



2021.12.31.

국회미래연구원 | 연구보고서 | 21-23호

2021년 한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 연구 심층분석 보고서

허종호, 민보경, 이채정, 이상직



국회미래연구원
NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

2021년 한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 연구 심층분석 보고서



연구진

내부연구진

허종호 부연구위원(연구책임)
민보경 부연구위원
이채정 부연구위원
이상직 부연구위원

외부연구진 (가나다 순)

필진

김영재 교수(명지대학교)
김 선 연구원(하버드대학교 공중보건대학원 국제보건학과)
김태희 교수(서울과학기술대학교)
박강윤 연구원(영남대학교 대학원 교육학과)
박민진 연구원(서울연구원)
서은국 교수(연세대학교)
신아름 객원연구원(서울대학교 사회발전연구소)
신인철 교수(서울시립대학교)
윤난희 교수(원광대학교)
이민주 강사(서울시립대학교)
이선엽 연구원(서울대학교 의과대학 이종욱글로벌의학센터)
이용상 교수(인하대학교)
이화령 연구원(연세대학교 일반대학원 심리학과)
조윤민 부연구위원(국민건강보험공단 건강보험연구원)
조희찬 연구원(서울대학교 행정대학원)
한 준 교수(연세대학교)
황서은 교수(서울대학교 보라매병원)
황종남 교수(원광대학교)

자문

장윤정 부연구위원(한국재정정보원)
장효진 부연구위원(한국행정연구원)
홍근석 박사(한국지방행정연구원)

- ◆ 출처를 밝히지 않고 이 보고서를 무단 전재 또는 복제하는 것을 금합니다.
- ◆ 본 보고서의 내용은 국회미래연구원의 공식적인 의견이 아님을 밝힙니다.

발 | 간 | 사

행복은 미래사회의 핵심 키워드입니다. 물질적 부를 목표로 했던 개발성장의 시대에서 질 높은 삶과 좋은 사회로 국민적 요구가 증가하고 있습니다. 행복이 양질의 삶, 좋은 사회를 구성하는 중요한 요인이라는 인식이 확산하면서 이를 국가적 차원에서 측정 및 관리하고자 하는 노력을 각 국가 단위와 국제기구에서 활발히 진행하고 있습니다.

국회미래연구원은 행복에 대한 모니터링과 연구를 통한 입법 방향 제안을 지속적으로 수행하는 것이 바람직하다고 판단하여 기관 설립 초기부터 국민 행복을 측정하기 위해 꾸준히 노력해 왔습니다. 2018년 「한국 삶의 질 조사 기반 연구」, 2019년 「한국인의 행복 측정 기반 연구」 등 설문도구 초안 개발연구와 2020년 통계개발원의 2차례 인지 면접을 바탕으로 조사설문지를 완성하였으며, 전문조사업체와의 협력을 통해 2020년 전국적인 예비조사를 실시하였습니다.

본 보고서는 2020년 수행한 예비조사로 구축한 데이터를 토대로 국회미래연구원 내외의 분야 연구자들과 합동으로 데이터를 분석하여 발간한 연구보고서입니다. 2021년 1차 본 조사를 시작으로 향후 일관된 조사의 축적과 차년도의 심층분석 보고서 발간을 통해 한국인의 행복 특성에 대해 더 많이 이해하고 행복 수준을 높이기 위한 다양한 정책과 전략들이 발굴되길 기대합니다.

2021년 12월
국회미래연구원장 김 현 곤

목 차

제1장 한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 조사	1
제1절 한국인의 행복조사	3
제2절 한국인의 미래 가치관 조사	16
제3절 본 보고서의 작성 목적과 구성	20
제2장 한국의 행복/삶의 만족도 수준과 실제	21
제1절 한국인의 행복 수준 결과와 행복조사 연구의 함의	23
제2절 일상재구성법(DRM)으로 살펴본 일상 사회성의 주관적 안녕감과 관계	47
제3절 한국인의 삶의 만족도 영향 요인과 차이 분석: 무엇이, 얼마나 영향을 미치며 얼마나 차이가 있는가?	72
제3장 행복/삶의 만족도와 사회적 요인	105
제1절 한국에서 행복의 사회적 기반에 대한 연구: 사회적 자본과 사회적 환경, 가치의 영향	107
제2절 개인의 삶의 만족도 결정요인 연구: 사회경제적 요인 및 사회적 자본을 중심으로	134
제3절 전자감시사회에서의 시민적 권리에 대한 한국과 유럽 인식 격차	163
제4장 일, 노동, 직업과 행복/삶의 만족도	187

제1절 일이 주는 기쁨과 슬픔: 행복과 일의 관계에 대하여	189
제2절 일이나 여가나의 구도를 넘어: 일-여가 인식 유형과 행복	214
제5장 세대와 행복/삶의 만족도	239
제1절 세대별 행복 차이 양상 및 결정요인 분석	241
제2절 미래세대의 행복과 영향 요인 연구: MZ세대를 중심으로	266
제6장 지역과 행복/삶의 만족도	297
제1절 정주여건에 대한 만족이 행복에 미치는 영향	299
제2절 행복의 지역 격차: 수도권과 비수도권의 행복 영향 요인 비교	313
제3절 행복과 불평등의 지형 분석: 지역 내 사회서비스 시설 접근성 분석을 중심으로	327
제7장 미래 인식	351
제1절 한국인의 미래 인식에 영향을 미치는 인지적 요인 연구: 과학기술과 환경문제 인식을 중심으로	353
제2절 머신러닝을 이용한 미래 인식 영향 요인 탐색	375
제8장 코로나19 관련 심층분석 연구	397
제1절 한국의 COVID-19 백신접종 주저의 인구사회학적, 심리적, 경험적 예측인자	399

제2절 코로나19 대유행 동안의 한국인의 흡연량 및 음주량의 변화: 고용형태, 경제적, 사회인구학적 요인과의 상관관계	422
제3절 1인 가구와 다인 가구의 코로나19 이후 건강행동 이행 및 건강변화 비교 연구	448
제4절 코로나19 시대의 정신건강 문제 증상 경험과 영향 요인	472
제5절 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료의 이해	502
제9장 연구의 요약과 결론	539
Abstract	545

표 목 차

제1장

[표 1-1] 조사 문항 구성	6
[표 1-2] 모집단 현황	8
[표 1-3] 지역 층화 방법	9
[표 1-4] 서울시와 경기도의 권역별 구분 현황 방법	9
[표 1-5] 층별 모집단 집계구 현황	10
[표 1-6] 층별 모집단 가구 현황	11
[표 1-7] 층별 표본 배분 결과: 집계구 수, 가구 수, 표본 수	12
[표 1-8] 표본 현황	13
[표 2-1] 조사 문항	17
[표 2-2] 응답자의 특징	18

제2장 제1절

[표 1] 조사 방법에 따른 응답 비율	32
[표 2] 조사 요일에 따른 응답률	33
[표 3] 방문횟수에 따른 응답률	34
[표 4] 첫 번째 응답한 가구원의 가구주와의 관계	35
[표 5] 두 번째 응답한 가구원의 가구주와의 관계	36
[표 6] 기초생활수급 가구 여부에 따른 응답률	37
[표 7] 다문화가정 여부에 따른 응답률	38
[표 8] 가구형태에 따른 응답률	39

제2장 제2절

[표 1] 연구대상의 인구학적 특징	55
[표 2] 일상재구성법에 제공된 선지: 활동 정보와 같이 한 사람, 정서 경험	57
[표 3] 전반적 행복감, 삶의 만족도, 정서적 안녕감에 대한 인구학적 변인과 일상 사회성의 위계적 회귀분석	63

표 목 차

제2장 제3절

[표 1] 지역별 응답자 분포	75
[표 2] 설명변수 요약	76
[표 3] 주요 설명변수의 상관분석 결과	80
[표 4] 설명변수 간 다중공선성 검증 결과	80
[표 5] 삶의 만족도에 대한 중다회귀분석 결과	81
[표 6] 성별에 따른 삶의 만족도 차이 검정	83
[표 7] 응답자의 혼인 상태별 기술통계량	83
[표 8] 응답자의 혼인 상태별 삶의 만족도 차이 검정	84
[표 9] 응답자의 혼인 상태별 삶의 만족도 차이 사후 검정	85
[표 10] 주거 형태별 기술통계량	86
[표 11] 응답자의 주거 형태별 삶의 만족도 차이 검정	87
[표 12] 주거 형태별 삶의 만족도 차이 사후 검정	87
[표 13] 월평균 소득별 기술통계량	88
[표 14] 월평균 소득별 삶의 만족도 차이 검정	89
[표 15] 월평균 소득별 삶의 만족도 차이 사후 검정	90
[표 16] 교육수준별 기술통계량	93
[표 17] 교육수준별 삶의 만족도 차이 검정	94
[표 18] 교육수준별 삶의 만족도 차이 사후 검정	95
[표 19] 경제활동상태별 기술통계량	96
[표 20] 경제활동상태별 삶의 만족도 차이 검정	97
[표 21] 경제활동상태별 삶의 만족도 차이 사후 검정	97

제3장 제1절

[표 1] 종속변수들의 측정	119
[표 2] 사회적 참여 관련 독립변수들의 측정	120
[표 3] 사회적 관계 관련 독립변수들의 측정	120

[표 4] 사회적 환경과 가치 관련 독립변수들의 측정	121
[표 5] 범주형 변수들의 분포	121
[표 6] 연속형 변수들의 분포	122
[표 7] 전반적 행복도의 모형	123
[표 8] 삶의 만족도 모형	125
[표 9] 긍정-부정 정서 모형	127

제3장 제2절

[표 1] 요인 분석 결과	149
[표 2] 주요 변수 기술통계	150
[표 3] 상관관계 분석	151
[표 4] 개인의 특성 및 경제 수준별 삶의 만족도 비교	152
[표 5] 다중회귀분석 결과(종속변수: 삶의 만족도)	154
[표 6] 다중회귀분석 결과(종속변수: 삶의 만족도): 변수의 상대적 영향력 크기	155

제3장 제3절

[표 1] 한국과 유럽권 자료의 기술통계량	172
[표 2] CCTV 설치 및 E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 로짓모형 분석 결과	173
[표 3] CCTV 설치 찬성여부에 대한 임의절편모형 분석 결과	177
[표 4] E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 임의절편모형 분석 결과	178
[표 5] CCTV 설치 찬성률에 대한 한국과 비동유럽권 비교	179
[표 6] E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 한국과 비동유럽권 비교	180

제4장 제1절

[표 1] 변수 설명	200
[표 2] 기초통계(연속형 변수)	201
[표 3] 기초통계(범주형 변수)	202

표 목 차

[표 4] 변수 간 상관관계	202
[표 5] 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향	203
[표 6] 일에 대한 만족도의 매개효과	205
[표 7] 분석의 적합도 (근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향)	206
[표 8] 가구 조절효과	207
[표 9] 성별 조절효과	208
[표 10] 가구 및 성별 근로만족도	208

제4장 제2절

[표 1] 잠재집단분석에 활용된 독립변수(일-여가 인식)의 통계	220
[표 2] 응답자 특성에 대한 기술통계	222
[표 3] 일-여가인식의 잠재계층분석 집단 모형 비교	223
[표 4] 잠재집단별 일-여가 가치관 문항의 응답분포	223
[표 5] 잠재집단 유형별 인구사회학적 특성	227
[표 6] 잠재집단유형의 결정요인에 대한 다항로지스틱 회귀분석(일-여가 동시 중시형 기준) ..	229
[표 7] 일-여가 인식 잠재유형별 행복 수준 비교	230
[표 8] 일-여가 인식이 행복에 미치는 영향	231

제5장 제1절

[표 1] 본 연구의 세대 구분	246
[표 2] 관련 선행연구 요약	250
[표 3] 세대 구분별 주관적 만족도	251
[표 4] 모형 포함 변수의 기초통계량	251
[표 5] 객관적 범주형 변수의 빈도표	252
[표 6] 세대 구분을 더미변수화한 회귀분석 결과: 주관적 만족도	253
[표 7] 세대를 더미변수화 한 회귀분석 결과: 삶의 사다리	254
[표 8] 세대별 취업 여부 빈도표	255

[표 9] 회귀분석 결과: 취업과 세대 상호작용항이 행복감에 미치는 영향	256
[표 10] 빈도표	257
[표 11] 회귀분석 결과: 자가 거주와 세대 상호작용항이 행복감에 미치는 영향	258
[표 12] 빈도표	259
[표 13] 회귀분석 결과: 단독가구 여부가 행복감에 미치는 영향	260
[표 14] 옥사카-블라인더 분해 결과	261

제5장 제2절

[표 1] 세대 구분(해외)	270
[표 2] 세대 구분(국내)	270
[표 3] 세대별 특징	271
[표 4] 미래세대 인구와 비율	275
[표 5] 세대 구분	275
[표 6] 세대별 행복도 정도	276
[표 7] 세대별 행복도	278
[표 8] 현재 행복도와 행복한 이유	278
[표 9] 행복하지 않은 이유	279
[표 10] 미래 행복도	279
[표 11] 변수의 정의	282
[표 12] 기술통계(전체 세대, 연속형 변수)	283
[표 13] 기술통계(전체 세대, 범주형 변수)	283
[표 14] 전체 세대 행복 영향 요인 모형	286
[표 15] 기성세대 및 MZ세대의 행복 영향 요인 모형	288

제6장 제1절

[표 1] 측정변수의 조작적 정의	305
[표 2] 주요 변수 기술통계	307

표 목 차

[표 3] 변수 간 상관관계 분석	308
[표 4] 다중회귀분석 결과(종속변수: 행복감)	309

제6장 제2절

[표 1] 지역균형발전 및 삶의 질 측정 항목	317
[표 2] 측정변수의 조작적 정의	320
[표 3] 비수도권과 수도권의 행복과 만족도 평균 점수 비교(t-test)	322
[표 4] 전반적 행복감에 영향을 미치는 요인(비수도권과 수도권)	323

제6장 제3절

[표 1] 변수의 구성	332
[표 2] 기술통계 1(연속형 변수)	334
[표 3] 기술통계 2(명목형 변수)	335
[표 4] 주요 사회서비스에 대한 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계 분석 결과	338
[표 5] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 개별 서비스 비중	342
[표 6] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 전체 서비스 비중	343
[표 7] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 개별 서비스 수	344

제7장 제1절

[표 1] 연구 가설	362
[표 2] 표본의 특성	363
[표 3] 종속변수: 한국인의 미래 인식	364
[표 4] 독립변수	365
[표 5] 회귀분석 결과: 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 요인(N=5,321)	368

[표 6] 가설 검증 368

제7장 제2절

[표 1] 나의 미래에 대한 관심 집단 분류 383
 [표 2] 분류 양호도 지표 383
 [표 3] 주요 변수 문항 내용 384
 [표 4] 주요 연속변수 기술통계량 385
 [표 5] 대한민국 미래에 대한 관심 집단 분류 387
 [표 6] 분류 양호도 지표 387
 [표 7] 주요 변수 문항 내용 389
 [표 8] 주요 연속변수 기술통계량 389
 [표 9] 주요 변수 비교 392

제8장 제1절

Table 1. Socio-demographic characteristics of participants according to vaccination hesitancy 406
 Table 2. The reasons for vaccine hesitancy (n=5,532) 407
 Table 3. Psychological and experiential characteristics of participants according to vaccination hesitancy 408
 Table 4. Odds ratios (OR) and 95% credible intervals (CI) based on multivariate binomial logit models of hesitancy to vaccination against COVID-19 .. 411

제8장 제2절

Table 1. Characteristics of a nationally representative sample in South Korea ... 430
 Table 2. Multinomial logistic regression results for the associations between a range of factors and the changes in smoking and alcohol consumption 433

표 목 차

제8장 제3절

[표 1] 기초 특성	456
[표 2] 1인 가구 여부가 코로나19 방역 관련 행동에 미친 영향	457
[표 3] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강행동에 미친 영향	459
[표 4] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강변화에 미친 영향	460
[표 5] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강변화에 미친 영향	462

제8장 제4절

[표 1] 변수 구성	476
[표 2] 연구대상자의 특성	478
[표 3] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험	479
[표 4] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(1) 초조함과 불안함	480
[표 5] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(2) 걱정을 멈추거나 통제할 수 없음 ..	482
[표 6] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(3) 우울감 또는 절망감	484
[표 7] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(4) 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음	486
[표 8] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(5) 외로움	488
[표 9] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(6) 한 가지 이상 증상 경험	490
[표 10] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인(1) 한 가지 이상 증상 경험 ..	492
[표 11] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인(2) 증상별 경험 영향 요인 ..	494
[표 12] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인 - 종합	496

제8장 제5절

[표 1] 미충족 의료 경험에 따른 연구대상자의 일반적 특성 - 한국인의 행복조사 연구 2020	511
[표 2] 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020	513

[표 3] 성별에 따른 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	515
[표 4] 연령에 따른 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	516
[표 5] 코로나 방역정책에 대한 이해와 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	517
[표 6] 코로나 방역정책에 대한 신뢰와 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	518
[표 7] 코로나 방역정책에 대한 만족과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	519
[표 8] 성별 층화(여성)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	520
[표 9] 성별 층화(남성)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	521
[표 10] 연령 층화(19~64세)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	523
[표 11] 연령 층화(65세 이상)에 따른 코로나 방역정책에 대한 만족과 미충족 의료와의 관계	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	524
[표 12] 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료 불평등	
- 한국인의 행복조사 연구 2020(n=13,491)	525
[표 13] 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료 불평등	
- 한국인의 행복조사 연구 2020	526
[표 14] 미충족 의료 관련 불평등 집중지수 분해결과 - 한국인의 행복조사 연구 2020	527

그림 목 차

제1장

[그림 1-1] 한국인의 행복 조사 문항 구성 프레임 4

제2장 제1절

[그림 1] 전반적 행복감: 성/연령/지역별 25

[그림 2] 전반적 행복감: 기초생활수급 여부/가구형태/상용근로 여부/직장 내 차별 경험/개인소득 ... 26

[그림 3] 전반적 행복감: 학력/건강상태/만성질환 여부/장애 여부 26

[그림 4] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 전체/성별/연령별/지역별 27

[그림 5] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 기초생활수급 여부/가구형태/
상용근로 여부/직장 내 차별 경험/개인소득 28

[그림 6] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 학력/건강상태/만성질환 여부/장애 여부 28

[그림 7] 현재 자신의 사다리 위치: 전체/성별/연령별/지역별 29

[그림 8] 현재 자신의 사다리 위치: 기초생활수급 여부/가구형태/개인소득 30

[그림 9] 현재 자신의 사다리 위치: 학력/상용근로 여부/직장 내 차별/건강상태/
만성질환 여부/장애 여부 30

[그림 10] 5년 전/후의 삶의 만족도: 전체/성별/연령별/지역별 31

[그림 11] 파라미터에 따른 전반적 행복감 40

[그림 12] 파라미터에 따른 전반적 행복감_세부 비율 41

[그림 13] 파라미터에 따른 삶의 의미 42

[그림 14] 파라미터에 따른 삶의 의미_세부 비율 43

[그림 15] 파라미터에 따른 현재 자신의 사다리 위치 44

[그림 1 6] 파라미터에 따른 현재 자신의 사다리 위치_세부 45

제2장 제2절

[그림 1] 본 연구에서 사용된 일상재구성법 예시 56

[그림 2] 첫 번째 사건의 활동 정보별 긍정/부정 정서와 정서 비율 59

[그림 3] 첫 번째 사건을 같이 한 사람별 긍정/부정 정서와 정서 비율 60

[그림 4] 첫 번째 사건을 같이 한 사람(혼자 vs. 같이)에 따른 주관적 안녕감 차 62

제2장 제3절

[그림 1] 혼인 상태별 삶의 만족도 84
 [그림 2] 주거 형태별 삶의 만족도 86
 [그림 3] 월평균 소득별 삶의 만족도 89
 [그림 4] 교육수준별 삶의 만족도 94
 [그림 5] 경제활동상태별 삶의 만족도 96

제3장 제1절

[그림 1] 행복의 원천이 되는 삶의 측면들 115
 [그림 2] 전반적 행복도에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과 124
 [그림 3] 삶의 만족도에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과 126
 [그림 4] 긍정-부정 정서 경험에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과 128
 [그림 5] 2020년 세계 행복 순위와 그 기여요인들 130

제3장 제2절

[그림 1] 연구 모형 147

제3장 제3절

[그림 1] 유럽국가별 CCTV 설치 찬성률과 10만명당 살인율 간의 산점도 174
 [그림 2] 유럽국가별 CCTV 설치 찬성률과 투명성지수 간의 산점도 175
 [그림 3] 유럽국가별 E-Mail 모니터링 찬성률과 국제테러지수 간의 산점도 176
 [그림 4] 한국 및 비유럽권 국가들의 CCTV 설치 찬성률과 국가투명성지수 간의 관계 181
 [그림 5] 한국 및 비유럽권 국가들의 E-Mail 모니터링 찬성률과 국제테러지수 간의 관계 182

그림 목 차

제4장 제1절

[그림 1] 고용형태가 일에 대한 만족감과 행복에 미치는 영향(모형1)	198
[그림 2] 근로시간이 일에 대한 만족감과 행복에 미치는 영향(모형2)	198
[그림 3] 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향	205
[그림 4] 근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향	207

제4장 제2절

[그림 1] 잠재집단별 일-여가 가치관 문항의 응답분포	225
--------------------------------------	-----

제6장 제1절

[그림 1] 연구 모형 요약	306
-----------------------	-----

제6장 제2절

[그림 1] 연구 모형 요약	321
-----------------------	-----

제7장 제2절

[그림 1] 미래 관심에 대한 문항	378
[그림 2] 기계학습 알고리즘 중 랜덤 포레스트 모형	380
[그림 3] 오차 행렬	380
[그림 4] 설명변수 상대적 중요성 도표	384
[그림 5] 나의 미래 관심도 부분의존성 도표	385
[그림 6] 설명변수 상대적 중요성 도표	388
[그림 7] 대한민국 미래 관심도 부분의존성 도표	390

제8장 제2절

Figure 1. Bivariate relationships between (a) smoking status vs. drinking status and (b) smoking change vs. drinking change. Smoking status and drinking

status were moderately associated ($df = 1$) = 1300, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.31$). Smoking change and drinking change were also moderately associated ($df = 4$) = 647, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.12$). 432

Figure 2. Probabilities of smoking changes for (a) age and (b) household income in restricted cubic spline function. The probability of decreasing the smoking amount during the COVID-19 pandemic is higher for those with higher household income. 434

Figure 3. Probabilities of drinking changes for (a) age and (b) household income in restricted cubic spline function. The probability of decreasing the drinking amount during the COVID-19 pandemic was higher for those with younger age, and low and high household income (i.e., a U-shape relationship). 434

Figure 4. Probabilities of (a) smoking changes and (b) drinking changes by household income within employment statuses. The interaction terms are statistically significant for both smoking changes ($df = 18$) = 51.5, $p < 0.001$) and drinking changes ($df = 18$) = 33.9, $p = 0.013$). 436

요 약

제1장 한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 조사

제1절 한국인의 행복조사

- **국민 행복 수준을 높이기 위한 정책적 대안 발굴에 활용**
 - 한국은 높은 경제 수준에도 불구하고 낮은 행복 수준을 보이는 대표적인 나라(160여 개국 중 50위: World Happiness Report 2020년 기준)일 뿐만 아니라 국가 내 행복 격차도 큰 나라임.
 - 그럼에도 행복에 대한 심층 연구와 정책적 대안 제시를 위한 기초자료가 희박함.
 - 이에 국회미래연구원은 행복에 대한 모니터링과 연구를 통한 입법 방향 제안을 지속적으로 수행하는 것이 바람직하다고 판단하여 기관 설립 초기부터 국민 행복을 측정하기 위해 꾸준히 노력해 옴.
 - 「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 대안 발굴에 활용하고자 실시함.
- **본 조사의 목표 모집단**
 - 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민임.
- **설문지의 구성**
 - 1) 본 조사의 목적인 행복 측정과 2) 행복의 결정요인 분석을 위한 두 개의 문항 그룹으로 구성하고 이에 모듈화한 설문 문항을 추가하였는데 2020년 예비조사에는 코로나와 관련된 설문 문항을 추가함.
 - 행복 측정영역은 국제 비교가 가능한 문항을 활용하기 위하여 주관적 안

녕감 측정 가이드라인의 권고에 기반하여 문항의 기본틀을 구성함.

- 본 조사에 행복 수준 측정과 더불어 한국인의 낮은 행복감의 주요 결정 요인을 파악하기 위해 선행연구를 기반으로 사회심리적 요인의 설문 영역을 구성함.
- 실제 현장 조사는 2020년 10월 24일~2020년 12월 18일까지 실시함.

제2절 한국인의 미래 가치관 조사

• 조사의 배경 및 목적

- 미래 가치관 조사는 미래 가치관에 대한 진단과 예측을 통해 한국인들의 가치체계 흐름을 이해하고 국가 미래 설계 및 장기적 전략 수립을 위한 기초자료로 활용하기 위해 수행됨.
- 특히, 청소년 및 성인 대상으로 한 조사 결과를 분석함으로써 미래세대가 원하는 미래사회상 도출 및 미래세대의 권익을 보호하는 공공정책의 방향성을 제안하고자 함.
- 미래 가치관 조사는 한국의 사회변화를 반영하고 미래에 대한 관점과 태도를 조사하기 위해 2020년 현재 국내 거주하는 만 13세 이상 남녀를 대상으로 실시함.
 - 조사 대상 시점은 조사기간 현재 및 10년 후, 30년 후 미래에 관한 질문으로 구성됨.
 - 조사기간은 2020. 9. 10.~2020. 10. 31.임.

제3절 본 보고서의 작성 목적과 구성

• 본 보고서의 작성 목적

- 본 보고서는 20년에 전국적으로 수집된 한국인의 행복조사(예비조사) 및 「한국인의 미래 가치관 조사」의 데이터를 활용하여 학술적인 연구를 진행함으로써 (1) 수집된 데이터에 대한 검증 및 (2) 데이터의 효용성 검증에 중점을 둠.

● 본 보고서의 구성

- 본 보고서의 작성 목적의 달성을 위하여 본 보고서는 특정 주제 또는 방법론 등에 국한된 분석을 하지 않고 한국인의 행복조사(예비조사) 설문 의 모듈화된 모든 주제의 데이터를 활용하도록 각 분야의 전문가들을 섭외하여 엄밀한 학술적 연구를 수행함.
- 따라서 본 보고서는 설문지의 주제별로 구성이 되어 있으며 코로나19의 상황이 행복에 미치는 영향을 고려하여 추가된 코로나19 모듈 데이터를 활용한 연구도 포함됨.
- 한국인의 미래 가치관 조사의 경우 행복 또는 삶의 질이 핵심적인 주제가 되는 연구들을 수행하여 주제별로 묶음.

제2장 한국의 행복/삶의 만족도 수준과 실제

제1절 한국인의 행복 수준 결과와 행복조사 연구의 함의

- 연구에서는 2020년 국회미래연구원에서 수행된 한국인의 행복조사의 주요 결과인 한국인의 행복 수준을 파악하고 여러 하부 인구 집단에 따른 행복 수준의 격차를 기술적으로(descriptive) 살펴봄.
- 아울러 코로나 상황하에서의 행복조사의 타당도와 신뢰도를 확인하기 위하여 설문조사 과정을 데이터화한 파라데이터(Paradata)에 따른 행복 수준의 결과를 살펴봄.
- 분석 결과, 전반적 행복감 10점 만점 기준 평균 6.83점으로, 1인 가구, 저소득 개인, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 사람 등의 특성을 가진 표본에서 전반적 행복감이 상대적으로 낮게 나타남.
 - 전반적 행복감이 높은 집단에서 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유, 자신의 삶에 대한 평가가 긍정적인 경향을 보였으나, 행복 취약계층(주로 60대 이상, 1인 가구, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 집단)을 통해 행복의 불평등을 문제를 확인할 수 있음.
 - 특히, 전북, 전남, 광주, 경남지역의 행복 수준이 높은 반면, 경북과 제주는 행복과 관련된 모든 지표에서 최하위를 보여 지역별 격차는 향후 해결해야 할 큰 정책 목표가 되어야 함을 시사함.

- 파라메타에 따른 행복 수준 분석 결과, 조사 방식에 따른 응답률과 행복 수준에는 유의미한 차이가 없는 것으로 확인되어 조사 데이터에 있어서 타당도와 신뢰도가 확보되었다고 볼 수 있음.
- 향후 행복 취약계층을 파악하고 이에 대한 심층 연구를 축적해 가고 이를 바탕으로 행복 수준을 높이고 불평등을 줄일 정책적 제안이 필요함.

제2절 일상재구성법(DRM)으로 살펴본 일상 사회성의 주관적 안녕감과 의 관계

- 행복이 국가의 정책 지향점이 되면서 국가 단위의 행복 영향 요인에 대한 실질적인 탐색이 절실해지고 있음.
 - 수입 같은 객관적 요소는 행복에 대한 영향력이 미미하거나 한계가 있는 반면, 일상에서 다른 사람과 얼마나 함께하는지 같은 사회성은 중요하지만 간과되는 요인임.
 - 잘 알려진 행복 예측치인 대인관계 전반이나 특정 관계의 만족도 외에, 일상 수준에서 혼자가 아니라 다른 사람과 함께 하는 수준(일상 사회성)이 행복을 예측하는지 한국인 대상으로 살펴보는 연구는 흔치 않음.
- 본 연구는 일상재구성법(Day Reconstruction Method)을 사용하여, 일상 사회성이 전반적 행복의 좋은 예측치일 것이라 예상하고 연구를 진행함.
- 그 결과, 일상을 다른 사람과 함께 보낸 사람들이 혼자 보냈던 사람들에 비해 전반적인 행복 수준이 유의하게 높게 나타남.
- 이런 경향은 인지적, 정서적 안녕 영역 모두에서 일관적으로 나타남.
- 또한, 일상 사회성은 인구학적 변인 이상의 행복 예측력을 일관적으로 보이는 것으로 나타남.
 - 이는 일상 사회성이 개인의 행복에 밀접한 행동 변인이며, 이는 정책적으로도 중요한 고려 요인임을 시사함.

제3절 한국인의 삶의 만족도 영향 요인과 차이 분석: 무엇이, 얼마나 영향을 미치며 얼마나 차이가 있는가?

- 본 연구의 목적은 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 요인별로 얼마나 차이가 나는지를 살펴보는 것임.
- 한국인의 삶의 만족도를 개인 특성 변인별로 파악하고 그 특징을 이해하기 위해 「한국인의 미래 가치관 조사」에서 수집한 데이터 중 개인 수준의 특성을 나타내는 성별, 혼인 여부, 소득수준, 거주형태, 경제활동상태 변수를 선정하여 이들 변수별 삶의 만족도 차이를 알아보기 위해 일원분산분석(One-Way ANOVA)을 실시함.
- 분석 결과, 경제 상태가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 다음으로 행복도와 건강에 대한 인식이 삶의 만족도에 주요하게 영향을 미치는 것으로 나타남.
 - 삶의 만족도는 여성이 남성보다 유의하게 높았고, 사별이나 이혼 경험 유무에 따른 삶의 만족도에는 유의한 차이가 있었음.
 - 소득이 상대적으로 낮은 300만원 이하 구간에서는 월평균 소득의 차이가 곧바로 삶의 만족도 차이로 이어진다는 사실을 알 수 있었음.
 - 교육수준에 따른 삶의 만족도 분석 결과, 고졸 이하의 집단 간에는 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하지 않으며, 고졸부터는 교육수준에 높아짐에 따라 삶의 만족도가 증가하고 그 차이가 또한 통계적으로 유의함을 확인함
 - 삶의 만족도 차이를 발생시키는 경제활동 상태는 상용근로자, 일용근로자, 고용주/자영업자 집단이었으며, 이들 집단과 기타 다른 집단 간의 삶의 만족도에 유의한 차이가 있는 것으로 나타남.
- 이러한 결과를 통해 한국인의 삶의 만족도에 대한 지속적인 모니터링의 필요성과 취약계층을 위한 정책적 지원 등을 제안함.

제3장 행복/삶의 만족도와 사회적 요인

제1절 한국에서 행복의 사회적 기반에 대한 연구: 사회적 자본과 사회적 환경, 가치의 영향

- 본 연구는 한국인의 행복의 사회적 기반을 사회적 자본과 사회적 환경과 가치의 측면에서 분석하고 설명하고자 함.
 - 행복의 사회적 기반(social foundation of happiness)은 유엔 행복 보고서에서 처음 사용되었으며, 한국은 행복의 사회적 기반이 취약한 대표적인 사회임.
- 사회적 기반이 개인 간 행복의 차이도 설명하는가 검증하고자 본 연구는 국회미래연구원에서 2020년 수행한 국민행복조사 예비조사 자료를 분석함.
- 행복을 행복도, 삶의 만족, 긍정-부정 정서 경험으로 각각 측정하여 분석한 결과 사회적 자본 중 사회적 참여로는 기부와 사회단체 참여가 행복에 유의하게 긍정적 효과를 갖는 것으로 확인됨.
- 사회적 자본의 관계적 측면으로는 사회적 고립이 행복을 낮추는 반면, 즉 신뢰가 높은 경우에만 친구 수가 많은 것이 행복 수준을 높이는 것으로 나타남.
- 사회적 환경으로는 자신의 삶에서 결정의 자유가 높은 경우와 안전감에 대한 만족도가 높은 경우, 그리고 원하는 일을 하고 원하는 사람과 만나는 사람이 행복 수준이 높은 것으로 나타남.
- 사회적 가치로서 물질주의와 비교 성향은 전반적으로 행복 수준을 낮춤.

제2절 개인의 삶의 만족도 결정요인 연구: 사회경제적 요인 및 사회적 자본을 중심으로

- 본 연구는 기존의 선행연구를 확장하여 국민의 삶의 만족도에 미치는 영향 요인을 실증적으로 검증하는 것을 목적으로 하며, 국회미래연구원의 '한국인의 미래 가치관 연구' 설문데이터를 활용하여, 사회경제적 조건과 인지적 사회적 자본 요소인 신뢰, 호혜성 규범 및 사회적 규범의 영향력을 검토하고자 함.
- 주요 분석 결과는 첫째, 사회경제적 측면의 요인의 경우, 객관적인 계층 요인 중 절대적인 소득수준의 경우 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하였지만, 교육수준의 경우 삶의 만족도에 유의미한 정(+의) 효과를 미침을 확인함.

- 주관적인 계층요인 중, 소득에 대한 응답자의 주관적인 평가를 활용하였는데, 경제적으로 여유로움을 인지할수록 삶의 만족도가 높음을 제시하는 결과임.
- 취약계층에 대한 효과적인 지원정책의 마련 및 사회경제적 환경 조성 및 개선을 위한 정책안 마련 및 도입이 필수적임.

제3절 전자감시사회에서의 시민적 권리에 대한 한국과 유럽 인식 격차

- CCTV가 일상화된 현실 속에서 전자적 감시 장치의 지속적인 확대는 국민들의 사생활보호권과 언론과 표현의 자유 등 시민적 권리를 침해하고 삶의 질을 격하시킬 우려가 있음.
- 하지만 일부에서는 인권침해를 최소화 또는 방지하기 위한 제도적 장치가 마련되어 있기 때문에 안전과 국가안보 등의 목적을 위해 전자적 감시 장치의 확대는 불가피하다는 목소리 또한 존재함.
- 이에 본 연구는 대표적인 전자적 감시제도인 CCTV 설치와 E-Mail 모니터링에 대해 한국인들이 가지고 있는 인식이 유럽과 어떠한 차이를 보이고 있는지를 살펴보고, 개인 및 국가 간 인식 격차가 발생하는 원인을 탐색하는 데 목적을 두고 진행함.
- 분석 결과, 유럽권 내에서 동유럽과 여타 비동유럽권 간에 전자적 감시제도에 대한 인식이 매우 상이함을 확인하였으며, 비동유럽권 내에서도 국민들이 정부에 대해 가지고 있는 신뢰와 테러 위협의 상태에 따라 서로 다른 인식의 차이가 존재함을 확인할 수 있음.
- 또한, 비동유럽권과 한국과의 비교를 통해 한국인들이 상대적으로 전자적 감시제도에 대한 거부감이 높은 것으로 나타났는데, 이러한 결과 역시 전자적 감시 장치를 통해 습득된 정보가 유출되거나 다른 목적으로 사용되지 않을 것이라는 신뢰의 문제와 매우 관련되어 있음을 확인함.
- 이러한 결과를 토대로 전자감시사회로의 이행이 불가피하다면 시민적 권리를 보호하기 위해 무엇을 해야 할 것인지에 대해 논의할 필요가 있음.

제4장 일, 노동, 직업과 행복/삶의 만족도

제1절 일이 주는 기쁨과 슬픔: 행복과 일의 관계에 대하여

- 본 연구는 일에 대한 만족감과 행복의 관계에 초점을 두고, 구조방정식 모형을 적용하여 고용형태와 근로시간이 일에 대한 만족감을 통해 개인의 행복에 영향을 미치는지를 살펴봄.
- 분석 결과, 전반적으로 일에 대한 만족도는 행복에 영향을 미치고 있어, 일이 여전히 우리 삶에서 중요한 부분을 차지하고 있음이 확인됨.
- 고용형태와 행복의 관계를 분석한 모형에서는 비정규직 근로는 정규직 근로에 비해 일에 대한 만족도를 낮추며, 결과적으로 행복감도 낮추는 것으로 분석됨.
- 또한, 1인 자영업자는 정규직 근로자보다 전반적인 행복감이 낮지만 고용주는 높은 것으로 나타나, 1인 자영업자가 처한 상황 분석을 토대로 적절한 정책적 지원이 필요한 것으로 분석됨.
- 근로시간과 행복의 관계를 분석한 모형에서는 단시간근로나 초과근로는 정규근로(주당 40~52시간)보다 일에 대한 만족도는 낮추지만, 일에 대한 만족감이 근로시간과 행복 간의 관계를 매개하는 효과는 없는 것으로 분석됨.
- 가족형태별로 일에 대한 만족감에 차이가 있는지 분석한 결과, 유배우 유자녀 가구를 제외하고는 단시간근로가 정규근로보다 만족도가 높지 않은 것으로 나타남.
- 가족형태와 성별 조절효과 분석 결과, 유배우 여성의 일에 대한 만족도가 낮은 편이며, 특히 초과근로가 일에 대한 만족도를 낮추는 것으로 나타남.
- 유배우 여성은 자녀 유무와 관계없이 일에 대한 만족도가 낮았다는 점에서 가족 내부와 노동시장에서 여성 근로자가 직면하는 갈등 상황이 무엇인지 파악하고 이를 완화할 수 있는 정책을 마련할 필요가 있음.

제2절 일이나 여가나의 구도를 넘어: 일-여가 인식 유형과 행복

- 본 연구는 한국인의 일-여가 인식 유형을 확인하고 유형별 특징을 파악하고 이 유형과 행복이 어떤 관계를 맺는지 분석함.
- 분석 결과, 첫째, 일-여가 인식은 ‘일-여가 동시 중시형’(45%), ‘소극적 여가 중시형’(18%), ‘일-여가 관계 미정립형 I’(14%), ‘적극적 여가 중시형’(13%), ‘일-여가 관계 미정립형 II’(10%) 등 5개로 유형화됨.
- 둘째, ‘일-여가 동시 중시형’과 다른 네 가지 유형을 비교한 결과, 성별, 연령, 교육수준, 자가 소유 여부, 가구 경제 상태 인식, 수도권 거주 여부에서 유의미한 유형별 차이가 있었음.
- 셋째, 일-여가 인식 유형 중 ‘적극적 여가 중시형’, ‘일-여가 동시 중시형’, ‘일-여가 관계 미정립형 II’, ‘일-여가 관계 미정립형 I’, ‘소극적 여가 중시형’ 순으로 행복 수준이 높았음.
- 이 연구는 한국인의 일-여가 인식 유형을 포착하고, 그 유형과 행복의 연관성에 대한 심층 정보를 제공했다는 의의가 있음.

제5장 세대와 행복/삶의 만족도

제1절 세대별 행복 차이 양상 및 결정요인 분석

- 본 연구는 주관적 행복이 세대에 따라 어떠한 차이를 보이는지 탐구함.
- 현재의 한국사회를 5개의 세대 집단(산업화세대, 베이비붐세대, X세대, M세대, Z세대)으로 구분하여 평균적 행복감을 비교함.
- 분석 결과, 80~95년 사이에 출생한 M세대의 행복감이 가장 높고, 54년 이전에 출생한 산업화세대의 행복감이 가장 낮았으며, 베이비붐세대와 X세대 사이의 행복감 차이는 뚜렷하지 않음.
- 산업화세대와 베이비붐세대 간 행복감 차이는 건강, 가족관계 만족도, 취업 여부 등 행복을 설명하는 각 요소의 수준 차이에 의해 설명되지만, X세대와 M세대의 행복감 차이는 해당 요소로부터 행복감을 느끼는 정도의 차이를 통해서 보다 잘 설명됨.

- 이는 같은 환경에 있더라도 세대별로 행복감을 느끼는 방식이 상이함을 시사함.
- 취업은 M세대와 X세대의 행복감을 지지하는 효과가 유의하게 나타났으며, 단독가구에 거주하는 베이비붐세대 남성과 산업화세대 남성, 여성 모두의 행복감이 뚜렷이 낮은 것으로 확인됨.
- 자가주택에 거주하는 X세대와 베이비붐세대의 행복감도 유의한 수준으로 나타남.
- 따라서 일자리 정책은 주로 M세대와 X세대를 대상으로 하는 것이 효과적이며, 단독가구에 거주하거나 임차 거주하는 베이비붐세대, 산업화세대를 주거 정책 대상으로 하는 것이 국민의 행복감 증진을 위해 효과적일 수 있음.

제2절 미래세대의 행복과 영향 요인 연구: MZ세대를 중심으로

- 본 연구는 MZ세대의 행복이 다른 세대와 차이가 있는지, 만약 차이가 있다면 어떠한 요인이 그들의 행복에 영향을 미치는지 파악하는 것을 목적으로 함.
- 세대별 행복도 차이를 검증한 결과, Z세대, M세대, X세대, 베이비붐세대라는 각 집단별 행복의 차이가 있음을 확인함.
- 연령대가 높은 세대일수록 행복도가 낮은 경향을 보였으며, 세대별 행복도는 성별, 혼인 상태, 직업, 가구형태별로 차이를 보이는 것으로 나타남.
- 전체 세대 및 세대별 행복 영향 요인을 분석한 결과, 연령, 결혼상태, 사회적 신뢰, 사회적 관계, 건강 등이 행복에 영향을 미치는 공통적인 요인으로 나타남.
- 주목할 만한 결과로서, 기성세대와는 달리 MZ세대는 사회 공정성 인식이 유의미한 영향을 미치고 있음을 알 수 있음.
- 이러한 결과는 미래세대의 행복을 증진시키기 위해 공정한 사회를 만들기 위한 논의의 장과 정책적 노력이 필요함을 시사함.

제6장 지역과 행복/삶의 만족도

제1절 정주여건에 대한 만족이 행복에 미치는 영향

- 정책 목표로서 국민 삶의 질 제고에 대한 관심이 증대되면서, 정부와 지역사회는 생활여건 개선에 노력함.
- 본 연구는 정주여건에 대한 만족감이 행복에 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 실시됨.
- 분석 결과, 개인의 건강은 행복감에 영향을 미치며, 거주지역의 생활여건 중 건강여건, 여가여건에 대한 만족은 행복감에 정(+)¹의 영향을 미치며, 교육여건, 환경여건의 만족은 행복감에 부(-)²의 영향을 미치는 것을 알 수 있음.
- 또한 안전감에 대한 만족, 동네환경에 대한 만족, 일에 대한 만족은 행복감에 정(+)³의 영향을 미치고 있음을 확인함.
- 이러한 연구 결과는 국민 행복과 삶의 질 제고 전략 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것임.

제2절 행복의 지역 격차: 수도권과 비수도권의 행복 영향 요인 비교

- 본 연구의 목적은 한국인의 행복에 지역적 차이가 나타나는지, 국민 행복에 영향을 미치는 요인이 지역별로 다른지를 수도권과 비수도를 중심으로 살펴봄.
- 비수도권과 수도권의 전반적 행복감과 만족도를 비교한 결과 수도권의 행복 점수가 비수도권에 비해 상대적으로 약간 높았으며, 개인의 건강, 생활수준, 가족생활 만족도가 비수도권에 비해 높게 나타남.
 - 지역생활여건의 경우 수도권 지역에서의 건강여건, 교육여건, 관계 및 사회 참여 여건, 환경여건, 여가여건의 만족도가 비수도권보다 높음을 알 수 있음.
 - 반면 안전여건과 경제여건에 대한 만족도는 비수도권이 수도권보다 높게 나타남.
- 행복 영향 요인 분석 결과 수도권의 수도권과 비수도권 지역에서 공통적

으로 개인의 건강, 생활수준, 대인관계, 가족생활, 건강 생활여건이 행복감에 정(+의 영향을 미치고 있음을 확인함.

- 반면 수도권에서는 나이와 소득이 행복감에 유의미한 영향을 미치지 않았으나 비수도권에서는 나이가 많을수록, 소득이 높을수록 행복감이 낮은 경향을 보임.
- 이러한 연구 결과를 바탕으로 본 연구는 수도권과 비수도권의 균형발전 정책을 추진하되 지역적 소요에 적합한 행정서비스와 생활인프라 공급의 필요성을 제안함.

제3절 행복과 불평등의 지형 분석: 지역 내 사회서비스 시설 접근성 분석을 중심으로

- 본 연구는 국회미래연구원의 ‘한국인의 행복조사’와 시군구별 사회서비스 분포 및 인구밀도 등 다양한 행정통계를 활용하여, 지역 내 사회서비스 시설의 공간적 분포가 지역 거주자의 행복감에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴봄.
- 분석 결과, 행복과 사회서비스 접근성 불평등도 사이에는 비선형 관계가 성립하는 것으로 나타남.
 - 사회서비스 제공 시설 수로 보면 유소년서비스와 노인서비스 모두 일정 수준 이상 공급되면 행복이 오히려 하락하는 비선형 양상을 보이나, 이를 지역 내 시설의 비중으로 보면 서로 상이한 관계가 도출됨.
- 사회서비스 제공 시설의 공간적 분포와 행복 간의 비선형 관계는 지속적인 사회서비스 전달체계의 확충이 양적으로 이루어지는 방식은 한계가 있음.
 - 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있음.
- 보다 명확한 원인을 파악하기 위해서는 체계적인 후속 연구가 필요함.

제7장 미래 인식

제1절 한국인의 미래 인식에 영향을 미치는 인지적 요인 연구: 과학기술과 환경문제 인식을 중심으로

- 과학기술과 환경문제와 같은 현대사회의 주요 쟁점에 대한 인식은 개인적·사회적 차원의 의사결정에 중요한 요소로 작용할 수 있음.
- 본 연구는 과학기술과 환경문제 인식을 포함한 인지적 요인이 한국인의 미래에 대한 전망에 미치는 영향에 대해 설문조사를 통해 실증적으로 분석함.
- 분석 결과, 응답자의 과학기술에 대한 긍정적 인식은 미래에 대한 낙관적 인식에 정(+의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나, 환경문제의 심각성 인지도는 미래에 대한 이미지와 통계적으로 유의미한 관계를 나타내지 않음.
- 한편 현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖는 것으로 나타났으며, 타인에 대한 신뢰도가 높은 응답자일수록 미래를 낙관적으로 인식하고 있는 것으로 나타남.
- 본 연구는 과학기술과 환경에 관한 인식을 포함한 개인적·사회적 요소들을 파악하고 그들이 한국인의 미래에 대한 전망에 미치는 영향에 대해 분석하여, 실효성과 수용성 높은 미래 정책 방향을 설정하는 데 필요한 기초자료를 제공한다는 점에서 의미가 있음.

제2절 머신러닝을 이용한 미래 인식 영향 요인 탐색

- 본 연구는 머신러닝 기법을 활용하여 한국인들의 미래 인식에 영향을 미치는 요인들을 살펴봄.
- 나의 미래에 대한 관심도를 기준으로 미래 관심 집단과 무관심 집단을 분류함.
- 주요하게 영향을 미치는 주요 변수를 탐색한 결과, 미래 이미지, 출생 연도, 2030년도의 나의 삶의 모습 등 3개의 변수가 상대적으로 매우 중요

한 변수로 확인됨.

- 그 밖에 현재 행복한 이유, 월평균 가구소득, 거주지역, 최종학력, 현재 삶의 만족도, 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소 등이 중요한 것으로 나타남
- 또한 대한민국의 미래에 대한 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 데 상대적으로 중요한 변수들을 살펴보면, 미래 이미지, 사회의 이익을 위한 행동의 중요성, 출생 연도 등 3개의 변수가 상대적으로 가장 중요한 변수로 확인됨
- 그 밖에 성별, 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교, 2050년의 나의 삶의 모습, 월평균 가구소득, 곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성, 현재의 나의 행복도, 2050년 인류의 삶을 가장 위협할 요소 등으로 나타남.
- 이러한 결과를 바탕으로 한국인의 미래 적응력 제고를 위한 국회 역할과 관련 예산 모니터링 등의 정책적 시사점을 제시함.

제8장 코로나19 관련 심층분석 연구

제1절 한국의 COVID-19 백신접종 주저의 인구사회학적, 심리적, 경험적 예측인자

- 코로나-19 유행을 통제하는 데 있어 첫 번째 장벽은 백신접종에 대한 망설임임.
- 본 연구를 통해 (1) 코로나-19 백신에 대한 접종 주저의 빈도 및 이유, (2) 백신접종에 대한 주저 비율이 높은 집단, (3) 백신접종 주저의 예측인자를 연구함.
- 연구 결과, 대상자의 39.8%는 백신접종을 주저하거나 거부한다고 응답하였고, 가장 흔한 이유는 COVID-19 백신의 안전성에 대한 확신이 부족하다는 것(77.9%)임.
- 백신접종 주저는 현 상황에 대해 인지하고 있는 위험성이 매우 낮은 집단, COVID-19로 인한 삶에 영향, 특히 적은 영향을 받은 집단, COVID-19 유행기간 중 건강상태가 악화를 경험한 집단에서 더 높았음.
- COVID-19에 대한 두려움이 적거나 없는 것, 직업의 불안정성, 가계수

입의 감소, 건강악화의 경험이 백신을 주저하는 주요 예측인자였으며, 그 외에도 젊은 연령이나, 무교, 정치적으로 보수성, 저소득이 유의한 요인으로 나타남.

- 조기에 집단면역을 달성하기 위해서는, 백신접종에 대한 망설임이 높은 집단을 대상으로 백신 주저 요인을 고려한 효과적인 의료 커뮤니케이션 및 정책이 필요함.

제2절 코로나19 대유행 동안의 한국인의 흡연량 및 음주량의 변화: 고용형태, 경제적, 사회인구학적 요인과의 상관관계

- 코로나19 대유행으로 인한 사회적 혼란과 일상의 급변은 흡연과 음주 패턴의 변화를 가져왔을 것으로 보임.
- 본 연구에서는 1) 흡연 인구나 음주 인구의 기술통계, 2) 코로나19 대유행 이후 흡연량과 음주량의 변화, 3) 다항로지스틱 회귀를 통한 흡연량과 음주량의 변화와 고용형태, 경제적 또는 사회인구학적 요인의 상관관계를 분석함.
- 평균적으로 흡연량과 음주량 감소의 비율이 컸으나 이와 같은 변화는 하위군 간에 이질적으로 나타남.
- 남성, 기초생활수급자, 자영업자, 실업자, 만성질환 환자는 대조군보다 흡연량이 증가할 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 높은 가계소득자, 임시근로자, 1인 가구가 아니거나 친구가 적은 사람은 흡연량 감소의 확률이 높음.
- 남성, 자영업자, 1인 가구, 만성질환자, 친구가 많은 사람은 대조군에 비해 음주량이 증가할 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 낮은 연령, 남성, 높거나 낮은 가계소득자(U-모양 상관관계), 전세자, 임시근로자, 만성질환 환자는 음주량의 변화가 없는 경우보다 감소할 확률이 더 높았음.
- 코로나19에 인한 사회적 및 경제적 타격이 상대적으로 큰 집단인 자영업자, 실업자, 기초생활수급자, 만성질환 환자, 1인 가구의 흡연량 및 음주량이 증가할 확률이 대조군에 비해 높은 것으로 나타남.

제3절 1인 가구와 다인 가구의 코로나19 이후 건강행동 이행 및 건강변화 비교 연구

- 국내 1인 가구의 코로나19 이후의 건강 문제를 확인하기 위해 다인 가구와 1인 가구를 비교하여 코로나19 방역 관련 행동, 건강행동, 건강수준을 비교함.
- 연구 결과, 코로나19 방역 관련 행동에서 다인 가구와 1인 가구 간의 차이가 없었으나, 건강 이행에서 1인 가구의 흡연량과 음주량이 증가하는 경향이 있었음.
- 코로나19 이후 우울감에서는 다인 가구에 비해 1인 가구 유형이 부정적 영향을 미침.
- 본 연구 결과는 코로나19 등의 감염병 유행 시 1인 가구의 건강에 미칠 부정적 영향을 고려한 정책 대응의 필요성을 시사함.

제4절 코로나19 시대의 정신건강 문제 증상 경험과 영향 요인

- 코로나19의 유행이 장기화되면서 증가하고 있는 정신건강 문제를 예방하고 해결하기 위한 적극적인 개입과 노력의 중요성이 강조되고 있음.
- 본 연구는 정신건강 문제 증상 경험의 위험요인을 분석함.
- 분석 결과, 고령자나 사회경제적 취약집단, 만성질환자, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 등이 악화되는 부정적인 경험을 했던 응답자는 일상 중 초조함이나 불안함, 통제할 수 없는 걱정, 우울감이나 절망감, 무기력증, 외로움 등의 증상으로 관찰되는 정신건강 문제를 더 많이 경험하는 것으로 나타남.
- 따라서 이와 같이 정신건강 고위험군을 대상으로 맞춤형 정신건강 증진 전략을 적극적으로 추진해야 하며, 불안감과 사회적 갈등 해소를 위한 코로나19 관련 정보 소통의 일관성 확보와 질 관리 강화 등의 노력이 필요함.

제5절 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료의 이해

- 코로나19 바이러스의 전 세계적 확산이 2년여 넘게 지속되면서 의료진의 피로와 의료체계의 부담감 증가로 인해 필요한 의료서비스를 이용하지 못하거나 접근성이 떨어질 수 있음.
- 본 연구에서는 코로나19 감염증의 대유행에 따라 코로나 감염증과 방역정책에 대한 개인의 인식이 미충족 의료에 어떠한 영향을 주었는지 분석함과 동시에 미충족 의료와 관련한 불평등을 측정하고 불평등 기여요인을 확인하는 실증적 분석을 실시함.
- 연구 결과, 코로나19 감염증에 대한 두려움과 방역정책에 대한 이해, 신뢰, 그리고 만족이 미충족 의료에 유의미한 영향을 줌.
- 한편 미충족 의료와 관련된 불평등의 크기는 작지만 여전히 미충족 의료의 경험이 저소득 편향인 것으로 확인함.
- 따라서 코로나19 감염증에 대한 올바른 이해를 통해 두려움과 불안은 상쇄시키고, 방역정책에 대한 이해와 신뢰, 그리고 만족을 높이는 위험인식 전환을 위한 정책 중재안이 고려되어야 함.
- 또한 코로나19로 인한 소득 감소를 최소화하며 취약계층의 적절한 소득 보장을 위한 제도적 장치를 확립하여 의료서비스 이용 및 접근성을 궁극적으로 향상할 수 있는 방안을 모색해야 함.

제9장 연구의 요약과 결론

□ 연구의 결론 및 정책적 함의

- 경쟁 및 평가 중심의 사회 분위기와 가족해체 및 은둔형 외톨이를 비롯한 고립된 삶으로 인해 자살률이 OECD 국가 중 1위를 차지하는 우리 사회 현재의 모습은 국민들에게 건강한 사회적 관계를 지원해야 할 필요성을 보여줌. 노인, 1인 가구, 저소득층 등 행복 취약계층에 대한 사회활동 참여와 사회적 관계 형성 및 유지 지원에 대한 정책적 대응이 필요함
- 정책 목표를 제시할 때 객관적이고 물질적인 목표뿐 아니라 주관적 만족도를 모니터링하고 증진할 노력이 필요함. 가령, 기대수명 증가로 삶의

질에 대한 관심이 커지는 현 상황에서 건강 수명과 정신적 건강 등 질적인 건강 향상을 유도할 수 있는 정책을 제공해야 함.

- 가족 내부와 노동시장에서 여성 근로자가 직면하는 갈등 상황이 무엇인지 파악하고 이를 완화할 수 있는 정책을 마련할 필요가 있음.
- 세대 간의 행복의 차이를 살펴본 결과 M세대와 X세대를 대상으로 하는 일자리 정책이 해당 세대의 행복 증진에 기여하고 단독가구에 거주하거나 임차 거주하는 베이비붐세대, 산업화세대를 주거 정책 대상으로 하는 것이 국민의 행복감 증진을 위해 효과적일 수 있을 것임. 또한, 미래세대의 행복을 증진시키기 위해 공정한 사회를 만들기 위한 논의의 장과 정책적 노력이 필요함을 시사함.
- 지역과 행복은 향후 한국인의 행복을 결정짓는 주요한 변수로 부상할 것으로 예측됨. 수도권과 비수도권의 균형발전정책을 추진하되 지역적 수요에 적합한 행정서비스와 생활인프라 공급의 필요성을 제안할 필요가 있음. 이때 사회서비스가 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있음.

제 1 장

한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 조사

제1절 한국인의 행복조사

제2절 한국인의 미래 가치관 조사

제3절 본 보고서의 작성 목적과 구성

제 1 절

한국인의 행복조사

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

한국은 높은 경제 수준에도 불구하고 낮은 행복 수준을 보이는 대표적인 나라(160여 개국 중 50위: World Happiness Report 2020년 기준)일 뿐만 아니라 국가 내 행복 격차도 큰 나라이다. 그럼에도 행복에 대한 심층 연구와 정책적 대안 제시를 위한 기초자료가 희박하다. 이에 국회미래연구원은 행복에 대한 모니터링과 연구를 통한 입법 방향 제안을 지속적으로 수행하는 것이 바람직하다고 판단하여 기관 설립 초기부터 국민 행복을 측정하기 위해 꾸준히 노력해 왔다.

「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 대안 발굴에 활용하고자 실시하였다.

2018년 「한국 삶의 질 조사 기반 연구」, 2019년 「한국인의 행복 측정 기반 연구」 등 설문도구 초안 개발연구와 2020년 통계개발원의 2차례 인지 면접을 바탕으로 조사설문지를 완성하였으며, 전문 조사업체와의 협력을 통해 2020년 전국적인 예비조사를 실시하였다.

I 조사 대상

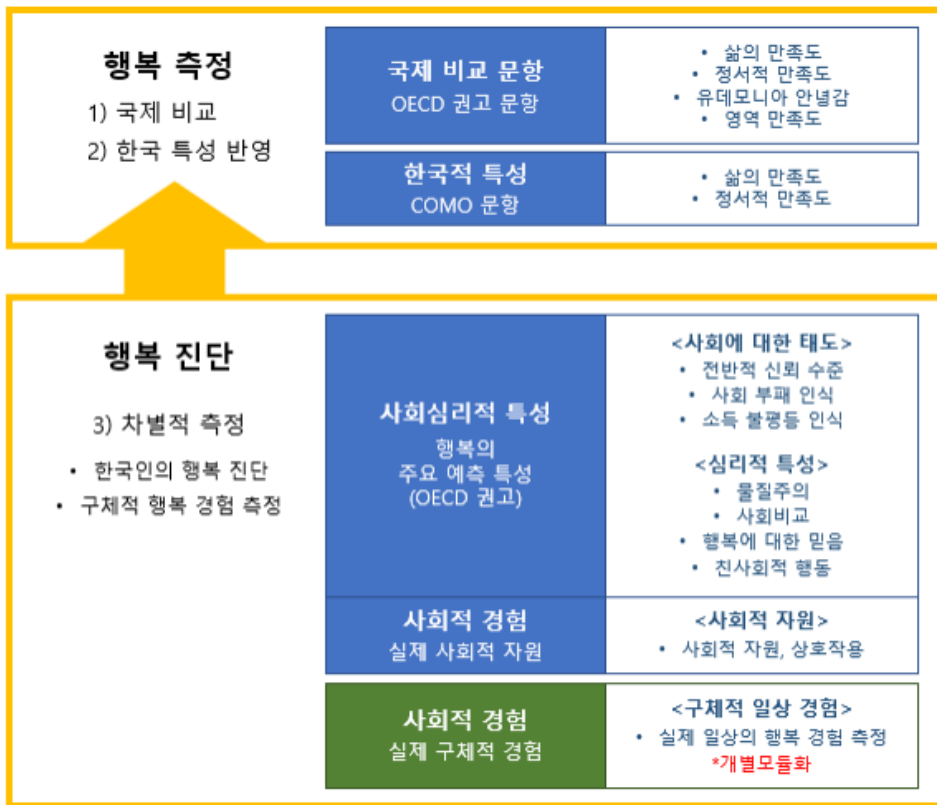
본 조사의 목표 모집단은 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민이다. 본 조사의 조사 모집단은 조사가 곤란한 일부 섬 지역, 기숙시설, 특수사회시설, 관광호텔 등에 거주하는 사람을 제외한 일반 가구의 만 15세 이상 일반 국민이다. 본 조사의 표본틀은 2019년 6월 기준의 통계청 집계구 10만 3,918개이다.

II 조사 내용

심리적 상태에 대한 조사의 특성상 횡단면 조사의 비교가능성이 매우 중요하므로 조사 문항으로서 측정 도구 혹은 척도에 대한 일관성 확보를 통한 시계열적인 비교가능성을 지키는 것이 매우 중요하다. 조사 주기는 한국처럼 세대별, 성별 격차가 상당하고 특정 집단에서는 주목할 변화 가능성을 확인

하기 위해 매년 주기로 조사하기로 하였다. 이를 위해 변동 가능성이 적으며 타당성과 신뢰도를 확보한 설문지 개발이 중요하여 2년에 걸친 연구로 확정하였다.

설문지의 구성은 크게 1) 본 조사의 목적인 행복 측정과 2) 행복의 결정요인 분석을 위한 두 개의 문항 그룹으로 구성한다(그림 1-1). 이에 모뮬화한 설문 문항을 추가하였는데 2020년 예비조사에는 코로나와 관련된 설문 문항을 추가하였다.



[그림 1-1] 한국인의 행복 조사 문항 구성 프레임

행복 측정영역은 국제 비교가 가능한 문항을 활용하기 위하여 주관적 안녕감 측정 가이드라인의 권고에 기반하여 문항의 기본틀을 구성하였다(OECD, 2013). 구체적으로, 전반적인 주관적 행복 수준을 묻고, 삶의 의미(유데모니아), 삶의 평가와 정서에 대한 문항으로 구성하였다. 이에 해당하는 문항은 기본적으로 심리적 측정 원리를 기반으로 신뢰도를 확보하기 위해 같은 영역에 다양한 방식으로 반복 측정하도록 구성되었다. 아울러 캔트릴 사다리(Cantril ladder)를 포함하여 삶의 다양한 부분에서 삶의 만족도 문항들을 추가하였다.

본 조사에 행복 수준 측정과 더불어 한국인의 낮은 행복감의 주요 결정요인을 파악하기 위해 선행 연구를 기반으로 사회심리적 요인의 설문 영역을 구성하였다. 사회심리적 특성은 자신의 태도 및 신념과 더불어서 사회 인식과 사회적 활동 등을 측정하는 문항으로 구성하였다.

특히 실제 행복 경험 형태를 측정하기 위해서는 정서적 경험의 왜곡이 가장 적은 방법으로 알려진 일상재구성법(daily reconstruction Method: Kahneman et al., 2004)을 도입하였다. 이 방법은 개인의 사회적 교류의 모습을 구체적으로 담아내는 방법으로 널리 활용하는 설문이다. 그러나 원문대로 사용하기엔 현재의 온라인 기반의 생활 양식과 한국적 맥락을 반영하기 어려워 인지 면접 결과를 반영하여 보기를 더욱 다양하게 구성하였고 실사 조사 전 예비조사를 통해 타당성을 확보하였다.

기존의 행복 측정 조사들의 측정 프레임은 대부분 교육수준, 경제적 수준 등 사회경제적 지위 관련 지표들을 포함하였다. 선행연구 고찰에 따르면 연구에서 행복 판단에 대한 예측력이 상당히 떨어지는데, 특히 한국은 해당 지표의 행복 예측력이 가장 떨어지는 국가 중 하나이다. 그러나 한국 내 다양한 집단 간의 행복의 불평등 관련 연구와 더불어 최근 사회적 이슈가 된 1인 가구, 청년층, 노인층 등의 행복실태에 대한 심층 연구가 가능하도록 관련 문항을 구성하였다.

마지막으로, 2020년 상황을 고려하여 코로나 관련 설문 문항으로 모듈을 구성하였다. 코로나19와 관련된 인식과 경험, 경제적 영향, 지식과 태도, 사회적 관계 변화, 백신접종 의향, 코로나 이후 전망 등을 설문에 담았다(자세한 내용은 [표 1-1]과 부록의 설문지를 참고).

[표 1-1] 조사 문항 구성

구분	내용
1. 행복 부문	<ul style="list-style-type: none"> • 전반적 행복감 / 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유 • 자신의 삶에 대한 평가
2. 정서 부문	<ul style="list-style-type: none"> • 어제의 감정 / 행복감 / 미소·웃음
3. 삶의 만족도	<ul style="list-style-type: none"> • 현재 자신의 사다리 위치 • 5년 전 삶의 만족도 / 5년 후 삶의 만족도(예상) • 가족생활 만족도 / 배우자와 관계 만족도 / 자녀와 관계 만족도 • 주변 환경 만족도 / 자신의 일에 대한 만족도
4. 사회심리적 변인	<ul style="list-style-type: none"> • 사회적 가치관 / 집단 신뢰도 / 생활여건 만족도 / 타인에 대한 견해 • 정치 및 사회 현안 참여 / 단체활동 및 참여 • 자주 어울리는 친구 수 / 도움을 청할 수 있는 사람 수 • 자원봉사활동 및 기부 경험 • 개인 성향 / 혼자 있는 시간과 다른 사람과 함께 보내는 시간의 비율 • 좋아서 만나는 관계와 필요나 의무로 인한 관계 비율 • 자유로운 선택과 통제 • 평등·불평등 인식 정도 / 감정과 생각
5. 일상 재구성	<ul style="list-style-type: none"> • 어제 기상 및 취침 시간 / 어제 중요하다고 생각한 일 • 어제 중요한 일(1순위·2순위) / 같이한 사람 / 느끼는 감정
6. 코로나 관련 추가 모듈	<ul style="list-style-type: none"> • 코로나 검사 및 주변인 확진 여부 • 현재 코로나에 대한 생각 / 심각도 / 코로나에 대한 견해 • 코로나 후 일자리 변화 / 코로나 이후 소득 감소액 • 코로나 후 가족들과의 관계 변화 • 백신접종 의향 / 백신 부족 시 접종 대상자 우선순위 • 방역수칙 준수 정도 / 실천한 방역지침 • 코로나 이후 건강상태 / 건강을 지키기 위해 실천한 것 • 흡연 여부 / 코로나 후 흡연량 변화 • 코로나 후 음주 빈도 변화 / 코로나 후 음주량 변화 • 최근 부정적 감정 경험 • 코로나 진단 및 치료 외 검사/치료 관련 • 코로나 종식 예상 시기 • 코로나 종식 후 한국사회 변화 예상

III 실사

실제 현장 조사는 2020년 10월 24일~2020년 12월 18일까지 실시하였다. 구조화된 설문지를 이용하여 가구방문면접조사를 실시하였다. 조사 방법은 조사 대상 가구를 직접 방문하여 적격 조사 대상자 전원을 조사하였으며, 조사 도구는 태블릿PC를 활용하였다. 다만, 코로나19 상황으로 응답자 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치조사 방식을 병행하였다. 전문조사업체에서 ① 조사원의 자기 검증 및 조사 관리자 검증, ② 검증팀에 의한 사후 전화 검증, ③ 연구진 및 전문분석원에 의한 통계적 오류 검증 등 자료 품질 유지를 위한 3단계 검증을 실시하였다.

IV 표본 설계

2020년 현재 기준 만 15세 이상의 일반 국민으로 기숙사, 특수사회시설 등의 집단시설 가구, 군복무, 타 지역 및 해외 거주 등으로 장기간 부재중인 가구원은 조사 대상에서 제외되며, 구체적인 조사 제외 대상은 학교, 공장, 병원 등의 기숙사 거주자, 양로원, 고아원, 특수병원 등 특수사회시설 거주자, 현역병, 상근예비역, 전투경찰대원, 경비교도대 등의 군복무자, 교도소, 소년원, 치료감호소 등의 수감자, 장기 해외 출장·체류자, 외국인 등이다.

2019년 6월 기준 통계청의 집계구 자료를 이용하였으며, 조사 대상이 되는 가구와 조사 대상에서 제외되는 가구는 다음과 같다.

- 일부 섬 지역, 기숙시설, 특수사회시설, 관광호텔 및 외국인 집계구 제외
- 가구: 1인 또는 2인 이상이 모여서 취사, 취침 등 생계를 같이하는 생활 단위
- 가족과 5인 이하의 남남이 함께 사는 가구
- 가족이 아닌 5인 이하의 남남이 함께 사는 가구
- 조사 대상에서 제외되는 가구는 ① 가족이 아닌 6인 이상 가구, ② 집단시설 가구(기숙사, 양로원, 보육원 등 사회시설), ③ 외국인 가구(외국인만으로 구성된 가구)

전체 모집단 집계구는 10만 3,918개이고, 일반 가구는 2,034만 3,188호이다. 경기도와 서울시는 각각 전체 집계구의 24.7%와 18.3%이고, 가구 수는 24.1%, 19.2%이다.

[표 1-2] 모집단 현황

구분	집계구*		가구**		인구***		
	집계구	구성비(%)	가구 수 (일반 가구)	구성비 (%)	전체 인구	만 15세 이상 인구	포함률 (%)
전국	103,918	100.0	20,343,188	100.0	51,779,203	45,387,023	87.7
서울	19,062	18.3	3,896,389	19.2	9,639,541	8,632,625	89.6
부산	6,828	6.6	1,377,030	6.8	3,372,692	3,008,338	89.2
대구	4,957	4.8	968,620	4.8	2,429,940	2,137,877	88.0
인천	5,889	5.7	1,120,576	5.5	2,952,237	2,577,013	87.3
광주	3,018	2.9	587,159	2.9	1,489,730	1,289,111	86.5
대전	3,057	2.9	609,043	3.0	1,498,839	1,308,133	87.3
울산	2,329	2.2	437,094	2.1	1,143,692	984,989	86.1
세종	641	0.6	129,664	0.6	338,136	270,573	80.0
경기	25,636	24.7	4,907,660	24.1	13,300,900	11,489,386	86.4
강원	3,144	3.0	633,942	3.1	1,520,127	1,348,512	88.7
충북	3,231	3.1	654,713	3.2	1,629,343	1,429,163	87.7
충남	4,428	4.3	864,102	4.2	2,188,649	1,907,251	87.1
전북	3,750	3.6	738,307	3.6	1,807,423	1,592,006	88.1
전남	4,176	4.0	741,026	3.6	1,787,543	1,574,945	88.1
경북	5,430	5.2	1,102,934	5.4	2,668,154	2,362,578	88.5
경남	6,930	6.7	1,321,213	6.5	3,347,209	2,906,290	86.8
제주	1,412	1.4	253,716	1.2	665,048	568,233	85.4

1차****는 집계구를 대상으로 하는 층화는 7개의 광역시와 10개 도 지역으로 구분한 후 동부 읍면부로 층화(행정구역 기준)하여 최종 34개 1차 층을 구성하였으며, 2차는 서울, 광역시, 특별시 및 11개 도 지역 층은 아파트 집계구와 일반 집계구 그리고 혼합 집계구로 나누어 세부 층화하였다.

* 집계구: 2019년 6월 기준 통계청 자료

** 가구: 2019년 8월 기준 인구총조사 자료

*** 인구: 2019년 8월 기준 인구총조사 자료

**** 서울시와 경기도의 경우는 전체 인구 규모와 지역적 차이를 고려하여 각각 4개 권역(북서, 북동, 남서, 남동)과 3개 권역(북부, 중부, 남부)으로 세부 층화

[표 1-3] 지역 층화 방법

지역	1차 층화	2차 층화	층수
서울, 6대 광역시	• 서울: 4개 권역*동부 • 6개 광역시: 동부	아파트, 혼합, 일반 집계구	30
	• 세종시: 동부*읍면부	아파트, 혼합, 일반 집계구	6
도 지역	• 경기: 3개 권역*동부*읍면부	아파트, 혼합, 일반 집계구	18
	• 그 외 도 8개*동부*읍면부	아파트, 혼합, 일반 집계구	48

[표 1-4] 서울시와 경기도의 권역별 구분 현황 방법

서울시	해당 지역
북서부	은평구, 서대문구, 마포구, 용산구, 종로구, 중구
북동부	노원구, 성북구, 중랑구, 도봉구, 강북구, 동대문구, 성동구, 광진구
남서부	강서구, 양천구, 금천구, 영등포구, 구로구, 관악구, 동작구
남동부	서초구, 강남구, 송파구, 강동구

경기도	해당 지역
북부	가평군, 남양주시, 양평군, 김포시, 파주시, 연천군, 포천시, 동두천시, 양주시
중부	하남시, 광주시, 여주시, 시흥시, 부천시, 고양시, 성남시, 광명시, 의왕시, 안양시, 과천시, 구리시, 군포시, 의정부시
남부	수원시, 오산시, 용인시, 이천시, 안성시, 안산시, 평택시, 화성시

[표 1-5] 층별 모집단 집계구 현황

구분	집계구 현황						전체
	동 집계구			읍면 집계구			
	일반	혼합	아파트	일반	혼합	아파트	
전국	32,471	13,356	39,402	12,304	1,810	4,575	103,918
서울-북서	1,896	428	965	-	-	-	3,289
서울-북동	3,048	692	2,305	-	-	-	6,045
서울-남서	2,945	816	2,000	-	-	-	5,761
서울-남동	1,568	750	1,649	-	-	-	3,967
부산	2,419	1,329	3,080	-	-	-	6,828
대구	1,878	702	2,377	-	-	-	4,957
인천	2,323	988	2,578	-	-	-	5,889
광주	866	487	1,665	-	-	-	3,018
대전	1,140	406	1,511	-	-	-	3,057
울산	750	529	1,050	-	-	-	2,329
세종	24	60	360	113	25	59	641
경기-북부	449	348	1,437	1,054	221	799	4,308
경기-중부	4,215	1,748	5,450	347	27	101	11,888
경기-남부	2,546	1,199	4,041	893	154	607	9,440
강원	663	243	969	878	166	225	3,144
충북	668	284	935	808	158	378	3,231
충남	605	303	1,093	1,602	182	643	4,428
전북	896	344	1,404	897	74	135	3,750
전남	521	178	893	2,047	176	361	4,176
경북	1,028	528	1,320	1,756	272	526	5,430
경남	1,460	774	2,118	1,505	337	736	6,930
제주	563	220	202	404	18	5	1,412

[표 1-6] 층별 모집단 가구 현황

구분	집계구 현황						
	동 집계구			읍면 집계구			전체
	일반	혼합	아파트	일반	혼합	아파트	
전국	6,771,863	2,088,577	7,528,188	2,405,150	306,123	879,287	19,979,188
서울-북서	408,634	76,039	188,177	-	-	-	672,850
서울-북동	653,940	103,663	449,619	-	-	-	1,207,222
서울-남서	673,407	132,911	392,095	-	-	-	1,198,413
서울-남동	336,691	117,128	307,461	-	-	-	761,280
부산	505,283	242,058	616,267	-	-	-	1,363,608
대구	388,533	107,170	461,813	-	-	-	957,516
인천	453,167	151,728	489,854	-	-	-	1,094,749
광주	176,694	74,754	327,111	-	-	-	578,559
대전	246,233	62,731	293,211	-	-	-	602,175
울산	149,659	83,269	198,463	-	-	-	431,391
세종	1,301	7,610	66,658	26,865	5,338	11,257	119,029
경기-북부	91,353	47,589	262,739	217,379	34,882	146,768	800,710
경기-중부	844,154	248,875	1,012,981	70,384	4,379	18,211	2,198,984
경기-남부	534,103	164,873	732,624	180,022	23,739	116,443	1,751,804
강원	140,351	41,959	192,596	177,478	30,921	45,179	628,484
충북	138,500	42,824	184,639	173,372	27,240	74,402	640,977
충남	131,758	44,690	208,976	307,535	30,431	127,734	851,124
전북	180,947	52,484	273,644	186,108	13,385	26,412	732,980
전남	103,986	27,946	176,816	329,818	29,968	68,872	737,406
경북	219,469	89,844	255,446	378,510	47,995	103,271	1,094,535
경남	292,787	129,653	398,617	290,895	54,767	139,675	1,306,394
제주	100,913	38,779	38,381	66,784	3,078	1,063	248,998

통계청 집계구(표본틀)에 제시된 가구 수를 바탕으로(층별 모집단 가구 현황) 지역별로 안정된 표본 규모 산출을 위해 제공된 비례배분으로 집계구를 배분하였다.

[표 1-7] 층별 표본 배분 결과: 집계구 수, 가구 수, 표본 수

구분	동 집계구			읍면 집계구			전체	예상 가구 수	예상 표본 수	목표 허용 오차
	일반	혼합	아파트	일반	혼합	아파트				
전국	185	104	197	84	31	49	650	6,500	14,300	0.84
서울-북서	10	4	7	-	-	-	21	210	462	2.09
서울-북동	13	5	11	-	-	-	29	290	638	
서울-남서	13	6	10	-	-	-	29	290	638	
서울-남동	10	6	9	-	-	-	25	250	550	
부산	12	8	13	-	-	-	33	330	726	
대구	10	5	11	-	-	-	26	260	572	4.18
인천	11	6	11	-	-	-	28	280	616	4.03
광주	7	5	9	-	-	-	21	210	462	4.65
대전	8	4	9	-	-	-	21	210	462	4.65
울산	6	5	7	-	-	-	18	180	396	5.03
세종	1	1	4	3	1	2	12	120	264	6.15
경기-북부	5	4	8	8	3	6	34	340	748	1.88
경기-중부	15	8	16	4	1	2	46	460	1,012	
경기-남부	12	7	14	7	3	6	49	490	1,078	
강원	6	3	7	7	3	4	30	300	660	3.89
충북	6	3	7	7	3	4	30	300	660	3.89
충남	6	3	7	9	3	6	34	340	748	3.66
전북	7	4	9	7	2	3	32	320	704	3.77
전남	5	3	7	9	3	4	31	310	682	3.83
경북	8	5	8	10	4	5	40	400	880	3.37
경남	9	6	10	9	4	6	44	440	968	3.21
제주	5	3	3	4	1	1	17	170	374	5.17

표본 추출 방법은 다단계층화집락추출(Stratified Multi-Stage Cluster Sampling)을 사용하였다. 지역별 및 동/읍면부별, 집계구 특성별(일반/혼합/아파트)로 층화한 후 650개 집계구를 계통 추출하고, 각 집계구에서 10가구를 추출하여 총 6,500가구를 조사한다.

집계구 추출 시 집계구 내의 가구 수 규모의 크기에 비례하는 확률비례크기계통추출(PPSSYS)을 적용하여 추출하였으며, 가구당 만 15세 이상의 가구원 전원을 조사하며, 총 표본 수는 1만 4,300명으로 예상(가구당 만 15세 이상 가구원은 평균 2.2명으로 계산)하였다. 표본 수가 약 1만 4,300명이면, 본 조사에서 예상하는 목표 허용오차는 95%신뢰수준에서 $\pm 1\%$ 이내(95%신뢰수준에서 $\pm 0.84\%$)이다.

예비조사 결과 행복감, 정서, 감정, 일상 재구성 등의 항목에서 측정기준 요일이 '월요일~목요일' 또는 '금요일~일요일'인지에 따라 응답 값의 유의미한 차이가 발견되어, 본 조사 시 요일별 할당을 적용하여 '월요일~목요일'에 대한 기준 응답이 약 50%, '금요일~일요일'에 대한 기준 응답이 약 50% 정도 수집될 수 있도록 다음 날 조사되도록 고려하였다. 최종 수집하여 분석 처리된 표본 현황은 아래와 같다.

[표 1-8] 표본 현황

		n	%
전 체		13,824	100.0%
조사일 유형	화~금	7,003	50.7%
	토~월	6,821	49.3%
성별	남자	6,903	49.9%
	여자	6,921	50.1%
연령별	10대	803	5.8%
	20대	2,140	15.5%
	30대	2,225	16.1%
	40대	2,529	18.3%
	50대	2,622	19.0%
	60대 이상	3,505	25.4%
지역별	서울	2,629	19.0%
	부산	908	6.6%
	대구	648	4.7%
	인천	781	5.6%
	광주	396	2.9%
	대전	394	2.9%
	울산	301	2.2%
	세종	82	.6%

		n	%
전 체		13,824	100.0%
	경기	3,502	25.3%
	강원	412	3.0%
	충북	436	3.2%
	충남	584	4.2%
	전북	487	3.5%
	전남	479	3.5%
	경북	717	5.2%
	경남	891	6.4%
	제주	178	1.3%
혼인 상태별	비해당/미혼	3,425	24.8%
	배우자 있음	9,307	67.3%
	사별/이혼/별거	1,091	7.9%
주거 형태별	자기 집	10,108	73.1%
	전세	2,912	21.1%
	월세/사글세/무상	804	5.8%
주택 유형별	단독주택	3,951	28.6%
	아파트	6,334	45.8%
	연립/다세대/기타	3,540	25.6%
기초생활 수급 여부	해당(과거/현재)	174	1.3%
	비해당	13,650	98.7%
다문화 가정 여부	해당	26	.2%
	비해당	13,798	99.8%
가구형태	1인 가구	981	7.1%
	2인 이상 가구	12,843	92.9%
학력별(본인)	중졸 이하	1,717	12.5%
	고졸	4,243	30.8%
	대재 이상	7,802	56.7%
직업 여부	있음	8,797	63.6%
	없음	5,027	36.4%
직업별	관리자/전문가	704	8.0%
	사무종사자	3,004	34.1%
	서비스종사자	1,644	18.7%
	판매종사자	1,545	17.6%
	기타	1,900	21.6%
노동시간 (주 단위)	40시간 미만	1,413	16.1%
	40~45시간 미만	4,161	47.3%

		n	%
전 체		13,824	100.0%
	45~50시간 미만	1,755	19.9%
	50시간 이상	1,469	16.7%
직장 내 지위	임금근로자	6,903	78.5%
	자영업자	1,644	18.7%
	무급가족종사자	251	2.9%
상용근로자 여부	상용근로자	5,926	85.9%
	임시/일용근로자	976	14.1%
직장 내 차별 경험	있음	472	3.4%
	없음	9,546	69.1%
	직장 경험 없음(최근 1년)	3,806	27.5%
개인소득	소득 없음	3,665	26.5%
	200만원 미만	2,937	21.2%
	200~300만원 미만	3,398	24.6%
	300~400만원 미만	2,480	17.9%
	400만원 이상	1,343	9.7%
가구소득	소득 없음	196	1.4%
	200만원미만	1,171	8.5%
	200~300만원 미만	1,865	13.5%
	300~400만원 미만	2,804	20.3%
	400~500만원 미만	2,458	17.8%
	500~600만원 미만	2,009	14.5%
	600만원 이상	3,320	24.0%
건강상태	좋음	8,860	64.1%
	보통	4,257	30.8%
	나쁨	707	5.1%
만성질환 여부	해당	1,757	12.7%
	비해당	12,067	87.3%
장애 여부	해당	199	1.4%
	비해당	13,625	98.6%
종교 여부	해당	3,902	28.2%
	비해당	9,922	71.8%
정치 성향	진보(1~4)	3,648	26.4%
	중도(5~6)	5,553	40.2%
	보수(7~10)	4,622	33.4%

제2절

한국인의 미래 가치관 조사

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

I 조사의 배경 및 목적

미래 가치관 조사는 미래 가치관에 대한 진단과 예측을 통해 한국인들의 가치체계 흐름을 이해하고 국가 미래 설계 및 장기적 전략 수립을 위한 기초자료로 활용하기 위해 수행되었다. 특히, 청소년 및 성인 대상으로 한 조사 결과를 분석함으로써 미래세대가 원하는 미래사회상 도출 및 미래세대의 권익을 보호하는 공공정책의 방향성을 제안하고자 하였다.

미래 가치관 조사는 한국의 사회변화를 반영하고 미래에 대한 관점과 태도를 조사하기 위해 2020년 현재 국내 거주하는 만 13세 이상 남녀를 대상으로 실시하였다. 조사 대상 시점은 조사기간 현재 및 10년 후, 30년 후 미래에 관한 질문으로 구성되었으며, 조사기간은 2020. 9. 10.~2020. 10. 31. 이었다. 조사 수행은 한국갤럽조사연구소에 의해 실시되었다.

조사 방식은 가구조사이며, 조사원이 가구를 직접 방문 조사하는 「면접조사」 방법을 원칙으로 실시하였다. 단, 코로나19 상황으로 인해 응답자 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치조사 방식을 병행하였으며, 응답자가 원하는 경우에 한하여 「자기기입식조사」 방법을 병행하였다. 가구조사의 조사 방법 별 조사 수행 비율을 살펴보면, 조사원에 의한 문답 진행이 69%, 유치조사가 18%, 응답자 TAPI 자기기입이 13%로 나타났다.

II 조사 내용 및 응답자 특성

조사부문은 미래에 대한 인식과 이미지, 개인과 가치관, 주관적 웰빙 및 미래 전망, 사회와 가치관, 국가 및 정치에 대한 가치관 등 총 5개 영역으로 구성되었다.

조사항목은 총 111개 항목으로, 기본사항으로 성별, 생년, 가구원 수, 혼인 상태, 주택 종류, 주거 형태, 월평균 총 가구소득, 가구 경제 상태, 정규교육 수준, 경제활동상태, 직업 등에 관한 문항이 포함되어 있다(표 2-1).

[표 2-1] 조사 문항

조사부문	조사항목
미래에 대한 인식과 이미지	<ul style="list-style-type: none"> • 미래에 대한 시기적 인식 • ‘미래’ 하면 떠오르는 이미지 • 미래에 대한 관심도 - 나의 미래, 대한민국의 미래, 통일된 대한민국의 미래, 세계의 미래 • 개인적 노력과 외부환경 변화의 영향 중 나의 미래 결정요인
개인과 가치관	<ul style="list-style-type: none"> • 좋은 학교에 대한 의견 • 직업 선택 시 중요한 것 • 일과 여가에 대한 인식 • 삶에 대한 가치관 • 배우자 선택에 있어 중요한 것 • 가족 범주에 대한 인식
주관적 웰빙 및 미래 전망	<ul style="list-style-type: none"> • 주관적 건강상태 인식 • 희망하는 삶의 유형 • 삶에 대한 만족도 • 행복도 및 행복한/행복하지 않은 이유 • 현재와 비교하여 10년 후/30년 후의 나의 행복
사회와 가치관	<ul style="list-style-type: none"> • 타인에 대한 신뢰 • 집단(대상)별 신뢰 - 외국인 노동자, 북한이탈주민, 인공지능 • 사회 및 집단에 대한 인식 • 사회의 수용 범위에 대한 인식 • 우리 사회의 다양성에 대한 인식과 전망 • 우리 사회의 갈등에 대한 인식과 전망 • 우리 사회의 공정성에 대한 인식과 전망 • 환경에 대한 인식 • 과학기술에 대한 인식
국가와 가치관	<ul style="list-style-type: none"> • 정치 참여 의식 • 민주주의의 특성에 대한 인식 • 국가의 업무 중요도 • 공익 목적 시 국가의 권리 범위 인식 • 국가관 및 정치의식 • 세계시민, 통일에 대한 의식 • 남북통일에 대한 시기적 전망 • 우리나라의 국제적 위상에 대한 인식 및 전망 • 30년 후 인류의 삶을 가장 위협할 것

[표 2-2] 응답자의 특징

구 분		사례 수	%
전 체		(5,321)	100.0
권역별	서울	(1,010)	19.0
	인천/경기	(1,644)	30.9
	강원	(162)	3.0
	대전/세종/충북/충남	(566)	10.6
	광주/전북/전남	(531)	10.0
	대구/경북	(527)	9.9
	부산/울산/경남	(815)	15.3
	제주	(68)	1.3
지역별	서울	(1,010)	19.0
	부산	(353)	6.6
	대구	(250)	4.7
	인천	(301)	5.7
	광주	(148)	2.8
	대전	(150)	2.8
	울산	(115)	2.2
	세종	(33)	0.6
	경기	(1,343)	25.2
	강원	(162)	3.0
	충북	(166)	3.1
	충남	(216)	4.1
	전북	(189)	3.6
	전남	(194)	3.6
	경북	(277)	5.2
	경남	(346)	6.5
제주	(68)	1.3	
연령별	13~19세	(393)	7.4
	20~29세	(779)	14.6
	30~39세	(791)	14.9
	40~49세	(952)	17.9
	50~59세	(992)	18.6
	60대 이상	(1,414)	26.6

구 분		사례 수	%
성별	남성	(2,644)	49.7
	여성	(2,677)	50.3
가구원 수	1인 가구	(347)	6.5
	2인 가구	(1,967)	37.0
	3인 가구	(1,338)	25.2
	4인 이상 가구	(1,669)	31.4
혼인 상태	미혼	(1,450)	27.3
	기혼/동거	(3,434)	64.5
	사별/이혼/별거	(436)	8.2
가구 소득별	100만원 미만	(86)	1.6
	100~200만원 미만	(360)	6.8
	200~300만원 미만	(832)	15.6
	300~400만원 미만	(1,210)	22.7
	400~500만원 미만	(1,192)	22.4
	500~600만원 미만	(927)	17.4
	600만원 이상	(714)	13.4
가구 경제 상태 인식	어렵다	(981)	18.4
	보통	(3,433)	64.5
	여유가 있다	(907)	17.1
학력별	초졸 이하	(316)	5.9
	중졸	(833)	15.6
	고졸	(2,225)	41.8
	대졸 이상	(1,948)	36.6
직업별	전문/관리	(227)	4.3
	사무	(823)	15.5
	서비스 판매	(1,827)	34.3
	농림어업	(144)	2.7
	기능노무	(624)	11.7
	기타	(1,676)	31.5

제3절

본 보고서의 작성 목적과 구성

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

I 본 보고서의 작성 목적

본 보고서는 20년에 전국적으로 수집된 한국인의 행복조사(예비조사) 및 「한국인의 미래 가치관 조사」의 데이터를 활용하여 학술적인 연구를 진행함으로써 (1) 수집된 데이터에 대한 검증 및 (2) 데이터의 효용성 검증에 중점을 두었다.

II 본 보고서의 구성

본 보고서의 작성 목적의 달성을 위하여 본 보고서는 특정 주제 또는 방법론 등에 국한된 분석을 하지 않고 한국인의 행복조사(예비조사) 설문지 모듈화된 모든 주제의 데이터를 활용하도록 각 분야의 전문가들을 섭외하여 엄밀한 학술적 연구를 수행하였다. 따라서 본 보고서는 설문지의 주제별로 구성이 되어 있으며 코로나19의 상황이 행복에 미치는 영향을 고려하여 추가된 코로나19 모듈 데이터를 활용한 연구도 포함하고 있다. 한국인의 미래 가치관 조사의 경우 행복 또는 삶의 질이 핵심적인 주제가 되는 연구들을 수행하여 주제별로 묶었다. 2장 2절부터는 큰 틀에서의 학술적 논문의 구조를 반영하되, 각 분야의 전문성을 고려하여 각 장의 기술과 구성에 있어서 연구자의 자율성을 허용하였다.

제2장

한국의 행복/삶의 만족도 수준과 실제

제1절 한국인의 행복 수준 결과와 행복조사 연구의 함의

제2절 일상재구성법(DRM)으로 살펴본 일상 사회성의 주관적 안녕감과
과의 관계

제3절 한국인의 삶의 만족도 영향 요인과 차이 분석: 무엇이, 얼마나
영향을 미치며 얼마나 차이가 있는가?

제1절 한국인의 행복 수준 결과와 행복조사 연구의 함의

허종호*

Results and implications of the Koreans' Happiness Survey

Jongho Heo*

요약: 본 연구에서는 2020년 국회미래연구원에서 수행된 한국인의 행복조사의 주요 결과인 한국인의 행복 수준을 파악하고 여러 하부 인구 집단에 따른 행복 수준의 격차를 기술적으로(descriptive) 살펴보았다. 아울러 코로나 상황하에서의 행복조사의 타당도와 신뢰도를 확인하기 위하여 설문조사 과정을 데이터화한 파라데이터(Paradata)에 따른 행복 수준의 결과를 살펴보았다. 분석 결과, 전반적 행복감 10점 만점 기준 평균 6.83점으로, 1인 가구, 저소득 개인, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 사람 등의 특성을 가진 표본에서 전반적 행복감이 상대적으로 낮게 나타났다. 전반적 행복감이 높은 집단에서 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유, 자신의 삶에 대한 평가가 긍정적인 경향을 보였다. 그러나 행복 취약계층(주로 60대 이상, 1인 가구, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 집단)을 통해 행복의 불평등을 문제를 확인할 수 있었다. 특히, 전북, 전남, 광주, 경남지역의 행복 수준이 높은 반면, 경북과 제주는 행복과 관련된 모든 지표에서 최하위를 보여 지역별 격차는 향후 해결해야 할 큰 정책 목표가 되어야 함을 시사하였다. 파라데이터에 따른 행복 수준 분석 결과, 조사 방식에 따른 응답률과 행복 수준에는 유의미한 차이가 없는 것으로 확인되어 조사 데이터에 있어서 타당도와 신뢰도가 확보되었다고 볼 수 있다. 향후 행복 취약계층을 파악하고 이에 대한 심층 연구를 축적해 가고 이를 바탕으로 행복 수준을 높이고 불평등을 줄일 정책적 제안이 필요하다.

주제어: 행복, 불평등, 취약계층, 파라데이터, 정책

ABSTRACT: In this study, Koreans' level of happiness level and disparity in happiness level according to various sub-population groups was descriptively examined, using "2020 Koreans' Happiness Survey" conducted by the National Assembly Future Research Institute. In addition, validity and reliability of the happiness survey according to Paradata, which made the survey process into data, was checked. As a result, the average overall happiness was 6.83 points out of 0-10. Results indicated that the overall happiness was relatively low in the sample with characteristics such as single-person households, low-income individuals, middle school graduates or less, and people with poor health. In the group with a high overall sense of happiness, the meaning of life, sense of accomplishment, freedom to make life decisions, and

* 국회미래연구원 부연구위원

evaluation of one's own life showed positive tendencies. Inequality in happiness among vulnerable groups were identified mainly those in their 60s or older, single-person households, middle school graduates or less, and groups with poor health. In particular, while Jeonbuk, Jeonnam, Gwangju, and Gyeongnam regions had high levels of happiness, whereas, Gyeongbuk and Jeju ranked lowest in all indicators related to happiness, suggesting that regional disparities should be a major policy goal to be addressed in the future. Analysis of the happiness level according to the para-data, confirmed that there was no significant difference in the response rate and the happiness level according to the survey method, so it can be said that the validity and reliability of the survey data were secured. In the future, it is necessary to identify the vulnerable groups in happiness and accumulate in-depth research on them.

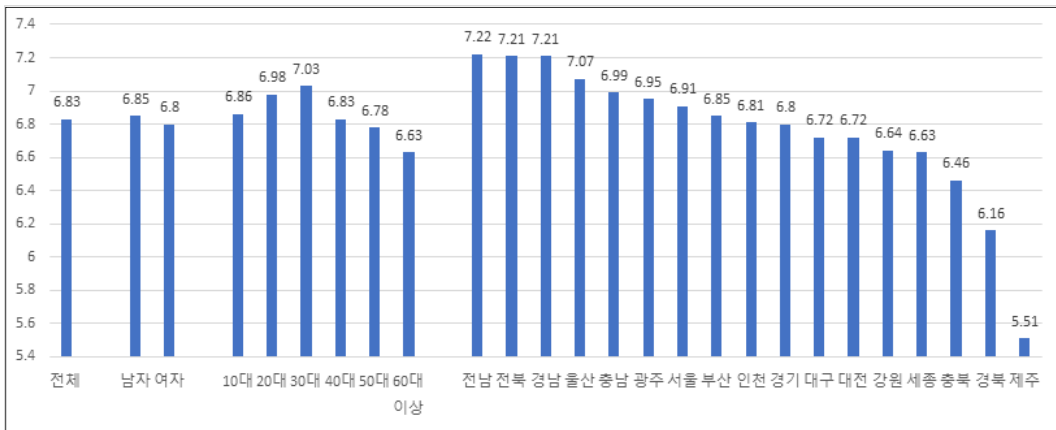
Keywords: Happiness; inequality; disadvantaged group; paradata; policy

I. 2020년 한국인의 행복조사 결과

국회미래연구원은 2020년 11~12월에 걸쳐 15세 이상 전국 남녀 약 14,000여 명을 대상으로 「한국인의 행복조사」를 실시하였다. 구조화된 설문지를 이용하여 가구방문 면접조사를 실시하여 적격 조사 대상자 전원을 조사하였다. 다만, 코로나19 상황으로 응답자 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치 조사 방식을 병행하였다.*

1. 전반적 행복감

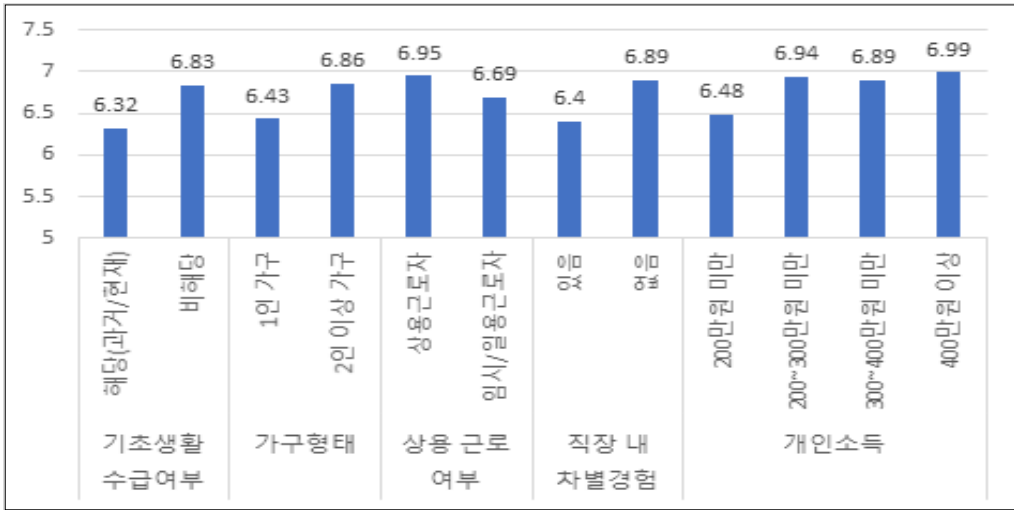
전반적으로 자신이 얼마나 행복하다고 생각하는지를 묻는 질문에 응답자의 85.0%는 6점 이상으로 응답하였으며 전반적 행복감을 평균으로 환산하면 6.83점으로 나타났다. 전반적 행복감은 성별로 큰 차이는 없었으나, 연령별로 30대의 행복감이 7.03점으로 가장 높았으며, 60대 이상의 행복감이 6.63점으로 가장 낮게 나타났다. 지역별로는 전남(7.22점), 전북(7.21점), 경남(7.21점) 순으로 행복감이 높았으며, 제주(5.51점)의 행복감이 가장 낮은 것으로 조사되었다.



[그림 1] 전반적 행복감: 성/연령/지역별

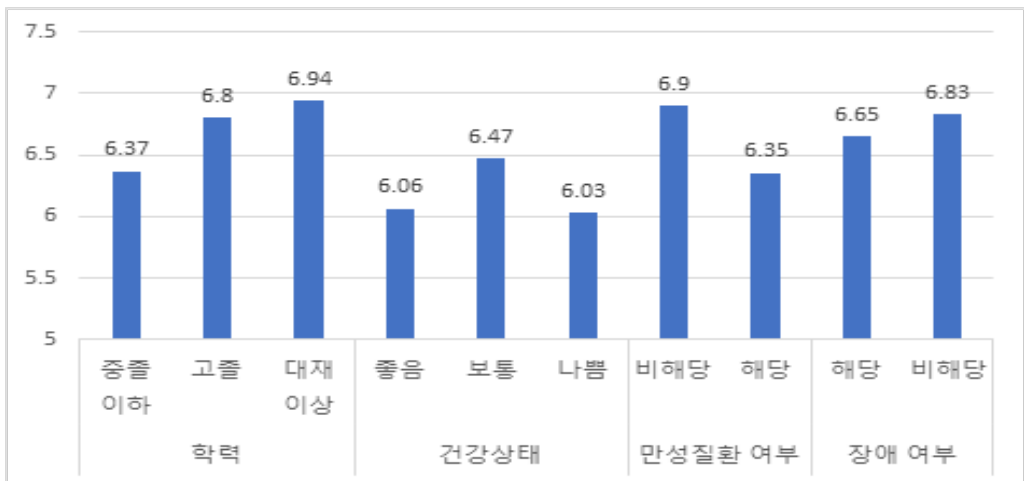
기초생활수급 여부별로는 해당 가구(6.32점)보다 비해당 가구(6.83점)에서 높았으며, 가구형태별로는 1인 가구(6.43점)보다 2인 이상 가구(6.86점)에서 높게 나타났다.

* 조사와 관련된 자세한 내용은 본 기관의 「한국인의 행복조사(예비조사) 연구」 참조



[그림 2] 전반적 행복감: 기초생활수급 여부/가구형태/상용근로 여부/직장 내 차별 경험/개인소득

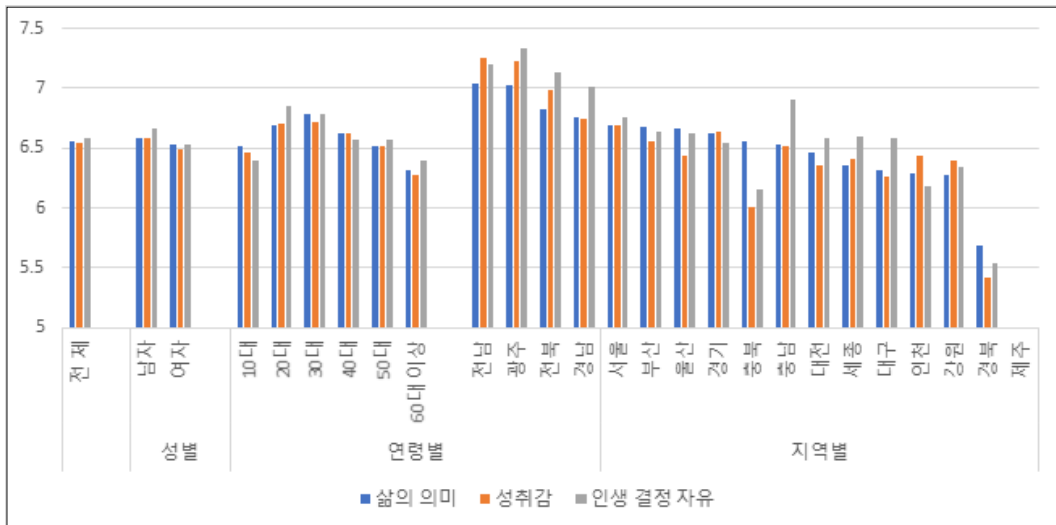
임시/일용근로자(6.69점), 직장 내 차별 경험자(6.40점), 개인소득 200만원 미만(6.48점), 건강상태가 나쁜 사람(6.03점), 만성질환 보유자(6.35점), 장애인(6.65점) 등의 특성을 가진 응답자에서 전반적 행복감이 상대적으로 낮은 경향을 보였다.



[그림 3] 전반적 행복감: 학력/건강상태/만성질환 여부/장애 여부

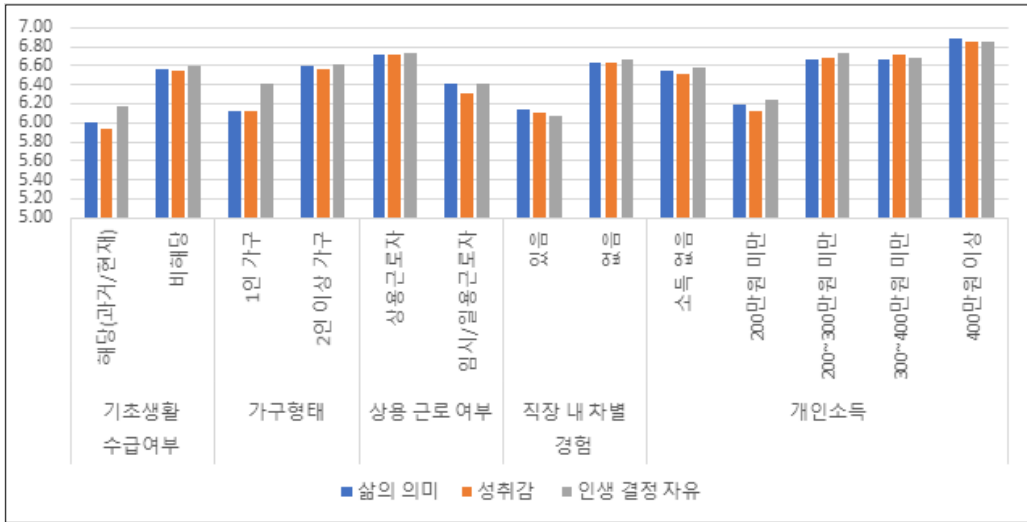
2. 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유

“평소 내가 하는 여러 가지 것들이 삶에서 의미 있다고 느낀다”는 항목에 대해서 동의 정도는 평균 6.56점, “나는 대체로 내가 하는 일로부터 성취감을 느낀다”는 항목에 대해서 동의 정도는 평균 6.54 점, ‘나는 어떻게 살아야 할 것인지 인생을 결정하는 데 있어 자유롭다’는 항목에 대해서 동의 정도는 평균 6.59점으로 나타났다. 전반적 행복감이 높은 집단(6~10)에서 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유에 대한 동의 정도가 높게 나타나는 경향을 보였다. 세 가지 항목에 대해서는 남녀 간 큰 차이는 나타나지 않았으며, 연령별로는 30대가 가장 높은 반면, 60대 이상이 가장 낮았다. 지역별로는 편차가 커서 전남, 광주, 전북 순으로 높았으나 경북과 제주가 상대적으로 낮은 것으로 조사되었다.



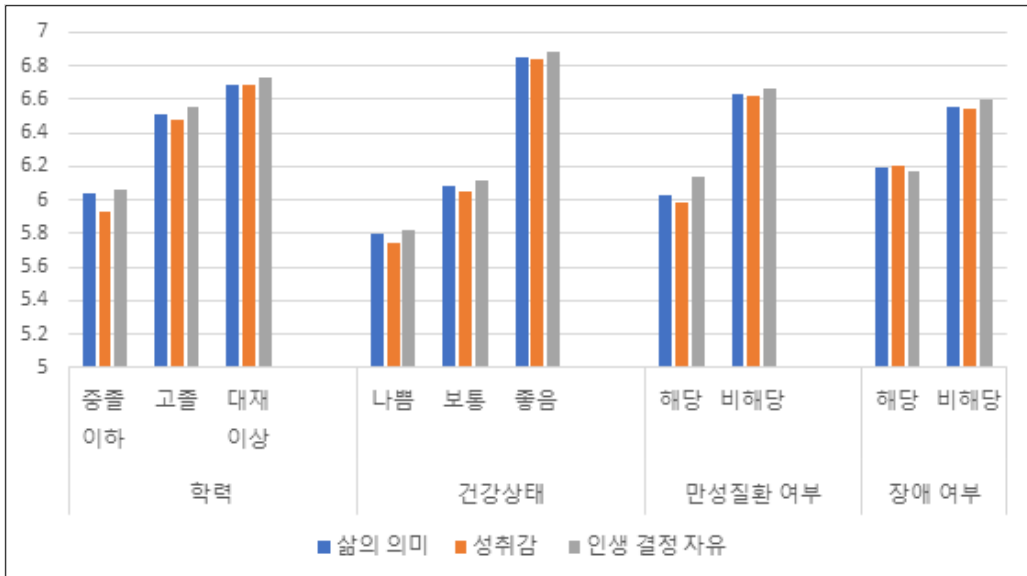
[그림 4] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 전체/성별/연령별/지역별

기초생활수급 여부별로는 해당 가구보다 비해당 가구가 높았으며, 가구형태별로는 1인 가구보다 2인 이상 가구가 높게 나타났다. 개인소득별로는 200만원 미만(6.11점)인 가구에서 상대적으로 낮은 수준을 보였다.



[그림 5] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 기초생활수급 여부/가구형태/상용근로 여부/직장 내 차별 경험/개인소득

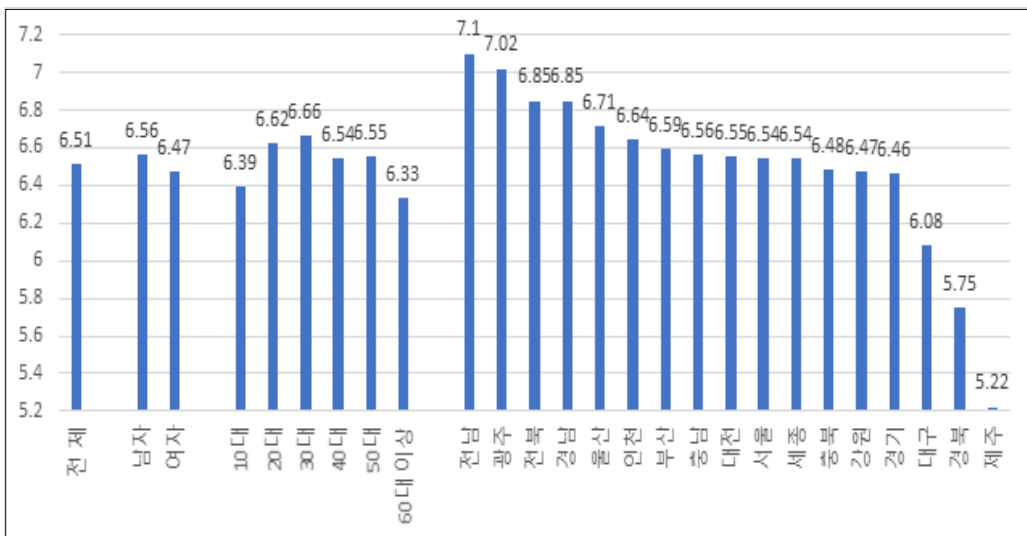
학력이 높을수록, 건강상태가 좋을수록, 만성질환 미보유자, 비장애인이 상대적인 그룹보다 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유에 있어서 높은 수준을 보여주었다.



[그림 6] 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유: 학력/건강상태/만성질환 여부/장애 여부

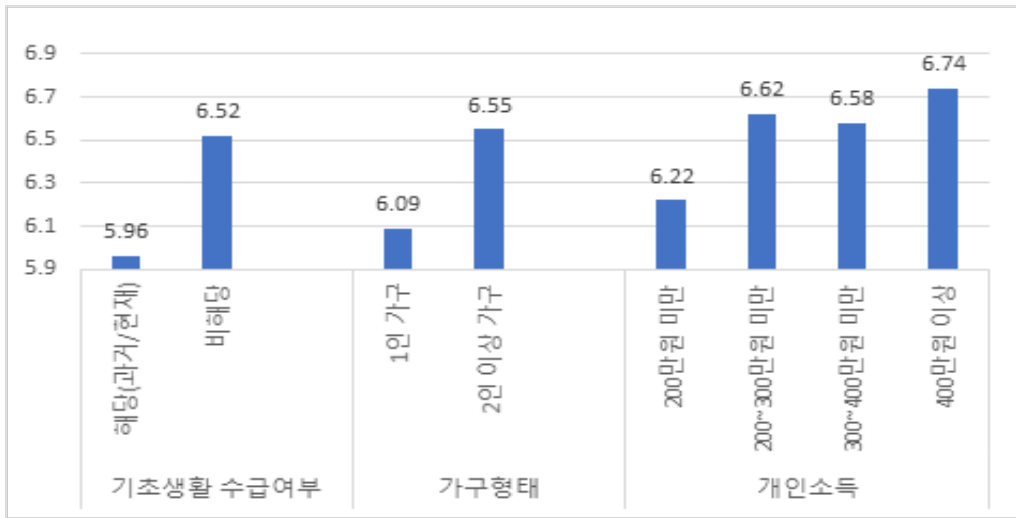
3. 현재 자신의 사다리 위치

현재 자신이 사다리의 어느 위치해 있는지를 묻는 질문에 응답자의 80.8%는 6점 이상으로 응답하였으며, 4점 이하 응답은 6.4%로 낮게 나타났다. 사다리 위치를 평균으로 환산하면 6.51점으로 나타났다. 현재 자신의 사다리 위치는 여성(6.47점)보다 남성(6.56점)에서 상대적으로 높았으며, 연령별로 30대가 6.66점으로 가장 높았으며, 60대 이상이 6.33점으로 가장 낮게 나타났다. 지역별로는 전남(7.10점), 광주(7.02점), 경남(6.85점) 순으로 높았으며, 제주(5.22점)가 가장 낮은 것으로 조사되었다.



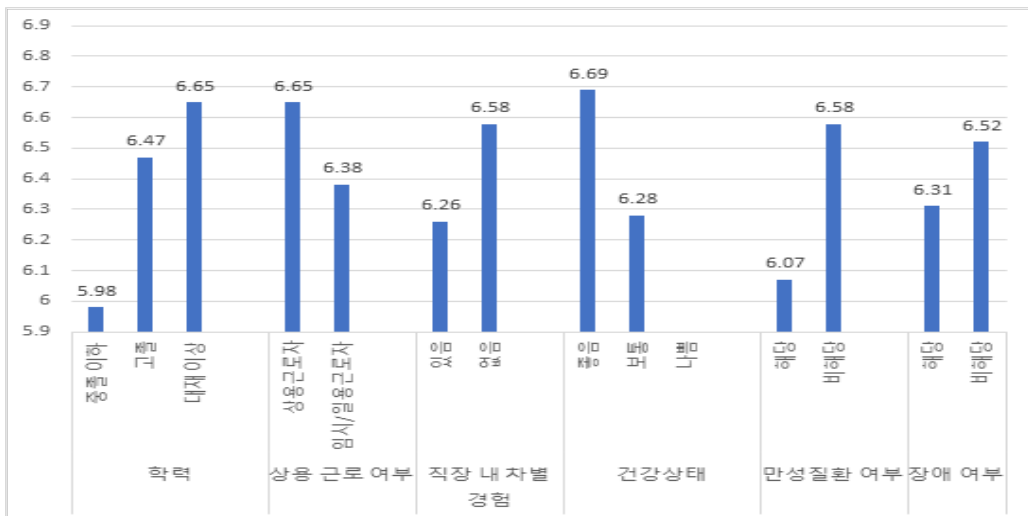
[그림 기] 현재 자신의 사다리 위치: 전체/성별/연령별/지역별

현재 자신의 사다리 위치에 대해 기초생활수급 해당 가구(5.96점)는 비해당 가구(6.52점)에 비해, 1인 가구(6.09점)는 2인 이상 가구(6.55점)에 비해, 개인소득이 상대적으로 낮은 개인은 높은 개인보다 사다리를 낮게 인식하고 있었다.



[그림 8] 현재 자신의 사다리 위치: 기초생활수급 여부/가구형태/개인소득

현재 자신의 사다리 위치에 대해 학력이 낮을수록, 임시/일용근로자(6.38점)가 상용근로자에 비해 (6.65점)에 비해, 직장 내 차별을 겪은 사람(6.26점)이 그렇지 않은 개인(6.58점)에 비해, 건강상태가 나쁠수록(5.73점), 만성질환이 있거나(6.07점), 장애가 있는 개인(6.31점)이 그렇지 않은 개인보다 사다리를 낮게 인식하고 있었다.

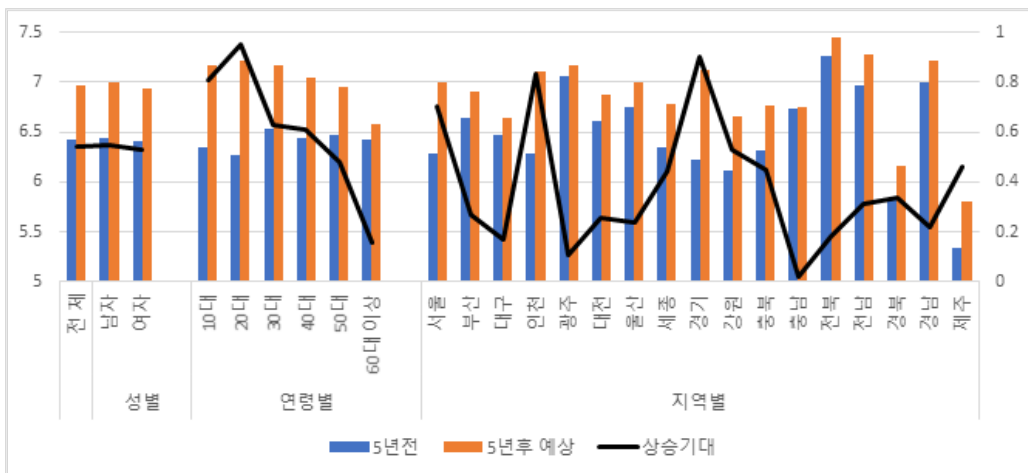


[그림 9] 현재 자신의 사다리 위치: 학력/상용근로 여부/직장 내 차별/건강상태/만성질환 여부/장애 여부

4. 5년 전/후의 삶의 만족도

5년 전 자신의 삶에 대해 만족하는지를 묻는 질문에 응답자의 78.3%는 6점 이상으로 응답하였으며, 4점 이하 응답은 7.2%로 낮게 나타났다. 만족도를 평균으로 환산하면 6.42점이었다. 5년 후 자신의 삶에 대해 만족하는지를 묻는 질문에 응답자의 88.1%는 6점 이상으로 응답하였으며, 4점 이하 응답은 3.4%로 낮게 나타났다. 만족도를 평균으로 환산하면 6.96점으로 나타났다.

5년 전/후 삶의 만족도는 성별로 큰 차이는 없고 장래 만족도 기대치도 비슷했다. 연령별로 5년 전 30대의 만족도가 6.54점으로 가장 높았으며, 20대 만족도가 6.27점으로 가장 낮게 나타났으나 5년 후의 만족도 상승 예상은 나이가 많을수록 떨어졌다. 지역별로는 전북(7.26점), 광주(7.06점), 경남(6.99점) 순으로 5년 전의 만족도가 높았으며, 제주(5.34점)의 만족도가 가장 낮은 것으로 조사되었다. 5년 후 만족도 상승 예상에 있어서 경기(0.9점), 인천(0.83점), 서울(0.7점) 순으로 높고, 광주(0.11점), 대구(0.17점), 충남(0.02점) 순으로 낮았다.



[그림 10] 5년 전/후의 삶의 만족도: 전체/성별/연령별/지역별

II. Paradata*에 따른 행복 수준 검증

조사 진행 방법에 따라 가구방문면접조사는 전체의 53.6%, 태블릿 PC를 이용한 유치조사는 46.4%로 진행되었다. 유치조사의 이유는 대부분이 코로나 감염을 우려한 대면 조사 회피 및 즉각적인 설문 응답 시간 부족으로 확인되었다.

[표 1] 조사 방법에 따른 응답 비율

(N=13,824, 단위: %)

구분		사례 수	가구방문면접조사	유치조사
전체		13,824	53.6	46.4
성별	남자	6,540	53.7	46.3
	여자	7,284	53.5	46.5
연령	10대	471	52.9	47.1
	20대	1,550	51.0	49.0
	30대	2,119	53.8	46.2
	40대	2,422	52.4	47.6
	50대	3,487	53.0	47.0
	60대 이상	3,775	55.9	44.1
지역	서울	2,337	47.0	53.0
	부산	670	67.5	32.5
	대구	562	43.1	56.9
	인천	611	50.1	49.9
	광주	511	40.9	59.1
	대전	450	69.3	30.7
	울산	373	75.6	24.4
	세종	250	62.4	37.6
	경기	2,754	46.1	53.9
	강원	589	44.0	56.0
	충북	679	77.8	22.2
	충남	722	78.8	21.2
	전북	649	62.4	37.6
	전남	596	51.3	48.7
	경북	840	45.4	54.6
	경남	899	54.9	45.1
	제주	332	42.5	57.5

* Paradata: 설문조사의 파라미터는 데이터가 수집되는 과정에 대한 데이터로 설문조사에 대한 행정적 데이터이다. 예로는 인터뷰가 수행된 시간, 인터뷰 소요 시간, 각 인터뷰 대상자와의 접촉 횟수 또는 인터뷰 대상자에게 연락을 시도한 횟수, 인터뷰 대상자의 꺼림칙함, 의사소통 방식(예, 전화, 웹, 이메일 또는 직접 방문) 등으로 설문조사의 비용 및 관리, 설문조사 결과, 면접관 평가 및 무응답자에 대한 추론에 영향을 준다.

조사 진행 요일로는 주중(월~목) 51.0%, 주말(금~일) 49.0%로 나타나 전반적으로 목표한 요일 할당을 충족한 것으로 볼 수 있다.

[표 2] 조사 요일에 따른 응답률

(N=13,824, 단위: %)

구분		사례 수	주중(월~목)	주말(금~일)
전체		13,824	51.0	49.0
성별	남자	6,540	50.7	49.3
	여자	7,284	51.2	48.8
연령	10대	471	52.2	47.8
	20대	1,550	49.4	50.6
	30대	2,119	52.6	47.4
	40대	2,422	51.3	48.7
	50대	3,487	50.9	49.1
	60대 이상	3,775	50.4	49.6
지역	서울	2,337	50.1	49.9
	부산	670	50.6	49.4
	대구	562	51.4	48.6
	인천	611	52.7	47.3
	광주	511	47.2	52.8
	대전	450	48.4	51.6
	울산	373	48.5	51.5
	세종	250	50.4	49.6
	경기	2,754	53.5	46.5
	강원	589	50.9	49.1
	충북	679	48.9	51.1
	충남	722	49.2	50.8
	전북	649	55.8	44.2
	전남	596	50.3	49.7
	경북	840	51.4	48.6
	경남	899	49.4	50.6
제주	332	47.9	52.1	

조사 진행을 위해 가구 방문횟수는 평균 1.50회 방문한 것으로 나타났다. 3회 방문 시 90%가 넘는 응답률을 확인할 수 있었다.

[표 3] 방문횟수에 따른 응답률

(N=13,824, 단위: %, 횟수)

구분	사례 수	1회	2회	3회	4회	5회	평균	
전체	13,824	62.9	26.1	9.3	1.4	0.3	1.50	
성별	남자	6,540	62.9	25.9	9.6	1.3	0.3	1.50
	여자	7,284	62.9	26.2	9.1	1.6	0.3	1.50
연령	10대	471	70.5	25.3	3.4	0.8	0.0	1.35
	20대	1,550	66.5	24.4	7.8	1.1	0.2	1.44
	30대	2,119	58.8	28.3	11.0	1.4	0.5	1.56
	40대	2,422	62.5	26.8	8.8	1.5	0.5	1.51
	50대	3,487	64.2	25.1	9.4	1.1	0.2	1.48
	60대 이상	3,775	61.7	26.1	10.0	1.9	0.2	1.53
지역	서울	2,337	58.5	27.4	12.2	1.7	0.3	1.58
	부산	670	64.2	26.1	8.7	0.9	0.1	1.47
	대구	562	71.5	23.8	3.7	0.7	0.2	1.34
	인천	611	58.1	29.1	9.3	2.8	0.7	1.59
	광주	511	60.1	29.4	8.8	1.8	0.0	1.52
	대전	450	63.6	25.6	10.0	0.7	0.2	1.48
	울산	373	66.2	25.2	7.8	0.5	0.3	1.43
	세종	250	77.6	17.6	4.4	0.4	0.0	1.28
	경기	2,754	56.6	26.9	14.1	1.8	0.6	1.63
	강원	589	62.6	26.0	9.0	1.5	0.8	1.52
	충북	679	72.2	25.9	0.9	1.0	0.0	1.31
	충남	722	77.3	16.8	5.0	1.0	0.0	1.30
	전북	649	62.4	30.0	6.2	1.4	0.0	1.47
	전남	596	65.6	25.0	7.0	2.3	0.0	1.46
	경북	840	65.8	25.8	7.6	0.5	0.2	1.43
	경남	899	63.6	26.9	8.2	1.1	0.1	1.47
제주	332	63.0	24.1	10.8	2.1	0.0	1.52	

가구주와의 관계는 가구주가 47.9%, 배우자 35.6%, 자녀 14.3% 등의 순으로 나타났다.

[표 4] 첫 번째 응답한 가구원의 가구주와의 관계

(N=13,824, 단위: %)

구분	사례 수	가구주	배우자	자녀	자녀의 배우자	가구주 부모	배우자 부모	손자녀	손자녀 배우자
전체	13,824	47.9	35.3	14.2	0.1	0.9	0.1	0.2	0.0
성별	남자	6,540	80.9	3.3	14.0	0.1	0.5	0.1	0.0
	여자	7,284	18.3	64.0	14.3	0.1	1.3	0.1	0.0
연령	10대	471	0.2	0.0	96.2	0.0	0.0	0.0	1.7
	20대	1,550	17.3	7.8	69.7	0.3	0.0	0.0	0.6
	30대	2,119	43.4	38.2	16.3	0.1	0.0	0.0	0.2
	40대	2,422	51.5	44.8	2.8	0.2	0.1	0.0	0.0
	50대	3,487	53.3	44.8	0.4	0.0	0.7	0.0	0.0
	60대 이상	3,775	61.6	34.6	0.1	0.0	2.6	0.3	0.0
지역	서울	2,337	46.0	35.6	15.6	0.1	1.1	0.0	0.2
	부산	670	49.3	37.6	12.1	0.0	0.4	0.0	0.0
	대구	562	45.7	30.1	20.1	0.0	1.6	0.9	0.2
	인천	611	46.8	36.2	14.9	0.2	0.3	0.0	0.0
	광주	511	43.2	31.9	23.1	0.0	0.0	0.0	0.6
	대전	450	46.7	32.7	17.3	0.0	1.3	0.0	0.4
	울산	373	48.5	36.2	12.6	0.0	1.1	0.3	0.3
	세종	250	48.0	37.2	13.2	0.0	0.4	0.0	0.4
	경기	2,754	47.9	38.4	11.1	0.1	0.8	0.0	0.0
	강원	589	53.3	30.9	12.7	0.2	1.2	0.0	0.0
	충북	679	44.3	35.9	18.9	0.1	0.7	0.0	0.0
	충남	722	47.4	36.6	14.3	0.0	0.3	0.1	0.0
	전북	649	51.8	33.6	11.4	0.2	1.5	0.0	0.5
	전남	596	52.5	34.2	10.9	0.2	0.7	0.0	0.2
	경북	840	47.4	31.7	17.4	0.2	1.5	0.7	0.1
	경남	899	49.3	39.5	9.5	0.0	0.7	0.0	0.0
	제주	332	52.7	23.5	16.9	0.3	2.1	0.0	1.2

[표 5] 두 번째 응답한 가구원의 가구주와의 관계

(N=13,824, 단위: %)

구분		사례 수	가구주 조부모	가구주 형제 자매	배우자 형제 자매	가구주 형제 자매 배우자	배우자 형제 자매 배우자	기타 친인척	비혈연 가구원
전체		13,824	0.0	1.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
성별	남자	6,540	0.0	0.6	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
	여자	7,284	0.0	1.3	0.0	0.0	0.0	0.2	0.1
연령	10대	471	0.0	1.5	0.0	0.0	0.0	0.4	0.0
	20대	1,550	0.0	3.2	0.0	0.0	0.0	0.5	0.5
	30대	2,119	0.0	1.4	0.0	0.1	0.0	0.1	0.1
	40대	2,422	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	50대	3,487	0.0	0.5	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1
	60대 이상	3,775	0.1	0.4	0.1	0.0	0.0	0.2	0.0
지역	서울	2,337	0.0	1.2	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
	부산	670	0.0	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	대구	562	0.0	1.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	인천	611	0.0	1.5	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0
	광주	511	0.0	0.6	0.2	0.0	0.0	0.0	0.4
	대전	450	0.0	1.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2
	울산	373	0.0	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	세종	250	0.0	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	경기	2,754	0.0	1.2	0.2	0.0	0.0	0.1	0.2
	강원	589	0.2	1.2	0.0	0.2	0.0	0.0	0.2
	충북	679	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	충남	722	0.0	0.7	0.0	0.0	0.0	0.4	0.3
	전북	649	0.0	0.8	0.0	0.0	0.2	0.2	0.0
	전남	596	0.2	0.7	0.0	0.2	0.0	0.3	0.0
	경북	840	0.0	0.8	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	경남	899	0.1	0.4	0.2	0.0	0.0	0.3	0.0
제주	332	0.0	2.1	0.0	0.0	0.0	1.2	0.0	

기초생활수급 여부를 살펴보면 비해당이 98.6%, 해당 0.9%, 과거 해당 0.5%로 나타났다. 통계청 2019년 최신 기초생활 보장 수급 현황에 따르면 2019년 3.6%로 나타나고 있다(E-나라지표, 2020). 2020년의 수급 현황이 발표되면 본 조사의 기초생활수급 가구를 적절하게 조사했는지 여부를 확인이 가능할 것이다.

