정정책연구원 (Governance Policy Institute, senior researcher), 교신저자(E-Mail: gosling@g.skku.edu)  
1) 성균관대학교 국정전문대학원 행정학 박사수료(Graduate School of Governance, Sungkyunkwan University)  
1) 성균관대학교 국정전문대학원 행정학 박사수료(Graduate School of Governance, Sungkyunkwan University)

연관성이 있다. Kraus et al (2013)는 사회의 구조적인 문제에서 불평등 인식이 행복과의 관계가 중요하다고 설명한다(Buttrick et al., 2017). 특히, 불평등이 개인의 삶의 질과 행복에 어떤 영향을 미치는지는 국가의 정책 수립과 사회의 안정성을 위해 필요하다(Baumeister et al., 2003). 이는 최근 사회 경제적 격차가 확대되고 있는 상황에서, 이러한 불평등이 개인의 행복에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 그 과정에서 어떠한 변수가 중요한 역할을 하는지 파악하는 것이 무엇보다 중요하다.

국내외 여러 연구에서 사회적 불평등 인식이 행복에 미치는 영향에 대해 다양한 분야에서 다루어져 왔다. 연구에 따르면, 경제적 구조, 교육 시스템, 정치적 권력, 문화적 가치, 제도적 장벽 등 다양한 요인이 사회적 불평등을 조장하여 행복에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(김지원 외, 2022; Carter & Reardon, 2014). 즉, 불평등 환경이 사회 내에서의 기회와 자원의 불균등한 분배를 가져오며, 이로 인해 특정 집단이나 개인의 행복감을 저하시키는 사회전체의 불균형과 갈등을 초래한다(Lyubomirsky & Diener, 2005). 이는 사회적 불평등에 대한 인식 자체가 개인의 사회경제적 지위와 상관없이 소득과 관련된 불평등이 높은 국가에서는 일반적으로 행복 혹은 미래에 대한 기대도 낮게 측정된 원인으로 나타났다(금현섭·백승주, 2014; 이민아·송리라, 2014; Oishi et al., 2011).

그러나 핵심은 소득 격차만이 아니라, 고용, 교육, 법 집행 및 권력 분포에 관한 불평등 인식 등 다양한 요인이 개인 및 집단의 행복에 큰 영향을 준다는 것이다(이양호 외, 2013). 이러한 인식은 성별, 지역, 그리고 사회경제적 배경과 같은 다양한 요인을 기반으로 조사되어 왔다. Chetty et al (2016)에 따르면, 기회적 불평등 측면에서 고용 기회의 격차는 절대적인 수치 문제가 아니라, 일자리의 질과 공정한 기회를 통해 그것을 얻는 과정에서의 인식 문제라고 강조한다. 반면 조건적 불평등 관점에서는 Reardon (2013)은 소외된 지역의 사람들이 부유한 지역의 사람들과 같은 기회를 갖지 못하는 문제를 지적한다. 이러한 공정성의 부재와 기회의 접근성 문제는 개인이 부당한 대우를 받는다고 느낄 수 있고, Wilkinson & Pickett (2010)는 사회 구조에 대한 신뢰가 떨어져 사회적 균열이 더 크게 발생한다고 지적했다.

한편 사회적 불평등이 행복을 악화시키는 영향을 깊이 파악하는 것은 단순한 학술적 노력을 넘어, 사회에 대한 신뢰와 연관된 실질적인 행동이 요구된다. 사람들은 자신의

위치를 타인과 비교하며 불평등을 느끼게 되면서 이러한 인식은 개인의 기대와 감정, 행동에 큰 영향을 미친다(Sokol et al., 2013). 특히 불평등 인식이 강한 사람은 자신이 불공정한 환경에 있다고 느끼며, 이로 인해 자신의 어려움을 사회적 불평등 탓으로 돌릴 수 있다(Cobb-Clark et al., 2021). 이런 생각은 자신의 상황을 바꿀 수 없다는 무력감으로 이어지며, 이는 '통제 가능성'이라는 중요한 심리적 개념과 연결된다(Bandura, 1982).

통제 가능성이란 개인이 자신의 삶과 그 안의 사건들에 대한 통제 느낌을 의미한다(Bodenhausen et al., 2006). 통제 가능성이 높은 사람은 자신의 삶의 주도권을 가지고 있기 때문에 더 큰 만족과 행복을 느낄 가능성이 크다. 이런 자기 통제 능력은 사회적 불평등 인식의 부정적 영향을 완화시킬 수 있다(이웅·임란, 2014). 하지만, 반대로 통제 느낌이 약한 사람은 불평등을 더 강하게 느끼고, 그 결과로 행복감이 줄어들 수 있다(최지혜, 2017). 즉, 높은 불평등 인식을 가진 사람들은 자신의 사회적 위치가 평등하지 않다고 느낄 수 있으며, 이는 자존감 저하와 같은 부정적 결과를 가져올 수 있다(Elgar et al., 2015). 반면, 통제 가능성이 높은 사람들은 이러한 불평등한 환경 속에서도 자신의 상황을 개선하거나 적응할 방법을 찾을 수 있다는 점에서(Mirowsky & Ross, 2003) 불평등 인식과 행복감 사이의 중요한 연결고리로 작용한다.

그러나 대부분의 연구가 불평등과 행복 간의 직접적인 관계에 주로 집중되었으며, 통제 가능성이라는 중요한 매개변수를 고려하지 않아, 불평등 인식이 행복에 미치는 구체적인 메커니즘을 완전히 파악하는데 한계가 따른다. 통제 가능성이라는 개념이 사회 불평등 인식과 행복사이에서 어떠한 역할을 하는지에 대한 깊이 있는 연구도 충분히 다루지 않기 때문에 인과관계를 구체적으로 이해하는데 어려움이 뒤 따른다. 따라서 본 연구는 통제 가능성을 매개변수로 설정하여 사회불평등 인식과 행복과의 관계를 새로운 시각으로 탐구하려 한다. 이는 사회적 불평등을 강하게 인지하는 사람들이 자기 통제성이 약하면 행복감이 떨어진다는 가설을 검증할 것이다. 이를 통해 사회 불평등 문제 해결 뿐만 아니라, 통제 불가능한 요소에 대해 정책의 진화가 더 잘 이루어질 수 있는 환경과 행복감 향상에 기여할 수 있는 방안을 모색하고자 한다.

## 2. 연구의 범위 및 방법

사회적 불평등은 계급, 성별 등에 의해 형성된 사회에서 비롯되며, 불평등한 방식으로 자원과 권리의 분배에 영향을 미친다(Putnam, 2000). 특히 소득과 부의 불평등, 교육 및 문화 자원에 대한 접근의 불평등, 그리고 경찰 및 사법 제도에 의한 차별 대우와 같은 형태로 나타난다. 다양한 형태의 불평등 인식을 Easterlin (1995)는 사회적 불평등을 평가하는 주요 두 가지 방법으로 '조건의 불평등'과 '기회의 불평등'으로 구분하고 있다. 이러한 측정을 통해 여러 국가에서는 사회학자들이 사회적 불평등이 사회 구조의 기초에 깔려 있음을 밝혀냈다. 이는 Sen(1999)의 연구로 확장되어 불평등이 매우 다차원적인 개념으로 개인과 집단 간, 기회 및 성공의 불균형으로 인한 공정성의 결여로 설명되고 있다. 특히, 사회적 불평등에 대해 인식되게 하거나 관찰되게 하는 차이를 초래하는 본질과 과정에 대한 공정성에 대한 이해가 필요하다.

따라서 앞서 서술한 사회적 불평등의 이론적 접근을 검증하기 위한 연구로서 불평등 인식과 행복 간 관계를 살펴보고 미래에 대한 기대를 어떻게 이끌어 내는지 알아보고자 한다. 더불어 사회적 불평등 인식과 행복과의 인과관계에서 통제가능성 사이의 상호작용이 개인의 행복에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 깊은 이해를 제공할 수 있다. 특히, 통제가능성이 불평등 인식과 행복 사이의 관계에서 어떠한 매개 역할을 하는지를 밝혀내는 것은 사회적 불평등의 심리적 영향에 대한 전반적인 이해를 향상시키는 데 중요하다. 이러한 연구는 사회적 불평등의 원인과 영향을 파악하고, 그것을 개선하거나 변화시키는 방법에 대한 통찰력을 제공하는데 의미가 있다.

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 사회적 격차와 양극화 현상에 따른 불평등 인식

사회적 격차는 사회 구성원 간 자원, 기회, 권력, 소득 등에 불균형이 존재하는 상태를 의미한다. 이러한 사회적 격차는 재산, 교육, 권력 등 다양하게 나타나며, 일부 개인이나 집단이 다른 개인이나 집단 보다 더많은 자원의 기회를 가지거나 혹은 한정적이기 때문에 모든 사람이 동일하게 소유할 수 없음을 의미한다. 이는 사회 내에서 자원의 분

배와 소유에 따른 차이가 발생된다. 사회적 격차는 그 원인이 되는 자원의 종류에 따라 다양한 형태로 나타난다. 경제적 자원에 기반한 불평등은 소득이나 재산의 차이로 확대 되거나 교육적 자원 격차에 따라 교육 수준 차이로 표현된다. 기회의 차이는 사회적 자원의 한정성 측면에서 흔히 볼 수 있는 현상이다. 따라서 사회적 격차는 어느 사회에서 발생하는 보편적인 문제로 볼 수 있다.

그러나, 이러한 격차가 지나치게 확대될 경우, 사회 양극화 현상이 발생되어 계층 간 갈등을 확대시키고 사회의 통합을 방해하는 부정적인 영향을 미친다. 사회 양극화는 경제의 빠른 변화, 취약한 산업고용 구조, 그리고 과거의 정책 대응 부족으로 증가시킨다. 세계화, IT와 같은 기술 발전 등의 외부 요인과 함께 내부적인 경제 구조 개혁의 지연 등이 복합적으로 작용하면서, 소득, 고용과 같은 잠재적인 경제 성장의 둔화가 사회적 격차를 촉진시켰다. 사회 양극화가 심화됨에 따라, 사회 구성원은 자신의 사회적 지위나 자원의 부족을 더욱 뚜렷하게 인식하여 사회적 불평등 인식으로 전이된다.

사회적 불평등 인식은 개인이 자신의 지위가 사회의 평균보다 낮다고 느끼는 것을 의미한다. 또한, 이러한 불평등 인식은 개인의 행동, 선택, 그리고 선호에 영향을 미친다. 예를들어, 불평등 인식이 높아진 개인은 사회적 지원이나 복지에 대한 요구가 높아질 수 있으며, 사회적 불만이나 반발의 원인이 되어 사회적 갈등을 일으킨다. 이론적으로, 사회적 격차와 양극화는 사회 구성원이 불평등 인식을 형성하는 주요 원인 중 하나로 간주된다(황선재·계봉오, 2018). 특히, 불평등 인식이 사회의 안정성과 통합성에 큰 영향을 미치며, 사회적 불평등 문제의 해결을 위한 다양한 정책과 대책의 필요성을 강조한다.

사회적 불평등은 현실과 인식사이에서 사회과학의 주요 연구 주제 중 하나이다. 실제 불평등 수준이 높음에도 불구하고, 사람의 인식은 낮은 결과가 나타나거나(Niehuys, 2014), 유럽의 몇몇 국가에서는 실제보다 높게 인식하는 경향을 보인다는 점에서 이러한 차이는 개인의 특성이나, 사회 제도 및 문화 영향을 받을 수 있기 때문에 해석에 주의가 요구된다(Engelhardt & Wagener, 2014). 최근 연구자는 사람들이 불평등을 어떻게 인식하고 받아들이는지에 대한 사회구조에 대한 인식이 높아짐에 따라 불평등에 대한 다양한 영역에서 확장되어 논의가 이루어지고 있다. 이러한 불평등에 대한 논의는 단순한 사회적 이슈를 넘어 어떤 것이 진정한 발전이며 더 나은 사회를 위한 기준인지

에 대한 고민의 중심 주제로 부상하고 있다.

그럼에도 불구하고 대부분의 불평등 연구는 불평등의 구조적인 측면에만 초점을 맞추고 있어, 주관적인 개인의 인식변화에 대한 연구는 부족한 상태다. 일부 연구에서는 취업, 교육, 소득과 관련된 사회불평등은 사회구조적 변화보다는 사람들이 인식 변화에 더 큰 영향을 받는다고 설명한다. 사회 변화가 지속적으로 구조적 불평등이 사람들 인식에 큰 변화를 가져오며, 장기화 될 경우, 사회 구조에 대한 갈등과 정부 정책에 대한 비판이 강해진다고 우려한다. 따라서 부정적인 인식이 단순히 객관적인 현실을 반영하는 것이 아니라 그 사회 불평등 인식에 대한 주관적인 인식도 함께 고려되어야 한다고 설명한다.

기존 연구에서는 주로 계층인식이나 사회이동성 및 공정성과 관련된 연구에서 변화 요인을 찾았으며, 주로 구조적 관점에 집중되었다. 그러나, 사회불평등 인식이 증가함에 따라 개인 혹은 집단의 선택적 행동양식이 달라질 수 있으며, 이는 사회 불평등 인식을 수용하는 범주내에서 개인의 행동이 긍정적인 목표성을 띄거나, 부정적일 경우, 사회 문제를 촉진시키는 사회적 갈등에 영향을 줄 수 있다. 반면, Bavetta et al (2017)는 객관적인 불평등 수준과 주관적 불평등 인식 간의 상관관계가 높지 않기 때문에 불평등 수준을 해석하는 것이 부정확할 수 있음을 지적하였다. 따라서 한 사회의 불평등한 현상을 이해하기 위해서는 객관적인 정량적 측정 수준과 불평등 인식에 대한 변화 역시 중요하게 다뤄질 필요가 있음을 강조한다. 한편, Brunory (2017)은 사회적 불평등 인식이 정부에 대한 개인의 신뢰와 선택적 행동, 이와 연결되어 행위로 이어지는 점에서 중요한 함의를 가진다고 본다.

최근 심리학에서는 불평등 인식과 선택적 행동 간 연구가 다양한 분야에서 이루어지며 변수 간 관계의 중요성을 강조한다. 개인의 통제 범주 안에서 외부로부터 문제를 인식할 경우, 이에 따라 선택과 행동이 반영 된다고 본다. 앞서 전술한 바와 같이 사회적 불평등 인식과 개인의 선택적 행동 간 연결되어 부정적인 영향에 대한 검증이 요구된다. 이와 관련하여 한국 사회의 고유한 특성과 보편적인 특성을 파악하는 것은 중요하다. 사람이 현실을 어떻게 인식하는지에 따라 행동양식이 변화하며 그 변화에 따라 선호와 결정을 이끌어 내는 행위가 이루어진다. 특히 본 연구가 사회 불평등 인식 수준이 개인의 통제범위내에서 수용하고 극복할 수 있는지 혹은 통제가 불가능하다면 어떤 사회적 불평등 인식 요인이 통제 범위를 벗어나는지를 이해할 필요가 있다.

## 2. 자기통제 실패의 메커니즘: 동기부여와 제한된 자원에 기반한 불평등 인식

심리학 연구에서 주요 변인으로 사용되는 자기통제성은 습관적 또는 행동, 충동, 감정 또는 행동을 무시하거나 억제하는 등 개인의 목표 지향을 방해하는 행동으로 설명하고 있다(Heatherton & Tice, 1994; Barkley, 1997) 특히 자기통제성은 이론적, 경험적, 실제적 중요성에 대한 주장을 바탕으로 다양한 실증연구가 이루어졌으며, 자기통제와 행동사이의 연관성이 삶의 영역에서 중요한 요인임을 강조한다(Denise et al., 2012). 행동양식에는 광범위한 인간 행동에 걸쳐 잠재적으로 응용될 수 있다. 긍정적인 측면에서 자기통제는 적응, 안전한 애착 등 이와 관련된 심리적 상태와 관련이 있다. 반면, 부정적인 측면에서는 불만이나, 편견, 차별등과 같은 갈등 증가와 관련이 있으며, 이러한 문제 행동이 사회에 부정적인 영향을 미친다(Tangney et al., 2004)

다수의 사람은 규칙을 따르기를 원하기 때문에 자기통제가능성이 광범위한 행동과 관련이 있다고 설명하고 있다. 자기통제는 내재된 행동, 욕구 또는 목표 지향적 행동을 방해할 수 있는 욕구를 제어하거나 억제하는 것을 의미한다(Heatherton & Tice, 1994). 사람들은 규칙을 따르기 위해(외부적으로 결정 된 환경)자기 통제 관점에서 문제를 인식하고 행동에 반영한다(Shallice & Burgess, 1993). 자기 통제가 가능한 사람은 외부 조건에 따라 즉각적이고 단기적인 행동에 집중하는 특징을 나타내는 반면, 통제가 어려운 사람은 좌절, 포기또는 어려운 지시를 무시하거나, 과도하게 학습된 행동 패턴에 영향을 주는 것으로 나타났다(Bargh & Chartrand, 1999). 인식하는 외부 환경이 목표를 달성하는데 발생하는 갈등과 억제 요인이 증가할 경우 자기통제에 대한 부정적인 영향을 가져온다(Vohs & Heatherton, 2000).

경험적 연구에 따르면 자제력이 높은 사람은 자제력이 낮은 사람보다 자신의 생각을 더 잘 통제하고, 조절하며, 충동과 갈등을 억제하는 것으로 나타났다(Brumeister et al., 1998). 게다가 충동적인 행동을 억제하지 못할 때 불법적인 행동에 가담하거나 일탈 행위 등의 자제력의 문제를 지적한다(Gottfredson & Hirschi, 1990). 유사한 연구로 Pratt & Cullen (2000)은 통제력이 낮은 특성을 가진 사람이 반규범적인 행동에 참여할 가능성이 높다고 설명한다. 행동학적인 관점에서 자기 통제는 개인이 목표를 달성하거나 규칙을 따르기 위해 반응할 때 나타난다. 심리학에서는 자기통제가 개인의 장기적인 고려 없이 충동적이고 자동적이며 현재 중심적인 행동에 집중한다. 이는 사회 구

조 안에서 교육이나 취업, 소득과 관련하여 공정성에서 관련성을 찾을 수 있다. 노력이 필요한 일을 해야하고 즉각적인 보상을 요구하거나 행동을 시작해야 하기 때문에 형성된 사회환경 내에서 규범을 따르려는 사회적 압력이 강할수록 일반적으로 자기 통제와 관련된 행동에 영향을 미친다(Cialdini & Trost, 1998; Morrison & Miller, 2008). 그렇기 때문에 Brehm & Self (1989)와 Wright & Brehm (1989)은 동기를 부여해주는 환경이 중요하다고 강조하면서 이러한 동기부여 환경이 인지된 성공 가능성과 자기 통제성 범주 안에서 긍정적인 효과를 가져온다고 설명한다.

단순히 통제영역 안에서 사회환경이나 규범을 인식하고 기회나 분배가 불공정하다고 인식할 때 범죄나 규범을 위반할 가능성에 대한 문제도 지적하고 있다(Lerner & Tetlock, 1999). 이는 부정적인 개인의 행동양식이 제한된 자원 안에서 이루어진다고 주장한다(Baumeister et al., 1994). 우리는 반복적인 노력으로 인해 시간이 지남에 따라 자제력이 약화되기 쉬운 것으로 나타나며, 노력적인 자기 규제가 제한된 자원에 달려 있어 자기통제 행위로 인해 고갈되거나 다른 자기 통제 작업에 대한 후속 수행도 약화된다고 본다(Roy et al., 2007). 반면 개인이 통제 범주 안에서 노력이 가능하다면 심리적 웰빙, 더 많은 학문적 성공, 대인 관계 및 사회 인식 등과 관련하여 사회 구조 안에서 순응하며 성공적이고 건강한 삶에 도움이 되는 행동과 관련이 있다고 주장한다.

그러나 광범위한 자기통제 행위는 자기 이론이 단순한 인지 모델을 넘어서 고도화된 행동으로 관측되어야 할 필요가 있다. 복잡한 행동제어를 위해 사회구조에 대한 인식에서 자기통제나 자제력과 같은 인지행동에 부정적인 영향을 미치는 것을 조사하고 사회 문제를 수용할 수 있는 행동관리가 무엇인지 살펴볼 필요가 있다. 개인이 사회적 규범이나, 도덕 원칙, 법률 등 다양한 규칙에 따라 자신의 행동에 규제하거나 목표를 향한 내재된 행동으로 자기 만족이나, 사회 구조에 대한 신뢰, 주관적 행복감을 향상시키는데 필요하다.

### 3. 사회역할의 관계에 대한 이론적 맥락과 행복 간 관계

사회적 불평등 인식은 개인이나 집단이 자신의 사회적 지위나 자원을 다른 사람이나 집단과 비교하여 인식하는 것을 의미한다. 이러한 인식은 개인의 행복감에 부정적인 영향을 미친다는 다수의 연구를 근거로 개인의 삶의 만족도나 삶의 질에 대한 평가로 이

어진다. 이론적으로 사회적 불평등 인식이 높은 개인은 자신의 사회적 지위나 자원이 부족하다고 느끼게 되며, 이로 인해 행복감이 감소한다. 구체적으로 개인의 행복과 사회 역할의 관계에 대한 이론적 맥락을 살펴보면 상대적 박탈감, 사회적 연결성, 기대 이론에 근거하여 설명된다.

상대적 박탈감 현상은 불평등에 대한 인식이 상대적 박탈감 이론을 기반으로 시작되었다. 사람들이 사회적 비교를 통해 부당하게 대우받는다 고 느낄 때 집단 행동을 취하게 된다고 설명한다. 분노와 같은 감정은 불공정한 상황을 사로 잡기 위해 동기를 제공한다. 상대적 박탈감 이론을 넘어 연구자는 사람들이 사회적 변화를 추구할 때 필요한 자원에 대한 인식이 중요하다고 주장한다. 특히 그룹이 목표를 달성할 수 있다는 집단적 효능감이 중요하다고 보고 있으며, 다양한 상황에서 집단 행동에 영향을 미친다(van Zomeren et al., 2008).

반면, Vroom et al (2015)는 기대이론 접근에 따라 동기부여 수준이 그들의 행동 양식을 결정한다는 주장을 중심으로 개인이 어떤 행동을 선택하게 되는지에 대한 동기 부여의 원인을 탐구하였다. 행복과의 관련에서 기대이론은 개인의 행복 수준이 그들의 기대와 관련된 동기 부여에 어떻게 영향을 받는지를 제시한다. 구체적으로 개인이 자신의 노력이 성공적인 결과를 가져올 것이라고 기대할 때 그들은 더욱 행복해질 가능성이 높다. 반대로 노력에 대한 보상이나 결과에 대한 기대라 낮을 경우 행복 수준도 낮아진다. Vroom의 기대이론에 따르면 동기부여는 세가지 주요 요인에 의해 결정된다. 기대감(Expectancy), 수단성(Instrumentality) 그리고 유의성(Valence) 요인이 개인의 행복 수준에 영향을 미칠 수 있으며, 개인이 자신의 노력이 성공적인 결과를 가져올 것이라는 기대감이 커질 때, 그 결과에 대해 더욱 행복해진다고 본다. 사회에 대한 기대와 기대가 어떻게 충족되는지에 따라 동기부여와 직접적으로 연관되어 후속연구에 공헌하였다.

마지막으로 Tonnies & Loomis (2002)는 두가지 기본 유형의 사회형성인 공동체(community)와 사회(society)로 구분하여 개인적이고 직접적인 사회적 유대로서 존재함으로써 사회적 행위자 집합, 양자 관계 집합, 행위자 간의 다른 사회적 상호작용으로 구성된 사회구조에 따라 그룹 관계의 역학을 강조하는 초기 이론을 중심으로 Talcott parsons의 사회적 접근에 따라 사회구조를 이해하는 데 관계적인 접근에 발판을 마련

했다. 사회적 불평등 인식이 높은 개인은 사회와의 연결성이 약화될 수 있다. 사회와의 연결성이 약화되면 개인의 행복감도 감소한다는 근거는 사회적 연결성 이론 관점에서 사회적 집단이 가치와 믿음을 공유하는 개인 또는 집단이 직접적인 사회적 유대로서 설명한다.

앞서 언급한 이론적 맥락에서 행복과 관련된 연구는 국내외 상당히 많이 이루어지고 있다. 행복을 측정하는 지표 연구, 지표를 활용하여 행복 수준을 측정 비교하는 연구, 행복 인식에 영향을 미치는 요인이나 변수를 파악하는 연구, 주관적 경험을 탐색한 질적 연구 등으로 확장되었다(권지성 외, 2020).

기존 연구 경향은 크게 생애주기 접근에 따라 연령집단에 따른 행복 수준과 이유를 규명하였다(김성아·정해식, 2019; 김재우, 2017). 다른 한편으로는 국가의 개입이 행복에 미치는 영향에 관한 관심 증대로 인해, 개인이 인식하는 행복과 사회의 영향, 정부 역할과 국민 행복 간의 관계를 다룬 연구가 수행되었다(윤정민·최영준, 2020). 강우진(2020)은 OECD 6개국의 행복 영향요인을 비교하여, 사회적 불평등 인식과 국가 제도의 신뢰 등의 정부 운영의 질적인 측면을 중심으로 해당 국가의 사회 구성원의 행복을 분석하였다. 연구 결과, 한국의 사회 구성원의 경우 개인의 경제 상황에 대한 만족, 사회자본, 정치 이념 등이 행복에 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 2000년 초반에는 경제적 상황의 불평등이 행복에 영향을 주고 있지만, 이후 사회 제도의 신뢰, 정부 운영 관리의 질이 행복의 중요한 영향변수로 부상하고 있다는 점을 시사한다(소병일, 2020; 김서용, 2019). 이들의 연구 결과는 국민의 행복과 정부 또는 사회 역할의 연결점을 이해하는 데는 의의가 있다. 그러나 행복은 주관적이고 관계적 맥락에서의 경험이 중요함을 고려할 때 개인의 주관적 인식의 영향을 포함하는 연구가 부족하며, 보이지 않는 현상을 측정하는 데 많은 어려움이 따른다.

이러한 연구 경향은 국민의 행복에 관한 연구의 몇 가지 한계점을 나타낸다. 첫째로는 기존 연구들은 주관적 행복에 미치는 다양한 주요 요인들을 병렬적으로 제시하고 분석한다. 이는 구성요소의 이론적 설명 없이 행복에 미치는 영향에 대한 명확한 이해가 어렵다는 점이다. 두 번째 한계점은 지금까지의 연구가 개인의 경제적 상황 요인에 초점을 두어, 그 이외에 사회·문화·제도적 측면에서의 이해가 부족하다는 점이다.

기존 연구의 한계를 보완하기 위해서 본 연구에서는 소득과 재산 등의 경제적 변수를

포함한 사회·제도적 지지와 개인이 경험하는 불확실성으로 인한 자기 통제 능력 등과 같은 주관적 행복에 주요하게 작용할 수 있는 요인의 가면적 후속연구가 요구된다.

#### 4. 사회적 불평등, 자기통제, 행복 관계 선행연구

행복에 영향을 미치는 결정요인으로는 일반적으로 소득과 재산, 사회적 지원, 고용상태, 문화 등이 제시되고 있다(OECD, 2013). 거론되는 다양한 요소들이 있지만, 크게 교육 및 취업 기회, 법의 집행 등의 사회·제도적 지지와 소득과 재산과 같은 경제적 상태의 영향으로 구분해볼 수 있다. 삶의 행복을 객관적으로 측정하기 위한 초기의 노력은 소득과 재산 수준 등의 경제적 상태를 개인의 행복에 영향을 미치는 중요한 자원 중 하나로 지목해 왔다. 경제적인 여유로움이 전반적인 사회 후생 수준을 향상시킨다고 보는 관점의 한계는 경제적 풍요로움에 수반될 수 있는 불평등, 사회 갈등의 문제를 반영하지 못한다는 비판을 받았다. 이에 따라 사회 불평등이 행복에 미치는 주된 요인을 경제지표를 중심으로 측정한 기존의 연구 경향은 사회의 구성과 현황, 변화 등에 대한 사회문화적 맥락 속에서 이해하고자 하는 방향으로 발전하고 있다(구교준 외, 2020).

Easterlin (1995)는 사회적 불평등을 평가하는 주요 두 가지 방법으로 '조건적 불평등'과 '기회의 불평등'으로 구분하고 있다. 이러한 측정을 통해 여러 국가에서는 사회학자들이 사회적 불평등이 사회 구조의 기초에 깔려 있음을 밝혀냈다. 이는 Sen(1999)의 연구로 확장되어 불평등이 매우 다차원적인 개념으로 개인과 집단 간, 기회 및 성공의 불균형으로 인한 공정성의 결여로 설명되고 있다. 그는 사회적 불평등에 대해 인식되게 하거나 관찰되게 하는 차이를 초래하는 본질과 과정에 대한 공정성에 대한 이해가 필요하다고 보고 있다.

삶의 행복감은 크게 두 가지 방향에서 영향을 미친다고 이야기할 수 있다. 첫 번째는 경제 측면을 포함한 소득의 불평등, 교육 및 문화 자원에 대한 접근의 불평등 제도에 대한 차별 대우와 같은 다양한 형태로 나타난다. Reardon (2013)은 조건적 불평등 관점에서 사회 진출부터 주거비 마련 등의 과정에 사회 구성원이 동일한 기회를 얻지 못하는 문제를 지적한다. 이러한 불평등한 사회적 환경이 개인 삶의 행복 또는 만족감을 저해시켜 사회 전반적인 불균형과 갈등을 초래한다(이민아·송리라, 2014).

두 번째 접근은 개인의 주관적 심리 요소이다. 일부 연구에서는 사회적 불평등에 대

한 인식이 절대적 수준과 상대적인 수준으로 나누며, 개인이 자신의 상태에 대해 어떻게 인식하고 있느냐는 상대적인 수준에 따라 주관적인 행복감에 영향을 미치는 것으로 보고 되고 있다(Dolan, 2009). 김미혜 외 (2014)는 사회적 불평등에 대한 인식이 개인의 절대적인 소득수준과 행복감 간의 관계를 규명하였다. 연구 결과로는 절대적인 소득 수준보다는 개인이 인식하는 경제적 상태에 따른 상대적 소득수준이 개인의 행복감에 더 큰 영향을 준다는 것이다. 그런데 핵심은 사회·제도적 지지 여부나 수준도 주관적 행복과 관련하여 고찰이 필요한 자원 중 하나임을 강조한다. 불평등 인식의 관점에서 개인이 불균형한 상황에 있는 경우, 사회·제도지지 정도는 사회적 불균형 인식을 완충해주는 역할을 함으로써 행복을 증진 시키는 자원으로 작용한다. 즉, 제도·사회적 지원을 받고, 지원 수준이 높을수록 사회 구성원의 갈등이 완충되어 행복감 역시 높아진다고 유추할 수 있다. 이는 개인의 심리에 미치는 영향력뿐만 아니라 사회·경제적 구조에 대한 신뢰를 제고하여 미래에 대한 기대의 원인으로도 논의되고 있다(이명숙, 2015, 조혜정, 2013).

사회 구성원이 건강하고 만족스러운 삶을 살아갈 때 필요한 중요한 변수로는 명확한 삶의 목표와 그 목표 달성에 대한 희망과 확신이다(Bronk, et al., 2009). 반대로 주관적 행복감에 영향을 미치는 심리적 요인으로 삶의 목표 달성 과정에서 자신의 상황을 바꿀 수 없다는 좌절감 또는 무력감 역시 지목되는데, 이는 '통제 가능성'이라는 중요한 심리적 특성으로 설명되고 있다(Bandura, 1982). 통제 가능성이란 개인이 자기 삶과 그 안에서 발생하는 사건들에 대해 스스로 자기 행동을 조절하는 것을 말하며, 긍정적인 결과를 얻기 위한 차원에서 행해진다.

경제적 만족도, 사회·제도적 지원, 본인에 대한 타인의 태도, 기회를 통한 희망감 등이 주관적 행복에 영향을 미치지만, 그중에서도 개인의 삶의 목표 달성에 대한 확신으로 표현되는 희망감이 상대적으로 큰 영향력을 미친다(김미혜 외, 2014). 연구 결과, 현재의 희망과 미래의 목표를 본인의 노력으로 달성한 경험이 있는 경우, 삶의 행복감과 만족도가 더욱 높게 나타났다. 이러한 연구 결과는 삶의 주도권을 가지고 목표를 달성하고자 하는 삶의 확신이 삶의 만족과 행복을 느끼게 할 가능성이 크다는 보고와 일치한다(Bodenhausen et al., 2006).

사회적 불평등은 타인과의 비교를 통해 개인의 기대와 감정, 행동에 영향으로 이어지

며, 행복의 부정적 영향은 정부의 역할과 제도에 대한 신뢰로 연결된다. 이러한 모든 과정에서 사회경제적 불평등은 부모의 사회경제적 지위에 따라 기회와 차별이 심화되어 무력감, 좌절, 분노, 불공정함을 야기하고 있다(강민아, 2017). 사회구조적 상황은 경제·사회적 경쟁에서 자신의 상황을 조절하며, 이는 심리 정서에 큰 영향을 미친다(김지경 외, 2018). 사회구성원은 자신이 사회적으로 불평등한 상황에서 자신의 상황을 조절할 수 있는 통제 능력을 통해 만족과 행복의 차이를 경험하게 된다. 즉, 통제 가능성이 큰 사람은 자기 삶을 주도하는 능력을 통해 더 큰 만족과 행복을 느끼게 된다. 반면, 통제 능력이 비교적 약한 사람의 경우 불평등에 대한 인식이 더 부정적이며, 그 결과로 주관적 행복감이 낮아지게 된다.

이상의 연구 결과를 볼 때, 미래에 대한 삶의 목표를 자신의 노력으로 달성할 수 없다고 생각하거나, 미래에 대한 무력감을 느낀다면 이는 자기 삶과 그 안의 사건들을 통제하는 권한을 상실한 것과 같다고 해석할 수 있다. 이러한 통제 능력과 가능성은 더욱이 삶의 미래와 목표를 통제할 수 없는 상황에 직면했을 때 또는 스스로가 생각하기에 충분한 내외부 자원과 환경이 부족하다고 느낄 때 삶에 대한 행복감이 좌절된다고 규명한다(김정호, 2006, 한승헌). 이러한 연구 결과에 근거하여 통제 가능성의 부재가 행복에 미치는 경로에서 매개 역할을 할 것으로 유추할 수 있다. 그러나 지금까지의 연구는 통제 가능성이라는 개념을 사회 불평등과 행복 수준에서 어떠한 역할을 미치는지 구체적으로 이해하지 않고 어려움이 존재한다. 기존 연구를 보완하여, 본 연구는 통제 불가능한 요소가 사회적 환경과 개인의 행복감 향상에 어떠한 영향을 미치는지 파악하고자 한다.

### Ⅲ 연구 방법

#### 1. 사회적 불평등 인식의 측정도구

다수의 연구에서 사회적 불평등과 공정성을 서로 다른 개념이지만 사회적 분배와 관련된 문제를 논의할 때 유사한 개념으로 고려된다. 공정성은 편파성을 지닌 정책을 포함하는 경향이 있으며, 소수 수혜자에게 최대의 혜택을 주는 차등원칙에 따른 공정으로서의 정의 개념과 유사하다. 공정성에 관한 연구는 개념을 크게 절차적 공정성

(procedural justice), 분배적 공정성(distributive justice), 상호작용 공정성(interactional justice)으로 세분화한다(Alexander & Ruderman, 1987; 김은희, 2007; 김호균, 2007). 각각의 개념에 대해 구체적으로 살펴보면, 산출의 크기보다는 이 산출에 이르게 된 과정이나 수단상의 일관성 혹은 투명성에 대한 절차적 정당성을 의미한다(Leventhal et al., 1980; Lind & Tyler, 1988). 반면, 분배적 공정성은 투입에 대한 산출의 비율을 준거 대상의 비율과 비교하는 과정에서 공정하다고 지각되는 정도를 의미한다(Adams, 1965). 마지막으로 상호작용 공정성은 구성원 간 받는 태도나 대우 등과 같은 인과관계 측면에서의 상호작용에 대한 공정함의 인식 정도가 달라지는 공정성 인식이다(Bies & Moag, 1986). 공정성 연구의 특성을 살펴보면, 전반적으로 처리, 결과, 기회 등의 분배가 공평하게 이루어졌는지에 대한 개념이나 사람이 경험한 처리나 결과가 공평하다고 느끼는 것을 중심으로 이루어진다.

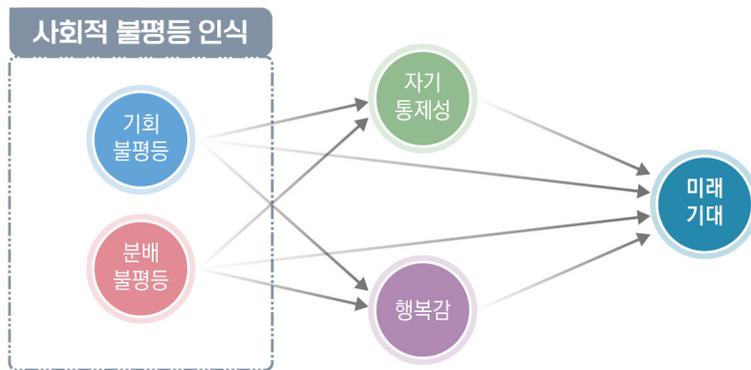
반면, 사회적 불평등은 정치적 평등과 절차적 규범, 사람들을 대할 때에 차별이나 편견이 내포되어 있지 않는 상태로 접근하거나(신상준·이숙중, 2016), 자원, 기회, 권리, 보상 등의 분배에서 발생하는 불균형과 사회 다면적인 영역에서 발생하는 부분과 관련된 연구에서 공정성 연구와 구분이 된다. 다수의 연구에서 사회적 불평등을 기회불평등과 분배불평등으로 구분하여 분석을 진행한다. 이들 연구의 특성을 살펴보면, 기회불평등은 기회에 대한 불평등의 인식정도를 의미하며, 주로 교육과 취업 영역의 기회에 대한 불평등 인식을 고려한다(조동현·권혁용, 2016). 분배불평등은 분배에 대한 불평등의 인식정도이며, 대체로 소득과 권한 영역의 분배에 대한 불평등 인식을 포함한다(이양호 외, 2013). 관련 연구를 살펴보면, 기회와 분배로 구분하여 불평등 인식을 조사한 연구는 정치 및 투표 행동에 영향을 미치는 것이 경제적 불평등 관점에서 기회에 대한 인식과 분배에 대한 선호에 따라 불평등 인식이 비관적일수록 정부의 개입을 지지하는 것으로 나타났다(Yildirim, 2020). 또는 불평등에 대한 인식의 연관성이 분배 불평등이 사회적 불평등 인식을 완하하는데 효과가 있음을 주장하였다(Iacono & Ranaldi, 2021). Kim et al (2018) 연구에서는 인지된 불평등 인식이 나라별로 상이하게 나타나서 아시아권 국가는 기회 불평등 인식이 높음을 규명하였다. 반면 한국이 분배에 대한 인지된 불평등 인식이 개인의 태도에 유의한 영향을 미치지 않는 결과를 보여준다.

따라서 사회적 불평등 인식을 다수의 연구에서 기회와 분배의 관점에서 수행하여 본

연구에서도 교육기회와 취업기회를 기회의 불평등 인식으로 설정하였으며, 소득과 재산, 권력은 분배의 불평등 인식으로 측정 문항을 활용하였다. 여기서 사용된 지표의 핵심은 기회와 분배 불평등에 대한 부정적인 인식이 높을수록 주관적 행복이나, 자기통제 가능성의 행동양식에 영향을 주는 독립변수로 사용된다.

## 2. 연구의 모형과 가설

본연구의 목적을 달성하기 위해 앞서 언급한 사회적 불평등 인식과 관련된 이론적 논의와 선행연구 고찰을 토대로 연구모형은 <그림 2-1>과 같다. 사회적 불평등인식이 행동양식에 긍정적이거나 부정적인 영향을 미친다는 선행연구를 근거로 사회적 불평등인식을 크게 기회와 분배불평등 인식으로 구분하여 불평등 인식 요인이 매개변수인 자기통제와 행복에 유의한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 게다가 각 매개효과가 불평등 인식이 미래를 기대하는 행동에 반영되는데 매개역할을 하는지 검증한다.



[그림 2-1] 연구모형

## 3. 연구자료 및 변수 설정

본 연구는 앞서 제시한 연구가설을 검증하기 위해 국회미래연구원의 ‘한국인의 행복 조사’ 자료를 활용하였다. 해당 조사의 목적은 국민의 행복 수준을 높이고 격차를 줄이기 위한 데이터 축적 및 연구를 지속적으로 수행하는 것이다(허종호·최지선, 2022). 한국인의 행복조사의 조사항목은 크게 3개 영역으로 행복, 삶의 만족도, 인식/가치관 및

사회적 관계로 구성되어 있다. 해당 조사의 대상은 대한민국 만 15세 이상의 일반국민이다. 본 연구에서 활용한 해당 자료는 2022년 7월 1일부터 8월 25일까지 총 55일간 진행되었으며, 표본 크기는 17,045명이다. 이 중에서 결측값을 제외한 13,834명의 표본을 연구에 활용하였다.

본 연구는 앞서 제시한 사회적 불평등 인식이 행복감에 미치는 영향관계와 자기통제성의 매개효과에 대한 연구가설을 검증하기 위해 조사항목을 활용하였다. 이러한 조사항목들을 바탕으로 <표 2-1>에서와 같이 설정한 변수들을 종속변수, 독립변수, 조절변수, 통제변수로 구분하였다. 먼저, 종속변수인 미래기대를 적용하였다. 본 연구에서 활용한 미래기대는 5년 후 자신의 삶에 대해 만족하고, 미래에 대해 가지는 안정성을 의미한다. 미래기대는 리커트 10점 척도(‘전혀 만족하지 않는다’-1점, ‘매우 만족한다’-10점)로 측정되었다.

〈표 2-1〉 주요변수 및 세부변수 구성

변수 구분	변수		설문문항	측정 및 단위
종속 변수	미래기대		• 5년 후 자신의 삶에 대해 만족하는 정도	0=전혀 만족하지 않을 것이다, 10=매우 만족할 것이다.
			• 미래의 안정성	0=전혀 만족하지 않는다, 10=매우 만족한다.
독립 변수	사회적 불평등 인식	기회 불평등	• 교육기회 • 취업기회	1=매우 불평등, 5=매우 평등
		분배 불평등	• 소득과 재산 • 권력	
매개 변수	자기통제성		• 노력해도 소용없는 일이라고 느낀 정도	1=아주 많이 있었다, 5=전혀 없었다
			• 자신이 무기력하고 아무 힘도 없다고 느끼는 정도	
			• 기력과 의지를 줄어들게 하는 일의 느낀 정도	
	행복감		• 전반적인 행복감	1=전혀 동의 안 함, 5=매우 동의함
			• 삶의 의미	
• 일에 대한 성취감				
• 삶에 대한 자유로운 자기 결정				

변수 구분	변수	설문문항	측정 및 단위
통제 변수	성별	• 응답자 성별	1=남자, 0=여자
	연령	• 응답자 연령	단위: 세
	혼인상태	• 응답자 혼인상태	1=기혼, 0=미혼
	최종학력	• 응답자 최종학력	1=대졸이상, 0=대졸미만
	직업유무	• 응답자 직업유무	1=있음, 0=없음
	개인소득	• 응답자 개인소득	단위: 만원
	정치적 성향	• 응답자 정치적 성향	1=진보, 10=보수

두 번째로, 독립변수인 사회적 불평등 인식은 이양호 외(2013), 조동현·권혁용(2016) 등의 선행연구를 바탕으로 구성하였다. 본 연구에서의 사회적 불평등 인식은 교육 및 취업기회에 대한 불평등 인식, 소득과 재산 및 권력분배에 대한 불평등 인식을 의미한다. 사회적 불평등 인식 변수는 리커트 5점 척도('매우 불평등'-1점, '매우 평등'-5점)로 측정되었다. 세 번째로, 매개변수인 자기통제성은 외부에 대한 압력에 대해 얼마나 자신을 통제할 수 있는지에 대한 인식을 의미한다. 구체적으로 자기통제성은 노력해도 소용없는 일이라고 느낀 정도, 스스로를 무기력하고 아무 힘도 없는 사람이라고 느낀 정도, 기력과 의지를 줄어든게 하는 일의 느낀 정도 문항으로 구성하였다. 한편, 행복감은 자신이 느끼는 행복감 수준에 대한 인식 정도를 의미한다. 세부적으로 행복감은 전반적인 행복감, 삶의 의미, 일에 대한 성취감, 삶에 대한 자유로운 자기결정 문항으로 구성하였다. 이러한 자기통제성과 행복감 변수는 리커트 5점 척도('아주 많이 있었다', '전혀 동의 안함'-1점, '전혀 없었다', '매우 동의함'-5점)로 측정되었다.

## IV 분석결과

### 1. 표본의 특성 및 기술 통계

본 연구에서 활용한 표본은 13,834명이다. 표본의 구체적인 인구사회학적 특성을 살펴보면 다음의 <표 2-2>와 같다. 먼저, 성별로는 남성이 50.1%, 여성이 49.9%로 남성의 비율이 여성의 비율보다 더 높다. 연령별로는 20대 13.8%, 30대 15.0%, 40대

18.5%, 50대 21.6%, 60대 이상 31.1%로 60대 이상의 비율이 가장 높다. 혼인상태로는 미혼이 23.0%, 기혼이 77.0%로 기혼의 비율이 가장 높다. 최종학력별로는 대졸 미만이 49.7%, 대졸 이상이 50.3%로 대졸 이상의 비율이 가장 높다.

직업유무별로는 직업이 있는 응답자가 73.7%, 직업이 없는 응답자가 26.3%로 직업을 가진 응답자의 비율이 가장 높다. 개인소득은 200-300만원 미만이 27.3%로 가장 많았으며, 그 다음으로 200만원 미만 22.3%, 300~400만원 미만 19.0%, 소득 없음 18.9%, 400만원 이상 12.5%의 순으로 나타났다. 마지막으로, 정치적 성향은 에 대해서 보수가 25.0%, 중도가 16.0%, 진보가 59.0%로 진보의 비율이 가장 높게 나타났다.

〈표 2-2〉 조사응답자의 인구사회학적 특성

변수	항목	사례 수(명)	비율(%)
성별	남성	6,934	50.1
	여성	6,900	49.9
연령	20대	1,914	13.8
	30대	2,070	15.0
	40대	2,557	18.5
	50대	2,992	21.6
	60대 이상	4,301	31.1
혼인상태	미혼	3,176	23.0
	기혼	10,658	77.0
최종학력	대졸 미만	6,880	49.7
	대졸 이상	6,954	50.3
직업유무	있음	10,202	73.7
	없음	3,632	26.3
개인소득	소득 없음	2,610	18.9
	200만원 미만	3,090	22.3
	200~300만원 미만	3,776	27.3
	300~400만원 미만	2,630	19.0
	400만원 이상	1,728	12.5
정치적 성향	보수	3,459	25.0
	중도	2,215	16.0
	진보	8,160	59.0

연구가설 검증에 앞서 주요 요인변수들의 분포와 특성을 파악하기 위해 다음의 <표 2-3>과 같이 기술통계분석을 실시하였다. 기술통계분석 결과에 대해 구체적으로 보면, 미래기대, 기회불평등, 자기통제성, 행복감의 평균은 모두 보통 이상의 수준으로 나타났다. 특히, 자기통제성의 평균은 4.10점으로 보통 이상의 수준으로 나타났다. 반면에 분배 불평등의 평균은 2.80점으로 보통 이하의 수준으로 나타났다. 이러한 결과는 응답자들이 미래의 삶에 대해 대체적으로 만족하고, 안정적이며, 행복하다고 인식한다는 것을 의미한다. 하지만, 교육과 취업 측면의 기회에 있어서는 사회가 불평등하며, 자신의 자기통제성이 낮다고 인식한다고 볼 수 있다. 이와는 달리 응답자들은 소득과 재산 측면의 분배에 있어서는 사회가 대체적으로 평등하다고 인식하는 것으로 볼 수 있다.

**<표 2-3> 주요 요인의 기술통계량 분석**

요인	표본 수	평균	표준편차	최소값	최대값
미래기대	13,834	6.34	1.316	0	10
기회불평등	13,834	3.54	0.854	1	5
분배불평등	13,834	2.80	0.997	1	5
자기통제성	13,834	4.10	0.774	1	5
행복감	13,834	6.34	1.316	0	10

## 2. 탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석

본 연구에서는 측정된 변수들에 대한 타당성 및 신뢰도 검증을 위해 탐색적 요인분석과 신뢰도 분석을 실시하였다. 본 연구에서 실시한 탐색적 요인분석과 신뢰도 분석의 구체적인 결과를 보면 다음의 <표 2-4>와 같다. 먼저, 탐색적 요인분석의 결과를 보면, 본 연구에서는 총 13개의 문항에 대해 최종적으로 ‘미래기대’, ‘기회불평등’, ‘분배불평등’, ‘자기통제성’, ‘행복감’과 같이 총 5개의 요인이 도출되었다. 각각의 요인적재값들은 모두 0.4이상으로 나타났으며, 고유값은 모두 1이상으로 나타났다. 일반적으로 요인적재값이 0.4이상이면 수용가능한 수준이라고 판단할 수 있다(Hair et al., 2009). 이에 따라 각 요인들에 대한 측정변수들의 설명력은 타당한 것으로 검증되었다.

〈표 2-4〉 측정변수의 요인적재량 및 신뢰도 계수

요인변수	측정변수	요인적재량	Cronbach'α
미래기대	• 5년 후 자신의 삶에 대해 만족하는 정도	0.706	0.714
	• 미래의 안정성	0.785	
기회불평등	• 교육기회	0.911	0.699
	• 취업기회	0.742	
분배불평등	• 소득과 재산	0.866	0.816
	• 권력	0.916	
자기 통제성	• 노력해도 소용없는 일이라고 느낀 정도	0.853	0.826
	• 스스로를 무기력하고 아무 힘도 없는 사람이라고 느낀 정도	0.857	
	• 기력과 의지를 줄어둘게 하는 일을 느낀 정도	0.861	
행복감	• 전반적인 행복감	0.759	0.888
	• 삶의 의미	0.869	
	• 일에 대한 성취감	0.842	
	• 삶에 대한 자유로운 자기 결정	0.856	

\* KMO=0.836, Bartlett의 구형성 검증유의도=0.000

다음으로, 탐색적 요인분석을 통해 도출된 개별 요인들에 대한 신뢰도 검증을 위해서 신뢰도 계수(Cronbach'α) 값을 도출하였다. 본 연구의 분석대상인 요인변수들은 여러 개의 복합문항으로 구성되어 있기 때문에 복합문항 간의 내적 일관성을 검증하기 위해서는 신뢰도 분석을 실시하였다. 본 연구의 신뢰도 분석결과에서 모든 요인의 신뢰도 계수가 0.6이상으로 나타났다. 일반적으로 신뢰도 계수는 0.6 이상일 때 신뢰할 만한 수준이라고 판단할 수 있다(Nunnally, 1978). 따라서 본 연구에서는 위의 기준을 바탕으로 모든 요인변수들의 내적일관성이 확보되었다고 판단하였다.

### 3. 확인적 요인분석

본 연구에서는 앞서 탐색적 요인분석과 신뢰도 분석을 통해 도출한 5개 요인을 대상으로 잠재변수와 관측변수 간의 관계, 잠재변수들 간의 관계에 대한 구성개념 타당성 등을 파악하기 위해 다음의 〈표 2-5〉와 같이 확인적 요인분석을 실시하였다. 우선, 측정모형의 적합도를 진단하여 연구에서 설정한 모형과 자료의 부합 정도를 평가하였다.

측정모형의 적합도 진단 결과에서 측정모형은 수용 가능한 수준으로 확인되었다.

〈표 2-5〉 모형 적합도와 집중 타당성(측정모형)

Construct		비표준화 계수	S.E.	C.R.	P	표준화 계수	AVE	개념 신뢰도
미래 기대	• 5년 후 삶에 대해 만족 정도	1.000	-	-	-	0.774	0.988	0.988
	• 미래의 안정성	1.109	0.014	78.241	***	0.727		
기회 불평등	• 교육기회	0.663	0.013	50.677	***	0.619	0.971	0.971
	• 취업기회	1.000	-	-	-	0.869		
분배 불평등	• 소득과 재산	1.150	0.017	68.686	***	0.899	0.987	0.987
	• 권력	1.000	-	-	-	0.766		
자기 통제성	• 노력해도 소용없는 일이라고 느낀 정도	1.000	-	-	-	0.776	0.988	0.994
	• 스스로를 무기력하고 아무 힘도 없다고 느끼는 정도	1.021	0.012	83.874	***	0.801		
	• 기력과 의지를 줄어든 채 하는 일을 느낀 정도	0.982	0.012	83.217	***	0.782		
행복감	• 전반적인 행복감	0.903	0.009	96.109	***	0.803	0.990	0.996
	• 삶의 의미	1.074	0.010	106.464	***	0.885		
	• 일에 대한 성취감	1.106	0.011	100.729	***	0.838		
	• 삶에 대한 자유로운 자기결정	1.000	-	-	-	0.752		

주) CMIN: 1478.969(Probability level=.000), CMIN/DF: 26.809, RMR: 0.038, GFI: 0.984, AGFI: 0.973, NFI: 0.982, RMSEA: 0.043, RFI: 0.975, IFI: 0.983, CFI: 0.983

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

구체적으로, 측정 모형의 적합도 수준은  $\chi^2=1478.969(df=55, p=.000)$ , CMIN/DF: 26.809, RMR: 0.038, GFI: 0.984, AGFI: 0.973, NFI: 0.982, RMSEA: 0.043, RFI: 0.975, IFI: 0.983, CFI: 0.983 등으로 만족할 만한 수준으로 나타났다. 다음으로, 집중타당성을 진단하여 잠재변수를 측정하는 관측변수들의 일치성을 평가하였다.

집중타당성은 분석 결과 수용가능한 수준으로 진단하였다. 구체적으로, 집중타당성에 대한 평균분산추출(Average Variance Extracted: AVE)과 개념신뢰도 값들은 미래기

대의 AVE=0.988/개념신뢰도=0.988, 기회불평등의 AVE=0.971/개념신뢰도=0.971, 분배불평등의 AVE=0.987/개념신뢰도=0.971, 자기통제성의 AVE=0.988/개념신뢰도=0.994, 행복감의 AVE=0.990/개념신뢰도=0.997로 각각 나타났다.

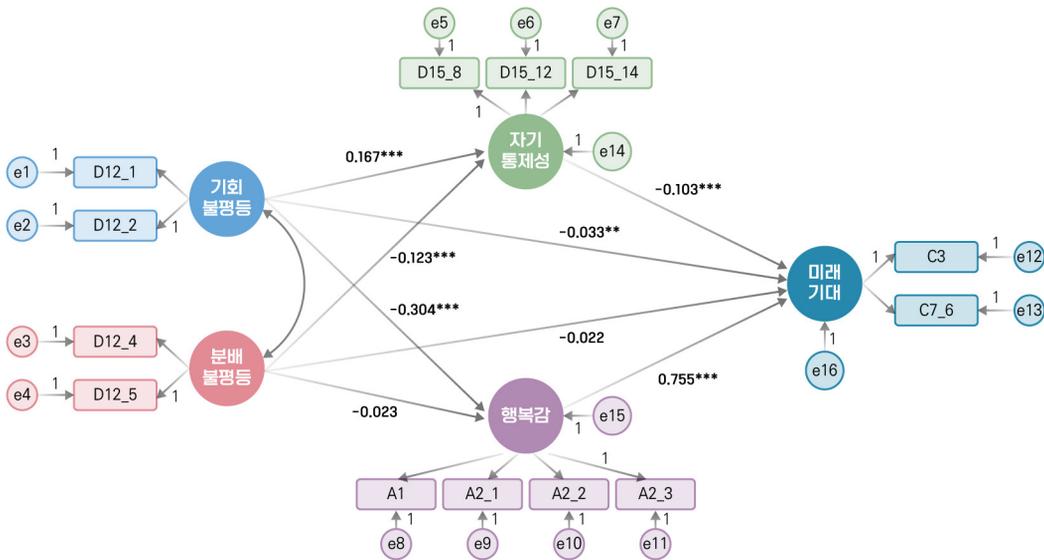
#### 4. 구조모형 분석

이상의 내용들을 바탕으로 본 연구에서는 기회불평등, 분배불평등, 자기통제성, 행복감, 미래기대 요인 간의 경로관계를 설정하여 다음의 <그림 2-2>와 같이 구조모형 분석을 실시하였다. 구조모형 분석에서 도출된 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 미래기대에 대해서 기회불평등 인식, 자기통제성 인식, 행복감은 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 하지만, 분배불평등 인식은 미래기대에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개인의 교육과 취업에 대한 기회불평등 인식이 감소할수록, 자기통제성 인식이 감소할수록 행복감이 증가할수록 미래에 대한 만족도와 안정성이 증가한다고 볼 수 있다. 두 번째로, 기회불평등 인식은 행복감에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 개인의 교육과 취업에 대한 기회불평등 인식이 감소할수록 행복감이 증가한다는 것을 의미한다. 하지만, 분배불평등 인식은 행복감에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 세 번째로, 기회불평등과 분배불평등 인식은 자기통제성에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 개인의 교육과 취업에 대한 기회불평등이 증가할수록, 소득과 분배 및 권력에 대한 분배불평등이 감소할수록 자기통제성이 증가한다는 것을 의미한다.

마지막으로, 사회적 불평등 요인인 기회불평등과 분배불평등 인식과 미래기대 간의 관계에서 자기통제성과 행복감의 다중병렬매개효과를 파악하기 위해 다음의 <표 2-6>과 같이 팬텀변수(phantom variable)를 설정하여 매개효과의 통계적 유의성을 검증하였다. 1) 팬텀변수를 통한 특정간접효과의 분석결과, 기회불평등과 미래기대 간의 관계에서 자기통제성과 행복감의 다중병렬매개효과가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개인의 기회불평등 인식이 자기통제성과 행복감이라는 매개변수를 통해

1) 다중병렬매개는 독립변수와 종속변수 간의 관계에서 매개변수가 여러 개 있는 모델을 의미하며, 이는 팬텀변수를 이용한 특정 간접효과(specific indirect effect)를 통해서 효과의 크기를 추정할 수 있다(배병렬, 2017: 398-401). 팬텀변수는 존재하지 않는 변수로 분산은 0으로 고정하고 요인 적재값에 측정하고자 하는 간접효과의 경로를 고정하여 생성하며, 매개효과는 유의수준과 신뢰구간을 통해 확인한다(배병렬, 2017: 401-408).

미래기대를 설명할 수 있다는 것을 의미한다. 분배불평등과 미래기대 간의 관계에서는 자기통제성의 다중병렬매개효과만이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이는 개인의 분배불평등 인식이 자기통제성이라는 매개변수를 통해 미래기대를 설명할 수 있다는 것을 나타낸다. 이상의 내용들을 정리하면 다음의 <그림 2-3>과 같으며, 사회적 불평등 인식은 미래기대에 통계적으로 유의미한 영향을 미칠 수 있다. 구체적으로 사회적 불평등 인식별로 기회불평등 인식은 미래기대에 직접적으로 영향을 미치는 동시에 자기통제성과 행복감을 매개하여 미래기대에 간접적인 영향을 미친다. 반면에 분배공정성 인식은 미래기대에 직접적인 영향을 미치지 않지만 자기통제성을 매개하여 미래기대에 간접적인 영향을 미친다.



\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

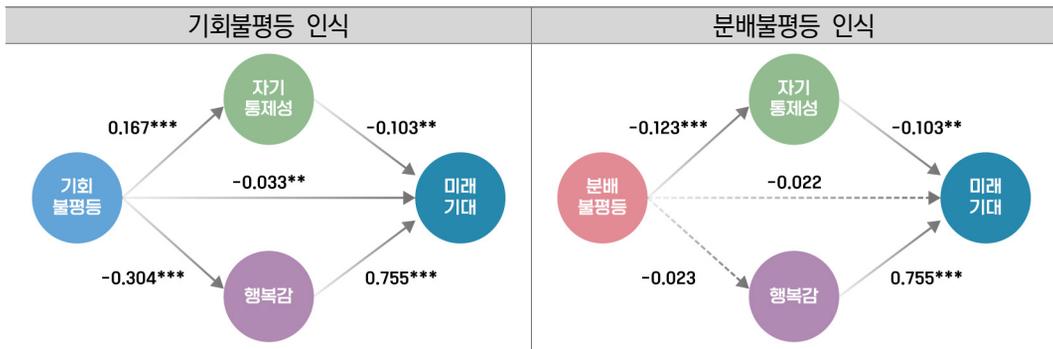
[그림 2-2] 구조모형 분석결과

<표 2-6> 자기통제성과 행복감의 매개효과 분석

경로모형 (독립변수→매개변수→종속변수)	간접효과	Bootstrap	
		LL 90% CI	UL 90% CI
기회불평등 인식→자기통제성→미래기대	-0.017***	-0.022	-0.013
기회불평등 인식→행복감→미래기대	-0.230***	-0.263	-0.197

경로모형 (독립변수→매개변수→종속변수)	간접효과	Bootstrap	
		LL 90% CI	UL 90% CI
분배불평등 인식→자기통제성→미래기대	0.013***	0.010	0.016
분배불평등 인식→행복감→미래기대	-0.018	-0.044	0.010

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01



\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

[그림 2-3] 사회적 불평등 인식별 분석결과 종합

이와 같은 결과는 조동현·권혁용(2016)의 연구결과와 유사하다. 이 연구에서는 소득 불평등에 대한 인식이 삶의 만족도에 영향을 미치지 못하는 반면에, 기회불평등에 대한 인식은 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 이러한 연구결과와는 달리 분배불평등이 자기통제성을 매개하여 미래의 삶의 만족도와 안정감에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 개인의 분배불평등 인식이 미래기대에 미치는 영향에서 자기통제성의 개념이 함께 고려될 필요가 있다고 볼 수 있다.

## V 결론

### 1. 연구결과 요약

오늘날 현대사회의 여러 영역에서 불평등이 존재하며, 사회적 양극화 현상이 심화되고 있다. 사회적 불평등과 더불어 사회 양극화는 개인 및 사회전반에 부정적인 영향을 미치는 연구가 문제의 심각성을 인지시킨다. 앞서 언급한 바와 같이 사회적 격차와 양극화는 경제적, 교육적, 정치적, 문화적 요인들이 상호작용하며, 사회적 격차와 양극화를 형성한다. 이러한 양극화의 영향은 사회적 불안 갈등, 기회부진, 정치적 불안정 등을 초래할 수 있으며, 개인에게는 삶의 질과 사회적 자기 존중감 저하나 스스로 노력해도 해결되지 않은 통제 밖의 영역으로 사회 문제를 인식하는 결과를 초래한다. 게다가 이러한 사회적 격차와 양극화가 지속됨으로써 개인이 지속적으로 인식하는 행동양식에 영향을 주는 사회적 불평등 인식으로 전이됨에 따라 그 문제에 심각성은 외부환경과 결합되어 더욱 복잡해진다. 따라서 불평등 인식이 커짐에 따라 개인이 인지하거나 수용하는 규제나 규범과 더불어 개인의 통제영역안에서 해결되지 않거나 어렵다고 느끼는 경우 개인의 일탈이나 범죄행위로 이어지는 연구가 있다.

기존 선행연구는 사회적 불평등 인식이 개인의 행복과 자기통제성과 밀접한 관련이 있다고 설명한다. 이는 사회의 건강성, 응집력 및 미래에 대한 기대에 영향을 미친다. 특히, 불평등 인식은 다양한 요인, 예를 들어 소득, 교육, 권력 분포 등에 의해 영향을 받는다. 게다가 통제가능성은 심리학에서 주로 행동양식의 자기통제와 자제력과 연관되어 불평등 인식과 행복사이의 중요한 연결고리로 작용하며, 높은 통제 가능성을 가진 사람이 불평등한 환경에서도 행복을 느낄 수 있는 연구도 존재한다. 그러나 현재 대부분 연구는 불평등과 행복 간의 관계에만 집중되어 통제 가능성의 중요성을 완전히 파악하는데 어려움이 따른다.

### 2. 연구의 함의 및 정책적 제언

본 연구의 목적은 사회적 불평등 인식이 미래기대에 미치는 영향을 파악하고, 이들 변수 간의 영향관계에서 자기통제성과 행복감의 매개효과를 탐색적으로 분석하여 이론적·정책적 함의를 제시하는 것이다. 이를 위해 선행연구를 바탕으로 사회적 불평등 인식이

미래기대에 미치는 영향관계를 파악하고, 이들 변수 간의 영향관계에서 자기통제성과 행복감의 매개효과를 실증분석하였다. 본 연구의 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

분석된 결과를 살펴보면 첫째, 분배 불평등 인식은 미래기대와의 관계에서 유의한 결과를 얻지 못하였다. 이는 상대적 중요성 관점에서 사람이 미래에 대한 기대를 형성할 때 소득, 재산, 권력에 대한 불평등 인식보다 다른 요인이 더 중요하게 작용될 수 있다. 예를 들어 개인의 교육수준, 건강 상태, 가족 및 사회적 관계 등이 미래기대에 더 큰 영향을 미칠수 있다. 이와 더불어 사회적 가치관 관점에서도 특정 사회나 문화에서 소득이나 재산의 불평등 보다는 다른 가치나 원칙을 더 중요하게 다룬다는 연구도 존재한다.

분배불평등과 미래기대에 대한 결과해석에서 인식의 한계로 설명하고 있다. 사람이 자신의 현재 상황을 평가할 때, 절대적인 수치보다는 상대적인 위치나 비교를 통해 판단하는 경향이 있으며, 사회 전체의 불평등 수준이 높더라도 개인의 상대적 위치가 높다면 미래 기대가 낮아지지 않음을 근거로 보고 있다(Gong et al., 2019). 게다가 특정 국가의 경제적 상황이나 정치적 안정성, 사회적 변화 등 외부 요인이 미래기대에 영향을 미친다는 연구에 따라 외부 요인들로 인해 불평등 인식의 영향이 무시될 우려도 있다(Howlett, 2001). 반면, 기회 불평등 인식이 높아질수록 미래기대에는 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 기회의 공정성 측면에서 취업이나 교육에 대한 부정적 인식이 미래 기대에 부정적으로 반영되는 것으로 확인되었다.

한국의 불평등 인식 특성이 분배 불평등보다는 기회의 불평등에 대한 인식이 미래기대에 대한 기대감에 부정적인 영향을 미침으로 취업과 교육에서 발생하는 사회적 격차와 양극화를 단순한 개인의 문제로 인식할 것이 아니라 사회적 문제로 인식하고 개인과 사회차원에서 사회의 불평등한 영향요인을 위한 이해가 필요하다. 사회에 가중되는 불평등은 사회전반에 영향을 미치며, 빈곤과 빈부의 격차 심화, 사회적 불안감, 사회문제에 대응하는 분열과 갈등을 동반한 경제성장의 저하 등을 유발시키고, 사회박탈감이나 사회에 대한 기대나 사회적 연결성의 감소는 여러 가지 부작용을 발생시킨다. 이주하(2018)에 따르면 불평등 사회에 대응하기 위해서는 정부의 역할 아래 다중 차원의 노력이 요구된다고 설명한다. 정부의 역할에 따라 소득 재분배 정책이나 노동시장의 개선, 사회적 참여를 촉진하고 교육기회의 평등과 질적향상 더불어 정책을 지지하는 정치적 포용성에도 변화가 생긴다. 이러한 대응에는 정부와 거버넌스 양식의 변화가 밀접하게

연관되어 규모, 영향력, 역량의 관점에서 접근되어야 효과적인 대책마련이 강구된다.

둘째, 기회불평등과 분배불평등이 미래기대에 미치는 영향에서 자기 통제성을 매개효과로 관측된 결과는 서로 방향성이 다르게 나타났다. 기회 불평등은 개인이 자신의 노력에 관계없이 특정 결과를 달성할 수 있는 평등한 기회가 부족하다고 인식되기 때문에 개인이 높은 기회 불평등을 인식하면 아무리 노력해도 상황이 바뀔수 없다고 인지한다. 이것은 통제력이 부족하거나 통제할 수 없다는 느낌으로 이어지기 때문에 기회 불평등에 대한 인식수준이 높아질수록 개인이 사회가 형성한 기회에 대해서 노력으로 되지 않거나 포기하거나 좌절하는 행동을 보인다는 기존 근거를 뒷받침 하는 결과를 보였다. 반면, 분배 불평등은 사회에서 인식되는 자원 또는 부는 결과 불공평한 분배와 관련이 있다. 분배 불평등이 낮은 것으로 인식되면 자원이 더 공정하게 분배되어 정의감과 잠재적으로 자신의 상황에 대한 통제력을 높일 수 있다고 본다. 그러나 본질적으로 사회 구조 인식에 대한 통제의 귀적은 자신의 행동보다는 외부 요인이 결과를 결정한다고 믿는 것에서 이해할 필요가 있다. 높은 기회 불평등은 이러한 믿음을 강화하여 개인이 자신의 노력이 중요하지 않다고 느끼거나 반면에, 분배불평등이 낮은 것으로 인식될 때, 개인은 사회 시스템이 더 공정하고 자신의 행동이 결과에 영향을 미칠 수 있다고 느낄 수 있기 때문에 내부 통제 귀적과 더 잘 일치하는 한국의 사회적 불평등 인식 특성이 반영된다.

문화적 사회적 요인으로 일부 문화나 사회에서는 기회가 매우 중요하다고 주장한다. 이는 기회에 대한 인식된 장벽은 무력감으로 이어질 수 있기 때문에 대조적으로 자원 분배가 더 두드러진 관심사인 사회에서의 공정한 분배에 대한 인식이 통제와 선택의지를 향상시킬 수 있다고 주장한다. 불안정한 사회구조에 대응하여 문화적 규범을 강화할 때 문화가 더 편견을 갖게하여 부정적인 영향을 미치는 이유가 문화적 규범이 엄격하고 산업화 이전 사회를 형성하는 국가가 다양한 요인에 따라 편견에 대한 인식이 높음을 시사한다(Gelfand et al., 2022). 한편, Irwin (2018)과 Clark (2009)는 각각 시간적 관점과 적응 매커니즘 관점에서 연구결과를 뒷받침한다. 구체적으로 Irwin (2018)은 시간이 지남에 따라 개인이 다른 방식으로 인식된 불평등에 적응할 수 있다고 주장한다. 기회 불평등은 종종 미래의 잠재력과 가능성에 초점을 맞추지만, 이것이 제한적인 것으로 인식되면 통제할 수 없다고 인식한다. 반대로 Clark (2009)은 적응 매커니즘

관점에서 그들은 기대치나 열망을 낮춤으로써 높은 기회 불평등에 대처할 수 있으며, 이는 통제할 수 없는 감정으로 이어질 수 있다. 연구결과에서 분배 불평등이 낮을 때, 개인은 자신의 공정한 몫을 받고 있다고 느낄 수 있으며 이는 통제력을 증가시킨다는 맥락에서 이해할 수 있다.

여러 외부 환경 요인과 접근법에 따라 불평등 인식이 자기통제성이나 미래기에 부분적으로 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 이러한 문제는 정부가 사회의 구성원에게 불평등의 원인과 영향에 대한 교육과 인식 활동을 강화하여 불평등에 대한 깊이 있는 이해가 요구된다. 아울러 소득, 교육, 건강, 고용 등의 분야는 불평등을 줄이기 위한 정책을 개발하고 이를 통해 기회의 평등성을 확보하고 사회적 불평등을 감소시키는 방안이 필요하다. 특히, 다양한 사회적 계층 집단마다 다르고 이해 관계자 간 다른 양상을 보이기 때문에 협력관계에서 불평등 문제에 대한 공동의 해결방안이 함께 모색되어야 한다. 아울러 해외 연구에서는 국가별 문화적 요소가 불평등 인식에 영향을 미치는 만큼 불평등을 정당화하거나 강화하는 문화적 가치나 관행에 대한 변화를 촉진하여 모든 사람이 평등한 기회와 권리를 갖도록 하는 문화적 토대가 반영되어야 할 것이다.

### 3. 연구의 한계점 및 방향성

본 연구는 아직 국내에서 사회적 불평등 인식이 행동학적인 측면의 자기통제성을 매개변수로 하여 사회불평등 인식이 개인의 통제 영역에서 이루어지는지를 살펴보고 이러한 관계가 미래기대에 영향을 미치는지 검증하는 연구로서 의미가 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 다면적인 불평등 인식을 이해하는데 선행연구에서 언급했듯이 불평등의 본질, 개인의 신념, 문화적 요인 및 적응 메커니즘의 영향을 받아 뚜렷한 심리적 영향을 미칠 수 있기 때문에 이러한 외부환경요인을 이해하고 불평등에 대한 인식과 통제 가능성에 대한 감정 사이의 복잡한 작용에 대한 통찰력이 필요하다. 이는 향후 연구에서 사회적 불평등에 매개효과를 줄수 있는 행동양식에 대한 관계연구가 필요하며 다면적인 불평등 인식에 대한 사회에 대한 신뢰, 미래에 대한 기대가 반영될 수 있는 본질적인 인식 개선과 객관적인 조사와 병행하여 제도와 정책이 변화되어야 할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강우진. (2020). 무엇이 행복을 결정하는가?: OECD 6 개국에서 경제적 불평등과 제도 신뢰의 영향력 중심으로. 「국제정치연구」, 23(1): 139-165.
- 권지성·안수란·하태정. (2020). 상담 분야 사회서비스 종사자 고용에 대한 맥락-패턴 분석: 지역사회서비스 투자사업에 참여하는 상담서비스 기관들을 중심으로. 「한국 사회복지학」, 72(2): 151-179.
- 금현섭·백승주. (2014). 소득격차와 소득변화, 그리고 미래기대. 「한국사회와 행정연구」, 25(1): 141-168.
- 김미혜·문정화·성기욱. (2014). 성인의 생애주기별 주관적 행복감과 영향요인에 관한 연구. 「한국노년학」, 34(4): 857-875.
- 김서용. (2019). 국가와 행복: 국부, 불평등, 정부역할에 대한 실증연구의 경향 및 쟁점. 「정부학연구」, 25(3): 65-107.
- 김성아·정해식. (2019). 연령대별 삶의 만족 영향요인 분석과 정책 과제. 「보건복지포럼」, 2019(4): 95-104.
- 김은희. (2007). 민원행정서비스에 대한 주민들의 공정성 지각이 친정부적 자발행위에 미치는 영향. 「한국행정학보」, 41(4): 261-285.
- 김재우. (2017). 한국인과 일본인의 주관적 행복: 생애주기별 결정요인 비교. 「한국사회학」, 51(4): 1-46.
- 김호균. (2007). 조직공정성인식, 조직신뢰, 조직시민행동간 영향관계분석. 「한국행정학보」, 41(2): 69-94.
- 배병렬. (2017). 「Amos 24 구조방정식모델링」. 서울: 도서출판 청람.
- 소병일. (2020). 행복과 국가, 그리고 정치: 헤겔의 [법철학] 을 중심으로. 「철학」, 142: 129-150.
- 신상준·이숙중. (2016). 정부에 대한 공정성 인식이 정부신뢰에 미치는 영향: 정부성과 만족도의 매개효과에 대한 다중집단 분석을 중심으로. 「한국행정학보」, 50(2): 1-37.

- 이 용·임 란. (2014). 박탈경험과 불평등인식의 관계연구: 우울의 매개효과 검증. 「보건사회연구」, 34(4): 93-122.
- 이민아·송리라. (2014). 소득, 물질주의와 행복의 관계. 「한국인구학」, 37(4): 89-114.
- 이양호·지은주·권혁용. (2013). 불평등과 행복: 한국의 사례. 「한국정치학회보」, 47(3): 25-43.
- 이종한·박은아. (2010). 내-외적 자기개념, 행복조건, 사회비교와 자기존중감의 관계: 초·중·고·대학생 비교. 「한국심리학회지: 문화 및 사회문제」, 16(4): 423-445.
- 조동현·권혁용. (2016). 무엇이 한국인을 불행하게 만드는가?: 소득불평등, 기회불평등, 그리고 행복의 균열구조. 「OUGHTOPIA」, 31(1): 5-39.
- 차시연·김윤희. (2018). 학교상담자의 직무스트레스와 소진 간 관계에서 자기연민과 회복탄력성의 이중 매개효과. 「한국심리학회지: 학교」, 15(2): 265-286.
- 최지혜. (2017). 자기통제, 공정함, 행복 간 구조적 관계에 관한 융합연구. 「한국융합학회논문지」, 8(9): 331-338.
- 허종호·최지선. (2022). 2022년 한국인의 행복조사의 주요 결과 및 최근 3년간 동향. 「국민행복 FOCUS 제4호」.
- 황선재·계봉오. (2018). 경제적 불평등 인식에 대한 경험적 연구: 한국 사례와 함의. 「한국인구학」, 41(4): 65-88.
- Alexander, S., & Ruderman, M. (1987). The Role of Procedural & Distributive Justice in Organizational Behavior. *Social Justice Research*, 1: 177-198.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy Mechanism in Human Agency. *American Psychologist*, 37(2): 122.
- Bargh, J. A., & Chartrand, T. L. (1999). The Unbearable Automaticity of Being. *American Psychologist*, 54(7), 462.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does High Self-esteem Cause Better Performance, Interpersonal Success, Happiness, or Healthier Lifestyles?. *Psychological Science in the Public Interest*, 4(1): 1-44.

- Bavetta, S., Patti, D. M. A., Miller, P., & Navarra, P. (2017). More Choice for Better Choosers: Political Freedom, Autonomy, and Happiness. *Political Studies*, 65(2): 316-338.
- Bies, R. J., & Moag, J. S. (1986). Interactional Justice: Communication Criteria of Fairness. In Lewick, R. J., Sheppard, B. H., & Bazerman, M. H. (Eds.), *Research on Negotiations in Organizations*, Greenwich, CT: JAI Press.
- Brehm, J. W., & Self, E. A. (1989). The Intensity of Motivation. *Annual Review of Psychology*, 40(1): 109-131.
- Buttrick, N. R., Heintzelman, S. J., & Oishi, S. (2017). Inequality and Well-being. *Current Opinion in Psychology*, 18: 15-20.
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., ... & Cutler, D. (2016). The Association between Income and Life Expectancy in the United States, 2001-2014. *Jama*, 315(16): 1750-1766.
- Cobb-Clark, D. A., & Kettlewell, N. (2021). Psychological, Social and Cognitive Resources and the Mental Wellbeing of the Poor. *PloS one*, 16(10): e0258417.
- Easterlin, R. A. (1995). Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 27(1): 35-47.
- Gottfredson, M. R., & Hirschi, T. (1990). *A General Theory of Crime*. Stanford University Press.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis(7th Edition)*. New York: Pearson.
- Heatherton, T., & Tice, D. M. (1994). *Losing Control: How and Why People Fail at Self-regulation*. San Diego: Academic.
- Iacono, R., & Ranaldi, M. (2021). The Nexus between Perceptions of Inequality and Preferences for Redistribution. *The Journal of Economic Inequality*, 19: 97-114.

- Lerner, J. S., & Tetlock, P. E. (1999). Accounting for the Effects of Accountability. *Psychological Bulletin*, 125(2): 255.
- Leventhal, G. S. (1980). What should be Done with Equity Theory? In K. J. Gergen, M. S. Greenberg, & R. H. Willis. (Eds.). *Social Exchange: Advances in Theory and Research*, New York: Plenum Press.
- Lind, E. A., & Tyler, T. R. (1988). *The Social Psychology of Procedural Justice*. New York: Plenum Press.
- Morrison, K. R., & Miller, D. T. (2008). Distinguishing between Silent and Vocal Minorities: Not All Deviants Feel Marginal. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(5): 871.
- Niehues, J. (2014). Subjektive Ungleichheitswahrnehmung und Umverteilungspräferenzen: Ein Internationaler Vergleich. *IW-Trends-Vierteljahresschrift Zur Empirischen Wirtschaftsforschung*, 41(2): 75-91.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*(Second ed.). New York: McGraw-Hill.
- Oishi, S., Kesebir, S., & Diener, E. (2011). Income Inequality and Happiness. *Psychological Science*, 22(9): 1095-1100.
- Pratt, T. C., & Cullen, F. T. (2000). The Empirical Status of Gottfredson and Hirschi's General Theory of Crime: A Meta-analysis. *Criminology*, 38(3): 931-964.
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. Simon and schuster.
- Reardon, S. F. (2013). The Widening Income Achievement Gap. *Educational Leadership*, 70(8): 10-16.
- Roy, S., & Chattopadhyay, J. (2007). Towards a Resolution of 'The Paradox of the Plankton': A Brief Overview of the Proposed Mechanisms. *Ecological Complexity*, 4(1-2): 26-33.

- Shallice, T., & Burgess, P. (1993). Supervisory Control of Action and thought Selection. In A. D. Baddeley & L. Weiskrantz (Eds.), *Attention: Selection, Awareness, and Control: A Tribute to Donald Broadbent* (pp. 171-187). Clarendon Press/Oxford University Press.
- Vohs, K. D., & Heatherton, T. F. (2000). Self-regulatory Failure: A Resource-depletion Approach. *Psychological Science*, 11(3): 249-254.
- Wilkinson, R., & Pickett, K. (2010). The Spirit Level. Why Equality is Better for Everyone. *Geography*, 95(3): 149-153.
- Wright, R. A., & Brehm, J. W. (1989). Energization and Goal Attractiveness. In L. A. Pervin (Ed.), *Goal Concepts in Personality and Social Psychology* (pp. 169-210). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Yildirim, K. (2020). İstisnai bir uzaktan eğitim-öğretim deneyiminin öğrettikleri. *Alanyazın*, 1(1): 7-16.

# The Impact of Social Inequality Perception on Future Expectations: The Mediating Role of Self-Control and Happiness

Hyundong Nam\*·Kwan-Tae Park\*\*·Songeun Kim\*\*\*

Excessive social disparity goes beyond typical societal issues, leading to perceptions of social inequality. These perceptions impact individual behaviors and choices, creating potential risks for societal conflicts. As a result, various policies and measures are needed for societal stability and cohesion. Many studies on the relationship between inequality perception and happiness indicate diverse outcomes based on societal expectations, relative deprivation, and social ties. Furthermore, while a motivating environment can enhance self-control and reduce illicit behaviors linked to inequality perceptions, research on this relationship is limited. This study explored how perceptions of social inequality influence behavioral changes and their connection to happiness and perceived controllability, affecting future expectations. The findings showed that perceptions of opportunity and distribution inequality have a partial effect on self-control and happiness, both significantly influencing future expectations. These results highlight the need to comprehend the complex factors inherent in the realities of social inequality in Korean society.

**KeyWords** : Perception of social inequality, Self-control capability, Happiness, Future expectations

# 청년 세대의 사회적 공정성에 대한 인식과 미래 삶의 질 전망 - 사회적 자본의 조절 효과를 중심으로 -

권다운\*·우혜영\*\*

본 연구는 사회적 공정성에 대한 주관적인 인식이 청년세대의 미래전망에 미치는 영향을 실증적으로 확인하고, 이를 조절하는 효과로서 사회적자본에 주목하였다. 한국에서 주요한 사회적 문제로 떠오른 청년층의 사회적 고립, 결혼과 출산의 기피 및 지연 현상 등의 주요한 원인으로 사회경제적 여건 외에도 청년층의 주관적인 인식에 대한 중요성이 강조되고 있다. 이러한 배경 하에 본 연구는 한국인의 행복조사 2차와 3차 자료를 활용하여, 19-34세 청년층 6,286명을 대상으로 사회적 공정성에 대한 주관적 인식과 미래 삶의 질 전망 간 상관관계를 실증적으로 확인하였다. 또한, 사회적신뢰, 네트워크, 호혜적 규범으로 측정된 사회적 자본이 이 관계를 조절하는 효과를 확인함으로써, 정책적인 시사점을 제시하고자 하였다. 연구결과 첫째, 사회적 공정성에 대한 주관적 인식과 미래 삶에 대한 전망은 유의한 정적상관관계에 있는 것으로 나타났다. 둘째, 사회적 자본의 수준에 따라 사회적 공정성에 대한 주관적 인식이 미래전망에 미치는 효과가 조절되는 것으로 나타났다. 특히, 사회적자본의 조절효과는 가구소득이 낮은 집단에서 상대적으로 더 큰 것으로 나타나서, 청년을 동일한 집단으로 보지 말고 청년층 내부의 이질성에 주목해야 한다는 기존 연구결과와 일치한다.

**주제어** : 청년세대, 미래전망, 삶의 만족도, 공정성 인식, 사회적 자본

## I Introduction

### 1. Background and research objectives

Perceived fairness has long been an important topic among sociologists but recently it has evoked intensive attentions in South Korea, as the COVID-19 Pandemic is known to aggravate difficulties that South Korean young adults are facing. As depicted in Gold spoon and dirt spoon discourse or the N-Po

\* 국민대학교 (Lecturer, College of Social Sciences Department of Sociology, Kookmin University) 교신저자 (E-Mail : dekwan@kookmin.ac.kr)

\*\* KDI 국제개발협력센터 (Team head, Center for International Development, KDI)

generation theory, South Korean young adults' perceptions on fairness and social equity are known to derive from social and financial pressures due to the intensified competition and housing insecurity (S. Lee et al., 2022). The perception of social fairness is a well-known predictor of life satisfaction (Park et al., 2021), yet studies are limited which examine the perceived fairness and future prospect for life satisfaction among young adults. Thus, the aim of this study is to examine the perceived fairness and its association with the future prospects among young adults in South Korea, moderated by social capital.

Expanding the prior research, this study attempts to enhance a better understanding of the future prospects among young adults in South Korea. "Imaginative forecast of the future is this forerunning quality of behavior rendered available for guidance in the present." As John Dewey rightly said, future prospect for life satisfaction is being attached with greater significance.

This study advances the previous studies at least two ways. First, it focuses on the future prospect of life quality. In addition to the perception of life quality at current level, future prospect is an important indicator in that life-course decision as well as individual political attitudes are closely associated with future prospect. For example, Kwan and Choi (2023) found that future prospects regarding intergenerational socioeconomic status is linked to fertility intentions. There can be hardly a disagreement on the significance of future prospects, yet study on the determinants of future prospects of young adults needs to be done.

Second, this study attempts to examine the moderating role of social capital, but also further explores how the effect of social capital varies across different household income levels. There have been research on the perceived life quality and social capital (Aassve et al., 2015; Helliwell et al., 2014). Social bond is known to have a positive effect, as it helps to attain mental flexibility and

tolerance through communication with others and individual can feel autonomy and overcome limitations in an uncertain environment through social relationships (N. Lee & Im, 2021). Building up on existing literature, this study further examines the varying magnitude of the moderating effect of social capital across groups with different socioeconomic status. This is consistent with the prior studies that have taken note of the heterogeneity within the generation of young adults (S. Kim, 2022; Kim et al, 2018). Young adults should not be considered as a homogeneous group, rather different subgroups should be considered. By revealing differing moderating effect, this study provides that the policy should be designed to address differing needs across those with different socioeconomic status.

## 2. Research scope

In order to provide empirical evidence, this study employs the Korean's happiness survey in 2021 and 2022. Two waves from the datasets are combined, and 6,286 South Korean young adults, aged between 19 and 34 years old are analyzed.

This study will be constructed as follows: theoretical framework on the perceived fairness, future prospect regarding life satisfaction, and social capital will be provided in the next section. Data, samples and measurements are described, then main findings are followed. Interpretation and implications will be discussed in the final section.

## II Theoretical framework

### 1. Perceived fairness and life satisfaction

Inequality within a society is not merely a normative and objective social

phenomenon; instead, it manifests as a subjective and individual perception. When a subjective divide exists between the 'haves' and 'have-nots,' those with fewer resources may experience relative deprivation, which impacts their subjective well-being (Esposito, 2018). The concept of socioeconomic status, encompassing wealth, occupation, housing, education, and other factors, influences fertility decisions within households. When relative status increases, there is a corresponding increase in expenditures on status goods, which may include expenses related to children such as clothing, schooling, healthcare, toys, and more. Consequently, individuals often opt to limit the size of their families, taking into account the available budget for status goods expenditure within the household (Leibenstein, 1975). Relative deprivation also influences behavioral outcomes, including occupational choices and decisions regarding unemployment, and it is rooted in individuals' perceptions of fairness in comparison to others (Akerlof & Yellen, 1990).

Further, a person's subjective well-being (SWB) depends on relative-income and relative deprivation (McBride, 2001). The level of inequality has had a negative impact on individuals' subjective well-being. However, the perception of social mobility can differ from the objective level of inequality, leading to varying preferences for equality among different socio-economic demographics (Alesina, et al., 2004). Recent study conducted by Ugur (2021) has discovered an evidence that inequality, as represented by the Gini coefficient at the national level, exerts a significant negative impact on subjective well-being. Additionally, the author has identified that the incorporation of individuals' perceptions in the regression analysis positively mediates the adverse effects of inequality especially for higher-income and lower-income groups. Schalembier (2018) also uncovered a correlation between perceived income inequality and life satisfaction, highlighting that income inequality is solely contingent upon perceived social mobility.

Gap between subjective perception and objective measure deserves attentions. Policy preferences are shaped by the perceived equality in terms of opportunity (Hauser & Norton, 2017; Niehues, 2014), contrary to the previous emphasis on the objective measure (Brunori, 2017). After reviewing 60 years of studies on inequality in Egypt, Verme et al. (2014) suggested that what lead social unrest was perceptions of inequality rather than facts. Gimpelson & Treisman (2018) also argues that most theories should be reframed as the effects of perceived inequality rather than inequality since it is the perceived inequality, not the actual level, that is strongly correlated with demand for redistribution and causes conflict between rich and poor.

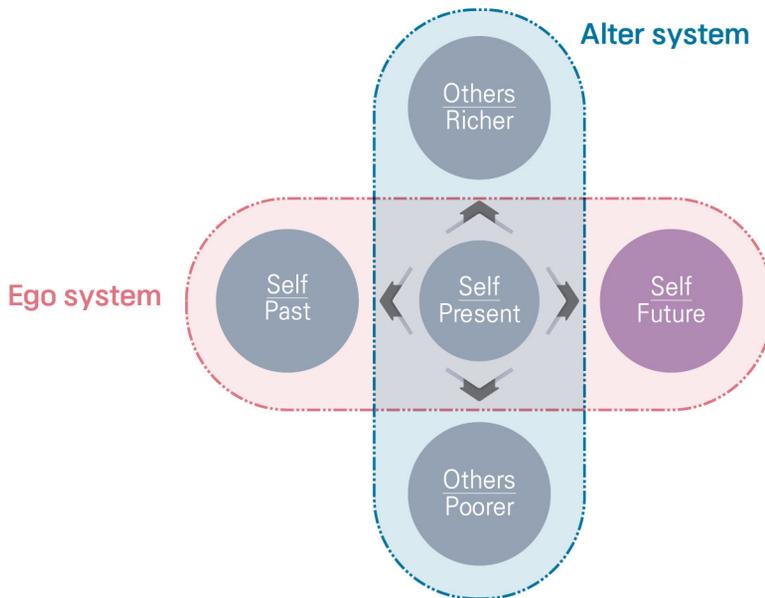
## 2. Future Prospect on life satisfaction

Under the existence of the fundamental uncertainty, future expectations and imaginations, so-called “shadow of the future” are significant indicator for the life quality besides the current objective constraints (Bernardi, et al., 2019). Yet, most previous studies on happiness focus on the current or past state of happiness (Aassve et al., 2015; Delhey & Dragolov, 2016; Y. Lee & Lee, 2017; Loh et al., 2014).

Much has been done on the mechanism between personal evaluation on social fairness, social capital, and life quality, but it varies across each researcher. In the context of Korea, Chin et al. (2019) found that young adults’ personal evaluation on social justice, social democracy, familial justice and democracy, class reproduction, and future prospect of oneself is associated with marriage and childbirth attitudes using latent profiles analysis. Building up on Bourdieu’s concept of capital, Kim (2022) theorizes dream-capital which consists of four dimensions including imagination, hope, optimism and resilience. Roh (2021) also found that the perceived social mobility is linked to self-efficacy and emotional depression. This study will comprehensively

examine the three components of social capital, norms, network, and trust to identify the predictive power.

To understand subjective perception on fairness and future prospect regarding life satisfaction, it is crucial to define the reference group, which consists of the individuals to whom a person compares themselves (Esposito, 2018). The criteria for selecting the reference group can be based on socioeconomic similarities such as age, gender, race, region, and more (McBride, 2001). Verme (2018) proposes a framework for identifying reference groups in two ways: one involves comparing oneself with reference groups consisting of peers who share similar personal characteristics, while the other involves assessing the gap between one's current status and one's expected status (Figure 3-1).



Source: Verme (2018, p. 364)

[Figure 3-1] Individual evaluation system of happiness/satisfaction

Thus, this study will focus on the expectation for the life quality in future particularly among young adults.

### 3. Social Capital

Social capital, which is the connections among individuals – social networks, and the norms of reciprocity and trustworthiness that arise from them (Putnam, 2000) or the institutions, relationships, and norms that shape the quality and quantity of a society’s social interactions (Grootaert & Van Bastelar, 2002).

Existing literature found evident of strong correlation between social capital and success of limited government and modern democracy (Fukuyama, 2001), good health (Miller, et al., 2006), and subjective well-being (Helliwell & Wang, 2010). Especially, the civic engagement represented by volunteering has strong and positive effect to well-being and not moderated by social integration, race or gender (Morrow-Howell, et al., 2003). The civic engagement (both individually and collectively) is also independently and robustly related to happiness or subjective life satisfaction (Helliwell & Putnam, 2004). A recent study conducted in South Korea found evidence that community social capital reduces health inequalities and consequently decreases socioeconomic disparities in life satisfaction, particularly among older people (Choi & Jun, 2020).

## III Measurement

### 1. Data and sample

This study employs two waves from 2021 and 2022 of the Korean’s happiness survey. The Korean’s happiness survey is cross-sectional dataset, conducted by National Assembly Future Institute. The final analytical sample is 6,286

South Korean young adults aged between 19-34. In South Korea, the age standards to define young adults vary across individual laws and ordinances, unlike the overseas cases such as German where the highest source of law defines the agreed age standard (Jang et al., 2018). For example, young adults are defined as between 19 and 34 years old in Framework Act on Youth, but age standards in Youth Basic Ordinances by each local government range starting from 18 up to 49 years old even (Ko, 2023). Taken such a variability in age standards, this study defines young adults to be between 19 and 34 years old based on the Framework Act on Youth. Restricting the analytical sample to those who have no missing values in variables of main interest, the final sample size is 2,589 from the 2021 wave of the survey and 3,697 from the 2022 wave. Among the final sample, sex and age are balanced, as men comprise 52% and the age distribution by 5-year-old is respectively 32.6%, 34.4% and 32.9% in Table 3-1. Among the analytical sample, those who are currently married consists of 18% which reflects a recent trend of the delayed marriage in South Korea. In 2022, the age for first marriage among men is 33.7 years old and 31.3 years old among women (Statistics Korea, 2023).

## 2. Measures

### 1) Future prospect regarding life satisfaction

Main outcome variable is future prospect for the life satisfaction: “How do you predict that you will be satisfied with your life 5 years later?”. Respondents are asked to answer by 11 scales from 0, very unsatisfied through 5 more or less to 10 very satisfied. The mean of future prospect for the life satisfaction is 7 (Table 3-1). Compared to the level of life satisfaction in present (mean=6.5), overall future prospect is reported to be more positive on average. The skewness of the future prospect, -0.61 also supports this.

## 2) Perceived fairness

The independent variable of major interest, the perceived social fairness, is measured by an indexed variable combining questions regarding several realms. Respondents are asked to answer to a question “What is your evaluation on equality of each realm in our society: education opportunity, employment opportunity, enactment of law, income and asset, power, and gender” by five scales from 0 very unfair to 5 very fair. The perceived social fairness is constructed using the mean of these six answers. Table 3-1 reports that the perceived fairness among the respondents are 3.04, with a normal distribution.

## 3) Social capital

Based on the existing literature, social capital measurements include three dimensions: trust, social network, and reciprocal norms. General trust is measured with five scales from 1, cannot trust at all to 5, can trust. Table 3-1 reports that those who answer that cannot trust people in general account to 9.8% while those who can trust people in general account to 52.9%. Social network is measured by an indexed variable constructed using three questions: if there's someone who can lend money when you suddenly need a large amount; if there's someone who can help when you are in pain and difficult to move; if there's someone you can talk when you're feeling depressed or stressed. Answers from each question is recoded as 0 if a respondent has no one to ask help, 1 if a respondent has family or kinship to ask help, and 2 if a respondent has social bond besides family or kinship to ask help including friends, acquaintances, social institutions or even paid service. The mean of the answers from three occasions are used to proxy social network. The social network is reported to be 1.15 in Table 3-1. Lastly, the reciprocal norms are measured by an experience of either regular or irregular donation and volunteer community service during the last one year. It is recoded to be 1 if a respondent

has never participated in donation or community service during last one year, 2 if the one has ever participated on an irregular basis, and 3 if the one participates on a regular basis. Means of answers to donation and community service are used to proxy the reciprocal norms. Finally, social capital is constructed using the normalized values of general trust, social network and reciprocal norms. Mean of social capital is reported 0.43 in Table 3-2.

〈Table 3-1〉 Descriptive statistics (n=6,286)

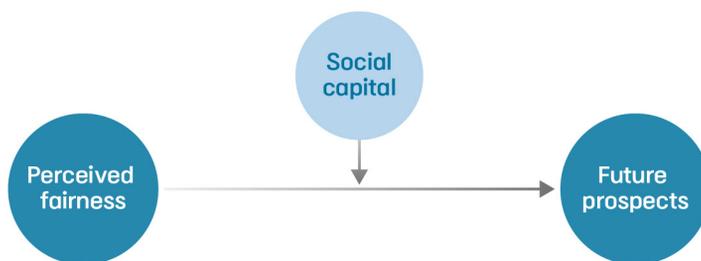
Variable	Obs.	Mean (Perc.)	Min.	Max.
Future prospect	6,286	7.00	1	10
Perceived fairness	6,286	3.04	1	5
Social capital	6,286	0.43	0	0.95
General trust				
Definitely cannot trust	54	0.9%	0	1
Cannot trust	556	8.9%	0	1
More or less	2,336	37.26%	0	1
Can trust to some extent	3,052	48.3%	0	1
Definitely can trust	288	4.6%	0	1
Social network	6,286	1.15	0	2
Social norms: experience of donation or service	6,286	1.19	1	3
Controls				
Sex (male=1)	6,286	0.52	0	1
Age by 5years old				
19-24	2,051	32.6%	0	1
20-29	2,165	34.4%	0	1
30-39	2,070	32.9%	0	1
Marital status	6,286	0.18	0	1
Household income				
Under 4M won/m	1,518	25.5%	0	1
Under 6M won/m	2,240	37.6%	0	1
Under 8M won/m	785	13.2%	0	1
8M won/m and above	1,415	23.8%	0	1

Variable	Obs.	Mean (Perc.)	Min.	Max.
Education				
4year college and under	3,426	54.5%	0	1
4year college and above	2,860	45.5%	0	1
Survey wave				
2021	2,589	41.2%	0	1
2022	3,697	58.8%	0	1

### 3. Estimation strategy

#### 1) Analytical model

The analytical model is visualized in Figure 3-2. The correlation between the perceived fairness and future prospects and the mediating effect of social capital is assessed on the basis of this analytical model.



[Figure 3-2] Analytical model

#### 2) Model specification

To examine the correlation between the perceived fairness and future prospects on life satisfaction, this study employs analysis below in sequence.

$$\text{ologit(Prospect)} = \alpha_1 + \beta_1 \text{Fairness} + \delta_1 X + \epsilon \quad (1)$$

$$\text{ologit(Prospect)} = \alpha_2 + \beta_2 \text{SocialCapital} + \delta_2 X + \epsilon \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{ologit(Prospect)} = \alpha_3 + \beta_3 \text{Fairness} + \beta_4 \text{SocialCapital} + \\ \beta_5 \text{Fairness} * \text{SocialCapital} + \delta_3 X + \epsilon \end{aligned} \quad (3)$$

In equation (1) and (2), the independent variable and moderator are regressed in sequence, and then the interaction term is introduced in model (3) to assess the moderating effect. Since the dependent variable is categorical variable, ordered logit regression is implemented. Control variables include sex, age, marital status, household income, education level and wave fixed effect. Education variable is dichotomized to represent whether one has a degree of 4year college and above or not.

Besides the moderation analysis using the interaction term, this study also employs the Karlson-Holm-Breen (KHB) method. The KHB method has an advantage in decomposing the total effect into direct and indirect effects in nonlinear probability models (Breen et al., 2021). The KHB method has an advantage in decomposition of both continuous and discrete variables. It also provides the intuitive interpretations and can accommodate average partial effects (Kohler et al., 2011).

## IV Results

### 1. Main findings : perceived fairness, social capital and future prospect

The ordered logit regression result is presented in Table 3-2. Equation (1) to (3) are implemented and reported in model (1) through (3). Model (1) reports positive correlation between the level of the perceived fairness and future prospect regarding life satisfaction. Social capital, measured by general trust, social network and reciprocal norms, is also positively associated with future

prospect as presented in model (2). Finally, model (3) suggests that the correlation of the perceived fairness with future prospect depends on level of social capital that one has.

〈Table 3-2〉 Ordered logit regression result

	(1) Future prospect	(2) Future prospect	(3) Future prospect
Perceived fairness	0.22*** (0.03)		0.56*** (0.13)
social capital		2.36*** (0.24)	4.89*** (0.95)
Fairness*social capital			-0.90** (0.31)
Sex(male=1)	-0.06 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.06 (0.05)
Age	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
Education	0.35*** (0.05)	0.32*** (0.05)	0.31*** (0.05)
Household income	0.08*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Marital status	0.50*** (0.07)	0.48*** (0.07)	0.47*** (0.07)
Wave fixed	-0.04 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.10* (0.05)
/			
cut1	-84.64 (96.06)	-117.06 (95.27)	-213.58* (97.40)
cut2	-83.03	-115.44	-211.97*

	(1) Future prospect (96.05)	(2) Future prospect (95.26)	(3) Future prospect (97.40)
cut3	-81.84 (96.05)	-114.25 (95.26)	-210.78* (97.40)
cut4	-80.63 (96.05)	-113.05 (95.26)	-209.57* (97.40)
cut5	-78.94 (96.05)	-111.35 (95.26)	-207.86* (97.40)
cut6	-77.81 (96.05)	-110.22 (95.26)	-206.73* (97.40)
cut7	-76.43 (96.05)	-108.82 (95.26)	-205.33* (97.40)
cut8	-74.39 (96.05)	-106.77 (95.26)	-203.28* (97.40)
cut9	-71.81 (96.05)	-104.19 (95.26)	-200.70* (97.40)
N	6286	6286	6286
Pseudo R <sup>2</sup>	0.010	0.013	0.015

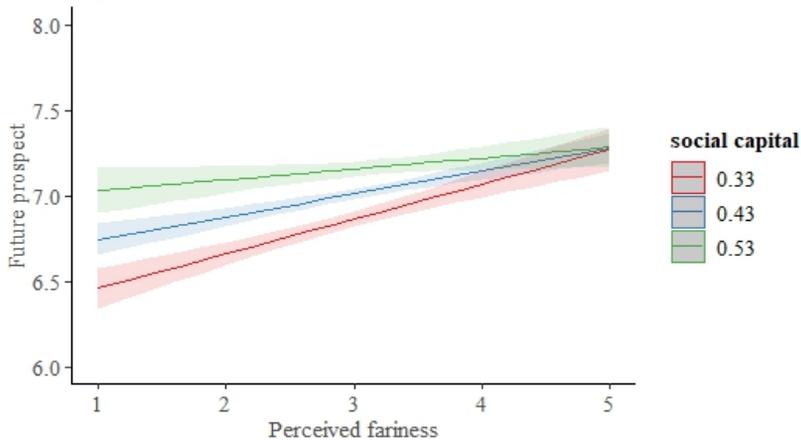
Standard errors in parentheses

+ p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

Figure 3-3 visualizes the marginal effect of the interaction term. The perceived fairness is positively associated with future prospect on life satisfaction. It is important to note that magnitude of the correlation between the two varies depending on the level of social capital. At the same level of the perceived fairness, the one is more likely to predict life satisfaction positively if he or she has higher level of social capital compared to those who have lower level of social capital. Yet, as the level of perceived fairness becomes close to 5,

a gap between groups with different levels of social capital disappears. This is the meaning of the negative coefficient of the interaction term in Table 3-2.

[Figure 3-3] Predicted estimates of future prospect



To explicitly examine the effect of social capital as a moderator, the KHB analysis is implemented. The result is presented in Table 3-3.

<Table 3-3> Karlson-Holm-Breen (KHB) analysis result

VARIABLES	(1) Future prospect	(2) Future prospect
Reduced model	0.216*** (0.032)	0.225*** (0.033)
Full model	0.163*** (0.032)	0.189*** (0.033)
Difference	0.053*** (0.007)	0.036*** (0.006)
Observations	6,286	6,286
Controls	N	Y

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Model (1) and (2) presents the KHB analysis result without and with controls. The reduced model provides the estimated total effect of the perceived fairness and the full model provides direct effect of the perceived fairness. The difference between them indicates the estimated indirect effect of the moderator, social capital. In model (2), the coefficient indicates that the perceived fairness increases the log odds of future prospect by 0.225. Controlling for the social capital, the effect of the perceived fairness reduces to 0.189, leaving an indirect effect of social capital as 0.036.

For the easier interpretation of the magnitude of coefficients, the confounding ratio and the percentage are presented in Table 3-4.

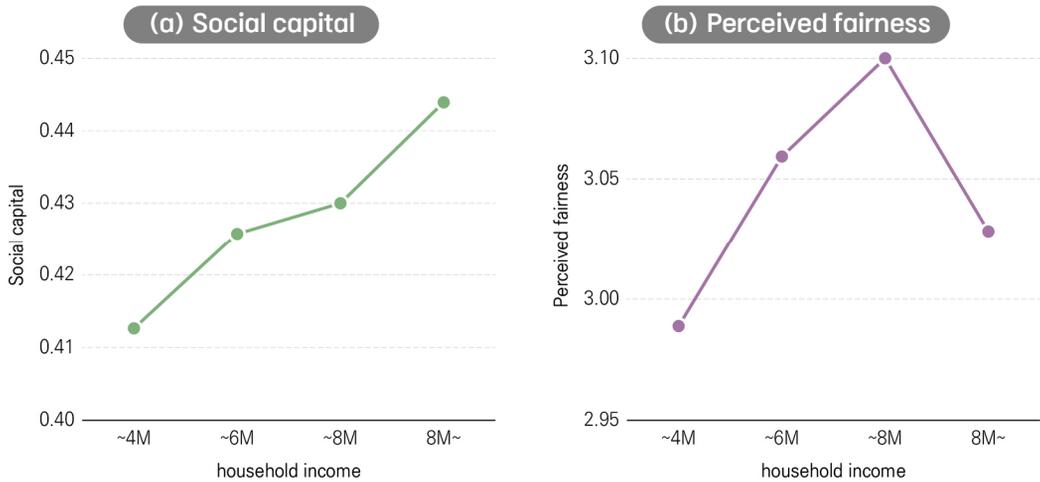
〈Table 3-4〉 Karlson-Holm-Breen (KHB) analysis summary

Variable	Confounding ratio	Confounding percentage	Rescale factor
Perceived fairness	.19	16.07	1.01

The total effect of the perceived fairness is 0.19 times greater than the direct effect, and 16.07% of the total effect is attributed to social capital.

## 2. Further analysis : subgroup analysis by household income level

Is there any difference across various household income levels? Figure 3-2 visualizes levels of social capital and perceived fairness across different household income levels. Overall, those who have higher household income level are more likely to have higher level of social capital. In terms of the perceived fairness, with the exception of those whose monthly household income level is above 8 million won, the household income level is positively associated with the perceived fairness. Taken this association of the household income level with social capital and the perceived fairness, in this section, we further examine correlation between the perceived fairness and future prospect and moderating effect of social capital by household income level.



[Figure 3-4] Social capital and perceived fairness by household income

Results of the ordered logit regression analysis are presented in Table 3-5. The regression is conducted by subgroup of those who have monthly household income below 4 million won and those who have household income above 8 million won. It is interesting to note that the moderating effect of social capital is greater among those who have lower household income level compared to those have higher household income level.

<Table 3-5> Ordered logit analysis by household income

	Household income < 4M won/m			Household income > 8M won/m		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Perceived fairness	0.28*** (0.06)		0.20** (0.06)	0.38*** (0.07)		0.33*** (0.07)
social capital		3.31*** (0.44)	3.07*** (0.45)		2.63*** (0.50)	2.28*** (0.51)
Sex(male=1)	0.03 (0.09)	0.05 (0.09)	0.03 (0.09)	-0.15 (0.09)	-0.13 (0.09)	-0.14 (0.09)
Age	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03+ (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)

	Household income < 4M won/m			Household income > 8M won/m		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Education	0.50*** (0.10)	0.48*** (0.10)	0.47*** (0.10)	0.27* (0.11)	0.17 (0.11)	0.18 (0.11)
Marital status	0.45*** (0.12)	0.50*** (0.12)	0.49*** (0.12)	0.57** (0.18)	0.43* (0.18)	0.48** (0.18)
Wave fixed	-0.10 (0.09)	-0.09 (0.09)	-0.16+ (0.09)	0.16+ (0.10)	0.12 (0.10)	0.06 (0.10)
/						
cut1	-203.88 (190.63)	-188.72 (187.19)	-323.93+ (191.85)	320.03 (197.65)	226.51 (201.24)	107.51 (202.98)
cut2	-201.93 (190.62)	-186.77 (187.18)	-321.98+ (191.85)	321.64 (197.65)	228.12 (201.24)	109.13 (202.97)
cut3	-200.61 (190.62)	-185.44 (187.18)	-320.65+ (191.85)	322.43 (197.65)	228.92 (201.24)	109.92 (202.97)
cut4	-199.48 (190.62)	-184.31 (187.18)	-319.52+ (191.85)	323.55 (197.65)	230.03 (201.24)	111.04 (202.97)
cut5	-198.05 (190.62)	-182.87 (187.18)	-318.07+ (191.85)	325.19+ (197.65)	231.68 (201.24)	112.68 (202.97)
cut6	-197.06 (190.62)	-181.86 (187.18)	-317.06+ (191.85)	326.34+ (197.65)	232.83 (201.24)	113.84 (202.98)
cut7	-195.75 (190.62)	-180.53 (187.18)	-315.73+ (191.84)	327.67+ (197.65)	234.16 (201.24)	115.18 (202.98)
cut8	-193.69 (190.62)	-178.45 (187.18)	-313.64 (191.84)	329.64+ (197.65)	236.12 (201.24)	117.17 (202.98)
cut9	-191.34 (190.62)	-176.08 (187.18)	-311.27 (191.84)	332.27+ (197.65)	238.75 (201.25)	119.80 (202.98)
N	1590	1590	1590	1497	1497	1497
Pseudo R2	0.011	0.017	0.019	0.011	0.015	0.020

Standard errors in parentheses

+ p < 0.10, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

## V Discussion

As a continuing decline of fertility rate in South Korea triggers extensive public and academic discussions, social issues related to young adults are given with greater attentions than ever before. Prevalence of the terms such as gold spoon and N-po generation seemingly reflects the wide pervasiveness of pessimistic views among young adults in South Korea. Taken altogether, a great emphasis is being attached to life quality as well as socioeconomic conditions of young adults. In this regard, this study attempted to examine factors to affect the future prospect regarding life satisfaction among South Korean young adults. Focusing on the perceived fairness and social capital, this study assessed the correlation of the perception on social fairness and the predictive power of social capital.

The analysis result provides that the perceived fairness is positively and statistically significantly associated with future prospect regarding life satisfaction. Particularly, social capital moderates this correlation, as the one with a higher level of social capital is more likely to predict future positively compared to those who with a lower level of social capital. That is, even at the same level of the perceived social fairness, individuals can imagine future more positively if they are more socially connected. The explicability of social capital accounts to 16% of the predictive power of the perceived fairness on future prospect. In particular, the moderating power of the social bond was observed to be stronger among those with a lower socioeconomic status.

Results of this study is consistent with prior studies on social network, which is known to increase mental flexibility and tolerance, thus bringing the feeling of autonomy and confidence to overcome limitations (N. Lee & Im, 2021). Building up on the existing research, this study provides an evidence of the differing effects of social capital among those with different socioeconomic

status. This is consistent with the prior studies that have taken note of the heterogeneity within the generation of young adults (S. Kim, 2022; Kim et al, 2018). Young adults should not be considered as a homogeneous group, rather different subgroups should be considered. By revealing differing moderating effects, this study provides that the policy should be designed to address differing needs across those with different socioeconomic status. Hopefully, this study is expected to contribute to enhancing understandings and insights about future prospects of young adults in South Korea.

## Reference

- Aassve, A., Mencarini, L., & Sironi, M. (2015). Institutional change, happiness, and fertility. *European Sociological Review*, 31(6), 749-765. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv073>
- Akerlof, G. A. & Yellen, J. L., 1990. The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), pp. 255-283.
- Alesina, A., Di Tella, R. & MacCulloch, R., 2004. Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?. *Journal of Public Economics*, Volume 88, pp. 2009-2042.
- Bernardi, L., Huinink, J., & Settersten, R. A. (2019). The life course cube: A tool for studying lives. *Advances in Life Course Research*, 41(November 2018), 100258. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.11.004>
- Breen, R., Bernt Karlson, K., & Holm, A. (2021). A Note on a Reformulation of the KHB Method. *Sociological Methods and Research*, 50(2), 901-912. <https://doi.org/10.1177/0049124118789717>
- Brunori, P. (2017). The Perception of Inequality of Opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, 63(3), 464-491. <https://doi.org/10.1111/roiw.12259>
- Chin, M., Han, J., & Noh, S. (2019). An Association Between Latent Profiles of Marriage and Childbirth Attitudes and Individual Perceptions on Korean Society and Own Future Prospect among Young Adults. *Family and Culture*, 31(1), 166-188.
- Choi, B. & Jun, H. J., 2020. The Buffering Effects of Social Capital on Inequalities in Subjective Well-Being Among Older People. *Social Indicators Research*, Volume 160, pp. 565-583.
- Delhey, J., & Dragolov, G. (2016). Happier together. Social cohesion and subjective well-being in Europe. *International Journal of Psychology*, 51(3),

- 163-176. <https://doi.org/10.1002/ijop.12149>
- Esposito, L., 2018. Relative deprivation and satisfaction: theoretical approaches. In: Handbook of Research on Economic and Social Well-being. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, pp. 339-355.
- Fukuyama, F., 2001. Social capital, civil society and development. *Third World Quarterly*, 22(1), pp. 7-20.
- Gimpelson, V., & Treisman, D. (2018). Misperceiving inequality. *Economics and Politics*, 30(1), 27-54. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12103>
- Grootaert, C. & Van Bastelar, T., 2002. Publication: Understanding and Measuring Social Capital : A Multidisciplinary Tool for Practitioners, s.l.: World Bank.
- Hauser, O. P., & Norton, M. I. (2017). (Mis)perceptions of inequality. *Current Opinion in Psychology*, 18, 21-25. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.07.024>
- Helliwell, J. F. & Putnam, R. D., 2004. The social context of well-being. *Philosophical Transactions - Royal Society of London Series B Biological Sciences*, 359(1449), pp. 1435-1446.
- Helliwell, J. F. & Wang, S., 2010. Trust and Well-being, s.l.: NBER working paper 15911.
- Helliwell, J. F., Huang, H., & Wang, S. (2014). Social Capital and Well-Being in Times of Crisis. *Journal of Happiness Studies*, 15(1), 145-162. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9441-z>
- Jang, M. S., Choi, H. Y., Kim, K., Ha, H., Yoo, M. S., & Cho, S. (2018). A Study on Securing Age Standards on Legislations and the Connectivity with Policy. <https://www.klri.re.kr/repository/handle/2017.oak/5642>
- Kim, S., Kim, H., Lee, S., Kim, E., and O. Gowen. (2018) Lack of Dream-Capital among Korean Youths: Rationally Choose or Culturally Forbidden?“ *Development and Society* 47(3)” 347-370.

- Kim, S. (2022). A Socio-psychological Approach to Low Fertility: Who Can't, and Why Can't They Dream of Marriage and Childbearing? *Survey Research*, 23(2), 1-33.
- Ko, Y. (2023, February 16). Youth Age over 40s in 48 Local governments in Korea. Chosunilbo. [https://www.chosun.com/national/national\\_general/2023/02/16/RSNT34PHCZHVC3IRQUWPCLAW4/](https://www.chosun.com/national/national_general/2023/02/16/RSNT34PHCZHVC3IRQUWPCLAW4/)
- Kohler, U., Karlson, K. B., & Holm, A. (2011). Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. *Stata Journal*, 11(3), 420-438. <https://doi.org/10.1177/1536867x1101100306>
- Kwan, D. E., & Choi, S. (2023). Examining the Link Between Future Prospects and Intentions to Have Children. *Journal of Policy Studies*, 38(1), 59-70. <https://doi.org/10.52372/jps38105>
- Lee, N., & Im, T. (2021). The impact of socio-economic position on perceived oppression: Using social support as a mediator. *Korean Journal of Policy Studies*, 36(2), 1-19.
- Lee, S., Shin, Y., & Yoon, M.-S. (2022). The Effects of Relative Deprivation of Youth on Suicide: The Serial Mediation Effect of Prospects and Social Isolation. *Health and Social Welfare Review*, 42(2), 369-389.
- Lee, Y., & Lee, S. (2017). A Study of the Effect of Social Status on Happiness: A Focus on Objective and Subjective Social Status. *Korean Journal of Public Administration*, 55(1), 1-39.
- Leibenstein, H., 1975. The Economic Theory of Fertility Decline. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(1), pp. 1-31.
- Loh, J. M. I., Schutte, N. S., & Thorsteinsson, E. B. (2014). Be happy: The role of resilience between characteristic affect and symptoms of depression. *Journal of Happiness Studies*, 15(5), 1125-1138.
- McBride, M., 2001. Relative-income effects on subjective well-being in the cross-section. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 45(3), pp.

251-278.

- Miller, D. L. et al., 2006. Social capital and health in Indonesia. *World Development*, 34(6), pp. 1084-1098.
- Morrow-Howell, N., Hinterlong, J., Rozario, P. A. & Tang, F., 2003. Effects of Volunteering on the Well-Being of Older Adults. *The Journals of Gerontology*, 58(3), pp. S137-S145.
- Niehues, J. (2014). Subjective Perceptions of Inequality and Redistributive Preferences: An International Comparison. *IW-Trends*, 1-23.
- Putnam, R. D., 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon and Schuster.
- Roh, M. (2021). The Effects of Perceived Social Fairness and the Possibility of Upward Social Mobility on Emotional Depression. *The Journal of the Korea Contents Association*, 21(1), 173-184.
- Schalembier, B., 2018. An Evaluation of Common Explanations for the Impact of Income Inequality on Life Satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, 20(2019), pp. 777-794.
- Statistics Korea. (2023). *Marriage and Divorce Statistics in 2022*. [https://kostat.go.kr/board.es?mid=a20108110000&bid=11774&act=view&list\\_no=424779](https://kostat.go.kr/board.es?mid=a20108110000&bid=11774&act=view&list_no=424779)
- Ugur, Z. B., 2021. How Does Inequality Hamper Subjective Well-being? The Role of Fairness. *Social Indicators Research*, Volume 158, pp. 377-407.
- Verme, P., Milanovic, B., AL-Shawarby, S., Eltawila, S., Gadallah, M., & Ali.El-Majeed, E. (2014). *Inside Inequality in the Arab Republic of Egypt*. The World Bank.
- Verme, P., 2018. Relative Deprivation and Satisfaction: empirical findings. In: C. D'Ambrosio, ed. *Handbook of Research on Economic and Social Well-being*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, pp. 356-376.

## Perceived fairness and future prospect on life satisfaction among young adults in South Korea: focusing on moderating effect of social capital

Da eun Kwan\*·Hyeyoung Woo\*\*

This study examines the correlation between the perceived fairness and future prospect focusing on the moderating effect of social capital among young adults in South Korea. Against the backdrop of South Korean young adults' pessimistic perceptions on social fairness due to the intensified competition and housing insecurity, a greater emphasis is being attached to the subjective perception and future prospect. Utilizing the Korean's happiness survey in 2021 and 2022, this study analyzes 6,826 young adults aged between 19 and 34 years old. The analysis result provides an evidence of the significant correlation between the perceived fairness and future prospect regarding life satisfaction. The moderating role of social capital is also confirmed. It is important to note that magnitude of the moderating effect varies across those who are with different socioeconomic status. This is consistent with the prior studies that emphasizes the heterogeneity within the generation of young adults.

**KeyWords** : Young adults, future prospect, life satisfaction, perceived fairness, social capital

# 노년기의 스트레스 및 외로움이 행복에 미치는 영향의 성차 - 대인관계의 조절효과를 중심으로 -

김은경\*·채정은·조규영\*\*

본 연구는 초고령 사회를 앞두고 있는 현 시점에서, 노년기에 증가하는 스트레스와 외로움이 행복에 미치는 영향에 대한 대인관계의 조절효과를 밝히고자 한다. 연구방법은 한국인의 행복조사 1차 조사(2021년)의 60세 이상 노인 총 5,593명(남성 2,632명, 여성 2,961명)을 대상으로 SPSS 26과 Process macro 4.1을 활용하여 조절효과를 분석하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 남성노인의 스트레스와 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 유의하였다. 둘째, 여성노인의 스트레스와 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 유의하였다. 셋째, 남성노인의 외로움과 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 유의하였다. 반면, 넷째, 여성노인의 외로움과 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과는 유의하다는 증거가 발견되지 않았다. 본 연구는 노년기의 스트레스 및 외로움과 행복의 관계에서 대인관계의 중요성에 대한 성차를 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 이를 바탕으로 노화로 발생 되는 문제를 다각도에서 인식하고 스트레스와 외로움을 예방하기 위한 보호요인으로 대인관계의 중요성을 강조하여 노년기를 위한 가족 및 노인지원정책의 근거로 활용할 것을 제시하였다.

**주제어** : 노년기, 남성노인, 여성노인, 스트레스, 외로움, 행복, 대인관계

## I 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

세계 행복 보고서의 행복도 순위에 따르면, 우리나라는 OECD 중에도 최하위권에 속하고(OECD stat, 2018), 우리나라는 2025년 노인인구가 전체의 20%를 넘어 초고령 사회로 접어드는 시점에서 노인들의 낮은 행복도는 다양한 사회적 문제를 야기할 것이다. 최근 보도에 따르면, 연령이 증가함에 따라, 불안이 높아지고, 외로움이 많아짐으로 인해 행복감이 낮아지고, 극단적으로는 독거노인의 고독사로 연결된다(시니어신문,

\* 부산대학교 아동가족학과

\*\* 부산대학교 아동가족학과 조교수.교신저자(E-Mail : kyu22@pusan.ac.kr, 051-510-2833)

2018). 선행연구를 살펴보면, 노년기의 행복은 연령, 건강, 배우자 유무, 가족관계, 스트레스 정도 및 외로움으로 인한 스트레스, 심리적 지지, 대인관계 등이 관련이 있는 것으로 보고된다(김성주 외, 2015; 김소희, 2021; 이귀옥, 2013). 또한 노인의 주관적 행복감을 향상하는 요인으로 자아탄력성, 사회적 지지(대인관계 능력, 긍정성 등)가 언급된다(고정임, 안진경, 안민권, 2018). 이처럼 급속도로 고령화가 진행됨에 따라, 보다 길어진 여생을 살아야 하는 노인들에게 행복을 낮추는 것의 보호요인을 발견하는 것은 우리 사회가 풀어야 할 매우 시급한 문제이다.

노년기에는 몸이 쇠약해지면서 신체적, 정신적으로 고통을 호소하고 주변 사람과의 부재, 갈등 등을 경험하여 스트레스를 경험하게 된다(김재엽, 김동배, 최선희, 1998; 이인정, 1999). 스트레스는 개인이 문제에 직면하였을 때 느끼는 감정으로 갈등에서 비롯되는 분노, 불안, 슬픔 등을 경험하는 것을 의미한다(Stroebe, Stroebe, & Hansson, 1988). 노인의 스트레스와 행복 간의 관계를 구체적으로 살펴보면, 부정적인 요인 중에도 스트레스는 주관적 행복감에 영향력이 있다(김성주 외, 2015). 이와 같은 맥락으로 노인의 스트레스 지수가 높아질수록 행복감은 낮아지고(김소희, 2021), 우울은 증가한다고 보고된다(박미진, 2007; 이지현, 양수진, 2019; 탁상숙, 이거룡, 2022). 질병관리청(2022)에 의하면, 2021년 65세 이상의 스트레스 인지율은 17.3%으로 2020년보다 1.2% 증가하였고, 여성은 21.6%, 남성은 11.9%로 여성이 더 높다. 이러한 사회적인 문제를 예방 및 해결하기 위해 심각성을 고려하여 이를 악화시키는 부정적 요인 및 완화작용을 하는 긍정적 요인을 찾는 것은 매우 중요하다.

대인관계는 개인과 개인을 둘러싼 환경에서 관계를 맺은 사람들과의 사회적 상호작용으로(박병선, 배성우, 2012) 노년기에 스트레스를 경험할 때, 사회적 지지 및 대인관계는 중요한 보호요인이 된다(김기태, 박미진, 2005). 사회적 지지 이론에 따르면, 사회적인 상호작용으로 긍정적인 영향이 증가시키고 부정적인 영향을 감소한다고 설명한다(Cohen, 2004). 대인관계에 따라서 스트레스 상황일 때, 스트레스를 경험하는 수준이 달라질 수 있게 되는데, Harvard Health Letter(2017)에 따르면, 친구 가족과 같은 중요한 타인과의 관계를 형성하고, 이를 잘 유지하였을 때 더 나은 건강과 행복을 성취할 수 있다고 본다. 더불어 스트레스 관리와 사회적 지지의 힘이 주는 노인의 심리적 안녕감에 대한 예측요인으로 스트레스 관리와 사회적 지지의 힘에 대한 연구(Moatamedy,

Borjali, & Sadeqpur, 2018)와 노인의 스트레스, 사회적(성인자녀) 지지와 행복감, 우울감과의 관계를 본 연구 등이 있다(김미령, 2012; Moeini, Barati, Farhadian, & Ara, 2018). 이는 스트레스를 경험하더라도 개입되는 긍정적인 영향의 수준에 따라 차이를 보인다는 점에서 노인에게 스트레스와 행복 간의 관계를 대인관계가 조절할 수 있을 것으로 예상된다.

성차를 살펴보면, 여성노인의 스트레스가 높을 때 우울도 높아지고(신경림, 김정선, 2003), 여성노인의 사회적 지지가 높으면 우울은 낮아진다(김수옥, 박영주, 2001). 성별 조절효과에서는 여성노인의 경우, 다양한 대인 상호작용 중에도 가족이나 지인과 함께 있을 때 더 행복하였다(강승민, 장재윤, 2018). 한편, 여성노인을 대상으로 한 스트레스와 우울의 관계에서 사회적 지지의 완충효과는 없었지만, 가족지지는 우울에 강한 영향이 있었고, 부정적 생활스트레스와 강점지각 중 대인관계 강점과의 상호작용은 완충효과가 있었으므로(박미진, 2007), 본 연구의 대인관계와 행복, 스트레스와 대인관계의 연관성에서 조절효과가 있을 것으로 추측된다. 종합하면 성별 중에서도 주로 여성을 대상으로 한 연구가 다수인데, 이는 노년기에는 여성의 비율이 더 높으며, 더 취약할 가능성이 높기 때문일 수 있다.

한편, 외로움은 타자와의 관계에서 어떠한 기대에 미치지 못할 때 감정적으로 불유쾌함을 경험하는 것이다(Heinrich & Gullone, 2006). 우리나라 노인의 외로움 수준은 중간 이상으로(김옥수, 백성희, 2003), 특히 연령이 높을수록 외로움의 수준은 더 높았다(강문희, 안유진, 2023). 2020년 노인실태조사에서도 심리적 불안이나 외로움 등의 원인은 85세 이상의 연령집단에서 가장 많았고, 노인 단독가구의 경우, 외로움은 8.3%, 독거가구는 13.2%로 생활의 어려움을 겪고 있었다(보건복지부, 2020). 본 연구는 연로해지면서 부정적 요인에 쉽게 영향을 받고 의식이 흐려지고 건강한 삶을 보존하지 못하는 이러한 현실에서 노년을 대상으로 한 외로움에 관해 살펴보고자 하였다.

이러한 외로움은 우울감과 삶의 만족, 이웃 및 친구의 사회적지지, 노후 불안과 유의미한 관련성이 있고(박경순, 박영란, 2021; 박민선, 김미리, 정순둘, 2023), 외로움이 축적되면 행복감과 삶의 만족감을 낮추고(이현지, 2012; Chen & Feeley, 2014), 우울과 정신건강에 부정적인 영향을 미친다(강문희, 안유진, 2023; 김경숙, 2019; 이승희, 김영범, 2019; 이현지, 2012; 이현지, 2022; Lim & Kim, 2021). 연구들을 종합

해 볼 때 외로움이 행복감에 미치는 영향은 외로움과 삶의 질의 관계를 검증한 일련의 연구 결과(김향수, 2017)를 통해서도 유추할 수 있었고, 이는 독거노인을 대상으로 한 외로움과 지각된 건강상태가 삶의 질에 치명적인 영향이 있음을 보여준다. 반면, 심리적 안녕감이 높은 노인일수록 외로움을 느끼지 않고, 충분한 소통을 하기때문에 심리적 안녕감의 예방차원이 되기도 한다(Hryhorivna & Spivak, 2018). 이처럼 치명적인 문제를 예방하고 이를 해결하기 위해 심각성을 염두하여 이를 악화시키는 부정적 요인 및 완화작용을 하는 긍정적 요인을 모색하는 것은 의미가 있을 것이다.

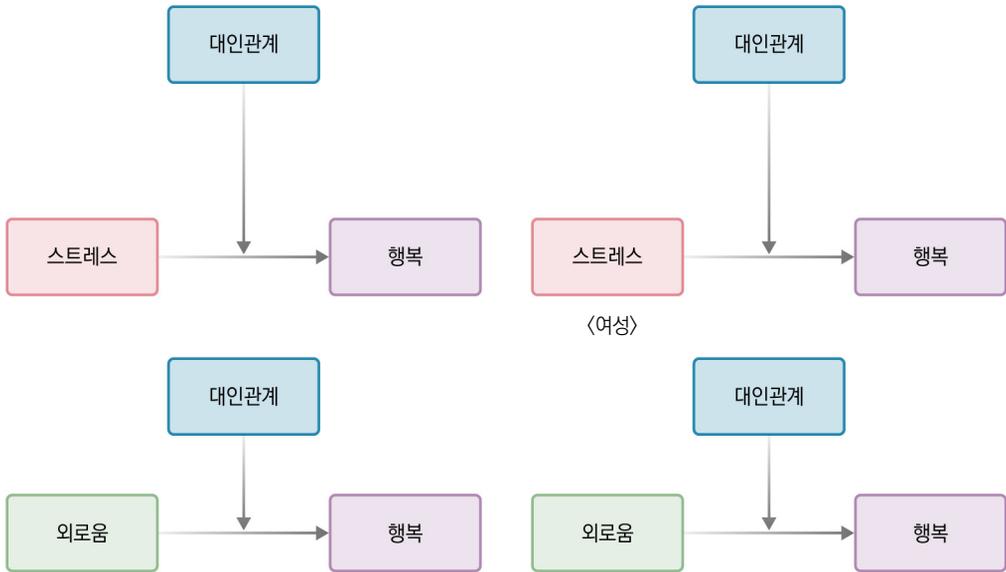
한편, Harvard Health Letter(2017)에 따르면 노년기는 극심한 외로움으로 인해 스트레스에 더욱 취약한 환경에 처할 수 있지만, 사회활동 참여와 사회적 접촉, 대인관계를 유지하여 유연한 소통을 통해서 행복감을 높일 수 있다. 이러한 차이를 만들 수 있는 조절효과로는 대인관계를 꼽을 수 있다. 주변 관계망을 잘 활용하는 것은 외로움을 덜고 완화하는 방법으로(Kemperman, Van den Berg, Weijs-Perrée, & Uijtdeuwillegen, 2019), 다수의 대인관계는 외로움과 관련있다고 보고한 연구는 이를 뒷받침한다(유인경, 조애숙, 2022; Kafková, 2023; Kemperman et al., 2019; Nyqvist, Victor, Forsman, & Cattan, 2016; Yang & Gu, 2020). 나아가 남성은 여성과 사회화 과정에서 차이를 외로움과 대인관계, 행복 변인들의 성차에 대해 고려할 필요가 있다. 노인의 고독사와 회복적 탄력성, 사회적 지지의 경우 외로움을 낮추는 역할을 하는데, 이는 여성에게만 해당된다(Yang & Gu, 2020).

외로움과 행복 간의 관계에 대한 대인관계의 조절효과를 본 연구를 살펴보면, 연령에 상관없이 배우자와 파트너 지지가 적을 때, 우울이 증가하였고, 이때 가족지지는 노년전기 집단만 유의하였다. 반면, 외로움이 우울에 미치는 영향에서 사회적 지지의 조절효과는 노년후기 집단에서만 유의하였다(Son, Cho, Cho, Ryu, & Kim, 2022). 이는 사회적 지지를 잘 형성하는 것은 외로움을 완화시키는 작용과 더불어 보호요인이 되는 것이다. 한편, 노인의 외로움은 사회적 지지를 매개하여 삶의 만족도를 낮추고, 또한 관계망의 높은 지지와 낮은 긴장은 외로움을 감소시키고 행복을 증진시킨다(Chen & Feeley, 2014). 이는 사회적 지지를 인지하는 수준이 높을수록 외로움이 낮아지고 주변 관계망과 정기적으로 소통하는 것은 우울을 예방하고 행복한 노년을 보내는 길에 한층 더 다가갈 수 있게 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 노년기가 되면 심해지는 외로

움이 행복에 미치는 영향에서 대인관계의 조절효과를 살펴보고자 한다. 나아가 남녀는 기본적으로 서로 다르고 남성과 여성의 사회적 관계의 본성(nature) 차이가 있을 수 있는 점을 기인하여(Kim & Lee, 2022), 외로움과 관련 변인들의 성차를 고려할 필요가 있다. Takagi, Saito, & Chan(2020)은 남성 노인이 여성 노인보다 외로움을 느끼는 정도가 높고 남녀의 관계망은 부분적으로 유의한 부분이 있었다. 이는 남녀의 특성이 다르고 사회화 과정에서도 서로 다른 차이가 충분히 전제되었을 것이다. 아울러 동일한 상황에서도 여성과 남성이 느끼는 행복의 수준이나 반응 정도가 상이할 수 있으므로 성별에 따른 차이를 중요하게 다루어야 한다. 이러한 연구를 종합해 볼 때 대인관계는 부정적인 영향을 완화하는 요인이며, 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계 조절효과의 성차가 있을 것으로 유추되며, 이를 고려하여 검증하고자 한다.

본 연구에서 분석 방법의 차이 및 대인관계의 조절효과를 사용하여 대인관계를 높이는 것에 개입해서 외로움, 스트레스와 행복의 관계를 증진시키고자 하였다. 대인관계가 기존에 유사한 개념으로 측정된 변인과의 차이점, 노년기의 성별에 따른 차이를 고려한 연구는 드물다는 점에서 기존 연구와의 차별성이 있다. 본 연구에서는 성별에 따라, 60대 이상 노인의 외로움과 스트레스가 행복에 미치는 영향을 살펴보고, 조절효과로 대인관계에 대해 살펴보고자 한다. 연구 문제는 다음과 같다.

1. 노인의 스트레스가 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?
  - 1-1. 남성 노인의 스트레스가 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?
  - 1-2. 여성 노인의 스트레스가 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?
2. 노인의 외로움이 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?
  - 2-1. 남성 노인의 외로움이 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?
  - 2-2. 여성 노인의 외로움이 행복감에 미치는 영향에 있어서 대인관계의 조절효과가 있는가?



[그림 4-1] 연구모델

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 노인의 스트레스와 행복

노년기에는 신체적·정신적 노화가 진행되어 이를 돌이킬 수 없게 되고, 빈곤이나 가까운 사람 혹은 배우자의 부재, 배우자 및 자녀와의 갈등 등으로 인한 스트레스를 경험한다(김재엽 외, 1998; 이인정, 1999). 스트레스는 인간이 어려운 상황에 처했을 때 느끼는 감정으로 갈등에서 비롯되는 분노, 불안, 죄책감, 슬픔 등이 속하며(Stroebe et al., 1988), 이러한 스트레스는 노인의 정신건강에도 치명적인 영향을 준다(신경림, 김정선, 2003).

노인의 스트레스와 행복과의 관계에 관한 연구로는 행복감에 영향을 미치는 스트레스 요인(김성주 외, 2015; 김소희, 2021)과 스트레스와 우울의 정적 관계(김봉정, 2020; 김승연, 고선규, 권정혜, 2007; 박미진, 2007; 이지현, 양수진, 2019; 탁상숙, 이거룡, 2022), 스트레스와 삶의 만족도(황윤정, 전해성, 2020)인 것으로 보고되었다.

예를 들어, 노인의 가족으로 인한 스트레스는 외로움이나 고독으로 인한 스트레스 보다 주관적 행복감에 가장 큰 영향을 준다고 보고한다(김성주 외, 2015). 이는 한국 노인의 경우, 가족 외의 타인과의 관계보다는 가족 중심 문화에 익숙하여 가족들과의 관계를 더 중시하는 경향이 있기 때문이다. 이와 비슷한 맥락의 노인이 스트레스를 받게 되면 우울해 지는데 이에 대한 대안책으로 사회적 지지나 가족탄력성을 제시하였다(이지현, 양수진, 2019). 이는 노년기의 우울을 예방하려는 데 목적이 있고, 행복이나 우울에 부정적인 영향을 주는 요인으로 스트레스를 강조하면서 주변과의 교류 중에도 주요 타인과의 관계의 힘을 강조하는 것으로 보인다. 아울러 노년기에 받는 스트레스의 양에 비해 대처 자원의 비례가 아쉬움을 이유로 꼽고 있으며, 누적된 스트레스는 극단적인 경우, 자살 현상을 초래하는 위험이 잇따르므로 스트레스 관리의 필요성을 강조하고 있다(김남희, 2022). 이는 노인의 행복감을 증진시키고 우울감을 감소시키기 위해서는 스트레스를 저하시킬 필요가 있음을 의미한다.

## 2. 노인의 외로움과 행복

외로움은 개인의 사회적 관계가 기대에 미치지 못할 때 감정적으로 불유쾌함을 경험하는 것으로 개인적 관계의 부적절함 및 사회적 관계의 어려움의 핵심 지표로 설명된다(Heinrich & Gullone, 2006). 만성적으로 외로운 개인은 더 많은 사회적 고립을 경험한다(Marangoni & Ickes, 1989). 우리나라 노인을 대상으로 한 외로움에 관한 연구에서 외로움 수준은 중간 이상이며(김옥수, 백성희, 2003), 이들 중에도 연령이 높을수록(81세 이상) 외로움의 수준은 더 높게 나타났다(강문희, 안유진, 2023). 2020년 노인 실태조사에 따르면, 외로운 정도는 단독가구 8.3%, 독거가구는 13.2%로 생활에 지장을 줄 정도로 영향력이 있는 것으로 보고되었고, 심리적 불안이나 외로움 등은 85세 이상의 연령집단에서 가장 많이 나타났다(보건복지부, 2020). 생애주기의 후반이 되어갈수록 건강이 취약한 노인들이 많아지고 건강상태가 안 좋은 것은 외로움이 낮은 것과 깊은 관련이 있다(박영주, 정혜경, 안옥희, 신행우, 2004). 이에 연령이 높은 노인이 외로움 수준이 높은 것은 건강 때문일 것이며, 가족 내에서 가족 구성원으로서의 중요한 역할을 다하지 못하는데서 오는 소외감이 이유일 것이다(박영주 외, 2004). 이 외에도 노년기에는 불안 수준이 높아서 외로움을 유발하기도 하며(박민선 외, 2023), 외로움이

높아지면 삶의 만족도에 영향을 미치게 된다(박경순, 박영란, 2021). 노인의 행복감 증진을 위해 이를 낮추고 있는 요인과의 관계에서 행복을 증진할 수 있도록 조절하는 방안에 대한 접근이 필요한 것으로 여겨진다.

선행연구에서는 외로움은 행복감과 삶의 만족감을 낮추고(이현지, 2012; Chen & Feeley, 2014), 자살 생각이나 자살행위를 높이고(강문희, 안유진, 2023; 양승경, 이수정, 이은주, 2022), 우울과 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고된다(강문희, 안유진, 2023; 김경숙, 2019; 이승희, 김영범, 2019; 이현지, 2012; 이현지, 2022; Lim & Kim, 2021). 구체적으로 살펴보면, 노인의 정서적 외로움 수준이 높을수록 우울은 심해지고, 이는 사회적 관계와도 관련성이 높다. 즉, 노년기가 될수록 사회적 관계망과 소속감이 축소되어 부정적 정서가 수반되므로, 이를 완화하여 외로움을 감소시킬 수 있는 개입이 필요함을 지적한다(이현지, 2022). 군집별 삶의 만족도 차이를 본 결과에서, 외로움 집단의 삶의 만족도 수준이 사교적 집단과 자발적 고독집단 보다 낮은 것으로 나타났다. 이에 대해 노년기에 혼자 보내는 것 보다 타인과의 교류의 중요성을 강조하는 것으로 설명한다(김송은, 이영순, 2022). 정리해 볼 때, 노년기에 외로움이 높으면 삶의 만족도가 낮아지고, 역으로 외로움을 낮추는 것은 주변 사람과 긍정적인 관계를 맺는 것으로, 이를 통해 행복 수준이 향상되는 결과로 나타난다.

### 3. 노인의 스트레스와 행복 관계에서 대인관계의 조절효과

신체적 취약성- 스트레스 모델(diathesis-stress model)은 신체적으로 약한 상태에서 정신적·신체적 건강 문제를 발생시키는 스트레스와 정신건강의 관계를 설명하는 이론으로 특히, 신체적으로 노쇠한 노년기의 삶을 설명하는데 유용하다(이인정 2014). 노년기에 경험하는 스트레스는 노인이 처한 상황에 따라 다르게 나타나는데, 이때 사회적 지지의 수준에 따라 스트레스와의 관계가 달라질 수 있다는 점에서 사회적 지지는 중요한 요인이다(김기태, 박미진, 2005). 한편, 대인관계는 한 인간의 개인과 그 주변의 환경을 둘러싸고 있는 주변인들과 관계를 맺고 사회적 상호작용을 하는 것을 의미한다(박병선, 배성우, 2012). Cohen(2004)은 사회적 지지이론을 제시하며 사회적으로 통합된 사람들이 다양한 자아개념을 지녔고, 이러한 다양한 자아개념으로 인해 다른 영역에서 받는 스트레스 사건을 덜 중요하게 인식하게 한다고 설명한다. 이로인하여 사회적

인 상호작용이 활발해져서 긍정적으로 증가되고 결과적으로 부정적인 영향을 감소하게 한다. 이는, 사회적 지원이 스트레스의 병원성(pathogenic effects) 효과에 대한 완충(buffering)작용으로 이해할 수 있다(Cohen & Syme, 1985). 즉, 사회적 지원은 부정적인 영향을 예방하는 효과로 스트레스로 인해 악화되는 상황을 완화하는 보호요인으로 이해할 수 있다. 따라서 본 연구에서 대인관계의 조절효과를 살펴보는 것은 유용할 것이다.

한편, 대인관계의 정도에 따라서 스트레스 경험의 정도가 달라질 수 있고, 스트레스와 대인관계에 관한 연구에서 사회적 지지(김기태, 박미진, 2005, 김승연 외, 2007), 성인자녀의 지지(김미령, 2012) 등 대인관계와 유사한 개념도 측정되었다. Harvard Health Letter(2017)에 따르면, 친구, 가족과 같은 의미 있는 관계 및 공동체와 맺는 사회적 관계가 잘 유지되는 경우, 사회적 관계를 덜 맺는 사람보다 장기적으로 더 나은 건강과 행복을 영위하게 될 것이라고 밝혀졌다. 연구에서 친구, 가족 등 사회적인 관계 등 과 같은 표현은 대인관계와 비슷한 개념으로 측정된다(김수옥, 박영주, 2001; 김정유, 최유석, 2015; 김정현, 2019; 박영희, 노은미, 2015; 이지현, 한경혜, 2012; 임현승, 전은주, 2022; 전병주, 곽현주, 2018; Chen & Feeley, 2014; Moeini et al., 2018; Son et al., 2022). 삶의 질의 구성요소로 대인관계가 중요하며(Farquhar, 1995), 대인관계는 행복감을 느낄 수 있게 하는 필수적 요인으로 꼽는다(고정임 외, 2018; 김양이, 이연숙, 2017; 박영희, 노은미, 2015; 정우진, 김태성, 2015). 한편, 스트레스가 높을 때 행복감이 낮아지게 된다는 점에서(김미령, 2012; 김소희, 2021). 스트레스와 행복감 관계에서 대인관계의 역할은 중요하다.

노인의 스트레스와 대인관계, 행복감에 관한 선행연구를 살펴보면, 행복감과 스트레스 요인을 입증한 연구는 노인의 주관적 행복감에 영향을 미치는 스트레스 요인(김성주 외, 2015), 노인의 스트레스와 성인자녀의 지지가 행복감과 우울감에 미치는 영향(김미령, 2012), 노인여성의 스트레스와 우울 간의 관계(신경림, 김정선, 2003), 여성노인의 사회적 지지와 우울과의 관계(김수옥, 박영주, 2001), 대인 상호작용과 행복과의 관계에서 성별의 조절효과(강승민, 장재윤, 2018) 등이 있다. 그 외 스트레스 관리와 사회적 지지의 힘으로 노인의 심리적 안녕감을 예측한 연구가 있으며(Moatamedy et al., 2018), 사회적 지지 및 대인관계의 조절효과에 관하여서는 배우자의 사별 스트레스와

우울과의 관계에서 사회적 지지와 대처행동의 조절효과(김승연 외, 2007), 여성노인을 대상으로 하여 스트레스와 우울의 관계에서 사회적 지지의 완충효과를 본 연구가 있다(박미진, 2007). 매개 효과 관계에서는 노인의 지각된 스트레스와 삶의 만족도의 관계에서 부부의 정서적 상호작용과 자기수용의 매개효과(황윤정, 전혜성, 2020) 등이 연구되었다.

구체적으로 살펴보면, 노인에게 스트레스가 되는 고독, 질병 등이 행복감과 우울감에 미치는 영향에 대해 성인자녀의 사회적 지지는 관련이 있었으나(김미령, 2012), 여성노인을 대상으로 스트레스와 우울의 관계에서 사회적 지지의 완충효과는 나타나지 않았다(박미진, 2007). 이러한 결과들을 종합하면, 기존 연구는 관계적인 측면과 건강 등의 요인을 고려하였으나, 대인관계의 일부분을 포함하여 측정하였으며, 주로 우울을 비롯한 정신건강을 살펴보는 데 그치고 있다. 연구대상의 측면에서는 성별, 연령대에 따라 다른 맥락에 놓여있는 노인의 다양성을 고려하지 않고, 노인 전체를 대상으로 하거나, 남성노인을 제외하고 여성노인만을 대상으로 연구한 경향을 보인다. 또한 변수의 관계를 검증하거나 변수 간의 매개효과와 조절효과를 살펴보았다고 하더라도, 대인 상호작용과 행복감에서의 성별 조절효과를 보는 연구만이 이루어졌다(강승민, 장재운, 2018).

#### 4. 노인의 외로움과 행복 관계에서 대인관계의 조절효과

외로움은 개인의 사회적 관계나 특정한 관계가 어떠한 기대에 미치지 못할 때 감정적으로 불유쾌함을 경험하는 것을 의미한다(de Jong Gierveld, 1998; Heinrich & Gullone, 2006). 외로움은 사회적 지지 수준이 낮을 때(강대선, 오영란, 조혜정, 김혜정, 2021; 박민선 외, 2023), 생활만족도(송준아 외, 2007)와 관련 있다. 노인의 건강상태가 좋지 않은 경우, 노인보다 외로움이 더 높은 것으로 나타나는데, 이는 외로움이 노년기 건강에 중요한 영향을 준다는 것을 의미한다(박영주 외, 2004). 남성이 여성보다 외로움이 높다는 연구결과가 다수이나(강대선 외, 2021; Compennolle, Finch, Hawkley, & Cagney, 2021; Kim & Lee, 2022; Takagi et al., 2020), 외로움에 관한 성차는 발견되지 않기도 한다(Kafková, 2023).

외로움에 관한 선행연구를 살펴보면, 외로움과 삶의 질의 관계가 보고되었고(김향수, 2017) 외로움이 행복에 미치는 영향을 검증한 연구(Hryhorivna & Spivak, 2018;

Lee, 2020)도 보고된다. 독거노인을 대상으로 한 연구에서는 외로움과 지각된 건강상태가 삶의 질에 치명적인 부정적 영향이 있음을 보여준다(김향수, 2017). 이와 유사한 맥락으로 심리적 안녕감이 높은 노인일수록 외로움을 느끼지 않고 주변 사람들과의 충분한 소통을 하며, 사회생활에 참여하는 것으로 외로운 노인에 대한 예방차원으로도 설명된다(Hryhorivna & Spivak, 2018).

한편, 외로움과 대인관계의 관계를 살펴보기에 앞서 스트레스 완충 모델(Stress-Buffering Model)에서는 사회적 지지는 건강에 해롭게 작용하는 스트레스 사건을 예방하는 효과가 있다(Cohen, 2004). 사회적 지원의 완충효과는 자신의 스트레스 요인을 낮추기 위해 관계망을 활용하여 스트레스 요인의 부정적 영향을 완충하고 이는 사회적 지원의 힘으로 약화 된다는 것이다. 이와 관련한 이승희와 김영범(2019)의 연구는 독거노인을 대상으로 하여 외로움과 우울 증상의 관계에서 스트레스 완충 이론을 제시하였다. 스트레스를 덜 받는 노인의 경우 우울이 낮아지고, 외로움이 많은 노인은 사회적 지원에 대한 인식도 낮고, 이로 인해 스트레스에 대한 완충 능력이 낮아져서 결과적으로 우울과 깊은 관련이 있다고 설명한다.

외로움과 대인관계에 관한 결과를 살펴본 연구들에서는 외로움과 개인의 사회적 관계망과 이웃 애착에 대한 만족과 직접적으로 관련이 있고, 사회적 관계망이 잘 이루어지면 외로움을 덜 느끼고 이를 완화시키는 작용으로 생활환경 개선도 함께 보고한다(Kemperman et al., 2019). 또한 두 남녀 모두에게 외로움의 주요 원인은 인생 동반자의 상실이며, 외로움에 대한 인식과 사회적 관계망의 형태는 독신자와 자녀유무에 따라 상당한 차이가 있었다. 성별에 따른 또 다른 측면은 높은 회복적 탄력성과 사회적 지지, 가족과 함께 살기 등은 외로움 발생 확률을 감소시켰으나, 회복탄력성과 사회적 지지는 여성 노인에게만 유의하다는 결과가 나타났다(Yang & Gu, 2020). 이는 여성이 남성에 비해 많은 교류를 하며, 미망인이 되어 건강상태가 악화될 가능성이 있기 때문에 보상효과로도 발휘할 수 있는 점으로 본다.

한편, 대인관계에 따라 외로움의 정도에 영향을 줄 수 있고 이러한 대인관계는 노후 생활 만족도에 유의한 영향을 미친다(김현국, 박영순, 송영명, 2012). 노인의 외로움, 대인관계, 행복과의 관계를 입증한 연구에 따르면, 노인의 외로움은 사회적 지지를 매개하여 삶의 만족도를 낮추고, 역으로 노인들 사이에서 관계적 원천(배우자 및 파트너,

자녀, 가족, 친구)으로부터 받는 높은 지지와 낮은 긴장은 외로움을 감소시키고 행복을 향상시킨다. 즉, 외로움은 지지 및 긴장과 행복과의 관계를 매개하였다(Chen & Feeley, 2014). 또한, 외로움과 우울 사이에 사회적 지지의 조절효과가 있는 것으로 밝혀졌다(Son et al., 2022). 연령층에 따라서는 젊은 여성노인이 우울에 취약했고, 사회적 지지는 노인의 외로움과 우울증을 예방하는 중요한 요소이다. 또한 배우자 지지는 노인의 정신건강에 긍정적인 영향을 주나, 가족지지는 전기노인(young-old)에서만 통계적으로 유의하였다(Son et al., 2022).

## 5. 성차에 따른 스트레스와 외로움이 행복에 미치는 영향에 대한 대인관계 조절효과

스트레스와 행복에서 남녀 노인 모두와 유의한 관련이 있었고, 스트레스를 감소시키는 것이 행복감 증진과 관련된다고 보고된 바 있다(김경숙, 2017). 반면, 성별에 따른 측면에서 긍정적 및 부정적 영향과 행복감과의 관계는 다르게 나타나며(Mroczek & Kolarz, 1998), 일반적으로 여성이 남성보다 행복을 더 느끼는 것으로 보고되기도 한다(양재진, 이호연, 이정주, 2016). 행복 증진에 긍정적인 작용을 하는 대인관계에 관하여, 대인관계 능력을 포함한 회복탄력성이 우울과 삶의 질에 영향을 미치고, 회복탄력성의 긍정적 효과로 부정적 효과를 예방하는 효과가 있음을 강조한다(최서규, 2015). 비슷한 맥락의 여성노인 우울에 대한 관련 변인의 주효과 분석에서, 생활스트레스가 높을 때와 대인관계 강점 지각 정도가 낮을 때, 가족지지가 낮을 때 우울 인식도가 높았다. 그중에서도 가족지지가 가장 영향력 있었는데, 이에 대한 설명으로, 먼저 대인관계에서 강점의 인식이 낮을수록 우울은 높고, 여성노인이 대인관계의 강점에 대한 인식이 어떠한지를 파악할 것으로 요구한다. 다음, 가족지지에서는 여성노인의 가족들로부터의 관심과 지지를 향상하는 개입을 모색할 필요성을 제시한다(박미진, 2007). 이러한 결과에서 스트레스와 대인관계는 노년기의 행복감을 알아보기 위해 필수적 요인이면서 남녀의 행복감에 차이가 있을 수 있음을 유추할 수 있다. 또한 대인관계나 유사 개념의 가족지지가 우울에 강력한 영향을 준다는 측면에서, 주변 사람과의 긍정적인 상호작용과 자신과 가장 중요한 관계가 되는 가족의 경우 장기간 축적된 긍정적인 역동이 주는 효과도 있을 것으로 추측한다.

한편, 여성노인의 우울에 대한 관련 변인의 완충효과 분석에서는 사회적 지지의 유의성은 확인되지 않았으며, 부정적 스트레스와 강점지각의 상호작용만이 완충효과가 있었다. 이는 강점의 지각 수준이 낮은 여성노인의 부정적 스트레스는 더 우울해질 가능성이 있다는 의미이다. 종합적으로, 노화로 인한 기능쇠퇴로 스트레스가 증가한다는 점을 고려하여, 스트레스가 행복에 미치는 영향에서 보호요인의 기능을 하는 대인관계의 수준을 파악하는 것은 매우 중요하다. 그러나 남성과 여성의 삶의 궤적으로 인한 차이를 반영해야 하나, 국내에서 스트레스와 행복과의 관계에서 남녀 노인을 함께 고려한 연구는 드물고, 하나의 성별만을 보거나 성별을 분리하지 않고 진행된 연구들이 존재한다(신경림, 김정선, 2003; 탁상숙, 이거룡, 2022). 따라서 남성노인과 여성노인을 분리하여 성별에 따른 스트레스가 행복감에 영향을 미치는 영향에 대인관계의 조절효과가 있는지 검증하고자 한다.

한편, 남녀 간 외로움 수준이 상이한데, 남성이 여성에 비해 외로움을 느낄 가능성이 더 높았다(Barreto et al., 2021). 이는 가족 관계의 사회적 관계망은 남성의 외로움을 감소시키는 데 도움이 되었지만, 여성의 경우에는 그렇지 않았다. 이에 명확하지는 않으나 남성과 여성의 사회적 관계의 본성(nature) 차이로 보고 있다. 친구관계의 사회적 관계망과 다양한 지역사회 활동의 참여가 높아지면 남성과 여성 모두 외로움이 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해 남성에게는 가족 관계의 사회적 관계망 형성과 결혼하는 것이 외로움을 줄일 수 있고 유사점으로는 더 많은 친구관계의 사회적 관계망을 갖는 것이 남녀 모두에게 후기 외로움에 대한 보호요인임을 제시한다. 또한, 나이 든 남성에게 질적인 결혼의 질과 세대 간의 가족관계는 후기 외로움에 주요 요인인 것으로 설명한다(Kim & Lee, 2022). 반면, 평균적인 외로움 수준이 남성과 여성 간 사이에 유의한 차이가 없기도 하나, 외로움은 우울과 낮은 삶의 만족도, 낮은 회복탄력성과 관련이 있었으며, 이러한 영향은 남성에게 더 뚜렷하였다(Zebhauser et al., 2014). 전반적으로 남성이 여성보다 우울한 경향을 보이고 있으며 우울, 삶의 만족도와 의 관계와도 관련 있는 것을 비추어 볼 때, 성차에 따른 스트레스와 행복과의 관계를 검증해 볼 수 있을 것이다.

성차에 따른 관계망과 외로움의 소수 보고된 연구에 의하면, Takagi et al.,(2020)는 남성 노인이 여성 노인보다 외로움을 느끼는 수준이 높고, 여성 노인의 외로움은 가정

밖의 친척과의 사회적 관계망(outside the household)에 따라 달라진다. 이는 외로움을 느끼는 노인이 가정 밖에서 친척 및 친구와의 관계를 맺을 가능성이 더 높기 때문이다. 남성 노인의 경우, 외로움은 친구관계망과의 관련성이 강하게 나타났으며, 이는 가족 구성원 이외의 사람들과 더 많은 관계를 하여 사회적 관계망이 넓어진다는 점에서 남성 노인과 여성 노인은 차이를 보인다. 이상의 연구를 종합해 볼 때, 외로움이 행복감에 미치는 영향은 대인관계에 따라 다르게 조절될 수 있을 것으로 유추 가능하다. 기존의 연구는 연령대를 구분하거나 대인관계의 매개효과와 조절효과를 검증한 연구들이 소수 보고되었지만, 외로움과 행복의 관계에 대인관계의 조절효과를 성별에 따라 검증한 연구는 드문 상황이다.

## 6. 스트레스, 외로움, 대인관계, 행복에 관한 선행연구 고찰 및 연구의 차별성

우리나라 행복 수준은 OECD 국가 중에도 최하위권을 기록했다는 점에서 노인의 외로움과 스트레스가 행복에 미치는 영향에 대해서는 더 많은 연구가 필요하다(김성주 외, 2015; 김소희, 2021; 이현지, 2012; Chen & Feeley, 2014). 선행연구는 행복감을 높이기 위한 요인을 찾는 것이 보고되었는데, 스트레스 요인이 행복에 미치는 영향에서 신체적 문제, 가족, 경제적인 문제, 외로움 및 고독과 같은 변인을 포괄하는 데 그치고 있다(김성주 외, 2015; 김소희, 2021). 이에 노년기에 경험하는 부정적인 요소를 완화할 보호요인을 구체적으로 파악할 필요가 있는데, 외로움이나 스트레스 변인이 행복감에 대한 영향을 보고하는 연구들이 다수 축적되었기에, 두 변수 간의 관계를 조절하는 역할로서 대인관계의 중요성을 언급할 필요가 있다.

한편, 최근 들어 외로움 변인에 대한 연구들이 보고되고(강문희, 안유진, 2023; 박경순, 박영란, 2021; 박민선 외, 2023; 이현지, 2022), 사회적으로 취약 대상인 노인은 고독과 외로움을 호소하는 경우가 빈번하므로 이로 인해 발생하는 결과에 대한 심각성을 고려할 필요가 있다. 주로 외로움은 삶의 만족도와 우울에 관해 연구되었고(김경숙, 2019; 박경순, 박영란, 2021; 이현지, 2012). 스트레스는 우울과의 관계를 살펴보았다(박미진, 2007). 따라서 노년을 대상으로 스트레스와 외로움을 함께 본 연구는 드문 것으로 확인된다.

한편, 본 연구에서는 대인관계 변인을 조절 변수로 선정하였는데, 기존 연구에 따르

면 이를 사회적 지지나 다른 유사 개념으로 사용하는 연구들이 보고되었다(김수옥, 박영주, 2001; 김정유, 최유석, 2015; 박영희, 노은미, 2015; 임현승, 전온주, 2022; 전병주, 곽현주, 2018; Chen & Feeley, 2014; Moeini et al., 2018; Son et al., 2022). 대표적으로 사회적 지지는 개인이 타인과의 관계(가족, 친구, 이웃, 기타)에서 얻는 도움과 긍정적 자원을 의미하고 이는 행복감과 자기효능감에도 유의한 영향을 미친다(김양이, 이연숙, 2017). 대인관계는 한 인간의 개인과 그 주변의 환경을 둘러싸고 있는 주변인들과 관계를 맺고 사회적 상호작용을 하는 것이다(박병선, 배성우, 2012). 이에 대인관계와 사회적 지지는 관계망 변인과 관련이 있다는 점에서 유사한 측면으로 보인다. 노년기에는 사회적 관계망이 이전에 비해서 축소됨으로 자신을 둘러싼 인간관계의 양이 줄어들고, 질은 높아지는 것으로 보인다. 반면, 대인관계와 사회적 지지는 약간의 차이가 보이기도 하는데, 노인을 대상으로 활동적 노화를 살펴본 연구에서 대인관계 척도는 ‘개인이 맺고 있는 사회구성원과의 관계에 대한 만족도’이나 사회적 지지는 ‘정서적지지, 물질적지지, 평가적지지 등’을 사용하여 구분하여 살펴보았다. 즉, 대인관계는 폭넓은 관계와의 만족도, 사회적 지지는 관계에서 얻는 지지, 자원 등으로 구성된다는 점이 차이점으로 보인다(박하은, 장은하, 홍석호, 2021). 사회적 지지는 지지와 지원에 조금 더 초점을 두었다면 대인관계는 개인을 둘러싼 다수의 사람과 맺는 관계적 측면에서 주는 힘과 상호작용의 감정을 느낄 수 있다는 점에서 좀 더 포괄적인 개념으로 이해할 수 있다.

나아가 대인관계의 관점에서 볼 때, 자녀 및 친구이웃 관계(김정현, 2019; 이지현, 한경혜, 2012)는 대인관계의 일부 요인만을 포함한 것이다. 이뿐 아니라 남성과 여성은 성별에서부터 구별되고 사회화를 통해서 각자 다른 삶을 영위하였다. 그러나 성별을 고려한 선행연구의 경우에도, 성차를 구분하지 않거나 여성노인이나 남성노인 중 하나의 대상으로 한 연구에 비해 상대적으로 미흡한 실정이다(박미진, 2007; Kim & Lee, 2022; Takagi et al., 2020; Yang & Gu, 2020). 또한 단순한 관계의 차원이 아니라 대인관계 변인을 고려하여 남성과 여성의 차이를 본 연구가 드문 점(박미령, 2012)이 한계로 지적된다.

노인에 관한 스트레스와 외로움, 대인관계, 행복 혹은 이와 유사한 용어로, 노인을 대상으로 한 연구는 다른 연령대를 대상으로 한 연구에 비해 상대적으로 미흡한 실정이

다. 이와 관련해서 매개효과를 검증하였거나(윤동경, 정영미, 신진이, 2022), 조절효과(Son et al., 2022)를 보기도 하였으나 소수에 불과했다. 이에 따르면 먼저, 윤동경 외(2022) 연구에서 사회적 지지는 노인의 외로움과 삶의 만족도와의 관계에서 부분 매개의 역할을 하였다. 이는 노인의 욕구를 충족과 스스로에 대한 가치를 높이고 소통의 기회를 증진하고자 한 것이다. 다음은 외로움과 우울 사이에 사회적 지지의 조절효과를 보았고 노인의 집단에 따라 다르게 나타났다(Son et al., 2022).

### III 연구방법

#### 1. 연구대상

본 연구는 국회미래연구원에서 생산하고 있는 한국인의 행복조사 1차(2021년) 자료를 활용하였다. 한국인의 행복조사는 한국인의 행복 수준 및 불평등 크기를 추적하고, 다양한 사회 현상을 예측하며, 행복 수준과 불평등을 결정하는 다양한 결정요인을 밝힘으로써, 국민 행복 수준을 높이는 정책적 대안 발굴에 활용하고자 하였다. 조사 모집단은 조사가 곤란한 지역을 제외하고 일반 가구의 만 15세 이상 일반 국민을 대상으로 하였다. 2021년 1차 조사에서 17,357명과 8,162가구를 수집하였으며, 주요 조사 내용으로는 행복 수준 측정으로 한국 내 다양한 집단 간의 행복의 불평등 관련 연구 및 최근 사회적 이슈가 된 1인 가구, 청년층, 노인층 등의 행복 실태에 관한 심층 연구가 가능하도록 관련 문항을 구성하였다. 본 연구에서는 노년기 스트레스 및 외로움과 행복의 관계를 살펴보기 위해 60대 이상 노인 5,593명(남성: 2,632명, 여성: 2,961명)을 연구대상으로 선정하였다.

## 2. 측정도구

### 1) 행복

행복은 1차(2021년)에 걸쳐 ‘전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?’라는 단일 문항을 통해 측정하였다. 응답 값은 ‘전혀 행복하지 않다(0)’에서 ~ ‘매우 행복하다(10)’까지의 10점 척도로 측정되었으며, 점수가 높을수록 행복감이 더 높은 것을 의미한다.

### 2) 대인관계

대인관계는 1차(2021년)에 걸쳐 ‘귀하는 자신의 삶에 있어 다음의 각 항목에 대하여 얼마나 만족하십니까?’라는 단일 문항을 통해 측정하였다. 응답 값은 ‘전혀만족하지 않는다(0)’에서 ~ ‘매우만족한다(10)’까지의 10점 척도로 측정되었으며, 점수가 높을수록 대인관계에 만족함을 의미한다.

### 3) 스트레스

스트레스는 1차 조사(2021년) 때 수집한 것으로 정서 부문의 ‘귀하는 어제 [스트레스]를 얼마나 느끼셨습니까?’라는 문항을 측정하였다. 응답 값은 ‘전혀 느끼지 못함(0)’에서 ~ ‘온종일 느낌(10)’까지의 10점 척도로 측정되었으며, 점수가 높을수록 스트레스가 높다는 것을 의미한다.

### 4) 외로움

외로움은 1차 조사(2021년) 때 수집한 것으로 정서 부문의 ‘귀하는 어제 [외로움]을 얼마나 느끼셨습니까?’라는 문항을 측정하였다. 응답 값은 ‘전혀느끼지 못함(0)’에서 ~ ‘온종일 느낌(10)’까지의 10점 척도로 측정되었으며, 점수가 높을수록 외로움이 높다는 것을 의미한다.

## 5) 통제변수

본 연구는 1차 조사에 측정된 본인의 연령, 교육수준, 가구 월소득, 배우자유무를 사용하였다. 첫째, 연령은 기존의 연령을 '60~69세(1)', '70~79세(2)', '80세 이상(3)'으로 코딩하였다. 둘째, 교육수준은 '무학(1)', '초등학교(2)', '중학교(3)', '고등학교(4)', '전문대학교(4년 미만) 이상(5)'로 코딩하였으며, 셋째, 가구 월소득의 경우 '지난 1년간 세금 납부(공제) 전 기준 월평균 총 가구소득은 얼마입니까?'를 묻는 문항을 통해 측정하였고 '200만원 미만(1)', '200~300만원 미만(2)', '300~400만원 미만(3)', '400~500만원 미만(4)', '500만원 이상(5)'으로 코딩하였다. 넷째, 배우자유무는 무배우자(0), 유배우자(1)로 코딩하였다.