[표 6] 기초생활수급 가구 여부에 따른 응답률

(N=13,824, 단위: %)

구분		사례수	해당	과거 해당	비해당
전체		13,824	0.9	0.5	98.6
성별	남자	6,540	0.7	0.4	98.9
	여자	7,284	1.1	0.6	98.3
연령	10대	471	1.3	0.2	98.5
	20대	1,550	0.5	0.4	99.1
	30대	2,119	0.2	0.6	99.2
	40대	2,422	0.6	0.4	99.0
	50대	3,487	0.6	0.5	98.9
	60대 이상	3,775	1.9	0.5	97.6
지역	서울	2,337	0.5	1.0	98.5
	부산	670	0.0	0.3	99.7
	대구	562	1.1	0.0	98.9
	인천	611	0.0	0.0	100.0
	광주	511	0.0	0.4	99.6
	대전	450	0.0	0.0	100.0
	울산	373	0.5	0.0	99.5
	세종	250	0.0	0.0	100.0
	경기	2,754	0.2	0.5	99.3
	강원	589	2.9	2.4	94.7
	충북	679	0.0	0.0	100.0
	충남	722	0.0	0.6	99.4
	전북	649	4.8	0.2	95.1
	전남	596	3.5	0.0	96.5
	경북	840	1.5	0.6	97.9
	경남	899	0.7	0.1	99.2
제주	332	4.0	0.0	96.1	

다문화가정 여부는 비해당이 99.8%, 해당 0.2%로 나타났다.

[표 7] 다문화가정 여부에 따른 응답률

(N=13,824, 단위: %)

구분		사례 수	해당	비해당
전체		13,824	0.2	99.8
성별	남자	6,540	0.2	99.8
	여자	7,284	0.2	99.8
연령	10대	471	0.2	99.8
	20대	1,550	0.5	99.5
	30대	2,119	0.1	99.9
	40대	2,422	0.2	99.8
	50대	3,487	0.2	99.8
	60대 이상	3,775	0.2	99.8
지역	서울	2,337	0.1	99.9
	부산	670	0.0	100.0
	대구	562	0.0	100.0
	인천	611	0.3	99.7
	광주	511	0.0	100.0
	대전	450	0.0	100.0
	울산	373	0.0	100.0
	세종	250	0.0	100.0
	경기	2,754	0.1	99.9
	강원	589	0.3	99.7
	충북	679	0.0	100.0
	충남	722	0.0	100.0
	전북	649	0.3	99.7
	전남	596	0.5	99.5
	경북	840	1.2	98.8
	경남	899	0.0	100.0
제주	332	1.5	98.5	

가구를 이루고 있는 형태는 기타가 92.2%, 단독가구 7.2%, 모자가구 0.4%, 부자가구 0.1% 등의 순으로 나타났다.

[표 8] 가구형태에 따른 응답률

(N=13,824, 단위: %)

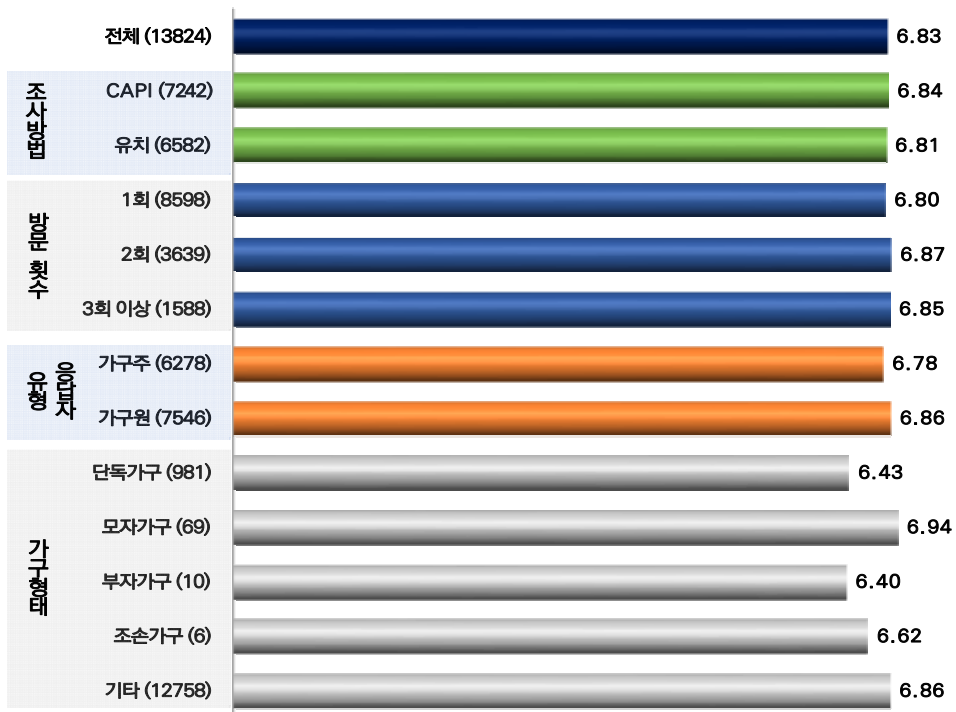
구분		사례 수	단독가구	모자가구	부자가구	조손가구	기타
전체		13,824	7.2	0.4	0.1	0.0	92.2
성별	남자	6,540	5.7	0.2	0.1	0.0	94.0
	여자	7,284	8.6	0.6	0.0	0.0	90.7
연령	10대	471	0.0	3.8	1.1	0.4	94.7
	20대	1,550	8.2	0.9	0.1	0.0	90.8
	30대	2,119	6.5	0.1	0.0	0.0	93.4
	40대	2,422	4.4	0.5	0.2	0.0	94.9
	50대	3,487	4.2	0.4	0.0	0.0	95.4
	60대 이상	3,775	12.7	0.0	0.0	0.1	87.2
지역	서울	2,337	5.1	0.3	0.1	0.0	94.5
	부산	670	5.8	0.3	0.0	0.0	93.9
	대구	562	9.6	0.4	0.0	0.4	89.7
	인천	611	7.0	0.0	0.0	0.0	93.0
	광주	511	6.7	1.2	0.0	0.0	92.2
	대전	450	7.3	0.9	0.0	0.0	91.8
	울산	373	5.6	0.5	0.0	0.0	93.8
	세종	250	7.6	0.0	0.0	0.0	92.4
	경기	2,754	4.9	0.3	0.0	0.0	94.9
	강원	589	11.9	2.4	0.7	0.0	85.1
	충북	679	6.5	0.3	0.0	0.0	93.2
	충남	722	6.8	0.6	0.3	0.0	92.4
	전북	649	12.2	0.8	0.0	0.0	87.1
	전남	596	12.9	0.0	0.0	0.3	86.7
	경북	840	9.6	0.0	0.0	0.0	90.4
	경남	899	5.6	0.7	0.2	0.0	93.5
제주	332	16.0	0.0	0.0	0.0	84.0	

III. 파라데이터 변수에 따른 행복 수준

1. 전반적 행복감

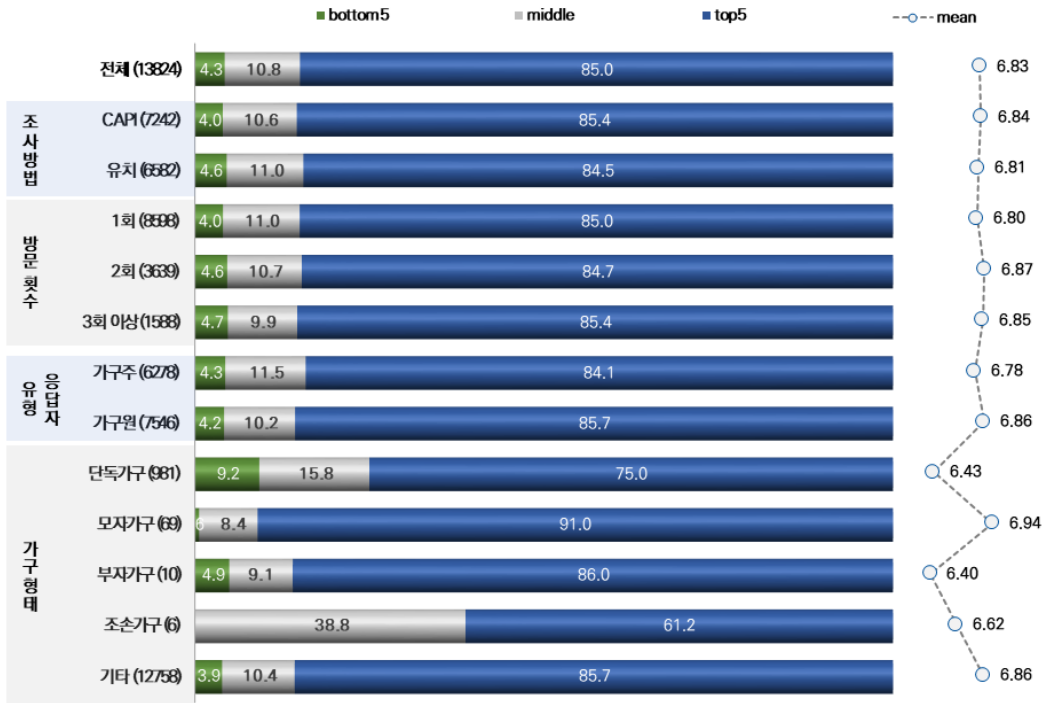
전반적 행복감에 대해 조사 진행 방법으로는 가구방문면접조사 6.84점, 유치조사 6.81점이고, 방문 횟수로는 2회 6.87점, 3회 이상 6.85점, 1회 6.80점으로 나타났다. 응답자 유형으로는 가구원 6.86 점, 가구주 6.78점으로 나타났다. 조사 방법과 방문횟수에 따른 행복 수준의 차이는 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

(N=13,824, 단위: %)



[그림 11] 파라데이터에 따른 전반적 행복감

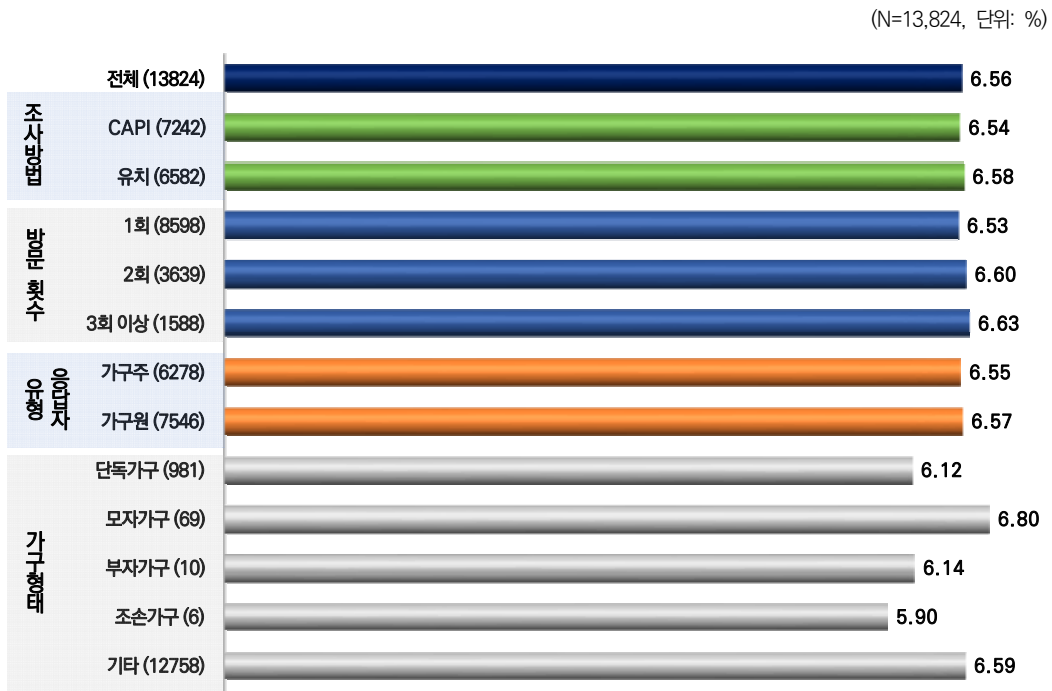
(N=13,824, 단위: %, mean=0~10)



[그림 12] 파라데이터에 따른 전반적 행복감 세부 비율

2. 삶의 의미

삶의 의미에 대해 조사 진행 방법으로는 유치조사 6.58점, 가구방문면접조사 6.54점이고, 방문횟수로는 3회 이상 6.63점, 2회 6.60점, 1회 6.53점으로 나타났다. 응답자 유형으로는 가구원 6.57점, 가구주 6.55점으로 나타났다. 조사 방법과 방문횟수에 따른 삶의 의미 수치의 차이는 유의미하지 않은 것으로 나타났다.



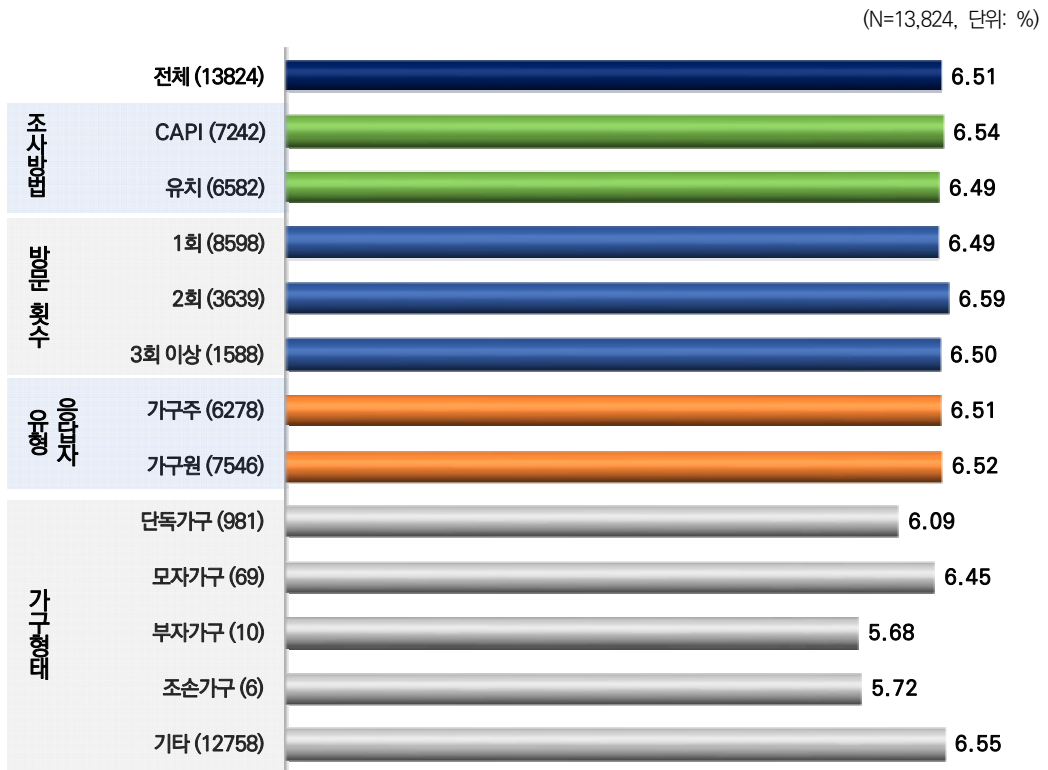
[그림 13] 파라미터에 따른 삶의 의미



[그림 14] 파라미터에 따른 삶의 의미_세부 비율

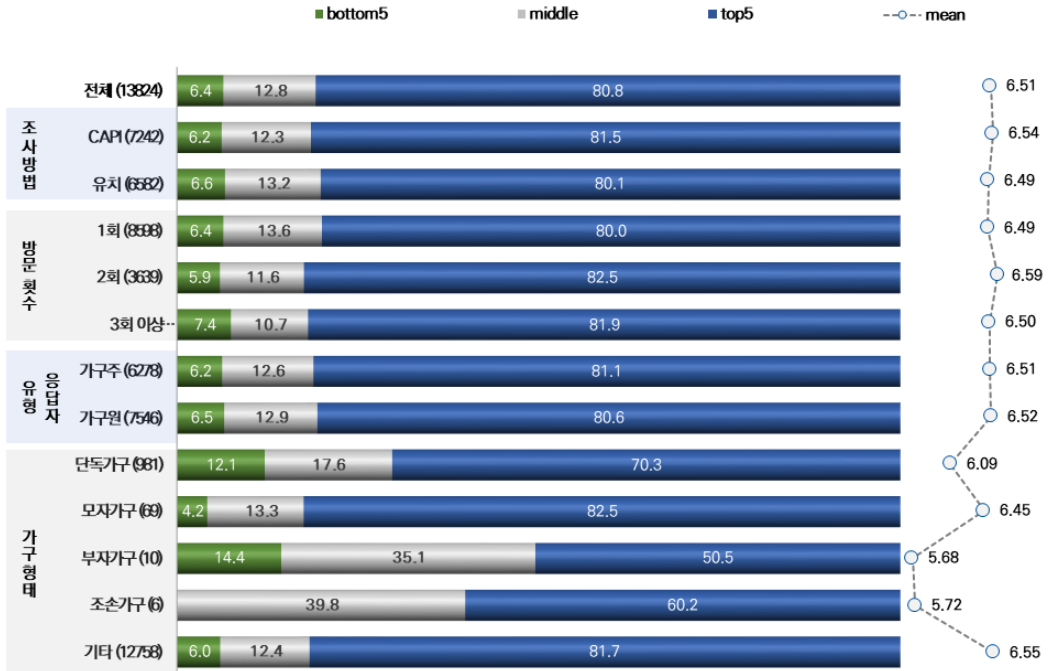
3. 현재 자신의 사다리 위치

현재 자신의 사다리 위치에 대해 조사 진행 방법으로는 가구방문면접조사 6.54점, 유치조사 6.49점 이고, 방문횟수로는 2회 6.59점, 3회 이상 6.50점, 1회 6.49점으로 나타났다. 응답자 유형으로는 가구원 6.52점, 가구주 6.51점으로 나타났다. 조사 방법과 방문횟수에 따른 현재 사다리 위치의 차이는 유의미하지 않은 것으로 나타났다.



[그림 15] 파라미터에 따른 현재 자신의 사다리 위치

(N=13,824, 단위: %, mean=0~10)



[그림 16] 파라데이터에 따른 현재 자신의 사다리 위치세부

III. 결론 및 제언

본 연구는 20년 국회미래연구원에서 수행된 ‘한국인의 행복조사’의 주요 결과인 한국인의 행복 수준을 파악하고 여러 하부 인구 집단에 따른 행복 수준의 격차를 살펴보았다. 아울러 코로나 상황하에서의 행복조사의 타당도와 신뢰도를 확인하기 위하여 설문조사 과정을 데이터화한 파라데이터에 따른 행복 수준의 결과를 살펴보았다. 분석 결과, 조사 방식에 따른 응답률과 행복 수준에는 유의미한 차이가 없는 것으로 확인되어 조사 데이터에 있어서 타당도와 신뢰도가 확보되었다고 볼 수 있다.

전반적 행복감 10점 만점 기준 평균 6.83점으로, 1인 가구, 저소득 개인, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 사람 등의 특성을 가진 표본에서 전반적 행복감이 상대적으로 낮게 나타났다. 전반적 행복감이 높은 집단에서 삶의 의미, 성취감, 인생 결정 자유, 자신의 삶에 대한 평가가 긍정적인 경향을 보였다. 그러나 행복 취약계층(주로 60대 이상, 1인 가구, 중졸 이하, 건강상태가 나쁜 집단)을 통해 행복의 불평등 문제를 확인할 수 있었다. 특히, 전북, 전남, 광주, 경남지역의 행복 수준이 높은 반면, 경북과 제주주는 행복과 관련된 모든 지표에서 최하위를 보여 지역별 격차는 향후 해결해야 할 큰 정책 목표가 되어야 함을 시사하였다.

본 연구는 한국인의 행복 취약계층을 파악하고 이에 대한 심층 연구가 축적될 필요가 있음을 시사한다. 축적된 연구를 통해 행복 수준 증진 및 행복 격차 감소를 위한 정책적 제안이 지속적으로 이뤄질 필요가 있다. 정부의 궁극적 목표 중 하나가 국민의 삶의 질과 행복 수준을 향상하는 것이므로 국민의 행복실태를 분석하여 이에 기초한 정책을 수립하는 것이 필수적이다. 노인, 1인 가구, 저소득층, 경북과 제주 등 지역민을 포함한 행복에 취약한 계층을 중심으로 행복을 향상시킬 수 있는 제도적 모색이 필요하다.

국회는 행복 수준과 불평등 수준에 대한 지속적인 모니터링과 더불어 국가 중장기 정책 수립 및 실시의 기초자료를 축적해 갈 필요가 있다. 2021년부터는 본격적인 본 조사 실시 등을 통해 조사의 지속성과 일관성을 확보하고 데이터를 활용한 심층 연구를 통해 구체적인 정책적 시사점을 제공할 예정이다.

제2절 일상재구성법(DRM)으로 살펴본 일상 사회성의 주관적 안녕감과 관계

이희령*·서은국**

Daily sociality and subjective well-being: Using the day reconstruction method(DRM)

Hwaryung Lee*·Eunkook M. Suh**

요약: 행복이 국가의 정책 지향점이 되면서 국가 단위의 행복 영향 요인에 대한 실질적인 탐색이 절실해지고 있다. 행복은 주관적 경험이기 때문에 어떤 조건이 자신의 행복에 도움이 될지에 대한 사람들의 믿음(lay belief)도 공고하다. 하지만 이는 실제와 다른 경우가 많다. 예를 들어, 수입 같은 객관적 요소는 행복에 대한 영향력이 미미하거나 한계가 있는 반면, 일상에서 다른 사람과 얼마나 함께 하는지 같은 사회성은 중요하지만 간과되는 요인이다. 잘 알려진 행복 예측치인 대인관계 전반이나 특정 관계의 만족도 외에, 일상 수준에서 혼자가 아니라 다른 사람과 함께하는 수준(일상 사회성)이 행복을 예측하는지 한국인 대상으로 살펴보는 연구는 흔치 않다. 따라서 본 연구는 일상재구성법(Day Reconstruction Method)을 사용하여, 일상 사회성이 전반적 행복의 좋은 예측치일 것이라 예상하고 연구를 진행했다. 그 결과, 일상을 다른 사람과 함께 보낸 사람들이 혼자 보냈던 사람들에 비해 전반적인 행복 수준이 유의하게 높게 나타났다. 이런 경향은 인지적, 정서적 안녕 영역 모두에서 일관적으로 나타났다. 또한, 일상 사회성은 인구학적 변인 이상의 행복 예측력을 일관적으로 보이는 것으로 나타났다. 이는 일상 사회성이 개인의 행복에 밀접한 행동 변인이며, 이는 정책적으로도 중요한 고려 요인임을 시사한다.

주제어: 행복, 주관적 안녕감, 일상 사회성, 일상재구성법

ABSTRACT: As happiness becomes the primary goal of the national policy, there is a need to explore the factors that contribute to people's happiness. Though small or negligible effects on individuals' happiness, lay people and policymakers still mainly focus on objective, demographic factors when dealing with happiness. Instead, there is an important but overlooked factor which is Sociality - how much people spend time with others in daily life. In previous studies, spending time with others (daily sociality) rather than spending time alone correlated with happiness, but these findings were not observed in the Korean

* 연세대학교 일반대학원 심리학과 연구원

** 연세대학교 심리학과 교수

population. Therefore, in the current research, the authors examined whether daily sociality is an important predictor of happiness using the Day Reconstruction Method. Our results suggested that people who spent their daily event with others were significantly happier than people who spent time alone. This finding was consistently observed for both cognitive and emotional well-being. In addition, daily sociality significantly predicted happiness above and beyond demographic variables. These results suggest that daily sociality is a new behavioral variable tied to happiness, which is a crucial factor that policymakers should consider.

KeyWords: Happiness, subjective-well-being, daily sociality, day reconstruction method(DRM)

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

국민의 행복(주관적 안녕감)의 향상을 목표로 하는 정책기조가 전 세계적으로 늘고 있다. 경제성장 등의 객관적인 사회지표만이 아니라, 국가 구성원 개개인이 주관적인 만족감과 행복감을 상승시키는 것이 개인적 문제를 넘어 국가 정책의 궁극적 지향점이 되었다. 이는 행복의 개념과 속성에 대한 이해와 함께, 행복에 영향을 미치는 요소에 대한 심층적인 탐색이 수반되어야 가능하다. 측정 가능한 행복을 정의했던 Ed Diener는 이미 2006년에 국가 구성원의 행복과 관련 요인들과의 관련성 파악의 중요성을 주장하였고, 그에 기반해 행복에 대한 국가 계정("national accounts of subjective well-being") 도입을 제안한 바 있다(Diener, 2000; 2006). 이는 기존 국가 계정과 같이 국민의 삶의 질을 주관적 안녕감과 관련 요소들의 관계상에서 심도 있게 파악할 수 있도록 하는 개별 국가만의 행복 측정 체계를 갖춰야 함을 의미한다.

실제 선진국들을 중심으로 국가별 행복 측정 체계가 속속 등장하고 있다. 기존의 인구학적, 객관적 환경 조건 지표들을 포함하지만, 점차 삶의 질을 확보한 국가들이 증가하면서 사회심리적 요소와 같은 비물질적 요소의 중요성이 부각되기 시작했다(Diener, 2006; Diener & Seligman, 2004). 대표적인 국가 비교 행복 보고서(예. "How's life?", OECD, 2017)들은 구성원들의 사회 부패 수준 인식, 타인에 대한 신뢰 수준, 사회적 지지 등 사회에 대한 태도나 경험 등이 국가 행복에 미치는 유의한 영향력을 지속적으로 보여주고 있다. 경제적으로 풍족한 사회가 될수록 인구학적, 객관적 지표보다는, 사회심리적 요인을 비롯한 다른 변인들이 특정 국가의 행복에 중요한 핵심 설명 변인으로 기능한다. 하지만 행복이 소득이나 교육수준 등의 객관적 조건에 기인한다는 믿음은 아직도 보편적이며, 이런 일반적인 믿음을 기반으로 많은 정책을 계획하고 실행하고 있는 것이 현실이다.

행복에 대한 정책적 논의에서 비교적 간과되는 대표적인 요인이 바로 사람들과 함께하는 정도, 사회적 경험의 빈도와 양이다. 사회적 경험은 가족이나 친구관계를 넘어 일상에서 다른 사람과 보내는 모든 시간을 말한다. 타인과 함께 하거나 교류하는 사회적 시간(social time)이라는 다소 단순해 보이는 이 수치는 행복한 사람과 덜 행복한 사람을 가르는 가장 강력한 예측 변인 중 하나다(Diener & Seligman, 2002; Lucas Le, & Dyrenforth, 2008; Russell, Bergeman, & Scott, 2012; Sandstrom & Dunn, 2014; Srivastava Angelo, & Vallereux, 2008). 하지만, 행복의 조건을 의식적으로 나열하도록 요구하는 기존 연구 방법(대표적으로 설문)에서는 이 사회적 경험이 언급되지 않는 경우가 많다. 사회적 경험의 일상성과 사소함으로 인해 당사자가 인지하지 못하거나, 직접적인 회상을 요구하는 질문으로는 포착하지 못하는 경우가 많다. 즉, 사회적 경험은 사람들의 행복에 실제로

지대한 영향으로 주지만, 정작 당사자들은 그 중요성을 인식하지 못하는 경우가 많다. 사회적 경험과 같이 일상에 묻혀 눈에 띄지 않는 사건과, 그것이 초래하는 정서 경험을 보다 정확히 수집하기 위해 최근 개발된 행복 측정 방식이 일상재구성법(Daily Reconstruction Method)이다. 본 연구는 일상 재구성법을 도입하여 한국인의 일상의 사회적 경험이 그들의 행복에 미치는 영향력을 체계적으로 살펴보고자 한다.

2. 본 연구

본 연구는 비교적 국가 단위 행복 측정에서 간과되어온 일상 속의 사회성에 주목하고, 전반적인 행복과의 관련성을 살펴보고자 한다. 일상 사회성은 일상에서 타인과 시간을 함께한 구체적 경험의 회고를 통해 얻는 변인이다. 기존 인구학적 변인들은 행복에 미치는 영향력이 미미하고, 사회심리적 변인들은 태도나 가치관을 측정하는 경우가 많아 행복에 대한 통상적 믿음이나 문화적 가치관 등에서 자유롭지 않은 편이다. 그에 비해 일상 사회성은 그 사람이 가진 행복에 대한 개인적 '이론'과 무관하게, 누구와 얼마만큼의 사회적 교류를 했는지를 수치화하여 행복의 예측 변인으로 사용하는 것이다. 이 구체적 정보는 보다 직관적이고 변화 가능하며, 정책 활용성도 높다. 본 연구는 사회적 경험 수집에 특화된 일상재구성법을 도입하여 일상에서의 사회적 경험과 내용이 한국인의 행복감과 얼마나 관련이 있는지를 살펴보았다. 또한, 통상적으로 행복 연구에서 고려하는 인구학적 변인들과의 비교를 통해, 일상 사회성이 단독으로 유의한 행복 예측 변인으로 기능하는지 알아보았다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 행복과 사회성의 긴밀한 관계

행복 수준을 결정하는 하나의 요인은 없지만, 행복한 삶에서 공통으로 관찰되는 특징이 바로 긍정적인 사회적 관계와 활동이다. 높은 사회관계의 질이 높은 행복 수준으로 연결되는 경향은 대부분의 연령대에서 예외 없이 관찰된다(Lansford, 2000). 행복한 사람들은 거의 예외 없이 견고한 사회적 관계를 맺고 산다. Diener & Seligman(2002)의 연구에서 살펴본 '매우 행복한 사람들(very happy people)'의 가장 두드러진 특성 또한 높은 사회성이었다. 가령, 행복 점수 상위 10%의 사람들은 한 명도 빠짐없이 높은 질의 사회적 관계를 영위하고 있었으며, 친구, 가족, 연인 관계 모두에서 교류의 양과 질이 높았다. 그래서 저자들은 행복의 '충분조건'은 존재하지 않지만, 하나의 '필요조건'이 있는

데 그것은 풍성한 사회적 관계라고 결론을 내린다.

행복한 사람들은 대인관계에 대한 만족과 긍정 정서가 높을 뿐 아니라, 사람들과 같이 보내는 시간의 비중도 높다(Kahneman, Krueger, Schkade, Schwarz, & Stone, 2004; Reis, Sheldon, Gable, Roscoe, & Ryan, 2000). 행복한 사람들은 가족이나 친척, 친구 등 가까운 사람들과 상호작용하는 사회적 활동에 시간을 더 많이 쏟는다(Robinson & Martin, 2008). 친밀한 사람과 시간을 같이 보내는 것은 사회적 지지와 함께 긍정 정서를 함께 경험하기 유리한 환경이며, 실제로 일상에서 가까운 상대와 대화하는 등의 친밀한 상호작용이 이루어질 때 더 긍정 정서를 많이 느끼고, 외로움을 적게 느낀다(Vittengl & Holt, 1998; Wheeler, Reis, & Nezlek, 1983). 특히 이들은 의미 있고 깊은 대화를 주고받으면서 행복감과 연대감을 많이 느낀다(Mehl, Vazire, Holleran, & Clark, 2010; Reis et al., 2000).

여기에서 주목할 사실은 누군가와 시간을 같이 보내는 것, 사회적 시간 자체가 행복에 기여한다는 점이다. 일반적으로 사람들은 하루 중 가장 행복한 시간을 다른 사람과 함께 보내는 시간으로 꼽으며(Kahneman et al., 2004; Mogilner, 2010), 같은 경험도 혼자보다 다른 사람과 함께 하는 경우 더 즐겁다고 평가한다(Caprariello & Reis, 2013). 이런 경향은 상호작용의 상대가 가까운 가족이나 친구가 아닌 경우에도 동일하게 관찰된다. 간단한 상호작용만으로도 사람들은 긍정 정서를 경험한다. 사람들은 카페 바리스타와 짧은 대화를 하는 것만으로도 유대감과 긍정 정서를 느끼며(Sandstrom & Dunn, 2014), 가벼운 대화를 했던 통근시간이 더 즐거웠다고 보고했다(Epley & Schroeder, 2014). 학생들은 수업을 같이 듣는 학생들과 단순히 더 많이 대화하고 같이 활동한 경우, 그날의 행복 수준, 즉 하루 전체의 소속감과 긍정 정서 경험 자체가 유의미하게 높아지는 것으로 나타났다(Sandstrom & Dunn, 2014). 일상재구성법을 통해 측정한 경우에도, 활동 특성을 제외하면 함께한 상대와 관계 없이 비슷한 수준의 긍정적 정서 경험을 보고하는 것으로 나타난 바 있다(Hudson, Lucas, & Donnellan, 2020). 이처럼 많은 연구들이 관계 특성을 넘어 다른 사람과 함께하는 시간 자체가 긍정 정서 경험에 기여한다는 견고한 결론을 제시한다.

2. 일상 사회성: 간과된 행복 예측 변인

사회성이 중요하지만, 사람들은 행복에 미치는 이 영향력을 일상에서 체감하지 못하는 경우가 많다. 이는 특히 타인과의 상호작용에 대한 정서 예측 오류에 기인할 가능성이 높다(affective forecasting; Gilbert & Wilson, 2006). 일반적으로 사람들은 눈에 띄는 몇 가지 정보나 단서를 바탕으로 정서를 예측하지만, 실제로 정서를 좌우하는 것은 보이지 않는 많은 작은 요인들의 합인 경우가 많다. 가령, 사람들은 잘 모르는 낯선 사람보다 친밀한 사람과 교류하는 것이 더 큰 긍정 정서를 줄 것으로 생각한다(Dunn, Biesanz, Human, & Finn, 2007; Mallett, Wilson, & Gilbert, 2008). 하지만 실제로

측정해 보면 타인과 상호작용은 관계 친밀도에 관계없이 비슷한 수준의 긍정 정서를 경험하게 하며 (Dunn et al., 2007; Mallet et al., 2008), 오히려 가까운 관계는 긍정 정서와 함께 부정 정서도 더 많이 경험한다(Dolan, Peasgood, & White, 2008; Kahneman et al., 2004). 그럼에도 불구하고 관계 친밀도(친구 혹은 낯선 사람)는 정서 예측에 과대하게 중요한 요인으로 작용한다.

사회적 상호작용에 대한 예측 오류는 개인의 행복 수준에 부정적 영향을 준다. 가령, 내향적인 사람들이 혼자 있기를 선택하는 이유는 혼자 시간을 보내는 것이 다른 사람을 만나는 것보다 더 편하고 긍정 정서를 많이 느낄 것이라고 잘못 예측하기 때문이다(Zelenski et al., 2013). 이 판단 오류는 스스로에게 행복감을 느낄 수 있게 해주는 사회적 기회를 감소시켜 장기적으로 행복감을 저해시킨다. 내향적인 사람들이 외향적인 행동을 하도록 지시받을 때 오히려 더 행복하다는 결과가 여러 실험 연구에서 확인된다(Fleeson et al., 2002; Margolis & Lyubomirsky, 2019).

주목할 점은 사회적 교류의 긍정 효과가 한국같이 내집단과 외집단의 분류가 강한 국가에서 더욱 과소평가될 가능성이 있다는 것이다. 한국은 라틴아메리카 국가들과 같이 가족중심적이고 집단주의적인 문화로 분류됨에도 불구하고, 이 국가들에 비해 극명하게 낮은 행복 수준을 가지고 있다. 이는 집단주의적 문화가 무조건 사회성 측면의 혜택을 얻는 것은 아니라는 점을 시사한다. 동아시아적 가족주의는 혈연이나 가족, 친구같이 내집단으로 설정한 가까운 사람들에게 정서적 의지, 관심과 교류가 집중되며 이들에 대한 의무감도 강한 편이다. 이는 역으로 내집단 이외 구성원에 대해 상호 교류 필요성을 느끼지 못하거나, 불편함을 넘어 불안감까지도 가질 가능성도 있다. 이처럼 좁은 사회적 반경 (social radius)을 갖는 문화에서는 친족 외의 타인 관계의 중요성을 경시하고 한정된 사람들과 교류한다. 일상의 가볍고 사소한 교류들이 행복의 중요한 기초가 된다는 최근 연구 결과들(예, Epley & Schroeder, 2014; Sandstrom & Dunn, 2014)을 고려했을 때, 내집단 외의 타인에 대한 무관심은 긍정 정서 경험 기회를 놓치게 만드는 하나의 원인이 될 수 있다.

이처럼 사회적 상호작용은 행복에 있어 상당히 중요한 요소이지만, 국가 단위의 행복 측정에서는 주목받지 못한 영역이다. 행복 측정에서 개인의 사회적 영역을 반영하는 문항은 대표적으로 특정 관계 만족도(예, 가족, 배우자)나 대인관계 영역에 대한 전반적 만족도를 들 수 있다. 그러나 이런 문항에 대한 응답 값은 전반적인 행복과 관련 높은 응답자의 특성(가령, 낙관성)이 반영될 가능성이 높다. 만족감이 높은 사람이 실제 경험하는 상황적, 환경적 특성을 파악하기는 어렵다. 그리고 가족이나 자녀 같은 관계는 사회적 바람직성(social desirability)과 같은 가치관이 반영되기도 한다. 따라서 응답자의 기질, 사회적 바람직성과 편향으로부터 비교적 벗어난 구체적이고 객관적인 정보(가령, 친구 수, 의무/친목적 만남 여부, 다른 사람과 함께 있는 시간 비율)를 측정하고, 이것이 행복과 어떤 관련성이 있는지를 파악하는 것이 필요하다. 이러한 목적으로 최근 사용되고 있는 새로운 측정 방식 중 하나가 일상재구성법이다.

3. 일상재구성법: 일상의 실제 정서 경험 측정

일상재구성법은 응답자가 하루 전 경험한 주요 사건들에 대한 구체적 기술, 그리고 그 순간 느낀 정서를 보고하는 경험 측정 방식이다(Kahneman, Krueger, Schkade, Schwarz, & Stone, 2004). 연구 참가자들은 하루 전날 기상부터 취침 시간까지의 시간을 영화같이("like a film") 시간 순서대로 회고한다. 그런 뒤 그날 경험한 다양한 사건과 활동들을 순서대로 되새겨보고, 각 사건별로 누구와 어디서 무슨 일을 했는지, 그때 자신이 느낀 감정이 무엇인지 보고하게 된다. 일상재구성법의 최대 장점은 사건 경험 하루 후 경험했던 사건과 정서를 측정함으로써 기억 왜곡을 최소화한다는 것이다. 일상재구성법을 통해 보고된 하루 전날의 정서 경험은 경험표집법과 같은 실시간 온라인 보고와 통계적인 차이를 보이지 않았다(Dockray et al., 2010). 한 달 정도의 정서 경험에 대한 평가를 요구하는 기존의 전반적 평가 측정치(global measure)는 응답자의 특성 등이 모두 반영되지만, 일상재구성법은 그 당시의 정서 경험을 인지적 가공 없이 그대로 보고하는 경험 측정치(experiential measure)라고 볼 수 있다.

행복이나 만족도는 직접적으로 질문했을 때 그 활동이나 관계의 사회적 바람직성이나 가치관 등으로 인한 편향이 일어날 수 있다. 하지만 일상재구성법은 하루의 모든 활동에 대해서 전체적으로 보고하기 때문에 특정 관계나 활동에 주목해서 일어나는 편향이 적은 결과를 얻게 된다. 대표적으로, Kahneman과 동료들(2004)의 연구 결과 중 주목받았던 내용 중 하나가 육아 활동의 낮은 긍정 정서였다. 육아 활동은 일상에서 가장 낮은 긍정 정서를 보고했던 활동인 집안일이나 근무, 통근, 이메일 답하기 다음으로 부정적인 활동으로 나타났다. 육아나 자녀 돌보기 등에 대한 생각을 직접적으로 물으면 사회적 바람직성의 영향력 때문에 위 연구와는 다른 결과가 얻어진다. 일상재구성법은 특정 활동이나 대인관계에 대한 보편적인 신념이나 바람직성의 영향을 줄이고 실제적인 정서 경험을 수집할 수 있다.

일상재구성법 자료의 추가적 장점은 개인의 일상에 대한 객관적이고 구체적인 정보들을 수집할 수 있다는 점이다. 이 방법은 임의로 정해진 하루에 대해 어떤 활동을 어떤 장소에서 누구와 했는지에 대한 개별 정보들을 사건 단위로 수집한다. 이런 정보들은 사건 당시의 개별 정서와 연관 지어 어떤 상황적 요인들이 어떤 특정 정서 경험과 관련을 가지는지 탐색할 수 있게 해준다. 일상재구성법은 행복에 대해 객관적인 관점으로 접근할 수 있다고 주장하는 경제학, 사회학적 배경을 가진 학자들도 많이 사용하는 자료 수집 방법이다("objective happiness"; Kahneman, 1994). 개인의 하루 일과 구성에 있어서 개별 사건의 활동 자체와 같이 하는 사람, 장소, 시간 등등을 함께 조합한 밀도 있는 정보를 얻을 수 있는 장점이 있고, 각 사건과 연결된 정서 경험과의 연계 분석을 통해 행복 경험과 직접적 관련성이 있는 특성을 추출할 수 있다. 이러한 구체적인 분석방식은 관련 정책 평가/계획 과정에서 중요한 근거가 될 수 있는 객관적 자료를 하는 제공한다(Diener, 2006).

III. 연구 방법

1. 연구대상 및 자료 수집 방식

본 연구는 일상재구성법을 이용해 일상 사회성의 행복 예측력을 확인하고자 한다. 우선 일상 사건을 다른 사람과 함께 보냈는지 혹은 혼자 보냈는지에 따라 전반적 행복 수준에 차이가 있을 것이라고 예상했다. 그리고 행복의 예측력에 있어서도, 개인의 일상 사회성이 일반적인 인구학적 변인들 이상의 큰 예측력을 보일 것이라 예상했다.

연구대상은 대한민국 국민으로, 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민을 대상으로 자료를 수집했다. 조사의 표본틀은 통계청 집계구(2019년 6월 기준)를 활용하였으며, 2020년 10월 24일~12월 18일까지 가구방문면접조사로 이루어졌다. 자료 수집 당시 코로나19 상황으로 선호에 따라 비대면 조사 방법인 유치조사 방식을 사용하기도 하였다. 일상재구성법의 경우, 설문 전달에 대한 일상을 보고하기 때문에 평일과 주말간 요일 효과가 나타날 가능성이 있다. 따라서 설문 예비조사 결과를 바탕으로 요일별 할당을 적용하여 설문 전달 기준으로 '월~목'과 '금~일'의 응답이 각 50%에 가깝게 수집될 수 있도록 하였다. 최종 분석에 포함한 참가자는 총 13,824명으로 그 구성에 대한 인구학적 특징은 [표 1]에 제시했다.

본 자료에서 일상재구성법은 어제 한 일 중 중요하다고 생각되는 일을 여러 개 작성하고, 그중 어제 중요한 일 1순위와 2순위를 뽑아 세부 내용을 작성하는 방식으로 이루어졌다(그림 1 참고). 세부 정보는 1) 중요한 일 자체의 종류, 2) 같이 한 사람 (혹은 혼자), 3) 경험한 세부 정서로 구성되어 있다. 중요한 일로 뽑은 두 사건 특성에 차이가 크지 않았으므로, 대표성이 큰 1순위 사건을 위주로 분석했다. 경험 정서는 긍정 정서와 부정 정서를 각각 합산한 값을 사용했다. 즉, 긍정 정서는 평온함 혹은 편안함, 즐거움의 2문항의 평균값을, 부정 정서는 근심, 바쁨, 짜증 혹은 분노, 우울의 5문항의 평균값을 사용했다.

[표 1] 연구대상의 인구학적 특징

(괄호 안은 백분율)

	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70세 이상
성별							
남	200(42.5)	680(43.9)	996(47.0)	1171(48.3)	1611(46.2)	1313(50.9)	569(47.6)
여	271(57.5)	870(56.1)	1123(53.0)	1251(51.7)	1876(53.8)	1267(49.1)	626(52.4)
결혼상태							
비해당 (만 18세 미만)	221(46.9)	0(.0)	0(.0)	0(.0)	0(.0)	0(.0)	0(.0)
배우자 있음	0(.0)	203(13.1)	1536(72.5)	2169(89.6)	3114(89.3)	2240(86.8)	809(67.7)
미혼(만18세 이상)	249(52.9)	1312(84.6)	539(25.4)	152(6.3)	61(1.7)	16(0.6)	14(1.2)
사별/이혼/별거	1(0.2)	35(2.3)	44(2.1)	101(4.2)	312(8.9)	324(12.6)	372(31.1)
교육수준							
중졸 이하	100(21.2)	10(0.5)	16(0.5)	32(1.3)	110(2.8)	491(18.9)	768(68.6)
고등학교 졸업	241(51.2)	149(9.6)	168(7.9)	585(24.2)	1858(53.3)	1609(62.4)	302(25.3)
대학교 재학/졸업	130(27.6)	1375(88.7)	1905(89.9)	1787(73.8)	1507(43.2)	470(18.2)	120(10.0)
대학원 재학 이상	0(.0)	16(1.0)	30(1.4)	18(0.7)	12(0.3)	10(0.4)	5(0.5)
취업유무							
취업	20(4.25)	860(55.5)	1666(78.6)	1884(77.8)	2528(72.5)	1637(63.4)	371(31.0)
비취업	451(95.8)	690(44.5)	453(21.4)	538(22.2)	959(27.5)	943(36.6)	824(68.9)

일상재구성법은 단 하루에 대한 자료를 수집하지만, 일상의 정서 경험에 대한 상당히 대표성 있는 자료이다. 일상재구성법으로 수집한 단 하루에 대한 자료는 단문항 삶의 만족 척도에 가까운 수준의 안정성을 보인 바 있다(Hudson, Lucas, & Donnellnan, 2016; Krueger & Schkade, 2008). 이런 결과는 1년 중 임의로 선정한 단 하루에 대한 보고만으로도 충분히 응답자의 1년의 정서 경험을 반영하는 것으로 나타난 바 있다. 본 연구에서는 현실적 제약을 고려하여 축약된 형태의 일상재구성법을 사용하였지만, 이 방법으로 수집되는 자료도 기존의 측정 방식과 통계적으로 유사한 높은 타당도를 보이는 것으로 나타났다(Anusic, Lucas, & Donnellnan, 2017).

E1 지금부터는 귀하가 어제 하신 일들에 대해 여쭙보고자 합니다.

1) 귀하가 어제 일어난 시간은 언제입니까?	(24시).....시.....분
2) 귀하가 어제 밤에 잠든 시간은 언제입니까?	(24시).....시.....분

E2 귀하가 어제 [아침 기상 시간부터 정오 전], [정오부터 저녁 6시], [저녁 6시부터 취침 전]까지 하신 일 중, 중요하다고 생각되는 일들을 간략하게 모두 적어주십시오(예, 친구와 외식, 가족과 대화 등).

E3 귀하가 위에 작성하신 어제 [아침 기상 시간부터 정오 전], [정오부터 저녁 6시], [저녁 6시부터 취침 전]까지 하신 일 중, 가장 중요하다고 생각되는 일 두 가지를 적어주십시오.

1) 먼저 가장 중요한 일 한 가지에 대해 말씀해주시고, 빈 칸에 어떤 일이었는지 간단하게 묘사해주시고.	_____
2) 그 다음으로 중요한 일 한 가지에 대해 말씀해주시고, 빈 칸에 어떤 일이었는지 간단하게 묘사해주시고.	_____

[그림 1] 본 연구에서 사용된 일상재구성법 예시

2. 주요 측정 변인 및 분석 방법

본 연구 분석에 사용된 주요 변수는 크게 전반적 행복 수준을 나타내는 주관적 안녕감 변수와 일상 재구성법을 통해 수집된 일상 사건 정보 변수이며, 이외 행복 수준과 연관성이 잘 알려진 인구통계학적 변수 일부를 포함하여 분석을 진행했다. 전반적인 행복 측정 문항들이 먼저 제시되었고 일상재구성법은 이후에 측정되었다. 모든 변인은 기존 행복 측정 도구를 국가 단위 행복 측정 상황에 적합하도록 수정하여 제안한 주관적 안녕감 측정 가이드라인(OECD, 2013)을 참고하여 제시하였다.

1) 주관적 안녕감

주관적 안녕감은 직접적으로 행복 수준을 묻는 단문항 행복 척도와, 주관적 안녕감의 하위 요인별로 다문항을 측정하여 합산하는 개별 척도를 모두 포함하였다.

전반적 행복감. 단문항 행복 척도로 전반적 행복감을 측정하였다. 응답자들은 “전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 질문에 11점 척도(0=전혀 행복하지 않다, 10=매우 행복하다)를 사용하여 응답하였다.

삶의 만족도. 삶의 조건들에 대해 인지적인 만족감을 측정하기 위해, 기존 삶의 만족도 척도(Satisfaction With Life Scale; SWLS; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985)의 번역본 5

문항을 사용하여 측정하였다(임남연·이화령·서은국, 2010). 대표적인 문항은 “전반적으로 나의 삶은 내가 생각하는 이상적인 삶에 가깝다”, “나는 나의 삶에 대해 전반적으로 만족한다” 등이다. 응답은 7점 척도(1=전혀 동의하지 않는다, 7=매우 동의한다)로 이루어졌다($\alpha=.88$).

어제의 긍정 정서/ 부정 정서. 정서적 안녕감을 측정하기 위해 응답 당일 기준 어제 경험한 세부 정서를 측정하였다. “귀하는 어제 (개별 정서)를 얼마나 느끼셨습니까?”라는 질문에 11점 척도(0=전혀 느끼지 못함, 10=온종일 느낌)를 이용해 응답하였다. 긍정 정서는 즐거움과 차분함 2문항을, 부정 정서는 슬픔, 분노, 스트레스, 피곤의 4문항을 측정하고 각 평균값을 긍정 정서와 부정 정서 값으로 사용하였다. 더불어, 어제 정서적 안녕감을 (긍정 정서-부정 정서)로 계산하여 사용하였다.

어제의 행복감과 미소. 긍정 정서 경험을 반영하는 두 문항을 측정했다. “귀하는 어제 어느 정도 행복하셨습니까?”를 11점 척도(0=전혀 행복하지 않다, 10=매우 행복하다)로, “귀하는 어제 얼마나 미소 짓거나 웃으셨습니까?”를 11점 척도(0=전혀 없었다, 10=매우 많았다)를 사용하여 보고하도록 했다.

[표 2] 일상재구성법에 제공된 선지: 활동 정보와 같이 한 사람, 정서 경험

구 분	항 목				
활동 분류 ("어떤 활동들")	① 수면		② 음식섭취		
	③ 건강관리(요양, 병원 방문 등)		④ 위생/외모 관리		
	⑤ 직업 관련 일(구직/창업 활동 포함)		⑥ 학습(학교활동)		
	⑦ 학교활동 외 학습활동(학원 수강, 온라인 수강, 자습 등)				
	⑧ 가정 내 활동(요리, 주방일, 세탁, 청소, 차량관리, 공과금 처리 등)				
	⑨ 반려동물/식물 돌보기		⑩ 쇼핑 및 서비스 구매(매장)		
	⑪ 쇼핑 및 서비스 구매(온라인)		⑫ 가족과 대화		
	⑬ 가족 돌보기(아이 돌봄),		⑭ 가족원 간호/도움/교육		
	⑮ 자원봉사		⑯ 개인적 친교 활동		
	⑰ 사회적 참여 활동(단체활동, 종교활동, 관혼상제 등)				
	⑱ 문화/관광 활동		⑲ 미디어 시청/활용		
	⑳ 스포츠/레저 활동		㉑ 게임		
	㉒ 휴식		㉓ 여가 취미활동, 교양학습		
	㉔ 이동				
	같이 한 사람 ("누구와 함께")	① 혼자	② 배우자	③ 성인이 된 자녀(18세 이상)	④ 어린 자녀 혹은 손주
		⑤ 가족(배우자, 자녀, 손주 제외)	⑥ 친구	⑦ 직장 동료	⑧ 그 외 다른 사람
	긍정/부정 정서 경험	① 평온함 혹은 편안함	② 즐거움	③ 근심	④ 바쁨
		⑤ 짜증 혹은 분노	⑥ 우울	⑦ 긴장 혹은 스트레스	

2) 일상 사건 정보: “어제 중요한 일 두 가지”

일상재구성법을 사용해 응답 당일 기준 어제 일어난 사건 중 가장 중요한 일 두 가지를 순서대로 간단하게 묘사하도록 했다(표 2) 참고). 보고할 두 사건이 정해진 후, 첫 번째 주요 사건에 대해 1) 가장 가까운 활동 분류를 선택하고(활동 분류, 예. '이동'), 2) 그 활동을 같이 한 사람이 누구인지 선택한 후(같이 한 사람, 예. '친구', '혼자'), 3) 그 사건 당시 개별 정서들을 얼마나 느꼈는지(정서 경험) 보고하도록 했다. 이 절차를 두 번째 주요 사건에 대해 동일하게 반복했다. 활동 분류와 같이 한 사람 정보는 주어진 보기에서 해당 선지를 하나 선택하는 방식으로 이루어졌고, 정서는 개별 정서별로 경험한 수준을 11점 척도(0=전혀 느끼지 않았다, 5=약간 느꼈다, 10=매우 느꼈다)로 보고하도록 했다. 보고한 정서는 총 7문항으로, 긍정 정서는 평온함 혹은 편안함, 즐거움의 2문항으로, 부정 정서는 근심, 바쁨, 짜증 혹은 분노, 우울, 긴장 혹은 스트레스의 5문항으로 제시되었으며, 본 연구에서는 긍정 정서와 부정 정서를 각각 합산한 평균값을 분석에 사용하였다.

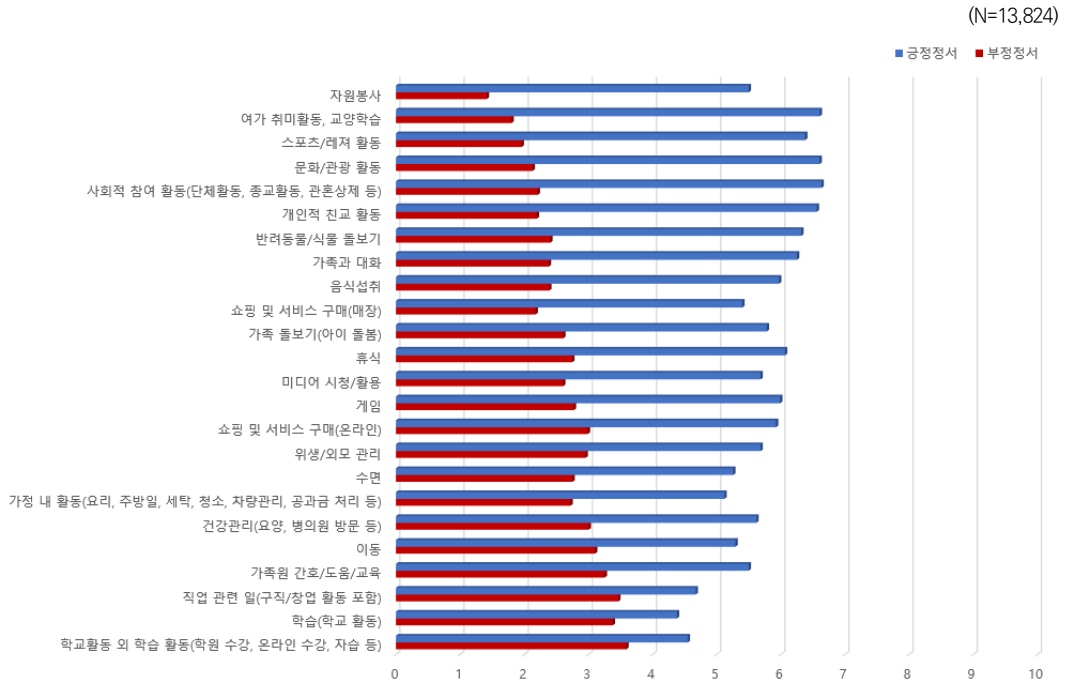
일상 사회성. 주어진 2개 사건을 다른 사람과 같이 했는지 여부(0=혼자, 1=다른 사람과 같이)를 기준으로 사회성 수준을 더미 코딩했다. 예를 들어, 두 사건 모두 혼자 한 경우 0(0+0)으로, 한 사건만 혼자 한 경우 1(0+1), 두 사건 모두 다른 사람과 함께 한 경우 2(1+1)로 코딩하여 일상 사회성 수준을 0~2로 변수화하여 분석에 이용하였다.

3) 이외 인구학적 정보

일상 사회성 정보의 예측력을 파악하기 위해, 다양한 인구학적 정보 중 주관적 안녕감과 관련성이 잘 알려진 연령, 성별, 결혼상태, 교육수준, 취업유무 등을 함께 분석하였다.

IV. 결과: 일상 사건과 전반적 행복에 대한 관계분석

1. 기술통계: 보고한 일상 사건에서의 정서 경험



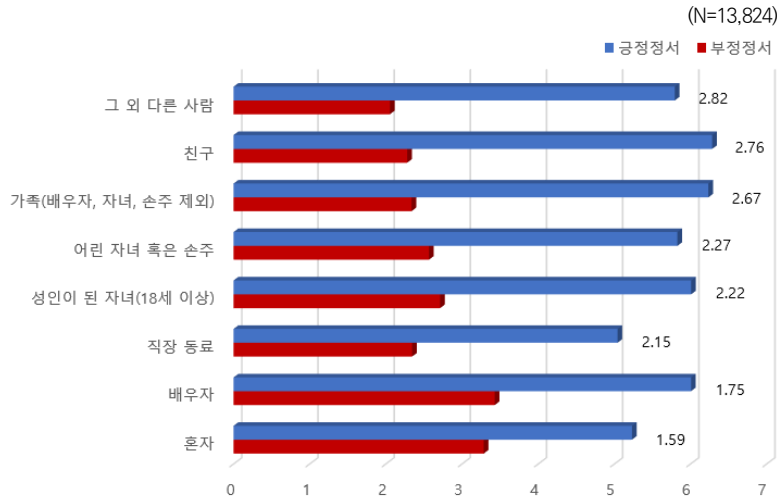
[그림 2] 첫 번째 사건의 활동 정보별 긍정/부정 정서와 정서 비율

(정서 비율=긍정 정서/부정 정서, 정서 비율 순서로 제시)

주요 분석 전 대표성을 띄는 첫 번째 사건을 기준으로 관련 기술통계분석을 실시했다. 우선 활동 종류별 긍정/부정 정서 경험 수준을 살펴봤다(그림 2). 우선 중요한 일로 언급된 일상 사건들은 평균 4.38~6.61점의 긍정 정서를, 1.42~3.59점의 부정 정서를 경험하는 것으로 나타났다. 정서 측정 도구가 0~11점 범위의 리커트 척도라는 점에서 부정 정서는 상당히 낮지만, 긍정 정서는 중간점 5점을 대부분 상회했다. 하지만 학교활동 외 학습활동(4.67점), 학습(학교활동)(4.38점), 직업 관련 일(4.55점) 등 중간점 이하 긍정 정서를 경험하는 사건을 보고하기도 했다. 일상에서 가정 이외에 꼭 필수적으로 수행해야 하는 일들은 긍정 정서가 낮더라도 중요한 일로 선택했을 가능성을 보여준다. 그 이외의 활동들은 모두 중간점 5점 이상의 긍정 정서를 보고하는 것으로 나타났다.

부정 정서 대비 긍정 정서와 비율을 봤을 때, 그래프 상단의 활동들은 자원봉사(3.88), 여가 취미활동(3.66), 스포츠/레저 활동(3.25), 문화/관광 활동(3.10), 사회적 참여 활동(3.00) 등 상대적으로 개

인이 적극적 혹은 자율적으로 선택하는 경향이 큰 활동들이었다. 그에 비해 부정 정서 대비 긍정 정서 비율이 낮은 그래프 하단의 활동들(그래프 역순)은 학교활동 외 학습활동(1.27), 학습(1.30), 직업 관련 일(1.35), 가족원 간호/도움/교육(1.69), 이동(1.70) 등 필수나 의무적으로 해야 하거나 선택의 여지가 적은 활동들이 주를 이루었다. 특히, 최하단의 활동들은 부정 정서 대비 긍정 정서 비율이 거의 1에 가까워 특별히 긍정 정서가 부각되기 어려운 활동들로 보인다.



[그림 3] 첫 번째 사건을 같이 한 사람별 긍정/부정 정서와 정서 비율

(정서 비율=긍정 정서/부정 정서. 정서 비율 순서로 제시)

그리고 첫 번째 사건을 같이 한 사람별 긍정/부정 정서 경험 수준을 살펴봤다(그림 3). 같이 했을 때 가장 많은 긍정 정서를 느끼는 사람은 친구(6.28)였고, 그 다음 순서대로 그 외 가족(6.23), 성인 자녀(6.01)와 배우자(6.01), 어린 자녀나 손주(5.83), 그 외 다른 사람(5.79), 혼자(5.23), 직장 동료(5.04)의 순으로 나타났다. 부정 정서의 경우, 그 외 다른 사람(2.05)이 제일 낮았고, 그 다음 순서대로 친구(2.28), 직장 동료(2.34), 어린 자녀나 손주(2.56), 성인 자녀(2.71), 혼자(3.28), 배우자(3.43)의 순으로 부정 정서 값이 나타났다.

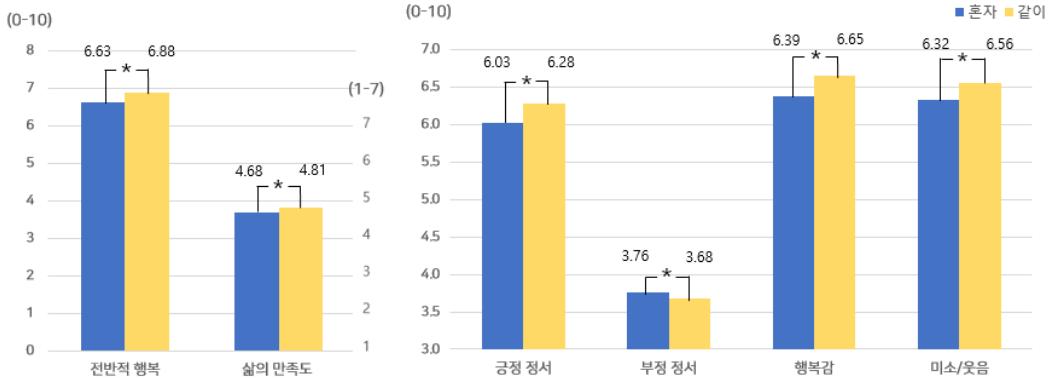
대상별로 부정 정서 대비 긍정 정서를 비율로 환산하고 그 순서대로 [그림 3]에 제시했다. 가장 긍정 정서 비율이 높았던 관계는 그 외 다른 사람(2.82)과 친구(2.76)였다. 그리고 가장 낮은 부정 정서 대비 긍정 정서 비율을 나타냈던 관계는 배우자(1.75)로, 이는 가장 높은 긍정 정서를 경험하지만 가장 높은 부정 정서도 경험하는 관계로 나타났다. 무엇보다도 혼자 있는 경우 가장 낮은 긍정 정서 비율인 1.59로 나타났다. 이는 타인과 함께 하는 사회성이 확보된 경우 평균적으로 더 낮은 긍정 정서를

느끼고 더 높은 부정 정서를 느낄 가능성이 있음을 보여준다. 더불어 친구나 그 외 사람들에 대한 긍정 정서 비율이 높았던 점도 주목할 만하다. 이는 가족이나 친구가 아닌 일상에서 마주치는 다양한 사람들과의 '느슨한 관계(weak tie)'도 긍정적 정서 향상에 중요한 역할을 하고 있다는 점을 보여준다. 관련 연구가 이루어졌던 서구 문화권(예. 미국)뿐 아니라 한국과 같은 집단주의적 사회에서도 일상의 가벼운 사회적 관계가 중요하다는 것을 시사한다.

기술통계적 분석이지만, 지금까지의 결과는 기존 연구 결과와 상당히 일치하는 경향을 보인다. 혼자 보다는 다른 사람과 함께하는 사회성이 확보되었을 때 정서적 혜택이 더 많다는 점이다. 특히 사람들은 대개 자신과 가까운 관계인 사람들과 상호작용하는 것이 정서적 혜택이 더 클 것으로 예측하지만, 실제 연구 결과들을 보면 오히려 그보다 먼 관계인 가족이나 친구 외의 지인과의 사건에서도 충분한 긍정 정서를 경험하고, 오히려 부정 정서는 적게 경험하는 것을 살펴볼 수 있다. 이는 가까운 관계가 긍정 정서를 경험할 가능성도 높지만, 부정 정서를 경험할 가능성도 함께 높아질 가능성을 경험적으로 보여주는 예이며(예. Dolan, Peasgood, & White, 2008; Kahneman et al., 2004), 기존 일상재구성법을 통해서도 확인할 수 있는 특징들이다(Hudson, Lucas, & Donnellan, 2020). 관계의 자체의 특수성보다는 어떤 사건에서 혼자 있었던 것이 아니라 다른 사람과 함께하는 것 자체가 긍정 정서 경험에 유리할 가능성을 예상해볼 수 있는 결과다.

2. 주요 분석: 일상 사건의 사회성에 따른 행복 차이

일상 사건의 사회성이 전반적인 행복 수준 차이로 연결되는지 살펴보았다. 대표성이 제일 높은 첫 번째 사건을 대상으로, 같이 한 사람(혼자 vs. 같이)에 따라 주관적 안녕감의 차이를 보이는지 독립표본 t검정을 실시했다. 그 결과, 모든 주관적 안녕감 측정치에 대해 주요 사건을 다른 사람과 함께 한 사람들이 유의하게 행복 수준이 높게 나타났다(그림 4), 전반적 행복감 $t(13822)=-10.51, p<.001$, 삶의 만족도 $t(13822)=-8.34, p<.001$, 긍정 정서 $t(13822)=-8.54, p<.001$, 부정 정서 $t(13822)=2.13, p<.001$, 행복감 $t(13822)=-12.16, p<.001$, 미소/웃음 $t(13822)=-10.18, p<.001$. 단문항인 전반적 행복 판단과 다문항 척도 합산 값인 삶의 만족도 모두에서 다른 사람과 같이 한 경우 더 행복 수준이 높은 것으로 나타났다. 이런 경향은 정서적 측면에서도 동일하게 나타나 다른 사람과 같이 한 사람이 긍정 정서와 행복감, 미소나 웃음을 지은 경향이 더 높았고, 부정 정서는 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 두 번째 보고한 사건에 대해서도 부정 정서를 제외한 모든 척도에서 동일하게 나타났다, 전반적 행복감 $t(13822)=-9.94, p<.001$, 삶의 만족도 $t(13822)=-8.92, p<.001$, 긍정 정서 $t(13822)=-9.60, p<.001$, 부정 정서 $t(13822)=0.06, p>.05$, 행복감 $t(13822)=-10.67, p<.001$, 미소/웃음 $t(13822)=-8.00, p<.001$.



[그림 4] 첫 번째 사건을 같이 한 사람(혼자 vs. 같이)에 따른 주관적 안녕감 차

이러한 결과는 하루에 일어난 사건에서 추출한 정보이지만, 다양한 행복 측정치에서 매우 일관적 결과를 보인다. 하루 전 주요 사건의 내용은 응답자마다 다양했지만, 그 사건을 혼자 혹은 누군가와 함께 경험했는지가 정서 경험과 행복감에서 일관된 차이를 만들었다. 무엇을 하든, 누구와 하든, 다른 사람과 함께 경험했던 어제의 사건은 혼자 경험했던 사건보다 더 높은 인지적, 정서적 안녕감을 준 것으로 나타났다. 하루의 단일 사건을 분석한 내용이지만, 사회적 경험의 중요성을 구체적으로 확인할 수 있게 해주는 자료이다.

3. 일상 사회성의 상대적 행복 설명력

앞선 결과들은 일상재구성법으로 수집된 일상 사회성이 주관적 안녕감에 대한 예측 가능성을 보여 준다. 본 연구의 일상 사회성은 임의의 하루 중 단 두 사건의 경험으로부터 추출된 값이기 때문에 사회적 경험의 포괄적 중요성을 충분히 담지 못할 가능성이 있다. 그렇지만 행복 관련 요인으로 자주 언급되는 인구학적 변인들과 그 예측력을 비교해 봄으로써, 행복 예측 변인으로서의 일상 사회성을 확인하고자 했다.

이를 위해 인구학적 변인과 일상 사회성의 주관적 안녕감에 대한 설명력을 확인하는 위계적 회귀분석을 실시했다(표 3). 이때 일상 사회성은 두 사건에서 나타난 사회성 수준(혼자=0, 함께=1)을 합산한 값(0~2의 범위)을, 주관적 안녕감은 1) 단방향 행복 척도인 전반적 행복감과, 2) 인지적 안녕감을 반영하는 삶의 만족도 척도, 3) 정서적 안녕감을 반영하는 긍정 정서-부정 정서 값(이하 정서적 안녕)을 대상으로 했다. 우선, 전반적 행복감에 대해 일상 사회성의 설명력을 파악하기 위해 위계적 회귀분석을 실시했다. 이때 1단계에서 인구학적 변인을 투입했을 때, 투입된 모든 변인들은 전반적 행복감의 2.6%를 설명했으며, 그중 연령과 결혼상태, 교육수준이 유의했다*. 다음으로 2단계에서 일상 사회성

을 추가했을 때, 설명 변량이 0.8% 증가하여 3.4%로 증분되었다. 2단계에서 일상 사회성의 표준 회귀 계수는 .092로 연령을 제외한 모든 인구학적 변인의 표준 회귀 계수보다 높게 나타났다.

[표 3] 전반적 행복감, 삶의 만족도, 정서적 안녕감에 대한 인구학적 변인과 일상 사회성의 위계적 회귀분석

예측 변인	1단계			2단계		
	B	SE	β	B	SE	β
전반적 행복감						
연령	-.009	.001	-.111***	-.008	.001	-.103***
성별	.018	.021	.007	.039	.023	.015
결혼상태	-.076	.008	-.090***	-.063	.008	-.074***
교육수준	.092	.011	.085***	.089	.011	.083***
취업유무	-.077	.025	-.028	-.046	.025	-.017
일상 사회성				.154	.014	.092***
	$R^2 = .026, \Delta R^2 = .026***$			$R^2 = .034, \Delta R^2 = .008***$		
삶의 만족도						
연령	-.003	.001	-.063***	-.003	.001	-.056***
성별	-.008	.015	.005	.003	.015	.002
결혼상태	-.055	.006	-.096***	-.048	.006	-.084***
교육수준	.086	.007	.119***	.085	.007	.117***
취업유무	.000	.017	-.009	.016	.017	-.009
일상 사회성				.084	.010	.074***
	$R^2 = .024, \Delta R^2 = .024***$			$R^2 = .029, \Delta R^2 = .005***$		
정서적 안녕감						
연령	-.002	.001	-.111***	-.001	.002	-.009
성별	.009	.021	.007	.042	.044	.009
결혼상태	-.025	.008	-.090***	-.005	.016	-.003
교육수준	.062	.011	.085***	.058	.021	.028**
취업유무	-.109	.025	-.028	.157	.048	-.030***
일상 사회성				.246	.028	.076***
	$R^2 = .002, \Delta R^2 = .002***$			$R^2 = .007, \Delta R^2 = .006***$		

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

삶의 만족도에 대해 일상 사회성의 설명력을 파악하기 위해 위계적 회귀분석을 실시했다. 이때 1단계에서 인구학적 변인을 투입했을 때, 투입된 모든 변인들은 전반적 행복감의 2.4%를 설명했으며, 그

* 본 연구자료의 경우, 한국의 연령대에 따른 행복 분포 특성이 드러난 결과로 볼 수 있다. 한국은 다른 국가들과 달리 연령에 따라 행복 수준이 우하향하는 경향을 보이는 국가이다(한국보건사회연구원, 2017). 기존 연구 결과들의 경우 연령, 성별과 같은 인구학적 특성 자체는 행복에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 알려져 있으나, 한국의 경우 연령과 경제적, 사회복지적, 문화적 특성들이 다양하게 얽혀 있고, 이런 제반 특성들이 연령에 따른 행복 차이를 낳는 것으로 추측하고 있다 (예. 김성아·정해식, 2019).

중 연령과 결혼상태, 교육수준이 유의했다. 다음으로 2단계에서 일상 사회성을 추가했을 때, 설명 변량이 0.5% 증가하여 2.9%로 증분되었다. 2단계에서 일상 사회성의 표준 회귀 계수는 .074로 -.084인 결혼상태를 제외한 모든 인구학적 변인의 표준 회귀 계수보다 높게 나타났다.

정서적 안녕에 대해 일상 사회성의 설명력을 파악하기 위해 위계적 회귀분석을 실시했다. 이때 1단계에서 인구학적 변인을 투입했을 때, 투입된 모든 변인들은 전반적 행복감의 0.2%를 설명했으며, 그 중 교육수준과 취업유무가 유의했다. 다음으로 2단계에서 일상 사회성을 추가했을 때, 설명 변량이 0.6% 증가하여 0.7%로 증분되었다. 2단계에서 일상 사회성의 표준 회귀 계수는 .076으로 모든 인구학적 변인의 표준 회귀 계수보다 높게 나타났다. 종합적으로, 일상 사회성은 모든 행복 측정치에 대해 단일 변인으로 추가되는 경우 유의한 설명력 증가를 보여주었으며, 다른 인구학적 변인들과 달리 모든 행복 측정치에서 일관적으로 유의한 예측력이 나타났다.

이런 결과들은 주관적 안녕감의 인지적, 정서적 영역 모두에 대해 일상 사회성이 인구학적 변인 이상의 유의한 설명력을 가진다는 점을 보여준다. 특히 정서적 안녕감의 경우, 일상 사회성은 위계 분석에 투입된 다른 어떤 변인보다 높은 예측력을 보여주었다. 더 구체적으로 해석한다면, 하루 중 단 두 사건에서 혼자 혹은 타인과 시간을 보냈는지를 아는 것이 그 사람의 연령, 결혼 여부, 교육수준이나 취업 상태보다 정서적 안녕감 예측에 더 유용한 단서가 된다는 것이다. 매우 흥미롭고도 중요한 결과다. 현재의 분석은 다양한 인구통계학적 특성이 혼재된 전체 샘플에서 얻어진 결과지만, 사회적 관계망이나 지지가 취약한 집단(가령, 노인)에서는 일상 사회성이 더욱 중요한 행복 예측치가 될 수 있을 것으로 보인다.

V. 결론

1. 결론 및 정책적 제언

본 연구는 일상재구성법이라는 일상 경험 측정 도구를 도입하여, 일상 사회성의 전반적인 행복 예측력을 살펴보는 것을 목적으로 했다. 우선 보고한 일상 사건에서 다른 사람과 같이 보낸 사람들이 혼자 보낸 사람들에 비해 모든 행복 척도에서 유의하게 높은 행복 수준을 보였다. 이 경향은 단문항과 합산 문항 척도 모두, 인지적 안녕감과 정서적 안녕감 반영 척도 모두에서 일관적으로 나타나, 일상 사회성이 주관적 안녕감의 예측 요인이 될 수 있음을 수렴적으로 확인했다. 그리고 일상 사회성의 행복 설명력은 기존 인구학적 변인들과 비교해 봐도 보다 일관적이고 높은 것으로 나타났다. 특히, 모든 행복 측정치에 대해 단일 변인으로 추가되는 경우 유의한 설명력 증가를 보여주었으며, 척도에 따라 설명력의 유의성이 달라지는 인구학적 변인들과 달리 모든 행복 측정치에서 일관적으로 유의한 예측

력이 나타났다. 이러한 결과는 일상 사회성이 일관적이고 신뢰할 만한 행복 예측 변인으로 고려해 볼 수 있음을 제안한다. 일상에서 사람들과 교류하는 시간을 가지는 것이 주관적 안녕감의 인지적, 정서적 영역 모두에서 안녕감 상승에 체계적으로 기여할 가능성을 제시한다.

일련의 결과는 혼자보다는 다른 사람과 함께한다는 것이 개인의 행복에 미치는 영향력을 보여준다. 기존 연구 결과들은 가까운 친구나 가족 같은 사회적 지지가 행복의 바탕이 되지만, 의식적으로 체감하는 것 이상으로 다양한 사람들과의 소통과 교류가 긍정 정서 경험에 도움이 된다고 보고하고 있다 (Epley & Schroeder, 2014; Sandstrom & Dunn, 2013). 사람들은 나 혼자 한 것보다 다른 사람과 함께하는 것에 대해 더 즐겁고 회상하기에도 더 흥미로운 일로 여긴다(Caprariello & Reis, 2013). 이는 사소한 활동이라도 다른 사람과 함께하기로 선택하는 경우 긍정 정서를 얻을 가능성이 높다는 점을 보여준다.

본 연구 결과 해석 시 주의해야 할 점 중 하나는 다른 사람과 함께 보내는 시간이 많을수록 행복해 진다고 해석하는 것은 지양해야 한다는 점이다. 충분한 사회적 상호작용이 필요한 것은 사실이지만, 주어진 일상을 모두 다른 사람과 보내기는 불가능하다. 실제로 사회적 시간은 특정 수준이 넘어가면 더 이상 행복감을 높이는 데 기여하지 못하고 한계를 가진다(Kushlev et al., 2018). 대신, 개인의 삶에서 약간의 사회성을 증진하는 것이 예측하는 것 이상으로 의미 있는 행복 수준 변화로 연결될 가능성을 제안한다. 국가의 정책은 기본적으로 구성원의 행복 증진을 추구한다는 점에서 어느 분야 정책을 계획하고 관리하든지, 간접적으로도 일상의 사회성을 증진하거나 이에 대한 방해요인을 줄이는 방안을 함께 모색하는 작업이 필요하다.

본 결과를 통해 일상재구성법이 개인 일상의 주요 특징을 표집하는 강력한 도구라는 점을 보여주기도 한다. 특히 본 측정의 형태는 표준 척도에 비해 상당히 축약된 형태로 단 하루의 단면을 보여주는 작은 정보를 이용했다. 그럼에도 불구하고 행복과 긴밀한 관련성이 알려진 '사회성'이라는 특성을 추출해 그에 따른 주관적 안녕감에서의 차이를 보여주었다. 단, 본 연구에서는 전체 국민을 모집단으로 하기 때문에 그 영향력이 크게 드러나지 않았다. 하지만 특정 집단을 타깃으로 하는 경우 응답자가 평소 크게 의식하지 않지만, 체계적으로 일어나고 있는 일상의 특징을 포착할 수 있는 측정법이다. 실제로 사람들은 무엇이 자신을 행복하게 하는지에 대한 실제와 다른 신념을 많이 가지고 있다. 대표적으로 수입이나 교육수준 같은 인구학적 변인이 강한 영향력을 미칠 것이라 믿는다. 하지만 일상재구성법을 이용하는 경우, 이런 믿음과 관계없이 실제 긍정 정서를 느끼는 경험의 특성을 발견할 수 있다. 개별 사건들의 특성 파악뿐 아니라, 시간에 따른 정서 흐름 등을 사회적, 공간적인 정보들과 접목시켜 다차원적인 파악 또한 가능하다.

이는 효과성 있는 정책을 설계하고 평가할 때 타깃이 되는 사람들의 일상적 행동과 정서 경험을 파악하는 데 유용하게 사용할 수 있다. 구체적인 정책 실행 방식을 구상할 때 상당히 구체적이고 귀중한

자료다. 예를 들어, 중소도시 임대 아파트 거주자를 위한 정책을 세울 때, 이 대상 집단이 어떤 사람들로 구성되어 있고, 일상에서 어떤 상황을 불편해하고 더 행복해하는지 본 자료를 통해 파악할 수 있다. 보편적인 부분도 있겠지만, 그들의 생활환경에서 일어나는 일상 사건을 참고함으로써 탁상공론이 아닌 생활밀착형 정책이 가능해질 것이다.

2. 한계 및 유의할 점

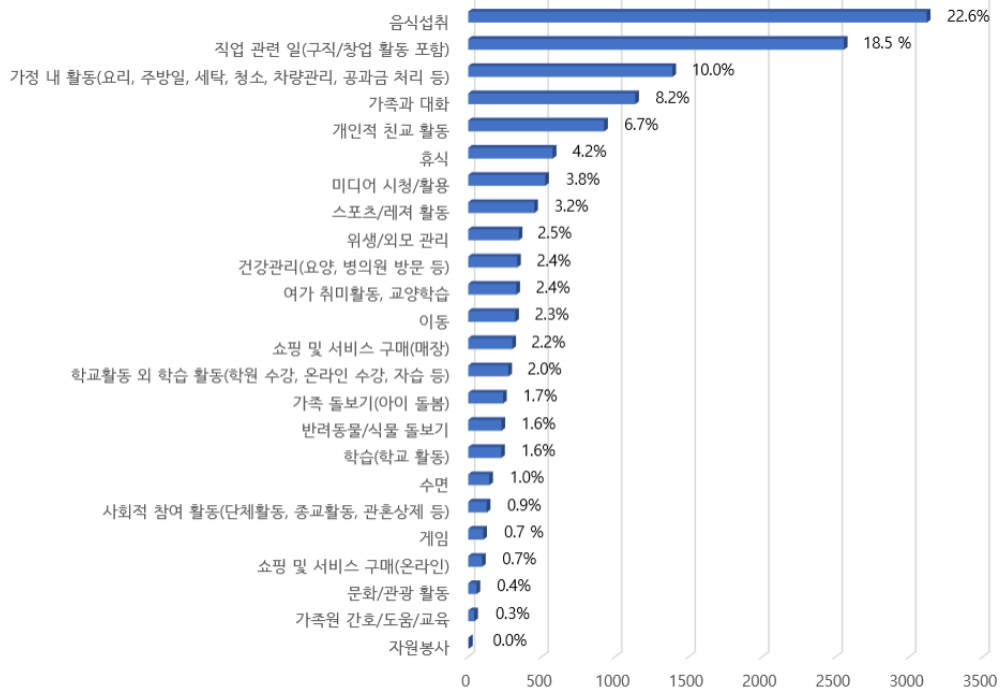
본 자료 수집이 2020년 코로나19 바이러스 전파로 인한 사회적 거리두기가 계속되는 시기에 이루어졌다는 점을 인지할 필요가 있다. 2020년 초부터 계속된 전 세계적 사회적 거리두기와 사회 활동 통제는 일상에서 사회적 상호작용 양의 직접적인 감소를 가져오는 강력한 환경적 요인으로 작용하였다. 이는 사회적 상호작용이 외부환경으로 인해 억압받고 있는 유래 없는 상황이기 때문에, 행복 경험에 사회성보다는 다른 요인이 중요한 요소로 부각 될 가능성이 있었다. 그럼에도 불구하고 본 자료는 사회성이 있는 사건을 제일 중요한 사건으로 보고하는 사람들의 행복 수준이 더 높다는 것을 일관적으로 보여주었다.

강제적 사회 활동 단절이 이루어지고 있는 상황에서도 일상 사회성이 전반적 행복 수준을 예측한다는 것이 큰 의미가 있다. 이는 여러 가능성을 생각해 볼 수 있다. 행복 수준이 높은 사람들은 자신이 가용한 범위 내에서 다양한 방식으로 사회성을 실현하는 것이 능숙할 가능성을 보여준다. 역으로, 자유로운 상호작용이 어려운 극단적 상황이기 때문에 사회적 상호작용 하나가 행복에 미치는 영향력이 더욱 컸을 가능성도 있다. 실제 코로나로 인한 사회적 거리두기로 전체적으로 사회적 상호작용의 기회가 상당히 줄어들었을 것이다. 친목을 위한 모임도 줄어들었지만, 의무적으로 참석해야 하는 다양한 상호작용들도 함께 줄어들었을 가능성이 높다. 이는 사회적 상호작용의 수 자체는 줄어들었지만 긍정적 경험에 유리한 상호작용 위주로 전반적 상호작용의 비중이 변화되었을 가능성도 있다. 또한 돌봐야 하는 자녀나 부모가 있는 30~40대의 경우, 가정 내에서 일과 돌봄 등의 의무를 병행하는 과정에서 상호작용 대상이 다양화되지 못하는 과정에서 행복감이 떨어졌을 가능성도 있다. 이런 부분에 대해서는 개별 집단별로 분류 후 상세한 자료 수집과 분석이 필요할 것이다.

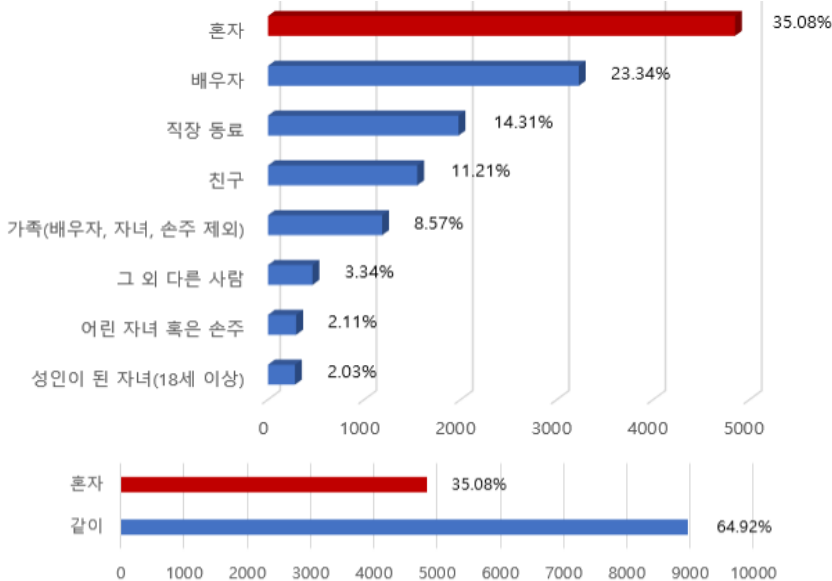
모든 자료는 상관관계 자료이기 때문에 인과 관계를 확정하기는 어렵지만, 본 결과는 극단적 환경 하에서도 사회적 상호작용은 행복과 밀접한 관련을 보인다는 점을 방증하는 결과이다. 장기적으로, 사회적 거리두기가 완화되고 기존의 자유로운 상호작용이 가능해진 시기의 자료를 수집하여 본 자료와 비교하는 작업이 필요할 것이다. 이때 올해 자료는 일종의 기저선 자료로 간주하고 자료 간 연관성을 살펴며 분석한다면 이 극단적 환경의 영향력을 제대로 파악하고 보다 체계적으로 사회성의 영향력을 파악하는 데 도움이 될 것이다.

[부록] 첫 번째 사건에 대한 기술통계분석

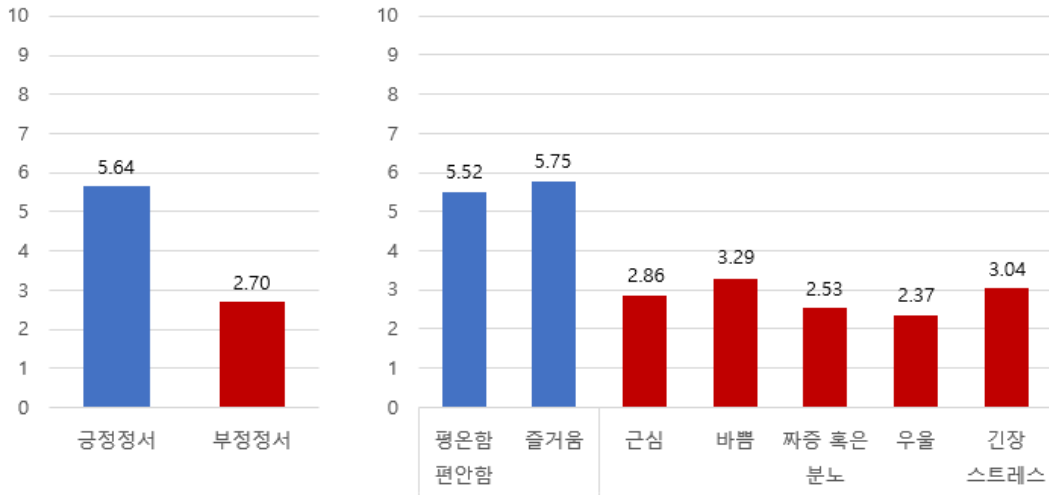
1) 활동 종류: 빈도 및 비율(N=13,824)



2) 같이 한 사람: 빈도 및 비율(N=13,824)



3) 정서 경험: 0~11 리커트 척도(N=13,824)



참고문헌

- 김성아, 정해식 (2019). 연령대별 삶의 만족 영향요인 분석과 정책 과제. 보건복지포럼, 2019(4), 95-104.
- 한국보건사회연구원 (2017). 2017년 사회문제와 사회통합 실태조사.
- Anusic, I., Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2017). The validity of the day reconstruction method in the German socio-economic panel study. *Social Indicators Research, 130*(1), 213-232.
- Caprariello, P. A., & Reis, H. T. (2013). To do, to have, or to share? Valuing experiences over material possessions depends on the involvement of others. *Journal of Personality and Social Psychology, 104*(2), 199-215.
- Csikszentmihalyi, M., & Larsen, R. E. (1987). Validity and reliability of the experience-sampling method. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 175*, 526-536.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist, 55*(1), 34-43.
- Diener, E. (2006). Guidelines for national indicators of subjective well-being and ill-being. *Journal of Happiness Studies, 7*(4), 397-404.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2015). National accounts of subjective well-being. *American Psychologist, 70*(3), 234-242.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 39*, 247-266.
- Dockray, S., Grant, N., Stone, A. A., Kahneman, D., Wardle, J., & Steptoe, A. (2010). A comparison of affect ratings obtained with ecological momentary assessment and the day reconstruction method. *Social Indicators Research, 99*(2), 269-283.
- 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*, 94-122.
- Dunn, E. W., Biesanz, J. C., Human, L. J., & Finn, S. (2007). Misunderstanding the affective consequences of everyday social interactions: The hidden benefits of putting one's best face forward. *Journal of Personality and Social Psychology, 92*(6), 990-1005.
- Epley, N., & Schroeder, J. (2014). Mistakenly seeking solitude. *Journal of Experimental Psychology: General, 143*(5), 1980-1999.
- Fleeson, W., Malanos, A. B., & Achille, N. M. (2002). An intraindividual process approach to the

- relationship between extraversion and positive affect: Is acting extraverted as "good" as being extraverted?. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(6), 1409–1422.
- Hudson, N. W., Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2016). Getting older, feeling less? A cross-sectional and longitudinal investigation of developmental patterns in experiential well-being. *Psychology and Aging*, 31(8), 847–861.
- Hudson, N. W., Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2020). Are we happier with others? An investigation of the links between spending time with others and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 119(3), 672–694.
- 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.
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D. A., Schwarz, N., & Stone, A. A. (2004). A survey method for characterizing daily life experience: The day reconstruction method. *Science*, 306(5702), 1776–1780.
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D., Schwarz, N., & Stone, A. A. (2006). Would you be happier if you were richer? A focusing illusion. *Science*, 312(5782), 1908–1910.
- Kushlev, K., Heintzelman, S. J., Oishi, S., & Diener, E. (2018). The declining marginal utility of social time for subjective well-being. *Journal of Research in Personality*, 74, 124–140.
- Lansford, J. E. (2000). Family relationships, friendships, and well-being in the United States and Japan. University of Michigan.
- Lucas, R. E. (2018). Reevaluating the strengths and weaknesses of self-report measures of subjective well-being. In E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being*. Salt Lake City, UT: DEF Publishers. DOI:nobascholar.com
- Lucas, R. E., Le, K., & Dyrenforth, P. S. (2008). Explaining the extraversion/positive affect relation: Sociability cannot account for extraverts' greater happiness. *Journal of Personality*, 76, 385–414.
- Mallett, R. K., Wilson, T. D., & Gilbert, D. T. (2008). Expect the unexpected: Failure to anticipate similarities leads to an intergroup forecasting error. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(2), 265–277.
- Mehl, M. R., Vazire, S., Holleran, S. E., & Clark, C. S. (2010). Eavesdropping on happiness: Well-being is related to having less small talk and more substantive conversations. *Psychological Science*, 21(4), 539–541.
- Mogilner, C. (2010). The pursuit of happiness: Time, money, and social connection. *Psychological Science*, 21(9), 1348–1354.
- OECD (2013). *OECD guidelines on measuring subjective well-being*, OECD Publishing.
<http://dx.doi.org/10.1787/9789264191655-en>
- Reis, H. T., Sheldon, K. M., Gable, S. L., Roscoe, J., & Ryan, R. M. (2000). Daily well-being: The role

- of autonomy, competence, and relatedness. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26(4), 419-435.
- Robinson, J. P., & Martin, S. (2008). What do happy people do?. *Social Indicators Research*, 89(3), 565-571.
- Russell, A., Bergeman, C. S., & Scott, S. B. (2012). Daily social exchanges and affect in middle and later adulthood: The impact of loneliness and age. *International Journal of Aging & Human Development*, 74, 299-329.
- Sandstrom, G. M., & Dunn, E. W. (2014). Social interactions and well-being: The surprising power of weak ties. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 40, 910-922.
- Srivastava, S., Angelo, K. M., & Vallereux, S. R. (2008). Extraversion and positive affect: A day reconstruction study of person- environment transactions. *Journal of Research in Personality*, 42, 1613-1618.
- Tay, L., Chan, D., & Diener, E. (2014). The metrics of societal happiness. *Social Indicators Research*, 117(2), 577-600.
- Vittengl, J. R., & Holt, C. S. (1998). Positive and negative affect in social interactions as a function of partner familiarity, quality of communication, and social anxiety. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 17(2), 196-208.
- Wheeler, L., Reis, H., & Nezlek, J. B. (1983). Loneliness, social interaction, and sex roles. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(4), 943-953.
- Wilson, T. D., & Gilbert, D. T. (2005). Affective forecasting. *Current Directions in Psychological Science*, 14(3), 131-134.
- Zelenski, J. M., Whelan, D. C., Nealis, L. J., Besner, C. M., Santoro, M. S., & Wynn, J. E. (2013). Personality and affective forecasting: Trait introverts underpredict the hedonic benefits of acting extraverted. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(6), 1092-1108.

제3절 한국인의 삶의 만족도 영향 요인과 차이 분석:

무엇이, 얼마나 영향을 미치며 얼마나 차이가 있는가?

민보경*·이용상**·박강윤***

Analysis on factors influencing life satisfaction and differences between groups in Korea: What is affected and by how much?

Bogyeong Min*·Yongsang Lee**·Gangyoon Park***

요약: 삶의 만족도는 전반적인 한국인의 삶의 질을 평가하고 개선하는 데 필요한 주요한 지표로 사용되고 있다. 본 연구의 목적은 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 요인별로 얼마나 차이가 나는지를 살펴보는 것이다. 본 연구는 국회미래연구원의 2020년 「한국인의 미래 가치관 조사」 자료를 활용하여 우선 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 설명 요인을 탐색하기 위해 중다회귀분석을 실시하였으며, 중다회귀에 투입된 설명변수는 선행연구 분석을 통한 이론적 검증과 상관분석을 통한 실증적 검증을 통해 선별하였다. 그리고 한국인의 삶의 만족도를 개인 특성 변인별로 파악하고 그 특징을 이해하기 위해 「한국인의 미래 가치관 조사」에서 수집한 데이터 중 개인 수준의 특성을 나타내는 성별, 혼인 여부, 소득수준, 거주형태, 경제활동상태 변수를 선정하여 이들 변수별 삶의 만족도 차이를 알아보기 위해 일원분산분석(One-Way ANOVA)을 실시하였다. 분석 결과, 경제 상태가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 다음으로 행복도와 건강에 대한 인식이 삶의 만족도에 주요하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 삶의 만족도는 여성이 남성보다 유의하게 높았고, 사별이나 이혼 경험 유무에 따른 삶의 만족도에는 유의한 차이가 있었다. 또한 소득이 상대적으로 낮은 300만원 이하 구간에서는 월평균 소득의 차이가 곧바로 삶의 만족도 차이로 이어진다는 사실을 알 수 있었다. 교육수준에 따른 삶의 만족도 분석 결과, 고졸 이하의 집단 간에는 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하지 않으며, 고졸부터는 교육수준에 높아짐에 따라 삶의 만족도가 증가하고 그 차이가 또한 통계적으로 유의함을 확인할 수 있었다. 마지막으로 삶의 만족도 차이를 발생시키는 경제활동 상태는 상용근로자, 일용근로자, 고용주/자영업자 집단이었으며, 이들 집단과 기타 다른 집단 간의 삶의 만족도에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 본 연구는 한국인의 삶의 만족도에 대한 지속적인 모니터링의 필요성과 취약계층을 위한 정책적 지원 등을 제안하였다.

주제어: 삶의 만족, 삶의 질, 중다회귀분석, 일원분산분석

* 국회미래연구원 부연구위원
** 인하대학교 교육학과 교수
*** 영남대학교 대학원 교육학과 연구원

ABSTRACT: Life satisfaction is a major indicator used to evaluate and improve the overall quality of life in South Korea. The purpose of this study was to examine the factors that affect Koreans' satisfaction with their lives and how different factors affect this satisfaction. The study variables were selected through theoretical verification by analysis of previous studies and through empirical verification by correlation analysis using the 2020 'Koreans' Future Value Survey' of the National Assembly Futures Research Institute. Multiple regression analysis of the data was then conducted to explore explanatory factors affecting life satisfaction. The differences in life satisfaction by gender, marital status, income level, residence type, and economic activity variables representing individual-level characteristics were assessed by one-way ANOVA. This analysis revealed that economic condition had the greatest effect on life satisfaction, followed by happiness and then health perception. Life satisfaction was significantly higher in women than in men, and a significant difference was detected in life satisfaction according to the experience of bereavement or divorce. In addition, evaluation of the sector with a relatively low income of less than 3 million won indicated that a lower average monthly income was correlated with a lower life satisfaction. Education level did not show any significant difference in terms of life satisfaction between groups of high school graduates or younger students, but life satisfaction showed statistically significant increases with higher education levels of high school graduation and above. Higher life satisfaction in terms of economic activity was observed in the groups of regular workers, daily workers, and employers/self-employed people, and a significant difference was noted in life satisfaction between these groups and the other groups. These results indicate a need for continuous monitoring of life satisfaction in the Korean population and the provision of policy support for vulnerable sectors.

KeyWords: life satisfaction, quality of life, multiple regression, one-way ANOVA

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

삶의 만족도는 전반적인 한국인의 삶의 질을 평가하고 개선하는 데 필요한 주요한 지표로 사용되고 있다. 정부는 국민의 행복을 위해 노력을 할 헌법과 법률적 의무가 있기 때문이다. 개인이 평가하는 삶의 만족도는 성별, 연령, 지역, 소득, 주거 형태 등 다양한 요인 등에 의해 영향을 받으며, 관련 정책의 방향성을 결정하는 기본자료로서 활용될 수 있다. 정부가 국민의 삶의 만족도나 삶의 질을 주요한 정책지표로 삼기 선정한 것은 그리 오래 된 것은 아니다. 국가적 경쟁력 향상이라는 정책 목표에 방점을 두어 경제성장이라는 목표달성에는 성공했다고 볼 수 있지만 국민의 삶의 질은 우선순위가 밀려온 것이 사실이다.

2020년 한국은 명목 GDP 기준으로 세계 10위권에 진입*하여 경제적 측면에서는 선진국 반열에 오른 듯 보인다. 그러나 우리의 삶의 질은 선진국이라고 할 수 있을까? 가령, 합계출산율 기준으로는 전 세계에서 최하위를 기록하고 있다. 소득수준이 높아지면서 출산율이 낮아지는 경우가 있기는 하나 한국처럼 출산율이 빠르게 낮아지는 경우는 보기 힘들다. 특히, 행복이나 삶의 질 관점에서는 이러한 현상은 쉽게 설명하기 어려운 측면이 있다. 왜냐하면 국가적 차원에서의 소득수준 향상은 전반적으로 국민의 삶을 윤택하게 하여 행복과 삶의 질과 긍정적인 영향을 미치기 때문이다. 물론 출산율을 경제적 측면에서만 설명할 수 있는 것은 아니다. 다양한 출산율 대책이 사실상 백약무효인 상황은 청년이나 복지정책에 대한 재정투입 차원이 아니라 젊은 세대들의 절망적인 상황과 더 관계가 깊을 듯하다. 지역적으로는 어떠한가. 수십 년간 지속해 온 균형발전정책에 대해 과연 성공적이라고 할 수 있을까? 농어촌에서의 고령화와 젊은이들의 탈출은 이미 현실이 되었고 지방 대도시조차도 더 이상 젊은이들에게 매력적이지 않다. 수도권 인구가 비수도권 인구를 넘어서고 있고, 기업은 인재를 찾기 위해서는 수도권을 벗어날 수 없는 수도권 블랙홀은 새로운 국면을 맞고 있다. 이렇듯 세대, 지역 등 다양한 요인으로 구성되는 개인의 삶의 만족도는 다양한 사회 현상의 밑그림과 같은 역할을 한다. 우리가 계속적으로 삶의 만족도 조사를 통한 삶의 질을 연구해야 하는 이유가 여기에 있다.

그렇다면, 삶의 만족도는 무엇이 결정하는가? 사람마다 삶의 만족에 영향을 받는 변수가 다르기는 하지만 지금까지 가장 관심을 받아 온 것은 경제적·사회적 요인을 비롯하여, 개인에게 내재되어 있는 기질, 인적자원, 집단 간 협력을 촉진하는 규범과 네트워크 등 사회적 자본, 정치적 제도적 장치 등이 연구되어 왔다(OECD, 2001). 경험적 연구를 통해 많은 변수들이 삶의 만족에 영향을 미친다고 해서 연구를 수행하는 데 모든 변수를 포함하기는 어렵다. 본 연구에서는 우선 한국인의 삶의 만족도에 영

* https://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2020/11/15/2020111500207.html

향을 미치는 설명 요인을 탐색하고, 실증적 검증을 통해 변수를 선정한 후 삶의 만족도에 미치는 영향력을 살펴보고자 한다. 그리고 인구사회, 경제적 변수 등을 중심으로 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 살펴봄으로써, 인구 집단별 삶의 만족도 격차를 확인하고 취약계층을 살펴봄으로써 한국인의 삶의 만족도 향상의 정책적 시사점을 도출한다. 본 연구의 목적은 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 요인별로 얼마나 차이가 나는지를 체계적으로 살펴보는 것이다.

2. 연구대상 및 방법

본 연구에서는 한국인의 삶의 만족도 결정요인을 탐색하고, 그 현황을 살펴보기 위해 국회미래연구원에서 한국개발조사연구소에 의뢰하여 실시한 「한국인의 미래 가치관 조사」 자료를 분석하였다. “한국인의 미래선호가치 설문조사”는 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민을 대상으로 실시한 설문조사로서 다단계층화집락추출법을 활용하여 전국 단위 표집을 실시하여 설문을 실시하였으며, 본 연구에서는 무응답자를 제외한 4,599명의 데이터를 분석하였으며, 지역별 응답자 분포를 살펴보면 [표 1]과 같다.

[표 1] 지역별 응답자 분포

지역	빈도	퍼센트	유효 퍼센트	누적 퍼센트
서울	822	17.9	17.9	17.9
부산	295	6.4	6.4	24.3
대구	241	5.2	5.2	29.5
인천	254	5.5	5.5	35.1
광주	154	3.3	3.3	38.4
대전	133	2.9	2.9	41.3
울산	119	2.6	2.6	43.9
세종	50	1.1	1.1	45.0
경기	1068	23.2	23.2	68.2
강원	124	2.7	2.7	70.9
충북	163	3.5	3.5	74.4
충남	171	3.7	3.7	78.1
전북	179	3.9	3.9	82.0
전남	201	4.4	4.4	86.4
경북	227	4.9	4.9	91.3
경남	288	6.3	6.3	97.6
제주	110	2.4	2.4	100.0
전체	4599	100.0	100.0	

본 연구에서는 우선 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 설명 요인을 탐색하기 위해 중다회귀분석을 실시하였으며, 중다회귀에 투입된 설명변수는 선행연구 분석을 통한 이론적 검증과 상관분석을 통한 실증적 검증을 통해 선별하였으며, 이런 절차를 통해 선별한 설명변수를 요약하면 [표 2]와 같다.

[표 2] 설명변수 요약

구분	변수코드	변수명	설명
1	A2	미래이미지	미래 이미지
2	A3_3	통일한국관심도	통일된 대한민국의 미래 관심도
3	B3_2	일태도	일을 하지 않고 돈을 받는 것은 정당하지 않음.
4	B7	건강인식	건강상태 평가
5	B10	행복도	행복도
6	B11_1	10년후행복도	10년 후 나의 행복 예측
7	C1	타인신뢰	타인에 대한 신뢰도
8	C2_2	이탈주민신뢰	북한이탈주민 신뢰도
9	C3_2	도움기대	내가 곤경에 처했을 때 누군가가 나를 도울 것임.
10	C4_1	사회수용도	세금 안 낸 사람이 국가에 혜택을 요구하는 것의 수용도
11	C6_1_2	현재진영갈등	진보와 보수 갈등이 심각(현재)
12	C8_3	환경보호의지	환경오염 방지에 사용된다면 소득의 일부 내놓을 용의 있음.
13	C9_2	과학기술태도	과학기술은 다음 세대에 더 많은 기회를 제공
14	D1_3	정치태도	현재 우리나라 정치에 국민의 의견이 반영되고 있음.
15	D5_1	자부심	한국인이라는 사실이 자랑스러움.
16	D8_1	현재한국위상	우리나라의 위상(현재)
17	D8_2	30년후한국위상	우리나라의 위상(30년 후)

다음으로 한국인의 삶의 만족도를 개인 특성 변인별로 파악하고 그 특징을 이해하기 위해 개인 특성별 삶의 만족도의 차이를 알아보았다. 본 연구에서는 이를 위해 「한국인의 미래 가치관 조사」에서 수집한 데이터 중 개인 수준의 특성을 나타내는 성별, 세대별, 혼인 여부, 소득수준, 거주형태, 경제활동상태 변수를 선정하여 이들 변수별 삶의 만족도 차이를 알아보기 위해 일원분산분석(One-Way ANOVA)을 실시하였다.

II. 선행연구 분석

1. 삶의 만족도에 대한 이론

삶의 만족도는 주관적 인식의 영역이므로 사회과학적 연구의 대상이 되기 곤란하다고 인식되어 왔으나, 최근 들어 국내총생산(GDP) 중심의 양적 성장이 한계에 부딪히면서 삶의 질에 대한 연구가 관심을 받게 됨에 따라 삶의 만족도에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 개인이 느끼는 주관적인 삶에 대한 만족도는 삶의 질을 측정하는 데 있어 가장 기본적이면서 공통적으로 활용되는 지표이다(심수진, 2018). 즉, 삶의 만족도는 개인이 자신의 삶에 대해 얼마나 만족하고 있으며 어떠한 정서를 경험하는지에 대한 것으로 전반적인 삶의 질에 대한 주관적 평가라고 할 수 있다(이명숙, 2013).

삶의 만족도에 대한 초기 연구(Neugarten et al., 1961)에서 삶의 만족도는 일상생활에서 기쁨을 느끼며 낙천적인 태도와 긍정적 감정으로 자신이 가치 있다고 생각하는 것이라고 개념화하였다. 이후 삶의 만족도는 주관적 안녕감이라는 포괄적인 개념에 속하며(Pavot & Diener, 2008; 이윤주, 2021 재인용), 학자들 사이에서 삶의 만족도는 생활 만족도, 행복감, 주관적 안녕감, 삶의 질 등의 용어와 혼용되기도 한다(정순돌·성민현, 2012; Cummins et al., 2014). 특히 삶의 만족도는 복합적이며 주관적인 관점으로 개인 자신의 삶과 생활 전반에 대한 만족과 행복으로 표현되기도 한다(김남희·최수일, 2011).

삶의 만족도에 대한 개인의 주관적 평가는 개인들이 객관적으로 동일한 현실에 처해 있더라도 과거의 경험, 현재의 기대와 가치 등에 의해 각자 다르게 인식되면서 개인의 삶에 영향을 미치기 때문에 중요한 의미를 가진다(이상열 외, 2001). 삶의 만족도는 개인의 기대를 충족하는 정도에 의해 결정되는 것으로 개인의 기대는 다른 사람과의 상호작용에 의해 형성된다(Medley, 1976). 삶의 만족도는 개인에게 있어 현재의 생활 상태와 가장 경험하고 싶은 수준과의 비교에 의해 결정되기도 하며(Campbell, 1976), 자신의 현재 상태에 대한 만족뿐 아니라 현재까지의 경험을 통한 생활 전반에 걸친 종합적인 만족감으로 나타나며(김연주, 2011), 스스로 생각하는 자신의 삶에 대한 총체적 평가라고 할 수 있다(Bowling, 1990). 또한 삶에 대한 주관적 만족도는 환경으로부터도 영향을 받기 때문에 삶의 객관적 조건을 간과할 수 없으며, 일반적으로 주관적 만족도는 외부환경에 관한 객관적 조건을 어느 정도 반영하게 된다(김수영 외, 2016).

위의 내용을 종합하여 본 연구에서의 삶의 만족도는 “삶의 질에 대한 주관적인 평가로 자신의 삶에 대한 전반적 만족감과 주관적 안녕감(well-being)의 정도”를 의미한다.

2. 삶의 만족도 관련 선행연구 분석

삶의 만족도에 영향을 미치는 요인은 크게 세 가지 유형으로 구분할 수 있는데 첫째, 소득, 고용상태, 건강, 교육수준, 연령, 성별과 같은 개인 수준 변수, 둘째, 사회적 신뢰와 종교적 믿음 같은 사회적 관계 변수, 그리고 마지막으로 실업률, 물가상승률, 정치제도 등의 환경적 요인 등이 논의되고 있다(임훈민·황선재, 2019).

행복에 영향을 미치는 개인적 수준의 특징에 대해 살펴보면 다음과 같다. 먼저 건강은 삶의 만족도와 상관성이 높은 변수로, 삶의 만족도 조사에서 건강상태와 관련해서 현재의 만성질병 유무와 같은 객관적 건강상태를 측정하는 지표를 사용하지만 개인이 주관적으로 느끼는 건강상태가 삶의 질이나 만족도를 예측하는 데 중요한 변인으로 보고 있다(김수영 외, 2016). 특히, 노인의 삶의 만족도와 건강에 대한 연구가 활발하다. 노인의 건강상태는 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치며(최해경·이선화, 2021), 농촌 지역에 거주하는 노인을 대상으로 분석한 결과, 주관적 건강상태가 높을수록 삶의 만족도는 증가하였으며, 스트레스 정도가 낮을수록 삶의 만족도가 증가하는 부적인 관계를 나타냈다(박지현·최성은, 2020). 주관적 건강상태는 삶의 만족도에 정(positive)의 영향을 미치며, 만성질환은 부(negative)적인 영향을 미친다(김석건·김광호, 2021).

성별과 삶의 만족도에 대한 상관성은 연구별로 다양한 결과를 보이고 있다(김수영 외, 2016). 성별에 따른 삶의 만족도를 살펴보면, 남성이 여성보다 삶의 만족도가 높은 연구(이성규, 2014)도 있으며, 여성이 남성보다 삶의 만족도가 높다는 연구 결과가 있고(김대환 외, 2011; 허준수 2004), 성별에 따른 삶의 만족도에 차이가 없다는 연구 결과(김태현 외, 1998)도 있다. 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향은 여성보다 남성이 더 정적인 영향을 미치며, 만성질환이 삶의 만족도에 미치는 영향에서 여성보다 남성이 더 부적인 영향을 미치며, 가족 지지가 삶의 만족도에 미치는 영향에서 여성보다 남성이 더 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(김석건·김광호, 2021).

개인적 특성 중 혼인 상태의 경우, 대부분의 연구 결과는 미혼이나 이혼, 별거, 사별과 같은 기혼 무배우자와 비교했을 때 기혼 유배우자의 삶의 만족도가 상대적으로 높은 경향을 보인다(Carr & Springer, 2010; 임훈민·황선재, 2019; 김혜연, 2020). 결혼이 삶의 만족도에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 결혼 전 삶의 만족도 수준을 고려하는 것이 필요하다. 결혼으로 인해서 삶의 만족도가 높아졌기보다는 결혼하지 않은 사람보다 결혼 전 이미 삶의 만족도가 높은 경향을 보일 수 있기 때문이다. 결혼 전 삶의 만족도 수준이 다루어지지 않았다면 결혼으로 삶의 만족도가 높아졌는지 아니면 결혼 전 이미 높았던 삶의 만족도가 결혼 후에도 이어지는 것인지 명확히 알 수 없다(이운주, 2021). 많은 연구들이 결혼과 삶의 만족도의 관련성을 설명하고 있는데, 이 중 대표적인 관점 중 하나가 사회적 인과 관점(social causation perspective)으로, 결혼이라는 전이를 경험하면서 사람들의 삶의

만족도가 높아진다고 설명한다(이윤주, 2021). 결혼으로 인해 남녀에게 부여되는 새로운 역할로 배우자와 활발한 상호작용이 이루어지며, 배우자와 친밀감을 나누는 것은 물론 배우자를 통해 더 넓은 사회관계망을 구축하게 되어 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 가져올 수 있다.

개인의 경제상황 관련 변수는 소득수준과 사회경제적 계층의식이 선행연구에서 주요 변수로 선정되고 있다(권미애·김태현, 2008; Johnson & Krueger, 2006; 김수영 외, 2016 재인용). 임훈민·황선재(2019)의 연구에 따르면, 가구총소득에 따른 행복감은 지속적으로 증가하는 경향이 있으며, 특히 가구소득이 낮은 구간에서는 높게 증가하나, 가구소득이 높아짐에 따라 상승폭이 점차 감소하는 것으로 나타났다.

교육수준의 경우는 학력이 높을수록 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며(김수영 외, 2016), 주거의 안정성도 삶의 만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한국복지패널을 통해 노인단독가구의 주거빈곤과 삶의 만족도를 분석한 결과, 노인단독가구의 주거불안정성이 높을수록, 최저주거기준에 미달할수록 삶의 만족도는 낮은 것으로 나타났다(박은주·권현수, 2020).

그 밖에 친구 만남, 게임, 독서, TV 시청 등 여가활동(이진혁·송인한, 2021), 디지털 정보활동, 스마트폰 의존도(고진희·김상미, 2020), 통근시간(전혜란·전명진, 2020) 등 개인의 일상적 행동이 주관적 만족감에 영향을 미치는 요인을 살펴본 연구도 있다.

개인적 요인뿐 아니라 사회적 요인도 삶의 만족에 영향을 미친다. 박희봉·이희창(2005)의 연구는 종속변수를 삶의 만족으로, 경제적 요인, 사회적 요인, 사회자본 요인을 독립변수로 하여 회귀분석을 한 결과, 개인의 사회·경제적 요인이 삶의 만족에 영향을 미치는 것은 하지만 사회자본 요인과 결합할 때 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 노년세대의 경우 사회적 관계가 삶의 만족도에 높은 영향력을 미치고 있다(강영웅, 2020).

III. 분석 결과

1. 삶의 만족도 영향 요인 탐색

본 연구에서는 우선 한국인의 삶의 만족도와 설명변수 간의 관계성을 확인하기 위해 상관분석을 실시하였으며, 상관분석 결과 종속변수인 삶의 만족도와 통계적으로 유의한 상관관계를 보이는 설명변수만을 요약하면 [표 3]과 같다.

[표 3] 주요 설명변수의 상관분석 결과

설명변수	미래이미지	통일한국 관심도	일태도	건강인식	행복도	10년후 행복도
상관계수	0.329***	0.207***	0.058***	0.367***	0.684***	0.318***
설명변수	타인신뢰	이탈주민 신뢰	도움기대	사회수용도	현재진영 갈등	환경보호의지
상관계수	0.315***	0.136***	0.256***	0.093***	-0.034*	0.162***
설명변수	과학기술태도	정치태도	자부심	현재 한국위상	30년후 한국위상	
상관계수	0.078***	0.157***	0.193***	0.129***	0.082***	

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

상관분석 결과에서는 두 변수 간의 통계적으로 유의한 정적 상관관계를 가지는 것으로 나타나지만 실제 삶의 만족도에 영향을 미치는 다양한 변수들이 존재하므로 이러한 두 변수 간의 상관분석 결과는 두 변수 이외의 변수들의 영향력이 혼재한 결과이다. 따라서 이들 변수들을 통계적으로 통제한 상태에서 개별 설명변수의 효과를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해서 본 연구에서 중다회귀분석을 통해 다른 설명변수들을 효과를 통제한 후 개별 설명변수들이 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지를 확인해 보았다. 본 연구에서 중다회귀모형에 투입한 설명변수는 상관분석을 통해 통계적으로 유의한 상관관계를 가지는 것으로 확인된 17개의 설명변수와, 선행연구 등에서 삶의 만족도 설명 요인으로 언급되었던 성별, 결혼 유무, 소득, 직업 변수를 추가적으로 투입하여 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 이들 설명변수 간 다중공선성을 확인하여 최종 중다회귀모형을 구안하여 분석하였으며, 분산팽창요인(Variance Inflation Factor, VIF)의 값이 10미만일 경우 다중공선성의 문제가 없는 것으로 간주하며 그 결과는 [표 4]와 같다.

[표 4] 설명변수 간 다중공선성 검증 결과

변수	VIF	변수	VIF
미래이미지	1.31	자부심	1.17
통일한국관심도	1.16	현재한국위상	1.38
일태도	1.06	30년후한국위상	1.41
건강인식	1.23	남성	1.3
행복도	1.45	기혼	1.24
10년후행복도	1.31	재정 상태: 매우 어려움	1.05
타인신뢰	1.35	직업: 구직활동중	1.09
이탈주민신뢰	1.19	직업: 무급가족종사자	1.17
도움기대	1.18	직업: 상용근로자	1.7
사회수용도	1.12	직업: 일시휴직	1.04
현재진영갈등	1.06	직업: 임시 및 일용근로자	1.29
환경보호의지	1.08	직업: 주부	1.66
과학기술태도	1.07	직업: 학생	1.06
정치태도	1.12		

이렇게 구안된 중다회귀모형의 적합성을 살펴본 결과 설명분산 비율이 53.2%로, 본 연구에서 투입한 설명변수들이 종속변수인 삶의 만족도 분산의 54.8%를 설명하는 것으로 나타났다. 이는 삶의 만족도 차이의 53.2%는 본 연구에서 투입한 설명변수들에 의해 결정됨을 의미한다. 다음으로 중다회귀모형에 투입한 개별 설명변수들의 회귀계수를 통해서 이들 설명변수가 종속변수인 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 확인하였으며 그 결과를 요약하면 [표 5]와 같다.

[표 5] 삶의 만족도에 대한 중다회귀분석 결과

구분	변수	회귀계수	표준오차	t값
	Intercept	0.10	0.09	1.159
1	미래이미지	0.05***	0.01	4.043
2	통일한국관심도	0.03***	0.01	3.453
3	일태도	0.02**	0.01	3.113
4	건강인식	0.12***	0.01	11.382
5	행복도	0.55***	0.01	42.109
6	10년후행복도	0.04***	0.01	3.545
7	타인신뢰	0.05***	0.01	4.807
8	이탈주민신뢰	-0.02	0.01	-2.145
9	도움기대	0.03***	0.01	3.802
10	사회수용도	0.03***	0.01	3.929
11	현재진영갈등	-0.03***	0.01	-3.818
12	환경보호의지	0.04***	0.01	4.367
13	과학기술태도	0.01	0.01	1.468
14	정치태도	0.02*	0.01	2.887
15	자부심	0.03*	0.01	2.257
16	현재한국위상	0.04***	0.01	3.450
17	30년후한국위상	-0.04***	0.01	-3.262
18	남성	-0.04*	0.02	-2.276
19	기혼	0.03	0.02	1.466
20	재정 상태: 매우 어려움	-0.27***	0.05	-4.973
21	직업: 구직활동중	-0.11	0.06	-1.839
22	직업: 무급가족종사자	-0.07	0.04	-1.759
23	직업: 상용근로자	0.00	0.02	0.245
24	직업: 일시휴직	-0.13	0.08	-1.634
25	직업: 임시 및 일용근로자	-0.07*	0.03	-2.444
26	직업: 주부	0.00	0.02	0.162
27	직업: 학생	-0.14	0.09	-1.462

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

세부적으로 개별 설명변수의 효과를 살펴보면, 우선 행복도가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났으며, 다음으로 재정적인 부분이 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 주는 것으로 확인되었다. “한국인의 미래선호가치 설문조사”에서는 본인의 경제 상태를 ‘매우 어렵다’, ‘어렵다’, ‘보통이다’, ‘약간 여유가 있다’, ‘매우 여유가 있다’ 중에서 선택하도록 질문을 하였으며, 본 분석에서는 이 문항을 유목변수로 취급하여 ‘매우 여유가 있다’를 기준으로 더미 코딩을 한 후 분석을 실시하였다. 다만 다중공선성 분석 결과를 바탕으로 ‘매우 어렵다’라고 응답한 집단과 나머지 집단을 비교하였으며, 분석 결과 경제 상태가 ‘매우 어렵다’라고 답한 집단의 회귀계수가 -0.27로 나타났다. 이는 다른 설명변수의 조건이 동일한 상태에서 경제 상태가 ‘매우 어렵다’고 답한 응답자 집단이 다른 응답을 한 집단보다 삶의 만족도가 0.27 낮다는 것을 보여주며, 삶의 만족도 척도가 5점 척도임을 감안하면 경제적인 요인이 삶의 만족도에 절대적인 영향을 미침을 알 수 있다. 다음으로 ‘건강인식’ 변수는 삶의 만족도에 정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 통계적으로도 유의한 결과를 보였다. ‘건강인식’의 회귀계수는 0.12로 건강하다고 인식할수록 삶의 만족도가 높은 것으로 해석되며, 본 중다회귀모형에 투입된 설명변수 중 세 번째 효과 크기를 보였다.

본 분석에서 주목할 부분은 단순 상관분석에서는 삶의 만족도와 정적 상관관계에 있는 것으로 나타났으나 중다회귀분석에서는 부적 상관을 보이거나 또는 통계적으로 유의하지 않은 변수로 나타난 결과이다. 예컨대, 30년 후 한국의 위상에 대해서 질문한 ‘30년후한국위상’ 변수는 상관분석에서 모두 삶의 만족도와 정적 상관관계를 보이는 것으로 나타났지만, 중다회귀분석에서는 삶의 만족도에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났으며 회귀계로 나타나는 효과의 크기도 줄어들었다. 이는 상관분석 결과가 다른 설명변수들의 효과가 혼재되어 나타난 결과임을 보여주면서 동시에 이들 설명변수의 효과를 통제할 경우, 이 변수가 삶의 만족도에 미치는 영향이 매우 제한적임을 보여주는 결과이다. 이밖에도 북한이탈주민에 대한 신뢰도를 묻은 ‘이탈주민신뢰’나 과학기술이 다음 세대에 더 많은 기회를 제공하는 것이라고 보는 생각에 동의하는 정도를 나타내는 ‘과학기술태도’ 변수는 상관분석에서는 삶의 만족도와 통계적으로 유의한 정적 상관을 보였으나, 중다회귀분석에서는 통계적으로 유의하지 않은 변수로 나타나 과학기술에 대한 생각이 삶의 만족도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 개인 배경 변수의 회귀계수들을 살펴보면, 다른 조건이 동일할 경우 남성이 여성보다 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났으며, ‘임시 및 일용근로자’와 다른 직업에 종사하는 응답자 간에는 삶의 만족도에 차이가 있으며, 임시 및 일용근로자의 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났다.

2. 개인 특성별 삶의 만족도 차이 분석

가. 성별에 따른 삶의 만족도 차이 분석

개인 특성별 삶의 만족도 차이 분석에서는 우선 성별에 따른 삶의 만족도 차이를 살펴보았다. 성별에 따른 삶의 만족도 기술통계량을 살펴보면, 남성의 삶의 만족도가 3.45, 여성의 삶의 만족도가 3.49로 여성의 삶의 만족도가 남성에 비해 높은 것으로 나타났으며, 이러한 차이가 통계적으로 유의한 결과인지를 확인하기 위해 t-검정을 실시한 결과 t 검정통계량 -2.142에 유의확률 0.032($p < 0.05$)로 성별에 따른 삶의 만족도 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

[표 6] 성별에 따른 삶의 만족도 차이 검정

성별	N	평균	표준 편차	t	자유도	유의확률	평균차이
남성	2233	3.45	.682	-2.142	4597	.032	-.043
여성	2366	3.49	.666				

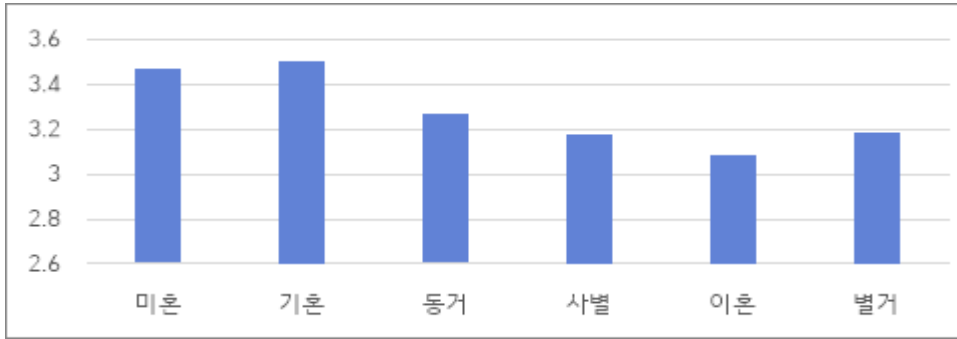
나. 혼인 상태에 따른 삶의 만족도 차이 분석

다음으로 혼인 상태에 따른 삶의 만족도 차이를 분석하였으며, “한국인의 미래선호가치 설문조사”에서는 응답자의 혼인 상태를 ① 미혼, ② 기혼, ③ 동거, ④ 사별, ⑤ 이혼, ⑥ 별거 등 6가지로 나누어 조사하였으며, 이들 6가지 혼인 상태에 따른 삶의 만족도 차이가 있는지를 확인하기 위해 일원분산분석(One-Way ANOVA)을 실시하였다. 분석 대상이 되는 4,599명의 응답자의 혼인 상태별 빈도를 분석한 결과, 절대 다수인 75%가 기혼 상태였으며, 다음으로 17.7%가 미혼 상태인 것으로 나타났다. 이 밖에도 이혼 상태와 사별 상태인 응답자가 각각 3.5%와 3%인 것으로 나타났으며, 소수이지만 동거나 별거 상태도 각각 0.5%, 0.4%인 것으로 나타났다.

[표 7] 응답자의 혼인 상태별 기술통계량

혼인 상태	빈도	퍼센트(%)	평균	표준편차
미혼	812	17.7	3.46	0.706
기혼	3449	75.0	3.50	0.648
동거	23	.5	3.26	0.810
사별	139	3.0	3.17	0.701
이혼	159	3.5	3.08	0.784
별거	17	.4	3.18	0.951
전체	4599	100.0	3.28	0.767

혼인 상태별 삶의 만족도는 기혼이 가장 높았으며(3.50), 다음으로 미혼(3.46), 동거(3.26), 별거(3.18), 사별(3.17), 이혼(3.08) 순이었다. 이와 같은 혼인 상태별 삶의 만족도를 막대그래프를 이용하여 시각적으로 제시하면 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 혼인 상태별 삶의 만족도

이들 혼인 상태에 따라 삶의 만족도에 차이가 있는지 검증하기 위해 실시한 일원분산분석을 실시한 결과, F 검정통계량 19.296에 유의확률 0.00($p < 0.01$)으로 혼인 상태에 따라서 삶의 만족도가 차이가 있는 것으로 나타났으며, 그 결과를 요약하면 [표 8]과 같다.