## 3. 분석방법

본 연구를 위한 자료 분석은 SPSS 26과 Process macro 4.1을 활용하였다. 먼저 조사대상자의 인구학적 특성 분석으로 빈도분석을 실시하였으며, 남성 노인과 여성노인의 특성요인 간에 유의미한 차이가 있는지 살펴보고자 인구학적 특성에 대해 t-검정을 실시하였다. 다음, 주요 변수들의 응답 경향과 관계를 파악하기 위해 기술통계분석과 척도의 신뢰도 분석을 실시하였다. 마지막으로 조절효과를 검증하기 위해 Process macro model 1을 적용하였다. 또한, 조절효과의 유의성 검증은 부트스트랩을 활용하였다. 부트스트랩 검증 시 샘플 수는 5,000개로 지정한 후 신뢰구간은 95%로 설정하여 분석하였다.

# IV 결과 및 해석

## 1. 조사대상자의 특성

본 연구 나타난 조사대상자의 특성은 다음 <표 4-1>과 같다. 조사대상자의 평균 연령은 68.93세이고, 남성노인은 68.35세, 여성노인은 69.46세였다. 가구 월소득은 '200만원 미만'인 가구가 1,946명(34.8%)으로 가장 많으며, 그다음으로 '500만원 이상'이 1,176명(21.0%)으로 나타났다. 가구 월소득에 대해 성별로 나누어 살펴보면, '500만원

이상'인 가구의 남성노인은 657명(25.0%), 여성노인은 519명(17.5%)으로 남성노인이 여성노인에 비해 소득수준이 높았으며, '200만원 미만'인 가구의 남성노인은 724명(27.5%)인 반면, 여성노인은 1,222명(41.3%)으로 남성보다 높았다( $t=10.84, p=.001$ ). 또한, 교육수준은 '고등학교'가 2,416명(43.2%)으로 가장 많았으며, 성별로 나누어 보아도 남성과 여성 모두 '고등학교'가 가장 많았으나, 남성노인은 1,309명(49.7%), 여성노인은 1,107명(37.4%)으로 교육수준에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다( $t=21.62, p=.001$ ). 배우자유무를 살펴보면, '기혼'이 4,182명(74.8%)으로 더 많게 나타났는데, 남성노인은 2,333명(88.6%), 여성노인은 1,849명(62.4%)이었다.

〈표 4-1〉 인구학적 특성 남녀 빈도분석

$n=5,593$

특성	구분	남성 ( $n=2,632$ )	여성 ( $n=2,961$ )	t/p	합계 (5,593)
	n(%) / M±SD	n(%) / M±SD	n(%) / M±SD		
연령		68.35±7.01	69.46±7.82	$t=-5.60^{***}$	68.93±7.47
가구 월소득	200만원 미만	724(27.5)	1,222(41.3)	$t=10.84^{***}$	1,946(34.8)
	200~300 만원 미만	503(19.1)	551(18.6)		1,054(18.8)
	300~400 만원 미만	432(16.4)	391(13.2)		823(14.7)
	400~500 만원 미만	316(12.0)	278(9.4)		594(10.6)
	500만원 이상	657(25.0)	519(17.5)		1,176(21.0)
	소계	2,632(100)	2,961(100)		5,593(100)
교육수준	무학	28(1.1)	192(6.5)	$t=21.62^{***}$	220(3.9)
	초	380(14.4)	854(28.8)		1,234(22.1)
	중	453(17.2)	608(20.5)		1,061(19.0)
	고	1,309(49.7)	1,107(37.4)		2,416(43.2)
	전문대(4년 미만) 이상	462(17.6)	200(6.8)		662(11.8)
	소계	2,632(100)	2,961(100)		5,593(100)
배우자 유무	미혼	299(11.4)	1,112(37.6)	$t=24.17^{***}$	1,411(25.2)
	기혼	2,333(88.6)	1,849(62.4)		4,182(74.8)
	소계	2,632(100)	2,961(100)		5,593(100)

\*\*\*  $p<.001$

## 2. 주요변수의 기술통계

### 1) 남녀노인의 스트레스, 외로움, 대인관계, 행복의 정도

노인의 스트레스, 외로움, 대인관계, 행복의 정도는 <표 4-2>에 제시하였다. 노인의 스트레스 정도는 남성이 3.62점(±2.23)으로 중간보다 낮은 수준의 스트레스를 보이고, 여성은 3.37점(±2.20)으로 중간보다 낮은 수준의 스트레스를 보였다. 노인의 외로움 정도에서, 남성은 3.07점(±2.33)으로 중간보다 낮은 수준의 외로움을 보이고, 여성은 3.32점(±2.33)으로 중간보다 낮은 수준의 외로움을 보이는 것으로 나타났다. 노인의 대인관계 정도는 남성의 경우, 6.17점(±1.56)으로 중간보다 높은 수준의 대인관계를 보이고, 여성은 6.08점(±1.60)으로 중간보다 높은 수준의 대인관계를 보였다. 노인의 행복 정도는 남성의 경우, 6.30점(±1.53)으로 중간보다 높은 수준을 보이고 있으며, 여성의 경우, 6.27점(±1.50)으로 중간보다 높은 수준을 보였다. 주요변인의 정규분포는 왜도와 첨도로 판단하는데 왜도의 경우 절댓값 기준으로 가장 높은 것이 .501이고 첨도의 경우 절댓값 기준으로 가장 높은 것이 .879로 나타나고 있어 왜도의 기준인 절댓값 3.00과 첨도의 기준인 절댓값 8.00을 넘지 않아 정규분포에 문제가 없는 것을 알 수 있다(전정희, 황선경, 2014).

<표 4-2> 기술통계 및 빈도분석

구분	변수	n	M(SD)	왜도	첨도
스트레스	남	2,632	3.62(2.23)	.203	-.813
	여	2,961	3.37(2.20)	.313	-.795
외로움	남	2,632	3.07(2.33)	.453	-.766
	여	2,961	3.32(2.33)	.299	-.879
대인관계	남	2,632	6.17(1.56)	-.417	.108
	여	2,961	6.08(1.60)	-.484	.069
행복	남	2,632	6.30(1.53)	-.501	.557
	여	2,961	6.27(1.50)	-.414	.187

### 3. 주요변수의 상관관계

#### 1) 남성노인의 주요변수의 상관관계

남성노인의 스트레스, 외로움, 대인관계, 행복 간의 상관관계는 <표 4-3>에 제시하였다. 먼저, 회귀분석 시 종속변인이 되는 행복과의 관계를 기준으로 살펴볼 때, 노인의 스트레스( $r=-.17, p<.001$ )와 외로움( $r=-.17, p<.001$ )은 부적 상관관계에 있는 것을 알 수 있으며, 대인관계는 정적 상관관계에 있는 것을 볼 수 있다( $r=.51, p<.001$ ). 즉 스트레스와 외로움이 높아질수록 노인의 행복은 떨어지고, 대인관계가 좋을수록 행복이 높아진다. 다음은 조절변수인 대인관계를 기준으로 살펴볼 때, 노인의 스트레스( $r=-.04, p<.05$ )와 외로움( $r=-.16, p<.001$ )은 부적 상관관계에 있는 것을 볼 수 있다.

<표 4-3> 남성노인의 스트레스 외로움 대인관계 행복 간의 상관관계

변수	노인의 스트레스	외로움	대인관계	행복
스트레스	1			
외로움	.52***	1		
대인관계	-.04*	-.16***	1	
행복	-.17***	-.17***	.51***	1

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

#### 2) 여성노인의 주요변수 상관관계

여성노인의 스트레스, 외로움, 대인관계, 행복 간의 상관관계는 <표 4-4>과 같다. 먼저, 회귀분석 시 종속변인이 되는 행복과의 관계를 기준으로 살펴볼 때, 노인의 스트레스( $r=-.17, p<.001$ )와 외로움( $r=-.19, p<.001$ )은 부적 상관관계에 있는 것을 알 수 있으며, 대인관계는 정적 상관관계에 있는 것을 볼 수 있다( $r=.51, p<.001$ ). 즉 스트레스와 외로움이 높아질수록 노인의 행복은 떨어지고, 대인관계가 좋을수록 행복이 높아진다. 다음은 조절변수인 대인관계를 기준으로 살펴볼 때, 노인의 스트레스( $r=-.08, p<.001$ )와 외로움( $r=-.16, p<.001$ )은 부적 상관관계에 있는 것을 볼 수 있다.

〈표 4-4〉 여성노인의 스트레스 외로움 대인관계 행복간의 상관관계

변수	노인의 스트레스	외로움	대인관계	행복
스트레스	1			
외로움	.53***	1		
대인관계	-.08***	-.16***	1	
행복	-.17***	-.19***	.51***	1

\*\*\*  $p < .001$

#### 4. 남녀노인의 스트레스와 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과 분석

##### 1) 남녀노인의 스트레스와 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과 분석

본 연구에서 스트레스와 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 검증하기 위해 PROCESS macro model 1을 적용하여 분석한 결과는 〈표 4-5, 표 4-7〉과 같다. 스트레스와 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과를 검증하기 위해 상(M+1SD), 평균(M), 하(M-1SD) 집단으로 구분하여 상호작용을 검증하였다. 통제변수는 연령 3그룹(60대 이상 70세 미만, 80세 미만, 80세 이상), 교육수준, 가구 월소득, 배우자유무를 포함하였다.

##### (1) 남성노인의 스트레스와 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과

남성노인의 스트레스와 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과는 〈표 4-5〉에 제시하였다. 첫째, 스트레스는 행복에 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = -.11, p < .001$ ). 둘째, 대인관계는 행복에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = .47, p < .001$ ). 셋째, 스트레스와 대인관계의 상호작용항은 행복에 영향을 미치고 있어( $\beta = .02, p < .05$ ), 대인관계는 스트레스와 행복 사이에서 조절효과를 갖는 것을 알 수 있다. 상호작용항에 따른 변화량을 볼 때 역시 대인관계와의 상호작용이 투입된 경우 변화량은 .0013로 통계적 의미가 있는 것으로 나타났다( $p < .05$ ). 스트레스가 증가하면 행복은 감소하는데, 대인관계가 증가하면 이러한 감소 경향이 완화됨을 확인하였다.

종속변수에 미치는 영향의 조절효과의 양상은 〈표 4-6〉과 〈그림 4-2〉에 제시하였다. 대인관계 수준이 평균보다 1표준편차 높은 집단( $t = -5.72, p < .001$ ), 평균집단( $t = -9.86, p < .001$ ), 평균보다 1표준편차 낮은 집단( $t = -8.28$ ) 모두에서 둘 사이의 관계가 유의해

지는 것으로 나타났다. 즉 대인관계 수준에 상관없이 조절효과가 있는 것을 알 수 있다. 이는 스트레스 지수가 높아질수록 행복이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 구체적으로 그래프를 살펴보면, 대인관계가 높은 경우와 중간 정도이거나 낮은 경우에 스트레스가 행복에 미치는 영향은 부적으로 나타났다. 대인관계가 높을수록 스트레스가 높아질 때 행복이 완만하게 낮아짐을 알 수 있으며 대인관계의 완충 효과가 유의하였다. 즉, 대인관계는 스트레스가 행복에 미치는 영향력을 조절하고 있음을 확인할 수 있다.

〈표 4-5〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(남성)

종속변인	예측변인	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
					LLCI	ULCI
행복	스트레스 (A)	-.11	.01	-9.86***	-.14	-.09
	대인관계 (B)	.47	.07	28.53***	.44	.50
	(A) X (B)	.02	.01	2.22*	.00	.03
$R^2=.0013, F=4.93^*$						

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

〈표 4-6〉 대인관계의 조절효과 양상(남성 스트레스)

조건부효과	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
M-1SD	-.14	.02	-8.28***	-.17	-.11
M	-.11	.01	-9.86***	-.14	-.09
M+1SD	-.09	.02	-5.72***	-.12	-.06

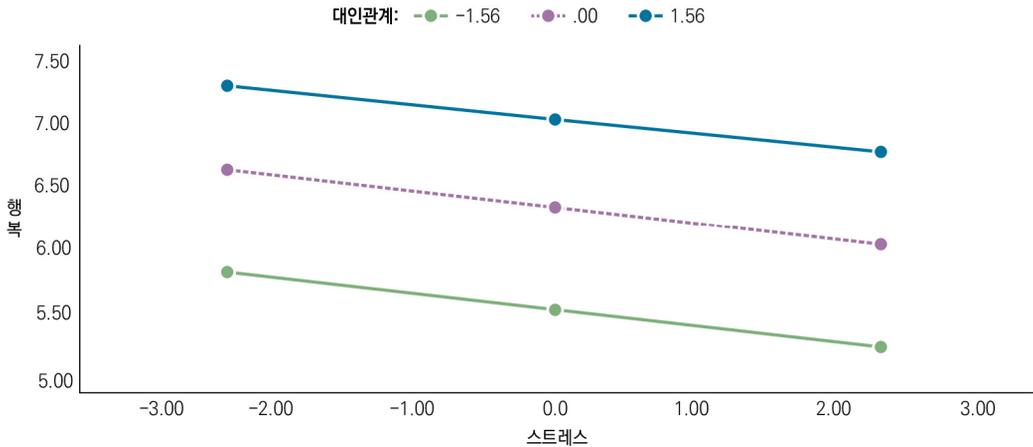
\*\*\* $p < .001$

(2) 여성노인의 스트레스와 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과

여성노인의 스트레스와 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과는 조절효과를 살펴본 결과는 〈표 4-7〉에 제시하였다. 첫째, 스트레스는 행복에 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = -.10, p < .001$ ). 둘째, 대인관계는 행복에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = .44, p < .001$ ). 셋째, 스트레스와 대인관계의 상호작용항은 행복에 영향을 미치고 있어( $\beta = .02, p < .05$ ), 대인관계는 스트레스와 행복 사이에서 조절효과를 갖는 것을 알 수 있다. 상호작용항에 따른 변화량을 볼 때 역시 대인관계와의 상호작용이 투입된 경우 변화량은 .0013로 통계적 의미가 있는 것으로 나타났다

( $p < .05$ ). 종속변수에 미치는 영향의 조절효과의 양상은 <표 4-8>와 <그림 4-3>에서 제시하였다. 대인관계 수준이 평균보다 1표준편차 높은 집단( $t = -5.38, p < .001$ ), 평균집단 ( $t = -9.52, p < .001$ ), 평균보다 1표준편차 낮은 집단( $t = -8.33, p < .001$ ) 모두에서 둘 사이의 관계가 유의해지는 것으로 나타났다. 즉 대인관계 수준에 상관없이 조절효과가 있는 것을 알 수 있다. 이는 스트레스가 높아질수록 행복이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다. 구체적으로 그래프를 살펴보면, 대인관계가 높은 경우와 중간 정도이거나 낮은 경우에 스트레스가 행복에 미치는 영향은 부적으로 나타났다. 대인관계가 높을수록 스트레스가 높아질 때 행복이 완만하게 낮아짐을 알 수 있으며 대인관계의 완충 효과가 유의하였다. 즉, 대인관계는 스트레스가 행복에 미치는 영향력을 조절하고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 4-2] 남성스트레스



<표 4-7> 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(여자)

종속변인	예측변인	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
					LLCI	ULCI
행복	스트레스 (A)	-.10	.01	-9.52***	-.12	-.08
	대인관계 (B)	.44	.01	29.74***	.41	.47
	(A) X (B)	.02	.01	2.32*	.00	.03
$R^2 = .0013, F = 5.37^*$						

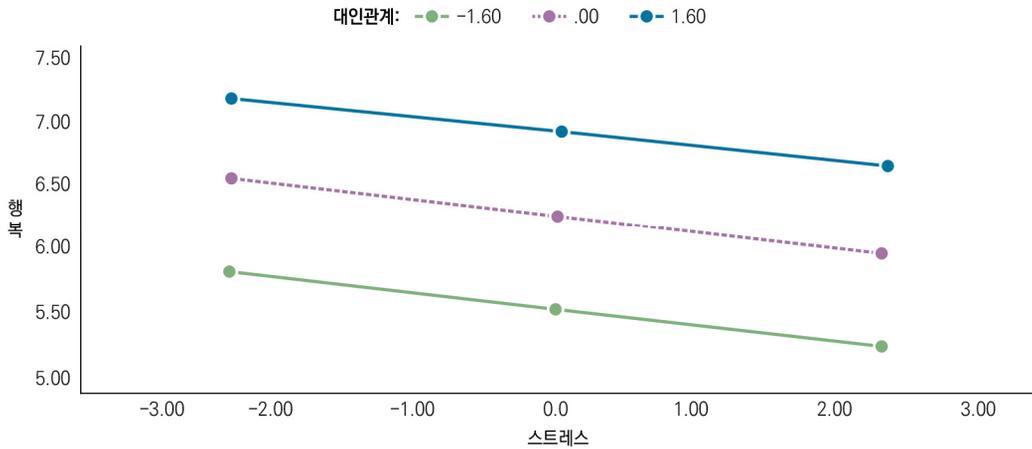
\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .001$

〈표 4-8〉 대인관계의 조절효과 양상(스트레스 여자)

조건부효과	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
M-1SD	-.13	.02	-8.33***	-.16	-.10
M	-.10	.01	-9.52***	-.12	-.08
M+1SD	-.08	.01	-5.38***	-.11	-.05

\*\*\*  $p < .001$

[그림 4-3] 여성스트레스



## 5. 노인의 외로움과 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과 분석

### 1) 남녀노인의 외로움과 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과 분석

본 연구에서 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 검증하기 위해 PROCESS macro model 1을 적용하여 분석한 결과는 〈표 4-9, 표 4-11〉과 같다. 스트레스와 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과를 검증하기 위해 상(M+1SD), 평균(M), 하(M-1SD) 집단으로 구분하여 상호작용을 검증하였다.

#### (1) 남성노인의 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과

남성노인의 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과는 다음과 같다(표 4-9). 첫째, 외로움은 행복에 부(-)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다

( $\beta = -.05, p < .001$ ). 둘째, 대인관계는 행복에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta = .47, p < .001$ ). 셋째, 외로움과 대인관계의 상호작용항은 행복에 영향을 미치고 있어( $\beta = .02, p < .05$ ), 대인관계는 외로움과 행복 사이에서 조절효과를 갖는 것을 알 수 있다. 상호작용항에 따른 변화량을 볼 때 역시 대인관계와의 상호작용이 투입된 경우 변화량은 .0014로 통계적 의미가 있는 것으로 나타났다( $p < .05$ ). 외로움이 증가하면 행복은 감소하는데, 대인관계가 증가하면 이러한 감소 경향이 완화됨을 확인하였다. 종속변수에 미치는 영향의 조절효과의 양상은 <표 4-10>과 <그림 4-4>과 같다. 대인관계가 평균집단( $t = -4.28, p < .001$ )과 평균보다 1표준편차 낮은 집단( $t = -4.45, p < .001$ ) 수준에서는 하한값과 상한값이 0을 포함하지 않았으나 평균보다 1표준편차 높은 집단( $t = -1.69, p > .05$ )에서는 하한값과 상한값이 0을 포함하는 것으로 확인되어, 대인관계의 +1 표준편차에서만 외로움이 행복에 미치는 영향력을 나타내는 단순 기울기가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 대인관계가 낮은 경우와 평균일 때는 유의하고, 대인관계가 높은 경우에는 유의하지 않았으므로 대인관계의 조절효과가 존재한다. 대인관계가 높은 경우 유의하게 나타나지 않았고, 중간 정도이거나 낮은 경우에 외로움이 행복에 미치는 영향은 부적으로 나타났다. 특히 대인관계가 낮을수록 외로움이 행복에 미치는 영향은 낮게 나타났으며, 대인관계가 낮을수록 외로움이 행복에 미치는 영향에 대한 기울기가 더 크게 나타난다는 결론을 도출할 수 있다.

**<표 4-9> 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(남자)**

종속변인	예측변인	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
					LLCI	ULCI
행복	외로움 (A)	-.05	.01	-4.28***	-.07	-.03
	대인관계 (B)	.47	.02	27.82***	.43	.50
	(A) X (B)	.02	.01	2.22*	.00	.03
$R^2 = .0014, F = 4.94^*$						

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

**<표 4-10> 대인관계의 조절효과 양상(외로움 남자)**

조건부효과	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
M-1SD	-.07	.016	-4.45***	-.10	-.04
M	-.05	.011	-4.28***	-.07	-.03
M+1SD	-.03	.015	-1.69	-.05	.00

\*\*\*  $p < .001$

(2) 여성노인의 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과

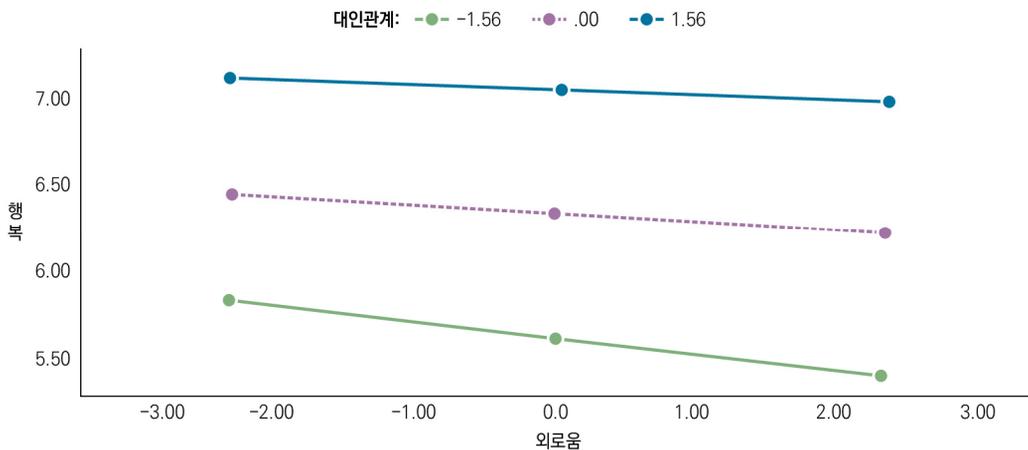
〈표 4-11〉 대인관계의 조절효과 검증을 위한 회귀분석 결과(여성)

종속변인	예측변인	$\beta$	SE	t	95% 신뢰구간	
					LLCI	ULCI
행복	외로움 (A)	-.07	.01	-6.20***	-.09	-.04
	대인관계 (B)	.45	.02	29.55***	.42	.48
	(A) X (B)	-.00	.01	-.19	-.01	.01
$R^2 = .0000, F = .04$						

\*\*\*  $p < .001$

여성노인의 외로움과 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과(표 4-11), 외로움( $\beta = -.07, p < .001$ )과 대인관계( $\beta = .45, p < .001$ )는 행복에 유의한 영향을 미쳤으나, 외로움과 대인관계의 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않았다( $\beta = -.00, p > .05$ ). 즉, 대인관계는 외로움이 행복에 미치는 영향에 조절효과를 보이지 않았다.

[그림 4-4] 남성 외로움



## V 결론

### 1. 결론 및 정책적 제언

본 연구는 노년기의 스트레스와 외로움 및 행복 간의 관계에서 대인관계의 조절효과를 성별에 따라 검증하였다. 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 남성노인의 스트레스와 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 발견되었다. 둘째, 여성노인의 스트레스와 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 발견되었다. 셋째, 남성노인의 외로움과 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과가 나타났지만, 평균과 평균보다 낮을 때만 유의한 것으로 밝혀졌다. 마지막으로, 여성노인의 외로움과 행복과의 관계에서 대인관계의 조절효과는 밝혀지지 않았다. 본 연구결과를 바탕으로 결론 및 정책적 제언을 하고자 한다.

첫째, 노년기의 스트레스가 행복에 미치는 영향에 대한 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과, 남성노인과 여성노인 모두 스트레스와 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과가 발견되었다. 이는 완충효과로 설명할 수 있는데, Cohen과 Syme(1985)에 따르면, 사회적 지원이 스트레스의 부정적 효과에 대한 완충(buffering)작용을 한다고 보고하였다. 예를 들어 배우자의 사망으로 인한 스트레스에 다양한 지원이 개입되면 이를 통해 사회적 지지가 스트레스의 부정적인 효과를 완충하고 건강과 웰빙을 좋아지게 하는 역할을 한다. 따라서 선행연구에서 언급한 사회적 지지이론과 스트레스 완충 모델(Stress-Buffering Model)에 따르면, 지지 작용으로 스트레스 사건에 대한 반응을 예방한다(Cohen, 2004). 즉, 지원의 완충효과로서 관계망에서 스트레스 요인을 이용하여 사회적 지원의 힘으로 약화시켜 완충역할을 하는 것이된다. 노년기의 삶에서 스트레스를 받는 것은 자연스러운 현상으로, 스트레스가 높을 경우 행복이 낮아지는 결과를 가져온다. 이때, 대인관계는 우리가 일상에서 맺게 되는 다양한 관계를 의미하는데, 이는 가족관계, 친구관계, 친척관계 등으로 찾아볼 수 있다. 이러한 관계는 우리가 일상에서 자연스럽게 맺고 있는 것이지만, 삶에 중요한 영향을 주는 것을 간과할 수 있다. 이러한 대인관계의 중요성을 인식하고, 좋은 관계를 맺고 유지할 수 있도록 사회적 지원 정책이 필요하다.

이와 유사한 맥락으로 노인의 스트레스가 높으면 삶의 만족도가 낮아지는데, 이는 부부의 정서적 상호작용이 높을 때 이를 통해 삶의 만족도가 높아진다는 것과 배우자와의

사별 스트레스가 우울을 높이는데 사회적 지지의 조절효과를 밝혀낸 연구를 참고할 수 있겠다(김승연 외, 2007; 황윤정, 전해성, 2020). 먼저, 본 연구에서 조사한 대인관계는 노인이 맺고 있는 다양한 사회적 관계망을 포괄하는 것으로 부부관계도 포함된다. 노년기에 함께 여생을 보내기 위해서 가장 중요한 대인관계 중 하나는 부부관계가 될 것이다. 부부의 친밀감은 노년기 삶의 만족도를 높인다는 점에서 비록 부정적인 정서적 상호작용이라 하더라도, 상호작용을 이어 나가는 것은 배우자의 존재로서 스트레스 완화와 삶의 만족도를 높인다(황윤정, 전해성, 2020). 특히, 가까운 관계의 가족 및 부부와의 상호작용은 더 큰 영향이 있을 수 있는데, 배우자 중 한 사람과의 사별은 더 큰 스트레스로 이어질 수 있다. 사별을 경험한 노년기의 경우, 일반 노인보다도 충격과 시련, 고독감, 외로움이 극심할 수 있기때문에 이런 문제에 직면하였을 때 사회적 지지가 스트레스를 완화하여 우울을 줄이는 완충효과의 역할을 하게 된다(김승연 외, 2007). 본 연구에서도 노인은 취약한 대상이고 노년기가 될수록 홀로 생활할 가능성이 많음으로, 부정적인 경험을 할 때 대처하거나 극복하는 능력이 미약할 수 있다고 보았다. 이때 타인과의 긍정적인 교류는 부정적 요인으로부터 완화할 수 있는 장치가 된다는 점을 주목해야 할 것이다. 이에 가족, 친척, 이웃, 친구 등을 포함한 주변과의 대인관계가 잘 형성되도록 사회적으로 많은 관심과 도움을 주어야 할 것이다.

여성노인에 대해 살펴보면, 스트레스가 높을수록 행복은 낮아지고, 이 과정에서 대인관계 만족도의 조절효과는 유의하였다. 즉, 여성노인이 스트레스로 인해서 행복에 부정적인 영향을 미칠 때 대인관계가 이를 완충하는 효과가 있음을 의미한다. 그런데 여성노인을 대상으로 스트레스가 우울에 미치는 영향에서 사회적 지지의 완충효과를 본 박미진(2007)연구에서는 사회적 지지의 완충효과가 나타나지 않았고, 주효과에서 가족지지의 부적 영향만이 존재하였다. 이와 반대로 노인의 스트레스(사중고)의 질병과 고독감이 우울을 높였고 행복을 낮추고, 성인자녀의 자녀관계 만족 변인이 우울을 낮춰 심리적인 속성에 영향을 미친다는 선행연구는 본 연구와 맥을 같이한다(김미령, 2012). 다시 설명하면, 본 연구에서 조절효과로 본 대인관계는 성인자녀와의 자녀관계가 포함된 것으로, 질병과 고독감을 사중고로 묶어 본 연구에서 사용된 스트레스와 유사하게 보았다. 성인자녀가 근거리에서 산다는 존재만으로도 노인은 안정감과 행복감을 느꼈고, 특히 성인자녀지 지 중 자녀와의 관계만족도가 좋을 때 행복감을 향유하고 우울을 낮추어 핵가족화 같은 현대의 가족문화 속에서 노년에게 가족은 더욱 소중한 존재인 것이

다. 즉, 관계적인 측면에서 본 연구결과를 통하여 대인관계는 노인의 행복을 저해하는 스트레스를 조절하는 보호요인임을 확인할 수 있었다. 이러한 결과를 활용하여, 노년의 높은 스트레스로 행복이 낮아질 때, 대인관계를 높여 행복감에 긍정적인 영향을 미치는 원리는 중요하다고 하겠다.

둘째, 노년기의 외로움이 행복에 미치는 영향에 대한 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과, 먼저 남성노인의 외로움과 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과가 발견되었다. 이는 노인의 사회자본이 높으면 외로움과 우울을 낮추고 다시 외로움이 낮으면 우울도 낮아진다는 연구를 지지하는 결과이다(이현지, 2022). 사회적 자본을 설명할 때 사회적 관계망, 지지와 친밀감 등을 고려한 측면에서 본 연구에서의 대인관계와 유사한 개념으로 이해할 수 있다. 남성노인 1인 가구의 경우, 노년기에 여성보다 남성의 외로움이 더 크다는 연구를 반영하여 1인 가구일 경우, 더 심한 외로움을 호소할 것으로 보인다(유인경, 조애숙 2022). 즉, 이러한 남성들에게 사회적 지지는 노인의 외로움과 우울증을 예방하는 중요한 역할이 된다. 본 연구에서 남성은 외로움과 행복과의 관계에서 낮은 대인관계가 유의한 것으로 노년기 남성이 은퇴하고 관계망 축소를 경험하면서 고독과 외로움에 더 노출되었을 것으로 보인다. 또한 기존의 전통적인 가족문화의 영향으로 남성은 밖에서 일하고 생계부양자라는 인식이 강하여 생계부양자로서 자신의 정체성을 가지고 있어 가족과의 관계에 소홀한 경향이 있었다. 따라서 남성노인이 주변과의 충분한 소통을 하고 행복감 증진을 위한 도입이 필요할 것으로 보인다.

다음으로 노년기의 외로움이 행복에 미치는 영향에 대한 대인관계의 조절효과를 살펴본 결과, 여성노인의 외로움과 행복의 관계에서 대인관계의 조절효과가 발견되지 않았다. 이는 젊은 여성노인이 우울에 취약하고, 노인의 외로움은 사회적 지지의 매개를 통해 삶의 만족도에 영향을 주고, 관계적 원천(배우자 및 파트너, 자녀, 가족, 친구)에서 받는 높은 지지와 낮은 긴장은 외로움을 감소시키고 행복에도 영향을 미친다는(Son et al., 2022) 기존의 연구 결과와 다른 결과이다. 이를 정리하면 남성노인의 경우 대인관계의 조절효과가 나타난 반면, 여성의 경우에는 그렇지 않았다. 이러한 차이는 통계적으로 남성노인이 여성노인에 비해 외로움이 더 많다고 보고된다(강대선 외, 2021; Compernelle et al., 2021; Kim & Lee, 2022; Takagi et al., et al., 2020).

한편, 여성은 노인이 되어서도 식사를 해결하거나 주변과의 소통에 능통한 반면, 남

성의 경우 식사해결과 돌봄을 걱정하게 된다(유인경, 조애숙 2022). 더불어 남성 노인이 평소 가족보다는 사회에서 맺어진 관계망이나 친구와의 관련성이 높고 이는 은퇴 후 더 큰 상실감으로 다가왔을 것이며, 외로움이 높아질 것이다. 반면, 여성은 평소 알고 지낸 친밀한 관계를 끈끈하게 유지해 나가면서도 새로운 관계를 추구하여 남성에 비해 욕구가 충족되었을 수 있다. 이처럼 가족 관계의 사회적 관계망과 결혼은 남성의 외로움을 감소하는 데 도움이 되었지만, 여성은 이러한 효과가 발견되지 않았다(Kim & Lee, 2022). 그러나 친구관계의 사회적 관계망과 지역사회 활동의 참여가 높을 경우, 남녀 노인 모두에서 외로움 수준이 낮았다. 이를 남성과 여성의 사회적 관계의 본성(nature)의 차이로 설명할 수 있다(Kim & Lee, 2022).

본 연구결과에서 남성노인의 대인관계가 외로움에 따른 행복을 완충하는 역할을 하나, 이는 대인관계의 수준이 평균일 때와 낮을 경우에만 유의미하였다. 이는 외로움은 사회적 지지 수준이 낮을 때와 관련 있다는 연구(강대선 외, 외, 2021)에서 외로움이 많은 노인은 사회적 지원에 대한 인식 또한 낮고 스트레스에 대한 완충 능력 역시 감소하고 우울과 관련이 있다는 유사한 면이 있다(이승희, 김영범(2019)). 이는 노인의 외로움은 심각한 문제이며 대인관계가 낮을 때 더 취약할 수 있으므로 이에 대한 지원이 필요하겠다. 기존의 연구에서 노인에게 우울, 고독, 외로움, 불안, 스트레스는 심리·정서적 변인의 위험요인으로 지목된다는 점에서는 맥을 같이 하나, 위험요인과 삶의 질 관계에서 외로움과 스트레스의 효과 크기는 유사했지만 외로움이 조금 더 큰 것으로 나타나 본 연구에서 여성노인의 외로움 변인의 상호작용항에서 유의하지 않았던 점은 선행 연구 결과를 지지하지 않았다(이명희, 2019). 반면, 대학생 대상으로 스트레스, 외로움 자살시도 및 자기통제력의 상관관계를 알아보는 연구에서 스트레스가 외로움보다 높은 수준으로 나타난 이영미(2011)의 결과를 근거로 볼 때 스트레스가 외로움보다 더 치명적인 요인일 것으로 본다.

본 연구결과에 대한 정책적 제언은 다음과 같다. 우리나라는 2025년 초고령사회 진입을 앞두고, 늘어나는 노인들이 더욱 행복하게 살 수 있도록 많은 관심을 기울일 필요가 있다. 이때, 중요한 요인으로 대인관계를 꼽을 수 있으며, 가족, 친구, 동료 등의 대인관계 교류를 통해서 스트레스와 외로움을 줄여서 행복한 노년기를 보내는 것을 도울 수 있다. 스트레스와 외로움에 취약한 노인의 행복감을 증진시키기 위해서 이를 완화하

는 방안과 더불어 정부가 지원하고 있는 노인지원정책의 실효성이 요구된다. 이와 관련하여 고령친화산업 활성화 정책 중에서도 노인의 3대 고통(신체·건강, 경제적 빈곤, 심리적 외로움) 완화에 관해 정책 제시를 한 연구가 있다(박승민, 2017). 노년이 되었을 때 가족, 친구와 잘 지내기 위한 준비를 도와주는 교육을 받을 기회를 확장하는 것과 행복한 노년기를 보내기 위해 노인 ‘마음 단디’ 프로그램이라는 것을 운영하여 노년기의 우울 예방과 정신건강 증진을 도모하고 있다(경남신문, 2023). 노인 대상으로 캠프 체험행사를 추진하고 스토리텔링을 개최하여 사회적 관계망을 확대하고, 행복감 증진에도 힘쓰고 있다.

독거노인을 대상으로 우울과 자살생각을 방지하기 위해 대인관계치료 기반 집단상담(IPT-G)를 활용하여 외국에서 효과검증이 된 집단상담을 우리나라에서도 많은 활성화가 필요할 것을 주장하였다. 더구나 이 기법은 노화에서 비롯된 증상을 간과한 점을 보완하는 특화된 전문적인 근거 기반 프로그램 개발의 확대와 보급에 도움이 되고 이를 추진할 것을 강조한다(김은주, 육성필, 조운정, 2016). 그 외 다른 노인의 대인관계와 관련된 지원으로 ‘고령친화커뮤니티확산(사회적 소속감, 의사소통 등)’, ‘정신건강서비스 확충(자살예방, 사회적 교류, 소통의 확대 등)’을 위한 추진 계획(저출산고령사회위원회, 2020)과 노인의 긍정적 정서, 대인관계와 주관적 행복 관계에서 긍정적 정서와 긍정적인 대인관계를 위한 프로그램 개발과 소통 및 활동을 위한 사회 인프라 구축 및 개선, 지역노인복지관과 지역 경로당에 프로그램 활성화를 기대한 연구가 있다(박하은 외, 2021; 이귀옥, 2013).

더불어 독거노인종합지원센터의 노인맞춤돌봄서비스에서 노래교실, 웃음치료, 레크레이션, 집단 프로그램 등 다양한 참여로 사회관계 형성을 지원하는 사업(보건복지부, 2023), 노인복지관 이용 노인에게 전문가의 적극적인 개입과 지지가 필요하다는 연구(김양이, 이연숙, 2017)를 근거로 하여 스트레스와 외로움이 있는 노인에게 이를 많이 활용하여 행복감에 미치는 부정적인 영향을 완화할 수 있을 것으로 사료된다. 정리하면, 개인을 둘러싼 주변의 가족, 친구, 이웃을 비롯한 모든 대상이 긍정적 자원이 될 수 있고 복지관이나 기관에서 사람들과 함께하는 활동(자서전 쓰기, 그림그리기, 생각 공유 등)과 같은 방법으로 소통하는 것이 행복감에 큰 장점으로 보인다.

종합적으로 검토한 관점에서 볼 때, 정책적으로 노인에게 다양한 프로그램을 참여할

수 있는 기회를 제공하여 복지 측면에서도 지원하고 있음을 보여준다. 그러나 부정적 정서를 경험하고 이를 잘 대처하지 못하거나 심하게는 우울증이나 자살 생각 혹은 자살 사고와 같은 현상이 여전히 발생하고 있다. 이는 단순히 개인 문제로 국한될 것이 아니라, 사회 문제로 이해해야 할 것이며 아울러, 사회 서비스 확대와 복지국가로 나아갈 수 있도록 국가의 적극적 개입이 절실히 요구된다. 아울러 노인의 생애주기에 맞는 상담 및 프로그램 개발, 복지 서비스 및 혜택을 확대하고 지원하기 위해서는 본 연구를 통해서 다각도에서 노화과정으로 인한 상실로 심해진 외로움과 스트레스에 대해 어떻게 예방하고 개입할 수 있을지와 이러한 외로움과 스트레스를 완화할 수 있는 대인관계에 관한 본 연구결과를 정책적 근거로 활용할 것으로 제안한다. 즉, 노인을 위한 스트레스와 외로움 같은 상태를 잘 진단하여 외로움과 스트레스가 높은 노인들의 행복이 감소 되지 않도록 예방이 되어야 할 것이다. 이때, 남성과 여성의 스트레스가 행복감에 미치는 과정에서 대인관계가 낮은 노인의 경우, 대인관계가 높은 노인보다 행복감이 저하된다는 점, 특히 남성노인의 외로움에 관해 대인관계가 낮을 때 행복감이 더 저하된다는 점이 반영되어야 할 것이다. 그러므로 2025년 초고령사회를 대비하여 우리나라 노인들의 행복감을 향상시키기 위해 대인관계의 중요성을 중심으로 스트레스와 외로움이 높은 노인의 행복감을 저해하는 부정적 요인에 필요한 긍정적인 요소를 파악해야 한다. 이에 대한 적극적인 개입과 노인의 충족되지 않은 욕구를 반영한 가족정책, 노인지원정책이 활성화 되어야 할 것이다. 더불어 노인의 대인관계에 대한 중재효과에서 이를 증진 시킬 수 있는 프로그램을 개발하고자 한다. 이를 통해 노화 경험의 고통과 고단함, 고독함, 외로움, 스트레스 등의 증상을 호소하여 저하된 행복감을 정책적 개선을 통해 각자의 삶에 만족감과 행복감의 욕구를 충족하는 노인으로 나아가기를 기대한다. 아울러 성별에 따른 차이를 고려한다면 더 정교하고 집중적인 개입과 지원이 이루어질 것이다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구는 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 남녀 노인의 스트레스와 외로움의 행복감 성차에서 대인관계의 조절효과를 밝혔다. 그러나 노인의 연령집단(노인 연령대별 세분화)을 구분하지 않은 점, 연령집단을 비롯한 취약계층 노인을 대상으로 빈곤 집단 혹은 가구 형태를 집단화하지 못한 점에서 한계가 있다. 둘째, 각종 변인의 유의성을 고

려하여 관련성이 높을 외로움, 스트레스 변인을 선택하였지만, 통제변수를 비롯한 다양한 요인을 충분히 고려하지 못하여, 이를 활용한 조절 및 조절된 매개효과 등 다양한 요인들을 선별하여 검증하는 연구가 필요할 것이다.

향후 연구에서는 이러한 점을 보완한 연구가 진행되기를 기대하며, 추후에는 종단적으로 추적한 자료를 활용한 후속 연구가 진행될 필요가 있다. 본 연구를 통해 다각적인 측면에서 노화로 비롯된 상실감, 소외감으로 인한 스트레스와 외로움에 대한 예방과 대처를 인지하고, 외로움과 스트레스의 보호요인이 되는 대인관계로, 본 연구결과를 정책적 근거로 활용할 것으로 제안한다.

## 참고문헌

- 강문희, 안유진, 2023, “독거 당뇨병 노인의 외로움이 자살사고에 미치는 영향에 대한 우울의 매개효과 검증: 2차 자료 분석”, 「산업융합연구」, 21(5).
- 강승민 외 1인, 2018, “노인들은 누구와 함께할 때 더 행복할까? 노인의 일상적 대인 상호작용이 행복감에 미치는 영향”, 「한국심리학회지」, 37(4).
- 고정임 외 2인, 2018, “노인의 주관적 행복감 영향 요인”, 「예술인문사회융합멀티미디어논문지」, 8(11).
- 김경숙, 2017, “남성독거노인과 여성독거노인의 행복감 영향요인: 2015 지역사회 건강조사 자료 활용”, 「동서간호학연구지」, 23(2), 97-106.
- 김경숙, 2019, “중·고령자의 우울에 영향을 미치는 요인 : 외로움, 웃음지수를 중심으로”, 「Journal of The Korean Data Analysis Society」, 21(3).
- 김기태 외 1인, 2005, “여성 노인의 부정적인 생활 스트레스와 탄력성과의 관계: 사회적 지지의 중재효과와 매개효과”, 「노인복지연구」, 29.
- 김남희, 2022, “남녀노인의 행복감에 영향을 미치는 요인 : 2019년 지역사회건강조사를 중심으로”, 「한국위기관리논집」, 18(2).
- 김미령, 2012, “노인의 스트레스와 성인자녀의 지지가 행복감과 우울감에 미치는 영향.”,

- 「한국사회복지조사연구」, 32.
- 김봉정, 2020, “노인의 우울증에 영향을 미치는 요인,” 국민건강영양조사 제7기 자료, 「한국보건정보통계학회」, 45(2).
- 김성주 외 11인, 2015, “노인의 주관적 행복감에 영향을 미치는 스트레스 요인”, 「노인정신의학」, 19(1).
- 김소희, 2021, “베이비붐 세대와 노인세대의 행복 영향 요인의 차이에 대한 연구”, 「한국콘텐츠학회논문지」, 21(4).
- 김송은 외 1인, 2022, “노인의 자기결정적 고독과 외로움 수준에 따른 군집 간 정서조절과 삶의 만족도 차이”, 「재활심리연구」, 29(2), 95-114.
- 김수옥 외 1인, 2001, “여성노인의 사회적 지지와 우울과의 관계” 「노인간호학회지」, 3(2).
- 김승연 외 2인 2007, “노인 집단에서 배우자의 사별 스트레스와 우울의 관계: 사회적 지지와 대처행동의 조절효과”, 「Korean Journal of Clinical Psychology」, 26(3).
- 김양이 외 1인, 2017, “노인복지관 이용노인의 사회적지지가 행복감에 미치는 영향: 자기효능감의 매개효과”, 「노인복지연구」, 72(4).
- 김옥수 외 1인, 2003, “노인의 외로움과 사회적지지, 가족기능 간의 관계 연구”, 「Journal of Korean Academy of Nursing」, 33(3).
- 김은주 외 2인, 2016, “독거노인의 우울과 자살생각에 대한 대인관계치료 기반 집단상담 (IPT-G) 의 효과”, 「한국노년학」, 36(2).
- 김정유 외 1인, 2015, “사회적 지지가 중소도시 노인의 우울에 미치는 영향”, 「한국콘텐츠학회논문지」, 15(4).
- 김재엽 외 2인, 1998, “노인 부부의 스트레스와 갈등, 우울증, 그리고 권력” 「한국노년학」, 18(3).
- 김정현, 2019, “노년기 인지기능이 삶의 질에 미치는 영향에 대한 자녀 및 친구, 이웃 관계의 조절효과”, 「한국가족관계학회지」, 24(1).
- 김향수, 2017, “여성 독거노인의 통증, 영양위험, 외로움, 지각된 건강상태가 건강관련

- 삶의 질에 미치는 영향”, 「한국융합학회논문지」, 8(7).
- 김현국 외 2인, 2012, “노인의 대인 관계 정도 및 여가활동 참여가 노년기 우울과 노후 생활 만족도에 미치는 영향.”, 「한국여가레크리에이션학회지」, 36(1).
- 박경순 외 1인, 2021, “도시지역 복지관 이용 노인의 외로움 수준과 외로움에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 「한국지역사회복지학」, 78.
- 박미진, 2007, “여성노인의 스트레스와 우울의 관계에서 강점과 사회적 지지의 완충효과.”, 「한국심리학회지」, 12(2).
- 박민선 외 2인, 2023, “노인의 외로움 영향요인: 다층모형을 활용한 개인 및 지역 요인 분석”, 「조사연구」, 24(2).
- 박병선 외 1인, 2012, “대인관계와 학교성적이 학교청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향: 성별 및 학교급별 비교”, 「청소년복지연구」, 14(3).
- 박승민, 2017, “한국 정부의 고령친화산업 활성화 정책의 가능성과 한계”, 「한국노년학」, 37(1).
- 박영주 외 3인, 2004, “노인의 외로움과 건강행위 및 자아존중감의 관계”, 「노인간호학회지」, 6(1).
- 박영희 외 1인, 2015, “노인의 사회적지지가 노년의 주관적 행복감에 미치는 영향”, 「노인의료복지연구」, 7(1).
- 박하은 외 2인, 2021, “노인의 대인관계 만족도와 사회적 지지가 활동적 노화에 미치는 영향”, 「한국노년학」, 41(5).
- 보건복지부, 2023, “2023년 노인맞춤돌봄서비스 사업안내”, 보건복지부(노인정책과).
- 보건복지부, 2020, “2020년도 노인실태조사”, 보건복지부
- 송준아 외 5인, 2007, “노인 외로움이 영향요인 분석: 지역사회 거주 노인을 중심으로”, 「기본간호학회지」, 14(3).
- 신경림 외 1인, 2003, “노인 여성의 스트레스와 우울 간의 관계 연구”, 「노인간호학회지」, 5(1).
- 양승경, 외 2인, 2022, “지역사회 노인의 자살생각 영향요인: 우울, 외로움, 자아존중감, 일상생활수행능력을 중심으로”, 「글로벌 건강과 간호」, 12(1).

- 양재진 외 2인, 2016, “한국 노년층의 삶의 만족과 행복 기회 불평등”, 『사회과학논집』, 47(2).
- 유인경 외 1인, 2022, “남성 노인 1인가구의 외로움과 사회적네트워크 경험”, 한국정신건강사회복지학회 학술 발표 논문집, (11).
- 윤동경 외 2인, 2022, “노인의 외로움이 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회적 지지의 매개 효과”, 『한국융합인문학』, 10(1).
- 이귀옥, 2013, “여가프로그램 참여 노인들의 긍정적 정서, 대인관계, 주관적 행복과의 관계”, 『한국보건복지융합연구』, 5(1).
- 이명희, 2019, “노인의 심리·정서관련 변인과 삶의 질에 대한 메타분석”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 9(9).
- 이승희 외 1인, 2019, “독거, 외로움, 우울증상의 관계에 대한 일 연구”, 『한국노년학』, 39(3).
- 이영미, 2011, “대학생의 자기통제력, 스트레스, 외로움 및 자살시도의 상관관계”, 『한국산학기술학회 논문지』, 12(12).
- 이인정, 1999, “노년기 전기와 후기의 차이에 관한 연구”, 『한국노년학』, 19(3).
- 이인정, 2014, “초고령 노인의 스트레스 요인과 대응방식이 우울에 미치는 영향”, 『보건사회연구』, 34(4).
- 이지현 외 1인, 2019, “노인의 스트레스와 우울과의 관계에서 자아통합감과 회복탄력성의 조절된 매개효과”, 『한국심리학회지』, 32(4).
- 이지현 외 1인, 2012, “예비노인의 친구관계망 특성이 행복감에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로”, 『보건사회연구』, 32(2).
- 이현지, 2012, “재가 노인이 경험하는 고립과 외로움이 삶의 만족도와 우울에 미치는 영향— 통제감의 매개효과”, 『한국지역사회복지학』, 42.
- 이현지, 2022, “노인의 사회자본과 우울과의 관계에서 외로움의 매개”, 『인문사회 21』, 13(5).
- 임현승 외 1인, 2022, “노인의 우울과 사회적 지지가 자살생각에 미치는 영향과 사회적 지지의 완충효과”, 『문화교류와 다문화교육』, 11(2).

- 저출산고령사회위원회, 2020, “제 4차 저출산고령사회 기본계획(2021~2025)”, 저출산고령사회위원회.
- 전병주 외 1인, 2018, “베이비붐 세대의 노후준비와 성공적 노화의 관계에서 사회적 관계망의 조절효과: 성차를 중심으로”, 『한국웰니스학회지』, 13(2).
- 전정희 외 1인, 2014, “청소년기 여학생의 월경전증후군 구조모형”, 『대한간호학회지』, 44(6).
- 정우진 외 1인, 2015, “가족 내 상호지지와 가족 외 지지가 은퇴고령자의 주관적 행복 감에 미치는 영향”, 『한국가족복지학』, 50.
- 조혜정 외 3인, 2022, “중년기 사회관계가 외로움에 미치는 영향연구”, 『사회복지정책과 실천』, 8(1).
- 질병관리청, 2021, “국민건강영양조사”, 질병관리청(건강영양조사분석과)
- 최서규, 2015, “노인의 회복탄력성이 삶의 질에 미치는 영향”, 국내박사학위논문, 한세대학교.
- 탁상숙 외 1인, 2022, “노인의 스트레스와 우울 간의 관계에서 식습관의 매개 효과 분석”, 『한국자연치유학회지』, 11(2).
- 황윤정 외 1인, 2020, “노인의 지각된 스트레스와 삶의 만족도의 관계에서 부부의 정서적 상호작용과 자기수용의 매개효과”, 『가족과 가족치료』, 28(2).
- Babak Moeini, Majid Barati, Maryam Farhadian, Milad Heydari Ara, 2018, “The Association between Social Support and Happiness among Elderly in Iran”, *Korean journal of family medicine*, 39(4).
- Barreto, M., Victor, C., Hammond, C., Eccles, A., Richins, M. T., & Qualter, P., 2021, “Loneliness around the world: Age, gender, and cultural differences in loneliness”, *Personality and Individual Differences*, 169.
- “Can relationships boost longevity and well-being?” 2017, *Harvard Health Letter*, 42(8).
- Chen, Y., & Feeley, T. H, 2014, “Social support, social strain, loneliness, and well-being among older adults: An analysis of the Health and Retirement

- Study”, *Journal of Social and Personal Relationships*, 31(2).
- Cohen, S, 2004, “Social relationships and health”, *American psychologist*, 59(8).
- Cohen, S., & Syme, S. L, 1985, “Issues in the study and application of social support”, *Social support and health*, 3.
- Compernelle, E. L., Finch, L. E., Hawkley, L. C., & Cagney, K. A, 2021, “Momentary loneliness among older adults: contextual differences and their moderation by gender and race/ethnicity”, *Social Science & Medicine*, 285.
- de Jong Gierveld, J, 1998, “A review of loneliness: concept and definitions, determinants and consequences”, *Reviews in clinical gerontology*, 8(1).
- Farquhar, M, 1995, “Elderly people's definitions of quality of life”, *Social science & medicine*, 41(10).
- Heinrich, L. M., & Gullone, E, 2006, “The clinical significance of loneliness: A literature review, *Clinical psychology review*”, 26(6).
- Hryhorivna, O. H. O., & Spivak, L. M, 2018, “Psychological well-being of elderly people The social factors”, *Social Welfare Interdisciplinary Approach*, 8(1).
- Son, H., Cho, H. J., Cho, S., Ryu, J., & Kim, S, 2022, “The moderating effect of social support between loneliness and depression: differences between the young-old and the old-old”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(4).
- Kafková, M. P. 2023, “Sources of loneliness for older adults in the Czech Republic and strategies for coping with loneliness”, *Social Inclusion*, 11(1).
- Kemperman, A., van den Berg, P., Weijs-Perrée, M., & Uijtdeuwilgen, K, 2019, “Loneliness of Older Adults - Social Network and the Living Environment”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(3).

- Kim, Y. B., & Lee, S. H, 2022, "Gender differences in correlates of loneliness among community-dwelling older Koreans", *International journal of environmental research and public health*, 19(12).
- Lim, Hyun-Sung, Kim, Ok-Lim, 2021, "A Study of Predictors of Depression among Elders Living Alone: Focusing on activity daily living, social support loneliness, and geism", *한국케어매니지먼트 연구*, (40).
- Marangoni, C., & Ickes, W, 1989, "Loneliness: A theoretical review with implications for measurement.", *Journal of Social and Personal Relationships*, 6(1).
- Moatamedy, A., Borjali, A., & Sadeqpur, M, 2018, "Prediction of psychological well-being of the elderly based on the power of stress management and social support", *Iranian Journal of Ageing*, 13(1).
- Mroczek, D. K., & Kolarz, C. M, 1998, "The effect of age on positive and negative affect: a developmental perspective on happiness", *Journal of personality and social psychology*, 75(5).
- Nyqvist, F., Victor, C. R., Forsman, A. K., & Cattan, M, 2016, "The association between social capital and loneliness in different age groups - a population-based study in Western Finland", *BMC public health*, 16(1).
- Son, H., Cho, H. J., Cho, S., Ryu, J., & Kim, S, 2022, "The moderating effect of social support between loneliness and depression: differences between the young-old and the old-old", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(4).
- Stroebe, M. S., Stroebe, W., & Hansson, R. O, 1988, "Bereavement research: An historical introduction", *Journal of Social Issues*, 44(3).
- Sunwoo, L, 2020, "Loneliness among older adults in the Czech Republic: A socio-demographic, health, and psychosocial profile", *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 90.

Takagi, E., Saito, Y., & Chan, A, 2020, “Gender differences in the association between social relationships and loneliness among older adults in Singapore”, *Journal of Population Research*, 37.

Yang, F., & Gu, D, 2020, “Predictors of loneliness incidence in Chinese older adults from a life course perspective: a national longitudinal study”, *Aging & mental health*, 24(6).

Zebhauser, A., Hofmann-Xu, L., Baumert, J., Haefner, S., Lacruz, M. E., Emeny, R. T.& Ladwig, K. H, 2014, “How much does it hurt to be lonely? Mental and physical differences between older men and women in the KORA-Age Study”, *International journal of geriatric psychiatry*, 29(3).

<http://www.knnews.co.kr/news/articleView.php?idxno=1407702>.(2023, 경남신문)

<http://www.seniorsinmun.com/news/articleView.html?idxno=18772>. (2018, 시니어신문)

<https://stats.oecd.org>(2018, OECD stat)

## Gender Differences in the Effects of Stress and Loneliness on Happiness in Later Life: The Moderating Role of Interpersonal Relationships

Kim Eunyoung·Chae Jeong eun·Cho Kyuoyung

This study examined the moderating effect of interpersonal relationships on the influence of increased stress and loneliness on happiness in the context of a rapidly aging society. Data were drawn from the first wave of the Korean Happiness Survey (2021), including 5,593 individuals aged 60 and older (2,632 males and 2,961 females), conducted by the National Assembly Futures Institute. The key findings are as follows: First, interpersonal relationships significantly moderated the relationship between stress and happiness among older men. Second, a similar moderating effect was observed among older women. Third, interpersonal relationships significantly moderated the relationship between loneliness and happiness among older men. Fourth, however, no significant evidence of such moderating effects was found in the relationship between loneliness and happiness among older women. This study highlights the gender differences in the role of interpersonal relationships in the context of stress, loneliness, and happiness in later life. Based on these findings, it emphasizes the importance of addressing aging-related challenges through a multidimensional approach and underscores interpersonal relationships as a protective factor for preventing stress and loneliness. These findings have practical implications for developing family and elderly support policies aimed at improving well-being in later life.

**KeyWords** : old age, older men, older women, stress, loneliness, happiness, interpersonal relationships

## 부록 2

### 제2회 행복연구 논문공모전 수상작(2024년)

1. 최우수상: 정서와 다차원적 행복의 관계: Gaussian Graphical Mixture Model을 활용한 집단 분류(이도현)
2. 우수상: 의사결정나무 분석을 활용한 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인 연구: Alderfer의 ERG이론을 기반으로(이다현·양정호)
3. 장려상(일반): 삶의 질에 대한 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 상호작용: 사회경제적 지위의 조절효과(박도운·김건식)
4. 장려상(학생): SNS 사용은 한국인의 행복감에 어떠한 영향을 미치는가?: 머신러닝을 통한 Dynamic 분석을 중심으로(조규철)



# 정서와 다차원적 행복의 관계: Gaussian Graphical Mixture Model을 활용한 집단 분류

이도현\*

Seligman(2004)이 강조하였듯 행복은 정서와 긴밀한 관련성이 존재한다. 하지만 정서의 중요성에도 불구하고, 현재까지 정서의 특수성과 개인차가 행복의 다차원적 속성에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본 연구는 전무한 실정이다. 본 연구는 정서의 네트워크 접근을 통해 정서와 행복의 복잡한 관계를 탐색하고자 하며, 이를 위해 한국인의 행복조사 자료를 Gaussian Graphical Mixture Model을 통해 분석하였다. 그 결과, 평균적인 정서 네트워크에서는 우울이 핵심적인 기능을 하는 것으로 나타났으며, 개인차를 고려할 경우 '긍정형-연결형(32.2%)', '긍정형-분리형(38.4%)', 그리고 '복합형-분노중심형(29.4%)'의 세 가지 군집이 분류되었다. 이때 전반적으로 긍정형-연결형, 긍정형-분리형, 그리고 복합형-분노중심형 순으로 높은 행복 수준을 보였다. 또한 다항 로지스틱 회귀분석을 통해 분류된 군집들에 대한 사회인구학적 변인들의 예측효과를 살펴본 결과, 연령과 건강 상태 등 다양한 변인이 통계적으로 유의한 효과를 지니는 것으로 나타났다. 이를 통해 본 연구는 정서 네트워크의 개인차가 다차원적 행복을 설명하는 데 유용하게 활용될 수 있음을 경험적으로 제시하였으며, 나아가 행복 증진을 위한 개별사례적(idiographic) 복지 정책의 근거를 마련하였다.

**주제어** : 다차원적 행복, 정서, Gaussian Graphical Mixture Model

## I 서론

행복은 고대 그리스 시대로부터 오늘날까지 꾸준히 화두에 오르는 주제로, 가히 인간의 삶의 최종적인 목표라고 볼 수 있다. 실제로 최근의 국제적 관점에서는 '좋은 사회'가 경제적 풍요만으로 단순하게 설명될 수 없으며, 행복이 곧 미래사회의 핵심이라고 바라보고 있다(허종호, 2021). 한편, 이러한 행복은 개인의 삶에서는 물론이고, 나아가 사회적 차원에서도 유용한 자원으로 기능한다. 예컨대, 높은 행복 수준을 보이는 개인들은 공동체를 위한 봉사활동에 더욱 많이 참여하는 등 친사회적 행동을 보이는데

\* 경북대학교 심리학과 학·석사 연계 과정생(Integrated bachelor's and master's program, Dept. of Psychology, Kyungpook National University) 교신저자(E-Mail: cloclo0131@gmail.com)

(Diener & Ryan, 2009; Krueger et al., 2001; Thoits & Hewitt, 2001), 행복한 개인들이 보이는 이러한 행동 패턴은 곧 건강하고 윤택한 사회의 발판이 됨을 알 수 있다. 또한 2017년 갤럽의 조사에 따르면 영국의 브렉시트(BREXIT) 선거나 미국의 2016년 대선에서 나타난 이례적 결과는 행복 이외의 그 어떤 사회지표로도 예측되지 않는 것으로 나타났는데(허중호, 2021; Gallup, 2017), 이러한 결과는 행복이 개인의 적응적인 삶뿐만 아니라 사회 수준의 거시적 변화에도 상당한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

한편, 한국은 짧은 시간 내에 눈부신 경제적 성과를 이뤄내며 선진국 반열에 올라왔으나, 높아진 객관적 삶의 질에 비해 주관적 행복감은 유독 낮은 것으로 보여진다. UN 산하의 지속가능발전해법네트워크(Sustainable Development Solutions Network; SDSN)에서 발간한 '세계행복보고서 2024'에 따르면 한국의 행복 지수 점수는 6.058로 측정되었는데, 이는 38개의 OECD 국가들 중 34위에 해당하는 처참한 수준이다(SDSN, 2024). 또한 국회미래연구원의 2022년 한국인의 행복조사 보고에 따르면 한국인의 행복감은 코로나 시기인 2020년부터 2022년까지 지속적으로 감소하는 추세를 보였다(허중호, 최지선, 2022). 이러한 조사 결과들은 한국인의 행복 수준이 전세계적 관점에서 보았을 때 그리 높지 않으며, 오히려 행복 수준을 향상시키기 위한 개입이 시급함을 시사한다.

그러나 행복과 같은 인간의 내적 속성은 다양한 개인·상황적 맥락의 복합적인 영향을 받기에, 행복을 충분히 이해하기란 쉽지 않다. 그러나 많은 선행연구들은 공통적으로 행복한 삶을 살아가는데 있어서 심리적 특성이 특히나 중요함을 강조해 왔다(구재선, 서은국, 2011; Diener et al., 2009; Myers, 2000). 그리고 행복심리학의 초석인 Seligman(2004)이 행복한 삶의 핵심이 긍정 정서라고 강조하였듯 다양한 심리적 특성 중에서도 특히 정서가 많은 연구자로부터 주목을 받아왔다(Cohn et al., 2009; Fredrickson & Joiner, 2002; Kuppens et al., 2008). 그 예로, 행복을 설명하기 위한 대표적인 심리학의 대이론인 자기결정성 이론(Self-Determination Theory)과 확장 구축 이론(Broaden and Build Theory)은 행복한 삶에 대한 각기 다른 설명을 제공하지만, 공통적으로 정서(특히, 긍정 정서)를 행복의 핵심적인 선행 요인으로 바라보고 있다. 또한 최근에는 두 대이론을 통합하기 위한 거시적 모델이 개발되었는데, 해당 모델에서는 조금 더 명시적으로 긍정 정서의 중요성을 강조하며 긍정 정서가 곧 행복의

정수(nexus)임을 주장하였다(Stanley & Schutte, 2023). 이와 같은 행복 연구의 흐름은 행복을 이해하고 정책을 개발함에 있어서 정서가 행복의 중요한 영향요인으로 고려되어야 함을 보여준다.

다만, 정서를 통해 개인의 행복을 설명하고자 시도하였던 기존의 연구들은 몇 가지 중대한 한계점을 지니고 있다. 먼저, 행복의 다차원적 속성을 충분히 반영하지 못하였다. Seligman(2011)은 삶의 만족도의 단일 차원을 활용하여 행복을 측정해오던 전통적인 관행을 비판하며 ‘플로리시(Flourishing)’의 개념을 제안하였다. 이때 플로리시는 행복을 바라보는 쾌락주의적 관점(hedonism)과 자기실현적 관점(eudaimonism) 모두를 통합하고 다차원적으로 반영하는 개념으로(Keyes, 2002), 행복이 어떤 단일한 차원으로 구성된 단순한 개념이 아님을 내포한다. 그럼에도 불구하고, 다수의 기존 연구들은 삶의 만족도나 안녕감과 같은 행복의 특정한 형태만을 살펴보았으며 행복의 다차원적 특성을 포괄적으로 살펴보지 못한 한계점을 지닌다(권중돈, 조주연, 2000; Diener et al., 1995). 다음으로, 기존의 연구들은 행복뿐만 아니라 정서 또한 지나치게 단순화하여 관계를 살펴보았다. 정서 연구에서 널리 활용되는 긍정 정서와 부정 정서의 이분법적 구분은 인간의 정서를 이해함에 있어서 전반적으로 요약된 정보를 제공한다는 유용성을 지니나, 개별 정서와 행복의 관계 혹은 개별 정서들 내부의 관계를 이해함에 있어서는 한계점을 지닌다. 실제로 Russell(1980)의 정서 구분에 따르면 같은 긍정 혹은 부정의 쾌락 차원에 존재하는 정서도 각성의 차원에서는 완전히 이질적인 정서일 수 있듯이 개별적인 정서들은 각각의 고유한 특성을 지니며, 이러한 고유성을 반영한 정서와 행복 연구가 이루어질 필요가 존재한다. 마지막으로, 정서의 방대한 개인차를 고려하지 못하였다는 한계점이 존재한다. 정서는 상황에 대한 개인의 감정, 생각, 그리고 행동을 모두 포괄하는 개념으로, 개인이 처한 상황과 맥락에 따라 정서의 활성화 양상은 급격히 변화할 수 있다. 예컨대, Lazić 외(2021)는 잠재프로파일분석을 통하여 긍정 정서와 부정 정서의 경험에 있어서 다양한 하위 유형이 존재할 수 있음을 발견하였는데, 이는 정서의 개인차를 탐색함으로써 단일 모집단을 가정하였을 때는 얻을 수 없었던 정서와 행복 연구의 새로운 시각을 발견할 수 있음을 보여준다.

따라서 본 연구는 위 한계점을 보완하면서도 정서와 행복의 관계를 탐색하기 위한 새로운 접근법을 활용하고자 한다. 구체적으로, 정서의 네트워크 접근을 이론적 기반으로,

그리고 정규 그래피컬 혼합 모형(Gaussian Graphical Mixture Model; GGMM)을 방법론적 기틀로써 활용하고자 한다. 먼저 정서의 네트워크 접근은 정신병리의 다양한 증상들 간 상호인과적 관계를 탐색하기 위해 고안된 네트워크 접근을 정서 연구에 적용한 것으로(Trampe et al., 2015), 인간이 경험하는 다양한 정서 사이에서 발생하는 역동적인 영향 관계의 탐색을 목적으로 한다. 이때 이와 같은 네트워크 접근에서 흔히 활용되는 통계적 방법이 바로 정규 그래피컬 모형(Gaussian Graphical Model; GGM)인데, 이는 부분상관행렬로 대표되는 변수들 간의 상호관련성을 설명가능한 그래프의 형태로 표현하는 모형이다. 본 연구에서 방법론적 기틀로 활용하고자 하는 GGMM은 GGM에 유한 혼합 모형의 접근이 결합된 방법으로, 이질적인 그래프 혹은 네트워크 구조를 보이는 혼합 요소(mixing component)들을 분류해 낸다. 즉, 본 연구에서는 GGMM을 활용하여 다양한 정서들 간의 관계에서 이질적인 패턴을 보이는 하위 군집을 분류하고, 분류된 정서 군집에 따른 행복의 다차원적 차이를 살펴보고자 한다. 또한, 분류된 정서 군집을 예측할 수 있는 사회인구학적 예측변인들을 탐색함으로써 어떠한 개인·상황적 맥락이 정서적 건강과 행복을 저해하는지를 살펴보고자 한다.

이를 통해 본 연구는 행복의 다차원적 차이에 기여하는 정서의 속성을 개별 정서 수준에서 세밀히 살펴볼 수 있을 것이며, 또한 정서의 개인차를 탐색함으로써 행복 증진을 위한 개별사례적(idiographic) 복지 정책의 경험적 근거를 마련할 수 있을 것이다. 이뿐만 아니라, 정서적 건강과 행복을 저해하는 개인·상황적 맥락을 탐색함으로써 행복 정책 개발의 제1순위로 고려되어야 하는 취약층을 파악할 수 있을 것으로 기대된다.

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 행복

행복한 삶과 관련된 논의는 고대부터 현재까지 지속적으로 이어지고 있으며, 주로 행복은 철학과 종교에서 다루는 핵심적인 주제 중 하나였다(Decy & Ryan, 2008). 행복은 현대 심리학에서도 또한 개입의 목적인 동시에 개입의 목표를 평가하는 기준이 되기도 하는데, 사실 행복에 대한 심리학적 논의가 시작된지는 그리 오래되지 않았다. 현대의 과학적인 심리학이 태동한 이후 제2차 세계대전을 경험하며 많은 심리학 연구들은

인간의 행복한 삶보다는 심리적 장애를 해결하는 데 초점을 두어 이루어졌다(김수지, 2023). 이처럼 인간의 부정적 측면에 초점을 맞춘 과거 심리학의 노력은 인간의 정신적 문제를 해결함에 있어서는 유용한 성과를 보였으나, 반대로 인간이 지닌 긍정적 자원과 성장을 도외시하였다는 한계를 지녔다. 1998년 미국심리학회장으로 취임한 Seligman은 이러한 맹점을 비판하며 인간의 긍정적 측면과 행복 증진에 초점을 둔 새로운 학문적 방향성을 제기하였고, 이를 바탕으로 긍정심리학(positive psychology)이라 불리는 분과를 발전시켰다(Seligman, 2011). 즉, 심리학에서 행복에 대한 연구가 제대로 수행된지는 아직 30년조차 되지 않았으며, 현재까지도 무엇이 행복한 삶을 이끄는지에 대한 논의는 여전히 활발히 진행 중이다.

인간의 성장과 행복에 목표를 두는 긍정심리학에서는 인간이 근본적으로 행복을 추구하는 존재라고 가정하며, 개인이 지닌 자원의 계발에 주목한다(권석만, 2008). 이러한 낙관적인 가정에 기반하여 초기의 긍정심리학은 '진정한 행복 이론(Authentic Happiness Theory)'을 전개하였는데, 진정한 행복 이론이란 쾌락주의적 관점과 자기 실현적 관점의 주장을 종합하여 행복을 설명하는 이론이다(Seligman, 2011). 이때 전자의 관점에서는 개인의 행복이 고통의 최소화와 쾌락의 증진을 통해 달성된다고 바라보는 반면, 후자의 관점은 성취감과 자율성 등의 경험을 통해 자신의 잠재력을 발휘함으로써 의미와 가치를 추구하는 것이 곧 행복이라고 주장한다(Deci & Ryan, 2008). 즉, 진정한 행복 이론은 서로 다른 관점에 기반해 행복을 설명하였던 기존의 연구들을 통합하기 위한 시도로 볼 수 있는데, 기존 연구들의 통합에서 나아가 진정한 행복 이론은 추후 행복한 삶의 세 가지 핵심 요소를 제안하였다(Seligman, 2011). 그중 첫 번째는 긍정 정서(positive emotion)로, 다양한 상황과 경험에서 유발되는 기쁨, 즐거움, 만족감 등의 정서 반응을 지칭한다. 두 번째 요소는 몰입(engagement)으로, 어떤 활동과 하나가 되어 자신과 타인을 자각하지 못할 만큼 그 활동에 깊숙히 빠져드는 것을 의미한다. 마지막 세 번째 요소는 의미(meaning)로, 자신의 인생 목적과 관련하여 개인이 중요하다고 믿는 것을 추구하는 행위를 의미한다. 즉, 진정한 행복 이론은 이러한 세 가지 요소가 충족될 때 비로서 개인은 만족스러운 삶을 영위할 수 있다고 바라보았다. 다만, 진정한 행복 이론에서 행복이라는 용어는 특정 시점에서의 긍정적인 정서 반응과 혼동되어 사용되는 경향이 존재했으며, 주로 삶의 만족도를 통해 측정된 행복은 측정 시점 당시의 일시적인 기분에 지나치게 의존적인 문제점을 지녔다(우문식, 2017). 따라

서 이후 Seligman(2011)은 행복에 대한 논의를 조금 더 정교하게 수정하여 확장된 이론을 제시하였고, 이 이론이 바로 '웰빙 이론(Well-being Theory)'이다.

웰빙 이론은 진정한 행복 이론과 목표에서부터 차이를 보였는데, 단순한 행복을 넘어 인간이 효과적으로 기능할 수 있는 최상의 범위를 의미하는 '플로리시(Flourishing)'를 긍정심리학의 새로운 지향점으로 제시하였다(Seligman, 2011). 이때 플로리시는 앞서 살펴본 쾌락주의적 관점의 행복과 자기실현적 관점의 행복 개념 모두를 다차원적으로 반영하는 개념으로(Keyes, 2002), 웰빙 이론의 접근법이 삶의 만족도의 단일 측도만으로 개인의 적응 수준을 충분히 평가될 수 있다고 가정한 진정한 행복 이론과는 상당히 상이함을 보여준다(Huppert & So, 2013). 또한 웰빙 이론은 플로리시의 증가를 위하여 진정한 행복 이론에서 주장한 행복의 세 가지 조건에 더하여 긍정적 관계(relationships)와 성취(achievement)의 두 가지 조건을 추가적으로 강조하였으며, 각 조건의 앞 철자를 따서 개인의 행복을 설명하기 위한 'PERMA 모형'을 제안하였다(Seligman, 2011). 즉, 웰빙 이론에서 제안된 플로리시의 개념과 PERMA 모형은 행복이 다차원적 속성으로 구성되어 있으며, 개인의 행복 수준 평가를 위해서는 다양한 영역에서의 적응 수준이 총체적으로 고려되어야 함을 보여준다. 실제로 이러한 행복의 다차원적 속성은 다수의 경험적 연구로부터도 꾸준히 발견되었는데(Butler & Kern, 2016; Delsignore et al., 2023; Thomas & Stock, 1988), 이는 무엇이 행복인가를 넘어 본 연구와 같이 무엇이 행복을 유도하는가를 탐색할 때에도 행복의 다차원성이 신중히 고려될 필요가 있음을 내포한다.

한편, 행복이 무엇인가에 대한 논의에 이어, 행복을 이끄는 다양한 영향요인에 대한 실증적 연구 또한 활발히 수행되고 있다(김승권 외, 2008; 박민진 외, 2021; Cheng & Furnham, 2002; Singh & Jha, 2008). 다만, 긍정심리학의 초석인 Seligman(2004)이 행복한 삶의 핵심은 긍정 정서라고 주장하였듯 정서와 관련된 행복 연구가 특히나 많이 이루어져 왔다. 일반적으로 긍정 정서는 행복의 한 형태인 삶의 만족도나 웰빙 수준을 높이는 것으로 여겨지며(Cohn et al., 2009; Fredrickson & Joiner, 2002; Lin, 2019; Park et al., 2022), 부정 정서는 아무런 효과를 미치지 않거나 부적인 효과를 지닌다는 연구 결과가 혼재한다(권대훈, 2018; Cohn et al., 2009; Fredrickson & Joiner, 2002; Kuppens et al., 2008). 이와 같은 선행 연구들은 긍정 혹은 부정 정서와 행복 사이의 일반적인 관계를 설명하고 행복 증진을 위한 포괄적인 정책을 수립

함에 있어서 유용한 정보를 제공하나, 한편 우울증 환자와 같이 특정 정서에 대한 취약성을 지닌 사람들에게 대한 개별사례적 복지를 제공함에 있어서는 제한점을 지닌다. 실제로 우울과 분노의 정서는 동일하게 같은 부정 정서의 차원에 속할지라도 각성의 측면에서 서로 반대되는 속성을 지니고 있는데(Russell, 1980), 이는 같은 긍정 혹은 부정 정서에 속할지라도 개별 정서들이 지니는 속성은 상당히 상이할 수 있음을 의미한다. 따라서 행복과 정서의 관계를 정확히 이해하기 위해서는 긍정 및 부정 정서의 전역적인 효과뿐만 아니라, 개별 정서의 고유한 효과를 함께 살펴볼 필요가 존재한다. 이와 관련하여 최근 우울의 주요한 증상 중 하나로 행복 경험이 부정적인 결과와 연결될 것이라는 잘못된 믿음인 행복에 대한 두려움(Fear of Happiness; FOH)이 주목받고 있는데(Gilbert et al., 2014; Vuyst et al., 2023), FOH는 삶의 목표에 대한 동기와 지각된 유능감을 감소시킴으로써 개인의 플로리시를 저해한다(Belen et al., 2020). 한편, Lehmkuhler(2021)은 일주일간의 반복측정을 통하여 분노와 행복의 관계를 특성 수준과 상태 수준에서 살펴보았는데, 그 결과 분노와 행복은 특성 혹은 상태 수준 모두에서 부적인 연관성이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 개별 정서 중심의 연구들은 특정 정서가 행복과 관련되는 양상이 다른 정서와는 차별적일 수 있으며, 또한 왜 그러한 관련성이 나타나는지에 대한 설명 또한 정서별로 상이할 수 있음을 보여준다.

## 2. 정서

정서는 상황에 대한 개인의 의식적 혹은 무의식적 평가에 기반하여 발생하는 감정, 생각, 그리고 행동을 모두 포괄하는 개념으로, 일반적으로 즐거움과 기쁨 등을 나타내는 긍정 정서 및 분노와 우울 등을 지칭하는 부정 정서의 두 차원으로 구분된다(박홍석, 이정미, 2016; Watson et al., 1988). 이때 정서는 개인의 행복을 평가하는 핵심적인 요소로 활용되는데(구재선, 김의철, 2006), 이러한 정서적 요소의 중요성을 보여주듯 많은 행복 이론들이 긍정 혹은 부정 정서를 행복하기 위한 선행 요인으로 주목해 왔다. 대표적으로, Deci와 Ryan(2004)이 주창한 자기결정성 이론에 따르면 자기결정성의 수직선 상에서 표상되는 내재적인 동기에 기반한 행동과 기본 심리 욕구(자율성, 유능성, 관계성)의 만족은 긍정적 정서 상태를 유발하며(Decy & Ryan, 1991), 결과적으로 더욱 높은 상태의 행복 혹은 주관적 안녕감에 도달하도록 한다(Inguglia et al., 2018). 즉, 자

기결정성 이론은 내재적 동기와 기본 심리 욕구의 충족이 행복과 같은 개인의 적응에 영향을 미치는 과정에서 긍정 정서의 교량 역할에 주목하였다. 한편, 행복을 설명하는 또 다른 대이론인 확장 구축 이론에서는 자기결정성 이론과는 다른 정서의 역할에 주목하여 개인의 행복을 설명하였다(Fredrickson, 2003). 확장 구축 이론에 따르면, 즐거움, 평온, 그리고 흥미와 같은 긍정 정서의 경험은 창의적인 사고와 행동의 레퍼토리를 확장하도록 촉진하며, 이렇게 확장된 레퍼토리는 곧 개인의 신체·심리·사회적 자원이 되어 행복 수준을 높인다(Fredrickson, 2013). 반대로, 공포와 슬픔과 같은 부정 정서는 개인의 지각을 축소함으로써 자원을 구축할 기회를 회피하게 만든다(Fredrickson, 2013). 확장 구축 이론의 관점은 긍정 정서 그 자체의 확장 효과를 강조하는 것으로, 동기 및 욕구와 행복을 연결하는 교량으로서의 역할을 강조한 자기결정성 이론과는 정서의 역할에 있어서 분명한 입장 차이를 보여준다. 즉, 위 두 이론은 정서(특히 긍정 정서)가 행복에 기여하는 메커니즘에 대해 서로 다른 설명을 제공하고 있는데, 그럼에도 불구하고 각 이론에서 정서는 개인이 행복하기 위한 핵심적인 선행 요인으로 강조되고 있다. 또한 최근에는 두 이론을 통합하여 행복 플로리시를 설명하기 위한 시도가 이루어진 바가 존재하는데(Stanley & Schutte, 2023), 해당 접근에서도 또한 개인의 행복 플로리시를 결정하는 정수로서 긍정 정서를 강조하였다. 이는 곧 각각의 이론이 강조하는 정서 기능의 측면이 다를지라도, 개인의 행복 플로리시를 이해함에 있어서 정서를 중심으로 다양한 이론들이 통합될 수 있으며 행복한 사회를 만들어 가기 위해서는 정서가 중요시 고려될 필요가 있음을 보여준다.

한편, 행복에 대한 정서의 기능을 이해하기 위해서는 정서가 언제 어떠한 양상으로 활성화 및 억제되는지의 시스템을 이해할 필요가 있다. Russell(1980)은 인간이 경험할 수 있는 모든 정서는 좋거나 나쁘거나, 그리고 에너지가 강하거나 약하거나로 단순화하여 표현할 수 있다고 보았으며, 이러한 접근을 발전시켜 쾌락(valence)과 각성(arousal)의 두 가지 기본적인 신경생리학적 차원에 기반하여 '원형 모형(Circumplex Model; CM)'을 주창하였다. CM에 따르면 인간이 경험하는 기본 정서는 두 차원의 조합으로 이해될 수 있으며, 따라서 개인들은 쾌락-불쾌와 고각성-저각성의 두 차원으로 구성된 네 가지 영역 중 하나의 정서만을 경험하게 된다(Russell, 1980; Russell et al., 1999). 이때 CM은 긍정 정서로 대변되는 쾌락 정서와 부정 정서로 대변되는 불쾌 정서가 쾌락 차원의 서로 다른 양 극단에 위치한다고 가정하여, 슬프면서도 즐거운 것

과 같이 혼합된 정서는 발생할 수 없다고 바라본다(Curtiss et al., 2019). 반면, CM에 대한 대안으로 비교적 최근 제안된 '평가적 공간 모형(Evaluative Space Model; ESM)'은 긍정 정서와 부정 정서의 양립불가능성에 대한 CM의 제약을 덜어낸 모형으로(Cacioppo et al., 1999), 공동 활성화(co-activation)와 공동 억제(co-inhibition)의 다양한 정서 상태가 나타날 수 있다고 바라본다(Lansen et al., 2001). 이때 공동 활성화는 긍정 및 부정 정서가 동시에 활성화되는 상태로, 즐거우면서 우울한 상태 등을 지칭한다. 반대로, 공동 억제는 CM에서 주장하는 정서 상태로, 긍정 혹은 부정 정서 한 쪽의 활성화가 다른 정서를 억제하는 상태를 의미한다. 따라서 공동 억제의 양상만을 설명하는 CM에 더하여 ESM은 공동 활성화 현상에 대한 추가적 설명을 제공한다는 점에서 두 모형의 설명 범위는 위계적이라고 볼 수 있다.

과거에는 주로 CM을 지지하는 연구 결과가 주를 이루었던 반면, 최근에는 ESM을 지지하는 경험적 근거가 누적적으로 발견되고 있다(Moeller et al., 2018). 구체적으로, 과거의 연구들은 긍정 정서와 부정 정서 사이에서 발견되는 부적인 상관관을 근거로 제시하며 CM을 발전시켰다(Russell & Carroll, 1999; Smith & Ellsworth, 1985). 이때 두 정서 사이에서 발견되는 부적 관련성은 곧 공동 억제의 현상을 보여주는 것으로, CM을 지지하는 핵심적인 근거로 활용되었다. 하지만 통계적 모델링 기법이 발전하며 최근에는 공동 억제 외에도 다양한 정서 상태가 존재할 수 있음이 발견되었다. Moeller 외(2018)는 네트워크 분석을 활용하여 정서 간 구조적 관계의 개인 간 효과와 개인 내 효과를 탐색하였는데, 개인 간 효과 분석에서는 기존의 연구들과 유사하게 긍정 정서와 부정 정서 사이 부적 관계가 주로 발견된 반면, 개인 내 효과 분석에서는 긍정 정서와 부정 정서 간 정적 관계가 빈번하게 발견되었다. 이 외에도 즐거우면서 슬픈 상태와 같이 긍정 정서와 부정 정서가 빈번히 함께 나타남을 보여주는 연구가 꾸준히 증가하고 있는데(Lansen & McGraw, 2014; Trampe et al., 2015), 이러한 결과들은 개인이 경험하는 정서가 공동 억제뿐만 아니라 공동 활성화의 양상을 보일 수 있음을 보여주며, ESM이 CM보다 정서의 더욱 다양한 측면을 설명할 수 있음을 의미한다. 한편, 긍정 정서와 부정 정서의 관계가 정적 혹은 부적인 것 외에도, 두 정서 간의 관계가 독립적이라는 연구 또한 존재한다(Diener & Emmons, 1984; Egloff, 1998; Larson, 1987). 예컨대, Egloff(1998)는 과제의 수행을 통해 실험 참가자에게 특정 정서를 유도하고, 정서 유발 전과 후의 긍정 및 부정 정서를 각각 측정하여 각 시점에서

의 상관관계를 비교하였다. 그 결과, 전반적으로 긍정 정서와 부정 정서 사이의 상관관계는 유의하지 않은 것으로 확인되었는데, 이때 두 정서 간 상관관계는 과제 수행을 통한 정서 유도 전후 시점에 따라 유의하게 달라지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전반적으로 두 정서가 독립적으로 활성화될 수 있음을 보여줌과 동시에, 개인이 처한 상황과 맥락이 정서 간 관계에 영향을 미칠 수 있음을 내포한다.

다만, 이처럼 두 정서가 독립적으로 나타나는 패턴은 공동 활성화나 공동 억제 중 어느 한 개념에 명확히 대응되지 않는 데, CM과 ESM 같은 획일화된 이론만으로는 정서의 방대한 개인차를 설명하는 데는 한계가 존재한다. 따라서 최근의 정서 연구자들은 ‘긍정 정서와 부정 정서의 관계가 어떠한가?’에 대한 고전적인 논의에서 ‘어떠한 환경이 긍정 정서와 부정 정서의 관계에 영향을 주는가?’의 탐색적인 문제로 논의의 방향성을 전환하고 있다(Moeller et al., 2018). 그러나 행복한 삶을 위한 정서의 중요성에도 불구하고, 아쉽게도 현재까지 한국인을 대상으로 전반적인 정서 패턴은 물론, 그러한 패턴의 개인차를 탐색한 연구는 전무한 실정이다. 따라서 본 연구는 행복에 있어서 정서 패턴의 중요성에 초점을 맞추어, 한국인의 정서 경험의 개인차를 탐색하고 어떠한 개인·사회적 맥락이 그러한 개인차를 야기하는지를 종합적으로 살펴보고자 한다.

### 3. 정서의 네트워크 접근

심리학에서의 네트워크 접근은 복잡한 인간의 정신 과정에 대한 새로운 통찰을 제공하기 위한 시도로, 그 시작은 정신병리와 그 증상에 관한 Borsboom(2008)의 논의에서 출발하였다. 네트워크 접근이 고안되기 이전, 심리학에서는 주로 고전 검사 이론에 기반한 차원적 접근을 활용하여 심리 장애를 연구하였다. 여기서 차원적 접근이란 개인이 지니는 심리적 장애(예: 우울장애)의 수준이 잠재변인의 연속선상에서 표현될 수 있으며, 관찰되는 구체적인 증상(예: 우울감과 수면 문제)들은 잠재적인 문제에 영향을 받아 유발되는 현상이라 바라보는 관점이다(Borsboom, 2013). 이때 차원적 접근은 심리 장애의 잠재적 수준을 통제하였을 때 모든 증상들 간의 관계는 독립이며 증상들 사이에서 발견되는 관련성은 그저 오차 수준에 불과하다는 지역 독립성(local independence) 가정을 바탕으로 한다(Borsboom, 2008). 그러나 수많은 경험적 연구로부터 심리 장애의 다양한 증상 간 깊은 관련성이 발견되었듯(Chung & Breslau, 2008; Gibson et

al., 2011; Simms et al., 2008) 증상들은 어떠한 맥락에서 서로 완전히 이질적일 수 있으며 차원적 접근으로는 탐색되지 않는 증상들 간의 특수한 상호관계가 존재할 수 있다(Borsboom, 2008). 따라서 Borsboom(2013)은 기존 차원적 접근의 한계점을 보완하여, 개별 증상들 간 역동적인 상호관계의 탐색에 초점을 맞춘 ‘정신병리의 네트워크 접근(Network Approaches to Psychopathology)’을 발전시켰다. 정신병리의 네트워크 접근에서 네트워크는 노드(node)와 엣지(edge)의 두 가지 요소로 구성되는데, 노드는 개별 증상을 의미하는 원형 요소를 의미하며 엣지는 두 노드를 연결하는 선을 의미한다. 이때 네트워크에서 엣지의 굵기는 연결된 두 노드 간의 관련성을 반영하는 가중치의 형태로 추정되는데, 일반적으로 다른 노드들을 통제했을 때 두 변수의 순수한 관련성을 의미하는 부분상관계수가 엣지 가중치의 추정치로 활용된다(Borsboom, 2013). 즉, 정신병리의 네트워크 접근은 정신병리의 다양한 개별 증상들이 주고받는 상호 강화 및 억제 효과를 탐색함에 있어서 기존의 차원적 접근이 제공하지 못했던 새로운 통찰을 제공할 수 있다.

한편, 최근에는 정신병리를 넘어 정서 연구에서도 네트워크 접근이 활용되기 시작하였다(Trampe et al., 2015). 앞서 살펴보았듯 인간의 정서는 공동 활성화와 공동 억제 등 다양한 패턴으로 활성화될 수 있는데, 이는 전통적으로 긍정 및 부정 정서의 차원을 통해 인간의 정서를 설명하였던 차원적 접근만으로는 개별 정서들의 관계에 대한 깊이 있는 이해를 얻기에는 제한점이 존재함을 보여준다. 반면, 정서의 네트워크 접근은 다양한 정서 사이의 상호관계를 살펴봄에 있어서 유용하게 활용될 수 있으며, 인간의 복잡한 정서 체계에 대한 깊이있는 통찰을 제공할 수 있는 접근이다(Trampe et al., 2015). 실제로 정서들의 공동 활성화와 관련된 측면에서 다양한 정서 연구 접근법을 비교한 Lange와 Zickfeld(2021)의 연구에 따르면 정서들의 복잡한 패턴을 가장 잘 설명할 수 있는 접근은 네트워크 접근으로, 인간의 복잡한 정서 체계를 이해함에 있어서 정서의 네트워크 접근은 유용한 도구로 활용될 수 있다. 이때 정서의 네트워크 접근에서는 정신병리의 네트워크 접근과 동일하게 노드와 엣지로 구성되는 네트워크를 추정하는데, 개별 정서의 측정 변수들을 노드로 활용하여 엣지 가중치를 추정함으로써 정서들 간의 상호 영향관계를 탐색할 수 있다.

정서의 네트워크 접근은 2015년 Trampe 외(2015)에 의해 처음 제안된 이후 지속적

으로 관련된 경험적 연구가 이루어져 왔다(Lange & Zickfeld, 2021; Moeller et al., 2018; Whiston et al., 2022). 많은 연구가 주로 심리 장애 환자군의 정서 네트워크 패턴을 탐색하는 목적으로 수행되었는데, 그 예로 Strauss 외(2023)는 조현병 환자의 네트워크에서 수치심이 핵심적인 정서로 기능하고 있으며 수치심 정서의 조절을 통해 망상과 환각 등의 양성 증상을 줄일 수 있음을 발견하였다. 이뿐만 아니라, 그들은 정서 네트워크의 노드들이 서로 연결된 정도인 밀도(density)가 낮을수록 반사회성과 정서적 둔마 등의 음성 증상이 심각해짐을 발견하였다. 이러한 결과는 다른 정서의 활성화 수준과는 무관하게 특정 정서가 불균형적으로 강화될 경우 다양한 인지·정서적 차원의 문제가 발생할 수 있음을 보여준다. 또한 Shin 외(2022)는 주요우울장애와 범불안장애 환자군의 네트워크를 통제군과 비교하였는데, 그 결과 부정 정서 네트워크의 밀도는 높고 긍정 정서 네트워크의 밀도는 낮을수록 우울 혹은 불안의 임상군에 속할 확률이 높음을 확인하였다. 본 결과는 정서의 종류에 따라서 독립적인 정서 활성화 패턴이 적응적인 결과를 야기할 수도 있고 반대로 부적응적인 결과를 유발할 수도 있음을 내포한다. 이처럼 세부적인 접근법과 초점은 연구마다 조금씩의 차이를 보였으나, 공통적으로 정서의 네트워크 접근에 기반한 연구들은 네트워크 분석을 통해 얻어지는 부분상관, 중심성, 그리고 밀도 등의 정보가 개인의 적응 수준을 예측하는 중요한 지표가 될 수 있음을 보여준다.

하지만 위 선행 연구들은 네트워크 접근을 통해 다양한 정서들 간 역동적 관계를 탐색하였다는 의의에도 불구하고, 몇 가지 한계점을 지닌다. 먼저, 정서의 개인차를 충분히 고려하지 못하였다. 기존의 연구들은 주로 변수의 동일한 수준에 속하는 개인들이 모두 동질적이라는 비현실적 가정을 바탕으로 하는 변수중심적(variable-centered) 접근을 활용하였는데, Lazić 외(2021)가 긍정 및 부정 정서의 경험에 있어서 다양한 하위 유형이 존재함을 발견하였듯 인간의 정서에는 상당한 개인차가 존재한다. 한편, 이러한 개인차를 감안하기 위하여 최근 큰 주목을 받고있는 방법이 바로 개인중심적(person-centered) 접근인데, 이는 모집단의 개인들이 이질적이라는 가정 하에서 유사한 패턴을 보이는 하위 유형을 추정하기에 훨씬 더 유연한 해석이 가능하다는 장점을 지닌다(Laursen & Hoff, 2006). 즉, 정서의 네트워크 접근에서 또한 개인차를 고려하기 위하여 개인중심적 접근이 함께 고려될 필요가 존재한다. 다음으로, 정서의 네트워크 접근을 취한 많은 연구들이 임상적 병리군을 대상으로 수행되어 일반인의 정서를 이해하기 위한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 주로 연구대상이 임상군이었던 탓에 정서

와 함께 탐색된 변인도 병리적인 속성을 반영하고 있었는데, 행복과 같은 인간의 긍정적 측면을 연구함에 있어서도 정서의 네트워크 접근이 활용된다면 플로리시 증진을 위한 풍성한 정보를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로, 한국인의 정서 네트워크를 탐색한 연구는 전무한 실정이다. 한국은 동양 문화권 중에서도 한(恨)과 정(情)과 같은 문화 특수적인 정서를 많이 보유하고 있는데, 이는 서구의 정서 연구 결과가 한국에서도 동일하게 일반화되기는 어려울 수 있음을 의미한다. 따라서 한국인을 대상으로 한 정서 네트워크 또한 폭넓게 탐색될 필요가 존재한다.

정리하자면, 본 연구는 정서의 네트워크 접근에 기반하여 한국인의 정서에서 나타나는 개인차와 다차원적 행복의 관계를 살펴보고자 한다. 이를 위한 구체적인 연구 문제는 아래와 같다.

**연구문제 1.** 한국인의 평균적인 정서 네트워크의 특징은 어떠한가?

**연구문제 2.** 한국인의 정서 네트워크에서 하위 군집의 개수는 몇 개이며, 각 군집의 특징은 어떠한가?

**연구문제 3.** 정서 네트워크의 하위 군집에 따라 행복의 다차원적인 차이가 존재하는가?

**연구문제 4.** 사회인구학적 특성에 따라 각 정서 네트워크의 하위 군집에 대한 소속 확률이 상이한가?

### Ⅲ 연구 방법

#### 1. 자료 및 조사 설계

본 연구는 국회미래연구원이 실시한 ‘한국인의 행복조사, 2023’의 자료를 분석에 활용하였다(허종호, 2023). 한국인의 행복조사는 2021년부터 시행되어 현재 3차 조사까지 완료된 반복횡단조사로, 대한민국 국민의 행복 수준과 불평등 크기를 객관적으로 측정하고 이의 결정요인을 탐색하는 것을 최종적인 목표로 한다. 본 조사는 크게 행복 부문을 포함한 8가지 조사 영역으로 구성되어 있으며, 그중 정서와 다차원적 행복의 복잡한 관계를 탐색하기 위하여 행복 부문과 정서 부문의 자료를 중심으로 분석하였다.

2023년 조사는 만 15세 이상의 대한민국 국민을 조사 대상으로 하여, 전국에 거주하는 7,582가구의 16,305명의 응답자로부터 자료를 수집하였다.

## 2. 변수 정의와 측정

### 1) 다차원적 행복

행복의 다차원적 속성을 측정하기 위하여 한국인의 행복조사에 포함된 총 9개의 문항을 활용하였다. 첫 번째 문항은 ‘전반적 행복감’을 측정하기 위한 문항으로, “전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 문항에 0점(전혀 행복하지 않다)부터 10점(매우 행복하다)까지의 리커트 척도로 전반적 행복감을 측정한다. 다음으로 자기실현적 행복의 세 가지 영역인 ‘삶의 의미’, ‘성취감’, 그리고 ‘인생 결정 자유도’를 측정하기 위하여 각각 “전반적으로 볼 때, 평소 내가 하는 여러 가지 것들이 삶에서 의미 있다고 느낀다”, “나는 대체로 내가 하는 일로부터 성취감을 느낀다”, 그리고 “나는 어떻게 살아야 할 것인지 결정하는 데 있어 자유롭다”의 문항에 대한 동의 정도를 0점(전혀 동의 안 함)부터 10점(매우 동의함)까지의 리커트 척도로 측정하였다. 마지막으로, 자신의 ‘삶에 대한 평가’ 수준을 확인하기 위하여 다섯 가지 문항의 평균 점수를 활용하였다. 이때 응답자는 “나의 삶의 조건들은 훌륭하다”와 같은 문항들에 대한 동의 정도를 1점(전혀 동의 안 함)부터 7점(매우 동의함)까지의 리커트 척도상에서 응답하였다. 삶에 대한 평가 문항들의 내적 신뢰도 계수는  $\alpha=.86$ 이다.

### 2) 정서

정서의 측정을 위하여 한국인의 행복조사 내 정서 부문의 문항들을 활용하였다. 그중 ‘어제 느낀 감정’의 수준을 측정하는 10가지 문항을 활용하였으며, 각 문항은 서로 다른 정서의 활성화 수준을 0점(전혀 느끼지 못함)부터 10점(온종일 느낌)까지의 리커트 척도로 평정한다. 구체적으로 즐거움, 차분함, 걱정, 슬픔, 우울, 분노, 스트레스, 피곤, 활력, 그리고 외로움의 정서 활성화 수준이 본 문항들을 통하여 평정되었다. 이때 정서 유형의 개념적 구분을 위하여 즐거움, 차분함, 그리고 활력의 정서는 긍정 정서로, 나머지 정서들은 부정 정서로 분류하였다.

### 3) 사회인구학적 설명변수

정서 네트워크의 하위 군집을 분류한 후 각 군집에 대한 사회인구학적 설명변수의 예측효과를 살펴보기 위하여 총 9개의 변인을 활용하였다. 구체적으로 성별, 연령, 교육 수준, 개인 소득, 직업 유무, 건강 상태, 독거 여부, 기초생활수급자 여부, 그리고 다문화가정 여부의 변수를 활용하였다. 이들 중 연령, 교육 수준, 개인 소득, 그리고 건강 상태 변수는 연속형으로 간주하여 분석에 활용하였는데, 교육 수준의 경우에는 ‘중졸 이하(1)’, ‘고졸(2)’, 그리고 ‘대학 재학 이상(3)’의 세 수준으로 재정의된 변인을 활용하였으며 건강 상태 변수는 자료의 원 변수를 역코딩하여 값이 클수록 건강 상태가 좋을 것을 의미하도록 변환하였다. 한편, 성별, 직업 유무, 독거 여부, 기초생활수급자 여부, 그리고 다문화가정 여부 변수는 이분형 변수로서 분석에 활용하였는데, 각각 남성이고 독거 중이며 기초생활수급자에 해당하고 다문화가정에 해당하는 경우 1의 값이 할당되도록 더미변수화 하였다.

### 3. 분석 방법

본 연구는 한국인의 정서 네트워크에서 하위 군집을 추정하고, 각 군집에 대한 행복의 다차원적 차이와 사회인구학적 변인들의 예측효과를 탐색하는 것을 목표로 한다. 이를 위하여 GGM을 기반으로 하위 군집을 분류하는 GGMM의 분석을 중심으로 수행하였다.

GGMM은 단일 집단에서 노드들 간의 상호 관계를 네트워크 혹은 그래프 형태로 추정 및 시각화하는 GGM에 모형 기반 군집화(model-based clustering) 기법이 결합된 방법이다(Fop et al., 2019). 여기서 모형 기반 군집화란 자료의 다변량 분포가 잠재적인 분포들의 유한 혼합으로부터 생성되었다는 가정에 기반하여 다양한 통계적 지표를 통해 혼합 요소(component)들을 분류하는 접근법으로(Fraley & Raftery, 2002), 단순히 관찰값 간의 거리를 기반으로 군집을 분류하였던 전통적인 휴리스틱 기반 군집화(heuristic clustering)보다 정교한 접근법으로 볼 수 있다. 한편, GGMM과 같은 네트워크 분석에서는 주로 고차원(high-dimensional)의 자료를 활용하기에, Bellman(1957)이 주장하였듯 ‘차원의 저주(curse of dimensionality)’로 인한 계산상의 다양한 문제가 발생하고 모형의 간명성이 저해될 수 있다. 따라서 GGMM은 위와 같은 문제를 방지하고자 GLASSO(Graphical Least Absolute Shrinkage and Selection Operator)

와 베이지안 규제화(bayesian regularization)의 벌점화 기법을 통해 희소한(sparse) 공분산 행렬을 추정한다(Fop et al., 2019). 이는 곧 추정치가 0에 가까운 엷지 가중치에 대해서는 값이 0으로 제약되어 전반적으로 중요한 추정치만을 포함하는 간명한 결과물을 산출한다는 의미로, 모형의 추정에서나 해석의 간명성에서나 큰 이점을 준다. 이때 본 연구에서는 GLASSO 기법을 적용하기 위한 패널티 함수로 EBIC(Extended Bayesian Information Criterion)을 활용하였으며, 선행연구들의 제안에 따라 패널티 함수의 하이퍼파라미터 값으로 0.5를 활용하였다(Epskamp et al., 2017; Foygel & Drton, 2010). 요약하자면, GGMM은 노드들 간의 부분상관계수로 대표되는 네트워크 구조에서 이질적인 패턴을 보이는 하위 유형을 분류하는 기법으로, 다양한 벌점화 기법을 적용함으로써 노드들 간의 복잡한 관계를 간명하게 해석할 수 있도록 도와준다. 본 연구는 정서 활성화 패턴의 개인차를 탐색하기 위하여 10가지의 개별 정서변수들을 노드로 활용하여 GGMM을 분석하였으며, 구체적인 분석의 절차는 아래와 같다.

우선, 정서 네트워크의 하위 군집을 분류하기에 앞서 한국인의 평균적인 정서 네트워크 패턴을 살펴보기 위하여 군집 개수를 1개로 고정하고 GGMM을 분석하였다. 이때 추정된 네트워크를 시각화할 때 엷지 가중치의 추정치가 양수 혹은 음수일 경우 각각 푸른색과 붉은색으로 나타냈으며, 추정치의 절댓값이 클수록 선의 굵기가 굵어지도록 표현하였다. 또한 어떠한 정서가 네트워크 내에서 핵심적인 역할을 수행하고 있는지를 탐색하기 위하여 각 노드에 대한 강도(strength), 근접(closeness), 그리고 매개(betweenness) 중심성을 계산하였는데, 중심성 측도들 간의 높은 상관성을 고려하여 강도 중심성에 초점을 두어 결과를 해석하였으며 다른 두 중심성의 값은 참고로서 제시하였다(Valente et al., 2008).

다음으로, 군집 개수를 2개부터 10개까지 하나씩 늘려가며 최적의 하위 군집 개수를 결정하였다. 이때 군집의 개수 결정을 위한 통계적 준거로 BIC(Bayesian Information Criterion)를 활용하였으며, 분류의 질적인 해석 가능성을 함께 고려하였다. 이를 통해 최적의 군집 개수를 결정한 후에는 각 하위 군집별로 추정된 정서 네트워크를 시각화하고, 각 노드에 대한 중심성을 계산하였다. 또한, 중심성 통계량에 더하여 분류된 군집들의 특징을 더욱 자세히 이해하기 위해 0으로 제약되지 않은 엷지 가중치의 개수를 가능한 최대의 엷지 개수로 나눈 값인 밀도(density)를 계산하였으며, 개별 정서 각각의 평

균 활성화 수준을 군집별로 프로파일링하여 비교하였다. 그리고 위 과정을 통해 얻어진 정보들을 종합적으로 고려하여 각 하위 군집의 이름을 명명하였다.

이후 GGMM을 통해 분류된 하위 군집들 간에 다차원적인 행복의 차이가 존재하는지를 검정하였다. 이때 행복의 각 차원별 속성을 종속변수로 하여 반복적인 단변량 분산 분석(Analysis of Variance; ANOVA)을 수행할 경우 제1종 오류가 증가할 우려가 존재하기에, 본 연구는 제1종 오류의 팽창을 통제하기 위하여 다변량분산분석(Multivariate Analysis of Variance; MANOVA)을 활용하였다. MANOVA 분석을 위한 통계량으로는 Wilks, Pillai, Hotelling, 그리고 Roy의 통계량을 종합적으로 활용하였다. 그리고 만약 MANOVA 분석을 통해 적어도 한 차원에서 군집에 따른 행복 수준의 차이가 유의한 것으로 확인되었다면, 구체적으로 어떠한 차원에서 그러한 차이가 존재하는지를 살펴보기 위해 ANOVA 분석을 수행하였다. 이때 사후 검정 방법으로는 SNK 검정과 Scheffe 검정을 활용하였다.

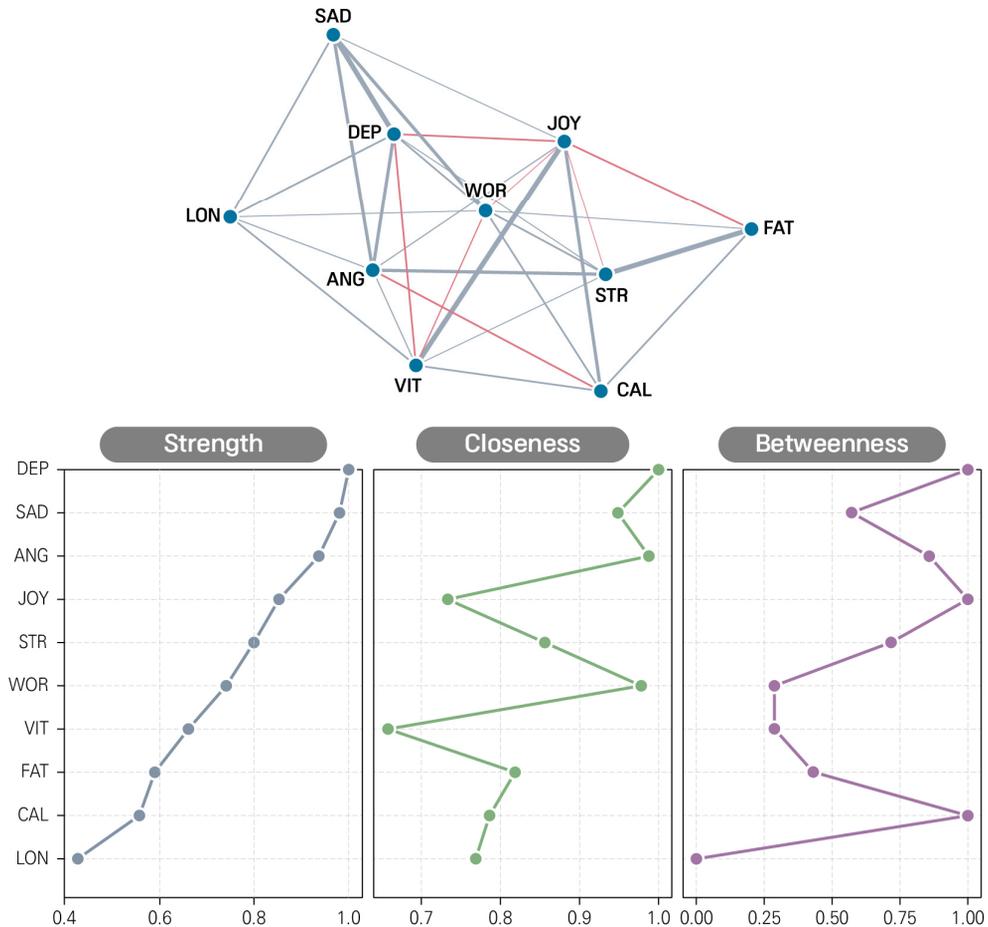
마지막으로 어떠한 개인·사회적 맥락이 정서 네트워크의 개인차를 유발하는지를 살펴보았다. 이를 위해 다양한 사회인구학적 설명변수를 바탕으로 군집의 멤버십을 예측하는 다항 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 이때 각 군집에 대한 소속 확률의 상대적인 비교를 위하여 분류된 군집들 중 가장 낮은 행복 수준을 보이는 군집을 참조집단으로 설정하였다.

모든 분석은 R 4.3.3(R Core Team, 2024) 환경에서 수행되었으며, GGMM 분석을 위한 *mixggm* 1.0.1(Fop et al., 2019) 등의 라이브러리를 추가적으로 활용하였다. GGMM과 MANOVA 과정에는 자료에 포함된 16,305명의 자료를 별도의 결측 처리 없이 모두 활용하였으며, 다항 로지스틱 회귀분석에서는 일부 공변인에 존재하는 결측(모름/무응답) 응답을 제외하여 총 16,248명의 응답만을 분석에 활용하였다. 이때 정서와 행복은 조사일시가 주중인지 혹은 주말인지에 따라 상당한 영향을 받을 것으로 예상되어, 조사 요일 변수를 변환하여 MANOVA와 다항 로지스틱 회귀분석에서 주말 여부의 효과를 통제하였다.

## IV 연구 결과

### 1. 한국인의 정서 네트워크

정서 네트워크에서 하위 군집을 추정하기에 앞서, 변수중심적 관점에 기반하여 한국인의 평균적인 정서 네트워크 패턴을 확인하기 위해 군집의 수를 1개로 고정한 모형을 분석하였다. 추정된 부분상관계수 행렬을 바탕으로 네트워크를 시각화하여 각 정서들의 중심성과 함께 <그림 1-1>에 제시하였다.



주) JOY:즐거움,CAL:차분함,WOR:걱정,SAD:슬픔,DEP:우울,ANG:분노,STR:스트레스,FAT:피곤,VIT:활력,LON:외로움

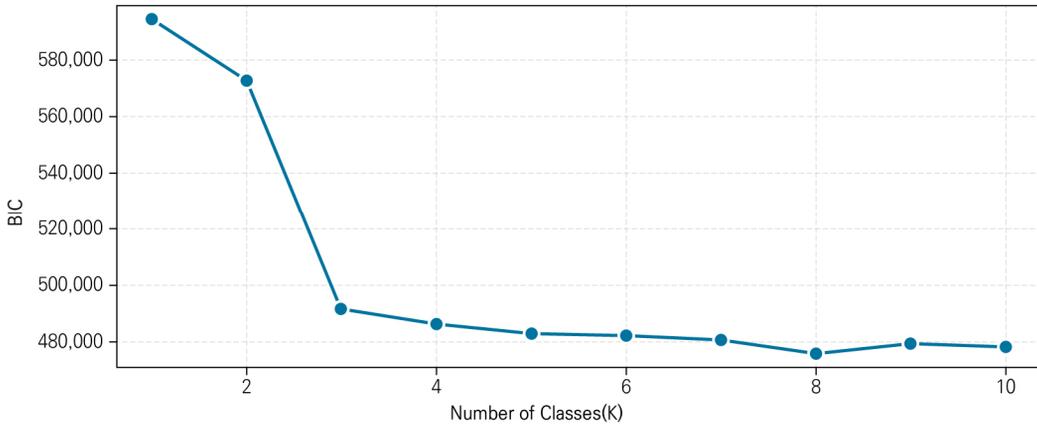
[그림 1-1] 한국인의 정서 네트워크와 중심성

추정된 네트워크를 살펴보면, 전반적으로 긍정 정서와 부정 정서 각 내부에서 강력한 관련성이 존재하는 것으로 나타났다. 특히 스트레스와 피곤( $r=.491$ ), 슬픔과 우울( $r=.466$ ), 그리고 즐거움과 활력( $r=.434$ ) 사이에 특히나 높은 정적 관련성이 존재하는 것으로 나타났다. 한편, 긍정 정서와 부정 정서를 연결하는 대다수의 엣지에 대해서는 가중치가 음수로 추정되었는데, 이는 긍정 정서와 부정 정서 상호 간의 공동 억제 효과가 존재할 수 있음을 의미한다. 하지만 활력과 스트레스 사이의 엣지( $r=.050$ )와 같이 긍정 정서와 부정 정서를 연결하는 일부 엣지에서는 정적인 관련성이 존재하는 것으로 발견되었는데, 이러한 결과는 긍정 정서와 부정 정서 사이에 공동 억제뿐만 아니라 공동 활성화의 양상 또한 존재함을 보여준다. 즉, 이와 같은 결과는 다른 정서들의 효과를 통제하였을 때 긍정 정서와 부정 정서는 주로 한 쪽이 활성화되면 다른 정서는 억제되거나, 두 차원의 정서가 꼭 대척점에 있기만 한 것은 아님을 의미한다.

다음으로, 세 가지 중심성 측도 모두에서 우울 정서가 가장 높은 값을 지니는 것으로 나타났다. 우울 정서 다음으로는 슬픔과 분노 등의 정서가 강도 중심성에서 높은 값을 지니는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 한국인의 정서 네트워크에서 우울이 핵심적인 기능을 하고 있으며, 우울 수준의 변동에 따라 다른 긍정 및 부정 정서의 수준 또한 급격히 변화할 수 있음을 의미한다.

## 2. 정서 네트워크 하위 유형의 분류

정서 네트워크 하위 군집의 개수를 결정하기 위하여 군집의 수를 10개까지 하나씩 늘려가며 GGMM을 추정하였으며, 군집 개수 증가에 따른 BIC 값의 변화를 <그림 1-2>에 제시하였다.



[그림 1-2] 군집 개수 증가에 따른 BIC 변화

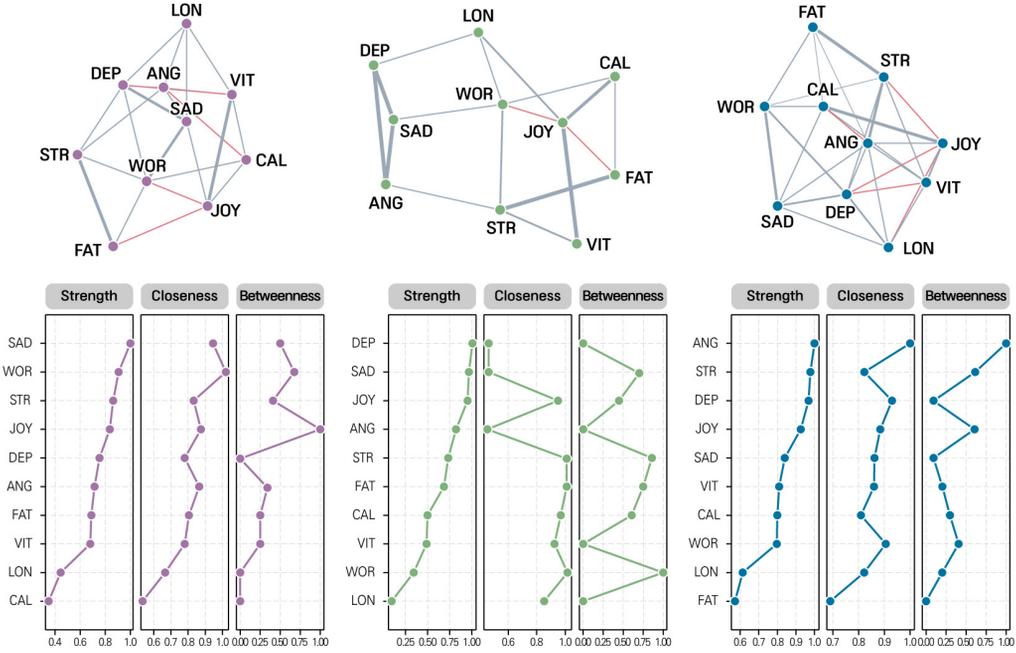
분석 결과, 군집의 수가 증가함에 따라 BIC 값은 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 다만, 군집의 개수가 3개일 때를 기점으로 BIC의 감소폭이 확연히 줄어드는 엘보우 포인트(elbow point)가 발견되었기에, 이를 바탕으로 최종 군집의 개수를 3개로 결정하였다.

다음으로, 분류된 세 군집들의 차이점과 공통점을 살펴보았다. 각 군집별로 추정된 네트워크 구조를 시각화하고 중심성 측도의 값을 계산하여 <그림 1-3>에 제시하였다. 또한 각 군집의 특징을 이해함에 있어서 정서들 간의 관계에 더하여 평균적인 정서 활성화 수준을 함께 고려하기 위하여 정서들의 평균 프로파일을 군집별로 <그림 1-4>에 제시하였다.

긍정형-연결형 (32.2%)

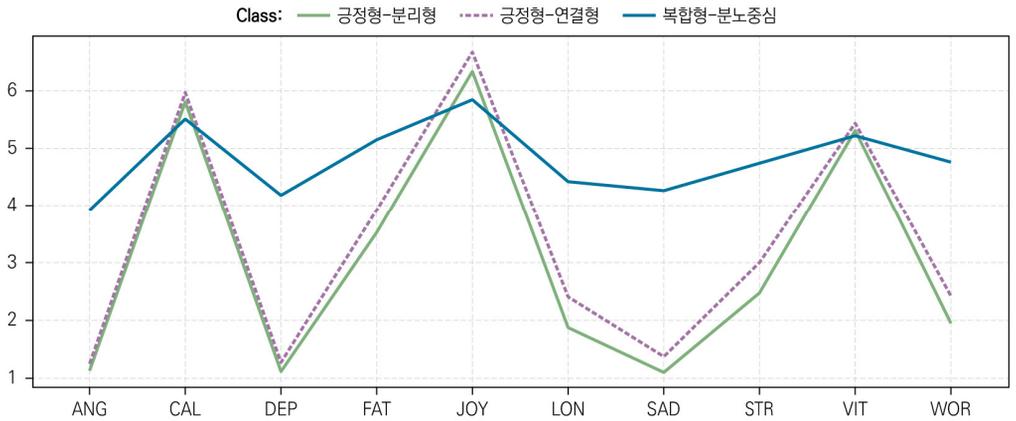
긍정형-분리형 (38.4%)

복합형-분노중심형 (29.4%)



주) JOY:즐거움,CAL:차분함,WOR:걱정,SAD:슬픔,DEP:우울,ANG:분노,STR:스트레스,FAT:피곤,VIT:활력, LON:외로움

[그림 1-3] 하위 군집별 정서 네트워크와 중심성



주) JOY:즐거움,CAL:차분함,WOR:걱정,SAD:슬픔,DEP:우울,ANG:분노,STR:스트레스,FAT:피곤,VIT:활력, LON:외로움

[그림 1-4] 하위 군집별 정서 평균 프로파일

먼저, 첫 번째 군집은 ‘긍정형-연결형’으로 명명하였으며, 총 표본 중 32.2%가 긍정형-연결형으로 분류되었다. 긍정형-연결형의 네트워크 구조는 전반적으로 모든 정서들이 밀도 있게 연결된 형태를 띠는 것으로 나타났으며, 네트워크의 밀도는 .533으로 계산되었다. 또한 강도 중심성을 기준으로 할 때 슬픔 정서가 가장 높은 중심성을 지니는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 긍정형-연결형이 경험하는 다양한 정서들은 상호독립적이기보다는 상호작용적으로 영향을 주고받으면서 활성화되며, 특히 슬픔 정서의 변동이 다른 정서의 변화에도 큰 영향을 미침을 의미한다. 한편, 평균 프로파일에서는 차분함, 즐거움, 그리고 활력의 긍정 정서를 부정 정서에 비해 우세하게 경험하는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 긍정 정서의 높은 경험 빈도와 네트워크 구조의 상호연결성을 반영하여, 첫 번째 군집은 긍정형-연결형으로 명명하였다.

두 번째 군집은 ‘긍정형-분리형’으로 명명하였으며, 38.4%의 표본이 긍정형-분리형으로 분류되었다. 긍정형-분리형의 네트워크는 전반적으로 우울-슬픔-분노의 정서 집합과 나머지 정서들의 집합이 눈에 띄게 분리되어 있다는 점에서 앞서 살펴본 긍정형-연결형과 차이를 지니는데, 이는 긍정형-분리형의 정서들이 분리된 집합을 기준으로 비교적 독립적으로 활성화될 수 있음을 의미한다. 즉, 우울-슬픔-분노의 부정 정서의 집합과 나머지 정서들의 집합은 각각 내부적으로 긴밀한 영향을 주고받으며 공동 억제 혹은 활성화될 수 있으나, 한 집합에 속하는 정서(예: 즐거움)가 반대편 집합에 속하는 정서(예: 우울)의 활성화에는 큰 영향을 미칠 수 없다. 이처럼 정서들이 눈에 띄는 집합으로 분리되었기에 네트워크의 밀도 추정치는 .378로, 세 군집 중 가장 낮은 것으로 나타났다. 이때 강도 중심성을 기준으로 살펴보았을 때, 네트워크 내에서 가장 핵심적인 역할을 맡는 정서는 우울인 것으로 확인되었다. 이는 긍정형-분리형의 전반적인 정서 활성화 패턴이 우울 정서의 수준에 따라 급격히 변동할 수 있으며, 나아가 네트워크가 분리된 구조를 보이는 현상에 대한 원인이 우울 정서에 존재할 수 있음을 내포한다. 한편, 긍정형-분리형의 평균 프로파일은 앞서 살펴본 긍정형-연결형과 거의 유사한 패턴을 보였으며, 차분함, 즐거움, 그리고 활력의 긍정 정서가 높은 경험 빈도를 보였다. 따라서 이와 같은 긍정 정서의 높은 경험 빈도와 네트워크의 분리된 구조를 고려하여, 두 번째 군집은 긍정형-분리형으로 명명하였다.

마지막 군집은 ‘복합형-분노중심형’으로 명명하였으며, 29.4%의 표본이 복합형-분노

중심형으로 분류되었다. 복합형-분노중심형의 네트워크 구조는 전반적으로 모든 정서들이 긴밀히 연결된 형태를 띠는 것으로 나타났으며, 네트워크 밀도의 추정치는 .644로 계산되었다. 이때 세 가지 중심성 측도 모두에서 분노 정서가 가장 높은 값을 지니는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 복합형-분노중심형은 분노 정서의 수준에 따라 다른 정서들의 활성화 수준 또한 급격히 변화할 수 있음을 의미한다. 한편, 평균 프로파일에서 복합형-분노중심형은 다른 군집들과 다르게 긍정 정서와 부정 정서가 모두 높은 수준으로 활성화된 것으로 나타났다. 이는 곧 복합형-분노중심형이 긍정 및 부정 정서 모두를 복합적으로 경험하고 있음을 보여준다. 따라서 세 번째 군집은 위와 같은 복합적 정서 경험 패턴과 분노를 중심으로 긴밀히 연결된 네트워크의 특징을 반영하여 복합형-분노중심형으로 명명하였다.

이때 위 세 군집에서는 긍정 및 부정 정서 사이의 공동 억제와 활성화 양상이 모두 공통적으로 발견되었다. 특히, 앞서 단일 군집을 가정한 네트워크에 비해 분류된 군집들의 네트워크에서는 공동 활성화의 양상이 상대적으로 빈번하게 관찰되었다. 예컨대, 긍정형-연결형의 외로움과 활력( $r=.093$ ), 긍정형-분리형의 외로움과 즐거움( $r=.043$ ), 그리고 복합형-분노중심형의 외로움과 활력( $r=.184$ ) 사이의 관계가 정적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개인차가 고려될 경우 긍정 및 부정 정서의 공동 활성화가 빈번하게 발생할 수 있으며, 또한 외로움과 같은 일부 부정 정서는 긍정 정서와 함께 활성화될 수 있음을 의미한다.

### 3. 다차원적 행복의 차이

분류된 정서 네트워크의 하위 군집에 따라 행복의 다차원적인 차이가 존재하는지를 살펴보기 위하여 MANOVA를 수행하였다. 분석 결과, Wilks( $F(10,32594)=137.7, p<.001$ ), Pillai( $F(10,32596)=135.6, p<.001$ ), Hotelling-Lawley( $F(10,32592)=139.9, p<.001$ ), 그리고 Roy( $F(5,16298)=261.0, p<.001$ ) 검정 통계량에서 모두 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 이는 종속변수로 활용된 다섯 가지 행복의 차원 중 적어도 하나의 행복 차원에서 군집에 따른 평균 차이가 존재한다는 것을 의미한다. 따라서 이후 구체적인 차이의 양상을 확인하기 위하여 ANOVA를 진행하였으며, 자세한 결과를 <표 1-1>에 제시하였다.

〈표 1-1〉 하위 군집에 따른 다차원적 행복의 차이 검정 결과

전반적 행복감	Source	df	SS	MS	F	p	η	사후검정 (SNK, Scheffe)
	Class	2	1719.5	859.7	542.2	<.001	.062	복합-분노 < 긍정-분리 = 긍정-연결
Residual	16301	25847.8	1.6					
삶의 의미	Source	df	SS	MS	F	p	η	사후검정 (SNK, Scheffe)
	Class	2	1895.0	947.3	457.1	<.001	.053	복합-분노 < 긍정-분리 < 긍정-연결
Residual	16301	33779.0	2.1					
성취감	Source	df	SS	MS	F	p	η	사후검정 (SNK, Scheffe)
	Class	2	1913.0	956.6	390.7	<.001	.046	복합-분노 < 긍정-분리 < 긍정-연결
Residual	16301	39913.0	2.5					
자유로운 자기 결정	Source	df	SS	MS	F	p	η	사후검정 (SNK, Scheffe)
	Class	2	1871.0	935.6	397.9	<.001	.046	복합-분노 < 긍정-분리 < 긍정-연결
Residual	16301	38326.0	2.4					
삶에 대한 평가	Source	df	SS	MS	F	p	η	사후검정 (SNK, Scheffe)
	Class	2	381.1	190.6	268.6	<.001	.032	복합-분노 < 긍정-분리 < 긍정-연결
Residual	16301	11564.2	0.7					

분석 결과, 전반적 행복감( $F(2,16301)=542.2, p<.001, \eta=.062$ ), 삶의 의미 ( $F(2,16301)=457.1, p<.001, \eta=.053$ ), 성취감( $F(2,16301)=390.7, p<.001, \eta=.046$ ), 자유로운 자기 결정( $F(2,16301)=397.9, p<.001, \eta=.047$ ), 그리고 삶에 대한 평가 ( $F(2,16301)=268.6, p<.001, \eta=.032$ ) 다섯 가지 행복의 차원 모두에서 군집에 따른 유의한 평균 차이가 발견되었다. 사후검정을 통하여 차이의 구체적인 양상을 살펴본 결과, 먼저 전반적 행복감과 관련해서는 복합형-분노중심형에 비해 긍정형-분리형과 긍정형-연결형의 평균이 높은 것으로 나타났으며, 긍정형-분리형과 긍정형-연결형 간에는 통계적으로 유의한 차이가 존재하지 않았다. 다음으로 자기실현적 행복의 세 가지 차원인 삶의 의미, 성취감, 그리고 자유로운 자기 결정 차원에서는 모두 동일하게 복합형-분노중심형에 비해 긍정형-분리형의 평균이 높으며, 긍정형-분리형보다는 긍정형-연결형의 평균이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 삶에 대한 평가의 차원에서도 동일하게 복합형-분노중심형에 비해 긍정형-분리형의 평균이 높으며, 긍정형-분리형보다는 긍정

형-연결형의 평균이 높은 것으로 나타났다.

#### 4. 정서 네트워크 하위 유형의 예측

분류된 정서 네트워크의 하위 군집에 대한 사회인구학적 변인들의 예측효과를 살펴 보기 위하여 다항 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 이때 본 연구의 목표는 한국인의 행복을 증진시키기 위한 근거 자료를 마련하는 데 존재하므로 앞서 모든 차원에서 가장 낮은 행복 수준을 보인 복합형-분노중심형을 준거집단으로 하여 비교를 진행하였다. 분석 결과는 <표 1-2>와 같다.

<표 1-2> 하위 군집에 대한 다항 로지스틱 회귀분석 결과

예측변인	(비교) 긍정형-분리형			(비교) 긍정형-연결형		
	B	S.E.	O.R.	B	S.E.	O.R.
성별 (남성=1)	.049	.044	1.050	-.014	.045	.986
연령	.050**	.015	1.051	.051**	.016	1.052
교육 수준	-.126***	.032	.882	-.096**	.034	.909
개인 소득	-.084***	.023	.919	-.041	.024	.960
직업 유무 (있다=1)	.167**	.060	1.182	.131*	.061	1.140
건강 상태	.707***	.035	2.028	.650***	.036	1.916
독거 여부 (독거=1)	-.231***	.068	.794	-.161*	.069	.851
기초생활수급자 여부 (해당=1)	-.225	.155	.798	-.531**	.174	.588
다문화가정 여부 (해당=1)	-.915*	.367	.400	-.612	.359	.542

주) \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

연령, 교육 수준, 개인 소득, 직업 유무, 건강 상태, 독거 여부, 기초생활수급자 여부, 그리고 다문화가정 여부의 예측변인들이 하위 군집을 예측함 있어서 통계적으로 유의한 효과를 지니는 것으로 나타났다. 먼저, 연령, 직업 유무, 그리고 건강 상태는 변인의 수준이 높아질수록 긍정형-분리형 혹은 긍정형-연결형에 속할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 구체적으로, 연령대가 한 단계 높아질 때마다 긍정형-분리형에 속할 확률이 1.051배로 높아지고( $B=.050, p=.001$ ) 긍정형-연결형에 속할 확률은 1.052배로 높아졌다( $B=.051, p=.001$ ). 그리고 직업을 가지고 있는 사람은 가지지 않은 사람에 비해 긍정형-분리형에 속할 확률이 1.182배 높으며( $B=.167, p=.005$ ) 긍정형-연결형에 속할

확률은 1.140배 높았다( $B=.131, p=.033$ ). 또한, 건강 상태의 경우에는 상태가 한 단위 좋아질 때마다 긍정형-분리형에 속할 확률은 2.028배로 증가하고( $B=.707, p<.001$ ) 긍정형-연결형에 속할 확률은 1.916배로 증가하였다( $B=.650, p<.001$ ).

한편, 교육 수준, 개인 소득, 독거 여부, 기초생활수급자 여부, 그리고 다문화가정 여부는 반대의 효과를 지녔다. 교육 수준이 한 단위 높아질수록 긍정형-분리형과 긍정형-연결형에 속할 확률은 각각 0.882배( $B=-.126, p<.001$ )와 0.909배( $B=-.096, p=.004$ )로 낮아졌다. 개인 소득 수준이 한 단계 높아질 때마다 긍정형 분리형에 속할 확률이 0.919배로 감소하였다( $B=-.084, p<.001$ ). 독거 여부의 경우에도 유사하게 독거하는 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 긍정형-분리형에 속할 확률이 0.794배로 낮았으며( $B=-.231, p<.001$ ), 긍정형-연결형에 속할 확률 또한 0.851배로 낮았다( $B=-.161, p=.019$ ). 기초생활수급자 여부와 다문화가정 여부는 각각 긍정형-연결형과 긍정형-분리형에 속할 확률을 낮추었는데, 기초생활수급자는 그렇지 않은 사람에 비해 긍정형-연결형에 속할 확률이 0.588배로 낮았으며( $B=-.531, p=.002$ ) 다문화가정의 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 긍정형-부정형에 속할 확률이 0.400배로 낮았다( $B=-.915, p=.012$ ).

## V 결론

### 1. 결론 및 정책 제언

누가, 언제, 왜 행복한가? 이는 인간이라면 누구나 자신을 성찰하며 가지게 되는 공통적인 주된 의문의 하나이다. 학자들의 관심도 크게 다르지 않은데, 1960년대 Wilson(1967)의 연구를 화두로 하여 행복한 사람의 특징을 파악하기 위한 수많은 연구가 수행되어 왔다. 다만, 최근 급격한 산업화와 다원화의 변화 속에서 개개인의 특성은 점차 다양해지고 있으며, 개인이 경험하는 행복의 근원 또한 무수한 영역으로 발산하고 있다. 그럼에도 불구하고 개인의 심리적 특성은 행복한 삶을 살아감에 있어서 매우 중요한 요인으로 여겨지고 있는데(구재선, 서은국, 2011), 본 연구는 그중에서도 행복 연구의 대이론들로부터 중요시 다루어진 요인인 정서를 중심으로 행복의 개인차를 설명하고자 하였다. 이와 같은 연구 목적을 달성하기 위하여 GGMM을 방법론적 기틀로 활

용하였으며, 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저, 한국인의 핵심 정서가 무엇인지 탐색하기 위하여 정서 네트워크를 살펴본 결과, 우울이 한국인의 핵심 정서로 기능하고 있음을 확인하였다. 이는 한국인이 경험하는 즐거움, 슬픔, 그리고 스트레스 등의 다양한 정서가 우울과 밀접한 관련이 존재할 수 있음을 시사하는 결과로, 우울에 대한 취약성이 특히나 높다는 것으로 해석될 수 있다. 이러한 결과는 우울증에 대하여 증가하고 있는 범세계적인 사회적 우려와 맥을 나란히 하는데, 세계보건기구(World Health Organization; WHO)(2011)는 인류에게 가장 큰 악영향을 초래하는 10대 질환 중 우울을 3위로 꼽았으며, 2030년이 되면 1위가 될 것으로 예견하였다. 또한 국내에서는 국민건강보험공단(2023)의 통계에 따르면 2018년부터 2022년까지 우울증 환자의 진료 건수는 지속적으로 증가하는 추이를 보였으며, 2022년에는 급기야 100만 명 선을 돌파한 것으로 나타났다. 이후 2023년에는 코로나 19의 종식과 함께 조금 감소하는 양상을 보이긴 하였으나, 이러한 조사 결과는 한국 사회와 한국인에게 있어서 우울 정서가 지니는 영향력이 상당함을 내포한다. 한편, 본 연구의 정서 네트워크에서 우울은 긍정 정서(즐거움, 활력)와는 부적으로 관련되고 다른 부정 정서(슬픔, 분노 등)와는 정적으로 관련되며 공동 억제의 양상만을 지니는 것으로 나타났다. 이는 바꾸어 표현하면 우울의 수준이 낮아진다면 긍정 정서의 수준은 높아지고 다른 부정 정서들의 수준은 낮아진다는 것을 의미한다. 관련하여 Collins 외(2023)는 우울감이 부정적 자기 도식이 과도하게 활성화시켜 긍정성에 대한 가치 저하(devaluation)를 통해 개인의 부적응 증상을 야기한다고 주장하였다. 본 연구의 결과는 Collins 외(2023)의 연구와 같이 우울이 낮은 긍정 정서와 높은 부정 정서의 부적응을 야기할 수 있음을 보여주는 것으로, 한편으로는 우울 수준을 낮추기 위한 복지 정책이 긍정 정서는 증가시키고 부정 정서는 감소시킴으로써 효율적인 개입이 될 수 있음을 시사한다. 요약하자면, 한국인들은 우울 정서에 대한 높은 취약성을 보이고 있으나, 본 연구에서 발견된 공동 억제의 패턴을 활용함으로써 정서적 적응을 증진시키는 효과적인 정책을 수립할 수 있으리라 기대된다.

다만, 개인이 처한 삶의 맥락이 모두 다르듯 그러한 개인이 경험하는 정서 또한 상당한 개인차를 지니며, 평균적인 정보만으로 인간의 정서를 설명하는 데는 한계가 존재한다. 실제로 정서 연구의 초석으로 대표되는 프로이트(S.Freud)와 볼비(J.Bowlby)는 개

인에 대한 사례연구 접근으로 정서를 연구하였으며, 각 개인이 지닌 삶의 역사성은 그의 정서적 반응과 민감성에 상당한 영향을 미치는 것으로 여겨진다(Kuppens et al., 2009). 따라서 본 연구는 정서의 개인차를 탐색하기 위해 개인중심적 접근의 관점에서 GGMM을 활용하였으며, 그 결과 ‘긍정형-연결형(32.2%)’, ‘긍정형-분리형(38.4%)’, 그리고 ‘복합형-분노중심형(29.4%)’의 세 가지 잠재적인 유형을 분류하였다. 이때 공통적으로 세 유형에서는 긍정 정서와 부정 정서 간 부적 관계와 정적 관계가 모두 발견되었다. 예컨대, 긍정형-연결형에서는 즐거움-걱정의 부적 관계와 즐거움-슬픔의 정적 관계, 긍정형-분리형에서는 즐거움-걱정의 부적 관계와 즐거움-외로움의 정적 관계, 그리고 복합형-분노중심형에서는 차분함-분노의 부적 관계와 즐거움-분노의 정적 관계가 발견되었다. 특히, 정서 네트워크의 개인차를 고려하지 않았을 때보다 분류된 군집들 각각의 네트워크에서는 공동 활성화의 패턴이 더욱 빈번하게 발견되었는데, 이러한 결과는 긍정 정서와 부정 정서 사이의 공동 활성화와 공동 억제가 모두 나타날 수 있음을 보여주며 ESM의 이론적 타당성을 지지한다(Lansen & McGraw, 2014; Trampe et al., 2015). 다만, 공동 활성화는 쾌락의 차원에서 서로 반대편에 존재하는 정서들이 함께 발생하는 현상이므로 공동 억제에 비해 해석이 모호한 측면이 존재하는데, 추정된 네트워크를 개별 정서 수준에서 탐색함으로써 공동 활성화에 대한 깊이있는 해석이 가능하다. 그 예로, 외로움 정서는 세 가지 군집에서 각각 즐거움 혹은 활력의 긍정 정서와 정적으로 관련되며 공동 활성화의 양상을 보이는 것으로 나타났는데, 이와 같은 외로움 관련 공동 활성화 현상의 발견은 최근 큰 주목을 받고 있는 ‘약한 연결망(weak ties)’의 개념과 맥을 나란히 한다. 약한 연결망이란 사회의 크기에 비해 사회 구성원들 간의 중첩적인 정도가 낮은 연결 형태로 강한 연결망의 사회에 비해 낮은 규범적 통제를 특징으로 지니며 혁신의 차원에서 상대적인 우위를 점한다(이가영, 김신영, 2009). 이때 강한 연결망과 약한 연결망은 어느 관점을 취하냐에 따라서 서로 교차되는 장단점을 지니는데, 개인의 자율성과 권리가 강조되는 사회의 변화에 따라 최근에는 약한 연결망이 개인의 행복 혹은 웰빙에 있어서 강점을 지닌다는 연구 결과가 누적되고 있다(Huxhold et al., 2020; Sandstorm & Dunn, 2014). 즉, 위와 같은 약한 연결망의 강함은 개인주의화되어 가는 사회 속에서 약한 관계와 함께 수반되는 외로움 정서가 곧 즐겁고 활력있는 삶과 관련됨을 보여주며, 공동 활성화의 패턴이 사회의 변화에 따른 자연스러운 현상일 수 있음을 시사한다. 나아가, 사회적 지지와 관심을 강조하는 강한

연결망 중심의 접근에서 개인의 자율성과 자기결정에 기반한 약한 연결망 중심의 접근으로 정신건강 복지 정책의 패러다임의 전환이 필요함을 시사한다. 비록 본 연구는 해석의 간명성을 위하여 정서들 사이의 모든 관계에 대해서 해석하지는 않았으나, 긍정 및 부정 정서의 전역적인 차원에서는 해석이 모호했던 공동 활성화 현상 또한 외로움과 같은 개별 정서 수준에서의 탐색을 통해 충분히 설명됨을 확인할 수 있다. 본 연구의 탐색으로부터 발견된 개별 정서들 사이의 역동적인 관계는 추후 한국인의 정서를 풍성히 이해하고 행복 수준을 높이기 위한 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다.

한편, 분류된 하위 유형들은 정서 네트워크에서 각각 고유한 특징을 지니는 것으로 확인되었다. 먼저, 긍정형-연결형은 정서들의 평균 프로파일에서 긍정 정서가 주로 활성화된 양상을 보였으며, 네트워크는 슬픔을 중심으로 긴밀히 연결된 구조를 특징으로 지녔다. 한편, 긍정형-분리형은 긍정형-연결형과 동일하게 긍정 정서가 우세한 평균 프로파일을 보였으나, 네트워크의 구조는 우울-슬픔-분노의 정서 집합과 그 외의 정서 집합이 눈에 띄게 분리된 양상을 띄었다. 또한 가장 중심성이 높은 정서는 우울로, 중심성의 측면에서도 긍정형-연결형과 차이점을 보였다. 마지막으로 복합형-분노중심형은 다른 유형들과 달리 긍정 정서와 부정 정서 모두가 우세하게 활성화된 평균 프로파일을 보였으며, 네트워크 구조는 분노를 중심으로 긴밀히 연결된 것으로 나타났다. 하위 유형들이 보이는 이러한 차이들은 인간의 정서가 상당한 개인차를 지니고 있으며, 앞서 살펴본 한국인의 평균적인 네트워크만으로는 정서를 통해 행복을 충분히 설명하기 어려움을 보여준다. 물론 평균적인 네트워크는 자원의 제한 안에서 가장 직관적이고 효율적인 개입을 가능케 하나, 본 연구에서 분류된 하위 유형 중 그 어떠한 유형도 평균적인 네트워크와 완전히 일치하지는 않았음을 고려한다면 더욱 행복한 사회로 나아가기 위해서는 개별사례적 접근이 고려될 필요가 있음을 알 수 있다.

이때 분류된 하위 유형들은 행복에 있어서 다차원적 차이를 보이는 것으로 나타났다. 먼저 전반적 행복감의 측면에서는 복합형-분노중심형보다 긍정형-연결형과 긍정형-분리형이 높은 행복 수준을 보였다. 이때 복합형-분노중심형과 다른 두 유형의 가장 크게 구분되는 특징은 평균 프로파일으로, 세 유형은 긍정 정서의 활성화 수준에 있어서는 큰 차이를 보이지 않았지만 복합형-분노중심형만이 부정 정서의 높은 활성화 수준을 보였다. 이러한 결과는 부정 정서가 안녕감과 삶의 만족도 등 다양한 형태의 행복을 저해

한다는 기존의 선행 연구들을 지지하는 것으로(조은영, 임정하, 2014; Kuppens et al., 2008), 부정 정서의 조절 능력 향상에 초점을 둔 개입과 정책이 필요함을 의미한다. 한편, 전반적 행복감을 제외한 나머지 행복 차원들에서는 모두 복합형-분노중심형, 긍정형-분리형, 그리고 긍정형-연결형 순으로 행복의 평균 수준이 높은 것으로 확인되었다. 이때 복합형-분노중심형이 다른 두 유형에 비해 모든 유형의 행복에서 가장 낮은 평균 수준을 보인 점은 복합형-분노중심형이 특징으로 지니는 부정 정서의 높은 활성화 수준과 분노 중심의 정서 네트워크가 개인의 정서적 적응에 있어서 상당한 취약성 요인으로 작용할 수 있음을 보여준다. 특히, 복합형-분노중심형에서 네트워크 밀도가 매우 높고 분노가 핵심적인 기능을 한다는 점은 본 유형에 속한 개인들은 분노 정서의 변화에 따라 다른 정서들의 수준 또한 급격히 변화하며 부적응적인 분노 조절 양식을 활용하고 있음을 내포한다. 이와 관련하여 박상혁 외(2011)는 잠재프로파일분석을 활용하여 분노표현양식에서의 다양한 유형을 탐색하고 유형별 행복 수준의 차이를 살펴보았는데, 각 유형의 적응적 분노조절 수준이 낮은 유형일수록 행복 수준 또한 낮은 경향이 존재함을 발견하였다. 이처럼 복합형-분노중심형에서 발견된 다차원적 행복의 낮은 수준은 부적응적 분노 조절에서 기인하였을 가능성이 존재하며, 추후 복합형-분노중심형과 같은 사람들이 구체적으로 어떠한 방식으로 분노를 조절하는지에 대한 후속 연구가 필요하다. 한편, 다차원적 행복의 차이는 긍정형-연결형과 긍정형-분리형 사이에서도 발견되었는데, 이때 긍정형-분리형은 모든 유형들 중 가장 낮은 밀도 추정치를 보였으며 우울 정서에 민감히 반응하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우울이 정서 네트워크의 낮은 밀도와 관련된다는 선행 연구와 맥을 나란히 하는 것으로(De Vos et al., 2017), 긍정형-분리형에서 높은 우울의 중심성과 낮은 밀도 추정치가 함께 나타난 점은 본 유형이 보이는 적응 혹은 부적응 증상이 우울에 대한 취약성에 기인하였을 가능성을 내포한다. 실제로 우울의 중요한 특징 중 하나로 여겨지는 FOH는 개인의 정신 건강과 사회적 관계를 심각하게 훼손하는데(Elmas & Cevik, 2024), 긍정형-분리형이 긍정형-연결형에 비해 낮은 행복 수준을 보인 점은 우울에 대한 높은 취약성과 그로 인한 FOH의 영향으로 나타난 현상이라 해석될 수 있다. 즉, 이처럼 정서 네트워크의 개인차를 탐색함으로써 발견된 다양한 유형들은 앞서 살펴본 평균적인 네트워크와는 상당히 큰 질적 차이를 보였는데, 이는 한국인의 행복 증진을 위해서는 정서의 개인차가 신중히 고려될 필요가 있음을 보여준다.

마지막으로 사회인구적 변인들을 활용하여 정서 네트워크의 하위 유형을 예측한 결과, 성별을 제외한 모든 변인들이 유의한 효과를 지니는 것으로 확인되었다. 각 유형의 행복 수준과 결부하여 설명하자면, 연령이 높고, 직업을 지니고 있으며, 건강 상태가 우수할수록 더욱 높은 행복 수준을 보이는 유형에 속할 확률이 높았다. 반대로, 교육 수준이 높고, 소득 수준이 높으며, 독거 중이며, 기초생활수급자 혹은 다문화가정에 해당할 경우 더욱 낮은 행복 수준을 보이는 유형에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과 중 대다수는 한국인의 행복에 대한 사회인구학적 예측변인들의 효과를 살펴본 기존의 연구 결과들을 지지하는 것으로(김승권 외, 2008; 박민진 외, 2021), 행복 증진을 위한 개별사례적 정책을 수립함에 있어서 우선 순위 선정의 실용적인 근거를 제공한다. 다만, 소득의 효과는 일반적으로 기대되는 것과 달리 소득이 많아질수록 행복 수준이 낮은 복합형-분노중심형에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 기초생활수급자 여부의 효과를 통제하였다는 점을 고려할 때 소득이 매우 낮아 기초생활에 대한 지원을 받을 정도가 아니라면 소득이 행복에 미치는 효과는 오히려 부정적일 수 있음을 의미한다. 예컨대, 높은 소득이 곧 높은 업무 강도와 업무 스트레스를 동반하는데, 이는 왜 물질적 풍요를 추구함이 반드시 행복으로 이어지지 않는지에 대한 다양한 설명 가능성을 제공한다.

본 연구의 경험적인 탐색으로부터 발견된 정보들은 정서의 네트워크에 있어서 평균적인 정보만으로는 충분히 설명되지 않는 개인차가 존재하며, 이러한 개인차는 행복의 다차원적 차이를 설명하는 데 유용하게 활용될 수 있음을 보여준다. 따라서 한국인의 행복 증진을 위한 복지 정책에서도 정서의 개인차와 행복의 다차원성이 신중히 고려될 필요가 존재하는데, 본 연구 결과를 바탕으로 제안하는 정책의 구체적인 방향성은 다음과 같다. 먼저, 개인의 자율성과 권리에 초점이 맞춰진 복지 패러다임으로의 전환이 필요하다. 본 연구에서 분류된 하위 유형들은 모두 고유한 특징을 지니고 있었지만, 그럼에도 불구하고 외로움의 정서는 긍정 정서와 공동 활성화되는 양상을 보였다. 이는 사회의 개인주의화에 따라 약한 연결망이 개인의 적응을 촉진하는 자원이 될 수 있음을 보여주는 결과로, 기성세대를 중심으로 강조되었던 ‘관계’보다는 ‘개인’에 초점이 맞춰진 접근이 필요함을 보여준다. 다음으로 행복 증진을 위해서는 긍정 정서의 촉진보다는 부정 정서의 감소를 통한 우회적인 접근법이 고려되어야 한다. 분류된 하위 유형들에서 가장 높은 중심성을 지니는 정서는 각각 슬픔, 우울, 그리고 분노의 부정 정서로 확인되었는데, 이는 긍정 정서보다 부정 정서 수준의 조절을 통해 전반적인 정서의 활성화 패

틴을 조정하는 것이 더욱 효과적임을 의미한다. 따라서 행복의 증진을 위한 개입에 있어서 긍정 정서의 직접적인 향상보다는 부정 정서의 감소를 통한 긍정 정서의 우회적 향상을 목표로 하는 정책이 더욱 큰 효과를 보일 것으로 예상된다. 마지막으로 분노와 우울과 같은 부정 정서 중심의 정서적 취약군에 대한 맞춤형 복지 정책이 마련되어야 한다. 본 연구는 정서의 개인차를 통해 다차원적 행복의 차이를 설명하는 것에 더하여 어떠한 개인·사회적 맥락이 그러한 개인차를 예측할 수 있는지를 함께 살펴보았는데, 이를 통해 발견된 사회인구적 변인들의 효과는 어떠한 사람들이 정서 혹은 행복에서 취약한지를 알려준다. 이때 특히 행복의 다양한 차원 중 모든 차원에서 복합형-분노중심형은 가장 낮은 행복 수준을 보였는데, 이러한 결과는 분노에 대한 취약성을 보이는 저연령층과 다문화가정 등이 정서적 지원 정책의 제1순위 대상으로 고려되어야 함을 의미한다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구의 한계점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 한국의 문화 특수적인 정서를 충분히 반영하지 못하였다. 정서를 포함한 인간의 심리적 속성에 대한 논의는 주로 서구의 철학으로부터 출발하였기에, 너무나도 다른 문화적 속성을 지니는 동양권에 그 논의가 그대로 적용되기에는 한계점이 존재한다. 동양 문화권 중에서도 특히 한국은 한(恨), 정(情), 그리고 흥(興) 등의 다양한 문화 특수적 정서를 지니고 있으며(Park, 2022), 한국인의 정서를 풍성하게 이해하기 위해서는 이와 같은 한국 고유의 정서를 함께 고려할 필요성이 존재한다. 다음으로 본 연구는 한 시점에 측정된 횡단 자료를 활용하였기에, 정서와 행복의 변화에 대한 탐색을 시도하지 못하였다. 최근에는 단기간의 집중적인 반복 측정을 통해 수집되는 EMA(Ecological Momentary Assessment) 자료가 정서의 역동적인 변화 양상을 탐색하기 위하여 특히 활발히 활용되고 있는데(Colombo et al., 2020; Shin et al., 2022), 추후 연구에서는 EMA 자료와 종단 자료를 통해 다양한 정서와 행복 간의 종단적 역동 관계를 탐색할 수 있을 것이다. 마지막으로 본 연구는 정서와 행복, 그리고 개인·사회적 맥락 간의 복잡한 관계를 탐색하는 데 초점이 맞춰져 있었기에 개인·사회적 맥락이 구체적으로 어떠한 과정을 거쳐 행복감의 차이를 유발하는지 자세히 설명하지 못하였다. 본 연구의 탐색을 통한

발견에 입각하여 추후에는 다양한 증재변인을 추가함으로써 확인적 연구를 수행할 수 있을 것이며, 이를 통해 인간의 정서와 행복에 대한 더욱 깊이 있는 이해를 달성할 수 있을 것으로 기대된다.

하지만 앞선 한계점에도 불구하고 본 연구는 몇 가지의 학술적·정책적 시사점을 지니고 있다. 학술적인 관점에서 본 연구는 한국인에게 있어서 우울의 정서가 핵심적인 기능을 수행하고 있음을 발견하였다. 또한 정서 네트워크의 하위 유형을 분류함으로써 평균적인 정보만으로는 한국인의 복잡한 정서를 충분히 설명하는 데 한계가 존재함을 확인하며, 정서의 네트워크 접근에서도 또한 개인중심적 접근의 활용가능성을 발견하였다. 이때 분류된 하위 유형들은 모두 공통적으로 평균 네트워크보다 공동 활성화의 양상을 더욱 빈번하게 내보였는데, 본 연구는 이와 같은 경험적 근거를 통하여 ESM의 이론적 타당성을 검증하였다는 의의를 지닌다. 한편, 공통점 외에도 분류된 유형들은 정서 네트워크에서 각기 다른 고유한 속성을 지니고 있었으며, 이러한 차이점은 행복의 다차원적 차이와도 관련되는 것으로 나타났다. 현재까지 정서 네트워크를 통해 행복을 설명하고자 시도한 연구는 매우 부족하며, 특히 개인차를 고려하면서도 한국인을 대상으로 수행된 연구는 전무한 실정임을 고려할 때 본 연구는 정서의 네트워크 접근이 행복을 연구하는 유용한 도구가 될 수 있음을 실증적으로 제시하였다는 시사점을 지닌다. 이뿐만 아니라, 본 연구는 정책적인 측면에서 행복 증진을 위한 정서중심적 복지 정책의 근거를 제시하였다는 의의를 지닌다. 특히, 평균적인 관점과 개인차의 관점에서 한국인의 정서를 종합적으로 살펴봄으로써 정책의 목적과 대상에 따라 우울 혹은 분노 정서의 조절 등 접근을 달리할 필요가 있음을 시사하였다. 마지막으로 정서의 개인차를 야기하는 다양한 개인·사회적 맥락을 탐색함으로써 정책 개발에서 우선 순위로 고려되어야 하는 집단을 제시하였다. 비록 본 연구는 탐색적 연구이기에 모든 효과와 관계에 대한 구체적인 설명을 제공하지는 않았지만, 본 연구로부터의 발견은 추후 후속 연구를 위한 유용한 자원이 될 것이며 최종적으로 한국인의 정서적 건강과 행복 증진을 위한 효과적 정책 수립의 기반이 될 것이라 기대된다.

## 참고문헌

- 권대훈, 2018, “고등학교 교사의 긍정정서 및 부정정서, 그릿 (grit), 스트레스, 삶의 만족 간의 관계”, 『교원교육』, 34(3), 209-228.
- 권석만, 2008, “긍정 심리학(행복의 과학적 탐구)”, 학지사.
- 권중돈 외 1인, 2000, “노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인”, 『한국노년학』, 20(3), 61-76.
- 구재선 외 1인, 2006, “한국인의 행복 경험에 대한 토착문화심리학적 접근”, 『한국심리학회지: 문화 및 사회문제』, 12(2), 77-100.
- 구재선 외 1인, 2011, “한국인, 누가 언제 행복한가?”, 『한국심리학회지: 사회및성격』, 25(2), 143-166.
- 국민건강보험공단, 2023, “우울증 조울증 조현병 진료 통계”, 공공데이터포털.
- 김수지, 2023, “긍정심리학의 웰빙 이론에 대한 기독교 상담학적 고찰-PERMAS 모델을 중심으로”, 『신앙과 학문』, 28(4), 29-60.
- 김승권 외 3인, 2008, “한국인의 행복결정요인과 행복지수에 관한 연구”, 한국보건사회연구원.
- 박민진 외 2인, 2021, “미래세대의 행복과 영향 요인 연구: MZ 세대를 중심으로”, 『Journal of the Korean Urban Management Association』, 34(4), 121-147.
- 박홍석 외 1인, 2016, “정적정서 부적정서 척도 (PANAS) 의 타당화”, 『한국심리학회지: 일반』, 35(4), 617-641.
- 우문식, 2017, “긍정심리학이란 무엇인가”, 물푸레.
- 이가영 외 1인, 2009, “The Strength of Weak Ties Revisited: 청소년의 사회연결망이 진로성숙에 미치는 영향”, 『직업능력개발연구』, 12(2), 21-45.
- 조은영 외 1인, 2014, “대학생의 긍정정서 및 부정정서가 심리적 안녕감에 미치는 영향: 인지적 유연성의 매개효과를 중심으로”, 『한국청소년연구』, 25(4), 185-210.
- 허종호, 2021, “행복조사의 필요성과 한국인의 행복 실태”, 국회미래연구원.
- 허종호, 2024, “한국인의 행복조사, 2023”, 국회미래연구원, <https://doi.org/10.22>

687/KOSSDA-A1-2023-0039-V1.

허종호 외 1인, 2022, “2022년 한국인의 행복조사의 주요 결과 및 최근 3년간 동향”, 국회미래연구원.

Bellman, R., 1957, *Dynamic Programming*. Princeton University Press.

Borsboom, D., 2008, “Psychometric perspectives on diagnostic systems”, *Journal of clinical psychology*, 64(9), 1089-1108.

Borsboom, D., & Cramer, A. O., 2013, “Network analysis: an integrative approach to the structure of psychopathology”, *Annual review of clinical psychology*, 9(1), 91-121.

Butler, J., & Kern, M. L., 2016, “The PERMA-Profilier: A brief multidimensional measure of flourishing”, *International journal of wellbeing*, 6(3).

Cacioppo, J. T., Gardner, W. L., & Berntson, G. G., 1999, “The affect system has parallel and integrative processing components: Form follows function”, *Journal of personality and Social Psychology*, 76(5), 839.

Cheng, H., & Furnham, A., 2002, “Personality, peer relations, and self-confidence as predictors of happiness and loneliness”, *Journal of adolescence*, 25(3), 327-339.

Chung, H., & Breslau, N., 2008, “The latent structure of post-traumatic stress disorder: Tests of invariance C., 2020, “The need for change: Understanding emotion regulation antecedents and consequences using ecological momentary assessment”, *Emotion*, 20(1), 30. by gender and trauma type”, *Psychological medicine*, 38(4), 563-573.

Cohn, M. A., Fredrickson, B. L., Brown, S. L., Mikels, J. A., & Conway, A. M., 2009, “Happiness unpacked: positive emotions increase life satisfaction by building resilience”, *Emotion*, 9(3), 361.

Collins, A. C., Lass, A. N., & Winer, E. S., 2023, “Negative self-schemas and devaluation of positivity in depressed individuals: A moderated network analysis”, *Current Psychology*, 42(36), 32566-32575.

- Colombo, D., Fernández-Álvarez, J., Suso-Ribera, C., Ciproso, P., Valev, H., Leufkens, T., ... & Botella, C., 2020, "The need for change: Understanding emotion regulation antecedents and consequences using ecological momentary assessment", *Emotion*, 20(1), 30.
- Deci, E. L., 1991, *A motivational approach to self: Integration in personality*, In Nebraska symposium on motivation (Vol. 38).
- Deci, E. L., & Ryan, R. M., 2004, *Handbook of self-determination research*, University Rochester Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M., 2008, "Hedonia, eudaimonia, and well-being: An introduction", *Journal of happiness studies*, 9, 1-11.
- Delsignore, G., Aguilar-Latorre, A., Garcia-Ruiz, P., & Oliván-Blázquez, B., 2023, "Measuring happiness for social policy evaluation: a multidimensional index of happiness", *Sociological Spectrum*, 43(1), 16-30.
- De Vos, S., Wardenaar, K. J., Bos, E. H., Wit, E. C., Bouwmans, M. E., & De Jonge, P., 2017, "An investigation of emotion dynamics in major depressive disorder patients and healthy persons using sparse longitudinal networks", *PLoS One*, 12(6), e0178586.
- Diener, E., Diener, M., & Diener, C., 1995, "Factors predicting the subjective well-being of nations", *Journal of personality and social psychology*, 69(5), 851.
- Diener, E., & Emmons, R. A., 1984, "The independence of positive and negative affect", *Journal of personality and social psychology*, 47(5), 1105.
- Diener, E., & Ryan, K., 2009, "Subjective well-being: A general overview", *South African journal of psychology*, 39(4), 391-406.
- Diener, E., Sandvik, E., & Pavot, W., 2009, "Happiness is the frequency, not the intensity, of positive versus negative affect", In *Assessing well-being: The collected works of Ed Diener* (pp. 213-231), Dordrecht: Springer Netherlands.

- Egloff, B., 1998, "The independence of positive and negative affect depends on the affect measure", *Personality and Individual Differences*, 25(6), 1101-1109.
- Elmas, İ., & Çevik, Ö., 2024, "Fear of Happiness: Description, Causes and Prevention", *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 16(3), 485-493.
- Epskamp, S., Rhemtulla, M., & Borsboom, D., 2017, "Generalized network psychometrics: Combining network and latent variable models", *Psychometrika*, 82, 904-927.
- Fop, M., Murphy, T. B., & Scrucca, L., 2019, "Model-based clustering with sparse covariance matrices", *Statistics and Computing*, 29(4), 791-819.
- Foygel, R., & Drton, M., 2010, "Extended Bayesian information criteria for Gaussian graphical models", *Advances in neural information processing systems*, 23.
- Fraley, C., & Raftery, A. E., 2002, "Model-based clustering, discriminant analysis, and density estimation", *Journal of the American statistical Association*, 97(458), 611-631.
- Fredrickson, B. L., 2003, "The value of positive emotions: The emerging science of positive psychology is coming to understand why it's good to feel good", *American scientist*, 91(4), 330-335.
- Fredrickson, B. L., 2013, "Positive emotions broaden and build", In *Advances in experimental social psychology* (Vol. 47, pp. 1-53), Academic Press.
- Fredrickson, B. L., & Joiner, T., 2002, "Positive emotions trigger upward spirals toward emotional well-being", *Psychological science*, 13(2), 172-175.
- Gallup, 2017, *What happiness today tells us about the world tomorrow*, <https://news.gallup.com/reports/220601/what-happiness-today-tells-us-about-the-world-tomorrow.aspx>.
- Gibbons, C. J., Mills, R. J., Thornton, E. W., Ealing, J., Mitchell, J. D., Shaw, P. J., ... & Young, C. A., 2011, "Rasch analysis of the hospital anxiety and

- depression scale (HADS) for use in motor neurone disease”, *Health and quality of life outcomes*, 9, 1-8.
- Gilbert, P., McEwan, K., Catarino, F., Baião, R., & Palmeira, L., 2014, “Fears of happiness and compassion in relationship with depression, alexithymia, and attachment security in a depressed sample”, *British Journal of Clinical Psychology*, 53(2), 228-244.
- Huppert, F. A., & So, T. T., 2013, “Flourishing across Europe: Application of a new conceptual framework for defining well-being”, *Social indicators research*, 110, 837-861.
- Huxhold, O., Fiori, K. L., Webster, N. J., & Antonucci, T. C., 2020, “The strength of weaker ties: An underexplored resource for maintaining emotional well-being in later life”, *The Journals of Gerontology: Series B*, 75(7), 1433-1442.
- Inguglia, C., Liga, F., Lo Coco, A., Musso, P., & Inguglia, S., 2018, “Satisfaction and frustration of autonomy and relatedness needs: Associations with parenting dimensions and psychological functioning”, *Motivation and Emotion*, 42, 691-705.
- Keyes, C. L., 2002, “The mental health continuum: From languishing to flourishing in life”, *Journal of health and social behavior*, 207-222.
- Krueger, R. F., Hicks, B. M., & McGue, M., 2001, “Altruism and antisocial behavior: Independent tendencies, unique personality correlates, distinct etiologies”, *Psychological Science*, 12(5), 397-402.
- Kuppens, P., Realo, A., & Diener, E., 2008, “The role of positive and negative emotions in life satisfaction judgment across nations”, *Journal of personality and social psychology*, 95(1), 66.
- Kuppens, P., Stouten, J., & Mesquita, B., 2009, “Individual differences in emotion components and dynamics: Introduction to the special issue”, *Cognition and Emotion*, 23(7), 1249-1258.

- Lange, J., & Zickfeld, J. H., 2021, "Emotions as overlapping causal networks of emotion components: Implications and methodological approaches", *Emotion Review*, 13(2), 157-167.
- Larsen, J. T., & McGraw, A. P., 2014, "The case for mixed emotions", *Social and Personality Psychology Compass*, 8(6), 263-274.
- Larsen, J. T., McGraw, A. P., & Cacioppo, J. T., 2001, "Can people feel happy and sad at the same time?", *Journal of personality and social psychology*, 81(4), 684.
- Larson, R. W., 1987, "On the independence of positive and negative affect within hour-to-hour experience", *Motivation and Emotion*, 11, 145-156.
- Laursen, B., & Hoff, E., 2006, "Person-centered and variable-centered approaches to longitudinal data", *Merrill-Palmer Quarterly*, 377-389.
- Lazić, M., Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., & Boyda, D., 2021, "A person-centered evaluation of subjective well-being using a latent profile analysis: Associations with negative life events, distress, and emotion regulation strategies", *Stress and Health*, 37(5), 962-972.
- Lin, C. C., 2019, "Gratitude, positive emotion, and satisfaction with life: A test of mediated effect", *Social Behavior and Personality: an international journal*, 47(4), 1-8.
- Moeller, J., Ivcevic, Z., Brackett, M. A., & White, A. E., 2018, "Mixed emotions: Network analyses of intra-individual co-occurrences within and across situations", *Emotion*, 18(8), 1106.
- Myers, D. G., 2000, "The funds, friends, and faith of happy people", *American psychologist*, 55(1), 56.
- Park, I., 2022, "Korean Social Emotions: Han (한 恨), Heung (흥 興), and Jeong (정 情)", In *Emotions in Korean Philosophy and Religion: Confucian, Comparative, and Contemporary Perspectives* (pp. 235-256), Cham: Springer International Publishing.

- Park, Y., Kim, C., & Yoon, J., 2022, “Exploring the relationship between an emotional experience with everyday products and its contribution to people’s well-being and life satisfaction”, *Affective and Pleasurable Design*, 41(41).
- R Core Team (2024). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>.
- Russell, J. A., 1980, “A circumplex model of affect”, *Journal of personality and social psychology*, 39(6), 1161.
- Russell, J. A., & Barrett, L. F., 1999, “Core affect, prototypical emotional episodes, and other things called emotion: dissecting the elephant”, *Journal of personality and social psychology*, 76(5), 805.
- Russell, J. A., & Carroll, J. M., 1999, “On the bipolarity of positive and negative affect”, *Psychological bulletin*, 125(1), 3.
- Sandstrom, G. M., & Dunn, E. W., 2014, “Social interactions and well-being: The surprising power of weak ties”, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 40(7), 910-922.
- Seligman, M. E., 2004, *Authentic happiness: Using the new positive psychology to realize your potential for lasting fulfillment*, Simon and Schuster.
- Seligman, M. E., 2011, *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*, Simon and Schuster.
- Shin, K. E., Newman, M. G., & Jacobson, N. C., 2022, “Emotion network density is a potential clinical marker for anxiety and depression: Comparison of ecological momentary assessment and daily diary”, *British Journal of Clinical Psychology*, 61, 31-50.
- Simms, L. J., Grös, D. F., Watson, D., & O’Hara, M. W., 2008, “Parsing the general and specific components of depression and anxiety with bifactor modeling”, *Depression and anxiety*, 25(7), E34-E46.