[표 8] 응답자의 혼인 상태별 삶의 만족도 차이 검정

구분	제곱합	자유도	평균제곱	F	유의확률
집단-간	42.977	5	8.595	19.296	.000
집단-내	2045.914	4593	.445		
전체	2088.890	4598			

이러한 삶의 만족도 차이가 구체적으로 어떤 혼인 상태에서 발생하는지를 확인하기 위해 사후 검정을 실시하였으며, 본 연구에서는 가장 검정력이 높은 LSD 방법을 이용하여 사후 검정을 실시하였다. 사후 검정 분석 결과를 요약하면 [표 9]와 같으며, 그 결과를 살펴보면 우선 미혼 응답자는 기혼 응답자와 삶의 만족도에 차이가 없는 것으로 나타났으며, 다만 미혼 응답자와 사별 경험이 있는 응답자 및 이혼한 상태인 응답자 간에는 삶의 만족도에 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 삶의 만족도는 미혼 응답자가 가장 높았으며, 다음으로 사별 경험이 있는 응답자였고, 이혼 상태인 응답자의 삶의 만족도가 가장 낮았다. 기혼 응답자도 사별 경험이 있는 응답자와 이혼 경험이 있는 응답자와 삶의 만족도에 있어서 통계적으로 유의한 차이를 보였으며, 기혼 응답자의 삶의 만족도가 가장 높았고, 다음으로 사별 경험이 있는 응답자, 이혼 상태인 응답자 순이었다. 그러나 사별 경험이 있는 응

답자와 이혼 상태인 응답자 간에는 삶의 만족도에 통계적 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 요약하면, 삶의 만족도는 사별이나 이혼 경험이 있는 집단과 그런 경험이 없는 집단 간 차이가 있으며, 결혼 유무(기혼, 미혼)에 따른 삶의 만족도에는 차이가 없었다. 또한 사별 및 이혼 경험이 있는 응답자는 삶의 만족도가 낮지만 사별이나 이혼 경험에 따른 삶의 만족도에는 차이가 없는 것으로 나타났다.

[표 1] 응답자의 혼인 상태별 삶의 만족도 차이 사후 검정

(I) 혼인 상태	(J) 혼인 상태	평균차이(I-J)	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
미혼	기혼	-.040	.026	.801	-.13	.05
	동거	.201	.141	.845	-.27	.67
	사별	.289*	.061	.000	.09	.49
	이혼	.386*	.058	.000	.19	.58
	별거	.285	.164	.693	-.26	.83
기혼	미혼	.040	.026	.801	-.05	.13
	동거	.241	.140	.704	-.22	.71
	사별	.329*	.058	.000	.14	.52
	이혼	.426*	.054	.000	.25	.61
	별거	.325	.162	.547	-.22	.87
동거	미혼	-.201	.141	.845	-.67	.27
	기혼	-.241	.140	.704	-.71	.22
	사별	.088	.150	.997	-.41	.59
	이혼	.185	.149	.907	-.31	.68
	별거	.084	.213	1.000	-.63	.79
사별	미혼	-.289*	.061	.000	-.49	-.09
	기혼	-.329*	.058	.000	-.52	-.14
	동거	-.088	.150	.997	-.59	.41
	이혼	.097	.077	.905	-.16	.36
	별거	-.004	.171	1.000	-.57	.57
이혼	미혼	-.386*	.058	.000	-.58	-.19
	기혼	-.426*	.054	.000	-.61	-.25
	동거	-.185	.149	.907	-.68	.31
	사별	-.097	.077	.905	-.36	.16
	별거	-.101	.170	.997	-.67	.47
별거	미혼	-.285	.164	.693	-.83	.26
	기혼	-.325	.162	.547	-.87	.22
	동거	-.084	.213	1.000	-.79	.63
	사별	.004	.171	1.000	-.57	.57
	이혼	.101	.170	.997	-.47	.67

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

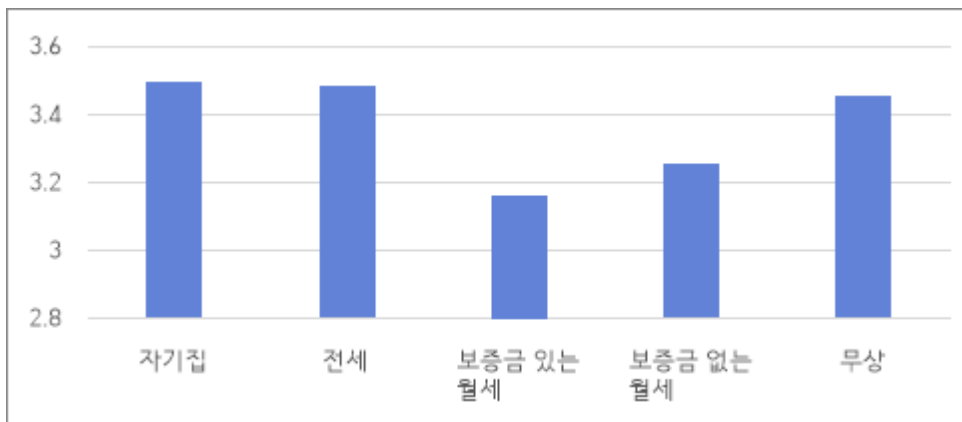
다. 주거 형태에 따른 삶의 만족도 차이 분석

주거 형태에 따른 삶의 만족도 차이 분석에서는, 응답자의 주거 형태를 ① 자기 집, ② 전세, ③ 보증금 있는 월세, ④ 보증금 없는 월세, ⑤ 무상 등 5가지로 나누었으며, 이들 집단별 삶의 만족도 차이를 일원분산분석(One-Way ANOVA)을 통해 살펴보았다. 주거 형태를 묻는 질문에 답한 응답자는 4,599명이었으며, 이 중 주택 소유자(자기 집)는 77.5%를 차지하고 있었으며, 다음으로 전세(16%), 보증금 있는 월세(5.7%), 무상(0.5%), 보증금 없는 월세(0.3%) 순이었다.

[표 10] 주거 형태별 기술통계량

주거 형태	빈도	퍼센트(%)	평균	표준편차
자기 집	3563	77.5	3.49	0.651
전세	738	16.0	3.48	0.677
보증금 있는 월세	260	5.7	3.16	0.836
보증금 없는 월세(사글세)	16	.3	3.25	1.06
무상	22	.5	3.45	0.912
전체	4599	100	3.366	0.8272

주거 형태별 삶의 만족도 평균을 살펴보면 자기 집이 가장 높았고, 전세, 무상, 보증금 없는 월세, 보증금 있는 월세 순으로 나타났다. 이 중 눈여겨볼 만한 결과는 보증금 없는 월세를 사는 응답자들의 경우 표준편차가 1.06으로 가장 크게 나타나, 보증금 없는 월세에 대한 호불호가 큰 것으로 나타났다. 이상의 결과를 막대그래프를 이용하여 시각적으로 제시하면 [그림 2]와 같다.



[그림 2] 주거 형태별 삶의 만족도

이상의 주거 형태별 삶의 만족도 차이가 통계적으로 의미가 있는 차이인지를 확인하기 위해 일원분산분석을 실시하였으며, 그 결과는 F 검정통계량 14.926에 유의확률 0.00($p < 0.01$)으로 주거 형태에 따른 삶의 만족도가 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며, 그 결과를 요약하면 [표 11]과 같다.

[표 11] 응답자의 주거 형태별 삶의 만족도 차이 검정

구분	제공합	자유도	평균제곱	F	유의확률
집단-간	26.800	4	6.700	14.926	.000
집단-내	2062.090	4594	.449		
전체	2088.890	4598			

*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

이상의 주거 형태에 따른 삶의 만족도 차이가 구체적으로 어떤 주거 형태에서 발생하는지를 확인하기 위해 LSD 사후 검정을 실시하였으며, 그 결과를 요약하면 [표 12]와 같다. 사후 검정 결과를 살펴보면, 주거 형태가 자기 집 또는 전세 응답자 집단과 보증금 있는 월세에 사는 응답자 집단 간에 삶의 만족도에 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었으며, 주거 형태가 자기 집인 응답자와 전세인 응답자 간에 삶의 만족도 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 삶의 만족도 측면에서 주택 정책이 보증금 있는 월세에 좀 더 초점을 맞춰 지원이 이루어질 필요가 있음을 시사한다.

[표 12] 주거 형태별 삶의 만족도 차이 사후 검정

(I) 거주형태	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
자기 집	전세	.012	.027	.996	-.07	.10
	보증금 있는 월세	.327*	.043	.000	.19	.46
	보증금 없는 월세	.239	.168	.731	-.28	.76
	무상	.034	.143	1.000	-.41	.48
전세	자기 집	-.012	.027	.996	-.10	.07
	보증금 있는 월세	.315*	.048	.000	.17	.46
	보증금 없는 월세	.227	.169	.773	-.29	.75
	무상	.022	.145	1.000	-.42	.47
보증금 있는 월세	자기 집	-.327*	.043	.000	-.46	-.19
	전세	-.315*	.048	.000	-.46	-.17
	보증금 없는 월세	-.088	.173	.992	-.62	.44
	무상	-.293	.149	.423	-.75	.17

(I) 거주형태	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
보증금 없는 월세	자기 집	-.239	.168	.731	-.76	.28
	전세	-.227	.169	.773	-.75	.29
	보증금 있는 월세	.088	.173	.992	-.44	.62
	무상	-.205	.220	.930	-.88	.47
무상	자기 집	-.034	.143	1.000	-.48	.41
	전세	-.022	.145	1.000	-.47	.42
	보증금 있는 월세	.293	.149	.423	-.17	.75
	보증금 없는 월세	.205	.220	.930	-.47	.88

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

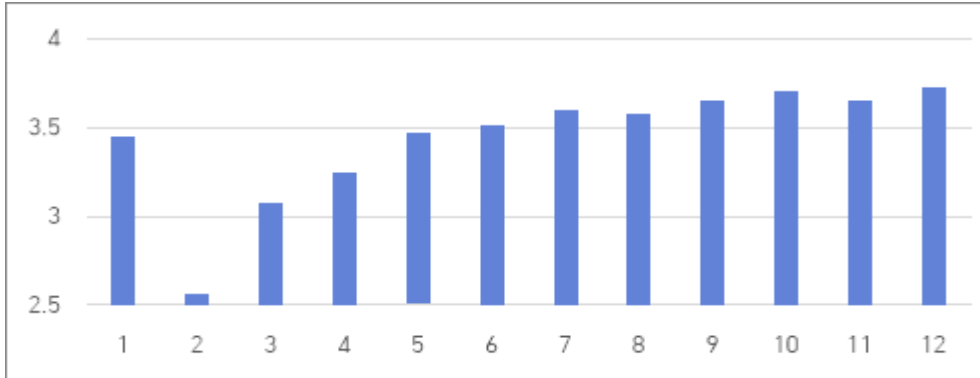
라. 월평균 소득에 따른 삶의 만족도 차이 분석

월평균 소득에 따른 삶의 만족도 차이 분석에서는 월평균 소득이 100만원 이하부터 1000만원 이상 까지 100만원 단위로 구간을 나누어 살펴보았다. 월평균 소득 문항에 응답한 4,599명 중에는 월평균 소득이 300만원 이상~400만원 미만이라고 답한 응답자가 가장 많았고(24.1%), 다음으로 400만원 이상~500만원 미만(23.5%), 500만원 이상~600만원 미만(18.4%), 200만원 이상 300만원 미만 (13.4%) 순이었다.

[표 13] 월평균 소득별 기술통계량

월평균 소득	빈도	퍼센트(%)	평균	표준편차
소득 없음	9	.2	3.44	0.726
100만원 미만	34	.7	2.56	0.824
100만원 이상~200만원 미만	219	4.8	3.07	0.786
200만원 이상~300만원 미만	614	13.4	3.24	0.763
300만원 이상~400만원 미만	1109	24.1	3.46	0.661
400만원 이상~500만원 미만	1081	23.5	3.51	0.609
500만원 이상~600만원 미만	845	18.4	3.59	0.593
600만원 이상~700만원 미만	347	7.5	3.57	0.587
700만원 이상~800만원 미만	156	3.4	3.65	0.610
800만원 이상~900만원 미만	67	1.5	3.70	0.739
900만원 이상~1000만원 미만	46	1.0	3.65	0.604
1000만원 이상	72	1.6	3.72	0.697
전체	4599	100	3.43	0.680

월평균 소득에 따른 삶의 만족도 경향성을 살펴보기 위해 막대그래프로 월평균 소득별 삶의 만족도 평균을 산출하였으며, 그 결과는 [그림 3]과 같다. [그림 3]에서 '1'은 '소득 없음', '2'는 '100만원 미만' 순으로 나타난 것이고, 따라서 '12'는 월평균 소득 '1000만원 이상'을 나타낸다. [그림 3]의 그래프를 통해 월평균 소득이 증가함에 따라 삶의 만족도가 높아지는 경향성을 확인할 수 있었다.



[그림 3] 월평균 소득별 삶의 만족도

월평균 소득에 따른 삶의 만족도 차이를 통계적으로 검정하기 위해 일원분산분석을 실시한 결과, F 검정통계량 26.942, 유의확률 0.00($p < 0.01$)로 월평균 소득 구간별 삶의 만족도 차이는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다.

[표 14] 월평균 소득별 삶의 만족도 차이 검정

구분	제곱합	자유도	평균제곱	F	유의확률
집단-간	126.771	11	11.525	26.942	.000
집단-내	1962.119	4587	.428		
전체	2088.890	4598			

이상의 결과를 바탕으로 구체적으로 어떤 월평균 소득 구간 사이에 삶의 만족도 차이가 통계적으로 유의한 차이인지를 확인하기 위해 LSD 사후 검정을 실시하였으며, 그 결과는 [표 14]와 같다. 사후 검정 결과를 요약하면, 월평균 소득이 300만원 이상이 집단에서는 통계적으로 유의한 차이가 없었으며, 월평균 소득이 300만원 미만인 응답자와 300만원 이상인 집단 간에 통계적으로 유의한 차이를 확인할 수 있었다. 또한 월평균 소득이 300만원 미만인 응답자 중에서도 소득 구간에 따라 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하는 것으로 확인되어, 소득이 상대적으로 낮은 구간에서는 월평균 소득의 차이가 곧바로 삶의 만족도 차이로 이어진다는 사실을 알 수 있었다.

[표 15] 월평균 소득별 삶의 만족도 차이 사후 검정

(I) 월평균 소득	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
소득 없음	100만원 미만	.886	.245	.291	-.20	1.97
	100만원 이상~200만원 미만	.371	.222	.993	-.62	1.36
	200만원 이상~300만원 미만	.202	.220	1.000	-.77	1.18
	300만원 이상~400만원 미만	-.019	.219	1.000	-.99	.95
	400만원 이상~500만원 미만	-.070	.219	1.000	-1.04	.90
	500만원 이상~600만원 미만	-.145	.219	1.000	-1.12	.83
	600만원 이상~700만원 미만	-.126	.221	1.000	-1.11	.85
	700만원 이상~800만원 미만	-.203	.224	1.000	-1.20	.79
	800만원 이상~900만원 미만	-.257	.232	1.000	-1.29	.77
	900만원 이상~1000만원 미만	-.208	.238	1.000	-1.27	.85
1000만원 이상	-.278	.231	1.000	-1.30	.75	
100만원 미만	소득 없음	-.886	.245	.291	-1.97	.20
	100만원 이상~200만원 미만	-.514	.121	.078	-1.05	.02
	200만원 이상~300만원 미만	-.684*	.115	.000	-1.20	-.17
	300만원 이상~400만원 미만	-.905*	.114	.000	-1.41	-.40
	400만원 이상~500만원 미만	-.956*	.114	.000	-1.46	-.45
	500만원 이상~600만원 미만	-1.031*	.114	.000	-1.54	-.52
	600만원 이상~700만원 미만	-1.012*	.118	.000	-1.53	-.49
	700만원 이상~800만원 미만	-1.089*	.124	.000	-1.64	-.54
	800만원 이상~900만원 미만	-1.143*	.138	.000	-1.75	-.53
	900만원 이상~1000만원 미만	-1.093*	.148	.000	-1.75	-.44
1000만원 이상	-1.163*	.136	.000	-1.77	-.56	
100만원 이상~200만원 미만	소득 없음	-.371	.222	.993	-1.36	.62
	100만원 미만	.514	.121	.078	-.02	1.05
	200만원 이상~300만원 미만	-.170	.051	.456	-.40	.06
	300만원 이상~400만원 미만	-.390*	.048	.000	-.61	-.18
	400만원 이상~500만원 미만	-.441*	.048	.000	-.66	-.23
	500만원 이상~600만원 미만	-.516*	.050	.000	-.74	-.30
	600만원 이상~700만원 미만	-.498*	.056	.000	-.75	-.25
	700만원 이상~800만원 미만	-.574*	.069	.000	-.88	-.27
	800만원 이상~900만원 미만	-.628*	.091	.000	-1.03	-.22
	900만원 이상~1000만원 미만	-.579*	.106	.002	-1.05	-.11
1000만원 이상	-.649*	.089	.000	-1.04	-.25	
200만원 이상~300만원 미만	소득 없음	-.202	.220	1.000	-1.18	.77
	100만원 미만	.684*	.115	.000	.17	1.20
	100만원 이상~200만원 미만	.170	.051	.456	-.06	.40
	300만원 이상~400만원 미만	-.221*	.033	.000	-.37	-.07
	400만원 이상~500만원 미만	-.272*	.033	.000	-.42	-.12

(I) 월평균 소득	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
	500만원 이상~600만원 미만	-.347*	.035	.000	-.50	-.19
	600만원 이상~700만원 미만	-.328*	.044	.000	-.52	-.13
	700만원 이상~800만원 미만	-.405*	.059	.000	-.67	-.14
	800만원 이상~900만원 미만	-.459*	.084	.002	-.83	-.09
	900만원 이상~1000만원 미만	-.410	.100	.115	-.85	.03
	1000만원 이상	-.480*	.081	.000	-.84	-.12
	소득 없음	.019	.219	1.000	-.95	.99
	100만원 미만	.905*	.114	.000	.40	1.41
	100만원 이상~200만원 미만	.390*	.048	.000	.18	.61
	200만원 이상~300만원 미만	.221*	.033	.000	.07	.37
300만원 이상~400만원 미만	400만원 이상~500만원 미만	-.051	.028	.986	-.17	.07
	500만원 이상~600만원 미만	-.126	.030	.088	-.26	.01
	600만원 이상~700만원 미만	-.107	.040	.792	-.29	.07
	700만원 이상~800만원 미만	-.184	.056	.459	-.43	.06
	800만원 이상~900만원 미만	-.238	.082	.680	-.60	.13
	900만원 이상~1000만원 미만	-.189	.098	.978	-.63	.25
	1000만원 이상	-.259	.080	.479	-.61	.09
	소득 없음	.070	.219	1.000	-.90	1.04
	100만원 미만	.956*	.114	.000	.45	1.46
	100만원 이상~200만원 미만	.441*	.048	.000	.23	.66
400만원 이상~500만원 미만	200만원 이상~300만원 미만	.272*	.033	.000	.12	.42
	300만원 이상~400만원 미만	.051	.028	.986	-.07	.17
	500만원 이상~600만원 미만	-.075	.030	.857	-.21	.06
	600만원 이상~700만원 미만	-.056	.040	.999	-.24	.12
	700만원 이상~800만원 미만	-.133	.056	.896	-.38	.12
	800만원 이상~900만원 미만	-.187	.082	.923	-.55	.18
	900만원 이상~1000만원 미만	-.138	.098	.999	-.57	.30
	1000만원 이상	-.208	.080	.813	-.56	.15
	소득 없음	.145	.219	1.000	-.83	1.12
	100만원 미만	1.031*	.114	.000	.52	1.54
500만원 이상~600만원 미만	100만원 이상~200만원 미만	.516*	.050	.000	.30	.74
	200만원 이상~300만원 미만	.347*	.035	.000	.19	.50
	300만원 이상~400만원 미만	.126	.030	.088	-.01	.26
	400만원 이상~500만원 미만	.075	.030	.857	-.06	.21
	600만원 이상~700만원 미만	.019	.042	1.000	-.17	.20
	700만원 이상~800만원 미만	-.058	.057	1.000	-.31	.19
	800만원 이상~900만원 미만	-.112	.083	.999	-.48	.26
	900만원 이상~1000만원 미만	-.063	.099	1.000	-.50	.38
	1000만원 이상	-.133	.080	.994	-.49	.22

2021년 한국인의 행복조사 및 한국인의 미래 가치관 연구 심층분석 보고서 ...

(I) 월평균 소득	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
600만원 이상~700만원 미만	소득 없음	.126	.221	1.000	-.85	1.11
	100만원 미만	1.012*	.118	.000	.49	1.53
	100만원 이상~200만원 미만	.498*	.056	.000	.25	.75
	200만원 이상~300만원 미만	.328*	.044	.000	.13	.52
	300만원 이상~400만원 미만	.107	.040	.792	-.07	.29
	400만원 이상~500만원 미만	.056	.040	.999	-.12	.24
	500만원 이상~600만원 미만	-.019	.042	1.000	-.20	.17
	700만원 이상~800만원 미만	-.077	.063	1.000	-.36	.20
	800만원 이상~900만원 미만	-.131	.087	.997	-.52	.26
	900만원 이상~1000만원 미만	-.082	.103	1.000	-.54	.37
1000만원 이상	-.152	.085	.988	-.53	.22	
700만원 이상~800만원 미만	소득 없음	.203	.224	1.000	-.79	1.20
	100만원 미만	1.089*	.124	.000	.54	1.64
	100만원 이상~200만원 미만	.574*	.069	.000	.27	.88
	200만원 이상~300만원 미만	.405*	.059	.000	.14	.67
	300만원 이상~400만원 미만	.184	.056	.459	-.06	.43
	400만원 이상~500만원 미만	.133	.056	.896	-.12	.38
	500만원 이상~600만원 미만	.058	.057	1.000	-.19	.31
	600만원 이상~700만원 미만	.077	.063	1.000	-.20	.36
	800만원 이상~900만원 미만	-.054	.096	1.000	-.48	.37
	900만원 이상~1000만원 미만	-.005	.110	1.000	-.49	.48
1000만원 이상	-.075	.093	1.000	-.49	.34	
800만원 이상~900만원 미만	소득 없음	.257	.232	1.000	-.77	1.29
	100만원 미만	1.143*	.138	.000	.53	1.75
	100만원 이상~200만원 미만	.628*	.091	.000	.22	1.03
	200만원 이상~300만원 미만	.459*	.084	.002	.09	.83
	300만원 이상~400만원 미만	.238	.082	.680	-.13	.60
	400만원 이상~500만원 미만	.187	.082	.923	-.18	.55
	500만원 이상~600만원 미만	.112	.083	.999	-.26	.48
	600만원 이상~700만원 미만	.131	.087	.997	-.26	.52
	700만원 이상~800만원 미만	.054	.096	1.000	-.37	.48
	900만원 이상~1000만원 미만	.049	.125	1.000	-.51	.61
1000만원 이상	-.021	.111	1.000	-.51	.47	
900만원 이상~1000만원 미만	소득 없음	.208	.238	1.000	-.85	1.27
	100만원 미만	1.093*	.148	.000	.44	1.75
	100만원 이상~200만원 미만	.579*	.106	.002	.11	1.05
	200만원 이상~300만원 미만	.410	.100	.115	-.03	.85
	300만원 이상~400만원 미만	.189	.098	.978	-.25	.63
400만원 이상~500만원 미만	.138	.098	.999	-.30	.57	

(I) 월평균 소득	(J) 거주형태	평균차이 (I-J)	표준화 오류	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
1000만원 이상	500만원 이상~600만원 미만	.063	.099	1.000	-.38	.50
	600만원 이상~700만원 미만	.082	.103	1.000	-.37	.54
	700만원 이상~800만원 미만	.005	.110	1.000	-.48	.49
	800만원 이상~900만원 미만	-.049	.125	1.000	-.61	.51
	1000만원 이상	-.070	.123	1.000	-.62	.48
	소득 없음	.278	.231	1.000	-.75	1.30
	100만원 미만	1.163*	.136	.000	.56	1.77
	100만원 이상~200만원 미만	.649*	.089	.000	.25	1.04
	200만원 이상~300만원 미만	.480*	.081	.000	.12	.84
	300만원 이상~400만원 미만	.259	.080	.479	-.09	.61
	400만원 이상~500만원 미만	.208	.080	.813	-.15	.56
	500만원 이상~600만원 미만	.133	.080	.994	-.22	.49
	600만원 이상~700만원 미만	.152	.085	.988	-.22	.53
	700만원 이상~800만원 미만	.075	.093	1.000	-.34	.49
	800만원 이상~900만원 미만	.021	.111	1.000	-.47	.51
	900만원 이상~1000만원 미만	.070	.123	1.000	-.48	.62

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

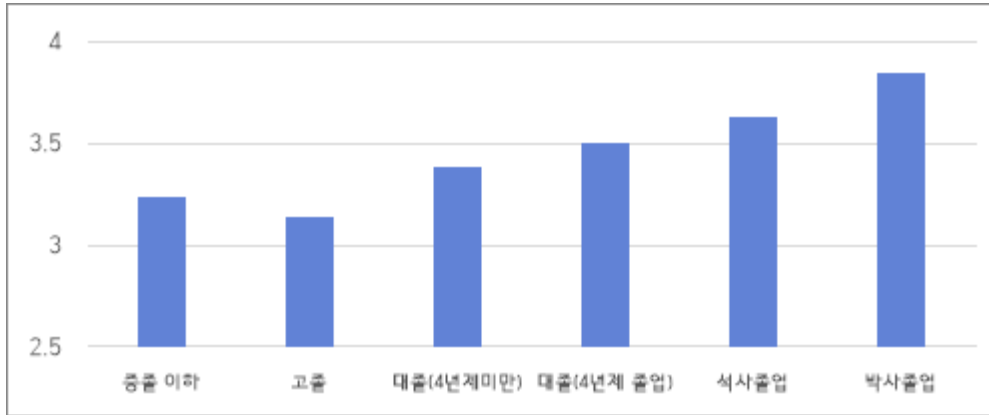
마. 교육수준에 따른 삶의 만족도 차이 분석

교육수준에 따른 삶의 만족도 차이 분석에서는, 교육수준을 ① 중졸 이하, ② 고졸, ③ 대졸 4년제 미만, ④ 대졸 4년제 졸업, ⑤ 석사 졸업, ⑥ 박사 졸업 등 6가지로 나누어 살펴보았다. 응답자 4,599명 중 2년제 또는 3년제 대학을 졸업(대졸 4년제 미만)이 42.2%를 차지하였으며, 다음으로 석사 졸업(29.5%), 4년제 대학 졸업(21.1%), 고등학교 졸업(5.0%), 중졸 이하(1.3%), 박사 졸업(0.8%) 순이었다. 교육수준에 따른 삶의 만족도 평균을 살펴보면 박사 졸업 집단이 가장 높았으며, 석사 졸업, 4년제 대학 졸업, 4년제 미만 대학 졸업, 중졸 이하, 고졸 순이었다.

[표 16] 교육수준별 기술통계량

교육수준	빈도	퍼센트(%)	평균	표준편차
중졸 이하	62	1.3	3.23	0.798
고졸	231	5.0	3.13	0.686
대졸(4년제 미만)	1942	42.2	3.38	0.688
대졸(4년제 졸업)	969	21.1	3.5	0.641
석사 졸업	1357	29.5	3.62	0.625
박사 졸업	38	.8	3.84	0.638
전체	4599	100.0	3.45	0.679

교육수준에 따른 삶의 만족도 경향성을 살펴보기 위해 막대그래프로 교육수준에 따른 삶의 만족도 평균을 산출하였으며, 그 결과는 [그림 4]와 같다. 막대그래프를 통해 교육수준별 삶의 만족도를 비교한 결과 교육수준이 높아짐에 따라 삶의 만족도가 높아지는 경향성을 확인할 수 있었다.



[그림 4] 교육수준별 삶의 만족도

교육수준에 따른 삶의 만족도 차이를 통계적으로 검정하기 위해 일원분산분석을 실시한 결과, F 검정통계량 37.495, 유의확률 0.00($p < 0.01$)로 교육수준에 따른 삶의 만족도 차이는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다.

[표 17] 교육수준별 삶의 만족도 차이 검정

구분	제곱합	자유도	평균제곱	F	유의확률
집단-간	81.919	5	16.384	37.495	.000
집단-내	2006.971	4593	.437		
전체	2088.890	4598			

본 연구에서는 일원분산분석을 통해 교육수준에 따른 삶의 만족도 차이를 확인하였으며, 구체적으로 교육수준에 따른 집단 중 어느 집단 간 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하는지 확인하기 위해 LSD 사후 검증을 실시하였고, 그 결과는 [표 18]과 같다. [표 18]의 LSD 사후 검증 결과를 살펴보면, 고졸 이하의 집단 간에는 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하지 않으며, 고졸부터는 교육수준에 높아짐에 따라 삶의 만족도가 증가하고 그 차이가 또한 통계적으로 유의함을 확인할 수 있었다.

[표 18] 교육수준별 삶의 만족도 차이 사후 검증

(I) 교육수준	(J) 혼인 상태	평균차이(I-J)	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
중졸 이하	고졸	.096	.095	.960	-.22	.41
	대졸(4년제 미만)	-.159	.085	.628	-.44	.13
	대졸(4년제 이상)	-.273	.087	.078	-.56	.02
	석사 졸업	-.396*	.086	.001	-.68	-.11
	박사 졸업	-.616*	.136	.001	-1.07	-.16
고졸	중졸 이하	-.096	.095	.960	-.41	.22
	대졸(4년제 미만)	-.255*	.046	.000	-.41	-.10
	대졸(4년제 이상)	-.369*	.048	.000	-.53	-.21
	석사 졸업	-.492*	.047	.000	-.65	-.34
	박사 졸업	-.712*	.116	.000	-1.10	-.33
대졸 (4년제 미만)	중졸 이하	.159	.085	.628	-.13	.44
	고졸	.255*	.046	.000	.10	.41
	대졸(4년제 이상)	-.114*	.026	.002	-.20	-.03
	석사 졸업	-.237*	.023	.000	-.32	-.16
	박사 졸업	-.457*	.108	.003	-.82	-.10
대졸 (4년제 이상)	중졸 이하	.273	.087	.078	-.02	.56
	고졸	.369*	.048	.000	.21	.53
	대졸(4년제 미만)	.114*	.026	.002	.03	.20
	석사 졸업	-.124*	.028	.001	-.22	-.03
	박사 졸업	-.344	.109	.079	-.71	.02
석사 졸업	중졸 이하	.396*	.086	.001	.11	.68
	고졸	.492*	.047	.000	.34	.65
	대졸(4년제 미만)	.237*	.023	.000	.16	.32
	대졸(4년제 이상)	.124*	.028	.001	.03	.22
	박사 졸업	-.220	.109	.535	-.58	.14
박사 졸업	중졸 이하	.616*	.136	.001	.16	1.07
	고졸	.712*	.116	.000	.33	1.10
	대졸(4년제 미만)	.457*	.108	.003	.10	.82
	대졸(4년제 이상)	.344	.109	.079	-.02	.71
	석사 졸업	.220	.109	.535	-.14	.58

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

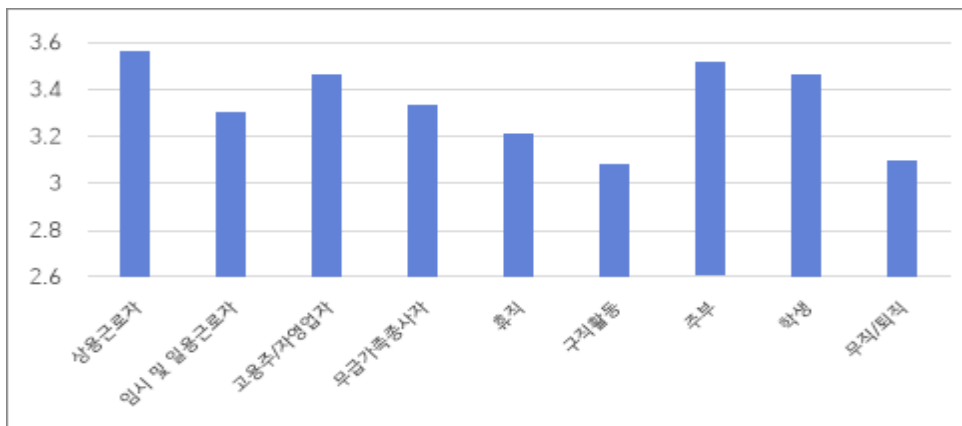
바. 경제활동상태에 따른 삶의 만족도 차이 분석

마지막으로 경제활동상태에 따른 삶의 만족도 분석에서는 상용근로자, 일용근로자, 고용주/창업자 등 9가지 분류로 나누어 살펴보았다. 응답자 4,579명 중 상용근로자는 39.7%를 차지하였으며, 고용주/자영업자(25.5%), 주부(15.5%), 일용근로자(9.8%), 무급가족종사자(3.8%), 무직/퇴직(2.4%), 구직활동(1.6%), 휴직(0.8%), 학생(0.5%) 순이었다.

[표 19] 경제활동상태별 기술통계량

경제활동	빈도	퍼센트(%)	평균	표준편차
상용근로자	1825	39.7	3.56	0.613
임시 및 일용근로자	452	9.8	3.3	0.711
고용주/자영업자	1172	25.5	3.46	0.678
무급가족종사자	175	3.8	3.33	0.671
휴직	38	.8	3.21	0.935
구직활동	72	1.6	3.08	0.852
주부	712	15.5	3.51	0.639
학생	24	.5	3.46	0.509
무직/퇴직	109	2.4	3.09	0.958
전체	4579	99.6	3.33	0.729

경제활동별 삶의 만족도 평균을 살펴보면, 상용근로자(3.56), 주부(3.51), 고용주/자영업자(3.46), 학생(3.46) 등이 상대적으로 높았고, 구직활동 중이거나(3.08), 무직/퇴직 상태인 응답자(3.09)가 상대적으로 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과를 막대그래프를 이용하여 시각적으로 제시하면 [그림 5]와 같다.



[그림 5] 경제활동상태별 삶의 만족도

경제활동에 따른 삶의 만족도 차이를 통계적으로 검증하기 위해 일원분산분석을 실시한 결과, F 검정통계량 17.630, 유의확률 0.00($p < 0.01$)로 경제활동 상태에 따른 삶의 만족도 차이는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다.

[표 20] 경제활동상태별 삶의 만족도 차이 검정

구분	제공합	자유도	평균제공	F	유의확률
집단-간	62.037	8	7.755	17.630	.000
집단-내	2010.090	4570	.440		
전체	2072.127	4578			

구체적으로 어떤 경제활동 집단 간 유의한 삶의 만족도 차이가 존재하는지를 확인하기 위해 LSD 사후 검증을 실시하였으며, 그 결과는 [표 21]과 같다. [표 21]의 결과를 살펴보면, 상용근로자 집단이 휴직상태이거나 주부 및 학생을 제외하고 모든 집단보다 통계적으로 유의하게 삶의 만족도가 높은 것으로 나타났다. 또한 일용근로자가 상용근로자나 고용주/자영업자, 주부보다 통계적으로 유의하게 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 고용주/자영업자는 상용근로자보다는 통계적으로 유의하게 삶의 만족도가 낮지만, 일용근로자와 구직활동인 응답자 그리고 무직/퇴직 상태인 응답자보다는 유의하게 삶의 만족도가 높은 것으로 나타났다. 이상의 결과를 요약하면 경제활동상태에 따른 삶의 만족도 차이를 발생시키는 주요 경제활동상태는 상용근로자, 일용근로자, 고용주/자영업자이며, 이들 집단과 기타 다른 집단 간의 삶의 만족도에 유의한 차이가 있는 것으로 판단된다.

[표 21] 경제활동상태별 삶의 만족도 차이 사후 검정

(I) 경제활동상태	(J) 혼인 상태	평균차이(I-J)	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
상용근로자	임시 및 일용근로자	.264*	.035	.000	.13	.40
	고용주/자영업자	.103*	.025	.029	.00	.20
	무급가족종사자	.234*	.052	.011	.03	.44
	일시휴직	.349	.109	.243	-.08	.78
	구직활동	.477*	.080	.000	.16	.79
	주부	.054	.029	.903	-.06	.17
	학생	.102	.136	1.000	-.44	.64
	무직/퇴직	.468*	.065	.000	.21	.73
	상용근로자	-.264*	.035	.000	-.40	-.13
임시 및 일용근로자	고용주/자영업자	-.161*	.037	.014	-.31	-.02
	무급가족종사자	-.029	.059	1.000	-.26	.20

(I) 경제활동상태	(J) 혼인 상태	평균차이(I-J)	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
	일시휴직	.086	.112	1.000	-.36	.53
	구직활동	.213	.084	.601	-.12	.54
	주부	-.209*	.040	.001	-.37	-.05
	학생	-.162	.139	.995	-.71	.39
	무직/퇴직	.205	.071	.399	-.07	.48
	상용근로자	-.103*	.025	.029	-.20	.00
고용주/ 자영업자	임시 및 일용근로자	.161*	.037	.014	.02	.31
	무급가족종사자	.132	.054	.648	-.08	.34
	일시휴직	.247	.109	.747	-.18	.68
	구직활동	.374*	.081	.006	.06	.69
	주부	-.048	.032	.968	-.17	.08
	학생	-.001	.137	1.000	-.54	.54
무급가족 종사자	무직/퇴직	.366*	.066	.000	.10	.63
	상용근로자	-.234*	.052	.011	-.44	-.03
	임시 및 일용근로자	.029	.059	1.000	-.20	.26
	고용주/자영업자	-.132	.054	.648	-.34	.08
	일시휴직	.115	.119	.999	-.35	.58
	구직활동	.242	.093	.557	-.12	.61
일시휴직	주부	-.180	.056	.243	-.40	.04
	학생	-.133	.144	.999	-.70	.44
	무직/퇴직	.234	.081	.399	-.08	.55
	상용근로자	-.349	.109	.243	-.78	.08
	임시 및 일용근로자	-.086	.112	1.000	-.53	.36
	고용주/자영업자	-.247	.109	.747	-.68	.18
구직활동	무급가족종사자	-.115	.119	.999	-.58	.35
	구직활동	.127	.133	.999	-.40	.65
	주부	-.295	.110	.521	-.73	.14
	학생	-.248	.173	.979	-.93	.43
	무직/퇴직	.119	.125	.999	-.37	.61
	상용근로자	-.477*	.080	.000	-.79	-.16
	임시 및 일용근로자	-.213	.084	.601	-.54	.12
	고용주/자영업자	-.374*	.081	.006	-.69	-.06
	무급가족종사자	-.242	.093	.557	-.61	.12
	일시휴직	-.127	.133	.999	-.65	.40
	주부	-.422*	.082	.001	-.75	-.10
	학생	-.375	.156	.675	-.99	.24

(I) 경제활동상태	(J) 혼인 상태	평균차이(I-J)	표준오차	유의확률	95% 신뢰구간	
					하한	상한
주부	무직/퇴직	-.008	.101	1.000	-.41	.39
	상용근로자	-.054	.029	.903	-.17	.06
	임시 및 일용근로자	.209*	.040	.001	.05	.37
	고용주/자영업자	.048	.032	.968	-.08	.17
	무급가족종사자	.180	.056	.243	-.04	.40
	일시휴직	.295	.110	.521	-.14	.73
	구직활동	.422*	.082	.001	.10	.75
	학생	.047	.138	1.000	-.50	.59
학생	무직/퇴직	.414*	.068	.000	.15	.68
	상용근로자	-.102	.136	1.000	-.64	.44
	임시 및 일용근로자	.162	.139	.995	-.39	.71
	고용주/자영업자	.001	.137	1.000	-.54	.54
	무급가족종사자	.133	.144	.999	-.44	.70
	일시휴직	.248	.173	.979	-.43	.93
	구직활동	.375	.156	.675	-.24	.99
	주부	-.047	.138	1.000	-.59	.50
무직/퇴직	무직/퇴직	.367	.150	.646	-.22	.96
	상용근로자	-.468*	.065	.000	-.73	-.21
	임시 및 일용근로자	-.205	.071	.399	-.48	.07
	고용주/자영업자	-.366*	.066	.000	-.63	-.10
	무급가족종사자	-.234	.081	.399	-.55	.08
	일시휴직	-.119	.125	.999	-.61	.37
	구직활동	.008	.101	1.000	-.39	.41
	주부	-.414*	.068	.000	-.68	-.15
학생	-.367	.150	.646	-.96	.22	

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

IV. 결론 및 제언

본 연구에서 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 탐색하고 주요 개인 특성에 따른 삶의 만족도 차이를 비교 분석하여 한국인의 삶의 만족도 현황을 파악하였다. 본 연구에서는 우선 삶의 만족도에 영향을 미치는 변수를 탐색하기 위해 “한국인의 미래선호가치 설문조사”에서 수집한 자료를 바탕으로 상관분석을 실시하였다. 본 연구에서는 상관분석 결과를 바탕으로 삶의 만족도와 통계적으로 유의

한 변수 18개를 선정하고, 이 밖에 선행연구에서 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 논의되는 성별, 결혼 유무, 소득, 학력, 직업 변수를 추가하여 중다회귀모형을 설정하여 분석을 실시하였다.

본 연구에서 분석을 위해 사용한 중다회귀모형의 적합성을 살펴본 결과 설명분산 비율이 54.8%로 본 연구에서 투입한 설명변수들이 종속변수인 삶의 만족도 분산의 54.8%를 설명하는 것으로 나타났다. 이는 삶의 만족도 차이의 54.8%는 본 연구에서 투입한 설명변수들에 의해 결정됨을 의미한다. 중다회귀모형에 투입한 개별 설명변수들의 회귀계수를 통해서 이들 설명변수가 종속변수인 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 확인한 결과, 모든 조건이 동일할 경우, 경제 상태가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 경제 상태가 '매우 안 좋다'고 응답한 응답자의 삶의 만족도가 다른 응답자들보다 삶의 만족도가 평균 0.54 낮은 것으로 나타났다. 다음으로 행복도와 건강에 대한 인식이 삶의 만족도에 주요하게 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 요컨대 행복도가 높을수록(회귀계수, 0.52), 건강하다고 생각할수록(회귀계수, 0.12) 삶의 만족도가 높은 것으로 나타났다. 북한이탈주민에 대한 신뢰를 묻는 '이탈주민신뢰'나 30년 후 한국의 위상에 대해서 묻는 '30년후한국위상' 변수와 같이 삶의 만족도와 상관분석에서는 정적 상관을 가지는 것으로 나타났으나, 중다회귀분석에서는 삶의 만족도에 부적 영향을 주는 것으로 나타나는 변수도 있었다. 이들 변수 중 특히 북한이탈주민에 대한 신뢰를 묻는 '이탈주민신뢰' 변수의 효과는 주목할 만하다. 요컨대, 중다회귀분석 결과에 의하면, 북한이탈주민에 대한 신뢰가 높을수록 삶의 만족도는 떨어지는 것으로 나타나고 있는바, 이 둘 사이의 인과관계에 대한 추가적인 심층 분석이 필요해 보인다.

다음으로 개인 특성 변인인 성별, 혼인 상태, 소득수준, 주거 형태, 교육수준, 경제활동상태에 따라 삶의 만족도가 얼마나 차이가 나는지는 비교 분석하여, 한국인의 삶의 만족도 현황을 파악하였다. 삶의 만족도는 여성이 남성보다 유의하게 높았고, 기혼인지 미혼인지에 따른 삶의 만족도 차이는 없었지만, 사별이나 이혼 경험 유무에 따른 삶의 만족도에는 유의한 차이가 있었다. 또한 소득수준이 높아짐에 따라 삶의 만족도는 높아졌지만 소득수준이 월평균 300만원 이상일 경우에는 삶의 만족도에 있어서 통계적으로 유의한 차이는 없었으며 소득이 상대적으로 낮은 300만원 이하 구간에서는 월평균 소득의 차이가 곧바로 삶의 만족도 차이로 이어진다는 사실을 알 수 있었다. 교육수준에 따른 삶의 만족도 분석 결과, 고졸 이하의 집단 간에는 삶의 만족도에 유의한 차이가 존재하지 않으며, 고졸부터는 교육수준에 높아짐에 따라 삶의 만족도가 증가하고 그 차이가 또한 통계적으로 유의함을 확인할 수 있었다. 마지막으로 삶의 만족도 차이를 발생시키는 경제활동상태는 상용근로자, 일용근로자, 고용주/자영업자 집단이었으며, 이들 집단과 기타 다른 집단 간의 삶의 만족도에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 이상의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같이 정책을 제언하고자 한다.

첫째, 한국인의 삶의 만족도에 대한 지속적인 모니터링을 통한 정책적, 입법적 환류 시스템을 구축

하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 “한국인의 미래선호가치 설문조사”에서 나타난 삶의 만족도를 중심으로 분석을 실시하였으나, 일회성 설문조사를 통해 수집된 횡단 자료의 한계상 삶의 만족도와 다른 변수들 간의 인과관계를 규명하는 데 한계점이 있었다. 삶의 만족도는 정부 정책에서 중요하게 고려되어야 하는 요인인 만큼, 이러한 삶의 만족도에 영향을 미치는 변수들을 체계적이고 과학적으로 분석하기 위해서는 “한국인의 미래선호가치 설문조사”가 일회성으로 끝나지 않고 주기적으로 실시되어, 종단 자료를 구축할 필요가 있다. 또한 이러한 종단 자료를 실증적으로 분석한 결과를 정부와 국회에 제공하여 정책 및 입법에 기초자료로 활용할 수 있는 공식적인 체계가 구축될 필요가 있다. 현재 범정부 차원에서 데이터에 기반한 과학적 행정을 추구하고 있으며, 각종 입법 활동도 데이터와 실증분석 결과에 기반한 입법이 사회적으로 요구된다고 할 수 있으며, 이를 위해 국회 안에도 실증 데이터 수집과 분석을 위한 전담 조직이 필요하며 이를 위해 국회미래연구원에 데이터 수집 및 분석하는 전담 부서를 신설하고 삶의 만족도 조사와 같은 각종 데이터 수집과 분석 결과를 주기적으로 국회 의장에게 보고하고 각 정당에게 제공하는 체제 구축을 검토해 볼 필요가 있다. 또한 같은 맥락에서 삶의 만족도 조사를 국회미래연구원의 종단 연구로 과제로 안착시킨 후, 이 종단 연구를 통해 산출된 각종 통계를 국가 통계로 등록하여 관리하는 방안을 검토해 볼 필요가 있다.

둘째, 삶의 만족도 측면에서 결혼 정책 관련 입법 활동에 접근하는 것이 바람직하다. 현재 우리나라가 직면한 많은 도전 중의 하나는 결혼 및 출산 인구의 감소이다. 본 연구의 분석 결과를 살펴보면, 결혼 유무(결혼, 미혼)에 따른 삶의 만족도에는 차이가 없는 것으로 나타났다. 삶의 만족도에 대한 유의한 차이를 발생시키는 요인은 사별이나 이혼이었다. 이와 같은 결과는 결혼이 삶의 만족도를 유의하게 높이는 요인으로 작용하지 않는다는 것으로 보여주고 있다. 본 연구의 분석 결과는 경제적 측면이 분명 삶의 만족도에 가장 많은 영향을 미치는 요인이고 경제적으로 여유가 있을 경우 삶의 만족도가 높지만, 그렇다고 해서 기혼과 미혼 사이의 삶의 만족도에 차이가 나지는 않음을 보여준다. 따라서 결혼 유무가 삶의 만족도에 영향을 미치지 않는 원인에 대한 탐색과 더불어서 후속 연구를 통해 기혼자를 대상으로 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 좀 더 세분화하여 조사하고 이들 요인이 삶의 만족도에 미치는 영향을 규명할 필요가 있다.

마지막으로, 소득 구간에 따른 지원의 사각지대 최소화를 위한 입법적, 정책적 지원의 필요성을 제시하고자 한다. 월평균 소득 구간별 삶의 만족도 차이 분석 결과를 살펴보면, 월평균 소득 300만원 이상이 되면 삶의 만족도에 유의한 차이가 발생하지 않았으며, 삶의 만족도가 민감하게 변화하는 구간은 월평균 소득 300만원 미만인 집단인 것으로 확인되었다. 초기에는 소득의 증가가 주관적 웰빙의 증가로 연계되지만 이후에는 소득의 증가가 반드시 주관적 웰빙의 증가로 이어지지 않는 이스털린의 역설(Esterlin's Paradox)을 확인하였으며, 월평균 가구소득 300만원 이하의 집단에 대한 경제적 지원은 삶의 만족도 향상으로 이어질 수 있을 것이다. 따라서 국민의 삶의 질을 향상시키고, 삶의 만족

도를 높이기 위한 정책적 지원 및 노력이 상대적으로 저소득층이라 할 수 있는 월평균 소득 300만원 미만인 집단에 집중적으로 이루어질 필요가 있다. 이미 정부에서는 저소득층 지원을 위해 다양한 지원 방안을 마련해서 시행 중이며, 여기서 저소득층은 기초생활수급자나 차상위 계층이 해당된다. 그러나 4인 가구의 월평균 소득을 기준으로 차상위 계층은 월평균 소득이 대략적으로 210만원 미만이며, 따라서 월평균 소득이 200만원 이상이면서 300만원 미만인 집단의 경우 삶의 만족도가 300만원 이상의 집단과 유의미하게 낮으면서도, 정부의 지원은 받지 못하는 사각지대에 놓일 수가 있다. 따라서 저소득층만을 대상으로 하는 획일적인 지원보다는 정부 지원의 사각 지대에 놓일 수 있는 소득계층을 발굴하고, 이들을 위한 별도의 지원을 위한 입법적, 행정적 노력이 필요하다. 본 연구에서는 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인들을 분석하고, 개인 특성별로 구분한 집단 간 삶의 만족도 차이가 어떠한지 확인해 보았다. 본 연구에서 다양한 개인 특성 변수를 활용하여 분석을 시도하였으나, 이미 수집된 자료만을 활용하여 분석을 시도하였기 때문에 다양한 개인 수준의 변수를 통제하지 못한 채 분석이 이루어졌다는 한계점이 있으며, 후속 연구를 통해서 이러한 부분을 보완할 필요가 있다. 예를 들어 연령과 삶의 만족도와의 사이에도 밀접한 관련이 있을 수 있으며, 연령에 따라 삶의 만족도 변화에 대한 후속 연구가 수행될 필요가 있다.

참고문헌

- 강영웅, 2020, 사회적 관계요인이 주민 삶의 만족도에 미치는 영향: 세대별 비교를 중심으로, 사회적 경제와 정책연구 10(4), 65-100.
- 고진희·김상미, 2020, 청소년의 스마트폰 의존도가 삶의 만족도에 미치는 영향: 공격성의 매개효과, 한국지역사회복지학 75, 139-164.
- 김남희·최수일, 2011, 여성 노인의 신체적·사회적 특성이 자아존중감 및 삶의 만족도에 미치는 영향, 한국콘텐츠학회논문지, 11(11), 241-252.
- 김대환·류건식·이상우, 2011, 중·고령자 삶의 만족도 결정요인: 공적연금과 사적연금을 중심으로, 리스크관리 연구, 22(1), 97-122.
- 김연주, 2011, 대학생의 자기불일치와 자존감, 삶의 만족도의 관계, 성균관대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 김석건·김광호, 2021, 노인의 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향: 가족 지지의 매개효과와 성별 차이 중심으로, 한국콘텐츠학회논문지 21(4), 565-575.
- 김수영·문경주·장수지, 2016, 다층모형을 이용한 베이비붐 세대의 삶의 만족도 영향요인 분석, 노인복지연구 71(4), 391-421.
- 김태현·김동배·김미혜·이영진·김예순, 1998, 노년기 삶의 질 향상에 관한 연구, 한국노년학, 18(1), 150-169.
- 김혜연, 2020, 성별 및 연령집단별 주관적 삶의 질의 원인에 대한 연구, 한국정책과학회보, 24(2), 47-72.
- 박은주·권현수, 2020, 노인단독가구의 주거빈곤과 삶의 만족도에 관한 연구: 도시와 농촌 지역의 비교를 중심으로, 사회과학연구 36(4), 59-81.
- 박희봉·이희창, 2005, 삶의 만족에 미치는 영향 요인 비교 분석: 경제사회적 요인인가? 사회자본 요인인가?
- 박지현·최성은, 2020, 농촌 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향 연구: 노인의 주관적 건강요인과 다차원적 사회관계망 중심으로, 한국웰니스학회지 15(3), 351-365.
- 심수진, 2018, 노인의 삶의 만족도에 대한 기초연구, 통계개발원 2018년 연구보고서, 60-115.
- 이명숙, 2013, 청소년의 주관적 웰빙에 미치는 가족기능 및 진로 정체감의 영향: 한국-중국 비교 연구, 청소년학연구 20(4), 151-174.
- 이상열·최석채·나용호, 2001, 건강과 관련된 삶의 질에 대한 고찰, 대한소화기학, 7(1), 6-12.
- 이성규, 2014, 베이비부머의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인: 성별 차이를 중심으로, 디지털융복합연구, 12(10), 73-86.
- 이윤주, 2021, 기혼자의 결혼 전후 삶의 만족도 변화: 성별과 학력 및 직업 동질혼의 조절효과를 중심으로, 가정과 삶의 질 연구 39(1), 45-61.
- 이진혁·송인한, 2021, 여가시간과 아동·청소년 삶의 만족도 관계에 관한 종단 연구: 고정효과모형 분석, 청소년학연구 28(2), 323-351.
- 임훈민·황선재, 2019, 결혼은 우리를 행복하게 하는가: 결혼 전후 삶의 만족도의 시기별·계층별 변화, 한국사회학회 사

회학대회 논문집, 47-48.

전혜란·전명진, 2020, 통근시간이 주관적 삶의 만족도에 미치는 효과 및 통근시간 가치 분석: 서울시 가구 유형별 성별 차이를 중심으로, 서울도시연구 21(3), 87-100.

정순돌·성민현, 2012, 연령집단별 사회적 자본과 삶의 만족도 관계 비교, 보건사회연구, 32(4), 249-272.

최해경·이선화, 2021, 노인의 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향: 노화 태도의 매개 및 조절 효과, 사회과학연구 32(1), 309-327.

허준수, 2004, 지역사회거주 노인들의 생활만족도에 관한 연구, 노인복지연구, 24(여름), 127-151.

Bowling, A., 1990, Associations with life satisfaction among very elderly people living in a deprived part of inner London, *Social Science & Medicine*, 31(9), 661-676.

Campbell, A, 1976, Subjective measures of well-being, *American Psychologist*, 31(92), 117-124.

Carr, D., & Springer, K.W., 2010, Advances in families and health research in the 21st century, *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 743-761.

Cummins, S., Flint, E., & Matthews, S. A., 2014, New neighborhood grocery store increased awareness of food access but did not alter dietary habits or obesity, *Health Affairs*, 33(2), 283-291.

Easterlin, R, 2001, Income and happiness: toward unified theory, *Economic Journal*, 111, 465-484.

Medley, M., 1976, Satisfaction with life among persons sixty-five years of age and older, *Journal of Gerontology*, 31(4), 448-455.

Neugarten, B.L., Harvinghurt, R.J., & Tobin, S.S, 1961, The measurement of life satisfaction, *Journal of Gerontology*, 16(2), 134-143.

OECD, 2001, *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital*, Centre for Educational Research and Innovation.

Pavot, W. & Diener, E, 2008, The satisfaction with life scale and the emerging construct of life satisfaction, *Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137-152.

제3장

행복/삶의 만족도와 사회적 요인

제1절 한국에서 행복의 사회적 기반에 대한 연구: 사회적 자본과 사회적 환경, 가치의 영향

제2절 개인의 삶의 만족도 결정요인 연구: 사회경제적 요인 및 사회적 자본을 중심으로

제3절 전자감시사회의 시민적 권리에 대한 한국과 유럽 인식 격차

제1절 한국에서 행복의 사회적 기반에 대한 연구: 사회적 자본과 사회적 환경, 가치의 영향

한 준*

A study on the social basis of happiness in Korea: Impact of social capital, social environment and values

Jun Han*

요약: 본 연구는 한국인의 행복의 사회적 기반을 사회적 자본과 사회적 환경과 가치의 측면에서 분석하고 설명하고자 한다. 행복의 사회적 기반(social foundation of happiness)은 유엔 행복 보고서에서 처음 사용되었으며, 한국은 행복의 사회적 기반이 취약한 대표적인 사회이다. 사회적 기반이 개인 간 행복의 차이도 설명하는가 검증하고자 본 연구는 국회미래연구원에서 2020년 수행한 국민행복조사 예비조사 자료를 분석하였다. 행복을 행복도, 삶의 만족, 긍정-부정 정서 경험으로 각각 측정하여 분석한 결과 사회적 자본 중 사회적 참여로는 기부와 사회단체 참여가 행복에 유의하게 긍정적 효과를 갖는 것으로 확인되었다. 사회적 자본의 관계적 측면으로는 사회적 고립이 행복을 낮추는 반면, 사회적 신뢰는 온라인 및 오프라인 친구 수의 행복에 대한 매개효과를 보였다. 즉 신뢰가 높은 경우에만 친구 수가 많은 것이 행복 수준을 높이는 것으로 나타났다. 사회적 환경으로는 자신의 삶에서 결정의 자유가 높은 경우와 안전감에 대한 만족도가 높은 경우, 그리고 원하는 일을 하고 원하는 사람과 만나는 사람이 행복 수준이 높은 것으로 나타났다. 사회적 가치로서 물질주의와 비교 성향은 전반적으로 행복 수준을 낮추지만 예외적인 경우도 있다.

주제어: 행복, 주관적 웰빙, 사회적 자본, 사회적 참여, 사회적 신뢰, 사회적 관계, 사회적 환경, 물질주의, 비교 성향

Abstract: This study analyzes and explains the social basis of Korean happiness in terms of social capital, social environment, and values. The social foundation of happiness was first used in the UN Happiness Report, and Korea is a representative society with a weak social foundation for happiness. In order to verify whether the social base also explains the differences in happiness between individuals, this study analyzed the survey data of the National Happiness Survey conducted by the National Assembly Futures Research Institute in 2020. As a result of measuring and analyzing happiness as happiness, life satisfaction, and

* 연세대학교 사회학과 교수

positive-negative emotional experience, it was confirmed that donation and social group participation had significantly positive effects on happiness among social capital. In the relational aspect of social capital, social isolation lowered happiness, whereas social trust had a mediating effect on the happiness of the number of online and offline friends. In other words, it was found that having a large number of friends increases the level of happiness only when trust is high. As for the social environment, it was found that people who had high freedom of decision in their life, high satisfaction with their sense of security, and people who did what they wanted and met people they wanted had a high level of happiness. As social values, materialism and comparative tendencies lower overall happiness levels, but there are also exceptions.

Key words: happiness, subjective well-being, social capital, social participation, social trust, social relationship, social environment, materialism, comparative tendency

I. 연구배경과 문제제기

2000년대에 들어 행복에 대한 관심이 높아지고 행복에 대한 연구가 빠르게 늘고 있다. 주관적 웰빙, 삶의 질, 삶에 대한 만족, 행복 등 다양한 용어들로 표현되는 이러한 관심은 학술적 영역에 한정되지 않고, 정책과 정치의 영역에서도 높아지고 있다. 이른바 ‘행복의 정치’는 국내뿐 아니라 해외에서도 중요하게 부각되었는데 그것이 단순한 수사에 불과하진 아니면 진정성 있는 사과의 전환이건 상당한 반향을 가져왔다. 사회과학과 사회정책에서 행복에 대한 관심은 1960년대 국제적으로 확산된 삶의 질을 중심으로 한 사회지표 운동, 그리고 1970년대 경제학자 이스털린(Easterlin)의 역설의 발견에서 출발했으며, 2000년대 들어 국제적으로 또한 국내에서도 사회과학 및 정책의 담론의 중심에 놓이게 되었다.

사회과학에서 행복에 대한 연구는 전반적으로 ‘GDP를 넘어서(beyond GDP)’라는 큰 흐름 속에서 이루어져 왔다(이정전, 2002). 자본주의와 과학기술의 발달이 가져온 물질적 풍요의 증가가 그만큼 인간 행복의 증진을 가져오지는 못한다는 것이다. 하지만 GDP가 아닌 무엇이 인간의 행복을 증진시키는가에 대해서는 학문에 따라, 또한 학자들에 따라 서로 다른 의견을 보였다. 한편에서는 인간의 타고난 유전적 속성과 인지적 특성, 그리고 상황에 대한 적응 메커니즘 등이 행복에서의 차이를 설명하는 중요한 요인으로 제시되었다(서은국, 2014; Gilbert, 2006). 또 다른 한편에서는 인간이 자신의 삶에서 선택을 할 수 있는 자유와 능력이 행복을 결정하는 중요한 요인으로 부각되었다(Sen, 1985; 1993). 예컨대 일하는 시간이 너무 길면 여가시간에 자신이 원하는 활동을 하기 어렵고 자유가 제약된다는 것이다.

최근 들어 행복의 차이를 낳는 중요한 요인으로 주목받는 것이 사회적 관계이다. 사회적 관계는 사회적 자본에 대한 연구에서 사회적 신뢰와 함께 핵심적 위치를 차지한다. 고립된 사람들에 비해 사회적 관계가 발달한 사람들은 필요할 때 도움을 받을 수 있는 자원의 동원가능성이 높고, 또한 기회를 포착할 수 있는 가능성도 높다는 것이 일반적인 견해이다. 이러한 객관적 이득 외에도 사회적 관계는 사람들에게 주관적 보상을 제공해서 삶의 만족을 높인다는 것이 사회적 관계를 행복과 연결시키는 연구자들의 주된 설명이다. 본 연구에서는 사회적 관계가 그 자체로서 사회적 자본으로 행복을 높이기보다는 사회적 신뢰와 결합하여, 사회적 신뢰가 높은 사람들을 중심으로 행복도를 높인다는 가설을 검증하고자 한다. 이러한 가설은 사회적 관계가 양면적이라는 앞선 연구(한준 외, 2014)를 발전시켜 사회적 관계의 행복에 대한 긍정적 측면을 이끌어내는 역할을 사회적 신뢰가 한다는 주장에 근거한다.

본 연구에서는 사회적 신뢰와 사회적 관계가 결합된 사회적 자본이 보다 넓은 맥락에서 행복의 사회적 기반(social foundation of happiness)에 속한다고 본다. 행복의 사회적 기반은 세계행복보고서(World Happiness Report)를 매년 발간하는 제프리 삭스 교수 연구팀의 존 헬리웰(John F.

Helliwell) 교수 등이 2017년 세계행복보고서에서 사용한 용어이다. 이들은 행복의 개인적 요인으로서 심리적, 유전적 특성과, 환경적 요인으로 경제적 기반 외에 사회적 기반이 존재한다는 것을 Gallup 인터내셔널의 월드폴(Gallup World Poll)의 자료를 이용해서 국제 비교를 통해 밝혔다. 행복의 사회적 기반에는 삶의 자유, 사회적 신뢰, 사회적 지지, 사회적 투명성, 그리고 사회적 관대함(generosity)으로서 기분과 자원봉사 등이 강조되었다. 위에서 관심을 보인 사회적 관계와 사회적 신뢰 외에도 삶에서의 선택의 자유, 투명성과 반부패 등이 사회적 기반에 포함된다. 이러한 요인들은 일종의 사회적 환경의 요인이라고 할 수 있다.

사회적 환경과 함께 행복에 중요한 영향을 미치는 것이 바로 사회적 가치와 문화이다. 행복과 주관적 웰빙의 세계적 전문가인 에드 디너(Ed Diener et al., 2010) 교수는 한국의 주관적 웰빙 수준이 낮은 것과 관련하여 사회적 가치 요인으로 과도한 비교 성향, 과도한 물질주의를 들고 있다. 이러한 요인들은 사회의 다른 성원들이 공유함으로써 개인들에게 강한 압력을 행사하는 문화적 요인이다. 개인들이 이러한 가치와 문화에 얼마나 동화되어 있는가에 따라 행복이 영향을 받을 것이라는 가설을 본 연구에서는 검증하고자 한다.

본 연구는 사회적 자본, 환경, 가치를 종합해서 행복의 사회적 기반으로 보고, 행복에 대한 이들 요인의 영향을 경험적 자료의 분석을 통해 확인한다. 본 연구를 위한 분석에 활용되는 자료는 국회미래연구원에서 국민행복조사의 예비적 조사로 2020년 실시한 전국적 단위의 행복조사 자료이다. 분석 결과 대부분의 가설이 경험적으로 지지되었다. 이러한 분석 결과의 함의가 결론에서 논의된다.

II. 이론적 배경과 선행연구 검토 및 가설

1. 사회적 참여와 행복

사회적 자본에는 사회적 관계와 사회적 신뢰 외에도 사회적 참여가 포함된다. 사회적 참여는 개인들이 사회에서 경제적 활동을 통해 소득을 얻고 사회계급 지위를 얻는 것 외에도 사회에서 자신이 관심 있는 활동에 참여함으로써 자존감을 높이고 사회 성원으로서 자신의 가치를 확인하며, 동료 시민들로부터 인정과 환대를 받고자 한다. 사회적 자본에 대한 연구를 선도해 온 정치학자 퍼트남(Putnam)은 19세기 초반 미국을 방문한 경험을 토대로 “미국의 민주주의”라는 자유주의 정치사상의 고전을 저술한 토크빌의 생각을 받아들여, 주민들의 사회 활동과 공공영역에 대한 참여가 활발한 공동체에서 민주주의가 발전한다고 주장하였다. 토크빌은 건국 후 미국에서 활발했던 자발적 결사체 활동이 민주주의의 학교 역할을 한다고 보았다. 그런데 사회적 참여는 집합적 수준에서 공동체의 민주주의를 발전

시키는 외에도 개인 수준에서도 긍정적 효과를 갖는다.

사회적 참여의 대표적인 예로는 친사회적 행동과 자발적 결사의 참여가 있다.

먼저 친사회적 행동을 살펴보자. 친사회적 행동이란 사람들이 다른 사람들에게 혜택을 주는 행동으로 정의된다(Eisenberg, 1982). 친사회적 행동의 예로는 타인을 돕기, 협동하기, 위로하기, 공유하기, 그리고 기부하기 등이 포함된다(Eisenberg and Fabes, 1998; Greener and Crick, 1999). 이러한 친사회적 행동은 도움을 받는 사람들을 사회적 고립으로부터 벗어날 수 있도록 해줌으로써 그 수혜자들의 주관적 웰빙을 높이는 효과를 갖는다. 하지만 많은 연구는 이러한 친사회적 행동이 도움을 베푸는 사람들의 주관적 웰빙에도 긍정적 효과를 갖는다는 사실을 밝혔다. 친사회적 행동은 이를 수행한 사람들로 하여금 자신이 다른 사람에게 도움이 된다는 사실을 확인시켜 줌으로써 자기효능감을 높일 뿐 아니라, 삶의 의미를 찾고 보람을 느낄 수 있도록 함으로써 유데모니아 즉 도덕적 만족 수준을 높인다. 실험 연구 혹은 종단적 연구에서 친사회적 행동을 수행한 피험자들은 통제집단의 피험자들에 비해 주관적 웰빙의 수준이 높게 나타났다(Chancellor, Margolis, Jacobs Bao, & Lyubomirsky, 2018; Layous, Lee, Choi, Lyubomirsky, 2013; Nelson, Layous, Cole, & Lyubomirsky, 2016). 한국에서도 남은영·이재열·김민혜(2012)의 연구는 자원봉사에 참여하는 사람들의 행복 수준이 그렇지 않은 사람들보다 유의하게 높다는 분석 결과를 제시하였다. 한재명·류재린·김균(2015) 역시 2009년 통계청의 생활시간조사 분석을 통해서 자원봉사활동 시간이 많은 경우 관계제 즉 사회적 자본이 높아져 삶의 만족 수준이 높아진다는 결과를 보고하였다.

자발적 결사에 대한 참여 역시 대표적 사회적 참여이다. 자발적 결사는 물질적, 경제적 삶의 영위를 위해 참여하는 직장과 달리 자신의 관심, 흥미, 가치와 신념 등에 의해 스스로 참여하는 조직이다. 자발적 결사는 전반적으로 회원으로 참여하는 사람들이 서로 돕기 위해 혹은 사회적 도움이 필요한 사람들을 돕기 위해 결성되고 활동하는 경우가 많다. 그 대표적인 예로는 지역공동체 조직, 취미와 관심의 동호회, 학술이나 전문적 단체, 정치적 단체, 사회봉사 단체, 정치적 단체, 상호부조 단체 등이 있다. 자발적 결사는 구성 원리 자체가 회원들의 자발적 참여를 중요시하기 때문에 영리조직이나 공공조직에 비해 수평적 관계와 민주적 운영을 중요시한다. 또한 사람들이 자발적 결사에 참여하는 중요한 동기는 물질적 생존을 위한 경제활동보다는 자신의 흥미나 관심의 충족, 가치와 신념의 실현이다. 자발적 결사에 참여함으로써 사람들은 사회적 소속감을 가질 수 있고 또한 사회적 인정과 같은 사회적 욕구를 충족시킬 수 있으며 사회적 효능감도 높아진다. 많은 연구들은 자발적 결사의 참여가, 특히 성인 삶의 후반기를 중심으로, 주관적 웰빙을 높인다는 것을 보고해 왔다(Cutler, 1986; Bull & Aucoin, 1975). 한국에서도 사회적 자본이 행복에 미치는 긍정적 효과에 대한 연구들에서 자발적 결사의 참여는 주관적 웰빙으로 측정된 행복 수준을 유의하게 높이는 것으로 나타났다(김혜연, 2020; 정명은·김미현·장용석, 2014).

따라서 본 연구에서는 사회적 참여와 행복과 주관적 웰빙 사이에 다음과 같은 관계가 존재한다는 가설을 검증할 것이다.

가설 1-1. 친사회적 행동으로 자원봉사에 참여하는 사람들은 주관적 웰빙의 수준이 높을 것이다.

가설 1-2. 친사회적 행동으로 기부에 참여하는 사람들은 주관적 웰빙의 수준이 높을 것이다.

가설 1-3. 자발적 결사 사회단체에 참여하는 사람들은 주관적 웰빙의 수준이 높을 것이다.

2. 사회적 관계, 신뢰와 행복

행복한 삶에 대한 사회적 관계의 중요성은 학술적으로 또한 일상적으로 많이 강조되어 왔다. 특히 근대화와 함께 개인주의가 발달한 서구 사회에 비해 한국사회에서는 사회적 관계의 중요성이 더욱 강조되고 있다. 사회적 자본 전문가인 퍼트남(Putnam)은 사회적 관계를 사회적 신뢰 및 사회적 참여와 함께 사회적 자본을 구성하는 중요한 축으로 보았다(Putnam, 2000). 사회적 관계를 통해서 서로 이질적이면서 보완적인 사람들 간에 다리가 놓이기도 하고(bridging), 서로 유사한 특성을 가진 사람들 간에 유대가 싹트기도 하면서(bonding) 사회적 자본이 더욱 발전하게 된다는 것이다. 반면 사회적 관계가 단절되어 고립 상태의 사람들이 늘어나면 개인적으로 어려움을 겪을 뿐 아니라 집단이나 공동체에도 문제가 발생한다.

사회적 자본의 주관적 웰빙 혹은 행복에 대한 효과에 대한 경험적 검증 또한 보고되기 시작했다. 도노번과 헬퍼(Donovan & Halpern, 2003)은 영국에서 가족생활 만족도가 개인의 행복에 가장 큰 영향을 미치는 요인이며, 기혼자가 미혼자에 비해, 또한 가족생활자가 독신자에 비해 더 행복하다는 것을 밝혔다. 또한 헬리웰과 퍼트남(Helliwell & Putnam, 2004)은 세계가치관조사(World Value Survey), 유럽가치관조사(European Value Survey), 미국의 벤치마크 조사, 캐나다 사회조사 등을 분석한 결과 모든 조사에서 사회적 신뢰와 가족 및 친구 등의 사회적 관계가 주관적 웰빙을 높이는 것을 개인 수준 및 공동체 수준에서 확인할 수 있었다. 사라치노(Sarracino, 2010)는 1980년부터 2000년까지 세계가치관조사의 서유럽 11개국 자료를 분석하여 사회적 자본의 추세와 주관적 웰빙의 추세를 비교한 결과 영국을 제외한 10개국에서 사회적 자본과 주관적 웰빙이 동반 상승하고 있음을 밝혔다.

국내에서도 사회적 자본의 행복에 대한 긍정적 효과는 지속적으로 보고되어 왔다. 사회적 자본의 행복에 대한 긍정적 효과는 행정학(박희봉·이희창, 2005), 사회복지학(김혜연, 2020), 사회학(한준외, 2014) 등 다양한 사회과학 분야의 연구에서 확인되었다. 또한 지역 수준에서 주민들의 사회적 자본이 행복 수준을 향상시킨다는 결과가 서울(정명은·김미현·장용석, 2014), 경기(김창일, 2017), 전남

(문유정·주미연, 2019), 전복(신미정·이양수, 2018), 거제(이진향·오미옥, 2016) 등 다양한 지역에 대한 연구를 통해 보고되었다.

사회적 관계를 포함한 사회적 자본이 삶의 만족으로 측정된 주관적 웰빙에 긍정적 영향을 미친다는 연구 결과들과 아울러 행복에 대한 사회적 관계의 영향의 정도를 비교한 연구들도 발표되었다. 레이어드(Layard, 2005(2011))는 삶의 영역 혹은 차원별로 얼마나 만족하는지 응답한 결과들을 전반적인 삶에 대한 만족을 예측하는 독립변수로 사용하여, 주관적 웰빙에 각 영역이나 차원이 영향을 미치는 정도를 비교한 결과 가족관계, 재정, 일, 공동체와 친구, 건강, 개인의 자유, 개인의 가치관 순으로 영향력이 크다는 것을 발견하였다. 그는 이들 요소 중에서 재정과 건강을 제외하면 모두가 사회적 관계와 관련된 것이라고 보았다. 사회적 관계가 주관적 웰빙에 중요하다는 것은 행복에 대한 대부분의 연구서들(Frey & Stutzer, 2002(2008); Diener & Biswas-Diener, 2008; Bok, 2010(2011))에서 공통적으로 강조하는 점이다.

사회적 관계와 주관적 웰빙의 관계에 대한 연구들은 대체로 사회적 관계의 긍정적 효과에 주목한다. 긍정적 효과의 설명으로는 곤란한 상황에서 지원(support)을 받을 수 있거나 정서적 안정을 제공받을 수 있는 가능성, 그리고 자신감의 상승을 가져온다는 것이 주된 내용이다. 이러한 설명에서 핵심적인 것은 사회적 관계를 통해서 물질적이건 정서적이건 무언가가 전달되고 이를 통해서 도움이나 혜택을 받는다는 것이다.

하지만 사회적 관계는 항상 행복과 주관적 웰빙에 긍정적 효과만을 갖는 것은 아니다. 대표적으로 사회적 관계가 행복과 주관적 웰빙에 부정적으로 작용할 수 있는 경우로 우리는 집단적 압력과 사회적 부채, 그리고 사회적 비교 및 평가를 들 수 있다. 만약 사회적 관계가 나에게 자원과 지지를 제공하는 원천이 아니라 집단적 압력에 대한 복종을 요구하는 원천이 된다면 사회적 관계는 행복과 주관적 웰빙을 낮출 수 있는 가능성이 있다. 또한 만약 사회적 관계가 나에게 도움을 제공하는 통로보다는 나를 비교하고 평가하는 타인의 관심과 눈길로 작용하게 된다면, 사회적 관계가 많다는 것은 오히려 자존감을 낮추고 타인의 시선을 의식해야 하는 부담을 가져온다.

이러한 사회적 관계의 행복에 대한 양면적 효과는 앞선 연구에서 이미 확인되었다(한준 외, 2014). 그렇다면 사회적 관계가 사회적 자본으로 행복과 주관적 웰빙을 높이는 효과를 가질지 아니면 사회적 부채나 부담으로서 행복과 주관적 웰빙을 낮출지는 어떤 요인들에 의해 영향을 받을까? 본 연구에서는 이처럼 사회적 관계와 행복, 주관적 웰빙의 관계를 매개하는 역할을 하는 요인으로 사회적 신뢰에 주목하고자 한다. 사회적 신뢰란 손해나 배신의 위험 부담에도 불구하고 다른 사람에게 나의 이해관계를 맡기는 것으로 일반적으로 개념화된다(Cook, 2000). 현대사회는 상호의존이 높은 사회이고 특히 한국은 사회적 관계가 중시되는 사회이다. 사회적 관계가 늘어나서 사회적 자원과 지지를 얻거나 자존감과 자신감을 높일 수 있는 가능성이 높아지더라도, 만약 사회적 신뢰 수준이 낮아서 자신의 주변

사람이나 지인들을 믿지 못한다면 행복과 주관적 웰빙은 높아지기 어려울 것이다. 반대로 주변 사람들에게 배신을 당하거나 피해를 입을지도 모른다는 불안이 높아져서 결국 행복과 주관적 웰빙이 낮아질 수 있는 가능성도 있다. 따라서 본 연구에서는 사회적 관계의 정도와 사회적 신뢰, 그리고 행복과 주관적 웰빙 사이에 다음과 같은 관계가 존재한다는 가설을 검증할 것이다.

가설 2-1. 주변에 도움을 받을 사람이 없는 사회적 고립의 정도가 높은 사람은 주관적 웰빙의 수준이 낮을 것이다

가설 2-2. 사람들을 전반적으로 믿을 만하다는 일반화된 신뢰 수준이 높은 사람은 주관적 웰빙의 수준이 높을 것이다

가설 2-3. 일반화된 신뢰 수준이 높은 사람은 온라인과 오프라인의 친구가 많을수록 주관적 웰빙 수준이 높은 반면, 일반화된 신뢰 수준이 낮은 사람은 온라인과 오프라인의 친구가 많을수록 주관적 웰빙 수준이 낮을 것이다.

3. 사회적 환경, 가치와 행복

사회적 자본으로서 사회적 관계, 사회적 신뢰, 사회적 참여와 함께 사회의 전반적인 가치성향과 문화적 환경 또한 주관적 웰빙에 영향을 미친다.

심리학자인 디너(Diener)는 집단주의에 비해 개인주의 문화가 지배적인 사회에서 사람들의 주관적인 삶에 대한 만족의 수준이 더 높다는 주장을 했다. 유럽뿐 아니라 전 세계적으로 주관적 웰빙과 삶의 만족 수준이 높은 사회로 알려진 덴마크나 노르웨이, 스웨덴 등의 사회에서 개인주의가 지배적이라는 점이 디너의 주장의 중요한 근거이다. 개인주의에서 디너가 주목하는 것은 선택의 자유(freedom of choice)라고 할 수 있다. 사람들이 다른 사람들의 눈치를 보지 않고 자신이 원하는 것, 자신이 하고 싶은 것을 자유롭게 추구하고 할 수 있다는 것이 행복을 느낄 수 있도록 해주는 중요한 원천이 된다는 것이다.

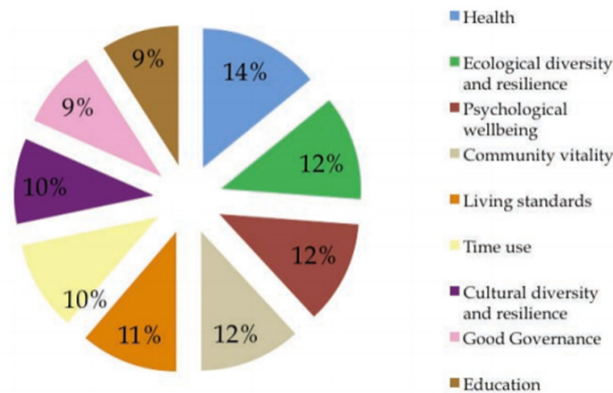
경제학자인 센(Sen)은 선택의 자유를 높일 수 있는 능력(capability)이 행복에 중요하게 작용한다는 점을 강조한다. 이러한 관점에서는 인간의 삶을 다양한 ‘행위와 존재(doing and being)’, 즉 기능의 결합 및 이러한 기능을 선택할 수 있는 자유로 파악한다. 이때 기능은 사람들이 중요하다고 인식하는 상황이나 행동으로 건강, 지식, 직업과 같은 개인의 성취라고 할 수 있으며, 시간과 장소에 따라서 다른 가치를 가진다. 사람들이 자신이 하고 싶은 일이나 이루고 싶은 꿈을 추구할 수 있는 자유와 능력을 지닌다는 것은 행복에 한발 가까이 다가갈 수 있게 해주는 것이라고 센은 주장한다.

특히 개인주의와 선택의 자유는 시간을 어떻게 보내는가와 밀접한 관련이 있다. 행복과 긍정의 심

리를 강조한 칙센트미하이(Csikszentmihalyi, 2013)는 자신이 좋아하고 스스로 선택한 일에 몰두하는 시간은 늘어나더라도 행복한 반면, 자신이 원치 않거나 억지로 해야 하는 일을 하는 시간은 늘어난다면 불행해진다고 하였다. 영국에서 사람들의 시간 활용에 대한 다년간의 자료를 분석한 결과에서 거슈니(Gershuny and Sullivan, 2019)는 자신이 자유롭게 처분할 수 있는 시간, 자신이 원하는 일과 원하는 사람과 함께 보내는 시간이 주관적 웰빙으로 측정된 행복을 높인다는 분석 결과를 보고하였다.

세계행복보고서를 매년 발간하는 제프리 삭스와 존 헬리웰은 행복의 사회적 기초의 하나로 삶에서 결정의 자유 즉 남의 눈치를 보지 않고 또한 사회적 제약이나 구속으로부터 자유롭게 자신의 인생에 대한 결정을 할 수 있는 자유를 들고 있다. 이러한 삶에서 결정의 자유는 앞서 살펴본 것처럼 한편에서는 사회의 전반적 분위기와 문화적 가치로서 집단주의에서 벗어난 개인주의를 의미하지만, 다른 한편에서는 개인 간의 가치와 성향의 차이, 그리고 사회적 제약조건과 지위의 차이를 반영하기도 한다. 요컨대 삶에서 선택의 자유는 사회 간 비교만이 아니라 개인 간 비교에서도 주관적 웰빙에 유의미한 차이를 가져올 것이다.

디너(Diener)와 그의 동료들은 한국의 주관적 웰빙에 대한 포괄적 연구의 결과 한국사회에서 주관적 웰빙을 낮추는 요인으로 물질주의 가치관을 지적하였다(Diener et al., 2010). 한국의 물질주의 가치관은 상당히 높은 편이다. 사람들이 물질주의에 집착할수록 비물질적 측면들을 물질적 성취나 만족을 위한 도구와 수단으로 보게 되어 행복의 원천인 비물질적 요인들로부터 만족이나 행복감을 얻기 힘들게 된다. 2012년 UN의 「세계행복보고서」의 연구 결과로 제시된 아래 그림에서 보듯이 행복의 원천에서 물질적 요인이 차지하는 비중은 높지 않다. 그 밖의 비물질적 요인들이 상당히 높은 비중을 차지하고 있는데 이들 요인들을 중요시하지 않는다면 이러한 측면들에서의 만족과 행복을 얻기 어려울 것이다.



[그림 1] 행복의 원천이 되는 삶의 측면들

출처: UN 세계행복보고서

물질적 풍요와 정신적 가치의 행복에 대한 관계를 우리는 탈물질주의 가치의 확산과 연결시켜 생각해 볼 수 있다. 탈물질주의 가치라는 말은 미국의 정치학자 잉글하트(Inglehart, 1990)가 처음 사용하였다. 그는 1970년대 이후 서구 사회에서 새로운 사회운동의 등장과 삶의 질을 추구하는 변화를 가져온 가장 중요한 요인으로서 탈물질주의 가치의 확산을 주장했다. 그는 물가, 인플레이션 억제와 사회의 질서유지를 강조하는 경제주의적 태도를 ‘물질주의’로, 언론자유보장과 정부 정책 결정에 국민의견 수렴을 우선시하는 문화주의적 태도를 ‘탈물질주의’로 하는 잣대를 개발한 바 있다(Inglehart 1990, 1997). 물질주의는 “대한민국 국정운영의 화두가 주로 부국강병과 관련된 것”이어야 한다는 강한 입장이라면, 탈물질주의는 경제보다 “참여와 인간적 가치, 환경 등 탈인습적 가치”를 강조하는 강한 입장이다. 그리고 혼합형은 두 가지 모두에 어느 정도 긍정하는 사람들을 뜻한다.

잉글하트에 따르면 서구 사회에서는 2차 세계대전 이후 안정적인 경제성장과 지속적인 평화 유지라는 조건 속에서 교육을 많이 받은 젊은 층을 중심으로 물질적 복리나 국가안보에 비해 소속감과 존중감, 삶의 질을 중시하는 경향이 강해져 왔다. 이러한 탈물질주의 가치관이 확산된 원인들 가운데 가장 중요한 것은 고등교육의 대중화라고 그는 주장한다. 고등교육을 받은 성찰적 시민들이 탈물질적 가치를 추구하게 된 결과, 직접적인 자신의 물질적 이해관계와 동떨어진 것이라도 자신이 옳다고 여기는 가치의 실현을 중시하기 시작한 것이다.

경제학자 치토프스키(Scitovsky, 1976)가 일찍이 지적한 바와 같이 물질적 풍요는 사람들로 하여금 금방 적응하고 익숙해지게 만들어 더 이상 자극을 제공하지 못하게 된다. 그 결과 사람들의 삶은 지루하고 흥미가 없게 되어버린다. 하지만 물질주의에 대한 집착은 다른 의미에서도 삶의 만족을 저하시킨다. 한국처럼 사람들이 동일한 목표를 둘러싼 승자독식적 무한경쟁에 빠져 서로 끊임없이 비교하며 살아가는 사회에서는 만족을 제공할 수 있는 물질적 자원이 제한될 수밖에 없다. 이러한 제로섬 게임의 속성은 대다수를 경쟁에서의 패배자들로 생각하게 만들어 불만족과 불행감을 안겨줄 뿐이다.

경제학자 프랭크(Frank, 1986)는 다른 사람과의 비교를 통해서 우월한 상대적 지위를 추구하고자 하는 것이 인간의 본성임을 간파하고 그것이 경제적 행위에 미치는 영향을 연구하였다. 사람들이 비교를 통해서 지위를 높이려는 성향은 결국 어떤 직장에서 일하며, 자신의 소득에 대해 얼마나 만족하는 등 개인의 판단과 행위에 결정적 영향을 미친다고 프랭크는 주장했다. 김희삼·오타케(Kim and Ohtake, 2014)의 연구는 실험적 서베이를 이용하여 한국인들의 비교 성향에 영향을 미치는 요인들과 아울러 그 결과에 대해서도 연구하였다. 이들 연구의 계기가 되었던 것은 프랭크를 비롯하여 사회적 비교를 연구한 경제학적 연구들 못지않게 한국인의 행복에 대한 심리학적 연구이기도 하다. 디너(Diener)는 한국사회가 평균 소득수준에 비해 국제적으로 만족도나 웰빙의 수준이 낮은 이유로서 지나친 경쟁과 함께 높은 비교 성향을 들었다(Diener et al., 2010). 실험적 서베이를 실시한 결과 김희삼·오타케는 한국인들의 비교 성향이 교육과 생활수준이 높아질수록 더 강해지며, 비교 성향이 높은

사람들은 정신적 건강상태가 나쁘고, 타인에 대한 공감이나 이타주의 성향도 낮아진다고 보고하였다.

사회적 비교와 관련하여 지위경쟁(status race)을 강조하는 사람들은 자신보다 우월한 사람들과의 비교를 통해서 열등감을 느끼는 것이 과소비 혹은 과시적 소비의 원인이 된다고 주장한다(Frank, 1999; Kim and Ohtake, 2014). 하지만 결국 이러한 과시적 소비에도 불구하고 만족감은 별로 높아지지 못하거나 오히려 떨어진다. 결국 사회적 관계에서 자신보다 우월한 사람들을 준거집단(reference group)으로 삼아 비교를 많이 할수록 만족도와 웰빙은 낮아지는 것이다. 특히 최근 들어 대중매체와 소셜 미디어를 통해서 타인들의 삶의 모습을 지켜볼 기회가 늘어나면서 이러한 비교 성향은 더욱 높아졌다고 볼 수 있다.

사회학자 호네프트(Honneth, 1992(2011))는 인정투쟁을 역사발전의 동력으로 보았던 헤겔의 이론과 일반화된 타인의 눈을 통해서 사회성이 형성된다고 보았던 미드의 이론을 결합하여 현대사회에서 생존투쟁 혹은 분배투쟁 못지않게 중요한 정의의 기초로서 인정투쟁을 이론화하였다. 박수호·이민정의 연구(2013)는 사회적 인정이 행복에 미치는 영향을 실증적으로 한국의 자료의 분석을 통해 보여주었다. 또한 고프먼(Goffman, 1963(2009))은 사회생활에서 정체성의 손상을 의미하는 낙인이나 오명(stigma)이 그것을 받는 사람의 특성 때문이 아니라 타인들의 시선과 관점 때문이라고 하였다. 일반화된 기대와 차이를 보이는 경우에 다르다는 이유로 막무가내로 주어지는 낙인이나 오명은 이를 받은 사람들로 하여금 지우기 힘든 상처를 갖고 살아가게 하기 때문이다. 물질주의 성향이 높은 한국사회에서 사회적 비교는 이처럼 사회적 인정에 대한 추구 혹은 그 반대로 낙인이나 오명으로부터의 도피와 밀접한 관련이 있다. 사람들이 좀 더 다른 사람들의 시선에서 자유롭게 자신의 개인적 가치와 판단에 따라 살 수 있다면 주관적 웰빙 또한 높을 것이다.

사회적 시선 및 낙인에 대한 부담 및 불안과 함께 최근 들어 주관적 웰빙에 심각하게 영향을 미치는 요인이 바로 위험이다. 현대사회가 위험사회(Beck, 1992)의 특징을 갖는다는 주장은 이제 일반적으로 받아들여지고 있다. 이제 불평등은 물질적, 경제적 삶의 기회에서의 불평등만이 아니라 위험으로부터 벗어날 기회의 불평등 또한 의미하게 되었다. 최근의 코로나 19 팬데믹 상황은 이러한 위험 불평등의 실상을 그대로 보여주었다. 과학기술의 발전과 함께 사고를 예방하고 통제하는 기술도 발전하였지만, 위험을 관리하는 사회적 조직 시스템의 고도의 복잡성 때문에 재난과 사고가 발생하면 그 파급력과 여파는 더욱 커지는 경향이 있다(Perrow, 1985). 특히 디지털 기술의 발전과 함께 온라인에서 개인들의 삶에 지대한 영향을 미칠 수 있는 각종 개인정보가 유출될 위험도 높아지고 있다. 위험은 그것이 현실화될 경우 사람들의 삶에 엄청난 피해를 가져올 수도 있지만 그 가능성이나 확률은 높지 않다. 위험의 실질적 피해보다 더 광범하게 영향을 미치는 것은 위험이 사람들의 심리적 불안을 자극함으로써 주관적 웰빙과 삶의 질을 낮춘다는 점이다.

따라서 본 연구에서는 사회적 참여와 행복과 주관적 웰빙 사이에 다음과 같은 관계가 존재한다는

가설을 검증할 것이다.

가설 3-1. 물질주의 성향이 높은 사람들은 주관적 웰빙 수준이 낮을 것이다.

가설 3-2. 비교 성향이 높은 사람들은 주관적 웰빙 수준이 낮을 것이다.

가설 3-3. 삶에서 선택의 자유가 높다고 느끼는 사람은 주관적 웰빙 수준이 높을 것이다.

가설 3-4. 좋아하는 일을 하는 시간과 좋아하는 사람과 보내는 시간이 많을수록 주관적 웰빙 수준이 높을 것이다.

가설 3-5. 위협으로부터 안전하다는 만족도가 높을수록 주관적 웰빙 수준이 높을 것이다.

III. 연구 방법

1. 자료 및 조사 설계

본 연구에서는 2020년 국회미래연구원에서 실시한 국민행복조사 예비조사 자료를 분석 자료로 사용하였다. 이 조사의 모집단은 조사가 곤란한 섬, 기숙시설, 특수사회시설, 관광호텔 등에 거주하는 사람을 제외한 일반 가구의 만 15세 이상 일반 국민이다. 조사기간은 2020년 10월 24일~2020년 12월 18일이며, 구조화된 설문지를 이용한 가구방문 면접조사 방식으로 태블릿 PC를 이용하여 실시하였다.

조사 대상 표본 추출 방법은 다단계층화집락추출(Stratified Multi-Stage Cluster Sampling)을 사용하였다. 지역별 및 동/읍면부별, 집계구 특성별(일반/혼합/아파트)로 층화한 후 650개 집계구를 계통 추출하고, 각 집계구에서 10가구를 추출하여 총 6,500가구를 목표로 하였다. 가구 당 만15세 이상의 가구원 전원을 조사하며, 총표본 수는 14,300명을 목표로(가구 당 만15세 이상 가구원은 평균 2.2명으로 계산) 하였다. 이때 기대되는 목표 허용오차는 95%신뢰수준에서 $\pm 1\%p$ 이내(95%신뢰수준에서 $\pm 0.84\%p$)이다. 최종적으로 조사가 완료된 표본 크기는 13,824명이었다.

2. 변수 정의와 측정

본 연구에서 종속변수로 활용하는 주관적 웰빙 혹은 행복의 측정은 OECD에서 제안한 주관적 안녕감 측정 가이드라인의 권고를 참고하였다(OECD, 2013). OECD에서는 전반적인 삶의 만족도 수준을 묻고, 삶의 의미(유데모니아), 삶의 평가와 정서에 대한 문항들로 주관적 웰빙을 측정할 것을 권고한

다. 이에 해당하는 문항들은 본 연구에서 활용한 조사에서는 심리적 측정 원리를 기반으로 신뢰도를 확보하기 위해 같은 영역에 대해 다양한 방식으로 반복 측정하도록 구성되었다. 아울러 캔드릴 사다리를 포함하여 삶의 다양한 부분에 있어서 삶의 만족도 문항들도 포함하였다.

다양한 주관적 웰빙 관련된 문항들 중에서 본 연구에서 종속변수로 활용한 것은 다음 표에 제시된 것과 같은 세 개의 측정치이다. OECD에서는 삶의 의미(유데모니아)를 별도의 차원으로 측정할 것을 권하지만, 대체로 개념적으로는 구분이 되지만 실제 측정 결과는 삶의 만족과 크게 다르지 않다는 연구들(서은국, 2014)에 따라 전반적 행복감, 전반적 삶의 만족, 그리고 긍정과 부정 정서를 종속변수로 활용하였다. 전반적 행복도와 삶의 만족도는 0점(매우 불행)에서 10점(매우 행복)에 이르는 11점 척도로 측정되었다. 긍정과 부정 정서는 다양한 정서 경험에 대해 0점에서 10점까지의 11점 척도로 묻은 것에 대한 응답 결과를 긍정과 부정적 정서로 나누어 긍정적 정서의 평균과 부정적 정서의 평균을 구한 뒤, 긍정적 정서의 평균에서 부정적 정서의 평균을 뺀 값을 전체 긍정과 부정 정서의 측정값으로 활용하였다. 이 방식은 다차원적인 정서 경험 측정을 하나의 대푯값으로 요약하는 것이며 OECD의 삶의 질(Better Life Index)에서 정서 경험을 요약하는 방식이기도 하다. 정서 경험의 측정에서 특기할 점은 전반적 행복도와 삶의 만족도에 대해서는 질문할 때에 시점에 대한 특별한 언급이 없는 반면, 정서 경험에 대해서는 어제라는 시점을 명시하였다는 점이다. 그것은 전반적 행복도와 삶의 만족이 과거의 회고로부터 현재에 이어지는 삶에 대한 평가적 의미가 있는 반면, 정서 경험은 현재의 정서가 중요하기 때문에 가장 최근 경험한 것을 묻기 때문이다.

[표 1] 종속변수들의 측정

	질문 내용 혹은 계산	척도
전반적 행복도	전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?	11점 척도(0~10)
삶의 만족도	최근 귀하의 삶에 대해서 전반적으로 얼마나 만족하십니까?	11점 척도(0~10)
긍정 부정 정서	귀하는 어제 다음의 정서를 얼마나 느끼셨습니까? 긍정 정서(즐거움, 차분함, 활력) 평균값 - 부정 정서(슬픔, 분노, 스트레스, 피곤, 외로움) 평균값	정서 경험 각각을 11점 척도(0~10)

조사 자료에서 본 연구의 가설들을 검증하기 위한 독립변수의 측정은 다음과 같이 이루어졌다. 먼저 사회적 자본 중에서 사회적 참여와 관련된 가설 검증에 이용할 독립변수들은 아래 [표 2]와 같이 측정하였다. 자원봉사와 기부 활동에 대한 참여는 지난 1년간 자주 혹은 간혹 자원봉사활동이나 현금이나 물품의 기부에 참여한 경험이 있는가를 이분 변수로 측정하였다. 또한 사회단체 참여는 다양한 종류의 사회단체들을 제시하고 이들 중 하나라도 참여했는지 여부를 이분 변수로 측정하였다.

[표 2] 사회적 참여 관련 독립변수들의 측정

	질문 내용 혹은 계산	척도	가설
자원봉사	귀하는 지난 1년간 자원봉사활동에 참여한 경험이 있습니까?	참여 1, 비참여 0	1-1
기부	귀하는 지난 1년간 현금이나 물품으로 기부한 경험이 있습니까?	참여 1, 비참여 0	1-2
사회단체 참여	귀하는 다음 단체들에 얼마나 참여하고 계십니까? 단체 종류: 동창회, 향우회 혹은 종친회, 동호회, 스포츠 및 취미단체, 사회적 경제조직, 학부모회 혹은 학교 운영회, 종교모임, 시민 혹은 지역사회 단체, 자원봉사 혹은 사회복지 혹은 자선 단체, 교육 혹은 학술단체, 환경단체 혹은 여성단체, 정당, 노동조합, 직장협의회, 사업자단체 혹은 직업조합	단체들 중 하나라도 참여 1, 모두 비참여 0	1-3

다음으로 사회적 자본 중에서 사회적 관계와 관련된 가설 검증에 이용할 독립변수들은 아래 [표 3] 과 같이 측정하였다. 사회적 고립은 경제적, 신체적, 정신적 도움을 받을 사람이 하나라도 없다고 응답한 경우를 1로 하는 이분 변수로, 사회적 신뢰는 일반화된 신뢰를 묻는 문항에 대한 5점 척도로, 사회적 관계는 온라인과 오프라인으로 나누어 친구의 수가 각각 5인과 6인을 넘는지 여부를 측정한 이분 변수로 측정하였다. 사회적 관계를 온라인과 오프라인으로 나누어 행복에 대한 효과를 분석한 김구(2016)의 연구에서 온라인과 오프라인 사회적 관계는 모두 행복에 유의하게 긍정적 효과를 갖는 것으로 나타났다.

[표 3] 사회적 관계 관련 독립변수들의 측정

	질문 내용 혹은 계산	척도	가설
사회적 고립	갑자기 목돈이 필요한 경우 돈을 빌릴 수 있는 사람 몸이 아파 거동이 어려울 때 도와줄 수 있는 사람 우울하거나 스트레스 받을 때 이야기 나눌 사람	하나라도 없다 1, 아닌 경우 0	2-1
사회적 신뢰	대부분의 사람들은 믿을 만하다고 생각한다	5점 척도 (반대 1, 동의 5)	2-2
사회적 관계	온라인 친구 수 ≤ 4인=0, ≥ 5인=1 오프라인 친구 수 ≤ 5인=0, ≥ 6인=1	이분 변수	2-3

사회적 환경 및 가치와 관련된 가설 검증에 이용할 독립변수들은 아래 [표 4]와 같이 측정하였다. 우선 사회적 가치와 관련하여 물질주의는 잉글하트의 국가적 수준에서 주요 목표를 선택하는 것보다 개인적 차원에서 물질적 부의 중요성에 부여하는 가치가 더 적절하다고 판단되어 5점 척도로 물질적 부의 중요성에 대한 의견을 묻은 것을 사용하였다. 비교 성향은 비교 성향에 대한 자기평가를 묻는 질문에 대한 응답을 10점 척도로 측정하였다. 사회적 환경과 관련해서 삶에서 결정의 자유는 자신의 상황에 대한 자기평가적 질문에 대한 응답을 11점 척도로 측정하였다. 좋아하는 일을 하는 데 사용하

는 시간 역시 자기평가적 질문에 대한 11점 척도 응답을 이용하였다. 좋아하는 사람과 보내는 시간은 주말과 주중으로 나누어 다른 사람과 함께 보내는 시간 중에서 일이나 그 밖의 이유가 아닌 좋아서 만나는 관계의 비율을 측정하였다. 마지막으로 안전에 대한 만족도는 삶의 다양한 측면들에 대한 만족도 중 안전감에 대한 만족도를 11점 척도로 측정하였다.

[표 4] 사회적 환경과 가치 관련 독립변수들의 측정

	질문 내용 혹은 계산	척도	기설
물질주의	많은 돈과 값비싼 물건을 소유하는 부자가 되는 것은 중요하다	반대(1점)에서 동의(5점) 5점 척도	3-1
비교 성향	나는 다른 사람들과 비교하면서 내가 어떻게 하고 있는가에 항상 신경을 쓴다	반대(1점)에서 동의(10점) 10점 척도	3-2
삶에서 결정의 자유	나는 어떻게 살아야 할 것인지 인생을 결정하는 데 있어 자유롭다	반대(0점)에서 동의(10점) 11점 척도	3-3
좋아하는 일에 보내는 시간	좋아하는 일을 하는 데 사용할 수 있는 시간의 양에 대한 만족도	반대(0점)에서 동의(10점) 11점 척도	3-4
좋아하는 사람과 보내는 시간	주중, 주말 다른 사람과 함께 보내는 시간 중 "좋아서 만나는 관계"의 비율(%)	비율(%)	3-4
안전에 대한 만족도	귀하는 자신의 삶에서 다음에 대하여 얼마나 만족하십니까 중 "안전감"	불만족(0점)에서 만족(10점) 11점 척도	3-5

아래 [표 5]와 [표 6]은 통제변수와 독립변수 중 범주형 변수와 연속형 변수의 분포를 보여준다.

[표 5] 범주형 변수들의 분포

특성	백분율	특성	백분율
남성	49.9	사회단체 활동	70.1
여성	50.1	자원봉사 참여	15.9
		기부 참여	23.7
경제활동	63.6	온라인 친구	47.3
정규직 여부	42.9	오프라인 친구	32.7
자영 여부	11.9	사회적 고립	23.6

[표 6] 연속형 변수들의 분포

	변수 설명	평균	표준편차
종속변수	전반적 행복도(11점 척도)	6.827	1.264
	삶의 만족도(7점 척도)	4.899	1.032
	긍정-부정 정서 경험(-10~10)	3.178	2.563
통제변수	로그 가구소득	5.919	1.156
	교육 연수	13.512	2.727
	외향성(5점 척도)	3.174	0.996
독립변수	사회적 신뢰(5점 척도)	3.408	0.853
	삶에서 결정의 자유(11점 척도)	6.593	1.618
	좋아하는 일을 할 시간 만족도(11점 척도)	6.455	1.665
	안전감(11점 척도)	6.528	1.616
	물질주의(5점 척도)	3.371	1.044
	비교 성향(5점 척도)	3.196	0.813
	좋아하는 사람과 시간 비율(주중)	52.448	23.547
	좋아하는 사람과 시간 비율(주말)	71.693	20.609

3. 분석 방법

본 연구에서는 종속변수인 전반적 행복도, 삶의 만족도, 긍정 부정 정서 경험이 모두 11점 척도로 연속변수에 가깝게 측정되었기 때문에 이들 종속변수에 대한 선형회귀모형을 적용하였다.

통제변수로 성별(남성 1, 여성 0), 연령, 교육 연수, 가구소득의 로그값, 경제활동 여부, 정규직 여부, 자영업 여부, 그리고 성격 특성으로서 외향성에 대한 5점 척도 측정값 등을 포함한 선형회귀모형을 기본 모형으로 먼저 추정하였다. 연령별 행복이 비선형적으로 변화한다는 연구 결과를 검증하고자 연령의 제곱을 추가한 결과 추정 결과에 유의한 변화가 없고 제곱항의 계수가 유의하지 않아 연령 제곱은 최종 분석에서 포함하지 않았다. 이어 기본 모형에 가설 1-1에서 1-3, 가설 2-1에서 2-3, 그리고 가설 3-1에서 3-5에 해당하는 독립변수들을 추가한 모형들을 추정하였다. 가설 2-3은 사회적 신뢰와 사회적 관계의 상호작용 효과를 통해 검증하기 때문에 사회적 신뢰 정도와 온라인, 오프라인 친구의 상호작용항을 추가하였다.

각 종속변수별로 추정한 모형에서 앞서 제시한 여러 가설들에 대한 검증은 추가된 변수들에 의해 추가적으로 설명된 분산의 비율 변화(r^2 변화)에 대한 F-검증과 함께 개별 독립변수들의 효과에 대한 t-검증을 함께 실시하였다.

IV. 분석 결과

아래 [표 7]은 전반적 행복도를 설명하는 모형의 추정 결과이다.

[표 7] 전반적 행복도의 모형

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5	
	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값
성별	-0.019	-2.171	-0.018	-2.046	-0.017	-1.969	-0.016	-1.862	-0.016	-2.256
연령	-0.056	-5.563	-0.060	-5.949	-0.070	-7.116	-0.071	-7.109	-0.033	-4.176
교육 연수	0.093	8.727	0.084	7.759	0.071	6.795	0.072	6.931	0.040	4.722
로그 가구소득	0.017	1.932	0.011	1.180	0.015	1.787	0.014	1.582	-0.014	-1.917
경제활동	-0.030	-1.989	-0.033	-2.204	-0.007	-0.477	-0.005	-0.360	-0.002	-0.137
정규직	0.067	4.260	0.070	4.418	0.042	2.729	0.040	2.641	0.038	3.046
자영	0.031	2.542	0.031	2.533	0.009	0.783	0.008	0.651	0.017	1.720
성격 (외향성)	0.104	12.419	0.102	12.181	0.088	10.732	0.089	10.917	0.035	5.156
자원봉사			0.015	1.437						
기부			0.033	3.162						
사회단체			0.030	3.430						
일반적 신뢰					0.195	13.905	0.202	19.617		
사회적 고립					-0.051	-6.172	-0.055	-6.661		
친구					-0.141	-4.375				
친구*신뢰					0.155	4.440				
친구_온라인							0.226	6.848		
온라인친구*신뢰							-0.231	-7.180		
물질주의									-0.005	-0.662
비교 성향									-0.030	-4.440
좋아하는 일 시간									0.122	13.257
만족도_안전									0.160	17.650
좋아 만나는 시간(주중)									0.072	9.582
좋아 만나는 시간(주말)									0.014	1.903
삶의 결정 자유									0.429	53.452
R2	0.036		0.039		0.100		0.101		0.404	
F-값 변화			14.5		242.3		250.8		1212.5	
자유도			3		4		4		7	

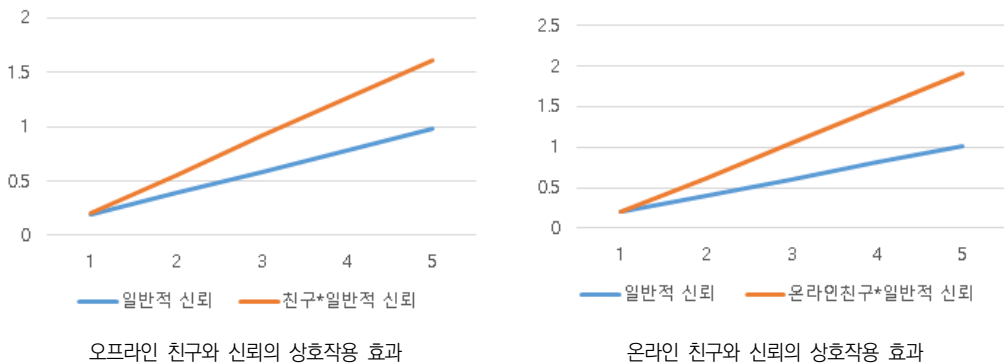
먼저 기본 모형을 보면 통제 변수들의 효과는 다음과 같다. 남성이 여성에 비해 행복도가 대체로 유의하게 낮으며, 연령이 높아질수록 행복도가 낮다. 연령 제곱의 효과 즉 은퇴 후 노년에서 행복도가

높아지지는 않는 것으로 나타났다. 교육을 많이 받을수록 행복의 수준은 높았다. 가구소득의 로그값은 긍정적이지만 유의하지 않았으며, 경제활동 역시 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 경제활동 중에서 비정규직 대비 정규직은 유의하게 행복 수준이 높은 것으로 나타났으며, 비정규직 대비 자영업도 유의하게 행복 수준이 높지만 이후 독립변수들이 추가되면서 유의도는 사라진다. 성격 특성으로 외향적 성격인 사람은 매우 유의하게 행복 수준이 높은 것을 확인할 수 있다. 통제변수로 구성된 기본 모형은 전반적 행복도 분산의 3.6%만을 설명하는 것으로 나타났다.

사회적 참여의 행복에 대한 효과를 확인하기 위하여 자원봉사, 기부, 사회단체 참여를 추가한 모형 2의 추정 결과는 다음과 같다. 자원봉사 참여는 행복도에 긍정적 효과를 갖지만 통계적으로 유의하지는 않다. 기부 참여와 사회단체 참여는 행복도에 긍정적으로 유의한 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이들 세 변수를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 전체 모형의 적합도를 유의하게 높인다(자유도 3에서 $F=14.5$). 하지만 여전히 전체 분산에서 설명되는 부분은 3.9%이다.

사회적 관계의 행복에 대한 효과를 확인하고자 일반적 신뢰와 사회적 고립, 친구관계를 추가한 모형 3의 추정 결과는 다음과 같다. 일반적 신뢰는 행복도에 유의하게 긍정적인 효과를 갖는다. 사회적으로 고립된 사람들은 행복도가 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 사회적 관계로서 온라인 및 오프라인 친구와 사회적 신뢰의 상호작용 효과는 통계적으로 유의하다. 상호작용 효과의 해석을 위한 그래프가 아래 [그림 2]에 제시되어 있다. 이 그래프를 보면 사회적 신뢰가 높을수록 행복도가 높지만, 온라인이건 오프라인이건 친구 수가 일정 규모 이상일 때 사회적 신뢰의 효과가 높게 나타난다. 또한 사회적 관계로서 친구의 효과는 사회적 신뢰가 낮을 때에는 거의 나타나지 않으며 사회적 신뢰가 높을 때 나타난다. 사회적 관계 변수들을 추가한 모형은 기본 모형에 비해 적합도가 유의하게 높다(자유도 4에서 각각 $F=232.3$, $F=250.8$). 이 모형은 전체 행복도의 분산의 10%를 설명한다.

[그림 2] 전반적 행복도에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과



가치관 중에서 물질주의의 전반적 행복도에 대한 효과는 부정적이지만 유의하지 않다. 비교 성향이 높은 사람은 유의하게 행복도가 낮게 나타난다. 사회적 환경의 효과를 살펴보면 좋아하는 일을 할 시간의 양에 대한 만족도가 높으면 행복도가 높으며, 좋아하는 사람과 만나는 시간의 비율은 주중의 경우 행복도가 유의하게 높지만, 주말에는 긍정적 효과가 유의하지 않다. 안전감에 대한 만족도가 높은 경우 행복도가 유의하게 높은 것으로 나타나며, 삶에서 결정의 자유를 누린다고 생각하는 사람은 매우 유의하게 행복도가 높은 것으로 나타난다. 사회적 환경과 가치를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 자료에 대한 적합도가 유의하게 증가한다(자유도 7에서 F=1212.5). 사회적 환경과 가치 변수를 추가한 모형은 전체 행복도의 분산의 40.4%를 설명한다.

아래 [표 8]은 삶의 만족도를 설명하는 모형의 추정 결과이다.

[표 8] 삶의 만족도 모형

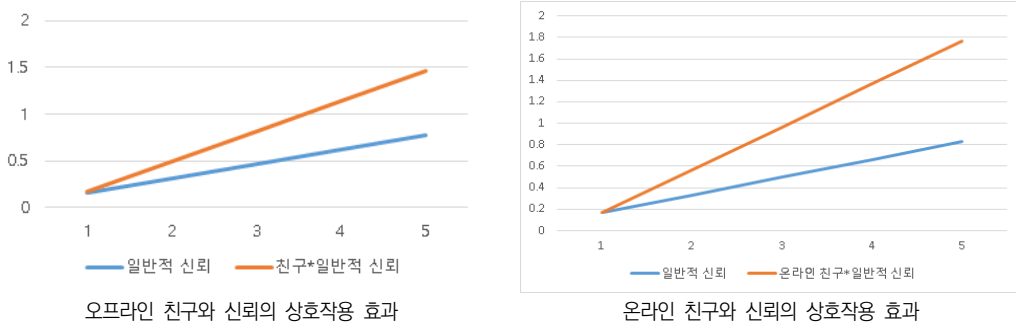
	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5	
	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값
성별	-0.005	-0.570	-0.004	-0.413	-0.002	-0.231	-0.001	-0.173	0.001	0.156
연령	0.018	1.834	0.009	0.927	0.003	0.290	0.005	0.459	0.039	4.859
교육 연수	0.162	15.220	0.146	13.613	0.138	13.197	0.139	13.282	0.113	13.160
로그 가구소득	0.020	2.300	0.009	1.041	0.019	2.218	0.017	1.992	-0.018	-2.487
경제활동	-0.043	-2.806	-0.049	-3.259	-0.023	-1.567	-0.022	-1.476	-0.002	-0.180
정규직	0.061	3.897	0.065	4.148	0.036	2.337	0.035	2.287	0.032	2.495
자영	0.013	1.082	0.013	1.083	-0.008	-0.635	-0.009	-0.748	-0.004	-0.388
성격 (외향성)	0.086	10.244	0.082	9.842	0.070	8.569	0.071	8.696	0.015	2.159
자원봉사			0.012	1.130						
기부			0.052	5.075						
사회단체			0.063	7.346						
일반적 신뢰					0.156	11.067	0.166	15.989		
사회적 고립					-0.078	-9.279	-0.081	-9.705		
친구					-0.156	-4.789				
친구*신뢰					0.168	4.788				
친구_온라인							-0.230	-7.108		
온라인친구*신뢰							0.233	7.033		
물질주의									-0.061	-8.785
비교 성향									0.020	2.842
좋아하는 일 시간									0.219	23.347
만족도_안전									0.204	22.113
좋아 만나는 시간(주중)									0.091	11.790
좋아 만나는 시간(주말)									-0.028	-3.873
삶의 결정 자유									0.279	34.181
R2	0.039		0.047		0.091		0.092		0.342	
F-값 변화			40.7		193.8		201.1		1087	
자유도			3		4		4		7	

먼저 기본 모형을 보면 통제 변수들의 효과는 다음과 같다. 행복도에서는 유의한 효과를 가졌던 성별과 연령 같은 인구학적 변수는 삶의 만족도에 유의한 효과를 보이지 않는다. 사회경제적 변수로 교육 연수와 로그 가구소득은 유의하게 긍정적인 효과를 보인다. 경제활동은 유의하게 부정적 효과를 갖지만, 이후 변수가 추가되면서 효과는 유의하지 않게 변한다. 경제활동 중에서 비정규직 대비 정규직은 유의하게 행복 수준이 높은 것으로 나타났으며, 자영업은 유의한 차이를 보이지 않는다. 성격 특성으로 외향적 성격인 사람은 매우 유의하게 행복 수준이 높은 것을 확인할 수 있다. 통제변수로 구성된 기본 모형은 삶의 만족도 분산의 3.9%만을 설명한다.

사회적 참여의 행복에 대한 효과를 확인하기 위하여 자원봉사, 기부, 사회단체 참여를 추가한 모형 2의 추정 결과, 자원봉사 참여는 만족도의 경우와 마찬가지로 삶의 만족도에 긍정적 효과를 갖지만 통계적으로 유의하지는 않다. 기부 참여와 사회단체 참여는 만족도에 긍정적으로 유의한 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이들 세 변수를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 전체 모형의 적합도를 유의하게 높인다(자유도 3에서 $F=40.7$). 전체 삶의 만족도 분산에서 설명되는 부분은 4.7%이다.

사회적 관계의 삶의 만족에 대한 효과를 확인하고자 일반적 신뢰와 사회적 고립, 친구관계를 추가한 모형 3의 추정 결과, 일반적 신뢰는 삶의 만족도에 유의하게 긍정적인 효과를 갖는다. 사회적으로 고립된 사람들은 삶의 만족도가 유의하게 낮게 나타난다. 사회적 관계로서 온라인 및 오프라인 친구와 사회적 신뢰의 상호작용 효과는 만족도에 대해서와 마찬가지로 통계적으로 유의하다. 상호작용 효과의 해석을 위해 그림 3의 그래프를 작성했다. 이 그래프를 보면 사회적 신뢰가 높을수록 만족도가 높지만, 온라인이건 오프라인이건 친구 수가 일정 규모 이상일 때 사회적 신뢰의 효과가 높게 나타난다. 또한 사회적 관계로서 친구의 효과는 사회적 신뢰가 낮을 때에는 거의 나타나지 않으며 사회적 신뢰가 높을 때 나타난다. 상호작용 효과는 오프라인에 비해 온라인 친구와 더 강하게 나타났다. 사회적 관계 변수들을 추가한 모형은 기본 모형에 비해 적합도가 유의하게 높다(자유도 4에서 각각 $F=193.8$, $F=201.1$). 이 모형은 전체 만족도의 분산의 9.2%를 설명한다.

[그림 3] 삶의 만족도에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과



가치관 중에서 물질주의의 삶의 만족도에 대한 효과는 부정적이며 유의하다. 비교 성향이 높은 사람은 유의하게 삶의 만족도가 높다. 이것은 가설과 반대되는 결과이다. 사회적 환경의 효과를 살펴보면 좋아하는 일을 할 시간의 양에 대한 만족도가 높으면 삶의 만족도가 높으며, 좋아하는 사람과 만나는 시간의 비율은 주중의 경우 삶의 만족도가 유의하게 높지만, 주말에는 유의하게 만족도가 낮다. 안전감에 대한 만족도가 높은 경우 삶의 만족도가 유의하게 높은 것으로 나타나며, 삶에서 결정의 자유를 누린다고 생각하는 사람은 매우 유의하게 만족도가 높은 것으로 나타난다. 사회적 환경과 가치를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 자료에 대한 적합도가 매우 유의하게 증가한다(자유도 7에서 F=1087). 사회적 환경과 가치 변수를 추가한 모형은 전체 만족도의 분산의 34.2%를 설명한다. 아래 [표 9]는 긍정-부정 정서 경험을 설명하는 모형의 추정 결과이다.

[표 9] 긍정-부정 정서 모형

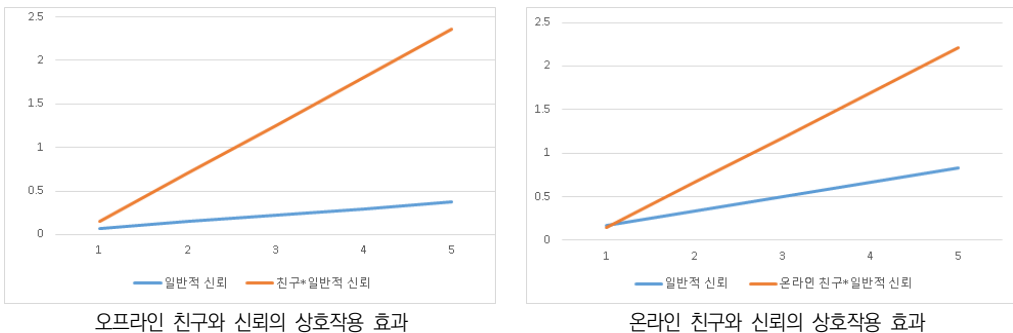
	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5	
	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값	Beta	t-값
성별	-0.010	-1.133	-0.011	-1.273	-0.011	-1.215	-0.006	-0.729	-0.009	-1.149
연령	-0.035	-3.400	-0.041	-3.987	-0.044	-4.404	-0.051	-5.095	-0.017	-1.787
교육 연수	0.027	2.464	0.022	1.998	0.005	0.468	0.009	0.855	-0.006	-0.592
로그 가구소득	0.082	9.066	0.078	8.656	0.079	9.061	0.077	8.828	0.051	6.107
경제활동	-0.010	-0.630	-0.012	-0.802	0.012	0.775	0.015	1.035	0.001	0.104
정규직	0.031	1.959	0.031	1.969	0.008	0.526	0.005	0.291	0.017	1.182
자영	-0.016	-1.271	-0.016	-1.266	-0.037	-3.051	-0.039	-3.254	-0.012	-1.097
성격(외향성)	0.007	0.766	0.005	0.586	-0.008	-0.982	-0.006	-0.707	-0.031	-3.987
자원봉사			-0.002	-0.209						
기부			-0.013	-1.215						
사회단체			0.048	5.436						
일반적 신뢰					0.075	5.331	0.167	15.953		
사회적 고립					-0.041	-4.861	-0.051	-6.089		
친구					-0.397	-12.16				
친구*신뢰					0.475	13.490				
친구_온라인							-0.367	-11.28		
온라인친구*신뢰							0.348	10.42		
물질주의									0.042	5.214
비교 성향									-0.109	-13.64
좋아하는 일 시간									0.102	9.424
만족도_안전									0.137	12.868
좋아 만나는 시간(주중)									0.021	2.388
좋아 만나는 시간(주말)									0.132	15.696
삶의 결정 자유									0.199	21.165
R2	0.015		0.017		0.083		0.079		0.180	
F-값 변화			10.1		255.7		239		399	
자유도			3		4		4		7	

먼저 기본 모형을 보면 통제 변수들의 효과는 다음과 같다. 긍정-부정 정서 경험에서 성별의 차이는 유의하지 않으며, 연령이 높아질수록 유의하게 부정 정서의 경험이 더 높아지는 것으로 나타났다. 사회경제적 변수로 교육 연수와 로그 가구소득은 유의하게 긍정적인 효과를 보이지만, 교육 연수는 이후 독립변수들이 추가되면서 유의하지 않게 변한다. 경제활동의 효과는 유의하지 않으며, 경제활동 중에서 비정규직과 자영업은 비정규직과 유의한 차이를 보이지 않는다. 행복도와 삶의 만족에 대해 유의한 효과를 보였던 외향적 성격도 긍정-부정 정서 경험에는 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 통제변수로 구성된 기본 모형은 삶의 만족도 분산의 1.5%만을 설명한다.

사회적 참여의 행복에 대한 효과를 확인하기 위하여 자원봉사, 기부, 사회단체 참여를 추가한 모형 2의 추정 결과, 자원봉사 참여와 기부 참여 모두 긍정-부정 정서 경험에 유의한 효과를 보이지 않는다. 사회단체 참여를 하는 사람은 긍정적 정서 경험의 비율이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이들 세 변수를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 전체 모형의 적합도를 유의하게 높인다(자유도 3에서 $F=10.1$). 전체 삶의 만족도 분산에서 설명되는 부분은 1.7%이다.

사회적 관계의 긍정-부정 정서 경험에 대한 효과를 확인하고자 일반적 신뢰와 사회적 고립, 친구관계를 추가한 모형 3의 추정 결과, 일반적 신뢰는 긍정 정서 경험의 비중을 유의하게 높이는 효과를 갖는다. 사회적으로 고립된 사람들은 긍정 정서에 비해 부정 정서의 비중이 유의하게 높다. 사회적 관계로서 온라인 및 오프라인 친구와 사회적 신뢰의 상호작용 효과는 행복도 및 삶의 만족도에 대해서와 마찬가지로 통계적으로 유의하다. 상호작용 효과의 해석을 위해 [그림 4]의 그래프를 작성했다. 이 그래프를 보면 사회적 신뢰가 높을수록 긍정 정서 비중이 높지만, 온라인이건 오프라인이건 친구 수가 일정 규모 이상일 때 사회적 신뢰의 효과가 높게 나타난다. 또한 사회적 관계로서 친구의 효과는 사회적 신뢰가 낮을 때에는 거의 나타나지 않으며 사회적 신뢰가 높을 때 나타난다. 사회적 관계 변수들을 추가한 모형은 기본 모형에 비해 적합도가 유의하게 높다(자유도 4에서 각각 $F=255.7$, $F=239$). 이 모형은 긍정-부정 정서 경험의 전체 분산의 7.9%를 설명한다.

[그림 4] 긍정-부정 정서 경험에 대한 사회적 관계와 사회적 신뢰의 상호작용 효과



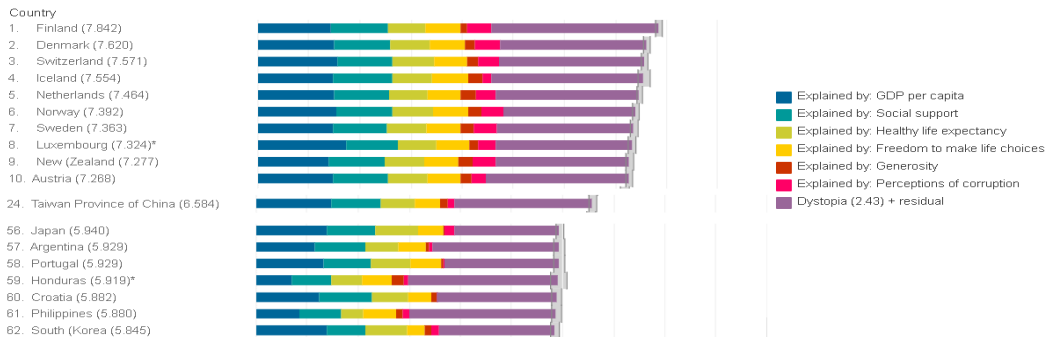
가치관 중에서 물질주의의 긍정-부정 정서에 대한 효과는 긍정적이며 유의하다. 이 결과는 가설과 반대되는 것이다. 비교 성향이 높은 사람은 유의하게 부정 정서의 비중이 높다. 사회적 환경의 효과를 살펴보면 좋아하는 일을 할 시간의 양에 대한 만족도가 높으면 긍정 정서의 비중이 높으며, 좋아하는 사람과 만나는 시간의 비율은 주중과 주말의 경우 모두 긍정적 정서 경험의 비중이 높다. 안전감에 대한 만족도가 높은 경우 긍정 정서의 비중이 유의하게 높은 것으로 나타나며, 삶에서 결정의 자유를 누린다고 생각하는 사람 역시 유의하게 긍정 정서의 비중이 높게 나타난다. 사회적 환경과 가치를 추가한 모형은 기본 모형에 비해 자료에 대한 적합도가 유의하게 증가한다(자유도 7에서 F=399). 사회적 환경과 가치 변수를 추가한 모형은 전체 만족도의 분산의 18%를 설명한다.

V. 토론 및 결론

본 연구에서는 주관적 웰빙으로 측정된 행복에 대한 새로운 본격적 사회조사 자료를 이용하여 한국에서 행복의 사회적 기초가 어떤 상태인가를 분석해 보았다. 전반적으로 친사회적 행동이라고 불리는 기부에 참여할수록 또한 사회단체에 참여할수록 행복도와 삶의 만족도, 긍정적 정서 경험이 높은 것으로 나타났다. 한편 사회적 관계에서는 사회적 고립이 행복도와 삶의 만족도를 낮추고, 부정적 정서 경험의 비중을 높이는 것으로 나타났고, 사회적 신뢰가 높을수록 행복도와 삶의 만족도, 긍정적 정서 경험의 비중이 높지만, 친구 수는 신뢰가 뒷받침되어야 행복도와 삶의 만족도, 긍정적 정서 경험 비중을 높이는 것으로 나타났다. 한편 사회적 환경과 가치 측면에서는 선행연구에서 삶의 만족을 낮추는 것으로 알려진 물질주의와 비교 성향이 행복도와 삶의 만족을 낮추는 것으로 나타났다. 사회적 환경 측면에서는 자신의 삶에서 결정의 자유, 자신이 좋아하는 일을 하고 좋아하는 사람을 만날 시간, 그리고 안전감이 행복도와 삶의 만족도, 긍정적 정서 경험의 비중을 높이는 것으로 나타났다. 개별 독립변수 중에는 가설과 달리 효과가 유의하지 않거나(자원봉사 참여, 행복도에 대한 물질주의 및 좋아하는 사람과 주말에 만나는 비율의 효과), 가설과 반대로 결과가 나온 경우도 있다(삶의 만족에 대한 비교 성향 및 주말에 좋아하는 사람과 만나는 시간 비율의 효과, 긍정-부정 정서 경험에 대한 비교 성향의 효과).

본 연구의 결과는 개인 간의 차이를 설명하는 것이기 때문에 한국사회에서 행복에 대한 사회적 기초가 얼마나 취약한가를 보기는 어렵다. 아래 [그림 5]의 그래프는 2021년 세계행복보고서에 제시된 각국의 평균 주관적 웰빙 수준과 그에 대한 각 변수들의 기여의 정도이다.