- Singh, K., & Jha, S. D., 2008, "Positive and negative affect, and grit as predictors of happiness and life satisfaction", *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 34(2), 40-45.
- Smith, C. A., & Ellsworth, P. C., 1985, "Patterns of cognitive appraisal in emotion", *Journal of personality and social psychology*, 48(4), 813.
- Stanley, P. J., & Schutte, N. S., 2023, "Merging the Self-Determination Theory and the Broaden and Build Theory through the nexus of positive affect: A macro theory of positive functioning", *New Ideas in Psychology*, 68, 100979.
- Strauss, G. P., Zamani-Esfahlani, F., Raugh, I. M., Luther, L., & Sayama, H., 2023, "Network analysis of discrete emotional states measured via ecological momentary assessment in schizophrenia", *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 273(8), 1863-1871.
- Sustainable Development Solutions Network, 2024, *World Happiness Report 2024*, <https://worldhappiness.report/ed/2024/>.
- Thoits, P. A., & Hewitt, L. N., 2001, "Volunteer work and well-being", *Journal of health and social behavior*, 115-131.
- Thomas, J. A., & Stock, W. A., 1988, "The concept of happiness: A multidimensional scaling investigation", *The International Journal of Aging and Human Development*, 27(2), 141-154.
- Trampe, D., Quoidbach, J., & Taquet, M., 2015, "Emotions in everyday life", *PloS one*, 10(12), e0145450.
- Valente, T. W., Coronges, K., Lakon, C., & Costenbader, E., 2008, "How correlated are network centrality measures?", *Connections*, 28(1), 16.
- Vuyst, H. J., Belmans, E., Takano, K., Depreeuw, B., De Grave, C., & Raes, F., 2023, "Fear of happiness and its predictive effect on depressive symptoms in depressed inpatients versus healthy controls", *Journal of Affective Disorders Reports*, 13, 100589.

Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A., 1988, "Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales", *Journal of personality and social psychology*, 54(6), 1063.

Whiston, A., Igou, E. R., & Fortune, D. G., 2022, "Emotion networks across self-reported depression levels during the COVID-19 pandemic", *Cognition and Emotion*, 36(1), 31-48.

World Health Organization, 2011, *Global burden of mental disorders and the need for a comprehensive, coordinated response from health and social sectors at the country level*, [https://apps.who.int/gb/ebwha/pdf\\_files/EB130/B130\\_9-en.pdf](https://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/EB130/B130_9-en.pdf).

# Relationship between Emotion and Multidimensional Happiness: Classification using Gaussian Graphical Mixture Model

Dohyeon Lee\*

Happiness is closely related to emotions as Seligman (2004) emphasized. Despite the importance of emotions, no research to date has examined how the specificity and individual differences of emotions affect the multidimensional nature of happiness. This study aims to explore the complex relationship between emotions and happiness through a network approach to emotions, and analyzed data from a *Koreans' Happiness Survey* using Gaussian Graphical Mixture Model. The results showed a central role of depression in average network of emotions. When individual differences were considered, three clusters were classified: 'Positive-Connected(32.2%)', 'Positive-Disconnected(38.4%)', and 'Mixed-Anger(29.4%)'. Overall, the Positive-Connected showed highest average in happiness, followed by the Positive-Disconnected and the Mixed-Anger. Also, the result of multinomial logistic regression indicated significant predictive effects of socio-demographic variables such as age and health status on the classified clusters. Through these findings, this study empirically demonstrated that individual differences in emotion network can be useful in explaining multidimensional happiness, and further provided a basis for idiographic welfare policies aimed at enhancing happiness.

**KeyWords** : Multidimensional Happiness, Emotions, Gaussian Graphical Mixture Model

# 의사결정나무 분석을 활용한 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인 연구 - Alderfer의 ERG이론을 기반으로 -

이다현\*·양정호\*\*

본 연구는 Alderfer의 ERG 이론을 기반으로 15~19세 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인을 탐색하고, 그들의 삶의 의미를 증진 시키는 데 있어 인간의 기본 심리 욕구의 역할을 규명하는 것이 목적이다. 이를 위해 국회미래연구원에서 수행한 <한국인의 행복조사> 2021년~2023년 3개년 데이터를 활용하여 의사결정나무 방법으로 분석하였다. 분석 결과, 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인으로 생존욕구에서는 '건강 만족도'와 '안전감 만족도', 관계욕구에서는 '대인관계 만족도'와 '공동체 소속감 만족도', 성장욕구에서는 '삶에 대한 자유로운 자기결정', '일에 대한 성취감', '미래 낙관성'이 도출되었고, 이들 중 가장 유의한 변수로는 '일에 대한 성취감', '삶에 대한 자유로운 자기결정'으로 나타나, 상대적으로 성장욕구와 관련된 심리적 변인이 청소년의 삶의 의미에 미치는 영향력이 크다는 것을 알 수 있었다. 변수 간 상호작용 결과를 살펴보면, '일에 대한 성취감', '삶에 대한 자유로운 자기결정', '건강 만족도' 이 세 변인이 모두 높을 때, 삶의 의미 '높음' 집단의 비율이 1.38배 증가하였고, '일에 대한 성취감', '삶에 대한 자유로운 자기결정', '미래 낙관성'이 모두 높을 때, 삶의 의미 '높음' 집단의 비율이 1.26배 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 종래의 행복과 삶의 질에 집중하였던 대부분의 연구에서 나아가 '삶의 의미'를 살펴봄으로써 청소년들의 삶의 의미 추구의 중요성을 조명하고, 그들의 삶의 의미를 증진 시킬 수 있는 방안을 살펴본 것에 의의가 있다.

**주제어** : 한국인의 행복조사, 청소년, 삶의 의미, Alderfer의 ERG

## I 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

현대인들은 풍요롭고 안락한 삶을 누리고 있지만, 점점 더 삶의 의미를 잃어가고 행복감은 낮아지고 있다. 2024년 <세계행복보고서>에 의하면, 조사대상국 143개국 중

\* 성균관대학교 교육학과 박사수료(Ph.D. Candidate, Dept. of Education, Sungkyunkwan University)

\*\* 성균관대학교 교육학과 교수(Professor, Dept. of Education, Sungkyunkwan University) 교신저자  
(E-Mail: jyang@skku.edu)

우리나라는 52위를 기록했고, OECD 38개국 중에서는 33위로 하위권에 속한다 (Helliwell et al., 2024). 국회미래연구원에서 실시한 <한국인의 행복조사>에서도 2020~2022년 3개년의 추세를 봤을 때, 전반적 행복감과 삶의 의미 점수는 3년 연속 하락하였으며, 특히 청소년의 행복감 및 삶의 의미 점수는 60대 이상을 제외한 연령대에서 가장 낮은 수치를 보이는 것으로 나타났다(허중호 외, 2022).

긍정심리학의 창시자인 셀리그만(Seligman, 2002)이 행복의 조건 중 하나로, '삶의 의미'를 제시한 것처럼 자신의 삶과 행위에 소중한 의미를 발견하고 부여하는 것은 매우 중요하다. 삶의 의미란, 인간이 자신이 속한 세계와 관련하여 자신의 생애에서 가치 있고 의미 있다고 믿는 것을 말하는데(Chang et al., 2000), 삶의 의미는 자신의 삶을 주체적으로 움직이게 하는 원동력이 된다(Frankl, 1963). 특히 청소년기는 자아정체감 (self-identity)을 확립하는 중요한 시기이고, 이 시기의 청소년은 자신의 존재론적 문제에 관심을 가지게 되어 자신이 누구이며, 왜 존재하는지, 자신이 가치 있는 존재인지, 삶이란 무엇이며 삶에서 목적은 무엇인지 등과 같은 삶의 근본적인 문제에 직면하게 되어 실존적 차원에서 자아를 발견하고 확인하려는 욕구를 갖게 된다(박주연 외, 2003에서 재인용). 이때 청소년들이 삶을 의미 있고 가치 있게 인식할수록 삶을 살아가는 데 있어서 긍정 정서를 더 많이 갖게 되고, 그들의 행동 조절에도 긍정적인 영향을 미치게 되며(유지원, 2011; 이나경 외, 2015; 이해주, 2008), 학업적, 정서적, 사회적 적응력 또한 높은 것으로 보고되고 있다(Trevisan et al., 2017). 하지만 청소년기 학생들은 급격한 신체적인 변화, 정체성의 갈등이나 혼란, 학업 및 진로 결정의 부담 등과 같은 요소들로 인해 웰빙 혹은 행복감, 삶의 의미를 찾는 것이 쉽지 않다(Torsheim et al., 2001). 특히 우리나라 청소년들의 경우 성적으로 인한 압박감, 좌절, 불안, 갈등을 항시 경험하고 있으며, <2023 청소년 통계>에서도 중고등학생 10명 중 4명은 평상시 스트레스를 느끼며, 10명 중 3명은 최근 1년 내 우울감을 경험하는 것으로 나타났다(여성가족부, 2023).

그렇다면 청소년들이 삶의 의미를 발견하고 삶을 의미 있고 가치 있게 인식하도록 돕기 위해서는 무엇이 필요할까? 이에 대한 답을 얻기 위해서는 먼저 청소년들의 삶의 의미 수준과 이에 영향을 미치는 요인들을 파악하는 것이 선행되어야 할 것이다. 로고테라피의 창시자인 빅터프랭클(Frankl, 1963)은 삶의 의미를 발견하고 추구하는 것은 매

우 보편적이고 근원적인 심리적 동기에서 출발한다고 하였는데, 청소년들의 삶의 의미는 어떠한 심리적 근원과 관련이 있을까? 청소년을 대상으로 한 연구에서 삶의 의미 영향 요인을 살펴보면, 크게 개인의 심리적 성향이나 가족 및 학교 환경과 같은 환경적 요인들이 지속적으로 논의되고 있는데, 개인의 심리적 성향으로 자아존중감과 자기통제력이 주로 논의되고 있으며(정미란, 2004), 환경요인으로 부모의 자녀 양육태도, 학교 구성원(친구, 교사 등)의 사회적 지지, 학교생활 적응, 지역자본 등이 삶의 의미 생성에 영향을 미치는 것으로 나타났다(김은혜 외, 2021; 박주연 외, 2003). 또한 청소년의 권리보장과 대인관계 만족도도 삶의 의미에 정적인 영향을 미치는 것으로 보고되었다(이동욱, 2023). 이처럼 기존 선행연구들은 청소년의 심리적 성향과 주변 환경을 기반으로 삶의 의미의 영향요인을 탐색한 것에 의의가 있다. 그러나 인간의 보편적이고 근원적인 심리적 동기가 삶의 의미와 어떠한 관련성이 있는지 살펴보기에는 아쉬움이 있다. 국외 연구에서 인간의 기본 심리 욕구 충족이 삶의 의미에 유의미한 영향을 미친다는 보고가 있지만(Costanza et al., 2007; Schlegel et al., 2009), 국내 청소년을 대상으로 한 연구에서는 행복과의 관련성 연구가 대다수이며, 그들의 기본 심리욕구에 기반하여 삶의 의미를 살펴본 연구는 매우 부족한 실정이다.

이에 본 연구에서는 청소년의 기본 심리 욕구를 기반으로 하여 삶의 의미에 영향을 미치는 요인을 탐색하고자 하며, 기본 심리 욕구를 구성하는 틀은 Alderfer의 ERG 욕구이론을 사용하고자 한다. 이 이론은 Maslow의 욕구 위계 이론을 보완하여 발전시킨 이론으로 이전의 욕구 이론에 비하여 현실 적용성이 높고, 동시다발적으로 나타나는 심리 욕구를 검증하기에 적합하므로(조한라 외, 2019; Li, 2011), 삶의 의미, 삶의 질 혹은 행복을 살펴본 다수의 연구에서 활용하고 있다(김미혜 외, 2014; 신희진 외, 2019; 한상운 외, 2019; 한혜림 외, 2018). 따라서 Alderfer의 ERG이론에 기반하여 예측변수들을 구성하고, 삶의 의미에 유의한 영향을 미치는 변수들을 살펴보고자 하는데, 기존 연구에서는 주로 회귀분석이나 랜덤포레스트 등으로 유의미한 변수만을 도출했다면, 본 연구는 데이터마이닝 기법인 의사결정나무(Decision Tree) 분석을 활용하여 유의미한 영향변수를 탐색하는 것과 동시에 변수 간 상호작용에 따라 ‘삶의 의미’에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 분석하고자 한다.

**연구문제 1.** 청소년의 기본 심리 욕구 중, '삶의 의미'에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

**연구문제 2.** '삶의 의미'에 영향을 미치는 변인이 두 개 이상 결합했을 때(상호작용했을 때) 결과가 어떻게 달라지는가?

## 2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 국회미래연구원에서 실시한 <한국인의 행복조사> 데이터를 활용하였다. <한국인의 행복조사>는 한국인의 삶의 질과 행복 수준에 대한 조사로, 2020년 예비조사를 시작으로 현재까지 수행되고 있으며, 모집단은 만 15세 이상의 일반 국민이다. 조사 목적은 한국인의 행복 수준 및 불평등 크기를 추적하고, 다양한 사회 현상을 예측하며 행복 수준과 불평등을 결정하는 다양한 결정요인을 밝혀 국민 행복 수준을 높이기 위한 정책적 대안 발굴에 활용하기 위함이다. 조사 내용은 행복 측정을 위한 문항(전반적인 주관적 행복 수준, 삶의 의미(유데모니아), 삶의 평가와 정서 등)과 행복 결정요인 분석을 위한 문항(응답자의 태도, 신념, 사회 인식, 사회적 활동 등), 코로나와 관련된 문항(응답자의 생활 및 의식 변화, 코로나 확진 경험, 정부지원 만족도 등)으로 구성되며, 실시 기간은 6월~8월 사이 시작하여 평균 두 달 정도가 소요되었다(허종호 외, 2023).

본 연구에서는 해당 조사의 2021년~2023년 데이터를 활용하였고, 15세~19세 청소년 응답 자료를 사용하여 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인을 분석하였다. 분석을 위해 본 연구에서 채택한 설문 문항들의 빈도, 백분율 등의 기술통계치를 구하였고, 변수 간 차이를 확인하기 위해 교차분석을 실시하였다. 이후 데이터마이닝 기법인 의사결정나무 방법을 활용하여 청소년의 '삶의 의미'에 미치는 영향 요인을 분석하였다.

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. '삶의 의미' 특성과 중요성

삶의 의미는 인간이 자신이 속한 세계와 관련하여 자신의 생애에서 가치 있고 의미

있다고 믿는 것을 말하며(Chang et al., 2000), 자신의 신념을 바탕으로 형성된 삶의 방식이나 목표로 이를 통해 자신의 삶을 채워나가는 것(Crumbaugh et al., 1964) 등으로 정의된다. 삶의 의미는 자신의 삶을 주체적으로 움직이게 하는 원동력이 되어 어떠한 환경에서든지 의미를 찾아냄으로써 자신의 삶을 긍정적인 결과로 바꿔나가는 과정이다(Frankl, 1963). 한편 삶의 의미를 ‘전반적 의미(global meaning)’와 ‘상황적 의미(situation meaning)’로 구분하기도 하는데, 전반적 의미는 인생 전반의 방향, 기본적인 신념체계 그리고 중요한 인생 목표에 삶의 의미와 가치를 부여하는 것이고, 상황적 의미는 개인이 특정한 상황이나 사건에 부여한 의미로, 독특한 상황적 맥락에서 그 사건 또는 상황에 대해 의미를 발견하는 것이다(Park et al., 1997).

삶의 의미는 의미발견과 의미추구의 두 가지 요인으로 구분될 수 있는데, ‘의미발견(the presence of meaning in life)’은 자기의 삶이 의미 있다고 스스로 지각하는 것이며, ‘의미추구(the search for meaning in life)’는 무엇이 자신의 삶을 의미 있게 만들 것인지에 대한 더 풍부하고 깊은 이해를 하기 위한 동기와 열망이다(Steger et al., 2008). 빅터프랭클은 인간이 삶의 의미나 가치에 대해 의문을 갖는다는 것은 정신적 주체성을 자각하는 것이며 자신의 삶에 의문을 제기하고 고민을 거듭하는 삶이야말로 참된, 그리고 의미로운 삶을 살 수 있는 기초가 될 수 있다고 하면서 로고테라피(logotherapy)를 통해 인간이 스스로 삶의 의미를 찾도록 도와주는 것, 그리고 그것이 인간에게 유익한 영향을 미친다고 하였다(Frankl, 1963). 이에 인간이 삶의 의미에 도달하기 위한 방법으로, 일을 하거나 어떤 행위를 하는 것을 통해서, 어떤 것을 경험하거나 어떤 사람을 만나는 것을 통해서, 자기 힘으로 바꿀 수 없는 운명에 처한 절망적인 상황을 다루는 방식(반응)을 통해서 가능하다고 하였다(Frankl, 1963).

삶의 의미의 원천 역시 학자들마다 제시하는 바가 조금씩 다른데, 먼저 목적(purpose), 가치(value), 효능감(efficacy), 자기 가치(self-worth) 4가지로 보는 견해가 있다(Baumeister et al., 2001). ‘목적’은 현재의 활동을 미래 또는 가능한 상태와 관련하여 해석하는 것, ‘가치 또는 정당화’는 자신의 행동을 바르고 좋은 것으로 간주하는 것, ‘효능감’은 강하고 차이를 만들어내며 세계에 어떤 영향을 미칠 수 있다는 의식, ‘자기 가치’는 자신이 타인보다 우월하다는 느낌으로, 이 4가지 욕구를 모두 충족한 사람은 자신의 삶을 의미 있는 것으로 여기는 반면, 어느 하나라도 충족하지 못한 사람은

자신의 삶에서 의미를 충분히 느끼지 못한다고 주장되기도 하였다. 또한 음식·주택·안전과 같은 기본 욕구를 충족하는 것, 여가 활동이나 취미, 창의적인 일, 개인적인 관계(가족이나 친구), 개인적 성취(교육이나 경력), 개인적 성장(지혜나 성숙), 사회·정치적 활동주의(평화 운동, 환경보전 캠페인), 이타성, 지속적인 가치와 이상(진, 선, 미, 성), 전통과 문화, 유산(후손을 위한 표식을 남기는 것), 종교를 삶의 의미의 원천으로 제시하기도 하였다(Reker et al., 2002). 즉 삶의 의미의 원천, 삶의 의미를 어디서 찾는가는 학자마다 조금씩 다르게 제시되고 있지만, 삶의 의미를 갖는 것, 삶의 의미를 찾는 행위가 인간이 살아가는 데에 중요한 기능으로 작용한다는 것은 공통적으로 강조하고 있는 바이다.

자신의 삶이 의미 있다고 느끼는 사람들은 우울감이 덜하고 삶에 대한 만족도가 더 높았으며 자존감과 낙관주의가 더 크고 긍정적인 사고를 더 많이 한다고 알려져 있으며(Weinstein et al., 1996; Zika et al., 1992), 삶의 의미를 높게 인지할 때 미래에 대한 기대가 희망적이고(Dogra et al., 2011), 자신의 신체 건강을 위해서도 노력을 기울이며(Steger et al., 2015), 학업적, 정서적, 사회적 적응력 또한 높은 것으로 나타났다(Trevisan et al., 2017). 청소년을 대상으로 한 국내 연구에서도 삶의 의미가 행동조절에 영향을 미치거나(유지원, 2011; 이나경 외, 2015; 이혜주, 2008), 심리적 안녕감에 미치는 영향이 정적으로 유의한 것으로 나타났으며(이기학 외, 2005), 청소년의 의미추구는 사회적 지지와 의미발견을 통해서 간접적으로 삶의 만족에 영향을 미치는 것으로 보고되고 있어(고영남, 2021), 삶의 의미 추구는 건강하고 가치 있는 삶의 지표임을 알 수 있다.

## 2. '삶의 의미'에 미치는 영향 요인

삶의 의미와 관련된 변인은 개인적 변인과 타인과의 관계적 변인으로 구분하여 살펴볼 수 있는데, 먼저 개인적 변인으로 주로 제시되는 것은 자기효능감, 자아존중감, 희망, 자아정체감, 우울 등이다. 먼저 자기효능감은 삶의 목표설정 및 목표추구를 자극하면서 삶의 의미를 통합하므로 이는 삶의 의미와 분리될 수 없으며(Locke et al., 1990; Scott, 2002), 국내 연구에서도 삶의 의미 정도와 자기효능감 간에 유의한 상관관계가 있는 것으로 보고되고 있다(박정묘, 2007; 허지연 외, 2009). 자아존중감은 자아개념의 평가

적 요소로서 자신을 긍정적으로 수용하고 가치 있는 인간으로 인지하는 신념의 범위를 포함한 심리적 반응으로(Taft, 1985), 갱년기 및 중년 여성, 중년 성인뿐만 아니라 대학생과 중학생을 대상으로 한 연구에서 자아존중감이 삶의 의미와 정적으로 관련성이 있는 것으로 나타났다(장선희, 2015; 정영미, 2011; 최명심 외, 2007). 또한 희망은 스트레스 상황에서 삶의 의미를 발견할 수 있는 개인 내적 요소로(Gall et al., 2005) 심각한 질환으로 투병하고 있는 사람들에게 대한 경험연구에서 희망이 높은 사람들이 의미 발견을 더 잘 하는 것으로 보고되었으며(Affleck et al., 1996). 대학생과 중년기 기혼 여성, 중년기 여성 수도자, 중년기 크리스천 남성을 대상으로 한 국내 연구에서 자아정체감은 삶의 의미에 영향을 미치거나 긍정적 관련성이 있는 것으로 나타났다(김은아, 1992; 김지영, 2011; 조수환, 2009; 홍지연, 2007). 또한 노인, 고등학생, 중년을 대상으로 한 국내 연구에서 우울은 삶의 의미에 영향을 미치거나 부적 관련성이 있는 변인으로 나타났다(공수자 외, 2010; 조현진, 1990; 정영미, 2011).

삶의 의미에 영향을 주는 타인과의 관계적 변인으로 사회적 지지가 있다. 사회적 지지는 한 개인을 중심으로 그를 둘러싼 가족, 친척, 이웃, 전문가로부터 제공받는 도움을 뜻하는데, 사회적 지지의 제공자는 부모, 형제, 친구, 이웃, 사회기관 등을 들 수 있다. 국내 연구에서 한부모 여성, 중년 및 갱년기 여성, 독거 여성 노인뿐만 아니라 백혈병 경험 청소년과 대학생 대상 연구에서 사회적 지지는 삶의 의미와 긍정적으로 연관된 것으로 밝혀졌고(김순안, 2010; 남태현 외, 2016; 이시은 외, 2016; 최지선, 2013; 하정혜, 2014), 노인을 대상으로 한 연구에서 가족지지는 삶의 의미에 영향을 미치는 것으로 나타났다(공수자 외, 2010). 반대로 사회적 배제와 외면은 자신의 삶을 무의미한 것으로 지각하게 만드는데, 사회적 배제를 소재로 한 실험연구에서 사회적 배제 조건의 참가자가 통제집단의 참가자에 비해 자신의 삶이 의미가 없다고 평정하였으며(King et al., 2011), 지속적인 고독감을 경험하는 사람이나 사회적 배제를 경험하는 사람은 자신의 삶의 의미를 거의 발견하지 못한다고 보고되었다(Lambert et al., 2013).

이 외 청소년을 대상으로 한 연구를 살펴보면, 청소년이 지각하는 사회적자본(인간관계 내에 존재하는 신뢰, 애정 등 사회적 관계망이 가지고 있는 가치를 측정하는 가정자본, 학교자본, 지역자본으로 구성)이 삶의 의미(유데모니아 또는 심리적 웰빙)에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며(김은혜 외, 2021), 청소년의 권리보장, 대인관계

만족도가 정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다(이동욱, 2023). 또한 중·고등학생들을 대상으로 한 삶의 목적 검사에서 기독교나 불교와 같은 종교를 가진 학생이 종교를 믿지 않은 학생보다 유의하게 높은 점수를 나타내었고, 현재 삶에 대한 만족도가 클수록, 성적이 높을수록, 보고한 비행이 적을수록 통계적으로 유의하게 높은 점수를 나타내었고, 부모의 애정, 합리적 설명, 감독의 긍정적인 양육행동은 대부분의 청소년에 있어서 삶의 목적과 유의한 정적 상관을 보였으나, 비일관성, 과잉기대, 과잉간섭, 학대, 방임의 부정적인 양육행동은 삶의 목적과 유의한 부적 상관이 있는 것으로 보고되었다(박주연 외, 2003).

### 3. '삶의 의미'와 인간의 기본 심리 욕구와의 관계 : Alderfer의 ERG 욕구이론을 중심으로

삶의 의미를 발견하고 추구한다는 것은 보편적이고 근원적인 심리적 동기에서 출발한다(Frankl, 1963). 이러한 심리적 동기는 기본 욕구에서 비롯되며, 자기 자신을 아는 것과 그 바탕이 되는 자신의 기본 욕구에 대한 인지는 곧 삶의 의미의 원천이기도 하다(Schlegel et al., 2009). 이에 삶의 의미, 행복, 만족도 등을 모두 주관적 웰빙으로 묶어 인간의 기본 욕구가 이에 미치는 영향을 살펴보는 것의 중요성이 강조되어 왔고(Costanza et al., 2007), 기본 심리 욕구가 삶의 의미에 미치는 영향을 살펴본 연구에서는 기본 심리 욕구의 충족이 삶의 의미에 유의미한 영향을 미친다고 보고하였다(Eakman, 2013; Ryff, 1995).

기본 심리 욕구 이론은 Maslow(1943)의 욕구위계론이 대표적이며, 이 이론을 발전시킨 것이 Alderfer(1972)의 ERG 이론이다. ERG 이론은 현실 적용성이 높고, 동시다발적으로 나타나는 심리 욕구를 검증하기에 적합하므로(조한라 외, 2019; Li, 2011), 삶의 의미, 삶의 질 혹은 행복을 살펴본 다수의 연구에서 활용하고 있다(김미혜 외, 2014; 신희진 외, 2019; 한상윤 외, 2019; 한혜림 외, 2018).

ERG 이론은 인간의 기본 욕구를 크게 세 가지로 보는데, 생존 욕구(Existence needs), 관계 욕구(Relatedness needs), 성장 욕구(Growth needs)이다. 생존욕구는 인간의 생존 및 물리적 안전과 관련된 욕구로서, 대체로 주관적 건강과 경제 상태 등을 포함한다. 건강이 인간의 가장 기본적인 복지로, 삶을 인식하는 데 있어 건강이 가장 많

은 부분을 차지할 만큼 건강에 대한 중요성이 강조되고 있고(Wagstaff et al., 1991), 건강과 삶의 의미 간에 유의미한 정적 관계가 있음은 다수의 선행 연구에서 보고되고 있다(최명심, 2011; 서수균 외, 2012; 유성경 외, 2014; Brassai et al., 2011). 경제 상태, 즉 소득은 행복과의 관련성 연구가 다수 진행되었는데, 일련의 연구들은 돈과 행복 간의 정적 관계를 보고하였으며(Spretizer et al., 1974; Deaton, 2008; Diener et al., 2013; 김명소 외, 2003; 구재선 외, 2011), 반면 일정 소득 이상에서는 돈과 행복 간의 관계가 약해진다는 결과도 있다(Diener et al., 2002; Howell et al., 2008, Inglehart, 1997; 허청라 외, 2014). 또한 직접적인 소득과의 관계는 아니나, 소득불평등과 삶의 의미와의 관계를 분석한 연구에서 소득불평등이 높다고 지각한 사람일수록 낮은 행복감과 낮은 삶의 의미를 느끼는 것으로 보고되어(차문경 외, 2017), 경제 상태와 관련한 변인이 삶의 의미와 어떤 관련성이 있는지 살펴보는 것은 의의가 있을 것이다.

관계욕구는 가족, 지인 등 타인과의 관계를 유지하고 공유하고자 하는 인간의 욕구로, 소속감, 애정의 욕구를 포함한다. 기존 연구에 따르면, 소속감은 삶의 의미에 유의한 영향을 미친다고 하였고(Lambert et al., 2013), 사회적 배제와 삶의 의미 간의 관계를 살펴본 연구에서는 삶의 의미를 저하시키는 데 있어 사회적 배제가 큰 역할을 하므로 사회적으로 소속감을 느낄 수 있도록 하는 것이 매우 중요함을 강조하였다(Stillman et al., 2009). 국내 대학생을 대상으로 한 연구에서는 삶의 의미와 사회적 지지가 정적상관을 보이며, 삶의 의미 수준이 높을수록 대인관계에서의 불편감과 회피 수준이 낮은 것으로 드러나(최명심, 2011), 인간의 관계욕구가 삶의 의미에 중요한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

성장욕구는 개인의 성장과 성취와 관련된 욕구로, 스스로의 잠재 능력을 활용하고, 재능을 개발할 수 있는 환경인지 등에 따라 만족 수준이 결정되는 욕구이다(한덕웅, 2004). 선행연구들은 성장욕구를 자아존중감, 자기효능감, 회복탄력성, 자기통제, 긍정적 인생관, 자아실현 등으로 측정하여 이들이 삶의 만족, 의미, 행복 수준과 정적인 관계가 있음을 보고하고 있다(권세원 외, 2012; 김경민, 2010; 김명소 외, 2006; 문유정, 2022; 유안진 외, 2005). 즉 자기 자신을 긍정적으로 생각하고 변화하는 상황에 유연하게 대처할수록 삶의 만족도와 행복수준, 의미수준이 높아짐을 이야기하고 있다.

#### 4. 선행연구 고찰에 따른 연구의 차별성

선행연구를 통해 삶의 의미 특성 및 중요성, 그리고 삶의 의미에 미치는 변인을 살펴 보았다. 삶의 의미를 발견하고 추구한다는 것은 보편적이고 근원적인 심리적 동기에서 출발한다는 빅터프랭클의 주장처럼(Frankl, 1963), 인간의 기본 심리 욕구는 삶의 의미에 있어 중요하게 고려되어야 할 요인이다. 그러나 국내 연구의 대다수는 삶의 만족, 삶의 질, 행복 결정 요인에 집중되어 있어, '삶의 의미'를 주제로 한 연구가 부족하고, 삶의 의미 연구에서 인간의 기본 심리적 변인을 다루진 하나, 생존욕구, 관계욕구, 성장욕구를 포괄적으로 분석한 연구가 많지 않다. 더불어 그 대상도 성인기, 중년여성, 빈곤청년, 노인 등을 대상으로 한 연구가 다수여서 연령대별, 배경별 영향 요인이 조금씩 다르게 나타나는 결과를 고려할 때, 일반 청소년을 대상으로 한 연구가 좀 더 확장될 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 Alderfer의 ERG이론을 기반으로 청소년의 삶의 의미에 영향을 미치는 요인을 탐색하고, 그들의 삶의 의미를 증진 시키는 데 있어 기본 심리 욕구의 역할을 규명하고자 한다. 또한 변인 간 상호작용(교호작용)을 통해 결과에 미치는 다양한 가능성 및 시사점을 탐색하고자 한다.

### Ⅲ 연구 방법

#### 1. 자료 수집 및 연구 대상

본 연구는 국회미래연구원에서 실시한 『한국인의 행복조사』 2021년~2023년 데이터를 활용하였고, 이 중 15~19세 청소년 응답자료만을 분석하였다. 연도별 응답자의 특성을 살펴보면 2021년은 총 820명, 2022년은 973명, 2023년은 754명이다. 3개년 모두 남녀 성비는 각각 50%로 비슷한 수준이며, 거주지역은 수도권과 영남권이 높았으며, 가구소득은 400만원 이상이 가장 많았다.

〈표 2-1〉 연구대상자의 인구통계학적 특성

구분		2021 (n=820)		2022 (n=973)		2023 (n=754)	
		빈도	퍼센트	빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
성별	남	416	50.73	478	49.13	382	50.66
	여	404	49.27	495	50.87	372	49.34
거주지역	수도권	516	62.93	343	35.25	213	28.25
	충청권	57	6.95	127	13.05	149	19.76
	강원권	19	2.32	39	4.01	23	3.05
	호남권	65	7.93	165	16.96	114	15.12
	영남권	145	17.68	274	28.16	232	30.77
	제주	18	2.20	25	2.57	23	3.05
	소속없음	7	0.85	5	0.51	13	1.72
가구소득	200만원 미만	26	3.17	22	2.26	19	2.52
	200~300만원 미만	48	5.85	59	6.06	29	3.85
	300~400만원 미만	116	14.15	137	14.08	124	16.45
	400~500만원 미만	215	26.22	202	20.76	185	24.54
	500~600만원 미만	194	23.66	229	23.54	193	25.60
	600만원 이상	214	26.10	319	32.79	191	25.33

## 2. 변수 정의와 측정

### 1) 종속변수

〈표 2-2〉와 같이 종속변수는 ‘삶의 의미’이며, 문항은 ‘전반적으로 볼 때, 평소 내가 하는 여러 가지 것들이 삶에서 의미 있다고 느낀다’ 1문항으로, 설문지에는 삶의 의미를 느끼는 정도를 0(전혀동의안함)~4, 5(보통), 6~10(매우동의함)으로 표시하게 되어 있다. 본 연구에서는 0(전혀동의안함)~4는 ‘낮음’, 5(보통)는 ‘보통’, 6~10(매우동의함)은 ‘높음’으로 재코딩하여 분석하였다. 이는 삶이 의미 있다고 느끼는 정도를 세 집단으로 구분하여 각 집단을 구분 짓는 영향 요인을 정교하게 분석하기 위함이다.

### 2) 독립변수

독립변수는 Aldefer의 ERG 이론에 기반하여, 〈표 2-2〉와 같이 생존욕구, 관계욕구,

성장욕구로 구분하고, 선행연구를 토대로 욕구별 관련된 변수로 구성하였다. 종속변수와 마찬가지로 독립변수도 0에서 10 또는 1에서 7로 측정된 것을 ‘높음-보통-낮음’으로 재코딩함으로써 의사결정나무 모형을 간명하게 해석할 수 있도록 하였다.

먼저 생존욕구는 건강 및 안전, 경제 상태와 관련된 욕구를 의미하므로, ‘가구소득’, ‘건강 만족도’, ‘안전감 만족도’로 구성하였고, 관계욕구는 가족, 지인 등 다른 사람들과의 관계와 관련된 욕구를 의미하므로, ‘가족생활만족도’, ‘대인관계 만족도’, ‘공동체 소속감 만족도’로 구성하였다. 이 중, ‘가족생활만족도’는 일부 직계혈족이 없는 경우 결측치로 처리하였다. 성장욕구는 개인의 성장과 성취와 관련된 욕구로, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’, ‘미래 낙관성’으로 구성하였다. 이 중, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’은 ‘나는 어떻게 살아야 할 것인지 결정하는 데 있어 자유롭다’ 1문항으로 기존 연구에서 이 개념을 ‘자립성’ 또는 ‘자유로운 삶의 결정’이라 명명하여 성장욕구의 하위 변인으로 포함(김명소, 한영석, 2006; 문유정, 2022)하고 있는 것을 근거로 하였다. 또한 기존 연구에서 ‘내 미래에 대해 전망이 밝다고 생각함’ 문항을 성장욕구의 변인으로 포함(문유정, 2022)한 것을 토대로, 본 연구 설문 중, ‘5년 후, 자신의 삶에 대해서 얼마나 만족할 것으로 예상하십니까?’라는 문항을 ‘미래 낙관성’이라고 명명하여 성장욕구 변인으로 포함하였다.

〈표 2-2〉 변수 구성 및 설명

변수명(변수코드)	연도	N	문항	척도(재코딩)	
<b>종속변수</b>					
삶의 의미 (A2-1)	2021	820	전반적으로 볼 때, 평소 내가 하는 여러 가지 것들이 삶에서 의미 있다고 느낀다	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음	
	2022	973			
	2023	754			
<b>독립변수</b>					
생존욕구 (Existence needs)	가구소득 (DQ12-2)	2021	820	지난 1년간 월평균 가구소득(세전 기준)	소득없음 200만원 미만 200~300만원 미만 300~400만원 미만 400~500만원 미만 500~600만원 미만 600만원 이상
		2022	973		
		2023	754		

변수명(변수코드)		연도	N	문항	척도(재코딩)
	건강 만족도 (C7-2)	2021	820	자신의 삶에 있어 건강에 대하여 얼마나 만족하십니까?	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
	안전감 만족도 (C7-4)	2021	820	자신의 삶에 있어 안전감에 대하여 얼마나 만족하십니까?	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
관계욕구 (Relatedness needs)	가족생활 만족도 (C4)	2021	816	자신의 가족생활에 대해 얼마나 만족하십니까?	1~3점: 낮음 4점: 보통 5~7점: 높음
		2022	963		
		2023	754		
	대인관계 만족도 (C7-3)	2021	820	자신의 삶에 있어 대인관계에 대하여 얼마나 만족하십니까?	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
	공동체 소속감 만족도 (C7-5)	2021	820	자신의 삶에 있어 공동체 소속감에 대하여 얼마나 만족하십니까?	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
성장욕구 (Growth needs)	삶에 대한 자유로운 자기결정 (A2-3)	2021	820	나는 어떻게 살아야 할 것인지 결정하는 데 있어 자유롭다	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
	일에 대한 성취감 (A2-2)	2021	820	나는 대체로 내가 하는 일로부터 성취감을 느낀다	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		
	미래낙관성 (C3)	2021	820	5년 후, 자신의 삶에 대해서 얼마나 만족할 것으로 예상하십니까?	0~4점: 낮음 5점: 보통 6~10점: 높음
		2022	973		
		2023	754		

### 3. 분석 방법

본 연구는 SPSS ver. 29를 이용하여 자료를 분석하였다. 먼저 기술통계 및 교차분석( $\chi^2$ )을 통해 변수들의 특징 및 차이를 살펴보고, 본격적으로 청소년의 삶의 의미에 미치는 변인 및 변인 간 상호작용 효과를 탐색하기 위해 의사결정나무(Decision Tree) 분석을 실시하였다.

의사결정나무 분석은 의사결정규칙을 나무구조로 도표화하여 분류와 예측을 수행하

는 분석방법으로 나무구조로 모형이 표현되기 때문에 해석이 용이하고 어떤 입력변수(독립변수)가 목표변수(종속변수)를 설명하기 위하여 더 중요한지를 쉽게 파악할 수 있다. 즉 유용한 입력변수를 찾아낼 뿐만 아니라 입력변수 간의 다양한 교호작용 즉, 두 개 이상의 변수가 결합하여 목표변수에 어떠한 영향을 주는지를 찾아내는 알고리즘이다(강현철 외, 2014). 의사결정나무 분석의 알고리즘은 CART, CHAID, C5.0 등이 있으며, 최근에는 단일 알고리즘이 아닌 여러 개의 알고리즘을 결합하는 방식으로 분석이 수행되기도 한다(안현철, 2002). 이러한 의사결정나무 분석은 비모수적 방법으로 선형성, 정규성 또는 등분산성 등의 통계적 가정을 필요로 하지 않는다는 장점이 있으며, 데이터 에러나 결측치에 대해서도 민감하지 않는 결과값을 도출하는 것이 장점이다(나종화, 2017).

이에 본 연구에서는 의사결정나무 분석을 사용하여 청소년의 삶의 의미에 영향을 미치는 변인을 탐색하고, 변인 간 상호작용에 따라 결과가 어떻게 달라지는지 확인하였다. 이를 위해 의사결정나무 알고리즘 중 카이제곱검정에 기초하여 다지분리(multiway split) 방식으로 가지를 형성하는 CHAID(Chi-squared Automatic Interaction Detection)를 적용하였다. 그리고 과적합을 피하기 위하여 정지규칙은 최대 나무 깊이 3수준으로, 노드를 생성하기 위한 부모마디와 자식마디는 각각 10과 5로 지정하였으며, 모형을 형성할 때 예측 변인들의 분리와 병합 기준의 유의수준은 .05로 설정하였다. 또한 의사결정나무의 비안정성을 극복하기 위해 교차검증을 통해 모형의 적합도를 확인하였다.

## IV 연구 결과

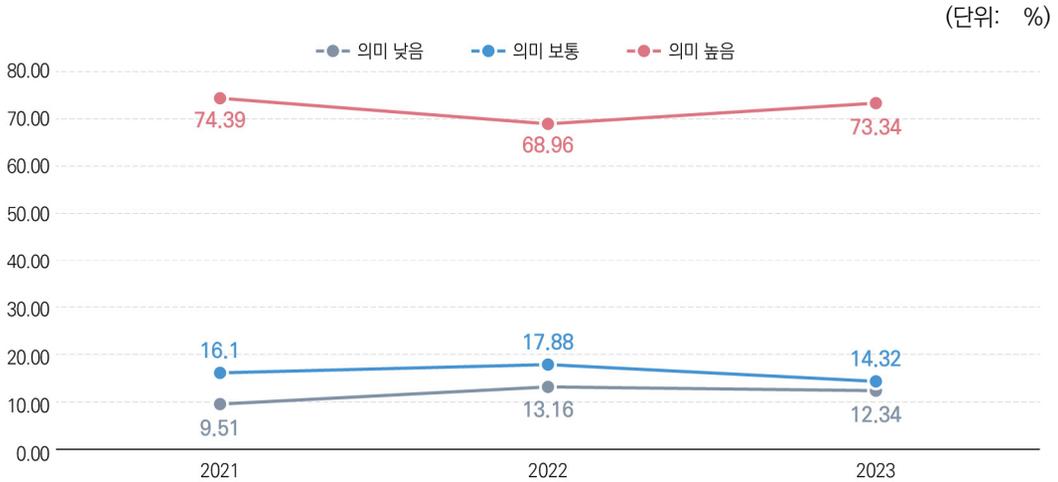
### 1. 기초분석 결과

의사결정나무 분석에 앞서 종속변수인 청소년의 ‘삶의 의미’를 ‘높음-보통-낮음’ 집단으로 구분하여 연도별 변화를 살펴보았다(그림 2-1). 3개년 모두 ‘의미높음’ 집단의 비율이 ‘의미보통’과 ‘의미낮음’ 집단에 비해 가장 높았다. ‘의미높음’ 집단은 2021년 74.39%에서 2022년 68.96%로 5.43%p 감소하다가, 최근 2023년 73.34%로 전년도

대비 4.38%p 증가하는 것으로 나타났고, '의미낮음' 집단은 2021년 9.51%에서 2022년 13.16%로 3.65%p 증가하다가, 2023년 12.34%로 전년도 대비 0.82%p 감소하는 것으로 나타났는데, 이처럼 최근 3개년 청소년의 '삶의 의미'는 2021년 대비 2022년 감소하다가 2023년 다시 회복되는 양상을 보이고 있다.

또한 독립변수들을 '삶의 의미' 세 집단(높음-보통-낮음)에 따라 구분하여 연도별 빈도 및 비율을 확인하였고, 교차분석을 통하여 집단 간 차이 검정( $\chi^2$ )을 실시하여 <표 2-3>~<표 2-5>에 제시하였다. 그 결과 2021년 '가구소득'을 제외한 나머지 변수들 간의 차이는 통계적으로 유의함을 확인할 수 있었다( $p < 0.01$ ,  $p < 0.001$ ).

[그림 2-1] 청소년의 '삶의 의미' 연도별 변화



<표 2-3> 2021년 '삶의 의미' 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=820)

변수	삶의 의미			전체(%)	교차검증 ( $\chi^2$ )		
	높음(%)	보통(%)	낮음(%)				
	<n=610>	<n=132>	<n=78>				
생존 욕구	가구소득	소득없음	3(0.49)	2(1.52)	2(2.56)	7(0.85)	19.066
		200만원미만	15(2.46)	7(5.30)	4(5.13)	26(3.17)	
		200~300만원미만	31(5.08)	11(8.33)	6(7.69)	48(5.85)	
		300~400만원미만	80(13.11)	21(15.91)	15(19.23)	116(14.15)	
		400~500만원미만	161(26.39)	38(28.79)	16(20.51)	215(26.22)	

변수		삶의 의미			전체(%)	교차검증 ( $\chi^2$ )			
		높음(%)	보통(%)	낮음(%)					
		<n=610>	<n=132>	<n=78>					
관계 욕구	건강 만족도	500~600만원미만	150(24.59)	24(18.18)	20(25.64)	194(23.66)	28.009***		
		600만원이상	170(27.87)	29(21.97)	15(19.23)	214(26.10)			
	안전감 만족도	높음	528(86.56)	98(74.24)	52(66.67)	678(82.68)		112.544***	
		보통	51(8.36)	23(17.42)	15(19.23)	89(10.85)			
		낮음	31(5.08)	11(8.33)	11(14.10)	53(6.46)			
	관계 욕구	가족생활 만족도	높음	591(97.36)	112(84.85)	43(55.84)		746(91.42)	198.293***
			보통	14(2.31)	19(14.39)	19(24.68)		52(6.37)	
			낮음	2(0.33)	1(0.76)	15(19.48)		18(2.21)	
		대인관계 만족도	높음	520(85.25)	89(67.42)	32(41.03)		641(78.17)	104.922***
보통			64(10.49)	28(21.21)	22(28.21)	114(13.90)			
낮음			26(4.26)	15(11.36)	24(30.77)	65(7.93)			
공동체 소속감 만족도		높음	493(80.82)	79(59.85)	33(42.31)	605(73.78)	105.253***		
		보통	75(12.30)	32(24.24)	12(15.38)	119(14.51)			
		낮음	42(6.89)	21(15.91)	33(42.31)	96(11.71)			
성장 욕구	삶에대한 자유로운 자기결정	높음	499(81.80)	51(38.64)	7(8.97)	557(67.93)	349.673***		
		보통	74(12.13)	51(38.64)	11(14.10)	136(16.59)			
		낮음	37(6.07)	30(22.73)	60(76.92)	127(15.49)			
	일에 대한 성취감	높음	506(82.95)	42(31.82)	8(10.26)	556(67.80)	417.258***		
		보통	85(13.93)	61(46.21)	13(16.67)	159(19.39)			
		낮음	19(3.11)	29(21.97)	57(73.08)	105(12.80)			
	미래 낙관성	높음	564(92.46)	95(71.97)	41(52.56)	700(85.37)	131.467***		
		보통	40(6.56)	31(23.48)	23(29.49)	94(11.46)			
		낮음	6(0.98)	6(4.55)	14(17.95)	26(3.17)			

주) \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

〈표 2-4〉 2022년 '삶의 의미' 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=973)

변수		삶의 의미			전체(%)	교차검증 ( $\chi^2$ )	
		높음(%) (n=671)	보통(%) (n=174)	낮음(%) (n=128)			
생존 욕구	가구소득	소득없음	0(0.00)	2(1.15)	3(2.34)	5(0.51)	26.724**
		200만원미만	16(2.38)	1(0.57)	5(3.91)	22(2.26)	
		200~300만원미만	40(5.96)	11(6.32)	8(6.25)	59(6.06)	
		300~400만원미만	89(13.26)	23(13.22)	25(19.53)	137(14.08)	
		400~500만원미만	138(20.57)	42(24.14)	22(17.19)	202(20.76)	
		500~600만원미만	153(22.80)	48(27.59)	28(21.88)	229(23.54)	
		600만원이상	235(35.02)	47(27.01)	37(28.91)	319(32.79)	
	건강 만족도	높음	610(90.91)	133(76.44)	81(63.28)	824(84.69)	115.826***
		보통	45(6.71)	34(19.54)	19(14.84)	98(10.07)	
		낮음	16(2.38)	7(4.02)	28(21.88)	51(5.24)	
	안전감 만족도	높음	547(81.52)	101(58.05)	47(36.72)	695(71.43)	192.362***
		보통	88(13.11)	54(31.03)	27(21.09)	169(17.37)	
낮음		36(5.37)	19(10.92)	54(42.19)	109(11.20)		
관계 욕구	가족생활 만족도	높음	649(97.59)	154(89.53)	90(71.43)	893(92.73)	120.714***
		보통	15(2.26)	18(10.47)	30(23.81)	63(6.54)	
		낮음	1(0.15)	0(0.00)	6(4.76)	7(0.73)	
	대인관계 만족도	높음	569(84.80)	126(72.41)	55(42.97)	750(77.08)	168.066***
		보통	81(12.07)	38(21.84)	31(24.22)	150(15.42)	
		낮음	21(3.13)	10(5.75)	42(32.81)	73(7.50)	
	공동체 소속감 만족도	높음	530(78.99)	91(52.30)	38(29.69)	659(67.73)	181.645***
		보통	81(12.07)	61(35.06)	35(27.34)	177(18.19)	
		낮음	60(8.94)	22(12.64)	55(42.97)	137(14.08)	
성장 욕구	삶에대한 자유로운 자기결정	높음	543(80.92)	41(23.56)	8(6.25)	592(60.84)	625.757***
		보통	86(12.82)	97(55.75)	12(9.38)	195(20.04)	
		낮음	42(6.26)	36(20.69)	108(84.38)	186(19.12)	
	일에 대한 성취감	높음	545(81.22)	46(26.44)	7(5.47)	598(61.46)	550.068***
		보통	98(14.61)	88(50.57)	25(19.53)	211(21.69)	
		낮음	28(4.17)	40(22.99)	96(75.00)	164(16.86)	
	미래 낙관성	높음	614(91.50)	126(72.41)	64(50.00)	804(82.63)	190.000***
		보통	53(7.90)	44(25.29)	41(32.03)	138(14.18)	
		낮음	4(0.60)	4(2.30)	23(17.97)	31(3.19)	

주) \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

〈표 2-5〉 2023년 '삶의 의미' 수준(높음-보통-낮음)에 따른 독립변수 빈도(%) 및 교차분석 결과 (n=754)

변수		삶의 의미			전체(%)	교차검증 ( $\chi^2$ )	
		높음(%)	보통(%)	낮음(%)			
		〈n=553〉	〈n=108〉	〈n=93〉			
생존 욕구	가구소득	소득없음	10(1.81)	2(1.85)	1(1.08)	13(1.72)	31.287**
		200만원미만	10(1.81)	3(2.78)	6(6.45)	19(2.52)	
		200~300만원미만	13(2.35)	7(6.48)	9(9.68)	29(3.85)	
		300~400만원미만	89(16.09)	21(19.44)	14(15.05)	124(16.45)	
		400~500만원미만	135(24.41)	29(26.85)	21(22.58)	185(24.54)	
		500~600만원미만	158(28.57)	22(20.37)	13(13.98)	193(25.60)	
		600만원이상	138(24.95)	24(22.22)	29(31.18)	191(25.33)	
	건강 만족도	높음	504(91.14)	85(78.70)	62(66.67)	651(86.34)	48.259***
		보통	26(4.70)	13(12.04)	14(15.05)	53(7.03)	
		낮음	23(4.16)	10(9.26)	17(18.28)	50(6.63)	
	안전감 만족도	높음	451(81.56)	63(58.33)	23(24.73)	537(71.22)	186.520***
		보통	72(13.02)	35(32.41)	27(29.03)	134(17.77)	
낮음		30(5.42)	10(9.26)	43(46.24)	83(11.01)		
관계 욕구	가족생활 만족도	높음	529(95.66)	95(87.96)	64(68.82)	688(91.25)	80.533***
		보통	22(3.98)	11(10.19)	21(22.58)	54(7.16)	
		낮음	2(0.36)	2(1.85)	8(8.60)	12(1.59)	
	대인관계 만족도	높음	461(83.36)	80(74.07)	47(50.54)	588(77.98)	61.495***
		보통	67(12.12)	21(19.44)	25(26.88)	113(14.99)	
		낮음	25(4.52)	7(6.48)	21(22.58)	53(7.03)	
	공동체 소속감 만족도	높음	430(77.76)	64(59.26)	29(31.18)	523(69.36)	119.694***
		보통	84(15.19)	29(26.85)	24(25.81)	137(18.17)	
		낮음	39(7.05)	15(13.89)	40(43.01)	94(12.47)	
성장 욕구	삶에대한 자유로운 자기결정	높음	451(81.56)	34(31.48)	9(9.68)	494(65.52)	328.720***
		보통	61(11.03)	46(42.59)	17(18.28)	124(16.45)	
		낮음	41(7.41)	28(25.93)	67(72.04)	136(18.04)	
	일에 대한 성취감	높음	463(83.73)	37(34.26)	8(8.60)	508(67.37)	373.141***
		보통	71(12.84)	45(41.67)	21(22.58)	137(18.17)	
		낮음	19(3.44)	26(24.07)	64(68.82)	109(14.46)	
	미래 낙관성	높음	511(92.41)	78(72.22)	48(51.61)	637(84.48)	134.885***
		보통	36(6.51)	28(25.93)	31(33.33)	95(12.60)	
		낮음	6(1.08)	2(1.85)	14(15.05)	22(2.92)	

주) \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## 2. 의사결정나무 분석 결과 - 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인

### 1) 의사결정나무 예측모형의 타당도 평가

의사결정나무 분석은 나무모형을 해석하기 전, 예측모형의 타당도 평가를 보여주는 위험도표를 확인하여 모형이 적합한지를 판단해야 한다. 위험도표는 통계학의 판별분석 등에서 알려진 분류행렬을 의미하며, 위험추정치는 타당성을 평가하는 지표로 의사결정 나무에 의해 잘못 분류되거나 예측될 위험을 의미한다. 따라서 이 값이 작을수록 모형 구축이 우수하다고 평가할 수 있다(오을임 외, 2002). 이에 본 연구에서는 연도별 위험도표를 <표 2-6>에 제시하여 모형의 적합도를 확인한 뒤, 의사결정나무 모형을 해석하였다. 먼저 실제값과 예측값 사이의 일치되는 확률을 의미하는 분류 정확도는 2021년 81.7%, 2022년 83.9%, 2023년 81.4%로 나타났으며, 오분류율은 2021년 18.3%, 2022년 16.1%, 2023년 18.6%, 표준오차는 2021년과 2023년은 0.014, 2022년 0.012로 나타났다. 의사결정나무분석의 비안정성을 극복하기 위해 교차검증을 진행한 결과, 교차분류모형의 오분류율과 표준오차는 3개년 모두 분류모델의 값과 차이가 작아 모형 일반화에 문제가 없었다.

**<표 2-6> 의사결정나무 모형의 위험도표**

연도	분류	예측분류			
		의미높음(명)	의미보통(명)	의미낮음(명)	정확도 (%)
2021	의미높음	579	21	10	94.9
	의미보통	77	36	19	27.3
	의미낮음	20	3	55	70.5
	전체퍼센트	82.4	7.3	10.2	<b>81.7</b>
	위험추정치(교차)	.183(.212)			
	위험추정치 표준오차(교차)	.014(.014)			
2022	의미높음	623	38	10	92.8
	의미보통	63	93	18	53.4
	의미낮음	11	17	100	78.1
	전체퍼센트	71.6	15.2	13.2	<b>83.9</b>
	위험추정치(교차)	.161(.174)			
	위험추정치 표준오차(교차)	.012(.012)			

연도	분류	예측분류			
		의미높음(명)	의미보통(명)	의미낮음(명)	정확도 (%)
2023	의미높음	508	34	11	91.9
	의미보통	50	40	18	37.0
	의미낮음	13	14	66	71.0
	전체퍼센트	75.7	11.7	12.6	<b>81.4</b>
	위험추정치(교차)	.186(.237)			
	위험추정치 표준오차(교차)	.014(.015)			

## 2) 청소년의 삶의 의미 영향 요인

2021년, 2022년, 2023년 데이터를 각각 의사결정나무로 분석한 결과, <그림 2-2>, <그림 2-3>, <그림 2-4>와 같다. 의사결정나무모형의 최상위 노드(노드 0)는 독립변수가 투입되지 않은 종속변수의 빈도로, 2021년은 삶의 의미 높음 74.4%(610명), 보통 16.1%(132명), 낮음 9.5%(78명), 2022년은 삶의 의미 높음 69.0%(671명), 보통 17.9%(174명), 낮음 13.2%(128명), 2023년은 삶의 의미 높음 73.3%(553명), 보통 14.3%(108명), 낮음 12.3%(93명)로 나타났다.

청소년의 삶의 의미에 정적으로 영향을 미치는 유의한 변인으로 생존욕구는 ‘건강 만족도’와 ‘안전감 만족도’, 관계욕구는 ‘대인관계 만족도’, ‘공동체 소속감 만족도’로 나타났다, 성장욕구는 투입한 세 개의 변인인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’, ‘미래 낙관성’이 모두 유의한 변인으로 도출되었다. 다만 연도별 유의하게 도출된 변인은 다소 차이가 있었다. 그리고 청소년의 삶의 의미에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로, 2021년과 2023년은 ‘일에 대한 성취감’, 2022년은 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’으로 나타나 이 두 변인이 청소년의 삶의 의미 수준(높음-보통-낮음)을 구분하는 데 결정적인 변인인 것이 확인되었다.

## 3) 생존욕구가 삶의 의미에 미치는 영향

생존욕구 변인으로 투입한 ‘가구소득’, ‘건강만족도’, ‘안전감 만족도’ 중, 청소년의 삶의 의미에 영향을 미치는 변인은 ‘건강 만족도’와 ‘안전감 만족도’로 나타났다. 이 두 변인은 2021년 데이터에서는 유의한 변인으로 도출되지 않았으나, 2022년과 2023년

데이터에서는 유의한 변인으로 도출되었다.

먼저 ‘건강만족도’는 성장욕구 변인인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’과 상호작용하면서 삶의 의미를 증진시키는 것으로 나타났다. 주요 결과를 살펴보면, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’과 ‘일에 대한 성취감’이 높은 집단 중, ‘건강만족도’가 보통이거나 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 91.7%에서 95.4%로 증가했다(〈그림 2-3〉 2022년 노드 12). 또한 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮더라도, ‘일에 대한 성취감’이 높고, ‘건강만족도’가 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 22.5%에서 95.5%로 대폭 증가했다(〈그림 2-3〉 2022년 노드 14). 반대로 ‘일에 대한 성취감’과 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 둘 다 낮더라도, ‘건강만족도’가 보통이거나 낮으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 91.1%에서 86.7%로 감소했다(〈그림 2-4〉 2023년 노드 15).

‘안전감 만족도’는 2023년 데이터에서 유의한 변인으로 도출되었고, 성장욕구 변인인 ‘일에 대한 성취감’과 상호작용하면서 삶의 의미를 증진시키는 것으로 나타났다. ‘일에 대한 성취감’이 낮더라도 안전감 만족도가 보통이거나 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 17.4%에서 21.1%로 증가하였다(〈그림 2-4〉 2023년 노드 4).

#### 4) 관계욕구가 삶의 의미에 미치는 영향

관계욕구 변인으로 투입한 ‘가족생활 만족도’, ‘대인관계 만족도’, ‘공동체 소속감 만족도’ 중, 청소년의 삶의 의미에 영향을 미치는 변인은 ‘대인관계 만족도’와 ‘공동체 소속감 만족도’로 나타났다.

‘대인관계 만족도’는 2022년과 2023년 데이터에서 유의한 변인으로 도출되었고, 성장욕구 변인인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’과 상호작용하면서 삶의 의미를 증진시키는 것으로 나타났다. 주요 결과를 살펴보면, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮고, ‘일에 대한 성취감’이 보통일지라도 ‘대인관계 만족도’가 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 22.6%에서 31.0%로 증가했다(〈그림 2-3〉 2022년 노드 18).

‘공동체 소속감 만족도’는 ‘일에 대한 성취감’과 ‘안전감 만족도’가 낮은 집단에서 ‘공동체 소속감 만족도’가 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 17.4%에서 33.3%로 증가했다(〈그림 2-4〉 2023년 노드 14). 또한 ‘일에 대한 성취감’이 보통이고 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 53.5%에서 38.7%로

감소하는데, 여기서 ‘공동체 소속감 만족도’가 높아지면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 38.7%에서 44.4%로 소폭 증가하는 것을 볼 수 있다(<그림 2-2> 2021년 노드 13). 그러나 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’과 ‘일에 대한 성취감’이 모두 낮으면, ‘공동체 소속감 만족도’가 아무리 높더라도 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 증가하지 않아(<그림 2-3> 2022년 노드 16), 그만큼 성장욕구인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’과 ‘일에 대한 성취감’이 청소년의 삶의 의미를 결정하는 데 있어서 중요한 변인이라는 것을 시사한다.

### 5) 성장욕구가 삶의 의미에 미치는 영향

성장욕구 변인인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’, ‘미래 낙관성’은 모두 청소년의 삶의 의미에 영향을 미치는 변인으로 나타났다. ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’은 3개년 데이터에서 모두 유의한 변인이면서 가장 영향력이 있는 변인으로 도출되었고, ‘미래 낙관성’은 2021년과 2023년 데이터에서 유의한 변인으로 도출되었다. 이들 세 변인은 생존욕구, 관계욕구 변인들과 서로 상호작용하면서 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율을 증가시켰다.

주요 결과를 살펴보면, ‘일에 대한 성취감’, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘미래 낙관성’이 모두 높을 때, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 91.0%에서 94.2%로 증가했다(<그림 2-2> 2021년 노드 11). 또한 ‘일에 대한 성취감’이 낮더라도 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 보통이거나 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 18.1%에서 38.2%로 증가했다(<그림 2-2> 2021년 노드 6). ‘일에 대한 성취감’이 보통이고, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮은 집단에서 ‘대인관계 만족도’가 높다면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 51.8%에서 54.2%로 증가했다(<그림 2-4> 2023년 노드 17).

### 6) 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 이익도표

삶의 의미 ‘높음’ 집단에 속할 확률이 높은 그룹은 <표 2-7>과 같이 이익도표를 통해 확인할 수 있다. 의사결정나무에서 이익도표는 종속변수(의미높음-의미보통-의미낮음)의 특정 범주(집단)가 각 마디에서 획득한 백분율을 나타낸다. 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 특성을 확인하기 위해 반응(Response, 해당마디 자료 수/전체 삶의의미 ‘높음’ 집단

자료 수) 90% 이상을 획득한 상위노드를 중심으로 살펴보았다.

먼저 2021년 노드 11 ‘일에 대한 성취감’이 높고, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 높으며, ‘미래 낙관성’이 높은 집단이다. 이 집단의 이익지수는 126.7%로 전체 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율인 74.4%보다 이들 집단이 약 1.267배 높은 94.2%로 나타난 것을 알 수 있다. 그리고 2022년과 2023년에는 ‘건강 만족도’가 유의한 변수로 도출되면서, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’ 변수와 상호작용하여 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율을 증가시키는 것을 알 수 있다. 2022년 노드 14의 경우, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮아도, ‘일에 대한 성취감’ 및 ‘건강 만족도’가 높으면, 전체 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율인 69.0%보다 이들 집단이 약 1.384배 높은 95.5%로 나타났고, 2023년 노드 16의 경우, ‘일에 대한 성취감’, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘건강 만족도’가 모두 높을 때 전체 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율인 73.3%보다 이들 집단이 약 1.303배 높은 95.5%로 나타났다.

**<표 2-7> 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 이익도표(상위 노드를 중심으로)**

연도	노드	노드 특징	노드(Node)		이득(Gain)		반응 (Response)	지수 (Index)
			N	%	N	%		
2021	11	일에 대한 성취감 ‘높음’ 삶에 대한 자유로운 자기결정 ‘높음’ 미래 낙관성 ‘높음’	452	55.1	426	69.8	94.2	126.7
	14	삶에 대한 자유로운 자기결정 ‘낮음’ 일에 대한 성취감 ‘높음’ 건강 만족도 ‘높음’	22	2.3	21	3.1	95.5	138.4
	12	삶에 대한 자유로운 자기결정 ‘높음’ 일에 대한 성취감 ‘높음’ 건강 만족도 ‘보통 및 높음’	474	48.7	452	67.4	95.4	138.3
2022	13	삶에 대한 자유로운 자기결정 ‘높음’ 일에 대한 성취감 ‘높음’ 건강 만족도 ‘낮음’	12	1.2	11	1.6	91.7	132.9
2023	16	일에 대한 성취감 ‘높음’ 삶에 대한 자유로운 자기결정 ‘높음’ 건강 만족도 ‘높음’	403	53.4	385	69.6	95.5	130.3

주) Node: 마디의 번호

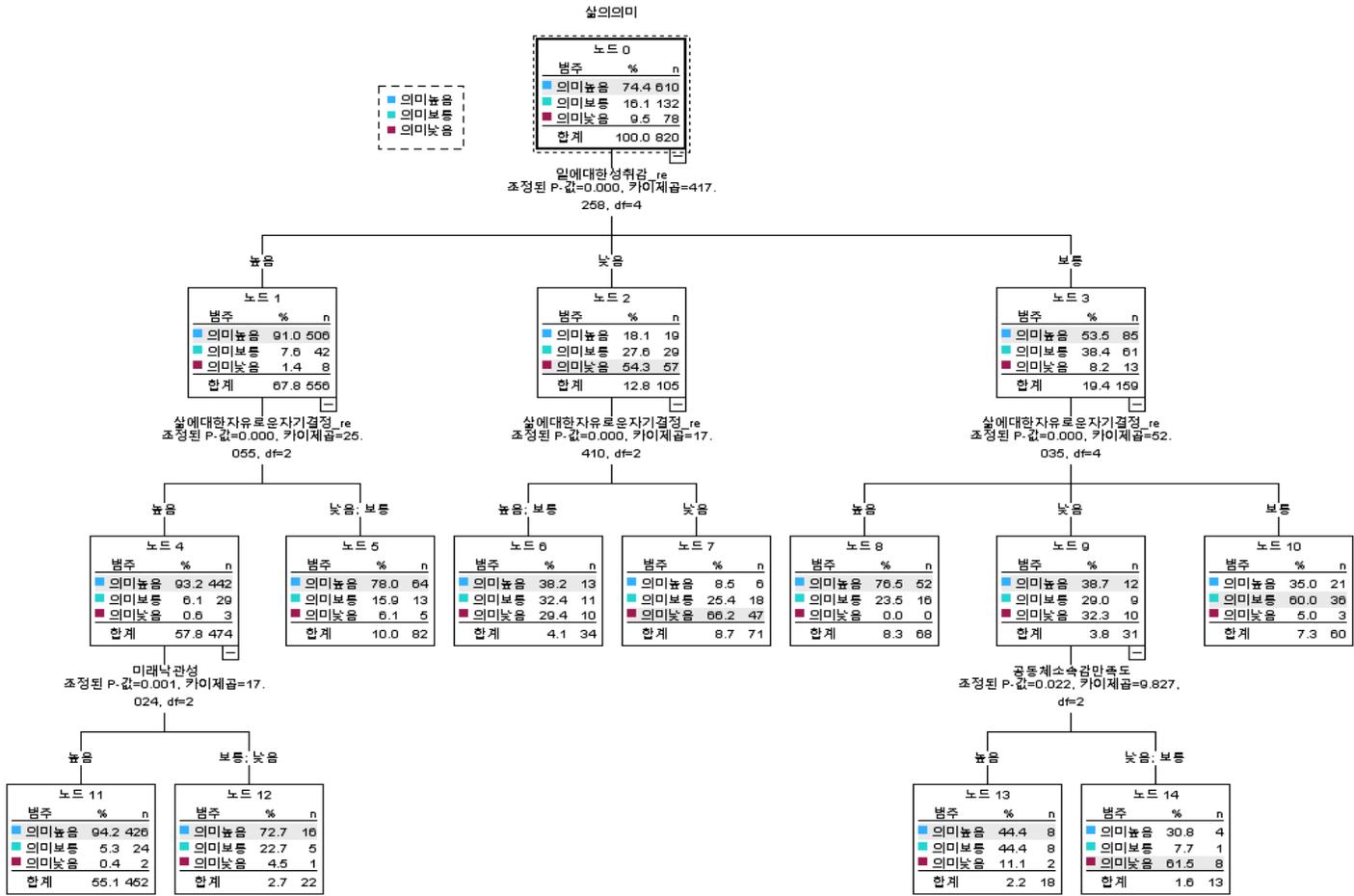
Node(n): 해당 마디번호 자료 수, Node(%): Node(n)/전체 자료 수

Gain(n): 해당 마디번호 목표범주 자료 수(해당마디 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 자료 수)

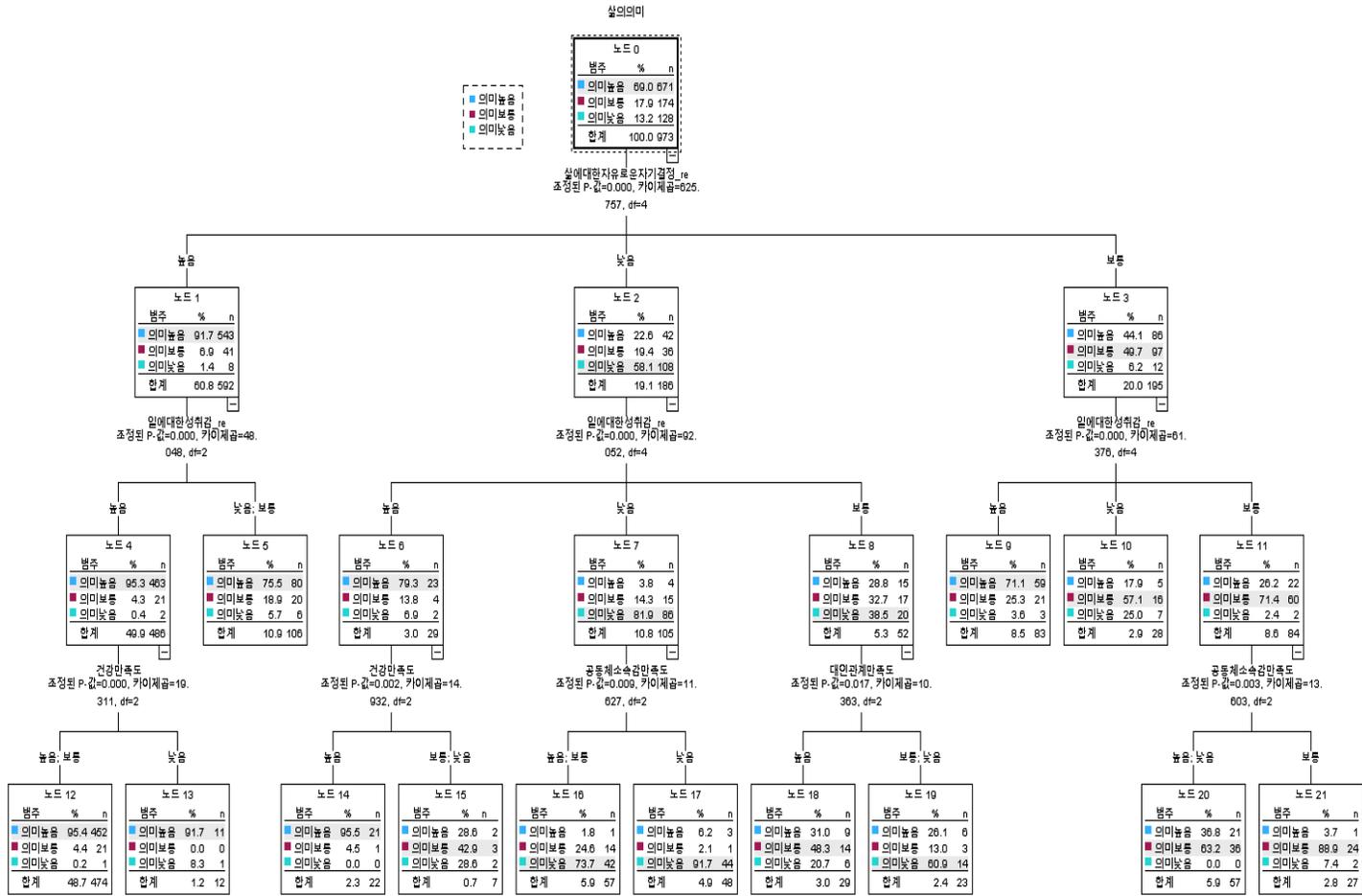
Gain(%): Gain(n)/전체목표범주 자료 수(전체 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 자료 수)

Response(%): Gain(n)/Node(n)

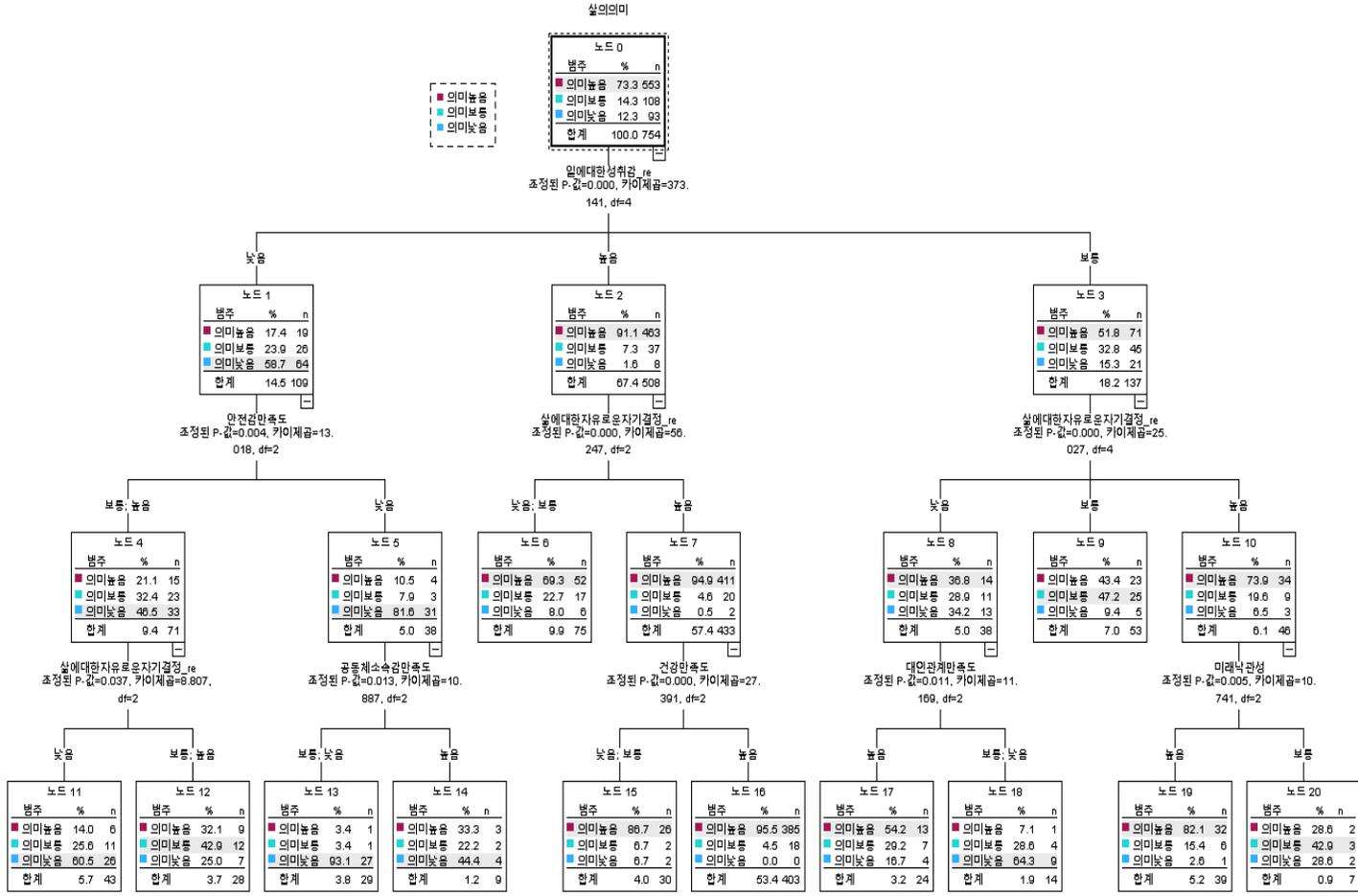
Index(%): Response(%)/전체 목표범주 비율(전체 삶의 의미 ‘높음’ 집단 비율)



[그림 2-2] 2021년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무)



[그림 2-3] 2022년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무)



[그림 2-4] 2023년 청소년의 삶의 의미 영향 요인 분석(의사결정나무)

## V 결론

### 1. 결론 및 정책 제언

본 연구는 Alderfer의 ERG 욕구이론을 기반으로 15~19세 청소년의 '삶의 의미'에 영향을 미치는 요인을 탐색하고, 그들의 삶의 의미를 증진 시키는 데 있어 인간의 기본 심리 욕구의 역할을 규명하는 것이 목적이다. 이를 위해 국회미래연구원의 <한국인의 행복조사> 2021년~2023년 3개년의 데이터를 활용하여 의사결정나무 방법으로 분석하였다. 본격적인 분석 전, 청소년의 '삶의 의미'를 세 집단(높음-보통-낮음)으로 구분하여 연도별 변화를 살펴본 결과, 3개년 모두 '의미높음' 집단의 비율이 '의미보통'과 '의미낮음' 집단에 비해 가장 높았으며, '의미높음' 집단의 경우, 2021년에 비해 2022년 다소 감소하는 모습을 보이다가 2023년 다시 회복하는 양상을 보였다.

본격적으로 의사결정나무 분석을 통해 살펴본 청소년의 '삶의 의미' 영향 요인으로 생존욕구에서는 '건강 만족도'와 '안전감 만족도', 관계욕구에서는 '대인관계 만족도'와 '공동체 소속감 만족도', 성장욕구에서는 '삶에 대한 자유로운 자기결정', '일에 대한 성취감', '미래 낙관성'이 도출되었고, 이들 중 가장 유의한 변수로는 '일에 대한 성취감(2021, 2023년)', '삶에 대한 자유로운 자기결정(2022년)'으로 나타났다.

인간의 생존욕구와 관련된 '건강 만족도'는 이미 삶의 의미와의 관련성이 기존 연구에서 밝혀진 바 있다. 폐경 여성(김주연 외, 2023), 65세 이상 노인(김수현, 2013; 장창호, 2017), 대학생(조효진 외, 2022, 최명심, 2011), 중년여성(박금자, 2002), 빈곤 청년(최상미 외, 2020) 등을 대상으로 한 연구에서 모두 주관적 건강에 대한 인식이 삶의 의미를 증진 시키는 데 유의한 변인으로 밝혀졌다. 청소년 대상 연구에서는 주관적 건강 인식이 삶의 만족감에 정적인 영향을 미친다는 연구가 있고(김태형, 2020), 정신 건강과 삶의 의미와의 관련성이 성인 다음으로 청소년에게 효과 크기가 크게 나타남을 보고하였다(유성경 외, 2014). 이처럼 본 연구에서도 청소년의 '건강 만족도'가 삶의 의미 증진에 정적으로 유의하게 작용하여 선행연구들을 지지하는 결과를 보여주었다. 다만 본 연구에서는 '건강 만족도'가 2021년 데이터에서는 도출되지 않고, 2022년 이후 데이터에서 유의한 영향 변인으로 도출되었는데, 이는 코로나19 발병과의 관련성을 간과할 수 없다. 감염병포털 사이트 자료에 의하면, 2023년 8월 기준 10~19세 청소년의

코로나19 누적확진자는 4,246,977명이며, 특히 2022년은 청소년 코로나19 확진자 수가 대폭 증가하는 시점이다. 2022년 청소년 코로나19 확진자 수는 3,603,042명으로 2021년(59,269명) 대비 약 60배가 증가하였고, 코로나19로 인한 청소년 사망자도 2021년 0명에서 2022년 19명으로 증가하였다. 즉 2022년은 많은 청소년들이 팬데믹 상황에서 직·간접적으로 건강상의 어려움을 겪던 시기였기 때문에 그들의 건강 상태, 건강에 대한 인식이 '삶의 의미'를 인식하는 중요한 영향 요인으로 도출된 것으로 해석할 수 있다.

생존 욕구 변인 중, '안전감 만족도'도 2023년 분석에서 유의한 변인으로 도출되었는데, '건강 만족도'와 마찬가지로 코로나19 발병과의 연관성을 추정할 수 있다. 또한 '안전감 만족도'는 선행연구에서 MZ세대의 행복에 영향을 미치는 요인으로 연구된 바 있고(민보경 외, 2023), 청년 1인 가구 행복에 영향을 미치는 요인으로 보고된 바 있어(권태연, 2024), 본 연구를 통해 안전감에 대한 만족도가 행복뿐 아니라 청소년의 삶의 의미를 증진시키는 데에도 유의한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

생존욕구 변인 중, '가구소득'은 본 연구에서 유의한 변인으로 도출되지 않았다. 앞서 선행연구에서도 살펴보았듯이, 가구소득은 삶의 의미와 비슷한 개념인 행복과의 연구가 훨씬 발전해 있는데, 소득이 행복에 정적으로 영향을 주거나, 반면 일정 이상의 소득은 행복에 영향을 주지 않는다 등으로 상반된 결과가 보고되고 있다. 본 연구 결과는 국가 간 행복지수 비교 연구에서 소득수준과 행복지수는 일치하지 않고, 특히 우리나라 아동 청소년의 행복지수는 소득과 높은 부적 상관성을 지니거나, 가구소득이 직접적인 영향보다는 간접요인 혹은 경로성을 띄고 교육제도(환경)와 결합하여 행복에 영향을 미치고 있다고 보고한 연구(강상준 외, 2018)와 상통하는 것으로 볼 수 있으며, 본 연구를 통해 행복뿐만 아니라 삶의 의미에 있어서도 가구소득은 직접적으로 삶의 의미 수준을 구분하는 요인으로 작용하지 않았음을 확인할 수 있다.

관계욕구 변인인 '대인관계 만족도'는 청소년의 삶의 의미(유데모니아)에 직접적인 영향을 미치며(이동욱, 2023), 비슷한 개념인 '대인관계 유능감'은 청소년의 행복을 저해하는 학업스트레스를 조절하는 보호요인으로 작용한다(서중수, 2018)는 선행연구처럼 본 연구의 분석결과도 이와 일치하였다. 또한 '공동체 소속감'은 노인을 대상으로 한 선행연구에서 소속감이 삶의 의미에 있어 가장 큰 영향력을 갖는 요인이라고 보고하였는

데(한상운 외, 2019), 본 연구를 통해 청소년에게도 공동체 소속감은 그들의 삶의 의미 수준을 증진 시키는 데에 유의한 변인으로 작용함을 확인할 수 있었다. 그러나 관계욕구 중, '가족생활만족도'는 유의한 변인으로 도출되지 않았는데, 가족 만족도가 청소년의 삶의 의미에 정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 보고한 선행연구와는 다른 결과라 할 수 있다(윤영미 외, 2011). 이는 본 연구에서 활용한 데이터의 청소년 응답자 90% 이상이 가족생활만족도 수준 '높음'으로 나타났기 때문에 본 분석에서는 삶의 의미 세 수준을 결정짓는 변인으로 작용하지 않았을 뿐, 변수를 연속형 변수로 활용하거나, 좀 더 다양한 표본을 확보하면 결과가 달라질 가능성이 있다.

성장욕구 변인의 경우, '삶에 대한 자유로운 자기결정', '일에 대한 성취감', '미래 낙관성'이 유의한 영향 요인으로 도출되었는데, 먼저 '삶에 대한 자유로운 자기결정'은 Ryan et al.(2000)의 '자기결정성' 이론과 관련이 있다. 이들은 자기결정성의 하위요인으로 자율성(개인의 행동이 누군가에 의해 강요되지 않고 스스로 선택한 것이며, 그것이 자신에게 의미 있다는 느낌), 유능성(자신이 쓸모 있고 유능하다는 느낌), 관계성(중요한 타인들과 연결되어 있고 조화를 이룬다는 느낌)을 제시했는데, 본 연구에서 사용한 '삶에 대한 자유로운 자기결정' 변수는 '자율성'과 유사하다. 이와 관련하여 국내 선행연구 중, 대학생을 대상으로 한 분석에서 자기결정성 요인 중 유능성 및 관계성은 삶의 의미 증가를 유의하게 예측하였으나, 자율성은 삶의 의미 증가를 예측하지 못하였다고 보고한 연구가 있다(김경희 외, 2011). 하지만 이와 다르게 본 연구에서는 자율성과 유사한 변인인 '삶에 대한 자유로운 자기결정'이 청소년의 삶의 의미 수준을 증진시키는 역할을 한 것으로 나타나, 해당 변수가 연령대별로 삶의 의미에 다르게 작용할 수 있음을 시사한다.

'일에 대한 성취감'은 사전적 의미로 '목적한 바를 이룰 때 느끼는 감정'으로 성인 대상 심리적 안녕감의 하위요인으로 연구되거나(김명소 외, 2001), 아동의 심리적복지 측정의 하위요인으로 연구되어(최진원 외, 2002), '성취감'이 개인의 삶의 질을 구성하는 요인임을 알 수 있다. 노인 대상 연구에서 노인의 성취감이 정신적 웰빙 향상에 정적인 영향을 미친 것으로 보고하고 있으며(한중희, 2018), 전업주부 및 취업주부를 대상으로 한 연구에서는 취업주부의 행복 형성 요인으로 직업성취가 포함되었고(박영신 외, 2011), 청소년 운동선수를 대상으로 한 연구에서도 행복 구성 요인으로 운동성취감이

도출된 바 있다(문익수 외, 2009). 본 연구에서도 이들과 비슷하게 청소년들이 느끼는 성취감이 그들의 삶의 의미를 증진시키는 데 중요한 요인으로 작용함이 확인되었다. 이는 학업을 비롯한 다양한 경험을 통해 자신의 능력을 확인하고 성취를 하는 과정에서, 청소년들은 자신에 대해 긍정적인 인식을 형성하고 존재의 소중함과 유능함을 느낌으로써 삶의 의미, 삶의 목적을 발견하고 추구하는 데 영향을 미쳤을 것으로 추정할 수 있다.

‘미래 낙관성’은 청소년의 행복 요인을 분석한 선행연구에서 유의한 변인으로 도출된 바 있으며(문유정, 2022), 성인 대상 연구에서도 ‘긍정적인 인생관’이 행복을 설명하는 요인으로 도출되었고, 특히 20대에 영향력이 큰 것으로 보고되고 있다(김명소 외, 2006). 이처럼 본 연구에서도 5년 후의 삶을 바라보는 ‘미래 낙관성’이 삶의 의미 수준을 결정하는 데 정적으로 유의한 영향을 미친 것으로 확인되어, 기존 선행연구를 지지하는 결과라 할 수 있다.

이와 같이 의사결정나무 분석을 통해 청소년의 ‘삶의 의미’ 영향 요인으로 ‘건강 만족도’와 ‘안전감 만족도’, ‘대인관계 만족도’, ‘공동체 소속감 만족도’, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’, ‘일에 대한 성취감’, ‘미래 낙관성’이 도출된 것을 확인하였는데, 이들 변수의 상호작용 결과에서 주목할 만한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 3개년 데이터 모두 성장욕구인 ‘일에 대한 성취감’과 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 상호작용했을 때, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 증가하는 것을 볼 수 있는데, 이 두 변수가 모두 높다면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 70%대에서 90%대로 대폭 증가하는 것으로 나타났다(<그림 2-2> 노드 4, <그림 2-3> 노드 4, <그림 2-4> 노드 7). 또한 여기에 생존욕구인 ‘건강 만족도’가 함께 높다면, 세 변인이 상호작용하여 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 95% 이상으로 증가했다(<그림 2-3> 노드 12, <그림 2-4> 노드 16).

성장욕구가 보통이거나 낮은 경우, 관계욕구를 통해 삶의 의미가 증진되는 경우도 있었다. 성장욕구인 ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮고, ‘일에 대한 성취감’이 보통인 집단에서 관계욕구인 ‘대인관계 만족도’가 높다면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 22.6%에서 31.0%로 증가하였고(<그림 2-3> 노드 18), ‘일에 대한 성취감’이 보통이고, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 낮은 집단에서 ‘대인관계 만족도’가 높으면, 삶의 의미 ‘높음’ 집단의 비율이 51.8%에서 54.2%로 증가했다(<그림 2-4> 노드 17). 이는 연도

별로 증가 비율은 다소 차이가 있었으나, 삶의 의미를 증진시키는 상호작용의 조건은 큰 차이가 없었다. 또한 성장욕구와 생존욕구가 낮을 때, 역시 관계욕구가 삶의 의미를 증진시키는 역할을 하였는데, '일에 대한 성취감'이 낮고, '안전감 만족도'가 낮은 집단에서 '공동체 소속감 만족도'가 높다면, 삶의 의미 '높음' 집단의 비율이 17.4%에서 33.3%로 증가했다(〈그림 2-4〉 노트 14). 이러한 결과는 생존욕구, 관계욕구, 성장욕구가 삶의 의미에 유의한 영향을 미친다는 것을 넘어, 이들이 서로 상호작용함에 따라 삶의 의미 증진에 미치는 결과가 달라짐을 알 수 있다.

본 연구 결과를 토대로 청소년의 삶의 의미 증진을 위한 정책적·실천적 개입 방안은 다음과 같다. 먼저 생존욕구에서 '건강 만족도'와 '안전감 만족도'가 청소년의 삶의 의미를 증진시키는 요인으로 나타났는데, 건강과 관련해서는 단순히 개인의 영역으로 전가하는 인식에서 벗어나, 공적인 차원에서의 책임의식과 역량강화가 필요하다. 유럽의 경우 아동·청소년 건강증진프로그램이 학교 기반의 중재가 확실한 효과를 가진다는 근거에 바탕을 두고 아동 및 청소년들이 대부분의 시간을 보내는 학교에서 건강한 생활을 유지하는데 필요한 생활기술을 배우도록 노력하고 있으며, 여기에는 보건교육, 체육교육, 보건서비스, 영양서비스, 상담과 심리서비스, 건강한 학교환경 등의 요소가 포함된다(김혜련, 2008). 우리나라의 경우도 학생건강증진 기본계획을 5년마다 수립하면서 학교 및 지역사회를 통한 지원을 다양화하고 있다. 그러나 최근 10대 청소년의 비만 환자가 5년 새 2.5배 늘고, 그로 인한 만성질환으로 당뇨 환자는 1.45배, 고혈압 환자는 1.18배 등으로 증가하였고, 정신적인 문제로 인한 상담 건수도 매해 증가하는 것을 보면(동아일보, 2023), 청소년 건강증진을 위한 정책 실효성을 꼼꼼히 점검하고, 변화하는 시대에 맞게 전문적인 인프라 확충 및 투자 확대가 필요함을 알 수 있다.

청소년의 안전과 관련해서는, 국가 차원에서 아동·청소년 안전 영역별(학교폭력, 성폭력, 아동학대, 자살, 유해매체 등) 다양한 통계조사를 통해 현황을 파악하고 있으며, 청소년보호종합대책(2022~2024)이나 지역별 청소년활동 안전강화사업, 청소년유해환경감시, 청소년안전망시스템 등을 통해 지원을 강화하고 있다. 국회미래연구원의 2023년 〈한국인의 행복조사〉에 따르면, 청소년의 안전감 만족도는 평균 6.32점(10점척도)으로 전년도 대비 0.05%p 소폭 증가하였고, 통계청의 2022년 〈사회조사〉에서는 5년 전과 비교했을 때 사회의 안전상태 변화를 묻는 설문에 청소년들은 41.3%가 약간안전

또는 매우안전, 17.6%가 약간위험 또는 매우위험으로 인식하여, 청소년들의 안전감에 대한 인식은 비교적 긍정적이라 할 수 있다. 그러나 최근 청소년의 사이버 범죄 가해·피해와 관련된 뉴스기사가 쏟아져 나오고 있으며, 청소년 유해환경 실태조사에서는 유해 동영상 연령대가 저연령화 되고 있고, 청소년들의 학교 안과 밖, 사이버상에서의 폭력 및 성폭력 경험의 증가, 온라인 도박성 게임 이용 등이 증가하는 것으로 보고되고 있어(김지경 외, 2022), 청소년들의 안전감 만족도의 긍정적인 수치만으로는 그들이 안전한 환경에 놓여있다고 안심할 수 없는 현실이다. 따라서 청소년들에게 시행되는 안전 교육 전반(온라인 콘텐츠 피해 예방교육, 건전한 인터넷 이용교육, 개인정보 교육, 학교 폭력 교육 등)에 대해 학교급별 효과성을 검토하여 연령대와 요구도에 맞는 다양한 예방교육 및 의무교육, 사후조치 등이 이루어져야 할 것이고, 특히 안전 문제에 있어서는 지역적, 경제적 격차가 발생하지 않도록 힘써야 할 것이다.

관계욕구에서는 ‘대인관계 만족도’와 ‘공동체 소속감 만족도’가 청소년의 삶의 의미를 증진 시키는 요인으로 나타났는데, 이 두 변인은 청소년뿐만 아니라, 전 연령에 있어서 삶의 만족, 행복, 삶의 의미 증진에 중요한 요인으로 작용한다. 최근 코로나 시대 청소년의 대인관계 경험을 분석한 연구에 의하면(한국청소년상담복지개발원, 2021), 청소년들은 영상 통화, 온라인 게임 등 디지털에 기반을 둔 소통에 익숙하고 코로나 이후 친구와 대면으로 만나지 않아도 비대면 소통으로도 친밀감을 느끼거나 오히려 만남이 줄어들 관계를 유지하는데 노력을 덜 들이는 것에 안정감을 느끼는 경향이 있었다. 그러나 온라인으로도 충분히 소통하고 있다고 응답했던 청소년들은 역설적이게도 혼자 있는 시간이 이전보다 훨씬 늘고 온라인 소통의 한계로 관계의 단절을 느끼고 있었으며, 비대면 소통으로는 친구들과 충분한 정서적 교감이나 지지를 경험하지 못하고 사회적 욕구에 대한 결핍이 외로움으로 이어지고 있는 것으로 나타났다. 이렇듯 온라인 중심의 대인관계는 친구들과 정서적 교감이나 소속감을 충분히 경험하지 못하게 됨으로써 피상적인 대인관계로 흘러갈 우려가 있으며, 성인에 비해 아직 인간관계를 충분히 경험하지 못했기 때문에 그 영향력은 훨씬 클 수밖에 없다. 따라서 청소년들이 안전한 환경에서 친구들과 관계를 맺고 소통할 수 있도록, 그리고 그 과정에서 타인을 이해하고 수용하는 법, 개방적인 태도, 의사소통기술, 협력과 협동 역량을 키워 건강한 사회인으로서 행복한 삶을 영위할 수 있도록 도와야 할 것이다. 이를 위해서는 학교를 중심으로 지역 사회 기관에서 청소년들의 대인관계 문제를 구체적으로 진단하고, 그들의 요구 및 문제

상황에 부합하는 교육프로그램을 개발하여 제공해야 하며, 현존하는 프로그램에 대한 타당성과 효과성을 검증함으로써 시대에 맞게 지속적인 개선이 필요할 것으로 본다.

마지막으로 본 연구에서 가장 유의한 변인으로 ‘일에 대한 성취감’, ‘삶에 대한 자유로운 자기결정’이 도출된 것을 보면, 청소년의 삶의 의미 증진에 생존욕구, 관계욕구 충족도 중요하지만, 상대적으로 ‘성장욕구’ 변인의 영향력이 크다는 것을 알 수 있다. 이는 노년층을 대상으로 한 삶의 의미 연구에서 관계욕구인 ‘소속감’의 영향력이 가장 크게 나타난 것과 차이가 있다(한상윤 외, 2019). 즉 성취감, 자기결정성의 발달은 청소년에게 있어 작게는 학업, 크게는 삶 전반에 미치는 영향력이 매우 크므로 한창 정체성 혼란과 학업으로 인한 스트레스와 좌절, 부담감, 갈등 등을 겪고 있는 청소년들이 삶을 소중하고 의미 있게 인식하고 건강하게 자랄 수 있도록 이들 변인의 발달을 우선적으로 다루는 것이 필요하다. 교과성적을 올리기 위한 수업, 지식 위주의 교육도 중요하지만 스스로 자신의 삶을 계획하고 선택하고 실행하는 힘, 그리고 자신이 계획한 일을 실행하면서 얻는 성취의 가치를 발견할 수 있도록 도와주어야 한다. 여기서 삶에 대한 자기결정성 즉 자율성은 부모 양육태도에 영향을 받는다(김아영 외, 2008; 김은주, 2007; 신종호 외, 2010; 최현철 외, 2020). 다수의 연구에서 부모의 애정 어린 표현, 합리적 설명, 감독과 같은 긍정적 양육태도가 자기결정성을 향상시키는데 영향을 미치는 것으로 나타나, 이는 가정에서 부모가 자녀에게 보이는 태도와 언어의 영향력이 중요함을 시사한다. 또한 청소년들은 대부분의 시간을 학교에서 보내기 때문에 교사의 영향력이 불가피한데, 특히 교사의 ‘자율성지지’ 정도가 높을 때 학생들의 자기결정성이 높아지는 것으로 보고되고 있다(김민지 외, 2021; 김주영 외, 2014). 즉 교사는 어떤 결정을 하는 데 있어 학생들의 의견에 귀를 기울이고 의견을 반영하며, 학생들의 질문을 언제든지 편하게 받아주는 등 학생들이 자율적으로 사고하고 행동할 수 있는 유연한 분위기를 조성하는 것이 필요하다는 것이다.

성취감과 관련해서는 이를 높이기 위한 다양한 방법들이 있겠지만, 청소년들이 ‘작은 성공’을 자주 경험해 볼 수 있도록 돕는 것이 필요하다. Bandura(1984)의 자기효능감 이론에 따르면, 성공경험이 많을수록 자신에 대한 신뢰와 유능감, 성취감이 형성되어 자기효능감이 발달하는데, 이는 행복의 한 요인이기도 하다(김청송, 2009). 그러나 성공경험이란 반드시 대단한 성공일 필요는 없다. 스스로 실천 가능한 계획을 수립하고

이를 지켜나가면서 성취경험을 쌓는 ‘작은’ 성공의 경험으로도 좀 더 나은 자신의 삶을 기대하며 스스로를 변화시키게 된다. 이는 최근 중학생과 대학생을 대상으로 한 연구(권재현 외, 2023; 조순오 외, 2022)에서도 입증된 바 있다. 따라서 청소년들이 작은 성공을 통해 성취 경험을 쌓아나가면서 자신을 믿고 성장시킬 수 있도록, 그 과정에서 삶의 방향과 의미를 부여해나갈 수 있도록 격려해야 한다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구는 Aldefer의 ERG 욕구이론을 기반으로 청소년의 삶의 의미 영향 요인을 탐색하고 기본 심리 욕구의 역할을 규명하였으나, 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 본 연구의 대상으로 13~19세 청소년을 통합해서 살펴봄으로써 학교급에 따른 차이를 정교하게 살펴볼지 못했다. 중학생과 고등학생은 인지적, 심리사회적 특성 변인들이 다르고 학업에 대한 부담 정도가 다르기 때문에 삶의 의미 수준이 및 영향 요인에 차이가 있을 수 있다. 기존 행복연구에서 중학생과 고등학생의 주관적 행복감에 미치는 영향 요인이 다소 차이가 있는 것을 보면(정예지, 2022), 삶의 의미 영향 요인도 학교급별 차이를 밝히는 것이 필요하다. 이에 후속 연구에서는 학교급에 따른 비교 및 학교급에 따른 변화를 살펴보는 것이 의의가 있을 것이다.

둘째, 삶의 의미는 이론적 배경에서 살펴본 것처럼 다양한 구성요소가 포함되는데(예: 목적성 의미, 유용성 의미, 관계성 의미, 가치성 의미 등), 본 연구에서는 삶의 의미 수준을 단일 문항으로만 측정하였기 때문에 타당성에 위협이 될 수 있다. 후속 연구에서는 ‘삶의 의미’의 구성개념으로 포괄할 수 있는 다양한 변수를 확보하여 보완할 필요가 있다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 행복과 삶의 질에 집중하였던 대부분의 선행연구에서 나아가 ‘삶의 의미’를 함께 살펴봄으로써 청소년들의 삶의 의미 추구의 중요성을 조명하고, 그들의 삶의 의미를 증진시킬 수 있는 방안을 가정, 학교, 지역사회 등의 차원으로 살펴본 것에 의의가 있다. 아울러 Alderfer의 ERG 이론을 새롭게 검증하였고, 이를 기존의 성인, 대학생, 노인 등을 대상으로 한 연구 결과와 비교함으로써 청소년들의 삶의 의미를 좀 더 명확하게 이해하는 계기를 마련했다는 점에서 의의를 가진다.

## 참고문헌

- 강상준 외 1인, 2018, “소득은 행복의 독립변수인가? 조절변수인가?”, 「생명연구」, 50.
- 강현철 외 5인, 2014, “빅데이터 분석을 위한 데이터마이닝 방법론”, 자유아카데미.
- 고영남, 2021, “청소년의 의미추구와 삶의 만족의 관계에서 지각된 사회적 지지와 의미 발견의 매개효과”, 「교육문제연구」, 34(1).
- 공수자 외 1인, 2010, “노인의 삶의 의미에 영향을 미치는 요인”, 「성인간호학회지」, 22(4).
- 구재선 외 1인, 2011, “한국인, 누가 언제 행복한가?”, 「한국심리학회지: 사회 및 성격」, 25(2).
- 권세원 외 2인, 2012, “청소년 행복감에 관한 연구: 청소년탄력성모델의 적용”, 「한국 청소년연구」, 23(2).
- 권재현 외 1인, 2023, “체육학습 무기력을 경험한 여중생의 극복 계기와 성장 과정 이해”, 「체육과학연구」, 34(4).
- 권태연, 2024, “1인가구의 행복에 영향을 미치는 심리사회적 요인”, 「Journal of The Korean Data Analysis Society」, 26(1).
- 김경민, 2010, “부모의 양육태도와 청소년의 주관적 안녕감과 관계: 회복탄력성의 매개효과를 중심으로”, 「청소년문화포럼」, 25.
- 김경희 외 1인, 2011, “긍정정서와 자기결정성 요인이 삶의 의미에 미치는 영향”, 「상담학연구」, 12(4).
- 김명소 외 1인, 2006, “한국인의 행복지수 공식 개발”, 「조사연구」, 7(2).
- 김명소 외 2인, 2001, “심리적 안녕감의 구성개념분석: 한국 성인 남녀를 대상으로”, 「한국심리학회지 : 사회 및 성격」, 15(2).
- 김명소 외 4인, 2003, “한국 성인의 행복한 삶의 구성요인 탐색 및 척도개발”, 「한국심리학회지:건강」, 8(2).
- 김미혜 외 2인, 2014, “성인의 생애주기별 주관적 행복감과 영향요인에 관한 연구”, 「한국노년학」, 34(4).

- 김민지 외 1인, 2021, “초등학생이 지각한 부모와 교사의 자율성 지지, 자기결정성 동기, 자기조절학습의 구조적 관계”, 「초등교육연구」, 34(4).
- 김수현, 2013, “노인의 자원봉사 참여가 신체적 건강, 우울, 사회적 지지 및 삶의 의미에 미치는 영향”, 「한국노년학」, 33(1).
- 김순안, 2010, 갱년기 여성의 삶의 의미에 영향을 미치는 관련 변인 연구, 백석대학교.
- 김아영 외 1인, 2008, “청소년의 심리적 욕구만족, 우울경향, 학교생활적응 간의 관계 구조와 학교급간 차이”, 「교육심리연구」, 22(2).
- 김은아, 1992, “중년기 부인의 자아정체감과 생의 의미에 관한 연구”, 숙명여자대학교.
- 김은주, 2007, “부모자녀관계와 자기결정성 요인들이 대학신입생들의 학교생활 만족도에 미치는 영향”, 「교육심리연구」, 21(3).
- 김은혜 외 1인, 2021, “청소년이 지각한 사회적 자본이 유데모니아에 미치는 영향: 인권의식을 매개로”, 「한국학교·지역보건교육학회지」, 22(3).
- 김주연 외 1인, 2023, “폐경여성의 지각된 건강상태, 자아존중감, 가족기능이 삶의 의미에 미치는 영향”, 「한국산학기술학회 논문지」, 24(10).
- 김주영 외 1인, 2014, “교사의 조건부 관심 및 자율성지지와 초등학생의 자기결정동기, 학업참여 및 성취도간의 관계”, 「교육심리연구」, 28(2).
- 김지경 외 3인, 2022, “2022년 청소년 매체이용 및 유해환경 실태조사”, 여성가족부.
- 김지영, 2011, “대학생의 자아정체감 및 삶의 목적 수준과 진로성숙도의 관계”, 공주대학교.
- 김청송, 2009, “청소년의 행복결정요인에 관한 연구”, 「한국심리학회지:건강」, 14(3).
- 김태형, 2020, “청소년의 건강과 삶의 만족감의 관계에서 자아존중감의 매개효과 분석”, 「Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society」, 21(12).
- 김혜련, 2008, “아동·청소년 건강증진사업의 과제와 발전방향: 영양, 신체활동 증진 및 비만예방을 중심으로”, 「보건복지포럼」, 제141호.
- 나종화, 2017, “R 데이터마이닝”, 자유아카데미.

- 남태현 외 1인, 2016, “정서적 지지가 삶의 의미에 미치는 영향”, 「상담학연구」, 17(3).
- 문유정, 2022, “생존욕구, 관계욕구, 성장욕구가 청소년의 행복에 미치는 영향 -초, 중, 고 비교-”, 「인문사회21」, 13(3).
- 문익수 외 1인, 2009, “청소년 씨름선수의 스포츠 행복 지각 척도 개발”, 「한국스포츠 심리학회지」, 20(4).
- 민보경 외 1인, 2023, “미래세대의 행복에 미치는 영향 요인: 세대별, 성별 비교를 중심으로”, 「도시행정학보」, 36(1).
- 박금자, 2002, “중년여성의 삶의 의미와 영향요인”, 「여성건강간호학회지」, 8(2).
- 박영신 외 1인, 2011, “중년기 성인 남녀의 행복 형성 요인 : 전업주부, 취업주부와 그들의 남편을 중심으로”, 「인간발달연구」, 18(1).
- 박정묘, 2007, “심리경향에 따른 중년기 생의 의미 분석”, 부산대학교.
- 박주언 외 2인, 2003, “국내 청소년의 삶의 의미와 부모 양육행동 간의 상호관계”, 「사회정신의학」, 8(1).
- 서수균 외 2인, 2012, “노인의 스트레스 및 삶의 의미성과 행복감의 관계”, 「한국심리학회지: 발달」, 25(3).
- 서종수, 2018, “청소년의 학업스트레스와 행복의 관계에서 대인관계 유능감의 조절효과”, 「한국가족복지학」, 23(4).
- 신중호 외 2인, 2010, “지각된 부모의 학업지원, 성취기대, 일상통제가 학업성취 수준에 따라 자기결정성동기에 미치는 영향”, 「교육심리연구」, 24(1).
- 신희진 외 1인, 2019, “ERG이론에 근거한 한국 중년여성의 행복에 관한 구성요인 도출 연구”, 「Korean J Women Health Nurs」, 25(3).
- 안현철, 2002, “데이터마이닝을 활용한 인터넷 쇼핑몰의 상품 추천 시스템 개발”, 한국과학기술원.
- 여성가족부, 2023, “2023 청소년 통계”, 여성가족부.
- 오을임 외 1인, 2002, “불확실성 상황에서의 의사결정 양상에 관한 실증적 연구: 의사결정나무분석(Answer Tree)을 이용하여”, 「한국행정학보」, 36(3).

- 유성경 외 3인, 2014, “삶의 의미와 정신건강과의 관계에 관한 메타분석: 1997년 -2013년 국내 연구를 중심으로”, 「한국심리학회지: 일반」, 33(2).
- 유안진 외 2인, 2005, “신체상, 부모와 또래애착, 탄력성이 청소년의 생활만족에 미치는 영향”, 「한국가정관리학회지」, 23(5).
- 유지원, 2011, “학습자의 몰입에 영향을 주는 동기요인, 심리적 증재 요인, 사회적 요인 간의 구조적 관계 규명”, 이화여자대학교.
- 윤영미 외 1인, 2011, “청소년의 생의 의미에 영향을 미치는 요인”, 「Child Health Nursing Research」, 17(1).
- 이기학 외 2인, 2005, “삶의 의미와 정서조절 양식이 청소년의 심리적 안녕에 미치는 영향”, 「한국심리학회지」, 17(4).
- 이나경 외 1인, 2015, “청소년의 삶의 의미와 자율적 행동조절에 관한 연구: 정서인식 명확성의 매개효과”, 「청소년학연구」, 22(2).
- 이동욱, 2023, “청소년의 유데모니아에 미치는 예측변인 탐색: 정서상태의 매개효과 중심으로”, 「한국과 세계」, 5(5).
- 이시은 외 1인, 2016, “지역사회 거주 여성 독거노인의 삶의 의미 관련 요인”, 「지역사회간호학회지」, 27(3).
- 이혜주, 2008, “아동의 자기조절 학습전략과 관련이 있는 자기결정성 동기유형 분석”, 「아동학회지」, 29(3).
- 장선희, 2015, “중년기 생의 의미와 관련변인의 구조분석”, 부산가톨릭대학교.
- 장창호, 2017, “여성노인의 건강증진행위와 삶의 의미와의 관계에서 여가몰입의 매개효과”, 「노인의료복지연구」, 9(2).
- 정미란, 2004, “청소년의 자아정체감과 삶의 의미 및 진로성숙도의 관계”, 숙명여자대학교.
- 정영미, 2011, “중년층의 삶의 의미 영향요인”, 「성인간호학회지」, 23(3).
- 정예지, 2022, “중·고등학생의 사회적 관계수준, 스트레스 요인이 주관적 행복감에 미치는 영향”, 「아동교육」, 31(3).
- 조수환, 2009, “중년기 크리스천 남성의 종교적 안녕감과 실존적 안녕감이 자아정체감

- 과 생의 의미에 미치는 영향”, 백석대학교.
- 조순오 외 2인, 2022, “후기청소년 대상 온라인 학습코칭 적용 사례 연구: 자기주도학습능력, 시간관리행동, 자기효능감 변화를 중심으로”, 「청소년시설환경」, 20(2).
- 조한라 외 2인, 2019, “직급에 따른 사회복지사의 소진 영향요인: Alderfer의 ERG이론에 기반하여”, 「한국사회복지행정학」, 21(3).
- 조현진, 1990, “우울, 자기비하 및 삶의 의미가 자살개념에 미치는 영향”, 서울대학교.
- 조효진 외 1인, 2022, “대학생의 삶의 의미추구와 의미발견의 종단적 변화와 정신건강과의 관계”, 「한국심리학회지: 상담 및 심리치료」, 34(1).
- 차문경 외 1인, 2017, “소득불평등이 교육비지출을 매개로 소비자의 행복한 삶, 의미 있는 삶에 미치는 영향: 예상된 세대 간 계층 유동성의 조절효과를 중심으로”, 「소비문화연구」, 20(3).
- 최명심 외 1인, 2010, “내재적 종교 성향과 삶의 의미에서 종교적 대처의 매개역할 검증”, 「한국심리학회지: 건강」, 15(1).
- 최명심, 2011, “삶의 의미 수준과 자존감, 대인관계, 사회적 지지 및 정신건강의 관계”, 「한국심리학회지: 건강」, 16(2).
- 최상미 외 2인, 2020, “Alderfer의 ERG 이론을 적용한 빈곤 청년의 행복 결정 요인 탐색 연구”, 「사회과학연구」, 27(3).
- 최지선, 2013, “노인의 지각된 사회적 지지, 삶의 의미, 상실감이 죽음불안에 미치는 영향”, 광운대학교.
- 최진원 외 1인, 2002, “아동의 심리적 복지척도 개발과 타당화 연구”, 「아동학회지」, 23(4).
- 최현철 외 1인, 2020, “중학생이 지각한 부모양육태도, 자기결정성동기, 정서지능, 자기조절학습 간의 구조적 관계”, 「아동교육」, 29(1).
- 하정혜, 2014, “중년여성 한부모의 성역할갈등, 사회적 지지, 삶의 의미와 외상 후 성장”, 홍익대학교.
- 한국청소년상담복지개발원, 2021, “청소년 상담 이슈페이퍼 - 코로나 시대 Z세대 청소년의 대인관계”, 한국청소년상담복지개발원, 제4권.

- 한덕용, 2004, “인간의 동기심리”. 박영사.
- 한상윤 외 1인, 2019, “노인의 계층 인식과 삶의 의미 영향 요인 분석: Alderfer의 ERG 이론을 기반으로”, 「노인복지연구」, 74(4).
- 한종희, 2018, “노인의 여가활동, 자아존중감, 성취감이 정신적 웰빙에 미치는 영향”, 「한국산학기술학회 논문지」, 19(11).
- 한혜림 외 1인, 2018, “청소년의 주관적 행복감에 관한 잠재성장모형 연구: Alderfer의 ERG 이론을 중심으로”, 「한국가정관리학회지」, 36(1).
- 허종호 외 2인, 2022, “2022년 한국인의 행복조사의 주요 결과 및 최근 3년간 동향”, 국회미래연구원.
- 허종호 외 3인, 2023, “2023년 한국인의 행복조사 기초분석보고서”, 국회미래연구원.
- 허지연 외 1인, 2009, “청년기와 중년기 집단에서의 삶의 의미와 심리적 안녕감 간의 관계”, 「사회과학논총」, 28(2).
- 허청라 외 2인, 2014, “기본적 욕구 충족 이후의 행복: 사회적 욕구의 중요성”, 「한국심리학회지:사회 및성격」, 28(2).
- 홍지연, 2007, “중년기 여성 수도자의 자아정체감, 생의 의미수준과 중년기 위기감과의 관계”. 서강대학교.
- Affleck, G. et al., 1996, “Construing benefits from adversity: Adaptational significance and dispositional underpinnings”, *Journal of Personality*, 64(4).
- Alderfer, C. P., 1972, *Existence, relatedness, and growth: Human needs in organizational settings*, New York, US: Free Press.
- Bandura, A., 1984, “Recycling misconceptions of perceived self-efficacy”, *Cognitive Therapy and Research*, 8.
- Baumeister, R. F. et al., 2001, *The pursuit of meaningfulness in life*, Oxford: Oxford University Press.
- Brassai, L. et al., 2011, “Meaning in Life: Is it a protective factor for adolescents’ psychological health?”, *International Journal of Behavioral Medicine*, 18(1).
- Chang, S. O. et al., 2000, “Meaning in life among the elderly”, *Journal of Korean*

- Academy of Nursing*, 30.
- Costanza, R. et al., 2007, "Quality of life: An approach integrating opportunities, human needs, and subjective well-being", *Ecological Economics*, 61(2).
- Crumbaugh, J. C. et al., 1964, *Manual of instructions for purpose in life test*, Lafayette, IN: Psychometric Affiliates.
- Deaton, A., 2008, "Income, Health and Well-being around the World: Evidence from the Gallup World Poll", *Journal of Economic Perspectives*, 22(2).
- Diener, E. et al., 2002, "Will money increase subjective well-being? A literature review and guide to needed research", *Social Indicators Research*, 57.
- Diener, E. et al., 2013, "Rising income and the subjective well-being of nations", *Journal of personality and social psychology*, 104(2).
- Dogra, A. K. et al., 2011, "Impact of meaning in life and reasons for living to hope and suicidal ideation: A study among college students", *SIS Journal of Projective Psychology & Mental Health*, 18(1).
- Eakman, A. M., 2013, "Relationships between meaningful activity, basic psychological needs, and meaning in life: Test of the meaningful activity and life meaning model", *OTJR: Occupation, Participation and Health*, 33(2).
- Frankl, V. E., 1963, *Man's search for meaning*. NY: Pocket Books.
- Gall, T. L. et al., 2005, "Understanding the nature and role of spirituality in relation to coping and health: A conceptual frame work", *Canadian Psychology*, 46(2).
- Helliwell, J. F. et al., 2024, *World Happiness Report 2024*. University of Oxford: Wellbeing Research Centre.
- Howell, R. T. et al., 2008, "The relation of economic status to subjective well-being in developing countries: A meta-analysis", *Psychological bulletin*, 134(4).
- Inglehart, R., 1997, *Modernization and postmodernization*, Princeton: Princeton

- University Press.
- King, L. A. et al., 2011, "Being forgotten: Implications for the experience of meaning in life", *The Journal of Social Psychology*, 151.
- Lambert, N. M. et al., 2013, "To belong is to matter: Sense of belonging enhances meaning in life", *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(11).
- Li, J. M., 2011, "Analysis of Work and Cultural Adjustment of Korean-Chinese and Han-Chinese Workers in Korea under Framework of ERG Theory", *International Area Studies Review*, 14(2).
- Locke, E. A. et al., 1990, *A theory of goal setting and task performance*. NJ: Prentice-Hall.
- Park, C. L. et al., 1997, "Meaning in the context of stress and coping", *Review of General Psychology*, 1.
- Reker, G. T. et al., 2002, *Personal meaning in life and psychosocial adaptation in the later years*, New York: Routledge.
- Ryan, R. M. et al., 2000, "Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being", *American Psychologist*, 55.
- Ryff, C. D., 1995, "Psychological well-being in adult life", *Current directions in psychological science*, 4(4).
- Schlegel, R. J. et al., 2009, "Thine own self: True self-concept accessibility and meaning in life", *Journal of personality social psychology*, 96(2).
- Scott, G. W., 2002, "High self-efficacy and perseverance in adult committed to new challenging life pursuit after age 50: A grounded theory study", University of Idaho.
- Seligman, M., 2002, *Authentic Happiness: Using the New Positive Psychology to Realize Your Potential for Lasting Fulfillment*, Atria Books New York.
- Spreitzer, E. et al., 1974, "Correlates of life satisfaction among the aged", *Journal*

*of gerontology*, 29(4).

Steger, M. F. et al., 2008, "Understanding the search for meaning in life: Personality, cognitive style, and the dynamic between seeking and experiencing meaning", *Journal of Personality*, 76(2).

Steger, M. F. et al., 2015, "Meaning in life and health: Proactive health orientation links meaning in life to health variables among American undergraduates", *Journal of Happiness Studies*, 16(3).

Stillman, T. F. et al., 2009, "Alone and without purpose: Life loses meaning following social exclusion", *Journal of experimental social psychology*, 45(4).

Taft, L. B., 1985, "Self-esteem in later life: A nursing perspective", *Advances in Nursing Science*, 8(1).

Torsheim T. et al., 2001, "School-related stress, school support, and somatic complaints: A general population study", *Journal of Adolescent Research*, 16.

Trevisan, D. A. et al., 2017, "Meaning in life in college students: Implications for college counselors", *Journal of College Counseling*, 20(1).

Wagstaff, A. et al., 1991, "On the measurement of inequalities in health", *Social Science & Medicine*, 33(5).

Weinstein, L. et al., 1996, "A comparison of protestant ministers and parishioners on expressed purpose in life and intrinsic religious motivation", *Psychology: A Journal of Human Behavior*, 33.

Zika, S. et al., 1992, "On the relation between meaning in life and psychological well-being", *British Journal of Psychology*, 83.

<https://ncv.kdca.go.kr/pot/cv/trend/dmstc/selectMntrgSttus.do>(2024.09.02. 검색, 감염병 포털)

<https://www.donga.com/news/Society/article/all/20231005/121514062/1>(2024.09.02. 검색, 동아일보)

## A study on the factors affecting 'meaning in life' of adolescents using decision tree analysis - Based on Alderfer's ERG theory -

Da-Hyun Lee\*·Jung-Ho Yang\*\*

Based on Alderfer's ERG theory, the purpose of this study is to explore the factors influencing the 'meaning in life' of adolescents aged 15~19 and to identify the role of basic human psychological needs in promoting the meaning of their lives. To this end, the data from 2021 to 2023 of the <Korean Happiness Survey> conducted by the National Assembly Futures Institute were analyzed using the decision tree method. As a result of the analysis, it was found that 'health satisfaction' and 'safety satisfaction' in the existence needs, 'interpersonal satisfaction' and 'community belonging satisfaction' in the relatedness needs, 'free self-determination for life', 'achievement of work', and 'future optimism' in the growth needs were derived as the most significant variables among them were 'achievement of work' and 'free self-determination for life'. Looking at the results of the interaction between the variables, it was found that when all three variables such as 'achievement of work', 'free self-determination for life', and 'health satisfaction' were high, the proportion of the 'high' group of meaning of life increased 1.38 times, and when 'achievement of work', 'free self-determination of life', and 'future optimism' were all high, the proportion of the 'high' group of meaning of life increased 1.26 times. The results of this study went beyond most of the studies that focused on happiness and quality of life and examined 'the meaning of life'. Through this, it is meaningful to shed light on the importance of adolescents' pursuit of meaning in life and to look at ways to improve their meaning in life.

**KeyWords** : Korean Happiness Survey, adolescents, meaning in life, Alderfer's ERG

## 삶의 질에 대한 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 상호작용 - 사회경제적 지위의 조절효과 -

박도온\*·김건식\*\*

본 연구는 행복조사의 2023년도 원자료를 사용하여 사회적 평등의 인식수준과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 독립적인 효과와 이들 간의 상호작용 효과를 분석하였다. 반응표면분석을 통해 사회경제적 지위가 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 상호작용하면서 삶의 질에 미치는 영향을 입체적으로 분석한 결과는 첫째, 교육 및 취업 기회의 평등, 소득, 권력, 법 집행, 성별을 포함하는 사회적 평등은 주관적 웰빙, 삶의 만족, 건강을 포함하는 삶의 질에 긍정적인 영향이 있음을 확인하였다. 둘째, 일반화된 신뢰는 삶의 질에 직접적이고 긍정적인 영향을 미침을 확인하였다. 셋째, 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 삶의 질에 대해 부정적으로 상호작용하여 개별적인 긍정적 효과가 상쇄되고 있으며, 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 사회경제적 지위에 의해 조절되고, 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절됨되고를 검증하였다. 본 연구는 소득을 포함한 사회경제적 지위가 삶의 질에 수확체감적인 영향을 미칠뿐 아니라 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 영향을 감소시킴으로써 삶의 질에 미치는 역동적인 효과를 분석하였다는 기여가 있다. 또한, 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위가 동시에 상호작용하면서 삶의 질에 미치는 역동성을 반응표면분석을 통해 입체적으로 조망함으로써 관련 연구의 지평을 확대하고 있다.

**주제어** : 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위, 삶의 질, 반응표면분석

### I 서론

삶의 질은 개인과 사회의 웰빙을 포괄하는 복합적인 개념으로서 개인적인 수준과 국가적 수준에서 다양하게 정의되고 측정되면서 관련 연구가 늘어나고 있다. 개인적 수준에서 선행연구는 주로 주관적 웰빙, 삶의 만족, 건강을 삶의 질의 핵심적인 구성요소로 포함하면서 개인의 주관적인 정서, 만족, 행복에 관심을 두고 있다. 국가 수준에서 삶의

\* 서울시립대학교 융합전공학부 강사(Lecturer, School of Cross-disciplinary Studies, University of Seoul)

\*\* 경희대학교 대학원 경영학과 강사(Lecturer, Graduate School, Kyung Hee University)

교신저자(E-Mail: konshik@khu.ac.kr)

질은 경제적 성장과 지속가능성, 공공 서비스의 질, 교육과 건강 서비스의 접근성 등을 포함하여 국민 전체의 삶의 수준을 나타낸다. OECD의 BLI(Better Life Index)와 UN의 인간개발지수(Human Development Index)는 삶의 질 또는 행복에 관한 국제적 프레임워크로서 국가수준의 비교분석 결과를 제공하고 있다(OECD, 2013; UNDP, 2024). 개인 수준에서 삶의 만족과 행복 수준이 높아질수록 정신적, 육체적 건강에 긍정적인 영향을 미치고, 가족 구성원의 삶의 만족과 행복으로 전이되며, 이를 통해 다양한 사회경제적 조직의 효과성과 생산성이 증가한다는 증거가 축적되고 있다(Diener & Chan, 2011; Taris & Schreurs, 2009). 나아가 국가 수준에서 삶의 질이 높은 사회는 사회적 통합과 정치적 안정성에 기여할 뿐 아니라 안정적인 경제성장에도 긍정적인 영향을 미친다는 연구 결과도 늘어나고 있다(Ngamaba et al., 2018; Helliwell et al., 2023). 즉, 삶의 질의 향상은 개인의 행복과 국가의 지속 가능한 발전에 필수적인 요소로서 지속적인 연구와 정책 개발이 요구되고 있다.

삶의 질에 영향을 미치는 요인들은 크게 소득, 고용 안정성, 경제적 평등을 포함하는 경제적 요인과 가족 및 지역사회 구성원 간의 관계를 포함하는 사회적 요인으로 구별할 수 있다. 본 연구는 삶의 질에 영향을 미치는 요인으로서 사회적 평등성과 사회적 관계에 배태되어 있는 일반화된 신뢰의 역할에 주목한다. 선행연구는 사회적 평등성이 사회적 비교, 사회적 자본, 공정성과 같은 기제를 통해 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다는 증거를 보여주고 있다(Ferrer-i-Carbonell & Ramos, 2014; Clench-Aas & Holte, 2018). 이러한 영향은 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족 및 건강에 영향을 미치는 여러 심리적, 사회적 기제가 종합적으로 작용한 결과라고 할 수 있다. 한편, 일반화된 신뢰 역시 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족도, 건강에 긍정적인 영향을 미쳐 삶의 질을 향상시킬 수 있다(Thoresen et al., 2021). 즉, 사회적 신뢰는 호혜적이고 안전한 사회적 환경을 조성함으로써 스트레스를 줄이고, 긍정적인 사회적 상호 작용을 촉진하며, 건강 증진을 위한 행동을 장려하고, 정서적이고 심리적인 회복탄력성을 높일 수 있다. 그러나 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 개인 수준에서 삶의 질에 미치는 영향을 종합적으로 분석한 연구는 드물다. 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 모두 심리적, 사회적 기제를 기반으로 삶의 만족 또는 행복에 긍정적인 효과가 있지만, 이들 간의 상호작용, 특히 정합성이 삶의 질에 미치는 영향에 관해서는 거의 연구되지 않았다. 본 연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 상호작용과 정합성이 삶의 질에 미치는 영향을 분석하여 이러한 연구 공백

을 해소하고 이론적, 정책적 시사점을 도출하려 한다.

사회적 평등과 일반화된 신뢰는 모두 삶의 질에 긍정적으로 기여하지만, 이들 간의 상호 작용은 상대방의 효과를 서로 감소시키는 결과를 가져올 수 있다. 매우 평등한 사회에서는 기회와 결과 측면에서 자원의 배분이 공평하므로 일반화된 신뢰에 기반한 사회적 관계와 자본 등의 추가적인 효과는 감소할 수 있다(Huang et al., 2021). 따라서 사회적 평등은 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 긍정적인 관계를 약화시키거나 부정적으로 조절할 수 있다. 반대로, 높은 일반화된 신뢰의 맥락에서는 이미 기본적인 사회적 응집력과 공정성이 확보됨으로써 사회적 평등이 가져오는 추가적인 혜택은 감소될 수 있다(Vuong et al., 2023). 즉, 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 부정적인 상호작용은 직관에 반하는 결과를 가져올 수도 있는 것이다. 한편, 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 수준이 서로 일치할 때, 즉 둘 다 높거나 낮은 수준일 때 사회적 환경은 안정적으로 조성되므로 어느 경우에도 삶의 질이 높을 수 있다. 반대로 어느 한 편이 수준이 높거나 낮아서 서로 불일치하면 사회적 긴장과 불확실성이 높아져 삶의 질이 감소할 가능성이 크다. 따라서 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 관계에서 삶의 질에 관한 정합성(congruence)이 존재할 것으로 기대할 수 있다. 즉, 평등과 신뢰 간의 상호작용과 정합성을 분석하면 이들이 각자 삶의 질을 높이는 독립적인 효과만이 아니라 상호작용을 통한 기제를 정확히 이해하고 관련 정책 수단의 개발에 필요한 정보를 얻을 수 있다. 그러나 선행연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용, 특히 정합성의 존재 가능성에 관해서는 거의 관심을 두지 않았다. 본 연구는 이들 간의 상호작용을 분석함으로써 정합성의 존재를 확인하여 관련 연구 영역의 공백을 줄이고 이론적, 정책적으로 기여할 수 있을 것이다.

사회경제적 지위(Socioeconomic Status, SES)는 소득, 자산, 학력, 직업적 위세를 포함하여 사회에서 개인이나 가족이 보유한 사회적, 경제적 위치로 정의된다(Kim, 2024). 사회경제적 지위가 높으면 일반적으로 개인의 사회적 영향력이 강하고, 권위가 높으며, 희소하고 가치있는 자원을 선점할 가능성이 크고, 조직과 사회의 의사결정 과정에서 우선권이 있음을 의미한다. 사회경제적 지위가 높으면 높은 소득과 안정된 직업을 바탕으로 경제적으로 안정되고, 일반적으로 건강하며, 풍부한 사회 네트워크에 접근할 기회가 많다. 경제적 안정성과 사회적 성공은 심리적 안정감을 제공하고, 스트레스

를 즐기고, 자아존중감과 자기효능감을 높임으로써 삶의 만족도를 증가시킨다(Tan et al., 2020). 그리고 사회경제적 지위는 본인뿐 아니라 가족의 일상 생활과 사회적 상호작용에 큰 영향을 미치며, 가구 수준의 건강과 웰빙 등 다양한 삶의 질 영역을 향상시키는 직접적인 동력이 될 수 있다. 한편, 사회경제적 지위는 사회적 평등과 삶의 질 간의 긍정적인 관계에 부정적으로 관련되어 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 효과성이 감소할 수 있다(Ugur, 2021). 사회경제적 지위가 높은 개인은 사회적 평등을 통해 얻을 수 있는 박탈감의 감소, 사회적 자본의 증가를 이미 경험하고 있으므로 추가적인 효과를 가져오기 어렵다. 또한, 사회경제적 지위는 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계를 약화시켜서 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 역할이 줄어들 수 있다(Vuong et al., 2023). 사회경제적 지위가 높은 개인은 일반화된 신뢰를 통해 얻을 수 있는 혜택, 예를 들어 사회적 고립의 감소와 심리적인 안정감은 이미 충분히 해소되거나 확보하고 있으므로 일반화된 신뢰가 높아지더라도 추가적인 한계효과는 감소할 수 있다. 종합하면, 사회경제적 지위는 삶의 질을 높이지만 동시에 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 역할을 줄임으로써 이들 간의 관계는 매우 역동적인 형태를 보일 수 있다. 그러나 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위가 동시에 상호작용하면서 빚어내는 이러한 역동성에 관한 선행연구는 찾아보기 어렵다. 본 연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용을 통해 형성되는 삶의 질의 반응표면이 사회경제적 지위에 의해 조절되는 관계를 분석함으로써 관련 연구의 지평을 확대할 수 있을 것이다.

본 연구의 목표는 첫째, 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 개인의 삶의 질에 미치는 선형 및 비선형적인 영향을 분석하는 것이다. 둘째, 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용과 정합성이 삶의 질에 미치는 영향을 분석하고, 반응표면을 산출하여 이들 간의 관계를 입체적으로 조망하는 것이다. 셋째, 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향이 사회경제적 지위에 의해 조절되는 관계를 분석하는 것이다. 이러한 목표 달성을 위해 본 연구는 국회미래연구원의 행복조사 2023년도 원자료를 사용하되, 경제활동 참가여부에 따른 선택편의를 완화하기 위해 역확률 가중치를 산출하여 통계모형에 적용한다. 그리고 다항회귀분석(polynomial regression analysis) 방법을 사용하여 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향과 상호작용을 분석한다. 또한 이들 간의 상호작용 효과를 3차원 공간에서 표현하고 정합성 효과의 존재여부를 확인하기 위해 반응표면분석(Response Surface Analysis, RSA) 방법을 사용한다. 추가

적으로 사회경제적 지위가 사회적 평등 및 일반화된 신뢰가 삶의 질에 영향을 미치는 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과를 검증하며, 사회경제적 지위가 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 상호작용하여 반응표면의 변화에 미치는 영향을 애니메이션으로 나타낸다. 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위가 상호작용하면서 삶의 질에 미치는 다양한 동학(dynamics)을 분석하고 표현하는 본 연구는 평등과 신뢰가 삶에 미치는 복잡한 관계에 대한 새로운 시사점과 통찰을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

## II 이론적 고찰 및 선행연구 검토

### 1. 사회적 평등과 삶의 질

사회적 평등은 어떤 사회 또는 집단 내에서 서로 다른 사회적 지위나 계층에 따라 가치 있는 사회적 기회, 자원, 보상 또는 결과의 배분이 공평함을 말한다(Buttrick et al., 2017). 사회적 평등은 기회의 평등과 조건 또는 결과의 평등으로 구별할 수 있다(Breen & Jonsson, 2005). 기회의 평등은 반대로 기회의 평등은 사람들이 경제적 또는 사회적 보상을 추구할 수 있는 기회, 예를 들어 교육을 받을 기회나 일자리의 기회가 동등해야 함을 말한다. 즉, 개인이 더 나은 삶의 질을 추구하기 위한 사회경제적 기회가 평등하게 분배됨을 의미한다(Duncan & Murnane, 2011). 조건 또는 결과의 관점에서 평등함은 한 사회의 모든 사람들이 비슷한 수준의 부, 지위, 권력을 보유한 상황을 말한다(조동현·권혁용, 2016; 이준석, 2023). 반대로 조건 또는 결과의 불평등은 주로 물질적인 차원에서 과정과 결과 상의 불평등이며, 가족 배경이나 성별과 같이 자신이 통제할 수 없는 조건이나 상황으로 인해 일어날 수 있다. 한편, 교육과 취업의 기회, 소득과 자산, 권력구조, 법과 제도의 집행, 성별 등의 관점에서 일반적으로 기회와 자원의 분배는 불평등하게 구조화되고 반복된다(Ugur, 2021). 체계적이고 구조적인 불평등으로 인해 사회 구성원은 오로지 자신의 재능과 노력만으로 소위 공정한 경쟁을 통해 원하는 자원, 보상, 결과를 얻을 수 없으므로 불평등에 관한 논의는 최근 들어 급증하고 있다(Ngamaba et al., 2018). 불평등이 발생하는 핵심적인 원인 중 하나는 갈등 이론에 따르면 사회적으로 힘 있는 집단이 힘없는 집단을 지속적으로 지배하는 구조이다(Simon, 2016). 즉, 부와 권력을 가진 사람들은 이를 계속 유지하기 위해 그렇지 못한

사람을 통제하고 조정하므로 불평등은 인위적인 개입 없이는 줄어들지 않는다는 것이다. 또한, 지배층은 문화적 헤게모니를 통해 불평등을 일종의 사회경제적 원리로서 수용하도록 사람들의 생각, 가치, 신념, 규범을 지배하려고 노력하므로 불평등에 관한 논의는 흔히 대중매체를 통해 왜곡, 축소되어 충분히 전달되고 있다고 보기 어렵다(Stoddart, 2007).

삶의 질, 행복, 삶의 만족, 주관적 웰빙은 종종 호환적으로 사용되긴 하지만 선행연구는 이들을 조금씩 다르게 정의하면서 개념적인 중복과 고유한 특성이 혼재되어 있다(Diener, 1999). 행복은 일반적으로 살면서 즐거움이나 만족감을 느끼는 쾌락의 상태(hedonic state)라고 할 수 있다(Kahneman & Krueger, 2006). 삶의 만족은 삶 전체에 대한 주관적이고 인지적 평가의 결과로서 다층적인 욕구가 충족된 상태를 말한다. 주관적 웰빙은 보통 삶에 대한 정서적인 측면과 인지적인 측면을 모두 포함하는 개념으로 정의되며, 행복감, 긍정적 정서(affect), 의미있는 삶의 만족과 번영을 모두 포함한다(Medvedev & Landhuis, 2018). 삶의 질은 자신이 살고 있는 문화 및 가치 체계의 맥락에서 개인의 목표, 기대, 기준 및 관심사와 관련한 자신의 위치 또는 성취에 대한 개인의 인식이다(Skevington et al., 2004). 삶의 질은 넓은 의미에서 간단히 정의하면 좋은 육체적, 정신적 상태라고 할 수 있으며, 개인의 신체적 건강, 심리적 상태, 독립성 수준, 사회적 관계 및 환경과 관계하면서 다양한 방식으로 영향을 받는다(OECD, 2020). 본 연구는 삶의 질을 행복 또는 주관적 웰빙, 삶의 만족, 건강의 차원을 모두 포괄하면서 이들에 의해 형성되는 다차원적 개념으로 정의한다(Kim, 2024).

선행 연구는 주로 성별, 연령, 성격, 유전적 특성과 같은 개인 수준의 요인이 삶의 질 또는 주관적 웰빙에 미치는 영향에 관심을 두어 왔으며, 개인을 둘러싼 지역사회나 사회일반의 특성과 조건이 행복과 건강에 미치는 영향은 상대적으로 충분히 연구되지 않았다(Oishi et al., 2022). 이 절에서는 먼저 사회의 평등성에 대한 인식이 개인의 삶의 질 또는 주관적 웰빙에 미치는 기제를 설명한다. 교육, 취업의 기회에서 발생하는 불평등 및 소득/자산, 권력, 제도 등에 의해 발생하는 불평등은 모두 삶에 필요한 자원의 접근과 획득 뿐만 아니라 성과의 배분 결과를 직접 바꾸어 놓으므로 그 자체로 삶의 질에 상당한 영향을 미친다(Ngamaba et al., 2018). 또한 여러 차원의 불평등을 인지한 개인은 이를 해석하고 수용하는 과정에서 사회심리적인 충격, 즉 삶의 다양한 측면에서

인지적, 정서적, 주관적인 반응을 통해 부정적인 태도와 행동으로 연결될 수 있다(Oishi et al., 2022). 반대로 기회와 과정 및 결과의 측면에서 사회의 평등성 수준이 높으면 개인은 자원과 기회에 접근할 기회가 늘어나면서 사회적 공정성을 인식한다. 사회가 평등하다고 인식하면 불평등에 따른 인지적, 감정적, 심리적으로 부정적인 반응이 감소하면서 삶의 질 향상에 기여할 수 있다.

교육 및 취업 기회의 평등성과 소득, 성평등, 권력, 법 집행을 포함한 과정 또는 결과의 평등성이 삶의 질에 미치는 개별적인 기제에 관한 이론 및 실증 연구를 논의하면 다음과 같다. 첫째, 인적 자본(Human Capital) 이론은 교육에 대한 투자가 개인의 기술과 역량을 향상시켜서 개인과 조직의 개발과 경제의 성장에 중요한 역할을 한다고 가정한다(Becker, 2009). 교육에 대한 평등한 접근은 개인의 사회경제적 배경에 관계없이 사회적 이동성을 향상시키고 경제적 전망을 높이는 기술, 역량, 지식을 습득할 기회를 확대한다. 따라서 교육 기회가 평등하면 개인의 행복과 삶의 만족도를 높일 뿐만 아니라 사회적 결속력과 경제적 안정에도 기여하여 전반적인 삶의 질을 높일 수 있다. 둘째, 사회 형평성(Social Equity) 이론에 따르면 고용 기회에 대한 공정하고 공평한 접근이 사회 정의와 평등을 달성하기 위해 필수적이다(Morand & Merriman, 2012). 평등한 고용 기회를 보장하면 차별이 줄어들고 포용성이 증진되며, 조직 관점에서도 직원 만족도, 생산성, 혁신의 성과 향상에 기여할 수 있다. 또한 고용 기회의 평등성은 개인에게 일자리 만족도, 경제적 안정성, 전반적인 삶의 만족도를 높여서 삶의 질 향상에 직접 기여할 수 있다(Blau & Kahn, 2020). 셋째, 건강의 사회적 결정(Social Determinants of Health) 이론은 소득, 부와 같은 사회경제적 요인이 사회구성원의 전반적인 건강과 웰빙을 결정하는 중요한 요인이라고 주장한다(Marmot, 2005). 소득 불평등 수준이 낮은 사회가 전반적인 건강 결과(outcome), 높은 수준의 신뢰, 강한 사회적 결속력을 갖는 경향이 있으며, 이러한 요소들이 사회구성원의 삶의 질에 기여한다(Pickett & Wilkinson, 2015). 또한 소득과 자산 분배가 더욱 공평해지면 빈곤과 경제적 격차가 줄어들어 다양한 건강의 결과(outcome)가 향상되고 삶의 만족도가 높아지며 사회적 결속력이 강화된다. 즉, 경제적 평등은 적절한 생활 수준에 필요한 자원에 대한 접근을 보장함으로써 사회구성원의 평균적인 웰빙과 만족 수준을 높이고 삶의 질을 향상시킬 수 있다.

넷째, 참여 민주주의(Participatory Democracy) 이론은 진정한 민주적 거버넌스와 시민 권한의 확보를 위해서는 정치 권력의 평등한 분배가 필요하다고 제안한다(Dahl, 2020). 정치적 의사결정의 권한이 균등하게 분배되면 포용적인 거버넌스와 바람직한 정책 결과를 기대할 수 있고, 공공 기관과 제도에 대한 대중의 신뢰가 높아진다(Boulding & Wampler (2010)). 그리고 정치적 의사결정 과정의 포괄성과 공정성이 높아지면 사회 정의를 촉진하고 사회적 긴장을 완화하며 시민 참여를 촉진함으로써 삶의 질을 높일 수 있다(Perkins et al., 2021). 선행연구는 정치적 평등과 대표성이 높아지면 정부에 대한 대중의 신뢰와 만족도가 높아지며, 이는 시민의 평균적인 삶의 질과 긍정적인 관계가 있음을 보여주었다(Perkins et al., 2021; Dahl, 2020). 다섯째, 성 주류화(Gender Mainstreaming) 이론은 여성과 남성이 자원, 기회, 권리에 동등하게 접근할 수 있도록 보장하기 위해 성평등이 필수적이라고 가정한다(Rees, 2005). 성평등을 장려하여 모든 성별이 기회와 자원에 더욱 균형있고 공정하게 접근할 수 있게 하면 사회구성원의 전반적인 건강 결과, 경제적 참여 및 웰빙이 향상된다는 것이다(Duflo, 2012). 따라서 성평등을 장려하는 사회는 경제적 발전과 사회적 성숙도를 높임으로써 시민의 전반적인 행복도와 삶의 만족도가 향상되어 삶의 질이 높아지는 경향이 있다(Duflo, 2020). Ndoya et al.(2024)은 개발도상국을 대상으로 한 연구에서 성평등이 행복을 증가시키고 있음을 실증하였으며, 이들 간의 관계는 민주적이고 소득수준이 높은 국가에서 효과가 더 크다는 증거를 확인하였다. 여섯째, 절차적 정의(Procedural Justice) 이론에 따르면 법의 공정하고 공평한 적용이 대중의 신뢰와 사회 질서의 유지에 중요한 역할을 하면서 개인의 웰빙에 기여할 수 있다(Tyler, 2006). 사회적 불평등이 웰빙에 미치는 영향은 개인이 불평등을 공정한 것으로 인식하는지 여부에 따라 영향을 받는다(Starmans et al., 2017). 불평등이 공평한 과정을 통한 결과라고 인식될 때, 즉 결과가 자신의 재능이나 노력에 기반을 두고 있다고 인식하면 개인은 이를 수용할 수 있을 것이다(Ugur, 2021). 그러나 불평등이 사회적 차별, 불공정한 법과 제도, 공평하지 않은 집행 등에 의한 것으로 인식하면 실망과 분노로 연결될 수 있다. 그리고 불평등이 불공정한 과정을 통해 발생한다고 인식할수록 삶의 만족도와 행복 수준은 낮아진다는 것이다. 반대로 사람들은 자신이 받는 보상이 자신의 기여에 비례한다고 판단하면 공정하게 대우받는다고 느끼면서 일자리와 삶의 만족도가 증가할 수 있다(Elbers et al., 2013). 법률과 제도의 집행이 공정한 사회에서는 개인이 지각하

는 불공정성이 줄어들므로 스트레스가 감소하고 심리적 안정감이 증가한다. 또한 법 집행이 공정하고 공평하다고 인식되면 사법 제도에 대한 대중의 신뢰가 높아지고, 사회적 긴장이 줄어들며, 개인과 사회에 대한 안전감이 높아진다(Tyler, 2023). 따라서 법 집행의 형평성과 공정성에 대한 긍정적인 인식은 사회적 안정을 조성하고 시민의 권리를 보호함으로써 삶의 질 향상에 기여할 수 있다. Ferreri-Carbonell & Ramos(2014)는 서양 및 동양을 포함한 56개 국가를 분석한 논문을 종합한 결과 소득 불평등이 크면 주관적 웰빙 수준이 낮음을 보여주었다. Clench-Aas & Holte(2018)는 26개국의 유럽 사회조사 자료를 이용하여 사회적 평등성을 높이고 모든 사회 계층에게 동등한 기회를 넓히는 조치는 경제 위기의 기간에 국민의 일반적인 삶의 만족을 개선하는 효과가 있음을 실증하였다. 민보경·박민진(2023)은 행복조사 원자료를 이용한 한국의 청년세대에 관한 연구에서 취업기회의 평등과 성평등이 행복에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 확인하였다(2023). 이상의 논의를 종합하여 다음과 같은 가설을 수립한다.

가설 1: 개인이 인지한 사회적 평등성 수준과 삶의 질은 긍정적인 관계가 있다.

## 2. 일반화된 신뢰와 삶의 질

사회적 신뢰라고도 불리는 일반화된(generalized) 신뢰는 개인적 관계를 넘어 사회 전반으로 확장되는 신뢰를 말한다(Lange, 2015). 즉, 일반화된 신뢰는 개인적인 관계를 넘어 사회에서 모르는 타인에게까지 확장되는 신뢰의 한 형태로서 종종 알고 있는 개인이나 그룹에 국한되는 특정화된(particularized) 신뢰와 대조된다. 특정화된 신뢰는 종종 대인(interpersonal) 신뢰, 또는 개인적 신뢰라는 용어와 혼용하기도 하며, 일반적으로 개인적인 경험과 관계를 바탕으로 특정한 개인을 신뢰함을 말한다. 일반화된 신뢰는 사회의 알려지지 않은 개인에게까지 확장되며 시민 참여, 사회 결속(cohesion), 그리고 사회 통합(integration)을 위해 필요 불가결한 요소이며 경제적 번영의 중요한 기초라고 할 수 있다(Ward & Meyer, 2009). 반면에 특정화된 신뢰는 개인적으로 잘 알고 있는 지인이나 집단에 국한되며, 때로는 더 광범위한 사회적 신뢰를 저해하거나 역효과를 가져올 수 있다(Navarro-Carrillo et al., 2018). 신뢰는 또한 계산적 신뢰와 관계적 신뢰로 구분할 수 있다. 계산적 신뢰는 비용과 편익에 대한 합리적 평가를 기반으로 계약행위를 포함하여 경제활동의 기반이 되며, 관계적 신뢰는 공유된 경험과 정서

적 유대를 통해 구축되면서 종종 더 높은 수준의 헌신과 협력으로 확장될 수 있다 (Bäck & Christensen, 2016).

일반화된 신뢰, 즉 대부분의 사람은 믿을 수 있다고 판단하여 행동하면 주관적인 웰빙, 행복, 삶의 만족도, 건강을 포함하는 삶의 질 향상에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다 (Lange, 2015). 첫째, 일반화된 신뢰는 사회적 자원으로서 안전감을 조성하고 불안을 줄이며 긍정적인 사회적 상호작용을 촉진함으로써 주관적 웰빙에 긍정적으로 기여할 수 있다(Ward & Meyer, 2009). 개인이 다른 사람을 일반적으로 신뢰할 수 있으면 사회 활동에 활발히 참여하고, 불특정한 대상에게 사회적 지원을 많이 제공할 수 있고, 다른 사람과 의미 있는 관계를 구축할 가능성이 높아진다. 이러한 활동은 사회적 자본의 구축으로 연결되면서 사회적 소속감과 공동체 의식을 향상시킬 수 있다. Hu(2020)는 가족, 친구, 사회 네트워크 등 다양한 사회적 관계에 대한 신뢰가 행복과 삶의 만족도를 포함한 주관적 웰빙과 강한 상관관계가 있음을 실증하였다. 즉, 일반적인 타인에 대한 신뢰는 사회적 상호작용의 범위와 깊이를 확장하여 삶의 긍정적인 전망과 정서적 웰빙을 촉진할 수 있다는 것이다. 둘째, 일반화된 신뢰는 사회적 상호작용에서 불확실성을 줄이고 긍정적인 기대감을 조성함으로써 심리적 웰빙에 기여할 수 있다(Wang et al., 2023). 개인이 다른 사람을 신뢰할 수 있다고 느끼면 잠재적인 착취나 기만과 관련된 스트레스와 두려움을 경험할 가능성이 줄어든다. 이러한 심리적 안정감은 긍정적인 경험과 정서적 관계에 더 집중할 수 있게 하여 전반적인 행복감을 높일 수 있다. Santiago et al.(2021)에 따르면 높은 수준의 일반화된 신뢰는 질병의 지각된 부정적 영향을 줄이고 정서적 회복력을 높이므로 만성 질환을 가진 이들의 행복감을 증진하는 효과가 있다. 셋째, 일반화된 신뢰는 사회적 상호작용에서 발생할 수 있는 위험을 줄임으로써 삶의 만족도에 기여할 수 있다. 신뢰할 수 있는 사회 환경은 개인이 사회적, 경제적 관계에서 안정감을 느낄 수 있게 하여 장기적인 삶의 만족에 중요한 안정감과 예측 가능성을 높일 수 있다(Suriyanrattakorn & Chang, 2021). 또한, 일반화된 신뢰는 스트레스를 줄이며 질병으로부터의 회복력을 높임으로써 건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(Vuong et al., 2023). 일반적으로 타인을 신뢰하는 개인은 건강 증진 활동에 참여하고 의학적 조언을 준수할 가능성이 높아져서 신체 건강이 개선될 수 있고, 신뢰는 건강 문제로 인한 심리적 영향을 완충하여 삶의 질을 높이는 역할을 할 수 있다. 정리하면 일반화된 신뢰는 서로 돕고 안전한 사회 환경을 조성함으로써 스트레스를

즐이고, 긍정적인 사회적 상호작용을 촉진하며, 건강한 행동을 장려하고, 정서적, 심리적 회복력을 향상시킨다(Thoresen et al., 2021). 즉, 사회적 자본의 기본적인 구성요소로서 일반화된 신뢰는 사회의 결속과 통합을 촉진하고 지원하며 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족도, 건강에 긍정적인 영향을 미침으로써 삶의 질을 향상시킬 수 있다(김지원 외 3인, 2021). 민보경 외 1인(2023)은 행복조사 원자료를 이용하여 사회적 신뢰가 MZ세대의 행복에 영향을 미친다고 실증하였으며, 도수관(2023)은 사회통합실태조사 원자료를 이용하여 일반적 신뢰 및 제도적 신뢰가 높을수록 삶의 만족과 행복감 수준이 높음을 확인하였다. 위의 논의를 종합하면 다음과 같은 가설을 수립할 수 있다.

가설 2: 개인의 일반화된 신뢰가 높을수록 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다.

### 3. 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용

사회적 평등과 일반화된 신뢰는 일반적으로 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족도 및 건강을 포함하는 삶의 질을 향상시킬 수 있지만, 본 절에서는 이들 간의 부정적인 상호작용을 가정하고 관련 이론과 경험적 증거는 논의한다. 즉, 일반화된 신뢰는 인지된 사회적 평등과 삶의 질 사이의 긍정적인 관계를 부정적으로 조절할 수 있으며, 사회적 평등은 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 첫째, 일반화된 신뢰는 인지된 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향을 감소시킬 수 있다. 상당히 평등하다고 인식되는 사회에서 개인은 공정성과 형평성이 높은 대우를 기대하며, 이러한 기대는 일반적으로 스트레스를 줄이고 소속감을 키워 삶의 질을 높인다. 그리고 평등하다고 인식되는 사회에서 사람들은 일반적으로 더 많이 연결되며, 연결을 통해 응집력이 강화되므로 사회적 자본의 축적이 증가할 수 있다. 그러나 일반화된 신뢰 수준이 높으면 개인은 더 넓은 사회적 구조와 네트워크에 의존할 필요성을 덜 느끼고 개인 간의 좁고 긴밀한 네트워크에 더 많이 의존할 수 있다. 즉, 사회적 평등과 삶의 질 간의 관계에서 일반화된 신뢰는 사회적 평등의 긍정적인 효과를 희석시킬 수 있다. 예를 들어 정부와 같은 기관에 대한 신뢰가 삶의 만족도를 높이지만, 높은 사회적 평등의 맥락에서는 이러한 효과가 덜 두드러진다(Suriyanrattakorn and Chang, 2021). 달리 말해 보다 평등한 사회에서 삶의 질이 높을 때 일반화된 신뢰 수준이 높아진다고 해서 추가적, 비례적으로 삶의 질이 높아지지 않을 수 있다.

둘째, 인지된 사회적 평등은 삶의 질에 대한 일반화된 신뢰의 긍정적인 영향을 약화시킬 수 있다. 일반화된 신뢰는 일반적으로 사회적 결속을 촉진하고 불안을 줄이며 긍정적인 상호 작용을 촉진함으로써 삶의 질을 높인다. 그러나 매우 평등하다고 인식되는 사회에서 개인은 사회 시스템 자체의 공정성과 형평성에 안정감과 만족감을 느끼기 때문에 일반화된 신뢰의 중요성이 줄어들 수 있다. Huang et al. (2021)은 인지된 사회적 평등이 스트레스 수준을 낮추고 삶의 만족도를 높이면서 사회 안정을 위한 보상 메커니즘으로서 일반화된 신뢰의 필요성을 감소시킨다는 것을 보여주었다. 사회가 더욱 평등해짐에 따라 높은 수준의 사회적 안정성과 공정성이 높은 수준의 삶의 질을 제공하기 때문에 일반화된 신뢰의 추가적인 한계효용은 감소한다는 것이다. 셋째, 평등한 사회에서 신뢰의 위반이 가져오는 부정적인 결과는 더욱 악화될 수 있다. 매우 평등하다고 인식되는 사회에서는 공정성에 대한 기대가 높으며 상대적인 박탈감이 적고 자신이 적어도 비교 열위에 있지 않다고 생각하므로 일반적으로 삶의 질이 높다. 그러나 일반화된 신뢰가 높을 때 다른 사람들이 자신의 신뢰로부터 호혜성 없이 일방적으로 이익을 얻는다고 인식하면 자신의 개인적인 기여나 노력이 과소평가된다고 느낄 수 있고, 이는 사회적 평등의 효과를 약화시킬 수 있다(Vuong et al., 2023). 나아가 일반화된 신뢰가 높더라도 개인은 여전히 사회적 비교를 통해 자신에 대한 부정적인 평가를 할 수 있으며, 다른 사람의 신뢰도를 과대평가하면 사회적 과정에서 자신의 취약함이 드러나거나 착취당한다고 느낄 수 있다. 즉, 평등한 사회의 맥락에서 일반화된 신뢰도가 높을 때 개인은 신뢰의 위반에 특히 취약할 수 있으며, 신뢰가 깨지면 배신감과 불의에 대한 감정이 고조되고 실망과 분노가 훨씬 증가할 수 있다(Kuan et al. (2020). 이는 개인이 어느 정도 불평등이나 불공정을 예상할 수 있는 덜 평등한 사회에서 겪을 수 있는 부정적인 영향보다 삶의 질에 더 뚜렷한 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 종합하면, 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 모두 삶의 질에 긍정적인 효과가 있지만, 매우 평등한 사회에서는 일반화된 신뢰의 취약성이 높고 충족되지 않은 기대로 남아있을 수 있으므로 일반화된 신뢰가 사회적 평등과 삶의 질 사이의 관계를 약화시키거나 부정적으로 조절할 수 있다. 반대로, 사회적 평등성이 높은 사회는 이미 충분한 사회적 응집력과 공정성을 제공함으로써 일반화된 신뢰가 추가적으로 삶의 질에 기여하지 못하거나 오히려 평등의 혜택을 감소시킬 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같은 가설을 수립한다.

가설 3: 삶의 질에 대해 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 부정적으로 상호작용하여 일방의 긍정적인 효과를 감소시킨다.

#### 4. 삶의 질에 대한 인지된 평등과 일반화된 신뢰 간의 정합성

본 연구는 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 주관적인 웰빙, 행복, 삶의 만족도 및 건강을 포함하는 삶의 질에 긍정적인 효과가 있음을 설명하였다. 본 절에서는 사회적 평등과 일반화된 신뢰 수준이 일치할 때, 즉 둘 다 높거나 낮을 때 사회 환경이 안정적으로 조성되므로 삶의 질이 높다고 가정한다. 반대로 어느 한 편이 높거나 낮아서 서로 불일치하면 사회적 긴장과 불확실성이 높아져 삶의 질이 감소할 수 있다. 따라서 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 관계에서 삶의 질에 관한 정합성(congruence)이 존재한다는 가설을 주장하며, 이 주장을 뒷받침하는 이론적 근거와 경험적 결과를 아래와 같이 논의한다. 첫째, 사회 자본(Social Capital) 이론에 따르면 사회 네트워크, 규범, 신뢰가 서로의 이익을 위한 조정과 공동체의 지속을 위한 협력을 촉진한다(Requena, 2003). 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 모두 높은 수준일 때 개인은 안전하고 가치 있고 응집력 있는 공동체의 일부라고 인지하면서 사회적 자본은 증가할 수 있다. 또한 평등과 신뢰가 모두 낮은 수준에서 일치하더라도 비록 바람직하지 않지만 개인의 기대와 사회적 현실이 일치하므로 안정성을 형성할 수 있다. 달리 말해 평등과 신뢰의 수준이 서로 일치한다면 더 높은 수준의 협력, 사회적 갈등의 감소 및 삶의 질 향상으로 연결될 수 있다(Suriyanrattakorn & Chang, 2021). 반대로, 평등과 신뢰의 수준이 일치하지 않을수록, 예를 들어 평등 인식은 높지만 신뢰도가 낮거나 그 반대이면, 사회적 자본이 약화되어 고립감과 불신이 늘어나고 삶의 질이 감소할 수 있다.

둘째, 인지 부조화(Cognitive Dissonance) 이론에 따르면 사람들은 자신의 신념과 인식이 서로 일치하지 않을 때 심리적 불편함을 경험한다(Elliot & Devine, 1994). 사회적 평등에 대한 인식 수준은 높지만 일반화된 신뢰 수준은 낮거나 그 반대인 경우 이러한 불일치는 인지 부조화로 이어질 수 있다. 사회적 현실이 일관되지 않다는 인식에서 발생하는 이러한 심리적 갈등은 불만, 스트레스의 증가로 연결된다(Huang et al. (2021). 또한, 사람들은 사회적 규범이 유지되지 않거나 신뢰가 작동되지 않는다고 생각하여 사회적 환경에 대한 만족도가 낮아지고, 이는 자신의 삶의 질에 부정적인 영향

을 미칠 수 있다. 셋째, 형평성(Equity)과 공정성(Fairness) 이론에 따르면 공평함과 공정함 또는 정의감은 사람들에게 기본적인 동기를 부여하며, 이들 간의 조화로움은 삶의 만족도와 긍정적인 관계가 있다(Leventhal, 1980). 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 모두 높을 때 개인은 자신이 속한 사회를 공정하다고 인식하여 삶의 만족도와 행복이 더 커진다(Starmans et al., 2017). 그러나 높은 평등성과 낮은 신뢰도 등으로 이들 간의 불일치가 있는 경우 개인은 사회적 규범이 일관되게 유지되지 않는다고 생각하며, 어느 한 편이 낮은 수준으로 인한 불평등이나 불공정성이 좌절과 분노를 일으키고 삶의 질을 저하시킬 수 있다. Ugur(2021)는 공정성과 신뢰 수준의 일치가 주관적 웰빙을 높이는 반면, 공정성과 신뢰 간의 불일치가 삶의 만족도의 감소와 관계가 있음을 실증하였다. 넷째, 심리사회적 스트레스(Psychosocial Stress) 모형은 인지된 사회적 불평등과 낮은 신뢰가 건강과 웰빙에 부정적인 영향을 미치는 중요한 스트레스 요인이라고 가정한다(Elstad, 1998). 불평등과 신뢰가 모두 높거나 낮아서 일치되면 사회적 환경의 예측 가능성이 높으므로 사람들은 스트레스를 덜 경험한다. 그러나 인식된 평등과 신뢰 사이의 불일치는 불확실한 사회적 환경으로 인해 정보를 탐색하고 분석하여 판단해야 하는 상황이 늘어나므로 스트레스를 증가시키고 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Kuan et al., 2020). 정리하면 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 정합성은 삶의 질을 높일 수 있다. 평등과 신뢰가 조화를 이루면 안정적이고 예측 가능한 사회 환경이 조성되면서 사회적 결속을 촉진하고 스트레스를 줄이며 웰빙을 촉진한다. 반대로, 인식된 평등과 신뢰 사이의 불일치는 사회의 불안정성과 불확실성을 야기하여 사람들은 사회적 자본의 감소, 인지 부조화, 심리적 불편과 스트레스를 경험하면서 삶의 질이 감소할 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 아래와 같이 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 정합성 가설을 수립한다.

가설 4: 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간에 정합성 효과가 존재하여 이들의 수준이 일치할 때 삶의 질이 최대화되며 일치하지 않을수록 삶의 질이 최소화된다.

## 5. 사회적 평등과 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과

본 연구는 앞 절에서 일반적으로 사회적 평등의 증가는 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족도 및 건강을 포괄하는 삶의 질과 긍정적인 관계가 있음을 설명하였다. 그러나 이러한

영향은 개인의 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절되어 사회경제적 지위가 증가함에 따라 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 효과가 감소할 수 있다. 첫째, 사회적 비교 이론에 의하면 개인은 끊임없이 자신을 다른 사람과 비교하면서 자신의 사회적, 경제적 지위, 예를 들어 자신의 능력, 자원, 성취 수준을 상대적인 수준에서 평가한다(Kondo et al., 2008). 사회가 불평등하다고 인식한 사람은 이러한 비교 과정에서 종종 자신의 사회경제적 지위를 낮게 평가하며, 이는 낮은 자아존중감으로 이어져 주관적인 웰빙을 저하시킬 수 있다(Suls et al., 2002). 그리고 개인은 자신의 준거 집단에 속한 다른 사람들이 더 나은 삶을 영위한다고 인식할 때 박탈감과 불공평함을 경험하며, 늘어난 박탈감은 부러움, 좌절, 분노와 같은 부정적인 감정을 유발한다(Smith & Huo, 2014). 즉, 개인은 자신의 노력이 다른 사람에 비해 적절하게 보상받지 못한다고 느끼면 박탈감을 경험하고, 이를 통한 부정적인 감정들이 삶의 불만족과 행복감의 감소로 연결된다(Vezoli et al., 2022). 사회적인 비교는 자신을 더 부유하거나 성공했다고 인식되는 사람과 상향적으로 비교하거나 더 낮은 사회경제적 지위의 사람과 하향적으로 비교할 수도 있다(Suls et al., 2002; Kondo et al., 2008). 특히 불평등에 대한 인식 수준이 높을 경우 상향적인 비교는 부정적인 영향이 더욱 강화될 수 있다. 즉, 사회적 불평등이 높다고 인지한 개인이 자신보다 높은 지위의 사람들처럼 성공하지 못하였다는 믿음이 내면화되면 실패감과 자존감의 저하로 이어지며, 이는 삶의 만족도 저하 및 우울증 증가로 연결된다(Huang et al., 2021). 따라서 소득, 교육수준, 직업의 위세를 포함하여 사회경제적 지위가 낮은 사람들은 사회 전반에서 상대적 박탈감과 불이익을 경험할 가능성이 크다. 그러나 사회경제적 지위가 낮은 사람이 사회가 평등하다고 인식하면 상대적 박탈감과 사회적 긴장이 줄어들 수 있다. 즉, 평등한 사회에서는 사회경제적 지위가 낮은 사람들의 공정성, 안전성 및 사회적 지원에 대한 요구에 직접 대응하여 적절한 수단을 제공하므로 사회경제적 지위가 낮은 사람은 사회적 평등으로부터 상대적으로 더 많은 혜택을 받을 수 있다(Huang et al., 2021). 한편, 사회경제적 지위가 증가함에 따라 상대적으로 유리한 지위와 이에 따른 유·무형의 이익을 경험하므로 자신의 삶의 질 개선을 위해 사회적 평등이 필요하고 중요하다는 인식은 감소할 수 있다. 나아가 사회경제적 수준이 높은 개인은 이미 높은 수준의 삶의 만족과 웰빙을 누리고 있을 가능성이 크므로 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 거의 체감 또는 경험하지 못할 수 있다.

둘째, 사회적 자본 이론은 사람들 간의 신뢰, 상호주의 규범, 사회 네트워크가 삶의 질 향상에 중요한 요소임을 강조한다. 사회경제적 지위가 낮은 개인이라도 평등한 사회에서는 사회적 지원 시스템의 도움을 받아 다양한 자원에 접근하면서 사회적 신뢰와 네트워크를 축적하면서 사회적 자본을 향상시킬 수 있고, 이를 통해 삶의 질을 높일 기회가 늘어날 수 있다. 그러나 사회경제적 지위가 높은 개인은 이미 자신이 보유한 자원과 위세를 통해 사회적 자본을 충분히 축적하고 있으므로 사회의 평등성이 삶의 질에 미치는 영향은 제한적이다(Appau et al., 2020). 즉, 사회적 평등 수준이 높아지면 상대적으로 사회적 자본이 낮은 사람에게 더 실질적이고 긍정적인 영향을 미치며, 사회경제적 지위가 높아서 이미 상당한 사회적 자본을 축적한 사람은 사회적 평등이 증가하더라도 삶의 질이 높아지는 관계의 효용은 체감할 수 있다. 달리 말해 사회경제적 지위가 높은 개인은 이미 안정적이고 만족스러운 사회적 지위를 누리고 있으므로 사회적으로 평등함을 통해 자신의 삶의 질이 향상되는 효과는 매우 작아진다는 것이다. 오히려 사회경제적 지위가 높은 사람은 사회적 평등성이 증가할수록 자신이 보유하고 있거나 앞으로 보장된 유무형의 자원과 기회가 줄어들 수 있으므로 평등한 사회가 될수록 자신의 자율성과 잠재적 편익에 대한 위협으로 인식할 수 있다.

셋째, 자기결정 이론은 인간의 행동이 내재적인 동기와 가치에 의해 상당한 영향을 받으며, 동기와 행동을 구성하는 중요한 요소로서 자율성, 역량, 관계성을 강조한다. 자율성(Autonomy)은 개인이 자신의 행동을 스스로 결정하고, 그 행동을 통해 자신의 진정한 가치를 달성할 수 있음을 말한다. 역량 또는 유능성(Competence)은 개인이 자신의 역량과 유능함을 바탕으로 활동하면서 목표를 달성할 수 있음을 의미한다. 관계성(Relatedness)은 개인이 다른 사람들과 연결되어 있고, 자신이 배태된 사회에 소속감을 가지고 관계를 통해 삶의 의미와 만족을 얻는다는 것이다. 그리고 개인은 자율성, 역량, 관계성을 발현하고 실천하면서 진정한 삶의 의미와 가치를 찾고 웰빙 수준이 높아진다. 사회경제적 지위가 낮은 사람이 사회적 평등을 경험하고 인식하면 관계성과 공정성에 관한 욕구가 충족되면서 삶의 질이 높아질 수 있다(Vuong et al., 2023). 또한 사회경제적 지위가 낮은 사람이 사회적 평등성을 높게 인지할수록 사회적 안정성 및 소속감에 대한 욕구가 충족됨으로써 삶의 질이 증가할 수 있다. 한편, 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 개인은 자율성과 자기 결정을 우선시하면서 사회적 평등과 자신의 행복 간의 직접적인 관련성이 줄어들 수 있다(Ugur, 2021). 즉, 사회경제적 지위가 높은 사람은

생리, 안전, 소속감과 같은 낮은 수준의 욕구가 이미 충족되었고 보다 높은 수준의 욕구, 즉 자율성, 개인적인 성장, 자아실현의 욕구가 더 커지므로 사회적 평등이 증가함에 따른 효용은 체감한다는 것이다. 이렇게 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 사회심리적 조건과 상황이 바뀌면 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 감소될 수 있다.

정리하면, 사회적 평등의 증가는 박탈감을 줄이고 사회적 자본을 증가시킴으로써 사회경제적 지위가 낮은 사람들의 삶의 질을 향상시키는 반면, 사회경제적 지위가 높은 사람들은 이미 이러한 효과를 경험하고 있으므로 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 효과는 감소한다. 즉, 사회경제적 지위가 증가함에 따라 삶의 질을 향상시키는 동력으로서 사회적 평등의 필요성이 감소하고 개인의 자율성 및 자아실현과 같은 다른 요소의 역할이 두드러지면서 사회적 평등과 삶의 질 간의 긍정적인 관계는 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 약화될 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 다음과 같이 가정한다.

가설 5: 사회적 평등과 삶의 질 간의 긍정적인 관계는 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절된다.