[그림 5] 2020년 세계 행복 순위와 그 기여요인들



이 그래프를 보면 한국은 GDP나 건강수명과 같은 객관적이고 물질적인 기초 면에서는 행복 순위의 상위에 있는 국가들과 큰 차이를 보이지 않는 반면, 사회적 지지(고립), 삶의 선택에 대한 자유, 관용(기부와 자원봉사), 부패에 대한 인식 등 사회적 기초 면에서는 매우 취약하다. 또한 이러한 사회적 기초의 부족이 행복 순위를 낮추는 것을 이 그래프를 통해 볼 수 있다. 본 연구 결과는 한국에서 행복의 사회적 기초가 전반적으로 취약하다는 사실에서 출발해서 어떤 요인들이 행복과 만족, 정서 경험에서의 개인 간 차이를 낳는지 살펴보았다. 사회적 참여는 행복과 삶의 만족, 긍정 정서 비중을 유의하게 높이지만, 사회적 관계나 사회적 환경에 비해 그 효과의 정도가 상대적으로 낮다. 사회적 관계는 사회적 신뢰와 함께 결합될 때에만 행복도와 삶의 만족, 긍정적 정서를 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회적 관계가 한편에서는 도움과 지지를 받는 통로로 행복을 높일 수 있는 동시에 자신을 비교하고 비추는 거울로서 행복을 낮출 수 있는 양면적 특성을 갖는다는 선행연구(한준 외, 2014)와 연결될 수 있다. 또한 가치관에서 물질주의와 비교 성향은 앞선 연구(Diener et al., 2010)와 마찬가지로 행복도와 삶의 만족을 낮추는 것으로 나타났다. 마지막으로 행복과 삶의 만족, 정서 경험에 영향을 미치는 사회적 기초 관련 변수들 중에서 가장 강력한 효과를 보여주는 것은 삶의 결정을 할 수 있는 자유이다. 이는 한국사회에서 보다 많은 일상적 삶에서의 자유를 위한 개인과 정책적 노력이 필요하다는 것을 보여준다.

참고문헌

- 김구. 2016. “온라인과 오프라인의 사회적 자본이 행복에 미치는 영향에 관한 탐색적 접근: 대학생을 중심으로”. 『한국정책과학학회보』, 20(3), 87-113.
- 김창일. 2017. “사회적자본이 지역주민 삶의 만족에 미치는 영향 분석: 경기도 거주 지역주민을 중심으로”. 『GRI 연구논총』, 19(3), 89-115.
- 김혜연. 2020. “사회적 자본이 주관적 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구”. 『한국사회복지행정학』, 22(3), 41-68.
- 남은영, 이재열, 김민혜. 2012. “행복감, 사회자본, 여가: 관계형 여가와 자원봉사활동의 함의를 중심으로”. 『한국사회학』, 46(5), 1-33.
- 문유정, 주미연. 2019. “광주·전남지역 주민의 사회적 자본이 주관적 행복에 미치는 영향: 사회적 지지의 매개효과”. 『지역사회연구』, 27(1), 1-25.
- 박수호, 이민정. 2013. “행복 요인으로서의 사회적 인정”. 『사회와이론』, 361-391.
- 박희봉, 이희창. 2005. “삶의 만족에 미치는 영향 요인 비교 분석-경제, 사회적 요인인가? 사회자본 요인인가?-. 『한국행정논집』, 17, 709-728.
- 서은국. 2014. 『행복의 기원』, 21세기북스.
- 신미정, 이양수. 2018. “사회적 자본이 주관적 웰빙에 미치는 영향에 관한 연구”. 『지역정책연구』, 29(2), 185-207.
- 이정진. 2002. 『시장은 정말 우리를 행복하게 하는가: 시장에 관한 6가지 질문』, 한길사.
- 이진향, 오미옥. 2014. “사회적 자본이 주관적 행복감에 미치는 영향 분석-거제지역 주민을 중심으로”. 『한국자치행정학보』, 28(3), 313-330.
- 정명은, 김미현, 장용석. 2014. “서울시민의 행복과 사회자본 관계 분석: 행복한 시민, 따뜻한 지역공동체”. 『서울도시연구』, 15(1), 163-186.
- 정은진, 이재덕, 정향윤. 2017. “사회적 자본과 행복의 관계에 대한 연구: 긍정적 자아관을 매개로”. 『정서·행동장애연구』, 33(2), 101-117.
- 최예나, 김이수. 2015. “사회적 자본과 주민 행복간 관계에 관한 연구: 공동체이익의 조절효과를 중심으로”. 『한국지방자치학회보』, 27(4), 53-78.
- 한재명, 류재린, 김균. 2015. “관계제가 행복에 미치는 영향에 관한 분석”. 『사회경제평론』, 28(1), 103-141.
- 한준, 김석호, 하상응, 신인철. 2014. “사회적 관계의 양면성과 삶의 만족”. 『한국사회학』, 48(5), 1-24.
- Beck, U. 1992. Risk society: Towards a new modernity. sage.
- Bok, D., 2010. The Politics of Happiness :추흥희(역). 『행복국가를 정치하라』, 서울: 지안, 2011).
- Bull, C. N., & Aucoin, J. B. 1975. “Voluntary association participation and life satisfaction: A replication note.” Journal of Gerontology, 30(1), 73-76.
- Chancellor, J., Margolis, S., Jacobs Bao, K., & Lyubomirsky, S. 2018. “Everyday prosociality in the workplace: The reinforcing benefits of giving, getting, and glimpsing.” Emotion, 18(4), 507.

- Cook, K. (Ed.). 2001. Trust in society. Russell Sage Foundation.
- Csikszentmihalyi, M. 2013. Flow: The psychology of happiness. Random House.
- Cutler, S. J. 1976. "Membership in different types of voluntary associations and psychological well-being." *The Gerontologist*, 16(4), 335-339.
- Diener, E., Suh, E. M., Kim-Prieto, C., Biswas-Diener, R., & Tay, L. S., 2010. "Unhappiness in South Korea: Why it is high and what might be done about it," Seoul, Korean Psychological Association
- Diener, E. and R. Biswas-Diener, 2008. Happiness: Unlocking the Mysteries of Psychological Wealth. Blackwell Publishing.
- Donovan, N. and D.S. Halpern, 2003. Life Satisfaction: The State of Knowledge and Implications for Government. Prime Minister's Strategy Unit.
- Easterlin, Richard A., 1974. "Does Economic Growth Improve the Human Lot?" in Paul A. David and Melvin W. Reder, (eds.), Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramovitz, Academic Press.
- Eisenberg, N. 1982. The development of prosocial behavior: A volume in developmental psychology. Academic Press.
- Eisenberg, N., & Fabes, R. A. 1998. "Prosocial development." In W. Damon & N. Eisenberg (Ed.), Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development (pp. 701-778). John Wiley & Sons
- Frank, R. 1986. Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status. Oxford University Press.
- Frey, B. S. and A. Stutzer, 2002. Happiness and Economics: 김민주, 정나용 (역), 『경제학, 행복을 말한다』, 서울: 예문, 2008.
- Gershuny, J., Sullivan, O. 2019. What we really do all day: Insights from the centre for time use research. Penguin UK.
- Gilbert, D. T. 2006. Stumbling on Happiness (서은국, 최인철, 김미정 (역), 『행복에 걸려 비틀거리다』, 서울: 김영사, 2006.)
- Goffman, E. 1963. Stigma: Notes on the Management of Spoiled Identity (윤선길, 정기현 역, 2009. 『스티그마: 장애의 세계와 사회적응』, 한신대학교 출판부).
- Greener, S., & Crick, N. R. 1999. "Normative beliefs about prosocial behavior in middle childhood: What does it mean to be nice?." *Social Development*, 8(3), 349-363.
- Helliwell, J., and R. D. Putnam. 2004. "The social context of well-being," *Philosophical Transactions of Royal Society: Biology*. 359: 1435-1446.
- Honneth, A., 1992. Kampf um Anerkennung (문성훈, 이현재 역, 2011. 『인정투쟁: 사회적 갈등의 도덕적 형식론』, 사월의 책).
- Inglehart, R., 1990. Culture shift in advanced industrial society. Princeton University Press.

- _____. 1997. *Modernization and postmodernization: Cultural, economic, and political change in 43 societies*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kim, H. and F. Ohtake. 2014. *Status Race and Happiness: What Experimental Surveys Tell Us*. KDI Policy Study 2014-01.
- Layard, R., 2005. *Happiness: Lessons from a New Science*: 정은아(역). 『행복의 함정: 가질수록 행복은 왜 줄어들는가』, 서울: 북하이브, 2011.
- Layous, K., Lee, H., Choi, I., & Lyubomirsky, S. 2013. "Culture matters when designing a successful happiness-increasing activity: A comparison of the United States and South Korea." *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44(8), 1294-1303.
- Nelson, S. K., Layous, K., Cole, S. W., & Lyubomirsky, S. 2016. "Do unto others or treat yourself? The effects of prosocial and self-focused behavior on psychological flourishing." *Emotion*, 16(6), 850.
- OECD, 2011. *Measuring well-being and progress*. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD).
- Perrow, C. 1985. *Normal accidents*. Princeton university press.
- Putnam, R. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. Simon and Schuster.
- Sarracino, F. 2010. "Social capital and subjective well-being trends: Comparing 11 western European countries," *The Journal of Socio-Economics* 39: 482-517.
- Scitovsky, T, 1976. *The Joyless Economy: The Psychology of Human Satisfaction: The Psychology of Human Satisfaction*. Oxford University Press.
- Sen, A. 1985. "Well-being, Agency and Freedom: the Dewey Lectures," *Journal of Philosophy*, 82(4): 169.221.
- _____. 1993. "Capability and well-being." In M. Nussbaum and A. Sen (eds.), *The Quality of Life*, 30-53. New York: Oxford University Press.

제2절 개인의 삶의 만족도 결정요인 연구:

사회경제적 요인 및 사회적 자본을 중심으로

김태희*

Determinants of Life Satisfaction in S. Korea:

Focusing on Socio-economic factors and Social Capital

Taehee Kim*

요약: 국민 개인이 자신의 삶에 대해 만족하고 행복해하는 정도는 각 개인이 속한 사회 전체의 모습에 대한 질적인 평가의 결과이며, 국민들의 삶에 대한 질적인 양태를 보여주며 국가의 전반적인 건강성을 보여주는 결과라는 측면에서 그 중요성을 갖는다. 이에, 국민 전체의 삶의 질 또는 삶의 만족도를 조사하고 관련 요인을 규명하는 것은 국민 행복을 증진시키기 위한 정책 마련에 있어서 반드시 선행되어야 한다. 기존 선행연구들은 개인의 삶의 만족도에 대한 다양한 결정요인 중 일부 요인에만 제한적으로 초점을 맞춰 연구를 수행한 경우가 대부분이며, 다양한 요인들의 상대적 영향도를 통합적으로 분석한 연구가 상대적으로 부족하다. 본 연구는 기존의 선행연구를 확장하여 국민의 삶의 만족도에 미치는 영향 요인을 실증적으로 검증하는 것을 목적으로 하며, 국회미래연구원의 「한국인의 미래 가치관 연구」 설문데이터를 활용하여, 사회경제적 조건과 인지적 사회적 자본 요소인 신뢰, 호혜성 규범 및 사회적 규범의 영향력을 검토하고자 한다.

주제어: 삶의 만족도, 미래 가치관, 사회적 자본, 신뢰

ABSTRACT: Life satisfaction is considered as one important qualitative indicator used to measure the quality of society as a whole as well as individuals' overall well-being. Thus, over the past decades, life satisfaction and its importance have received more scholastic and practical attention. In this regard, many previous studies have recognized the importance of defining and assessing life satisfaction as well as examining its determinants. While such existing studies on life satisfaction have focused more on socio-economic factors, social or cultural factors such as social capital have received relatively little attention. Therefore, this study has expanded the current knowledge in the area of life satisfaction by empirically examining the varying determinants of life satisfaction of South Korean focusing on both socio-economic factors and social capital such as trust, reciprocity and social norms. This

* 서울과학기술대학교 행정학과 교수

study uses a data from a survey on 'public perceptions of the future' conducted by the National Assembly Futures Institutes. Findings and implications are discussed.

KeyWords: life satisfaction, future values, social capital, trust

1. 서론

인간의 궁극적인 목표 중 하나로서 행복은 사회학, 심리학, 경제학 등 다양한 학문 분야에서 연구되어 왔다. 행복은 전반적인 삶에 대한 평가를 의미하는데, 행복을 보는 관점은 크게 객관적 요인을 강조하는 관점과 주관적 요인을 강조하는 관점으로 나뉘 살펴볼 수 있다. 행복의 객관적 요인을 강조하는 관점에서는 보통 삶의 질(life quality)이 행복과 유사한 의미로 사용되며, 주관적 요인을 강조하는 관점에서는 주관적 웰빙(subjective well-being) 혹은 삶의 만족도(life satisfaction)가 행복을 의미하는 것으로 인식된다.

이러한 행복, 삶의 질, 삶의 만족도에 대한 관심은 전 세계적으로 증가하고 있다. 예를 들어 OECD에서는 매년 주거, 소득, 직업, 교육, 환경, 일-가정 양립 등 삶의 질 및 웰빙(well-being)에 영향을 미치는 요인 11가지를 국가별로 조사하여 측정된 결과인 Better Life Index를 발표하고 있다. 그리고 Gallup World Poll과 Lloyd's Register Foundation이 매년 발간하는 세계행복보고서(World happiness report) 또한 이러한 추세를 반영하는 결과라고 할 수 있다. 최근 '워라밸(Work-life Balance)'이라는 용어의 사용을 흔하게 목격할 수 있는데, 이는 생활수단으로서의 근로뿐만 아니라 삶의 질의 중요성에 대한 인식이 증가하고 있다는 것을 의미한다.

그렇다면 어떠한 요인이 개인의 행복, 삶의 질, 삶의 만족도에 영향을 미치는가? 기존의 전통적인 생각처럼 경제성장이 행복 혹은 삶의 질과 만족도를 제고할 수 있는가? 이와 관련하여 일정 수준 이상의 경제성장 및 소득수준 향상이 개인의 행복 및 삶의 만족도 전반에 미치는 영향력에 대해서는 대부분 동의한다. 그러나 이러한 경제적 동기가 개인의 행복 및 삶의 만족도를 결정하는 절대적인 요인은 아니며, 경제적 요인만으로는 개인의 행복 혹은 삶의 만족도를 제고하는 데 한계가 있다는 주장이 제기되고 있다.

우리나라의 경우 2018년에 1인당 국민 총소득(Gross National Income: GNI)이 3만 달러를 잠정 돌파하였다. 그러나 우리나라 국민의 평균적 행복도는 타 국가 국민들에 비교할 때 긍정적인 상황은 아니다. 예를 들어 OECD의 「한눈에 보는 사회(Society at Glance 2019)」 보고서에 따르면 우리나라 국민의 삶의 만족도는 5.95점으로 OECD 회원국의 평균인 6.66점보다 0.71점 낮은 것으로 나타났다. 그리고 Gallup World Poll의 2021년 세계행복보고서(World happiness report 2021)에 따르면 2018~2020년 기준 149개 조사 대상국 중 62위에 머무르고 있다. 이와 함께, 우리나라 국민의 정부 신뢰도는 OECD 회원국의 평균보다 낮을 뿐 아니라, 부패에 대한 인식도는 OECD 평균보다 높은 수준으로 나타났다. 즉, 국민 개인이 자신의 삶에 대해 만족하고 행복해하는 정도는 각 개인이 속한 사회 전체의 모습에 대한 질적인 평가의 결과이며, 국민들의 삶에 대한 질적인 양태를 보여주며 국가의 전반적인 건강성을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 이러한 측면에서 국민 전체의 삶의 질 또는

삶의 만족도를 조사하고 관련 요인을 규명하는 것은 국민 행복을 증진시키기 위한 정책 마련에 있어서 반드시 선행되어야 한다.

이와 관련하여 지금까지는 개인의 행복 혹은 삶의 질과 삶의 만족도라는 주관적이고 추상적인 개념을 정의하고 측정하기 위한 연구가 주로 이루어졌다. 그리고 개인의 삶의 만족도 결정요인에 대한 연구에서는 건강과 같은 신체적 요인과 연령, 성별, 교육수준과 같은 인구사회학적 요인(김미라, 2002; 최현석 외, 2012), 개인 및 금융 소득과 같은 경제적 요인(하정철, 2012), 우울 혹은 자아존중감과 같은 심리적 요인(Zhang, 2005) 등이 강조되어 왔다. 그러나 기존 선행연구들은 개인의 삶의 만족도에 대한 다양한 결정요인 중 일부 요인에만 제한적으로 초점을 맞춰 연구를 수행한 경우가 대부분이며, 개인의 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있는 다양한 요인들을 통합적으로 분석한 연구가 상대적으로 부족하다. 특히 개인의 삶의 질 혹은 삶의 만족도 결정요인과 관련하여 사회적 요인의 영향력에 대한 연구는 많이 부족한 실정이다. 이와 함께 개인의 행복 혹은 삶의 만족도에 대한 연구는 심리학, 경제학, 경영학 등의 분야에서 주로 다뤄진 반면, 행정학 분야에서의 관련 연구는 많이 수행되지 않았다. 이러한 문제 인식을 바탕으로 최근에는 개인의 행복 혹은 삶의 만족도에 대한 경제적 요인 중심의 분석에서 벗어나 ‘사회적 관계’ 요인에 대한 연구로 확장되고 있는 추세이다(Diener et al., 2004; 황성호·이희선, 2019). 특히 최근 연구에서는 개인의 삶의 만족도에 대한 결정요인을 보다 상대적이고 다양한 관점에서 파악하고 있다. 예를 들어 객관적 혹은 절대적 사회경제적 조건이 아닌, 사회경제적 조건에 대한 주관적 평가 및 이를 통한 상대적 위치에 대한 인식 요인(이연경·이승중, 2017), 공동체적 요소로서의 사회적 자본, 정주의식 및 사회심리적 요인(황성호·이희선, 2019), 생리적 욕구, 사회적 욕구 및 자기실현 욕구 등 상이한 욕구 간 충족이 초래하는 효과(오민지·이수영, 2017), 특정 지역을 대상으로 한 사회적 통합의 효과에 대한 검토(권미조 외, 2018) 등의 연구가 수행되었다. 특히, 삶의 만족도를 설명하는 요인들 중 사회적 자본이 중요한 요소로 부각되었는데(Helliwell, 2006; Bjørnskov, 2008; 정순돌·성민현, 2012; 박태정, 2017), 대부분의 연구가, 사회참여, 네트워크 등 사회적 자본의 하위영역 중 일부가 삶의 만족도 혹은 주관적 웰빙에 미치는 영향을 검토한 연구 혹은 사회적 자본의 총체적인 효과를 검증한 연구가 주를 이루었다. 사회적 자본의 속성은 다차원으로 구성되며, 사회구조화 과정에서 발생되기 때문에, 측정 목적 및 대상 지역 혹은 문화에 따라 개념요소 및 표현인자가 상이할 수 있다(소진광, 2004). 일반적으로, 사회적 자본의 주요 개념요소로 신뢰, 참여, 제도 및 규범 등이 제시된 바 있다. 사회 및 문화별로 사회적 자본의 발달 및 영향력이 다르게 나타날 수 있는바(박희봉, 2002), 사회적 자본의 개별적인 하위영역의 영향력 또한 상이함을 예상할 수 있으나, 이러한 사회적 자본의 다양한 하위측면이 초래하는 영향을 검토한 연구는 부족한 실정이다(Bjørnskov, 2008; 정순돌·성민현, 2012). 더불어, 고령층 등 특정 연령집단 및 장애인 등의 특정 집단을 대상으로 한 연구가 주를 이루는 등 관련 연구가 제한적인 실정이다.

이에 이 연구는 개인의 삶의 만족도를 결정하는 다양한 요인들을 실증적으로 검토하는 것을 목적으로 한다. 특히 삶의 만족도의 결정요인으로 주로 제시되어 온 사회경제적 요인 이외에 사회적 요인 및 관련 행태요인에 초점을 맞추고자 한다. 각 개인은 사회적 관계를 통해 다양한 형태의 보호 및 지원을 얻을 수 있고, 관계 형성을 통해 간접적으로 얻는 신뢰, 사회연결망 및 소속감 등이 주관적 안녕감에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 이러한 인식을 바탕으로 기존의 선행연구를 확장하여 인지적 사회적 자본의 영향력 검증에 초점을 맞췄으며, 인지적 사회적자본의 개별적인 하위영역의 영향력을 검토하고자, 신뢰, 호혜성 규범 및 사회적 규범으로 나눠 그 영향력을 검토하였다. 더불어, 사회경제적 요인 또한 객관적 측면에서의 소득 및 교육수준과 주관적 측면에서의 사회경제적 수준에 대한 대리 지표로서 소득수준에 대한 개인의 주관적 인식을 활용하여 관련 변수의 영향력을 함께 검토하였다.

II. 이론적 배경

궁극적인 삶의 지향이라 할 수 있는 행복감은 주관적인 성격이 강한 개념으로 사회학 및 심리학 등 다양한 사회과학 분야에서 주로 논의됐는데, 학문적 관점에 따라 삶의 만족도, 주관적 안녕, 및 삶의 질 등 다양한 개념적 정의가 제시되고 있다. 일반적으로 행복의 객관적 환경 요인을 강조하는 경우 삶의 질(life quality)의 용어를 사용하며, 행복의 주관적 요인을 강조하는 경우 주관적 안녕(subjective well-being), 혹은 삶의 만족도(life satisfaction)로 지칭하나, 다수의 연구에서 행복감과 혼용되어 사용되고 있다(오민지·이수영, 2017; 배정현, 2014; 고명철, 2018).

우선, 삶의 질(life quality)은 인간의 삶과 관련된 다양한 요소에 대한 총체적인 개념으로(Hollar, 2003), 행복감과 더불어 소득이나 생활여건과 같이 객관적 물리적으로 측정될 수 있는 평가를 포함하는 개념이다(구교준 외, 2014; 고명철, 2018). 이에 대한 논의는 객관적 삶의 질 및 주관적 삶의 질에 대한 논의 등 크게 두 가지로 나눠 살펴볼 수 있다. 객관적인 삶의 질에 초점을 맞춘 연구의 경우, 개인의 삶의 질이 외부의 조건 및 기준에 의해 결정될 수 있다고 가정하기 때문에, 교육수준, 사회적 신분 등 개인이 삶을 살아가면서 필요한 바람직한 외부환경 조건의 수준으로 정의한다(김신형·백혜정, 2008). 이에, 삶의 질을 측정하기 위해 소득, 여가시간, 경제수준 등의 사회·경제적 지표를 활용한다.

반면, 삶의 질의 주관적 측면에 집중한 연구의 경우 사회적 욕구가 충족되거나 행복을 느끼는 정도를 주요 요인으로 설명하며, 개인이 삶에 대해 얼마나 긍정적으로 평가하고 판단하는지로 정의한다. 이에, 주관적인 삶의 질을 측정하기 위해 삶의 전반에 걸친 총체적 행복감 및 가정, 교육 및 직장, 인간관계 등의 삶의 세부 영역에 대한 개별적 만족감에 대한 측정을 통해 확인한다(Susniene & Jurkauskas, 2000). 종합하면 삶의 질은 사회·경제적 특성과 같은 객관적 요인 및 삶에 대한 전반적

인 영역에서의 효용에 대한 종합적인 평가이자, 객관적인 생활환경 및 그 환경에 대한 주관적 판단을 포괄하는 총체적인 개념으로 정의될 수 있다(김태형 외, 2018: 285). 이에 다수의 선행연구들이 정책 결정과정에서 시민들의 삶과 관련 욕구 및 생활 방식을 이해하기 위해 시민들의 욕구가 충족된 정도로 삶의 질을 정의하고 측정하는 바 있다(고명철, 2013).

주관적 안녕감(subjective well-being)은 쾌락주의 입장에서 개인의 즉각적인 감정 및 정서를 행복으로 보는 입장이다(우창빈, 2013), 이 또한 인지적 측면과 정서적 측면으로 나뉘어 살펴볼 수 있다. 인지적 측면에서의 주관적 안녕감은 개인이 삶에 대해 얼마나 긍정적으로 평가하고 인지하는지를 의미하며, 정서적 측면에서의 주관적 안녕감은 개인이 삶과 관련하여 느끼는 전반적인 감정을 의미한다. 주관적 안녕감은 삶에 있어서 개인이 느끼는 즉각적인 쾌락 혹은 감정에 초점을 맞췄다는 측면에서 다른 개념과 구분된다.

반면, 삶의 만족도는 자신의 삶에 대한 인지적 및 감정적 평가를 의미하는 것으로(Diener, 1984), 삶의 일부 및 전반에 대한 만족도를 지칭한다(Veenhoven, 2012). 삶의 만족도는 일반적으로 삶의 질과 관련되어 논의되는데, 삶의 질이 개인의 객관적인 삶의 조건 및 환경에 대한 평가임과 더불어 개인의 삶과 관련하여 갖는 일련의 기대감이 충족된 정도, 즉, 주관적인 평가를 포함하는 개념이기 때문에, 삶의 만족도는 삶의 질에 대한 주관적인 판단의 정도를 의미하는 개념으로 정의할 수 있다(제갈돈·김태형 2007). 즉, 삶의 만족도는 개인의 삶 전반에서 나타나는 행복감을 포함하는 개념으로, 개인의 삶의 다양한 조건들을 반영하며, 개인이 삶에서 중요시하는 영역들에 의한 만족감으로 정의될 수 있는바, 삶의 질, 주관적 안녕, 행복 등이 이와 밀접하게 관련이 있다. 이 연구에서는 행복을 설명하면서 Diener(2006)의 개념적 정의를 바탕으로, 삶의 만족도, 즉 개인의 삶 전체에 대한 전반적인 만족감으로 정의하고자 한다.

삶의 만족도를 설명하면서 행복이 확산되는 과정과 관련하여 상향이론(Bottom-up theory) 및 하향이론(Top-down theory) 등 두 가지의 확산이론(spillover theory)이 제시되어 왔다. 상향이론(Bottom-up theory)은 행복감에 영향을 미치는 개별적인 하위요인들에 대한 만족이 축적되어 삶 전반에 대한 만족감 및 행복감을 형성한다고 가정한다. 즉, 개인이 행복감을 느끼게 하는 혼인, 재정 상태 및 주거상태 등의 객관적인 생활조건과 이를 통해 경험하게 되는 일련의 행복감이 삶의 전반적인 질 및 만족도를 결정한다고 보는 견해다(오민지·이수영, 2017).

반면, 하향이론(Top-down theory)의 경우 개인이 행복을 인지하고 느낄 수 있는 내적 경향성을 갖고 있다고 가정하여, 일련의 구체적 사건 혹은 상황에 대해 긍정적 혹은 부정적으로 상이하게 반응하는 선형적인 내적 경향성을 지니고 있음을 가정한다. 삶의 개별적인 요인을 충분히 갖추거나 혹은 이에 만족감을 느끼기 때문에 행복감을 느끼는 것이 아니라, 개인 스스로가 행복감을 느낄 수 있는 내적 경향성을 지니고 있으므로 행복감을 느낀다고 가정하는 것이다(오민지·이수영, 2017). 즉, 상향

이론에서 제시한 바와 같이 삶 속에서 일련의 경험 때문에 초래되는 행복감에 의해서 결정되는 것이 아닌, 행복감을 느끼고 인지할 수 있는 내적 경향성에 의해 결정된다고 보기 때문에, 삶의 질 혹은 만족도와 관련하여 개인이 지닌 성격 요인, 외향성, 성실성, 자아성, 정서적 안정감 등을 고려한다.

다만, 하향이론의 경우 삶의 만족도와 관련하여 개인의 선결정된 기질을 강조한다는 측면에서 개인을 둘러싼 외부환경 혹은 상황 등이 초래하는 영향력을 과소평가하는 측면이 있으며, 개인의 기질 이외의 외부 요인들의 삶의 만족도에 대한 영향력을 설명하면서 한계가 있다. 특히, 삶의 만족도의 경우 특정 정책의 가치 및 평가의 준거 기준으로 활용되어 온바, 지역주민의 복지 수준 혹은 건강도를 나타내는 핵심개념으로 제시됐는데, 하향이론에 기반을 둔 경우 특정 정책 및 서비스가 시민의 혹은 지역주민의 삶의 만족도에 미치는 영향력을 설명하기엔 제한적이라는 한계가 존재한다. 이에 이 연구는 상향확산이론을 확장하여 삶의 만족도의 주요 결정요인을 규명하는 것을 목적으로 한다.

1. 사회경제적 요인이 삶의 만족도에 미치는 영향

전통적으로 주거, 경제 및 사회 환경 등의 객관적인 생활조건 즉, 개인의 소득수준, 경제적 부, 건강 및 교육수준 등은 삶의 만족도 및 전반적인 행복감 등의 효용 및 후생을 결정하는 주요 결정요인으로 제시되어 왔다. 전술한 바와 같이 행복의 확산과 관련하여 상향적 접근을 취하는 경우 소득, 여가생활, 직업 등의 일련의 사회경제적 조건들에 대한 만족도가 축적되어 삶 전반에 대한 만족도 및 삶의 질 전반에 대한 긍정적 평가를 야기한다고 주장한다. 이는 일련의 사회경제적 조건이 개인이 삶의 영위하는 데 필요한 기본적인 능력을 나타내는 변수이며, 인간의 생존 및 물리적 안전에 밀접하게 관련되는 욕구의 충족을 위해 필요한 조건이기 때문이다(남주하·김상봉, 2012; 오민지·이수영, 2017).

이러한 논의는 재화에 의해 충족될 수 있는 일련의 욕구가 충족될 때 인간은 행복감을 느낄 수 있다는 가정을 바탕으로 한다(Veenhoven, 2012). 이에 다수의 선행연구는 경제적 조건과 행복의 상관관계를 입증하고자 하였으며, 재화 및 레저 활동에의 접근을 용이하게 하는 경제적 자원이 많은 경우 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 초래함을 확인한 바 있다(Bender and Jivan, 2005; Smith et al., 2002). 이외에도 생존 및 관계 욕구의 만족과 연계될 수 있는 일련의 사회인구학적 요소들, 즉, 성별, 연령, 교육수준, 혼인 상태, 고용상태 등이 삶의 만족도를 결정짓는 주요 결정요인으로 제시되어 왔다. 예를 들어, 이연경·이승중(2017)의 연구에서도 객관적인 소득수준이 행복감에 정(+)의 효과를 가져옴이 제시된 바 있다.

이와 유사하게 오민지·이수영(2017) 연구에서 Alderfer(1972)의 E.R.G. 이론을 바탕으로 행복의 결정요인을 실증적으로 분석하였는데, 건강상태, 경제 상태 및 주거상태로 측정된 일련의 생존욕구에 대한 만족도가 행복감에 정(+)의 유의미한 효과를 가져옴을 확인하였으며, 더불어, 생존, 관계 및 성장

관련 개별적인 하위 생활영역 변수의 상대적 영향력을 살펴본 결과 직장생활, 경제 상태, 가족관계 등에 대한 만족도가 행복 수준을 제고하는 주 결정요인임을 확인하였다. 최말옥·문유석(2011)의 연구에서도 교육시스템 및 경제에 대한 만족도가 삶의 만족도에 정의 효과를 가져옴을 확인하였다. 노령층을 대상으로 한 연구에서는 강시모(2014)의 경우 학력이나 직업 유무, 그리고 김수희 외(2018)의 연구는 노인의 사회경제적 지위가 삶의 만족도에 정(+)의 영향을 미침을 제시하였다. 다만, 이러한 결과는 개인의 물질적인 생활환경의 개선이 행복의 충분조건임을 함의하는 것은 아니라, 물리적 역량의 확보를 통해 개인 삶의 다양한 조건 및 활동에 대한 선택권 및 통제력을 강화시킬 수 있기 때문에 설명될 수 있다(이민아·송리라, 2014).

또한, 사회경제적 환경의 개선이 행복의 증가를 담보할 수 없다는 주장 또한 제시되었는데, 행복의 증대는 적응 기대감(문진영, 2012), 인간의 지위경쟁 욕구 등 타인과의 비교 및 상대적 지위에 대한 경쟁 등에 의거한 상대적 수준 즉, 사회경제적 조건에 대한 개인의 주관적 인식에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 주장 또한 일련의 실증연구 결과를 통해 뒷받침 되고 있다(Easterlin, 1974; 문진영, 2012; 우창빈, 2013; 구교준 외, 2014; 김수희 외, 2018). 특히, 이연경·이승종(2017)의 연구에서는 소득, 교육 및 주거로 반영되는 객관적인 계층과 객관적 계층에 대한 주관적인 평가인, 주관적 계층의식이 행복에 미치는 상이한 영향을 실증적으로 검증하였다. 사회계층이 행복에는 유의한 영향을 미치나, 구성요소를 분리하여 검증한 결과 요소별로 상이한 결과가 제시되었다. 소득에 대한 상대적 평가보다는 절대적 영향력이 상대적으로 큰 영향력을 부여함을 제시하였다. 반면, 교육 측면에서 절대적 평가 및 상대적 평가 모두 통계적 유의미성을 확보하지 못하였으며, 주거의 경우 객관적 계층 및 상대적 인식 모두 유의미한 영향을 부여하는 것을 확인하였다.

따라서 이 연구에서도 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 규명하면서 사회경제적 요인의 범주를 이연경·이승종(2017)의 연구를 바탕으로 소득, 교육 측면에서의 객관적 계층과 주관적 계층에 대한 대리지표(proxy variable)인 소득수준에 대한 개인의 주관적 인식을 활용하여 설정한다. 이상 논의를 종합하여 이 연구는 다음의 가설을 설정하였다.

가설 1. 개인의 객관적 계층(소득 및 교육)은 삶의 만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 2. 개인의 소득수준에 대한 주관적 인식은 삶의 만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

2. 인지적 사회적 자본(Social Capital)이 삶의 만족도에 미치는 영향

사회적 자본(social capital)은 사회적 연계망(social network)의 가치에 초점을 맞춘 다차원적 개념으로, 사회적 연계망이 형성될 경우 해당 사회구조 안에 포함된 구성원이 상호 간의 이익도모를 위해 상호 협력할 수 있는 응집력의 기반을 마련해 준다는 점에서 강조됐다(Putnam, 2000). 사회적 자본은 사회 속에서 개인의 일련의 활동을 통해서 축적되는 것이며, 축적된 사회적 자본은 공유된 행동 규범 및 공통적인 문화적 정체성을 부여할 뿐만 아니라 나아가 개인의 가치관 형성 및 개인과 사회의 공식적 활동 및 비공식적 활동에 영향을 미칠 수 있으므로, 관련 연구의 필요성이 주목받고 있다. 이에 사회적 자본을 개념적으로 정의 및 측정하고 이를 통해 사회적 자본의 유용성을 검증하는 연구가 다수 진행되어 왔다.

연구 목적 및 학문 분야별로 사회적 자본에 대한 다양한 개념적 정의가 제시된 바 있으나, 일반적으로 경제적 자본, 인적자본 및 문화적 자본과는 구분되는 개념으로 사회 및 개인 간의 관계에 따라 생성되는 사회적 유기체의 형태를 띠는 자원을 지칭하는 것으로, 상호 간의 이익증대를 위해 협력을 도모하는 사회조직의 특징들 즉, 사회적 네트워크(social networks), 시민참여(civic engagement) 및 참여자들 간의 유대관계 속에서 발생할 수 있는 호혜성 규범(the norms of reciprocity) 및 타인에 대한 신뢰(trustworthiness) 등으로 정의된다(Putnam, 2000). 즉, 개인 스스로는 달성하기 어려운 집단적인 공유 목표를 달성하기 위해서 함께 행동하게 하는 사회집단의 자원으로 행위자들 간의 관계 속에서 내재한 자원으로, 자원의 사용을 통한 이익이 공유되는 특징을 갖는다(Macinko & Starfield, 2001). 이러한 사회적 자본은 개인들 사이의 객관적 연대 및 주관적 유대 형태 두 가지의 구성요소를 포함하는데, 객관적 연대는 사회생활 속에서 개개인이 상호 연결되어 있다는 점을 의미하며, 주관적 유대 형태는 참여자들 간의 상호 신뢰하는 감정을 의미한다.

이에 사회적 자본의 구성요인으로 가족, 친구, 동료, 친척 및 이웃 등과 맺는 상호 간 관계 형성을 통한 사회적 네트워크 구축 및 비공식적 네트워크, 연대(tie) 이외에도 신뢰, 협력, 호혜성, 규범 및 제도 및 이타적 성향 등이 제시된 바 있다(소진광, 2004; 김혜연, 2011). 연구 목적 및 주제에 따라 사회적 자본의 하위 구성요소를 중심으로 한 연구 및 사회적 자본 전체의 종합적인 함의를 검토한 연구들이 이뤄졌다. 구조적 측면에서 사회적 자본을 검토한 연구의 경우 사회적 네트워크(집단 및 네트워크의 밀도 및 다양성)를 중심으로 살펴보았으며, 인지적 측면에서의 사회적 자본을 검토한 연구의 경우 신뢰, 결속 및 호혜성 및 규범 등에 초점을 두는 경향이 있으며, 더불어 사회적 자본의 결과변수라 할 수 있는 시민참여 등의 집단적 활동에 초점을 맞추고 검토한 연구가 존재한다(Grootaert et al., 2003; 김혜연, 2011).

사회적 자본은 대체로 개인의 삶의 만족도 및 질을 향상하게 시키고 행복감을 높이는 주요 요인으

로 제시되었다(Putnam, 2000; Van der Horst & Coffé, 2012; Arampatzi, Burger & Novik, 2018). 예를 들어, 친구와의 관계 형성을 통해 얻을 수 있는 사회적 지원은 개인의 주관적 안녕에 긍정적 영향을 미칠 수 있는데, 타인과의 지속적인 상호작용을 통해 사회적 신뢰감(social trust)을 형성할 수 있을 뿐 아니라, 직무 혹은 개인의 건강과 관련하여 발생할 수 있는 스트레스에 효과적인 대응을 가능하게 하기 때문이다. 더불어 필요시에 감정적 지원 및 연민 등 개인의 주관적 안녕에 필수적인 사회적 지원(social support)을 제공할 수 있어, 삶의 만족도 및 삶의 질에 긍정적인 영향을 예상할 수 있다. 이와 관련하여, Van der Horst & Coffé(2012)의 실증연구에서도 친구와의 빈번한 연락 및 상호작용은 사회적 신뢰, 스트레스 감소 및 양호한 건강상태에 유의미한 정(+)의 효과를 가져옴을 확인하였다. 이와 유사하게 김혜연(2011)의 연구에서도, 집단 및 네트워크, 신뢰 및 지역사회 활동에의 참여수준이 높을수록 주민의 삶에 대한 만족도가 높음을 확인하였다. 또한, Helliwell & Putnam(2004)의 연구에서도 사회적 연결망, 시민참여 및 신뢰가 삶의 만족에 유의미한 정의 효과를 가져옴을 확인하였다.

다양한 사회적 자본의 구성요소 중 관계적(relational) 및 인지적(cognitive) 차원의 사회적 자본(신뢰, 호혜성 및 규범)의 역할이 강조된 바 있는데, 상호의존적인 사회에서 해당 요소들이 중요한 역할을 하기 때문이며, 특히, 나눔 행동 등의 친 사회적 행동 및 주관적 안녕감과 같은 개인적 차원의 동기 및 인식 등을 논의할 때 주로 제시된 바 있다. 이는 집단구성원들 간의 긴밀한 유대관계가 존재할 때 해당 집단이 효율적으로 기능할 수 있고, 더불어 소속된 집단 내에서 구성원들에 대한 신뢰감을 형성할 수 있을 때 사회결속력(social cohesion) 및 연대감(solidarity)을 높임으로써 개인의 행복감이 높아질 수 있기 때문이다(Putnam, 2000; Forrest & Kearns, 2001). 이에 이 연구에서도 강철희 외(2015) 연구를 바탕으로 사회적 자본 중 인지적 측면에 초점을 맞추며, 신뢰, 사회적 규범 및 호혜성규범으로 나눠서 살펴본다.

사회적 자본의 관계적 차원(relational dimension)에서 가장 핵심적인 개념은 대인간의 신뢰(interpersonal trust)라 할 수 있는데, 사회적 자본으로서의 신뢰는 구성원 간의 상호 연계작용을 통해 장기적으로 형성되는 사회관계의 산물로, 구성원들 간의 정보교환 및 공유, 의사소통 및 각종 공식적 및 비공식적 활동 참여에의 근간이 되기 때문이다(문영주, 2011). 대인 간의 신뢰(interpersonal trust)는 사회적 자본의 수평적 측면을 의미하며, 상호 간에 갖는 상호호혜적인 지향성 및 사회적 상호작용의 근간으로서 상대방에 대한 염려, 타인의 행동에 대한 긍정적이고 확신에 찬 기대감으로 정의된다(Sapsford & Abbott, 2006: 61). 이러한 신뢰는 사회결속력을 높임으로써 조직 몰입도를 높일 뿐 아니라(김왕배·이경용, 2002), 거래비용을 감소시킴으로써 사회적 지지 및 주관적 행복감을 높이는 등의 긍정적 영향을 미친다(황성호·이희선, 2019; 문유정·주미연, 2019; 한세희 외, 2010; 정명은 외, 2014). 특히 대인 간의 신뢰는 사회적 응집력을 강화시킬 뿐 아니라, 갈등 완화, 상호 간의 지원인

식 증대 및 보다 견고한 사회적 네트워크의 형성 등을 가능하게 한다. 이를 통해 서로 알지 못하는 타인과의 협력을 가능하게 하며, 안전한 생활환경 조성을 가능하게 하여 삶의 만족도를 높일 수 있음이 제시된 바 있다(Bjørnskov, 2008). 이와 관련하여 Habibov & Afandi(2014)의 연구에서도 대인 간의 신뢰도는 삶의 만족도에 정(+)의 유의미한 영향을 미침을 확인하였다. 박희봉 외(2003)의 연구에서도 가족, 동료 및 이웃에 대한 신뢰가 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 가져옴을 제시하였으며, Bjørnskov(2006)의 연구 및 Dolan et al.(2008)의 연구에서도 타인에 대한 신뢰감은 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 초래함을 확인하였다.

더불어 규범은 행동과 관련한 방향성을 제시해 주는 것으로, 사회에서 공동의 목적달성을 위해 이익이 되는 행동은 장려하고 바람직하지 않은 행동에 대해서는 제재를 가할 수 있는 공유된 기대감을 의미하며, 사회관계에 있어서 호혜성, 이타심 및 관용 등의 비정형적 규칙(informal rules) 혹은 법, 조례 등의 정형적 규칙(formal rules)을 따를지에 대한 개인의 기대감으로 정의된다(Coleman, 1988). Putnam(2000)의 연구에서도 사회자본을 정의하면서 호혜성 및 신뢰성의 규범으로 정의하며, 호혜성 및 신뢰를 규범화하는 것이 중요함을 강조하였다. 규범은 크게 호혜적(도덕적) 규범 및 사회적 규범(social norm)으로 나뉘어 살펴볼 수 있다. 호혜적 규범은 호혜와 혼용되어 사용되는데, 일반적으로 호혜성은 도덕적 의무에 바탕을 둔 교환 유형으로 개인이 속한 집단에서의 일반적인 교환관계가 호혜성이라는 규범을 통해 작동되는 것을 의미한다. 이러한 호혜성 규범은 일반 시민 생활의 바탕을 이룰 뿐 아니라, 사회자본을 구축하면서 필수적인 요소로 강조됐다. 제도적 강제성이 포함되는 사회적 규범 즉, 정형적 규칙과 관련된 법적·제도적 규범의 경우 기회주의적 행동을 차단하고 다양한 형태의 공공재 생산을 가능하게 하는바, 함께 강조됐다(Coleman, 1988; 강내원, 2012). 사회적 책임감이 내재된 사람의 경우 사회 구성원의 기대에 부응하기 위한 방향으로 이타적 행동을 수행할 뿐 아니라, 호혜성도 사회 구성원 간의 협력을 도모할 수 있으므로 구성원들의 관계 지속성 및 사회 전반의 안정에 이바지한다.

규범의 경우 추상적인 개념이기 때문에 경험적으로 측정함에 있어서 어려움이 있어, 기존의 연구들은 다양한 유형의 대리변수를 활용해 왔다. 예를 들어, Bjørnskov(2006)의 연구에서는 사회규범의 대리변수로 뇌물수수 등의 부정적인 행위가 수용되는지 여부로 측정하였으며, Leung 외(2011)의 연구에서는 밤에 거리를 걸을 때의 안전감, 지갑을 잃어버린 경우 타인이 돌려줄 것이라는 기대감 등의 항목을 활용하여 측정하였다. 최영출(2004) 및 소진광(2004)의 연구에서는 사회적 규범의 경우 지역 사회 규범의 인지 정도, 범법행위에 대한 신고율 및 규범준수에 대한 태도 등으로 측정하였으며, 호혜성 규범의 경우 자원봉사활동의 참여, 불우이웃에 대한 배려 등으로 측정하였다. 이영현 외(2006) 및 황성호·이희선(2019) 등의 연구에서는 사회적 규범에 초점을 맞췄으며, 국민의 준법성, 공공성에 대한 인식과 관련하여, 법 준수 정도, 공공정보의 공개, 공직 청렴도 강화 등의 항목을 활용하여 측정하였다.

일반적으로 이러한 규범에 대한 순응은 타인으로부터 사회적 지지를 얻어낼 수 있는 요인이 되며, 긍정적인 자아인식의 형성 및 유지를 가능하게 하여, 주관적인 안녕감에 긍정적인 효과를 가져올 수 있다(Bjørnskov, 2008; Oarga et al., 2015). 우선 상호부조 및 나눔의 교환관계가 주를 이루는 호혜성 규범에의 순응은 타인과의 유대감 형성 및 신뢰구축에 긍정적인 역할을 할 뿐 아니라, 나아가 지역커뮤니티 형성에 기여한다(Stolle & Rochon, 1999; Freitag, 2003). 이에 Putnam(2000: 19) 또한 삶의 만족도 및 주관적 안녕감에 호혜성 규범이 초래하는 긍정적 역할을 강조한 바 있다. 가족관계 및 친구관계 측면에서 호혜성 규범을 검증한 연구들은 호혜성 규범에 기인한 긍정적인 교환관계는 위험요인으로부터 안전감을 부여할 뿐 아니라, 사회적 유대감을 강화시키는 역할을 하여 미래에 도움을 받을 수 있다는 인식을 강화하고, 이를 통해 삶의 주관적 안녕 및 만족도를 높이는 효과를 가져옴을 확인하였다(Alipour et al., 2012). 예를 들어, 가나의 사례를 활용하여 Tsai and Dzorgbo(2012)의 연구에서는 호혜성이 경제적 안정감 인식 및 행복감에 정(+의 유의미한 효과를 가져옴을 확인하였다.

사회적 규범에의 순응 또한 건강한 사회적 건강상태를 나타내는 지표이자 사회적응도를 결정짓는 주요 요인으로 강조된 바 있다(박영석, 2015; 김미정·염동문, 2013; 박영석, 2015). 사회적 규범은 사회에 따라, 그리고 사회 안에서도 집단에 따라, 시대 및 장소에 따라 변할 수 있는바, 이에 대한 조작적 정의는 연구마다 상이하며, 사회적 규범에의 순응여부가 삶의 만족도에 직접적으로 미치는 영향을 체계적으로 검증한 연구는 거의 없다. 그러나 법 규범, 도덕적 규범과 같은 사회적 규범은 행동이 적합한지 혹은 적절한지에 대한 기준을 제시하기 때문에, 사회적 안정과 갈등 완화의 역할을 수행한다(장태주, 1998). 또한, 사회적 자본 관련 이론에서도 사회적 규범에의 순응은 상호작용 및 네트워크 형성과 관련이 있음이 제시된 바 있다. 이는 사회적 규범에의 순응이 삶의 만족도에도 긍정적 영향을 준다는 근거를 제시하고 있다고 볼 수 있다. 즉, 사회규범에 순응함으로써 건전한 사회적 관계를 형성하고 사회적 관계망 속에 있는 사람들과의 양질의 상호작용이 가능해지고 정서적 및 사회적 지원의 습득기회를 강화함으로써 주관적 안녕감 및 삶의 만족도에 긍정적인 효과를 가져올 수 있음을 가정할 수 있다. 이와 관련하여 박영석(2015)의 연구에서도 사회적 규범은 삶의 만족도에 정의 효과를 가져옴을 제시한 바 있다.

이 밖에도 규범의 하위측면을 구분하지 않고 삶의 만족도에 미친 영향을 검증한 연구의 경우, 연구별로 상이한 결과가 제시된 바 있다. 예를 들어, Bjørnskov(2006)의 연구에서 규범은 삶의 만족도에 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 제시되었으나, 황성호·이희선(2019)의 연구에서는 규범, 신뢰 등의 인지적 사회적 자본은 정주의식에 정의 영향을 미칠 뿐 아니라 자기효능감에 대한 매개효과를 통하여 삶의 만족도에 정의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 한세희 외(2010)의 연구에서는 일반적인 신뢰 및 호혜성의 규범을 포괄하는 항목을 활용하여 측정하였으며, 그 결과 삶의 만족도 및 주관적 건강에 각각 정(+의 유의미한 영향을 미치는 것으로 제시되었다. 이상의 논의와 선행연구의 분석을

바탕으로 이 연구는 다음의 가설을 설정하였다.

- 가설 2. 사회적 자본은 삶의 만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2-1. 신뢰도는 삶의 만족도에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 2-2. 호혜성 규범은 삶의 만족도에 정(+)의 효과를 가져올 것이다.
- 가설 2-3. 사회적 규범은 삶의 만족도에 정(+)의 효과를 가져올 것이다.

III. 연구 방법

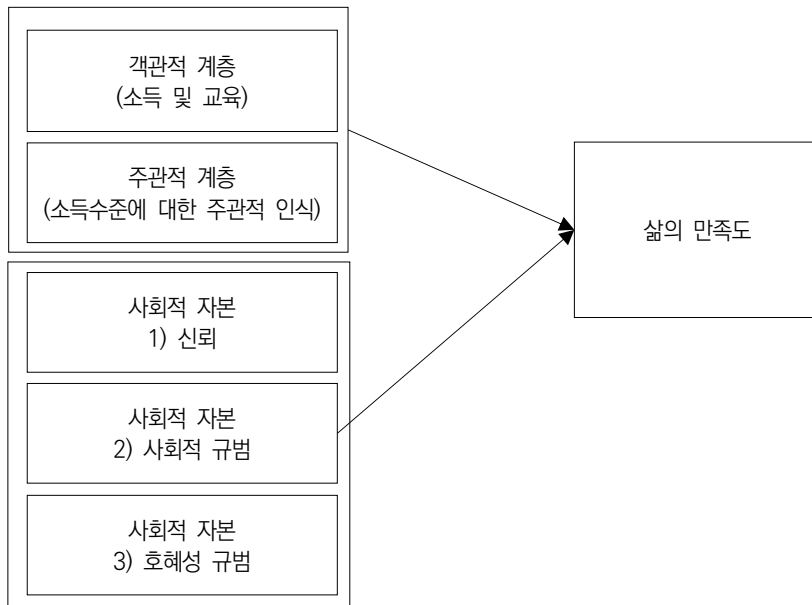
1. 자료

이 연구에서 활용한 자료는 국회미래연구원의 「한국인의 미래 가치관 연구」 설문데이터를 활용하였다. 「한국인의 미래 가치관 연구」는 미래 가치관에 대한 진단 및 예측을 바탕으로 한국인의 가치체계 흐름을 이해하고, 이를 토대로 국가의 미래 설계 및 장기 전략 수립을 위한 기초자료 확보를 목적으로 수행하는 설문조사인데, 이 연구는 가장 최근에 실시한 2020년 자료를 활용한다. 2020년 조사자료는 2020. 9. 10.에서 2020. 10. 31.까지 약 한 달간 국내에 거주하는 만 13세 이상의 남녀를 대상으로 구축한 자료이다. 조사 방법은 1:1 면접조사였으며, 설문조사는 구조화된 질문지를 통해 이루어졌으며, 조사항목은 미래에 대한 인식과 이미지, 개인의 가치관, 주관적 웰빙 및 미래 전망, 사회 혹은 국가 및 정치 관련 가치관 등에 대한 항목 등으로 구성되었다. 이 연구의 최종 분석에 활용한 유효 표본의 수는 원자료와 동일하게 5,321명이다.

2. 연구 모형 및 조작적 정의

1) 연구 모형

이 연구는 삶의 만족도 및 사회적 자본에 대한 이론적 고찰을 바탕으로 [그림 1]과 같이 가설적인 연구 모형을 설정하였다. 전술한 바와 같이 이 연구는 개인의 사회경제적 요인과 인지적 사회적 자본이 삶의 만족도에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 검증하는 것을 목적으로 한다. 이에 종속변수로는 삶의 만족도를, 독립변수로는 사회적 자본 중 인지적 사회적 자본인 신뢰, 규범과 사회경제적 요인으로 객관적 계층(소득 및 교육) 및 개인의 소득수준에 대한 주관적 인식을 설정하였다.



[그림 1] 연구 모형

2) 주요 변수의 조작적 정의

(1) 종속변수

종속변수인 삶의 만족도는 주관적 측면에서의 삶에 대한 만족도로 기존의 선행연구를 바탕으로(이윤경, 2018), 삶에 대한 전반적인 만족도 및 현재 행복하다고 생각하는 수준으로 측정하였다. 이에, “현재 내 삶에 만족한다” 및 “현재의 나는 행복하다고 생각한다”라는 두 가지 문항으로 구성하였다. 문항에 대한 응답 범주는 각각 ‘전혀 만족하지 않는다=1’, 혹은 ‘전혀 행복하지 않다=1’부터 ‘매우 만족한다=5’ 혹은 ‘매우 행복하다=5’에 이르는 5점 리커트(Likert) 척도를 활용하여 측정하였다. 신뢰도는 0.8277로 나타났다.

(2) 독립변수

독립변수의 측정은 다음과 같다. 첫째, 사회경제적 수준과 관련하여 객관적 지표 및 주관적 지표를 함께 활용하였다. 이연경·이승중(2017)의 연구를 바탕으로 소득 및 교육 측면에서의 객관적 계층 및 주관적인 소득수준을 고려하였다. 객관적인 소득수준을 측정하기 위해서 월평균 총가구소득을 묻는 설문항목을 이용하였다. 조사 대상인 가구소득은 전 가구의 근로소득, 사업소득, 재산소득 및 이전 소득의 합계로, 측정은 총 12개 구간(① 소득 없음~⑫ 1000만원 이상)으로 구성되었다.

교육 측면에서의 객관적 계층은 정규교육 수준에 대한 설문항목을 사용하였다. 측정 항목은 총 8개

로 구성되었으며 ① 교육을 받지 않음부터 ⑦ 대학원 박사과정으로 구성되었다. 주관적인 소득수준에 대한 인식의 경우, 단일 설문항목을 활용하여 측정하였는데, 응답자의 경제 상태에 대해 인식할 때 여유로운 정도를 묻는 항목을 사용하였다. 문항에 대한 응답 범주는 ‘매우 어렵다=1’에서 ‘매우 여유가 있다=5’의 5점 리커트(Likert) 척도를 활용하여 측정하였다.

사회적 자본의 경우, 이 연구는 인지적 사회적 자본에 초점을 맞췄으며, 인지적 사회적 자본의 핵심 구성인 신뢰, 호혜성 규범 및 사회적 규범을 각각 고려하였다. 먼저 신뢰 변수의 경우 특정 대상에 대한 신뢰 정도를 측정하였는데, 황성호·이희선(2019)의 연구 등을 바탕으로, 타인에 대한 신뢰, 국내 거주 외국인에 대한 신뢰 정도 및 북한이탈주민에 대한 신뢰 등 3가지 항목을 활용하여 측정하였다. 문항에 대한 응답 범주는 ‘전혀 신뢰하지 않는다=1’에서 ‘완전히 신뢰한다=5’의 5점 리커트(Likert) 척도를 활용하여 측정하였다. 신뢰도는 0.7581로 나타났다.

규범의 경우 일반적인 호혜성 규범 및 사회적 규범으로 나눠서 살펴보았다. 사회적 규범의 경우 최영철(2004) 및 소진광(2004)의 연구를 바탕으로, 법 준수 및 공정성, 공중질서 및 다양성 포용에 대한 인식 등의 6가지 항목을 활용하여 측정하였다. 활용된 설문항목의 법 준수와 관련하여, “잘못된 행위를 법적으로 엄격히 처벌한다”, 그리고 공정성 인식과 관련하여, “언론은 공정한 태도로 정보를 제공한다”, “경제적 부의 분배가 공정하게 이루어진다” 및 “성별에 따른 대우가 공정하게 이루어진다” 등의 세 가지 항목을, 그리고 다양성에 대한 포용 정도와 관련하여, “가치관이나 신념이 다른 사람을 이해하는 사회이다” 및 “사회적 약자, 소수자(장애인, 다문화 가정, 외국인 노동자, 성 소수자 등)를 공평하게 대하는 사회이다” 등의 항목을 사용하였다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다=1’에서 ‘매우 그렇다=5’의 5점 리커트(Likert) 척도를 활용하여 측정하였다. 이에 대한 신뢰도는 0.8203로 나타났다.

호혜성 규범의 경우 상호부조 및 나눔의 교환관계가 규범으로 작동하는 것을 의미하며, 김혜연(2011) 및 강철희 외(2015)의 연구를 바탕으로 공동이익 창출을 위해 이타주의적 행동을 하는 여부 및 결속(solidarity)에 관련된 항목 3가지를 활용하였는데, 이는 다음과 같다: 1) 사회의 이익을 위해 무언가를 하는 것이 중요하다, 2) 내가 곤경에 처했을 때 누군가가 나를 도와줄 것이다, 3) 집단의 일원으로 소속되는 것은 중요하다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다=1’에서 ‘매우 그렇다=5’의 5점 리커트(Likert) 척도를 활용하여 측정하였다. 신뢰도는 0.6231로 나타났다.

(3) 통제변수

기존의 선행연구에서 행복감 혹은 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 제시된 개인적인 요인 중 성별, 결혼 여부 및 연령 등을 포함하였다. 성별의 경우, 여성을 기준변수(=0)로 더미변수화하여 측정하였다. 혼인 상태의 경우 미혼을 기준변수(=0)로 설정하여 그 외의 경우를 1로 더미변수화하여 측정하였다. 응답자의 나이는 “귀하의 출생 연도는 언제입니까?”로 측정하였으며, 2007년 이전 출생자를

대상으로 하였다.

3) 타당성 및 신뢰도 분석

두 가지 이상의 측정지표를 활용하여 조작화한 변수의 경우, 해당 변수의 신뢰성(reliability)을 검증하기 위해서 Cronbach's α 점정을 활용하여 확인하였다. 일반적으로 Cronbach's alpha 계수가 0.6 이상이면 신뢰성이 있다고 판단하며, 이 연구에서 사용된 모든 변수는 전체적으로 신뢰도의 기준을 충족시킨다고 볼 수 있다. 더불어 모든 구성 변수에 있어서 개념의 측정 항목들에 대한 타당성을 검증하기 위해 요인 분석을 시행하였다. 요인추출방법은 주성분 분석(principal component analysis)을, 그리고 회전방식은 Kaiser 정규화가 있는 배리맥스(varimax)를 활용하였으며, 고윳값(eigenvalue)은 1 이상으로 설정하였다. 요인 분석 결과 총 12개의 설문항목이 3개의 요인에 적재됨을 확인하여, 타당성을 검증할 수 있다([표 1] 참고).

[표 1] 요인 분석 결과

설문	Factor1 (사회적 규범)	Factor2 (신뢰)	Factor3 (호혜성 규범)	Uniqueness
trust	0.21	0.5601	0.3101	0.546
c2_1	-0.0003	0.9163	0.0494	0.158
c2_2	0.0184	0.9085	0.037	0.1729
c3_1	-0.0205	0.0338	0.7865	0.3798
c3_2	0.1111	0.1576	0.7097	0.4592
c3_3	-0.0397	0.0602	0.743	0.4427
c5_1_1	0.6928	0.0712	0.0528	0.5122
c5_1_2	0.6849	0.0993	0.0497	0.5186
c7_1_1	0.7278	0.0066	0.0147	0.4701
c7_1_2	0.7377	0.0238	-0.0326	0.4542
c7_1_3	0.781	0.0042	0.0331	0.3889
c7_1_4	0.7181	0.0182	-0.0146	0.4838

IV. 분석 결과

1. 기술통계분석

조사 대상자 5,321명의 인구통계학적 특성을 살펴보면 다음과 같다. 성별의 경우 전체 응답자 중 남성이 49.46%, 여성이 50.54%로 거의 유사한 비율을 보였다. 연령별로 살펴본 경우, 60대 이상이 26.6%로 가장 높았으며, 50~59세(18.6%), 40~49세(17.9%)의 순이었다. 혼인 상태의 경우 미혼이 전체 27.42%를 차지하였으며, 기혼 등 기타 혼인 관계의 경우가 응답자의 약 73%를 차지하였다. 가구소득별로 살펴본 경우, 소득수준이 100만원 미만인 경우가 1.6%였으며, 300~400만원 미만이 전체 응답자 중 22.7%로 가장 많았으며, 600만원 이상이 13.4%로 확인되었다. 교육수준의 경우, 대졸 이상이 전체 응답자 중 36.6%였으며, 고졸이 41.8%, 중졸이 15.6% 그리고 초졸 이하가 5.9%로 확인되었다.

주요 변수의 기초통계량 분석 결과는 [표 2]와 같다. 삶의 만족도의 경우 최솟값은 1, 최댓값은 5로, 응답자의 평균 삶의 만족도는 3.49로 제시되었다. 주관적 소득 인식 수준도 평균값은 3.004로 제시되었다. 사회적 자본 관련 변수 중에서, 호혜성 규범에 대한 인식이 평균 3.57로 가장 높게 나타났으며, 사회적 규범 2.92, 신뢰 2.76 순으로 제시되었다.

[표 2] 주요 변수 기술통계

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
삶의 만족도	5,321	3.492577	0.617486	1	5
소득수준	5,321	5.954708	1.794629	1	12
주관적 소득수준 인식	5,321	3.00451	0.656359	1	5
교육수준	5,321	4.726931	1.044699	1	8
신뢰	5,321	2.761135	0.64822	1	5
호혜성 규범	5,321	3.569317	0.577136	1	5
사회적 규범	5,321	2.915774	0.66568	1	4.833333
연령	5,321	45.48224	15.0856	15	71
성별	5,321	0.494644	0.500018	0	1
혼인 유무	5,321	0.725803	0.44615	0	1

2. 회귀분석

1) 상관관계 분석

회귀분석에 앞서, 변수 간 상관관계를 확인하기 위해서 상관분석을 실시하였으며, [표 3]은 그 결과를 정리한 것이다. 우선, 종속변수인 삶의 만족도와 독립변수인 객관적 및 주관적 계층 및 사회적 자본 간의 상관관계를 확인한 결과, 객관적 계층 지표 중 소득의 경우 삶의 만족도와 0.2043의 상관관계를, 교육의 경우 0.1844의 상관관계를, 주관적 소득수준의 경우 0.4029의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 사회적 자본 관련 변수의 경우, 신뢰는 0.2806, 호혜성 규범의 경우 0.3200, 그리고 사회적 규범의 경우 0.1754의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 독립변수 간의 상관관계는 -0.09에서 0.3974로 상관성은 있으나 그 수준은 높지 않은 것으로 확인되었다. 더불어 회귀식에 포함될 변수들의 분산팽창지수(Variance Inflation Factor; VIF)를 활용하여 다중공선성을 확인한 결과, VIF 값이 1.04에서 2.39에 존재하여 설명변수 간 다중공선성 문제가 없음을 확인하였다.

[표 3] 상관관계 분석

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
삶의 만족도 (1)	1.00									
소득 수준 (2)	0.20	1.00								
주관적 소득수준 인식 (3)	0.40	0.40	1.00							
교육수준 (4)	0.18	0.28	0.16	1.00						
신뢰 (5)	0.28	0.07	0.14	0.06	1.00					
호혜성 규범 (6)	0.32	0.14	0.17	0.07	0.25	1.00				
사회적 규범 (7)	0.18	-0.03	0.13	-0.09	0.13	0.06	1.00			
연령 (8)	-0.15	-0.10	-0.06	-0.26	-0.04	-0.07	-0.04	1.00		
성별 (9)	-0.03	0.01	0.00	0.12	0.01	0.00	0.01	-0.01	1.00	
혼인 유무 (10)	-0.04	-0.04	-0.02	-0.13	-0.01	-0.05	-0.04	0.74	-0.09	1.00

2) 분석 결과

먼저 이 연구의 종속변수인 삶의 만족도를 응답자의 주요 인구통계학적 특성, 성별, 교육수준 및 혼인 여부 및 소득수준에 따라 살펴보았다(표 4) 참고). 응답자의 삶의 만족도 평균은 3.49로 나타났는데, 성별을 기준으로 살펴본 결과 남성에 비해 여성의 삶의 만족도가 다소 높은 것으로 제시되었다. 교육수준이 높아질수록 평균 삶의 만족도가 단계별로 높아지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 교육수준이 높은 사람이 교육수준이 낮은 사람에 비해 삶에 대한 전반적인 만족도가 더욱 높게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 평균 소득으로 측정한 소득수준의 경우, 수준별로 만족도가 다르게 나타나고 있으나, 일반적으로 소득수준이 높은 경우 삶의 만족도도 또한 높은 것으로 제시되었다. 더불어 미혼의 경우 기혼 혹은 기타 혼인 관계를 가진 사람에 비해 삶의 만족도가 높게 나타나고 있다.

[표 4] 개인의 특성 및 경제 수준별 삶의 만족도 비교

구분		삶의 만족도	F	유의도
성별	여성	3.509	3.64	0.0564
	남성	3.476		
교육 수준	무교육	3.250	29.13	0.000
	초등학교	3.110		
	중학교	3.401		
	고등학교	3.390		
	대학교(4년제 미만)	3.529		
	대학교(4년제 이상)	3.633		
	대학원 석사과정	3.826		
	대학원 박사과정	4.000		
혼인 여부	미혼	3.538	10.75	0.001
	기혼 및 기타	3.476		
소득수준	소득 없음	3.44	31.55	0.000
	100만원 미만	2.697674		
	100만원 이상~200만원 미만	3.102174		
	200만원 이상~300만원 미만	3.285408		
	300만원 이상~400만원 미만	3.487332		
	400만원 이상~500만원 미만	3.538613		
	500만원 이상~600만원 미만	3.598896		
	600만원 이상~700만원 미만	3.584788		
	700만원 이상~800만원 미만	3.665746		
	800만원 이상~900만원 미만	3.702381		
	900만원 이상~1,000만원 미만	3.64		
	1,000만원 이상	3.73125		

개인의 객관적 계층(소득 및 교육), 주관적 소득수준 및 사회적 자본이 삶의 만족도에 미치는 효과를 검증하기 위해 회귀분석을 시행하였다. 전술한 바와 같이, 제시된 3가지 모형 모두 다중공선성 문제는 없는 것으로 제시되었으나, Breusch-Pagan 검정(Breusch-Pagan Test) 결과, 이분산성의 존재를 확인하였다. 이를 해결하기 위해 로버스트 표준오차(Robust Standard error)를 사용하여 분석을 시행하였다.

회귀 분석 결과는 [표 5]와 같다. <모형 1>의 경우 삶의 만족도와 관련하여 응답자 개인의 사회경제적 특징, 즉 객관적인 소득수준 및 교육수준의 영향력 및 주관적 수준의 소득수준의 영향력을 검증한 모형으로, 모형의 적합성을 나타내는 F 값이 176.69로($p < 0.001$), 모형은 매우 유의미한 것으로 나타났다. 본 모형의 설명력은 19%이다. 분석 결과, 교육수준의 영향력 및 소득수준에 대한 주관적 인식 변수가 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향력을 부여함을 확인하였다. <모형 2>의 경우 사회적 자본의 영향력을 검토한 모형으로, F 값은 161.26으로($p < 0.001$), <모형 2> 역시 매우 유의미한 것으로 나타났다. 인지적 사회적 자본 변수 중 신뢰, 호혜성 규범 및 사회적 규범 모두 삶의 만족도에 유의미한 정(+)의 효과를 미침을 확인하였다.

<모형 3>의 경우 세 가지 주요 변수를 함께 고려한 통합 모형으로, 모형의 F 값은 207.71로($p < 0.001$), 매우 유의미한 것으로 나타났다. 모형의 설명력은 29%로 제시되었다. 분석 결과, 사회경제적 변수 중 교육수준 관련 객관적 계층변수가 삶의 만족도에 정(+)의 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 해당 가설을 기각하지 못하였다. 반면, 소득수준 관련 객관적 계층의 경우 삶의 만족도에 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 확인되어 해당 가설을 기각하였다. 즉, 가설 1을 부분적으로 지지하였다. 이는 소득의 절대적인 수준의 증가가 행복에 미치는 유의미한 영향을 미침을 제시한 기존의 이연경·이승종(2017)의 연구 결과와 상반되는 결과라 하겠다. 다만, 해당 연구에서 활용한 표본의 경우 소득 관련 객관적 조건이 열악한 경우가 다수를 차지하여(월평균 300만원 미만: 약 41%) 소득수준의 증대가 행복에 초래하는 영향력이 절대적으로 크게 작용한 것으로 볼 수 있으나, 이 연구의 표본 중 월평균 300만원 미만은 전체 응답자 중 19%에 이르는바, 표본의 상이한 특성에 의한 영향력의 차이로 설명될 수 있다. 교육수준의 경우, 교육을 주요 행복 및 삶의 질 결정요인으로 제시한 연구 결과를 뒷받침하는 결과라 하겠다. 이 연구의 응답자의 49%가 고졸 이하의 학력을 갖고 있고, 특히 고졸이 전체 응답자의 약 41%를 차지하는바, 전반적인 학력 수준이 높지 않기 때문에 학력 수준의 증가가 취업 혹은 소득수준의 증가 등에 대한 기대치를 높일 수 있는바, 삶의 만족도에 대한 영향력이 상대적으로 크게 작용한 것으로 판단된다. 또한, 절대적 소득수준의 영향력에 관한 다수의 선행연구에서도 소득수준이 일정 수준이 된 이후 삶의 만족도에 미치는 효과가 감소할 수 있음이 제시된 바 있다(최영출, 2018).

더불어 소득수준에 대한 주관적 인식변수의 경우, 검토된 모든 모형에서 삶의 만족도에 통계적으로

유의미한 정(+)의 효과를 가져옴을 확인하였다. 소득수준에 대한 개인의 주관적 인식이 삶의 만족도 제고에 중요한 결정요인이 될 수 있음을 제시하는 결과라 하겠으며, 객관적인 소득 자체보다는 소득에 대한 개인의 주관적 평가, 즉, 주관적 계층의식의 긍정적인 효과에 주목한 다수의 선행연구(이병훈 외, 2006; 구재선 외, 2011; 이윤경, 2018)와 맥을 같이하는 연구 결과라 하겠다. 기존의 선행연구에서도 객관적인 소득수준과 삶의 만족도 간의 체감관계에 주목하였는데, 소득수준이 높아질수록 전반적인 삶의 만족도에 영향을 미치지 않거나 소득수준이 어느 수준을 넘어서는 경우 그 영향이 매우 작거나, 혹은 역으로 부의 효과를 가져옴이 제시된 바 있다(이현승, 2000; Boyce et al., 2010). 반면, 소득수준에 대한 개인의 인식, 더 나아가 만족도는 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미침이 제시된 바 있다(이현승, 2000). 절대적인 소득수준보다는, 소득에 대한 만족도 혹은 어느 정도 자족(self-sufficient) 할 수 있는지 여부가 삶의 만족도를 결정짓는 중요한 요인일 수 있음을 제시한 결과라 하겠다.

[표 5] 다중회귀분석 결과(종속변수: 삶의 만족도)

변수		모형 1		모형 2		모형 3(통합)	
		β	Std. Err	β	Std. Err	β	Std. Err
객관적 계층	소득수준	0.006	0.005			0.003	0.005
	교육수준	0.053***	0.008			0.057***	0.008
주관적 계층	주관적 소득수준 인식	0.351***	0.014			0.287***	0.013
사회적 자본	신뢰			0.184***	0.013	0.152***	0.012
	호혜성 규범			0.273***	0.015	0.222***	0.014
	사회적 규범			0.122***	0.012	0.102***	0.012
통제 변수	연령	-0.007***	0.001	-0.009***	0.001	-0.006***	0.001
	성별	-0.040**	0.015	-0.025	0.015	-0.043**	0.014
	혼인 여부	0.137***	0.026	0.177***	0.026	0.134***	0.024
_cons		2.390***		1.929***		1.034	
관측 수		5,321		5,321		5,321	
F		176.69***		161.26***		207.71***	
R-squared		0.19		0.18		0.29	

주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

[표 6] 다중회귀분석 결과(종속변수: 삶의 만족도): 변수의 상대적 영향력 크기

변수		모형 3(통합) Beta
객관적 계층	소득수준	0.009
	교육수준	0.096
주관적 계층	주관적 소득수준 인식	0.305
사회적 자본	신뢰	0.159
	호혜성 규범	0.208
	사회적 규범	0.110
통제변수	연령	-0.148
	성별	-0.035
	혼인 여부	0.097
_cons		
관측 수		1,034
		5,321

인지적 사회적 자본 변수의 경우, 신뢰($\beta=0.152$), 호혜성 규범($\beta=0.222$) 및 사회적 규범($\beta=0.102$) 모두 삶의 만족도에 정(+)의 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 가설 2-1, 2-2 및 2-3을 기각하지 못하였다. 이러한 결과 역시 규범 및 신뢰 등의 사회적 자본의 하위요소가 삶의 만족도에 미치는 유의미한 영향을 제시한 선행연구를 지지하는 결과라 하겠다(Bekker et al., 2008; 문유정·주미연, 2019; 권미조 외, 2018; Bjørnskov, 2006, 2008; Oarga et al., 2015). 즉, 타인에 대한 신뢰도가 높을수록, 상호부조 및 나눔의 교환관계가 규범으로 작동할수록, 더불어 공정성, 준법의식 및 다양성에 대한 포용도와 관련된 규범이 작동할수록, 삶의 대한 전반적인 만족도가 개선될 수 있음을 확인하였다.

사회적 자본의 하위요소들의 상대적 영향력 크기를 살펴본 결과, 호혜성 규범의 영향력이 상대적으로 큰 것으로 제시되었으며, 신뢰 그리고 사회적 규범 순으로 제시되었다는 점에 주목할 필요가 있다. 사회적 자본의 경우 구성원들 간의 면밀한 관계망을 기초로 성립되는 것으로, 어떤 특정의 집단 소속 여부만으로 얻어지는 혜택이 아닌, 구성원 간의 지속적인 양질의 상호작용이 구현될 때 비로소 얻을 수 있는 재화이다. 이에 서로 도움을 주고받는 호혜성을 기반으로 한 규범이 자리 잡을 때, 구성원들 간의 신뢰 수준을 높일 수 있을 뿐만 아니라 사회적 자본의 교환 강화의 효과를 예상할 수 있다(Coleman, 1988; 정순돌·성민현, 2012). 신뢰가 삶의 만족도에 미치는 정(+)의 유의미한 효과는 대인간의 신뢰 형성이 사회결속력 및 사회적 지지감을 높여 주관적 행복감 및 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 제시한 선행연구와 일치하는 결과라 하겠다(황성호·이희선, 2019; 문유정·주미연, 2019; 한세희 외, 2010; 정명은 외, 2014). 대인 간의 신뢰의 경우 사회적 자본의 핵심적인 요

인으로 제시되어 왔는데, 이는 상호간의 관계에 있어서 신뢰를 기반을 하지 않을 경우 구성원 간의 정보교환이 원활하지 않을 뿐 아니라, 이로 인한 기회주의적 행동 및 비용 초래 등의 손실이 발생할 수 있다(박희봉, 2002). 반면, 대인 간의 신뢰 형성은 사회적 응집력을 강화시키고 갈등 완화 및 예방을 가능하게 하여 견고한 네트워크의 형성을 가능하게 하며, 이를 통해 삶의 영위를 위해 필요한 사회적 지원의 획득을 가능하게 한다는 측면에서 긍정적인 효과를 기대할 수 있다.

규범의 경우, 공유된 언어, 행동양식 및 인식을 통해 공동의 목표달성을 위한 협력행동을 가능하게 하고 공공선의 실현에 기여한다. 호혜성의 규범은 상호부조의 규범과도 동일한 개념으로 이타주의적 속성과 연관된 개념이다. 이와 달리 사회적 규범은 사회 구성원으로서 규칙을 준수하는지 여부의 의미가 포함된 개념이다(강철희 외, 2015: 6-7). 특히 사회적 규범은 사회적 제재를 통해 강요될 수 있는 규칙으로, 집단 내에서 일련의 일탈 행위를 예방하고, 공동의 질서의를 형성하고, 공유의식을 유발하는 구실을 하는 점에서 긍정적으로 평가되어 왔다(Coleman, 1988). 이와 관련하여 강철희 외(2015)의 연구에서도 사회적 규범은 자선적 기부 노력에 정(+의 유의미한 효과를 가져옴을 확인하여, 사회적 규범이 사회를 위한 기여행동으로 확장될 수 있음을 제시한 바 있다. 이 연구에서도 일련의 사회적 규범에 대한 높은 인식은 삶의 만족도에 긍정적인 효과를 가져옴을 확인할 수 있었다. 법 규범 혹은 도덕적 규범의 사회 속에서 사람들의 행위의 준칙으로, 사회 속에서 정당한 것으로 지지되는 행동 및 의식수준을 행할지 여부에 대한 기대를 의미한다. 즉, 사회적 규범에 반하는 행동을 할 경우 사회에서 도태되거나 비난을 받게 되나, 이에 준하는 행동을 할 경우 긍정적인 사회적 관계망 형성을 가능하게 하고, 이를 통해 정서적 및 사회적 지원의 습득을 가능하게 하는바 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 더불어 이러한 결과는 사회적 규범의 긍정적인 효과를 확인한 선행연구와 일치하는 결과라 하겠다(이홍직, 2008; 문필동·이정화, 2017; 이창화, 2018). 예를 들어, 이홍직의 연구에서도 지역사회 내 규범을 많이 공유할수록 노인의 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 초래함을 확인하였다.

전술한 바와 같이 호혜적 규범의 영향력에 주목할 필요가 있는데, 선행연구에서도 도덕적 의무감을 바탕으로 하는 호혜성의 경우 양질의 사회적 교환관계 형성 및 강화의 기반이 될 수 있어 그 중요성이 더욱 강조된 바 있으며, 이러한 호혜성이 내재화된 경우 이타적인 행동의 발현을 도모할 뿐 아니라 사회협력 수준을 높이는 효과를 가져올 수 있음이 제시된 바 있다(Putnam, 2000; Coleman, 1988; Leung et al., 2010; 강철희 외, 2015). 즉, 호혜적 규범의 삶의 만족도에 미치는 상대적으로 큰 영향력의 확인은 기존의 선행연구의 결과(Putnam, 2000; Coleman, 1988; Leung et al., 2010; 강철희 외, 2015)와 유사한 것이다. 호혜성이 내재된 사회적 관계가 형성되었을 때, 개인의 이기적 행동을 자제하고 집단 전체의 이익을 위해 행동하게 된다. 물론 무조건적인 호혜성이 가정되는 가족과 같은 결속연결망의 경우와 공평한 호혜성이 요구되는 동창회와 같은 가교연결망의 경우 그 영향력이 상이

할 수 있으나, 일반적으로 호혜성이 장기적으로 작동될 경우 구성원 간의 두터운 신뢰 형성의 근간이 될 수 있을 뿐 아니라, 집단에서 필요한 사회적 지지를 얻을 수 있다. 이를 통해 심리적 및 신체적 안녕을 추구를 가능하게 함으로써, 전반적인 삶의 만족도를 높이는 효과를 기대할 수 있다.

마지막으로, 이 연구에서 통제변수로 검토한 혼인 여부, 성별 및 연령의 경우, 미혼 상태보다 혼인한 경우, 남성보다 여성의 경우, 그리고 나이가 어릴수록, 삶에 대한 만족도가 높음을 확인하였다.

V. 결론

이 연구는 「한국인의 미래 가치관 연구」 설문데이터를 활용하여, 삶의 만족도에 영향을 미치는 개인 및 집단 수준에서의 요인을 규명하기 위해서 사회경제적 측면 및 사회적 자본을 주 변수로 고려하여 검토하였다. 한국의 경우, 삶의 질 및 만족도 관련 성과는 높지 않은 상황이다.

삶의 만족도의 영향 요인으로 사회경제적 요인과 관련 객관적인 조건 및 주관적인 인식을 함께 고려 분석하였다는 점, 그리고 더불어 사회적 자본의 영향력을 검증하면서 신뢰, 규범 등의 인지적 요인에 초점을 맞춰 검증하고 특히, 규범의 경우 일반적인 사회적 규범과 호혜성 규범의 상이한 효과를 각각 검토하였다는 점이 기존 연구와의 차별점이라 하겠다. 즉, 삶의 만족도의 결정요인을 다각도로 검토함으로써 관련 정책적 함의를 도출하고자 하였다는 점에서 이 연구의 의의가 있다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 사회경제적 측면의 요인의 경우, 선행연구를 바탕으로 객관적인 계층요인 및 주관적인 계층요인으로 나뉘서 살펴보았다. 객관적인 계층요인 중 절대적인 소득수준의 경우 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하였지만, 교육수준의 경우 삶의 만족도에 유의미한 정(+)의 효과를 미침을 확인하였다. 더불어 주관적인 계층요인 중 소득에 대한 응답자의 주관적인 평가를 활용하였는데, 경제적으로 여유로움을 인지할수록 삶의 만족도가 높음을 제시하는 결과라 하겠다. 취약계층에 대한 효과적인 지원정책의 마련 및 사회경제적 환경 조성 및 개선을 위한 정책안 마련 및 도입이 필수적이라 하겠다.

더불어 사회적 자본 변수의 경우 이 연구는 인지적 사회적 자본요인을 초점을 맞춰 신뢰, 호혜성 및 사회적 규범 등의 효과를 검토하였다. 연계형 사회적 자본인 신뢰, 호혜성 및 사회적 규범 모두 삶의 만족도에 정(+)의 유의미한 효과를 가져옴을 확인하였다. 즉, 사회 속 구성원들의 삶의 만족도를 높이기 위해서 사회적 자본 수준을 향상하게 시킬 수 있는 지원 전략의 수립이 필요함을 시사하는 결과라 하겠다. 지역 단위의 연계사업 활용 및 지역 내 편의시설 활용을 통한 지역사회 공공모임 등의 활성화를 통하여 다양한 배경을 지닌 구성원들 간의 관계 형성을 통해 사회적 자본을 축적할 기회를 부여하고, 이를 적극적으로 지원할 필요가 있다(최예나, 2016). 더불어 사회적 자본의 강화 및 사회적

자본이 초래할 수 있는 긍정적 효과를 높이고 타 집단구성원에 대한 배척 및 지역 이기주의 등의 부정적 외부성과 같은 사회적 자본의 역기능을 최소화하기 위해서는, 관련 교육사업의 시행을 통하여 사회적 자본에 대한 인식 재정립을 위한 추가적인 노력이 부여될 필요가 있다. 사회적 자본 축적을 위한 평생교육 활성화, 학습동아리의 활성화, 주민센터를 활용한 지역 단위의 다양한 조직 육성 등을 고려해 볼 수 있다.

특히, 선행연구와 유사하게 대인 간의 신뢰의 유의미한 영향력이 확인된바(Bjørnskov, 2006, 2008; Habibov & Afandi, 2015; Helliwell et al., 2016), 삶의 만족도 제고를 위해 상호 간의 신뢰도를 높이기 위한 노력이 필요하겠다(박희봉·이희창, 2005). 특히, 사적 영역에서의 신뢰보다는 공적 영역에서의 신뢰 형성의 필요성을 강조하는 결과라 하겠다. 대인 간의 신뢰는 미시적 수준에서의 신뢰이나, 이러한 신뢰 형성 과정을 반복하고 조직화함으로써 제도에 대한 신뢰 및 사회 전반에 대한 신뢰라는 거시적 수준의 신뢰로 전환될 수 있다(박병진, 2007). 이에 대인 간의 신뢰를 구성하는 요인에 대한 추가적인 연구가 수행될 필요가 있다.

또한, 사회적 규범의 유의미한 정(+) 효과는 삶의 만족도 제고에 있어서 사회적 규범 강화의 필요성을 제시한다. 사회적 자본은 사회적 관계에 기인하는바, 사회 내의 일련의 공식적 혹은 비공식적 규범을 통해 유지된다. 이러한 결과를 바탕으로 할 때, 준법의식을 높이고 체계적인 사회교육 과정의 활용을 통하여 건전한 공동체 시민의식 함양을 위한 노력이 기울어져야 하겠다(이희태, 2012). 더불어 호혜성(Oarga et al., 2015; Tsai & Dzorgbo, 2012)의 긍정적 효과와 관련하여, 호혜성에 대한 인식을 높일 수 있는 단체활동, 자원봉사 및 기부 등의 활동을 활성화하고, 관련 교육 프로그램의 개발 및 활용 등을 검토해 볼 필요가 있다(장영은·김신열, 2014).

마지막으로 이 연구의 한계점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 사회적 자본의 다양한 측면을 고려하지 못했다는 점이다. 사회적 자본을 측정하면서 사회적 자본의 제도적 측면 및 관계적 측면이 모두 고려될 필요가 있으나(소진광, 2004), 2차 설문데이터 활용의 한계로 이를 모두 고려하지 못했다는 한계가 있다. 더불어 사회적 자본을 측정함에 있어서 신뢰 및 규범의 경우, 선행연구를 바탕으로 타인에 대한 신뢰 정도 및 관련 규범에 대한 인지 정도를 대용 지표로 활용하였다. 사회적 자본으로서의 신뢰 및 규범의 실질적인 영향력을 검증하기 위해서는 해당 변수와 관련 구성원의 행동양식을 반영한 사회적 자본의 표현인자에 대한 고려가 필요하나(소진광, 2004), 2차 데이터 활용의 한계상 이를 반영하지 못하였다. 이에 향후 후속 연구에서는 사회적 자본의 개념적 정의 및 측정지표 개발 관련 추가 연구를 통해 사회적 자본을 구성하는 각각의 요소에 대한 보다 정교한 측정을 기할 필요가 있으며, 더불어 사회적 자본의 제도적 측면 및 관계적 측면이 삶의 만족도에 초래할 수 있는 영향력에 대한 추가 검토가 필요하다고 판단된다. 또한, 지역사회의 특징에 따라 사회적 자본의 유형 및 형태가 상이할 수 있는바, 이를 고려한 후속 연구가 제시될 필요가 있다.

더불어 횡단면 자료(cross-sectional data)를 활용한 분석의 한계로 삶의 만족도와 일련의 독립 요인 간의 인과관계를 추정하기보다는 변수 간의 관계만을 보여줬다는 점이 한계라 하겠다. 이에 시계열 자료를 활용하여, 사회적 자본 수준의 변화가 지역주민의 만족도 수준에 어떠한 영향을 미치는 관련 후속 연구가 제시될 필요가 있다. 더불어 연구의 외적 타당성을 높이기 위해 다양한 환경 및 맥락에서의 연구가 수행될 필요가 있는데, 이에 도시 간 혹은 나라 간 비교 연구 또한 검토될 수 있다 (Hoogerbrugge et al., 2018). 또한, 2차 데이터 활용의 한계로 이 연구에서는 사회경제적 요인 및 사회적 자본의 상대적 영향력 검증에 효과적일 수 있는 구조방정식 모형을 활용하지 못하였다. 향후 연구에서는 사회경제적 요인 및 사회적 자본의 상대적 영향력 검증에 부합하는 데이터 구축 노력 및 이를 고려한 분석이 수행될 필요가 있다.

참고문헌

- 강민성. 2015. 신뢰가 행복에 미치는 차별적 효과: 사회신뢰와 정부신뢰를 중심으로 (Doctoral dissertation, 서울대학교 대학원).
- 강시모. 2014. 노인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 부산의 소득층 독거노인을 중심으로. 고려대학교, 석사학위논문.
- 강철희, 황지민, & 오양래. 2015. 사회자본과 나눔 행동의 관계에 관한 연구: 신뢰, 호혜, 규범의 영향력 분석. 사회복지정책, 42(2), 1-32.
- 권미조, 이준영, & 최낙혁. 2018. 사회적 통합과 삶의 만족도: 경기도 주민의 인식을 중심으로. 행정논총 (Korean Journal of Public Administration), 56.
- 구교준, 임재영, & 최슬기. 2014. 소득과 삶의 역량에 따른 행복 결정요인 연구. 한국행정학보, 48(2), 317-339.
- 고명철. 2018. 공공서비스 만족도가 주관적 안녕감에 미치는 영향: 지방정부 신뢰에 의한 지역사회 생활의 질 (community QoL) 의 매개된 조절효과를 중심으로. 지방정부연구, 22(2), 119-146.
- 김왕배, & 이경용. 2002. 사회자본으로서의 신뢰와 조직몰입. 한국사회학, 36(3), 1-23.
- 김수희, 정종화, & 송진영. 2018. 노인의 사회경제적 지위가 삶의 만족도에 미치는 영향: 공식적·비공식적 사회활동참여의 매개효과를 중심으로. 노인복지연구, 73(3), 167-191.
- 김신영, & 백혜정. 2008. 한국청소년행복지수 개발연구. 한국사회학, 42(6), 140-173.
- 김태형, 최정인, 정세희, & 문명재. 2018. 정부의 질과 규모가 국민의 객관적·주관적 삶의 질에 미치는 영향. 지방정부연구, 22(1), 281-306.
- 김혜연. 2011. 사회적 자본이 지역주민의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 지역사회 민간자원 연계사업 참여 주민을 중심으로. 한국사회복지행정학, 13(3), 1-29.
- 남주하, & 김상봉. 2012. 한국의 경제행복지수 측정에 관한 연구. 국제경제연구, 18(2), 1-28.
- 문진영. 2012. 이스털린 역설에 대한 연구: 만족점의 존재여부를 중심으로. 한국사회복지학, 64(1), 53-77.
- 문유정, & 주미연. 2019. 광주·전남지역 주민의 사회적 자본이 주관적 행복에 미치는 영향: 사회적 지지의 매개효과. 지역사회연구, 27(1), 1-25.
- 박희봉, 이희창, & 조연상. 2003. 우리나라 정부신뢰 특성 및 영향 요인 분석. 한국행정학보, 37(3), 45-67.
- 박희봉, & 이희창. 2005. 삶의 만족에 미치는 영향 요인 비교 분석-경제, 사회적 요인인가? 사회자본 요인인가?-. 한국행정논집, 17, 709-728.
- 배정현. 2014. 삶의 만족과 정부의 질. 행정논총 (Korean Journal of Public Administration), 52.
- 소진광. 2004. 사회적 자본의 측정지표에 관한 연구. 한국지역개발학회지, 16(1), 89-117.
- 오민지, & 이수영. 2017. 행복의 결정요인에 관한 연구: Alderfer 의 ERG 이론을 중심으로. 한국행정논집, 29(3), 489-508.
- 우창빈. 2013. 행복을 추구하는 행복정책은 가능한가?: 행복을 목표로 하는 공공정책의 이론, 논란, 가능성과 조건들.

- 행정논총, 51(2), 283-318.
- 이민아, & 송리라. 2014. 소득, 물질주의와 행복의 관계. 한국인구학, 37(4), 89-114.
- 이윤경. 2018. 삶의 질 영향요인 추세분석: 상향확산이론의 적용을 중심으로. 사회과학연구논총, 34(2), 35-72.
- 이연경, & 이승중. 2017. 사회계층이 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 객관적 계층과 주관적 계층의식을 중심으로. 행정논총 (Korean Journal of Public Administration), 55.
- 장승진. 2011. 행복의 정치경제학: 소득불평등에 대한 인식이 한국인들의 삶의 만족도에 끼치는 영향. 한국정당학회보, 10(2), 43-66.
- 장영은, & 김신열. 2014. 고령친화적인 사회경제적 환경이 농촌노인의 삶의 만족에 미치는 영향. 지역과 세계, 38(3), 255-284.
- 정명은, 김미현, & 장용석. 2014. 서울시민의 행복과 사회자본 관계 분석: 행복한 시민, 따뜻한 지역공동체. 서울도시연구, 15(1), 163-186.
- 제갈돈, & 김태형. 2007. 지방공무원의 직무만족과 삶의 만족간의 인과관계에 관한 연구. 지방정부연구, 11(3), 7-34.
- 정순돌, & 성민현. 2012. 연령집단별 사회적 자본과 삶의 만족도 관계비교. 보건사회연구, 32(4), 249-272.
- 최말욱, & 문유석. 2011. 부산지역주민의 행복감 영향요인 분석. 지방정부연구, 15(1), 277-297.
- 최예나. 2016. 전라북도 주민들의 삶의 만족도 결정요인 분석-개인요인과 지역요인을 중심으로. 한국자치행정학보, 30(3), 291-312.
- 최예나. 2016. 사회적 자본이 지방정부 신뢰에 미치는 영향 연구: 주민들과 선출직 기관들간 소통의 조절효과를 중심으로. 지방정부연구, 20(3), 69-88.
- 최영출. 2018. 특수준과 삶의 만족도와와의 관계 분석: 이항로지분석의 활용. 한국자치행정학보, 32(3), 1-18.
- 한세희, 김연희, & 이희선. 2010. 사회자본과 주관적 안녕감의 관계: 서울시민을 대상으로. 한국행정학보, 44(3), 37-59.
- 황성호, & 이희선. 2019. 사회자본이 삶의 만족도에 미치는 영향: 정주의식과 자기효능감의 매개효과분석. 한국공공관리학보, 33(2), 1-36.
- Alderfer, C. P. 1972. Existence, relatedness, and growth: Human needs in organizational settings.
- Arampatzi, E., Burger, M. J., & Novik, N. 2018. Social network sites, individual social capital and happiness. Journal of Happiness Studies, 19(1), 99-122.
- Bender, K. A., & Jivan, N. A. 2005. What makes retirees happy? (Vol. 28). Center for Retirement Research at Boston College.
- Bjørnskov, C. 2006. The multiple facets of social capital. European journal of political economy, 22(1), 22-40.
- Coleman, J. S. 1988. Social capital in the creation of human capital. American journal of sociology, 94, S95-S120.
- Diener, E. 2006. Guidelines for national indicators of subjective well-being and ill-being. Journal of happiness studies, 7(4), 397-404.
- 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.
- Easterlin, R. A. 1974. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In *Nations and households in economic growth* (pp. 89-125). Academic Press.
- Forrest, R., & Kearns, A. 2001. Social cohesion, social capital and the neighbourhood. *Urban studies*, 38(12), 2125-2143.
- Gilligan, T. D., & Huebner, S. 2007. Initial development and validation of the multidimensional students' life satisfaction scale-adolescent version. *Applied Research in Quality of Life*, 2(1), 1-16.
- Grootaert, C., Narayan, D., Jones, V. N. and Woolcock, M., 2003. Integrated Questionnaire for the Measurement of Social Capital(SC-IQ). The World Bank. Social Capital Thematic Group.
- Grootaert, C. 2003. On the relationship between empowerment, social capital and community driven development. World Bank Working Paper, 33074.
- 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.
- Hollar, D. 2003. A holistic theoretical model for examining welfare reform: Quality of life. *Public Administration Review*, 63(1), 90-104.
- Hoogerbrugge, M. M., & Burger, M. J. 2018. Neighborhood-based social capital and life satisfaction: the case of Rotterdam, the Netherlands. *Urban Geography*, 39(10), 1484-1509.
- Leung, A., Kier, C., Fung, T., Fung, L., & Sproule, R. 2013. Searching for happiness: The importance of social capital. In *The exploration of happiness* (pp. 247-267). Springer, Dordrecht.
- Lowenstein, A., Katz, R., & Gur-Yaish, N. 2007. Reciprocity in parent-child exchange and life satisfaction among the elderly: a cross-national perspective. *Journal of Social Issues*, 63(4), 865-883.
- Macinko, J., & Starfield, B. 2001. The utility of social capital in research on health determinants. *The Milbank Quarterly*, 79(3), 387-427.
- Putnam, R. D. 2000. Bowling alone: America's declining social capital. In *Culture and politics* (pp. 223-234). Palgrave Macmillan, New York.
- Smith, J., Borchelt, M., Maier, H., & Jopp, D. 2002. Health and well-being in the young old and oldest old. *Journal of Social Issues*, 58(4), 715-732
- Susniene, D., & Jurkauskas, A. 2009. The concepts of quality of life and happiness-correlation and differences. *Engineering Economics*, 63(3).
- Van der Horst, M., & Coffé, H. 2012. How friendship network characteristics influence subjective well-being. *Social Indicators Research*, 107(3), 509-529.
- Veenhoven, R. 2012. Happiness: Also known as "life satisfaction" and "subjective well-being". In *Handbook of social indicators and quality of life research* (pp. 63-77). Springer, Dordrecht.

제3절 전자감시사회에서의 시민적 권리에 대한 한국과 유럽 인식 격차

신인철*

Perception Gap of Civil Rights between Korean and European in the Electronic Surveillance Society

Inchol Shin*

요약: CCTV가 일상화된 현실 속에서 전자적 감시 장치의 지속적인 확대는 국민들의 사생활보호권과 언론과 표현의 자유 등 시민적 권리를 침해하고 삶의 질을 격하시킬 우려가 있다. 하지만 일부에서는 인권침해를 최소화 또는 방지하기 위한 제도적 장치가 마련되어 있기 때문에 안전과 국가안보 등의 목적을 위해 전자적 감시 장치의 확대는 불가피하다는 목소리 또한 존재한다. 이에 본 연구는 대표적인 전자적 감시제도인 CCTV 설치와 E-Mail 모니터링에 대해 한국인들이 가지고 있는 인식이 유럽과 어떠한 차이를 보이고 있는지를 살펴보고, 개인 및 국가 간 인식 격차가 발생하는 원인을 탐색하는 데 목적을 두고 진행하였다. 분석 결과, 유럽권 내에서 동유럽과 여타 비동유럽권 간에 전자적 감시제도에 대한 인식이 매우 상이함을 확인하였으며, 비동유럽권 내에서도 국민들이 정부에 대해 가지고 있는 신뢰와 테러 위협의 상태에 따라 서로 다른 인식의 차이가 존재함을 확인할 수 있었다. 또한, 비동유럽권과 한국과의 비교를 통해 한국인들이 상대적으로 전자적 감시제도에 대한 거부감이 높은 것으로 나타났는데, 이러한 결과 역시 전자적 감시 장치를 통해 습득된 정보가 유출되거나 다른 목적으로 사용되지 않을 것이라는 신뢰의 문제와 매우 관련되어 있음을 확인하였다. 이러한 결과를 토대로 전자감시사회로의 이행이 불가피하다면 시민적 권리를 보호하기 위해 무엇을 해야 할 것인지에 대해 논의하였다.

주제어: 전자감시사회, 시민적 권리, 정부 신뢰

ABSTRACT: In the reality where CCTV has become commonplace, the continuous expansion of electronic surveillance devices may infringe on civil rights such as the right to privacy and the freedom of speech and expression, therefore may lead to reducing the quality of life. However, some say that the expansion of electronic surveillance devices is unavoidable for purposes such as national safety and security, because institutions are in place to minimize or prevent human rights abuses. Therefore, the purpose of this study is to find the perceptions gap between Korean and European about the electronic surveillance devices, and

* 서울시립대학교 사회학과 교수

to search the cause of this gap. As a result of the analysis, it found that the perception of electronic surveillance is very different between Eastern European and non-Eastern European, and there is a difference depending on the trust against the government and terror threat even in non-Eastern Europe. In addition, a comparison between non-Eastern European and Korean revealed that Korean have a relatively high sense of refusal to the electronic surveillance system. this difference reflect the gap of trust that the information acquired through the electronic surveillance device leaked out, or it will not be used for any other purpose. Based on these results, this study discuss what to do to protect civil rights if the transition to an electronic surveillance society is unavoidable.

KeyWords: electronic surveillance society, civil rights, public trust in government

I. 서론

우리는 집에 머무르는 동안 IP 카메라에 항시 노출되어 있고, 집 밖을 나서게 되면 거주하는 건물입구부터 시작하여 이동 동선마다 설치된 CCTV에 노출된다. 이처럼 더 이상 우리의 일상에서 CCTV는 낯선 것이 아니다. 행정안전부와 한국인터넷진흥원이 실시한 ‘민간 부문 CCTV 설치운영 실태조사’에 따르면 30~40대 직장인의 경우 출근부터 퇴근까지 하루 동안 약 98회 정도 CCTV에 노출되는 것으로 나타났다(투데이신문, 2021. 10. 13.).

CCTV가 본격적으로 도입될 당시에는 개인의 사생활보호권 침해에 대한 우려로 인해 무차별적인 확대에 대한 반대의 목소리가 매우 컸었다. 하지만 제도적 보완을 통해 이를 인권침해를 사전에 예방하고 최소화하기 위한 조치들이 취해지고, 이를 위반할 경우 개인정보보호법뿐만 아니라, 명예훼손과 같은 형법, 민법, 그리고 성폭력처벌법 등 다양한 법적 책임을 묻도록 하고 있기 때문에 이러한 우려는 점차 줄어드는 추세이다. 하지만 환자의 안전과 인권보호를 목적으로 추진하고자 했던 수술실 CCTV 설치와 관련하여 대한의사협회 등이 보건의료노동자의 인권침해를 우려하여 반대했던 논란 역시 최근의 일이다. 또한 법률적 근거 없이 사업장, 구급시설 등에 설치된 CCTV가 인권침해라는 국가인권위원회의 권고도 얼마 되지 않았다(국가인권위원회, 2021). 이처럼 CCTV는 우리 가까이에서 이만 이를 둘러싸고 제기되고 있는 논란은 여전히 진행 중이다.

한편 KBS가 2018년에 이명박 정부 당시 국정원이 이른바 ‘4대강 불법 사찰’ 내용을 담은 ‘요약 문건’을 보도하면서 촉발되었던 민간인 사찰 사건을 기억할 것이다. 최근 정치인과 민간인 등을 불법 사찰한 혐의는 직권남용으로 봐야 한다는 대법원 판결이 있었다. 특히 이 사건이 많은 이들에게 두려움을 주었던 것은 악성코드로 PC를 해킹해 이메일 자료 등을 빼내는 방식으로 불법 사찰을 행하였다는 점이다(TBS, 2021. 3. 23.). 이로 인해 국민들은 정치인이나 유력인사가 아닌 민간인조차 국가권력에 의해 전자적 감시의 대상이 될 수 있고, 전자적 감시가 우리가 알고 있는 것보다 훨씬 발전해 있다는 우려를 갖게 되었다.

이처럼 정보통신기술의 지속적인 발전에 따라 국가기관과 일자리와 같은 민간 부문에서의 전자적 모니터링과 감시에 대한 문제가 사회적 이슈로 등장하고 있다. 특히 2001년 9.11 테러 직후 효과적으로 테러를 예방하고 테러수사의 효율성을 제고하기 위하여 수사기관의 감청 및 체포, 검열 등 대테러 관련 수사권한을 대폭 강화하는 대신 시민의 권리를 대폭 제한하는 내용을 담은 테러방지법인 USA Patriot Act를 미국이 통과시키면서 전화나 E-Mail에 대한 국가권력의 모니터링과 감시의 문제가 세계적인 문제로 제기되고 있다(박용기, 2006). 특히, 해당 법 통과 이후에 껄껄이 미국민들을 대상으로 테러 위협에 대응하기 위해 시민권 권리가 제약되는 것에 대한 여론조사를 실시한 결과를 살펴보면 2002년 1월 조사에서는 ‘자유가 침해되더라도 정부가 전권을 가져야 한다는 의견’이 47%에 달하는

것으로 나타났다. 이러한 결과는 9.11 테러가 자유권 보장을 무엇보다도 중요시하였던 미국인들의 가치관에 지대한 영향을 미쳤음을 보여주는 결과로, 그만큼 이러한 급격한 변화에 대한 우려 또한 크다.

또한 최근에 COVID-19 팬데믹이 전 세계적으로 확산되면서 확진자의 동선을 파악하고 대응하는 과정에서 CCTV 등과 같은 전자적 감시장비가 적극적으로 활용됨에 따라 개인정보보호와 사생활 침해의 우려에 대한 목소리가 더욱 커지고 있는 실정이다. 무엇보다 사생활보호권을 비롯한 인권보장은 국민 행복을 위한 가장 기본적인 전제조건이라는 측면에서 전자적 감시제도의 확대는 국민의 삶의 질과 밀접한 연관을 맺고 있기 때문에 간과해서는 안 될 중요한 문제이다.

이에 본 연구에서는 국가에 의한 전자적 감시제도의 확대에 대한 인식에 있어 한국과 유럽권 국민들에 차이가 있는지, 그리고 이러한 태도의 차이에 영향을 미치는 요인들을 무엇인지를 살펴보고자 한다. 특히 현재 우리나라의 추진되고 있는 다양한 인권정책들이 유럽의 주요 선진국의 모델을 참고한 것이 많기에 유럽사회와의 비교 연구를 통해 우리의 현 주소를 진단할 필요가 있다. 이와 더불어 이러한 결과를 토대로 전자적 감시제도의 도입과 확대가 불가피한 현실이라면 인권침해를 최소화하면서 범죄나 테러 예방을 목적으로 추진되는 전자적 감시제도를 도입하기 위해서는 어떠한 제도적 기반과 사회적 환경이 조성되어야 하는가를 논의해 보고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 전자감시사회와 시민적 권리

감시(surveillance)라는 용어를 접했을 때 가장 먼저 떠오르는 학자는 중세시대부터 현대까지의 감옥의 역사를 분석하여 그것에 내재되어 있는 권력관계를 분석하여 『감사와 처벌』이라는 역작을 집필한 미셸 푸코(Michel Foucault)일 것이다. 하지만 이보다 전자감시의 문제와 관련하여 후속 연구자들에게 지대한 영향을 미치고 있는 학자로 데이비드 리온(David Lyon)을 들 수 있다. 그는 제어나 관리, 보호를 목적으로 의식적이고 지속적이고 체계적인 방식으로 개인에 대한 정보들을 수집하는 활동을 감시행위라 정의하면서 전자감시(electronic surveillance)의 문제에 대해 심도 있는 연구를 수행해왔다(Lyon, 2003). 특히 그는 푸코식의 파놉티콘이 현대사회에 유용한 것인가에 대한 의문을 제기하고 hypercontrol, social sorting, 또는 models of assemblage 등과 같은 새로운 개념들이 더 적절할지 모른다고 비판하면서 전자감시의 문제로 전환되어야 함을 역설하였다(Lyon, 2006). 들뢰즈(Deleuze) 역시 푸코의 규율사회에서 컴퓨터와 기업이 지배하고 숫자와 코드에 의해 통제되는 통제사회(control society)로의 이행을 주장하면서 이를 통제하기 위한 기제가 벤담의 파놉티콘이 전자 파

노트폰으로 질적인 변화되었음을 지적한다(홍성욱, 2001).

국내에서도 전자감시사회에 대한 논의가 활발히 진행되어 왔다. 대표적으로 김왕배·이경용(2003)은 특히 CCTV, 전자주민증, 전화감청 등 인터넷 모니터링을 통한 직무감식의 문제를 전국 실태조사를 통해 논의한 바 있다. 이와 유사하게 이희성(2003) 역시 작업장 내에서의 전자메일 및 CCTV의 감시가 근로자의 사생활보호권에 미치는 문제에 대한 지적하였다. 또한, 이윤복(2017)은 안전사회를 목적으로 도입된 공적 장소에서의 CCTV가 오히려 사생활보호권을 침해할 우려가 있음을 지적하면서 안전과 사생활보호권의 조화를 위한 사회적 합의의 필요성을 역설한다. 김종길(2009)도 기술사회적 역기능이 만연하는 사회를 고도위험사회로 정의하면서 정보통신기술의 발전이 개인정보에 대한 국가의 통제력 확대를 넘어 개인의 자율성 및 정체성의 위협으로 이어질 수 있음을 지적하고 있다. 특히 그는 사생활보호권이 사생활을 동의 없이 공개당하지 않아야 한다는 과거의 소극적 접근을 넘어서 개인정보의 관리 및 통제에 관한 권리, 개인정보 유통에 대한 결정권을 포함하는 적극적 권리로 확대되어 가고 있음을 지적하면서 기존의 제도가 이를 뒷받침하지 못하는 아노미적 상황에 대한 문제를 다각적으로 진단하고 있다.

무엇보다도 전자감시와 관련하여 체계적인 논의를 수행한 연구자로 이두갑(2016)을 들 수 있다. 그는 특히 21세기에 급속도로 발전하고 있는 위치기반서비스(Location-Based Service, LBS) 시스템을 사용자와 위치 정보 서비스, 그리고 시스템 내에서의 정보의 흐름에 따라 분석하여 개인의 오프라인 삶에 이러한 시스템이 추적과 감시를 수행하고 있는지, 이를 통해 어떻게 감시 자본주의로 나가고 있는가를 면밀히 분석하였다. 이와 유사하게 김동일(2015)은 감시카메라가 치안의 혜택을 주기 때문에 그것에 노출되는 것을 당연시하는 공정의무는 감시사회의 전체주의적 성향을 회피하고 사생활 침해를 불가피한 것으로 수용하게 하는 도덕적 근거를 마련해 주는 것이라 비판한다.

하지만 기존의 연구에서는 전자감시사회의 대표적인 기기로서 CCTV를 중심으로 논의가 진행되었다면, 개인이 일하는 회사에서 기술유출방지의 목적으로 자행되고 있는 E-Mail 모니터링과 같은 새로운 전자적 감시방법에 대한 연구로 확대되고 있다(Ball, 2010; Stanton and Weiss, 2000). 또한 세계적인 테러위험의 확대되는 가운데 기업을 넘어 국가권력이 국민을 대상으로 진행되고 있는 E-Mail 모니터링과 인권침해의 문제에 대한 논쟁 역시 뜨겁다. 대표적으로 Mitsilegas(2015)는 테러와의 전쟁으로 촉발된 일반화된 대중감시의 문제가 미국을 넘어 유럽 등 전 세계적인 문제임을 지적하면서 국제프라이버시레짐(global privacy regime)이 확립될 필요가 있음을 강조한다.

2. 전자감시제도에 대한 수용성 격차

이처럼 전자감시제도는 개인의 인권의 침해할 우려가 크지만 모든 사람들이 이 문제에 대해 민감하게 반응하는 것은 아니다. 그렇다면 사람들이 느끼는 전자감시제도에 대한 수용성 격차에 영향을 주는 요인들은 무엇일까? 가장 쉽게 생각할 수 있는 것이 개인이 가지고 있는 학력 수준에 따른 차이일 것이다. 이와 관련하여 Renaud와 동료들(2016)은 흥미로운 연구 결과를 제시하였다. 이들은 영국인들이 전자감시에 대해 저항하지 않는 이유를 탐색한 결과 사생활, 기밀, 보안 등과 같은 용어에 대한 실질적인 의미를 알지 못하는 사람들에게서 전자감시에 대한 부정적 인식이 낮은 것을 확인하였는데, 이러한 결과는 개인이 가지고 있는 전자감시제도에 대한 이해와 인권의식뿐만 아니라 학력의 차이를 보여주는 결과라 하겠다.

이외에도 개인들이 가지고 있는 가치관이나 국가적 또는 문화적 맥락 역시 전자감시제도에 대한 인식에 있어 다른 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 대표적으로 개인이 인식하고 있는 범죄피해에 대한 두려움 정도에 따른 차이를 들 수 있다. 이미 기존의 많은 연구를 통해 범죄피해에 대한 두려움을 많이 느끼는 사람들일수록(Ditton, 2000), 또는 범죄피해 우려가 높은 지역에 거주하는 사람들일수록(Sousa and Madensen, 2016) CCTV와 같은 전자감시제도에 대한 수용성이 높은 것으로 나타났다. 또한, Davis와 Silver(2004)는 테러공격에 대한 위협감이 사람들로 하여금 국가안보를 위해 시민의 자유를 포기하게 만드는 가장 중요한 요소라고 주장한다. 이러한 주장은 이전의 유사 연구에서 개인적 위협에 더 많이 노출된 사람들일수록 민주적 절차에 대한 제한을 더 쉽게 수용한다는 결과와 일치한다(Gibson, 1998; Lauterbach & Vrana, 2001; Somer, Ruvio, Soref & Sever, 2005). 이를 통해 우리는 테러 위협에 노출된 우려가 큰 국가의 국민들일수록 국가적 안녕을 목적으로 인권이 부분적으로 제한될 수 있다는 생각을 더 많이 하게 될 것임을 유추할 수 있다.

전자적 감시에 대한 수용성에 있어 국가 간 차이를 수행한 대표적인 연구자인 Kossowska와 동료들(2011)은 폴란드, 벨기에, 스페인 그리고 영국을 국민들을 대상으로 한 연구를 실시한 바 있다. 특히 이들은 각 국가의 문화와 관계없이 우파적 권위주의(right-wing authoritarianism)가 시민권 제한에 밀접한 연관이 있음을 밝혀냈다. 본 연구와 관련하여 주목할 만한 결과는 영국인들의 경우 우파적 권위주의를 갖고 있는 사람들 내에서 테러에 대한 위협감이 시민권의 제한에 대한 찬성도를 높이는 반면, 스페인 국민들에게서는 이러한 효과가 나타나지 않았다. 이와 유사하게 Hempel와 Töpfer(2004)는 오스트리아, 덴마크, 독일, 영국, 헝가리, 노르웨이, 스페인 등 7개국 국민을 대상으로 CCTV에 대한 수용성을 분석하였는데, 독일과 오스트리아의 경우 CCTV에 부정적인 의견이 많았으나 영국은 상대적으로 수용성이 높은 것으로 나타났다.

이와 함께 전자감시에 대한 수용성에 영향을 미치는 중요한 요인으로 국가권력에 대한 신뢰를 들

수 있다. 예를 들어, Trüdinger와 Steckermeier(2017)는 독일의 감시 관련 조사를 토대로 감시정치에 대한 수용성을 분석한 결과 감시 관련 정보는 수용성에 유의미한 영향을 주지 않은 반면, 정치신뢰가 시민적 자유를 위협할 것이라는 불확실성을 감소시켜 감시정치에 대한 수용성을 높이는 것을 확인하였다. 뿐만 아니라 유사 연구에서도 높은 정부신뢰는 전자감시에 대한 높은 수용성과 연결되는 것으로 알려져 있다(Bali, 2009; Vermeersch & De Pauw, 2017). 이러한 개인적 수준에서 정부신뢰도가 전자감시 수용성에 미치는 영향은 국가 간 비교 연구에서도 공통적으로 나타난다. Thompson과 동료들(2020)이 호주와 스리랑카 국민들을 대상으로 한 조사를 토대로 한 결과에 따르면 정보 수집에 따른 사생활보호의 문제에 대한 관심도가 수용성에 미치는 영향은 양국에서 다르게 영향을 주었으나 정부에 대한 신뢰는 공통적으로 중요한 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 2020년에 전 세계적으로 확산된 COVID-19에 대응하는 과정에서 CCTV 등을 활용한 방역체계를 구축하는 국가들이 증가하였고 정부의 감시와 통제에 대한 문제가 중요한 사회적 이슈로 부상하였다. 이에 이와 관련된 다양한 연구들이 진행되었는데, 대표적으로 Ioannou와 Tussyadiah(2021)의 연구에서도 정부감시에 대한 수용성에 있어 정부에 대한 신뢰와 믿음이 중요한 역할을 하고 있음을 재확인해 준 바 있다.

정부신뢰만큼 개인들이 가지고 있는 대인신뢰 역시 전자감시에 대한 수용성과 밀접한 연관이 있다. 대표적으로, 앞서 살펴보았던 Davis와 Silver(2004)는 대인신뢰의 증가는 정부의 전자적 감시가 오용되지 않을 것이라는 기대와 연결되어 정부가 시민의 자유를 일부 제한하는 것에 대한 용인도를 높일 수 있다고 주장한다. 하지만 이러한 대인신뢰의 영향은 전자감시를 통해 수집된 정보가 오용하지 않을 것이라는 정부에 대한 신뢰가 전제될 경우에만 긍정적 영향을 기대할 수 있을 것이기에 국가 간 차이를 발생시키는 요인으로 작용할 수 있다. 또 다른 요인으로 개인이 가지고 있는 자유주의에 대한 신념 역시 중요한 영향을 줄 수 있다. 즉, 전자감시로 인한 사생활보호권의 침해는 개인의 자유성을 침해하는 것이기 때문에 자유주의적 성향을 가지고 있는 사람들은 전자감시에 대해 부정적인 태도를 보일 가능성이 높다(Best, Krueger and Ladewig, 2006).

III. 연구자료 및 모형

1. 연구자료

이 연구는 최근 범죄예방과 국민의 안전보장 목적하에서 CCTV 설치, 그리고 인터넷상의 E-Mail과 정보 모니터링 확대에 대한 주장에 대해 한국과 유럽권 국가의 인식에 있어 어떠한 차이가 있는가를 분석하는 것을 목적으로 한다.

이를 위해 본 연구에서는 크게 두 개의 자료를 이용하였다. 먼저, 유럽권 국가의 가치관 분석에 이용된 데이터는 유럽연합(European Union, 이하 EU)에 가입한 국가를 대상으로 실시한 「2017 European Values Study(이하 EVS)」이다. 이 조사는 EU 회원국 국민들이 가지고 있는 다양한 가치관과 태도 등을 측정하고 있으며, 여기서 조사된 결과는 EU에서 생산하는 주관적 지표로 많이 활용되고 있다.

다음으로 한국 자료는 국회미래연구원이 2020년에 실시한 「한국인의 미래 가치관 설문조사(이하 KFVS)」이다. 이 조사는 미래 지향적 관점에서 한국인의 미래 인식을 살펴보고 이를 통해 한국사회의 미래 모습을 전망하기 위한 목적으로 현재 국내 거주하는 만 13세 이상 남녀를 대상으로 실시한 것이다. 이 조사에서는 앞서 논의한 미래 가치관을 파악하기 위해 다양한 가치관과 인식을 측정하였는데, 이 중에는 본 연구에서 관심을 두고 있는 CCTV 설치, 그리고 인터넷상의 E-Mail과 정보 모니터링 확대에 대한 개인들의 태도를 측정하고 있다. 다만, 이 조사는 어디까지 미래 가치관을 측정하기 위한 목적으로 설계되었기 때문에 현재적 가치관이나 태도와 관련된 문항을 매우 제한적이라는 한계를 가지고 있다. 또한, 국제 비교를 목적으로 설계되지 않았기 때문에 앞서 살펴보았던 EVS와의 비교에 어려움이 따른다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 관심을 주고 있는 감시시스템에 대한 인식뿐만 아니라 유럽권과 비교 가능한 문항이 포함되어 있어 국제간 비교 연구에도 활용 가능하다는 특징을 갖고 있다.

2. 자료의 처리 및 연구 모형

이 연구는 국제 비교 연구를 목적으로 하고 있기 때문에 두 조사자료에 공통적으로 포함된 변수만을 이용해야 한다는 한계는 불가피하다. 특히, 일부 변수의 경우에는 측정된 척도가 상이하여 불가피하게 임의적인 변환의 과정을 거칠 수밖에 없었다. 또한, CCTV와 E-Mail 모니터링에 대한 인식에 미치는 영향 요인들은 상이할 수 있다. 무엇보다 CCTV는 일상에 너무나 가까이에 와 있고, 범죄예방 처럼 긍정적 기능을 하고 있다는 인식이 커지고 있기 때문에 동일한 독립변수를 통해 모형 간 비교가 적절하지 않을 수 있다. 하지만 본 연구에서는 선행연구와 마찬가지로 CCTV를 E-Mail 모니터링보다는 인권침해의 우려가 상대적으로 적지만 대표적인 전자적 감시제도(장치)로 보고, 기존 논의에서 전자적 감시제도 인식에 영향을 미치는 변수들을 공통적으로 모형에 포함시켜 분석하였다.

먼저, KFVS와 EVS 모두 CCTV 설치와 인터넷상의 E-Mail과 정보 모니터링에 대한 사람들의 인식을 측정하고 있다. 즉, 국가가 공익을 위해 ‘공공장소에서 CCTV로 감시하는 것’, 그리고 ‘인터넷에서 교환되는 모든 이메일과 정보를 모니터링(점검)하는 것’에 대한 권리를 갖고 있다고 생각하는지를 묻고 있다. 다만, KFVS는 5점 척도로 측정된 반면에 EVS는 “보통이다”라는 응답 범주가 없는 4점 척도로 측정되었다. 이로 인해 직접적인 비교의 한계에도 불구하고 동일 목적으로 설계되지 않은 조사를 이용한 국제 비교 연구의 불가피한 한계이기 때문에 KFVS의 경우에는 4점과 5점에 응답한 경우는

1의 값을 부여하고, 나머지는 0의 값을 부여하여 더미변수화하였다. 그리고 EVS의 경우에는 3점과 4점에 응답한 경우는 1, 나머지는 0의 값을 부여하여 더미변수화하였다.

다음으로 이러한 종속변수에 영향을 미치는 설명변수에 대한 처리과정이다. 앞서 논의한 바와 같이 본 연구에서 이용하고 있는 두 개의 자료는 서로 다른 목적성에서 설계되었기 때문에 측정된 내용이 많이 달라 본 연구의 목적에 맞는 변수가 매우 제한적이다. 그럼에도 불구하고, 선행연구에서 정부의 감시나 통제, 또는 인권과 관련하여 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타난 변수들을 선별하여 일치화 과정을 거쳤다.

첫 번째 설명변수는 '다른 사람들을 얼마나 신뢰하는지'와 관련된 대인신뢰도이다. KFVS의 경우에는 5점 척도로 측정된 반면, EVS는 4점 척도로 측정되었다. 이에 앞의 종속변수와 동일한 방식으로 더미변수화하였다. 다음은 국가의 권리보장 중요도로, '시민권을 통해 국가의 억압에서 보호하는 것'이 민주주의의 중요한 특성인지를 측정한 문항이다. 다만 KFVS는 5점 척도로 측정되었고, EVS는 10점 척도로 측정되어 KFVS를 10점 척도로 재변환하여 분석에 이용하였다. 본 연구에 포함된 마지막 가치관 변수는 국가의 안전보장 중요도이다. 이 변수는 국가가 '국민 안전'을 목표로 하거나 직접 제공하는 것이 얼마나 중요한지를 측정하였는데, KFVS는 5점 척도로, EVS는 4점 척도로 측정되어 종속변수나 대인신뢰도와 마찬가지로의 방법을 통해 더미변수화하였다.

이 외에 개인들의 사회인구학적 특성을 통제변수로서 고려하였다. 먼저 여성을 기준으로 더미변수화한 성별 변수를 포함시켰다. 그리고 연령은 만 나이로 변환하여 포함시켰는데, KFVS의 경우에는 만 13세~만 69세를 대상으로 조사된 반면, EVS는 만18세 이상을 대상으로 하고 있다. 이에 상호 간의 비교를 위해 만 18세~만 69세까지로 연령범위를 제한하였다. 그리고 교육수준은 중학교 이하를 기준범위로 하고, 고졸, 대졸 이상 등 3개의 범주로 나누었다. 이 외에 혼인 상태도 두 조사에서 묻고 있기 때문에 포함시킬 수 있으나 EVS에서 혼인 상태 변수의 결측값이 다수 포함되어 있어 표본탈락에 따른 편향을 최소화하기 위해 혼인 상태 변수는 제외하였다. 또한 소득이나 직업 등을 두 조사가 비교 가능한 형태로 측정되지 않아 분석모형에 포함시키지 않았다.

이러한 변수들은 한국과 유럽권을 비교할 때 사용되는 변수인데, 본 연구에서는 유럽권 국가 간의 비교도 실시하였다. 이후에 보다 구체적으로 살펴보겠지만, 국가의 전자적 감시제도에 대한 가치관에 있어 권역(동유럽권 여부)에 따라 다소 차이가 발생하는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 국가적 특성을 고려하기 위해 부패 인식 수준, 범죄 수준, 그리고 국제테러위험도를 포함시켰다. 먼저, 부패지수는 국제투명성기구가 2018년 기준으로 2019년에 발표한 국가별 지수를 이용하였다. 본 연구에 이용된 EVS 자료는 2017년에 시작되었지만 국가별로 이 이후에 종료된 경우도 있어 2018년 지표를 이용하였다. 이 값은 투명성을 나타내는 것으로 값이 클수록 정부의 투명성이 높은 것을 의미한다. 다음으로 범죄율은 OECD에서 발표하고 있는 인구 10만명당 살인율을 이용하였는데, 이 지표는 2018

년의 경우 일부 국가가 결측값이 존재하여 전체적인 비교가 가능한 2017년 결과를 이용하였다. 마지막으로 국제테러위험도는 경제평화연구소(Institute of Economics and Peace)가 발표하고 있는 국제테러지수(Global Terrorism Index)를 이용하였는데, 2019년에 발표한 2018년 기준값을 이용하였다.

[표 1] 한국과 유럽권 자료의 기술통계량

(단위: %, *표시된 변수는 제외)

구분		한국	유럽권
종속변수	CCTV 설치		
	반대	38.4	38.9
	찬성	61.6	61.1
	E-Mail 모니터링		
	반대	72.5	78.3
	찬성	27.5	21.7
통제변수	성별		
	남성	49.4	46.3
	여성	50.6	53.7
	연령*	45.2(13.7)	45.0(14.6)
	교육수준		
	중졸 이하	5.9	17.9
	고졸	40.5	48.0
	대졸 이상	53.6	34.2
	대인신뢰		
설명변수	비신뢰	61.4	61.5
	신뢰	38.6	38.5
	국가의 권리보장 중요도*	7.8(1.5)	8.1(2.4)
	국가의 안전보장 중요도		
	비중요	11.3	3.3
국가지수	중요	88.7	96.7
	투명성지수*	-	64.3(17.2)
	10만명당 살인율*	-	1.2(0.6)
	국제테러지수*	-	1.4(1.7)

주: 1) *가 표시된 변수는 연속형 변수로 제시된 값은 평균(표준편차)임.

2) 위에 제시된 기술통계량은 가중치를 부여한 결과임.

위의 [표 1]에 제시된 바와 같이 KFVS와 EVS에 공통적으로 포함된 변수를 처리하는 과정에서 측정된 척도의 상이성으로 인해 불가피한 변환과정을 거칠 수밖에 없었음에도 불구하고 기술통계량 값을 살펴보면 한국과 유럽 자료의 처리결과가 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

다음으로 이 연구는 CCTV 설치와 인터넷상의 E-Mail과 정보 모니터링에 대한 찬반 여부를 종속변수로 하고 있기 때문에 이항로짓모형(binary logit model)을 기본 모형으로 하고 있다. 이 모형은 한

국과 유럽권 비교 연구에 사용되었다. 본 연구에서는 이외에도 유럽권 내 국가 간 비교 연구도 실시하였다. 다만, 이 분석에 사용된 국가가 28개국이었기 때문에 확률오차에 각 국가의 고유한 특성이 포함될 우려가 있어 이를 통제하기 위해 다층모형(multi-level model) 중 국가를 2-수준으로 하는 임의 절편모형(random-intercept model)을 이용하였다.

IV. 연구 결과

1. 유럽권 국가 간 비교 분석 결과

한국과 유럽권 간의 가치관 비교를 본격적으로 실시하기 전에 이 연구에서는 유럽권 내에서의 차이를 먼저 분석하였다. 그 이유는 이후의 분석 결과에서 자세히 제시하겠지만 동유럽권과 다른 유럽권 지역 간에 차이를 큰 차이를 보이기 때문이다. 28개국 국민들을 대상으로 국가권력을 통한 CCTV 설치와 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률을 분석하였는데 그 결과는 아래의 [표 2]에 제시된 바와 같다.

[표 2] CCTV 설치 및 E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 로짓모형 분석 결과

구분	CCTV 설치 찬성		E-Mail 모니터링 찬성	
	AME	(s.e.)	AME	(s.e.)
성별(기준=여성)	0.0008	(0.0055)	0.0099	(0.0047) **
연령	0.0018	(0.0002)	0.0019	(0.0002) ***
교육수준(기준=중졸 이하)				
고졸	0.0148	(0.0076)	-0.0331	(0.0067) ***
대졸 이상	0.0233	(0.0083)	-0.0615	(0.0071) ***
대인신뢰(신뢰=1)	0.0078	(0.0063)	0.0040	(0.0053)
국가의 권리보장 중요도	-0.0024	(0.0011)	-0.0069	(0.0009) ***
국가의 안전보장 중요도	0.1534	(0.0149)	0.0302	(0.0141) **
투명성지수	0.0040	(0.0002)	0.0000	(0.0002)
10만명당 살인율	0.0694	(0.0055)	0.0197	(0.0048) ***
국제테러지수	0.0282	(0.0018)	0.0229	(0.0014) ***
동유럽 여부(동유럽=1)	-0.0237	(0.0072)	-0.0581	(0.0069) ***
표본 수	30,458		30,458	
LR- χ^2	1400.70***		846.56***	
AIC(BIC)	39413.84(39513.72)		31107.92(31207.81)	

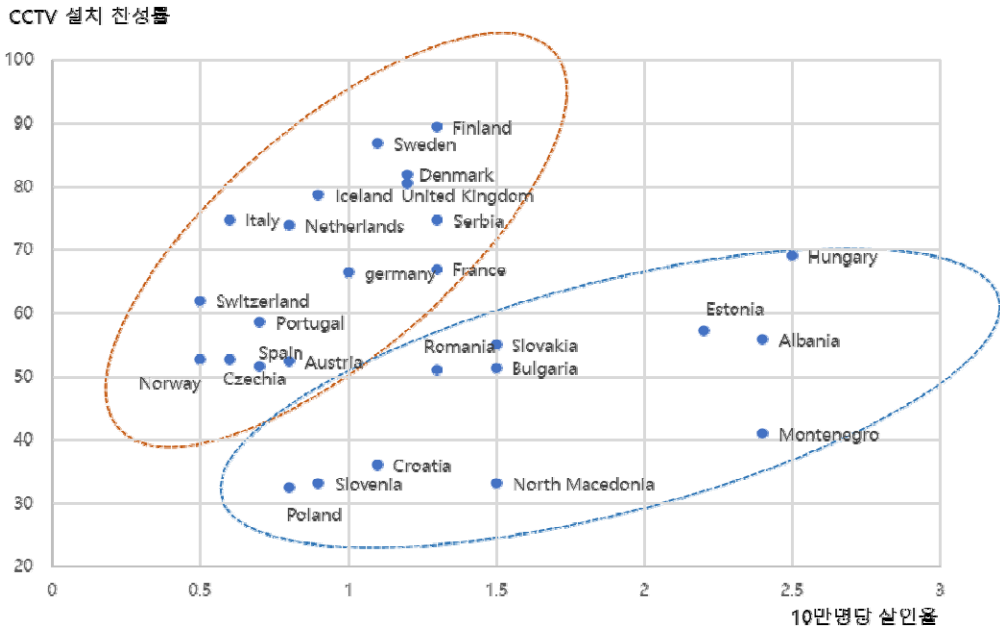
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

주: 위에 제시된 결과는 설계가중치를 부여한 결과임.