## 6. 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과

본 연구는 앞 절에서 일반화된 신뢰가 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족도 및 건강을 포함하는 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다고 설명하였다. 한편, 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절되어 사회경제적 지위가 증가함에 따라 삶의 질에 대한 일반화된 신뢰의 효과는 감소할 수 있다. 첫째, 사회경제적 지위가 낮은 개인이 일반화된 신뢰 수준이 높으면 사회적 결속을 촉진하고 고립감과 배제감을 줄이고 심리적인 안정을 높일 수 있다. 또한 일반화된 신뢰는 사회경제적 지위가 낮은 개인의 사회 네트워크 구축을 도와주고 사회적 지원에 대한 접근 가능성을 높일 수 있다. 그러나 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 개인은 일반화된 신뢰와 관계없이 사회적 활동에 필요한 자원과 네트워크를 가지고 있는 경우가 많다. 따라서 사회경제적 지위가 높을수록 삶의 질에 관한 일반화된 신뢰의 역할과 효과는 점차적으로 감소할 수 있다. Appau et al. (2020)은 사회적 자본이 주관적인 웰빙과 삶의 만족도에 큰 영향을 미치는 반면, 사회적 자본의 효과는 사회경제적 지위가 낮은 사람들 사이에서 더 두드러짐을 발견하였다. 달리 말해 사회경제적 지위를 통해 경제적

자원과 네트워크를 이미 확보하여 혜택을 얻고 있는 사람들에게 일반화된 신뢰가 삶의 질 관점에서 추가적으로 제공하는 혜택은 한계효용이 감소한다고 할 수 있다.

둘째, 사회경제적 지위가 낮은 사람에게 일반화된 신뢰는 안전 및 소속의 욕구를 충족시킬 수 있는 중요한 채널이므로 삶의 질을 높일 수 있다. 하지만 사회경제적 지위가 높아질수록 이러한 낮은 수준의 욕구는 이미 해소되었으므로 사람들은 자신의 성장과 자아의 실현이라는 욕구의 충족에 더 집중하게 된다. 즉, 사회경제적 지위가 높은 사람은 사회적 신뢰에 의존하기 보다는 자신의 지위를 기반으로 더 높은 수준의 욕구 충족에 몰입하므로 일반화된 신뢰가 삶의 질을 높이는 기제의 역할은 제한적일 수 있다. Vuong et al. (2023)은 일반화된 신뢰가 특히 안전과 소속감을 포함한 기본적인 욕구가 충족되지 않은 사람들의 건강에 긍정적인 영향을 미치지만, 사회경제적 지위가 높아서 기본적인 욕구가 대체로 충족된 사람들은 일반화된 신뢰의 역할이 감소함을 보여주었다. 셋째, 신뢰와 같은 자원이 웰빙에 미치는 영향은 이를 대체할 수 있는 자원이 부족한 개인의 경우에 더 강하게 작용할 수 있다(Bouma et al., 2008). 즉, 사회경제적 지위가 낮은 개인의 경우 일반화된 신뢰는 사회적 연결을 구축하고 일상 생활의 문제를 해결하는 중요한 자원이다. 그러나 사회경제적 지위가 높은 개인은 개인은 금융 자본, 민간 의료, 희소하고 독점적인 사회 네트워크 등의 다양한 자원에 접근성이 높다. 따라서 사회경제적 지위가 높은 개인으로서는 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향은 자신의 지위를 통한 자원과 네트워크로 해결하거나 보상할 수 있으므로 일반화된 신뢰에 대한 의존도는 줄어든다. Huang et al. (2021)은 웰빙에 대한 일반화된 신뢰의 혜택은 경제적 자원이 부족한 개인에게 훨씬 크게 작용함을 발견하였다.

셋째, 사회경제적 지위가 높은 개인은 자신의 부와 자원을 지키려는 보안 의식이 높으며, 안전과 보안을 확보할수록 사회적 위험에 대한 완충 장치인 일반화된 신뢰의 필요성이 감소할 수 있다. 반면, 사회경제적 지위가 낮은 개인은 지켜야할 자산이 많지 않으므로 별도의 안전 의식과 장치보다는 일반화된 신뢰가 보안과 안전을 제공하는 중요한 요소가 된다. 또한 사회경제적 지위가 높아질수록 부와 사회적 지위가 안정적인 생활 기반을 제공하고 불확실성을 줄이므로 일반화된 신뢰에 의존할 필요가 줄어든다. 선행연구는 사회경제적 지위가 낮은 사람은 사회적 신뢰가 높을수록 인지된 위협을 줄이고 웰빙을 향상시키는 반면, 사회경제적 지위가 높은 사람은 물리적이고 유형적인 보안

에 더 많이 의존하므로 일반화된 신뢰가 삶의 질을 개선하는 효과는 약화됨을 실증하였다(Thoresen et al. 2021). 넷째, 사회경제적 지위가 높은 사람은 자율성과 역량을 기반으로 성장하고 자아를 실현하는 욕구에 충실한 경향이 크고, 이 과정에서 사회적 신뢰는 상대적으로 중요하지 않고 그 역할은 제한적이다. 즉, 사회경제적 지위가 높을수록 의식주 및 안전의 욕구는 이미 충족되었고 직업이나 지역사회에서 일정한 역할을 통해 평판을 얻고 있으므로 사회적 소속의 욕구도 어느 정도 채워지고 있다. 따라서 공동체의 신뢰를 통해 사회 전체의 목표를 달성하는 것보다 자신만의 잠재성을 개발하여 성장하고 성취함이 중요하므로 삶의 질 향상에 사회적 신뢰가 개입할 필요성이나 중요성은 크지 않다는 것이다. Vuong et al. (2023)에 따르면 사회경제적 지위가 낮은 개인은 사회적 신뢰를 통해 공동체 의식을 고양하고 삶의 질을 높일 수 있지만, 사회경제적 지위가 높은 개인은 주로 자신의 성취에서 삶의 만족을 얻고 일반화된 신뢰로부터 삶의 질이 높아지는 효과는 감소한다. 정리하면, 일반화된 신뢰가 증가할수록 사회적 응집력이 강화되고 고립을 줄이며 심리적 안정감을 제공하므로 사회경제적 지위가 낮은 개인의 삶의 질이 향상되지만, 사회경제적 지위가 높은 개인은 사회적 신뢰의 대체 자원에 접근이 용이하고 개인적인 성장과 자아 실현을 우선하므로 일반화된 신뢰의 효과는 상대적으로 크지 않다. 이상의 논의를 종합하면 다음과 같은 가설을 수립할 수 있다.

가설 6: 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 긍정적인 관계는 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절된다.

### III 연구 범위와 방법

#### 1. 데이터

본 연구는 국회미래연구원의 행복조사 중에서 2023년에 조사된 원자료를 사용하였으며, 행복조사는매년 실시되는 횡단면 반복(cross-sectional repeated) 조사이다. 2023년 조사의 목표 모집단은 2023년 기준으로 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민이며, 표본들은 통계청 집계구를 활용하였다. 다단계 층화집락추출법을 활용한 이 조사에서 집계구 내에서 가구는 무작위 추출하고 가구 내의 가구원은 전수 추출하였으며, 조

사 완료된 표본 수는 16,305명이다. 조사목적은 한국인의 행복 수준 및 불평등 크기를 추적하고, 이를 결정하는 요인을 분석하여 국민 행복 수준을 높이기 위한 정책적 대안을 제시하는 기초자료를 제공하는 것이다. 조사 내용은 크게 행복, 정서, 삶의 만족도, 사회적 관계 및 가치관, 일상의 재구성 등으로 구성되어 있다. 행복조사 및 관련 연구는 국회의 예산 지원을 받고 있으며, 관련 설문지 등을 포함한 원자료는 한국사회과학자료원의 홈페이지에 공개되어 있다.

## 2. 변수

### 1) 삶의 질

본 연구는 삶의 질에 관한 선행연구를 따라 주관적 웰빙 또는 행복, 행복의 정서, 생활의 만족, 건강의 4가지 삶의 질의 하위 차원을 설정하였다(Drobnič et al., 2010; Kim, 2024). 각 하위 차원은 잠재적인(latent) 구성개념이 하위의 측정항목에 반영되는 구조라고 할 수 있으므로 전통적인 반영적(reflective) 모형에 기반한 확인적 요인분석을 실시하였다. 먼저 주관적 웰빙 또는 행복감은 <표 3-1>과 같이 ‘전반적인 행복감’을 포함하여 4개의 항목으로 측정하였다. 행복의 정서는 긍정적 정서와 부정적 정서의 2개 차원으로 구분하여 측정하였다. 긍정적 정서는 ‘어제 느낀 감정1: 즐거움’을 포함하여 5개의 항목으로 측정하였으며, 부정적 정서는 ‘어제 느낀 감정3: 걱정’을 포함하여 7개의 항목으로 측정하였다. 생활의 만족은 캔트릴 사다리 척도를 사용한 ‘현재 삶의 만족도’를 포함하여 3개의 항목을 사용하여 측정하였고, 건강은 ‘주관적 건강상태’를 포함하여 3개의 항목으로 측정하였다. 모든 구성개념의 복합신뢰도(Composite Reliability, C.R.)는 0.759에서 0.936의 범위이고, 추출된 평균분산(Average Variance Extracted, AVE)는 0.514에서 0.726이다. 모든 요인적재량은 유의하게 해당 구성개념에 적재되었고, 각 구성개념의 신뢰성과 타당성의 통계량은 일반적인 요인분석의 기준을 충족하였다(Hair et al., 2021). 각 구성개념 별로 측정항목을 정규화한 후에 평균하여 삶의 질을 구성하는 각 차원의 변수를 구성하였다. 단, 긍정적 정서에서 부정적 정서를 뺀 값을 행복의 정서 차원으로 사용하였으므로 삶의 질 차원은 4개로 구성하였다.

〈표 3-1〉 삶의 질의 4가지 차원에 대한 확인적 요인분석 결과<sup>1)</sup>

측정항목	요인 적재량					C.R.	AVE
	주관적 웰빙	긍정적 정서	부정적 정서	생활 만족	건강		
전반적인 행복감	0.813***					0.914	0.726
삶의 의미	0.899***						
일에 대한 성취감	0.874***						
삶에 대한 자유로운 자기 결정	0.819***						
어제 느낀 감정1: 즐거움		0.843***				0.868	0.576
어제 느낀 감정2: 차분함		0.507***					
어제 느낀 감정9: 활력		0.676***					
어제 느낀 행복감		0.857***					
어제 미소/웃음 빈도		0.847***					
어제 느낀 감정3: 걱정			0.848***			0.936	0.679
어제 느낀 감정4: 슬픔			0.913***				
어제 느낀 감정5: 우울			0.912***				
어제 느낀 감정6: 분노			0.900***				
어제 느낀 감정7: 스트레스			0.791***				
어제 느낀 감정8: 피곤			0.635***				
어제 느낀 감정10: 외로움			0.730***				
캔ترل 사다리: 현재 삶의 만족도				0.843***		0.859	0.669
5년 전 삶의 만족도				0.789***			
5년 후 삶의 만족도				0.822***			
주관적 건강상태					0.777***	0.759	0.514
부정적 감정 경험 <sup>2)</sup>					0.670***		
만성질환 보유 여부					0.699***		

1) C.R.은 Composite Reliability(합성신뢰도), AVE는 Average Variance Extracted(추출된 평균분산)이며, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01, \*\*\*: p<0.05이다.

2) 부정적 감정 경험은 '초조함/불안함, 걱정을 멈추거나 통제할 수 없음, 우울감/절망감, 일에 대한 흥미/재미가 없음'의 4개 항목으로 측정하고 평균한 지표를 사용하였으며, 4개 항목의 합성신뢰도는 0.894이다.

본 연구는 삶의 질이 각 하위 차원에 반영되어 나타나기 보다는 삶의 질을 구성하는 하위 차원들이 집합적으로 삶의 질을 구성하면서 하위 차원들이 독립적으로 삶의 질의 일부를 형성한다고 판단하였다(Kim, 2024). 따라서 삶의 질의 하위 차원과 상위의 삶의 질 간의 구조를 확인하는 방법으로서 전통적인 반영적 모형이 아닌 형성적 모형을 사용하였다(MacKenzie et al., 2011). 또한 형성적 요인분석의 통계 방법으로서 부분

최소제곱(partial least squares, PLS) 방법을 사용하여 각 측정지표 또는 차원의 신뢰성 및 타당성을 검증하였으며, 분석결과를 <표 3-4>에 나타내었다. 이 표는 각 측정지표의 가중치, 분산팽창요인(VIF), f-제곱계수로 측정된 효과 크기를 보여주고 있다. 먼저 모든 하위 차원은  $p < 0.001$  수준에서 삶의 질과 유의하게 관계하므로 측정지표 수준에서 신뢰성 및 타당성을 확인하였다(MacKenzie et al., 2011). 각 차원 간의 다중공선성을 나타내는 분산팽창요인(VIF)을 활용하여 차원 간의 내용상 중복의 정도를 평가하였다. 모든 측정지표의 VIF는 2.5보다 작으므로 일자리 질의 측정에서 지표 간의 중복에 의한 문제는 사실상 없음을 확인하였다(Hair et al., 2021). 모든 측정지표의 효과크기(effect size)는 0.145보다 크므로 하위 차원과 삶의 질 간의 관계가 중간 수준 이상의 실질적인 효과가 있음을 확인하였다. 따라서 4개의 차원이 삶의 질을 형성하는 구조임을 확인하였다. 삶의 질 변수를 생성하기 위해 모든 하위 차원은  $(X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 의 산식을 사용하여 정규화(normalization)한 후에 하위 차원별로 평균하였으므로 각 하위 차원 변수는 [0, 1]의 구간 내에 분포한다. 그리고 요인분석의 결과인 4가지 하위 차원의 효과크기를 가중치로 활용한 하위 차원들의 가중 평균을 산출하여 삶의 질의 종합적인 지수(index)로 사용하였다.

**<표 3-2> 인지된 평등과 일반화된 신뢰의 반영적 요인분석 결과<sup>1)</sup>**

측정항목	요인적재량		C.R.	AVE
	인지된 평등	일반화된 신뢰		
교육기회의 평등	0.676 <sup>***</sup>		0.875	0.541
취업기회의 평등	0.766 <sup>***</sup>			
법 집행의 평등	0.765 <sup>***</sup>			
소득/재산의 평등	0.807 <sup>***</sup>			
권력의 평등	0.769 <sup>***</sup>			
성별 평등	0.613 <sup>***</sup>			
사람들은 대개 믿을 만함		0.865 <sup>***</sup>	0.856	0.748
사람들은 대개 서로 도움을 주려고 노력함		0.865 <sup>***</sup>		

1) C.R.은 Composite Reliability(합성신뢰도), AVE는 Average Variance Extracted(추출된 평균분산)이며, \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*\*\*:  $p < 0.05$ 이다.

## 2) 사회적 평등 및 일반화된 신뢰

본 연구는 사회적 평등에 관한 선행연구를 따라 기회의 평등성과 결과의 평등성으로 구분하고, 기회의 평등성은 교육기회와 취업기회 평등의 2개 측정지표, 결과의 평등성은 법 집행, 소득 및 재산, 권력, 성 평등의 4개 측정지표를 사용하였다(우명숙·남은영, 2021; 신지현·김민지, 2024). 기회의 평등성은 한국 사회에서 높은 높은 지위와 소득을 얻기 위한 경쟁의 출발지점과 과정의 평등한 정도에 대한 인식을 측정하였다. 결과의 평등성은 법률과 제도, 소득 및 재산, 권력의 배분, 성별과 같이 사회 전반의 제도와 구조를 포함하여 결과적인 평등성 정도에 대한 인식을 측정하였다. 그리고 이러한 측정지표는 기회, 과정, 구조, 결과의 평등을 포함하여 사회적 평등이라는 상위 차원의 잠재적 구성개념이 각 측정지표에 반영되어 드러나는 구조라고 판단한다. 따라서 전통적인 반영적(reflective) 모형을 사용한 확인적 요인분석을 적용하였다. <표 3-2>는 사회적 평등의 요인분석 결과를 포함하고 있다. 표에서 사회적 평등성의 복합신뢰도는 0.875이고, 추출된 평균분산은 0.541이다. 모든 요인적재량은 유의하게 구성개념에 적재되었고, 신뢰성과 타당성의 통계량은 일반적인 요인분석 기준을 충족하였다(Hair et al., 2021).

<표 3-3> 삶의 질과 사회경제적 지위에 대한 형성적 요인분석 결과

지표/차원	지표 가중치		VIF	Effect Size
	삶의 질	사회경제적 지위		
주관적 웰빙(행복감, 삶의 의미, 성취감, 자기 결정)	0.351***		2.058	0.297
행복 정서(긍정적 정서 - 부정적 정서)	0.331***		1.608	0.265
삶의 만족(현재 삶의 만족, 5년 전 만족, 5년 후 만족)	0.349***		2.048	0.293
건강 수준(현재 건강상태, 정신 건강, 만성질환 유무)	0.245***		1.204	0.145
주관적 사회경제지위 수준(6점 척도)		0.382***	1.162	0.255
균등화 가구소득과 개인소득 중의 최대값		0.459***	1.319	0.366
가구 중 최대 학력(부/모/본인 학력, 8점 척도)		0.409***	1.207	0.291
가구 자산 (주택 자산의 가격)		0.225***	1.042	0.088

일반화된 신뢰는 선행연구를 참조하여 ‘사람들은 믿을 만하다’, ‘사람들은 서로 도움을 주려고 노력한다’의 2개 설문항목으로 측정하였다(Reeskens & Hooghe, 2008).

측정지표와 구성개념 간의 관계는 사회적 평등과 마찬가지로 일반화된 신뢰라는 잠재적 구성개념이 각 측정지표에 반영되어 발현하는 구조라고 판단하여 반영적 모형을 사용한 확인적 요인분석을 적용하였다. <표 3-2>의 하단은 일반화된 신뢰의 분석결과를 나타내고 있다. 복합신뢰도는 0.856이고, 추출된 평균분산은 0.748이며, 모든 요인적 재량은 유의하게 적재되었고, 각 구성개념의 신뢰성과 타당성의 통계량은 일반적인 요인분석의 기준을 충족하였다(Hair et al., 2021).

### 3) 사회경제적 지위

사회경제적 지위(Socioeconomic Status, SES)는 주관적 사회경제적 지위, 총소득, 가구 구성원의 최고 학력, 주택자산 가치를 포함하여 4개의 지표를 사용하여 측정하였다(Kim, 2024). 주관적인 사회경제적 지위는 응답자가 자신의 지위에 관해 주관적으로 6점 척도로 평가한 조사항목을 사용하였다. 총소득은 균등화 가구소득과 개인소득을 비교하여 최대값을 사용하였다. 균등화 가구소득은 가구 총소득을 가구구성원 수의 제곱근으로 나눈 값이다. 가구 구성원의 최고 학력은 무학에서 박사학위까지 8점 척도로 측정한 부, 모, 본인의 학력 중에서 가장 큰 값을 사용하였다. 가구의 주택 자산은 자가/전세, 아파트/기타로 각각 구분한 2개의 항목과 17개의 거주지역을 종합하여 68개의 범주를 구성하고, 각 범주 별로 한국부동산원이 조사한 2022년도 주택 가격을 적용하였다. 사회경제적 지위는 하위 차원 또는 지표들이 독립적으로 상위 차원인 사회경제적 지위를 구성한다고 판단하여 형성적 요인분석 방법을 적용하여 신뢰성과 타당성을 검증하였다(Cowan et al., 2012). <표 3-3>은 사회경제적 지위의 요인분석 결과를 포함하며, 각 하위 차원의 회귀가중치, 분산팽창요인(VIF), 효과크기를 이용하여 신뢰성과 타당성을 평가한 결과는 모두 일반적인 기준을 충족하고 있음을 확인하였다. 사회경제적 지위의 변수 구성을 위해 각 하위 차원들을 정규화한 다음에 하위 차원의 효과크기로 가중 평균하여 지수 형태의 사회경제적 지위 변수를 생성하였다.

〈표 3-4〉 변수의 요약 설명 및 기술통계량

변수명	요약 설명	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
삶의 질	주관적 웰빙, 행복 정서, 삶의 만족, 건강 수준	0.661	0.097	0.197	0.978
인지된 평등	교육기회, 취업기회, 법집행, 소득/재산, 권력, 성별 평등	0.545	0.188	0.000	1.000
일반화된 신뢰	사람들을 대개 믿을 만함 등 2개 항목	0.580	0.167	0.000	1.000
사회경제적 지위	가구 소득, 가구 자산, 가구 및 본인 학력, 직업 위세	0.388	0.107	0.018	0.844
경제활동 여부	지난 일주일 간 경제활동 참가: 1, 참가하지 않음: 0	0.693	0.461	0.000	1.000
성별	1:남성, 2:여성	1.510	0.500	1.000	2.000
연령	응답자의 나이	48.788	17.216	15.000	96.000
혼인상태	1:미혼, 2:유배우자, 3:무배우자	1.833	0.571	1.000	3.000
지역 총소득	시도별 1인당 총소득(2022년 기준)	0.322	0.290	0.000	1.000
가구 구분	결혼 또는 기초생활수급, 다문화 가구:1, 일반:0	0.021	0.142	0.000	1.000

#### 4) 통제변수

본 연구는 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에 영향을 미칠 수 있는 6개의 변수를 사용하여 통계모형과 계수 추정의 잠재적인 왜곡과 오류에 대응하였다. 첫 번째 변수는 경제활동 여부로서 지난 1주일간 경제활동에 참가하였는지 여부를 나타낸 이분변수를 사용하였다. 단, 이 변수에 영향을 미치는 요인 간의 관계를 활용하여 역확률 가중치를 추정하고, 이 가중치를 통계분석에 적용함으로써 개인이 경제활동 여부를 선택하면서 발생하는 편의(bias)를 완화하였다. 두 번째로 여성과 남성은 일자리의 질과 삶의 질에 관한 평가 기준이 다를 수 있으므로 성별을 통제변수로 사용하였다. 세 번째로 노동자의 연령을 통제하여 나이 들과 세대 차이에 따라 일자리 질 및 삶에 대한 평가가 달라지는 효과를 통제하였다. 네 번째로 혼인 상태에 따라 일자리 질과 삶의 질을 추구하는 정도와 목적이 다를 수 있으므로 이 영향을 통제하였다. 혼인 상태는 1:미혼, 2:유배우자, 3:무배우자로 구분한 범주형 변수를 사용하였다. 다섯 번째로 지역의 1인당 총소득은 거주하는 지역의 경제 환경이 일자리 질과 삶의 질 간의 관계에 영향을 미칠 수 있으므로 이 영향을 통제하였다. 서울을 포함한 17개 광역시도 별 2022년 기준의 1인당 총소득을 정규화 하여 상대적인 경제 수준의 차이를 변수화 하였

다. 여섯 번째로 가구의 특성에 따라 소속된 노동자의 일자리와 삶의 질에 미치는 영향을 통제하였다. 가구 특성은 결혼가구 또는 기초생활수급 가구는 1, 둘 다 아닌 일반 가구는 0으로 변수화하였다. <표 3-4>는 분석에 사용한 모든 변수의 평균, 표준편차, 최솟값 및 최댓값을 나타내고 있다.

## IV 분석결과

### 1. 주요 변수의 기술통계량

<표 3-5> 세대별 표본 분포와 주요 변수의 평균 및 표준편차

세대 구분	청년 세대	중장년 세대	노년 세대	합계	차이 검정
표본 분포	4,066 (24.9%)	9,039 (55.4%)	3,200 (19.6%)	16,305 (100.0%)	
통계량	평균/표준편차	평균/표준편차	평균/표준편차	평균/표준편차	
삶의 질 지수	0.680 (0.088)	0.663 (0.094)	0.630 (0.108)	0.661 (0.097)	p<0.001
인지된 평등	0.550 (0.193)	0.546 (0.189)	0.532 (0.179)	0.545 (0.188)	p<0.001
일반화된 신뢰	0.568 (0.174)	0.581 (0.163)	0.592 (0.165)	0.580 (0.167)	p<0.001
사회경제적 지위	0.417 (0.079)	0.410 (0.094)	0.289 (0.117)	0.388 (0.107)	p<0.001
개인 소득(백만)	1.611 (1.476)	2.665 (1.777)	1.560 (1.527)	2.186 (1.743)	p<0.001

<표 3-5>는 삶의 질을 포함하여 본 연구의 주요 변수를 세대별로 구분하여 평균과 표준편차를 나타낸 것이다. 세대 구분은 연령 변수를 이용하여 34세까지를 청년, 35세에서 64세까지를 중·장년, 65세 이상을 노년 세대로 설정하였다. 먼저 삶의 질의 세대별 평균은 청년 세대가 가장 높고 중·장년, 노년 세대가 뒤를 이었다. 인지된 사회적 평등성도 청년, 중장년, 노년 세대의 순으로 높게 인식하고 있었다. 그러나 집단 간 평균 차이에 대한 변동계수는 0.017로서 다른 변수들보다 가장 작으므로 사회적 평등성 인식에 관한 세대 차이가 상대적으로 가장 낮음을 보여주고 있다. 한편, 일반화된 신뢰의 수준은 노년, 중·장년, 청년의 순으로 높았으며, 변동계수는 0.023으로 일반화된 신뢰의 세대 차이는 사회적 평등의 경우보다는 크지만 삶의 질보다는 낮음을 나타내고 있다. 사회경제적 지위는 청년 세대가 0.417, 중장년 세대는 0.410, 그리고 노년세대는 0.289로서 세대별 차이가 가장 명확하게 나타났으며, 변동계수는 0.185로서 세대간 차

이가 삶의 질보다도 훨씬 크게 나타났다. 사회경제적 지위를 구성하는 대표적으로 요소인 개인 소득을 백만원 단위로 나타내면 중장년 세대가 2.665, 청년 세대는 1.611, 노년 세대는 1.560이었다. 정리하면, 청년 세대는 삶의 질, 사회적 평등, 사회경제적 지위가 다른 세대보다 가장 높은 수준이며, 개인 소득 수준이 노년 세대와 비슷하지만 학력 및 주관적인 사회경제적 지위가 높으므로 사회경제적 지위의 평균이 높게 나타났다. 한편, 노년 세대는 삶의 질, 사회적 평등의 인식, 사회경제적 지위가 가장 낮은 수준이며, 사회적 평등성이 가장 낮고 일반화된 신뢰는 가장 높았다. 또한 삶의 질을 사회경제적 지위로 나눈 값이 노년 세대에서 가장 크다는 결과는 세대 별로 삶의 질 또는 행복을 결정하는 인식과 구조가 매우 다름을 시사하고 있다.

## 2. 역확률 가중치의 추정

본 연구의 통계모형에 사용한 경제활동여부 변수는 응답자가 취업과 미취업 간의 선택에 영향을 미치는 다양한 변수를 통제하지 못하고 있으므로 선택 편(selection bias)이 포함될 가능성이 있다. 본 연구는 경제활동여부를 종속변수로 하고 연령 등의 통제변수를 사용한 로지스틱 모형의 분석 결과를 기반으로 역확률 가중치(Inversed Probability Weight, IPW)를 산출하고, 이 가중치를 통계모형에 적용함으로써 선택 편에 따른 추정치의 왜곡을 완화한다(Chesnaye et al., 2022). 이를 위해 공변량 균형 성향점수(Covariate Balancing Propensity Score, CBPS) 방법을 사용하여 비경제활동인구와 경제활동인구 간의 공변량을 최대한 일치시키면서 동시에 각 표본이 경제활동인구에 할당될 성향점수 또는 확률을 추정하고, 이를 바탕으로 역확률 가중치를 산출한다(Imai & Ratkovic, 2014). 성향점수는 공변량의 균형 정도를 의미할 뿐만 아니라 처치집단, 즉 경제활동인구에 해당하는 집단과 그렇지 않은 비경제 활동인구, 즉 통제집단에 배정될 조건부 확률을 의미한다. CBPS 방법은 이와 같이 성향점수의 이중적 특성을 활용하되 일반화 적률법(Generalized Method of Moment, GMM)을 적용하여 공변량 분포의 균형을 이루는 역확률 가중치를 추정한다(Fan et al., 2023). 역확률가중치를 통계분석모형에 적용하면 비경제활동인구와 경제활동인구 간의 공변량 균형을 유지하므로 선택 편에 따른 오류를 줄이면서 독립변수의 평균처리효과(Average Treatment Effects, ATE)를 산출할 수 있다. <표 3-6>은 공변량 균형화 결과의 적절

성을 평가하기 위해 산출한 통계량으로서 처치집단과 통제집단의 공변량 평균, 공변량 평균의 차이, 표준화한 평균 차이(Standardized Mean Differences, SMD), 병합된(pooled) 표본의 표준편차, 두 집단 간의 분산비율을 나타내고 있다. 경제활동 여부의 영향요인 또는 공변량으로 사용한 변수는 <표 3-6>과 같이 연령을 포함하여 모두 8개이다. 단, 모형의 설명력을 높여서 역확률 가중치를 효과적으로 산출하기 위해 혼인상태의 범주형 변수는 각 범주별로 계수를 산출하였고, 연령, 개인 소득, 학력, 주택 자산 변수는 각 해당 변수의 제곱항(squared term)을 추가하였다. <표 3-6>은 각 계수 별로 비경제활동 집단과 경제활동 집단 간의 평균 차이가 거의 0이며, 표준화한 평균 차이도 0에 근접하고, 두 집단의 분산 비율은 대부분 1에 근접함을 나타내므로 공변량 분산의 균형은 충분히 달성되었다고 판단한다(Imai & Ratkovic, 2014; Fan et al., 2023). 역확률 가중치의 평균은 1, 표준편차 1.621, 최솟값 0.302, 최댓값 139.060이었다.

**<표 3-6> CBPS 방법을 적용한 경제활동 여부의 분산 균형화(covariate balancing) 결과**

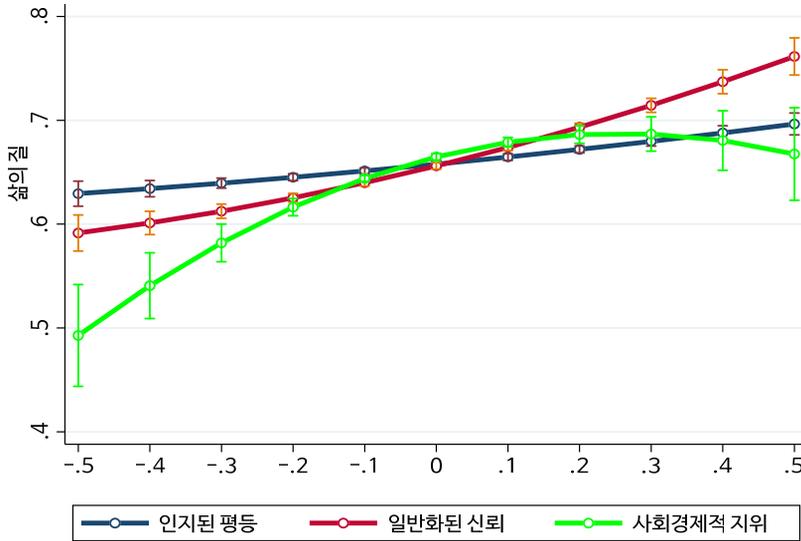
변수(공변량)	비경제활동 집단(Treated) 의 평균 (A)	경제활동 집단(Control) 의 평균 (B)	평균 차이 (A-B)	표준화한 평균 차이 (SMD)	병합(pooled) 표본의 표준편차	분산비율 (Variance Ratio)
성별(기준 범주: 남성)						
여성	0.552	0.552	0.000	0.000	0.497	1.000
연령	50.728	50.728	0.000	0.000	18.113	1.000
연령 <sup>2</sup>	2901.371	2901.371	0.000	0.000	1878.662	1.241
혼인 상태(기준 범주: 미혼)						
유배우자	0.637	0.637	0.000	0.000	0.481	1.000
무배우자	0.109	0.109	0.000	0.000	0.312	1.000
거주지역 인당총소득	0.312	0.312	0.000	0.000	0.287	1.016
가구 형태	0.023	0.023	0.000	0.000	0.150	1.000
주관적 사회경제적 지위	2.939	2.939	0.000	0.000	0.828	0.878
개인 소득	3.181	3.181	0.000	0.000	1.415	1.000
개인 소득 <sup>2</sup>	12.120	12.120	0.000	0.000	10.663	0.980
학력	3.590	3.590	0.000	0.000	1.257	1.000
학력 <sup>2</sup>	14.467	14.467	0.000	0.000	8.541	0.887
주택자산	0.211	0.211	0.000	0.000	0.209	1.000
주택자산 <sup>2</sup>	0.088	0.088	0.000	0.000	0.203	0.982

### 3. 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 삶의 질

본 연구는 일자리 질과 사회경제적 지위가 삶의 질에 미치는 영향을 분석하는 모형으로 다항회귀분석 (polynomial regression)의 결과를 활용한 반응표면분석(Response Surface Analysis, RSA)을 사용한다. 반응표면분석은 두 변수의 제공항 및 상호작용항을 활용하여 정합성(congruence)을 분석하는 방법으로서 두 변수의 매칭(matching) 또는 어울림(fit)의 정도를 3차원 공간에 표현할 수 있다(Humberg et al., 2019). 또한 정합성에 관한 통계적인 검정 수단도 제공하므로 최근 들어 이 방법을 사용하는 연구가 늘어나고 있다(Yao and Ma, 2023). 본 연구에서 정합성 및 반응표면분석에 관한 개념 및 용어, 표기법, 검정방법은 Humberg et al. (2019)와 Yao and Ma (2023)의 제안을 따른다. <표 3-7>에서 모형 1은 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 선형적인 영향을 분석한 결과이다. 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 모두  $p < 0.001$  수준에서 유의하므로 가설 1과 가설 2가 지지되었다. 모형 2는 모형 1에 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 제공항이 추가된 것이며, 일반화된 신뢰의 제공항은 양(+ )의 방향으로  $p < 0.05$  수준에서 유의하였다. 이 결과는 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 기울기, 또는 한계효과는 수확체증(increasing returns)적임을 보여주고 있다. 그리고 사회경제적 지위의 기울기는 음(-)의 방향으로  $p < 0.005$  수준에서 유의하므로 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 한계효과는 수확체감(diminishing returns)적임을 나타내고 있다. <그림 3-1>은 모형 2의 결과를 바탕으로 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 비선형 효과를 나타낸 것이다. 이 그림은 일반화된 신뢰의 수확체증적인 패턴, 사회경제적 지위의 수확체감적인 패턴과 효과크기를 보이고 있다. 즉, 일반화된 신뢰의 한계효과 또는 기울기 변화율은 일반화된 신뢰 수준이 높아질수록 증가하며, 사회경제적 지위의 한계효과는 사회경제적 지위가 증가할수록 역 U자형을 보이면서 사회경제적 지위가 매우 높으면 한계효과는 오히려 감소함을 나타내고 있다.

〈표 3-7〉 인지된 평등과 일반화된 신뢰 간의 정합성 및 사회경제적 지위의 조절효과 검증을 위한 위계적 회귀분석 결과

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
절편 상수	0.731 ***	0.739 ***	0.739 ***	0.734 ***	0.737 ***	0.733 ***
경제활동 여부 (기준범주: 비경활)						
경제활동인구	0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***	0.011 ***
성별(기준범주: 남성)						
여성	0.008 ***	0.009 ***	0.009 ***	0.008 ***	0.008 ***	0.008 ***
연령	-0.003 **	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.003 ***	-0.004 ***	-0.003 ***
연령 <sup>2</sup>	0.000 *	0.000 **	0.000 **	0.000 **	0.000 **	0.000 **
혼인상태(기준범주: 미혼)						
유배우자	0.020 ***	0.020 ***	0.020 ***	0.020 ***	0.021 ***	0.020 ***
무배우자	0.009	0.011	0.012	0.012	0.012	0.012
지역별 1인소득	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.013 ***	-0.014 ***	-0.013 ***	-0.013 ***
가구구분	-0.058 ***	-0.053 ***	-0.053 ***	-0.050 ***	-0.051 ***	-0.048 ***
인지된 평등	0.067 ***	0.067 ***	0.071 ***	0.069 ***	0.071 ***	0.068 ***
일반화된 신뢰	0.165 ***	0.170 ***	0.169 ***	0.169 ***	0.167 ***	0.166 ***
사회경제적 지위(SES)	0.171 ***	0.175 ***	0.174 ***	0.173 ***	0.172 ***	0.165 ***
인지된 평등 <sup>2</sup>		0.021	0.048 *	0.069 **	0.047 *	0.069 **
일반화된 신뢰 <sup>2</sup>		0.082 *	0.100 **	0.104 **	0.101 **	0.105 **
사회경제적 지위 <sup>2</sup>		-0.339 ***	-0.333 ***	-0.265 **	-0.321 ***	-0.249 **
평등 X 신뢰			-0.153 ***	-0.153 ***	-0.136 ***	-0.136 ***
평등 X 사회경제적 지위				-0.434 ***		-0.428 ***
신뢰 X 사회경제적 지위					-0.225 *	-0.102
평등 X 신뢰 X 사회경제적 지위						0.927 *
결정계수	0.198 ***	0.202 ***	0.204 ***	0.212 ***	0.206 ***	0.214 ***
표본 수	16305	16305	16305	16305	16305	16305



[그림 3-1] 인지된 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 비선형적 효과

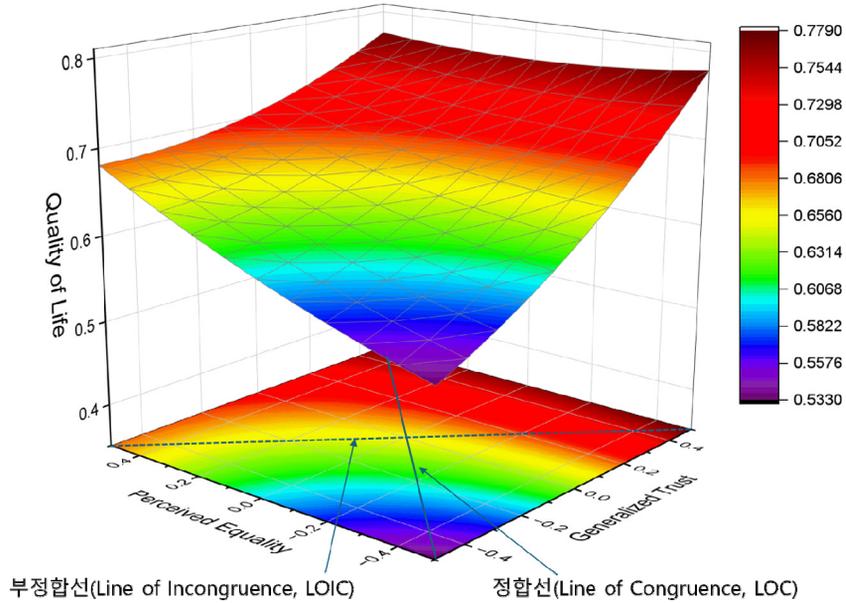
정합성 가설을 검증하기 위한 모형 3은 모형 2에 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용항이 추가된 것이며, 상호작용항은  $p < 0.001$  수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 따라서 이들 간의 부정적인 상호작용에 관한 가설 3이 지지되었다. <그림 3-2>는 반응 표면도(response surface plot)와 등고선도(contour plot)를 동시에 이용하여 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 결합하여 삶의 질에 미치는 영향을 3차원 공간에서 종합적으로 나타내고 있다. 이 그림의 반응 표면도는 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 합치하지 않는 정도가 높아지면, 즉 부정합선(line of incongruence)의 중앙 지점에서 삶의 질에 미치는 영향의 크기보다 좌우의 극단 지점으로 갈수록 삶의 질에 미치는 영향이 오히려 더 커지고 있음을 보여준다. <표 3-8>의 반응표면분석 검증 결과에서 통계량  $p_{11}$ 이 유의하므로 반응표면의 주축(principal axis)이 정합선(Line of Congruence, LOC)과 일치한다는 조건은 충족되지 않았다. 또한 통계량  $a_4$ 는 양(+)의 방향으로 유의하므로 부정합선 위의 반응표면이 역 U자형, 즉 음(-)의 방향으로 유의해야 한다는 조건은 충족되지 않았다. 따라서 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 수준이 일치(matching)하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 삶의 질이 더 높다는 정합성을 주장한 가설 4는 지

지되지 않았다. 한편, <그림 3-2>에서 반응표면은 일자리 질이 증가하는 방향으로 기울기를 가지고 있으며, 부정합선을 기준으로 반응표면의 기울기를 의미하는 통계량  $a_3$ 는 양(+)의 방향으로 유의하였다. 이는 일반화된 신뢰가 사회적 평등보다 삶의 질에 미치는 효과가 평균적으로 더 크다는 증거라고 할 수 있다. 한편, <그림 3-2>의 반응표면도는 일반화된 신뢰 수준이 가장 높고 사회적 평등의 인식 수준이 가장 낮을 때 삶의 질이 극대화되며, 이렇게 극대화된 삶의 질 수준은 일반화된 신뢰와 사회적 평등의 수준이 모두 가장 높을 때의 삶의 질 수준과 거의 같음을 보여주고 있다. 이러한 발견은 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 부정적 상호작용에 따라 반응표면의 최고점, 즉 삶의 질이 극대화되는 위치는 두 변수가 모두 최대수준이 아닌 곳에서 형성될 수 있음을 나타낸다.

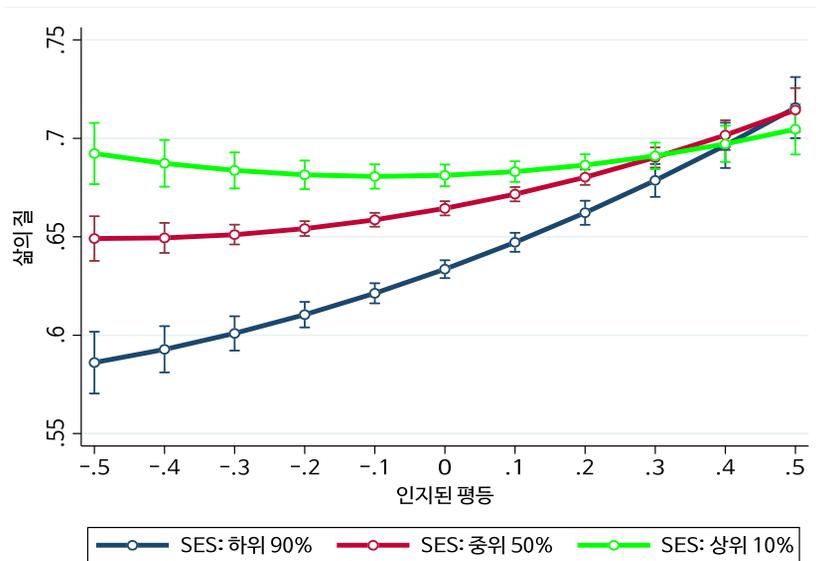
**<표 3-8> 인지된 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 반응표면의 정합성 검정결과<sup>1)</sup>**

정합성 가설의 검정을 위한 질문	검정 통계량	추정치 [C.I.]	검정 결과	종합
첫 번째 주축이 LOC와 일치하는가?	p10	19.204	주축의 기울기는 1을 포함하지 않으므로 반응표면의 주축이 정합선(LOC)과 일치하지 않는다.	반응표면의 주축이 정합선과 일치하지 않고 부정합선 위의 반응표면의 기울기가 존재하면서 역 U자형이 아니므로 정합성 가설은 지지되지 않는다.
	p11	[-2.172 -.626]		
LOIC 위의 반응표면이 역 U자형인가?	a4	0.532 ***	부정합선(LOIC) 위의 반응표면에서 1차항이 양(+)의 방향으로 유의하므로 반응표면은 오른쪽으로 기울어져 있다. 부정합선의 2차항이 양(+)의 방향으로 유의하므로 반응표면은 U자형이다	
	a3	4.260 ***		
LOC 위의 반응표면은 평탄한가?	a2	1.340 ***	정합선 위의 반응표면에서 1차항이 유의하므로 반응표면의 등줄기(ridge)은 상승하고 있다.	
	a1	-0.185		

1) LOIC는 부정합선(line of incongruence), LOC는 정합선(Line of congruence), 유의도 표기의 의미는 +:  $p < 0.1$ , \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*\*\*:  $p < 0.001$  이며, [C.I.]는 95% 신뢰구간(confidence interval)이다.



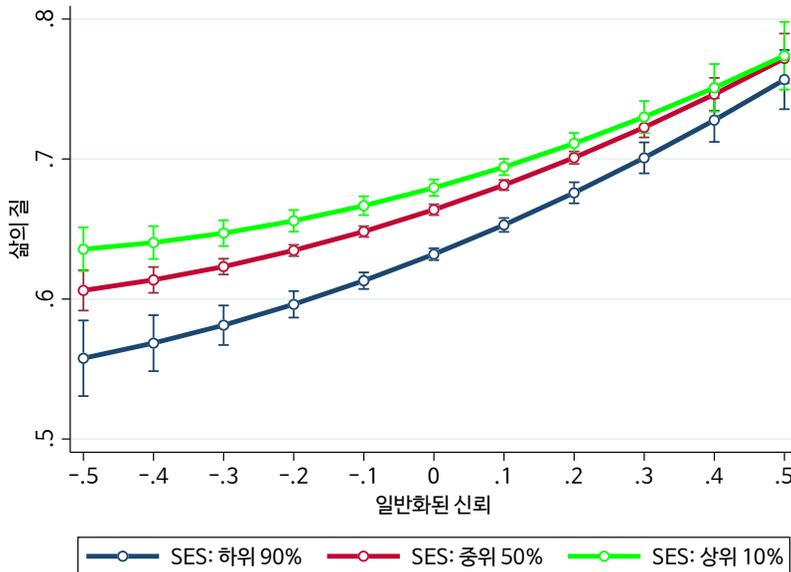
[그림 3-2] 인지된 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 반응표면도 및 등고선도



[그림 3-3] 인지된 사회적 평등과 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과

### 3. 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과

〈표 3-7〉의 모형 4는 모형 3에 사회적 평등과 사회경제적 지위 간의 상호작용항을 추가한 것이다. 이 상호작용항은  $p < 0.001$  수준에서 음(-)의 방향으로 유의하므로 가설 5가 지지되었다. 〈그림 3-3〉은 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 영향은 사회경제적 지위에 따라 달라지며, 사회경제적 지위가 높아질수록 사회적 평등의 삶의 질에 대한 기울기 또는 한계효과(marginal effects)가 감소함을 나타내고 있다. 사회경제적 지위가 하위 90%, 중위 50%, 상위 10% 수준인 조건에서 사회적 평등의 한계효과를 비교하면 사회경제적 지위의 하위 90% 수준에서 사회적 평등의 삶의 질에 대한 효과크기가 가장 크게 나타났다. 그리고 사회경제적 지위가 상위 10% 수준이면 사회적 평등의 삶의 질에 대한 효과는 사실상 없음을 보여주고 있다.



[그림 3-4] 일반화된 신뢰와 삶의 질 간의 관계에서 사회경제적 지위의 조절효과

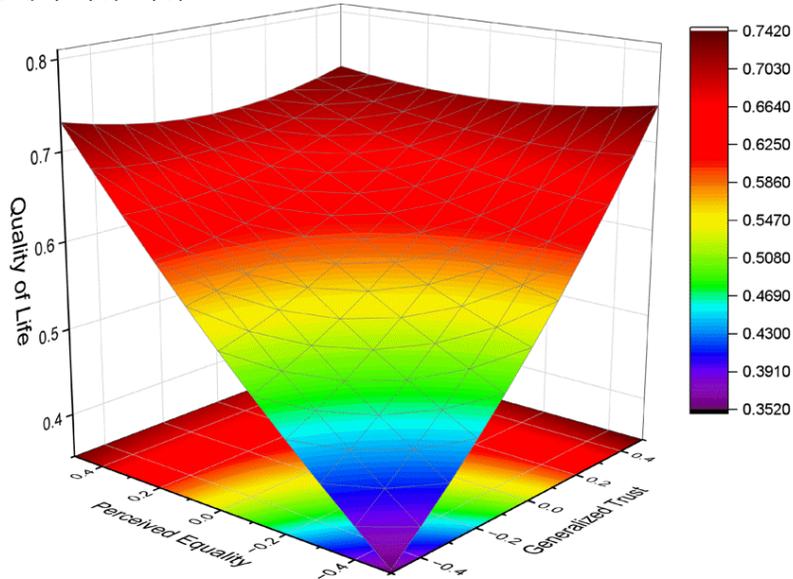
〈표 3-7〉의 모형 5는 모형 3에 일반화된 신뢰와 사회경제적 지위 간의 상호작용항을 추가한 것이다. 이 상호작용항은  $p < 0.05$  수준에서 음(-)의 방향으로 유의하므로 가설 6

이 지지되었다. <그림 3-4>는 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향은 사회경제적 지위에 따라 달라지며, 사회경제적 지위가 높아질수록 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 기울기 또는 한계효과(marginal effects)가 감소함을 나타내고 있다. 사회경제적 지위가 각각 하위 90%, 중위 50%, 상위 10%인 조건에서 사회적 평등의 한계효과를 비교하면 사회경제적 지위의 하위 90% 수준에서 사회적 평등의 삶의 질에 대한 효과크기가 가장 크게 나타났다.

<그림 3-2>는 사회경제적 지위가 평균 수준일 때 사회적 평등 및 일반화된 신뢰에 따라 형성되는 반응표면을 나타내었으며, 이 반응표면에서 정합성은 발견되지 않았다. 그리고 앞의 <그림 3-3>과 <그림 3-4>에서 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 사회적 평등 및 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 효과크기는 모두 감소함을 실증하였다. 따라서 사회경제적 지위가 증가함에 따라 사회적 평등 및 일반화된 신뢰에 의해 형성되는 반응표면도 변화하면서 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위의 증감에 따라 삶의 질은 동적인 변화를 보일 것이다. <그림 3-5>는 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 반응표면이 사회경제적 지위 수준이 높아짐에 따라 변화하는 과정을 GIF 기반의 애니메이션 형태로 나타낸 것이다. 즉, 사회경제적 지위 수준을 하위 99%에서 상위 1%까지의 범위 내에서 11개의 백분위수를 설정하고, 각 백분위수에 해당하는 11개의 반응표면도를 산출하여 이들을 동적으로 연결한 영상을 제작한 것이다. 이 영상은 사회경제적 지위 수준이 낮을 때 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 효과크기가 상대적으로 크며, 사회경제적 지위가 높아질수록 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 효과크기는 모두 감소하여 상대적으로 평평한 반응표면이 형성되고 있음을 보여주고 있다. 그리고 사회경제적 지위 자체의 삶의 질에 대한 효과로 인해 사회경제적 지위가 높아지면서 반응표면의 절편 또는 평균이 증가하여 반응표면 전체가 점차 상승하고 있다. 또한 사회경제적 지위가 높아질수록 사회적 평등의 한계효과는 급격히 감소하면서 사실상 사라지므로 일반화된 신뢰와 사회경제적 지위의 효과만이 삶의 질에 기여하는 핵심적인 요인이 되어가는 과정을 알 수 있다. 따라서 사회경제적 지위가 높을수록 사회적 평등의 인식수준이 가장 높고 일반화된 신뢰수준이 가장 낮을 때 삶의 질이 최소화되어 가고 있으며, 사회경제적 지위가 높을수록 사회적 평등의 인식수준과 관계없이 일반화된 신뢰수준이 가장 높을 때 삶의 질이 최대화되고 있음을 보여주고 있다.

[그림 3-5] 인지된 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 반응표면도 및 등고선도에 대한 사회경제적 지위의 조절효과

사회경제적 지위: 하위 99%



## V 토의 및 결론

### 1. 토의와 시사점

본 연구는 행복조사의 2023년도 원자료를 사용하여 사회적 평등의 인식수준과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 독립적인 효과와 이들 간의 상호작용 효과를 분석하였다. 그리고 반응표면분석을 통해 사회경제적 지위가 사회적 평등 및 일반화된 신뢰와 상호작용하면서 삶의 질에 미치는 영향을 입체적으로 분석하였다. 연구 결과의 토의와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 교육 및 취업 기회의 평등, 소득, 권력, 법 집행, 성별을 포함하는 결과의 평등은 주관적 웰빙, 삶의 만족, 건강을 포함하는 삶의 질에 긍정적인 영향이 있음을 확인하

였다. 이 결과는 교육과 취업의 기회가 평등할수록 사람들은 기술, 역량, 지식을 공평하게 학습함으로써 경제적 전망과 사회적 이동성을 높이면서 차별이 줄어들고 사회적 포용성이 증가하여 삶의 만족과 행복 수준이 높아짐을 의미한다. 또한 부와 권력의 배분이 공정하고 평등하며, 법 집행의 차별이 줄어들고, 여성과 남성 간의 권리와 기회가 보장될수록 사회적 스트레스가 줄어들고 안정감이 증가하며 사회적 결속이 강화되어 사회 구성원의 건강과 행복감이 늘어난다는 증거를 확인한 것이다. 이러한 결과는 소득의 평등과 주관적 웰빙 또는 삶의 만족 간의 긍정적인 관계를 실증한 선행연구의 결과와 일치한다고 볼 수 있다(Ngamaba et al., 2018; Oishi et al., 2022). 그러나 본 연구는 소득뿐 아니라 기회와 결과의 평등을 포괄하여 사회적 평등을 측정하였으며, 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족, 건강을 포함하여 넓은 의미의 삶의 질 지수를 사용함으로써 평등과 삶의 질 간의 관계를 포괄적이고 종합적으로 실증하였다는 의의가 있다. 또한, 기회와 결과의 불평등에 관한 인식이 증가하면 삶의 질이 낮아진다는 본 연구의 발견은 불평등과 삶의 질의 관계에 관한 연구에 새로운 시사점을 제공하고 있다.

둘째, 일반화된 신뢰는 삶의 질에 직접적이고 긍정적인 영향을 미침을 확인하였다. 사회의 불특정난 구성원에 대한 신뢰가 삶의 질을 높이는 중요한 기제임을 확인한 것이다. 이 결과는 일반화된 신뢰가 사회적 자원으로써 사회 전반의 안정감을 조성하고 불안 줄이며 구성원 간의 상호작용을 촉진함으로써 웰빙에 기여하는 요인임을 의미한다. 또한, 불특정한 사회 구성원에 대한 사회적 신뢰가 사회의 다양한 상호작용에 따르는 스트레스와 위험을 줄이고 긍정적인 사회경험과 정서적 관계에 집중하도록 함으로써 행복감을 증가시키고 있음을 시사한다. 많은 선행연구는 다양한 국가와 문화 맥락에서 일반화된 신뢰가 주관적 웰빙, 삶의 만족, 건강에 긍정적인 영향이 존재한다는 증거를 축적하고 있다(Lange, 2015; Suriyanrattakorn & Chang, 2021; Vuong et al., 2023; Wang et al., 2023). 본 연구도 동일한 맥락이지만, 삶의 질을 폭넓게 정의하여 일반화된 신뢰의 역할을 확인하였다는 의의가 있다. 한편, 본 연구는 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향이 수확체증적이며, 효과크기가 선형적으로 증가함을 실증하였다. 이 결과는 사회 구성원에 대한 폭넓은 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향의 크기가 신뢰 수준이 높아질수록 증가함을 의미하며, 신뢰가 만족과 행복을 낳고, 다시 신뢰가 증가하는 선순환이 작동함을 시사한다. 일반화된 신뢰의 삶의 질에 대한 효과가 수확체증적이며 사회 구성원의 신뢰와 삶이 밀접하게 연결되어 있다는 본 연구 결과는

일반화된 신뢰와 웰빙 또는 행복에 대한 연구에 새로운 증거와 시사점을 제공하였다는 기여가 있다.

셋째, 사회적 평등과 일반화된 신뢰는 삶의 질에 대해 부정적으로 상호작용하여 개별적인 긍정적 효과가 상쇄되고 있음을 확인하였다. 이 결과는 보다 평등한 사회에서는 높은 수준의 사회적 안정성과 형평성을 통해 상당한 수준의 삶의 질이 확보되므로 일반화된 신뢰의 추가적인 한계효용은 감소함을 시사한다. 즉, 평등성이 높은 사회에서는 일반화된 신뢰 수준이 더 높아진다고 해서 추가적이고 비례적으로 삶의 질이 높아지지 않음을 의미한다. 반대로 일반화된 신뢰 수준이 높은 사회에서는 이를 통해 충분한 사회적 응집력과 공정성이 자리잡고 있으므로 사회적 평등이 강화된다고 해도 추가적인 평등의 혜택은 크지 않음을 시사한다. 달리 말해 사회적 평등 및 일반화된 신뢰가 삶의 질에 작용하는 기제는 상호 중복적이고 상쇄적이므로 이들 간의 결합효과는 상호보완적이지 않음을 의미한다. 한편, 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 삶의 질에 대한 정합성 또는 매칭(matching) 효과는 존재하지 않음을 확인하였다. 그리고 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 인식 수준이 거의 같은 사람은 어느 한 쪽의 수준이 더 높은 사람보다 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향이 오히려 더 낮았다. 또한 반응표면이 일반화된 신뢰의 방향으로 기울어져 있으므로 사회적 평등은 일반화된 신뢰보다 삶의 질에 대한 효과가 작음을 확인하였다. 선행연구는 대부분 사회적 평등 또는 일반화된 신뢰가 개별적으로 삶의 질에 미치는 긍정적이고 선형적인 영향을 실증하였다(Oishi et al., 2022; Vuong et al., 2023). 본 연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 부정적인 상호작용을 실증하고 정합성 효과의 부재를 확인하였다는 의의가 있다. 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용 및 반응표면분석의 결과를 종합하면 이들이 모두 최저 수준일 때 삶의 질 수준이 가장 낮긴 하지만 이들이 모두 최대 수준일 경우에 삶의 질이 가장 높지 않다는 것이다. 그리고 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 인식 수준이 일치하는 경우보다 일치하지 않는 경우에 삶의 질 수준이 더 높다는 증거를 확인하였으며, 이는 발견은 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질을 높이는 기제는 상호 대체적임을 시사한다. 또한 사회적 평등 수준이 가장 낮고 일반화된 신뢰 수준이 가장 높은 경우에도 이들이 모두 가장 높은 수준일 경우보다 삶의 질 수준이 거의 같다는 본 연구의 발견은 사회적 평등보다 일반화된 신뢰가 상대적으로 삶의 질에 미치는 핵심 동력의 역할을 하고 있음을 시사한다. 본 연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰 간의 상호작용과 정합성

을 분석함으로써 행복 또는 삶의 질의 향상에 관해 개인적 특성이 아닌 사회적 가치와 태도의 역할을 규명하여 연구 영역의 확장에 기여하고 있다.

넷째, 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 사회경제적 지위에 의해 조절되어 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 사회적 평등의 효과는 감소함을 실증하였다. 이 결과는 사회적 평등이 증가하면 사회로부터의 박탈감을 줄이고 사회적 자본을 증가 시킴으로써 삶의 질을 향상시키지만, 사회경제적 지위가 높은 사람들은 자신의 자원과 위세를 통해 이미 이러한 효과를 경험하고 있으므로 사회적 평등이 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 약화됨을 의미한다. 그리고 사회경제적 지위가 높은 사람은 사회적 평등성이 증가할수록 자신이 보유한 자본과 영향력이 상대적으로 감소할 수 있으므로 평등한 사회가 될수록 자신의 지위에 따른 잠재적 편익은 상쇄될 수 있음을 시사한다. 이 결과는 또한 사회경제적 지위가 증가함에 따라 삶의 질 향상을 위한 개인의 자율성 및 자아실현과 같은 다른 요소의 역할이 두드러지면서 사회적 평등의 역할이 무력화될 수 있음을 의미한다. 이른바 능력주의(Meritocracy)는 개인의 능력에 따라 사회적 지위나 권력을 배분하는 체제가 공정하다고 주장하지만, 대부분 개인의 능력이 부모의 사회경제적 지위에 따라 형성되고 발휘되므로 사실상 불평등과 세습을 정당화할 수도 있음을 간과하고 있다(전형준, 2022); 오서은, 2024). 본 연구는 삶의 질을 높이기 위한 동력으로서 사회적 평등성의 역할과 중요성이 사회경제적 지위가 높을수록 낮아진다는 증거를 제시함으로써 능력주의가 사회적 평등성과 관계가 없거나 오히려 해칠 수도 있으며, 결과적으로 삶의 질을 낮출 수 있음을 시사하고 있다. 또한, 본 연구는 개인의 사회적 평등에 관한 인식이 삶의 질을 높이는 기제는 개인의 사회경제적 지위에 따라 달라짐을 조명함으로써 평등성과 삶의 질 간의 관계에 관한 연구에서 분석수준의 연결하는 새로운 경계 조건을 식별하였다는 의의가 있다.

다섯째, 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향은 사회경제적 지위에 의해 부정적으로 조절됨을 검증하였다. 이 결과는 사회경제적 지위가 낮은 사람은 일반화된 신뢰가 증가할수록 사회적 응집력이 강화되고 사회적 고립이 감소함으로써 심리적 안정감이 증가하여 삶의 질이 개선될 수 있지만, 사회경제적 지위가 상승할수록 이러한 효과는 사라짐을 의미한다. 즉, 사회경제적 지위가 높을수록 자신의 자원과 영향력 및 위세를 이용하여 사회적 신뢰를 대체할 기회와 수단이 늘어나고 개인적인 성장과 자아 실현

을 우선하므로 공동체를 유지하고 발전시켜서 삶의 질이 높아지는 일반화된 신뢰의 추가적인 효과는 상대적으로 크지 않음을 시사한다. 또한, 사회경제적 지위가 높으면 자신의 부와 명예 및 평판을 지키는 것이 더욱 중요하지만 일반화된 신뢰가 제공하는 안전과 보안 정도로는 불확실성과 리스크를 줄이기에는 한계가 있으므로 일반화된 신뢰가 이들의 삶의 질을 높이는 역할은 제한적임을 의미한다. 사회경제적 지위가 높을수록 일반화된 신뢰가 삶의 질에 기여하는 정도가 약화된다는 본 연구 결과는 사회경제적 지위의 불평등, 즉 교육수준, 자산, 직업의 측면에서 차이가 벌어질수록 믿을 수 있고 공정한 사회를 지향하는 노력에 분명한 한계가 존재함을 시사한다. 사회경제적 지위가 높아질수록 자신의 웰빙, 만족, 행복에 대한 사회적 신뢰의 필요성과 중요성이 감소한다면 평등하고 신뢰로운 사회를 지향하고 통합을 위해 노력할 필요성과 중요성도 크지 않다고 추론할 수 있다. 본 연구는 사회경제적 지위가 높아질수록 삶의 질을 높이기 위한 사회적 자본의 하나인 일반화된 신뢰의 역할과 중요성이 낮아진다는 증거를 제시함으로써 사회적 신뢰와 삶의 질에 관한 연구의 지평을 새롭게 확장하였다는 기여가 있다.

여섯째, 본 연구는 사회경제적 지위와 삶의 질 간의 관계는 비선형적이며, 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 한계효과는 사회경제적 지위가 증가함에 따라 감소하는 수확 체감적 패턴이 존재함을 확인하였다. 이 결과는 사회경제적 지위의 선형적인 효과, 예를 들어 높은 소득과 안정된 직업을 바탕으로 경제적, 심리적으로 안정된 삶을 누리는 효과는 사회경제적 지위가 일정한 수준 이상으로 높아지면 오히려 감소한다는 것이다. 또한 이 결과는 풍부한 사회 네트워크와 영향력이 삶의 만족과 행복에 미치는 긍정적인 영향은 일정 수준 이상으로 사회경제적 지위가 높아지면 오히려 부정적인 영향으로 바뀌고 있음을 의미한다. 따라서 본 연구의 결과를 입체적으로 나타낸 반응표면은 사회경제적 지위가 높아짐에 따라 평균적으로 상승하지만 그 속도는 갈수록 감소함을 발견하였다. 한편, 사회경제적 지위는 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향을 방해하여 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 역할은 사회경제적 지위가 증가할수록 억눌러지고 있음을 발견하였다. 선행연구는 주로 소득이 주관적 웰빙이나 삶의 만족에 미치는 영향을 분석하거나, 사회경제적 계층에 따라 정신건강과 웰빙에 미치는 영향이 다름을 보고하고 있다(Tay et al., 2018; Dougall et al., 2023). 본 연구는 소득을 포함한 사회경제적 지위가 삶의 질에 수확체감적인 영향을 미칠뿐 아니라 사회적 평등과 일반화된 신뢰의 영향을 감소시킴으로써 삶의 질에 미치는 역동적인 효과를 분

석하였다는 기여가 있다. 또한, 사회적 평등, 일반화된 신뢰, 사회경제적 지위가 동시에 상호작용하면서 삶의 질에 미치는 역동성을 반응표면분석을 통해 입체적으로 조명함으로써 관련 연구의 지평을 확대하고 있다.

## 2. 정책적 시사점

본 연구는 삶의 질이 사회경제적 지위와 같은 개인이 보유한 부, 학력, 직업과 같은 객관적 자원뿐 아니라 기회와 결과의 평등, 사회적 신뢰에 따라 달라짐을 실증하였다. 삶의 질은 개인의 능력이나 노력만이 아니라 사회적 구조, 과정, 결과가 중요한 요인임을 확인한 것이다. 따라서 국가 차원에서 평균적인 삶의 질을 높이기 위해 사회적 평등과 신뢰의 증진을 위한 공공정책의 역할을 강조할 수 있다. 첫째, 사회적 평등과 사회경제적 지위는 모두 소득, 자산, 교육을 포함하고 있으므로 이 분야의 불평등을 완화하면 여러 경로를 거쳐 삶의 질이 높아진다는 본 연구 결과는 관련 정책의 수립과 집행에 새로운 접근을 요구하고 있다. 즉, 삶의 질 향상이라는 정책 목표의 대상은 특정한 행정 영역에 국한되지 않고 교육 및 취업 기회의 평등, 소득과 자산의 평등, 법 집행과 권력의 평등, 성평등을 포괄하며, 사회적 신뢰의 향상도 행정부의 거의 모든 부처에 해당하는 과제이다. 따라서 기존의 관행처럼 특정한 부처 내에 별도의 임시전담 조직이나 민간 위원회를 구성하여 집행하는 방식보다는 기존의 재정, 경제, 산업, 노동, 교육, 복지 정책이 모두 평등한 사회를 지향하도록 종합적으로 재정의하여야 한다. 지금까지는 경제 성장이 암묵적으로 최상위 국가 목표로서 각 행정부처는 이를 위한 하위 정책을 수립, 집행하였다면 지금부터는 국민 전체의 삶의 질을 최상위 국가 과제로 설정하고 하위 정책을 재수립하고 조정하는 대전환의 필요성을 제언할 수 있다(구교준, 2020).

둘째, 본 연구는 사회경제적 지위의 삶의 질에 대한 역할은 역 U자형으로서 한계효과는 체감적이며, 사회적 평등과 신뢰가 삶의 질에 미치는 긍정적인 영향이 사회경제적 지위가 낮을수록 높음을 보여주고 있다. 그리고 국가 수준의 삶의 질 비교에서 한국은 전반적으로 OECD 국가들 중에서 하위권에 속하며, 1인당 GNI와 같은 객관적 지표는 높은 수준이지만 사회적 신뢰, 기관 및 제도 신뢰, 공동체, 사회적 지지, 부패와 같이 사회 구조에 관련한 주관적 지표는 최하위권임은 잘 알려져 있다. 이 결과를 종합하면 앞으로도 정부 정책의 우선 순위가 계속 경제 성장에 매몰된다면 불평등, 양극화, 탈사

회화는 더욱 심화되어 1인당 GNI가 증가하면서 삶의 질의 불평등과 양극화도 심화될 것으로 추론할 수 있다. 즉, 사회경제적 지위가 높을수록 사회적 평등이나 신뢰와 관계 없이 일정한 수준의 삶의 질을 누리지만 사회경제적 지위가 낮을수록 불평등과 불신이 상호작용하여 삶의 질의 악화가 가속화된다고 전망할 수 있다. 국민 모두의 삶의 만족, 행복, 건강, 웰빙은 소득과 자산 증가의 부산물이 아니라 삶의 궁극적인 지향이자 목표임에 동의한다면, 관련 공공정책은 대전환의 황금시간(golden time)을 놓치지 않도록 적극적이고 체계적인 접근이 강조된다.

### 3. 연구한계 및 향후 연구방향

연구 한계와 향후 연구방향은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 행복조사의 2023년도 자료를 이용하여 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향을 분석하였다. 비록 본 연구가 CBPS 방법을 사용하여 경제활동 여부에 따른 선택편의를 완화하였다고 해도 횡단면 자료를 사용함에 따른 역 인과성(reverse causality)의 문제는 근본적으로 해소하지 못하고 있다. 향후 연구는 삶의 질의 시간에 따른 변화량과 다른 변수의 변화량 간의 관계를 분석하는 패널모형을 사용하면 변수 간의 인과성을 확보하면서 동적인 효과를 설명할 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 사회적 평등과 일반화된 신뢰가 삶의 질에 미치는 영향을 사회경제적 지위가 조절하는 모형을 분석하였다. 그러나 사회경제적 지위가 사회적 평등과 일반화된 신뢰에 영향을 미치고 평등과 신뢰를 매개하여 주관적 웰빙, 행복, 삶의 만족에 영향을 미치는 구조적 매개 모형의 가능성이 존재한다. 향후의 연구는 소득, 교육, 직업의 효과를 종합한 사회경제적 지위가 사회적 평등과 신뢰 수준 등을 매개하여 삶의 질에 영향을 미치는 관계를 분석하면 사회 구조가 웰빙 또는 행복에 작용하는 기제를 더욱 명확하게 설명할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 구교준, 2020, “행복: 정책담론의 새로운 플랫폼”, 「정부학연구」, 26(2).
- 김지원 외 3인, 2021, “ $H=XZ^2$ , 행복 방정식을 풀다:행복의 결정요인에 대한 리뷰”, 「정부학연구」, 27(3).
- 도수관, 2023, “사회자본과 삶의 질의 관계 - 개인의 사회자본적 속성과 주관적 측면에서의 삶의 질을 중심으로 -”, 「한국자치행정학보」, 37(4).
- 민보경 외 1인, 2023, “미래세대의 행복에 미치는 영향 요인: 세대별, 성별 비교를 중심으로”, 「도시행정학보」, 36(1).
- 신지현 외 1인, 2024, “청년세대 불평등인식과 능력주의적 분배원칙 선호의 관계: 노력, 성과, 필요·평등 선호의 구분을 중심으로”, 「사회과학연구논총」, 40(1).
- 오서은, 2024, “능력주의와 한국 시민사회의 위기:분배 정의가 시민참여에 미치는 영향을 중심으로”, 「한국행정학보」, 58(2).
- 우명숙 외 1인, 2021, “공정성 원칙으로서 능력주의와 불평등 인식: 한국과 일본의 비교”, 「아세아연구」, 64(1).
- 이준석, 2023, “교육과 노동시장을 중심으로 한 한국 사회의 구조적 기회불평등 논의”, 「국가정책연구」, 37(1).
- 전형준, 2022, “능력주의의 함정 - 능력주의의 본질과 폐해에 관한 비판적 고찰”, 「열린정신 인문학 연구」, 23(1).
- 조동현 외 1인, 2016, “무엇이 한국인을 불행하게 만드는가?: 소득불평등, 기회불평등, 그리고 행복의 균열구조”, 「Oughtopia (오토피아)」, 31(1).
- Appau, S., Awaworyi Churchill, S., Smyth, R., & Zhang, Q., 2020, “Social capital inequality and subjective wellbeing of older Chinese”, *Social Indicators Research*, 160.
- Bäck, M., & Christensen, H. S., 2016, “When trust matters—a multilevel analysis of the effect of generalized trust on political participation in 25 European

- democracies”, *Journal of Civil Society*, 12.
- Becker, G. S., 2009, *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago press.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M., 2020, The gender pay gap: Have women gone as far as they can?. In *Inequality in the United States* (pp. 345-362). Routledge.
- Boulding, C., & Wampler, B., 2010, “Voice, votes, and resources: Evaluating the effect of participatory democracy on well-being”, *World Development*, 38(1).
- Bouma, J., Bulte, E., & Van Soest, D., 2008, “Trust and cooperation: Social capital and community resource management”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 56(2).
- Breen, R., & Jonsson, J. O., 2005. “Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility”, *Annual Review of Sociology*, 31(1).
- Buttrick, N. R., Heintzelman, S. J., & Oishi, S., 2017. “Inequality and well-being”, *Current Opinion in Psychology*, 18..
- Chesnaye, N. C., Stel, V. S., Tripepi, G., Dekker, F. W., Fu, E. L., Zoccali, C., & Jager, K. J., 2022, “An introduction to inverse probability of treatment weighting in observational research”, *Clinical Kidney Journal*, 15(1).
- Cho, A., & Kim, H. H. S., 2024, “Perceived Unfairness Moderates the Association Between Relative Deprivation and Subjective Well-Being: Findings from an East Asian Country”, *Applied Research in Quality of Life*, <https://doi.org/10.1007/s11482-024-10336-7>
- Clench-Aas, J., & Holte, A., 2018, “Measures that increase social equality are effective in improving life satisfaction in times of economic crisis”, *BMC Public Health*, 18.
- Cowan, C. D., Hauser, R. M., Kominski, R. A., Levin, H. M., Lucas, S. R., Morgan, S. L., & Chapman, C., 2012, *Improving the measurement of socioeconomic*

- status for the national assessment of educational progress: A theoretical foundation*. National Center for Education Statistics, 2012.
- Dahl, R. A., 2020, *On democracy*. Yale university press.
- Diener, E., & Chan, M. Y., 2011, "Happy people live longer: Subjective well-being contributes to health and longevity", *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 3(1).
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L., 1999. "Subjective well-being: Three decades of progress", *Psychological Bulletin*, 125(2).
- Dougall, I., Vasiljevic, M., Wright, J. D., & Weick, M., 2023, "How, when, and why is social class linked to mental health and wellbeing? A systematic meta-review", *Social Science & Medicine*, 343, 116542.
- Drobnič, S., Beham, B., & Präg, P., 2010. "Good job, good life? Working conditions and quality of life in Europe", *Social Indicators Research*, 99.
- Duflo, E., 2012, "Women empowerment and economic development", *Journal of Economic literature*, 50(4).
- Duncan, G. J., & Murnane, R. J. (Eds.). 2011, *Whither opportunity?: Rising inequality, schools, and children's life chances*, Russell Sage Foundation.
- Elbers, N. A., Akkermans, A. J., Cuijpers, P., & Bruinvels, D. J., 2013, "Procedural justice and quality of life in compensation processes", *Injury*, 44(11).
- Elliot, A. J., & Devine, P. G., 1994, "On the motivational nature of cognitive dissonance: Dissonance as psychological discomfort", *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(3).
- Elstad, J. I., 1998, "The psycho-social perspective on social inequalities in health", *Sociology of health & Illness*, 20(5).
- Fan, J., Imai, K., Lee, I., Liu, H., Ning, Y., & Yang, X., 2023, "Optimal Covariate Balancing Conditions in Propensity Score Estimation", *Journal of Business & Economic Statistics*, 41(1).

- Ferrer-i-Carbonell, A., & Ramos, X., 2021, "Inequality and happiness", In *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics* (pp. 1-17). Cham: Springer International Publishing.
- Hair Jr, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., & Ray, S., 2021. *Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) using R: A workbook*. Springer Nature.
- Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J. D., Aknin, L. B., De Neve, J.-E., & Wang, S. (Eds.). (2023). *World Happiness Report 2023 (11th ed.)*. Sustainable Development Solutions Network.
- Hu, A., 2020, "Specific trust matters: The association between the trustworthiness of specific partners and subjective wellbeing", *The Sociological Quarterly*, 61(3).
- Huang, J., & Fang, Y., 2021, "Income inequality, neighbourhood social capital and subjective well-being in China: Exploration of a moderating effect", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(13).
- Humberg, S., Nestler, S., & Back, M. D., 2019, "Response surface analysis in personality and social psychology: Checklist and clarifications for the case of congruence hypotheses", *Social Psychological and Personality Science*, 10(3).
- Imai, K., & Ratkovic, M., 2014, "Covariate balancing propensity score", *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 76(1).
- Justwan, F., Bakker, R., & Berejikian, J. D., 2018, "Measuring social trust and trusting the measure", *The Social Science Journal*, 55(2).
- Kahneman, D., & Krueger, A. B., 2006, "Developments in the measurement of subjective well-being", *Journal of Economic Perspectives*, 20(1).
- Kim, K., 2024, "Moderating effect of socioeconomic status on nonlinear relationship between job quality and quality of life", *Current Psychology*, 43(17).

- Kondo, N., Kawachi, I., Subramanian, S. V., Takeda, Y., & Yamagata, Z., 2008, "Do social comparisons explain the association between income inequality and health?: Relative deprivation and perceived health among male and female Japanese individuals", *Social Science & Medicine*, 67(6).
- Kuan, M. Y., Wang, J. H., Liou, Y. C., & Peng, L. P., 2020, "Exploring the association between life perceptions and emotional profiles in Taiwan: empirical evidence from the national well-being indicators survey", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(12).
- Lange, P., 2015, "Generalized Trust Four Lessons From Genetics and Culture", *Current Directions in Psychological Science*, 24.
- Leventhal, G. S., 1980, "What should be done with equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationships", In *Social Exchange: Advances in Theory and Research* (pp. 27-55). Boston, MA: Springer US.
- Liu, Z., Sun, X., Bao, R., & Ma, R., 2024, "Why do people always want more? Perceived economic inequality leads people to be greedy by enhancing relative deprivation", *British Journal of Psychology*, <https://doi.org/10.1111/bjop.12706>
- MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Podsakoff, N. P., 2011, "Construct measurement and validation procedures in MIS and behavioral research: Integrating new and existing techniques", *MIS Quarterly*, 35(2).
- Marmot, M., 2005, "Social determinants of health inequalities", *The Lancet*, 365(9464).
- Medvedev O. N., Landhuis C. E., 2018, "Exploring constructs of well-being, happiness and quality of life", *PeerJ* 6:e4903 <https://doi.org/10.7717/peerj.4903>
- Morand, D. A., & Merriman, K. K., 2012, "Equality theory" as a counterbalance to equity theory in human resource management", *Journal of Business Ethics*, 111.
- Navarro-Carrillo, G., Valor-Segura, I., Lozano, L. M., & Moya, M., 2018, "Do

- Economic Crises Always Undermine Trust in Others? The Case of Generalized, Interpersonal, and In-Group Trust”, *Frontiers in Psychology*, 9.
- Ndoya, H., Belomo, M. L., Okere, D. F., & Talla, M. B., 2024, “Does Gender Equality Promote Happiness in Developing Countries?”, *Journal of Economic Issues*, 58(1).
- Ngamaba, K. H., Panagioti, M., & Armitage, C. J., 2018. “Income inequality and subjective well-being: a systematic review and meta-analysis”, *Quality of Life Research*, 27.
- OECD, 2020, *How's Life? 2020: Measuring Well-being*, OECD Publishing, Paris.
- Oishi, S., Cha, Y., Komiya, A., & Ono, H., 2022, “Money and happiness: the income-happiness correlation is higher when income inequality is higher”, *PNAS Nexus*, 1(5).
- Perkins, D. D., Ozgurur, M. R., Lupton, A., & Omidvar-Tehrani, S., 2021, “Well-being as human development, equality, happiness and the role of freedom, activism, decentralization, volunteerism and voter participation: A global country-level study”, *Frontiers in Psychology*, 12, 745818.
- Pickett, K. E., & Wilkinson, R. G., 2015, “Income inequality and health: a causal review”, *Social Science & Medicine*, 128.
- Reeskens, T. & Hooghe, M., 2008, “Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)”, *Social Indicator Research*, 85.
- Requena, F., 2003, “Social capital, satisfaction and quality of life in the workplace”, *Social Indicators Research*, 61.
- Santiago, T., Santos, E., Duarte, A., Martins, P., Sousa, M., Guimarães, F., Azevedo, S., Ferreira, R., Guerra, M., Cordeiro, A., Cordeiro, I., Pimenta, S., Pinto, P., Pinto, A., Salvador, M., & Silva, J., 2021, “Happiness, quality of life and their determinants among people with systemic sclerosis: a structural equation modeling approach”, *Rheumatology*, 60(10).

- Simon, R. M., 2016. "The conflict paradigm in sociology and the study of social inequality: Paradox and possibility", *Theory in Action*, 9(1).
- Skevington, S. M., Lotfy, M., & O'Connell, K. A., 2004, "The World Health Organization's WHOQOL-BREF quality of life assessment: psychometric properties and results of the international field trial. A report from the WHOQOL group", *Quality of Life Research*, 13.
- Smith, H. J., & Huo, Y. J., 2014, "Relative deprivation: How subjective experiences of inequality influence social behavior and health", *Policy Insights From the Behavioral and Brain Sciences*, 1(1).
- Starmans, C., Sheskin, M., & Bloom, P., 2017, "Why people prefer unequal societies", *Nature Human Behaviour*, 1, 0082.
- Stoddart, M. C., 2007, "Ideology, hegemony, discourse: A critical review of theories of knowledge and power", *Social Thought & Research*, 28.
- Suls, J., Martin, R., & Wheeler, L., 2002, "Social comparison: Why, with whom, and with what effect?", *Current Directions in Psychological Science*, 11(5).
- Suriyanrattakorn, S., & Chang, C. L., 2021, "Valuation of trust in government: The wellbeing valuation approach", *Sustainability*, 13(19).
- Tan, J. J., Kraus, M. W., Carpenter, N. C., & Adler, N. E., 2020, "The association between objective and subjective socioeconomic status and subjective well-being: A meta-analytic review", *Psychological Bulletin*, 146(11).
- Tay, L., Zyphur, M., & Batz, C. L., 2018, "Income and subjective well-being: Review, synthesis, and future research", In E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of Well-being*. (pp. 507-517), Salt Lake City, DEF Publishers.
- Taris, T. W., & Schreurs, P. J., 2009, "Well-being and organizational performance: An organizational-level test of the happy-productive worker hypothesis", *Work & Stress*, 23(2).
- Thoresen, S., Blix, I., Wentzel-Larsen, T., & Birkeland, M., 2021, "Trusting Others

- During a Pandemic: Investigating Potential Changes in Generalized Trust and Its Relationship With Pandemic-Related Experiences and Worry”, *Frontiers in Psychology*, 12.
- Tyler, T. R., 2006, “Restorative justice and procedural justice: Dealing with rule breaking”, *Journal of Social Issues*, 62(2).
- Ugur, Z. B., 2021. “How does inequality hamper subjective well-being? The role of fairness”, *Social Indicators Research*, 158(2).
- UNDP (United Nations Development Programme). 2024. *Human Development Report 2023-24: Breaking the gridlock: Reimagining cooperation in a polarized world*. New York.
- 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).
- Vuong, Q. H., Nguyen, P. L., Jin, R., Nguyen, M. H., & Le, T. T., 2023, “Trust Is for the Strong: How Health Status May Influence Generalized and Personalized Trust”, *Healthcare*, 11(17).
- Wang, Q., Zhi, K., Yu, B., & Cheng, J., 2023, “Social trust and subjective well-being of first-generation college students in China: the multiple mediation effects of self-compassion and social empathy”, *Frontiers in Psychology*, 14.
- Ward, P., & Meyer, S., 2009, “Trust, Social Quality and Wellbeing: A Sociological Exegesis”, *Development and Society*, 38.
- Yao, Y. A., & Ma, Z., 2023, “Toward a holistic perspective of congruence research with the polynomial regression model”, *Journal of Applied Psychology*, 108(3).

## Interplacy between Perceived Social Equality and Generalized Trust on Quality of Life: Moderating Effects of Socioeconomic Status

Doh On Park\*·KonShik Kim\*\*

This study analyzes the independent and interactive effects of perceived social equality and generalized trust on quality of life using raw data from the 2023 Happiness Survey. Using response surface analysis to examine the three-dimensional effects of socioeconomic status on quality of life in interaction with social equality and generalized trust, we found that, first, social equality, including equality of educational and employment opportunities, income, power, law enforcement, and gender, has a positive effect on quality of life, including subjective well-being, life satisfaction, and health. Second, we found that generalized trust has a direct and positive impact on quality of life. Third, we found that social equality and generalized trust interacted negatively on quality of life, offsetting their individual positive effects, and that the positive effect of social equality on quality of life was moderated by socioeconomic status, and the positive effect of generalized trust on quality of life was negatively moderated by socioeconomic status. This study expands the horizon of related research by shedding light on the dynamic effects of social equality, generalized trust, and socioeconomic status on quality of life in three dimensions through response surface analysis.

**KeyWords** : Social Equality, Generalized Trust, Socioeconomic Status, Quality of Life

# SNS 사용은 한국인의 행복감에 어떠한 영향을 미치는가? - 머신러닝을 통한 Dynamic 분석을 중심으로 -

조규철\*

본 연구는 머신러닝 기반의 XAI(eXplainable Artificial Intelligence) 기법인 SHAP(SHapley Additive exPlanations)를 활용하여 한국인의 행복감에 영향을 미치는 요인들을 심층적으로 분석하였다. 일 만족도, 가족생활 만족도, 건강 만족도, 환경 만족도 등 다양한 변수들이 행복감에 미치는 선형적 및 비선형적 관계를 복잡한 맥락에서 파악하였다. 특히, SNS 사용에서 느끼는 소외감이 행복감에 부정적 영향을 미치며, 대인 신뢰가 이 부정적 관계를 완화하는 핵심 요인임을 밝혀냈다. 또한, 개별 표본에 대한 예측을 수행하여 동일한 변수라도 개인의 특성과 맥락에 따라 행복감에 미치는 영향력이 상이할 수 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 개인의 행복감 증진을 위해 SNS 사용으로 인한 소외감을 완화하고 대인 신뢰를 향상시키는 정책적 노력이 필요함을 시사한다. 머신러닝을 통해 한국인의 행복에 영향을 미치는 요인들을 보다 정밀하고 상세하게 논의하였다는 점에서 본 연구는 의의가 있다.

주제어 : 행복, SNS, XAI, 머신러닝, 한국인의 행복

## I 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

행복감은 개인 삶 전반에 대한 주관적인 인식으로 개인의 삶에 대한 종합적이고, 주관적인 만족감으로 볼 수 있다(장윤정 & 이채정, 2023; Easterlin, 2003). 이러한 행복감은 삶의 질과 직접 연관되어있으며, 개인의 집합체인 정부나 조직 역시 구성원의 행복감을 증진하는 것을 중요한 목표로 인식해왔다. 따라서 다양한 분야에서 행복감을 제고시키는 요인은 무엇인지, 감소시키는 요인은 무엇인지에 대해 꾸준히 연구되어왔다. 많은 연구에서는 행복감에 영향을 미치는 변수로서 개인의 건강, 나이, 경제적 소득, 가족과 사회에 대한 인식, 주변 환경에 대한 인식 등이 행복감을 형성하는데 영향을

\* 연세대학교 일반대학원 행정학과 박사과정(qyutori@yonsei.ac.kr)

미친다고 보고 있으며, 관련연구가 활발히 진행되고 있다(장윤정 & 이채정, 2023; 장효진 & 이채정, 2022; 구교준 외, 2014; Easterlin, 2003). 또한 행복에 영향을 미치는 변수들의 우선순위에 대한 연구도 이루어졌다(윤은기, 2012). 그러나 활발히 진행되는 학술연구에 비해 우리사회는 행복감과는 거리가 있어 보인다. 국회미래연구원에 따르면, 우리나라 국민들의 전반적인 행복감은 3년 연속으로 하락추세에 있는 것으로 나타났다(허중호 & 최지선, 2022). 보고서에 따르면 코로나19 이후로 사회전반에 이르는 변화들이 영향을 미쳤을 것이라 보고 있으며, 이에 따른 심도있는 연구와 정책적 노력 역시 이루어져야한다고 보고 있다. 따라서 현재까지 이에 따른 연구가 이루어져 왔으나, 점점 하락하는 개인의 행복감과 변화하는 환경에 대응하여 다양한 차원을 반영한 추가적인 연구가 필요해 보인다.

변화하는 환경적 변수 중 하나는 발전하는 정보통신기술과 그것으로 제공되는 서비스라 할 수 있다. 그중 정보통신기술의 파생 서비스라고 할 수 있는 SNS(Social Network Service)는 개인의 삶에 지대한 영향을 미치고 있다. 지속적으로 SNS의 사용량이 증가되고 있으며, 사진이나 텍스트를 게시함은 물론 쇼츠, 릴스와 같은 영상물 콘텐츠를 게시할 수 있게 되며 질적으로도 다양하게 확장되고 있다. 또한 개인적 차원 뿐 아니라 기업에서의 마케팅이나 정부조직에서의 정보제공 및 정책수단으로 도 활용되고 있어 SNS가 우리 삶에 미치는 영향력은 지속적으로 증대될 것으로 보인다. 따라서 영향력이 확장되는 SNS와 행복의 관계를 관찰한 연구들이 이루어지고 있다. 선행연구들에서는 SNS가 개인 간의 새로운 소통수단으로서 활용되는 과정에서 타인에 대해 노출됨으로써 발생하는 비교인식이나 소외감과 같은 부정적 감정은 개인의 우울감을 증대시켜 행복감을 떨어뜨릴 수 있다고 보고하고 있다(이세영 & 박주희, 2021; Easterlin, 2006). 그러나 한편에선 적절한 SNS사용은 대인관계에 긍정적 영향을 미치며, 개인의 행복감을 높인다는 연구도 존재 한다(Bekalu et al., 2019; Wang et al., 2014). 따라서 아직 SNS가 개인의 행복감에 영향을 미치는 확정적인 답이 있다고 보기는 어려워 추가적인 연구가 필요하다. 또한 한국이라는 독특한 맥락에서 SNS 사용으로 인해 발현되는 소외감이 행복감에 영향을 미친다는 연구는 더욱 부족하다. 한국의 경우 집단주의적 문화와 함께 타인과 개인 스스로를 비교하는 문화적 성격이 강하다. 이러한 맥락에서 SNS는 비교와 소외를 촉진하는 부정적인 시스템으로 인식될 수 있는데, 관련 연구는 부족한 편이다. 따라서 이 부정적 관계에서 어떤 다른 요인이 영향을 미치는지 밝혀 이를 완화하

는 구체적인방법에 대한 고찰을 수행한 연구도 부족하다. 따라서 SNS 활용에서 발견되는 부정적 효과에 대한 다양한 영향에 대한 해상도 높은 분석과 논의가 필요하다고 볼 수 있다.

최근 공학이나 이학연구에서는 물론, 많은 사회과학 연구방법으로서 머신러닝을 활용한 방법론이 막 도입되고 있다. 머신러닝 방법론은 현재까지 활용되어왔던 통계적 분석에 비해 많은 장점을 지니고 있다. 통계적 회귀의 가정이었던 독립성 가정과 선형성 가정은 설명력이 뛰어나고 직관적이라는 장점이 있으나, 행복감과 같이 다양한 변수가 영향을 미치며, 때로는 비인과적이고 비선형적으로 발견되는 개인의 감정과 인식을 분석하는 데는 현실성 측면에서 한계가 있다(Wassertein & Lazar, 2016). 그러나 머신러닝 회귀의 경우 이러한 가정을 가지지 않으며, 예측력과 계산력이 뛰어나다는 특징으로 인해 현실적인 측면에서 강점을 가지고 있다. 또한 머신러닝이 블랙박스라는 측면에서 설명력이 떨어진다는 점을 해결한 XAI(eXplainable Artificial Intelligence)가 도입됨에 따라 어떠한 변수가 어떠한 형태로 영향을 미치는지도 설명하기 용이해져 방법론으로써의 확대가 이루어지고 있다(Lundenberg et al., 2017). XAI를 통해 단순히 예측력을 높이는 것을 넘어 데이터에 대한 왜곡을 최소화하면서 조절효과를 분석할 수 있는 거나, 전체표본은 물론 개별표본에 대한 분석도 가능해 기존 방법론에서는 도출할 수 없던 분석결과를 제시할 수 있다. 특히 개별표본에 대한 예측분석을 통해 개인의 특성, 상황, 맥락 등을 고려하여 다양한 상황에서 보다 세밀하고 구체적인 해결방안을 제시할 수도 있다. 따라서 본 연구는 4차 산업혁명이 본격적으로 발현된 현시점에서 SNS가 행복에 미치는 영향을 설명가능한 머신러닝을 통해 분석함으로써, 개인의 행복감을 형성하는 것에 대해 논의하지 못했던 논의를 시도하고자 한다.

## II 이론적 고찰 및 변수설정

### 1. 한국인의 SNS 사용에서 발견되는 FOMO가 행복감 형성에 미치는 영향

#### 1) FOMO(Fear of Missing Out)

SNS(Social Network Service)를 활용할 때 개인은 타인의 개인적 정보에 자주 노출되며, 이렇게 노출되는 정보는 주로 타인이 SNS에 보여지고 싶은 정보를 위주로 과

장되어져 보여진다(Walther, 2007). 여러 연구에서는 SNS는 개인의 행복감에 악영향을 준다고 보고하고 있다(이세영 & 박주희, 2021; Leung et al., 2021; Lai et al., 2016). 이는 본 연구에서 주로 다루고자 하는 FOMO(Fear of Missing Out)으로 설명할 수 있다. FOMO는 놓치는 것에 대한 두려움, 공포감을 의미하며 SNS에서의 FOMO가 발현되는 원리는 다음과 같다. SNS에 접속하여 다른 사람들의 게시글을 보면서 자신이 이들의 세계에 소속되지 못한다는 소외감이 발현되어 이것이 우울감, 스트레스로 이어진다는 것이다. SNS 사용시간이 우울감과 연관된다는 연구에서 FOMO는 SNS 사용시간이 우울감에 미치는 영향력을 중간에서 매개하여 강화시킨다고 하였다(Leung et al., 2021). 소외감을 느끼는 상황에서 우리의 뇌는 측두엽이 자극되어 스트레스를 느끼고, 이는 개인의 행복감에 부정적 영향을 미친다(Lai et al., 2016). 이러한 스트레스는 '사회적 통증'이라 하며, 이러한 통증을 사전에 방지하기 위해 지속적으로 SNS에 연결되려고 하는 강박으로도 이어질 수 있다(박지수 & 서영석, 2018). 노출된 타인의 정보와 자신의 삶을 비교하면서 느끼는 의식이 개인의 행복감을 낮출 수 있다는 상향비교이론으로도 설명될 수 있는데, 이론에 따르면 자신보다 더 성공적이거나 행복하다고 인식하는 사람들과 자신을 비교할 때 발생하며, 이는 자존감을 낮추고 부러움, 우울, 불안을 증폭시킬 수 있다(이세영 & 박주희, 2021; Wang et al., 2017). SNS 게시글이 타인에게 보여지고 싶은 부분을 과장된다는 특성을 고려한다면 SNS는 자신의 평범한 일상과 다른 사람의 삶 속의 하이라이트 장면을 비교하는 상황을 발생시켜 부정적 감정을 유발한다. 따라서 SNS 사용 중에 발생하는 FOMO는 개인의 행복감 형성에 부정적 역할을 할 가능성이 높다는 것이다.

## 2) 한국인의 SNS 활용상의 FOMO

SNS를 사용하면서 발생하는 소외감에 대한 논의와 함께, 본 연구의 연구대상은 한국인이기 때문에 한국인의 맥락에서 SNS 사용에서 발현되는 소외감에 대해 고찰할 필요가 있다. 정서는 둘러싸고 있는 문화적 맥락과 분리하여 설명하기 어렵기 때문이다(Markus & Kitayama, 1991). 특히 집단주의적 문화와 함께 타인과의 비교와 체면에 대한 비교인식이 강한 한국의 문화적 특성상 다른 문화권에서 말하는 수치심으로 비롯되는 소외감은 다를 수 있기 때문이다(서영석 외, 2020). 서영석 외(2020)의 연구에서 말하는 한국인의 여러 특수한 외로움 중, SNS상에서의 FOMO와 관련된 외로움은 타인

지향적 외로움(other-oriented loneliness)라고 할 수 있다. 타인지향적 외로움이란 자기 내적인 기준이 아닌 타인의 삶이나 사회적 기준과 같은 외적 기준과 비교해서 자신의 상황이 외적 기준에 미치지 못했을 때 경험하는 외로움을 의미한다. SNS 상에서 다른 사람의 게시물을 보며 그 게시물의 내용, 예를 들면 그 게시물을 보며 기준을 인식하고, 그 기준에 도달하지 못했다고 인식할 때 한국인들은 그 실패감과 관련된 타인지향적 외로움을 더 많이 경험할 수 있다는 것이다(Yang & Rosenblatt, 2001). 따라서 한국인이 SNS상에서 느끼는 놓치는 것에 대한 두려움은 타인의 삶과 집단의 기준과 비교하여 자신이 그 기준점을 놓쳐 분리되어있다는 타인지향적 외로움에서 비롯된다고 볼 수 있다.

## 2. 개인의 행복에 미치는 변수설정

### 1) 가족생활에 대한 인식과 행복의 관계

가족생활에 대한 만족감은 개인의 행복감 형성에 있어 중요한 역할을 수행한다. 가족생활은 개인에게 정서적 안정감과 사회적 지지를 제공하며, 이는 전반적인 행복감과 연결된다. 개인에 있어 가족은 정서적 유대감을 형성하고 다양한 변화에 적응하는 능력을 뒷받침하는 중요한 역할을 수행한다(Szczesniak & Tulecka, 2020; Olson & Lavee, 2013). 여러 연구들에서 가족생활에 대한 인식과 개인이 느끼는 행복의 관계는 지속적으로 입증되어왔다. Chowhan et al(2024)의 연구에서는 가정생활과 관련된 집안일에 대한 만족감과 가정 내에서 보내는 시간의 만족도가 높을수록 개인의 삶의 만족도가 증가한다고 하였고, Szczesniak & Tulecka, (2020)의 연구에서는 가족생활을 안정적이고 개방적으로 인식하면 개인생활의 만족도가 올라간다고 하였다. 반대로 혼란스럽고 부정적으로 인식하면 만족도가 낮아진다고 하였다. You et al(2013)의 연구에서는 가족에 대한 지지가 다른 주체들로부터의 지지에 비해 행복감 형성에 강한 영향을 미친다고 하였다. 또한 Easterlin(2006)은 물질적인 영역에 비해 가족생활에서의 사회적 비교가 적다고 하였는데, 가족생활은 행복감 형성에 있어 상대적이기 보다 절대적인 변수로 고려될 수 있다는 것이다.

## 2) 일에 대한 인식과 행복의 관계

일은 자아실현, 생계유지와 관련된 변수로써 일에 대한 만족감은 조직시민행동을 이끌어 내 조직의 성과에 긍정적인 영향을 미치게 함은 물론 개인의 행복에 많은 영향을 미친다고 한다(Heller et al., 2002). 장효진과 이채정의 연구(2022)에서는 고용형태와 근로시간이 행복감에 미치는 영향을 살폈는데, 연구에서는 일자리형태와 근무시간이 일에 대한 만족도와 매개하여 행복에 영향을 미친다고 하였다. Unanue et al.(2017)의 연구에서는 성인의 경우 대부분의 시간을 직장생활을 수행하기 때문에, 이에 대한 만족감은 삶의 전반적 만족으로 이어진다고 하는 spill-over가설을 입증하였다.

## 3) 대인신뢰와 행복의 관계

본 연구에서 말하는 신뢰감은 정부나 제도에 대한 신뢰가 아닌 사람에 대한 신뢰를 말한다. 신뢰감은 타인과 사회를 향한 기대충족에 대한 믿음, 혹은 취약해질 의지를 반영하며, 이러한 신뢰감은 개인의 행복감 형성에 많은 영향을 미친다(Zhao et al., 2024; Rosseau et al., 1998). 신뢰는 가치를 공유하고 관계를 구축하는데 필요한 사회적 자본으로 역할하며 개인에 있어서 사회를 긍정적으로 평가 할 때 도움을 주며, 이는 행복감을 증진시킬 수 있다(Helliwell & Putnam, 2004). 여러 집단을 대상으로 수행된 연구들에서는 신뢰감이 개인의 행복감 형성에 긍정적인 역할을 하고 있다고 보고해왔다(Zhao et al., 2024; Ding et al., 2022; Jasielska, 2020). 타인에 대한 신뢰감이 높을수록 정서적으로 안정감을 느끼며 외로움과 우울감에 덜 영향을 받는다(Niu et al., 2023; Yang et al., 2021). 따라서 타인에 대한 신뢰감은 사회적 자본으로 역할하면서 사회적 관계와 사회 자체를 향한 긍정적 정서를 형성하는 것 외에도 자기 스스로에 대한 신뢰감과도 관계를 형성한다고 볼 수 있다. Posten & Mussweiler(2019)의 연구에서는 자신을 신뢰하는 사람이 타인을 신뢰할 가능성이 크다고 하였다. 연구에서는 타인을 신뢰할 지 판단할 때 자기 자신에 대한 신뢰감을 근거로 타인이 자신과 얼마나 유사한 지를 기준으로 판단한다고 하였고, 이를 자기중심적 신뢰의 기초(egocentric foundation of trust)를 두고 판단하는 것이라 하였다. 따라서 타인을 신뢰하는 성향이 큰 사람은 자신을 믿는 성향이 강할 수 있다고 할 수 있다. 이는 정서적으로 안정됨을 의미하며, SNS상에서 느낄 수 있는 부정적 감정의 영향을 덜 받을 수 있다.

#### 4) 건강에 대한 인식과 행복의 관계

신체적 건강은 개인의 삶에 가장 큰 영향을 미치는 변수중 하나이다. 신체적 활동은 건강으로써 담보되며, 신체적 건강문제는 정신건강과 결부되어 삶에 대한 주관적 인식을 형성하는데 영향을 미치기 때문이다. 본 연구에서는 건강상태를 측정하기 위해 주관적 건강상태를 측정하였는데, 자신의 건강상태는 스스로가 민감하게 느끼고, 이것이 낮다면 정신적, 신체적 안녕감에 영향을 받기 때문에 삶을 평가하는데 중요한 요인으로 작동하기 때문이다(최요한, 2016; 이윤진 외, 2013). 이러한 주관적 건강인식이 높을수록 개인의 삶에 대해 만족할 가능성이 높아지며, 개인 삶의 만족감에 영향을 미치는 주변인이나 사회와의 관계, 경제적 능력에도 영향을 미친다(이윤진 외, 2013; Lynch et al., 2000).

#### 5) 주거환경에 대한 인식과 행복의 관계

개인을 둘러싼 주거환경은 물리적, 심리적으로 개인의 삶에 영향을 미쳐 전반적인 삶의 만족도에 있어 많은 영향을 미친다(Foye, 2017). 주거지를 둘러싼 동네(neighborhood) 환경에 대한 인식은 객관적 환경인 치안, 생활인프라에 대한 접근성과 함께 이웃에 대한 인식과 장소애착과 같은 주관적 인식의 영향을 받기도 한다(Mouratidis, 2020). 따라서 시설 접근에 대한 고려는 물론, 다양한 환경변수를 고려한 주거환경 디자인 역시 개인의 행복감 형성에도 영향을 미친다(Cao, 2016). 반대로 거주지 주변환경이 낙후될 경우 개인의 정신적 건강과 만족감에 악영향을 미치기도 한다(김윤희 & 조영태, 2008). 또한 주거생활과 관련된 가정생활에 대한 인식에도 영향을 미쳐 개인의 행복감 형성에 영향을 미치는 주된 변수라 본다(남기민 & 남현정, 2013; 신영숙, 1998).

#### 6) 공동체행동과 행복의 관계

기부, 자원봉사, 헌혈과 같은 공동체를 위한 이타주의적 행동은 사회와의 유대감을 강화하고, 사회에 대한 냉소주의적 인식을 억제하여 개인의 행복감을 증진한다(강철희 외, 2022; Weiss-sidi & Riemer, 2023). 강철희 외(2023)의 연구에서는 공동체를 위한 행동의 유형을 구분하여 연구하였으며, 기부나 자원봉사와 같은 행동이 행복에 일정수준 영향을 미치는 것으로 파악했다. Weiss-Sidi & Riemer(2023)의 연구에서는

집단주의 문화권과 개인주의 문화권을 나누어 이러한 이타주의의 영향의 차이가 있는지 분석하였고, 개인주의 집단이 더 진정한 이타주의를 추구하여 더 큰 행복감 상승이 일어난다고 하였다.

### 7) 기타 인구통계학적 변수와 행복의 관계

성별, 나이, 소득, 교육수준과 같은 인구통계학적 변수들도 개인의 행복감 형성에 영향을 미친다. 먼저 성별에서는 여성에 비해 남성이 행복감을 더 자주 느낀다고 본다(Diener & Diener, 1995). 다만 그 차이에서는 크지 않다고 보며, 직업 및 개인적 상황 같이 다양한 맥락에서 다르게 나타나 성별의 영향력은 모호하다고도 할 수 있다(Joshi, 2010) 나이의 경우 생애주기에 따라 행복감이 변한다고 본다. Blanchflower & Oswald(2008)의 연구에서는 행복감이 U자형을 그리며, 퇴직과 같은 이유로 중년에 우울감이 가장 높고 행복감이 낮게 나타난다고 보았다. 그러나 이 역시 문화적 맥락, 세대 효과에 따른 변동성이 있다고 본다. 소득의 경우 일정구간까지 행복감을 상승시키는 데 영향을 미친다고 본다. 그러나 삶에 대한 평가에는 영향을 미치지 않지만 정서적인 행복감과 유의미한 관계가 없다고 보기도 한다(Kahneman & Deaton, 2010). 교육의 경우 교육수준이 높을수록 주관적인 행복감을 형성하는데 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다. Cunado & Gracia의 연구(2012)에서는 직업적 성취감을 높이거나 경제적 영향력에 영향을 주는 사회경제학적 설명 뿐 아니라, 자신감, 자기평가를 높게 인지하는데 교육이 도움이 될 수 있다고 하였다. 그러나 효과에 대해서 최대와 최소간의 간극이 있을 뿐, 최종학력마다의 차이점에 대해서는 크지 않다고 보고 있다.

### 3. 선행연구들의 한계와 본 연구의 차별점

기존의 연구들은 개인의 행복감을 형성하는데 영향을 미치는 요인들의 역학관계에 대한 다양한 논의를 수행하였다. 그러나 지금까지 언급한 연구들은 기본적으로 선형성, 독립성을 가정한 회귀분석에 근거하였기 때문에 여러 한계가 존재한다. 첫째, 독립성 가정에 대한 문제에서 오는 한계이다. 회귀분석은 기본적으로 각 변수들의 관계가 없다는 전제하에 분석이 이루어진다. 그러나 개인의 행복에 영향을 미치는 요인들 사이에 유의미한 관계가 없다고 보기에는 현실적인 어려움이 존재한다. 예를 들어 주변환경에

대한 만족도의 경우 개인의 주관적 건강의식에 영향을 준다고 하였다(김윤희 & 조영태, 2008). 또한 개인의 주관적 건강의식의 경우 개인의 경제적 능력에도 영향을 미친다고 하였다(Lynch, 2000). 그리고 이러한 건강에 대한 인식과 경제적 능력은 모두 행복감을 형성하는데 영향을 미치는 변수이며, 이들 사이에는 유기적인 형태의 영향관계를 가진다고 할 수 있을 것이다. 그러나 회귀분석에서는 이러한 관계를 가정할 수 없다. 반면 머신러닝을 통한 분석에서는 선형성은 물론 비선형적인 변수들의 움직임도 포착할 수 있음은 물론 상호관계를 가정하고 분석한다. 따라서 개인의 행복이라는 복잡한 역학관계에 의해 형성되는 변수를 예측하는 상황에서는 머신러닝을 통한 분석이 더 타당할 수 있다(Ryu & Han, 2022). 또한 머신러닝과 함께 머신러닝 모델이 어떤 방식으로 예측을 수행한 지 직접 설명할 수 있게 하는 XAI(Explainable AI)이 함께 활용되며 회귀분석에서는 관측할 수 없었던 변수의 다양한 역학관계와 개별화된 관측단위에 대한 분석도 가능해졌다. 그리고 예측성능 부분에서도 머신러닝 분석방법의 경우 일반적으로 회귀분석에 비해 강한 예측성능을 낼 수 있어 연구결과의 현실적용 가능성도 높일 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 머신러닝 방법론을 통하여 기존 연구에서 논의한 행복감을 형성하는데 영향을 미치는 다양한 변수와 최근 연구되기 시작한 SNS 활용에서 나타난 소외감이 어떻게 행복감을 형성하는데 영향을 미치는지 분석할 것이다. 참고로 이론적 논의에서 연구가설을 명시하지 않은 이유는 머신러닝에 따른 예측분석에서는 유의성 검정을 수행하지 않기 때문이다. 따라서 이론적 논의는 머신러닝 모델에 왜 해당변수가 특성변수로 고려되어야 하는지 설명하기 위한 논의이다. 따라서 H#~ 와 같은 형식이 취해지지 않았다.

### III 연구 방법

#### 1. 자료 및 조사 설계

연구에 필요한 자료는 국회미래연구원에서 실시한 2023년 한국인의 행복조사(3차조사)이며, 이를 통해 얻은 설문데이터를 통해 분석을 수행하였다. 본 연구의 조사 대상은 2023년 기준 만 15세 이상의 대한민국 일반 국민이다. 표본 추출을 위해 통계청의 2021년 6월 기준 집계구를 활용하였으며, 총 750개 집계구에서 7,500가구를 목표로

조사를 실시하였다. 조사는 2023년 6월 26일부터 8월 20일까지 진행되었으며, 표본 추출과 예비조사 등의 준비 단계를 거친 후 태블릿 PC를 활용한 가구 방문 면접조사를 실시하였다. 또한, 코로나19 상황을 고려하여 응답자의 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치조사 방식을 병행하였다. 표본 층화(stratification)는 표본추출틀의 단위들을 동질적인 특성을 가진 집단으로 구분하는 것을 의미한다. 본 조사에서는 국가승인통계에서 검증된 층화 방식을 벤치마킹하여 적용하였다. 우선, 전국을 8개 특별·광역시와 9개 도 지역으로 1차 층화하였고, 도 지역은 동부와 읍면부로 2차 층화하였다.

## 2. 측정방법

분석수행 전 분석의 타당성을 높이기 위해 학습데이터와 테스트 데이터 분리 외에도 데이터 전처리를 수행하였다. 먼저 SNS를 사용하는 응답자를 대상으로 수행하였으며, 각 측정항목 별로 결측치가 있는 응답자는 제외하였다. 각 변수별 측정 설문항목은 다음과 같다.

〈표 4-1〉 변수별 측정 설문 항목 및 결과

변수 구분	변수	측정문항	측정값	변수처리	Cronbach Alpha
종속 변수	행복감	전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?	0(행복하지 않다고 느끼는 집단), 1(행복하다고 느끼는 집단)	보통(5)로 응답한 표본을 제외하고 0~4까지 해당할 경우 0, 6~10에 해당할 경우 1로 처리	
특징 변수	가족생활 만족	귀하는 자신의 가족생활에 대해 얼마나 만족하십니까?	1~7(전혀만족하지않는다~ 매우만족한다)	연속값	
	일에대한 만족	귀하는 자신의 일에 대해서 얼마나 만족하십니까? (여기서 일이란 최근 1주일	0~10(전혀만족하지않는다~ 매우만족한다)	연속값	

변수 구분	변수	측정문항	측정값	변수처리	Cronbach Alpha
		이내에 수입을 목적으로 수행한 경제활동을 의미하며, 돈을 받지 않았더라도 동일 가구 내 가족이 경영하는 사업체나 농장 등에서 18시간 이상 일한 경우도 포함됩니다.)			
	건강에 대한만족	귀하는 자신의 삶에 있어 다음의 각 항목에 대하여 얼마나 만족하십니까?(2.건강)	0~10(전혀만족하지않는다~매우만족한다)	연속값	
	주변환경 만족	귀하는 자신의 삶에 있어 다음의 각 항목에 대하여 얼마나 만족하십니까?(8.동네환경)	0~10(전혀만족하지않는다~매우만족한다)	연속값	
	신뢰	귀하는 다음의 각 문장에 대하여 얼마나 동의하십니까?(대부분의 사람은 믿을 만하다)	1~5(전혀동의하지않음~매우동의함)	연속값	0.656
		귀하는 다음의 각 문장에 대하여 얼마나 동의하십니까?(대부분의 사람들은 필요할 때 서로 도움을 주려고 노력한다)	1~5(전혀동의하지않음~매우동의함)	연속값	
	공동체 행동	귀하는 지난 1년간 자원봉사활동에 참여한 경험이 있습니까?	1(정기적으로 참여했다), 2(비정기적으로 참여했다), 3( 참여한 적이 없다)	참여한 경우를 1로 변환하고 참여하지 않은 경우를 0으로 변환한 뒤 평균처리	0.686
		귀하는 지난 1년간 현금이나 물품으로 기부한 경험이 있습니까?	1(정기적으로 참여했다), 2(비정기적으로 참여했다), 3( 참여한 적이 없다)		
	SNS사용 소외감	인터넷 상의 사회적 관계망 서비스(SNS)를 사용하시면서 다음의 문장에 대해 얼마나 동의하십니까?(다른 사람들의 게시물이나 영상물을 볼 때 나는 그들로부터 소외되어 있다고 자주 생각한다)	1~5 (전혀동의하지않음~매우동의함)	연속값	

변수 구분	변수	측정문항	측정값	변수처리	Cronbach Alpha
	소득	지난 1년간 월평균 개인소득 (세전 기준)	1=소득 없음, 2 = “100만 원 미만” 3 = “100만 원 이상 ~ 200만 원 미만”, 4 = “200만 원 이상 ~ 300만 원 미만”, 5 = “300만 원 이상 ~ 400만 원 미만”, 6 = “400만 원 이상 ~ 500만 원 미만”, 7 = “500만 원 이상 ~ 600만 원 미만”, 8 = “600만 원 이상 ~ 700만 원 미만”, 9 = “700만 원 이상 ~ 800만 원 미만”, 10 = “800만 원 이상 ~ 900만 원 미만”, 11 = “900만 원 이상 ~ 1,000만 원 미만”, 12 = “1,000만 원 이상”	연속값	
	나이		연속값	연속값	
	성별		1(남자),2(여자)		
	교육수준	응답자 최종학력	0=안 받았음, 1 = “초등학교”, 2 = “중학교”, 3 = “고등학교”, 4 = “대학교(4년제 미만)”, 5 = “대학교(4년제 이상)”, 6 = “대학원 석사 과정”, 7 = “대학원 박사 과정”	연속값	

### 3. 분석방법

본 연구는 행복감에 영향을 미치는 특성변수가 예측변수인 행복감에 미치는 영향을 분석하기 위하여 머신러닝 분석을 수행하게 된다. 일반적인 회귀분석과는 달리 머신러닝 분석에서는 예측을 수행하기 위해 데이터를 훈련용 데이터셋(train data set)과 테스트 데이터셋(test data set)으로 나눈다. 본 연구에서는 층화 무작위 추출(stratified random sampling)에 기반하여 데이터를 80:20 비율로 train, test 데이터로 나누어 후 분석을 수행하였다. 훈련용 데이터셋과 테스트용 데이터셋을 나누는 이유는 다음과 같다. 모델의 일반화 성능을 정확하게 평가하고 과적합(overfitting)을 방지하기 위함이다. 또한 학습 데이터로 모델을 훈련시키고, 한 번도 보지 못한 테스트 데이터로 예측

성능을 검증함으로써 모델이 새로운 데이터에 대해 얼마나 효과적으로 작동하는지 평가할 수 있다. 이를 통해 모델의 신뢰성을 높이고 실제 응용에서의 효과성을 확보할 수 있다.

먼저 logit 분류를 수행하는 회귀분석을 수행한 뒤, XGBoost 학습모델을 통해 머신러닝 모델을 구축한다. 그 다음 성능평가를 통해 XGBoost 모델과 logit 회귀모델의 예측성능을 비교한다. 머신러닝의 경우 일반적인 회귀분석보다 컴퓨터성능을 많이 요구하기 때문에 일반회귀모델보다 예측성능이 떨어진다면 머신러닝을 활용할 타당성이 떨어진다고 할 수 있다. 따라서 성능의 비교는 컴퓨터 효율 측면에서 필요하다. 그 다음 XGBoost학습모델이 더 우수한 성능을 나타낼 경우 학습모델을 복제하여 XAI(eXplainable Artificial Intelligence) 알고리즘인 SHAP(SHapley Additive exPlanations)를 통해 나타내는 결과 값 도출과 시각화 결과를 통해 행복감을 형성하는지 설명하게 된다. 또한 설명은 전체표본에 대한 설명은 물론 각각 개인에 대한 행복감 형성에 대한 설명도 수행하게 된다.

## IV 연구 결과

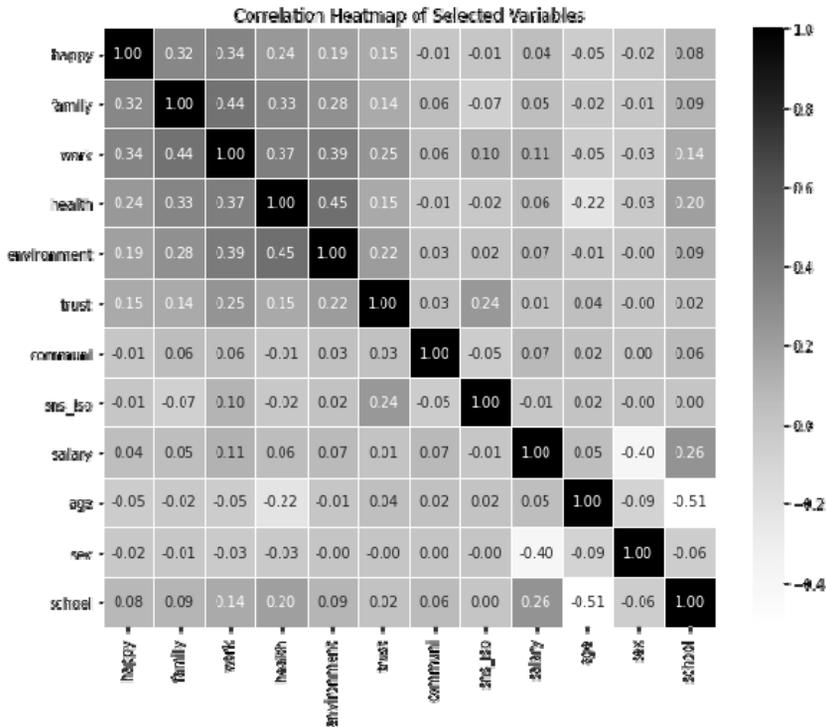
### 1. 기초통계

〈표 4-2〉 기초통계 결과표

변수	관측수	평균	표준편차	최소	최대
행복감	7847	0.963	0.190	0	1
가족생활 만족	7847	5.760	0.797	2	7
일에대한 만족	7847	7.211	1.160	1	10
건강에 대한 만족	7847	6.864	1.566	0	10
주변환경 만족	7847	6.381	1.423	0	10
신뢰	7847	3.360	0.659	1	5
공동체행동	7847	0.183	0.334	0	1
SNS 사용 소외감	7847	2.678	1.027	1	5
소득	7847	4.562	1.373	1	12
나이	7847	46.272	13.588	16	93
성별	7847	0.443	0.497	0	1
교육수준	7847	4.011	0.976	0	7

기초통계 결과는 다음과 같다. 행복감의 경우 평균적으로 0.9로 높게 나타났으며 행복감을 느끼는 경우가 느끼지 않는 경우보다 높게 나타난다는 것을 알 수 있다. 가족생활 만족의 경우 5.7정도로 나타났고, 일에 대한 만족은 7.2정도로 대체로 높은 편으로 나타났다. 건강에 대한 만족과 주변환경에 대한 만족감의 경우 각각 6.8, 6.3 수준으로 나타났다. 신뢰수준의 경우 3.3으로 다소 낮게 나타났으며, 공동체행동 수준도 0.1수준으로 다소 낮게 나타났다. SNS를 사용하면서 느끼는 소외감은 2.6으로 다소 낮게 나타났다.

## 2. 상관관계



[그림 4-1] 상관관계 Heatmap

Heatmap으로 나타낸 상관관계는 다음 그림과 같다. 전반적으로 변수들 간의 상관관계는 약하게 나타난 것을 확인할 수 있으며, 행복감에 영향을 미치는 변수에는 기존의 연구결과들과 마찬가지로 가족생활에 대한 만족감, 일에 대한 만족감, 건강에 대한 만

족감의 경우 0.24~0.34수준으로 다른 변수들에 비해서는 상대적으로 높게 나타났으나 값 자체가 높지는 않은 것으로 나타났다. 특징변수들의 관계를 살펴보면 주변환경에 대한 만족감과 건강에 대한 만족감의 관계가 0.45 수준으로 상대적으로 높게 나타난 것을 확인할 수 있다.

### 3. Logit Model

〈표 4-3〉 Logit Regression 결과표

	coefficient	std err	z	p> z	[0.025	0.975]
const	-10.405***	0.910	-11.429	0.000	-12.189	-8.620
가족생활만족	0.954***	0.099	9.631	0.000	0.760	1.149
일에대한만족	0.734***	0.071	10.322	0.000	0.594	0.873
건강에대한만족	0.221***	0.053	4.150	0.000	0.117	0.325
주변환경만족	0.187**	0.064	2.929	0.003	0.062	0.312
신뢰감	0.566***	0.121	4.682	0.000	0.329	0.803
공동체행동	-0.465*	0.235	-1.981	0.048	-0.926	-0.005
SNS사용소외감	-0.204*	0.089	-2.283	0.022	-0.379	-0.029
소득	-0.004	0.070	-0.054	0.957	-0.140	0.133
나이	-0.003	0.007	-0.465	0.642	-0.017	0.011
성별	-0.157	0.176	-0.892	0.373	-0.503	0.188
교육수준	0.188	0.101	1.852	0.064	-0.011	0.386
Pseudo R squared					0.407	
Log-likelihood					-597.490	
관측값					6277	

로짓 분류모델을 통해서 분석한 분류회귀분석의 결과는 다음과 같다. 분석에서는 가족생활만족, 일에 대한만족, 건강에 대한 만족, 주변환경만족, 신뢰감, 공동체행동, SNS 사용 소외감이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 소득, 나이, 성별, 교육수준의 경우 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 일반적으로 회귀분석 결과를 두고 분석결과에 대한 논의를 수행하지만, 본 연구에서는 이후 머신러닝 모델에서 분석결과에 대한 논의를 수행할 것이다.

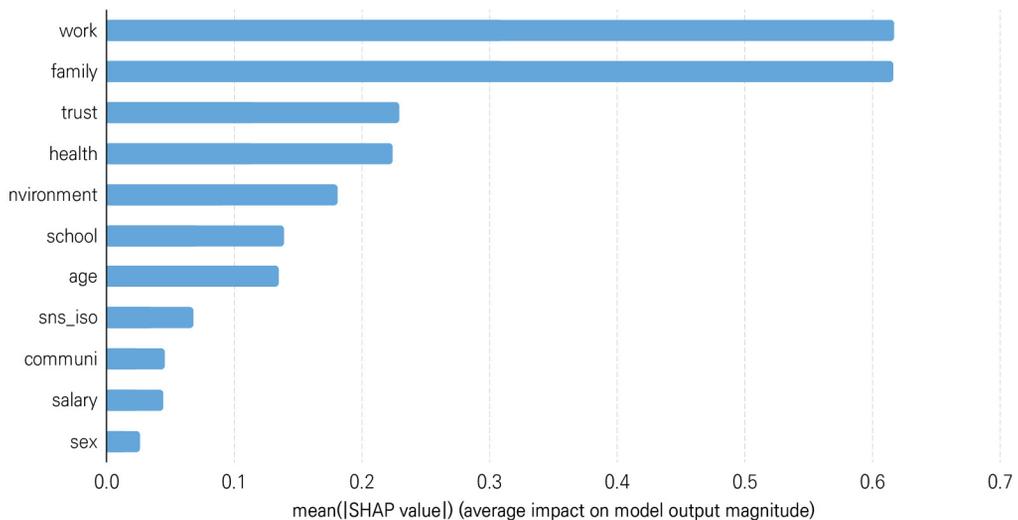
## 4. 머신러닝과 성능측정

〈표 4-4〉 성능측정 결과표

	Accuracy	Precision	Recall	F1 Score
Logit Model	0.970	0.972	0.997	0.984
XGBoost	0.974	0.975	0.998	0.986

머신러닝 성능 측정결과는 다음과 같다. 머신러닝을 활용하는 목적이 일반 통계기반 분석에 비해 성능이 뛰어나다고는 하나, 실제 예측성능을 보장할 수는 없다. 따라서 초 매개변수조작(hyper parameter tuning)과 같이 모델에 대한 계량을 수행하여 가장 뛰어난 예측모델을 만들어 분석을 수행하여야 한다. 일반적으로 분류모델의 예측성능은 Accuracy, Precision, Recall, F1 Score을 통해 분류모델의 성능을 측정하게 된다. 성능평가결과, 전반적으로 0.97(최댓값 1) 정도로 높게 나타났으며, 모든 측정지표상에서 머신러닝을 통한 모델이 소폭 성능개선을 이루었으므로 머신러닝 모델이 적절하게 구축되었음을 알 수 있다.

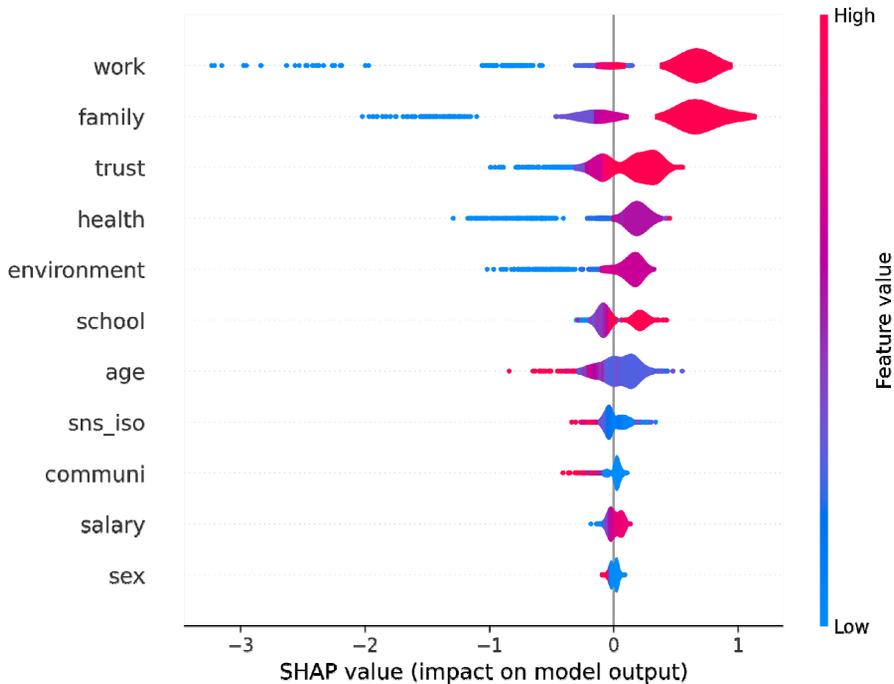
## 5. SHAP Importance 시각화



[그림 4-2] SHAP Importance 결과도표

머신러닝을 통한 분류모델에서 특징변수들이 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보게 된다. 먼저 feature importance 도표에서는 각 특징변수별 영향력을 설명해준다. 도표에서 일에 대한 만족감(work)과 가족생활에 대한 만족감(family)가 가장 큰 영향력을 나타내며 그 다음으로 신뢰감(trust), 건강에 대한 만족(health)이 비슷한 수준으로 영향력을 가짐을 알 수 있다. 그 다음으로 주변환경에 대한 만족(environment), 교육수준(school), 나이(age), SNS사용과정에서 느끼는 소외감(sns\_iso), 공동체행동여부(communi), 소득(salary), 성별(sex) 순으로 나타났다. 소득이 행복에 미치는 영향이 그렇게 높지 않다는 점과 이보다 SNS 활용에서 느끼는 소외감이 행복감에 더 큰 영향을 미쳤다는 것을 알 수 있다. 그러나 feature importance 도표에서는 영향력의 상대적인 크기 비교에 특화되어있는 데에 반해 영향력의 방향이 양의 방향인지 음의 방향인지는 알 수 없다.

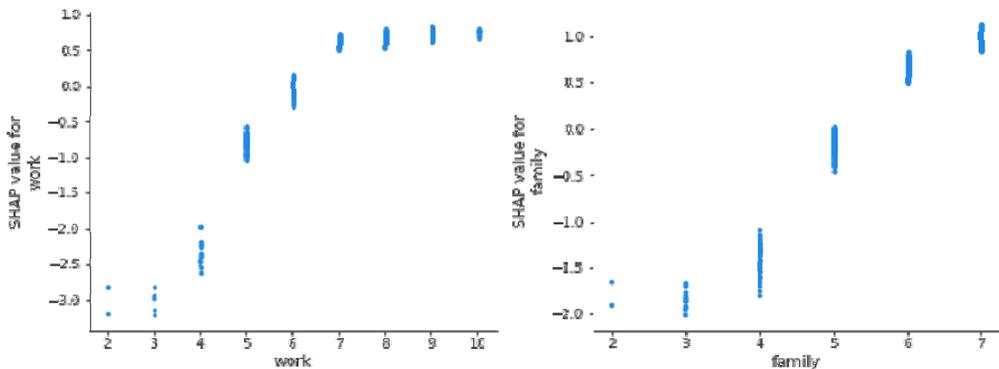
## 6. SHAP Beeswarm 시각화



[그림 4-3] Beeswarm 도표

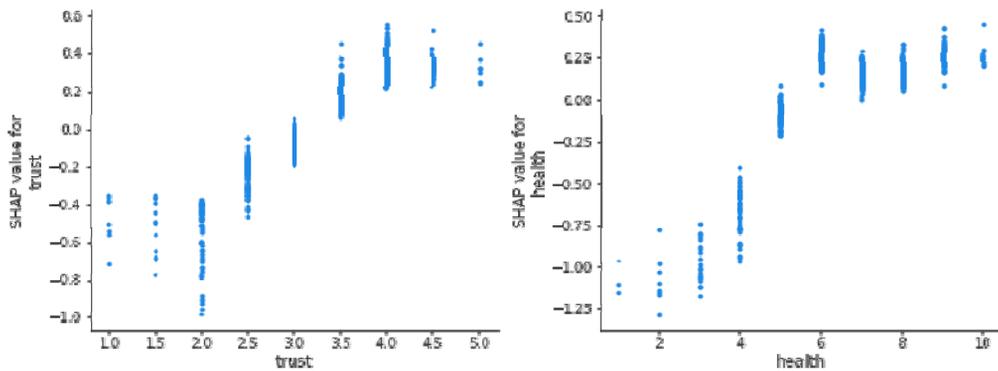
Beeswarm 도표를 통해 각 변수들의 영향력의 크기는 물론, 변수들의 영향력의 방향도 알 수 있다. 도표에서 Y축은 모델의 특성(feature)을 나타내고, X축은 SHAP 값으로서 각 특성이 예측 결과에 미치는 영향의 크기와 방향을 의미한다. 각 점은 하나의 데이터 샘플을 나타내며, 점의 색상은 해당 특성의 실제 값의 크기를 반영한다. 점들이 X축의 양의 방향으로 분포할수록 해당 특성이 예측 값을 증가시키는 데 기여함을 나타내고, 음의 방향이면 예측 값을 감소시키는 데 기여함을 의미한다. 쉽게 설명하자면 붉은색 영역이 0을 기준으로 오른쪽에 있으면 + 영향력, 왼쪽에 있으면 - 영향력이라고 보면 된다. 도표에서는 일에 대한 만족도가 높을수록, 가족생활에 대한 만족도가 높을수록, 타인을 신뢰할수록, 건강에 대한 만족도가 높을수록, 환경에 대한 만족감이 높을수록, 교육수준이 높을수록 행복해지게 될 확률을 높인다. 나이에 대해서는 저연령일수록 높아지는 경향이 있으나 이 경향성이 선형적이지는 않다. SNS를 사용하면서 느끼는 소외감은 낮을수록 행복감을 높이는데 영향을 준다. 공동체 생활과 소득, 성별의 영향력은 높지 않는 것으로 나타났다. Beeswarm 도표에서는 이렇게 변수들의 영향력의 방향성도 확인할 수 있다. 그러나 영향력의 형태가 직선적이지 않다면 다소 파악하기 어려운 측면이 있으며, 변수의 수준별 영향력을 파악하기는 어렵다. 따라서 변수별 Dependence 도표를 통해 수준별 영향력을 설명하면서 이론적 논의와 함께 설명을 수행하게 된다.

## 7. SHAP Dependence Plot 시각화



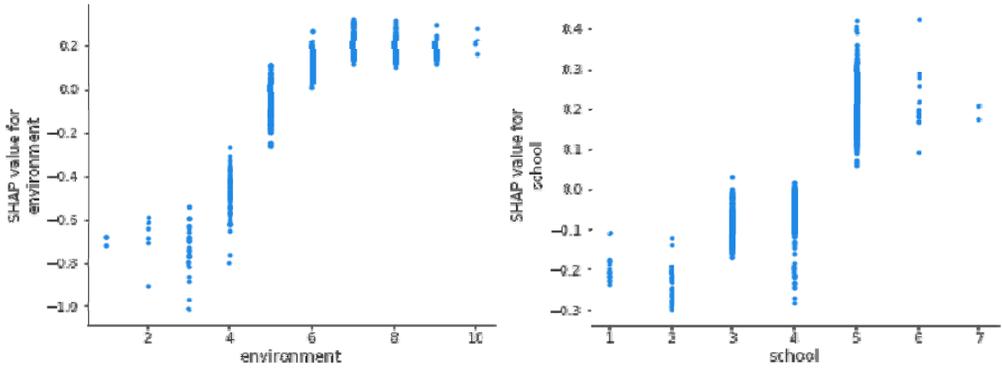
[그림 4-4] 좌, 일에 대한 만족감(work), 우, 가족생활 만족감 Dependence 도표

먼저 일에 대한 만족감(work)은 높을수록 행복한 집단에 속할 확률을 높여주는 것으로 나타났다. 생활시간의 상당한 시간을 일에 활용하며, 개인의 자아실현과 생계유지에 중요하기 때문에 일에 대한 만족감이 높을수록 행복감을 높여준다고 할 수 있다 (Unanue et al., 2017; Heller et al., 2002). 그 다음은 가족생활에 대한 만족감이다. 가족생활은 정서적 안정감과 지지를 제공하며, 개인의 행복감을 형성하는데 가장 강력한 변수로 여겨졌다는 연구결과들과 일치하는 경향성을 가진다(Chowhan et al., 2024; Olson & Lavee, 2013; Easterlin, 2006).



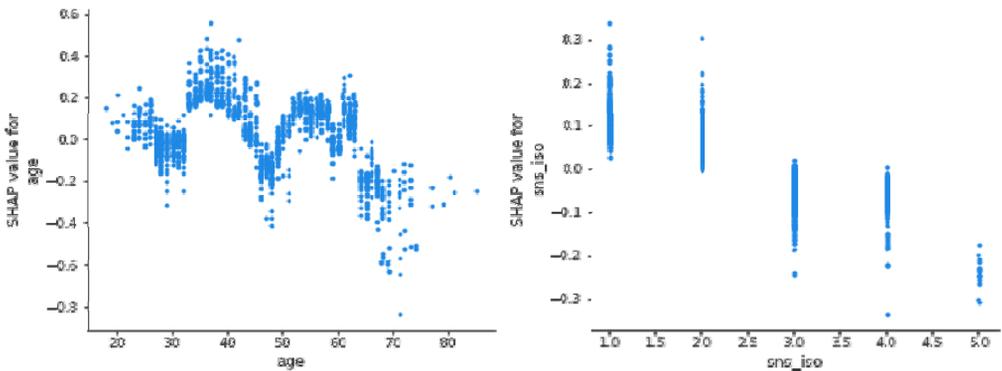
[그림 4-5] 좌, 신뢰감(trust), 우 건강에 대한 만족 Dependence 도표

신뢰는 사회적 자본으로 하여금 개인이 사회를 긍정적으로 인식하는데 도움을 주며, 일반적으로 타인을 신뢰하는 사람일수록 자기 자신에 대해 신뢰하여 정서적으로 안정감을 가진다. 따라서 다른 사람을 신뢰하는 경향이 높을수록 행복할 확률이 높아지는 것이다(Zhao et al., 2024; Posten & Mussweiler, 2019; Helliwell & Putnam, 2004). 건강에 대한 만족감은 높아질수록 행복감을 형성하는데 긍정적으로 작동하는 것으로 나타났다. 건강인식이 높을수록 개인의 삶에 대해 만족할 가능성이 높아지며, 개인 삶의 만족감에 영향을 미치는 주변인이나 사회와의 관계, 경제적 능력에도 영향을 미친다는 결과들과도 일치한다(이윤진 외, 2013; Lynch et al., 2000).



[그림 4-6] 좌, 주변환경에 대한 만족(environment), 우 교육수준(school) Dependence 도표

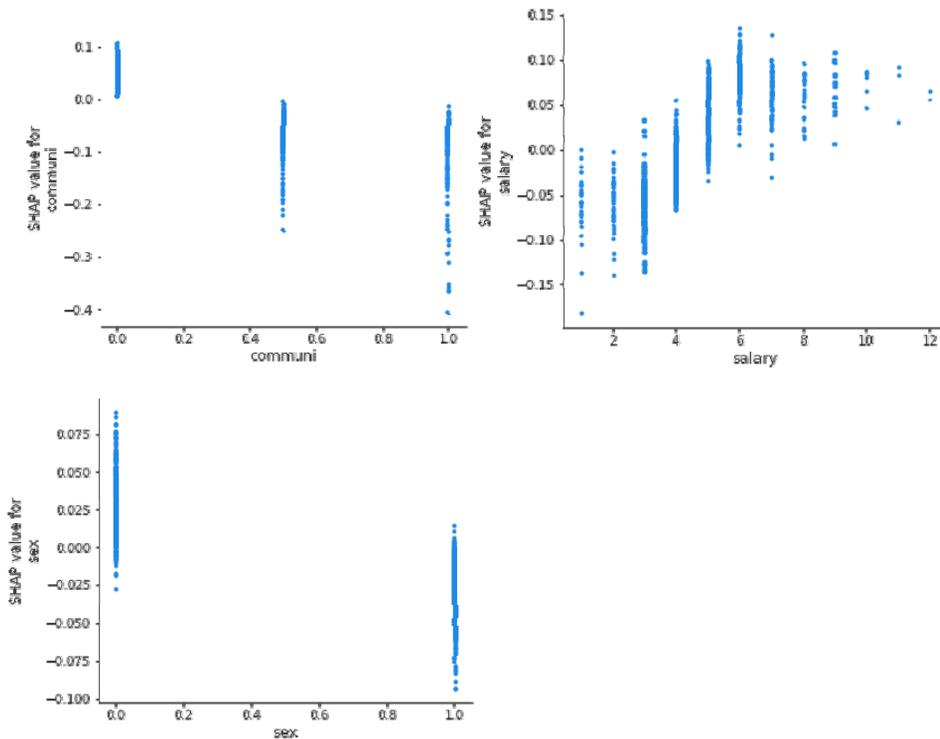
주거지를 둘러싼 동네에 대한 만족감 역시 높을수록 행복한 집단에 속할 확률을 높였다(Cao, 2016; ). 또한 5 이하 수준의 낮은 경우는 행복감을 형성하는데 악영향을 준다(김윤희 & 조영태, 2008). 그러나 어느정도(6 이상) 만족감이 올라가면 그 영향력은 정체되는 것으로 나타났다. 학력의 경우 5(4년제 대학)이상으로 높아질 경우 행복감을 높이는 것으로 나타난다. 특히 4년제 대학을 기준으로 영향력이 갈라지는 형태의 결과가 도출되었다.



[그림 4-7] 좌, 나이(age), 우, SNS 사용 소외감(sns\_iso) Dependence 도표

그 다음으로 영향력은 나이인 것으로 나타났다. 나이의 경우 20세~30세 중반으로 갈수록 내려가는 성향을 미치다 30대 중반~40대 초반까지의 영향력은 높아진다. 그다음

40대 중반으로 갈수록 영향력이 낮아지다 50대에서 60대 중반으로 갈수록 영향력이 상승한다. 60대 중반 이후로는 나이가 들수록 행복감이 떨어지는데 기여하는 것을 알 수 있다. 연구의 주된 관찰변수이기도 한 SNS 활용 상에서 느끼는 소외감은 높아질수록 행복감을 느끼게 할 확률을 낮추는 경향성을 띄는 것으로 나타났다. SNS상에서 노출된 타인의 게시글을 보면서 타인 기준으로 자신이 이러한 표준에 끼지 못한다는 소외감이 개인의 행복감을 낮출 수 있다는 것을 보여주며, 특히 한국인이 가진 타인지향적 외로움과 연결하여 행복감을 낮춘다고 볼 수 있다(이세영 & 박주희, 2021; 서영석 외, 2020; Yang & Rosenblatt, 2001).

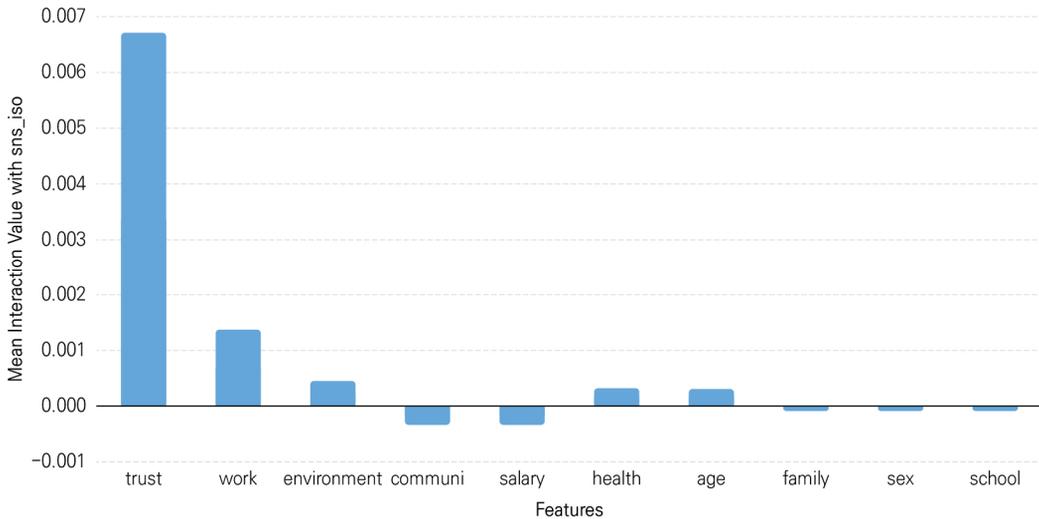


[그림 4-8] 11시 방향, 공동체행동(communi), 1시방향, 소득(salary), 7시 방향, 성별(sex)  
Dependence 도표

나머지 세 변수의 경우는 행복감 형성에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이론적 논의에서와 달리 공동체행동을 많이 하는 것은 큰 영향을 주지 않으며, 오히려 공

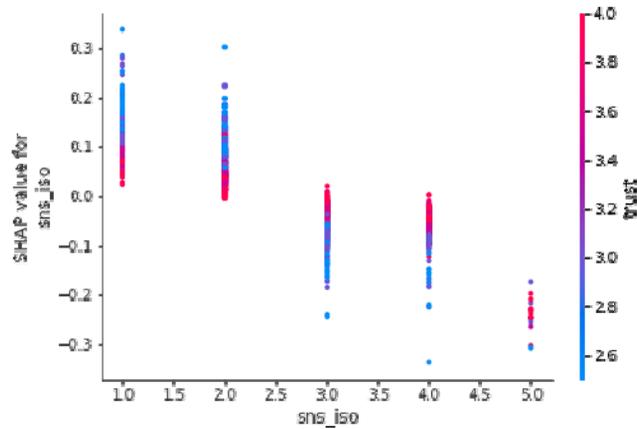
동체생활을 하는 집단이 행복감을 느끼는데 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 소득의 경우도 큰 영향력을 가지지 않으며 같은 소득구간에서도 음과 양의 영향력을 동시에 가지는 구간도 있다. 경향성만 따져본다면 최저에서 6(400만원~500만원 미만)까지는 꾸준히 상승하다 이후에는 큰 영향력을 주지 않는 것으로 나타났다. 마지막으로 성별로 본다면 남성이 여성보다 조금 더 행복감을 느끼는 집단에 속하는 경우가 많았으나 그 차이가 크지 않다는 것을 알 수 있다.

### 8. SNS에 의한 소외감이 행복에 미치는 영향과 상호작용을 이루는 변수분석



[그림 4-9] SNS 사용 상의 소외감이 행복감에 미치는 관계에서 변수별 상호작용 영향력 값

SNS를 사용하면서 느끼는 소외감은 행복감에 부정적 영향을 미친다는 것을 파악했다. SNS를 사용하면서 느끼는 소외감이 행복에 미치는 부정적 관계에서 다른 변수들은 어떤 상호작용을 일으키는 지 파악했다. 분석결과에서 신뢰감(trust)가 다른 변수들에 비해 상호작용효과가 가장 큰 것으로 나타났다.



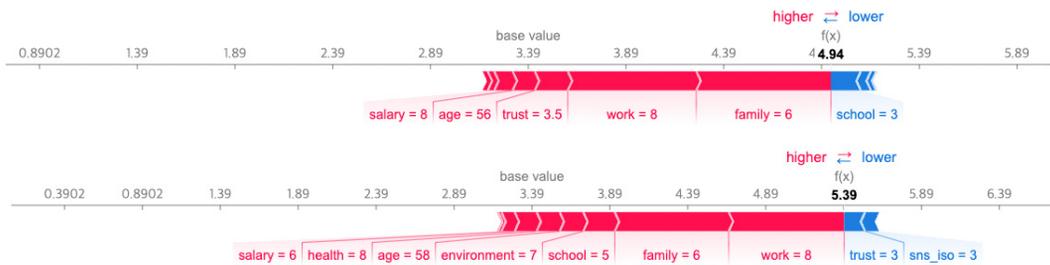
[그림 4-10] SNS 사용에서 느끼는 소외감이 행복에 미치는 영향관계상에서 신뢰의 조절효과 Dependence 도표

위 도표는 신뢰의 상호작용 효과를 파악하기 위해 의존도표 상에 신뢰감의 영향력을 나타낸 것이다. 붉은색일수록 신뢰감이 높고, 낮을수록 약한 것이다. 해석해보면 SNS상에서 느끼는 소외감이 부정적 영향을 미치는 관계에서 신뢰감이 높을수록 부정적인 영향력을 완화하는 것으로 나타났다. 즉 하방압력을 완화하는 역할을 하는 것인데, SNS에서 타인의 과장된 긍정적 정보에 노출되어 소외감을 느끼는 상황에서도, 대인 신뢰가 높은 개인은 이러한 부정적 영향에 덜 취약하다는 것을 의미한다. 또한, 한국의 집단주의 문화와 타인과의 비교가 강한 사회에서, 타인에 대한 신뢰감은 긍정적 사회관계로 하여금 타인지향적 외로움을 완화하는 역할로 작동하고, SNS상에서 느끼는 소외감을 완화하는 데도 의미가 있음을 알 수 있다.

## 9. 개인별 영향요인 측정

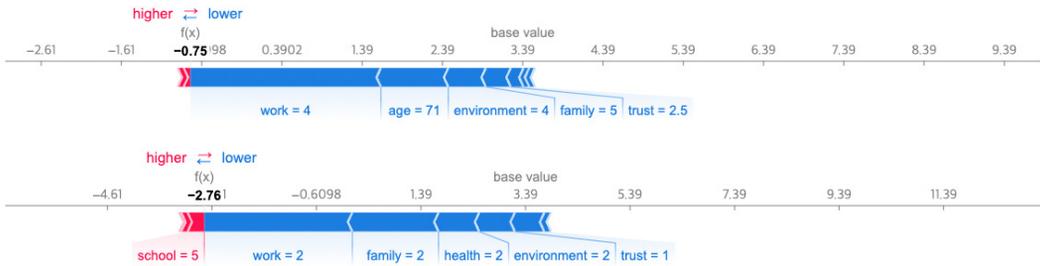
지금까지는 집단에 대한 행복감을 예측하는 분석을 수행했다. 그러나 행복감은 주관적 성격이 강하며, 따라서 개인마다 행복감을 형성하는데 변수들의 영향력의 크기와 방향은 상이할 수 있다. 따라서 추가적인 분석을 수행하여 머신러닝과 XAI를 통해 행복감을 느끼는 표본과 그렇지 않은 표본을 대표적으로 두명씩 추출하여 각 개인의 행복감을 가지는 데 특징변수들이 어떠한 영향을 미쳤는지 예측하였다.

먼저 행복감을 느끼는 집단에서 두 표본을 추출하여 force plot으로 나타냈다. 첫 번째 표본의 경우 높은 수준의 가족생활에 대한 만족(6)과 일에대한 만족(8), 신뢰수준(3.5), 나이(56), 소득(600만원 대) 순으로 행복감을 형성하는데 도움을 주는 것으로 나타났다, 고등학교 정도의 교육수준(3)은 행복감을 느끼는데 부정적인 영향을 준 것으로 나타났다. 두 번째 표본의 경우도 높은 수준의 일에 대한 만족감(8)과 가족에 대한 만족감(6)이 영향을 미쳤고 대학수준의 교육수준(5), 동네환경에 대한 높은수준의 만족(7), 나이(58), 높은 수준의 건강에 대한 만족감(8), 소득(600만원 대) 순의 변수들이 행복감에 긍정적이 영향을 미쳤다. 그러나 신뢰감(3)과 SNS사용에서 느끼는 소외감(3.5)는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.



[그림 4-11] 행복하다고 응답한 집단 중 두 개인의 force plot

그 다음으로 아래 세 번째, 네 번째 그림은 행복하지 않다고 분류된 집단에서 두 표본을 추출하여 행복감을 느끼지 않는지에 대해 설명한다. 첫 번째 행복감을 느끼지 않는 표본은 일에 대한 낮은 만족감(4)과 나이(71), 동네환경에 대한 낮은 만족감(4), 가족에 대한 낮은 만족감(5), 낮은 신뢰감(2.5)순으로 행복감을 느끼는데 부정적 영향을 미쳤다는 것을 알 수 있다. 두 번째로 행복감을 느끼지 않는 표본의 경우 낮은 일에 대한 만족감(2)과 가족생활에 대한 만족감(2), 건강에 대한 불만족(2)과 동네환경에 대한 불만족(2), 그리고 낮은 수준의 신뢰수준(1)이 영향을 미친 것으로 나타났다.



[그림 4-12] 행복하지 않다고 응답한 집단 중 두 개인의 force plot

## V 결론

### 1. 결론 및 정책 제언

본 연구는 SNS 사용에서 느끼는 소외감이 개인의 행복감에 미치는 부정적 영향과 이 관계에서 대인 신뢰의 조절 효과를 중심으로, 행복감에 영향을 미치는 다양한 요인들을 머신러닝 기반 XAI(eXplainable Artificial Intelligence) 기법인 SHAP(SHapley Additive exPlanations)를 통해 심층적으로 분석하였다. 이를 통해 일에 대한 만족, 가족생활에 대한 만족, 타인에 대한 신뢰, 건강에 대한 만족, 환경 만족도 등의 변수들이 행복감에 어떤 영향력을 미치는지를 기존의 통계적 방법론보다 더 정밀하고 직관적으로 확인할 수 있었다. 특히, SHAP 분석을 통해 각 변수들의 영향력뿐만 아니라 그 영향의 방향과 크기, 그리고 비선형적 패턴까지 파악함으로써, 행복감에 미치는 요인들의 복잡한 역학에 대해 구체적으로 논의하였다.

이번 연구에서 주목할 점은 XAI를 활용하여 대인 신뢰가 SNS 사용에서 일어나는 소외감과 행복감 간의 부정적 관계를 어떤 변수가 완화하는지를 도출했다는 점이다. 타인에 대한 신뢰가 높은 개인은 SNS에서 타인의 과장된 긍정적 정보에 노출되어 소외감을 느끼는 상황에서도 부정적인 영향에 덜 취약하다는 것을 발견하였다. 이로써 한국의 집단주의 문화와 타인과의 비교가 강한 문화적 맥락에서 SNS사용에서 발현된 소외감이 행복감에 미치는 영향을 더 심층적으로 이해할 수 있었으며, 대인 신뢰가 이러한 부정적 감정을 완화하는 핵심 요인임을 밝힐 수 있었다. 더 나아가, 본 연구는 행복감이 개인마다 주관적이고 복잡한 특성을 지니고 있음을 고려하여, 개별 표본에 대한 상세한

분석도 수행하였다. 이를 통해 동일한 변수일지라도 개인의 특성과 맥락에 따라 행복감에 미치는 영향력이 상이할 수 있음을 확인하였다.

이러한 연구 결과는 실천적 차원에서 몇 가지 중요한 정책 제언을 도출한다. 우선, 개인의 행복감을 증진시키기 위해서는 SNS사용으로 인한 소외감을 완화하는 노력이 필요하다. 이는 개인에게 건강한 SNS사용 습관을 교육하고, SNS가 보여주는 타인의 삶이 반드시 현실을 반영하지 않는다는 인식을 확산시킬 필요가 있음을 시사한다. 이러한 노력과 함께 최근 국제적으로 SNS사용에 대한 규제적 장치확대의 움직임과 함께 우리나라도 SNS사용에 대한 규제적 장치도 함께 고려하여야 한다. 또한, 대인 신뢰를 높이는 전략이 필요하다. 정부 및 사회기관은 대인 신뢰를 향상시킬 수 있는 사회적 프로그램, 커뮤니티 활동, 심리적 지원 프로그램 등을 개발하여, 개인들이 사회에서 긍정적인 관계를 형성하고 유지할 수 있도록 지원해야 한다. 또한 이러한 프로그램과 정책적 지원은 개인단위의 분석을 통해 행복감을 더 섬세하게 이해하고, 이를 기반으로 개인의 상황과 특성에 따라 맞춤형으로 이루어져야 함을 시사한다. 이러한 정책적 노력이 개인의 행복감 증진과 사회적 통합을 동시에 이루는 데 기여할 수 있을 것이다.

## 2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구는 머신러닝 기반의 XAI 기법을 활용하여 행복감에 미치는 변수들의 영향력을 비선형적이고 복잡한 맥락에서 분석함으로써 새로운 시각을 제공하였다. 그러나 몇 가지 한계점이 존재한다. 첫째, 본 연구는 횡단적인 데이터 분석을 통해 변수들 간의 관계를 파악하였으나, 인과 관계를 명확히 규명하는 데에는 한계가 있다. 행복감에 영향을 미치는 요인들은 시간에 따라 변화할 수 있으므로, 향후 연구에서는 종단적 연구를 통해 이러한 관계의 동태적 변화를 더 깊이 탐구할 필요가 있다. 둘째, SHAP 분석을 통해 변수들의 영향력과 상호작용을 파악하였지만, 이러한 결과가 모든 인구집단에 일반화될 수 있는지에 대해서는 추가적인 검증이 필요하다. 특히, 사회적·문화적 맥락에 따라 행복감의 결정 요인이 다를 수 있으므로, 다양한 인구집단을 대상으로 한 비교 연구가 이루어져야 할 것이다. 또한 XGBoost 뿐 아니라 CatBoost나 랜덤포레스트와 같은 다양한 머신러닝 학습모델을 활용하여 신뢰성을 확보할 필요도 있다.

그럼에도 불구하고, 본 연구는 행복감 연구에 머신러닝과 XAI를 도입하여 변수들의

영향력을 보다 정밀하고 상세하게 논의하였다는 점에서 의의가 있다. 이를 통해 기존의 통계적 방법론이 다루기 어려웠던 변수들의 복잡한 상호작용과 비선형성을 포착할 수 있었으며, 개별 표본 분석을 통해 개인의 특성과 맥락에 따른 맞춤형 해석을 제시하였다. 이러한 접근은 개인의 행복감 증진을 위한 맞춤형 정책과 프로그램 개발에 기여할 수 있으며, 사회과학 연구의 방법론적 확장에도 중요한 시사점을 제공한다. 향후 연구에서는 이러한 한계를 보완하고 다양한 맥락에서 행복감에 대한 심층적인 이해를 추구함으로써, 개인과 사회의 행복 증진을 위한 더욱 확장적인 지침을 제공할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 강철희, 김찬미, & 길영인. (2022). 이타적행동이 행복에 영향을 미치는가?-기부, 자원 봉사, 헌혈 및 혈장기부, 낯선 사람 도움의 영향력 분석. 한국사회복지학, 74(4), 9-39.
- 구교준, 임재영, & 최슬기. (2014). 소득과 삶의 역량에 따른 행복 결정요인 연구. 한국행정학보, 48(2), 317-339.ISO 690
- 권정윤. (2017). 물질소비와 경험소비에서 SNS 상의 사회적 비교가 소비자행복에 미치는 영향 (Doctoral dissertation, 서울대학교 대학원).
- 김윤희, & 조영태. (2008). 지역특성이 취약집단 건강에 미치는 영향 분석. 한국인구학, 31(1), 5-30.
- 남기민, & 남현정. (2013). 노인의 주거환경 만족요인이 삶의 질에 미치는 영향-자존감과 우울의 매개효과를 중심으로. 사회복지연구, 44(3), 395-420.
- 박지수, & 서영석. (2018). 대학생의 성인애착과 SNS 중독경향성의 관계: 기본 심리욕구 만족과 소외에 대한 두려움의 역할. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(4), 1239-1269.
- 서영석, 안수정, 김현진, & 고세인. (2020). 한국인의 외로움 (loneliness): 개념적 정의와 측정에 관한 고찰. 한국심리학회지: 일반, 39(2), 205-247.

- 신영숙. (1998). 서울과 충주시 거주자의 삶의 질과 주거환경 만족도 비교. *대한가정학 회지*, 36(12), 175-189.
- 오영희, 배화옥, & 김윤신. (2006). 우리나라 노인의 주관적 건강인식과 신체적 및 정신적 기능상태의 관련성 연구. *한국노년학*, 26(3), 461-476.
- 윤은기 (2012). AHP 기법을 이용한 삶의 질 평가요인들의 상대적 중요성 분석. *한국행정학보*, 46(2): 395-419.
- 이세영, & 박주희. (2021). 중학생의 SNS 상향비교가 우울에 미치는 영향: 자기비하의 매개효과와 인지적 유연성의 조절된 매개효과. *Family and Environment Research*, 59(3), 353-367. ISO 690
- 이윤진, 신혜리, & 이민아. (2013). 은퇴자의 주관적 건강인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 경제적 노후준비의 조절효과를 중심으로: 경제적 노후준비의 조절효과를 중심으로. *사회과학연구*, 24(3), 35-59.
- 장윤정, & 이채정. (2023). 세대별 행복의 차이 및 결정요인 분석. *정책개발연구*, 23(1), 129-165.
- 장효진, & 이채정. (2022). 고용형태와 근로시간이 행복에 미치는 영향 분석: 일에 대한 만족도의 매개효과와 가구형태의 조절효과를 중심으로. *한국공공관리학보*, 36(3), 215-237.
- 최요한. (2016). 주관적 건강인식은 실제 건강상태의 유효한 대리변수인가: 주관적 건강상태 (SRH) 와 주관적 건강변화상태 (SACH) 의 비교. *보건사회연구*, 36(4), 431-459.
- 허종호, & 최지선. (2022). 2022년 한국인의 행복조사의 주요 결과 및 최근 3년간 동향 (국민행복포커스, Vol. 4). 국회미래연구원.
- Bekalu, M. A., McCloud, R. F., & Viswanath, K. (2019). Association of social media use with social well-being, positive mental health, and self-rated health: disentangling routine use from emotional connection to use. *Health Education & Behavior*, 46(2\_suppl), 69S-80S.
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2008). Is well-being U-shaped over the life cycle?. *Social science & medicine*, 66(8), 1733-1749.

- Cao, X. J. (2016). How does neighborhood design affect life satisfaction? Evidence from Twin Cities. *Travel behaviour and society*, 5, 68-76.
- Chowhan, J., Samavatyan, H., & HakemZadeh, F. (2024). Life Satisfaction and the Roles of Work, Family, and Social Factors in a Social Production Function Framework. *Journal of Happiness Studies*, 25(1), 18.
- Cu ado, J., & De Gracia, F. P. (2012). Does education affect happiness? Evidence for Spain. *Social indicators research*, 108, 185-196.
- Ding, X., Lu, Q., Li, L., Sarkar, A., & Li, H. (2022). Evaluating the Impact of Institutional Performance and Government Trust on Farmers' Subjective Well-Being: A Case of Urban-Rural Welfare Gap Perception and Family Economic Status in Shaanxi, Sichuan and Anhui, China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(1), 710.
- Easterlin, R. A. (2003). Explaining happiness. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(19), 11176-11183.
- Foye, C. (2017). The relationship between size of living space and subjective well-being. *Journal of Happiness Studies*, 18, 427-461.
- Gao, L., Sun, B., Du, Z., & Lv, G. (2022). How wealth inequality affects happiness: the perspective of social comparison. *Frontiers in Psychology*, 13, 829707.
- Heller, D., Judge, T. A., & Watson, D. (2002). The confounding role of personality and trait affectivity in the relationship between job and life satisfaction. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 23(7), 815-835.
- Helliwell, J. F., & Putnam, R. D. (2004). The social context of well-being. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series b: Biological Sciences*, 359(1449), 1435-1446.
- Jasielska, D. (2020). The moderating role of kindness on the relation between trust and happiness. *Current Psychology*, 39(6), 2065-2073.
- Joshi, U. (2010). Subjective well-being by gender. *Journal of Economics and*

- Behavioral Studies, 1(1), 20-26.
- Kahneman, D., & Deaton, A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the national academy of sciences*, 107(38), 16489-16493.
- Lai, C., Altavilla, D., Ronconi, A., & Aceto, P. (2016). Fear of missing out (FOMO) is associated with activation of the right middle temporal gyrus during inclusion social cue. *Computers in Human Behavior*, 61, 516-521.
- Leung, A. N. M., Law, W., Liang, Y. Y., Au, A. C. L., Li, C., & Ng, H. K. S. (2021). What explains the association between usage of social networking sites (SNS) and depression symptoms? The mediating roles of self-esteem and fear of missing out. *International journal of environmental research and public health*, 18(8), 3916.
- Lundberg, S. M., Nair, B., Vavilala, M. S., Horibe, M., Eisses, M. J., Adams, T., ... & Lee, S. I. (2017). Explainable machine learning predictions to help anesthesiologists prevent hypoxemia during surgery.
- Lynch, J. W., Smith, G. D., Kaplan, G. A., & House, J. S. (2000). Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *Bmj*, 320(7243), 1200-1204.
- Mouratidis, K. (2020). Commute satisfaction, neighborhood satisfaction, and housing satisfaction as predictors of subjective well-being and indicators of urban livability. *Travel Behaviour and Society*, 21, 265-278.
- Niu, J., Jin, C., & Meng, L. (2023). The structural relations of self-control, empathy, interpersonal trust, friendship quality, and mental well-being among adolescents: a cross-national comparative study in China and Canada. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 1-11. ISO 690
- Olson, D. H., & Lavee, Y. (2013). Family systems and family stress: A family life cycle perspective. In *Family systems and life-span development* (pp. 165-195). Psychology Press. Chicago

- Posten, A. C., & Mussweiler, T. (2019). Egocentric foundations of trust. *Journal of Experimental Social Psychology*, 84, 103820.
- Rousseau, D. M., Sitkin, S. B., Burt, R. S., & Camerer, C. (1998). Not so different after all: A cross-discipline view of trust. *Academy of management review*, 23(3), 393-404.
- Ryu, L., & Han, K. (2022). Machine learning vs. statistical model for prediction modelling: application in medical imaging research. *Journal of the Korean Society of Radiology*, 83(6), 1219-1228.
- Stevenson, B., & Wolfers, J. (2009). The paradox of declining female happiness. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1(2), 190-225.
- Szcześniak, M., & Tuł ecka, M. (2020). Family functioning and life satisfaction: The mediatory role of emotional intelligence. *Psychology research and behavior management*, 223-232.
- Unanue, W., Gomez, M. E., Cortez, D., Oyanedel, J. C., & Mendiburo-Seguel, A. (2017). Revisiting the link between job satisfaction and life satisfaction: The role of basic psychological needs. *Frontiers in psychology*, 8, 680.ISO 690
- Unanue, W., Gomez, M. E., Cortez, D., Oyanedel, J. C., & Mendiburo-Seguel, A. (2017). Revisiting the link between job satisfaction and life satisfaction: The role of basic psychological needs. *Frontiers in psychology*, 8, 680.ISO 690
- Walther, J. B. (2007). Selective self-presentation in computer-mediated communication: Hyperpersonal dimensions of technology, language, and cognition. *Computers in human behavior*, 23(5), 2538-2557.
- Wang, J. L., Jackson, L. A., Gaskin, J., & Wang, H. Z. (2014). The effects of Social Networking Site (SNS) use on college students' friendship and well-being. *Computers in Human Behavior*, 37, 229-236.
- Wang, J. L., Wang, H. Z., Gaskin, J., & Hawk, S. (2017). The mediating roles

- of upward social comparison and self-esteem and the moderating role of social comparison orientation in the association between social networking site usage and subjective well-being. *Frontiers in psychology*, 8, 771.
- Wasserstein, R. L., & Lazar, N. A. (2016). The ASA statement on p-values: context, process, and purpose. *The American Statistician*, 70(2), 129-133.
- Weiss-Sidi, M., & Riemer, H. (2023). Help others-be happy? The effect of altruistic behavior on happiness across cultures. *Frontiers in psychology*, 14, 1156661.ISO 690
- Yang, J., & Moorman, S. M. (2021). Beyond the individual: Evidence linking neighborhood trust and social isolation among community-dwelling older adults. *The International Journal of Aging and Human Development*, 92(1), 22-39.
- You, S., Lim, S. A., & Kim, E. K. (2018). Relationships between social support, internal assets, and life satisfaction in Korean adolescents. *Journal of Happiness Studies*, 19, 897-915.
- Zhao, M., Li, Y., Lin, J., Fang, Y., Yang, Y., Li, B., & Dong, Y. (2024). The Relationship Between Trust and Well-Being: A Meta-Analysis. *Journal of Happiness Studies*, 25(5), 56.ISO 690

## How Does the Use of SNS Affect Happiness? - A Dynamic Analysis of Moderating Effects Using Machine Learning -

Gyuchoel, Jo\*

This study conducted an in-depth analysis of the factors influencing the happiness of Koreans by utilizing SHAP (SHapley Additive exPlanations), a machine learning-based XAI (eXplainable Artificial Intelligence) technique. We examined various variables—including job satisfaction, family life satisfaction, health satisfaction, and environmental satisfaction—to identify both linear and nonlinear relationships affecting happiness within complex contexts. Notably, the findings reveal that feelings of alienation experienced during SNS (Social Network Service) use negatively impact happiness, and that interpersonal trust is a key factor in mitigating this adverse effect. By performing individual-level predictions, we confirmed that the influence of the same variables on happiness can vary based on individual characteristics and contexts. These results suggest that policy efforts are needed to alleviate feelings of alienation from SNS use and to enhance interpersonal trust to improve personal happiness. The significance of this study lies in its precise and detailed discussion of the factors affecting the happiness of Koreans through machine learning.

**KeyWords** : Happiness, SNS, XAI, Machine Learning, Happiness of Korean



# Abstract

---



## 2024 In-depth Analytic Research on Koreans' Happiness Survey

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

The “2024 In-Depth Analysis Report on the Happiness of Koreans” examines the persistent issue of happiness inequality within South Korea, a nation characterized by low happiness levels relative to its economic standing and significant internal disparities. This study leverages data from the 2020–2023 Korean Happiness Survey to analyze trends and factors affecting happiness across six primary dimensions: overall happiness trends and inequality, the impact of parental socio-economic status on life-long happiness inequity, regional disparities in youth happiness, gender differences in perceived happiness, the relationship between work and happiness, and the influence of marriage and parenthood on life satisfaction with a focus on work-life balance.

Findings highlight the nuanced interplay between socio-economic factors, social relationships, and emotional well-being in shaping happiness outcomes. Policy recommendations emphasize the need for initiatives to mitigate socio-economic disparities and promote social capital to foster a more equitable and happier society. This comprehensive analysis contributes to the growing body of research on subjective well-being and its critical role in shaping sustainable societal progress.



## 2024 한국인의 행복 연구 심층분석 보고서

발행 2024년 12월 30일  
발행처 국회미래연구원  
주소 서울시 영등포구 의사당대로 1  
전화 02)786-2190  
팩스 02)786-3977  
홈페이지 [www.nafi.re.kr](http://www.nafi.re.kr)  
인쇄처 (주)케이에스센세이션 (02-761-0031)

©2024 국회미래연구원

ISBN 979-11-94650-15-7 (95310)