분석 결과를 살펴보면, 기존 선행연구를 통해 일반적으로 유추할 수 있는 바와 같이 인권보장을 우선시하는 사람일수록 CCTV 설치나 E-Mail 모니터링에 대한 반대할 가능성 커지는 것으로 나타났다. 반면, 국가의 안전보장 의무를 강조하는 사람일수록 찬성할 확률은 높았다. 그리고 교육수준에 따른 CCTV 설치와 E-Mail 모니터링에 대한 생각은 반대의 경향을 보였다.

다만, 여기서 주목하고자 하는 것은 유럽의 권역에 따른 차이이다. 즉, CCTV 설치나 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률을 보면 동유럽국가에 속한 국민일수록 찬성할 가능성이 낮은 것을 알 수 있다. 이것은 동유럽 국민들이 유럽의 다른 권역 국민들과 다른 가치관을 가지고 있을 가능성을 제시해 주고 있다.

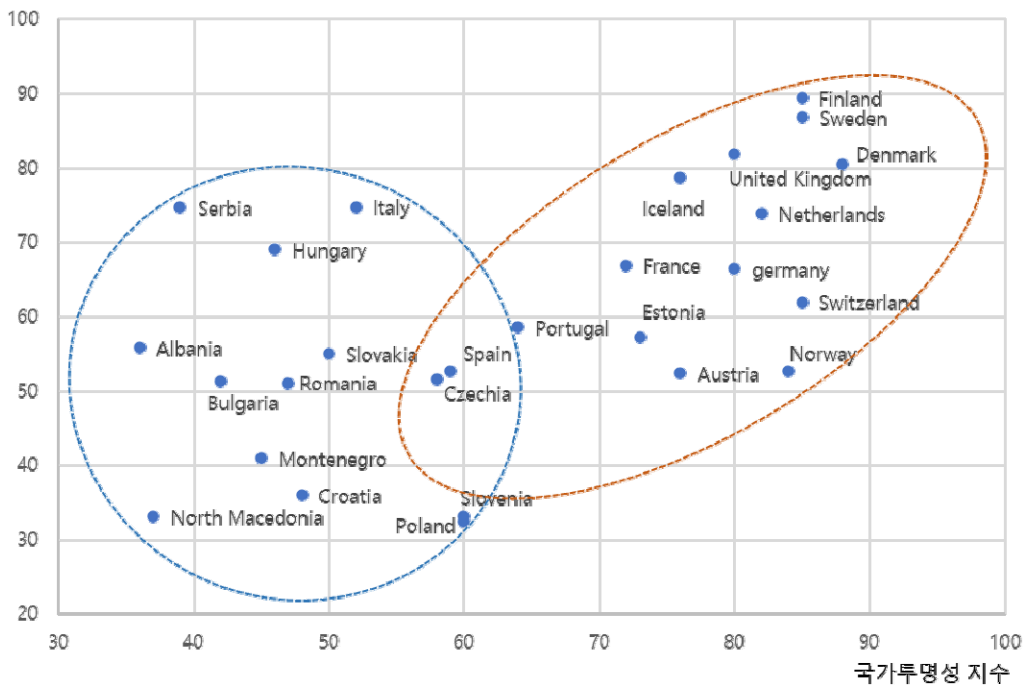
이에 종속변수의 찬성 비율을 국가별로 산출하여 이 연구의 주된 설명변수들과의 관련성을 도식화 하여 살펴보았다. 아래의 [그림 1]은 유럽국가별 CCTV 설치 찬성률과 국가별 10만명당 살인율 간의 산점도를 제시한 것이다. 일반적으로 CCTV는 범죄예방과 범죄 발생 시 중요한 증거자료 수집 등의 목적에 많이 활용되기 때문에 양자 간의 관계를 쉽게 생각할 수 있기 때문이다. 전체적으로 보면 살인율이 높은 국가일수록 CCTV 설치에 대한 찬성률 또한 높아지는 경향을 보이는데, 이것은 [표 2]의 로짓모형에 대한 분석 결과에서도 도출된 바 있다. 하지만 여기서 주목할 것은 동유럽국가와 여타 다른 유럽국가 간의 차이이다. 동유럽국가들은 양자 간의 상관관계가 낮은 반면에 다른 유럽국가들은 매우 높은 상관관계를 보이고 있음을 알 수 있다.



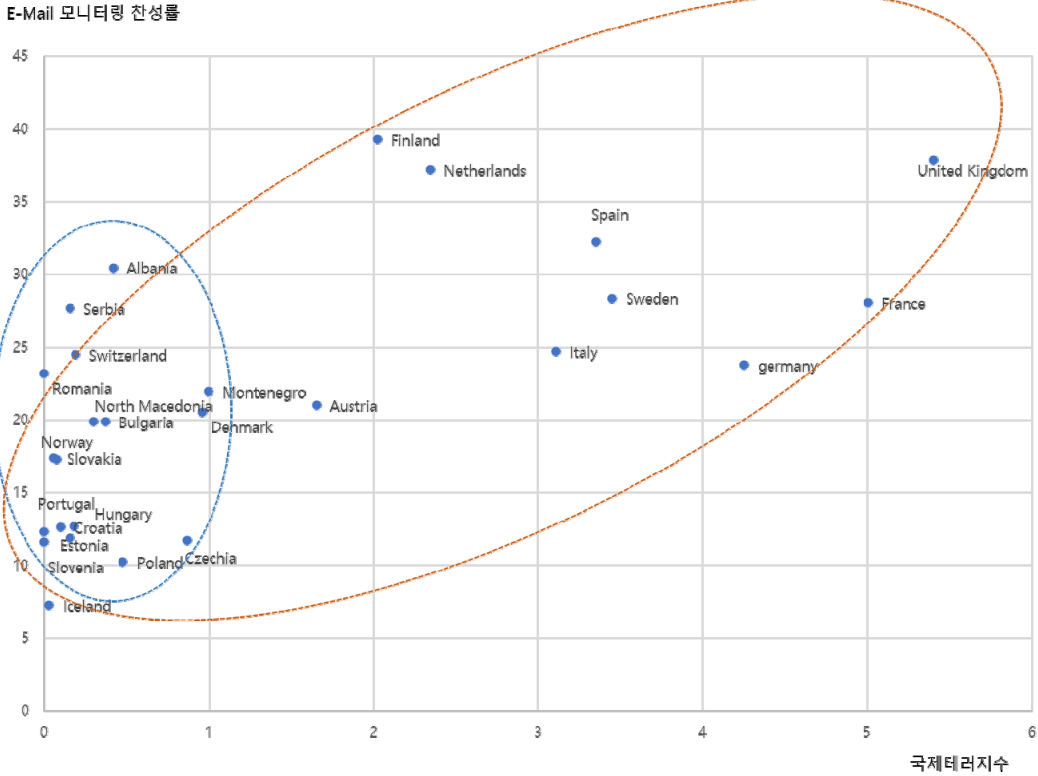
[그림 1] 유럽국가별 CCTV 설치 찬성률과 10만명당 살인율 간의 산점도

그렇다면 [그림 1]과 같이 차이는 무엇 때문일까? [그림 2]는 이에 대한 설명을 위한 실마리를 제시해 주고 있다. 아래의 결과는 CCTV 설치 찬성률과 국가투명성지수 간의 관계를 산점도로 나타낸 것이다. 전체적인 결과를 살펴보면, 비동유럽국가의 경우에는 국가투명성이 높은 국가일수록 CCTV 설치의 찬성률이 증가하는 패턴을 보인다. 하지만 동유럽국가의 경우에는 양자 간의 선형적 상관관계를 보이지 않는다. 즉, 동유럽권과 비동유럽권 국가들이 CCTV 확대에 대한 태도는 완전히 다른 양상을 보일 수 있음을 간접적으로 확인할 수 있다.

CCTV 설치 찬성률



[그림 2] 유럽국가별 CCTV 설치 찬성률과 투명성지수 간의 산점도



[그림 3] 유럽국가별 E-Mail 모니터링 찬성률과 국제테러지수 간의 산점도

전자식 감시제도에 대해 갖고 있는 태도가 동유럽권과 비동유럽권 간에 차이가 나타남을 보다 극명하게 나타내주는 것이 위의 [그림 3]에 제시된 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률과 국제테러지수 간의 관계이다. 최근 테러위험성이 증가하는 국가에서 국가안보와 국민의 생명권 및 재산권 보호 등을 목적으로 E-Mail 모니터링이 필요하다는 목소리가 증가하고 있는데, 이러한 경향은 비동유럽권에서 뚜렷하게 나타난다. 하지만 동유럽권의 경우에는 앞서 살펴본 CCTV 설치 찬성률의 결과처럼 일정한 패턴을 보이지 않는다. [표 2]와 [그림 1]~[그림 3]의 결과를 종합해 보면, 동유럽권과 비동유럽권 국민들이 가지고 있는 가치관은 서로 다름을 알 수 있으며, 두 권역을 서로 나누어 분석해야 함을 보여주고 있다.

이에 [표 3]은 EVS 자료를 동유럽권 국가와 비동유럽권 국가로 나누고, 국가 고유의 특성을 통제하기 위해 임의절편모형을 적용하여 CCTV 설치 찬성여부에 대한 결정요인을 분석한 결과이다. 분석 결과를 살펴보면, 두 권역에 속한 국민들이 CCTV 설치 찬성여부에 영향을 주는 특성들이 상이함을 알 수 있다. 동유럽권 국민들의 경우에는 학력이 높을수록 CCTV 설치에 대해 찬성할 확률이 증가하지만 비동유럽권에서는 학력 효과가 존재하지 않음을 알 수 있다. 그리고 국가가 국민의 안정을 보장하는 것이 중요하다고 생각할수록 CCTV 설치에 찬성할 확률이 증가하는 것은 동유럽권이나 비동유

럽권이나 동일하다. 하지만, 국가가 시민의 기본권 보장을 강화하는 것이 중요하다고 생각할수록 CCTV 설치에 반대하는 경향은 비동유럽권에서만 나타났다. 즉, 비동유럽권 국가에서는 CCTV의 확대를 인권침해의 문제와 연결시켜 매우 민감하게 반응하고 있음을 알 수 있다.

[표 3] CCTV 설치 찬성여부에 대한 임의절편모형 분석 결과

구분	동유럽권		비동유럽권		
	AME	(s.e.)	AME	(s.e.)	
성별(기준=여성)	-0.0133	(0.0121)	0.0024	(0.0059)	
연령	0.0005	(0.0004)	0.0019	(0.0002)	***
교육수준(기준=중졸 이하)					
고졸	0.0692	(0.0176)	0.0147	(0.0084)	***
대졸 이상	0.1071	(0.0202)	0.0029	(0.0089)	***
대인신뢰	-0.0254	(0.0146)	-0.0131	(0.0067)	
국가의 권리보장 중요도	0.0044	(0.0024)	-0.0048	(0.0013)	***
국가의 안전보장 중요도	0.0707	(0.0334)	0.1592	(0.0171)	***
투명성지수	-0.0026	(0.0063)	0.0051	(0.0018)	**
10만명당 살인율	0.1532	(0.0661)	0.0371	(0.0559)	*
국제테러지수	0.1185	(0.1243)	0.0259	(0.0163)	
표본 수	6,639		23,819		
LR- χ^2	88.34***		1616.7***		
ICC	.022		0.104		
AIC(BIC)	8848.496(8930.105)		28606.48(28703.42)		

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

주: 위에 제시된 결과는 설계가중치를 부여한 결과임.

또한, CCTV가 주된 목적으로 하는 범죄예방의 차원에서 10만명당 살인율이 높은 나라의 국민들일 수록 CCTV 설치에 대해 긍정적인 태도를 보이는 것은 동유럽권에서만 나타나고, 비동유럽권에서는 나타나지 않는다. 오히려 비동유럽권에서는 국가의 투명성지수가 높을수록 CCTV 설치에 대해 긍정적인 태도를 보일 확률이 증가함을 볼 수 있다.

대표적인 전자식 감시장비인 CCTV는 불가피하게 개인들의 사생활 침해라는 기본권을 제약할 수밖에 없다. 하지만, 국가투명성지수는 CCTV를 통해 수집된 정보를 경찰과 같은 국가기관에서 범죄예방이나 범죄 증거 자료 수집의 목적 이외에 사용하지 않을 것이라는 국민적 신뢰와 비례 관계에 있고, 그렇기 때문에 CCTV 설치가 기본권을 제약하기보다는 범죄예방이라는 국민적 실익을 보장해 준다고 믿음이 작용하기 때문으로 보인다. 반면, 구소련 체제하에 있던 동유럽국가들은 오랫동안 정부의 엄격

한 감시와 통제를 경험하였고, 이 과정에서 국가가 수집된 정보가 국민의 기본권을 제약하는 수단으로 활용될 수 있다는 우려가 크다는 것을 체득하였기 때문에 위와 같은 결과로 이어진 것으로 보인다.

다음으로 E-Mail 모니터링에 대한 찬성여부의 결정요인을 분석하였다. 하지만 [그림 3]에서 볼 수 있었던 것처럼 동유럽국가들은 일정한 경향성을 보이지 않았는데, 임의절편모형을 적용했을 때에도 통계적으로 추정모형이 수렴되지 않았고, 로짓모형을 분석하여도 유의미한 결과로 이어지지 않았다. 이에 E-Mail 모니터링에 대한 찬성여부는 비동유럽권에 대해서만 임의절편모형을 통해 분석하였고, 그 결과는 아래의 [표 4]와 같다.

[표 4] E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 임의절편모형 분석 결과

구분	비동유럽권		
	AME	(s.e.)	
성별(기준=여성)	0.0047	(0.0053)	
연령	0.0021	(0.0002)	***
교육수준(기준=중졸 이하)			
고졸	-0.0276	(0.0079)	***
대졸 이상	-0.0631	(0.0085)	***
대인신뢰	-0.0080	(0.0061)	
국가의 권리보장 중요도	-0.0075	(0.0012)	***
국가의 안전보장 중요도	0.0673	(0.0173)	***
투명성지수	0.0000	(0.0011)	
10만명당 살인율	0.0217	(0.0321)	
국제테러지수	0.0331	(0.0094)	***
표본 수	23,819		
LR- χ^2	546.73***		
ICC	0.053		
AIC(BIC)	24781.9(24878.84)		

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

주: 위에 제시된 결과는 설계가중치를 부여한 결과임.

[표 4]의 결과를 보면, 교육수준이 높아질수록 강력한 전자적 감시제도라 할 수 있는 E-Mail 모니터링에 대해 찬성할 확률이 감소함을 알 수 있다. 또한, CCTV 찬성률과 마찬가지로 기본권 보장을 중요하게 생각할수록 반대하는 경향이 증가하고, 안전보장을 우선시할수록 찬성하는 경향이 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 개인적 가치관의 차이에도 불구하고, 국가적 수준에서 보면 테러위험이 높은 국가에 살고 있는 국민일수록 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률이 증가함을 알 수 있다.

이러한 분석 결과를 종합해 보면, 전자식 감시제도에 대한 태도에 있어 유럽권과 한국을 비교하기 위해서는 동유럽을 제외해야 함을 알 수 있다. 이에 이후의 분석에서는 비동유럽권과 한국을 비교하였다. 다만, 비동유럽권 분석에서는 국가적 특수성을 통제하기 위해 임의절편모형을 적용하였고, 한국과의 비교를 위해 국가적 수준과 관련된 변수들(투명성지수, 10만명당 살인율, 국제테러지수)은 모형에서 제외하였다.

먼저 CCTV 설치 찬성여부에 대한 한국과 비동유럽권 간의 비교결과는 아래의 [표 5]와 같다. 한국과 비동유럽권 모두 안정보장 중요도 인식이 CCTV 설치 찬성률을 증가시키는 요인으로 작용함을 알 수 있다. 하지만, 대인신뢰와 권리보장 중요도 인식의 효과는 다른 결과를 보여주고 있다. 기본권 보장 의식이 강할수록 CCTV 설치를 반대하는 입장이 강한 비동유럽권과는 달리 한국인들의 경우에는 권리보장을 중요시 여기더라도 CCTV 설치에 찬성하는 경향을 보임을 알 수 있다.

[표 5] CCTV 설치 찬성률에 대한 한국과 비동유럽권 비교

구분	한국(로지모형)		비동유럽권(임의절편모형)	
	AME	(s.e.)	AME	(s.e.)
성별(기준=여성)	0.0011	(0.0135)	0.0024	(0.0059)
연령	0.0009	(0.0006)	0.0020	(0.0002) ***
교육수준(기준=중졸 이하)				
고졸	0.0333	(0.021)	0.0148	(0.0085)
대졸 이상	-0.0126	(0.0244)	0.0030	(0.009)
대인신뢰	0.0519	(0.0137) ***	-0.0127	(0.0068)
국가의 권리보장 중요도	0.0302	(0.0044) ***	-0.0048	(0.0013) ***
국가의 안전보장 중요도	0.2217	(0.0193) ***	0.1604	(0.0176) ***
표본 수	4,999		23,819	
LR- χ^2	223.28***		2356.1***	
ICC	-		.164	
AIC(BIC)	6461.427(6513.563)		28611.51(28684.21)	

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

주: 1) 한국의 결과는 가구가중치를 부여한 결과임
 2) 비유럽권 결과는 설계가중치를 부여한 결과임.

한국과 비동유럽권 국가들이 가지고 있는 전자식 감시제도에 대한 태도의 차이는 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률에 있어서도 나타난다. 연령이나 교육수준의 효과는 두 집단 모두에게서 동일하게 나타난다. 또한 기본권 보장 중요도 인식 역시 마찬가지이다. 하지만 비동유럽권의 경우에는 안전보장을 중요시할수록 E-Mail 모니터링에 대한 찬성 확률이 증가하는 반면 한국의 경우에는 유의미한 영향을

주지 못함을 볼 수 있다. 반면 대인신뢰의 경우에는 한국에서만 긍정적인 효과를 갖고 있다.

[표 6] E-Mail 모니터링 찬성률에 대한 한국과 비동유럽권 비교

구분	한국(로짓모형)		비동유럽권(임의절편모형)	
	AME	(s.e.)	AME	(s.e.)
성별(기준=여성)	-0.0179	(0.0128)	0.0048	(0.0053)
연령	0.0003	(0.0005)	0.0021	(0.0002) ***
교육수준(기준=중졸 이하)				
고졸	-0.0674	(0.0212) **	-0.0277	(0.008) ***
대졸 이상	-0.1357	(0.0241) ***	-0.0632	(0.0089) ***
대인신뢰	0.0932	(0.0126) ***	-0.0081	(0.0061)
국가의 권리보장 중요도	-0.0131	(0.0042) **	-0.0075	(0.0012) ***
국가의 안전보장 중요도	0.0376	(0.0198)	0.0675	(0.0175) ***
표본 수	4,999		23,819	
LR- χ^2	109.67***		838.98***	
ICC	-		0.084	
AIC(BIC)	5961.341(6013.477)		24786.38(24859.08)	

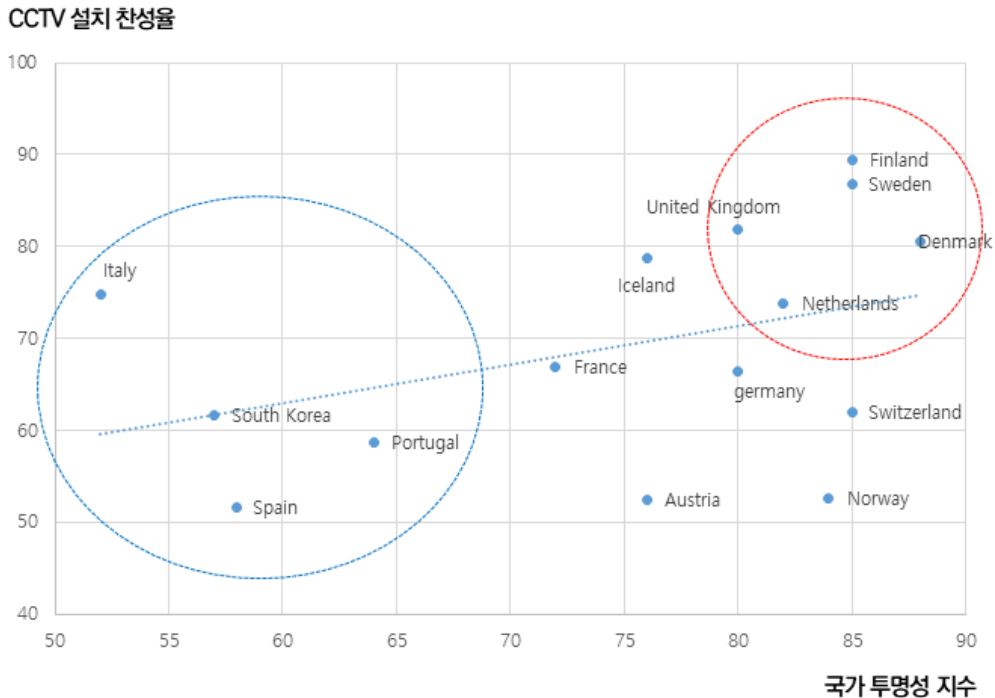
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

주: 1) 한국의 결과는 가구가중치를 부여한 결과임
 2) 비유럽권 결과는 설계가중치를 부여한 결과임.

위의 두 분석 결과에서 특징적인 것은 한국인의 경우에는 대인신뢰가 높을수록 CCTV 설치와 E-Mail 모니터링을 찬성할 확률이 증가한 반면, 비동유럽권의 경우에는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는다는 것이다. 이러한 결과는 대인신뢰의 증가가 정부에 대한 믿음과 연결되어 전자감시로 인한 시민적 자유의 제약에 대한 용인도를 높일 수 있다는 Davis와 Silver(2004)의 연구와도 부합한다. 하지만, 비동유럽권 내에서는 이러한 효과가 나타나지 않았다.

다음으로 앞서 [표 3]과 [표 4]에서 제시된 비유럽권 지역을 분석한 결과를 종합해 보면, CCTV 찬성률은 국가의 투명성지수, 그리고 E-Mail 모니터링은 국제테러지수와 밀접한 연관이 있음을 알 수 있다. 이에 한국의 두 지수를 포함시켜 비유럽권 중 뚜렷한 경향성을 보이는 국가만을 선택하여 그림으로 제시하면 아래와 같다. [그림 4]는 한국을 포함시켜 CCTV 설치 찬성률과 국가투명성지수 간의 관계를 나타낸 산점도이다. 이탈리아를 제외하고는 전체적으로 보면 국가투명성이 증가할수록 CCTV 설치 찬성률이 증가하는 경향을 보인다. 특히 두 국가군이 아주 뚜렷한 차이를 보이는데, 핀란드, 스웨덴, 영국, 덴마크, 네덜란드와 같은 국가들은 높은 국가 투명성을 유지하는 가운데 CCTV 설치 찬성률 역시 높은 국가들이다. 최근 동유럽을 비롯한 다양한 국가로부터 대량의 이민자가 증가하고 있는

영국을 비롯한 국가들이 CCTV에 대한 찬성률이 높은 것이 특징적이라 하겠다. 반면, 한국을 포함하여 스페인, 포르투갈로 대표되는 남유럽국가들은 국가투명성 역시 낮고 CCTV 설치 찬성률 역시 상대적으로 낮은 국가에 포함된다. 결국, 이주민의 증가와 범죄예방을 위해 불가피하게 확대될 수밖에 없는 CCTV이지만, 이것을 통해 수집된 정보를 국가기관이 다른 목적으로 사용하지 않은 것이라는 믿음이 중요한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

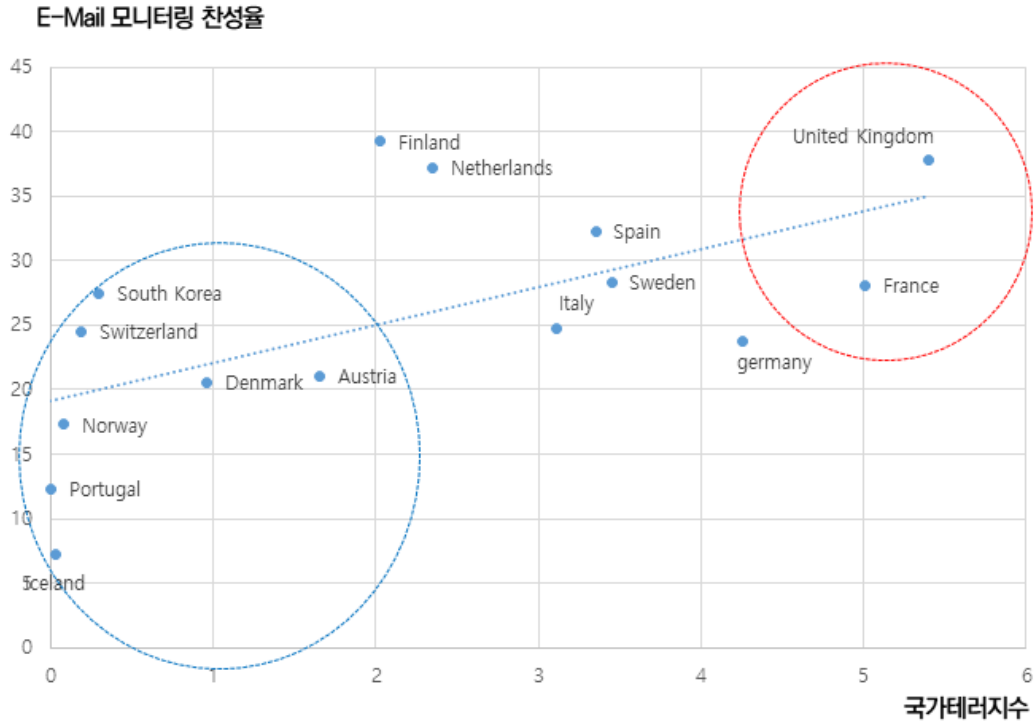


[그림 4] 한국 및 비유럽권 국가들의 CCTV 설치 찬성률과 국가투명성지수 간의 관계

그리고 E-Mail 모니터링 찬성률과 국제테러지수 간의 관계는 한국이 포함될 경우에도 둘 간의 관계가 그대로 유지됨을 알 수 있다. 즉, 한국의 경우 테러위험이 상대적으로 적기 때문에 E-Mail 모니터링과 같은 강력한 전자적 감시체계에 대한 찬성률 역시 낮은 경향을 보인다는 것이다.

특징적인 것은 CCTV에 대해 높은 찬성률을 보였던 덴마크와 아이슬란드의 경우에는 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률은 매우 낮은 것으로 나타난다. 반면 영국의 경우는 CCTV에 대한 찬성률도 높을 뿐만 아니라 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률 역시 매우 높는데 이것은 최근 영국사회를 지배하고 있는 테러에 대한 위협인식과도 매우 높은 관련성이 있다 하겠다. 그리고 프랑스도 CCTV와 E-Mail 모니터링에 대한 인식이 있어 차이를 보이는데, CCTV 설치에 대해서는 다른 비동유럽국가와 비교했을

때 찬성률이 높은 편은 아니지만 E-Mail 모니터링에 대해서는 다른 비동유럽권 국가들에 낮은 편에 속하지는 않는다. 이것 역시 프랑스 사회가 경험하고 있는 테러문제와 관련된 것으로 파악된다. 또한 핀란드와 네덜란드의 경우에는 테러위험은 낮은 편이지만 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률은 높은 것이 특징적이다.



[그림 5] 한국 및 비유럽권 국가들의 E-Mail 모니터링 찬성률과 국가테러지수 간의 관계

V. 결론 및 제언

이 연구는 전자적 감시제도의 도입을 통해 국민의 기본권 제약이 커질 우려가 증대되고 있는 가운데, CCTV와 같은 보편화된 감시제도와 새롭게 제기되고 있는 보다 강력한 E-Mail 모니터링에 대한 찬성률에 영향을 주는 요인이 무엇인지를 살펴보고자 하였다. 그리고 다른 국가들과 비교해서 한국은 어떠한 위치에 있는가를 국제 비교를 통해 알아보려고 하였다.

EVS 자료를 이용한 분석 결과를 종합해 보면, 동유럽국가들은 전자적 감시제도에 대해 여타 비동유

럽국가들과는 다른 요인들이 영향을 주고 있거나 일관된 경향을 보이지 않아 한국과의 비교가 어렵다는 것을 알 수 있었다. 이에 따라 비동유럽국가들을 중심으로 살펴본 결과 CCTV 설치에 대한 찬성률은 개인들이 가지고 있는 기본권 보장 의식이나 안전에 대한 우려 등이 유의미한 영향을 주지만, 무엇보다도 국가의 제도적 요인이 중요하다는 것을 알 수 있었다. 즉, CCTV로 인해 개인의 사생활보호권이 침해될 우려가 증대됨에도 불구하고, 비동유럽권 국가들의 국민들이 찬성하는 것은 국가권력이 획득한 개인정보를 불법적인 목적이나 개인의 기본권을 침해할 우려가 있는 비인권적 행위에 악용하지 않을 것이라는 믿음에 근거하고 있다는 것이다. 그렇기 때문에 CCTV 확대에 의해 개인의 기본권 침해보다는 안전권이 더 보장되는 실익으로 이어질 것이라는 기대가 더 크기 때문으로 파악된다.

하지만 한국의 경우에는 여전히 국가적 권력에 대한 믿음의 정도가 낮고 국가권력에 의해 오용이나 남용의 우려가 불식되지 않아 CCTV에 대한 찬성률 역시 낮은 수준임을 알 수 있다. 만약 범죄예방을 목적으로 CCTV 설치를 확대하기 위해서는 취득된 정보를 다른 목적으로 사용하지 않을 것이라는 국민적 믿음을 높여주는 것이 중요하다는 것을 알 수 있었으며, 이를 위해서는 국가투명성을 높이기 위한 제도 개선이 선행되어야 함을 알 수 있었다.

또한, E-Mail 모니터링과 같이 개인의 기본권을 침해 우려가 큰 제도의 경우에는 테러와 같은 국가적 위험상황에 대한 인식이 공유되지 않는다면 제도의 도입이 쉽지 않음을 알 수 있었다. 따라서 최근 다양한 방법으로 발전하고 있고 많은 국민들의 기본권을 침해할 우려가 있는 감시제도의 경우에는 반드시 그 필요성이 존재해야 할 것이고, 그 필요성을 국민들에게 충분히 설명하고, 제도 도입에 따른 인권침해의 우려가 없음을 명확히 보여줘야만 국민적 공감 속에서 원활한 제도 운영이 가능할 것이다. 2001년 국가정보원이 테러방지법(안)을 국회에 제출한 이후에 2002년 국가인권위원회가 제정 반대의 의견을 제시하면서 시민사회, 전문가, 관계 국가기관이 함께 참여하는 공개토론의 과정을 거쳐 검증이 필요하다고 국회에 요구한 것도 이와 맥을 같이 한다. 그리고 우여곡절 끝에 2021년 『국민보호와 공공안전을 위한 테러방지법』이 시행되었고 여전히 많은 논란의 여지가 있으나 제9조에서 테러위협인물에 대한 정보 수집 등이 가능하도록 명시하면서 제3조에서 국민의 기본적 인권 보호와 제7조에 인권보호관을 두도록 하고 있다. 하지만 국가기관을 통해 대테러 정보를 수집하고 활용하는 과정에서 발생할 수 있는 인권침해의 문제를 보다 면밀하게 분석하여 사전에 대응하고 국민들에게 알리기 위한 제도와 절차가 마련되어야 할 것이다.

이러한 학술적 또는 정책적 함의에도 불구하고, 본 연구는 분명한 한계를 가지고 있다. 가장 큰 문제는 분석에 이용된 자료에 기인할 것이다. 국회미래연구원이 조사한 KFVS는 국제 비교가 아닌 미래 가치관 변화를 전망하고 대응하기 위한 목적으로 설계된 것인 반면, EU의 EVS는 현재적 가치관을 측정하기 위한 목적으로 조사된 것이기 때문에 상호 간의 비교를 위한 변수의 수나 척도의 비교가능성 측면에서 어려움이 있을 수밖에 없다. 비록 한국종합사회조사나 세계가치관조사 등을 통해 국제간 가

치관 비교가 가능하지만, 국민의 기본권 보장이나 인권의식 등을 국제적으로 비교할 수 있는 조사는 부족한 실정이다. 국가인권위원회에서 실시하고 있는 조사 역시 국제 비교용으로 설계되어 있지 않고 주로 인권침해나 차별실태를 파악하는 데 주된 목적을 두고 있기 때문에 인권에 대한 국제 가치관 연구에 이용하기에는 한계가 있다. 이에 앞으로 이러한 분야의 국제 비교 조사가 활성화되어 이를 근거로 한국이 국제인권 분야에서 더 한층 성장할 수 있는 계기가 마련되었으면 한다.

참고문헌

- 김동일, 2015, “감시카메라의 딜레마: 공정원리를 통한 해결의 모색”, 철학연구 109: 133-156.
- 김왕배이경용, 2003, “인터넷 사용과 직무감시”, 경제와 사회 57: 203-226.
- 김종길, 2009, “기술위험의 사이버화와 프라이버시권”, 사회이론 35: 245-285.
- 투데이신문, 2021. 10. 13. “직장인 하루 CCTV 98회 노출…유동수 의원 “관제인력 절반 이상 민간업체”, 보도자료.
- 국가인권위원회, 2021, “17진정0384700 CCTV 촬영 등에 의한 인권침해”, 국가인권위원회 침해구제제2위원회 결정.
- 박용기, 2006, “미국 테러방지법의 현황 및 주요내용: 우리 테러방지법제 정비방안 검토”, 서울중앙지방검찰청 해외연수 검사 논문.
- 이두갑, 2016, “식별되는 자: 위치기반기술, 원격성과 감시의 문제, 그리고 비-장소(non-place)”, 과학기술학연구 16(2): 121-31.
- 이윤복, 2017, “CCTV와 프라이버시: 안전을 위한 도구인가, 감시의 눈인가?”, 철학연구 143: 215-244.
- 홍성욱, 2001, “번담의 파놉티콘(Panopticon)에서 전자시놉티콘(Synopticon)까지: 감시와 역감시, 그 열림과 닫힘의 변증법”, 한국과학사학회지, 23(1): 69-96.
- Bali, V. (2009). Tinkering toward a national identification system: an experiment on policy attitudes. *The Policy Studies Journal*, 37(2): 233-255.
- Ball, Kirstie (2010) Workplace surveillance: an overview, *Labor History*, 51(1): 87-106.
- Best, S. J., Krueger, B. S., & Ladewig, J. (2006). Privacy in the information age. *Public Opinion Quarterly*, 70(3), 375-401.
- Davis, D., & Silver, B. (2004). Civil liberties vs. security in the context of the terrorist attacks on America. *American Journal of Political Science*, 48: 28-46.
- Ditton, J. (2000). “Crime and the City: Public Attitudes to CCTV in Glasgow”, *British Journal of Criminology* 40: 692-709.
- Gibson, J. (1998). A sober second thought: An experiment in persuading Russians to tolerate. *American Journal of Political Science*, 42, 819-850.
- Hempel, L. and E Töpfer, 2004, CCTV in Europe, Centre for Technology and Society, Technical University of Berlin.
- Ioannou, A. and I. Tussyadiah, 2021, “Privacy and surveillance attitudes during health crises: Acceptance of surveillance and privacy protection behaviours”, *Technology in Society* 67: 1-16..
- Kossowska, M., M. Trejtowicz, S. Lemus, M. Bukowski, A. Van Hiel, and and R. Goodwin, 2011, “Relationships between right-wing authoritarianism, terrorism threat, and attitudes towards restrictions of civil rights: A comparison among four European countries, *British Journal of*

- Psychology 102: 245-259.
- Lauterbach, D., & Vrana, S. (2001). The relationship among personality variables, exposure to traumatic events, and severity of posttraumatic stress symptoms. *Journal of Traumatic Stress*, 14, 29-46.
- Lyon, D. (2003), *Surveillance as Social Sorting: Privacy, Risk, and Digital Discrimination*, London·New York: Routledge.
- Lyon, David (ed.) (2006) *Theorizing Surveillance: The Panopticon and Beyond*. Devon, UK: Willan Publishing.
- Renaud, K. S. Flowerday, R. English, and M. Volkamer, 2016, "Why don't UK citizens protest against privacy-invading dragnet surveillance?" *Information and Computer Security* 24(4): 400-415
- Somer, E., Ruvio, A., Soref, E., & Sever, I. (2005). Terrorism, distress and coping: High versus low impact regions and direct versus indirect civilian exposure. *Anxiety, Stress and Coping*, 18, 165-182.
- Trüdinger, Eva-Maria and Leonie C. Steckermeier, 2017, Trusting and controlling? Political trust, information and acceptance of surveillance policies: The case of Germany, *Government Information Quarterly* 34(3): 421-433.
- Stanton, J.M and E. M Weiss, 2000, "Computers in Human Behavior Electronic monitoring in their own words: an exploratory study of employees' experiences with new types of surveillance", *Computers in Human Behavior* 16(4): 423-440.
- Thompson, N., T. McGill, A. Bunn, and R. Alexander, 2019, "Cultural factors and the role of privacy concerns in acceptance of government surveillance", *Journal of the Association for Information Science and Technology* 71: 1129-1142
- Vermeersch, H., & De Pauw, E. (2017). The acceptance of new security oriented technologies: A 'framing' experiment. In *Surveillance, privacy and security*. pp. 52-70. Routledge.
- William H. Sousa & Tamara D. Madensen (2016) Citizen acceptance of police interventions: an example of CCTV surveillance in Las Vegas, Nevada, *Criminal Justice Studies*, 29:1, 40-56.

제4장

일, 노동, 직업과 행복/삶의 만족도

제1절 일이 주는 기쁨과 슬픔: 행복과 일의 관계에 대하여

제2절 일이냐 여가냐의 구도를 넘어: 일-여가 인식 유형과 행복

제1절 일이 주는 기쁨과 슬픔: 행복과 일의 관계에 대하여

장효진*·이채정**

Analysis of the Relationship between Happiness and Work in Korea

Hyo-jin Jang*·Chae-jeong Lee**

요약: 본 연구는 일에 대한 만족감과 행복의 관계에 초점을 두고, 구조방정식 모형을 적용하여 고용형태와 근로시간이 일에 대한 만족감을 통해 개인의 행복에 영향을 미치는지를 살펴보았다. 분석 결과, 전반적으로 일에 대한 만족도는 행복에 영향을 미치고 있어, 일이 여전히 우리 삶에서 중요한 부분을 차지하고 있음이 확인되었다. 고용형태와 행복의 관계를 분석한 모형에서는 비정규직 근로는 정규직 근로에 비해 일에 대한 만족도를 낮추며, 결과적으로 행복감도 낮추는 것으로 분석되었다. 또한, 1인 자영업자는 정규직 근로자보다 전반적인 행복감이 낮지만 고용주는 높은 것으로 나타나, 1인 자영업자가 처한 상황 분석을 토대로 적절한 정책적 지원이 필요한 것으로 분석되었다. 근로시간과 행복의 관계를 분석한 모형에서는 단시간근로나 초과근로는 정규근로(주당 40~52시간)보다 일에 대한 만족도는 낮추지만, 일에 대한 만족감이 근로시간과 행복 간의 관계를 매개하는 효과는 없는 것으로 분석되었다. 가족형태별로 일에 대한 만족감에 차이가 있는지 분석한 결과, 유배우 유자녀 가구를 제외하고는 단시간근로가 정규근로보다 만족도가 높지 않은 것으로 나타났다. 가족형태와 성별 조절효과 분석 결과, 유배우 여성의 일에 대한 만족도가 낮은 편이며, 특히 초과근로가 일에 대한 만족도를 낮추는 것으로 나타났다. 유배우 여성은 자녀 유무와 관계없이 일에 대한 만족도가 낮았다는 점에서 가족 내부와 노동시장에서 여성 근로자가 직면하는 갈등 상황이 무엇인지 파악하고 이를 완화할 수 있는 정책을 마련할 필요가 있다.

ABSTRACT: This study focuses on the relationship between work satisfaction and happiness, and applied a structural equation model to examine whether employment type and working hours affect individual happiness through work satisfaction. As a result, overall satisfaction with work has an effect on happiness, so it was confirmed that work is still an important part of our lives. In the model analyzed the relationship between employment type and happiness, non-regular workers have lower satisfaction with work compared to regular workers and consequently tend to have lower happiness than regular workers. In addition, single-person self-employed people have lower overall happiness than regular workers, but employers have higher levels, and appropriate policy support is needed based on the analysis of the situation

* 한국행정연구원 부연구위원

** 국회미래연구원 부연구위원

faced by the single-person self-employed. In the model that analyzed the relationship between working hours and happiness, short-term work or overtime work has lower satisfaction with work than regular work (40-52 hours per week), but work satisfaction has no effect on mediating the relationship between working hours and happiness. As a result of analyzing whether there is a difference in satisfaction with work by family type, short-time work is not more satisfying than regular work except for married couple with children. In the case of the effect of family type and gender moderator variable, it is notified that the satisfaction with the work of married women is low, and in particular, overtime work lowered their satisfaction with work. Given that married women have low satisfaction with work regardless of the existence of children, it is necessary to identify the conflict situation faced by female workers within their families and in the labor market and to come up with policies to alleviate it.

KeyWords: happiness, work, employment type, working hours, structural equation model

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

Veenhoven(2010)에 의하면 행복은 “자신의 삶 전체에 대한 전반적인 만족감”으로 개인의 기질과 환경, 그리고 이에 대한 평가(또는 감정)가 좌우한다. 우리 삶에서 일이 중요한 부분 중 하나라고 생각한다면, 일에 대한 기대, 평가와 감정이 혼재되어 나타나는 일에 대한 만족감이 행복을 좌우하는 요인이 될 수도 있는 것이다. 최근 일-가정 양립을 강조하는 사회적 분위기와 비정규직이 증가하고 평균 근무시간이 줄어드는 노동시장 구조 변화로 인해 일의 중요성은 과거보다 퇴색되었을지도 모른다. 이러한 사회적 분위기 속에서 자발적으로 열심히 일하고자 하는 근로의 욕구는 감소하고 있을지도 모른다. 특히, 아직 노동시장에 완전히 진입하지 않았거나 진입하였더라도 충분한 자산을 축적하지 못한 청년층이 처한 상황은 더욱 그러할 것이다. 취업이 어려워 좌절감과 불안을 경험하고 있지만 취업이 되었다 하더라도 근로를 통해 보람을 느끼기에는 상대적으로 보상이 적다고 생각하게 되므로 일이 주는 기쁨이 과거에 비해 낮아졌을 수도 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 일하고 있다는 것은 일하지 않는 것보다는 행복하다는 조사 결과(유홍준·신일철·정태인, 2018: 94)는 여전히 일이 가지는 의미는 중요하다는 점을 알 수 있다.

연령 계층뿐만 아니라 가족 구성에 따라서도 일이 주는 기쁨과 슬픔은 달라질 수 있다. 배우자나 자녀가 없는 사람들에게 일은 전체 삶에서 큰 비중을 차지할 수 있고, 자녀가 있는 가구에서는 자녀양육으로 인한 경제적 부담을 저야 하는 동시에 양육의 부담도 있기 때문에 일에 대한 만족도가 가구 상황에 따라 달라질 수 있다. 최근 여성의 경제활동 참여 수준이 높아지면서 여성뿐만 아니라 남성에게도 일-가정 양립에 대한 요구는 증가하고 있고,¹⁾ 실제로 과거보다 남성의 육아 및 가사 참여도 증가하고 있는 것으로 보인다. 그러나 여전히 유자녀 가구의 일-가정 양립으로 인한 스트레스는 크게 줄지 않는 것으로 보이며, 이 같은 현세대의 경험이 청년들의 비혼이나 비출산 결정으로 이어지고 있다.²⁾ 따라서 유자녀 가구의 일에 대한 만족도와 행복이 다른 가구와 다른지를 분석해 보는 것이 의미 있을 것으로 보인다. 마지막으로 우리나라 노동시장에서 가장 중요한 특징 중 하나는 분절적 노동시장 구조이다. 즉, 노동시장이 정규직/비정규직, 중소기업/대기업 등으로 이중화되어 있는 것이다. 따라서 본 연구는 고용형태에 일에 대한 만족도와 그것이 전반적인 행복에 미치는 영향을 분석하여 분절적 노동시장이라는 구조적 특성을 가진 우리나라에서 일에 대한 만족감과 행복이 고용형태에 따라 달라

1) 2019년 일과 가정생활을 비슷하게 여긴다는 응답이 44.2%로, 일을 우선시한다는 응답보다 처음으로 높게 나타났다(통계청, 2019년 일-가정 양립 지표, 2019. 12. 18.).

2) YTN 기획보도, “〈2편〉 ‘결혼은 족쇄’... ‘비혼·비출산’ 택하는 청년들”, 2021. 2. 12.
https://www.ytn.co.kr/_ln/0103_202102120523486729

지는지를 분석하고자 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 국회미래연구원의 「2020년 한국인의 행복조사 연구」에서 수집한 자료를 활용하고 있다. 한국인의 행복조사 연구의 모집단은 전국 19세 이상의 성인을 대상으로 하고 있으므로 본 연구의 대상 또한 전국 19세 이상 성인을 대상으로 하고 있다고 할 수 있으며 일과 행복의 관계에 대해서 고찰하고 있기 때문에 연구대상은 19세 이상 성인 중 일을 하고 있는 사람으로 한정된다.

주요 연구 모형이 근로시간이 행복, 고용형태와 행복 간의 관계에 일에 대한 만족도가 얼마나 영향을 미치는지를 중심으로 설정되었기 때문에 내생변수 간 관계를 비롯하여 주요 변수 간 관계를 종합적으로 분석할 수 있는 구조방정식 모형을 활용하고자 한다. 일에 대한 만족감은 다른 여러 요인의 영향을 받는 변수이며, 만족감에 영향을 주는 요인은 일이 주는 여러 가지 효용과 감정들로 이는 소득을 비롯한 직업적 특성, 조직의 특성, 개인의 성격(이혜정·유규창, 2013)에 영향을 받기 때문이다. 구조방정식 모형을 활용하면 잠재변수를 통해 독립변수와 종속변수 간 관계뿐만 아니라 그것이 일에 대한 만족감과 어떻게 연계되어 있는지를 분석할 수 있을 것으로 보인다. 구조방정식 모형에서도 행복과 일에 대한 만족도는 상관관계가 높은 변수로 내생변수 간 순환적 인과관계를 고려하는 비재귀모형(recursive structural model)을 활용하고자 한다. 또한 가구형태의 조절효과를 살펴보기 위해 다집단 구조방정식 모형을 활용하였다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 일에 대한 만족감과 행복

일에 대한 만족감 혹은 직무만족도는 주로 경영학 및 행정학에서 조직 관리의 관점에서 중요한 조직 몰입, 이직 의사 등의 변수와의 관계에 대해 연구되어 왔다. 관련 연구에서는 개인의 특성(성격, 생애주기, 성별, 역할 정체성), 근무환경(근무시간, 역할과다, 고용형태), 조직특성(제도, 문화, 분위기) 등이 직무만족도에 영향을 미친다고 분석하고 있다(이혜정·유규창, 2013). 구체적으로 Solomon(1986)은 성과에 대한 보상이 민간 부문의 직무만족도를 높이는 경향이 있다고 하였고, Brunetto & Farrharton(2006)은 공공 부문 근로자는 업무 특성(모호성)이 만족도에 영향을 미친다고 분석하고 있다. Markovits et al.(2010)은 직무만족도를 외재적 만족(연봉, 실질적 조건과 정책, 절차 등)과 내재적

만족(창조성, 성취감, 목표달성도 등)으로 구분하기도 하였다.

일과 행복에 대한 국내의 연구로 한국노동연구원의 연구(안주엽 외, 2015)가 대표적이다. 안주엽 외(2015: 412)는 정규 근로시간은 남성의 경우에 통계적으로 유의하게 긍정적으로 영향을 미치는데, 초과근로시간은 남녀 모두에서 부정적인 효과가 나타나고, 고용형태 선택의 비자발성은 남녀 모두에게 행복감을 낮추는 것으로 나타났다고 분석하고 있다. 또한 일에 대한 만족도에 임금은 상당히 중요하지만, 하고 있는 일의 내용에 대한 만족도가 임금이나 소득에 대한 만족도보다는 일자리 만족도를 높이는 것으로 분석하고 있다(안주엽 외, 2015: 413). 혼인 상태에 따른 분석은 남성 기혼 유배우자의 경우 취업이 행복에 미치는 영향이 무배우자보다는 컸는데, 여성의 경우 기혼 유배우자의 취업효과가 무배우자보다 적은 것으로 나타났다고 분석하고 있다(안주엽 외, 2015: 416). 이외에도 정민정·김유진(2009), 황해익·탁정화·홍성희(2013), 송순옥·김하중·성연정(2015), 하쾌남·정민자(2017) 등이 직무만족도와 행복의 관계에 대해 연구하였다.

일의 의미에 대한 연구는 일의 특성 외에도 대인관계, 사회적 요인이 일의 의미에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 그러나 이에 대한 연구는 많지 않다(Wrzesniewski, A. & Dutton, 2001). 박지영·손영우(2018)는 미국과 한국의 직장인을 대상으로 실험을 실시하고, 한국과 미국 모두 조직 내 존경과 영향력의 정도(주관적 지위로 정의)가 높으면 일의 의미를 높게 평가하였고, 직급이 높으면 존경과 영향력의 정도와 관계없이 일에 중요한 의미를 부여하고 있다고 분석하였다.

이미 Easterlin(1974)이 밝혔듯이 한 개인의 행복은 같은 사회 내에서 비교를 통해 결정되므로, 사회 구성원으로서 자신이 가지고 있는 사회적 지위가 중요한 영향을 준다. 즉, 경제적인 것이 행복에 영향을 미치지만, 개인은 현재 상황에서 규범적 레퍼런스를 찾기 마련이고, 당연히 이는 사회적 경험과 관계가 있다는 것이다. 이 같은 논증이 개인의 사회적 지위에도 영향을 미칠 가능성이 높다. 즉, 사회적 지위는 안녕감 또는 행복과 연관성이 높다(Anderson et al., 2001; Leary et al., 2014; Ward & King, 2016).

위와 같은 선행연구를 종합해 보면 일에 대한 만족도를 포함하여 혼인 상태, 성별 근로시간, 고용형태, 일에 있어서의 사회적 지위 등이 한 개인의 행복감에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 그러나 반대로 삶에서 느끼는 행복 자체가 일에 대한 만족감에 영향을 미친다는 연구(이혜경·남춘연, 2015; 이은희·김현수, 2020)도 있어 분석에 있어 주의가 필요하다. Tait, Padgett & Baldwin(1989)에 의하면 즐거운 사람들이 일에 대한 만족도가 더 높았으며, Judge & Locke(1993)에 의하면 행복한 사람과 그렇지 않은 사람은 직업 정보에 대한 저장, 평가, 회상이 다르다. 따라서 일에 대한 만족감과 삶의 행복감 사이에는 두 변수 간의 공분산(covariance)을 어떻게 처리할지에 대한 고민을 내포한다고 할 수 있다.

2. 근무환경과 일에 대한 만족도 그리고 행복

앞에서 근무환경이 직무만족도에 영향을 미치는 변수라는 사실을 확인하였다. 본 연구는 근무환경 중에서도 근로시간과 고용형태가 직무만족도와 행복에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 최근 주 40시간 도입 등은 일-가정 양립을 위한 제도적 개선방안 중 하나로 중요하게 여겨지고 있다. 따라서 근로시간이 직무만족도와 행복에 미치는 영향을 분석한 것은 근로시간이 일-가정 양립에 미치는 영향을 분석할 수 있을 것으로 보인다. 관련하여 정도범·장혜정·김병일(2018: 329)은 초과근로시간과 관계 없이 초과근로를 한다는 자체가 직무만족도에 큰 영향을 미치고 있다고 분석하고 있으며, 초과근로수당이 직무만족도에는 큰 영향을 미치지 않아 가사나 여가 등 개인적인 시간을 중시하는 경향이 있다고 해석하였다. 다만, 초과근로의 결정 여부에 자율성이 있다면 직무만족도는 향상되어 직무에 있어서 자율성이 직무만족도에 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다(정도범·장혜정·김병일, 2018: 330). 유사한 연구로 김현정·최서희(2018)는 공무원을 대상으로 근로시간이 길수록 삶의 만족도는 낮아지지만, 업무자율성이 높아지면 근로시간이 행복에 미치는 만족도의 부정적인 영향이 완화되는 것을 발견하였다. 이는 업무자율성이 근로시간과 행복의 관계를 조절하는 효과가 있다는 것을 의미한다. 업무자율성은 내재적 동기를 부여하는 대표적인 수단으로 지적되고 있다(Deci and Ryan, 1985). 위의 선행연구를 종합하면 근로시간이 삶의 만족도에 영향을 미치고 있으므로, 행복감에도 영향을 미친다고 볼 수 있을 것이다. 그러나 단순히 근로시간이 증가한다고 해서 행복감이 낮아지는 것은 아니고, 초과근로 여부 등이 중요하게 영향을 미치고 있으며, 업무의 있어서의 자율성 또한 근로시간과 행복간의 관계에 영향을 미치는 요인 중 하나로 지적되고 있다.

많은 선행연구(박지영·손영우, 2018 등)들이 지적하고 있듯이 사회적 지위 또한 업무에 대한 만족감과 행복에 영향을 미친다. 본 연구에서는 일에 있어서의 사회적 지위를 고용형태로 구분하여 살펴보고자 한다. 그 이유는 우리나라는 고용형태에 따른 이중노동시장 구조를 가지고 있는데 노동시장 외부자에 해당하는 비정규직 중 절반 가까이가 비자발적으로 고용형태를 선택하고 있기 때문이다(통계청, 2019). 이러한 이중노동시장 구조가 지속됨에 따라 비정규직은 스트레스를 받거나 사회적 배제를 경험하고 있다고 보고되고 있다. 한편으로 최근 시장의 경쟁이 심화되고 코로나 등 외부적 충격으로 인해 소상공인 또는 1인 자영업자들도 고통을 받고 있어 이들에 대한 정책 지원도 늘어나고 있는 실정이다. 따라서 임금근로자뿐만 아니라 비임금근로자 중에서도 고용원을 고용하고 있는 사업주와 그렇지 못한 사업주를 구분하여 사회적 지위를 논의할 필요가 있어 보인다.

일부 연구들에서는 한 사회가 일반적으로 선망하는 직장에서 일하는 경우 만족도가 높다는 것을 보여주고 있다. Allan, Autin & Duffy(2014)는 소득, 교육수준과 같은 사회경제적인 지위와 일에 대한 의미부여 간에 유의미한 정적 상관관계를 발견하였다. 물론, 사회경제적인 지위와 달리 소명의식 등은

일에 대한 만족도를 높일 수 있지만, 사회적 지위가 경제적 보상과 연계되어 있기 때문이라도 일에 대한 만족도가 높게 나타날 수 있다. 다만, 이러한 관점에서 김효선(2018)은 비정규직 임금노동자의 행복에 영향을 미치는 요인을 연구하였고, 신승배(2008), 고상백 외(2004)는 비정규직 근로자들의 스트레스 수준이 높으며 우울감도 높다고 보고하고 있다.

3. 가구형태, 성별과 일에 대한 만족도 그리고 행복

최근 일-가정 양립에 대한 사회적 관심이 높아지면 가구형태, 성별이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향에 대한 연구가 증가하고 있다. 이주희(2000: 54)는 경제적 갈등과 부부 간 의사소통 갈등은 여성의 불안을 높이는 요인으로 작용했으나, 가사분담 갈등, 직무모호성은 남성의 불안에만 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 김경미·계선자(2018)는 맞벌이 가구를 대상으로 행복 수준에 영향을 주는 요인을 분석했는데, 직무만족도가 높을수록, 일-가정 양립 제도에 대한 인식도가 높을수록, 부부 의사소통 수준이 높을수록(부부 만족감, 가족생활 만족도), 일-가정, 일-여가 균형, 일-개인생활 균형이 높을수록 행복감을 느끼는 것으로 나타났다. 어머니의 근로시간에 초점을 맞춘 연구로 정태숙·김영희(2014)는 어머니가 직장에서 오래 근무할수록 일-가정 갈등이 높다고 하였고, 중소기업 기혼근로자를 대상으로 한 설문조사를 기초로 분석을 실시한 최수찬·이지선·이은혜(2015)는 직무스트레스가 이직 의도를 높이는데 이 과정에서 직장-가정 갈등이 두 변수 간 관계를 매개하는 효과가 존재하는 것을 확인하였다. 위와 같은 선행연구를 통해 성별과 가구형태가 일에 대한 만족도와 행복감에 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있다.

4. 통제 변수 관련 선행연구

본 연구는 다음과 같은 선행연구를 참고하여 가족생활 만족도 및 가족관계만족도, 통제감, 환경 만족도, 교육수준, 소득, 나이, 성별을 통제변수로 설정하였다. 가족이 주관적인 삶의 만족도에 미치는 영향을 다룬 연구들은 주로 노인, 청소년 등 일부 집단을 대상으로 수행되었다(오현주·서혜미, 2014; 김향아, 2015; 신종우·정현숙, 2021). 오현주·서혜미(2014)는 베이비붐세대의 음주·흡연이 생활 만족도에 미치는 영향을 가족관계 만족도의 매개효과를 중심으로 살펴보았다. 이들은 음주·흡연이 가족관계 만족도와 생활 만족도 모두에 직접적으로 영향을 미치고 있다는 점을 파악하였다. 한편, 김향아(2015)는 노인의 가족관계가 우울감을 매개로 삶의 만족도에 미치는 영향을 미치고 있음을 분석하였다. 신종우·정현숙(2021)은 중학생의 삶의 만족도에 개인적 특성과 가족 및 환경적 특성이 미치는 영향을 분석하였는데, 가족 간 의사소통방식이 상당한 영향력을 미치고 있음을 밝혀냈다. Nordenmark

2018)는 사회서베이조사를 활용하여 가족생활 만족도가 직무만족도보다는 전반적인 행복에 더 큰 영향을 미치지만 보수적 젠더레짐을 가진 국가에서 남성의 경우 가족생활의 만족도가 행복에 미치는 영향이 여성보다 낮았다고 밝히고 있다.

이처럼 가족이 주관적인 삶의 만족도에 미치는 영향을 다룬 연구들은 분석 대상이나 변수 간 관계 설정에 따라 가족생활 만족도 및 가족관계 만족도의 영향력이 직접적이기도, 다른 직접적인 요인을 매개하기도 하는 것으로 분석하고 있다. 본 연구는 행복과 일의 관계를 분석하는 것을 목적으로 하기 때문에 가족생활 만족도 및 가족관계 만족도 변수를 통제하였다. 자아통제감이 삶의 만족도에 미치는 영향을 다룬 선행연구는 주로 노인요양시설에 머무는 노인을 대상으로 자아통제감의 매개효과를 살펴보는 방식으로 수행되었다(이현지, 2012; 문정화, 2016). 선행연구의 분석 결과는 노인의 삶의 만족도를 결정하는 요인들을 자아통제감이 매개한다는 일관성을 보이고 있다. 자아통제감은 얼마나 자유로운 선택을 보장받고 인생을 통제할 수 있다고 생각하는지에 대한 개인의 주관적 견해를 묻는 방식으로 측정되며, 이러한 변수는 개인의 성격적 특성을 일정 부분 대변하는 것으로 볼 수 있기 때문에 통제변수로 설정하였다. 그 밖에 Verme(2009), Ramezan i& Gholtash(2015) 등도 통제감이 행복을 결정하는 주요 요소라고 주장하였다. 이 외에도 본 연구는 기본적으로 교육수준, 소득, 나이, 성별 등이 일에 대한 만족도와 행복 수준에 영향을 줄 수 있다고 보고 이를 통제함으로써 일자리의 특성 혹은 일과 행복을 관계를 좀 더 심층적으로 분석하고자 하였다.

III. 연구 분석의 틀 및 기초자료 분석

1. 연구 분석의 틀 및 대상 범위 설정

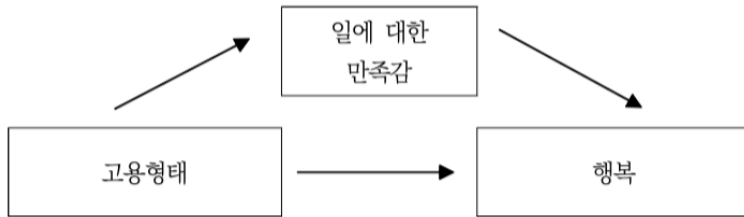
선행연구에서 지적하고 있듯이 근로를 하고 있는 개인의 행복에는 혼인 상태, 성별, 일에 대한 만족도, 근로시간, 사회적 지위 등이 영향을 미칠 수 있다. 그러나 일에 대한 만족도와 행복은 서로 영향을 주고받는 변수일 수밖에 없고 개인이 처한 상황과 환경 등이 두 변수 모두에게 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구는 구조방정식 모형을 통해 두 내생변수(행복, 일에 대한 만족도) 간의 관계와 해당 변수에 영향을 미치는 요인은 무엇인지 분석하고자 한다. 일에 대한 만족도와 행복에 영향을 미치는 변수로 본 연구가 주목하는 첫 번째 변수는 고용형태이다. 앞에서 보았듯이 일에 있어서의 사회적 지위는 일에 대한 만족도와 행복에 영향을 주는 주요 변인이므로, 우리나라 노동시장 구조를 반영하여 일과 관련한 사회적 지위 중 고용형태에 따른 일에 대한 만족감과 행복에 차이가 있는지 분석하고자 한다. 두 번째 독립변수 근무시간이다. 일-가정 양립을 위해서 근무시간을 줄여야 한다는 최근 정책적

방향을 생각해 본다면 근무시간이 일에 대한 만족도와 개인의 행복에 미치는 영향을 파악하는 것은 의미가 있을 것으로 보인다. 따라서 연구는 크게 두 가지 모형으로 구성되어 있다.

첫째, 고용형태가 일에 대한 만족감과 행복에 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 우리나라에서 고용형태는 이중노동시장 구조로 비정규직이 일종의 사회적 지위로 인식되고 있으며, 비임금근로자 중에서도 1인 자영업자는 경제적으로 취약한 것으로 여겨지고 있어 일에 대한 만족감과 행복에 영향을 미칠 것으로 보이기 때문이다. 일반적으로 임금근로자들은 업무상 위계적 관계에 놓여 있기 때문에 이에 대한 스트레스가 상당한 것으로 알려져 있다. 이를 잘 묘사해 주는 말이 “직장인들은 누구나 주머니에 사표 한 장은 가지고 있다”는 것이다. 특히, 청년층은 기성세대에 비해 업무에 있어서의 자율성과 주체성을 더욱 중시하고 있으며, 이직에 대한 거부감이 적고 창업에 대해서도 긍정적이다³⁾. 즉, 임금근로를 중시하는 경향은 줄어들고 있다. 그렇다면 실제로 임금근로자와 비임금근로자가 느끼는 일에 대한 만족감과 행복에 차이가 나타나는가? 이를 밝히는 것이 본 연구의 목적 중 하나이다.

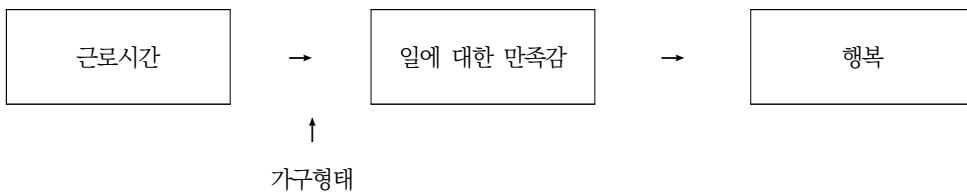
다음으로 임금근로자 중에서 정규직 근로자와 임시근로자 등 비정규직 근로자를 비교하는 것은 다음과 같은 의미가 있을 것이다. 우리나라는 내부자(대기업, 정규직)와 외부자(중소기업, 비정규직)가 분리된 이중적 노동시장 구조를 가지고 있다. 이러한 노동시장 구조 안에서 비정규직은 스트레스(고상백 외, 2004)에 시달리고 사회적 배제(김진현, 2017)를 경험하고 있다는 보고가 되고 있다. 직장 내에서의 이러한 차이는 일에 대한 만족감과 행복 수준에 영향을 미칠 수 있다. 상대적인 지위의 차이가 행복에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이같이 상대적 지위의 차이가 행복을 결정한다는 이론이 비교효용이론이다. 국가의 전반적인 소득수준이 향상됨에도 불구하고 전반적인 행복 수준은 증가하지 않는 현상을 설명하는 ‘이스털린 패러독스(Easterlin Paradox)’를 설명하기 위한 비교효용이론에 의하면, 행복을 느끼는 것은 사회 구성원으로서의 사회적 지위가 중요한 영향을 준다. 이를 직장 내에서 적용하면, 직장 내에서 사회적 지위가 다소 낮은 비정규직의 경우 정규직에 비해 일에 대한 만족도가 낮을 수 있다는 가설을 제시할 수 있다. 그러나 최근 안정적인 근로를 그만두고 본인이 가치 있다고 생각하는 일을 하기 위해 스스로 비정규직이 되는 세태를 고려한다면 비정규직이라고 해서 정규직보다 일에 대한 만족도가 필연적으로 낮다고 단정 짓기는 어렵다. 따라서 본 연구는 임금근로자 내에서도 고용형태(정규성 여부)에 따라 일에 대한 만족도가 영향을 미치고, 궁극적으로 행복 수준에 영향을 미치는지 분석해 보고자 한다. 이를 분석하기 위해 일에 대한 만족감의 매개효과를 검증하고자 한다 (다음 [그림 1] 참조).

3) 아시아경제, “회사보다 제가 더 중요합니다” 퇴사 결심하는 90년대생, 2021. 5. 29.



[그림 1] 고용형태가 일에 대한 만족감과 행복에 미치는 영향(모형1)

둘째, 근로시간이 일에 대한 만족도에 영향을 미쳐 궁극적으로 행복에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 즉, 일에 대한 만족도가 근로시간이 행복에 미치는 영향을 매개하는지에 대한 매개효과를 검증하고자 한다. 이때 가구형태는 근로시간이 일에 대한 만족도에 미치는 영향을 조절하는 요인을 작용할 가능성이 높다. 즉, 가구형태(단독가구, 부부가구, 유자녀가구)에 따라 근로시간이 일의 만족도에 미치는 영향은 달리 나타날 것으로 보인다. 이를 분석하기 위해 구조방정식 모형을 활용하고, 다중집단 분석을 통해 그룹 간 경로계수에 차이가 발생하는지 보고자 한다. 이때 성별, 연령, 소득, 건강, 대인관계, 안전감, 공동체 소속감, 미래 안정성, 좋아 하는 시간 양, 동네환경에 대한 만족감 등이 영향을 미칠 수 있으므로 이를 통제하고자 한다.



[그림 2] 근로시간이 일에 대한 만족감과 행복에 미치는 영향(모형2)

선행연구에서 살펴보았듯이 일에 대한 만족감은 행복에 영향을 미치지만, 또 삶에 대해 전반적으로 행복감을 느끼는 사람은 일에 대한 만족도도 높을 수 있다. 즉, 두 변수 간 관계는 순환적 인과관계를 가지고 있다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 구조방정식 모형 중에서도 내생변수 간 순환적 인과관계를 고려하는 비재귀모형(recursive structural model)을 활용하고자 한다.

2. 변수 설정 및 특성 분석

1) 근로시간

행복조사는 근로시간을 일주일 평균 일하는 시간을 질문하는 형태로(초과근로 포함) 측정하고 있다. 따라서 근로시간은 연속변수로 간주하고 모형에 넣을 수 있다. 그러나 우리나라는 주 40시간을 기본으로 하고 일반적인 경우 초과근로는 주당 12시간으로 제한되어 있다. 이러한 제도적 구분으로 인해 실제 근로시간은 연속변수로 간주되는 것이 아니라 범주형 변수로 간주되는 것으로 보인다. 즉, 정규근로자라면 근로기준법상 주 40시간이 법정근로시간이므로, 그 이상을 일하면 초과근로로 간주되며, 초과근로는 연장 휴일 근로를 포함하여 주 52시간까지 인정된다(30인 미만 사업장은 특별연장근로 허용, 특례업종 존재). 또한 단시간근로자는 근로기준법상 “1주 동안의 소정근로시간이 그 사업장에서 같은 종류의 업무에 종사하는 통상 근로자의 1주 동안의 소정근로시간에 비하여 짧은 근로자”로 정의(제2조제1항제9호)되고 있으므로, 주 40시간 미만을 일하는 근로자는 고용형태가 다른 근로자라고 할 수 있어 구분되어야 할 필요가 있다. 이렇게 우리나라 제도상 근로시간의 구간이 구분되어 있으므로, 본 연구는 근로시간을 연속변수로 측정하지 않고, 주 40시간 미만을 일하는 근로자, 주 40시간 이상 주 52시간 미만 일하는 근로자, 주 52시간 초과근로자로 구분하여 측정하였다.

2) 고용형태

본 연구에서 고용형태는 임금, 비임금근로 형태를 포괄하는 개념으로 크게 네 가지 고용형태로 구분하였다. 임금근로자 중에서는 정규직과 비정규직을 구분하였고, 비임금근로자는 1인 사업자와 고용주로 구분하였다. 임금근로자 vs. 비임금근로자가 일에 대한 만족도와 그리고 궁극적으로 행복에 미치는 영향을 분석하는 것은 다음과 같은 의미가 있을 것이다.

3) 가구형태

본 연구에서 가구형태는 주요 조절변수로서 작용한다. 이를 위해 다집단 구조방정식 모형을 활용하기로 한다. 가구형태는 배우자 유무와 자녀 유무(만 17세 이상)가 중요하다고 생각하여, 1인 가구, 유배우 유자녀 가구, 유배우 무자녀 및 기타 가구로 구분하였다.

4) 기타 통제변수

위의 변수 외에도 성별, 나이와 같은 인구통계학적 변수와, 교육수준, 근로소득, 가구소득 등을 통제하였다. 근로소득과 가구소득은 ‘2020년 한국인의 행복조사’에서 구간으로 나누어 체크하도록 하고 있기 때문에 실제 소득이 아닌 100만원 단위로 구분되어 측정된 값이다. 그 외의 만족도 관련 통제변

수들은 두 개 이상의 문항을 하나의 요인으로 묶는 방식인 요인 분석을 활용하였다. 유사한 문항을 묶어 하나의 변수를 만듦으로써 최우추정법의 정규성 가정을 만족하기 쉽고 모형의 타당도와 적합도를 높이기 때문이다(오숙영, 2017). 여러 만족도 문항 중에서 가족관계 만족도는 고유성(uniqueness)이 높아 문항을 묶지 않았고, 다른 만족도 중에서는 배우자 및 자녀와의 관계 관련 문항과 그 이외의 문항이 묶여 가족관계 만족도와 환경 만족도로 묶어 통제하였다. 변수에 대한 구체적인 설명은 아래 [표 1]에 요약하였다.

[표 1] 변수 설명

구분	변수	설명
외생변수	근로시간	주당 40시간 미만(=1), 40시간 이상 52시간 미만(=2), 52시간 초과(=3)
외생변수	고용형태	정규직 임금(=1), 비정규직 임금(=2), 1인 사업자(=3), 고용주(=4)
조절변수	가구형태	1인 가구(=1), 유배우 유자녀(=2), 유배우 무자녀(=3), 기타(=4)
통제변수	가족생활 만족도 C4	귀하는 자신의 가족생활에 대해 얼마나 만족하십니까(1~7)
	환경 만족도	생활수준, 건강, 대인관계, 안전감, 공동체 소속감, 미래 안정성, 좋아하는 일을 하는 데 사용할 수 있는 시간, 동네환경
	가족관계 만족도	귀하는 자신의 배우자와의 관계에 대해 얼마나 만족하십니까(1~7) 귀하는 자신의 자녀와의 관계에 대해 얼마나 만족하십니까(1~7)
	가족생활 만족도	귀하는 자신의 가족생활에 대해 얼마나 만족하십니까(1~7)
	통제감 D14	귀하는 귀하의 인생에서 얼마나 자유롭게 선택하고 자신의 인생을 통제할 수 있다고 생각하십니까?(0~10)
	교육수준 DQ101	0(안 받았음)~7(대학원 석박사과정)
	소득	월평균 개인소득(DQ10), 월평균 가구소득(DQ1001)
	기타	나이, 성별
내생변수	전반적인 행복감	전반적으로 자신은 행복하다고 생각하십니까(0~10)
내생변수	일에 대한 만족감	일에 대해 얼마나 만족하십니까?(0~10)

주: 본인의 가족생활 만족도와, 가족관계(배우자, 자녀) 만족도, 환경 만족도 관련 문항에 요인 분석을 실시하였고 본인의 가족생활 만족도의 고유성이 0.60이상으로 개별 문항으로 분리하였으며 가족관계 만족도와 가족관계 이외 만족도 문항을 묶어서 분석을 실시하였다(KMO값은 0.93).

IV. 분석 결과

1. 기초 통계

분석 대상의 관측치 수는 13,824개이고 무직인 케이스가 4,858개이므로, 분석에 포함된 관측치 수는 8,966개이다. 유효 표본에 대한 기초통계량을 살펴보면, 연속형 변수 중에서 10점 척도로 측정된 전반적 행복감의 평균은 6.84점, 일에 대한 만족도는 7.28점, 통제감은 7.02점, 교육수준의 평균은 3.98로 고등학교(3) 이상 전문대(4) 미만이었다. 평균 근로소득은 200만원 이상 300만원 미만(4)에서 300만원 이상 400만원 미만(5) 사이인 4.31점이었으며 가구소득은 400만원 이상 500만원 미만(6)에서 500만원 이상 600만원 미만(7) 사이인 6.51점이었다. 평균 나이는 48.3세였다(아래 [표 2] 참조).

[표 2] 기초통계(연속형 변수)

Variable	Obs	Mean	Std.	Min	Max
전반적 행복감	8,966	6.84	1.25	1.00	10.00
일에 대한 만족감	8,966	7.28	1.22	0.00	10.00
가족생활 만족도	8,966	5.83	0.79	2.00	8.00
환경 만족도	8,966	0.05	0.95	-4.35	2.54
가족관계 만족도	8,966	-0.01	1.00	-3.95	1.41
통제감	8,966	7.02	1.19	1.00	10.00
교육수준	8,929	3.98	1.03	0.00	7.00
근로소득	8,966	4.31	1.35	1.00	12.00
가구소득	8,966	6.51	2.40	1.00	12.00
나이	8,966	48.30	13.31	15.00	92.00

범주형 변수에 대한 기초통계를 보면(아래 [표 3] 참조), 근로시간의 경우 정규 근로시간인 40시간 이상 52시간 미만인 근로자가 6,817명(76.0%)으로 가장 많고 50시간 미만 근로자가 7.1%, 52시간 이상 근로자가 6.9% 순이었다. 일에 대한 만족감은 평균적으로 40시간~52시간 미만 근로자가 7.4점으로 가장 높았고, 행복 점수도 6.9점으로 가장 높았다. 고용형태에 있어서 정규직 근로자가 66.0%로 가장 많았고 그다음이 1인 사업자 15.4%, 고용주 13.5%, 비정규근로자(5.1%) 순이었다. 일에 대한 만족감은 정규직 임금근로자가 가장 높았고, 고용주가 7.0으로 가장 낮았다. 행복 수준은 임금근로자가 비임금근로자보다 약간 높았다. 성별 차이도 있었는데 일에 대한 만족감과 행복감 모두 남성이 여성보다 약간 높았다. 가구형태별로 일에 대한 만족감은 1인 가구에서 다른 가구보다 약간 낮았고 행복감도 1인 가구가 낮은 편이었다.

[표 3] 기초통계(범주형 변수)

구분	분류	빈도	비율	일에 대한 만족감		행복	
				평균	F(p)	평균	F(p)
근로시간 Work_hr	40시간 미만	1,427	15.9	7.1	73.6*** (0.00)	6.7	45.0*** (0.00)
	40시간~52시간 미만	6,817	76.0	7.4		6.9	
	52시간 이상	722	8.1	6.9		6.5	
고용형태 status	정규직 임금	5,918	66.0	7.4	37.1*** (0.00)	6.9	15.8*** (0.00)
	비정규직 임금	453	5.1	7.3		6.9	
	1인 사업자	1,381	15.4	7.2		6.7	
성별 female	고용주	1,214	13.5	7.0	15.9*** (0.00)	6.7	2.9* (0.09)
	남성	5,207	58.1	7.3		6.9	
	여성	3,759	41.9	7.2		6.8	
가구형태 family	1인 가구	821	9.2	7.1	4.2*** (0.01)	6.6	12.5*** (0.00)
	유배우 유자녀	1,445	16.1	7.3		6.9	
	유배우 무자녀	5,836	65.1	7.3		6.9	
	기타	864	9.6	7.3		6.8	

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

변수 간 상관관계 표(표 4)를 보면 행복과 상관계수가 높은 변수는 일에 대한 만족감(0.59), 환경 만족도(0.54), 통제감(0.51), 가족생활 만족도(0.45), 관계만족도(0.23), 나이(-0.11) 등임을 알 수 있다. 분석에 포함된 변수 간 상관관계가 0.7 이상인 경우가 없었다.

[표 4] 변수 간 상관관계

	행복	일에 대한 만족감	근로 시간	가구 형태	고용 형태	성별	근로 소득	나이	통제감	교육 수준	가족 생활 만족도	환경 만족도	가족 관계 만족도	가구 소득
행복	1.00													
일에 대한 만족감	0.590*	1.00												
근로시간	0.001	0.000	1.00											
가구형태	0.034*	0.002	0.000	1.00										
고용형태	-0.069*	-0.105*	-0.171*	0.032*	1.00									
성별	-0.002	-0.042*	-0.130*	0.002	0.1330*	1.00								
근로소득	0.068*	0.112*	0.242*	-0.044*	-0.337*	-0.377*	1.00							
나이	-0.110*	-0.115*	-0.001	0.034*	0.280*	-0.126*	0.005	1.00						
통제감	0.509*	0.512*	-0.028*	0.001	-0.041*	-0.046*	0.050*	-0.082*	1.00					
교육수준	0.089*	0.116*	0.054*	-0.031*	-0.394*	-0.087*	0.329*	-0.518*	0.063*	1.00				
가족생활 만족도	0.449*	0.438*	0.040*	0.01	-0.064*	-0.029*	0.065*	-0.0824*	0.333*	0.080*	1.00			
환경 만족도	0.540*	0.627*	0.000	0.044*	-0.084*	-0.002	0.107*	-0.1210*	0.509*	0.125*	0.464*	1.00		
관계 만족도	0.231*	0.231*	0.000	0.039*	-0.127*	0.075*	-0.071*	-0.5082*	0.208*	0.250*	0.283*	0.271*	1.00	
가구소득	0.030*	0.032*	0.000	0.078*	-0.168*	0.031*	0.311*	-0.082*	-0.155*	0.000	0.248*	0.070*	0.190*	0.064*

*p<0.01

2. 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향

본 연구는 우선 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 영향을 미치는지와 일에 대한 만족감이 고용 형태와 행복간의 관계를 매개하는지를 구조방정식 모형으로 분석하였다. 분석 결과는 다음 [표 5]에서 확인할 수 있다. 분석에 앞서 모형의 타당도를 검증할 수 있는 검정통계량은 Chi2(3)=129.09(0.0000), RMSEA=0.069, CFI=0.989, TLI=0.868으로 TLI 값이 기준치보다 약간 낮지만 전반적인 적합도가 양호하다고 판단하였다. 또한 Podsakoff et al.(2003)에 따라 동일방법 편익의 가능성을 검토한 결과, 고유치 값이 1이 넘는 요인이 1개가 아니었고 회전 전 첫 번째 요인의 전체 문항 설명량이 약 19%로 동일방법에 의한 편익의 가능성이 높지 않다고 판단하였다.

첫 번째, 고용형태가 일에 대한 만족감에 미치는 영향에 대해서는 비교집단인 정규직에 비해 비정규직 근로자들의 일에 대한 만족도가 유의하게 낮은 것으로 나타났고, 고용주나 1인 자영업자는 그렇지 않았다. 즉, 고용형태가 비정규직의 경우에는 일에 대한 만족감에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 두 번째, 고용형태가 행복에 직접적으로 영향을 미치는가에 대한 질문에 대해서 비정규직이라고 정규직에 비해 행복도가 낮은 것은 아니었지만, 1인 자영업자의 경우 정규직에 비해 행복도가 낮았고, 고용주의 경우는 높았다. 즉, 정규직 임금근로자와 비임금근로자 간에 느끼는 행복감에는 차이가 있었는데 비임금근로자 중에서도 고용주의 경우 행복 수준이 높았고, 1인 자영업자의 경우 낮았다.

[표 5] 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향

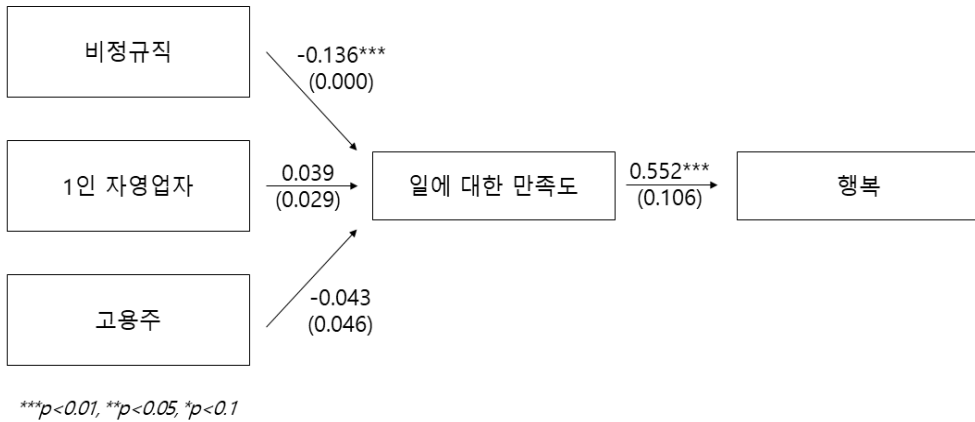
	Coef.	Std. Err.	z	P> z
→ 일에 대한 만족도				
고용주(ref.=정규직)	-0.043	0.046	-0.9	0.354
1인 자영업자	0.039	0.029	1.3	0.184
비정규직	-0.136	0.033	-4.1	0.000
정규근로	0.036	0.028	1.3	0.203
초과근로	-0.148	0.045	-3.3	0.001
유배우 유자녀	-0.011	0.042	-0.3	0.784
유배우 무자녀	0.008	0.034	0.2	0.813
기타	-0.008	0.044	-0.2	0.852
여성	-0.005	0.021	-0.2	0.815
근로소득	0.029	0.009	3.3	0.001
나이	-0.002	0.001	-1.9	0.056
통제감	0.239	0.009	25.6	0.000
교육수준	0.000	0.012	0.0	0.976
가족만족도	0.237	0.014	17.0	0.000
환경 만족도	0.542	0.013	43.2	0.000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z
가족관계 만족도	0.017	0.012	1.4	0.172
상수항	4.167	0.132	31.5	0.000
→ 행복				
일에 대한 만족도	0.552	0.189	2.9	0.003
고용주(ref.=정규직)	0.106	0.048	2.2	0.027
고용원이 있는 자영업자	-0.051	0.031	-1.7	0.097
비정규직	0.047	0.047	1.0	0.313
유배우 유자녀	0.249	0.045	5.5	0.000
유배우 무자녀	0.181	0.037	4.9	0.000
기타	0.154	0.047	3.3	0.001
여성	0.045	0.022	2.0	0.045
가구소득	-0.001	0.001	-1.0	0.333
나이	0.163	0.047	3.5	0.001
통제감	-0.012	0.013	-1.0	0.340
교육수준	0.198	0.047	4.2	0.000
가족만족도	0.080	0.103	0.8	0.437
환경 만족도	0.037	0.013	2.7	0.006
가족관계 만족도	-0.020	0.004	-4.5	0.000
상수항	0.552	0.806	0.7	0.493
var(e.work_sati)	0.797	0.012		
var(e.OA_satis)	0.899	0.075		
cov(e.work_sati,e.OA_satis)	-0.195	0.151	-1.29	0.197

Number of obs = 8,929
 Log likelihood = -252173.99

주: Chi2(3) =129.09(0.0000), RMSEA=0.069, CFI=0.989, TLI=0.868

위의 분석 결과를 아래 [그림 3]에서 확인할 수 있다. 위의 분석에서 고용형태가 일에 대한 만족도에 영향을 미친 집단은 비정규직뿐이었다. 따라서 일에 대한 만족도가 고용형태와 행복감을 매개하는지를 비정규직 집단에 한해 검증하였다.



[그림 3] 고용형태가 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향

매개효과의 검증은 Sobel 검정을 활용한 Baron and Kenny(1986)의 방식을 활용하였다. 분석 결과([표 6] 참조), 비정규직 여부가 일에 대한 만족도를 낮추는 방향으로 영향을 주고 있고, 일에 대한 만족도는 전반적인 행복감을 높이고 있었으며 Sobel test 결과는 유의미했다. 그러나 비정규직 여부가 행복에 직접적으로 영향을 미친다고 볼 수 없어 비정규직근로자가 일에 대한 만족도를 통해서만 행복에 영향을 미치고 있다(완전매개효과)고 해석할 수 있다.

[표 6] 일에 대한 만족도의 매개효과

		B	p	Sobel test
Step1	비정규직→일에 대한 만족도	0.136	0.000	- Indirect effect=-0.075 - Std. Err.=0.031 - p-value=0.017
Step2	일에 대한 만족도→전반적 만족도	0.552	0.003	
Step3	비정규직→전반적 만족도	0.047	0.313	

3. 근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향

1) 모형의 선정

근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향은 다중집단 분석을 활용하였기 때문에 분석 결과를 제시하기에 앞서 모형 선정 과정에 대해 기술하고자 한다. 우선 두 그룹 간 차이에 제약을 가하지 않은 기저(자유)모형(M1-1)의 적합도는 CFI=0.988, TLI=0.908, RMSEA=0.071로, 요인부하량이 동일하다고 가정한 두 번째 모형(M2-1)과의 카이제곱값이 유의미하게 차이하지 않아서 형태동일성이 만족되었다고 할 수 있다([표 7] 참조). 다음으로 계수 값과 공분산 등을 동일하게 가정한 구조동일성

모형의 적합도는 CFI=0.972, TLI=0.969 RMSEA=0.041로, 기저모형과 완전등가성 제약 모형(M3-1)은 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 그러나 부분등가성 제약모형과 완전등가성 제약모형 모두 RMSEA, CFI, TLI 기준에서 모두 적합한 모형이라고 할 수 있었다. 따라서 본 연구에서 근무만족도의 매개효과를 검증하는 데 있어서는 변수 간 관계에 집중하기 위해 완전등가성 제약모형(M3-1)의 결과를 활용하고, 가구형태의 조절효과에 대한 분석은 기저모형(M1-1)에서 집단 간 계수 값 차이 검정을 실시하여 계수 값에 차이가 나타나지 않은 변수에 대해서는 제약을 가한 모형을 활용하고자 한다.

[표 7] 분석의 적합도 (근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향)

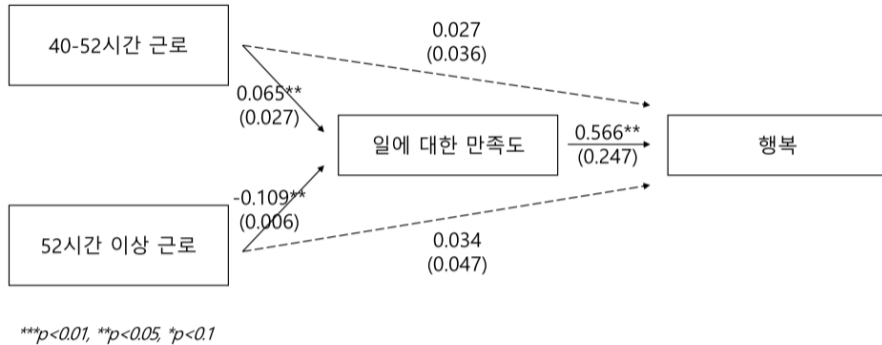
구분	카이제곱	자유도	RMSEA	CFI	TLI	$\Delta\chi^2$ Sig Dif(p-value)	Δ TLI
M2-1=기저(자유)모형	145.87	12	0.071	0.988	0.885	-	-
M2-2=부분등가성제약모형 (요인부하량 제약)	314.24	87	0.034	0.980	0.973	168.37/75 (0.00)	0.09
M2-3=완전등가성제약모형 (요인부하량, 공분산, 오차분산 동일)	429.77	102	0.038	0.971	0.967	283.9/90 (0.00)	0.08

주: 적합도 판단기준은 RMSEA: 0.05 이하(아주 양호), CFI(0.90이상), TLI(0.90이상)

2) 가설의 검증

근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향에서 가장 처음으로 제기한 연구 가설은 “일에 대한 만족감이 전반적인 행복 수준에 영향을 미친다”이다. 분석 결과, 아래 [그림 4]에서 볼 수 있듯이 일에 대한 만족도는 행복에 유의미하게 영향을 미치고 있었다. 근로시간이 일에 대한 만족도에 영향을 미치는지 또한 분석하였는데, 주당 40~52시간 일하는 사람은 40시간 미만인 사람보다 일에 대한 만족도가 높았고, 52시간 초과근로자는 40시간 미만인 사람보다 일에 대한 만족도가 낮음이 밝혀졌다. 즉, 단시간근로나 초과근로와 같이 일반적이지 않은 근로시간은 근로만족도를 낮추는 효과가 있었다.

마지막으로 근무시간과 행복의 관계에서 일에 대한 만족감이 영향을 미치는지, 즉 일에 대한 만족감이 근무시간과 행복간의 관계를 매개하는지에 대한 Sobel test를 실시하였는데([그림 4]의 주석 참조), 일에 대한 만족감이 근무시간과 행복간의 관계를 매개하는 효과는 없는 것으로 나타났다. 즉, 근무시간이 일에 대한 만족도에 영향을 미치지만, 그것을 통해 전반적인 행복감에 영향을 미치지 않았으며, 일에 대한 만족도 자체는 행복에 영향을 미치고 있었다. 다음에서는 가구형태가 근무시간과 일에 대한 만족감의 관계를 조절하는 효과가 있는지 분석하고자 한다.



- 1) 40-52시간 근로 → 행복 Sobel test statistics(0.73, p=0.46)
- 2) 52시간 이상 근로 → 행복 Sobel test statistics(-0.70, p=0.48)

[그림 4] 근로시간이 일에 대한 만족도와 행복에 미치는 영향

다음으로 근무시간과 일에 대한 만족감이 가구형태마다 다른지 분석하였다. 분석 결과, 대부분의 가구에서 단시간근로보다 정규근로에 대한 만족도가 높았으나, 유배우 유자녀 가구의 경우는 단시간근로와 비교해 근무만족도가 높지 않았다(표 8] 참조). 주 52시간 이상 근로자 중 단시간근로자 보다 근무만족도가 낮은 집단은 유배우 무자녀 가구였다. 유배우 유자녀 가구도 초과근로의 만족도가 낮았으나 통계적으로 유의미하지 않았다. 이 같은 분석 결과를 통해 가구형태마다 근무시간이 일에 대한 만족감에 미치는 영향은 다름을 알 수 있었다. 종합하면 유배우 유자녀 가구를 제외하고는 정규근로에 대한 근무만족도가 단시간근로보다 높은 것으로 높은 것으로 나타났는데, 이 같은 결과가 유배우 유자녀 가구의 자녀양육 부담 때문인지는 성별 차이에 대한 분석을 추가하여 해석하도록 하겠다.

[표 8] 가구 조절효과

구분	40~52시간 vs. 40시간 미만(ref.)			52시간 이상 vs. 40시간 미만(ref.)		
	coef	s.e.	p	coef	s.e.	p
1인 가구	0.177	0.096	0.07	0.040	0.131	0.76
유배우 (유자녀)	0.004	0.069	0.95	-0.172	0.109	0.11
유배우 (무자녀)	0.052	0.029	0.07	-0.158	0.047	0.00
기타	0.189	0.091	0.04	0.078	0.154	0.61

성별이 근로시간과 일에 대한 만족도를 조절하는지를 분석한 결과(아래 [표 9] 참조), 정규근로를 하고 있는 여성과 남성은 모두 단시간근로자보다 만족도가 높았지만, 초과근로를 하고 있는 여성은

단시간근로자보다 통계적으로 유의미하게 만족도가 낮았다 반면, 남성의 경우 초과근로가 단시간근로보다 통계적으로 유의미하게 만족도가 낮지 않았다.

[표 9] 성별 조절효과

구분	40~52시간 vs. 40시간 미만(ref.)			52시간 이상 vs. 40시간 미만(ref.)		
	coef	s.e.	p	coef	s.e.	p
남성	0.062	0.038	0.10	-0.077	0.051	0.14
여성	0.072	0.035	0.04	-0.176	0.060	0.00

또한 가구별·성별로 근로만족도를 보면(아래 [표 10] 참조), 남성의 경우 자녀 유무와 관계없이 혼자 사는 남성보다 유배우 남성의 근로만족도가 높았지만, 여성의 경우에는 자녀 유무와 관계없이 유배우 여성인 경우 1인 가구에 사는 여성보다는 근로만족도가 낮았다는 사실이다. 즉, 여성의 경우 결혼 여부가 근로만족도에 영향을 미치는 중요한 요인이 되는 것을 알 수 있는데 이는 자녀양육 부담 이외에 다른 요인이 근로만족도에 영향을 미치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

[표 10] 가구 및 성별 근로만족도

구분	유배우 유자녀 vs. 1인 가구			유배우 무자녀 vs. 1인 가구		
	coef	s.e.	p	coef	s.e.	p
남성	0.133	0.055	0.02	0.123	0.049	0.01
여성	-0.164	0.059	0.01	-0.098	0.047	0.04

종합적으로 볼 때, 근로시간은 근로만족도에 영향을 미치지만 행복에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 근로시간이 근로만족도에 미치는 영향은 가구 구성 및 성별에 따라 달라지며 특히 유배우 유자녀 여성의 경우 정규근로가 단시간근로보다 근로만족도를 높이지는 않았다. 초과근로의 경우 유배우 무자녀의 경우 근로만족도가 낮았는데 여성의 경우 초과근로의 만족도가 대체로 낮고 전반적인 근로만족도가 1인 가구에 비해 유배우 가구 여성이 낮음을 고려해 볼 때 결혼 이후 여성의 근로만족도가 낮은 편이며 과도한 근무시간도 근로만족도를 낮추는 요인으로 작동하고 있음을 알 수 있다. 마지막으로 근로만족도가 근로시간과 행복을 매개하는 효과는 없는 것으로 보인다.

V. 결론

본 연구는 국회미래연구원의 「2020년 한국인의 행복조사 연구」에서 수집한 자료를 활용하여 한국인의 일과 행복 간의 관계에 대해서 연구하였다. 특히 일에 대한 만족감과 행복의 관계에 초점을 두고 고용형태와 근로시간이 일에 대한 만족감을 통해 개인의 행복에 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 고용형태의 영향력을 검증하는 데 목적이 있었던 모형 1에서나 근로시간의 영향력을 검증하는데 목적이 있었던 모형 2에서 모두 일에 대한 만족도가 행복에 유의미하게 영향을 미치고 있어, 일 이 여전히 우리 삶에서 중요한 부분을 차지하고 있다는 것을 확인할 수 있었다.

둘째, 고용형태 중에서 비정규직 근로자의 일에 대한 만족도가 정규직에 비해 유의미하게 낮았다. 다른 고용형태인 고용주나 1인 자영업자는 그렇지 않았다. 다만, 고용형태가 행복에 직접적으로 미치는 영향에 있어서는 비정규직과 정규직에 차이는 없었고, 비임금근로자 중에서 고용주의 경우 행복 수준이 높았고, 1인 자영업자의 경우는 낮았다. 여러 고용형태 중 비정규직 근로만이 일에 대한 만족도에 영향을 미치고 있었기 때문에 매개효과를 검증해 본 결과 비정규직 근로가 일에 대한 만족도를 통해서만 행복에 영향을 미치는 완전매개효과를 확인할 수 있었다. 이 같은 분석 결과를 종합해 보면, 비정규직 근로는 정규직 근로에 비해 일에 대한 만족도를 낮추며 결과적으로 행복감도 낮춘다고 할 수 있다. 분절적 노동시장 구조를 가진 우리나라에서 비정규직 근로자들의 우울감이나 사회적 배제, 스트레스가 높다고 분석한 신승배(2008), 고상백 외(2004), 김진현(2017) 외에 비정규직 근로가 일에 대한 만족감을 통해 전반적인 행복감도 낮출 수 있음을 확인하였다. 다음으로 고용형태와 행복과의 관계에 있어서 1인 자영업자의 경우 정규직 근로자보다 전반적인 행복감이 낮았고 고용주의 경우 높았다는 사실에서 1인 자영업자가 처한 상황 분석을 토대로 적절한 정책적 지원이 필요하다는 제언을 도출할 수 있었다.

셋째, 단시간근로나 초과근로는 정규(주당 40~52시간) 근로보다는 일에 대한 만족도는 낮추지만, 그렇다고 해서 행복 수준이 낮은 것은 아니었다. 즉, 일에 대한 만족감이 근무시간과 행복 간의 관계를 매개하는 효과는 없는 것으로 나타났다.

넷째, 가족형태별로 일에 대한 만족감에 차이가 있는지 분석한 결과, 유배우 유자녀 가구를 제외하고는 단시간근로가 정규근로보다 만족도가 높지 않은 것으로 나타났다.

다섯째, 정규근로를 하고 있는 여성과 남성은 모두 단시간근로자보다 만족도가 높았지만, 초과근로를 하고 있는 여성은 단시간근로자보다 통계적으로 유의미하게 만족도가 낮았고, 남성의 경우 자녀 유무와 관계없이 혼자 사는 남성보다 유배우 남성의 근로만족도가 높았지만, 여성의 경우에는 자녀 유무와 관계없이 유배우 여성인 경우 1인 가구에 사는 여성보다는 일에 대한 만족도가 낮았다. 가족형

태와 성별 조절효과 분석 결과를 종합하면, 유배우 여성의 일에 대한 만족도가 일반적으로 낮은 편이며 이들에게 초과근로가 일에 대한 만족도를 낮춘다고 해석할 수 있다. Nordenmark(2017)는 레짐에 관계없이 여성이라고 해서 근로만족도가 행복에 미치는 영향이 낮다고 할 수 없으나, 보수주의 레짐의 여성의 경우 특히 가족에 대한 만족도가 전반적인 만족도에 영향을 미친다고 분석하고 있다. 또한 Kaiser(2007)는 덴마크, 핀란드, 네덜란드와 같이 노동시장이 현대화(modernization)된 국가에서는 여성의 일에 대한 만족도가 남성보다 낮지 않았지만, 포르투갈과 같이 노동시장이 덜 현대화된 국가에서는 여성의 일에 대한 만족도가 남성보다 낮다고 분석하였다. 이러한 연구 결과를 토대로 할 때, 유배우 여성의 일에 대한 만족도가 낮은 우리나라는 Lutz(2005)의 표현에 의하면 노동시장이 젠더 관점에서 현대화되었다고 보기 어려우며, 유배우 여성의 경우 자녀 유무와 관계없이 일에 대한 만족도가 높았다는 사실에서 보수주의 젠더레짐하에서 가족이 생기는 경우 여러 가지 갈등으로 인해 일에 대한 만족도가 낮아지는 데 반해 남성은 그렇지 않다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 가족 내에서 그리고 노동시장에서 여성들의 부담을 완화하는 정책이 필요하다고 할 수 있다.

참고문헌

- 고상백, 손미아, 공정옥, 이철갑, 장세진, & 차봉석. (2004). "비정규직 근로자들의 직업적 특성과 사회심리적 스트레스". 『대한직업환경의학회지』, 16(1), 103-113.
- 김경미, & 계선자. (2018). "맞벌이 가정의 일·가정양립과 행복수준에 관한 연구". 『가정과삶의질연구』, 36(4), 103-119.
- 김진현. (2017). "다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석". 『보건사회연구』, 37(3), 398-432.
- 김현정, & 최서희. (2018). "근로시간이 공무원의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 업무자율성의 조절효과를 중심으로". 『행정논총』, 56.
- 김향아. (2015). "노인의 가족관계가 삶의 만족도에 미치는 영향: 우울의 매개효과". 『한국사회복지학회 학술대회 자료집』, 616-634.
- 문정화 (2016). "한국 요양시설 노인의 입소상황요인과 삶의 만족도: 자아통제감의 매개효과". 『사회과학연구』, 42(1): 229-256.
- 박지영, & 손영우. (2018). "주관적 사회적 지위가 일의 의미에 미치는 영향". 『감성과학』, 21(2), 43-60.
- 신승배. (2008). "한국 비정규직, 정규직 노동자의 직무스트레스와 사회갈등인식 차이". 『분쟁해결연구』, 6(1), 83-111.
- 신중우·정현숙. (2021). "중학교 청소년의 삶의 만족도와 영향 요인에 대한 탐색적 연구: 개인특성과 가족 및 학교환경 특성을 중심으로", 『한국가족관계학회지』, 26(2): 93-111.
- 안주엽·이경희·길현종·오선정·김주영·김종숙·김난숙 (2015), 『일과 행복(I)』, 경제·인문사회연구회 협동연구총서 15-27-01, 한국노동연구원.
- 오현주·서혜미. (2014). "베이비붐 세대의 음주·흡연이 생활만족도에 미치는 영향 - 가족관계 만족도의 매개효과를 중심으로." 『알코올과 건강행동연구』, 15(1): 65-76.
- 유홍준, 신인철, & 정태인. (2018). 『일, 여가 의 변화 와 행복 복지』. 집문당.
- 송순옥, 김남중, & 성연정. (2015). "보육교사의 교사효능감이 직무만족도와 행복감에 미치는 영향력". 『한국보육학회지』, 15(3), 89-107.
- 이은희, & 김현수. (2020). "보육교사의 직장 내 사회적 지지와 행복감이 직무만족도에 미치는 영향". 『생애학회지』, 10(3), 1-19.
- 이주희. (2000). "취업부부의 역할갈등과 심리적 디스트레스에 대한 성역할 정체감의 중재효과 검증". 『한국심리학회지: 여성』, 5(1), 43-59.
- 이현지 (2012). "재가 노인이 경험하는 고립과 외로움이 삶의 만족도와 우울에 미치는 영향". 『한국지역사회복지학』, 42, 157-177
- 이혜경, & 남춘연. (2015). "직장인의 직무스트레스, 우울, 심리적 행복감이 직무만족도에 미치는 영향". 『한국간호교육

- 학회지], 21(4), 489-497.
- 이혜정, & 유규창. (2013). “Y 세대의 일과 삶의 균형: 세대별 일의 가치를 통해 본 의미 및 역할”. 『노동정책연구』, 13(4), 1-31.
- 정도범, 장혜정, & 김병일. (2018). “초과근로가 직무만족도에 미치는 영향: 초과근로 시간, 수당 및 결정 대상을 중심으로”. 『예술인문사회 융합 멀티미디어 논문지』, 8(8), 321-332.
- 정민정, & 김유진. (2009). “보육교사의 직무스트레스와 직무만족도가 심리적 행복감에 미치는 영향”. 『한국생활과학회지』, 18(1), 65-74.
- 정태숙, & 김영희. (2014). “어머니의 근무시간과 가사노동시간 및가정-직장간 갈등이 자녀양육방식과 유아의문제행동에 미치는 영향”. 『유아교육·보육복지연구』, 18(2), 175-195.
- 최수찬, 이지선, & 이은혜. (2015). “중소기업 기혼근로자의 직무스트레스와 직장-가정갈등(WFC)이 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구”. 『한국콘텐츠학회논문지』, 15(8), 271-279.
- 통계청. 2019. 경제활동인구조사, 근로형태별 부가조사, 2019.8
- 하래남, & 정민자. (2017). “유아기 맞벌이 부부의 일-가족균형, 회복탄력성이 행복에 미치는 영향: 직무만족도와 양육 효능감의 매개효과”. 『한국가족관계학회지』, 22(1), 111-134.
- 황해익, 탁정화, & 홍성희. (2013). “유치원 교사의 회복탄력성, 교사효능감 및 직무만족도가 행복감에 미치는 영향”. 『유아교육학논집』, 17(3), 411-432.
- Allan, B. A., Autin, K. L., & Duffy, R. D. (2014). “Examining social class and work meaning within the psychology of working framework”. *Journal of Career Assessment*, 22(4), 543-561.
- Anderson, C., Hildreth, J. A. D., & Howland, L. (2015). “Is the desire for status a fundamental human motive? A review of the empirical literature”. *Psychological bulletin*, 141(3), 574.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations.” *Journal of personality and social psychology*, 51(6), 1173.
- Brunetto, Y., & Farr-Wharton, R. (2006). “The importance of effective organisational relationships for nurses: a social capital perspective. *International Journal of Human Resources Development and Management*, 6(2-4), 232-247.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). “The general causality orientations scale: Self-determination in personality. *Journal of research in personality*, 19(2), 109-134.
- Easterlin, R. A. (1974). “Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In *Nations and households in economic growth* (pp. 89-125). Academic Press.
- Judge, T. A., & Locke, E. A. (1993). “Effect of dysfunctional thought processes on subjective well-being and job satisfaction. *Journal of Applied psychology*, 78(3), 475.
- Kaiser, L. C. (2007). Gender-job satisfaction differences across Europe: An indicator for labour market modernization. *International Journal of Manpower*.
- Leary, M. R., Jongman-Sereno, K. P., & Diebels, K. J. (2014). “The pursuit of status: A

- self-presentational perspective on the quest for social value. In *The psychology of social status* (pp. 159–178). Springer, New York, NY.
- Markovits, Y., Davis, A. J., Fay, D., & Dick, R. V. (2010). “The link between job satisfaction and organizational commitment: Differences between public and private sector employees”. *International Public Management Journal*, 13(2), 177–196.
- Nordenmark, M. (2018). “The importance of job and family satisfaction for happiness among women and men in different gender regimes”. *Societies*, 8(1), 1.
- Podsakoff, N. P. (2003). “Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies”. *Journal of Applied Psychology*, 88(879), 10–1037.
- Peng, I. (2012). “Economic Dualization in Japan and South Korea”. *The age of dualization: the changing face of inequality in deindustrializing societies*, 226–249.
- Ramezani, S. G., & Gholtash, A. (2015). “The relationship between happiness, self-control and locus of control”. *International Journal of Educational and Psychological Researches*, 1(2), 100.
- Solomon, E. E. (1986). “Private and public sector managers: An empirical investigation of job characteristics and organizational climate”. *Journal of applied psychology*, 71(2), 247.
- Tait, M., Padgett, M. Y., & Baldwin, T. T. (1989). “Job and life satisfaction: A reevaluation of the strength of the relationship and gender effects as a function of the date of the study”. *Journal of applied psychology*, 74(3), 502.
- Veenhoven, R. (2010). “Greater happiness for a greater number”. *Journal of happiness studies*, 11(5), 605–629.
- Verme, P. (2009). “Happiness, freedom and control”. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 71(2), 146–161.
- Ward, S. J., & King, L. A. (2016). “Poor but happy? Income, happiness, and experienced and expected meaning in life”. *Social Psychological and Personality Science*, 7(5), 463–470.
- Wrzesniewski, A., & Dutton, J. E. (2001). “Crafting a job: Revisioning employees as active crafters of their work”. *Academy of management review*, 26(2), 179–201.

제2절 일이나 여가나의 구도를 넘어:

일-여가 인식 유형과 행복

신아름*·이상직**

Work-Leisure Perception Patterns and Happiness

Areum Shin*·Sang-Jic Lee**

요약: 이 연구는 한국인의 일-여가 인식 유형을 확인하고 유형별 특징을 파악한다. 이어서 이 유형과 행복이 어떤 관계를 맺는지 분석한다. 분석 자료는 국회미래연구원 2020년에 수집한 「한국인의 미래가치관 조사」 자료다. 잠재계층분석으로 일-여가 인식을 유형화하고, 영향 요인에 따라 소속 유형에 차이가 있는지에 대해 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였으며, 일-여가 인식과 행복의 관계를 살펴보기 위해 위계적 회귀 분석을 시도했다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 일-여가 인식은 '일-여가 동시 중시형'(45%), '소극적 여가 중시형'(18%), '일-여가 관계 미정립형 I'(14%), '적극적 여가 중시형'(13%), '일-여가 관계 미정립형 II'(10%) 등 5개로 유형화되었다. 둘째, '일-여가 동시 중시형'과 다른 네 가지 유형을 비교한 결과, 성별, 연령, 교육수준, 자가 소유 여부, 가구 경제 상태 인식, 수도권 거주 여부에서 유의미한 유형별 차이가 있었다. 셋째, 일-여가 인식 유형 중 '적극적 여가 중시형', '일-여가 동시 중시형', '일-여가 관계 미정립형 II', '일-여가 관계 미정립형 I', '소극적 여가 중시형' 순으로 행복 수준이 높았다. 특히 '일-여가 동시 중시형'에 비해 '소극적 여가 중시형'과 '일-여가 관계 미정립형 I'에서 행복 수준이 낮았다. 이 연구는 한국인의 일-여가 인식 유형을 포착하고, 그 유형과 행복의 연관성에 대한 심층 정보를 제공했다는 의의가 있다.

주제어: 일-여가 인식, 행복, 삶의 질, 미래 가치관 조사, 잠재계층분석

ABSTRACT: This study aims to identify a distinctive work-leisure perception patterns and analyzes the associations between the pattern of work-leisure perception and happiness. The results are as follows. First, latent class analysis identified five subgroups with different work-leisure perception: 'work-leisure-oriented' 'disregarding work value' 'material-oriented', 'leisure-oriented', 'work role-oriented'. Second, The ranking of happiness is as follows: 'leisure-oriented', 'work-leisure-oriented', 'work role-oriented', 'material-oriented', and 'disregarding work value'. In comparison with the reference group(work-leisure-oriented), Work-Leisure Perception patterns were affected by gender, age, education level,

* 서울대학교 사회발전연구소 객원연구원

** 국회미래연구원 부연구위원

self-ownership, household economic status perception, and region. Third, the influence of 'disregard for work value' and 'material value oriented' on happiness was lower than that of 'work-leisure oriented'.

among the types of work-leisure perception. This study offers to substantial findings that provide work-leisure perception typography in Korean society.

KeyWords: perception of leisure & work, happiness, quality of life, Future Values Survey, latent class analysis,

1. 서론

이 연구의 목적은 일-여가 인식의 잠재유형을 파악하고 유형별 행복에 미치는 영향을 탐색하는 것이다.¹⁾ 과거 행복 연구에서 행복에 영향을 주는 핵심 요인으로 주목 받은 것은 소득이었다. 그러나 경제적 풍요로움만으로 행복이 보장되지 않는다는 점이 밝혀지면서(Easterlin, 2001) 국내외 사회과학 분야에서는 행복의 차이를 야기하는 다양한 요인에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 예를 들어, 유전적 특성(서은국, 2014; Sheldon and Lyubomirsky, 2007), 성격(Ha and Kim, 2013; Lauriola and Iani, 2017), 사회적 관계(Leung et al., 2013; Villalonga-Olives and Kawachi, 2017; Neira et al., 2018)나 사회적 신뢰(Kim and Shin, 2021; Tokuda et al., 2017; Bartolini et al., 2017) 등의 사회자본, 사회적 계층에 대한 주관적 인식(Kim, 2020; 이연경·이승중, 2017) 등을 들 수 있다.

이 연구는 행복에 영향을 주는 요인으로 ‘일-여가 인식’에 주목한다. 일과 여가는 개인의 삶에서 매우 큰 비중을 차지하며 개인의 특성이 잘 드러나는 영역이다(Lloyd et al., 2007; Brown et al., 2015; Minkov, 2009). 이러한 특성을 바탕으로 일과 여가는 각각 개별적으로 행복에 중요한 요인으로 여겨졌다. 그러나 1970년대부터 개인의 전반적인 삶의 질을 보여주는 ‘일과 삶의 균형(Work-Life Balance)’ 관련 연구가 주목받기 시작하면서 일과 여가를 개별요인으로 다루기보다는 함께 다루어야 한다는 입장이 강조되고 있다(이현서, 2020; 이미영 외, 2019).

일과 여가 그리고 행복을 연결한 연구는 객관적 측면을 다룬 연구와 주관적 측면을 다룬 연구로 나눌 수 있다. 먼저 일과 여가의 객관적 측면을 다룬 연구는 양적 지표를 활용하여 일과 여가의 참여 정도나 물리적 여건에 주목한다. 일에 주목한 연구는 근로형태, 근로소득, 근로시간, 정규직 여부, 직업을 주요 변수로 다루었으며, 여가에 주목한 연구는 여가활동의 종류와 빈도, 함께하는 사람, 여가시간과 여가비용 등의 여가 자원이 행복에 미치는 영향을 살펴본 연구들이 주를 이룬다(김효선, 2018; 광재현·홍경완, 2017; 이향숙·신원우, 2016; 서우석, 2015; 남은영·이재열·김민혜, 2012; 김희재·조정래, 2009; 백경숙·권용신, 2007).

일과 여가의 주관적 측면에 집중한 행복 연구들은 일-여가 인식의 중요성을 강조한다. 일과 여가의 인식은 개인이 주관적으로 부여하는 인지적 평가이기 때문에 개인의 긍정적 감정을 보여주는 행복에

1) 오늘날 한국사회는 국민의 행복 향상을 위한 정책 수립 및 제도 개선을 위해 노력하고 있다(보건복지부, 2019). 한국의 경우 물질적 성장에 따른 사회발전 정도는 다른 국가들과 비교했을 때 높은 반면, 삶의 질을 보여주는 행복 수준은 매우 낮다. 매년 UN에서 발간하는 「세계행복보고서」(World Happiness Report)에 따르면 한국의 행복 순위는 2020년 기준 156개국 중 61위(5.87점)로, 사회발전과 달리 최근 5년간 계속해서 하위권에 머물고 있다. 2016년에 58위(5.84점), 2017년에 56위(5.84점), 2018년에 57위(5.89점), 2019년에 54위(5.90점), 2020년에 61위(5.87점)이다(Helliwell et al., 2016; Helliwell et al., 2017; Helliwell et al., 2018; Helliwell et al., 2019; Helliwell et al., 2020).

직접적인 영향을 줄 가능성이 높다는 것이다(Bluestin et al., 2008). 일과 여가의 주관적 측면에 주목한 행복 연구들은 일-여가의 균형과 행복 관계를 다룬 연구들이 주를 이룬다(이유진·황선환, 2019; 김종순·오세숙, 2018; 유홍준·신인철·정태인, 2018; 김현정·배혜원·강은나, 2016; 윤혜진·김영문·김은희, 2016; 김종순·오세숙·윤소영, 2016; 윤수인·이홍직, 2020; 이재완·강혜진, 2018; 박미석·김미영·김경아·전지원, 2019). 이 연구들은 베이비부머 남성(김종순·오세숙, 2018), 임금노동자, 20~40대 직장 여성(김종순·오세숙·윤소영, 2016), 청년세대(박미석·김미영·김경아·전지원, 2019), 여러 연령집단(윤혜진·김영문·김은희, 2016) 등 다양한 집단을 대상으로 삼았다. 몇몇 연구들은 일-여가 균형 인식에 기초하여 집단 유형화를 시도하였다.

대표적으로 유홍준·신인철·정태인(2018)은 일-여가의 균형 정도에 따라 일 이외에 다양한 형태의 여가시간이 적당하다고 느끼는 집단과 다양한 형태의 여가시간이 부족하다고 생각하는 집단, 양자의 중간적인 입장에 있는 집단 등 3개 집단으로 일-여가 관계를 유형화하고 그것과 행복의 관계를 확인했다. 그 결과 다양한 형태의 여가활동이 적절하다고 느끼는 집단이 여가활동이 부족하다고 느끼는 집단보다 행복 수준이 높은 것으로 나타났다. 김종순·오세숙(2018)은 베이비부머 남성을 대상으로 일과 여가의 균형에 대한 인식을 기반으로 ‘일에 더 집중하는 집단’, ‘일과 여가의 균형 집단’, ‘여가에 더 집중하는 집단’으로 유형화하였다. 저자들은 분석 결과 일과 여가의 균형에 따라 남성 베이비부머의 행복 수준에 유의미한 차이가 있다고, 특히 여가에 집중하는 남성 베이비부머들의 행복 수준이 가장 높다고 보고한다.

그러나 일-여가 인식은 일과 여가 관계를 단순한 대립 구도로 설정하는 틀로는 설명할 수 없는 다양한 가치관으로 이루어진다(소병철, 2021; 박명규, 2017; 방하남·이상호, 2006; Sagie and Koslowsky, 1996). 일과 여가를 둘러싼 개인의 인식은 둘 중 하나를 선택하는 문제에서 나아가 일과 여가를 둘러싼 여러 인식이 결합하여 형성된다(한상근, 2019; 한상근 외, 2018; Twenge et al., 2010; Smola and Sutton, 2002). 그럼에도 불구하고 일-여가 균형 외에 일-여가에 대한 다양한 인식을 유형화하여 행복과 연관성을 살펴본 연구는 찾기 어렵다. 일이나 여가 중 하나의 영역에 대한 인식과 행복을 살펴보거나 일-여가 균형 또는 갈등과 행복의 관계를 살펴보는 것도 의미 있는 작업이지만, 일과 여가에 대한 다차원적인 인식을 포착하려면 보다 세분화된 문항으로 일-여가 인식을 측정할 필요가 있고, 그 자료를 체계적인 방식으로 요약할 필요가 있다.

이 연구는 한국인의 행복에 영향을 주는 일-여가 인식에 대한 탐색적인 분석을 실시한다. 이 연구는 한국인의 행복을 설명하기 위해서는 이들의 일-여가 인식을 총체적으로 파악하는 것이 필요하며, 일-여가 인식 유형에 따라 행복 수준이 다를 것이라고 주장한다. 이를 실증적으로 검증하기 위해, 이 논문은 먼저 한국인의 일-여가 인식을 잠재집단 분석을 통해 유형화하고, 각 유형의 영향 요인을 탐색한 후 일-여가 인식 유형에 따라 행복이 어떻게 달라지는가를 살펴보고자 한다. 일-여가 인식의 다차원

적인 특성을 고려하여 유형화를 시도하고 유형을 결정하는 요인을 경험적으로 분석하여 이를 행복과 연결하여 설명한 연구는 소수에 불과하다. 이 연구는 한국인의 일-여가 인식의 다양성을 파악할 뿐 아니라 그것과 행복의 관계를 동시에 살펴본다는 의의가 있다.

본 연구에서 다룰 연구 문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 일-여가 인식에 대한 한국인의 잠재집단 유형은 어떻게 구분되는가?
- 연구문제 2. 일-여가 인식 잠재집단 유형의 차이를 구분 짓는 영향 요인은 무엇인가?
- 연구문제 3. 일-여가인식 잠재집단 유형이 행복에 미치는 영향은 어떠한가?

II. 자료와 연구 방법

1. 연구자료와 분석 방법

본 연구는 국회미래연구원이 2020년에 실시한 「한국인의 미래가치관 조사」(이하 ‘미래 가치관 조사’) 자료를 분석한다. 미래 가치관 조사는 일-여가 인식과 행복을 포함하여 미래사회 관련 인식, 개인의 삶(교육, 가족)과 사회 각 분야(정치, 과학기술, 환경 및 사회 전반)의 주요 차원을 다루고 있다(민보경 외, 2020: 28~29). 이 연구는 2020년 기준 국내에 거주하는 만 13세~69세의 남녀 5,321명 중 미성년자를 제외한 응답자 4,928명을 대상으로 한다. 조사 방식은 조사원이 가구를 직접 방문해 조사하는 것(69%)을 원칙으로 삼되, 코로나19 상황에 따라 비대면 조사 방식인 유치조사(18%)나 자기입식조사(13%)를 병행했다(민보경 외, 2020: 28).

일-여가 인식에 대한 잠재유형을 파악하기 위해 잠재집단분석(latent class analysis)을 실시한다. 잠재집단분석은 범주형 문항에 대해 유사한 응답 패턴을 가진 응답자들을 같은 집단으로 분류하고 응답자가 각 계층에 속할 확률을 계산하는 분석기법으로, 개별 문항을 통해 파악하기 어려운 일-여가 인식 전반에 대한 응답 패턴을 포착할 수 있다(Collins and Lanza, 2009; 박근수, 2011; 김석호·김고은·배영·한수진, 2015; 정병두, 2017). 다음으로 잠재계층을 구분 짓는 영향 요인이 무엇인지를 파악하기 위해 일-여가 인식 유형을 종속변수로 둔 다항로지스틱 회귀분석을 시도한다. 이어서 일-여가 인식 유형과 행복의 연관성을 살펴보기 위해 위계적 회귀분석을 실시한다.

2. 변수

이 연구의 종속변수는 행복이다. 행복은 “현재의 나는 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”(강조는 원문)라는 질문에 ‘전혀 행복하지 않다’에서부터 ‘매우 행복하다’까지의 5점 척도로 측정하였다. 전체 응답자의 평균 행복 수준은 3.48이며, 표준편차는 0.66으로 비교적 높은 편이다. 응답 분포가 한쪽으로 치우칠 경우 회귀분석 시 문제가 될 수 있다. 하지만 행복이나 삶의 만족과 같이 주관적 감정이나 태도를 측정할 때 많은 경우 정규분포를 띠지 않기 때문에 큰 문제가 되지 않을 것이라 판단했다(이상직·전영우·정우연·한신갑, 2016).

독립변수는 ‘일-여가에 대한 인식’이다. 일-여가 인식 유형을 확인하기 위해 활용한 문항은 크게 두 종류로 구분된다. 먼저 일과 여가 관계를 묻는 문항이 2개 있다. 여가보다 일을 우선시 정도에 대한 문항 “여가시간이 줄어들더라도 일하는 것이 우선이다”와 여가 중요성에 대한 문항 “여가생활은 나에게 매우 중요하다”가 그것이다. 다음으로 일의 가치를 어떤 측면에서 평가하는지를 묻는 문항이 3개 있다(한상근 외, 2018). 경제적 수단으로서 일에 대한 문항 “일을 하지 않고 돈을 받는 것은 정당하지 않다”와 사회적 역할로서 일에 대한 문항 “돈을 벌 필요가 없어도 직업을 가져야 한다”, 사회적 의무로서 일에 대한 문항 “일을 하는 것은 사회에 대한 의무이다”가 그것이다. 즉 이 연구는 일과 여가 관계에 대한 인식과 일의 가치 인식(이진향·정정숙·염동문, 2017)이 연관되어 있으리라고 전제한다(이혜정·유규창, 2013). 두 차원을 함께 봄으로써 일과 여가의 관계 인식을 좀 더 복합적으로 파악하려는 것이다.

일-여가 인식 관련 문항 5개는 모두 ‘① 전혀 그렇지 않다’, ‘② 그렇지 않은 편이다’, ‘③ 보통이다’, ‘④ 그런 편이다’, ‘⑤ 매우 그렇다’의 5점 척도로 응답 범주가 구성되어 있다. 일-여가 인식의 잠재계층을 파악하기 위해 각 문항의 응답값을 1과 0으로 변환했다. 일-여가 인식의 동의하는 보기 ‘④ 그런 편이다’와 ‘⑤ 매우 그렇다’로 응답한 경우를 ‘1’로, 그 외 보기로 응답한 경우를 ‘0’으로 변환했다. 독립변수인 일-여가 인식 유형 도출에 사용한 문항의 주요 통계는 [표 1]과 같다.

[표 1] 잠재집단분석에 활용된 독립변수(일-여가 인식)의 통계

	사례 수	평균	표준편차	최소	최대
여가보다 일을 우선 (여가시간이 줄어들더라도 일하는 것이 우선이다)	4,928	0.55	0.50	0	1
여가 중시 (여가생활은 나에게 매우 중요하다)	4,928	0.69	0.46	0	1
일-여가 인식 경제적 수단으로서 일 (일을 하지 않고 돈을 받는 것은 정당하지 않다)	4,928	0.66	0.47	0	1
사회적 역할로서 일 (돈을 벌 필요가 없어도 직업을 가져야 한다)	4,928	0.61	0.49	0	1
사회적 의무로서 일 (일을 하는 것은 사회에 대한 의무이다)	4,928	0.57	0.50	0	1

잠재집단분석에 사용된 문항 중 “여가시간이 줄어들더라도 일하는 것이 우선이다”라는 의견에 동의하는 정도는 평균 0.55이다. “여가생활은 나에게 매우 중요하다”라는 의견에 대한 응답값 평균은 0.69이다. “일을 하지 않고 돈을 받는 것은 정당하지 않다”는 의견에 대한 응답값 평균은 0.66이다. “돈을 벌 필요가 없어도 직업을 가져야 한다”는 의견에 대한 응답값 평균은 0.61이다. “일을 하는 것은 사회에 대한 의무이다”라는 의견에 대한 응답값 평균은 0.50이다. 5개 문항 중 여가생활의 중요도를 묻는 질문에 대한 응답값 평균(0.69)이 가장 높았으며, 여가시간보다 일을 우선시하는 정도를 묻는 질문에 대한 응답값 평균(0.55)이 가장 낮았다.

독립변수의 영향력을 검증하기 위해 선행연구에서 행복에 영향을 주는 것으로 보고되었던 성별, 연령, 혼인 여부, 교육 연수, 직업, 경제활동 여부, 가구 경제 상태 인식, 자가 여부, 다인 가구, 수도권 여부 등의 변수를 본 연구의 통제변수로 설정하였다(김희재·조정래, 2009; 윤명숙·이묘숙, 2012; 서봉원·김경식, 2016; 김재우, 2017; 최유석, 2018; 홍주연·김환희, 2020). ‘성별’은 여성을 기준으로 남성에게 1의 값을 부여하였다. ‘연령’은 2021년을 기준으로 응답자의 출생 연도를 차감하여 만 나이를 계산하였다. ‘혼인 여부’는 ‘배우자 없음’을 기준으로 ‘배우자 있음’에 1의 값을 부여한 가변수를 사용하였다. ‘교육 연수’는 학교를 다닌 햇수를 계산하여 연속형 변수로 투입하였다. ‘직업’은 ‘직업 없음’을 기준으로 전문/관리직, 사무직, 서비스판매직, 농림어업/기능노무직일 경우 각각 1의 값을 부여한 가변수를 사용하였다. ‘경제활동 여부’는 ‘소득 없음’일 경우 0의 값을, 소득이 있는 경우 1의 값을 부여했다. ‘가구 경제 상태 인식’은 ‘① 매우 어렵다’, ‘② 약간 어렵다’, ‘③ 보통이다’, ‘④ 약간 여유가 있다’, ‘⑤ 매우 여유가 있다’로 구성된 5점 척도로 측정하였다. ‘월평균 가구소득’은 ‘100만원 미만’, ‘100~200만원 미만’, ‘200~300만원 미만’, ‘300~400만원 미만’, ‘400~500만원 미만’, ‘500~600만원 미만’, ‘600만원 이상’으로 구성된 7점 척도로 측정했다. ‘자가 여부’는 ‘자가 없음’에 0을, ‘자가 있음’에 1을 부여했다. ‘가구형태’는 일인 가구를 기준으로 다인 가구에 1의 값을 부여했

다. ‘거주지역’은 수도권 여부에 따라 비수도권에 거주할 경우 0을, 수도권에 거주할 경우 1의 값을 갖는 가변수로 만들었다.

분석에 활용한 변수들의 기술통계는 [표 2]와 같다. 남성은 49.5%, 여성은 50.5%로 응답자 중 남녀 비율은 비슷하다. 연령대별 인구 비중은 20대가 15.8%, 30대가 16%, 40대가 19.3%, 50대가 20.1%, 60대가 28.7%이다.²⁾ 배우자가 있는 응답자의 비율은 75.7%이며, 배우자가 없는 비율은 24.3%다. 교육수준의 경우 중졸 이하는 16.7%, 고졸은 43.9%, 대졸 이상은 39.4%이다. 직업은 전문/관리직이 4.6%, 사무직이 16.7%, 서비스/판매직이 36.9%, 농림어업/기능노무직이 15.6%이다. 학생과 전업주부, 무직을 포함하는 ‘직업 없음’은 26.2%이다. 월평균 가구소득은 100만원 미만은 1.6%, 100~200만원 미만은 7.2%, 200~300만원 미만은 16.1%, 300~400만원 미만은 22.8%, 400~500만원 미만은 22.0%, 500~600만원 미만은 17.0%, 600만원 이상은 13.2%이다. 가구 경제 상태 인식을 보면 가구 경제 상태 인식은 ‘매우 어렵다’ 2.7%, ‘약간 어렵다’ 16.6%, ‘보통이다’ 64.2%, ‘약간 여유가 있다’ 16.2%, ‘매우 여유가 있다’ 0.4%이다. 가구형태를 보면 일인 가구가 7%, 다인 가구가 93%이다. 거주지역을 보면 수도권에 거주하는 비율이 49.9%, 비수도권에 거주하는 비율이 50.1%이다.

2) 2019년 3월에 공표된 통계청의 「장래인구추계」자료와 비교하면, 2020년 중위 값 기준으로 20대 비중은 19%, 30대 비중은 19%, 40대 비중은 22%, 50대 비중은 23%, 60대 비중은 17%이다. 두 자료의 분포는 유사하지만 미래 가치관 조사 표본에서 20대 비중이 다소 낮고 60대 비중이 다소 높다.

https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01#content-group

[표 2] 응답자 특성에 대한 기술통계

변수	범주	사례수	%
성별	남성	2,440	49.5
	여성	2,488	50.5
연령	20대	779	15.8
	30대	791	16.0
	40대	952	19.3
	50대	992	20.1
	60대	1,414	28.7
혼인 여부	배우자 있음	3,423	69.5
	배우자 없음	1,505	30.5
교육수준	중학교 졸업	721	16.7
	고등학교 졸업	2,165	43.9
	대학 졸업	1,943	39.4
직업	전문/관리직	1,084	22.0
	사무직	840	17.0
	서비스/판매직	651	13.2
	농림어업/기능노무	131	2.7
	직업 없음	816	16.5
월평균 가구소득	100만원 미만	78	1.6
	100~200만원 미만	357	7.2
	200~300만원 미만	796	16.1
	300~400만원 미만	1,123	22.8
	400~500만원 미만	1,084	22.0
	500~600만원 미만	840	17.0
가구 경제 상태 인식	600만원 이상	651	13.2
	매우 어렵다	3,163	64.2
	약간 어렵다	800	16.2
	보통이다	18	0.4
	약간 여유가 있다	344	7.0
가구형태	매우 여유가 있다	4,584	93.0
	일인 가구	344	7.0
거주지역	다인 가구	4,58	93.0
	수도권	2,461	49.9
	비수도권	2,467	50.1

III. 분석 결과

1. 일-여가 인식의 잠재집단 유형화

본 연구는 일-여가 인식이 어떻게 유형화되는지를 살펴보기 위해 잠재집단을 2개부터 1개씩 늘려 가면서 이전 모형의 적합도와 현재 모형의 적합도를 비교해 적절한 잠재집단 수를 결정하였다. 잠재집단분석에서는 p값이 0.05 이상인 모형 중 AIC, BIC, CAIC가 작을수록, 파라미터(Npar) 개수가 적을수록, LL(loglikelihood)값이 작을수록, entropy 지수는 높을수록 유의성이 있는 것으로 판단한다 (Amato et al., 2016; Collins and Lanza, 2009).

[표 3] 일-여가인식의 잠재계층분석 집단 모형 비교

	Log-Likelihood	AIC	BIC	CAIC	entropy	Npar	df
2	-15715.9411	31453.8821	31525.4127	31536.4127	0.0810	11	20
3	-15688.1385	31410.2769	31520.8241	31537.8241	0.1589	17	14
4	-15676.0461	31398.0921	31547.6560	31570.6560	0.1566	23	8
5	-15670.5610	31399.2348	31587.7024	31616.8153	0.2911	29	2
6	-15668.3244	31406.5525	31634.2459	31669.1496	0.3884	35	-4

[표 3]은 일-여가 인식 측정 문항 5개의 응답값을 기반으로 집단을 유형화하기 위해 잠재집단 수에 따른 모형 적합도를 비교한 것이다. 5개 유형으로 나누어 분석한 결과 p값이 0.05 이상인 집단분류 중 AIC값은 31399.2348이고, BIC값은 31587.7024이며, CAIC값은 31616.8153이다. 파라미터 (Npar) 개수는 29이고, LL(loglikelihood)은 -15670.5610, entropy 지수는 0.2911이다. 이상의 수치에 근거하여 본 연구는 일-여가 인식 잠재유형을 5개로 구분하는 것이 가장 적절하다고 판단하였다.

[표 4] 잠재집단별 일-여가 가치관 문항의 응답분포

	1유형 (일-여가 동시 중시형)	2유형 (일-가치 경시 소극적 여가 중시형)	3유형 (일-여가 관계 미정립형 I 물질적 가치 지향형)	4유형 (적극적 여가 중시형)	5유형 (일-여가 관계 미정립형 II 일-역할 중시형)
비율	0.4484	0.1831	0.1372	0.1300	0.1014
표본 수	2,488	1,210	476	371	383
여가보다 일이 우선	0.7805	0.3152	0.4980	0.1220	0.5569
여가 중시	0.7354	0.6818	0.4745	0.8851	0.5871
경제적 수단으로서 일	0.6914	0.4562	0.9736	0.8617	0.1746
사회적 역할로서 일	0.8360	0.0845	0.4473	0.6470	0.7223
사회적 의무로서 일	0.9480	0.0835	0.3221	0.6094	0.0346

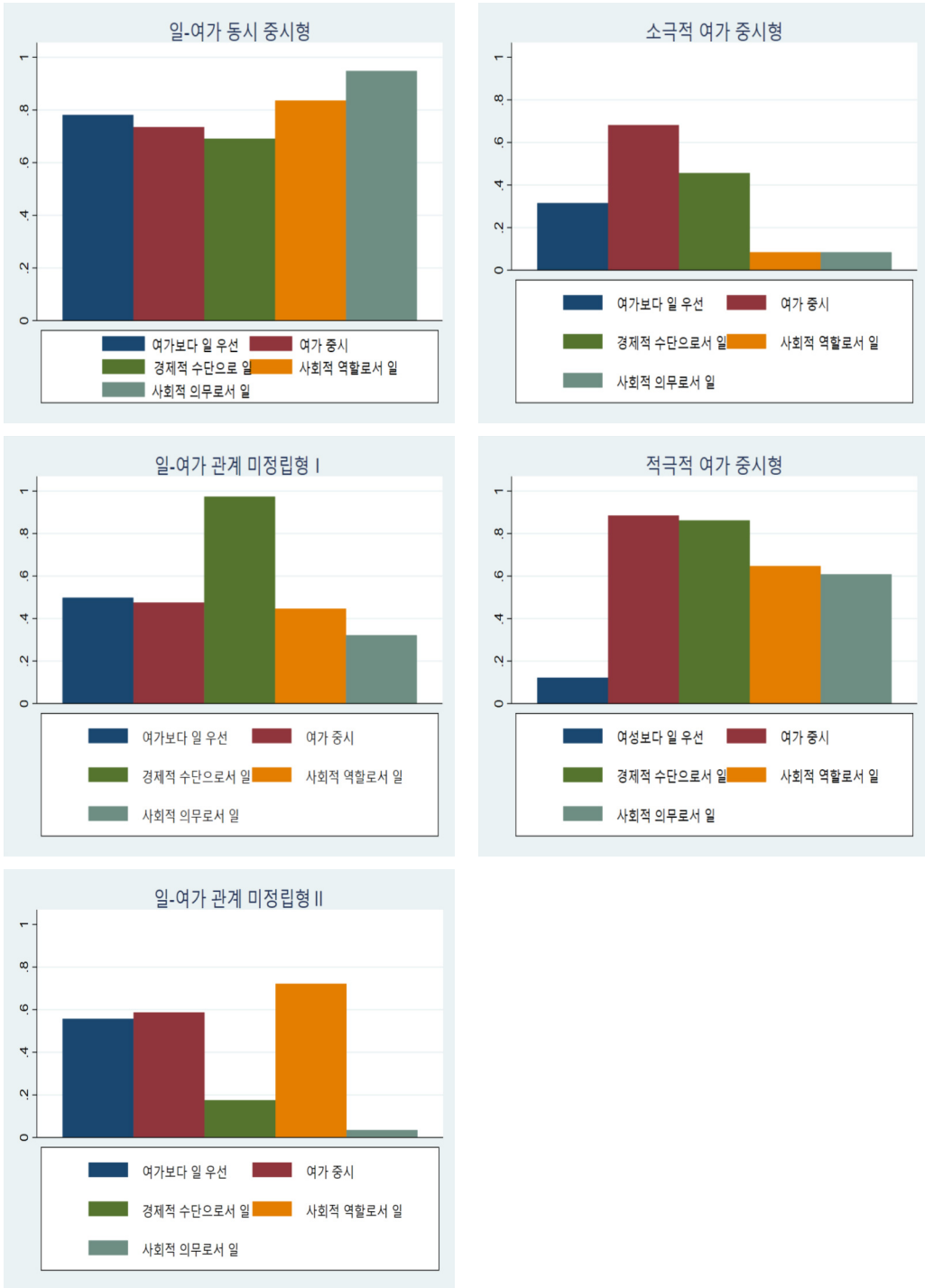
최종 선정된 5개의 잠재집단 유형별 일-여가 가치관 문항에 대한 응답 분포는 [표 4] 및 [그림 1]과 같다.

‘1유형’은 전체의 44.84%로 가장 많은 사람이 속하는 유형이다. 이 유형은 ‘여가보다 일이 우선’에 대한 점수가 가장 높고, ‘여가 중시’에 대한 점수도 두 번째로 높다. 더불어 ‘사회적 역할로서의 일’과 ‘사회적 의무로서의 일’에 대한 점수도 각각 가장 높게 나타났다. ‘경제적 수단으로서 일’에 대해서는 세 번째로 점수가 높아 5개 유형 중 중간 수준임을 알 수 있다. 이러한 경향성을 통해 일과 여가 모두 중요시하는 가진 것으로 해석할 수 있어 ‘일-여가 동시 중시형’으로 명명하였다. 한국인의 절반 가까이 해당되는 ‘일-여가 동시 중시형’을 준거로 삼아 다른 유형과의 차이를 읽어내는 것이 이 연구의 주된 과제가 될 것이다.

‘2유형’은 전체의 18.3%를 차지하는데, ‘여가보다 일이 우선’에 대해서 두 번째로 응답 분포가 낮고, ‘사회적 역할로서의 일’에 대해서는 가장 부정적이며, ‘사회적 의무로서의 일’과 ‘경제적 수단으로서 일’도 두 번째로 낮게 나타났다. 이러한 응답 분포는 각기 다른 일에 대한 가치가 모두 낮게 나타나 일 자체에 대한 가치가 부정적임을 알 수 있다. 한편 ‘여가 중시’에 대해서는 5개 유형 중 세 번째로 높은 점수로 나타났다. 종합하면 2유형은 일에 대한 가치가 전반적으로 낮다는 점이 특징적인 유형으로 ‘소극적 여가 중시형’으로 명명하였다.

‘3유형’은 전체의 13.7%를 차지한다. 이 유형은 ‘경제적 수단으로서의 일’에 대해 압도적으로 동의한 것이 특징이다. ‘사회적 의무로서의 일’에 대한 동의 수준도 세 번째로 높게 나타났다. 이 외에 ‘여가보다 일이 우선’, ‘사회적 역할로서의 일’에 대해서도 각각 두 번째로 낮았다. 반면, ‘여가 중시’에 대해서는 동의 수준이 가장 낮다. 이러한 결과로 보아 이 유형은 일의 의미를 명확하게 규정하고 있는 집단이다. 역할이나 의무로서 일을 바라보는 것이 아니라 물질적 가치를 얻기 위한 수단으로서 일을 인식하는 것이라 해석할 수 있다. 또 하나 눈에 띄는 점은 일과 여가의 중요성에 대한 동의 수준이 모두 미미해 일과 여가에 대한 인식이 명확하게 확립되지 않은 집단으로 볼 수 있다. 이 점을 강조하여 ‘일-여가 관계 미정립형 I’로 명명하였다.

‘4유형’에 속하는 사례는 전체의 13.0%이다. ‘여가 중시’에 대해 가장 긍정적으로 응답한 반면, ‘여가보다 일이 우선’에 대해서 가장 부정적으로 응답하여 일과 여가에 대한 의미 규정이 가장 명확하게 드러나는 유형이라 할 수 있다. 즉 여가를 중요시하기 때문에 여가시간을 포기하면서 일에 우선시한다는 것은 이들 유형이 공감하기 어려운 지점이다. 일 자체에 대한 인식을 보다 자세히 살펴보면, ‘경제적 수단으로서 일’에 대해 2번째로 긍정적으로 응답한 것으로 보아 일을 통해 물질적 가치를 추구하는 경향도 눈여겨볼 만한 점이다. 하지만 ‘사회적 의무로서 일’에 대해 2번째로 높게 응답했으며, ‘사회적 역할로서 일’에 대해서도 3번째로 높게 응답한 점으로 미루어 일을 단순히 물질적 가치를 얻기 위한 행위로만 여기는 것은 아니다. 4유형의 이러한 특성을 고려하여 ‘적극적 여가 중시형’이라 명명하였다.



[그림 1] 잠재집단별 일-여가 가치관 문항의 응답분포

마지막으로 ‘5유형’에 속하는 이들은 10.14%로 5개 유형 중 가장 규모가 작은 집단이다. ‘여가보다 일이 우선’에 대해 두 번째로 응답 분포가 높게 나타났다. 일의 가치 중에서는 ‘사회적 역할로서 일’에 대해 두 번째로 점수가 높은 것으로 나타났다. 반면 일의 가치 중 ‘사회적 의무로서 일’과 ‘경제적 수단으로서 일’에 대해서는 가장 부정적으로 응답했다. ‘여가 중시’에 대해서도 점수가 두 번째로 낮아 일보다 여가를 낮게 평가한다는 것을 알 수 있다. 이러한 응답 특성을 종합하면, 5유형도 일과 여가의 관계에 대해 분명한 태도를 보이고 있지 않다. 다만 일의 가치 중에서도 사회적 의무나 물질적 가치로서 일을 추구하기보다는 역할로서 일을 지향한다. 이를 바탕으로 5유형은 ‘일-여가 관계 미정립형 II’이라 명명하였다.

여기서 유형 3 ‘일-여가 관계 미정립형 I’과 유형 5 ‘일-여가 관계 미정립형 II’의 차이를 간략하게 짚고 갈 필요가 있다. 두 유형 모두 일과 여가 관계에 대한 뚜렷한 태도를 보이지 않았다는 점에서 관계 미정립형이라고 이름 붙였으나 그 성격은 다소 다르다. ‘일-여가 관계 미정립형 I’에서는 상대적으로 경제적 수단으로 일을 보는 경향이 강하다면, ‘일-여가 관계 미정립형 II’에서는 사회적 역할로 일을 보는 경향이 강하다. 이 차이를 염두에 두고 이하의 분석 결과를 해석할 필요가 있다.

잠재유형별 사회인구학적 특성은 [표 5]와 같다. 1유형인 ‘일-여가 동시 중시형’은 여성 비율이 49%로 두 번째로 낮고, 40대와 60대 비율이 각각 19.5%, 31.4%로 두 번째로 높은 집단이다. 기혼자 비율은 90.5%로 두 번째로 높다. 교육수준의 경우 중졸 이하가 18.1%로 두 번째로 높게 나타났다. 직업은 농림어업/기능노무직이 14.6%로 가장 높은 비율을 보였다. 월평균 가구소득은 100~200만원 미만이 7.8%, 400~500만원 미만이 22.6%, 600만원 이상 13.5%로 각각 두 번째로 높았다. 가구 경제 상태 인식은 약간 여유가 있다는 응답률이 20.5%로 가장 높았다. 일인 가구 비율도 5.8%로 두 번째로 낮으며, 거주지역은 수도권 거주 비율이 45.6%로 두 번째로 낮았다.

2유형인 ‘소극적 여가 중시형’은 여성 비율이 52.8%로 두 번째로 높고, 30대 비율이 19.2%로 가장 높다. 기혼자 비율은 73.5%로 두 번째로 낮았다. 교육수준은 대졸 이상이 42.5%로 두 번째로 높으며, 직업의 경우 사무직과 직업 없음이 각각 20.2%와 28.7%로 가장 높았다. 월평균 가구소득은 600만원 이상 비율이 13.8%로 가장 높으며, 가구 경제 상태 인식에서 ‘약간 어렵다’고 응답한 비율이 17.8%로 가장 높았다. 일인 가구 비율은 8.3%로 세 번째로 높으며, 수도권 거주 비율은 5개 유형 중 50.1%로 가장 높았다.

3유형인 ‘일-여가 관계 미정립형 I’은 여성이 51.1%로 세 번째로 높다. 연령은 40대와 60대 비율이 각각 21%와 35.2%로 가장 높으며, 기혼자 비율 또한 94.3%로 5개 유형 중 가장 높았다. 중졸 이하의 비율이 22.5%로 가장 높으며, 전문/관리직 비율이 6.4%, 서비스 판매직 비율이 42.5%로 가장 높았다. 월평균 가구소득은 100만원 미만이 3.2%, 100~200만원 미만이 8%, 200~300만원 미만이 18.5%로 5개 유형 중 가장 높은 비율을 차지했다. 가구 경제 상태 인식에서 ‘매우 어렵다’고 응답한

비율이 3.4%, 보통이라고 응답한 비율이 67.8%로 각각 5개 유형 중 두 번째로 높았다. 일인 가구 비율은 8.5%로 두 번째로 높으며, 수도권에 거주하는 비율도 45.7%로 두 번째로 높았다.

[표 5] 잠재집단 유형별 인구사회학적 특성

변수	범주	전체	일-여가 동시 중시형	소극적 여가 중시형	일-여가 관계 미정립형 I	적극적 여가 중시형	일-여가 관계 미정립형 II
성별	남성	2,440(49.5)	1,269(51.0)	572(47.2)	233(48.9)	170(45.9)	197(51.5)
	여성	2,488(50.5)	1,220(49.0)	638(52.8)	244(51.1)	201(54.1)	186(48.5)
연령	20대	779(15.8)	350(14.1)	240(19.9)	45(9.5)	86(23.3)	58(15.0)
	30대	791(16.0)	374(15.0)	232(19.2)	62(13.0)	60(16.3)	63(16.4)
	40대	952(19.3)	485(19.5)	233(19.3)	100(21.0)	64(17.1)	71(18.5)
	50대	992(20.2)	499(20.1)	222(18.4)	101(21.3)	81(21.9)	88(22.9)
	60대 이상	1,414(28.7)	781(31.4)	282(23.3)	168(35.2)	79(21.4)	104(27.3)
혼인 여부	배우자 있음	3,423(69.5)	2,002(90.5)	889(73.5)	401(94.3)	267(71.2)	298(77.7)
	배우자 없음	1,505(30.5)	486(19.5)	321(26.5)	75(15.7)	104(28.8)	85(22.3)
교육 수준	중졸	721(16.7)	449(18.1)	180(14.9)	108(22.5)	34(8.9)	33(13.2)
	고졸	2,165(43.9)	1,083(43.5)	516(42.6)	209(44.0)	168(45.2)	189(49.2)
	대졸 이상	1,943(39.4)	956(38.4)	514(42.5)	160(33.5)	170(45.8)	144(37.5)
직업	전문/관리	1,084(22.0)	124(5.2)	48(5.4)	48(6.4)	23(5.6)	23(5.2)
	사무	840(17.0)	470(19.9)	178(20.2)	120(15.9)	81(19.8)	85(19.1)
	서비스 판매	651(13.2)	873(36.9)	307(34.5)	321(42.5)	158(38.5)	185(41.6)
	농림어업/기능노무직	131(2.7)	345(14.6)	101(11.4)	107(14.1)	33(10.7)	61(13.7)
	직업없음	816(16.5)	554(23.4)	255(28.7)	159(21.1)	104(25.4)	91(20.5)
월 평균 가구 소득	100만원 미만	78(1.6)	25(1.0)	27(2.2)	15(3.2)	7(1.8)	4(1.0)
	100~200만원 미만	357(7.2)	195(7.8)	82(6.8)	38(8.0)	21(5.6)	22(5.6)
	200~300만원 미만	796(16.1)	407(16.4)	178(14.7)	88(18.5)	67(18.0)	56(14.7)
	300~400만원 미만	1,123(22.8)	547(22.0)	306(25.3)	84(17.6)	71(19.0)	116(30.3)
	400~500만원 미만	1,084(22.0)	562(22.6)	265(21.9)	95(20.0)	85(22.9)	76(19.9)
	500~600만원 미만	840(17.0)	415(16.7)	186(15.4)	88(18.4)	75(20.3)	76(19.8)
가구 경제 상태 인식	매우 어렵다	3,163(64.2)	40(1.7)	23(2.6)	26(3.4)	8(2.0)	18(4.0)
	약간 어렵다	800(16.2)	321(13.6)	158(17.8)	124(16.4)	44(10.7)	75(16.9)
	보통이다	18(0.4)	1,502(63.5)	558(62.8)	512(67.8)	280(68.3)	281(63.2)
	약간 여유가 있다	344(7.0)	493(20.8)	147(16.5)	92(12.2)	75(18.3)	70(15.7)
	매우 여유가 있다	4,584(93.0)	10(0.4)	3(0.3)	1(0.1)	3(0.7)	1(0.2)
가구 형태	일인 가구	344(7.0)	145(5.8)	101(8.3)	41(8.5)	37(10.1)	19(5.1)
	다인 가구	4,585(93.0)	2,343(94.2)	1,109(91.7)	435(91.5)	333(89.9)	364(94.9)
거주 지역	수도권	2,461(49.9)	1,079(45.6)	445(50.1)	345(45.7)	179(40.2)	179(40.2)
	비수도권	2,467(50.1)	1,287(54.4)	444(49.9)	410(54.3)	234(57.1)	266(59.8)

4유형인 '적극적 여가 중시형'은 여성 비율이 54.1%로 5개 유형 중 가장 높고, 20대 비율 또한 23.3%로 가장 높다. 기혼자 비율이 71.2%로 가장 낮았다. 대출 이상 비율이 45.8%로 가장 높으며, 전문/관리직이 5.6%, 직업 없음이 25.4%로 각각 두 번째로 높다. 월평균 가구소득의 경우 400~500만원 미만과 500~600만원 미만의 비율이 각각 22.9%, 20.3%로 가장 높았다. 가구 경제 상태 인식은 '보통이다'의 비율이 68.3%, '매우 여유가 있다'의 비율이 0.7%로 가장 높다. 일인 가구 비율은 10.1%로 가장 높으며, 수도권 거주 비율은 40.2%로 두 번째로 낮다.

5유형인 '일-여가 관계 미정립형 II'는 여성 비율이 48.5%로 가장 낮으며, 50대의 비율은 22.9%로 가장 높았다. 기혼자 비율은 77.7%로 가장 높았다. 고졸 비율도 49.2%로 가장 높으며, 월평균 가구소득 300~400만원 미만인 비율 또한 30.3%로 가장 높았다. 직업 없음의 비율이 20.5%로 가장 높으며, 가구 경제 상태 인식에서 '매우 어렵다'의 비율도 4%로 가장 높았다. 일인 가구 비율은 5.1%로 가장 낮으며, 수도권 거주 비율이 40.2%로 세 번째로 높았다.

2. 일-여가 인식 잠재집단의 영향 요인에 대한 다항로지스틱 회귀분석(일-여가 동시 중시형 기준)

[표 6]은 일-여가 인식 유형의 영향 요인에 대한 다항로지스틱 회귀분석 결과이다. '일-여가 동시 중시형'을 준거집단으로 하여 각각 다른 유형에 소속될 가능성을 살펴보았다.

먼저 준거집단인 '일-여가 동시 중시형'과 '소극적 여가 중시형'을 비교하였을 때, 두 집단을 구분짓는 유의한 변인은 연령($p < 0.001$), 가구 경제 상태 인식($p < 0.001$), 월평균 가구소득($p < 0.05$), 일인 가구 여부($p < 0.05$)로 나타났다. 연령이 낮을수록, 가구 경제 상태 인식이 낮을수록, 월평균 가구소득이 높을수록, 일인 가구에 비해 다인 가구가 '일-여가 동시 중시형'보다 '소극적 여가 중시형'에 속할 가능성이 높았다. 또한 $p < 0.1$ 수준에서 비수도권보다 수도권에 거주할수록 '일-여가 동시 중시형'에 비해 '소극적 여가 중시형'에 속할 가능성이 높았다.

다음으로 '일-여가 동시 중시형'과 '일-여가 관계 미정립형 I'을 비교하였을 때, 두 집단을 분류하는데 유의한 변인은 가구 경제 상태 인식($p < 0.001$)으로 밝혀졌다. 즉, 가구 경제 상태 인식이 낮을수록 '일-여가 동시 중시형'보다 '일-여가 관계 미정립형 I'에 속할 가능성이 높게 나타났다. 한편 $p < 0.1$ 기준을 완화했을 때 여성보다 남성이 '일-여가 관계 미정립형 I'에 속할 가능성이 높게 나타났다.

'적극적 여가 중시형'을 '일-여가 동시 중시형'과 비교해 보면, 두 집단의 경계를 결정짓는 유의한 변인은 성별($p < 0.01$)과 자가 소유 여부($p < 0.01$)였다. 여성보다 남성이, 자가 없음에 비해 자가 있음이 '일-여가 동시 중시형'보다 '적극적 여가 중시형'에 속할 가능성이 높았다. $p < 0.1$ 기준에서는 교육 연수가 높을수록 '일-여가 동시 중시형'에 비해 '적극적 여가 중시형'에 속할 가능성이 높게 나타났다.

[표 6] 잠재집단유형의 결정요인에 대한 다항로지스틱 회귀분석(일-여가 동시 중시형 기준)

	소극적 여가 중시형		일-여가 관계 미정립형 I		적극적 여가 중시형		일-여가 관계 미정립형 II	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
성별(여성 기준)	-0.10	0.09	-0.18+	0.10	-0.35**	0.12	0.01	0.12
연령	-0.02***	0.00	-0.00	0.01	-0.01	0.01	-0.00	0.01
혼인 여부 (배우자 없음 기준)	0.11	0.14	0.05	0.15	-0.07	0.19	-0.09	0.18
교육 연수	-0.00	0.02	0.01	0.02	0.06+	0.03	0.00	0.03
직업 (직업 없음 기준)								
전문/관리직	-0.01	0.28	0.33	0.28	0.25	0.37	0.32	0.35
사무직	-0.15	0.23	-0.10	0.25	0.06	0.30	0.31	0.29
서비스판매직	-0.06	0.21	0.22	0.22	0.16	0.27	0.40	0.26
농림어업/ 기능노무직	-0.16	0.24	0.03	0.25	0.01	0.32	0.13	0.29
경제활동 여부 (수입 없음 기준)	-0.10	0.20	0.15	0.21	-0.18	0.26	-0.13	0.24
가구 경제 상태 인식	-0.32***	0.07	-0.40***	0.07	0.05	0.10	-0.29**	0.09
월평균 가구소득	0.05*	0.03	0.02	0.03	-0.05	0.04	-0.04	0.04
자가 여부 (자가 없음 기준)	-0.32	0.11	-0.02	0.12	0.48**	0.17	-0.01	0.14
다인 가구 (일인 가구 기준)	-0.40*	0.20	-0.31	0.21	-0.39	0.27	-0.09	0.27
수도권 여부 (비수도권 기준)	0.16+	0.08	-0.30	0.09	-0.07	0.12	-0.24*	0.11
상수	1.18**	0.45	-0.04	0.49	-1.80**	0.64	-0.34	0.60
LR chi					190.72***			
Pseudo R ²					0.02			
N					4,928			

+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

마지막으로 ‘일-여가 동시 중시형’과 ‘일-여가 관계 미정립형 II’를 비교하였을 때, 두 집단을 구분 짓는 유의한 변인은 가구 경제 상태 인식(p<0.01)과 수도권 거주 여부(p<0.05)였다. 가구 경제 상태 인식이 낮을수록, 수도권보다 비수도권에 거주할수록 ‘일-여가 동시 중시형’보다 ‘일-여가 관계 미정립형 II’에 속할 가능성이 높았다. 즉, 주관적으로 가구 경제가 어렵다는 생각을 갖고 있는 사람들은 그렇지 않은 사람들보다 여가에 대한 중요도를 낮게 인식한다고 볼 수 있다. 또한 비수도권에 거주할수록 ‘일-여가 중시형’보다 ‘일-여가 관계 미정립형 II’에 속할 가능성이 높다는 것은 거주하는 지역여건에 따라 일-여가에 대한 인식이 달라질 수 있다는 뜻이다.

‘일-여가 동시 중시형’과 다른 네 가지 유형을 비교한 결과, 남성이 여성보다, 연령이 낮을수록, 교

육수준이 높을수록 자가를 가진 경우 여가를 중시하는 것으로 나타났다. 가구 경제 상태 인식이 낮을수록, 비수도권에 거주할수록 일의 다양한 가치를 높게 평가하는 반면, 여가를 경시하는 경향이 나타났다.

3. 일-여가 인식이 행복에 미치는 영향

일-여가 인식 유형에 따른 행복의 차이를 비교 분석한 결과는 [표 7]과 같다. 한국인의 일-여가 인식 유형별로 행복에 차이가 있는지 검증한 결과 $F=21.156$ 으로 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다.

[표 7] 일-여가 인식 잠재유형별 행복 수준 비교

유형	평균	표준편차	F
일-여가 동시 중시형	3.49	0.661	21.156***
소극적 여가 중시형	3.30	0.683	
일-여가 관계 미정립형 I	3.42	0.658	
적극적 여가 중시형	3.58	0.623	
일-여가 관계 미정립형 II	3.48	0.585	
전체	3.44	0.663	

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

행복 점수를 살펴보면, '적극적 여가 중시형'이 3.58로 가장 높았으며, '일-여가 동시 중시형'이 3.49로 그 뒤를 이었다. 다음으로 '일-여가 관계 미정립형 II'가 3.48, '일-여가 관계 미정립형 I'이 3.42, '소극적 여가 중시형'이 3.3으로 행복 수준의 차이가 나타났다. 일을 중시하는 다른 유형에 비해 여가를 중시하는 '적극적 여가 중시형'과 '일-여가 동시 중시형'의 행복이 높다는 점은 여가에 대한 주관적 인식도 행복과 관계가 있을 여지를 보여준다. 이와 관련하여 행복에 대한 일-여가 유형의 영향력을 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다.

일-여가 인식에 대한 잠재유형과 행복의 관계를 알아보기 위해 실시한 위계적 회귀분석 결과는 [표 8]과 같다. 먼저 모형 1에서는 통제변수만을 포함했다. 통제변수가 행복에 미치는 영향만을 살펴본 결과, 연령이 낮을수록($p<0.001$), 배우자 없음보다 배우자 있는 경우가($p<0.001$), 교육 연수가 높을수록($p<0.01$), 가구 경제 상태 인식이 높을수록($p<0.001$) 행복이 높아지는 것으로 나타났다. 유의수준을 $p<0.1$ 로 완화하면, 다른 직업에 비해 서비스판매직이, 경제활동에 참여할수록, 월평균 가구소득이 높을수록 행복이 높아지는 것을 확인했다. 반면, 성별, 직업 중 전문/관리직, 사무직, 농림어업/기능노동직, 자가 여부, 일인 가구 여부, 수도권 거주 여부 등은 행복에 통계적으로 유의한 영향을 미치지

않는 것으로 나타났다. 모형 1의 설명력은 13.9%이다.

[표 8] 일-여가 인식이 행복에 미치는 영향

	모형1		모형2	
	Coef	SE	Coef	SE
독립변수				
(준거집단: 일-여가 동시 중시형)				
소극적 여가 중시형			-0.13***	0.02
일-여가 관계 미정립형 I			-0.06*	0.03
적극적 여가 중시형			0.00	0.03
일-여가 관계 미정립형 II			-0.05	0.03
통제변수				
성별(여성 기준)	-0.03	0.02	-0.03 ⁺	0.02
연령	-0.01***	0.00	-0.01***	0.00
혼인 여부(배우자 없음 기준)	0.17***	0.03	0.17***	0.03
교육 연수	0.02**	0.01	0.01**	0.00
직업(직업 없음 기준)				
전문/관리직	-0.03	0.06	-0.03	0.06
사무직	-0.04	0.05	-0.04	0.05
서비스판매직	-0.08 ⁺	0.04	-0.08 ⁺	0.04
농림어업/기능노무직	-0.08	0.05	-0.09 ⁺	0.05
경제활동 여부(소득 없음 기준)	0.08 ⁺	0.04	0.08 ⁺	0.04
가구 경제 상태 인식	0.31***	0.02	0.31***	0.02
월평균 가구소득	0.01 ⁺	0.01	0.01 ⁺	0.01
자가 여부(자가 없음 기준)	-0.01	0.02	-0.02	0.02
다인 가구(일인 가구 기준)	-0.03	0.04	-0.04	0.04
수도권 여부(비수도권 기준)	-0.03	0.02	-0.02	0.02
상수	2.55***	0.10	2.63***	0.10
ad R ²	0.139		0.144	
N	4928		4928	

+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

[표 8]의 모형 2는 일-여가 인식 유형을 포함하여 여러 변수가 행복에 미치는 영향력을 보여주는 결과이다. 일-여가 인식 유형이 행복에 미치는 영향을 살펴보면, 한국인의 절반 가까이 속하는 ‘일-여가 동시 중시형’을 준거집단으로 삼았을 때 일-여가 인식 유형별 행복에 대한 영향력의 차이가 뚜렷하게 나타났다. ‘소극적 여가 중시형’의 경우 p<0.001의 유의수준에서, ‘일-여가 관계 미정립형 I’은 p<0.05의 유의수준에서 행복에 미치는 영향력이 ‘일-여가 동시 중시형’보다 더 낮은 것으로 나타났다. 모형 1과 비교했을 때 연령과 혼인 여부, 교육 연수, 가구 경제 상태 인식은 여전히 행복에 유의미

한 영향을 미치는 것으로 나타났다. $p < 0.1$ 수준으로 기준을 완화하면, 서비스판매직 여부, 경제활동에 참여 여부, 월평균 가구소득이 행복에 미치는 영향력 또한 모형 1과 동일했다. 한편, 독립변수인 일-여가 인식 유형을 투입한 후에 $p < 0.1$ 수준에서 성별, 농림어업/기능노무직이 행복에 영향을 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 한국사회에서 행복을 느끼는 데 있어 여가를 중시하느냐의 여부보다 일의 가치를 소홀히 하는지 또는 일에 대해 어떤 가치를 두고 일을 하는지가 중요하게 작용한다고 추론할 수 있다. 일-여가 인식 유형 변수를 추가 투입한 모형 2의 설명력은 14.4%로, 모형 1의 설명력 13.9%보다 높다.

IV. 결론

일과 인식과 여가 인식은 서로 영향을 줄 수 있다. 특히 일에 대한 인식은 다양한 일 관련 가치들로 구성된다. 이 연구는 일-여가 인식 유형을 도출하고 유형별 특징은 무엇인지를, 나아가 유형에 따라 행복 수준이 다른지를 살펴보았다. 이를 위해 잠재집단유형을 파악하고 유형을 나누는 요인을 확인했다. 이어서 일-여가 인식 유형이 행복에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 했다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, ‘여가보다 일 우선’, ‘여가 중시’, ‘경제적 수단으로서 일’, ‘사회적 역할로서 일’, ‘사회적 의무로서 일’ 등 5개 일-여가 인식에 기반하여 잠재집단을 유형화한 결과, ‘일-여가 동시 중시형’, ‘소극적 여가 중시형’, ‘일-여가 관계 미정립형 I’, ‘적극적 여가 중시형’, ‘일-여가 관계 미정립형 II’ 등 5개 유형이 존재하는 것으로 확인되었다. 이는 다양한 일-여가 인식의 결합을 통해 한국인의 일-여가 인식 유형이 형성되었음을 보여주는 결과이다.

둘째, ‘일-여가 동시 중시형’과 다른 네 가지 유형을 비교한 결과, 남성이 여성보다, 연령이 낮을수록, 교육수준이 높을수록 자가를 가진 경우 여가를 중요시하는 것으로 나타났다. 가구 경제 상태 인식이 낮을수록, 비수도권에 거주할수록 일의 다양한 가치를 높게 평가하는 반면, 여가를 경시하는 경향이 드러났다. 이는 성별, 연령, 교육수준, 자가 소유 여부, 가구 경제 상태 인식, 수도권 거주 여부에 따라 일-여가인식에 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 일-여가 인식 유형 중 ‘적극적 여가 중시형’, ‘일-여가 동시 중시형’, ‘일-여가 관계 미정립형 II’, ‘일-여가 관계 미정립형 I’, ‘소극적 여가 중시형’ 순으로 행복 수준이 높게 나타났다. 또한 ‘소극적 여가 중시형’과 ‘일-여가 관계 미정립형 I’이 행복에 미치는 영향력은 ‘일-여가 동시 중시형’에 비해 더 낮게 나타났다. 이는 일에 대한 중요성보다 여가에 대한 인식이 행복 수준을 높이는 데 더 큰 영향을 준다고 해석할 수 있다. 과거 일 또는 여가 중 하나의 주제만을 다루어 행복과의 연관성을 밝히거나 일이나 여가이냐의 대립 구도를 설정하고 행복과의 관계를 살펴보았던 대다수 선행연구의 논

지에서 벗어나 일과 여가 인식을 함께 볼 필요성을 제시하는 결과이다.

이 연구의 의의는 두 가지이다. 첫째, 한국인의 일-여가 인식 유형을 파악하고 유형을 구분 짓는 영향 요인에 대한 정보를 제공했다는 것이다. 둘째, 다양한 일-여가 인식 유형에 따라 행복의 차이가 나타날 수 있다는 점을 경험적으로 검증했다는 것이다. 그럼에도 불구하고 이 연구는 몇 가지 한계를 지닌다. 첫째, 분석 자료의 제한으로 보다 소명의식, 평생직장의 중요성 등 다양한 일-여가 인식을 다루지 못했다. 향후 보다 풍부한 정보를 반영한 연구가 이루어질 필요가 있다. 둘째, 일-여가 인식 유형을 유형화하고 유형화에 영향을 주는 요인들을 파악했으나 이러한 분석 결과가 갖는 심층적인 의미를 파악하지 못했다. 향후 일-여가 인식 유형별 특징을 보다 면밀하게 확인하는 작업이 필요하다. 이 과제에는 국가 비교 연구도 포함된다.

참고문헌

- 곽재현·홍경완. 2017. “소득에 따른 여가 불평등: 여가시간·지출과 행복의 관계.” 관광연구, 32(5):293-309.
- 김석호·김고은·배영·한수진. 2015. “외국인 근로자의 인터넷 이용 특성별 이직: 중국국적 동포를 중심으로.” 한국인구학 38(1):105-124.
- 김중순·오세숙. 2018. “일과 여가균형 정도에 따른 남성 베이비부머의 여가시간, 여가생활만족 및 행복수준의 차이.” 여가학연구 16(3):37-51.
- 김중순·오세숙·윤소영. 2016. “20-40 대 직장여성의 일과 여가 그리고 행복의 관계.” 여가학연구 14(4):67-85.
- 김재우. 2017. “한국인과 일본인의 주관적 행복: 생애주기별 결정요인 비교.” 한국사회학 51(4):1-46.
- 김현정·배혜원·강은나. 2016. “은퇴전환기 남성 종교령자의 여가인식 유형화 연구.” 보건사회연구 36(2):192-226.
- 김효선. 2018. “비정규직 임금노동자의 행복에 영향을 미치는 일의 특성 연구.” 한국콘텐츠학회논문지 18(6): 643-651.
- 김희재·조정래. 2009. “한국 사회 구성원의 행복 요인에 관한 연구.” Journal of the Korean data analysis society 11(4):1967-1977.
- 남은영·이재열·김민혜. 2012. “행복감, 사회자본, 여가: 관계형 여가와 자원봉사활동의 함의를 중심으로.” 한국사회학 46(5):1-33.
- 민보경·허종호·이재정·박성원·정윤석·김지범·신인철·심재만·이옥태·김솔이. 2020. 『한국인의 미래 가치관 연구』. 국회미래연구원.
- 박근수. 2011. “잠재집단분석방법을 활용한 노인여가유형별 특성 분석: 서울지역 노인여가시설 이용자를 중심으로.” 노인복지연구 53:83-100.
- 박명규. 2017. “디지털 환경에서의 일/노동 개념: 지속, 변화, 긴장.” 권현지 외. 『21세기 디지털 기술변동과 고용관계』. 한국노동연구원. (pp. 13-39)
- 박미석·김미영·김경아·전지원. 2019. “청년세대의 일·삶 균형 수준과 행복 요인: OECD 더 나은 삶의 지수 (Better Life Index)와 세계가치관조사(World Value Survey)를 활용한 다국가 비교.” 한국가족자원경영학회지 23(2):79-97.
- 방하남·이상호. 2006. “좋은 일자리(Good job)의 개념구성 및 결정요인의 분석.” 한국사회학 40(1):93-126.
- 백경숙·권용신. 2007. “노년기의 경제활동과 여가활동 유형에 따른 심리적 복지감 연구.” 노인복지연구 35:87-105.
- 보건복지부. (2019. 2. 11.). “포용적 사회보장체계 구축으로 2023년까지 삶의 만족도를 OECD 평균 수준으로 높인다.” 『제2차 사회보장기본계획 (19~23)』 발표 보도자료. 보건복지부.
- 서우석. 2015. “문화여가활동이 경제적 빈곤층의 행복과 사회자본 형성에 미치는 영향.” 문화정책논총 29(1):266-297.
- 서은국. 2014. 『행복의 기원』. 21세기북스.
- 소병철. 2021. “노동으로부터의 해방과 노동 내에서의 해방: 현대 기술이 가져온 기회 혹은 위기에 관한 성찰.” 인간·환경·미래 26:101-129.
- 유홍준·신인철·정태인. 2018. 『일·여가의 변화와 행복 복지』. 집문당.

- 윤명숙·이묘숙. 2012. “노인의 경제상태가 행복에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과.” 한국노년학 32(2):397-413.
- 윤수인·이홍직. 2020. “임금노동자의 행복에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 인구사회학적 요인, 좋은 일자리 요인, 일-생활 균형 요인을 중심으로.” 한국사회복지학 72(2):373-400.
- 윤혜진·김명문·김은희. 2016. “세대별 여가 인식, 활동, 그리고 행복의 관계.” 관광레저연구 28(12):353-370.
- 이미영·이홍직·안수경·윤수인·최순례·은승태. 2019. “임금노동자의 일과 여가가 행복에 미치는 영향.” 노동정책연구 19(4):63-96.
- 이상직·전영우·정우연·한신갑. 2016. “남녀 중학생의 학업성적과 사회적 관계, 그리고 행복감.” 교육사회학연구 26:121-154.
- 이유진·황선환. 2019. “여가스포츠 참여자의 행복 결정요인: 위계적 회귀분석 적용.” 한국여가레크리에이션학회지 43(1):43-53.
- 이연경·이승중. 2017. “사회계층이 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 객관적 계층과 주관적 계층의식을 중심으로”. 행정논총 55(1):1-39.
- 이재완·강해진. 2018. “위라벨과 삶의 만족: 세대 간 차이를 중심으로.” 지방정부연구 22(3):267-291.
- 이진향·정정숙·염동문. 2017. “청소년의 직업의식 유형에 관한 잠재프로파일분석.” 청소년문화포럼 49:62-84.
- 이향숙·신원우. 2016. “노인의 여가활동 유형이 생활만족도에 미치는 영향.” 문화산업연구 16(3):157-165.
- 이현서. 2020. “청년기 일-여가 관계 인식의 변화: 대학 동아리 활동 체험자를 중심으로.” 문화와사회 28(2):153-206.
- 이혜정·유규창. 2013. “Y세대의 일과 삶의 균형: 세대별 일의 가치를 통해 본 의미 및 역할.” 노동정책연구 13(4):1-31.
- 정병두. 2017. “노인의 여가활동에 관한 잠재계층분석.” 사회과학연구 33(4):163-180.
- 최유석. 2018. “행복 불평등: 행복의 분산과 관련요인.” 한국인구학 41(4):39-64.
- 한상근. 2019. “에코 세대와 베이비붐 세대의 직업의식 변화.” 노동연구 39:77-104.
- 한상근·박천수·장주희·박화춘·박태준. 2018. 『한국인의 직업의식 및 직업윤리』. 한국직업능력개발원.
- 홍주연·김환희. 2020. “노인의 성별에 따른 행복감의 영향을 주는 요인.” 한국콘텐츠학회논문지 20(4):244-253.
- Amato, Paul R, Valarie King, and Maggie L. Thorsen. 2016. “Parent-child Relationships in Stepfather Families and Adolescent Adjustment: A Latent Class Analysis.” Journal of Marriage and Family 78(2):482-497.
- Bartolini, Stefano, Ma łgorzata Mikucka, and Francesco Sarracino. 2017. “Money, Trust and Happiness in Transition Countries: Evidence from Time Series.” Social Indicators Research 130(1):87-106.
- Blustein, D. L., Kenna, A. C., Gill, N., & DeVoy, J. E. 2008. The psychology of working: A new framework for counseling practice and public policy. The career development quarterly 56(4):294-308.
- Brown, Jennifer L, Ronald MacDonald, and Richard Mitchell. 2015. “Are People Who Participate in Cultural Activities More Satisfied with Life?.” Social Indicators Research 122(1):135-146.
- Collins, Linda M, and Stephanie T Lanza. 2009. Latent Class and Latent Transition Analysis: With Applications in the Social, Behavioral, and Health Sciences (Vol. 718). New Jersey: John Wiley & Sons.

- Easterlin, R. A. 2001. "Income and happiness: Towards a unified theory." *The economic journal* 111(473): 465-484.
- Ha, Shang E, and Seokho Kim. "Personality and Subjective Well-being: Evidence from South Korea." *Social Indicators Research* 111(1):341-359.
- Helliwell, John F, Richard Layard, and Jeffrey D. Sachs. 2016. *World Happiness Report 2016*. Update (Vol. I). New York: Sustainable Development Solutions Network.
- _____. 2017. *World Happiness Report 2017*. New York: Sustainable Development Solutions Network.
- _____. 2018. *World Happiness Report 2018*. New York: Sustainable Development Solutions Network.
- _____. 2019. *World Happiness Report 2019*. New York: Sustainable Development Solutions Network.
- Helliwell, John F, Richard Layard, Jeffrey Sachs, and Jan-Emmanuel De Neve (eds.). 2020. *World Happiness Report 2020*. New York: Sustainable Development Solutions Network
- Kim, H. H. S. 2020. "Status perception, residential context and subjective wellbeing among South Korean adults: A multilevel analysis of primary survey data." *The Social Science Journal*, DOI: 10.1016/j.soscij.2019.06.002.
- _____, Shin, A. 2021. Examining the multilevel associations between psychological wellbeing and social trust: A primary analysis of survey data. *Journal of Community Psychology* 49(7): 2383-2402.
- Lauriola, Marco, and Luca Iani. 2017. "Personality, Positivity and Happiness: A Mediation Analysis Using a Bifactor Model." *Journal of Happiness Studies* 18(6):1659-1682.
- Leung, Daniel, Rob Law, Hubert van Hoof, and Dimitrios Buhalis. 2013. "Social Media in Tourism and Hospitality: A Literature Review." *Journal of Travel & Tourism Marketing* 30(1-2): 3-22.
- Lloyd, Chris, Robert King, Maree McCarthy, and Melissa Scanlan. 2007. "The Association between Leisure Motivation and Recovery: A Pilot Study." *Australian Occupational Therapy Journal* 54(1):33-41.
- Minkov, Michael. 2009. "Predictors of Differences in Subjective Well-being across 97 nations." *Cross-Cultural Research* 43(2):152-179.
- Neira, Isabel, Fernando Bruna, Marta Portela, and Adela Garcia-Aracil. 2018. "Individual Well-being, Geographical Heterogeneity and Social Capital." *Journal of Happiness Studies* 19(4):1067-1090.
- Sagie, A., Elizur, D., and M. Koslowsky. 1996. "Work values: A theoretical overview and a model of their effects." *Journal of Organizational Behaviour* 17(7):503-514.
- Sheldon, Kennon M, and Sonja Lyubomirsky. 2007. "Is It Possible to Become Happier?(And if so, how?)." *Social and Personality Psychology Compass* 1(1):129-145.

- Smola, K. W., and C. D. Sutton. 2002. "Generational differences: Revisiting generational work values for the new millennium." *Journal of Organizational Behavior* 23:363~382.
- Twenge, Jean M., Stacy M. Campbell, Brian J. Hoffman, and Charles E. Lance. 2010. "Generational Differences in Work Values: Leisure and Extrinsic Values Increasing, Social and Intrinsic Values Decreasing." *Journal of Management* 36(5):1117-1142.
- Tokuda, Yasuharu, Seiji Fujii, and Takashi Inoguchi. 2017. "Individual and Country-level Effects of Social Trust on Happiness: The Asia Barometer Survey." pp. 123-139 in Takashi Inoguchi and Yasuharu Tokuda(eds.). *Trust with Asian Characteristics*. Singapore: Springer.
- Villalonga-Olives, E, and Ichiro Kawachi. 2017. "The Dark Side of Social Capital: A Systematic Review of the Negative Health Effects of Social Capital." *Social Science & Medicine* 194:105-127.

제5장

세대와 행복/삶의 만족도

제1절 세대별 행복 차이 양상 및 결정요인 분석

제2절 미래세대의 행복과 영향 요인 연구: MZ세대를 중심으로

제1절 세대별 행복 차이 양상 및 결정요인 분석

장윤정*·이채정**

Analysis of Happiness Gap among Generations in Korea

Yoonjeong Chang*·Chae-jeong Lee**

요약: 세대 차이는 행복 방정식에도 존재할까? 본 연구는 국회미래연구원이 집적한 ‘한국인의 행복조사’ 자료를 기반으로 하여 주관적 행복이 세대에 따라 어떠한 차이를 보이는지 탐구하였다. 현재의 한국사회를 5개의 세대 집단(산업화세대, 베이비붐세대, X세대, M세대, Z세대)으로 구분하여 평균적 행복감을 비교한 결과, 80~95년 사이에 출생한 M세대의 행복감이 가장 높고, 54년 이전에 출생한 산업화세대의 행복감이 가장 낮았으며, 베이비붐세대와 X세대 사이의 행복감 차이는 뚜렷하지 않았다. 또한 인접세대 간 행복감 차이에 대한 옥사카-블라인더 분해 결과, 산업화세대와 베이비붐세대 간 행복감 차이는 건강, 가족관계 만족도, 취업 여부 등 행복을 설명하는 각 요소의 수준 차이에 의해 설명되지만, X세대와 M세대의 행복감 차이는 해당 요소로부터 행복감을 느끼는 정도의 차이를 통해서 보다 잘 설명되었다. 이는 같은 환경에 있더라도 세대별로 행복감을 느끼는 방식이 상이함을 시사한다. 정책적 개입이 가능한 요소인 취업, 단독가구 거주, 자가주택 거주 여부를 중심으로 세대 구분과의 상호작용항을 이용한 회귀분석 결과, 취업은 M세대와 X세대의 행복감을 지지하는 효과가 유의하게 나타났으며, 단독가구에 거주하는 베이비붐세대 남성과 산업화 세대 남성, 여성 모두의 행복감이 뚜렷이 낮은 것으로 확인되었고, 자가주택에 거주하는 X세대와 베이비붐세대의 행복감도 유의한 수준으로 나타난다. 따라서 일자리 정책은 주로 M세대와 X세대를 대상으로 하는 것이 효과적이며, 단독가구에 거주하거나 임차 거주하는 베이비붐세대, 산업화세대를 주거 정책 대상으로 하는 것이 국민의 행복감 증진을 위해 효과적일 수 있다는 시사점을 제공한다.

ABSTRACT: Do generation gaps exist in happiness equation? This study, based on National Assembly Future Institute's "Korean Happiness Survey 2020", investigates happiness gaps among generation groups. We divide current Korean society into five generation groups: Industrialisation generation, baby-boomers, X-generation, Millennials and Z-generation, and firstly compare their subjective well-being level on average. Analysis on interaction between generation affiliations and policy manageable factors such as job, owner-occupied residency or single household follows. Then we completes this paper with analysis on the happiness

* 한국재정정보원 부연구위원

** 국회미래연구원 부연구위원

gaps between adjacent generation pairs using Oaxaca-Blinder decomposition. Our findings are suggested as follows. 1) the Millennials, born between '80-'95, shows the highest happiness level on average while the Industrialisation generation, born before '54 shows the lowest. Baby-boomers and X-generation were not significantly different in their happiness levels on average. 2) Happiness gap between baby-boomers and the Industrialisation generation mainly stems from their average level of factors that contribute to happiness such as health, satisfaction with family relation, job etc. However, happiness gap between X-generation and the Millenials better explained not by levels but by their responsiveness to these factors. 3) Job matching policies could be more effective in terms of happiness when they target X generation and the Millenials. In terms of elderly care policy, the baby boomers and Industrialization generation in single-elderly households or rented residency should be the target because they are so-called the happiness vulnerable.

KeyWords: happiness, generation gap, Oaxaca-Blinder decomposition, policy intervention

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

국제연합(United Nations; UN)은 매년 ‘갤럽세계조사(Gallup World Poll)’에서 실시하는 설문조사를 바탕으로 세계 각국의 행복지수를 산출하여 「세계행복보고서(World Happiness Report)」를 발간하고 있다. UN의 행복지수는 국가별 국내총생산(Gross Domestic Product; GDP), 사회안전망, 기대수명, 선택의 자유, 사회적 관용, 부패 인식 등 6가지 항목과 조사 대상 국가 국민의 주관적 삶의 만족도를 0~10점으로 측정된 결과를 활용한다. 즉, 경제적 요인뿐만 아니라, 사회적 조건과 환경, 개인의 심리적 요인까지를 포함하는 방식을 취하고 있는 것이다.

2020년을 기준으로 작성된 UN의 2021년 「세계행복보고서」에 따르면, 한국의 행복지수는 5.845로, 95개국 중 50위를 기록했다. 2018~2020년을 합산한 순위는 149개국 가운데 62위에 해당한다. 한국의 행복지수는 2015년 5.835, 2016년 5.838, 2017년 5.875, 2018년 5.895, 2019년 5.872, 2020년 5.845로, 2015~2018년까지 상승했다가 2019년 이후 하락하는 추세이다. 이러한 UN 행복지수의 추이와 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development; OECD)의 GDP 전망을 비교하면, 2020년 기준 한국의 경제 규모가 세계 9~10위권이라는 점은 한국인이 체감하는 전반적인 행복 수준이 경제적인 위상에 비해 뒤처진다는 평가로 귀결된다.

한편, 2018년을 기준으로 작성된 2019년 「세계행복보고서」는 최근 전 세계적으로 행복의 불평등이 확대되고 있음을 지적하였다. 2012~2015년 기준 행복도 분포에서 표준편차로 측정된 한국의 행복 불평등 수준은 2.155로, 157개국 중 96위를 기록하였다. 전 세계적으로 관찰되는 행복 불평등 확대의 주요한 원인은 국가 간의 불평등이 아니라 국가 내에서의 불평등인 것으로 분석되어, 국가 차원에서 행복 수준의 불평등 혹은 격차를 완화하기 위한 노력이 필요한 것으로 나타났다(이용수, 2018; Helliwell et al., 2019; 김소희, 2021).

국가 차원에서 행복을 논의하는 데 있어 인간으로서의 기본적인 삶의 조건이 충족되는지에 대한 사회 전반적인 차원에서의 분석도 필요하지만, 같은 시대를 살아가는 다른 사람들과의 비교를 통한 행복의 상대적 수준에 대한 주목이 필요하다. 인간의 생애과정(life course)은 개인이 속한 사회의 문화와 물질적 환경의 영향을 받는다. 예를 들어, 산업자본주의 사회의 구성원들은 유사한 생애과정을 형성하게 되고, 생애과정의 특정 단계에서 사회 구성원들에게 요구되는 자원의 유형은 비슷한 양상을 보이게 된다(김인수·배영, 2018). 즉, 유사한 생애과정을 공유하는 다수의 집단이 같은 시대를 살아가면서 비교를 통해 갖게 되는 집단별 특성이 나타나게 되며, 이러한 특성은 행복에 대한 논의에도 적용된다. 따라서 세대별 행복의 차이와 결정요인을 분석함으로써, 국가 차원의 행복 불평등 혹은 격차를 완화하

기 위한 정책적 함의를 도출할 필요가 있다.

한국은 서구 사회와는 다른 근대화의 경험인 대안적 근대화(alternative modernization)를 통해 발전하였다. 김경동(2017)은 한국 근대화의 결과로 두 가지 특성을 제시하였다. 하나는 파열된, 타율적으로 결정되고 응축된 역사(the ruptured, heteronomously determined and condensed history)이며, 다른 하나는 다양한 삶의 영역에서의 예기치 못한 부정적인 변화(the unexpected negative changes in various spheres of social life)이다. 저출생·고령사회 현상, 이기적이고 독립된 개인주의의 등장과 공동체의 붕괴 등이 이러한 변화의 사례로 볼 수 있다(김여진·최유석, 2021).

한국이 경험한 대안적 근대화의 특성을 고려하면, 한국사회의 각기 다른 세대의 경험은 오랜 시간에 걸쳐 사회변동을 경험한 서구에 비해 다양할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 상이한 사회문화적 경험을 가진 사회적 세대의 구분을 통해 거시적인 사회변동이 세대별 가치관과 행복감에 상이한 영향을 미쳤을 가능성이 있다(김여진·최유석, 2021: 728). 세대를 구분하여 세대별 경험을 비교하는 이유는 연령이나 코호트가 개인의 행동과 태도에 중요한 영향을 미치기 때문(Fullerton & Dixon, 2010)이다. 이러한 맥락에서 행복감의 차이와 행복감을 결정하는 요인 역시 세대별 경험으로부터 자유롭기 어렵다. 이에 따라, 본 연구는 세대별 행복의 차이와 행복의 결정요인을 비교·분석하여, 국민 삶의 질 제고를 위한 사회정책을 수행함에 있어 어떠한 세대별 특성이 고려될 필요가 있는가에 대한 함의를 도출하고자 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 국회미래연구원이 2020년에 수행한 ‘한국인의 행복조사’ 원자료를 활용한다. ‘한국인의 행복조사’는 전국 19세 이상의 성인을 대상으로 실시되었으므로, 선행연구를 바탕으로 조사 대상인 19세 이상 성인을 산업화세대, 베이비붐세대, X세대, M세대, Z세대의 5개 집단으로 나누어 분석을 실시한다. 각 세대는 한국전쟁 종전 이전에 출생하여 경제생활기에 농업에서 산업화로 전환에 주역이 되었던 세대(산업화세대, ~’54년 출생), 전후 인구 폭증기에 출생하여 지식사회화와 민주화를 경험한 세대(베이비붐세대, ’55~’64년 출생), 성장기에 한국경제의 고성장으로 인한 풍요를 맛보았지만 사회진입기에 IMF로 인한 경제 침체를 경험한 세대(X세대, ’64~’79년 출생), 세계화 시대에 성장하여 타국 문화에 대한 수용성이 높고 인터넷과 모바일 기술에 친숙한 세대(M세대, ’80~’95년생), 태어나면서부터 모바일 미디어 환경이 익숙한 세대(Z세대, ’96이후 출생)로 구분하였다.

본 연구는 세대별 행복의 차이와 결정요인을 비교·분석함에 있어, 옥사카-블라인더 분해법(Oxasaca-Blinder Decomposition)을 적용한다. 옥사카-블라인더 분해법은 가상적인 비교(counterfactual)를 통해 남녀 간의 소득격차를 설명되는 요인과 그렇지 않은 요인의 기여로 분해하

고자 하는 목적에서 고안되었다. 즉, 남녀 간의 소득격차를 인적자원이론에서 논의되는 주요 변수들에 의해 설명되는 부분과 사회구조적인 요인 등에 의하여 설명되지 않는 부분으로 나누어 보는 것이다(이채정·탁현우, 2018). 본 연구에서는 옥사카-블라인더 분해법 중에서도 부존자원효과와 기술기효과 및 상호작용효과의 세 개 요소로 분해하는 방법을 적용한다.

이로부터 세대별 행복의 차이를 유발하는 자원의 양으로 설명되는 요인과 그렇지 않은 요인을 구분하는 방식으로 세대별 행복의 차이와 결정요인을 비교한다. 즉, 행복에 영향을 미치는 요인으로 알려진 건강상태나 소득이 세대별로 수준이 다르다면 이는 세대별 행복의 차이를 설명할 수 있을 것이다. 반대로, 이러한 요인들의 수준이 동일한데도 행복감이 차이가 난다면, 요인으로 설명되지 않는 부분이 있다고 생각할 수 있다. 이렇게 행복의 정도를 설명하는 모형에 포함된 변수의 수준이나 민감도, 즉 계수 값으로 설명할 수 있는 요인과, 그렇지 않은 요인을 구분하고 그 차이를 확인함으로써 행복감에 기여하는 요인이 세대별로 상이한지를 확인할 수 있다. 각 세대는 인접세대와 쌍대비교하며, 행복감 설명에 포함되는 변수는 선행연구를 참고하여 구성하였다.

II. 이론적 논의 및 선행연구 검토

1. 세대별 구분과 행복감 용어에 관한 논의

선행연구들은 대체로 연령이 행복감에 미치는 영향에 주목하였다. 이는 생애주기에 따라, 삶에 대해서 갖게 되는 기대나 만족감이 달라질 수 있다는 가설(Veenhoven, 1984; Campbell et al., 1976)에 근거한다. 연령이 행복감에 큰 영향을 미치는지, 미친다면 어떠한 양상인지에 대한 현재까지의 연구 결과는 대체로 서구 선진국의 경우에는 주관적 행복감이 중년에 감소하였다가 노년기에 증가하는 U자형 모양을 보이지만, 우리나라의 경우 연령증가에 따라 감소하며, 가시적인 차이를 보이지 않는 러시아나 일본 등 예외적인 국가들도 존재한다고 보고하고 있다(최은희, 2018; 김성아·정해식, 2019).

그러나 연령대별 집단이 공유하는 사회문화적 사건과 경험이 행복에 대한 자세에 상이하게 영향을 미치는지에 대한 부분은 충분히 논의되지 않았다. 예를 들어, 종전 직후 물자가 부족하던 시절에 출생한 세대와 태어나면서부터 디지털 기기를 접한 디지털 리터러시 세대는 성장기 환경이 달랐던 만큼 삶의 어떤 요소에서 행복을 느끼는가가 다를 수밖에 없으며, 이런 차이는 후자 세대가 나이가 들어가도 변화하지 않을 것으로 예측할 수 있다. 즉, 연령효과가 아니라 출생 코호트의 사회·문화·환경적 차이가 현재 관찰되는 연령별 행복감의 차이를 만들 수 있다는 가설이다. 이를 검증하기 위해서는 연령 정보를 연속변수 형태로 분석에 포함시키기보다, 세대 집단 구분을 통해 비교하는 시도가 이점을 가질

수 있다.

한 사회가 연령에 따라 유의미한 세대로 구분된다는 견해는 주로 소비자학을 중심으로 논의가 이뤄지고 있다. 하지만 시점에 따라, 연구자에 따라 사회적 경험을 공유하는 중요한 사건이나 특징을 다르게 정의하게 되며 구분된 세대 집단의 수도, 구분 기점도 일치하지 않는다.* 이 때문에 우리나라에서 명확하고 합의된 세대 구분은 존재하지 않는다고 볼 수 있다.

본 연구는 그럼에도 대체로 연구자들의 합의가 이루어진 몇 가지 기점을 통해 세대 구분을 다음과 같이 정의하고자 하였다. 건국 이후 한국사회에 큰 영향을 미친 사건들을 기점으로 구분하였는데, 각각 새마을운동으로 대표되는 산업화(60~70년대), 민주화(80년대), IMF(98~2000년대 초), 글로벌·디지털화(2000년대 중반~2010년대)가 그것이다. 특히, 국회미래연구원의 기초분석 보고서가 10세단 위로 이미 결과를 보고하고 있는 점을 감안하여, 차별화를 위해 주요 경제활동 연령대(25세~65세)를 3개 그룹으로 구분하였다.

[표 1] 본 연구의 세대 구분

	출생 연도	2020년 기준 만 연령	특징
산업화세대	1954 이전	66세 이상	한국전쟁 이후 산업화의 주역
베이비붐세대	1955~1964	56세~65세	한국전쟁 이후 출생, 지식사회 진입, 민주화 경험
X세대	1965~1979	41세~55세	청소년시절 경제호황과 사회진입기 IMF 경험
M세대	1980~1995	25세~40세	정보통신 기술 친숙, 정치 사회적으로 진보적
Z세대	1996~	24세 이하	디지털 네이티브, 인터넷을 통해 타 문화에 친숙

한편, 본 연구의 중심 개념인 행복감(happiness)과 유사 용어인 주관적 웰빙(subjective well-being) 또는 삶에 대한 주관적 만족감(subjective satisfaction) 등은 명확한 개념적 경계가 존재하지 않는 채로 혼용되는 경향이 있다. 그러나 후술하는 분석 결과에 한해서는 서술의 편의를 위해 ‘주관적 행복감’은 국회미래연구원 행복조사 중 “전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”로 측정된 개인의 전반적 행복감을 의미하는 것으로 한다.

2. 옥사카-블라인더 분해법

옥사카-블라인더 분해법은 가상적인 비교(counterfactual)를 통해 남녀 간의 소득격차를 설명되는 요인과 그렇지 않은 요인의 기여로 분해하고자 하는 목적에서 고안되었다. 즉, 남녀 간의 소득격차를

* 미국에서는 2021년 메릴랜드대의 필립 코언 교수 등 150여 명의 사회학자들이 공동으로 세대론의 이러한 한계를 지적하며 그간 세대론을 주도하여 온 퓨리서치센터에 대해 세대 구분을 중단하여 줄 것을 공개 요청하기도 하였다.

인적자원이론에서 논의되는 주요 변수들에 의해 설명되는 부분과 사회구조적인 요인 등에 의하여 설명되지 않는 부분으로 나누어 보는 것이다. 남성의 소득을 Y_m , 여성의 소득을 Y_f 라고 하면, 남성과 여성의 소득격차 기댓값은 $D = E(Y_m) - E(Y_f)$ 라고 할 수 있다. 설명변수행렬 X_m 과 X_f 로 선형모형을 구성하면, $Y_m = X_m\beta_m + \epsilon_m$ 과 $Y_f = X_f\beta_f + \epsilon_f$ 와 같다. 이를 남성과 여성의 소득격차 기댓값에 반영하면 $D = E(Y_m) - E(Y_f) = E(X_m)\beta_m - E(X_f)\beta_f$ 이고, 정리하면 $\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f + E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$ 이다.

$\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f + E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$ 에서 앞의 항($\{E(X_m) - E(X_f)\}\beta_f$)은 남성과 여성의 설명변수 차이인 인적자원이론에서 논의되는 불평등을 나타내는 부분이 되고, 뒤의 항($E(X_m)(\beta_m - \beta_f)$)은 남녀 간의 차별을 나타내는 부분이 된다. 이상에서 논의한 수식은 두 개의 요소로 분해(two-fold)했을 때에 해당하는데, Oaxaca(1973)는 앞의 항을 부존자원효과(endowment effect), 뒤의 항을 차별효과(discrimination)라고 개념화하였다. 한편, Daymont & Andrisani(1984)는 $\{E(X_m) - E(X_f)\}(\beta_m - \beta_f)$ 라는 세 번째 항을 추가하여, 부존자원효과와 차별효과의 상호작용항으로 개념화하고 세 개의 항(three-fold)으로 분해할 것을 제안하였다(이채정·탁현우, 2018).

3. 연령별·세대별 행복에 관한 선행연구 검토

앞서 서술한 바와 같이 2010년 전후 주관적 행복 측정 가이드라인이 개발된 뒤, 우리나라에서도 주관적 행복감을 중심적 개념으로 두고, 이에 대한 기여요인을 식별하는 데 목표를 둔 연구들이 축적되었다.

대표적인 연구로서 구재선·서은국(2011)은 일원변량분석(ANOVA) 결과 연령에 따라 주관적 행복감에 유의미한 차이를 발견하지 못하였지만 젊은이의 경우 노인보다 고각성 부정적 정서를 자주 경험했고, 소득의 경우 노인의 행복을 예측할 수 있는 것으로 나타났다. 여성은 남성보다 긍정적 정서 수준이 높았으며 종교는 저소득층의 행복을 예측할 수 있었다. 수입을 통제했을 때 학력의 효과가 사라진 점 또한 기존 연구들(Argyle, 1999; Okun & Stock, 1987)과 일치하였다. 그러나 개별 인구학적 특징이 행복감 관련 문항의 개인차를 설명하는 정도는 1~2% 미만에 불과하였고, 외향성이나 신경증과 같은 성격 특성과 행복에 대한 긍정적인 관점이 개인의 회고적 행복 판단을 18% 예측하였다.

한준(2015)은 세계가치관조사의 1990년, 2000년, 2005년, 2010년 조사자료를 이용하여 회귀분석으로 개인 수준에서 한국인의 삶의 만족에 영향을 미치는 요인들을 식별하고자 하였다. 여기서도 연령은 삶의 만족과 U자형 관계를 보였다. 즉, 20대 이후 50대 후반에 이르기까지 지속적으로 삶의 만족이 떨어지다가 이후 완만하게 증가하였다. 또, 기혼은 미혼에 비해 삶의 만족이 높으며, 교육수준의 영향은 유의하지 않고, 가구소득은 주관적인 수준에 따라 삶의 만족도와 정의 상관관계를 보였다. 비

물질적 요인들을 살펴보면, 물질주의/탈물질주의 가치관은 삶의 만족에 유의한 차이가 없지만 사람들에게 대한 일반화된 신뢰와 종교의식에의 정규적인 참여, 삶에서 선택과 통제의 자유가 삶의 만족을 유의하게 높인 것을 확인하였다. 그런데 2005년과 2010년 자료를 이용한 경우 연령이 증가할수록 삶의 만족도는 감소하고, 여성의 만족이 높게 나타나는 차이를 보였다.

심수진(2016)은 정서적 행복감보다 주관적 웰빙에 초점을 맞추어 영향 요인을 탐색하였다. 삶에 대한 만족도를 종속변수로 하는 회귀분석 결과 남성보다는 여성이, 배우자가 있고, 교육수준이 높을수록, 전문 관리직과 사무직에 종사하는 집단에서 삶에 대한 만족도가 높았다. 혼인 상태가 이혼인 경우 미혼보다 삶에 대한 만족도가 낮게 나타났고, 연령이 증가할수록 삶에 대한 만족도가 낮아지다 다시 증가하는 U자형 모양을 보이는 것으로 나타났다. 한편, 위의 인구사회학적인 변수는 삶에 대한 만족도 차이의 변량을 3.9% 정도만 설명하지만, 경제적 요인 변수를 추가하면 R2 값은 0.185로 증가하여, 변량 설명 정도가 18.5%로 증가하는 것으로 나타났다.

기여요인들이 행복감에 영향을 미치는 정도가 연령별, 세대별로 다르게 나타날 수 있다는 측면에 주목한 연구들도 많다. 세대별 행복의 차이 격차 분석 측면에서 국내 주요 연구로 이현진(2014)은 베이비붐세대를 55~63년생, 그 자녀세대인 에코세대를 79~92년생으로 구분하고, 양자의 삶에 만족도에 영향을 미치는 요인을 복지패널 자료를 통해 비교하였다. 인구사회학적 변수, 경제적 변수, 심리정서적 변수, 사회적 변수로 나누어 위계적 회귀분석한 결과, 베이비붐세대의 삶의 만족도에서는 성별, 배우자, 부채, 자원봉사활동이 에코세대와 달리 유의하게 나타났고, 에코세대의 삶의 만족도에서는 직업, 교육수준, 동거 여부가 베이비붐세대와 달리 유의한 설명력을 보였다.

최은희(2018)는 노동패널 18차년도 부가조사를 분석한 결과 연령이 증가할수록 평균적인 삶의 만족도와 행복 정도가 감소한다고 보고하였다. 또한, 가구소비와 주관적 건강상태가 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 연령별 그룹을 20세부터 39세까지 하나의 그룹, 40세부터는 69세까지 10세 단위로 3개 그룹으로 나누고, 마지막 70세 이상을 하나의 그룹으로, 총 5개로 분류하였다. 그 결과, 20~30대 그룹이 가장 높은 삶의 만족도를 보이고 연령이 증가할수록 삶의 만족도와 행복 정도가 감소하는 경향을 보였다. 한편, 연령별로 상이한 기여요인에 대해서는 다른 연령대에 비해 20~30대 집단과 60대에서 주거비의 증가로 인한 삶의 만족도 감소가 크게 나타났고, 학력 수준 증가에 따른 삶의 만족도 증가는 젊은 층에서 높게 나타났다.

박선숙(2019)은 세대를 크게 3개 그룹으로 구분하고, 복지패널 조사 자료에 근거하여 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인과 해당 요인간의 조절효과(교호작용)를 위계적 회귀분석을 통해 탐구하였다. 세대는 청년, 중장년, 노년 3개 그룹으로 구분하였는데, 어떤 세대에서는 영향력이 있는 변인이 다른 세대에서는 영향력이 없는 경우가 있고, 영향력의 차이도 큰 경우가 많았다. 구체적으로, 음주 빈도는 청년층에서 삶의 만족도에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤고, 중장년층은 주택이 있을수록, 학력이 높을

수록, 가처분소득이 높을수록, 가족관계와 사회관계가 좋을수록 삶의 만족도가 유의적으로 상승하였다. 노년층에서는 건강상태가 양의 조절효과가 있는 것으로 파악되었다.

이상 선행연구를 종합하면, 다음과 같다.

첫째, 우리나라에서 연령대별 주관적 만족감 또는 행복감은 다른 나라와 달리 연령이 증가할수록 감소하는 패턴을 보인다. 다만, 사용한 자료에 따라서 그렇지 않게 나타나는 자료가 소수 있다. 카카오 마음날씨를 이용한 서울대 행복연구센터(2019)의 연구 결과, 구재선·서은국(2011)의 자체 조사, 한국행정연구원의 '사회통합실태조사'를 사용한 심수진(2016)이 연령증가에 따라 행복감 증가 또는 U자형 가설을 지지하는 결과를 보였다. 따라서 이와 관련하여 국회미래연구원 행복조사 결과에 대한 검토가 필요할 것이다.

둘째, 행복을 예측하는 요인으로서, 인구통계학적 변인들의 설명력은 크지 않고, 감정과 정서상태의 행복 예측력이 높다. 주관적 건강상태, 소득은 모형에 포함됐을 때 설명력을 증가시킨다.

셋째, 행복 예측에 유의한 변수는 성별, 종교, 학력, 주거 형태, 동거가족 등으로 나타난다. 연구에 따라 혼인 상태, 자원봉사활동, 직업 등도 유의한 변수로 나타난다. 연령대별로 유의한 변수가 다를 수 있다.

넷째, 자료로는 노동패널 부가조사, 사회통합실태조사, 복지패널 등이 활용되었고 일부 연구를 위해 수행된 소규모 조사들이 있다.

다섯째, 방법론 측면에서는 대개 분산분석과 사후 검증, 위계적 회귀분석과 조절효과 변수 등을 활용하고 있다.

본 연구는 주관적 행복감에 영향을 미친다고 알려진 요인들이, 세대별 또는 연령대별로 행복감에 기여하는 정도가 다른가 하는 점과, 다르다면 얼마나 다른가 하는 점을 일차적으로 확인하고자 한다. 또한 30대에서 40대로 갈 때, 60대에서 그 이상으로 갈 때 삶에 대한 만족도가 감소한다면, 그것이 어느 요인에 기인하는지 밝혀냄으로써 생애주기별 정책 지원 영역을 식별하는 것을 목적으로 한다.

선행연구들의 방법론은 분산분석, 위계적 회귀분석을 주로 활용하였다. 본 연구는 선형회귀뿐만 아니라 이에 기반한 옥사카-블라인더 분해법을 사용하여, 설명되지 못하는 차이가 어느 세대에서 크게 나타나는지 등도 함께 살펴보고자 한다.

[표 2] 관련 선행연구 요약

연구자	연도	논문명	자료	주요기법	주요내용
구재선·서은국	2011	한국인 누가 언제 행복한가	자체 조사 (1000명)	일원변량분석 위계적 회귀분석	사회인구학적 특징은 행복감 차이의 1~2% 설명
한준	2015	한국인 삶의 질의 사회적 결정요인	세계가치관조사 '90, '00, '05, '10	선형회귀	연령에 u shape 최근 연도는 연령증가 시 감소
심수진	2016	한국사회에서 주관적 삶에 영향을 미치는 요인 분석	사회통합실태조사	선형회귀	연령에 u shape
이양수	2016	주관적 웰빙 영향 요인의 다면적 탐색	사회통합실태조사	(다중)회귀, ANOVA Ttest	
최은희	2018	국민 연령별 삶의 만족도 분석과 정책적 시사점	노동패널 18차	선형회귀	연령증가 시 행복감 감소, 건강 영향 큼. 학력은 젊은 층에서 큼.
김미곤 등	2018	행복지수 개발에 관한 연구	사회통합실태조사 자체조사(1,000명)	선형회귀 델파이 등	행복 빈곤을 산출
김성아	2019	연령대별 삶의 만족 영향 요인 분석과 정책 과제	2017년 사회문제와 사회통합실태조사		
김여진·최유석	2021	세대별 주관적 안녕감: 사회적 세대의 탐색적 비교 연구	프로젝트 설문자료 (OECD)	선형회귀	

III. 분석 결과

1. 분산분석

본 연구에서는 세대를 5가지 집단으로 구분하였다. 세대별 관측치는 Z세대와 산업화세대의 규모가 작고, M세대가 가장 크다. 그러나 각 집단별로 샘플 수가 충분하여 상대적인 크기가 오차에 기여하는 바는 적을 것으로 판단하였다.

다음 세대별 행복감의 평균값과 분산을 살펴보았다. 주관적 행복감은 주관적 만족도 문항(A1)과 삶의 사다리 문항(C1)을 통해 측정하였고, 설문지가 0~10 척도인 것을 1~11 척도로 바꾸어 통계량을 산출하였다. 대체로 M세대의 삶의 만족도가 가장 높고, 산업화세대의 만족도는 가장 낮은 결과를 보였다.

분산분석과 사후 검증을 통해 인접한 세대 집단 간 격차가 통계적으로 유의한 수준인지 알아보았다. Z세대와 M세대는 주관적 만족감 측면에서는 차이가 크지 않지만, 삶의 사다리 문항에서는 유의하게 M세대가 더 높은 것으로 나타났다. 또한 M세대의 주관적 행복감은 X세대보다 유의하게 높지만, X세대와 베이비붐세대의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 산업화세대는 베이비붐세대보다 삶의 만족도가 유의하게 낮았다.

[표 3] 세대 구분별 주관적 만족도

	전 집단 평균/합계	Z세대 (96 이후)	M세대 (80~95)	X세대 (65~79)	베이비붐세대 (55~64)	산업화세대 (~54)
N	13,824	1639	3828	3769	2896	1692
전반적인 삶의 만족도 (표준편차)	7.83 0.01	7.90 0.05	8.00 0.02	7.81 0.02	7.77 0.02	7.49 0.03
삶의 사다리 척도 (표준편차)	7.51 0.01	7.50 0.05	7.63 0.02	7.55 0.02	7.50 0.02	7.21 0.04

2. 회귀분석

선행연구를 바탕으로 하여 회귀분석모형에 포함할 영향 요인을 아래와 같이 식별하였다.

우선 정책적 개입이 필요한 영역을 알아보기 위한 객관적 요인으로는 소득, 주거 형태(자가/비자가), 가구형태(단독/비단독), 교육수준을 포함하였고, 주관적 행복감에 대한 회귀모형의 예측도를 제고할 수 있도록, 주관적 요인 변수를 포함하였다. 타인신뢰, 가족관계에 대한 만족감, 좋아하는 일에 보낸 시간을 영역 및 관계적 특성을 대표하는 변수로 포함하였다. 서베이 자료를 활용함에 있어서 건강은 인구사회학적 변인 문항(DQ12)에서 5점 척도로 응답된 것(5점으로 갈수록 좋은 건강상태)을, 가족관계 만족감은 C4 문항의 응답(7점으로 갈수록 높은 만족도)을 활용하였다. 타인신뢰정도는 그 측정에 관계된 3개 항목으로 구성된 D6 문항(① 대부분의 사람들은 믿을 만하다고 생각한다, ② 대부분의 사람들이 기회가 있으면 나를 이용하려고 한다, ③ 대부분의 사람들이 도움을 주려고 노력한다)의 응답(①과 ③은 5점으로 갈수록 높은 신뢰도, ②는 5점으로 갈수록 낮은 신뢰도)을 평균(②는 음수로 전환하여 합산 후 평균)하였다. 좋아하는 일에 보낸 시간 관련 문항은 C7의 7)문항을 활용하였는데, 좋아하는 일에 보내는 시간의 양을 정량적으로 조사하는 것이 아니라 개인적으로 좋아하는 일에 보내는 시간의 양에 만족하는지를 0~10점까지의 11점 척도로 질문하여 11점에 가까울수록 만족도가 높은 것으로 해석하였다.

위 변수들의 기초통계량은 아래 표와 같다.

[표 4] 모형 포함 변수의 기초통계량

	평균	표준편차	최소	최대
건강정도	3.720	0.008	3.706	3.735
가족관계에 대한 만족도	3.853	0.011	3.831	3.875
좋아하는 일에 보낸 시간	5.830	0.008	5.815	5.845
타인신뢰감	6.455	0.016	6.423	6.487

[표 5] 객관적 범주형 변수의 빈도표

측정개념	측정 문항	변수 측정	빈도	백분율
가구소득	전 가구의 지난 1년 동안 세금 납부(공제) 전의 월평균 개인소득 및 총 가구소득은 얼마입니까? 문항 DQ10-2)	소득 없음=1	196	1.4%
		100만원 미만=2	348	2.5%
		100만원 이상 200만원 미만=3	823	6.0%
		200만원 이상 300만원 미만=4	1,865	13.5%
		300만원 이상 400만원 미만=5	2,804	20.3%
		400만원 이상 500만원 미만=6	2,458	17.8%
		500만원 이상 600만원 미만=7	2,009	14.5%
		600만원 이상 700만원 미만=8	1,086	7.9%
		700만원 이상 800만원 미만=9	586	4.2%
		800만원 이상 900만원 미만=10	226	1.6%
		900만원 이상 1000만원 미만=11	133	1.0%
			1000만원 이상 =12	1,289
자가 거주 여부	주거 형태 문항 SQ1-6)	자기 집=1	10,108	73.1%
		기타=0 (전세, 월세, 사글세, 무상 등)	3,716	26.9%
단독가구 여부	가구형태 문항 SQ1-10)	1인 가구	981	7.1%
		2인 이상 가구	12,843	92.9%
본인 정규교육 수준	귀하는 정규교육을 어디까지 받았습니까? 문항 DQ1-1)	안 받았음, 모름, 무응답=0	145	1.1%
		초등학교=1	400	2.9%
		중학교=2	873	6.3%
		고등학교=3	4,604	33.3%
		4년제 미만 대학=4	2,316	16.8%
		4년제 이상 대학교=5	5,377	38.9%
		석사과정=6	99	0.7%
		박사과정=7	10	0.1%
성별	응답자(가구원 1)의 성별 문항 SQ1-3)	남성=1	6,903	49.93%
		여성=0	6,921	50.07%

이상의 설명변수에 더하여, 여타 세대 평균에 비해 행복감을 설명하는 데 있어 유의하게 나타나는 세대 더미가 있는지를 확인하기 위해 각 세대별로 더미변수를 구성하고, 각각 회귀분석식을 추정하였다. 그 결과 Z세대와 M세대가 각각 다른 세대에 비해 행복감이 유의하게 다른 것으로 나타났다. Z세대는 다른 세대보다 낮게, 밀레니얼세대는 다른 세대보다 높게 행복감을 느끼고 있는 것이다.

[표 6] 세대 구분을 더미변수화한 회귀분석 결과: 주관적 만족도

종속변수: 주관적 만족도 (11점 척도)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
가구소득	-0.030*** (0.000)	-0.030*** (0.000)	-0.029*** (0.000)	-0.030*** (0.000)	-0.031*** (0.000)
자가 거주 더미	0.035 (0.145)	0.066* (0.01)	0.041 (0.094)	0.034 (0.165)	0.037 (0.125)
단독가구 더미	-0.136** (0.007)	-0.112* (0.025)	-0.106* (0.034)	-0.120* (0.016)	-0.113* (0.024)
건강상태	0.253*** (0.000)	0.247*** (0.000)	0.253*** (0.000)	0.252*** (0.000)	0.249*** (0.000)
기혼 더미	0.115*** (0.000)	0.149*** (0.000)	0.158*** (0.000)	0.132*** (0.000)	0.135*** (0.000)
남성 더미	-0.033 (0.103)	-0.031 (0.12)	-0.037 (0.069)	-0.034 (0.094)	-0.032 (0.108)
교육수준	0.041*** (0)	0.028** (0.008)	0.045*** (0.000)	0.042*** (0.000)	0.038*** (0.001)
가족관계 만족도	0.432*** (0.018)	0.431*** (0.018)	0.432*** (0.018)	0.432*** (0.018)	0.432*** (0.018)
좋아하는 일에 보내는 시간	0.236*** (0.008)	0.237*** (0.008)	0.236*** (0.008)	0.236*** (0.008)	0.236*** (0.008)
타인신뢰정도	0.194*** (0.021)	0.192*** (0.021)	0.192*** (0.021)	0.193*** (0.021)	0.194*** (0.021)
Z세대 더미	-0.043 (0.37)				
M세대 더미		0.115*** (0.000)			
X세대 더미			-0.072*** (0.001)		
베이비붐세대 더미				0.008 (0.727)	
산업화세대 더미					-0.041 (0.219)
_cons	2.127*** (0.000)	2.126*** (0.000)	2.095*** (0.000)	2.110*** (0.000)	2.142*** (0.000)
N	13824	13824	13824	13824	13824
F	345.812	355.086	349.726	345.875	347.121
Rsqr	0.329	0.33	0.329	0.329	0.329

()=p-value, *** p<0.01, **<0.05, *<0.1

[표 7] 세대를 더미변수화 한 회귀분석 결과: 삶의 사다리

종속변수: 삶의 사다리 (11점 척도)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
가구소득	-0.034*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.034*** (0.000)	-0.034*** (0.000)
자가 거주 더미	0.133*** (0.000)	0.146*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.129*** (0.000)	0.133*** (0.000)
단독가구 더미	-0.081 (0.122)	-0.059 (0.246)	-0.056 (0.275)	-0.066 (0.195)	-0.06 (0.246)
건강상태	0.109*** (0.000)	0.106*** (0.000)	0.108*** (0.000)	0.109*** (0.000)	0.106*** (0.000)
기혼 더미	0.188*** (0.000)	0.214*** (0.000)	0.219*** (0.000)	0.202*** (0.000)	0.208*** (0.000)
남성 더미	-0.003 (0.865)	-0.003 (0.87)	-0.006 (0.768)	-0.004 (0.818)	-0.004 (0.853)
교육수준	0.095*** (0.000)	0.089*** (0.000)	0.097*** (0.000)	0.097*** (0.000)	0.093*** (0.000)
가족관계 만족도	0.478*** (0.000)	0.477*** (0.000)	0.477*** (0.000)	0.478*** (0.000)	0.477*** (0.000)
좋아하는 일에 보내는 시간	0.272*** (0.000)	0.273*** (0.000)	0.272*** (0.000)	0.272*** (0.000)	0.272*** (0.000)
타인신뢰정도	0.139*** (0.000)	0.138*** (0.000)	0.138*** (0.000)	0.138*** (0.000)	0.139*** (0.000)
Z세대 더미	-0.044 (0.342)				
M세대 더미		0.051 (0.051)			
X세대 더미			-0.037 (0.066)		
베이비붐세대 더미				0.022 (0.327)	
산업화세대 더미					-0.021 (0.516)
_cons	1.750*** 0	1.740*** 0	1.730*** 0	1.730*** 0	1.749*** 0
N	13824	13824	13824	13824	13824
F	496.595	496.814	495.998	495.27	495.583
Rsq	0.38	0.38	0.38	0.38	0.38

3. 세대별 조절효과 분석

1) 취업과 M세대

국회미래연구원의 한국인의 행복조사 결과에 나타난 세대별 취업 현황을 보면, 24세 이하인 Z세대에서는 취업한 비중이 17%로 낮지만, M세대와 X세대에서는 77~78%로 높으며, 은퇴 중인 연령대에 속하는 베이비붐세대에서는 66%, 65세 이상 집단인 산업화 세대에서는 40%로 하락한다. 취업이 행복에 기여하는 요소라면, 산업화세대의 평균적으로 낮은 행복감도 미취업 상태인 사람들에게서 더욱 뚜렷이 나타나는 것일까?

[표 8] 세대별 취업 여부 빈도표

	Z세대	M세대	X세대	베이비붐세대	산업화세대	Total
미취업	1364	831	854	974	1004	5027
(동세대 중 비율)	83.2%	21.7%	22.7%	33.7%	59.3%	36.4%
취업	276	2,997	2915	1921	688	8797
(동세대 중 비율)	16.8%	78.3%	77.3%	66.3%	40.7%	63.6%
세대 계	1640	3,828	3769	2895	1692	13,824
(동세대 중 비율)	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

조절효과 회귀식으로 분석한 결과, 취업한 M세대의 행복감은 유의하게 높은 것으로 나타난다. 한편 취업한 X세대의 행복감도 유의하게 높지만($\beta=0.07\sim 0.104$), 그 정도는 대체로 M세대($\beta=0.104$)에 비해 낮았다. 또, X세대 전체에 적용되는 행복감 더미보다도 낮은 수준이다. 따라서 취업한 M세대의 높은 행복감이 해당 세대의 평균적으로 높은 행복감 수준에 영향을 미친다고 볼 수 있으며, X세대에도 취업 유지가 행복감 지지에 중요한 영향을 주는 것으로 나타난다.

[표 9] 회귀분석 결과: 취업과 세대 상호작용항이 행복감에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
M세대 공통	-0.044 (0.497)	-0.063 (0.329)	-0.072 (0.258)	-0.059 (0.359)	-0.038 (0.554)
X세대 공통	-0.160* (0.013)	-0.193** (0.002)	-0.183** (0.003)	-0.188** (0.002)	-0.174** (0.005)
베이비붐세대 공통	-0.089 (0.177)	-0.124* (0.05)	-0.105 (0.099)	-0.125* (0.044)	-0.098 (0.119)
산업화세대 공통	-0.097 (0.167)	-0.135* (0.042)	-0.121 (0.069)	-0.163** (0.01)	-0.1 (0.113)
취업한 Z세대	-0.095 (0.342)	-0.104 (0.298)	-0.111 (0.266)	-0.105 (0.291)	-0.114 (0.246)
취업한 M세대	0.140** (0.003)	0.134** (0.005)	0.119* (0.013)	0.120* (0.012)	0.09 (0.059)
취업한 X세대	0.104** (0.009)	0.104** (0.01)	0.094* (0.019)	0.102* (0.011)	0.079* (0.049)
취업한 베이비붐세대	0.06 (0.153)	0.059 (0.16)	0.053 (0.212)	0.057 (0.174)	0.036 (0.393)
취업한 산업화세대	0.003 (0.962)	0.003 (0.964)	0.000 (0.994)	0.018 (0.758)	-0.015 (0.789)
소득	-0.032*** (0.000)	-0.031*** (0.000)	-0.030*** (0.000)	-0.029*** (0.000)	
자가 거주	0.076** (0.003)	0.088*** (0.001)			
단독가구	-0.097 (0.066)				
건강수준	0.243*** (0.000)	0.244*** (0.000)	0.244*** (0.000)	0.247*** (0.000)	0.234*** (0.000)
기혼 더미	0.176*** (0.000)	0.210*** (0.000)	0.206*** (0.000)	0.210*** (0.000)	0.203*** (0.000)
남성 더미	-0.054* (0.013)	-0.053* (0.013)	-0.051* (0.019)	-0.044* (0.039)	-0.041 (0.054)
교육수준	0.026* (0.024)	0.027* (0.02)	0.026* (0.024)		
가족관계 만족도	0.426*** (0.000)	0.426*** (0.000)	0.427*** (0.000)	0.428*** (0.000)	0.427*** (0.000)
좋아하는 일에 보내는 시간	0.235*** (0.000)	0.235*** (0.000)	0.236*** (0.000)	0.237*** (0.000)	0.233*** (0.000)
타인신뢰정도	0.195*** (0.000)	0.196*** (0.000)	0.201*** (0.000)	0.201*** (0.000)	0.205*** (0.000)
상수항	2.273*** (0.000)	2.249*** (0.000)	2.284*** (0.000)	2.353*** (0.000)	2.235*** (0.000)
N	13824	13824	13824	13824	13824
F	213.708	224.977	237.345	247.565	258.578
R ²	0.331	0.331	0.33	0.33	0.327

2) 자가 거주와 X세대, 베이비붐세대

응답자를 가구주 또는 가구주 배우자로 한정하여, 자가 거주 여부가 응답자의 세대별로 주관적 행복감에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보았다. 우선 자가주택에 거주하고 있는 비율을 살펴보면, 나이가 어린 Z세대는 가구주를 이룬 경우도 적고 자가주택에 사는 경우도 11.3%(응답 수 7)에 불과하지만 M세대는 34%, X세대는 76%, 그리고 베이비붐세대나 산업화세대는 약 90%가 자가에 거주하고 있는 것으로 나타났다.

[표 10] 빈도표

	Z세대 (96 이후)	M세대 (80~96)	X세대 (65~79)	베이비붐세대 (54~64)	산업화세대 (~54)	Total
비자가 (동세대 중 비율)	58 88.7%	1670 66.0%	879 23.9%	291 10.3%	219 13.7%	3118 27.1%
자가 (동세대 중 비율)	7 11.3%	860 34.0%	2793 76.1%	2541 89.7%	1374 86.3%	7574 65.9%
세대 계 (동세대 중 비율)	66 100.0%	2530 100.0%	3672 100.0%	2832 100.0%	1593 100.0%	11501 100.0%

전체 응답자 및 샘플을 가구주 또는 가구주의 배우자가 응답한 경우로 한정하여 조절효과 모형을 분석한 결과, X세대와 산업화세대의 자가 거주자는 행복감이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 M세대 및 Z세대에 대해서는 자가 거주가 행복을 설명하는 정도가 유의하지 않았다. 즉, 자가주택 거주 여부는 X세대 이후 연령대의 세대들에게 좀 더 중요한 행복 요소라 할 수 있다. 단, 자가주택 보유가 아닌 거주를 기준으로 하였다는 점에서 해석에 신중할 필요가 있다.

[표 11] 회귀분석 결과: 자가 거주와 세대 상호작용항이 행복감에 미치는 영향

	(1) 샘플 전체	(2) 가구주 또는 배우자	(3) 가구주 또는 배우자
Z세대 공통		-자동탈락-	
M세대 공통	0.089 (0.346)	-0.126 (0.388)	-0.123 (0.403)
X세대 공통	-0.084 (0.392)	-0.286 (0.053)	-0.281 (0.059)
베이비붐세대 공통	-0.154 (0.178)	-0.324* (0.041)	-0.320* (0.045)
산업화세대 공통	-0.166 (0.168)	-0.323* (0.043)	-0.327* (0.043)
자가 거주하는 Z세대	0.022 (0.826)	-0.36 (0.237)	-0.326 (0.268)
자가 거주하는 M세대	0.009 (0.83)	0.01 (0.837)	0.014 (0.767)
자가 거주하는 X세대	0.084* (0.046)	0.101* (0.017)	0.102* (0.016)
자가 거주하는 베이비붐세대	0.196** (0.006)	0.203** (0.005)	0.204** (0.004)
자가 거주하는 산업화세대	0.161 (0.051)	0.156 (0.051)	0.163* (0.04)
소득수준	-0.030*** (0.000)	-0.029*** (0.000)	-0.029*** (0.000)
단독가구 더미	-0.103 (0.051)	-0.092 (0.14)	
건강상태	0.242*** (0.000)	0.261*** (0.000)	0.262*** (0.000)
기혼 더미	0.148*** (0.000)	0.142** (0.003)	0.199*** (0.000)
교육수준	0.026* (0.022)	0.054*** (0.000)	0.054*** (0.000)
가족관계 만족도	0.427*** (0.000)	0.433*** (0.000)	0.433*** (0.000)
좋아하는 일에 보내는 시간	0.235*** (0.000)	0.221*** (0.000)	0.221*** (0.000)
타인신뢰도	0.194*** (0.000)	0.217*** (0.000)	0.217*** (0.000)
_cons	2.262*** (0.000)	2.245*** (0.000)	2.174*** (0.000)
N	13824	11501	11501
F	235.878	198.76	210.711
r2	0.331	0.334	0.334

3) 단독가구와 베이비붐, 산업화세대

단독가구 거주자의 세대별 빈도표는 다음과 같다. 단독가구 거주 비중은 전체적으로 7.1%이며, 단독가구 비중이 높은 성별 및 세대는 산업화세대 여성이 14.8%로 가장 높고, M세대 남성, 베이비붐 및 산업화세대 남성 순이다.

[표 12] 빈도표

		성별 관측치		비중: 세대 집단 대비	
		여	남	여	남
Z세대	동거	744	860	45.4%	52.5%
	단독	22	13	1.3%	0.8%
M세대	동거	1,684	1,840	44.0%	48.1%
	단독	127	177	3.3%	4.6%
X세대	동거	1,850	1,777	49.1%	47.1%
	단독	67	76	1.8%	2.0%
베이비붐세대	동거	1,374	1,329	47.4%	45.9%
	단독	126	67	4.4%	2.3%
산업화세대	동거	678	707	40.1%	41.8%
	단독	250	57	14.8%	3.4%

앞서 전체 샘플을 대상으로 한 [표 6~7] 에서 단독가구 여부 터미변수는 통계적으로 주관적 행복감에 유의한 영향이 없는 것으로 나타났지만, 베이비붐세대와 산업화세대로 회귀분석 대상을 축소하면 단독가구에 거주하는 것이 행복감에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 이 영향은 베이비붐세대보다 산업화세대가, 여성보다 남성일 때 더 크기가 크게 나타났다. 회귀결과를 참조하면, 베이비붐세대 단독가구의 경우에는 남성이 여성보다 더 크게 감소하지만, 산업화세대 단독가구는 여성과 남성이 거의 유사하게 0.3점가량 감소하는 것으로 나타난다.

[표 13] 회귀분석 결과: 단독가구 여부가 행복감에 미치는 영향

			회귀계수(p value)	
Z세대	동거	남성	-0.052 (0.523)	
		여성	-0.071 (0.735)	
	단독	남성	0.035 (0.908)	
M세대	동거	여성	0.055 (0.385)	
		남성	0.052 (0.415)	
	단독	여성	0.047 (0.776)	
		남성	-0.01 (0.933)	
	X세대	동거	여성	-0.063 (0.342)
			남성	-0.113 (0.09)
단독		여성	-0.223 (0.16)	
		남성	0.21 (0.123)	
베이비붐세대		동거	여성	-0.009 (0.898)
			남성	-0.079 (0.254)
	단독	여성	-0.045 (0.712)	
		남성	-0.432** (0.003)	
	산업화세대	동거	여성	-0.068 (0.398)
			남성	-0.064 (0.4)
단독		여성	-0.273** (0.005)	
		남성	-0.329* (0.024)	
소득			-0.030*** (0.006)	
건강정도			0.244*** (0)	
결혼 더미			0.168*** (0)	
교육정도			0.027* (0.019)	
가족관계 만족도			0.427*** (0)	
좋아하는 일에 보내는 시간			0.235*** (0)	
타인신뢰			0.194*** (0)	
_cons			2.237*** (0)	

4) 옥사카-블라인더 분해

앞서 세대 구분 변수를 모형에 포함했을 때 이전 세대로 갈수록(즉 나이 많은 세대로 갈수록) 행복감이 감소하는 경향이 있으며, 세대별 더미를 모형에 포함하였을 때 Z세대와 M세대 더미는 통계적으로 유의미하게 나타남을 보였다. 즉, 해당 세대를 제외한 세대 평균 대비 특징적인 행복감을 나타냄을 보였다.

이번에는 모형에서 설명 가능한 차이와 그렇지 않은 차이를 구분하는 옥사카-블라인더 분해 결과, 모형에서 설명되지 않는 차이가 유의한 경우는 없었으며, Z세대와 M세대 간에는 약한 차이, M세대와 X세대 간에는 유의한 차이가 있었지만, X세대와 베이비부머세대의 행복감 차이는 유의하지 않게 나타났다. 한편, 베이비부머세대와 산업화세대 간 행복감의 차이가 가장 크게 나타났다. 흥미로운 사실은 M세대와 X세대의 행복감 차이는 계수의 차이에 상당 부분 기인하고, 베이비부머에서 산업화세대의 행복감 차이는 측정된 변수값의 차이에 상당 부분 기인한다는 점이다. 먼저 M세대와 X세대 간 계수의 차이는 동일한 행복 요소에 대해서(소득, 자가주택 소유, 가족관계 만족감) 행복을 느끼는 방식, 즉 ‘행복 방정식’이 다른 데 있다고 해석해 볼 수 있다. 한편, 베이비부머와 산업화세대는 처해 있는 상황 자체가 다르며 이것이 세대 간 행복감 차이의 상당 부분을 설명하는 것으로 해석할 수 있다.

[표 14] 옥사카-블라인더 분해 결과

	Z세대	밀레니엄	X세대	베이비부머	산업화세대
예측값	7.89959	8.001677	7.814994	7.76713	7.488203
차이 (p-value)		0.10209* (0.06)	-0.186683*** (0.000)	-0.047864 (0.118)	-0.278927*** (0.00)
분해					
포함된 변수의 차이 (endowments)		0.05699 (0.165)	-0.028902 (0.385)	-0.077317** (0.004)	-0.298724*** (0.000)
계수의 차이 (coefficients)		-0.01511 (0.848)	-0.12719*** (0.000)	0.02122 (0.47)	-0.027928 (0.495)
교차효과 (interaction)		0.06021 (0.468)	-0.030592 (0.419)	0.00823 (0.749)	0.0477 (0.113)

IV. 결론 및 시사점

세대 간에는 행복감의 차이가 존재한다. 본 연구는 세대를 5개로 구분하고, 국회미래연구원의 한국인의 행복조사에 포함된 변수 중 기존연구를 참고하여 소득, 교육정도, 건강정도, 성별, 자가 거주 여부, 배우자 유무, 가족관계 만족도, 좋아하는 일에 보내는 시간, 타인신뢰도를 주관적 행복감 설명에

유의한 변수들로 식별하여 그 차이를 알아보기 위한 모형을 구성하였다. 본 연구가 구분한 5개 세대로 볼 때는 M세대와 X세대의 행복감 차이가 뚜렷하고, X세대와 베이비부머 세대 간의 차이는 크지 않으며, 베이비부머와 산업화세대의 차이 역시 유의하다.

이러한 차이가 정책적 개입이 가능한 영역에 기인하고 있는지를 단독가구, 자가주택 거주 여부, 취업을 중심으로 교차분석을 통해 살펴보았다. 세대별로 각 변인의 효과는 다르게 나타나는데, 취업의 경우 M세대와 X세대에서 중요한 행복감 지지 요인으로 나타났다. 단독가구 거주는 베이비부머세대 남성과 산업화세대 남녀 모두에서 심각한 행복감 감소 요인으로 나타난다. 자가주택 미거주는 산업화세대와 베이비부머세대에만 행복감 감소 요인으로 나타났다.

이상을 바탕으로 정책적 시사점을 살펴보면 일자리 정책은 M세대와 X세대가 원하는 일자리를 창출하고 이들의 실업률을 감소시키는 데에 초점을 맞출 필요가 있다. 주거정책의 경우 X세대까지는 자가주택 거주 여부와 주관적 행복감이 뚜렷한 상관관계가 없는 것으로 나타나므로, 젊은 세대의 주택 보유를 위한 정책보다는 은퇴 후 세대 중 임차 거주하고 있는 집단의 특성을 파악하고 이들의 삶의 만족도를 향상시킬 수 있는 방안을 고민할 필요가 있다. 또 단독가구는 산업화세대에서 그 비중이 가장 높으며, 이들의 행복감 감소도 뚜렷이 나타나므로 고립감을 최소화하도록 하는 환경조성이 필요하다.

본 연구는 행복감 차원에서 정책대상을 미취업 M, X세대 및 자가주택에 거주하지 않거나 단독가구에 거주하는 산업화세대로 특징하는 데에 기여하고 있다. 그러나 향후 연구를 통해 극복하여야 할 한계점도 존재한다. 우선 이전 연구를 통해 행복감에 영향을 미치는 것으로 알려진 요소 중 사회관계적 측면을 충분히 고려하지 못하였다. 또한, 시간 활용 부분이 한국인의 행복조사에서 상세히 조사되어 있음에도 불구하고 정책적 시사점 발굴로 연계되지 못한 점 또한 후속 연구에서 상세히 다루어져야 할 부분이다.

한편, 본 연구 목적과 관련하여 한국인의 행복조사에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 패널화를 통해 코호트효과와 연령효과를 구분할 수 있는 자료를 축적하는 것이다. 현 상태의 자료로서는 본 연구에서 발견한 세대별 행복감의 특징이 10년 뒤, 20년 뒤에도 유지될 성격의 코호트 집단적 특성인지, 아니면 연령대가 바뀔에 따라 앞 세대와 동일하게 변화할 연령적 특성인지를 명확히 가능할 수 없기 때문이다. 동일한 사람의 연령 변화에 따라 주위 여건과 행복감의 차이를 반복 측정할 패널 자료가 축적된다면 연령효과를 집단의 사회문화적 효과와 구분하는 것이 가능할 것이다.

관련하여, 본 연구에서는 세대 간 차이를 살펴보는 것이 주된 목적이기 때문에 분석모형에서 세대 내 연령효과를 통제하지는 않았다. 일부 연구에서 한국의 경우 연령에 따라 행복감이 U자형을 보인다고 보고하고 있으나, 또 다른 연구는 연령에 따른 단조감소효과를 보고하기도 하였다. 2~3개년의 행복조사 자료가 축적된다면 세대 간 차이를 살펴보는 데 있어 세대 내 연령효과에 의한 행복감의 차이를 통제하는 모형을 적용한 분석을 실시하여 코호트효과와 연령효과를 보아 명확하게 파악할

필요가 있다. 자료를 축적함에 있어 현재와 같은 조사 방식(해마다 설문대상 표집)을 유지하며 방법론적인 통제가 가능할지, 패널화를 추진하는 것이 적절할지에 대하여 검토하는 데 필수적인 절차일 것으로 판단된다.

둘째로, 다수의 연구에서 주관적 행복감 설명에 유의한 것으로 나타난 종교활동 측정 문항이 보완되는 것이다. 현재는 종교를 갖고 있는지 여부, 일상 재구성 부분과 다른 종교를 가진 사람에 대한 신뢰 문항을 통해서만 측정되고 있지만, 향후 지난 1주간 종교활동 빈도 등을 묻는 문항도 추가할 수 있을 것으로 보인다.

덧붙여, 많은 선행연구는 소득과 주관적 행복감 사이에 약하지만 정(+) 방향의 관계가 나타난다고 보고하고 있는데, 본 연구가 구성한 분석모형 결과는 일관되게 가구소득과 행복감 사이에 약한 역(-)의 상관관계를 보고하였다. 추가분석 결과 행복감에 대해 설명력이 높은 주관적 응답변수인 가족관계 만족도, 자기보고 건강상태, 좋아하는 일에 보낸 시간이 회귀모형에 포함될 때 가구소득에 대한 회귀계수의 방향이 음(-)의 방향을 나타내었다. 그런데 위 변수들을 제외하고 모형을 구성했을 때는 상수항에 대한 의존도가 너무 높고, 모형 전체의 설명력이 매우 낮아지는 한계가 존재한다. 따라서 향후 이러한 부분에 대한 추가적 고민이 필요할 것으로 보인다. 또한, 단년도 1회 조사 결과만을 가지고 선행연구와 배치되는 결과에 대한 원인을 규명하는 데 한계가 있으므로, 표집 단계에서의 문제점을 검토하는 동시에 소득수준과 행복감을 조사한 다른 조사의 결과들과 비교·분석하여 차년도 조사에서의 개선 방향을 도출할 필요가 있다.

참고문헌

- Argyle, M. (1999). Causes and Correlates of Happiness. In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwarz (Eds.), *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology* (pp. 353-373). New York: Russell Sage Foundation.
- Bauer, T. & Sinning, M. (2008). "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition to Nonlinear Models," *Advances in Statistical Analysis*, 92, 197-206.
- Blinder, A. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Daymont, T. & Andrisani, P. (1984). "Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earning," *Journal of Human Resources*, 19, 408-428.
- Fullerton, A. & Dixon, J. (2010). "Generational conflict or methodological artifact? Reconsidering the relationship between age and policy attitudes in the US, 1984-2008," *Public Opinion Quarterly*, 47(4), 643-673.
- Helliwell, J., Layard, R. & Sachs, J. (2019). *World happiness report 2019*, New York: Sustainable Development Solutions Network.
- Jann, B. (2008). "A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition," *ETH Zurich Sociology Working Paper*, 5.
- Jann, B. (2008). "A Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models," *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
- Jones F., & Kelley, J. (1984). Decomposing Differences between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination. *Sociological Methods & Research*, 12(3), 323-343.
- Kim, K. (2017). *Korean modernization and uneven development*, Singapore: Palgrave Macmillan.
- Oaxaca, L. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, L. & Ransom, M. (1994). "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- Okun, M. & Stock, W. (1987) "Correlates and components of subjective well-being among the elderly," *Journal of Applied Gerontology*, 6(1), 95-112.
- Pearce, D. (1978). "The feminization of poverty: women, work, and welfare," *Women and Work*, 11(1-2), 28-26.
- Sinning, M., Hahn, M., & Bauer, T. (2008). "The Blinder-Oaxaca decomposition for nonlinear regression models," *The Stata Journal*, 8(4), 480-492.

- Winsborough, H. & Dickinson, P. (1971). "Components of Negro-white income differences," 6-8 in Proceedings of the Social Statistics Section.
- 구재선, & 서은국. (2011). 한국인, 누가 언제 행복한다? 한국심리학회지: 사회 및 성격, 25(2), 143-166.
- 김미곤, 여유진, 정해식, 박이택, & 김성아. (2017). 행복지수 개발에 관한 연구, 한국보건사회연구원 연구보고서 2017-05.
- 김성아, & 정해식. (2019). 연령대별 삶의 만족 영향요인 분석과 정책 과제, 보건복지포럼, 한국보건사회연구원.
- 김소희. (2021). 베이비붐세대와 노인세대의 행복영향요인의 차이에 대한 연구, 한국콘텐츠학회논문지, 21(4), 591-602.
- 김여진, & 최유석. (2021). 세대별 주관적 안녕감: 사회적 세대의 탐색적 비교연구, 한국콘텐츠학회논문지, 21(5), 727-736.
- 김인수, & 배영. (2018). 행복의 필요조건에 대한 한일 비교연구: 세대 및 주관적 계층에 따른 유사성을 중심으로, 한일 군사문화연구, 23, 263-267.
- 박선숙. (2019). 세대별 삶의 만족도 결정요인에 대한 연구: 세대 차이의 조절효과를 중심으로, 사회과학연구, 30(3), 311-330.
- 서은국. (2014). 행복의 기원, 21세기북스.
- 심수진. (2016). 한국사회에서 주관적 삶에 영향을 미치는 요인 분석, 통계연구, 21(3), 25-47.
- 이내찬. (2012). OECD 국가의 삶의 질의 구조에 관한 연구, 보건사회연구, 32(2), 5-40.
- 이양수. (2016). 주관적 웰빙 영향요인의 다면적 탐색, 통계연구, 24(1), 26-50.
- 이용수. (2018). 한국인의 행복과 행복 요인, 보건복지포럼(2018. 11.), 한국보건사회연구원.
- 이현진. (2014). 베이비붐세대와 예코세대의 삶의 만족도와 관련 변수, 고려대학교 석사논문.
- 이채정, & 탁현우. (2018). 기초연금 도입이 노인가구의 빈곤격차에 미친 영향 분석, 한국정책과학학회보, 22(2), 25-52.
- 이채정, 허종호, & 민보경. (2020). 한국인의 행복측정 기반연구, 국회미래연구원.
- 한준. (2015). 한국인 삶의 질의 사회적 결정요인, 국정관리연구, 10(2), 67-95.
- 현대경제연구소. (2013). 세대별 행복도 차이의 배경과 시사점, 지속가능 성장을 위한 경제주평, 13-12.
- 최은희. (2018). 국민 연령별 삶의 만족도 분석과 정책적 시사점, 산업경제분석, 산업경제연구원.

제2절 미래세대의 행복과 영향 요인 연구:

MZ세대를 중심으로

박민진*·민보경**·이민주***

A Study on the Happiness of Future Generations - Focusing on MZ generations -

Minjin Park*·Bogyong Min**·Minju Lee***

요약: 본 연구는 국회미래연구원의 미래가치관 조사 데이터를 활용하여 미래세대 특히, MZ세대의 행복이 다른 세대와 차이가 있는지, 만약 차이가 있다면 어떠한 요인이 그들의 행복에 영향을 미치는지 파악하는 것을 목적으로 한다. 우선 세대별 행복도 차이를 검증한 결과, Z세대, M세대, X세대, 베이비붐세대라는 각 집단별 행복의 차이가 있음을 확인하였다. 연령대가 높은 세대일수록 행복도가 낮은 경향을 보였으며, 세대별 행복도는 성별, 혼인 상태, 직업, 가구형태별로 차이를 보이는 것으로 나타났다. 전체 세대 및 세대별 행복 영향 요인을 분석한 결과, 연령, 결혼상태, 사회적 신뢰, 사회적 관계, 건강 등이 행복에 영향을 미치는 공통적인 요인으로 나타났다. 주목할 만한 결과로서, 기성세대와는 달리 MZ세대는 사회 공정성 인식이 유의미한 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 미래세대의 행복을 증진시키기 위해 공정한 사회를 만들기 위한 논의의 장과 정책적 노력이 필요함을 시사한다.

주제어: MZ세대, 행복, 영향 요인, 공정성, 이분산회귀분석

ABSTRACT: The purpose of this study is to use data from the National Assembly Futures Institute to determine whether the happiness of future generations, particularly MZ generations, is different from that of other generations, and if so, what factors affect their happiness. First, as a result of verifying the differences in happiness by generation, it was confirmed that there were differences for each group: Generation Z, Generation M, Generation X, and baby boomers. The older the generation, the lower the level of happiness, and the level of happiness by generation varied by gender, marital status, occupation, and household type. Analysis of happiness influences by generation showed that age, marriage status, social trust, social relationships, and health were common factors affecting happiness.

* 서울연구원 연구원
** 국회미래연구원 부연구위원
*** 서울시립대학교 강사

Unlike older generations, Generation M's social fairness awareness was confirmed to be an influential factor in their sense of happiness. These results suggest the need for discussion and policy efforts to create a fair society to promote the happiness of future generations.

KeyWords: MZ generations, happiness, influential factors, fairness, heteroskedastic regression

I. 서론

비혼과 만혼으로 인한 저출산, 디지털 사회로의 전환, 가족제도 등 전통적 가치관의 변화 등 오늘날 대한민국의 위기와 변화를 이야기할 때 그 중심에 청년들이 있다. 또한, 2020년 전 세계로 확산된 코로나19는 청년층에게 유독 타격이 크다. 코로나19로 인해 학교 교육은 현장 교육에서 온라인 중심의 비대면 교육으로 변화되었고, 이제 온라인 수업은 교육의 뉴노멀로 자리 잡았다. IT 부문의 대기업 중심에서 시행되던 재택근무는 이제 공공기관, 중소기업까지 확대되어 재택근무가 일상화되었다. 코로나19로 인한 급속한 사회변화에 따라 미래세대는 학교 휴교와 미래에 대한 불확실성으로 인해 고립감을 느끼고 스트레스, 불안, 우울증이 증가하고 있으며, 노동시장 측면에서는 취업난으로 고용기회를 잡지 못하고 있다. 더 나아가 불투명한 미래로 코로나 충격에 가장 큰 타격을 받은 미래세대가 락다운 세대(lockdown generation)가 될 수 있다는 우려까지 발생하고 있다. 그런데도 코로나19가 만든 사회변화에 가장 큰 영향을 받은 대상이자 동시에 가상 환경 등의 빠른 변화에 가장 잘 대처하고 있는 집단은 미래세대이다.

그렇다면 코로나19 시대, 미래세대는 과연 행복할까? 최근 들어 1980년대 초반부터 2000년대 출생한 '밀레니얼세대'와 1990년대 중반부터 2000년대 출생한 'Z세대'에 대한 연구가 활발하며, 이들을 중심으로 살펴본 미래세대의 행복 연구 결과는 크게 두 가지로 양분된다. 첫째, 미래세대의 행복도가 낮고 미래가 암울하고 부정적으로 예측된다는 연구이다. 퓨리서치센터(2020)의 설문조사 결과에 따르면, Z세대가 코로나 위기 상황에서 가장 큰 타격(일자리 상실, 급여 삭감 등)을 받았으며 행복감도 낮다. 미래세대가 느끼는 낮은 행복감과 미래에 대한 비관적 시각은 코로나19로 더욱 악화되고 있다. 이는 미래세대의 일자리 진입이 어려워지는 상황에서 그들의 우울과 불안한 상황이 지속되기 때문이다. 반면 일부 연구에서는 불확실한 미래, 암울한 상황에서도 미래세대의 행복도가 높다고 보고한다. 「2020 딜로이트 글로벌 밀레니얼 서베이(The 2020 Deloitte Global Millennial Survey)」에 따르면, 미래세대는 정부 신뢰, 재택근무에 따른 업무환경 만족도 증가 등으로 미래를 낙관하는 것으로 나타났다.

그렇다면, 미래세대는 누구이며 왜 미래세대에 대한 연구가 필요한가? 일반적으로 미래세대는 청소년, 청년을 지칭하며 10~20대를 포괄하는 의미로 사용되나 성장단계별, 국가별, 정책(사업)별로 다양하게 구분된다. 가령, Siurala(2006)는 성장단계별로 아동기(11세 이전), 청년 전기(12~17세), 청년(18~24세), 청년 후기(25세 이후) 등으로 구분한다. 최근에는 연령이 아닌 동일한 사건을 겪은 동일한 집단별로 구분한다. 가령, 퓨리서치센터(2020)는 침묵세대, 베이비부머세대, X세대, M세대, Z세대로 구분하였다. 미래의 불확실성이 높아지는 상황에서 인구구조 변화의 근간으로서 세대연구는 미래 정책 수요자에 대한 이해의 폭을 확장시킨다는 측면에서 필수적이다. 특히 제한된 자원 환경에서 고통사

회로의 빠른 변화는 세대 간 이해관계가 다른 다양한 문제를 어떻게 풀 수 있을 것인지에 대한 노력이 필요할 수밖에 없고, 이러한 사회변화에 적극적으로 대처하기 위해서는 우선 미래세대의 객관적, 주관적 상황을 이해하는 것이 선행되는 것이 필요하다(변미리 외, 2017). 본 연구에서는 미래세대 중 특히 MZ세대(13~39세)를 대상으로 현재의 행복상황을 살펴보고 이들이 미래를 어떻게 전망하고 있는지 파악하고자 한다. 2016년 OECD의 전 세계 인구전망치에 따르면, 2019년 MZ세대가 인구의 절반을 차지할 것으로 예상하였다. 인구 수 측면으로 보면 우리나라의 MZ세대는 2020년 기준 약 36%에 달해, 이들은 우리 사회에서도 보다 막강한 영향력을 행사해 나갈 세대로 자리매김할 것이다. 또한 MZ세대는 기성세대가 가진 가치관, 사고방식, 생활 방식 등 다양한 측면에서 성향의 차이를 보인다(삼정 KPMG, 2019). 따라서 MZ세대가 다른 세대와 비교하여 행복감에 차이를 보이는지 여부, 만약 차이를 보인다면 어떠한 요인이 행복에 영향을 미치는지를 파악하는 것은 의미가 있다.

이 연구는 국회미래연구원의 미래 가치관 조사 데이터를 활용하여 MZ세대의 행복 현황을 탐색하고, 그들의 행복 영향 요인을 실증분석하는 것을 목적으로 다음과 같이 진행되었다. 우선, 이론적 고찰 및 선행연구 검토를 통해 MZ세대의 정의와 특징, 행복 영향 요인 관련 기존의 연구 동향을 파악하였다. 다음으로, 우리나라의 미래세대의 인구 특성을 지역별로 확인하고, 분산분석 및 교차분석을 통해 미래세대를 포함한 세대별 행복도 차이를 검증하고 구체적인 행복도 현황을 파악하였다. 마지막으로, 이분산회귀분석을 통해 미래세대의 행복에 미치는 영향 요인을 실증분석하였다. 본 연구는 미래세대의 행복에 대한 다각적인 탐색과 분석을 통해 그들의 행복 증진을 위한 도시정책 전개의 필요성을 제고한다는 점에서 의미를 찾을 수 있다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 세대 구분

1) 세대 정의

개인의 나이는 태도와 행동의 차이를 예측하는 여러 요인 중 하나이다. 사회정책이나 외교문제에 이르기까지 다양한 문제에 대한 인식과 태도의 차이는 연령에 따라 다르게 나타난다. 일반적으로 세대는 동일한 시기에 태어나 비슷한 경험을 한 집단을 ‘한 세대’로 정의한다. 대표적인 것이 전쟁이 끝난 직후 출산율이 증가한 베이비붐세대이다. 그리고 베이비붐세대를 이어 X세대, M세대들이 또 다른 세대로 칭해지고 있는데, [표 1, 2]는 국내외의 세대 구분을 나타낸 것이다. X세대는 베이비붐세대에 비해 상대적으로 낮은 출산율로 정의되며, 1991년 더글러스 코플랜드(Douglas Coupland)의 「

Generation X: Tales for an Accelerated Culture」에 의해 대중화되었다. M세대는 에코세대, 밀레니엄세대로 칭해지며 주로 2000년대에 성년이 된 첫 세대를 의미한다(Pew Research Center, 2015; Pew Research Center, 2020). 국내외 주요 연구 및 컨설팅 기관에서도 세대를 구분하고 있다. 퓨리서치센터(2020)는 미국 기준, 맥킨지(2018)는 브라질 기준, 삼정KPMG(2019)은 글로벌 기준으로 세대를 구분하였다.

[표 1] 세대 구분(해외)

구분	Pew Research Center, 미국 기준	맥킨지, 브라질 기준	삼정KPMG, 글로벌 기준
Z세대(Generation Z)	1996년 이후	1995~2010	2001년 이후 출생
M세대/밀레니얼세대(Millennial)	1981~1996	1980~1994	1981~2000
X세대(Generation X)	1965~1980	1960~1979	1965~1980
베이비붐세대(Baby Boomer)	1946~1964	1940~1959	1940~1964
침묵세대(Silent Generation)	1928~1945	-	-

출처: Mckinsey&Company(2018); 삼정KPMG(2019); Pew Research Center(2020)

국내의 경우, 삼정KPMG(2019)는 베이비붐세대를 1955년~1963년생, X세대 1970~1980년생, M세대는 베이비부머의 자녀세대로 1981~1996년생, 마지막으로 Z세대는 X세대의 자녀세대로 1997년 이후 출생자로 정의하였다. 통계청·맥킨지코리아는 베이비붐세대는 1950~1964년생, X세대 1965~1979년생, M세대 1980~1994년생, Z세대 1995년 이후 출생으로 정의하였다. 본 연구에서는 통계청과 맥킨지코리아의 세대 구분을 따른다.

[표 2] 세대 구분(국내)

구분	삼정 PMG		통계청, 맥킨지코리아	
	출생 연도	연령(2020년 기준)	출생 연도	연령(2020년 기준)
Z세대	1997년 이후 출생	23세 이하	1995년 이후 출생	25세 이하
밀레니얼/M세대	1981~1996	24~39세	1980~1994	26~37세
X세대	1970~1980	40~50세	1965~1979	40~55세
베이비붐세대	1955~1963	57~65세	1950~1964	56~70세

출처: 삼정KPMG(2019); 통계청·맥킨지코리아

2) MZ세대의 주요 특징

본 연구에서 중점적으로 살펴볼 MZ세대의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 바카재단(2017)의 「Generation Z: Global Citizenship Survey - What the World's Young People Think and Feel」에 따르면, Z세대 10명 중 7명은 행복하다고 응답하였으나, 연령이 많아질수록 행복도가 낮아

지는 것으로 나타났다.* 찰스 슈왓(2019)의 「현대 자산 조사(Modern Wealth Survey)」에 따르면, Z세대는 다른 세대에 비해 소셜 미디어에 영향을 많이 받는다. 한 예로, Z세대(44%)와 M세대(49%)는 X세대(28%)와 베이비붐세대(16%)에 비해 소셜 미디어에서 본 것에 기반하여 소비할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

맥킨지(2018)는 소비자 동향 전문 연구기관인 Box1824와 협력하여 브라질의 Z세대에 대한 설문 조사를 실시하였는데, 기존의 양적 데이터와 결합하여 주요 특징을 발견하였다. [표 3]은 세대별 특징을 나타낸 표로, MZ세대의 특징을 보면 다음과 같다. M세대는 세계화와 경제가 안정화된 시기를 경험하고 축제와 여행을 즐기는 세대였다. 그리고 Z세대는 이동성과 다중현실, 사회관계망이 발달한 시기를 경험하며, 단 하나의 고정관념을 통해 자신을 정의하는 것이 아니라 다양한 방식을 실험하고 자신의 개별 정체성을 형성하는 세대이다. Z세대는 다른 세대보다 개방적인 세대이다. 가령, Z세대는 다른 세대보다 동성 커플이 아이를 입양할 수 있어야 한다고 생각한다. 그리고 갈등을 해결하고 세상을 개선하기 위한 ‘대화’를 신뢰한다. Z세대를 정의하는 또 하나의 특징은 ‘연결성’이다. Z세대는 많은 양의 정보와 영향에 노출되어 있으며, 온라인에서 만나는 친구와 오프라인 친구를 구별하지 않는다. 또한, 구매하기 전까지 다양한 정보에 접근하고 평가한다. 그들은 구매뿐만 아니라 소비 행위도 분석하며 소비를 통해 새로운 의미를 발견한다. Z세대는 소유가 아닌 ‘접근’으로 소비하며, 윤리적 관심사로서의 소비를 하며 소비 환경을 변화시키고 있다.

[표 3] 세대별 특징

	베이비붐세대	X세대	M세대	Z세대
상황	전후 브라질의 독재와 탄압	정치적 전환 자본주의와 실력주의	세계화 경제적 안정 인터넷의 출현	이동성과 다중현실 사회관계망 디지털 원주민
행동	이상주의 혁명적인 집단주의자	물질주의 경쟁적인 개인주의자	세계주의자 자기중심적	정의되지 않은 ID 공산주의자 대화자 현실적
소비	이데올로기 레코드판과 음악	지위 브랜드와 자동차 사치품	경험 축제와 여행 주력상품	독특함 무제한 윤리적

출처: Mckinsey&Company(2018)

딜로이트 글로벌은 2019년 12월과 2020년 초 M세대와 Z세대를 대상으로 「2020 딜로이트 글로벌 밀레니얼 서베이(The 2020 Deloitte Global Millennial Survey)**」를 실시하였다. 조사 결과, 호주

* 19-21세의 52%, 15-16세의 68%가 만족한다고 응답하였다.

** 1차 조사는 2019년 12월 43개국 18,400명의 밀레니얼과 Z세대를 대상으로, 2차 조사는 2020년 초 13개국 9,100명을 대상으로 실시하였다. 한국의 경우, 1차 조사에는 501명(밀레니얼 301명, Z세대 200명), 2차 조사에는 500명(밀레니얼 300명, Z세대 200명)이

와 한국을 제외하고 밀레니얼과 Z세대가 코로나19를 겪으면서 다소 비관적으로 변화였다. 한국의 MZ세대는 2019년에 비해 경제, 사회·정치적 상황이 개선될 것이라는 낙관적인 시각이 증가하였다. 구체적으로, M세대는 2019년에 비해 경제상황 낙관도는 13%p, 사회·정치 낙관도는 14%p 증가하였으며, Z세대는 경제상황 낙관도 11%p, 사회·정치 낙관도가 16%p 증가하였다. 한국의 낙관도가 증가한 이유는 코로나19에 대한 정부 대응, 근로자를 위한 정부 조치의 적절성에 대한 긍정도가 높았기 때문이다. 또한 한국의 MZ세대는 재택근무, 삶의 여유 등의 이유로 스트레스가 감소한 것으로 나타났다. MZ세대의 스트레스 주범은 '미래 개인 재정 상황'과 '일자리 및 커리어 전망'으로 나타났다. 다만, M세대는 코로나19를 거치면서 '미래 개인 재정 상황'을 스트레스 주요 요인이라고 꼽은 비율이 지난해 47%에서 올해 44%로 소폭 감소한 반면, Z세대는 지난해 35%에서 올해 48%로 큰 폭으로 증가하였다. 이는 직장인 비율이 높은 M세대와 달리 학생과 '취준생'이 많은 Z세대의 불안감을 보여주는 단면이다(Deloitte, 2020). 퓨리서치센터(2020)의 설문조사에 따르면 Z세대는 이전 세대와는 달리 교육수준이 높게 나타났지만, Z세대 절반이 코로나19로 인해 일자리를 상실하거나 급여가 삭감되었다고 응답하였다. 이는 M세대(40%), X세대(36%), 베이비붐세대(25%)보다 높은 수치이다. Z세대는 다른 세대와 비교할 때 정부의 역할을 강조하였으며, 가족 및 사회 변화에 대해서는 개방적인 태도(동성애 결혼 긍정도 등)를 갖는 것으로 나타났다.

2. 행복 영향 요인

행복은 우리의 삶에서 매우 중요한 역할을 하며, 우리의 생활 방식에 큰 영향을 미친다. 예를 들어, 행복한 사람일수록 기대수명이 높고, 면역 시스템 기능이 향상되며, 더 나은 시민활동이 가능하다. 또한, 행복한 사람들은 더 의미 있는 대화에 참여 가능하며, 스트레스와 부작용으로부터 빠른 회복력을 갖는다. 이처럼 행복이 주는 긍정적 영향이 크기 때문에 국가 및 지방정부는 행복을 증진시키기 위한 다양한 정책적 노력을 기울이고 있다(Diener & Biswas-Diene, 2019; <https://positivepsychology.com>).

이러한 배경에서 행복과 관련된 다양한 연구들이 진행되었다. 그중 행복 영향 요인에 관한 선행연구는 한국인 전체를 대상으로 행복 유형과 요인(신승배, 2015; 이용수, 2018; 최유석, 2018)을 분석하거나 특정 대상(청소년/청년/노인 등)이나 연령에 중점을 두고 행복에 미치는 요인을 분석한 연구(성은모·김균희, 2013; 김동열, 2013; 박민진 외, 2017; 김지경, 2018; 김혜연, 2020; Diener & Biswas-Diene, 2019; 변미리 외, 2020; Schwab, 2020)로 구분된다.

본 연구와 유사하게 미래세대의 행복 영향 요인을 밝힌 연구들을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 성은모·김균희(2013)는 한국아동·청소년패널조사를 활용하여 청소년(중학생)의 행복감에 영향을 미치

참여하였다.

는 요인을 개인 특성(자아 존재감, 자아 탄력성)과 환경 특성(가정 경제적 소득, 부모, 또래, 학교, 지역사회 환경)으로 구분하였으며, 2가지 특성의 구조적 관계를 구조방정식으로 분석하였다. 분석 결과는 개인 특성이 행복감에 영향을 미치는 것을 밝혔다. 김동열(2013)은 행복에 미치는 경제적 요인(소득, 고용, 노후준비, 분배, 소비)을 ‘행복 인프라’로 정의하고 세대별 경제적 행복도를 비교 분석하였는데, 연령이 높을수록 행복도가 낮게 나타났다. 즉, 소득수준은 20대에서 50대까지 지속적으로 증가해 정점에 도달하지만, 경제적 행복지수는 20대가 가장 높고 연령이 증가할수록 행복지수가 낮게 나타났다. 박민진 외(2017)는 서울서베이 자료를 활용하여 관계재가 세대별(청년층, 중장년층, 노년층) 행복에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 청년층의 경우 친목회 활동, 지역모임 활동, 동호회 활동, 자원봉사활동, 시민운동단체 활동, 종교단체 활동 등의 단체활동이 행복에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김지경(2018)은 한국노동패널 자료를 활용하여 청년을 선별하고, 객관적 요인(성별, 연령, 가구소득, 취업 여부 등)과 주관적 요인(BIG5 성격, 통제 소재, 상호성 등)으로 구분한 후 다중회귀분석과 서열로짓분석 방법을 활용하여 분석하였다. 분석 결과, 사회·인구학적 특성의 객관적 요인보다 심리·정서 특성의 주관적 요인이 행복에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 디너 & 비스워스 디너(2019)는 개인의 행복을 향상시키기 위한 ‘개입’에 대해 연구하였으며, 행복 개입과 그것이 작동하는 메커니즘, 행복 개입의 실천방법에 대한 실용적 가이드라인을 제공하였다. 특히 행복 개입에 대한 설명을 위해 덴마크의 행복 연구소 사례를 제시하였다. 덴마크 행복 연구소는 16~24세의 미래세대 82명을 대상으로 수업시간 이외의 집단활동에 참여하는 경우 평균 행복도가 12% 증가함을 보고하였다. 즉, 다양한 활동 참여가 미래세대의 행복을 높이는 요인임을 확인하였다. 변미리 외(2020)는 서울시민 행복실태조사 데이터를 활용하여 청년세대(39세 이하), 50대, 60세 이상, 1인 가구, 저소득계층의 행복에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 단계별 다중회귀분석 결과, 청년의 행복에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 건강상태 양호도였고, 다음으로 서울시민 자부심, 공정성 인식도, 스트레스 정도, 가족과 함께 보내는 시간, 월평균 가구소득, 혼인 상태 순이었다. 찰스 슈왓(2020)은 21~75세 미국인 1,000명을 대상으로 총 2회(1월, 6월)에 걸쳐 전반적인 행복의 주요 요인에 대해 설문하였다. 미국인들은 행복에 가장 중요한 요인을 ‘관계’라고 응답하였으며, 다음으로 건강, 라이프스타일, 돈, 경력 순으로 나타났다. 두 차례의 설문 결과, 행복의 주요 요인에 대한 비율은 건강과 돈에 대한 중요도가 상승하였으며, 라이프스타일에 대한 중요도는 소폭 하락하였다.*** 세대별 행복 요인에 대해 M세대(24~39세)와 X세대(40~55세)는 동일하였으나 베이비붐세대는 약간의 차이가 있었다.

행복에 영향을 미치는 요인으로 객관적 수준이나 객관적 지표가 아닌 상대적 측면을 강조하기도 한다. 예를 들면, 개인의 주관적 웰빙(wellbeing)은 객관적 소득수준이 아닌 상대적 소득수준과 더 큰

*** 1차 조사 결과는 관계(34%), 건강(29%), 라이프스타일(18%), 돈(14%), 경력(5%) 순으로, 2차 조사 결과는 관계(33%), 건강(33%), 돈(16%), 라이프스타일(13%), 경력(4%) 순으로 나타났다.

상관성이 있다는 것이다(조동현·권혁용, 2016). 이러한 문제는 주로 불평등과 관련하여 연구되고 있다. 이양호 외(2013)는 기회 불평등에 대한 인식이 행복에 부정적으로 영향을 미치는 것을 확인하였으며, 시민의 행복과 전반적 삶의 만족도를 증대시키는 방안으로 기회의 공정성과 균등성의 제도적 보장을 제시하였다. 최유석(2018)은 한국사회의 행복 불평등 관련 요인을 이분산회귀분석을 통해 분석하였는데, 공정성에 대한 인식이 높을수록 행복감이 높아지는 것을 확인하였다. 조동현·권혁용(2016)은 소득불평등과 기회의 불평등에 대한 인식이 개인의 행복에 미치는 영향을 분석하는 데 있어 소득계층별, 이념성향별, 세대별로 살펴보았다. 분석 결과, 소득불평등에 대한 인식은 삶의 만족도에 있어 아무런 영향을 미치지 못하는 반면, 기회불평등에 대한 인식은 고소득층, 이념적 중도층, 민주화 세대(35~50세)에게서 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상의 내용을 종합하면, 미래세대의 행복에 영향을 미치는 요인은 인구사회적 특성(문화, 사회적 신뢰, 포용, 주거 및 거주환경, 사회적 관계)(성은모·김균희, 2013; 박민진 외, 2017; 김지경, 2018; Diener & Biswas-Diener, 2019, 변미리 외, 2020), 경제 및 일자리 특성(성은모·김균희, 2013; 김동렬, 2013; 김지경, 2018; 변미리 외, 2020; Schwab, 2020), 개인적 특성(건강, 자아 존재, 자아 탄력, 자율성, 공정성 인식, 삶의 만족)(김동렬, 2013; 변미리 외, 2020; Schwab, 2020)으로 구분해 볼 수 있다.

앞서 밝힌 바와 같이, 기존의 행복 영향 요인 연구들은 주로 전체 세대나 특정 세대만을 대상으로 진행되었다. 이에 본 연구는 현재 우리 사회에서 부각되고 있는 MZ세대 대상으로 하되, 다른 세대와의 비교를 통해 미래세대의 행복에 대해 탐색하고 그 영향 요인을 다각적으로 고려하여 분석한다는 점에서 차별성을 갖는다.

III. 미래세대의 행복과 미래 전망

1. 미래세대의 인구 특성

[표 4]는 행정안전부의 「주민등록인구현황(2020년)」을 바탕으로 우리나라 광역시도별 미래세대 인구와 그 비율을 나타낸 것이다. 전국 기준 MZ세대는 총 18,715,557명(36.1%)이며, MZ세대 인구가 가장 많은 지역은 세종으로, 전체 인구 중 MZ세대의 비율은 43.1%에 해당한다. 그다음으로 광주(39.2%), 대전(38.6%), 경기(38.3%), 서울(37.2%), 인천(37.0%) 순으로 나타났다. 이처럼 MZ세대는 주로 광역시와 수도권에 밀집한 것을 확인할 수 있다.

[표 4] 미래세대 인구와 비율

구분	전체 인구	미래세대 인구	비율
전국	51,829,023명	18,715,557명	36.1%
서울	9,668,465명	3,592,404명	37.2%
부산	3,391,946명	1,126,086명	33.2%
대구	2,418,346명	860,314명	35.6%
인천	2,942,828명	1,090,235명	37.0%
광주	1,450,062명	568,343명	39.2%
대전	1,463,882명	564,365명	38.6%
울산	1,136,017명	422,893명	37.2%
세종	355,831명	153,427명	43.1%
경기	13,427,014명	5,143,121명	38.3%
강원	1,542,840명	498,199명	32.3%
충청북도	1,600,837명	560,201명	35.0%
충청남도	2,121,029명	738,070명	34.8%
전라북도	1,804,104명	598,148명	33.2%
전라남도	1,851,549명	580,430명	31.3%
경상북도	2,639,422명	828,243명	31.4%
경상남도	3,340,216명	1,142,329명	34.2%
제주	674,635명	248,749명	36.9%

출처: 행정안전부, 주민등록인구현황(2020)

[표 5]는 통계청, 맥킨지코리아의 세대별 구분 정의에 따라 미래 가치관 조사 대상자를 구분한 결과로, 세대별 비율은 베이비붐세대(34.8%), X세대(27.0%), M세대(22.3%), Z세대(15.9%)로 나타났다. 이 중 본 연구의 분석 대상인 MZ세대는 총 2,032명, 38.2%이다.

[표 5] 세대 구분

구분	출생 연도	연령(2020년 기준)	빈도	비율
베이비붐세대	1950~1964	56~69세	1,851명	34.8%
X세대	1965~1979	40~55세	1,438명	27.0%
M세대	1980~1994	26~39세	1,187명	22.3%
Z세대	1995년 이후	13~25세	845명	15.9%

출처: 국회미래연구원, 미래 가치관 조사 데이터

2. 미래세대의 행복

미래세대의 행복에 대한 분석을 위한 주요 자료로 국회미래연구원이 지난 2020년 실시한 미래 가치관 조사 데이터를 활용하였다. 미래 가치관 조사는 조사시점 기준 국내 거주 13세 이상~69세 이하 남녀를 대상으로 미래 인식과 가치관에 대해 조사하였는데, 베이비부머세대부터 MZ세대를 포괄하는 다양한 연령대를 포함한다. 또한, 이 조사는 경제, 건강, 사회관계 등 행복에 영향을 미치는 다양한 요인과 주관적 행복감에 대한 문항을 포괄하여 본 연구의 주요 자료로 사용하기 적합하다. 본 연구에서는 우선 미래세대를 포함한 세대별 행복도의 차이 유무 검증을 위해 분산분석(ANOVA)을 수행하였고, 그다음으로 교차분석을 통해 보다 구체적인 세대별 행복 현황을 파악하였다.

1) 세대별 행복도 차이 검증

[표 6]은 세대별 행복도 차이 유무를 검증하기 위한 분산분석 결과이다. 검정통계량 F 값의 유의확률이 .000으로 $p < 0.05$ 이므로 신뢰수준 95%에서 세대별 행복도는 차이가 없다는 영가설이 기각되고 세대 행복도는 차이가 있다고 볼 수 있다. 집단 간의 행복도 평균값을 보면, 베이비붐세대, X세대, M세대, Z세대 순으로 연령대가 낮아질수록 행복도가 집단 간 평균값이 높아지는 것을 확인할 수 있다. 이 같은 집단 간의 행복도 차이가 유의한지 확인하기 위한 사후 검정으로 Scheffe 검정을 실시하였다. 세대별 행복도를 서로 각각 비교한 결과는, M세대와 Z세대 간의 행복도를 제외한 나머지 그룹 간의 행복도 차이가 $p < 0.001$ 수준에서 유의한 것을 확인하였다.

[표 6] 세대별 행복도 정도

	빈도	평균	표준편차	자유도	F 값	유의확률
베이비붐세대	1,851명	3.32점	.654	집단 간=3 집단 내=5,316 합계=5,316	56.059***	.000
X세대	1,438명	3.45점	.651			
M세대	1,187명	3.56점	.649			
Z세대	845명	3.63점	.658			
합계	5,321명	3.46점	.663			

2) 세대별 현재 행복

[표 7]은 세대별 행복도를 각각 성별, 혼인 상태, 가구 경제 상태 인식, 직업, 가구 유형, 학력별로 나타낸 것이다. 세대별로 현재 행복도(5점 만점)는 Z세대가 3.63점으로 가장 높았고, M세대(3.56점), X세대(3.45점), 베이비붐세대(3.32점) 순으로 나타났다. 즉, 연령대가 높을수록 행복도가 낮아지는 경향을 확인할 수 있다. 이는 한국의 행복연구에서는 연령이 증가할수록 행복도가 낮아지는 결과는 보이

는 김동열(2013), 변미리 외(2017)와 유사한 결과이다.

세대별 행복도 차이를 살펴보면, Z세대는 여성(3.66점)이 남성(3.60점)에 비해 행복도가 높게 나타났다. 기혼/동거(3.65점)가 미혼(3.63점)이나 사별/이혼/별거(3.13점)보다 행복도가 높게 나타났다. 또한, 가구의 경제 상태가 어렵다고 인식(3.63점)하는 경우보다 여유롭다고 인식(3.92점)하는 경우에 행복도가 높았다. 직업별로 살펴보면 화이트칼라(3.83점)의 행복도가 가장 높았으며, 가구 유형별로는 1인 가구(3.67점)가 다인 가구(3.63점)에 비해 행복도가 높고, 학력별로는 중졸 이하(3.64점)가 고졸 이상(3.62점)보다 행복하다고 응답하였다. M세대의 행복도를 살펴보면, 여성(3.58점)이 남성(3.54점)에 비해 행복도가 높게 나타났으며, 기혼/동거(3.63점)가 미혼(3.48점)이나 사별/이혼/별거(3.15점)보다 행복도가 높게 나타났다. M세대도 Z세대와 마찬가지로 가구의 경제 상태가 여유롭다고 인식할수록 행복도가 높게 나타났으며, 관리전문직(3.81점)이 가장 행복하다고 응답하였다. 또한, 1인 가구보다 다인 가구일수록 행복하다고 응답하였으며 중졸 이하(3.00점)보다 고졸 이상(3.56점)의 학력일수록 행복도가 높게 나타났다. X세대는 여성(3.50점)이 남성(3.41점)에 비해 행복도가 높게 나타났으며, 기혼/동거(3.51점)가 미혼(3.15점)이나 사별/이혼/별거(3.06점)보다 행복도가 높게 나타났다. 가구 유형별로 보면 다인 가구(3.46점)가 1인 가구(3.23점)보다 행복하였으며, 중졸 이하(2.98점)의 학력보다 고졸 이상(3.48점)의 학력이 행복하다고 응답하였다. 직업별로 보면 화이트칼라(3.63점)의 행복도가 높게 나타났으며, 가구의 경제 상태가 여유로울수록 행복하다고 인식하였다. 베이비붐세대는 남성(3.35점)이 여성(3.29점)보다 행복도가 높게 나타났으며, 기혼/동거가구와 다인 가구의 행복도가 높게 나타났다. 다른 세대와 마찬가지로 가구의 경제 상태가 여유로울수록 행복도가 높게 나타났으며, 관리전문직(3.70점)의 행복도가 높게 나타났다.

이상의 내용을 종합하면, 베이비붐세대를 제외한 전 세대에서 남성보다 여성의 행복도가 높았고, 관리전문직이나 화이트칼라의 행복도가 블루칼라보다 높게 나타났다. 혼인 상태별로 기혼/동거인 경우와 가구 경제 상태가 여유로울수록 행복도가 높았으며, Z세대를 제외한 전 세대에서 다인 가구의 행복도가 높게 나타났다.

[표 8]은 현재 행복도와 행복한 이유들에 대한 응답 비율을 각 세대별로 나타낸 것이다. 세대별로 가족관계와 건강에서 행복을 느낀다고 응답한 비율이 높으며, 다른 세대와 달리 Z세대는 친구, 동료와의 관계에서 행복을 느끼는 비율이 높게 나타났다. [표 9]는 행복하지 않은 이유에 대한 응답 비율을 각 세대별로 나타낸 것으로, 이는 세대별로 차이를 보였다. 다수의 M, X, 베이비붐세대가 경제여건을 행복하지 않은 이유로 뽑은 것과 달리, Z세대는 진로문제(41.2%)와 학업 성취(23.5%)로 인해 행복하지 않다고 응답하였다.

[표 7] 세대별 행복도

(단위: 5점 만점)

구분	베이비붐세대	X세대	M세대	Z세대	
전체	3.32점	3.45점	3.56점	3.63점	
성별	남성	3.35점	3.41점	3.54점	3.60점
	여성	3.29점	3.50점	3.58점	3.66점
혼인 상태별	미혼	2.87점	3.15점	3.48점	3.63점
	기혼/동거	3.39점	3.51점	3.63점	3.65점
	사별/이혼/별거	3.01점	3.06점	3.15점	3.13점
가구 경제 상태 인식별	어렵다	2.89점	3.00점	3.12점	3.23점
	보통	3.38점	3.51점	3.57점	3.61점
	여유가 있다	3.72점	3.81점	3.86점	3.92점
직업별	관리전문직	3.70점	3.44점	3.81점	3.67점
	화이트칼라	3.41점	3.63점	3.68점	3.83점
	블루칼라	3.32점	3.39점	3.47점	3.58점
	기타	3.26점	3.49점	3.42점	3.62점
가구 유형별	1인 가구	3.18점	3.23점	3.43점	3.67점
	다인 가구	3.33점	3.46점	3.57점	3.63점
학력별	중졸 이하	3.23점	2.98점	3.00점	3.64점
	고졸 이상	3.38점	3.48점	3.56점	3.62점

* 행복도 점수는 5점을 만점으로 함.

세대별로 가족관계와 건강에서 행복을 느끼는 비중이 높으며, Z세대는 다른 세대와 달리 친구, 동료 관계에서 행복을 느끼는 비율이 높게 나타났다.

[표 8] 현재 행복도와 행복한 이유

구분	행복도	경제여건	건강	결정된 진로(취업)	가족관계	친구, 동료 관계	학업 성취	기타
베이비붐세대	39.0%	11.8%	32.3%	2.9%	45.8%	5.8%	0.1%	1.2%
X세대	49.4%	13.9%	24.9%	6.0%	51.2%	3.4%	0.3%	0.3%
M세대	57.2%	10.9%	18.5%	13.2%	42.6%	14.0%	0.1%	0.6%
Z세대	61.7%	10.2%	10.0%	7.7%	33.5%	30.1%	8.4%	0.2%

행복하지 않다고 응답한 이유는 세대별로 차이를 보였다. Z세대는 M, X, 베이비붐세대가 경제여건을 행복하지 않은 이유로 뽑은 것과 달리 진로문제(41.2%)와 학업 성취(23.5%)로 인해 행복하지 않다고 응답하였다.

[표 9] 행복하지 않은 이유

구분	경제여건	건강(정신, 신체)	진로문제	가족 간 갈등	사회관계	학업 성취	기타
베이비붐세대	65.6%	20.1%	1.9%	11.0%	0.6%	0.0%	0.6%
X세대	72.9%	8.2%	1.2%	12.9%	2.4%	1.2%	1.2%
M세대	54.7%	7.5%	20.8%	5.7%	11.3%	0.0%	0.0%
Z세대	20.6%	5.9%	41.2%	2.9%	5.9%	23.5%	0.0%

3) 세대별 미래 행복

[표 10]은 세대별로 현재와 비교하여 10년 후, 30년 후의 자신이 행복할 것이라 응답한 비율을 보여준다. 현재 행복도와 마찬가지로 연령이 높을수록 미래에 행복할 것이라 응답한 비율이 낮아지는 경향을 보였다. Z세대 10명 중 약 7명이 미래에 행복할 것이라고 응답한 반면, M세대는 10명 중 약 6명, X세대는 약 4명, 베이비붐세대는 약 2명만이 행복할 것이라고 전망하였다.

[표 10] 미래 행복도

구분	10년 후 행복	30년 후 행복
베이비붐세대	20.8%	20.5%
X세대	44.2%	43.3%
M세대	63.7%	63.7%
Z세대	74.5%	72.7%
평균	45.2%	44.6%

IV. 미래세대의 행복 영향 요인

1. 분석모형

앞서 미래세대를 포함한 세대별 행복에 대한 탐색을 바탕으로, 이를 바탕으로 미래세대의 행복 영향 요인을 분석하기 위하여 이분산회귀분석(heteroskedastic regression)을 수행하였다. 기존의 행복 영향 요인 실증연구들(신승배, 2015; 변미리 외, 2020)은 일반회귀분석을 수행하여 독립변수들이 미래세대의 행복감에 미치는 영향 정도를 추정하였다.**** 그러나 자료 특성에 따른 이분산의 문제를

**** 행복감, 삶의 질, 만족도 등의 영향 요인을 실증분석한 다수의 연구들은, 이 값들을 5점 또는 7점 척도로 측정된 값을 종속변수로 활용하였다. 그러나 경제학 분야에서는 해당 값들을 순서화된(ordered) 값으로 보고 서열프로빗(로짓)분석을, 심리학, 사회학 등의 기타 사회과학 분야에서는 가수적 점수(cardinal scores)로 간주해 회귀분석(OLS)을 수행하였다. 김지경(2018)은 다중회귀모형 및 서열로짓

고려할 필요가 있는데****, 이분산회귀모형을 활용하면 어떤 변수가 종속변수의 평균과 분산에 미치는 영향을 동시에 분석할 수 있다. 최유석(2018)은 이분산회귀모형을 채택하여 한국인의 행복 영향 요인과 불평등 정도를 함께 추정하여 집단 간 행복 수준의 차이뿐만 아니라, 집단 간 분산 차이를 동시에 분석하였다. 본 연구에서도 미래세대의 행복 영향 요인과 집단별 행복감 분포 경향을 다각적으로 파악하기 위해 해당 모형을 활용하였다. 이분산회귀모형은 다음의 식으로 표현할 수 있다.

$$y_i = X_i\beta + \epsilon_i \quad (1)$$

$$\sigma_i^2 = \exp(Z_i\alpha) \quad (2)$$

첫 번째 식은 행복감에 대한 회귀식으로, y_i 는 종속변수, X_i 는 독립변수 관찰값의 벡터, β 는 회귀계수 벡터, ϵ_i 는 오차항을 나타낸다. 두 번째 식은 행복감 분산에 대한 회귀식으로, 분산 σ_i^2 에 각각의 독립변수(Z_i)가 미치는 영향(α)을 나타낸다. 여기서 α 값이 음(-)인 경우, 해당 독립변수의 값이 클수록 종속변수의 분산이 적음을 설명하며, 이는 같은 그룹에 속하는 응답자들의 행복감 정도가 비교적 유사하고 동질적인 경향을 보임을 의미한다. 이분산회귀분석은 최대우도법(Maximum likelihood estimation)이나 2단계 일반화 최소자승법(Two-step Generalized least squares estimation)으로 추정할 수 있는데, 이 연구에서는 최대우도법을 활용하여 추정하였다.

2. 자료 및 변수 설정

본 연구에서는 국회미래연구원의 「한국인의 미래 가치관 설문조사」 데이터를 활용하여 미래세대(MZ세대)뿐만 아니라 기성세대(베이비붐세대와 X세대), 전체 세대의 행복 영향 요인 모형을 제시하여 비교 분석하였다. 분석에 활용한 종속변수 및 독립변수는 [표 11]과 같다. 종속변수인 ‘현재 나의 행복감’은, “현재의 나는 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 문항에 대해 ‘전혀 행복하지 않다’, ‘보통’, ‘매우 행복하다’ 순으로 5점 척도로 측정된 응답 값을 활용하였다.

독립변수는 관련 선행연구들을 바탕으로 행복감에 영향을 미치는 객관적, 주관적 요인들을 도출하여 구성하였다. 우선 응답자의 인구사회학적 요인으로 성별, 연령, 세대, 학력, 결혼상태 변수를 포함

모형을 모두 제시하였으나, 최근의 관련 실증연구들은 그 결과에 있어 측정값을 기수 또는 서수로 볼 것인가에 대한 부분보다는, 심리적 특성과 같이 상대적으로 시간의 흐름에도 비교적 고정적인 변수들을 찾아내고 어떻게 설명할 것인가를 더 중요하게 보고 있음을 함께 언급하였다.

**** 회귀분석 수행 시 이분산성은 오차항의 분산이 관측치 간에 일정치 않은 경우에 발생한다. 예를 들면, 임금 결정요인을 연령 그룹에 따라 추정했을 때, 10대 및 20대 초반의 근로자들 간의 임금 분포 차이는 크지 않지만, 50대 근로자들의 임금은 다양한 요인들로 인해 그 분포가 크게 달라질 수 있다. 이러한 이분산성은 시계열 데이터 및 횡단적 연구에서 자주 발견되며, 사회과학의 여러 분야의 연구들에서도 공통적으로 다루어지는 이슈이기도 하다(STATA manual: Heteroskedastic linear regression).

하였다. 연령과 관련하여, 기존의 행복 연구(OECD, 2015)들이 연령이 증가할수록 행복도가 낮아지다가 특정 시점에서 다시 증가하는 U자 형태의 효과를 보고하고 있어, 이를 검증하기 위해 연령 제곱 변수도 함께 포함하였다. 세대 변수 관련, 전 세대 모형에서는 기성세대, MZ세대로 구분한 더미변수를 포함하였고, 기성세대 및 미래세대 모형에서는 각각 베이비부머와 X세대, M세대와 Z세대로 구분한 더미변수를 포함하여 세대 간 행복감을 추정하였다. 경제 상태와 일자리 요인에는 직업 변수와 소득, 주관적 경제 상태 변수를 포함하였다. 직업 변수는 설문조사의 직업 응답을 바탕으로 화이트칼라, 블루칼라, 기타로 구분하여 활용하였다. 소득은 월평균 균등화 개인소득을 활용하였다. 원자료에서는 지난 1년간 세금 납부(공제) 전의 월평균 총 가구소득을 0원부터 1,000만원 이상까지 100만원 단위의 선택지가 제시되었는데, 최상위 구간을 제외한 응답 구간들의 중앙값을 가구소득으로 코딩 후, 가구원 수를 반영해 1인당 균등화 소득으로 계산하여 활용하였다. 최상위 구간인 '1,000만원 이상' 응답에 대해서는 자료의 한계로 해당 구간 최저값인 1,000만원을 적용하였다. 주관적 가구 경제 상태 인식은 '매우 어렵다'에서부터 '매우 여유 있다'까지 5점 척도로 응답한 값을 활용하였다.

인구사회학적 요인 및 경제 상태와 일자리 요인 외에도, 다양한 주관적 요인 변수들도 포함되었다. 우선 신뢰와 포용 요인에는 사회적 신뢰, 소수자 포용성, 사회적 관계, 사회 공정성 변수들이 포함되었다. 우선 사회적 신뢰는 "다른 사람들을 얼마나 신뢰하십니까?"라는 문항에 대해 5점 척도로 측정된 응답값을 활용하였다. 소수자 포용성은 동성애 수용도를 반영하였는데, 이는 "사회가 동성애에 대해 어느 정도 받아들여야 한다고 생각하십니까?"라는 문항의 5점 척도 응답값을 반영하였다. 사회적 관계에 대한 변수로는 "내가 곤경에 처했을 때 누군가가 나를 도와줄 것이다", "집단의 일원으로 소속되는 것은 중요하다"는 문장에 대한 5점 척도 응답값을 활용하였다. 사회 공정성 변수에는 "내가 생각하기에 현재 우리 사회는 잘못된 행위를 법적으로 엄격히 처벌한다"는 응답에 대해 '전혀 그렇지 않다', '중간', '매우 그렇다'로 구분된 5점 척도 응답값을 반영하였다.

자율성 요인과 관련하여, 두 가지 변수를 포함하였다. 우선 미래에 대한 개인의 노력과 선택에 대한 중요도는 "나의 미래는 '나의 개인적인 노력이나 선택'과 '외부환경 변화의 영향' 중 무엇에 의해 더 결정된다고 생각하십니까?"라는 질문에서 개인의 노력이 더 중요, 외부환경 변화의 영향을 각각 양극단에 배치하여 그 중요도 정도를 5점 척도로 구성해 응답하도록 되어 있다. 단, 실제 문항에서는 점수가 낮을수록 개인적인 노력이나 선택이 더 중요한 것으로 구성되었지만, 해석이 용이하도록 역코딩하였다. 다음으로, 내 의지대로 행동하는 것에 대한 중요도는, "남에게 구속을 받거나 무엇에 얽매이지 않고 내 의지대로 행동하는 것은 중요하다"는 문장에 대해 5점 척도 응답값을 활용하였다.

또한 건강 요인(비슷한 연령대의 다른 사람들에 비교한 주관적 건강상태, 5점 척도), 문화 요인(여가 생활에 대한 중요도 인식, 5점 척도), 삶의 만족도(현재 나의 삶의 만족도, 5점 척도) 변수들이 포함되었다. 또한, 미래희망 요인과 관련해, "현재와 비교하여 10년 후(2030년) 미래의 나의 삶은 어떤 것이

라고 생각하십니까?”라는 질문에 대해 ‘전혀 행복하지 않을 것이다’, ‘지금과 비슷할 것이다’, ‘매우 행복할 것이다’ 순의 5점 척도 응답값을 반영하였다. 이 외에도 주거 안정성과 거주환경 요인 관련, 각각 현재 주거점유형태, 수도권 거주 여부 변수를 포함하였다.

[표 11] 변수의 정의

변수		정의	
종속변수	현재 행복도	현재 나의 행복감(5점 척도) (1=전혀 행복하지 않다, 3=보통, 5=매우 행복하다)	
독립 변수	인구 사회학적 요인	성별	1=남성, 0=여성
		연령	2020년 기준 연령
		세대	전체모형: 1=MZ세대, 0=기성세대(베이비부머 + X세대), (기성세대 모형: 1=X세대, 0=베이비부머, 미래세대 모형: 1=Z세대, 0=M세대)
		학력	최종 학력 (1=고등학교 졸업 미만, 2=고등학교 졸업, 3=대학 졸업, 4=대학원 졸업)
		결혼상태	1=미혼, 2=기혼/동거, 3=이혼/별거/사별
	경제 상태와 일자리	직업	1=화이트칼라(관리자/전문가/사무종사자) 2=블루칼라(서비스종사자/판매종사자/기능원 및 관련기능종사자/ 장차, 기계조작 및 조립종사자/단순노무종사자) 3=기타(군인, 기타, 주부, 학생, 무직 등)
		1인당 소득	월평균 균등화 개인소득(가구소득/√가구원 수)
		주관적 경제 상태	주관적 가구 경제 상태 인식(5점 척도) (1=매우 어렵다, 3=보통, 5=매우 여유 있다)
	신뢰와 포용	사회적 신뢰	일반적 사람 신뢰 (5점 척도) (1=다른 사람을 전혀 신뢰하지 않는다, 3=보통, 5=다른 사람을 완전히 신뢰한다)
		소수자 포용성	동성애에 대한 수용도(5점 척도) (1=절대 수용해서는 안 된다, 3=보통, 5=적극적으로 수용해야 한다)
		사회적 관계	내가 곤경에 처했을 때 누군가의 도움 여부(5점 척도) (1=나를 전혀 도와주지 않을 것이다, 3=보통, 5=나를 매우 도와줄 것이다)
			집단의 일원으로 소속되는 것에 대한 중요도(5점 척도) (1=전혀 중요하지 않다, 3=보통, 5=매우 중요하다)
	사회 공정성	잘못된 행위에 대한 법적 처벌에 대한 인식(5점 척도) (1=잘못된 행위를 법적으로 엄격하게 처벌하지 않는다, 3=보통, 5=매우 엄격하게 처벌한다)	
	건강	건강	주관적 건강상태(5점 척도) (1=전혀 건강하지 않다, 3=보통, 5=매우 건강하다)
	문화	여가생활 중요도	여가생활에 대한 중요도 인식(5점 척도) (1=매우 중요하지 않다, 3=보통, 5=매우 중요하다)
	자율성	선택의 자율성	미래에 대한 개인의 노력과 선택에 대한 중요도 인식(5점 척도) (1=외부환경 변화의 영향이 더 중요하다, 3=중간, 5=개인적인 노력이나 선택이 더 중요하다)
			내 의지대로 행동하는 것에 대한 중요도 인식(5점 척도) (1=전혀 중요하지 않다, 3=보통, 5=매우 중요하다)
	삶의 만족도	삶의 만족도	현재 나의 삶의 만족도(5점 척도) (1=전혀 만족하지 않는다, 3=보통, 5=매우 만족한다)
	미래희망	미래 행복 예상	10년 후(2030년) 나의 행복(5점 척도) (1=전혀 행복하지 않을 것이다, 3=지금과 비슷, 5=매우 행복할 것이다)
주거(안전성)	주거 점유형태	1=자가, 0=전세/월세/무상	
거주환경	거주지역	1=수도권(서울, 경기, 인천) 거주, 0=비수도권 거주	

[표 12], [표 13]은 변수들의 기초통계표로, 전체 세대 모형에 활용한 변수들의 특성을 나타낸다. 기성세대 및 MZ세대의 기초통계표는 부록으로 제시하였다.

[표 12] 기술통계(전체 세대, 연속형 변수)

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값	빈도
현재 행복도	3.46	0.66	1	5	5,321
연령	46.57	16.39	14	70	
소득(월평균, 1인당)	256.18	103.23	0	1,000	
주관적 경제 상태	2.96	0.66	1	5	
사회적 신뢰	3.25	0.72	1	5	
소수자 포용성	2.38	1.05	1	5	
사회적 관계(타인도움)	3.56	0.84	1	5	
사회적 관계(집단소속)	3.49	0.78	1	5	
사회 공정성	3.00	0.93	1	5	
주관적 건강상태	3.65	0.76	1	5	
여가생활 중요도	3.75	0.72	1	5	
선택 자율성(개인노력)	3.01	0.96	1	5	
선택 자율성(개인의지)	3.87	0.75	1	5	
삶의 만족도	3.45	0.68	1	5	
미래 행복 예상	3.44	0.67	1	5	

[표 13] 기술통계(전체 세대, 범주형 변수)

변수	범주	빈도	백분율
성별	1: 남성	2,677	50.31
	0: 여성	2,644	49.69
세대 구분	1: 베이비붐세대	1,851	34.78
	2: X세대	1,438	27.03
	3: M세대	1,187	22.31
	4: Z세대	845	15.88
최종학력	1: 고졸 미만	1,149	21.58
	2: 고졸	2,225	41.82
	3: 대졸	1,910	35.90
	4: 대학원졸	37	0.70
결혼상태	1: 미혼	1,451	27.26
	2: 기혼/동거	3,434	64.54
	3:이혼/별거/사별	436	8.20
직업	1: 화이트칼라	1,050	19.72
	2: 블루칼라	2,451	46.07
	3: 기타	1,820	34.21
주거점유형태	1: 자가	4,198	78.89
	0: 임차, 무상 등	1,123	21.11
거주지역	1: 수도권	2,651	49.81
	0: 비수도권	2,670	50.19

3. 행복 영향 요인 분석 결과

행복 영향 요인 분석 결과에서는 우선 전체 세대의 행복 영향 요인 모형을 제시하고, 연구의 주요 분석 대상인 미래세대(MZ세대)와 기성세대(베이비붐세대와 X세대) 모형을 각각 제시하였다.* 이를 통해 미래세대의 행복에 미치는 영향 요인이 무엇인지, 또 각 행복 영향 요인별 행복감 분포 경향이 어떻게 나타나는지 분석하고 기성세대의 분석 결과와는 어떠한 차이가 있는지를 비교하였다.

1) 전체 세대의 행복 영향 요인

전체 세대의 행복 영향 요인 분석 결과는 [표 14]와 같다. 평균 요인은 각 독립변수들이 종속변수인 행복감에 미치는 영향을 보여주며, 분산요인은 독립변수들의 행복감 분산을 보여준다. 먼저 전체 세대의 행복감에 미치는 영향 요인들을 살펴보면 다음과 같다.

인구사회학적 요인에서는 연령(+) 및 연령 제곱(-) 변수, 최종학력(대졸+), 결혼상태(미혼-) 변수가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 보면, 연령은 음(-)의 효과를, 연령 제곱 변수는 양(+)의 효과를 보였는데 이는 연령이 높아질수록 행복감이 감소하다가 연령이 더 높아지게 되면 행복감 감소폭이 줄어들게 됨을 의미한다. 즉, 행복감에 대한 연령효과는 U자 형태로 나타남을 보여준다. 이는 일반적으로 연령과 행복의 상관관계가 U자 형태를 보인다는 기존의 연구(OECD, 2015)와도 같은 결과이다. 학력별로는 고졸자에 비해 대졸자의 행복도가 높게 나타났으며, 결혼상태별로는 기혼자가 미혼자에 비해 행복도가 높게 나타났다. 경제 상태와 일자리 요인에서는 직업 변수와 주관적 경제 상태(+) 변수가 유의하였다. 직업은 화이트칼라가 블루칼라(-)와 기타 그룹(-)에 비해 행복한 것으로 나타났다. 경제 상태와 관련하여 1인당 소득은 유의하지 않았지만, 주관적 가구 경제 상태가 여유롭다고 응답할수록 행복감이 높았다. 이 결과는 객관적 소득보다는 주관적 소득이 행복과 더 높은 상관관계가 있음을 밝힌 구재선·서은국(2011)의 결과와도 유사하다.

주관적 행복 요인들과 관련하여, 신뢰와 포용 요인을 보면 사회적 신뢰(+), 사회적 관계(+) 변수가 모두 양(+)의 영향력을 보였고 유의한 것으로 나타났다. 타인에 대한 신뢰성 정도가 높을수록, 곤경에 처했을 때 누군가 도와줄 것이라 응답할수록, 집단의 일원으로 소속되는 것의 중요도를 높게 응답할수록 행복감이 높게 나타났다. 요컨대, 사회적 신뢰가 높을수록, 사회적 관계에 대한 인식이 좋을수록 행복감에 긍정적인 효과를 보였다. 자율성 요인 변수들도 모두 양(+)의 영향력을 갖는 것으로 나타났고, 모두 유의하였다. 구체적으로, 나의 미래에 대해 외부환경적 요인보다는 개인의 노력과 선택이 중

* 이분산회귀모형 도입의 적합성을 검증하기 위해, 전체 세대 및 기성세대, MZ세대의 일반회귀모형에 대해 브루쉬-페이건 이분산 검정(Breusch-Pagan Heteroskedasticity Test)을 시행하였다. 세 모형 모두 P값이 유의수준인 5%보다 작아 귀무가설을 기각하여 이분산성이 존재하는 것으로 나타나 이분산회귀모형 도입의 적합성을 확인하였다.

요하다고 응답할수록, 남에게 구속받거나 얽매이지 않고 내 의지대로 행동하는 것이 중요하다고 응답할수록 행복감이 높아지는 것으로 나타났다. 이 외에도 주관적 건강정도와 미래의 나의 행복도 변수의 영향력도 확인하였다. 구체적으로, 비슷한 연령대의 타인과 비교하여 평가한 주관적 건강정도가 양호할수록 행복감이 높게 나타났으며, 10년 후 나의 행복도가 높을 것이라 예상할수록 행복도에 긍정적인 영향력을 갖는 것으로 나타났다.

전체 세대 행복 분산 요인을 보면 다음과 같다. 이는 각 변수에 해당하는 행복감 응답 분포를 보여주는데, 같은 그룹에 속하는 응답자들의 행복감 정도가 비교적 유사하고 동질적인 경향을 보이는지(행복감 분산이 작은지) 또는 그룹 내 응답자들의 행복감 분포가 넓게 나타나는지 보여준다.

전체 세대 모형에서의 분산요인은 성별, 소득, 사회 공정성 인식, 주거 안정성, 수도권 거주 여부 변수들이 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 보면, 여성에 비해 남성의 행복감 분산이 큰 것으로 나타났다는데, 이는 여성그룹에 비해 같은 남성그룹 내에서도 행복도 응답이 이질적으로 나타났다. 또한 소득이 높을수록 행복감 분산이 작은 것으로 나타나, 고소득층일수록 그들의 행복도가 유사하다고 해석할 수 있다. 해당 모형에서 소득은 유의하지 않았지만, 주관적 경제 상태에서 경제적으로 여유 있다고 인식할수록 행복도가 높게 나타난 결과를 함께 고려하면, 비교적 소득이 높은 사람들이 더 행복하며, 동일한 고소득 그룹 내에서도 행복도의 분포도 동질적임을 확인할 수 있다. 또한, 주거안정성 관련 입차 거주자에 비해 자가 거주자의 행복감 분산이 작은 것으로 나타났다. 마지막으로 거주지역과 관련하여, 비수도권 거주자들에 비해 수도권 거주자들 간의 행복감 분포가 넓게 나타나 행복감 정도가 이질적이고 불평등하게 나타나고 있음을 보여준다. 구체적인 분석이 필요하겠으나, 이와 관련해 수도권의 높은 주거비와 거주자들의 주거비부담능력이 행복감 불평등을 나타나게 하는 요인이 될 수 있음을 유추할 수 있다. 앞서 소득수준이 높을수록 행복감이 높고 행복감의 분산은 적은 것을 확인했는데, 지방과 비교해 수도권의 높은 주택가격을 감당하기 위해서는 더 많은 소득 및 자산이 요구된다. 이러한 상황에서 수도권 거주자의 행복도를 결정짓는 데 소득격차의 영향력이 비수도권 거주자들에 비해 더 크게 작용할 수 있다는 것이다.

[표 14] 전체 세대 행복 영향 요인 모형

변수		평균 요인		분산 요인		
		Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	
인구 사회학적 요인	성별	남성	-0.002	0.016	0.168***	0.064
	연령		-0.012**	0.005	0.011	0.019
	연령(제곱)		0.0001**	0.0005	-0.0002	0.0002
	세대	MZ세대	-0.011	0.027	0.046	0.117
	학력	고졸 미만	0.013	0.029	0.035	0.119
		대졸	0.039**	0.019	0.042	0.073
		대학원졸	-0.028	0.070	0.057	0.260
	결혼 상태	미혼	-0.113***	0.027	-0.020	0.094
이혼/별거/사별		-0.046	0.036	0.072	0.137	
경제 상태	직업	블루칼라	-0.048**	0.023	0.131	0.088
		기타	-0.057**	0.027	0.108	0.103
	소득		0.0001	0.0001	-0.001**	0.0003
	주관적 경제 상태		0.066***	0.014	-0.032	0.054
신뢰와 포용	사회적 신뢰		0.064***	0.013	-0.061	0.046
	소수자 포용성		0.004	0.008	0.039	0.030
	사회적 관계	타인도움	0.030***	0.010	0.006	0.038
		집단소속	0.020**	0.010	-0.062	0.042
	사회 공정성		-0.002	0.008	0.058*	0.035
건강	건강		0.051***	0.012	-0.054	0.043
문화	여가생활 중요도		-0.003	0.011	-0.035	0.047
자율성	선택 자율성	개인노력	0.015**	0.008	-0.003	0.032
		개인의지	0.018*	0.010	0.059	0.043
삶의 만족도	삶의 만족도		0.579***	0.019	-0.024	0.044
미래 희망	미래 행복 예상		0.117***	0.014	0.008	0.050
주거 안정성	점유 형태	자가	-0.017	0.020	-0.175**	0.076
거주환경	거주지	수도권	-0.021	0.016	0.175***	0.065
상수항			0.495***	0.163	-1.405**	0.641
N			5,321			
Log pseudolikelihood			-3056.408			
χ^2			51.36			

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

2) MZ세대와 기성세대의 행복 영향 요인

MZ세대와 기성세대(X세대와 베이비부머세대)의 행복 영향 요인 분석 결과는 [표 15]를 통해 확인할 수 있다. 전체 세대 모형과 비교하면 전체 세대 모형에서 유의했던 일부 변수들이 기성세대 모형에서는 유의하지 않았지만, 분석 결과는 대체적으로 비슷한 경향을 보였다. 구체적으로 기성세대의 행복 영향 요인 분석 결과를 보면 다음과 같다. 우선 인구사회학적 요인에서 연령(-) 및 연령 제곱(+) 변수, 결혼상태(미혼 -) 변수가 유의하였다. 전체 세대 모형과 마찬가지로, 기성세대 모형에서도 연령의 증가에 따라 행복감이 감소하다가 이후 행복감의 감소폭이 줄어들게 되는 경향을 보였고, 기혼과 비교하여 미혼의 행복감이 낮은 것으로 나타났다. 경제 상태 변수 중에서는 주관적 경제 상태(+) 변수가 유의하여, 경제적으로 여유 있다고 인식할수록 행복감이 높은 결과를 보였다.

기성세대의 주관적 행복 요인 관련, 신뢰와 포용 요인에서 사회적 신뢰(+), 사회적 관계 변수 중 곤경에 처했을 때 타인의 도움에 대한 기대(+) 변수가 유의하게 나타났다. 전체 세대 모형에서 유의했던 일부 변수가 기성세대 모형에서는 유의하지는 않았지만, 사회적 신뢰가 높을수록, 사회적 관계에 대한 인식이 양호할수록 행복감이 높은 것으로 나타나 그 결과가 유사한 경향을 보였다. 또한, 현재 주관적 건강상태(+)가 양호하다고 응답할수록, 나의 미래에 대해 개인의 노력과 선택(+)이 중요하다고 응답할수록, 삶의 만족도(+)가 높을수록, 10년 후 나의 행복도(+)를 높게 평가할수록 행복감이 높은 경향을 보였다.

분산요인과 관련하여, 연령, 세대, 소득, 주거 안정성, 수도권 거주 여부 변수들이 유의한 것으로 나타났다. 기성세대 내에서도 연령이 증가할수록 행복감의 분산은 증가하지만 점차 그 증가폭은 감소한다. 세대 변수를 보면 베이비부머 세대와 비교해 X세대의 행복감 분산이 작은 것으로 나타나, 이 역시 연령변수와 유사한 경향을 보인다고 할 수 있다. 즉, 기성세대 내에서 비교적 연령이 높아질수록 유사한 연령의 사람들 간의 행복도 차이가 나타난다는 것을 의미한다. 이는 최유석(2018)의 선행연구 결과와도 유사한데, 그는 이러한 결과에 대해 노인세대 내에서도 생애에 걸쳐 축적한 자산과 소득의 편차가 크며, 가족들과의 교류가 약화되어 충분한 경제적, 정서적 지원을 받지 못하는 상황 등이 반영된 것이라 언급한 바 있다. 이 외에 소득이 높을수록, 임차 거주자에 비해 자가 거주자의 행복감 분산이 작은 것으로 나타났고, 비수도권 거주자와 비교하여 수도권 거주자의 행복감 분산이 큰 것으로 나타났다. 이는 앞서 본 전체 세대 모형에서의 결과와도 같다.

[표 15] 우측은 MZ세대 모형의 분석 결과이다. 대체적으로 전체 세대 및 기성세대 모형 분석 결과와 유사한 경향을 보였지만, 일부 변수들은 차이를 보였는데 그 구체적인 결과는 다음과 같다. 우선 인구사회학적 요인에서는 결혼상태 중 기혼에 비해 미혼(-)인 MZ세대의 행복감이 낮은 것으로 나타났다. 다른 변수들은 유의하지 않았다. 경제 상태 관련, 직업 변수에서 화이트칼라에 비해 블루칼라(-), 기타(-) 그룹 변수가 음(-)의 영향력을 갖는 것으로 나타나, 이들의 행복도가 비교적 낮게 나타남

을 확인하였다. 또한, 주관적 경제 상태(+)가 여유롭다고 인식할수록 행복감이 높은 것으로 나타나, 이는 앞선 전체 세대 및 기성세대 모형과 유사함을 확인하였다.

[표 15] 기성세대 및 MZ세대의 행복 영향 요인 모형

변수	기성세대 모형						MZ세대 모형			
	평균 요인		분산 요인		평균 요인		분산 요인			
	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.		
인구 사회학적 요인	성별	남성	0.004	0.023	0.107	0.093	0.002	0.021	0.218**	0.088
	연령		-0.036**	0.017	0.233***	0.088	-0.015	0.019	0.064	0.075
	연령(제곱)		0.0003**	0.0002	-0.002***	0.001	0.0002	0.0003	-0.001	0.001
	세대*	X세대	-0.028	0.036	-0.515***	0.162				
		Z세대					0.032	0.046	0.270	0.194
	학력	고졸 미만	0.019	0.034	-0.061	0.144	-0.078	0.053	0.307	0.252
		대졸	0.036	0.025	0.078	0.103	0.038	0.031	0.073	0.123
		대학 완출	-0.034	0.085	0.069	0.321	-0.074	0.135	0.200	0.511
	결혼 상태	미혼	-0.165***	0.062	-0.073	0.204	-0.119***	0.031	0.028	0.116
		이혼등	-0.028	0.036	0.023	0.149	-0.241	0.201	0.853**	0.342
경제 상태	직업	블루 컬러	-0.030	0.035	-0.008	0.134	-0.074**	0.030	0.243**	0.114
		기타	-0.041	0.042	-0.021	0.156	-0.065*	0.034	0.086	0.146
	소득		0.0001	0.0001	-0.001***	0.0004	0.0001	0.0001	-0.0004	0.0005
	주관적 경제 상태		0.075***	0.019	-0.023	0.074	0.045**	0.021	-0.046	0.083
신뢰와 포용	사회적 신뢰		0.051***	0.018	-0.092	0.065	0.082***	0.018	-0.051	0.064
	소수자 포용성		0.008	0.010	0.039	0.042	0.003	0.010	-0.015	0.042
	사회적 관계	타인 도움	0.023*	0.013	-0.066	0.052	0.030**	0.015	0.120**	0.054
		집단 소속	0.017	0.014	-0.002	0.058	0.020	0.015	-0.131**	0.056
	사회 공정성		-0.014	0.011	0.053	0.050	0.024**	0.011	0.060	0.045
건강 문화	건강		0.041**	0.017	0.018	0.065	0.067***	0.017	-0.111*	0.057
자율성	선택 자율성	개인 노력	0.018*	0.011	0.025	0.046	0.011	0.010	-0.025	0.044
		개인 의지	0.012	0.013	0.095	0.061	0.020	0.015	-0.017	0.057
	삶의 만족도		0.590***	0.027	0.023	0.060	0.584***	0.025	-0.150**	0.059
미래 희망	미래 행복 예상		0.147***	0.020	0.043	0.072	0.071***	0.020	-0.037	0.069
주거 안정성	점유 형태	자가	-0.016	0.032	-0.215*	0.122	-0.024	0.024	-0.219**	0.097
거주 환경	거주 지역	수도권	-0.037	0.023	0.219**	0.095	0.018	0.021	0.057	0.087
상수항			1.220***	0.484	-6.995***	2.404	0.499	0.344	-1.580	1.320
N (Weighted N)			3,172 (3,289)				2,149 (2,032)			
Log_pseudolikelihood			-1779.446				-1195.718			
χ ²			43.37				54.91			

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

세대 변수는 기성세대 모형에서는 베이비부부세대 기준 X세대, MZ세대 모형에서는 M세대 기준 Z세대 효과 추정 결과임.

MZ세대의 주관적 행복 요인에서는 앞서 본 두 개의 모형과는 조금 다른 결과를 확인할 수 있었다. 우선 신뢰와 포용 요인 관련, 사회적 신뢰(+), 사회적 관계 변수 중 곤경에 처했을 때 타인의 도움에 대한 기대(+) 변수가 행복감에 양(+)의 영향력을 갖는 것은 기성세대 모형과 동일한 결과이다. 그러나 전체 세대 및 기성세대 모형과는 달리 MZ세대 모형에서는 선택의 자율성 변수들이 유의하지 않은 것으로 나타났고, 다른 모형에서 유의하지 않았던 사회 공정성(+) 변수가 유의한 것으로 나타났는데 이는 눈여겨볼 만하다. 사회 공정성(+) 변수는 우리 사회에서 잘못된 행위에 대한 법적 처벌이 엄격하게 이루어지고 있는지에 대한 인식 정도로 측정되었는데, 이 값이 클수록, 즉 잘못된 행위에 대한 법적 처벌이 엄격하게 이루어지고 있다고 응답할수록 행복감에 긍정적인 영향력을 보였다. 사회 공정성은 이전의 다른 세대들에 비해 청년세대들이 매우 중요시하는 가치이자, 사회적으로 화두가 되는 가치이기도 하다. 경제적 호황기를 경험하며 내 노력과 의지에 의한 성취를 경험했던 기성세대와는 달리, 저성장시대와 좁은 취업문, 부모세대의 자산격차가 자녀세대의 노력으로는 더 이상 극복하기 어려운 것이라는 패배감은 소위 ‘금수저와 흙수저론’으로 이어졌다. 부모세대의 소득 및 자산불평등, 이에 따라 다르게 부여되는 각종 기회들에 대해 청년들은 우리 사회에 공정성을 요구하고 있다. 기성세대와 달리 우리 사회에 대한 공정성 인식이 MZ세대의 행복감에 영향을 미친다는 분석 결과는 이에 대한 방증일 수 있다.**

이 외의 주관적 건강상태(+)가 양호할수록, 나의 미래에 대해 개인의 노력과 선택(+)이 중요하다고 인식할수록, 삶의 만족도(+) 및 10년 후 나의 미래의 행복도(+)가 높을수록 행복감이 높은 것으로 나타났다, 이는 앞서 본 모형들과 유사한 결과이다.

MZ세대의 행복감 분산요인 관련, 성별, 결혼상태, 직업, 사회적 관계, 건강, 삶의 만족도, 주거안정성 변수들이 유의하였다. 이 역시 일부 변수들은 전체 세대 및 기성세대 모형과는 조금 다른 경향을 보였는데 구체적인 내용은 다음과 같다. 우선 성별과 관련하여, 여성에 비해 남성의 행복감 분산이 크게 나타나, 같은 MZ세대 남성들 내 행복도 차이가 여성들보다 큰 것으로 나타났다. 결혼상태 관련, 기혼에 비해 이혼·별거·사별한 그룹이 행복도 분산이 크게 나타났다. 이는 전체 세대를 대상으로 한 최유석(2018)의 연구와는 상반된 결과이다. 직업과 관련해서도, 화이트칼라에 비해 블루칼라의 행복도가 낮았고, 행복도 분산이 큰 것으로 나타났다. 결혼상태 및 직업 모두 일반적으로 비교적 덜 행복할 것이라 예상되는 두 상황(이혼·별거·사별, 블루칼라)에 대해 MZ세대는 일관적으로 모두 덜 행복하다고 응답하지는 않는다는 것이다.

사회적 관계 변수 관련, 곤경에 처했을 때 타인에게 도움받을 수 있다고 응답할수록 이들의 행복도

** 심사의견 중 개인의 행복감과 사회 공정성 인식 간의 역의 상관성이 작동한 결과일 수 있다는 의견이 있었다. 즉, 행복 수준이 높은 사람일수록 우리 사회의 공정성을 높게 평가할 수 있다는 것으로, 이러한 경향성도 배제할 수 없으며, 구체적으로 행복감과 사회 공정성 인식에 대한 인과관계 등을 구체적으로 검증하기 위한 연구가 필요할 것이다.

도 높고 행복도의 분산도 큰 것으로 나타났다. 반면, 집단에 대한 소속이 중요하다고 응답할수록 행복감 분산이 작은 것으로 나타나, MZ세대 중에서도 집단에 대한 소속감을 중시하는 그룹은 비교적 그들 간의 행복도 차이가 크지 않았다. 또한, 주관적 건강상태, 삶의 만족도가 좋을수록 행복하며, 그들의 행복감 분산이 작았고, 임차 거주자에 비해 자가 거주자의 행복감 분산이 작은 것으로 나타나, 이는 앞서 본 모형들의 분석 결과와 유사한 경향을 보였다.

V. 결론

본 연구는 국회미래연구원의 미래 가치관 조사 데이터를 사용하여, 미래세대 특히, MZ세대의 행복이 다른 세대와 차이가 있는지 확인하고, 그들의 행복 영향 요인을 파악하는 것을 목적으로 진행되었다. 기존의 여러 행복 영향 요인 연구들이 우리나라 전체 세대나 특정 세대만을 대상으로 했다면, 이 연구에서는 현재 우리 사회에서 부각되고 있는 MZ세대를 중심으로 그들의 행복에 대해 탐색하고 행복 영향 요인을 보다 다각적으로 분석하였다. 이를 위해 MZ세대와 기성세대와의 비교를 통한 분석을 시도하였고, 이분산회귀분석을 통해 행복 영향 요인 및 분산요인을 함께 분석하여 세대별, 집단별 행복에 대해 심도 있게 파악하고자 하였다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 미래세대와 기성세대의 세대별 행복도 차이를 검증한 결과, Z세대, M세대, X세대, 베이비붐세대 중 M세대와 Z세대 간의 행복도를 제외한 나머지 세대 간의 행복도 차이가 유의한 것으로 나타났다. 세대별 현재 행복도는 Z세대의 행복도가 가장 높았고, 다음으로 M세대, X세대, 베이비붐세대 순으로 나타났다. 즉, 연령대가 높은 세대일수록 행복도가 낮아짐을 확인하였다. 또한 세대별 행복도는 성별, 혼인 상태, 직업, 가구형태별, 학력별로 차이를 보이는 것으로 나타났다.

미래세대의 행복 현황 파악을 바탕으로, 전체 세대 및 세대별(미래세대, 기성세대) 행복 영향 요인을 실증분석하였다. 전체 세대의 행복 영향 요인을 살펴보면, 연령, 학력, 결혼상태와 같은 인구사회학적 요인 변수의 영향력뿐만 아니라, 사회적 신뢰 및 사회적 관계, 주관적 건강정도, 미래에 대한 선택 자율성, 삶의 만족도, 미래의 행복 예상과 같은 주관적 행복 요인 역시 행복감에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 분산요인 분석 결과, 여성, 고소득층, 자가 거주자, 비수도권 거주자의 행복감 분산이 작아 동질적인 특성을 지닌 반면, 남성, 저소득층, 임차 거주자, 수도권 거주자일수록 행복감 분포가 넓게 나타나 동일한 집단 내 행복감이 이질적으로 분포함을 확인하였다.

미래세대(MZ세대) 및 기성세대(베이비붐세대 및 X세대)의 행복 영향 요인은 대체적으로 전체 세대의 행복 영향 요인 모형과 유사한 결과를 보였다. 그러나 본 연구에서 주목할 만한 부분은, 세대별 사회 공정성에 대한 인식과 행복감과의 관계이다. 즉, 기성세대와는 달리, MZ세대에게는 우리 사회에

대한 공정성 인식이 그들의 행복감에 긍정적으로 작용하는 것을 확인하였다. 이는 MZ세대들이 공정성이란 가치를 중요하게 생각하고 이에 더 민감하게 반응하고 있음을 보여주는 결과이다. 그렇다면 청년세대가 생각하는 우리 사회의 공정성에 대한 인식은 어떠한가? 김승연 외(2020)의 연구에 따르면, 서울 청년 10명 중 불과 1~2명만이 우리 사회에서 노력에 따른 공정한 대가가 제공되고 있다고 인식하고 있다. 청년의 인식뿐만 아니라 주·객관적 지표에서 우리나라의 공정성 순위는 하위권에 해당한다. 가령, 세계경제포럼의 '사회이동성 지수 2020'에 따르면 한국은 공정한 임금 분배와 사회보장 수준이 OECD 중 최하위이다. 이러한 상황에서 미래세대들의 행복감을 증진하기 위해 우리 사회를 보다 공정한 사회로 만들기 위한 근본적이고 적극적인 정책적 노력이 요구된다. 이를 위해서 우선 기성세대와는 달리, 미래세대들이 왜 사회 공정성을 더 중요하게 생각하는지, 또 미래세대들이 원하는 공정한 사회의 모습이 무엇인지, 그리고 공정성 증진을 위한 정책과 제도의 방향성에 대한 논의의 장을 열고 대안을 마련하는 것이 필요할 것이다.

본 연구에서는 세대별 비교를 통해 미래세대의 행복 현황을 확인하고, 기성세대와는 다른 미래세대의 행복 영향 요인을 발견할 수 있었다. 주목할 만한 결과로서, 다른 세대와는 달리 미래세대의 행복에 사회 공정성 문제가 중요하게 자리 잡고 있음을 확인하였으며, 동일한 미래세대 내에서도 집단별로 행복감의 분포가 이질적으로 나타남을 확인하였다. 이와 관련된 후속 연구로서 미래세대 내에서도 어떠한 특성을 지닌 집단이 보다 행복하고 덜 행복한지 포착하고, 세대 내 집단 비교를 통한 추가적인 분석이 필요하다.

참고문헌

- 구재선·서은국, 2011, 한국인, 누가 언제 행복한가?, 한국심리학회지: 사회 및 성격, 25(2), 143-166.
- 김동열, 2013, 세대별 행복도 차이의 배경과 시사점, 경제주평 통권 529호, 현대경제연구소.
- 김승연·최광은·박민진, 2020, 장벽사회, 청년 불평등의 특성과 과제, 서울연구원.
- 김지경, 2018, 청년세대 삶의 인식 수준과 행복도의 영향요인, 한국사회정책 25(3), 209-245.
- 김혜연, 2020, 노년기 행복 불평등에 대한 연구, 한국사회복지학, 72(2), 97-123.
- 변미리·민보경·박민진, 2017, 서울형 행복지표 활용 연구, 서울연구원.
- 변미리·박민진·김진아, 2017, 서울 미래세대 리포트, 서울연구원.
- 변미리·박민진·박영미, 2020, 2024 서울행복플랜: 시민행복증진 기본계획 수립을 위한 학술용역, 서울연구원.
- 박민진·민보경·정우성, 2017, 관계재가 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 서울시민의 세대별 비교, 한국지방자치학회보 29(2), pp1-30.
- 삼정KPMG, 2019, 新소비세대와 의·식·주 라이프 트렌드 변화, 66, 삼정KPMG 경제연구원.
- 성은모·김균희, 2013, 청소년의 행복감에 영향을 미치는 개인특성과 환경특성 간의 관계분석, 한국청소년복지학회 추계학술대회.
- 신승배, 2015, 한국인의 행복감 결정요인, 사회과학연구 41(2), 183-208.
- 이양호·지은주·권혁용, 2013, 불평등과 행복: 한국의 사례, 한국정치학회보 47(3), 25-43.
- 이용수, 2018, 한국인의 행복과 행복 요인, 보건복지포럼(2018.11.)
- 조동현·권혁용, 2016, 무엇이 한국인을 불행하게 만드는가? 소득불평등, 기회불평등, 그리고 행복의 균열구조, OUGHTOPIA 31(1), 5-39.
- 최유석, 2018, 행복 불평등: 행복의 분산과 관련요인, 한국인구학 41(4), 39-64.
- Charles Schwab, 2019, 2019 Modern Wealth Survey(from <https://www.aboutschwab.com>)
- Charles Schwab, 2020, 2020 Modern Wealth Survey(from <https://www.aboutschwab.com>)
- Deloitte, 2020, Making an impact that matters 제45호 (2020.09.07.) (from https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/kr/Documents/insights/deloitte-newsletter/20/20/45_202009/kr_insights_deloitte-newsletter-45_news.pdf).
- Diener E. and Biswas-Diener R., 2019, Well-being Interventions to Improve Societies, Global Happiness and Wellbeing Policy Report 2019, Global Council for Happiness and Wellbeing.
- Mckinsey&Company, 2018, 'True Gen': Generation Z and its implications for companies(2018.11.12.) (from <https://www.mckinsey.com/industries/consumer-packaged-goods/our-insights/true-gen-generation-z-and-its-implications-for-companies>).
- OECD, 2015, How's life? 2015: Measuring well-being(<http://www.ifuturo.org/documentacion/how%20life%202015.pdf>)

Siurala, 2006, A European framework for youth policy, Directorate of Youth and Sport Council of Europe Publishing.

STATA manual, Heteroskedastic linear regression (<https://www.stata.com/manuals/rhetregress.pdf>)

Pew Research Center, 2020, On the Cusp of Adulthood and Facing an Uncertain Future: What We Know About Gen Z So Far(from <https://www.pewresearch.org/social-trends/2020/05/14/on-the-cusp-of-adulthood-and-facing-an-uncertain-future-what-we-know-about-gen-z-so-far-2/>).

Pew Research Center, 2015, The Whys and Hows of Generations Research(from <https://www.pewresearch.org/politics/2015/09/03/the-whys-and-hows-of-generations-research/>) <https://positivepsychology.com/>

[표] 기술통계(기성세대, 연속형 변수)

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값	빈도
현재 행복도	3.38	0.66	1	5	3,289
연령	57.72	8.45	42	70	
소득(월평균, 1인당)	248.15	105.75	0	1,000	
주관적 경제 상태	2.91	0.68	1	5	
사회적 신뢰	3.22	0.71	1	5	
소수자 포용성	2.21	1.02	1	5	
사회적 관계(타인도움)	3.52	0.85	1	5	
사회적 관계(집단소속)	3.45	0.79	1	5	
사회 공정성	2.99	0.93	1	5	
주관적 건강상태	3.48	0.71	1	5	
여가생활 중요도	3.65	0.74	1	5	
선택 자율성(개인노력)	2.98	0.93	1	5	
선택 자율성(개인의지)	3.81	0.75	1	5	
삶의 만족도	3.37	0.68	1	5	
미래 행복 예상	3.25	0.62	1	5	

[표] 기술통계(기성세대, 범주형 변수)

변수	범주	빈도	백분율
성별	1: 남성	1,585	48.2
	0: 여성	1,704	47.9
세대 구분	1: 베이비붐세대	1851	56.3
	2: X세대	1438	43.7
	3: M세대	-	-
	4: Z세대	-	-
최종학력	1: 고졸미만	817	24.8
	2: 고졸	1610	49.0
	3: 대졸	836	25.4
	4: 대학원졸	26	0.8
결혼상태	1: 미혼	98	3.0
	2: 기혼/동거	2,768	84.2
	3:이혼/별거/사별	423	12.9
직업	1: 화이트칼라	466	14.2
	2: 블루칼라	1,889	57.4
	3: 기타	934	28.4
주거점유형태	1: 자가	2,796	85.0
	0: 임차, 무상 등	493	15.0
거주지역	1: 수도권	1,582	48.1
	0: 비수도권	1,706	51.9

[표] 기술통계(MZ세대, 연속형 변수)

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값	빈도
현재 행복도	3.59	0.65	1	5	2,032
연령	28.54	7.83	14	41	
소득(월평균, 1인당)	269.18	97.65	0	950	
주관적 경제 상태	3.05	0.62	1	5	
사회적 신뢰	3.29	0.74	1	5	
소수자 포용성	2.65	1.03	1	5	
사회적 관계(타인도움)	3.63	0.82	1	5	
사회적 관계(집단소속)	3.56	0.77	1	5	
사회 공정성	3.01	0.94	1	5	
주관적 건강상태	3.92	0.75	1	5	
여가생활 중요도	3.92	0.65	1	5	
선택 자율성(개인노력)	3.06	1.01	1	5	
선택 자율성(개인의지)	3.98	0.74	1	5	
삶의 만족도	3.58	0.66	1	5	
미래 행복 예상	3.75	0.64	1	5	

[표] 기술통계(MZ세대, 범주형 변수)

변수	범주	빈도	백분율
성별	1: 남성	1,059	52.1
	0: 여성	973	47.9
세대 구분	1: 베이비붐세대	-	-
	2: X세대	-	-
	3: M세대	1,187	58.4
	4: Z세대	845	41.6
최종학력	1: 고졸미만	331	16.3
	2: 고졸	615	30.3
	3: 대졸	1,074	52.9
	4: 대학원졸	12	0.6
결혼상태	1: 미혼	1,353	66.6
	2: 기혼/동거	666	32.8
	3: 이혼/별거/사별	14	0.7
직업	1: 화이트칼라	583	28.7
	2: 블루칼라	563	27.7
	3: 기타	886	43.6
주거점유형태	1: 자가	1,402	69.0
	0: 임차, 무상 등	630	31.0
거주지역	1: 수도권	1,088	53.5
	0: 비수도권	944	46.5

제6장

지역과 행복/삶의 만족도

제1절 정주여건에 대한 만족이 행복에 미치는 영향

제2절 행복의 지역 격차: 수도권과 비수도권의 행복 영향 요인 비교

제3절 행복과 불평등의 지형 분석: 지역 내 사회서비스 시설 접근성 분석을 중심으로

제1절 정주여건에 대한 만족이 행복에 미치는 영향

민보경*

Analysis of the Effect of Satisfaction with Settlement Conditions on Happiness

Bogyeong Min*

요약: 최근 정책 목표로서 국민 삶의 질 제고에 대한 관심이 증대되면서, 정부와 지역사회는 생활여건 개선에 노력하고 있다. 주민의 행복 수준은 생활환경 수준에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 이 연구는 정주여건에 대한 만족감이 행복에 영향을 미치는지를 살펴보기 위한 것으로 2020년 한국인의 행복 설문조사 자료를 활용하였다. 분석 결과 개인의 건강은 행복감에 영향을 미치며, 거주지역의 생활여건 중 건강여건, 여가여건에 대한 만족은 행복감에 정(+)의 영향을 미치며, 교육여건, 환경여건의 만족은 행복감에 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 또한 안전감에 대한 만족, 동네환경에 대한 만족, 일에 대한 만족은 행복감에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 이러한 연구 결과는 국민 행복과 삶의 질 제고 전략 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

주제어: 행복, 정주여건, 만족, 다중회귀분석, 삶의 질

ABSTRACT: Currently, the overarching goal of policy is to improve the quality of life of the people. Thus, the level of happiness experienced by residents can vary in response to the kind of living environment provided by the government and local communities. Using data from the 2020 Korean happiness survey, this study examines whether satisfaction with living conditions affects happiness. From an analysis of the living conditions in residential areas, we found that satisfaction with health conditions, and leisure conditions had a positive effect on happiness, while dissatisfaction with educational conditions and environmental conditions, and economic conditions had a negative effect on happiness. Furthermore, it was confirmed that the following also had a positive effect on happiness: satisfaction with the sense of safety, satisfaction with the neighborhood environment, and the individual's level of satisfaction with her/his work. The results of this study provide useful data-driven insight for establishing strategies to enhance people's quality of life and national happiness.

Keywords: Happiness, settlement conditions, satisfaction, multiple regression, quality of life

* 국회미래연구원 부연구위원

I. 서론

최근 UN, OECD 등 국제기구를 비롯하여 많은 국가들은 국민 삶의 질 제고를 위한 정책적 논의를 하고 있다. 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 노력한다. 즉, 국가와 지방정부는 행복과 삶의 질을 측정하고 사람들의 행복을 증진시킬 수 있는 정책 수단에 관심을 가진다.

소득이 지속적으로 증가하였으나 행복감은 이에 비례하지 않았다는 이스털린의 역설(Easterlin Paradox) 이후 행복 연구들은 물질적 풍요뿐 아니라 주관적 만족감을 측정하고 행복에 영향을 미치는 요인들을 다양한 관점에서 검토하여 왔다. 행복은 개인의 경험, 심리상태, 정서와 관련되어 있으며 개인 행복에 영향을 미치는 요인으로 건강, 가족관계, 나이와 같은 개인적 요인과 소득, 직업, 커뮤니티 및 거버넌스, 가치 및 종교 등 외부 요인이 작용한다(Helliwell et al., 2012). 즉, 개인의 행복에 영향을 미치는 요인을 살펴보는 선행연구들은 크게 개인의 인구학적, 심리적 특성이 행복에 미치는 영향과 일상생활에서 개인을 둘러싼 환경적 요인으로 구분할 수 있다. 이 중 정부가 국민 행복 증진을 위해 정책적 노력을 해야 한다는 입장을 강조하는 학자들은 국민의 일상생활과 밀접한 관련이 있는 행정서비스 및 생활여건과 주민 행복 간의 관계에 주목한다. 이는 정부와 지역사회가 어떠한 생활환경을 제공하느냐에 따라 주민의 행복 수준이 달라질 수 있다는 것이다.

시민의 일상생활은 주로 지역사회 내에서 이루어지고 지역사회 환경은 한 개인이 특정 지역에서 정주해 살아가면서 항상 접촉하게 되는 다양한 자연적, 인위적, 사회적 조건들의 통합체이다(문하늬 외, 2018). 그러므로 본 연구는 일상생활이 이루어지는 지역사회의 생활여건과 관련하여 정주여건 만족이 행복에 영향을 미치는지, 어느 생활영역이 행복에 좀 더 긴밀하게 연관되어 있는지 검토하고자 한다. 즉, 이 연구는 개인의 행복감을 결정하는 요인을 검토하고자 하며 특히 정주여건과 관련한 변인에 초점을 맞추고자 한다. 각 개인은 환경적 거주지역의 일자리, 생활인프라 시설, 자연환경 등과의 활동을 통해 만족감과 행복감을 느낄 수 있다. 이러한 인식을 바탕으로 본 연구는 국민 행복감에 미치는 영향 요인을 실증적으로 검증하는 것을 목적으로 하며, 정주여건과 관련된 다양한 영역에서의 주관적 만족감의 영향력을 살펴보고자 한다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 정주여건과 삶의 질

정주(定住)는 일정한 곳에 자리를 잡고 삶을 살아가는 것을 의미한다. 정주여건은 사람들의 일상생활 영위에 필요한 정주공간의 조건 및 수준을 의미하는 복합적 개념이다. 공간적 측면에서 정주여건은 사람들의 일상생활이 이루어지는 범위를 기준으로 함에 따라 집에서부터 근린(neighborhood), 아파트 단지, 읍·면·동, 시·군·구 또는 시·도 등 행정구역까지 사람들이 인식하고 이용하는 공간적 범역에 따라 다양하게 구분되고 평가될 수 있다. 즉 정주공간으로서 도시, 지역, 동네, 공동체 등이 갖는 삶의 질의 절대적 수준 및 상대적 차이(지역 격차)를 정주여건이라 할 수 있다.

정주여건은 다양한 관점에서 고찰될 수 있는데, 먼저 인간활동 측면에서 정주여건은 거주, 쇼핑, 노동, 교육, 여가, 복지, 의료, 교통 등 사람들의 일상생활에 필수적인 활동을 뒷받침하는 기반을 뜻한다. 그리고 정책적 측면에서 정주여건은 주택공급 및 주거복지, 기업 및 일자리의 입지와 육성, 생활서비스(여가, 복지, 의료, 교육 등) 및 공급시설, 교통 서비스 및 인프라 등과 관련된 정책의 대상이자 추진 성과를 의미한다. 이러한 정책적 의미로 인해 정주여건은 지역의 행정서비스, 도시계획 등과 밀접하게 관련되어 있다. 그러므로 정주여건은 물리·환경적 측면뿐 아니라 사회·경제적 측면, 정책·제도적 측면 등 다양한 관점에서 분석이 가능하다(이왕진 외, 2010).

정주여건은 크게 물리적 요인, 사회적 요인, 개인적 요인으로 구분하기도 하는데, 물리적 요인은 커뮤니티 디자인(community design), 범죄율, 근린시설 및 서비스의 접근성, 주택의 질 등이 있으며, 사회적 요인은 마을의 지역소속감, 커뮤니티의 질, 사회적 참여 등이며, 마지막으로 개인적 요인은 연령, 성별, 인종, 교육수준, 주택점유형태, 거주기간, 가구소득 등이 있다(황금희·박성호, 2018).

정주여건의 질적인 측면을 분석하기 위해 공간을 구조적 자산(structural assets), 경제적 자산(economic assets), 자연적 자산(natural assets), 사회적 자산(social assets) 등의 네 가지 영역으로 구분하여 공간의 질(quality of place)을 향상하기 위한 정책방안을 제시한다(Andrew, 2001). 정주공간은 삶의 질에 영향을 미치는 외적 환경 요인들의 총체를 의미하므로 공간의 질이 높아지면 자연스럽게 그 안에서 생활하는 사람들의 삶의 질이 높아질 수 있다(이왕진 외, 2010).

삶의 질은 특정장소를 대상으로 거주자나 방문자, 개인이나 집단의 입장에서 느끼는 행복감, 성취감, 만족감의 정도를 의미한다(Andrew, 2001). 그러므로 정주만족도 제고를 위한 노력은 주민들의 삶의 만족도를 향상하는 흐름의 한 과정 또는 구성부문으로 이해하는 것이 바람직하다(오영균, 2018).

학문적으로 삶의 만족(life satisfaction)의 개념은 삶의 질(quality of life), 주관적 웰빙(subjective wellbeing) 등은 행복과 유사한 의미를 가지며 많은 학자들이 이들의 개념을 행복과 호

환적으로 사용하기도 한다(문진영, 2012; 변미리 외, 2017). 행복은 현재의 상태뿐만 아니라 과거에 대한 호의적인 평가와 미래에 대한 긍정적인 전망을 포함하는 것으로 본질적으로 과거에 대한 성찰과 더불어 미래에 대한 전망을 포함하는 개념이라고 할 수 있다. 행복의 개념은 현재 상태를 넘어 생애라는 시간의 개념으로 접근하여 전반적인 삶에 대한 만족과 같은 맥락으로 사용되기 때문이다(문진영, 2012). 이 연구에서는 종합적, 전반적, 정서적 상태를 강조하는 의미로 행복의 용어를 사용하여 측정한다. 즉, 이 연구는 일상생활의 공간의 질과 정주여건에 대한 만족도가 일상생활에서의 전반적 행복감과 관계를 살펴보고자 한다.

2. 정주여건이 행복감에 미치는 영향

정책의 대상으로 행복과 삶의 질 연구가 주목하는 것은 개인이나 사회가 행복해지기 위한 조건들이다(변미리 외, 2017). 행복 연구자들은 행복과 삶의 질을 측정하고 사람들의 행복을 증진시킬 수 있는 정책 수단과 다각적인 방식으로 행복에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 정부의 역할에 주목한다. 이러한 맥락에서 중앙정부와 지방정부는 사람들의 행복을 향상시킬 수 있는 수단과 지역발전, 정주여건의 연계성을 어떻게 마련해야 할지에 대해 정책적 노력을 기울인다. 많은 국가들이 국민 행복을 향상시킬 수 있는 수단과 국가의 발전 비전과의 연계성을 어떻게 마련할 것인지에 대해 협력하기 시작하였다. 특히, 삶의 질을 객관적으로 측정하기 위한 지표들은 현재 시민들의 삶의 질의 수준이나 변화를 파악하는 데 중요한 수단이 된다. 한국에는 통계청의 삶의 질 지표와 지역사회지표가 사람들이 생활하고 있는 정주여건을 측정하는 대표적인 기초자료에 해당한다.

통계청의 삶의 질 지표는 객관적인 생활조건과 이에 대한 시민들의 주관적 인지 및 평가로 구성하여 삶을 가치 있게 만드는 요소를 측정하는 것으로, 개인(건강, 교육, 소득·소비·자산, 주거, 고용·임금), 사회적 관계(가족·공동체, 여가, 시민참여), 환경(환경, 안전) 등의 영역에서 71개 지표를 통해 삶의 질을 측정한다(통계개발원, 2020). 이러한 하위영역은 국민 삶의 질을 구성하는 요소이면서, 행복감에 영향을 미치는 요인이라고 볼 수 있다. 지역사회조사는 지역사회 삶의 질 측정을 목적으로 삶에 대한 만족도, 건강, 사회통합, 소득소비자산, 주거와 교통, 노동, 교육, 안전, 환경, 문화와 여가 등의 영역으로 지방자치단체 단위로 자료를 수집한다. 최근 지역사회지표 확산의 배경에는 주민의 실질적 삶의 질과 중요한 정책적 결정은 지역수준에서 결정된다는 사실에 기반한다. 개인의 삶의 질과 이에 대한 사회적 대응은 자신이 몸담고 있는 지역사회 수준에서 결정되기 때문에 지역 단위의 삶의 질 측정은 의미가 크다(통계청, 2013). 지역의 삶의 질을 측정하는 조사 결과는 지역 간 비교가 가능한 자료를 확보하게 하여 지역발전정책의 기초자료로 활용될 수 있다. 건강, 교육, 경제, 환경, 안전, 시민참여, 여가 등과 관련한 정주여건은 국민 삶의 질을 측정하여 지역발전과 공간의 질적 향상을 위한

정책으로 활용되고, 그러한 지역발전정책은 다시 지역주민의 삶의 만족과 행복에 영향을 미칠 수 있다.

통계청의 삶의 질 지표와 지역사회지표는 거주지역의 생활여건과 관련된 객관적 지표와 주관적 지표로 구성되어 있다. 지역의 정주여건과 행복과의 상관성을 분석하기 위해 객관적 지표를 활용하는 연구들은 주로 실업률, 지역의 소득, 생활인프라 등을 측정하여 독립변수로 사용하였다. 예를 들면, 지역의 경제적 요인과 지역주민의 행복과의 상관성을 분석하기 위해 실업률(Clark, 2003), 지역의 평균 소득(Luttmer, 2005) 등을 주요 변인으로 분석하였다. 강동우 외(202)는 한국노동패널 자료를 활용하여 시군구 수준의 지역 특성 중 고용률, 인구밀도, 지가변동률, 사회복지시설 수, 도로포장률이 해당 지역에 거주하는 개인의 주관적 행복도에 유의한 영향력이 있음을 확인하였다.

지역의 생활여건에 대한 주관적 인식을 독립변수로 하여 행복과의 상관성을 분석하기도 한다. 최말옥·문유석(2011)의 연구는 교육시스템 및 경제에 대한 만족도가 삶의 만족도에 긍정적 효과를 가져옴을 확인하였다. 이성운(2014)의 연구는 행정서비스에 대한 만족도를 반영하는 변수로 자연환경, 교통 및 도로, 문화 및 관광, 공공질서 및 안전, 사회복지, 교육, 보건, 고용 등의 분야에 대한 서비스 만족도를 측정하여 행복에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구는 정주여건과 관련된 만족도 및 주관적 인식을 중심으로 행복과의 관련성을 분석하고자 한다. 객관적 지표로 측정할 수 있는 정주여건 실태가 행복에 미치는 영향을 파악하기는 용이하지 않으며 행복은 객관적 조건보다는 기대 수준, 비교에 의한 상대적 만족감 등의 심리적 요인이 직접적으로 작용한다고 판단하여 본 연구에서는 정주만족도가 행복에 미치는 영향을 파악하고자 한다.

III. 연구 방법

1. 자료 수집

이 연구에서 활용한 자료는 국회미래연구원의 2020년 ‘한국인의 행복조사’ 설문조사 자료를 활용하였다. 한국인의 행복조사는 만15세 이상 국민을 대상으로 구조화된 설문지를 이용하여 가구방문면접 조사 방식으로 실시하였다. 조사항목은 행복(전반적 행복감, 삶의 의미, 성취감, 자신의 삶에 대한 평가 등), 정서(어제의 감정, 미소, 행복감), 삶의 만족도, 사회심리적 변인, 일상 재구성, 코로나 모듈 등으로 구성되어 있다. 이 연구의 최종 분석에 활용된 유효 표본 수는 분석에 활용된 설문 문항에 모두 응답한 8,763명이다.

2. 측정변수

1) 종속변수: 행복감

학문적 특성에 따라 심리학이나 경제학에서는 행복을 ‘주관적 경험’ 즉 개인이 자신의 삶에 대한 평가를 행복으로 이해하고 객관적 조건은 행복에 영향을 미치는 요인으로 판단하는 경향이 강한 반면, 주관적 경험뿐 아니라 조건을 강조하는 입장에서는 주로 개인의 경제조건, 신체조건, 사회관계 등 개인이 가지는 조건을 행복의 요소로 다루기도 한다. 그러나 어떠한 접근이든 행복은 개인이 가지는 주관적 정서나 태도와 분리하여 정의 내리기는 어렵다. 그러므로 본 연구에서는 개인의 주관적 만족감 또는 주관적 웰빙(subjective well-being)을 행복으로 이해하되, 행복을 만족감 외에도 정서 경험이나 의미경험 등 자아실현적 의미와 성장을 포함하는 폭넓은 개념으로 이해하고자 한다. 조사에 활용된 한국인의 행복설문 문항 중 “전반적으로 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 문항에 대해 응답은 ‘전혀 행복하지 않다=0’부터 ‘매우 행복하다=10’의 척도를 활용하여 측정하였다.

2) 독립변수

독립변수는 다양한 영역으로 구성된 거주지역의 생활여건에 대한 만족 정도이다. 주관적으로 인식되는 지역사회의 물리적 환경, 제도, 사회적 특성은 개인의 행복감에 영향을 미칠 수 있다(임근식, 2012; 김동배·유병선, 2013; 이우민 외, 2016).

독립변수의 측정은 거주지역의 건강 생활여건에 대한 만족도(0-5점), 교육여건에 대한 만족도(0-5점), 여가여건에 대한 만족도(0-5점), 환경여건에 대한 만족도(0-5점), 관계 및 사회참여여건 만족도(0-5점), 경제여건 만족도(0-5점) 등 지역의 분야별 생활여건에 대한 만족도를 묻는 설문항목을 이용하였다. 그리고 최근 범죄, 질병, 사회재난 등 지역사회의 안전성과 관련된 이슈들이 빈번하게 제기되고 있어 안전감에 대한 만족도(0-10점)를 묻는 설문 문항을 독립변수로 포함하였다. 그리고 일반적으로 주거와 일상생활이 이루어지는 범위인 동네 또는 근린(neighborhood) 환경에 대한 만족도(0-10점)와 공동체 소속감에 대한 만족도(0-10점)는 정주민족의 중요한 부분이므로 이에 대한 설문항목을 사용하였다. 그리고 정주여건 중 양질의 일자리, 일-생활 균형 등과 같은 부분은 개인의 삶의 질과 지역의 발전 모두 중요한 요인으로 작용하므로 자신의 일에 대한 만족도(0-10점), 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족도(0-10점) 관련 설문항목을 독립변수로 사용하였다.

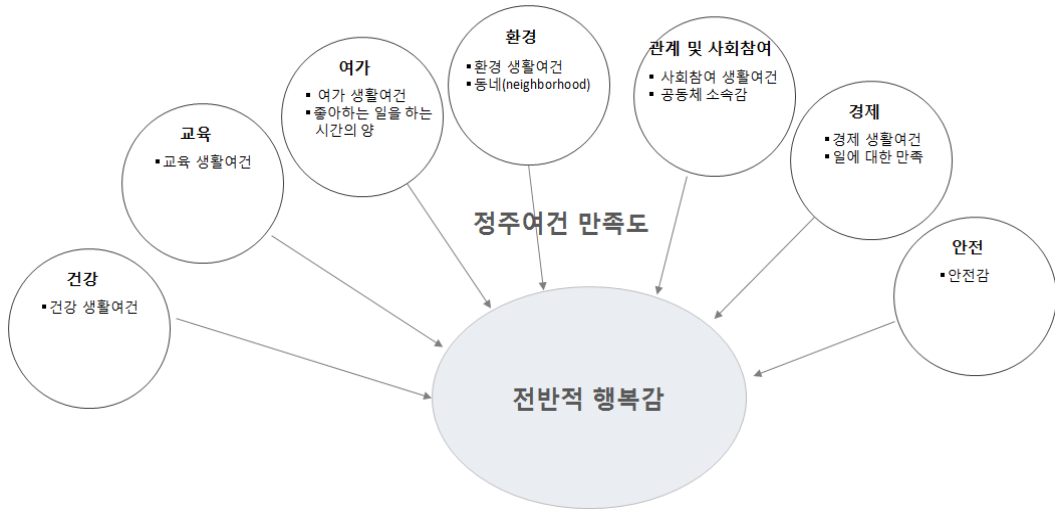
3) 통제변수

행복에 무슨 요인이 얼마만큼의 영향을 미칠 것인가에 대해서 특히, 개인 수준에서는 나이, 성, 인종, 그리고 성격 등의 개인적 특성을 포함하여 소득, 교육, 건강과 같은 개인적 차원의 요인이 논의되

고 있다(Helliwell & Putnam, 2004). 그러므로 기존의 선행연구에서 행복감에 영향을 미치는 요인으로 제시된 요인 중 나이, 성별, 학력, 건강상태, 소득 등을 포함하였다. 응답자의 나이를 연속형 변수로 하였으며, 연령이 증가할수록 행복도가 낮아지다가 특정 시점에서 다시 증가하는 선행연구 결과(Helliwell et al., 2012)를 참고하여 연령 제곱 변수도 함께 포함하였다. 성별의 경우 여성을 기준변수(=0)로 더미변수화하여 측정하였다. 학력은 고졸 이하를 기준변수(=0)로 더미변수화하여 분석에 활용하였으며, 소득은 월평균 개인소득을 사용하였다. 건강인식의 경우 “평소 건강에 대해 얼마나 만족하십니까”라는 설문항목에 대한 응답(0-11점)을 활용하여 측정하였다.

[표 1] 측정변수의 조작적 정의

구분	변수	변수 측정	
종속변수	행복감	전반적으로 얼마나 행복하다고 생각하십니까?(0-10점)	
독립변수	건강여건 만족도	거주지역의 건강 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	교육여건 만족도	거주지역의 교육 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	여가여건 만족도	거주지역의 여가 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	환경여건 만족도	거주지역의 환경 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	사회참여여건 만족도	거주지역의 관계 및 사회참여 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	경제여건 만족도	거주지역의 경제 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-5점)	
	안전감 만족도	안전감에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
	동네환경 만족도	동네환경에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
	공동체 소속감	공동체 소속감에 대해 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
	일에 대한 만족도	자신의 일에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
	좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족도	좋아하는 일을 하는데 사용할 수 있는 시간의 양에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
통제변수	나이	나이(연속형 변수)	
	성별	여자(0), 남자(1) 준거집단=여자	
	학력(교육수준)	고졸 이하(0), 대졸 이상(1) 준거집단=고졸 이하	
	주관적 건강인식	평소에 건강에 대해 얼마나 만족하십니까?(0-10점)	
	소득	월평균 개인소득	(1:소득 없음, 2: 100만원 미만, 3: 100만원 이상~200만원 미만, 4: 200만원 이상~300만원 미만, 5: 300만원 이상~400만원 미만, 6: 400만원 이상~500만원 미만, 7: 500만원 이상~600만원 미만, 8: 600만원 이상~700만원 미만, 9: 700만원 이상~800만원 미만, 10: 800만원 이상~900만원 미만, 11: 900만원 이상~1000만원 미만, 12: 1000만원 이상)



[그림 1] 연구 모형 요약

IV. 분석 결과

1. 기술통계분석

주요 변수의 기초통계량 분석 결과는 [표 2]와 같다. 분석에 사용된 8,763명의 전반적 행복감의 평균은 6.9점으로 제시되었다. 건강여건 만족도의 평균값은 3.79점, 교육여건 만족도 3.47점, 여가여건 만족도 3.44점, 환경여건 만족도 3.49점, 관계 및 사회참여 만족도 3.46점, 경제여건 만족도 3.33점으로 제시되어 그중 경제여건에 대한 만족도 평균값이 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 안전감 만족도의 평균값은 6.66점, 동네환경 만족도 6.49, 일에 대한 만족도 7.34점, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족도는 6.56 점으로 나타났다.

[표 2] 주요 변수 기술통계

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값	빈도
전반적 행복감	6.907	1.3178	0	10	8,763
건강 생활여건 만족도	3.790	.8830	1	5	
교육 생활여건 만족도	3.471	.9625	1	5	
여가 생활여건 만족도	3.440	.9080	1	5	
환경 생활여건 만족도	3.487	.9404	1	5	
관계 및 사회참여 생활여건 만족도	3.461	.9815	1	5	
경제 생활여건 만족도	3.333	.9571	1	5	
안전감 만족도	6.659	1.7247	0	10	
동네환경 만족도	6.487	1.6216	0	10	
공동체 소속감	6.634	1.7827	0	10	
일에 대한 만족도	7.3406	1.32085	0	10	
좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족도	6.5639	1.81189	0	10	

2. 회귀분석

1) 상관관계 분석

변수 간 상관관계를 확인하기 위해서 상관분석을 실시하였으며 그 결과는 [표 3]과 같다. 우선 종속 변수인 행복감과 독립변수인 건강여건의 상관관계를 확인한 결과 0.303의 상관관계를, 교육여건의 경우 0.171, 여가여건은 0.269, 환경여건 0.185, 사회참여 여건 0.226, 경제여건은 0.207의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 안전감 변수의 경우, 행복감과 0.462의 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으며, 동네환경 만족은 0.383, 공동체 소속감 0.414, 일에 대한 만족 0.536, 좋아하는 일에 대한 시간의 양 만족 0.454로 모두 행복감과 정(+)의 상관관계에 있음을 확인하였다.

회귀식에 포함될 변수들의 분산팽창지수(Variance Inflation Factor: VIF)를 활용하여 다중공선성을 확인한 결과, VIF 값이 1.520에서 2.542 사이에 존재하여 설명변수 간 다중공선성 문제가 없음을 확인하였다.

[표 3] 변수 간 상관관계 분석

구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
행복감 (1)	1.00											
건강여건 (2)	.303	1.00										
교육여건 (3)	.171	.408	1.00									
여가여건 (4)	.269	.403	.426	1.00								
환경여건 (5)	.185	.334	.441	.573	1.00							
사회참여 여건 (6)	.226	.409	.480	.462	.453	1.00						
경제여건 (7)	.207	.375	.481	.474	.503	.517	1.00					
안전감 (8)	.462	.365	.309	.372	.333	.354	.353	1.00				
동네환경 (9)	.383	.387	.379	.413	.378	.406	.402	.601	1.00			
공동체 소속감 (10)	.414	.357	.295	.371	.326	.347	.328	.700	.610	1.00		
일 (11)	.536	.278	.165	.262	.202	.215	.227	.501	.407	.471	1.00	
좋아하는 일 시간 (12)	.454	.367	.289	.418	.315	.354	.343	.648	.683	.652	.499	1.00

2) 회귀분석 결과

정주여건과 관련한 만족도가 국민 행복에 미치는 영향력을 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. [표 4]에서 제시된 것처럼 1단계에서는 나이, 성별, 학력, 건강상태, 소득 등을 투입하였으며, 2단계에서는 정주여건과 관련된 지역의 건강여건, 교육여건, 여가여건, 환경여건, 사회참여 여건, 경제여건, 동네환경, 공동체 소속감, 일에 대한 만족도, 좋아하는 일에 대한 시간의 양에 대한 만족도 등을 투입하였으며, 3단계에서는 모든 변수를 투입하였다. 각 단계에서의 회귀모형의 유의성은 $p < 0.001$ 로 모두 유의미한 것으로 나타났다.

먼저, 1단계에 투입된 인구·사회·경제 변수는 행복감 차이의 변량을 약 18.9% 설명하였다. 건강인식($\beta = .256$), 소득($\beta = .079$) 등이 행복감에 유의한 영향을 미치고 있었다. 즉, 건강상태에 대한 만족이 높을수록, 소득이 높을수록 행복감이 높게 나타났다.

다음으로 2단계에서 투입된 정주여건 변인은 행복감 차이의 변량을 약 36% 설명하였다. 거주지역의 건강여건($\beta = .092$), 교육여건($\beta = -.024$), 여가여건($\beta = .049$), 환경여건($\beta = -.035$), 경제여건($\beta = -.019$),

안전감($\beta=.147$), 동네환경($\beta=.026$), 일($\beta=.359$), 좋아하는 일을 하는 시간의 양($\beta=.113$) 등이 유의한 영향을 미치고 있었다. 즉, 거주지역의 건강여건, 여가여건, 안전감, 동네환경, 자신의 일, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족도가 높을수록 행복감이 높게 나타났으며, 교육여건, 환경여건, 경제여건에 대한 만족감이 높을수록 행복감이 낮게 나타났다.

마지막으로 통합모형은 최종적으로 분석에 투입된 모든 변수가 행복감의 36.3%를 설명하고 있다. 통합 모형에서 개별 하위 변수의 영향력을 살펴보면, 나이($\beta=.116$), 나이제공($\beta=-.131$), 건강인식($\beta=.073$), 소득($\beta=.020$), 지역의 건강여건($\beta=.081$), 교육여건($\beta=-.027$), 여가여건($\beta=.049$), 환경여건($\beta=-.040$), 안전감($\beta=.123$), 동네환경($\beta=.027$), 자신의 일 만족($\beta=.349$), 좋아하는 일에 대한 시간의 양 만족($\beta=.104$) 등이 통계적으로 유의성을 나타냈다. 즉, 지역의 건강여건, 여가여건, 안전감, 동네환경, 자신의 일, 좋아하는 일에 대한 시간의 양에 대한 만족도가 높을수록 행복감이 높게 나타났으며, 교육여건, 환경여건에 대한 만족도가 높을수록 행복감이 낮게 나타났다.

[표 4] 다중회귀분석 결과(종속변수: 행복감)

변수		모형1		모형2		모형3(통합)		
		β	Std. Err	β	Std. Err	β	Std. Err	
통제 변수	나이	-.079	.006			.116*	.005	
	나이(제공)	.052	.000			-.131**	.000	
	성별	-.011	.026			-.012	.023	
	학력 (기준: 고졸 이하)	.012	.032			.002	.028	
	건강	.414***	.007			.073***	.009	
	소득	.068***	.010			.020**	.009	
독립 변수	건강 생활여건				.092***	.015	.081***	.016
	교육 생활여건				-.024**	.015	-.027**	.015
	여가	여가 생활여건			.049***	.017	.049***	.017
		좋아하는 일 시간 양			.113***	.010	.104***	.010
	환경	환경 생활여건			-.035**	.016	-.040***	.016
		동네환경			.027**	.010	.027**	.011
	관계 및 사회 참여	사회참여 생활여건			.015	.015	.014	.015
		공동체 소속감			.021	.010	.005	.010
	경제	경제 생활여건			-.019*	.015	-.017	.015
		일 만족			.359***	.010	.349***	.010
	안전	안전감			.147***	.010	.123***	.011
상수		4.906		2.279		2.116		
Adjusted R ²		.189		.360		.363		
F		340.432***		450.514***		219.382***		

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.001

V. 결론

본 연구는 정주여건의 만족도와 전반적으로 느끼는 행복감의 관계에 대해 살펴보았다. 분석 결과 국민이 체감하는 행복감은 주관적 건강상태에 영향을 받으며, 거주지역의 건강 생활여건, 여가 생활여건이 정(+)의 영향을 미치며, 교육 생활여건, 환경 생활여건이 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 또한 안전감에 대한 만족도, 동네환경에 대한 만족도, 일에 대한 만족도, 좋아하는 일에 대한 시간의 양에 대한 만족도가 행복감에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

분석 결과를 종합하면, 오늘날 행복감과 관련된 정주여건 변인들은 경제적, 물질적 성장보다는 삶의 질적 측면인 건강과 여가 등임을 알 수 있었다. 분석 결과표에서 행복감에 부(-)의 영향을 미치는 변수, 즉 교육여건 만족, 환경여건 만족 등에 대한 해석에 있어 추가적인 논의가 필요하다. 교육여건을 입시 위주의 경쟁적 분위기, 학원, 사교육 등과 관련해서 생각해 본다면 입시 등과 관련된 교육여건에 대한 만족도가 높더라도 그것이 곧 행복감에 긍정적인 영향을 미치지 못하고, 오히려 부정적으로 작용할 수 있을 것이라 판단된다. 환경의 경우 거주지역의 풍부한 녹지, 청정한 자연환경 등에 대한 높은 만족도는 저개발 또는 미개발 지역과 관련하여 행복감에 부정적 효과를 가져올 수도 있을 것이다. 이에 대해서는 추가적인 연구를 통해 논의가 필요한 대목이다.

또한, 안전감에 대한 만족도, 동네환경에 대한 만족도, 일에 대한 만족도, 좋아하는 일에 대한 시간의 양에 대한 만족이 높을수록 행복감이 높은 경향을 나타내는 분석 결과는 지역정책에 대한 시사점을 제공한다. 일과 생활의 균형, 편리하고 쾌적한 일상생활이 가능한 동네환경 조성, 위험과 위기로부터의 안전 확보 등은 지역주민의 행복감 제고 전략이 될 수 있다.

일반적으로 지역발전의 주요 지표로 사용되어 왔던 지역 경제여건 조성과의 관계에 대한 만족이 곧 행복감 향상을 의미하지 않는다는 것은 시사하는 바가 크다. 그동안 대부분의 지방정부들이 경제발전과 성장을 주요 목표로 삼아 지역정책을 추진하였으나 이것이 주민 행복감 제고 전략으로는 이제는 더 이상 충분치 않은 것이다. 분석 결과를 통해 지역 경제여건 만족도는 행복감에 정(+)의 효과를 미치지 못하는 못하였지만 일에 대한 만족감은 행복감에 긍정적인 영향력을 미치고 있음을 알 수 있다. 이와 함께 지역의 여가 생활여건, 좋아하는 일을 할 수 있는 시간의 양에 대한 만족도가 행복에 미치는 영향력을 고려한다면 정주만족과 행복감을 향상하기 위해 일과 삶의 균형, 만족감 높은 양질의 일자리 정책 마련이 필요함을 확인할 수 있다.

최근 국가 정책 목표가 양적 성장 중심에서 국민의 행복과 삶의 질로 무게 중심이 이동하면서 행복은 국가 차원의 정책 목표로 관심받고 있다. 따라서 행복 향상을 위한 국가 차원의 전략 마련은 물론 지역 경쟁력과 삶의 질 제고 측면에서 지역에서의 행복 제고 전략이 필요하다. 국민 행복은 국가 차원의 정책과 노력만으로는 달성할 수 없으며 지역과의 협업 체계 구축이 중요하기 때문이다. 행복은 일

상생활에서 체감하는 것으로 지역적 맥락에서 효과적인 정책 지원이 마련되어야 한다. 행복 향상을 위한 전략을 국가 차원에서 제시하고, 지역적 차원에서 지역별 행복 제고 전략을 마련하여 시행하는 것도 필요하다. 행복 향상의 요소는 다차원적이므로 부족한 요인에 집중하여 개선해야 하며 정책적으로 보다 취약한 부분에 많은 자원을 투입하는 것이 바람직하다(정해식 외, 2019).

그러나 본 연구는 정주여건 관련한 신뢰성 있는 객관적 통계 자료를 활용하지 못한 채 정주여건 관련한 주관적 만족도 분석 위주로 수행하였다. 정주여건과 행복감의 관련성을 보다 면밀하게 살펴보기 위해서는 지역의 객관적 여건이 주관적 만족감으로 전환되는 메커니즘을 살펴보는 것이 필요하다. 향후 후속 연구는 지역 단위의 통계자료를 활용하여 지역적 여건이 국민이 체감하는 주관적 만족감과 행복감에 어떻게 작용하는지 분석함으로써 국민 행복 방정식을 도출할 수 있을 것이다. 또한 정주만족과 행복감의 관계는 지역적 맥락에 따라 다르게 나타날 수 있으므로 지역별 분석과 공간 분포를 살펴보는 후속 연구를 통해 실천적인 함의를 도출할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강동우·안주엽·남수연, 2020, 지역 특성이 주민 행복도에 미치는 영향의 탐색, 국토연구 104(1), 3-21.
- 김동배·유병선, 2013, 근린환경과 노인의 사회적 관계, 우울에 관한 연구: 서울지역을 중심으로, 한국노년학 33(1), 105-123.
- 문진영, 2012, “이스털린 역설에 대한 연구: 만족점의 존재여부를 중심으로”, 『한국사회복지학』 64(1), 53-77.
- 문하나·채철균·송나경, 2018, “지역사회 물리적 환경에 대한 주관적 인식이 정신건강에 미치는 영향”, 『서울도시연구』 19(2), 87-103.
- 변미라·민보경·박민진, 2017, 「서울행 행복지표 구축과 제도화 방안」, 서울연구원.
- 오영균, 2018, 지역여건에 대한 평가와 삶의 만족, 지방행정연구 32(1), 95-114.
- 이왕건·강미나·김명수·이현지·이종화, 2010, 지방 대도시권의 삶의 질 향상을 위한 정주여건 개선방안, 국토해양부.
- 이성윤, 2014, 행정서비스가 시민의 행복에 미치는 영향 연구, 서울대학교 행정대학원 석사학위 논문
- 이우민·서승연·이경환, 2016, “지역 주민들의 행복수준에 영향을 미치는 도시환경특성에 대한 실증분석: 서울시를 대상으로”, 한국산학기술학회논문지 17(2), 351-360.
- 임근식, 2012, “지역주민의 삶의 질 인식과 영향요인에 관한 연구”, 한국행정과 정책연구 10(1), 47-89.
- 정해식 외, 2019, 「한국인의 행복과 삶의 질에 관한 종합 연구: 국제 비교 질적 연구를 중심으로」, 한국보건사회연구원
- 최말욱·문유석, 2011, 부산지역주민의 행복감 영향요인 분석, 지방정부연구 15(1), 277-297.
- 통계개발원, 2020, 국민 삶의 질 2020, 통계청
- 통계청, 2013, 지역사회지표 작성 매뉴얼, 통계청
- 황금화·박성호, 2018, 「경기도 고령인구 삶의 만족과 정주생활 커뮤니티 영역분석」, 경기연구원.
- Andrew, C. J., 2001 “Analyzing quality of place”, Environment and Planning B: Planning and Design 28(2), 201-217.
- Clark, A. E., 2003. Unemployment as a social norm: psychological evidence from panel data. Journal of Labor Economics 21, no.2: 323-351.
- Helliwell, J. F., Layard, R. and Sachs, J., 2012, World Happiness Report, New York: UN Sustainable Development Solutions Network.
- Helliwell, J. F. & R. D. Putnam, 2004, “The Social Context of Well-being”, 『Philosophical Transactions of the Royal Society B』, 359: 1435-1446.
- Luttmer, E. F. 2005. Neighbors as negatives: relative earnings and well-being. The Quarterly Journal of Economics 120, no.3: 963-1002.

제2절 행복의 지역 격차:

수도권과 비수도권의 행복 영향 요인 비교

민보경*

Regional disparities in happiness: Comparison of factors affecting happiness in metropolitan and non-metropolitan areas

Bogyeong Min*

요약: 본 연구의 목적은 한국인의 행복에 지역적 차이가 나타나는지, 국민 행복에 영향을 미치는 요인이 지역별로 다른지를 수도권과 비수도를 중심으로 살펴보는 것이다. 이를 위해서 2020년 한국인의 행복 조사 자료를 활용하여 서울, 경기, 인천 등 수도권과 그 외 지역인 비수도권 응답자를 추출하여 두 집단을 비교하고, 회귀분석을 실시하였다. 비수도권과 수도권의 전반적 행복감과 만족도를 비교한 결과 수도권의 행복 점수가 비수도권에 비해 상대적으로 약간 높았으며, 개인의 건강, 생활수준, 가족생활 만족도가 비수도권에 비해 높게 나타났다. 지역생활여건의 경우 수도권 지역에서의 건강여건, 교육여건, 관계 및 사회참여 여건, 환경여건, 여가여건의 만족도가 비수도권보다 높음을 알 수 있었다. 반면 안전여건과 경제여건에 대한 만족도는 비수도권이 수도권보다 높게 나타났다. 행복 영향 요인 분석 결과 수도권의 수도권과 비수도권 지역에서 공통적으로 개인의 건강, 생활수준, 대인관계, 가족생활, 건강 생활여건이 행복감에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 반면 수도권에서는 나이와 소득이 행복감에 유의미한 영향을 미치지 않았으나 비수도권에서는 나이가 많을수록, 소득이 높을수록 행복감이 낮은 경향을 보였다. 이러한 연구 결과를 바탕으로 본 연구는 수도권과 비수도권의 균형발전정책을 추진하되 지역적 소요에 적합한 행정서비스와 생활인프라 공급의 필요성을 제안한다.

주제어: 행복, 수도권, 비수도권, 지역 격차, 균형발전

ABSTRACT: The purpose of this study was to examine whether there are regional differences in the happiness of Koreans and whether the factors affecting national happiness differ by region, focusing on metropolitan and non-metropolitan areas. For this, we extracted the 2020 Korean happiness survey data from metropolitan areas such as Seoul, Gyeonggi, and Incheon and from non-metropolitan areas, conducted a regression analysis, and compared the two

* 국회미래연구원 부연구위원

groups. The analysis showed that the happiness score of the metropolitan areas was slightly higher than that of the non-metropolitan areas, and personal health, standard of living, and family life satisfaction were also higher than in the non-metropolitan areas. In the case of living conditions, satisfaction with health, relationships, and educational, social participation, environmental, and leisure conditions was higher in the metropolitan areas than in the non-metropolitan areas. On the other hand, satisfaction with safety and economic conditions was higher in the non-metropolitan areas than in the metropolitan areas. As a result of the analysis of the factors affecting happiness, it was confirmed that personal health, standard of living, interpersonal relationships, family life, and healthy living conditions had a positive effect on happiness in both the metropolitan and the non-metropolitan areas. Conversely, age and income did not have a significant effect on happiness in the metropolitan areas, but in non-metropolitan areas, the older the age and the higher the income, the lower the happiness. Based on these research results, this study proposes the necessity of supplying administrative services and living infrastructure suitable for regional needs while promoting balanced development policies in metropolitan and non-metropolitan areas.

KeyWords: Happiness, metropolitan areas, non-metropolitan areas, regional disparities, balanced development

I. 서론

대한민국 전체 인구의 절반이 전 국토의 12%인 수도권에 살고 있다. 통계청이 발표한 2020년 국내 인구이동통계에 따르면, 2020년 수도권으로 유입된 인구는 총 8만8천여명으로 2006년 이후 최대 규모이다. 최근 일자리 격차와 청년층의 수도권으로의 이동 등으로 수도권 집중이 재조명되고 있다.

한국은 지속적으로 수도권과 비수도권의 격차 완화를 위해 수도권 규제와 낙후지역 지원, 혁신도시와 행복도시 등 균형발전정책 등의 정책을 추진해 왔음에도 불구하고, 수도권 집중은 양적 격차를 넘어 양질의 일자리, 고차원 서비스의 제공 가능성 등 질적 격차로 심화되고 있다. 최근에는 부동산 가격의 급등으로 인한 수도권과 비수도권 간의 공간적 불평등, 상대적 소외감 등이 사회문제로 중요하게 다루어지고 있다. 자원이 집중하는 수도권은 부동산 가격 상승, 혼잡비용 상승 등으로 비효율화가 발생하고, 지방은 지역인재의 유출로 지역의 경쟁력을 떨어뜨리는 악순환이 반복되고 있고, 일부 지역은 소멸위기로 심각한 상황을 겪고 있다.

수도권 집중과 지역의 불균형 문제를 다루기 위해서 그동안 인구, 경제, 산업, 교육시설, 주택, 일자리 등 물질적 차원에 집중해 왔다. 경제적, 물리적 격차에 근거하여 전 국토의 균형발전을 주장하면서 우리나라의 경우 특히 도로, 항만, 공항 등 건설 중심의 정책이 전통적인 지역균형정책으로 집행되어 왔다(손정원, 2018). 그러나 최근 지역발전의 가치가 경제적·물리적 개발과 양적 성장 중심에서 주민의 삶의 질 제고 측면으로 이동함에 따라 지역균형발전에 대한 개념도 달라지는 것이 필요하다. 그렇다면 수도권과 비수도권의 경제적·물리적 격차가 존재하듯이 주민 행복감에 있어서도 차이가 나타날까? 수도권과 비수도권에서의 행복에 영향을 미치는 요인은 다르게 나타날까?

본 연구는 이러한 질문에 대한 답을 찾기 위해서 실증적 분석을 통해 수도권과 비수도권의 행복 격차와 행복 영향 요인을 탐색하고자 한다. 행복을 실증적으로 분석하기 위해서는 행복의 다차원성을 파악하여 실증적으로 측정하기 위한 기본적 틀이 필요하다. 행복을 바라보는 관점은 크게 주관적인 시각과 객관적인 시각으로 구분되며(문유정·이명신, 2021), 행복의 측정 역시 주관적인 방식과 객관적인 방식으로 구분한다(변미리 외, 2014; 한준 외, 2014; 황명진·심수진, 2008). 객관적인 방식은 삶의 다양한 물리적 구성요소, 즉, 의식주, 건강, 연령, 소득, 교육, 보건, 그리고 여가와 같은 객관적 지표를 통해 파악되는 삶의 물질적 조건을 의미하며, 주관적 방식은 삶에 대한 만족감, 행복감 등 개인의 평가 및 인식을 포함한다.

본 연구는 주관적 인식과 만족감에 기반하여 수도권과 비수도권의 행복에 영향을 미치는 요인을 탐색하고, 지역적 차이를 살펴보고자 한다. 그러므로 본 연구는 수도권과 비수도권의 생활에서 체감하는 만족감이 행복에 어떻게 영향을 미치는지를 확인함으로써 균형발전정책을 위한 시사점을 제시하는 것을 목적으로 한다.

II. 선행연구 검토

1. 지역 삶의 질과 균형발전

지역의 삶의 질은 균형발전과 관련하여 활발하게 논의되고 있다. 균형발전은 지역 격차의 관점에서 접근할 수 있는데, 수도권과 비수도권, 대도시와 중소도시, 도시와 농산어촌 간의 불균형 문제는 자원 배분상의 문제를 가져온다. 인구가 집중된 곳에는 투자가 많아지고, 과소한 지역에는 투자가 미흡해짐에 따라 과밀지역에 거주하던 과소지역에 거주하던 다양한 분야의 삶의 질 지표뿐 아니라 국민들이 체감하는 삶의 질은 낮아지고 국민체감 행복도 점점 낮아지게 된다(권영섭 외, 2020).

비수도권의 심각한 문제는 인구유출로 인한 구도심의 쇠퇴로 도시규모에 따라 다양한 양태로 나타난다. 도시규모가 작을수록 인구유출과 산업기반 악화가 심각하며 소도시는 생활편의시설 부족과 인구유출이 심각하다(손창희·장한두, 2020). 비수도권 중소도시의 경우 주거환경개선사업이 이뤄진 이후에도 주택노후도가 심각하며 도로, 공원, 상하수도 등 기초생활서비스의 공급이 부족하여 정주여건이 열악하다.

불균형 문제는 수도권 주민들에게 높은 교통혼잡도와 장시간의 출퇴근, 협소한 주거환경과 높은 주거비용을 부담하게 한다. 수도권의 평균 출퇴근 소요 시간은 1시간 30분으로 비수도권의 76분에 비하면 1.2배에 이르며, 서울의 교통혼잡비용은 전국의 46%를 차지한다(권영섭 외, 2020). 장시간의 출퇴근, 열악한 주거환경 등은 수도권 주민의 삶의 질을 저하하는 주요 원인이 되기도 한다.

생활인프라 측면에서 수도권과 비수도권의 격차가 나타난다. 비수도권의 중소도시 주민들은 보행안전, 주차편의, 공공시설 접근성에 대한 만족도가 낮으며, 특히 구도심 지역에서는 주거밀도와 개방감, 대중교통 이용편의, 공공시설 접근성의 불만이 주거만족에 부정적인 영향을 미치곤 한다(손창희·장한두, 2019). 교육시설과 교육환경은 젊은 세대들이 수도권으로 유입되는 주요 요인이다. 국가재정지원은 서울에 있는 대학에 집중함으로써 교육자원의 서울 편중은 더욱 심화되고 있어 젊은 층의 수도권 집중에 대한 우려가 커지고 있다(강준만, 2020). 최근 비수도권의 대학 진학 학생 수가 감소하고 지방 대학 미충원율이 높아져 지방대학이 위기 상황에 직면해 있는데, 이는 학생과 직원 감소뿐 아니라 대학이 입지한 지역 경제 손실로 연결되어 지역소멸을 가속화할 우려가 있다(권영섭 외, 2020).

건강시설은 삶의 질과 관련된 주요 시설로서 의료인력, 의료시설 등 접근성 측면에서 지역 격차를 보인다. 지역을 인구밀도에 따라 농어촌, 중소도시, 대도시로 분류하여 의료자원의 집중지수를 산출한 결과, 의료인력 및 시설은 인구 밀집도가 높은 도시 지역에 집중되어 있었다(이용재, 2005). 서울과 서울 이외 지역의 의료자원 배치에는 양적인 차이가 크며, 서울에 자원이 집중되는 현상은 의료자원이 민간 중심으로 구축되기 때문이다(전보영 외, 2012).

수도권 인구집중의 가장 큰 이유는 일자리이다. 수도권에는 양질의 좋은 일자리들이 집중되어 있어 그렇지 못한 비수도권에서 수도권으로의 인구이동이 발생한다. 이상호(2019)의 연구에 따르면 좋은 일자리는 수도권에 집중되어 있으며 특히, 일자리 질 지수 상위 39개 시군구 중 80% 이상이 수도권에 위치하였다.

외국의 사례를 보면 유럽연합(EU)의 경우 기존의 실업, 1인당 국민소득(GDP per capita) 수준 등 경제적 지표에 근거하여 지역 격차를 접근하던 방식을 탈피하고 다양한 사회지표를 포함하여 삶의 질 관점에서 종합적으로 유럽연합 회원국의 지역 격차를 분석하고 있다(Nordregio, 2018; 소진광, 2020 재인용). 우리나라의 경우도 통계청, 국가균형발전위원회, 행정안전부, 지방자치단체는 상호 협력하여 지역균형발전 및 삶의 질 수준을 측정하는데(표 1), 이는 삶의 질 조사 균형발전 및 지역 삶의 질 제고를 위한 정책 개발 추진에 필요한 기초자료 생성을 목적으로 한다.

[표 1] 지역균형발전 및 삶의 질 측정 항목

영역	출수년(12개)	짝수년(11개)
삶에 대한 만족도	삶에 대한 만족도	삶에 대한 만족도
건강		의료서비스 만족도
사회통합		일반인에 대한 신뢰
		기관 신뢰(선택)
		사회적 지원
		공동체 의식
		지역의 사회복지서비스 만족도
소득소비자산	가구 월평균 소득	가구 월평균 소득
	소득만족도	
	생계유지 어려움 경험 정도	
주거와 교통	주거환경 만족도	
	교통수단 만족도	
	지역 거주기간 및 정주의사	
노동	일자리 충분도	
	일자리 만족도	
교육	교육환경 만족도	
안전		범죄피해에 대한 두려움
		안전환경에 대한 평가
환경		환경체감도
문화와 여가	여가활동 만족도	
	시간 사용에 대한 만족도	

자료: 통계청·국가균형발전위원회 보도자료(2021. 4. 19.)

지역균형발전정책의 실천력을 담보하기 위해서는 지역주민들의 삶의 질 향상을 위한 구체적이고 상세한 수단이 필요하다. 수도권과 비수도권의 지역 격차를 완화하고 균형발전을 이루기 위해서는 주민의 일상생활과 관련한 다차원적이고 종합적인 삶의 질 측정과 이를 근거로 한 지역발전 전략이 마련되어야 한다. 그러므로 지역 격차와 지역균형발전과 같은 공간이슈에 대응하기 위해서는 주민들의 일상생활과 관련되어 있는 다양한 영역의 지표를 포함하여 종합적으로 접근하여야 한다.

2. 행복의 지역불평등 관련 선행연구 검토

행복 불평등에 관한 연구는 소득(Stevenson & Wolfers, 2008; Gandelman & Porzencanski, 2013; 이양호 외, 2013; 조동현·권혁용, 2016), 연령 또는 세대(조동현·권혁용, 2016) 등 주로 인구학적 특징을 중심으로 활발하게 연구되고 있다. 행복의 공간적 불평등을 다루는 연구는 특정 도시 또는 지역을 중심으로 살펴보거나 객관적 지표를 통해 지방자치단체 수준에서 삶의 질의 차이를 살펴본 연구가 주를 이룬다.

서울의 강남과 강북의 행복 영향 요인을 비교한 연구는 대중교통 만족도, 배우자 유무 등은 강남 3구에서는 행복에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나 강북 3구에서는 그러한 요인들이 유의미하지 않음을 확인하였다(민보경·정우성, 2020). 이승철(2011)의 연구는 대구와 경북지역을 중심으로 도시유형별 삶의 질 결정요인을 고찰하였는데, 삶의 질 결정요인으로 제1유형(광역·기술형도시)인 대구시는 지역 경제, 환경, 교육문화 등이며, 제2유형(산업·경제형도시)인 구미시는 주거, 도시 등의 생활환경과 지구환경 등 물리적 환경 요인, 제3유형인 경산시(교육·생활·복지형도시)는 지구환경, 도시 등의 생활환경, 교육문화, 경제·산업구조, 제4유형(환경·생태형도시)인 군위군, 영덕군은 경제적 환경, 교통주택, 사회적 환경 등이 나타났다. 박인권(2018)의 연구는 사회적 약자의 삶의 질 관점에서 162개 시·군을 대상으로 사회적 약자의 역량을 비교 분석하였는데, 사회적 약자의 역량은 수도권-비수도권, 대도시-중소도시-농촌 지역 집단 간에 상당한 격차가 존재하며, 세부 지표와 차원, 그리고 영역별로도 격차가 존재함을 보여준다. 구교준 외(2020)의 연구는 지역역량의 관점에서 7개 분야의 객관적 지표와 주관적 행복을 각각 독립변수와 종속변수로 하여 기초자치단체를 분석한 결과, 객관적 여건이 더 좋다고 평가되는 영남권의 지역역량이 호남권보다 취약한 것으로 나타났으며, 수도권에서는 객관적 여건이 더 좋은 객관적 여건이 더 좋은 강남권의 지역역량이 강북권보다 높은 것으로 나타났다.

본 연구는 전국을 대상으로 한 2020 한국인의 행복 설문조사의 자료를 활용하여 주관적 만족감과 행복의 관계를 수도권과 비수도를 비교하여 살펴본다. 본 연구는 행복은 객관적 환경보다는 주관적 인식과 심리상태에 초점을 두고 수도권과 비수도의 행복 격차를 분석하는 것으로, 객관적 지표를 중심으로 지역불평등을 다룬 선행연구들과의 차별성을 가진다.

III. 연구 방법

1. 자료 수집

이 연구에서 활용한 자료는 국회미래연구원의 2020년 ‘한국인의 행복조사’ 설문조사 자료를 활용하였다. 한국인의 행복조사는 만15세 이상 국민을 대상으로 구조화된 설문지를 이용하여 가구방문면접 조사 방식으로 실시하였다. 조사항목은 행복(전반적 행복감, 삶의 의미, 성취감, 자신의 삶에 대한 평가 등), 정서(어제의 감정, 미소, 행복감), 삶의 만족도, 사회심리적 변인, 일상 재구성, 코로나 모듈 등으로 구성되어 있으며, 이 연구에서 활용한 문항은 개인의 만족감, 지역에 대한 만족감, 불평등 인식 등에 관한 항목이다. 이 연구의 최종 분석에 활용된 표본 수는 13,824명으로 이들 응답자를 거주 지역으로 구분하면 비수도권 6,910명, 수도권(서울, 경기, 인천) 6,914명이다.

2. 연구 설계: 변수 구성 및 측정

본 연구에서는 행복의 측정에 있어 주관적 평가 및 인식에 초점을 두고 개인의 주관적 만족감 또는 주관적 웰빙(subjective well-being)을 행복으로 이해하되, 행복을 만족감 외에도 정서 경험이나 의미경험 등 자아실현적 의미와 성장을 포함하는 폭넓은 개념으로 이해하고자 한다. 조사에 활용된 한국인의 행복설문 문항 중 “전반적으로 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 문항에 대해 응답은 ‘전혀 행복하지 않다=0’부터 ‘매우 행복하다=10’의 척도를 활용하여 측정하였다.

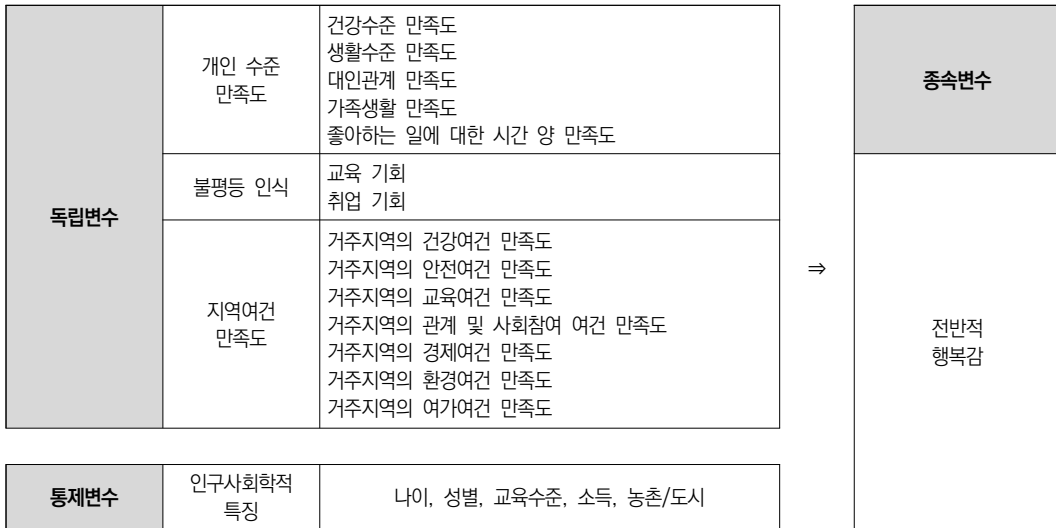
행복에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위해 개인 만족감(건강, 생활수준, 대인관계, 가족생활, 좋아하는 일에 대한 시간의 양), 거주지역에 대한 생활여건 만족감(건강, 교육, 여가, 환경, 사회참여, 경제, 안전, 동네환경)의 영역으로 변수를 구분하였다. 그리고 수도권과 비수도권의 특징을 반영하여 교육 기회와 취업 기회에 있어 불평등의 인식과 행복감과의 관계를 살펴보고자 교육 기회의 불평등 인식과 취업 기회의 불평등 인식을 변수에 포함하였다.

[표 2] 측정변수의 조작적 정의

구분	변수	변수 측정	
종속변수	행복감	전반적으로 얼마나 행복하다고 생각하십니까?(0-10점)	
통제변수	나이	나이(연속형 변수)	
	성별	여자(0), 남자(1) 준거집단=여성	
	교육수준	고졸 이하(0), 대졸 이상(1) 준거집단=고졸 이하	
	소득	월평균 개인소득(월평균 개인소득(1:소득 없음, 2: 100만원 미만, 3: 100만원 이상~200만원 미만, 4: 200만원 이상~300만원 미만, 5: 300만원 이상~400만원 미만, 6: 400만원 이상~500만원 미만, 7: 500만원 이상~600만원 미만, 8: 600만원 이상~700만원 미만, 9: 700만원 이상~800만원 미만, 10: 800만원 이상~900만원 미만, 11: 900만원 이상~1000만원 미만, 12: 1000만원 이상))	
	농촌/도시 ¹⁾	농촌(0), 도시(1) 준거집단=농촌	
독립 변수	개인 만족	건강 만족	본인의 삶에서 건강에 대해 얼마나 만족하십니까?(0점-10점)
		생활수준 만족	본인의 삶에서 생활수준에 대해 얼마나 만족하십니까?(0점-10점)
		대인관계 만족	본인의 삶에서 대인관계에 대해 얼마나 만족하십니까?(0점-10점)
		가족생활 만족	가족생활에 대해 얼마나 만족하십니까?(1점-7점)
		좋아하는 일 시간 양 만족	좋아하는 일을 하는 데 사용할 수 있는 시간의 양에 대해 얼마나 만족하십니까?(0점-10점)
	불평등 인식	교육 기회	교육 기회 평등 정도(불평등: 1점 - 평등: 5점)
		취업 기회	취업 기회 평등 정도(불평등: 1점 - 평등: 5점)
	지역 만족	건강여건 만족	거주지역의 건강 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
		교육여건 만족	거주지역의 교육 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
		여가여건 만족	거주지역의 여가 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
		환경여건 만족	거주지역의 환경 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
		사회참여 여건 만족	거주지역의 관계 및 사회참여 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
		경제여건 만족	거주지역의 경제 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)
안전여건 만족		거주지역의 안전 생활여건에 대해서 얼마나 만족하십니까?(1-5점)	
동네환경 만족	동네환경에 대해서 얼마나 만족하십니까?(0-10점)		

본 연구는 개인의 만족도, 불평등 인식, 지역여건의 만족도가 행복감에 영향을 미치는지, 영향을 준다면 어떠한 차이를 보이는지를 살펴본다. 따라서 주요 설명변수(독립변수)는 개인의 만족도, 불평등 인식, 지역여건 만족도로 설정한다. 교육 기회와 취업 기회에 대한 평등 그리고 종속변수로는 전반적 행복감으로 설정하였으며, 인구사회학적 특성(나이, 성별, 교육수준, 소득)과 농촌 또는 도시에 거주하는지를 통제변수로 설정하였다. 이 연구는 수도권과 비수도권의 행복감, 만족도 수준이 차이가 있는지를 비교하고, 행복 영향 요인을 분석하기 위해 SPSS를 활용하여 분산분석(ANOVA), 회귀분석을 실시한다.

1) 통계청의 e-나라지표에 따르면, 도시와 비도시 지역을 구분할 때 1.용도지역 기준(도시 지역: 주거·상업·공업·녹지지역, 비도시 지역: 관리·농림·자연환경보전지역), 2.행정구역 기준(도시 지역: 읍·동, 농촌: 면)을 사용하는데, 이 연구에서는 행정구역 기준을 적용하여 읍·면의 거주지역이 읍과 동인 경우 도시 지역으로, 면인 경우 농촌 지역으로 분류하였다.



[그림 1] 연구 모형 요약

IV. 분석 결과

1. 수도권과 비수도권 지역 행복 비교

전반적 행복 점수와 거주지역 만족도에 대한 평균값에 대한 비수도권과 수도권 두 그룹의 차이 검증은 [표 3]에 제시하였다. [표 3]에서처럼, 대인관계 만족도와 동네환경 만족도를 제외한 전반적 행복감, 건강 만족, 생활수준 만족, 대인관계 만족, 가족생활 만족, 좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족, 교육 기회 평등, 취업 기회 평등, 건강여건 만족, 안전여건 만족, 교육여건 만족, 관계 및 사회참여 만족, 경제여건 만족, 환경여건 만족, 여가여건 만족의 변수들에서 두 지역 간 유의미한 차이가 나타났다.

먼저 비수도권과 수도권의 전반적 행복감을 비교해 보면, 비수도권(M=6.809, SD=1.3282)에 비해 수도권(M=6.844, SD=1.1962)의 행복 점수가 약간 더 높게 나타났다. 그리고 개인 차원의 만족도를 비교해 보면, 건강 만족도(M_{비수도권}=6.429 < M_{수도권}=6.926), 생활수준 만족도(M_{비수도권}=6.375 < M_{수도권}=6.471), 가족생활 만족(M_{비수도권}=5.7485 < M_{수도권}=5.8502)이 수도권이 비수도권보다 상대적으로 높게 나타났다. 기회의 평등 측면에서 살펴보면, 교육 기회(M_{비수도권}=3.335 < M_{수도권}=3.551), 취업 기회((M_{비수도권}=3.041 < M_{수도권}=3.173)는 수도권에서 평등하다는 인식이 더 높게 나타났다. 지역에 대한 만족도를 살펴보면, 건강여건 만족도(M_{비수도권}=3.617 < M_{수도권}=3.791), 교육여건 만족도(M_{비수도권}=3.405 < M_{수도권}=3.446), 관계 및 사회참여 여건 만족도(M_{비수도권}=3.404 < M_{수도권}=3.447), 환경여건 만족도(M_비

수도권=3.409 < M_{수도권}=3.470), 여가여건 만족도(M_{비수도권}=3.401 < M_{수도권}=3.402)를 각각 비교하였을 때 수도권 지역이 비수도권 지역보다 약간 더 높은 것을 알 수 있었다. 반면, 안전여건 만족도(M_{비수도권}=3.512 > M_{수도권}=3.490)와 경제여건 만족도(M_{비수도권}=3.326 > M_{수도권}=3.302)는 비수도권이 수도권보다 높은 것으로 나타났다.

[표 3] 비수도권과 수도권의 행복과 만족도 평균 점수 비교(t-test)

구분	비수도권 (N=6,910)		수도권 (N=6,914)		t	p
	평균	표준편차	평균	표준편차		
전반적 행복감	6.809	1.3282	6.844	1.1962	-1.610	.000
건강 만족	6.429	1.6973	6.926	1.8412	-16.514	.000
생활수준 만족	6.375	1.5488	6.471	1.4441	-3.765	.000
대인관계 만족	6.485	1.6081	6.868	1.6622	-13.783	.852
가족생활 만족	5.7485	0.7957	5.8502	0.7869	-7.559	.002
좋아하는 일 시간 양 만족	6.3789	1.5749	6.5308	1.7479	-5.365	.000
교육 기회	3.335	0.8683	3.551	0.9254	-14.143	.000
취업 기회	3.041	0.9691	3.173	1.1018	-7.503	.000
건강여건 만족도	3.617	0.8327	3.791	0.8197	-12.425	.000
안전여건 만족도	3.512	0.8279	3.490	0.9409	1.487	.000
교육여건 만족도	3.405	0.8339	3.446	0.9319	-2.748	.000
관계 및 사회참여 만족도	3.404	0.8275	3.447	0.9284	-2.909	.000
경제여건 만족도	3.326	0.8208	3.302	0.9115	1.596	.000
환경여건 만족도	3.409	0.7829	3.470	0.9003	-4.207	.000
여가여건 만족도	3.401	0.7477	3.402	0.8759	-.070	.000
동네환경 만족도	6.444	1.4912	6.436	1.5005	.317	.872

*Levene의 등분산 검정 결과(95% 신뢰도 기준)에 따라 등분산이 가정된 경우와 그렇지 않은 경우에 해당되는 t-value와 p-value를 제시하였음.

2. 수도권과 비수도권의 행복 영향 요인 분석

본 연구는 비수도권과 수도권에서 각 변인들이 행복에 미치는 영향력을 보다 자세히 살펴보기 위하여 회귀분석을 실시하였으며 그 결과는 [표 4]에 제시되었다.

먼저 비수도권 모형의 경우, F 값이 171.926이며 통계적으로 유의미한 것으로 나타났고(p<0.001), 설명력은 34.4%이다. 비수도권의 행복감에 영향을 미치는 요인들을 분석한 결과, 성별, 건강 만족, 생활수준 만족, 대인관계 만족, 가족생활 만족, 좋아하는 일에 대한 시간의 양 만족 등의 요인들이 행복감에 유의미하게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 비수도권에서는 여성보다 남성의 경우가 행복감이 높은 경향을 보이고, 건강, 생활수준, 대인관계, 가족생활, 좋아하는 일에 대한 시간의 양

등 개인에 대한 만족도가 높을수록 행복감이 증가하는 경향을 나타냈다. 교육 기회 평등 인식이 행복감에 정(+)의 효과를 보이고, 지역의 생활여건의 경우 건강여건과 동네환경의 만족도는 행복에 정(+)의 영향을, 안전여건과 환경여건의 만족도는 부(-)의 효과를 미침을 알 수 있다.

수도권 모형의 F 값은 173.462(p<0.001)로 설명력은 34.8%로 제시되었다. 수도권 주민의 행복감에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과, 남성보다 여성의 경우, 농촌보다 도시의 경우, 그리고 교육수준이 높을수록 행복감이 높은 경향을 나타냈다. 개인 수준의 만족도는 건강 만족, 생활수준 만족, 대인관계 만족, 가족생활 만족, 좋아하는 일을 하는 시간의 양 만족이 모두 행복감에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 교육 기회의 평등과 취업 기회의 평등에 대한 인식이 높을수록 행복감이 높은 경향을 나타내고 있으며, 지역생활여건 만족도의 경우 건강여건과 여가여건은 행복감에 정(+)의 효과를, 환경여건과 경제여건은 부(-)의 효과를 가져오는 것으로 나타났다.

[표 4] 전반적 행복감에 영향을 미치는 요인(비수도권과 수도권)

구분	비수도권		수도권		
	B (β)	t	B (β)	t	
상수	2.248	15.520***	1.559	9.846***	
인구 사회 경제	나이	-.003 (-.036)	-.570	.000 (.007)	.096
	나이(제곱)	-1.648E-5(-.021)	-.332	3.761E-6(.005)	.065
	성별 (기준: 여성)	.047(.028)	1.685*	-.057 (-.023)	-2.169**
	교육수준 (기준: 고졸 이하)	-.012 (-.011)	-.806	.036 (.032)	2.490**
	소득	.001 (.001)	.073	.012 (.019)	1.527
	농촌/도시 (기준: 농촌)	-.077 (-.015)	-1.514	.205 (.028)	2.797**
개인 만족	건강 만족	.024 (.032)	1.980**	.065 (.100)	6.973***
	생활수준 만족	.158 (.190)	13.131***	.067 (.079)	5.717***
	대인관계 만족	.054 (.066)	4.038***	.053 (.074)	5.270***
	가족생활 만족	.408 (.255)	22.896***	.329 (.218)	19.260***
	좋아하는 일 시간 양 만족	.128 (.153)	9.540***	.114 (.165)	10.976***
불평등 인식	교육 기회	.054 (.036)	2.955**	.055 (.042)	3.364**
	취업 기회	.017 (.013)	1.101	.072 (.067)	5.335***
지역 만족	건강여건	.084 (.057)	4.204***	.094 (.064)	5.108***
	안전여건	-.054 (-.035)	-2.733**	.010 (.008)	.650
	교육여건	-.013 (-.008)	-.651	-.007 (-.006)	-.457
	환경여건	-.106 (-.064)	-4.824***	-.051 (-.038)	-2.832**
	관계 및 사회참여	-.013 (-.008)	-.647	.029 (.022)	1.691*
	경제여건	-.005 (-.003)	-.276	-.053 (-.040)	-3.017**
	여가여건	.024 (.014)	1.073	.136(.098)	7.200***
	동네환경	.025 (.029)	1.756*	-.004 (-.005)	-.320
F	171.926***		173.462***		
R2 (Adj R2)	0.344 (0.342)		0.348 (0.346)		

* p< 0.1, ** p< 0.05, *** p< 0.001

V. 결론

본 연구는 행복의 지역격차를 살펴보기 위해 수도권과 비수도권 지역을 중심으로 행복감에 영향을 미치는 요인이 무엇인지, 그리고 그 요인에 대한 지역 간 차이가 있는지를 분석하였다.

먼저 비수도권과 수도권의 전반적 행복감과 만족도를 비교한 결과 수도권의 행복 점수가 비수도권에 비해 상대적으로 약간 높았으며, 개인의 건강, 생활수준, 가족생활 만족도도 비수도권보다 높게 나타났다. 평등성 차원에서 교육 기회, 취업 기회에 대한 평등이 수도권에서 더 높게 나타났으며, 지역생활여건의 경우 건강여건, 교육여건, 관계 및 사회참여 여건, 환경여건, 여가여건의 경우 만족도가 높음을 알 수 있었다. 반면 안전여건과 경제여건에 대한 만족도는 비수도권이 수도권보다 높게 나타났다. 이러한 결과를 통해 행복감과 만족도는 주관적 인식에 근거한 것으로 기대 수준, 심리상태에 의해 영향을 받는 것을 감안하더라도 전반적으로 주관적 웰빙(subjective wellbeing)에 있어 비수도권과 수도권의 지역 격차를 확인할 수 있었다. 그러므로 비수도권 지역주민의 정책 수요와 기대 수준을 파악하여 비수도권 지역주민의 삶의 질과 만족도를 제고하기 위한 정책적 노력이 필요하다.

행복요인 분석 결과 수도권의 수도권과 비수도권 지역에서 공통적으로 개인의 건강, 생활수준, 대인관계, 가족생활, 좋아하는 일을 하는 시간의 양에 대한 만족 요인이 그리고 지역생활여건 중 건강여건이 행복감에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 반면 수도권과 비수도권의 행복감 영향 요인에 차이가 제시되었는데, 수도권에서는 여성이, 비수도권에서는 남성의 행복감이 높은 경향을 보였으며, 수도권에서는 교육수준이 높을수록 행복감이 높은 경향을 보였으나 비수도권에서는 그렇지 않았다. 이러한 결과는 수도권 지역은 여성에게, 교육수준이 높은 주민에게 상대적으로 더 높은 행복감을 느끼는 환경을 제공하고 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 수도권에서는 농촌보다 도시 지역에서 행복감이 높은 경향을 보였으나 비수도권은 농촌과 도시의 차이가 유의미하지 않았다. 즉, 경기와 인천지역은 도시와 농촌 지역의 행복감에 있어 차이가 있음을 확인하였다. 이는 수도권의 농촌 지역에 대한 행복 제고 전략 마련의 필요성을 시사하는 바이다.

비수도권에서는 안전여건에 대한 만족도가 통계적으로 유의미하게 행복감에 부(-)의 영향력을 보였으나 수도권에서는 통계적으로 유의미하지 않지만 수치상으로 안전여건에 대한 만족도가 행복감에 영향을 주고 있었다. 이는 수도권과 비수도권의 안전여건의 필요성 또는 의미 등이 다르게 작용하는 것이라 판단된다. 여가여건의 만족도는 수도권에서는 유의미하게 행복감에 정(+)의 효과를 나타냈지만 비수도권에서는 통계적으로 유의미하지 않았다. 수도권에서는 여가 인프라 및 프로그램에 대한 지원이 주민 행복 제고 전략이 효과적일 수 있음을 시사한다.

경제여건의 만족도가 행복에 미치는 영향에 있어 수도권과 비수도권에서 차이가 확인되었는데, 수도권에서는 통계적으로 유의하게 행복감이 부(-)의 영향력을 미치고 있으나 비수도권에서는 유의하지

않았다. 이러한 결과는 경기도의 상업시설 연면적 증가량이 행복감과 부(-)의 관계를 나타냈다는 선행 연구(최예리·이수기, 2018)와 유사하다. 최예리·이수기(2018)의 연구는 거주지가 상업지역으로서의 성격이 더할수록 도시 혼잡을 야기할 수 있기에 과도한 상업지역의 개발은 행복감에 부정적으로 작용할 수 있다고 설명한다. 또한 지역의 통계지표 등을 활용하여 보다 면밀히 살펴보는 것이 필요하지만 수도권 도시 개발의 특징상 인천의 송도국제도시, 청라국제도시, 경기의 판교 등의 고급 주거지구와 일자리 등 좋은 경제여건과 함께 상대적으로 낙후된 구도심의 공존은 불만족과 주민 간 갈등요인으로 작용할 가능성이 높으며 거주민의 행복감에 부정적인 영향을 미칠 수 있을 것으로 판단된다.

수도권과 비수도권의 격차가 존재함은 누구도 부인하기 어렵다. 본 연구에서는 수도권과 비수도권의 차이가 행복감에도 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여주었다. 향후 행복 격차를 발생시키는 지역 격차 요인에 대한 해석에 대해 좀 더 깊이 있는 논의를 위해 지역통계와 행복조사 문항을 활용한 다층 모형 분석이 후속 연구로 진행되는 것이 필요하다.

참고문헌

- 강준만, 2020, 지방이 지방을 죽인다: 수도권 집중과 지방소멸, 창작과 비평 48(4), 268-284.
- 구교준·이희철·김지원·박치능, 2020, 주관적 행복과 객관적 삶의 질 차이의 지역분포 분석: 지역역량의 관점에서, 정부학연구 26(1), 161-182.
- 권영섭·김태환·허동숙·서승연·이혜진, 2020, 새로운 시대 균형발전 전략 및 실행과제, 경제·인문사회연구회 문유장·이명신, 2021, 경제자본이 중년기 성인의 주관적 행복에 미치는 영향: 사회자본과 인적자본의 단일 매개효과 및 이중 매개효과, 사회과학연구 37(1), 243-273.
- 민보경·정우성, 2020, 행복 지역격차와 시민 행복 영향요인 연구, 인문사회 21.
- 박인권, 2018, 사회적 약자의 삶과 지역균형발전: 역량의 지역격차 분석, 공간과 사회 28(2), 71-114.
- 변미라·김범식·박희석·박민진(2014) 행복영향평가를 통한 국민행복제고방안, 지역발전위원회.
- 소진광, 2020, "지역균형발전의 접근논리 탐색", 지방행정연구 34(1), 3-48.
- 손정원, 2018. 균형발전 담론, 경제적 관점에서 정당화 가능한가? 대한지리학회 학술대회논문집, 11-15.
- 손창희·장한두, 2020, 도시·주거환경의 문제인식과 생활권관리 방향에 관한 연구: 도시규모·수도권 여부에 따른 공무원 의견 비교를 중심으로, 주거환경 18(3), 265-283.
- 손창희·장한두, 2019, 지방도시의 노후주거지 정비와 관리정책에 관한 연구, 주거환경 17(2), 197-214.
- 이상호, 2019, 지역의 일자리 질과 사회경제적 불평등, 지역고용동향브리프 2019 봄호, 한국고용정보원.
- 이승철, 2011, 도시유형별 삶의 질 수준과 영향요인: 대구·경북지역을 중심으로, 지방정부연구 15(2), 97-119.
- 이양호·지은주·권혁용, 2013, 불평등과 행복: 한국의 사례, 한국정치학회보 47(3), 25-43.
- 이용재, 2005, 지역특성이 보건의료자원 분포의 불평등에 미치는 영향, 상황과 복지 21, 49-78.
- 전보영·최수민·김창엽, 2012, 지역의 경제수준에 따른 의료자원 분포의 형형성 분석, 보건행정학회지 22(1), 85-108.
- 조동현·권혁용, 2016, 무엇이 한국인을 불행하게 만드는가? 소득불평등, 기회불평등, 그리고 행복의 균열구조, OUGHTOPIA 31(1), 5-39.
- 최에리·이수기, 2018. 근린환경의 변화가 지역주민의 행복감에 미치는 영향 분석: 경기도 지역사회 건강조사 2013 자료를 중심으로. 국토계획 53(1): 21-36.
- 한준·김석호·하상응·신인철, 2014, 사회적 관계의 양면성과 삶의 만족, 한국사회학 48(5), 1-24.
- 황명진·심수진, 2008, 한국의 행복지수 개발, 조사연구 9(3), 93-117.
- 통계청·국가균형발전위원회, "지역 균형발전 및 삶의 질 측정, 중앙과지방이 함께 합니다" (보도자료, 2021.4.19.)
- Gandelman, Néstor and Porzecanski, R., 2013, Happiness Inequality: How Much is Reasonable?, Social Indicators Research 110(1), 257-269.
- Nordregio, 2018, Mapping patterns of regional inequality and change in Europe: The evolution of regional inequalities in Europe (September 2018)
- Stevenson, B., and Wolfers, J., 2008, Economic Growth and Happiness: Reassessing the Easterlin Paradox. Brookings Papers on Economic Activity, spring, 1-87.

제3절 행복과 불평등의 지형 분석:

지역 내 사회서비스 시설 접근성 분석을 중심으로

조희찬*·이재정**

Happiness and Accessibility of Social Services

Hee-Chan Cho*·Chae-jeong Lee**

요약: 본 연구는 국회미래연구원의 '한국인의 행복조사'와 시군구별 사회서비스 분포 및 인구밀도 등 다양한 행정통계를 활용하여, 지역 내 사회서비스 시설의 공간적 분포가 지역 거주자의 행복감에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴보았다. 분석 결과, 행복과 사회서비스 접근성 불평등도 사이에는 비선형 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 사회서비스 제공 시설 수로 보면 청소년서비스와 노인서비스 모두 일정 수준 이상 공급되면 행복이 오히려 하락하는 비선형 양상을 보이거나, 이를 지역 내 시설의 비중으로 보면 서로 상이한 관계가 도출된다. 사회서비스 제공 시설의 공간적 분포와 행복 간의 비선형 관계는 지속적인 사회서비스 전달체계의 확충이 양적으로 이루어지는 방식은 한계가 있으며, 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있음을 함의하는 것으로 볼 수 있다. 보다 명확한 원인을 파악하기 위해서는 체계적인 후속 연구가 필요하다.

주제어: 행복, 접근성, 사회서비스, 불평등

ABSTRACT: This paper explores the relationship between happiness and spatial distribution of social service facilities by utilizing survey data from the Korean Happiness Survey by the National Assembly Futures Institute along with spatial data of social services and geographical information system-based neighborhood data. The results suggest that there is a non-linear relationship between happiness and inequality in accessibility of social services. The number of social services within walking distance of a neighborhood is positively associated with the happiness of the residents; however, such relationship is reversed when a certain number of social services is supplied within the neighborhood. Moreover, the type of social services, either youth or elderly services, affect the non-linear relationship between the spatial distribution of social services and happiness.

Keywords: Happiness, Accessibility, Social Service, Spatial

* 서울대학교 행정대학원 연구원

** 국회미래연구원 부연구위원

I. 서론

거주지역(neighborhoods)은 단순히 사람들이 거주하는 지역일 뿐만 아니라 생존을 넘어 삶을 향유하기 위해 필요한 다양한 자원, 편의시설 및 서비스에 접근하는 기본적인 일상생활 영역이다(Lu, 2018). 이처럼 개개인의 다양한 수요를 충족할 수 있는 지역사회 환경은 개인의 삶의 만족도를 결정하는 중요한 환경 요인으로 볼 수 있다(Ballas, 2013). 지역사회의 다양한 사회서비스 인프라 구축 및 수요에 대응하는 서비스의 공급은 사회서비스 대상에 대한 사회보장정책인 동시에 지역 거주자 전체의 주관적 삶의 만족도 혹은 행복을 개선하는 정책이라고 볼 수 있다.

그동안 한국의 사회서비스 제공 시설은 지역별 인구 분포와 사회서비스의 수요에 대한 면밀한 분석에 기반하고 있다기보다는, 중앙정부가 중심이 되어 기본적으로 제공되어야 하는 사회서비스의 종류를 설정하고, 중앙정부와 지방정부가 국고보조사업의 형태로 재원을 마련하여 서비스 전달체계가 구축되는 방식으로 확장되어 왔다(강혜규, 2019). 이러한 정책 추진 방식은 의도하지 않게 지역 내 불평등의 지형이 형성하고, 오히려 생활환경의 악화를 초래할 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 사회서비스 제공 시설 접근성의 불평등이 지역사회 거주자의 행복에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증적으로 탐색해 보고자 한다. 특히 유소년 및 노인 대상 사회서비스 제공 시설의 분포가 지역 거주자의 행복감에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴봄으로써 행복과 사회서비스 접근 용이성의 불평등도의 관계를 검토한다.

II. 이론적 논의 및 선행연구 검토

1. 행복의 지역별 차이에 대한 연구

개인이나 가구의 특성뿐만 아니라 거주하는 지역의 기후나 물리적 특성 또한 개인의 주관적 삶의 질에 영향을 미친다(Winters & Li, 2017; 강동우 외, 2020). 공원, 녹지, 학교나 체육시설 등 다양한 지역의 물리적 특성이나 인구밀도, 자연환경, 주택시장 등 환경 및 사회경제적 요인 등 다양한 지역의 맥락적 환경이 개인의 삶의 질에 영향을 미친다는 것이다(Weziak-Bialowolska, 2016; Brown et al., 2016). 지역의 크기, 형태 및 구성이 거주자의 삶의 질에 영향을 미친다는 점은 한편으로는 각 지역이 자체적으로 성장이나 밀집 방식, 또한 어떤 지역을 우선적으로 개발할지 등에 대한 전략이 거주자의 삶에 영향을 미친다는 것을 의미하기도 한다(Olsen et al., 2019). 지역 내 전략적 개발 방향에 따라 거주자의 삶의 질 혹은 행복에 긍정적 혹은 부정적 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

한편, Morrison & Weckroth(2018)는 대도시 지역에서 관찰되는 낮은 수준의 삶의 만족도는 개인이 지향하는 가치가 어떻게 분포하고 있는지와도 밀접한 관계가 있다고 주장한다. 이는 외생적으로 개입 가능한 도시 관련 정책에 집중하기보다는 주관적인 삶의 만족도에 대하여 다양한 입장을 가진 개인들의 분포를 도시 관련 정책이 어떻게 포용하느냐에 따라 삶의 만족도가 결정될 수 있음을 함의한다. 이러한 견해는 다양한 개인의 불균형한 집중도에 따라 대도시 지역의 삶의 만족도가 결정되며, 이를 토대로 지역별 특성을 유형화할 수 있다는 주장과 맥을 같이 한다(Lenzi & Perucca, 2020).

그러나 개인이 지향하거나 집중하는 가치와 같은 주관적인 부분이 삶의 만족도에 미치는 영향과 별개로 도시 자체의 입지는 삶의 만족도에 영향을 미치는 외생적 요인에 해당한다. Hand(2020)는 도시 지역의 높은 인구밀도, 소음 및 빛 공해, 대기오염 등의 단점이 편의시설 접근과 같은 도시 생활의 장점을 추월하지 못한다고 주장하였다. 뿐만 아니라, 도시화된 지역의 외곽 혹은 교외에 사는 사람들은 상대적으로 도시화가 덜 진행된 지역보다는 편의시설 등에 접근하기 용이한 인구 밀집 지역에 거주하는 경향이 있음을 제시하였다(Hand, 2020).

거주지역 인근의 편의시설과 주관적 삶의 만족도 간의 관계를 다룬 연구들은 사회적 관계와 공간적 관계가 얽혀 있으며, 개인이 거주하는 지역의 불평등과 같은 사회적·공간적 위치나 지역 내 상대적 위치가 개인의 삶의 만족도에 영향을 미친다고 주장한다(Alesina, Di Tella & MacCulloch, 2004; Brodeur & Fleche, 2012; Ala-Mantila et al., 2018). 또한 녹지 공간의 가용성, 교통 및 문화 자원への 접근과 같은 거주지역 인근의 편의시설은 해당 지역 거주자의 주관적인 삶의 만족도에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다(Cloutier & Pfeifer, 2015).

한편 몇몇 실증분석은 일부 거주자만이 지역의 물리적 특성의 혜택을 보는 상황이 발생하고 있음을 입증하였다. Mears et al.(2019)은 영국 셰필드를 대상으로 거주자가 접근 가능한 녹지에 대한 분석을 실시하여, 20%가량의 가구만이 300m 이내에 적절한 유형 및 크기의 녹지에 접근할 수 있다는 사실을 확인하였다. 기존 연구들은 도시에서의 걷기 가능한 지역에 대한 사회적 불평등에 중점을 두고 있으며, 많은 연구들이 도보생활권과 사회적 불이익(예. 저소득계층, 저학력계층, 사회적 소수자 등) 사이의 관계를 분석하고 있다(Riggs, 2016; Bereitschaft, 2017; Weng, et al., 2019).

이상에서 검토한 선행연구들은 도시 지역과 교외 지역을 비교하여 도시 지역의 편의시설 이용 용이성 등이 삶의 주관적 만족도 혹은 행복에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 밝히거나, 동일 도시 지역 내에서도 녹지에 대한 접근성 등 편의시설 접근 용이성이나 도보생활권 여부 등이 행복에 영향을 미칠 수 있음을 분석하였다. 뿐만 아니라, Hand(2020)는 거주지역은 개인에게 자신과는 성향 및 정체성이 상이한 준거집단을 제시하는 잠재적 방식으로 주관적 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 구체적으로, Ferrer-i-Carbonell(2005)은 준거집단을 같은 지역에 사는 유사한 교육수준과 연령대의 사람들이라 전제할 경우, 준거집단의 소득수준이 개별 거주자 각각의 소득만큼이나 행복감에

영향을 미치는 중요한 요인이라는 점을 밝혔다(Hand, 2020).

그렇다면, 단순히 거주지역의 도시화 정도뿐만 아니라 도시와 교외로 크게 나뉘는 개별 지역 내에서도 거주자의 상대적 위치에 따라 행복감에 차이가 발생할 가능성이 있다. 또한, 선행연구에서 녹지나 편의시설 등에 대한 접근성이 행복에 영향을 미치는 것으로 미루어 보아, 주요 사회서비스에 대한 접근 용이성 정도가 개인의 행복감에 있어 차이를 유발할 가능성도 있다고 볼 수 있다. 뿐만 아니라, 거주지역의 사회서비스 접근 수준에 비해 개인의 생활환경 내 사회서비스 접근 수준이 높다면, 행복감이 상대적으로 높을 가능성이 있다. 이에 본 연구는 우리나라 시군구별 주요 사회서비스에 대한 접근성의 불평등 정도와 해당 지역 거주자의 행복감 간의 관계를 분석하여, 지역별 사회서비스의 분포가 거주자의 행복감을 높이는 데 기여하기 위해서는 어떠한 정책적 접근이 필요할 것인가에 대하여 논의하고자 한다.

2. 사회서비스 시설 종류에 따른 접근성의 불평등과 행복 간 관계에 대한 연구

일반적으로 주민들은 거주지역 내의 기반시설, 편의시설, 대중교통 등의 개선을 환영한다(Kytta et al., 2016). 삶의 만족과 관련된 최소 욕구이론(livability theory)은 기초적인 수요를 충족시키는 것이 삶의 만족도를 결정하는 주요 요인이라는 입장이다(Diener & Oishi, 2000). 기초수요(basic needs)는 삶과 물질적 조건(conditions)과 관련된 조건들과 관련된다(Schyns, 2001). 여기서 물질적 조건은 주민들의 물질적 삶을 둘러싼 환경과 관련된 다양한 측면을 포괄한다. OECD(2011)에서 이러한 조건들로 주택, 환경, 안전 등 다양한 지역인프라 기반을 들고 있다. 결국 이러한 조건들은 중앙정부 또는 지방정부가 제공하는 지방인프라와 관련된 공공재와 사회서비스(최예나, 2016)라고 할 수 있으며, 다양한 지역인프라의 구축은 거주자의 사회서비스에 대한 접근 용이성을 높이게 된다.

한편, 사회서비스에 대한 접근 용이성뿐만 아니라 어떤 사회서비스가 제공되는가에 따라 지역 내 사회서비스 접근성에 있어서의 불평등도가 행복감에 미치는 영향이 상이할 수 있다. 개별적인 사회서비스 제공 시설과 관련하여, 선행연구들은 사회서비스 제공 시설의 혜택을 받지 못하는 집단은 사회서비스 시설뿐만 아니라 상업, 교육, 의료 등 기본적인 서비스나 자원을 이용할 수 있는 기회도 상대적으로 부족하다는 것을 보인다(Moore et al., 2008; Hawthorne and Kwan, 2012; Hilmers et al., 2012; McKenzie, 2013; Welch, 2013; Xu et al., 2017; Weng, et al., 2019).

어떤 사회서비스가 제공되고 있는가는 특정 사회서비스 제공 시설이 거주자에 의해 상대적으로 더 선호되거나 선호되지 않는 경우, 시설 종류에 따라 접근성에 있어서의 불평등도의 양상이 달라질 수 있다는 점에서, 사회서비스 제공 시설의 종류에 따른 접근성의 불평등과 행복 간 관계를 분석할 필요가 있다. 사회서비스 제공 시설의 종류는 해당 지역의 인구학적 특성이나 지방자치단체의 재정 상태

등 다양한 요인에 의해 결정된다. 특히, 우리나라의 사회서비스 제공 시설은 종류에 따라서는 수요 집단에 해당하는 인구의 분포를 고려하지만, 대체로 국고보조사업의 형태로 설립·운영되기 때문에 해당 지방자치단체가 특정 사회서비스 제공 시설을 설립·운영하는 데 필요한 대응 지방비를 마련할 수 있는지가 중요한 요인으로 작동하고 있다. 이에 따라, 수요 집단에 해당하는 인구 분포를 반영하여 사회서비스가 제공되고 있는지에 대한 확인이 필요하며, 더 나아가 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계가 상이한지 여부를 분석해 볼 필요가 있다.

III. 분석 방법

본 연구는 국회미래연구원이 2020년에 수행한 ‘한국인의 행복조사’와 2019년에 수행한 ‘대한민국 행복지도’ 자료, 시군구별 사회서비스 분포(주소) 및 인구밀도 등 다양한 행정통계를 바탕으로 데이터 세트를 구축하였다. 모든 종류의 사회서비스를 다루는 데에는 한계가 있기 때문에, 인구구조 변화를 주도하는 유소년(영유아 및 초등학교 학령기 인구)과 노인(65세 이상)을 대상으로 제공되고 있는 사회서비스(어린이집, 유치원, 초등학교, 노인 요양시설 및 공동생활가정, 주야간보호서비스 등)를 중심으로 연구를 수행하고자 한다.

행복은 ‘한국인의 행복조사’의 문항 중 “전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”를 활용한다. 응답은 ‘전혀 행복하지 않다’부터 ‘매우 행복하다’까지 11점 척도를 활용하여 측정한다.

독립변수에 해당하는 불평등의 지형은 본 연구의 목적이 사회서비스 시설 접근성의 불평등에 따른 행복의 차이를 살펴보는 것이므로, 지역 내 사회서비스에 대한 접근성을 중심으로 측정한다. 구체적으로, 도보를 통해 이동 가능한 범위인 반경 700m(이채정 외, 2020) 내 접근 가능한 사회서비스 시설 수를 활용하여 접근성을 측정하였다.

유소년서비스 비중은 기초자치단체 내 유소년서비스(어린이집, 유치원, 초등학교) 시설 수 대비 집계구 중심 근린생활환경(700m) 내 시설 수 비중, 노인서비스 비중은 기초자치단체 내 노인서비스(노인요양시설, 노인요양공동생활가정, 주야간보호서비스) 시설 수 대비 집계구 중심 생활환경(700m) 내 시설 수 비중, 사회서비스 비중은 유소년서비스와 노인서비스 시설 수 대비 집계구 중심 생활환경 내 시설 수 비중으로 조작적 정의하였다. 각 변수별 자료는 정부의 공식통계와 ‘한국인의 행복조사’에서 활용된 집계구 정보를 활용하여 수치를 산출하였다.

한편, 주요 행복의 결정요인, 지역적 특성, 개인 및 가구 수준 변인을 통제변수로 설정하였다. 주요 행복의 결정요인은 국회미래연구원의 ‘한국인의 행복조사’ 기초분석 보고서를 참고하여 믿음과 물질

적 측면에 대한 사회심리적 변인과 사회적 자원 관련 문항을 변수로 설정하였다. 사회심리적 변인(믿음)은 “대부분의 사람들은 믿을 만하다고 생각한다”라는 문장에 대한 동의 정도, 사회심리적 변인(물질)은 “많은 돈과 값비싼 물건을 소유하는 부자가 되는 것은 중요하다”라는 항목에 대한 동의 정도를 ‘전혀 동의 안 함’부터 ‘매우 동의함’까지 5점 척도를 활용하여 측정한다. 한편 사회적 자원은 평소 자주 어울리는(물리적으로 직접) 친구가 몇 명인가를 조사한 문항을 활용하였다.

지역적 특성은 인구밀도가 높은 지역이나 동일 기초자치단체 내에서도 전체에 비해 인구밀도가 높은 지역을 중심으로 사회서비스 제공 시설이 밀집할 가능성이 높으므로, 접근성의 불평등과 행복에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 판단되는 집계구 수준의 인구밀도와 인구밀도 비중을 통제한다. 또한 거주하는 지역의 생활여건(건강, 안전, 교육, 관계 및 사회참여, 경제, 환경, 여가)에 대한 만족도 평균과 읍면동 수준의 평균공시지가 변수를 통제한다. 한편 유소년부양비, 노년부양비, 노령화지수와 비중을 측정하여 거주지역의 인구학적 특성을 고려할 수 있도록 한다. 마지막으로 개인 및 가구 수준 변인은 개인 및 가구의 소득수준, 직업, 성별, 연령, 연령 제곱, 혼인 상태, 학력, 가구원 수, 건강상태, 종교 등 주요 개인 및 가구 특성으로 구성하였다. 이를 정리하면 [표 1]과 같다.

[표 1] 변수의 구성

구분	변수	변수 측정
종속변수	행복감	“전반적으로 귀하는 자신이 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”(0-10점)
독립변수	사회서비스 시설 접근성의 불평등	1. 사회서비스 비중: 기초자치단체 내 유소년서비스(어린이집, 유치원, 초등학교) 및 노인서비스(노인요양시설, 노인요양공동생활가정, 주간보호서비스) 시설 수 대비 집계구 중심 생활반경(700m) 내 유소년서비스와 노인서비스 시설 수 비중 2. 노인서비스 비중: 기초자치단체 내 노인서비스(노인요양시설, 노인요양공동생활가정, 주간보호서비스) 시설 수 대비 집계구 중심 생활반경(700m) 내 노인서비스 시설 수 비중 3. 유소년서비스 비중: 기초자치단체 내 유소년서비스(어린이집, 유치원, 초등학교) 시설 수 대비 집계구 중심 생활반경(700m) 내 유소년서비스 시설 수 비중
통제변수	사회심리적 변인	(믿음) “대부분의 사람들은 믿을 만하다고 생각한다.”(1-5점) (물질) “많은 돈과 값비싼 물건을 소유하는 부자가 되는 것은 중요하다.”(1-5점)
	사회적 자원	“평소 귀하가 자주 어울리는 친구는 몇 명입니까?”(오프라인으로도 만나는 친구)
	지역적 특성	<ul style="list-style-type: none"> • 노령화지수 비중(기초자치단체 내 노령화지수 평균 대비 집계구의 노령화지수 비율) • 노년부양비 비중(기초자치단체 내 노년부양비 대비 집계구의 노년부양비) • 유소년부양비 비중(기초자치단체 내 유소년부양비 대비 집계구의 유소년부양비) • 인구밀도(집계구 수준) • 인구밀도 비중(기초자치단체 대비 집계구) • 지역생활여건 만족도(건강, 안전, 교육, 관계 및 사회참여, 경제, 환경 및 여가에 대한 만족 정도 평균) • 읍면동 수준 평균공시지가(ln) • 시군구 고정효과
개인 및 가구 수준 변인	성별(여성: 0), 연령, 혼인 상태(배우자있음: 1), 학력, 직업, 건강상태(매우 좋음: 1, 매우 나쁨: 5), 종교 유무	

지역 내 사회서비스 시설 접근성의 불평등이 행복에 미치는 영향을 파악하기 위해서 회귀분석을 실시한다. 종속변수인 행복감은 11단계 리커트 척도이므로 순위프로빗모형을 활용할 수도 있으나, 추정 결과가 선형모형 결과와 유사하다는 연구(Clark & Oswald, 2002; 강동우 외, 2020)를 참고하여, 선형모형으로 추정한다. 또한 본 연구에서는 기초자치단체 수준보다 세밀한 수준에서 지역 내 상대적 위치(사회서비스 제공 시설 접근에 있어서의 불평등도)를 활용하므로 시군구 고정효과를 모형에 포함하였다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계

본 연구의 분석 대상 관측치 수는 13,824개이며 분석에 포함된 관측치 수는 13,758개이다. 11점 척도로 측정된 전반적 행복은 평균 6.79이다. 한편 근린생활반경(700m) 내 어린이집, 유치원, 초등학교 등 유소년서비스 제공 시설 수는 평균 18개이며, 노인요양시설, 노인요양공동생활가정, 주야간보호서비스 등 노인서비스 제공 시설 수는 평균 약 2개로 나타난다.

분석 대상의 평균연령은 48.6세로 집계되었고, 남성의 비중은 약 53%이며, 배우자가 있는 경우가 전체 분석 대상의 약 72% 수준인 것으로 파악되었다. 가구원 수는 평균 2.3명으로 집계되었고, 주관적으로 인식하고 있는 건강상태는 매우 나쁨까지 5점 척도 기준 평균 2.3점, 종교는 있는 경우가 없는 경우보다 많은 것으로 확인되었다([표 2] 참고).

[표 2] 기술통계 1(연속형 변수)

변수명	평균	표준편차	최솟값	최댓값
전반적 행복	6.789	1.292	0	10
유소년서비스 수(700m)	18.661	13.004	0	63
유소년서비스 비중	0.071	0.062	0	0.615
노인서비스 수(700m)	1.967	3.1076	0	27
노인서비스 비중	0.054	0.084	0	0.607
사회심리적 변인(믿음)	3.416	0.850	1	5
사회심리적 변인(물질)	3.390	1.010	1	5
사회적 자원(친구)	5.204	3.613	0	30
지역생활여건 만족도	3.446	0.608	1	5
인구밀도	33033.84	33784.33	23.9	457835.6
인구밀도 비중	1.572	2.453	0.001	27.318
ln(평균공시지가(동 단위))	12.658	1.381	8.359	15.516
유소년부양비	17.019	10.469	0.7	57.2
유소년부양비 비중	1.099	0.683	0.030	3.695
노년부양비	19.766	14.419	1.3	102.2
노년부양비 비중	0.731	0.490	0.029	4.293
노령화지수	180.917	205.027	3.4	2216.7
노령화지수 비중	0.672	0.734	0.014	6.412
연령	48.602	15.920	15	98
성별(여성: 0)	0.527	0.499	0	1
혼인 여부(배우자 있음: 1)	0.729	0.445	0	1
가구원 수	2.303	0.816	1	6
건강상태(매우 좋음: 1)	2.333	0.751	1	5
종교(있음: 1)	1.736	0.441	1	2

명목형 변수에 대한 기술통계를 살펴보면, 학력은 4년제 대학 졸업자의 비중이 35.62%, 고등학교 졸업자의 비중이 35.61%로 집계되었다. 직종의 경우에는 상용근로자 42.81%, 무직 35.14% 순으로 구성되었다. 이는 가구별 19세 이상 성인 전원을 대상으로 '한국인의 행복조사'가 실시되었기 때문에 대학(교) 재학생을 비롯한 구직 이전의 20대와 전업주부 등이 포함되었기 때문인 것으로 보인다. 월간 개인소득의 분포는 200~300만원 25.48%, 300~400만원 18.2%, 100~200만원 14.45% 순으로 집계되었다. 월간 가구소득은 300~400만원이 21%로 가장 높은 비중을 차지하였고, 400~500만원 17.67%, 200~300만원 14.27% 순으로 분포되어 있는 것으로 나타났다.

[표 3] 기술통계 2(명목형 변수)

변수명		빈도	비중
학력	무학	116	0.84
	초등학교	442	3.21
	중학교	926	6.73
	고등학교	4,899	35.61
	대학교(4년제 미만)	2,383	17.32
	대학교(4년제 이상)	4,901	35.62
	대학원 석사과정	84	0.61
	대학원 박사과정	7	0.05
직업	무직	4,858	35.14
	상용근로자	5,918	42.81
	임시근로자	765	5.53
	일용근로자	168	1.22
	고용원이 있는 자영업자	453	3.28
	고용원이 없는 자영업자	1,381	9.99
	무급가족종사자	281	2.03
개인소득	소득 없음	3,373	24.4
	100만원 미만	1,083	7.83
	100~200	1,998	14.45
	200~300	3,522	25.48
	300~400	2,516	18.2
	400~500	812	5.87
	500~600	285	2.06
	600~700	110	0.8
	700~800	50	0.36
	800~900	26	0.19
	900~1000	10	0.07
	1000만원 이상	39	0.28
가구소득	소득 없음	195	1.41
	100만원 미만	413	2.99
	100~200	931	6.73
	200~300	1,973	14.27
	300~400	2,903	21
	400~500	2,443	17.67
	500~600	1,931	13.97
	600~700	1,022	7.39
	700~800	527	3.81
	800~900	227	1.64
	900~1000	127	0.92
	1000만원 이상	1,132	8.19

2. 주요 사회서비스에 대한 접근성의 불평등도와 행복의 관계 분석 결과

먼저, 주요 사회서비스에 대한 접근성의 불평등도와 행복의 관계를 분석하였다. [표 4]의 모형 (1)~(4)는 분석 대상자들이 거주하고 있는 집계구 단위의 노령화지수를 지역의 인구학적 특성을 파악할 수 있는 변수로 포함하고, 사회서비스의 비중과 사회서비스의 수가 행복에 미치는 영향을 분석한 것이다. 노령화지수는 유소년층 인구에 대한 노년층 인구의 비율로, 분석에 포함된 주요 사회서비스가 유소년 및 노인서비스 제공 시설이므로 노령화지수를 통해 지역의 인구학적 특성을 통제하였다. 한편 모형 (5)~(8)은 노령화지수 대신 기초자치단체 평균 노령화지수 대비 집계구 노령화지수 비중을 투입하였다.

근린생활환경 내 사회서비스 제공 시설 수와 행복 간 비선형 관계를 확인할 수 있다. 전반적으로 주변에 지역 내 사회서비스 제공 시설이 밀집되어 있는 지역에 거주할수록 행복도가 높은 것으로 나타난다. 사회서비스 제공 시설 수와 행복은 정(+)의 관계를 가지나, 근린생활환경 내 시설 수가 일정 수준을 넘어가면 부(-)의 관계로 바뀌는 것을 볼 수 있다. 이러한 관계는 사회복지시설 수가 지역주민의 행복도에 긍정적인 영향을 미친다는 기존 연구 결과(강동우 외, 2020)와 유사하다. 시설 수의 측면에서 일정 수준까지는 정(+)의 관계를 가지기 때문이다. 하지만 사회서비스 제공 시설 수가 일정 수준을 넘어가면서부터는 도시에 거주하는 주민의 행복도가 상대적으로 낮다는 연구 결과(Morrison & Weckroth, 2018)와 유사하게 부(-)의 관계로 변화하는 것으로 보인다. 각종 편의시설 접근 용이성이 행복에 긍정적 영향(Hand, 2020)을 미칠 수 있으나, 지나친 밀집도는 오히려 행복에 부정적 영향을 미칠 수도 있다.

한편 사회서비스 제공 시설의 비중에서도 시설 수의 경우와 유사한 관계가 나타난다. 기초자치단체 내에서 근린생활환경 내 사회서비스 제공 시설이 차지하는 비중이 늘어날수록 행복이 증가하는 정(+)의 관계가 나타나나, 증가폭이 점점 둔화되며, 비중이 일정 수준을 넘어가면 오히려 부(-)의 관계로 바뀌는 것이다. 기초자치단체 내에서 상대적으로 사회서비스가 밀집되어 있는 지역에 거주할수록 행복이 증가하는 것이다. 기초자치단체 수준에서 근린생활환경 내 사회서비스 제공 시설이 상대적으로 적은 지역은 절대적인 사회서비스의 공급이 부족하여 행복이 낮을 수도 있으며, 불공평에 대한 인식과 신뢰의 문제로 인해 불평등이 높은 지역에서는 삶의 만족도가 낮다는 기존 연구(Nguyen et al., 2015; Ala-Mantila et al., 2018)와 같이 사회서비스에 대한 수요가 충분히 충족되었으나 지역 내의 공간적 분포의 문제로 인해 행복이 낮다고 볼 수도 있다.

가구소득이나 읍면동 수준에서의 평균공시지가와는 부(-)의 관계가 나타나 경제 규모의 양적 증가가 행복 수준의 증가로 이어지지 않는다는 Easterlin의 역설(Easterlin, 1974)과 유사한 결과를 확인할 수 있다. 또한 노령화지수나 노령화지수비중 모두 행복과 통계적으로 유의미하게 부(-)의 관계를

보여, 노령화지수가 높은 지역에 거주하는 경우 행복감이 낮게 나타나거나 분석 대상자들이 거주하고 있는 시군구 전체 대비 거주지역의 노령화지수 비중이 높을수록 행복이 낮게 나타난다. 믿음과 물질 관련 사회심리적 변인과 사회적 자원 변수는 일정하게 행복과 정(+)의 관계로 확인되어, 선행연구의 결과들과 일관된 경향을 보인다.

[표 4] 주요 사회서비스에 대한 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계 분석 결과

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
노령화지수	-0.000295*** (6.93e-05)	-0.000185*** (7.09e-05)	-0.000272*** (6.95e-05)	-0.000249*** (7.06e-05)				
노령화지수 비중					-0.0710*** (0.0175)	-0.0558*** (0.0175)	-0.0646*** (0.0174)	-0.0582*** (0.0176)
사회서비스 비중	-0.515 (0.380)	3.546*** (0.655)			-0.503 (0.381)	3.660*** (0.641)		
사회서비스 비중 제곱		-17.29*** (2.448)				-17.89*** (2.400)		
사회서비스 수(700m)			0.00118 (0.00113)	0.00859*** (0.00326)			0.00127 (0.00113)	0.00883*** (0.00325)
사회서비스 수 제곱				-0.000131*** (5.01e-05)				-0.000133*** (5.01e-05)
사회심리적 변인(믿음)	0.226*** (0.0170)	0.227*** (0.0170)	0.227*** (0.0170)	0.228*** (0.0170)	0.226*** (0.0170)	0.226*** (0.0170)	0.227*** (0.0170)	0.227*** (0.0170)
사회심리적 변인(물질)	0.0269** (0.0129)	0.0227* (0.0129)	0.0274** (0.0129)	0.0278** (0.0129)	0.0277** (0.0129)	0.0230* (0.0129)	0.0282** (0.0129)	0.0285** (0.0129)
사회적 자원(친구)	0.0151*** (0.00423)	0.0163*** (0.00423)	0.0151*** (0.00423)	0.0150*** (0.00423)	0.0151*** (0.00423)	0.0163*** (0.00423)	0.0151*** (0.00423)	0.0149*** (0.00423)
연령	-0.0141*** (0.00458)	-0.0140*** (0.00456)	-0.0142*** (0.00457)	-0.0143*** (0.00457)	-0.0142*** (0.00458)	-0.0140*** (0.00456)	-0.0143*** (0.00458)	-0.0144*** (0.00458)
연령 제곱	0.000118** (4.70e-05)	0.000114** (4.69e-05)	0.000119** (4.70e-05)	0.000120** (4.69e-05)	0.000118** (4.70e-05)	0.000114** (4.69e-05)	0.000120** (4.70e-05)	0.000121*** (4.70e-05)
지역생활여건 만족도	0.401*** (0.0264)	0.398*** (0.0262)	0.398*** (0.0264)	0.398*** (0.0263)	0.402*** (0.0264)	0.398*** (0.0262)	0.399*** (0.0264)	0.398*** (0.0263)
인구밀도	1.72e-06***	1.78e-06***	1.48e-06***	1.43e-06***	1.56e-06***	1.60e-06***	1.33e-06**	1.30e-06**

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	(5.51e-07)	(5.51e-07)	(5.50e-07)	(5.49e-07)	(5.57e-07)	(5.56e-07)	(5.56e-07)	(5.55e-07)
인구밀도 비중	-0.0228** (0.00939)	-0.0250*** (0.00940)	-0.0203** (0.00940)	-0.0200** (0.00942)	-0.0183* (0.00940)	-0.0222** (0.00941)	-0.0161* (0.00941)	-0.0162* (0.00942)
개인소득	-0.00542 (0.00859)	-0.00463 (0.00858)	-0.00491 (0.00859)	-0.00439 (0.00859)	-0.00497 (0.00860)	-0.00445 (0.00859)	-0.00449 (0.00859)	-0.00398 (0.00860)
가구소득	-0.0271*** (0.00756)	-0.0265*** (0.00756)	-0.0272*** (0.00756)	-0.0272*** (0.00756)	-0.0273*** (0.00756)	-0.0265*** (0.00756)	-0.0274*** (0.00757)	-0.0274*** (0.00757)
ln(평균공시지가(동 단위))	-0.0435** (0.0208)	-0.0699*** (0.0212)	-0.0526** (0.0212)	-0.0598*** (0.0215)	-0.0429** (0.0208)	-0.0692*** (0.0211)	-0.0523** (0.0211)	-0.0597*** (0.0214)
성별(여성: 0)	0.0759*** (0.0191)	0.0770*** (0.0191)	0.0759*** (0.0191)	0.0762*** (0.0191)	0.0759*** (0.0191)	0.0768*** (0.0191)	0.0759*** (0.0191)	0.0763*** (0.0191)
혼인 여부 (배우자 있음: 1)	0.279*** (0.0300)	0.279*** (0.0299)	0.279*** (0.0300)	0.279*** (0.0300)	0.281*** (0.0301)	0.280*** (0.0299)	0.282*** (0.0301)	0.281*** (0.0300)
학력	0.0462*** (0.0129)	0.0467*** (0.0128)	0.0468*** (0.0129)	0.0469*** (0.0129)	0.0468*** (0.0129)	0.0467*** (0.0128)	0.0474*** (0.0129)	0.0475*** (0.0129)
직업(상용근로자)	0.104*** (0.0322)	0.103*** (0.0322)	0.102*** (0.0322)	0.0987*** (0.0323)	0.101*** (0.0323)	0.102*** (0.0322)	0.0990*** (0.0323)	0.0963*** (0.0323)
직업(임시근로자)	-0.00645 (0.0468)	-0.0120 (0.0467)	-0.00685 (0.0468)	-0.00665 (0.0468)	-0.00649 (0.0469)	-0.0121 (0.0467)	-0.00692 (0.0468)	-0.00671 (0.0468)
직업(일용근로자)	-0.00781 (0.0897)	-0.0167 (0.0894)	-0.00526 (0.0895)	-0.00514 (0.0895)	-0.00765 (0.0898)	-0.0174 (0.0894)	-0.00503 (0.0896)	-0.00490 (0.0896)
직업 (고용원이 있는 자영업자)	0.227*** (0.0633)	0.224*** (0.0632)	0.226*** (0.0632)	0.226*** (0.0631)	0.226*** (0.0633)	0.224*** (0.0632)	0.226*** (0.0633)	0.226*** (0.0632)
직업 (고용원이 없는 자영업자)	0.0981** (0.0412)	0.0989** (0.0412)	0.0977** (0.0412)	0.0975** (0.0412)	0.0947** (0.0412)	0.0974** (0.0412)	0.0945** (0.0412)	0.0946** (0.0412)
직업 (무급가족종사자)	0.00463	0.0100	0.00887	0.0116	-0.000286	0.00808	0.00444	0.00758

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	(0.0679)	(0.0678)	(0.0679)	(0.0678)	(0.0680)	(0.0678)	(0.0680)	(0.0679)
건강상태	-0.185*** (0.0181)	-0.183*** (0.0181)	-0.186*** (0.0181)	-0.186*** (0.0181)	-0.185*** (0.0181)	-0.182*** (0.0181)	-0.186*** (0.0181)	-0.186*** (0.0181)
종교	0.0524** (0.0260)	0.0510** (0.0258)	0.0526** (0.0260)	0.0537** (0.0260)	0.0512** (0.0260)	0.0497* (0.0258)	0.0515** (0.0261)	0.0527** (0.0261)
가구원 수	0.0334* (0.0181)	0.0309* (0.0181)	0.0338* (0.0181)	0.0340* (0.0181)	0.0339* (0.0181)	0.0311* (0.0181)	0.0343* (0.0181)	0.0344* (0.0181)
시군구 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	5.082*** (0.417)	5.255*** (0.417)	5.172*** (0.422)	5.213*** (0.423)	5.059*** (0.416)	5.242*** (0.417)	5.154*** (0.421)	5.198*** (0.422)
Observations	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758
R-squared	0.365	0.369	0.365	0.365	0.365	0.369	0.365	0.365

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

3. 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복의 관계 분석 결과

유소년서비스 제공 시설과 노인서비스 제공 시설을 구분하여 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복의 관계를 살펴본다. [표 5] 모형(1)~(4)의 결과는 유소년서비스와 노인서비스 제공 시설을 구분하지 않은 [표 4]의 결과와 유사하게 나타난다. 근린생활반경 내 유소년서비스 제공 시설 비중과 행복 간 비선형 관계를 확인할 수 있다. 전반적으로 주변 지역 내 유소년서비스 제공 시설이 밀집해 있는 지역에 거주할수록 행복도가 높은 것으로 나타난다. 유소년서비스 시설 비중이 낮은 경우에는 행복과 정(+)의 관계를 가지나, 일정 수준이 넘어가면 오히려 부(-)의 관계로 바뀌는 것을 확인할 수 있다.

한편 노인서비스 제공 시설 비중과 행복 간의 관계는 유소년서비스의 경우와 상이한 결과를 보인다. 모형(5)~(8)을 살펴보면 노년부양비나 노년부양비 비중을 통제한 상태에서 노인서비스 비중이 낮은 경우에는 행복과 부(-)의 관계를 가지며, 비중이 일정 수준을 넘어가면 반대로 정(+)의 관계로 바뀌는 것을 확인할 수 있다.

이러한 사회서비스 종류에 따른 접근성과 행복 간의 관계는 [표 6]과 같이 모형에 두 종류의 사회서비스를 모두 포함하는 경우도 유사한 결과가 나타난다. 개별 사회서비스만을 포함한 모형과 두 사회서비스를 각각 포함하는 경우 모두 유소년서비스 비중과 노인서비스 비중은 행복과 서로 상이한 관계를 보이는 것이다. 종합하면 근린생활반경 내 유소년서비스 제공 시설이 기초자치단체 내 상대적으로 밀집되어 있는 지역일수록 행복감이 높게 나타나나, 지나치게 밀집되어 있다면 오히려 낮아지는 현상이 발생한다. 한편 근린생활반경 내 노인서비스 제공 시설이 기초자치단체 내 상대적으로 밀집되어 있는 지역일수록 행복감이 낮게 나타나나, 비중이 일정 수준을 넘어가면 오히려 증가하는 현상이 발생한다.

이러한 관계는 기초자치단체 내에서 각종 서비스 제공 시설이 차지하는 비중이 아니라 시설의 수로 살펴보면 상이한 결과가 도출된다. 모든 통제변수는 동일하게 유지한 채로 독립변수만 유소년서비스 및 노인서비스 비중에서 시설 수로 바꾼 경우의 결과는 [표 7]에서 확인할 수 있다. 유소년서비스 제공 시설 수는 비중의 경우와 유사한 비선형 관계가 나타나지만, 노인서비스 제공 시설 수는 비중의 경우와는 상이한 비선형 관계가 나타난다. 이러한 차이는 유소년서비스와 노인서비스와 같이 제공되는 서비스의 성격의 차이에 기인할 수도 있다. 유소년서비스 제공 시설은 상대적으로 많은 지역에 분포하고 있으며 노인서비스 제공 시설은 근린생활반경에 평균적으로 1.9개소 정도만 공급되고 있다. 기초자치단체 내에서 노인서비스 제공 시설이 밀집되어 있는 지역은 해당 서비스 외에도 다양한 사회 기반시설이 구축되어 있을 가능성이 높기 때문에 밀집되어 있는 지역일수록 거주자의 행복과 정(+)의 관계를 가질 여지가 있을 것이다. 보다 명확한 원인을 파악하기 위해서는 체계적인 별도의 연구가 요청된다.

[표 5] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 개별 서비스 비중

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
유소년서비스 비중	-0.628 (0.384)	4.184*** (0.731)	-0.604 (0.384)	4.215*** (0.731)				
유소년서비스 비중 제곱		-21.79*** (2.951)		-21.86*** (2.951)				
노인서비스 비중					0.0936 (0.157)	-0.632* (0.368)	0.116 (0.158)	-0.618* (0.367)
노인서비스 비중 제곱						2.026** (0.809)		2.052** (0.810)
유소년부양비	0.00341** (0.00142)	0.00272* (0.00141)						
유소년부양비 비중			0.0528** (0.0227)	0.0438* (0.0226)				
노년부양비					-0.00394*** (0.00112)	-0.00387*** (0.00112)		
노년부양비 비중							-0.115*** (0.0287)	-0.114*** (0.0286)
시군구 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	4.958*** (0.415)	5.165*** (0.414)	4.948*** (0.416)	5.153*** (0.415)	5.315*** (0.422)	5.269*** (0.422)	5.312*** (0.419)	5.267*** (0.420)
Observations	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758
R-squared	0.364	0.369	0.364	0.369	0.365	0.365	0.365	0.365

Note: 사회심리적 변인(믿음, 물질), 사회적 자원, 지역적 특성(인구밀도, 인구밀도 비중, 지역생활여건 만족도, 읍면동 수준 평균공시지가), 개인 및 가구 특성(성별, 연령, 혼인 상태, 학력, 직업, 건강상태, 종교유무) 등 통제변수가 각 모형에 포함되어 있음. Robust standard errors in parentheses.

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

[표 6] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 전체 서비스 비중

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
유소년서비스 비중	-0.668* (0.390)	4.385*** (0.735)	-0.641* (0.390)	4.417*** (0.735)	-0.637 (0.390)	4.349*** (0.736)	-0.648* (0.390)	4.385*** (0.735)
유소년서비스 비중 제공		-22.57*** (2.943)		-22.63*** (2.943)		-22.33*** (2.929)		-22.58*** (2.925)
노인서비스 비중	0.110 (0.158)	-0.730** (0.368)	0.102 (0.158)	-0.726** (0.368)	0.147 (0.158)	-0.692* (0.369)	0.170 (0.159)	-0.672* (0.368)
노인서비스 비중 제공		2.545*** (0.787)		2.514*** (0.789)		2.522*** (0.789)		2.540*** (0.789)
유소년부양비	0.00342** (0.00142)	0.00255* (0.00141)						
유소년부양비 비중			0.0528** (0.0227)	0.0397* (0.0226)				
노년부양비					-0.00405*** (0.00112)	-0.00335*** (0.00112)		
노년부양비 비중							-0.118*** (0.0287)	-0.109*** (0.0286)
시군구 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	4.966*** (0.415)	5.142*** (0.415)	4.956*** (0.416)	5.135*** (0.416)	5.304*** (0.422)	5.409*** (0.421)	5.300*** (0.420)	5.427*** (0.419)
Observations	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758
R-squared	0.364	0.369	0.364	0.369	0.365	0.369	0.365	0.370

Note: 사회심리적 변인(민음, 물질), 사회적 자원, 지역적 특성(인구밀도, 인구밀도 비중, 지역생활여건 만족도, 읍면동 수준 평균공시지가), 개인 및 가구 특성(성별, 연령, 혼인 상태, 학력, 직업, 건강상태, 종교 유무) 등 통제변수가 각 모형에 포함되어 있음. Robust standard errors in parentheses.

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

[표 7] 사회서비스 종류에 따른 접근성의 불평등도와 행복 간의 관계에 대한 분석 결과 - 개별 서비스 수

변수	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
유소년서비스 수(700m 내)	0.00160	0.00746**	0.00167	0.00761**				
	(0.00123)	(0.00359)	(0.00122)	(0.00358)				
유소년서비스 수 제공		-0.000116*		-0.000118*				
		(6.22e-05)		(6.22e-05)				
노인서비스 수(700m 내)					0.00163	0.0273***	0.00199	0.0283***
					(0.00435)	(0.00947)	(0.00435)	(0.00948)
노인서비스 수 제공						-0.00173***		-0.00177***
						(0.000504)		(0.000505)
유소년부양비	0.00280**	0.00256*						
	(0.00143)	(0.00143)						
유소년부양비 비중			0.0445*	0.0411*				
			(0.0228)	(0.0228)				
노년부양비					-0.00393***	-0.00409***		
					(0.00112)	(0.00112)		
노년부양비 비중							-0.115***	-0.120***
							(0.0286)	(0.0287)
시군구 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	5.066***	5.106***	5.058***	5.097***	5.316***	5.350***	5.313***	5.348***
	(0.421)	(0.423)	(0.422)	(0.424)	(0.423)	(0.422)	(0.420)	(0.419)
Observations	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758	13,758
R-squared	0.364	0.365	0.364	0.365	0.365	0.365	0.365	0.366

Note: 사회심리적 변인(믿음, 물질), 사회적 자원, 지역적 특성(인구밀도, 인구밀도 비중, 지역생활여건 만족도, 읍면동 수준 평균공시지가), 개인 및 가구 특성(성별, 연령, 혼인 상태, 학력, 직업, 건강상태, 종교 유무) 등 통제변수가 각 모형에 포함되어 있음. Robust standard errors in parentheses.

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

V. 결론

본 연구는 국회미래연구원이 2020년에 수행한 ‘한국인의 행복조사’와 시군구별 사회서비스 분포 및 인구밀도 등 다양한 행정통계를 활용하여, 지역별 유소년인구 및 노인인구의 분포와 유소년 및 노인 대상 사회서비스 제공 시설의 분포가 지역 거주자의 행복감에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 살펴보았다. 분석 결과 행복과 사회서비스 접근성 불평등도 사이에는 비선형 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 특히 시설 수나 비중이 일정 수준 이하에서는 행복과 정(+)의 관계를 가지나, 일정 수준이 넘어가면 이러한 관계가 뒤바뀌는 것을 확인할 수 있다.

지역의 인구학적 특성인 유소년부양비나 노년부양비를 통제한 상태에서도 유소년 대상 사회서비스 비중이나 노인서비스 비중과 행복 간의 비선형관계를 확인할 수 있다. 이는 상대적으로 젊은 층이 많은 지역이나 노인층이 많은 지역의 인구학적 특성이 고려된 경우에도 각 유형의 사회서비스 시설 비중에 따라 행복 수준이 변화하는 것을 보인다. 단순한 시설 수로 보면 유소년서비스와 노인서비스 모두 일정 수준 이상이 공급되면 행복이 오히려 낮아지는 경향을 보이는 반면, 노인서비스가 지역 내에서 차지하는 비중은 일정 수준 이상 공급되면 오히려 행복이 계속 증가하기도 한다. 상대적으로 젊은 층이 유동적인 지역에 유소년서비스 관련 시설뿐만 아니라 다양한 사회기반시설이 구축될 가능성이 높기 때문에 밀집되어 있는 지역일수록 거주자의 행복에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 높을 수 있음을 보여주는 결과로 판단된다. 보다 명확한 원인을 파악하기 위해서는 체계적인 별도의 연구가 요청된다.

사회서비스 제공 시설의 분포와 행복 간의 비선형 관계는 지속적인 사회서비스 전달체계의 확충이 양적으로 이루어지는 방식은 한계가 있으며, 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있음을 함의하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 기존 연구가 주로 광역자치단체나 기초자치단체 수준에서 분석한 것보다 더 세밀한 수준에서 지역 내 상대적 위치 정보를 활용하였다는 점에서 기존 연구와 차별된다. 보다 세밀한 수준에서 주변 지역의 인구구조, 인구밀도 및 각종 지역적 특성과 동 단위의 평균공시지가 등 다양한 변수를 고려하여, 기초자치단체 내 거주지역별 차이를 살펴보는 데 유용한 자료로 활용될 수 있다.

그러나 본 연구에 활용한 자료가 단년도 자료이며, 지역사회의 특정 인구 집단 집중과 전반적인 인프라 구축의 관계, 이에 따른 삶의 질의 변화 등에 대한 충분한 검토를 하기에는 관련 자료가 부족하여 심도 있는 분석을 실시하지 못했다는 한계가 있다. 또한 활용된 사회서비스 자료는 지역 내 사회서비스 공급 규모를 단순히 시설 수로만 한정하여 측정하였기 때문에 실제 서비스의 질적 측면이나 시설의 규모 등을 고려한 공급 규모를 파악하지는 못하는 한계가 있다.

분석 대상 사회서비스가 유소년 및 노인서비스이기 때문에 상대적으로 멀리 이동해야 하는 시설보

다는 도보로 이동할 수 있는 시설이 선호될 수 있다는 점이나 여전히 거주지가 속한 행정구역이 사회 서비스 공급을 결정하는 기본 단위로서 기능하기 때문에 접근성을 파악하는 데 여전히 의미가 있다. 그러나 근린생활환경을 벗어나 사회서비스를 제공받는 경우 등을 고려하지 못하고, 대중교통 접근성이 높아 도보 반경을 넘는 거리라도 사회서비스에 대한 접근이 용이한 경우나, 행정구역의 경계를 넘어 타 지역의 사회서비스 제공 시설까지 보다 유동적으로 이용하는 경우도 본 연구의 모형이 가진 가정을 위배하여 한계를 지닌다. 후속 연구에서는 좀 더 집적된 자료로 정부가 제공하는 사회보장체계의 일부는 사회서비스 전달체계의 구축 방식과 그 결과가 일선에서 거주자들의 행복감과 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치고 있는가에 대한 정치한 분석이 이루어질 필요가 있다.

참고문헌

- 강동우, 안주엽, & 남수연. (2020). "지역 특성이 주민 행복도에 미치는 영향의 탐색". 국토연구, 104, 3-21.
- 강혜규. (2019). 정책 환경 변화를 고려한 지역 사회서비스 전달체계 개편방안 연구. 한국보건사회연구원 정책보고서 2019-81.
- 이채정, 이유현, 서경영, 홍희정, 이수진, & 안지선. (2020). 사회서비스 전달체계 개편 방안 연구. 국회미래연구원 연구 보고서 20-33.
- 최예나. (2016). "전라북도 주민들의 삶의 만족도 결정요인 분석: 개인요인과 지역요인을 중심으로". 한국자치 행정학보, 30(3), 291-312.
- Ala-Mantila, S., Heinonen, J., Junnila, S., & Saarsalmi, P. (2018). "Spatial nature of urban well-being". *Regional Studies*, 52(7), 959-973.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). "Inequality and happiness: Are Europeans and Americans different?" *Journal of Public Economics*, 88(9), 2009-2042.
- Ballas, D. (2013). "What makes a 'happy city'?" *Cities*, 32, S39-S50.
- Ballas, D. & Tranmer, M. (2012). "Happy People or Happy Places? A Multilevel Modeling Approach to the Analysis of Happiness and Well-Being." *International Regional Science Review*, 35(1), 70-102.
- Bereitschaft, B. (2017). "Equity in neighbourhood walkability? A comparative analysis of three large U.S. cities." *Local Environment*, 22(7), 859-879.
- Brodeur, A., & Flèche, S. (2012). Where the streets have a name: income comparisons in the US (IZA Discussion Paper No. 7256). Bonn: IZA.
- Brown, Z. S., Oueslati, W., & Silva, J. (2016). "Links between urban structure and life satisfaction in a cross-section of OECD metro areas." *Ecological Economics*, 129, 112-121.
- Clark, A. E. & Oswald, A. J. (2002). "A Simple statistical method for measuring how life events affect happiness." *International Journal of Epidemiology*, 31(6), 1139-1144.
- Cloutier, S. & Pfeiffer, D. (2015). "Sustainability Through Happiness: A Framework for Sustainable Development". *Sustainable Development*, 23, 317-327.
- Diener, E., & Oishi, S. (2000). Money and Happiness: Income and Subjective Well-Being across Nations. In Diener, E., & Suh, E.(eds.), *Culture and Subjective Well-Being*, 185-218. Cambridge, MA: MIT.
- Easterlin, R. A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. *Nations and Households in Economic Growth*. Nations and Households in Economic Growth, Academic Press, 89-125.

- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005). "Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect." *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 997-1019.
- Hand, C. (2020). "Spatial influences on domains of life satisfaction in the UK". *Regional Studies*, 54(6), 802-813.
- Hawthorne, T. L. & Kwan, M. (2012). "Using GIS and perceived distance to understand the unequal geographies of healthcare in lower-income urban neighborhoods." *The Geographical Journal*, 178(1), 18-30.
- Hilmers, A., Hilmers, D. C., & Dave, J. (2012). "Neighborhood disparities in access to healthy foods and their effects on environmental justice." *American Journal of Public Health*, 102(9), 1644-1654.
- Kytta, M., Broberg, A., Haybatollahi, M., & Schmidt-Thome, K. (2016). "Urban happiness: context-sensitive study of the social sustainability of urban settings". *Environment and Planning B: Planning and Design*, 43, 34-57.
- Lenzi, C. & Perucca, G. (2020). "Not too close, not too far: Urbanization and life satisfaction along the urban hierarchy". *Urban Studies*, 58(13), 2742-2757.
- Lu, Y. (2018). "Spatially Concentrated Disadvantage in the Form of Unequal Access to Neighborhood Resource". *Amenities, and Services: Evidence from Google Maps Data*, PAA 2018 Annual Meeting.
- McKenzie, B. S. (2013). "Neighborhood Access to Transit by Race, Ethnicity, and Poverty in Portland, OR." *City & Community*, 12(2), 134-155.
- Mears, M., Brindley, P., Maheswaran, R., & Jorgensen, A. (2019). "Understanding the socioeconomic equity of publicly accessible greenspace distribution: The example of Sheffield, UK". *Geoforum*, 103, 126-137.
- Moore, L. V., Roux, A. V. D., Evenson, K. R., McGinn, A. P., Brines, S. J. (2008). "Availability of Recreational Resources in Minority and Low Socioeconomic Status Areas." *American Journal of Preventive Medicine*, 34(1), 16-22.
- Morrison, P. S. & Weckroth, M. (2018). "Human values, subjective well-being and the metropolitan region." *Regional Studies*, 52(3), 325-337.
- Nguyen, J. K., Fleming, C. M., & Su, J. J. (2015). "Does income inequality make us less happy?" *Australian Economic Review*, 48(1), 15-32.
- OECD. (2011). *OECD Framework for Measuring Well-Being and Progress. Measuring Well-Being and Progress*. OECD: Paris.
- Olsen, J. R., Nicholls, N., & Mitchell, R. (2019). "Are urban landscapes associated with reported life satisfaction and inequalities in life satisfaction at the city level? A cross-sectional study of 66 European cities." *Social Science & Medicine*, 226, 263-274.
- Rana, I., Bhatti, S., & Saqib, S. (2017). "The spatial and temporal dynamics of infrastructure

- development disparity – From assessment to analyses”. *Cities*, 63, 20–32.
- Riggs, W. (2016). “Inclusively walkable: exploring the equity of walkable housing in the San Francisco Bay Area.” *Local Environment*, 22, 527–554.
- Schyns, P. (2001). “Income and Satisfaction in Russia”. *Journal of Happiness Studies*, 2, 173–204
- Welch, T. (2013). “Equity in transport: The distribution of transit access and connectivity among affordable housing units.” *Transport Policy*, 30, 283–293.
- Weng, M., Ding, N., Li, J., Jin, X., Xiao, H., He, Z., & Su, S. (2019). “The 15-minute walkable neighborhoods: Measurement, social inequalities and implications for building healthy communities in urban China.” *Journal of Transport & Health*, 13, 259–273.
- Weziak-Bialowolska, D. (2016). “Quality of life in cities – Empirical evidence in comparative European perspective.” *Cities*, 58, 87–96.
- Winters, J. V. & Li, Y. (2017). “Urbanisation, natural amenities and subjective well-being: Evidence from US counties.” *Urban Studies*, 54(8), 1956–1973.
- Xu, M., Xin, J., Su, S., Weng, M., Cai, Z. (2017). “Social inequalities of park accessibility in Shenzhen, China: The role of park quality, transport modes, and hierarchical socioeconomic characteristics.” *Journal of Transport Geography*, 62, 38–50.

제7장

미래 인식

제1절 한국인의 미래 인식에 영향을 미치는 인지적 요인 연구:
과학기술과 환경문제 인식을 중심으로

제2절 머신러닝을 이용한 미래 인식 영향 요인 탐색

제1절 한국인의 미래 인식에 영향을 미치는 인지적 요인 연구:

과학기술과 환경문제 인식을 중심으로

김영재*·민보경**

A Study on the Cognitive Factors Affecting Koreans' Perception of the Future: Focusing on the awareness of science and technology and environmental issues

Youngjae Kim*·Bogyong Min**

요약: 개인의 가치성향은 미래에 대한 전망과 예측에 영향을 미친다. 특히 과학기술과 환경문제와 같은 현대사회의 주요 쟁점에 대한 인식은 개인적·사회적 차원의 의사결정에 중요한 요소로 작용할 수 있다. 본 연구는 과학기술과 환경문제 인식을 포함한 인지적 요인이 한국인의 미래에 대한 전망에 미치는 영향에 대해 설문조사를 통해 실증적으로 분석하였다. 분석 결과를 살펴보면, 응답자의 과학기술에 대한 긍정적 인식은 미래에 대한 낙관적 인식에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나, 환경문제의 심각성 인지도는 미래에 대한 이미지와 통계적으로 유의미한 관계를 나타내지 않았다. 한편 현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖는 것으로 나타났으며, 타인에 대한 신뢰도가 높은 응답자일수록 미래를 낙관적으로 인식하고 있는 것으로 나타났다. 본 연구는 과학기술과 환경에 관한 인식을 포함한 개인적·사회적 요소들을 파악하고 그들이 한국인의 미래에 대한 전망에 미치는 영향에 대해 분석하여, 실효성과 수용성 높은 미래 정책 방향을 설정하는데 필요한 기초자료를 제공한다는 점에서 의미가 있다.

주제어: 미래 인식, 정부, 과학기술 인식, 환경문제 인식, 신뢰, 행복

ABSTRACT: Individual value predisposition influences one's prospects and predictions for the future. In particular, an awareness of major problems in modern society, such as science and technology and environmental issues, can act as an important factor in personal and social decision-making. This study empirically analyzes the effects of cognitive factors, including awareness of science and technology and environmental issues, on the outlook for the future of Koreans as measured through the *Future Value Survey*. The results show that respondents' positive perception of science and technology had a positive (+) effect on their optimistic

* 명지대학교 행정학과 교수

** 국회미래연구원 부연구위원

perception of the future; however, respondents' perception of the seriousness of environmental problems did not have a significant impact on the image of the future. Also, higher level of self-reported satisfaction and happiness with current life were associated with respondents' optimistic perception of the future. Finally, respondents' trust level in others was significantly associated with their optimistic view of the future. This study provides the basic information necessary to establish effective and receptive future policy directions by identifying personal and social factors, including awareness of science and technology and environment, and analyzing their impact on the future prospects of Koreans.

Keywords: Future perception, science and technology awareness, environmental issues awareness, trust, happiness

I. 서론: 연구 배경 및 목적

정책학의 창시자인 H. Lasswell은 1951년 논문 「The Policy Orientation」에서 정책을 “사회변동의 계기로써 미래 탐색을 위한 가치와 행동의 복합체”라고 정의하고, 구체적으로는 “목표와 가치 그리고 실행을 포함하고 있는 고안된 계획”이라고 설명했다(Lasswell, 1951). 즉 정책에는 본질적으로 ‘미래’를 대상으로 하는 ‘계획’의 의미가 담겨 있으며, 따라서 국가 정책은 강한 미래 지향성을 가지고 있어야 한다.

그러나 미래는 기본적으로 복잡성(Complexity)과 불확실성(Uncertainty)을 내포하고 있어 이에 대응하는 정책을 수립하거나 전략을 마련하기가 쉽지 않다. 특히 21세기에 들어 각종 사회문제들의 뷰카(VUCA)¹⁾가 급격히 증가하고 있어, 기후변화, 디지털 전환, 금융위기, 저출산·고령화 등 정부가 반드시 개입해야 하는 동시에 미래에 대한 예측이 필수적인 난제(wicked problems)들이 크게 늘어나고 있다. 기후변화 문제는 이미 시급한 글로벌 이슈에 대한 공공정책 실패의 전형적인 사례로 꼽히고 있으며(Hillgren et al., 2020), 최근의 코로나19 사태와 그로 인한 삶의 변화를 대부분의 국가들이 전망하지 못하였다는 사례 또한 정부가 미래를 온전히 예측하고 정책을 수립하는 것은 극히 어렵다는 점을 보여주고 있다.

인류는 여러 위기와 충격을 통해 과거로부터의 지식과 경험을 습득해 왔으며, 정부가 이를 바탕으로 한 증거기반(Evidence-based) 정책을 수립하는 것은 중요한 일이다(Cairney, 2016; OECD, 2017). 그러나 기존 데이터에 의존한 정책만으로는 복잡하고 불확실한 미래에 대응하기 어려운 것이 현실이며, 미래 예견적 국정관리와 정부운영 역량이 중요해지고 있다. 정부가 예상되는 난제를 해결하기 위한 미래 전략을 세우고 잠재적인 정책 수요를 예측하기 위해서는 정책 수혜자이자 참여자인 국민들의 가치관에 대한 다방면의 이해가 필요하다. 특히 국민들이 미래를 어떻게 전망하고 있는지, 어떠한 가치관과 인식이 그러한 전망에 영향을 미치고 있는지 등은 향후 정책 방향 설정에 중요한 요소가 될 것이다. 사람의 개인적·사회적 의사결정에 영향을 미치는 중요한 요소는 개개인의 가치성향(value predisposition)이고(Kim, et al., 2017; Ho, et al., 2011), 국가가 국민의 다양한 요구를 반영하는 정책을 수립하기 위해서는 이에 대한 이해가 반드시 필요하기 때문이다. 특히 과학기술과 환경문제와 같은 현대사회의 주요 쟁점에 대한 인식은 개인적·사회적 차원의 의사결정에 중요한 요소로 작용할 수 있다(Wolf & Moser, 2011; Cori, et al., 2020; Cothorn, 2019).

이와 같은 현실적, 정책적 배경에 기초하여 본 연구는 우선 한국인을 대상으로 수집된 설문조사를 바탕으로 하여 국민의 미래에 대한 인식에 초점을 두고 그 인식에 영향을 미치는 요인들을 분석한다.

1) VUCA: 휘발성(Volatility), 불확실성(Uncertainty), 복잡성(Complexity) 및 모호성(Ambiguity)의 머리글자를 조합한 신조어.

나아가 미래에 대한 전망과 예측에 개인적·사회적 가치관이 큰 영향을 미친다는 전제하에, 미래 인식에 영향을 미칠 수 있는 인식적 요소들을 문헌 연구를 통해 도출하여 그 영향을 분석하고자 한다. 본 연구는 한국인의 미래 인식과 그와 관련된 가치관을 파악하여 현재와 미래의 한국사회를 진단·예측하고자 하는 노력의 일환으로, 실효성과 수용성 높은 미래 정책 방향을 설정하는 데 필요한 기초자료를 제공할 것으로 기대한다. 특히, 본 연구는 미래사회를 논할 때 주요 동인으로 다루어지는 환경오염, 기후위기 등의 환경 분야와 4차 산업혁명, 디지털 전환 등의 과학기술 분야를 중심으로 살펴보고자 한다. 환경과 과학기술에 대한 국민인식은 에너지 전환, 산업구조 변화, 일자리 혁명 등 미래사회에 전반적인 영향을 미치며 개발과 보존의 가치 충돌, 미래세대와 현세대 간의 갈등, 첨단기술 발전에 대한 저항과 적응 등 다양한 가치 이슈를 통해 미래를 바라보는 관점과 태도에 영향을 미칠 수 있다.

본 연구의 구성은 서론에서 연구의 배경 및 목적과 연구방향을 제시하고, 2장 국민의 미래에 대한 인식과 그에 영향을 미치는 요인에 대한 기존의 연구를 분석하고 과학기술과 환경문제 인식에 대한 선행연구를 검토한다. 3장에서는 선행연구를 바탕으로 가설을 수립하고 4장에서 자료 수집과 측정변수를 설명한다. 5장에서는 분석 결과를 제시하고, 마지막으로 6장에서 연구 결과에서 도출한 정책적 함의를 제시한다.

II. 선행연구 검토

1. 미래에 대한 인식

21세기에 들어 국가 차원의 미래예측은 어느 하나의 미래 현상에 초점을 두는 것이 아니라 전 방위적인 미래예측으로 그 범위를 확대시켜 나가고 있으며, 그만큼 국가의 미래를 논의하고 설계하는 데 있어서 미래예측의 비중은 급속히 증가하고 있다(김동환 외, 2010). 기후변화, 디지털 전환, 금융위기, 저출산·고령화 등을 포함한 사회문제들이 국가 사회 전체의 변화를 가져오고 있으며 이들은 정부가 개입해야 하는 동시에 미래에 대한 예측이 필수적인 난제라고 할 것이다.

한편, 여러 조사에서 나타난 우리 국민들의 미래에 대한 전망은 그리 밝지 못한 것으로 나타났다. 2019년의 ‘우리 사회의 지속가능성에 대한 국민인식’ 조사에 따르면 정치·경제·사회·환경 등 종합적으로 판단했을 때 국민 10명 중 2명가량만 우리 사회의 지속가능성을 낙관하는 것으로 나타났다. 특히 20대와 60대에서 미래를 긍정적으로 보는 비율이 가장 낮은 것으로 나타나, 앞으로 한국사회를 이끌어갈 미래세대와 삶을 치열하게 살아온 노년세대가 미래를 부정적으로 보고 있다는 점을 보여주고 있다.

현재 진행 중인 코로나19 사태가 국민의 미래에 대한 전망에 미치게 될 영향은 보다 심층적인 연구가 필요한 영역일 것이다. 다만 2021년 3월 언론진흥재단이 발표한 「코로나19 이후 국민의 일상 변화 조사」에 따르면, ‘우리 사회가 어떤 어려움도 결국 극복할 것’이라는 응답이 63.6%, ‘더 나은 사회가 될 것’이란 응답이 56.7%로 과반 이상이였다. 그러나 ‘혐오와 차별이 증가할 것’(66.9%), ‘사회 구성원 간 격차가 커질 것’(63.0%), ‘개인의 자유가 제한될 것’(56.0%) 등 미래에 대한 비관적 견해도 과반이 넘었다는 점에서 한국사회에 대한 미래에 대한 낙관과 비관이 교차하는 결과를 확인할 수 있다.

국민들의 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 인지적 요인 중에는 최근 가장 주목을 받는 과학기술과 환경문제에 관한 인식이 있다. 서울기술연구원이 2021년 3월 발간한 「서울미래보고서 2030」에 따르면, 서울시민들은 10년 후 미래를 대비해 서울시가 갖춰야 할 가장 필요한 역량으로 ‘대기·수질 등 자연생활환경 개선’(81.7점)으로 꼽았다. 이는 ‘코로나 이후 대응방안 마련’(81.2점)보다도 높은 것으로 서울시민들의 환경에 대한 관심을 보여주는 것이라 할 수 있다. 또한 시민들은 가장 원하는 서울의 미래상으로 ‘일과 삶의 균형이 가능한 도시’(21.7%)에 이어 ‘첨단기술이 적용된 스마트 도시’(13.1%)를 꼽았으며 이러한 미래를 견인할 주요 기술로 그린에너지, 빅데이터 분석, 미래친환경자동차와 스마트 헬스케어를 꼽았다. 즉, 환경문제를 미래를 대비해 관리하고 풀어야 할 중요한 문제로 인식하고 있으며, 과학기술 발전이 가져올 부작용에 대한 우려뿐 아니라 과학기술의 효용에 대한 기대를 보이고 있는 것이다.

이와 같이, 과학기술과 환경문제는 미래를 떠올릴 때 따로 떼어놓고 생각할 수 없는 중요한 두 가지 키워드라고 할 수 있다. 이하에서는 국민의 과학기술에 대한 인식과 환경문제에 대한 관심을 둘러싼 관한 최근의 연구와 국내외 관련 조사 결과를 검토하고자 한다.

2. 과학기술과 환경문제에 대한 인식

1) 과학기술에 대한 인식

과학기술이 인류에 미치는 영향력이 앞으로 더욱 증대될 것은 분명해 보인다. 과학기술은 환경오염, 사회갈등, 고령화 등 사회문제를 해결하고 생산성을 높일 수 있는 효과적인 수단을 제공할 가능성을 가지는 한편, 과학기술의 발전 자체가 사생활 침해나 일자리 문제, 양극화 등 사회문제의 원인이 되어 갈등의 요소로 작용할 가능성도 함께 가지고 있다.

과학기술이 사회에 미칠 잠재적 영향력에도 불구하고 우리나라에서는 과학기술에 대한 국민의 관심이 다소 낮은 수준이라는 연구 결과가 있었다. 한국과학창의재단의 「2018 과학기술 국민인식 조사」 결과에 따르면 분야별 차이는 있으나 전반적인 과학에 대한 관심도는 성인 기준 100점 만점에 39.2점으로 나타났다. 2년 단위로 진행돼 온 이 조사에서 성인의 과학기술 관심은 2000년 첫 조사에서는

36.8점을 기록했고 2010년에는 49.9점까지 올랐지만, 이후 점차 떨어져 2016년에는 37.6점으로 낮아졌다. 연령별로는 청소년이 성인보다 과학기술 관심도가 높은 편으로 나타났으며, 관심도와는 별개로 '과학기술'과 '과학자'에 대해서는 다수가 긍정적으로 인식하고 있는 것으로 조사됐다.

한편 2018년 독일 공학한림원 및 퀘버 재단이 발표한 독일인의 과학기술 인식 조사 결과에 따르면, 독일인은 일반적으로 과학기술을 통한 바람직한 미래 창출에 회의적인 것으로 나타났다. 구체적으로는, 과학기술이 미래세대에 많은 가능성과 삶의 질을 높여줄 것이라고 답한 응답자가 49.3%로 2001년의 77.4% 이후 지속적으로 감소하고 있으며 과학기술의 부정적 효과보다 긍정적 효과가 크다고 답한 응답자는 24.6%에 불과했다(과학기술&ICT정책·기술동향, 2018). 다만, 부정적 시각에도 불구하고 53.5%는 과학기술에 높은 관심을 나타냈으며 55.8%는 과학기술을 선호한다고 응답하였다.

과학기술에 대한 부정적인 인식은 우선 과학기술의 발전에 따른 사회적 불평등의 심화, 국가 간 과학기술의 비대칭적 발생 등 과학기술 발전에 수반된 위험성에서 비롯된다(한국과학기술한림원, 2018). 또한 과학기술이 갖는 '본질적' 불확실성 과학기술에 대한 부정적인 인식과 밀접한 관련이 있다. 과학기술이 미래 우리 사회에 어떤 작용을 할 것인지, 그로 인해 파생되는 결과가 우리에게 어떤 영향을 미칠 것인지에 대한 예측불가능성이 작용하고 있는 것이다(송해룡·김원제, 2014). 이러한 문제점은 대중적 상용화 후에도 계속해서 벌어지는 유전자변형식품(GMO)을 둘러싼 논쟁에서부터, 아직 본격적인 대중화는 이루어지지 않았으나 앞으로 발전 및 활용 가능성이 매우 높은 인공지능(AI) 분야를 둘러싼 논란까지 과학기술 전 분야에서 나타나고 있다.

역사적으로 과학기술은 사회변화와 혁신의 핵심 동인이 되어 왔다. 또한 미래사회에 발생할 여러 문제의 원인이 될 수도 있고, 그 문제에 대응할 가장 유용한 도구가 될 수 있는 것도 과학기술이다(최연구, 2020). 이러한 관점에서 우리나라의 '과학기술기본법'은 정부가 과학기술정책의 수립과 추진을 통하여 "과학기술이 국가의 경제적·사회적 문제를 해결하고 미래전략을 달성하는 중추적인 역할을 할 수 있도록" 연구개발과 과학기술혁신활동을 지원하여야 한다고 명시하여, 국가 정책에서 과학기술정책이 차지하는 위상과 접근 방식을 분명히 하고 있다.

2) 환경문제에 대한 인식

2020년 세계경제포럼(WEF)이 발표한 「2020 세계 위험 보고서」에 따르면, 세계 산업계 리더 및 NGO, 연구자 등을 대상으로 설문조사를 한 결과 2020년대에 발생 가능성이 가장 큰 위협으로 '기상 이변'이 꼽혔으며, 2~5위도 마찬가지로 환경과 관련된 문제들이 꼽혔다(기후변화 대응 실패, 자연재해, 생물다양성 손실, 인간 유발 환경 재난 순). 포럼에 참가하는 젊은이들의 네트워크(Global shapers)를 대상으로 한 설문에서도 환경 위험이 상위 1~5위를 차지했다. 2006년 시작된 「세계 위

험 보고서」에서 환경문제들이 상위 5개 순위를 모두 차지한 것은 2020년 조사가 처음이었으며, 코로나19 사태가 확산된 2021년에는 '전염병'이 1위를 차지하였으나, 환경문제들은 여전히 상위권을 차지하고 있다. 환경문제에 대한 전 지구적 관심도가 매우 높아졌음을 보여주는 조사라고 할 수 있다.

우리나라 국민들의 환경의식도 점차 높아지는 추세다. 한국환경정책평가연구원(KEI)의 '국민환경의식조사'에 따르면 "환경에 관심이 있다(매우 관심+관심이 있는 편)"라고 응답한 국민은 2014년 51.4%, 2016년 54.4% 등으로 증가 추세를 보이다가 2018년 74.2%, 2020년 73%로 최근 크게 증가한 것으로 나타났다. 또한 환경에 대해 무관심한 국민들도 줄어들고 있어 2018년과 2020년 조사에서는 "환경에 관심이 전혀 없다"고 응답한 사람이 각각 0%와 0.4%로 조사되었다. 또한 2020년 4·15 총선과 관련해서 그린피스가 실시한 조사에 따르면 유권자 10명 중 7.7명이 기후위기 대응 공약을 제시하는 후보 또는 정당에게 투표할 의향이 있다고 대답한 바 있다. 이와 같은 응답은 특히 40·50대 유권자 층에서 높게 나타났으나(83.3% 및 83.2%), 나머지 연령대에서도 비교적 높은 응답률을 보였다.

코로나19가 진행 중인 지난 2021년 1월부터 2월 사이에 수행된 글로벌 MZ세대를 대상으로 한 설문조사에서도 기후변화 및 환경보호는 해당 세대의 최대 우려 사안으로 꼽히고 있다. 팬데믹으로 보건과 일자리 문제 또한 상위 순위에 꼽혔으나, 응답자의 과반수가 팬데믹 종식 이후 기업이 기후변화와의 싸움을 후순위에 둘 것으로 우려하는 등 MZ세대는 코로나 상황에서도 기후변화와 환경보호를 최상위 우려 사안으로 선택했다. 또 다른 조사에서는 다수 응답자가 코로나19 또한 바이러스를 확산시키는 기후변화와 과도한 생태계 파괴 등의 환경문제라고 응답하여 환경문제가 향후 다양한 문제의 원인이 될 수 있다는 점을 인식하고 있는 것으로 나타났다.

III. 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 인지적 요소

1. 과학기술에 대한 인식

과학자가 아닌 일반인의 과학기술 인식은 과학기술에 대한 대중의 학습 및 사회 수용 능력과 관련된 복합적인 문제이기 때문에 측정과 해석에 주의를 기울일 필요가 있다(Leshner, 2015; Barry, 2014). 그러나 이를 감안하고도 일반 국민의 과학에 대한 긍정적 또는 부정적 인식이 정부의 관련 정책에 대한 지지 또는 수용도에 영향을 미친다는 결과는 여러 연구를 통해 입증되고 있다(Satterfield, et al., 2013). 이는 분야를 막론하고 대부분의 과학기술 영역에서 나타나는 모습으로, 원자력 발전 기술에 대한 부정적 인식이 클수록 새 원자력 발전소를 짓는 데 반대하는 성향이 크게 나타나는 것이 대표적인 예라고 할 수 있다(Yeo et al., 2014). 정부 정책의 안정성과 정당성 확보하고 이후 정책집

행 과정에서 국민들의 순응을 이끌어 내기 위해서는 국민들의 지지와 신뢰가 필요하다는 점을 감안할 때(박정훈, 2008) 일반 국민의 과학에 대한 인식이 정책에 미치는 영향은 매우 크고 중요하다고 볼 수 있다.

지난 2016년 한국과학기술기획평가원(KISTEP)이 개최한 'KISTEP 미래포럼'에서는 삶의 만족도와 사회적 신뢰를 높이기 위한 10대 기술을 발표하였다.²⁾ 본 포럼에서 박영아 원장은 "한국이 바람직한 미래를 준비하기 위해서는 삶의 질과 행복을 함께 추구할 수 있는 새로운 성장 방법을 찾아야 하며 과학기술의 새 역할 또한 이러한 관점에서 모색해야 한다"며 과학기술과 미래의 관계를 언급하고 있다. 한국사회에서 삶의 만족도와 사회적 신뢰 향상에 대한 사회적 수요가 높아지고 있음을 인식하고 이를 위한 과학기술의 역할 확대의 필요성을 강조한 것이다. 이처럼 과학기술은 미래 국민의 삶의 질 및 행복도 향상을 위한 중요한 요인으로 지목되고 있을 뿐 아니라, 다른 분야에 비해 국민의 정책에 대한 이해와 지지가 중요한 영역으로 나타나고 있다. 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1. 과학기술에 대해 긍정적으로 인식할수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다

2. 환경문제에 대한 인식

환경문제는 이미 우리의 일상생활 깊숙이 그 영향을 미치고 있으며, 다른 어떤 이슈보다도 국민들의 관심을 많이 받고 있다. 선행연구를 통해 검토한 바와 같이, 미래를 다루는 어떤 설문조사나 연구에서도 기후변화를 포함한 환경문제는 가장 중요한 변수로 꼽히고 있다. 과거에는 환경문제를 개인과 는 동떨어진 국가나 사회 단위의 문제로 인식하는 경향도 있었으나, 최근으로 올수록 환경적인 요소가 개인의 삶에 큰 영향을 미친다고 인식한다는 연구가 나오고 있다(Zhang, Zhang and Chen, 2017; Levinson, 2012). 선행연구와 최근의 경향을 반영하여 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2. 환경문제를 심각하게 인식할수록 미래에 대한 부정적인 이미지를 갖고 있을 것이다.

3. 삶에 대한 행복 및 만족도

삶에 대한 만족과 행복과 관련된 선행연구에 따르면, 개인의 행복에는 객관적인 요인과 주관적인 요인이 모두 영향을 미치나, 객관적인 요인보다는 삶에 대한 인식, 성격을 포함한 정서적인 특성 등

2) '삶의 만족과 사회적 신뢰 향상을 위한 과학기술의 역할' 제8회 미래포럼(2016). 한국과학기술기획평가원(KISTEP)

주관적인 요인이 더 큰 영향을 미친다고 한다(서봉언·김경식, 2016; 이기혜·김경근, 2013; Diener, Oishi & Lucas, 2003; Heyes & Joseph, 2003). 주관적인 요인으로서 삶의 만족도는 삶의 질적 수준을 어떻게 설정하고 있으며, 자신의 환경과 상황을 어떻게 인식하고 평가하는가의 인지적·정서적 평가과정임과 동시에 판단과정(김지경, 2018; 서봉언·김경식, 2016; 고영남, 2012)으로서 개인이 행복 수준을 가늠하는 데 중요한 영향을 미친다.

유엔의 2018년 세계행복보고서에 따르면 우리나라의 행복지수는 경제협력개발기구(OECD) 회원국 34개국 중 32위에 해당하여, 경제적 위상에 비해 한참 뒤처지는 것으로 나타났다(조병구 외, 2018). 한편 최근 코로나19 팬데믹 상황에서의 ‘한국인의 행복감’ 조사에 따르면 국민들의 행복감은 중간 이상이라는 조사도 존재한다(허종호, 2021). 이러한 조사들에서 공통적으로 나타나는 모습은 현재의 행복 및 만족도와 미래의 행복 및 만족도의 상관관계가 높다는 점이다. 이러한 선행연구와 추론을 바탕으로 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3. 현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.

4. 타인에 대한 신뢰

일반적으로 신뢰는 사람이 서로에 대해, 본인이 속한 조직에 대해, 또는 자신의 삶을 규정하는 원칙들에 대해 갖는 사회적으로 학습되고 용인된 기대를 말한다(Barber, 1983). 신뢰에는 특정 대상과 경험에 한정된 ‘구체적 신뢰’와 더불어 인간 전반에 대한 ‘일반적 신뢰(generalized trust)’가 있으며(Yamagishi & Yamagishi, 1994), 사회적 상호작용에 있어 계약과 감시와 같은 거래비용을 줄여주고 협력행위를 촉진시켜 민주주의나 경제발전, 사회안정에 영향을 미치는 중요한 사회적 자본(social capital)으로 기능한다(박진영 외, 2012; Putnam, 2000; Fukuyama, 1995). 과거에 비해 사회의 규모가 크고 복잡적이고 다문화적인 면을 갖고 있는 현대사회에서는 타인, 즉 잘 모르는 이질적인 사람들과의 교류와 협력이 필요하며, 이 때문에 특히 신뢰의 중요성이 강조된다(류태건, 2014; Newton, 2009).

신뢰의 중요성과는 별개로 신뢰 수준은 사회에 따라 다르게 나타나고 있다. 경제협력개발기구(OECD)의 「Society at a Glance」에 따르면(OECD, 2016) 한국은 다른 사람과 공적기구에 대한 신뢰 지수가 매우 낮은 나라로 분류된다. “타인을 믿을 수 있느냐”는 질문을 통해 산출하는 신뢰도가 한국은 26%로, OECD 회원국 평균(36%)보다 크게 낮은 것으로 나타났다. 반면, 타인에 대한 신뢰도가 75%에 이르는 높은 신뢰도의 국가들은 덴마크, 노르웨이, 네덜란드, 스웨덴 등으로 나타났으며, 이

국가들은 전반적으로 국민 행복도와 미래에 대한 긍정적 인식이 높은 국가들로 알려져 있다.

구성원 간 신뢰가 낮은 사회에서는 집단과 개인 간 갈등이 유발될 위험이 크며, 타인을 믿을 수 없다는 인식과 태도는 미래에 대한 부정적 인식과 불안으로 이어질 가능성이 크다(이현주, 2019). 역으로, 개인의 타인에 대한 신뢰도가 높은 경우 미래에 대한 긍정적인 이미지를 가지고 있을 것으로 예상할 수 있으며, 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 4. 타인에 대한 신뢰도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.

[표 1] 연구 가설

구분	연구 가설
가설 1	과학기술에 대해 긍정적으로 인식할수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.
가설 2	환경문제를 심각하게 인식할수록 미래에 대한 부정적인 이미지를 갖고 있을 것이다.
가설 3	현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.
가설 4	타인에 대한 신뢰도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.

IV. 연구 방법

1. 자료의 수집

본 연구는 과학기술과 환경문제에 대한 인식을 포함한 개인적·사회적 가치관이 한국인의 미래에 대한 인식에 미치는 영향을 분석하기 위해 「한국인의 미래 가치관 조사」를 바탕으로 하였다. 본 설문조사는 국회미래연구원이 주관하여 한국의 사회변화를 반영하고 미래에 대한 관점과 태도를 살펴보기 위한 목적으로 실시되었으며, 2020년 현재 국내에 거주하는 만 13세 이상의 남녀를 조사 대상으로 하여 총 5,321명의 응답자로부터 설문조사 결과를 수집하였다(국회미래연구원, 2020). 조사기관은 한국갤럽조사연구소로 조사기간은 2020. 9. 10.~2020. 10. 31.이었다.

응답자 중 남성이 2,644명, 여성이 2,677명으로 비율이 여성이 50.3%, 남성이 49.7%로 나타났다. 연령은 60대 이상이 26.6%로 가장 많았고, 이어서 50대가 18.6%, 40대가 17.9%, 30대가 14.9%, 20대가 14.6%, 13~19세가 7.4% 순으로 나타났다. 지역별로는 수도권 응답자의 비율이 49.9%로 가장 많았고, 이어서 부산/울산/경남이 15.3%, 충청권이 10.6%, 호남권이 10.0%, 대구/경북이 9.9%, 강원/제주가 4.3%로 나타났다. 최종학력의 경우 고졸이 41.8%로 가장 높게 나타났고, 이어서 대졸 이상이 36.6%, 고등학교 졸업 이하가 21.5%로 나타났다. 가구 경제 상태에 대한 인식에 대하여는 보

통이라고 답한 응답자가 64.5%, 어렵다는 응답자가 18.4%, 여유가 있다고 응답한 경우는 17.1%로 나타났다. 설문 응답자에 대한 표본의 특성은 다음의 [표 2]와 같다.

본 연구를 위해 사용한 통계분석 방법은 다음과 같다. 우선, 연구에서 채택한 설문 문항들의 평균, 표준편차, 빈도, 백분율 등의 기술통계치를 구하였다. 또한 투입된 변수들 간의 다중공선성 문제를 진단하기 위해 분산팽창지수(VIF)를 검토한 후, 응답자의 미래 인식에 영향을 미치는 가치관 변수들을 검증하기 위해 다중선형회귀분석(Multiple Linear Regression Analysis)을 실시하였다. 본 연구에서 사용된 변수의 분산팽창지수는 모두 2 미만으로, 다중공선성의 문제가 발생하지 않아 모든 변수를 회귀분석식에 사용하였다. 이상의 통계 분석을 위해 SPSS 23.0 프로그램을 사용하였다.

[표 2] 표본의 특성

		사례 수	%
		(5321)	100.0
권역별	서울	(1010)	19.0
	인천/경기	(1644)	30.9
	강원	(162)	3.0
	대전/세종/충북/충남	(566)	10.6
	광주/전북/전남	(531)	10.0
	대구/경북	(527)	9.9
	부산/울산/경남	(815)	15.3
	제주	(68)	1.3
연령별	13~19세	(393)	7.4
	20~29세	(779)	14.6
	30~39세	(791)	14.9
	40~49세	(952)	17.9
	50~59세	(992)	18.6
	60대 이상	(1414)	26.6
성별	남성	(2644)	49.7
	여성	(2677)	50.3
가구 경제 상태 인식	어렵다	(981)	18.4
	보통	(3433)	64.5
	여유가 있다	(907)	17.1
학력별	초졸 이하	(316)	5.9
	중졸	(833)	15.6
	고졸	(2225)	41.8
	대졸 이상	(1948)	36.6

2. 측정변수

1) 종속변수: 미래에 대한 인식

‘미래 가치관’이란 미래에 바람직하다고 생각하는 것과 해야 한다고 여기는 것을 달성하기 위해 가용할 수 있는 방식을 선택하는 데 영향을 미치는 개인이나 집단의 함축적 특성에 대한 개념이라고 할 수 있다(국회미래연구원, 2020). 본 연구는 전체적인 미래 가치관 중에서 미래에 대한 긍정 또는 부정적 이미지(인식)에 관한 설문 문항으로 종속변수를 구성하였다. 즉, 설문 문항 중 “귀하에게 ‘미래’ 하면 떠오르는 이미지는 희망적입니까, 절망적입니까?”(1=매우 절망적; 5=매우 희망적)에 대한 응답을 통해 응답자의 미래에 대한 인식을 측정하였다. 설문 결과에 따르면 응답자들의 5점 척도의 질문에 대한 평균은 3.45(표준편차=.72)로 나타났으며, 구체적으로는 ‘희망적’(매우 희망적+다소 희망적)이라는 의견이 48.5%로 나타난 반면, ‘절망적’(매우 절망적+다소 절망적)이라는 의견은 8.2%에 불과하였다. 또한 ‘절망적이지도 희망적이지도 않다’는 의견은 43.4%로 나타났다.

[표 3] 종속변수: 한국인의 미래 인식

(N=5,321)

	평균	표준편차
미래 인식		
“귀하에게 ‘미래’ 하면 떠오르는 이미지는 희망적입니까, 절망적입니까?”(1=매우 절망적; 5=매우 희망적)	3.45	.721

2) 독립변수

본 연구는 독립변수로 네 가지 변수를 채택하였다. 첫째는 과학기술에 대한 긍정적 인식, 두 번째는 환경문제에 대한 심각성 인식, 세 번째는 현재 느끼는 만족 또는 행복도, 마지막은 타인에 대한 신뢰도이다.

첫 번째 독립변수인 과학기술에 대한 긍정적인 인식의 경우, 전술한 가설에서 그 측정의 필요성을 언급한 바 있다. 사회와 가치관에 관한 사항을 측정하는 설문 중에서 과학기술의 발전이 가져올 긍정적 측면에 대한 인식을 측정하는 “과학기술은 인간의 생활을 더욱 안락하고, 편리하게 할 것이다”라는 문항과 “과학기술은 다음 세대에 더 많은 기회를 제공할 것이다”라는 두 문항을 결합하여 독립변수로 사용하였다(표 4).

두 번째 독립변수인 환경문제에 대한 심각성 인식 또한 환경에 대한 가치관을 묻는 설문 중 환경문제에 대한 심각성 인식을 측정하는 두 설문(“자연환경을 보존하는 것은 도시 개발보다 중요하다”와 “경제성장이 둔화하고 실업률이 높아지더라도 환경보호를 우선해야 한다”)을 결합하여 독립변수로 사

용하였다. 설문결과에 따르면 연령과 성별에 관계없이 고른 분포로 환경보존 및 보호가 도시 개발이나 경제성장과 같은 물질적 가치에 비해 중요하다는 진술에 동의하는 경향을 보였다.

세 번째 독립변수는 개인과 가치관에 관한 사항인 현재 본인의 삶에 대한 주관적인 만족도와 행복도로 설정하였다. 개개인의 현재 만족 및 행복도가 미래에 대한 인식에 영향을 미칠 것이라는 가설 하에 “현재 본인의 삶에 대해 얼마나 만족하십니까?”와 “현재의 나는 얼마나 행복하다고 생각하십니까?”라는 2개의 문항을 결합하여 독립변수로 사용하였다(표 4). 현재 본인의 삶에 얼마나 만족하는가에 대한 응답자 전체 평균은 3.45점, 얼마나 행복한가에 대해서는 전체 평균이 3.46점으로 나타났다. 응답자의 특징을 살펴보면, 연령이 낮을수록, 가구소득이 높을수록 삶에 대한 만족도와 행복도가 모두 높은 것으로 나타났다.

네 번째 독립변수는 ‘타인에 대한 신뢰’이다. 이와 관련한 설문 문항은 “다른 사람들을 얼마나 신뢰하십니까?”이다. 이에 대한 수치는 5점 척도에 전체 평균 3.25점으로 조사되었으며, 가구소득이 낮은 집단(가구소득 200만원 미만)에서 상대적으로 타인에 대한 신뢰도가 낮게 나타났다. 한편 설문 대상 집단 중 연령대가 낮은 만 13~19세 그룹에서 타인에 대한 신뢰도가 가장 높게 나타났다는 점도 주목할 만한 특징이다.

[표 4] 독립변수

(N=5,321)

	평균	표준편차
과학기술에 대한 긍정적 인식		
“과학기술은 인간의 생활을 더욱 안락하고, 편리하게 할 것이다” (1=전혀 그렇지 않다; 5=매우 그렇다)	3.88	.629
“과학기술은 다음 세대에 더 많은 기회를 제공할 것이다” (1=전혀 그렇지 않다; 5=매우 그렇다)	3.83	.849
환경문제에 대한 심각성 인식		
“자연환경을 보존하는 것은 도시 개발보다 중요하다” (1=전혀 그렇지 않다; 5=매우 그렇다)	3.72	.748
“경제성장이 둔화하고 실업률이 높아지더라도 환경보호를 우선해야 한다” (1=전혀 그렇지 않다; 5=매우 그렇다)	3.59	.896
현재 만족 및 행복도		
“현재 본인의 삶에 대해 얼마나 만족하십니까?” (1=전혀 만족하지 않는다; 5=매우 만족한다)	3.45	.678
“현재의 나는 얼마나 행복하다고 생각하십니까?” (1=전혀 행복하지 않다; 5=매우 행복하다)	3.46	.663
타인에 대한 신뢰		
“다른 사람들을 얼마나 신뢰하십니까?” (1=전혀 신뢰하지 않는다; 5=완전히 신뢰한다)	3.25	.720

3) 통제변수

미래에 대한 전망에 인구통계학적 특성에 따른 차이가 있음을 보여주는 조사는 다수 있으나, 연구의 종류와 시기 및 국가 등 여러 조건에 따라 일관된 경향을 보이는 것은 아니다. 예를 들어 일반적으로는 남성이 여성보다 미래를 낙관하는 것으로 알려져 있으나(Deaton, 2018), 현재 삶에 대한 만족도나 행복 정도는 여성이 남성보다 높으며, 미래에 대한 인식 또한 특정한 조건에서는 여성이 미래를 더 긍정적으로 인식하기도 한다(Helliwell et al., 2015; Hoppmann et al., 2017). 연령 변수에 있어서도 일반적으로는 연령이 낮을수록 미래를 희망적으로 보는 경향을 보이나, 미래의 경제적 상태에 관한 설문에서는 청·장년층보다 노년층이 낙관적 인식을 가지고 있다는 조사도 있었다(국가인권위원회, 2018). 교육수준의 경우, 일반적으로 교육수준이 높을수록 정보와 기회에 대한 접근성이 높아 현재나 미래에 대한 전망에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 높으나, 역시 모든 연구에서 일관적이거나 유의미한 결과를 보여주는 것은 아니다(심수진, 2016). 소득의 경우 긍정적 상관관계는 비교적 일관적이어서, 소득수준이 높을수록 주관적 만족감이나 행복 정도가 높은 경향을 보인다(박희봉·이희창, 2005; 김미곤 외, 2014).

앞서 언급한 ‘우리 사회의 지속가능성에 대한 국민의식’ 설문조사에서도 미래를 바라보는 인식 차이가 세대와 계층에 따라 뚜렷하게 나타났다. 예컨대, 우리 사회 지속가능성을 낙관한다고 선택한 응답자가 다른 연령대에 비해 20대와 60대에서 다른 연령대에 비해 크게 적어 연령에 따른 인식 차이를 보여주었다. 또한 상대적으로 부유한 계층에 속한 응답자는 사회구조와 상관없이 자신의 삶이 나아질 것이라고 답한 비율이 높았으나(50% 이상), 중하층 이하에서는 같은 설문에 답한 비율이 그 절반에 그쳐 현재의 경제적 상황에 따른 격차가 크게 나타났다.

이와 같이 응답자의 인구통계학적 특성을 대표하는 성별, 연령, 학력, 소득(주관적 가구 경제 상태 인식) 등은 종속변수인 미래 인식에 영향을 줄 수 있는 요소이며, 본 연구는 이들을 통제변수로 사용하여 독립변수들의 상대적 영향을 분석하고자 한다.

V. 분석 결과

본 연구는 과학기술과 환경문제 인식, 현재의 행복도 및 타인에 대한 신뢰도를 응답자의 다양한 인식적, 인구통계학적 요소가 미래에 대한 긍정/부정 인식에 영향을 미칠 것이라는 전제하에 가설을 설정하였다. 이하에서는 분석 결과를 제시함과 동시에 앞서 제안한 가설을 검증하고자 한다.

[표 5]는 회귀분석 결과이다. 본 연구는 첫 번째 가설로 응답자의 과학기술에 대해 긍정적 인식과 미래에 대한 인식의 관계를 측정하는 가설을 수립하였다(가설 1). 분석 결과, 설문조사 응답자들의 과

학에 대한 긍정적 인식과 미래에 대한 긍정적 인식은 통계적으로 유의미한 관계가 있는 것으로 나타났으므로($B=.106, p<.001$), 가설 1은 채택이 가능하다(표 6). 즉, 과학기술에 대해 긍정적으로 인식하는 사람일수록 미래에 대해 긍정적으로 인식하고 있다고 볼 수 있다.

또한 본 연구는 환경문제의 심각성 인식과 미래에 대한 인식과의 관계를 검증하였다. 분석 결과, 두 변수 간에 통계적으로 유의미한 관계를 발견할 수 없었다. 즉, 경제성장이나 도시 개발과 같은 물질적 가치보다 환경 보전 및 보호를 우선해야 한다는 인식은 미래에 대한 긍정적 또는 부정적 인식에 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났으며 따라서 가설 3은 기각되었다(표 6). 국민의 환경위험 인식에는 개인의 정치 성향과 정부의 작용에 대한 신뢰 등 다양한 요소가 작용하는 것으로 알려져 있으므로(Khaltar et al., 2019) 후속 연구를 통해 이러한 결과에 대한 보다 심층적인 분석이 이루어지기를 기대한다.

개인적 가치성향인 현재 삶에 대한 만족도를 측정한 독립변수는 미래에 대한 인식과의 관계에서 통계적으로 유의미한 결과를 보여주었다. 즉, 현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 가지고 있는 것으로 나타났으며($B=.305, p<.001$), 따라서 본 연구의 가설 3은 채택이 가능하다(표 6).

사회적 가치성향이라 할 수 있는 타인에 대한 신뢰도를 측정한 변수 역시 미래에 대한 인식과의 관계에서 통계적으로 유의미한 긍정적 영향을 보여주었다. 즉, 타인에 대한 신뢰도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 가지고 있는 것으로 나타났으며($B=.108, p<.001$) 따라서 본 연구의 가설 4는 채택이 가능하다(표 6).

본 모델의 통제변수인 연령과 가구 경제 상태에 대한 인식변수는 각각 통계적으로 유의미한 결과를 보여주었다. 연령변수의 경우, 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다($B=-.250, p<.001$). 이 결과는, 연령과 미래에 대한 긍정적 인식은 반비례 관계에 있는 것으로 해석될 수 있으며 이는 60대 이상의 고령층에 비해 20대 이하의 젊은 층에서 미래를 보다 낙관적으로 평가하는 것으로 나타난 기술통계 분석과 부합한다. 가구 경제상황에 대한 긍정적 인식은 미래 인식에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 주관적으로 현재의 경제 상태를 낙관하고 있는 응답자일수록 미래를 긍정적으로 인식하고 있는 것으로 나타났다($B=.035, p<.001$). 한편 성별과 학력 변수는 응답자의 미래 인식에 통계적으로 의미 있는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 분석 결과를 종합하면, 본 연구의 회귀모형은 설문 응답자의 미래에 대한 인식의 약 25.6%를 설명하는 것으로 나타났다(표 5).

[표 5] 회귀분석 결과: 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 요인(N=5,321)

변수	비표준화 계수		표준화 계수	t(p)	TOL	VIF
	B	SE	β			
(상수)	1.812	0.095	.	19.063		
성별	0.007	0.017	0.005	0.417	0.974	1.027
연령	-0.111	0.005	-0.250	-20.395**	0.936	1.068
학력	-0.011	0.010	-0.013	-1.027	0.925	1.081
가구 경제 상태 인식	0.042	0.016	0.035	2.675**	0.818	1.222
과학기술 긍정 인식	0.063	0.007	0.106	8.819**	0.961	1.040
환경문제 심각성 인식	-0.005	0.007	-0.009	-0.729	0.954	1.048
행복 및 만족	0.177	0.008	0.305	21.954**	0.724	1.382
타인에 대한 신뢰	0.108	0.013	0.108	8.484**	0.864	1.157
F(p)	228.283**					
adj. R ²	.255					

성별: 남성=1; 여성=2

유의수준: p* < 0.05, p** < 0.01.

[표 6] 가설 검증

구분	연구 가설	가설 채택 여부
가설 1	과학기술에 대해 긍정적으로 인식할수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.	채택
가설 2	환경문제를 심각하게 인식할수록 미래에 대한 부정적인 이미지를 갖고 있을 것이다.	기각
가설 3	현재 본인 삶에 대한 만족도와 행복도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.	채택
가설 4	타인에 대한 신뢰도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 이미지를 갖고 있을 것이다.	채택

VI. 결론 및 정책적 함의

변화하는 사회 환경 속에서 위험을 예방하고 대응할 수 있는 정부의 역량이 중요해지고 있으며, 그에 따라 주요 공동체 문제 해결에 있어 국가의 정책적 역할에 대한 국민의 기대가 커지고 있다. 이러한 시점에 본 연구는 국민의 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 개인적 사회적·가치관과 그 영향을 실증적으로 분석하였다는 점에 함의가 있다.

먼저, 과학기술과 관련하여 국민의 불안과 부정적 인식을 줄일 수 있는 정부의 정책적 노력이 필요함을 확인할 수 있었다. 현재의 사회문제 중에는 첨단기술의 활용으로 해결될 수 있는 문제들도 다수

있다는 점에서 과학기술 관련 정책에 대한 국민의 지지는 필수적이다. 또한 미래사회에서, 특히 코로나19 이후의 사회에서 과학기술은 점점 더 중요해질 것이다. 바이러스 감염 치료법과 백신의 개발, 질병과 위협으로부터 인간을 보호하는 것 또한 과학기술의 역할이기 때문이다.

따라서 정부의 미래 기술의 명확한 사회적 비전 제시와 안전 불안감 해소를 위한 적극적인 기술 해결 및 사회적 소통이 필요한 것으로 판단된다. 특히, 과거 경제적 성과 중심의 과학기술정책을 넘어, 과학기술의 성과와 혜택을 나누려는 노력이 필요하다. 기존의 과학기술 발전에 대한 불신과 부정적 인식에는, 성과의 혜택을 누리는 수혜자가 한정적이라는 인식과 개인의 삶과 동떨어진 영역이라는 인식이 작용한 바 있다. 예컨대 미세먼지 등 환경오염 문제, 도심 열섬현상을 포함한 기후 문제, 노령화한 농촌의 노동력 대체 문제, 노령층의 치매 등 건강 문제, 식품 안전 문제, 전염성이 강한 질병의 안전 관리 문제 등은 관련 분야의 과학기술을 응용해 해결을 모색해야 할 사회적 가치가 매우 높고 삶의 질과 관련된 사회문제들이다. 그러나 이러한 분야는 경제적 가치나 이익 창출과 직접 관련성이 적다는 이유로 비교적 최근여야 주목을 받기 시작한 면이 있다(한국과학기술한림원, 2018). 국민의 과학에 대한 긍정적 인식은 미래에 대한 긍정적 인식과 유의미한 관계가 있다는 결과는 과학기술에 대한 부정적 인식을 개선할 필요성을 보여주며, 이를 실현하기 위해 필요한 과학기술정책 방안이 마련되어야 할 것이다.

환경문제의 경우, 본 연구에서는 환경문제의 심각성에 대한 인식(환경위험 인식)과 미래에 대한 이미지의 통계적으로 유의미한 관계가 나타나지 않았다. 그러나 앞서 살펴본 한국환경정책평가연구원의 ‘국민환경의식조사’를 포함한 여러 조사 결과가 보여주는 것처럼 우리나라 국민들의 환경의식은 점차 높아지는 추세며 환경이 개인의 삶에 큰 영향을 미치는 요소임도 여러 연구에서 확인되고 있다. 본 연구가 사용한 설문조사의 환경에 관한 인식과 관련해서도 응답자의 68.2%가 “자연환경의 보존이 도시 개발보다 중요하다”고 답하였으며, “경제성장이 둔화되더라도 환경보호가 우선해야 한다”고 응답한 사람은 54.8% 차지하였다. 이번 조사 결과 연령에 상관없이 고른 분포로 자연환경보호에 대한 가치를 경제성장보다 우선시하는 경향을 보이며 환경보호에 대한 전반적인 지지가 확인되었다.

환경문제는 그 특성상 단기간에 해결될 수 없기 때문에 정부의 꾸준한 노력이 요구되는 난제임과 동시에, 또한 제대로 대처하지 못했을 경우 정부에 대한 국민 신뢰도가 영향을 크게 받는 영역이기도 하다(김왕식, 2015; 환경부, 2019). 따라서 정부의 환경정책 개발과 관련 정책에 대한 홍보 및 국민의 신뢰도를 높이기 위한 노력은 장기적 관점에서 추진되어야 할 것이다. 이와 관련하여 정부의 민첩성 및 관리역량에 대한 국민의 긍정적인 인식이 정부에 대한 신뢰를 높이고, 결과적으로 환경에 대한 위험 인식을 낮출 수 있다는 연구(Khaltar et al., 2019)를 참고할 필요가 있을 것이다.

본 연구의 분석 결과 행복한 미래를 위한 정책적 노력이 필요함을 확인하였다. 개인의 행복도 및 삶에 대한 만족도는 미래 인식에 큰 영향을 미치고 있었다. 그러나 불행하게도 한국은 높은 경제 수준

에도 불구하고 낮은 행복 수준을 보이는 대표적인 나라일 뿐만 아니라(160여 개국 중 69위; World Happiness Report 2016 기준), 국가 내 행복 격차도 큰 나라로 알려져 있다. 특히 해외의 행복 연구에서는 삶의 만족도가 나이가 들수록 감소하다가 40~50세 이후 다시 상승하는 'U-shape'을 보여주는 경향이 있으나(심수진, 2016), 우리나라는 연령에 따라 반비례하는 형태를 나타내고 있음에 주목할 필요가 있다(김미곤 외, 2014).

개인의 행복과 만족에 정부가 기여할 수 있는 부분은 한정적일 것이며, 근본적으로 개인의 행복 추구에 정부의 개입이 바람직한 것인가라는 문제제기 또한 가능할 것이다(김병섭 외, 2015). 그럼에도 불구하고 정부가 할 수 있는 범위에서 국민 행복에 기여할 수 있는 정부 역할로는 청렴도와 신뢰도 제고를 들 수 있을 것이다. 여러 연구에 따르면 정부의 청렴도와 신뢰도가 국민들의 행복과 만족감에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(Park & Blenkinsopp, 2011; Widgery, 1982).

현재의 행복도 및 만족도가 미래 인식에 미치는 영향은 본 연구의 인구통계학적 통제변수를 통해 확인된 결과와 연계하여서도 정책적 시사점을 갖는다. 즉, 고령층일수록, 주관적인 가구 경제 상태에 대한 인식이 나쁠수록 현재에 대한 행복도 및 만족도가 낮을 뿐만 아니라 미래에 대한 인식 또한 부정적이라는 결과에 대해서도 주목할 필요가 있다. 우리나라의 고령화 속도와 소득격차의 증대를 감안하면, 노년층 저소득 1인 가구는 앞으로도 빠르게 늘어날 것이 예상된다. 경제활동 및 사회적 관계 등에서 취약해질 수 있는 환경에 있는 고령자, 저소득층에 대한 정책적인 노력이 필요하다.

신뢰와 관련하여, 본 연구는 개인이 타인에 대한 신뢰도가 높을수록 미래에 대한 희망적인 인식을 가지고 있음을 보여주었다. 한국사회는 소득수준에 비해 행복도가 매우 낮은 것으로 알려져 있으며 그 원인으로 높은 물질주의와 함께 낮은 수준의 대인신뢰도가 꼽히고 있다(Diener et al., 2010). 신뢰는 사회적 자본이며, '학습' 또는 '증재'될 수 있다는 점을 감안하면(박진영 외, 2012), 공적 차원에서 국민의 일반적 신뢰를 높이는 노력이 미래 인식에 긍정적인 영향을 미치는 한 방법이 될 것으로 보인다. 행복과 사회적 참여 및 소속감은 밀접하게 연관되어 있으며, 개인의 자발적 참여는 사회와 타인에 대한 신뢰에서 비롯된다. 공공분야로부터 시작된 혁신과 투명성이 사회전체 구성원 상호간 신뢰도를 높이는 역할을 할 수 있다는 점에서(김상아, 2018), 사회자본(Social Capital)의 핵심인 신뢰도 증진을 정부가 주도할 필요가 있다.

신뢰를 위한 정부의 역할에 관하여 이동원(2013)은 직접적으로는 경제발전, 빈곤 억제 및 중산층의 확대가 사회신뢰를 증진하고, 간접적으로는 효과적인 법의 지배와 비공식적인 네트워크가 사회신뢰 증진에 기여할 수 있다고 밝혔다. 이 밖에도 사회의 신뢰도를 높이기 위해서는 고용, 직장에서의 승진, 과세에 있어서 공정성이 높아지고 계층 상승의 가능성이 높아져야 한다는 연구(박병진, 2007; 이재완, 2013) 또한 국민의 전반적 신뢰도 증진을 위한 정부의 역할을 제시하고 있다. 한편 정부가 국민의 신뢰도를 높이기 위해 특정 정책을 시행하거나 새로운 제도를 도입하는 것이 오히려 다양한 이해관계의

충돌을 야기할 수 있기 때문에 그보다는 일상적인 정부의 공정한 업무수행, 정부와 국민간의 소통이 사회신뢰 형성에 기여할 수 있다는 주장도 주목할 필요가 있다(김상묵·김승현, 2018). 이러한 연구 결과를 바탕으로 사회 구성원 전반의 일반적 신뢰 수준을 높이는 방안이나 그 효과 등에 대한 더욱 심도 있는 후속 연구가 필요할 것이다.

국민의 미래에 대한 인식과 과학기술과 환경문제를 포함한 다양한 분야에 대한 인식과 가치관을 파악하고 그 영향과 상호관계를 분석하는 것은 정책 수혜자인 국민이 체감할 수 있는 국가 미래 전략을 세우는 데 필수적인 요소이다. 이렇게 파악한 인지적 요인들의 성별이나 세대, 사회경제적 계층에 따른 차이 및 그 장·단기적 변화 추세를 파악하는 것은 불확실하고 복잡한 미래의 사회문제에 대한 정책 대안을 모색하는 데 중요한 자료가 될 것이다. 이러한 관점에서 본 연구가 미래의 정책적 수요를 예측하고 공공정책의 방향을 제시하여 더 나은 정책 설계를 위한 기초자료가 될 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 국가인권위원회 (2018). 노인인권종합보고서.
- 고영남 (2012). 「대학생의 성격유형과 안녕감(well-being)의 관계」, 『한국교육학연구』 18(3), pp.49-71
- 과학기술정보통신부·한국과학기술기획평가원 (2018). 과학기술 & ICT정책·기술동향
- 과학기술과 인권 (2018). 한국과학기술한림원
- 김동환, 서용석, 송영조 (2010). 미래예측결과를 입법활동에 반영하기 위한 제도개선방안. 국회입법조사처.
- 김미곤, 여유진, 김태완, 정해식, 우선희, 김성아 (2014). <사회통합 실태진단 및 대응방안 연구>, 한국보건사회연구원.
- 김병섭, 안선민, 이수영. (2015). "거시적 사회경제요인이 국민의 행복에 미치는 영향분석: 우리나라 기초자치단체를 대상으로." 행정논총 53(2): 97-121.
- 김왕식 (2015). 정부신뢰에 시민의 환경인식이 미치는 영향. 한국자치행정학보 29(3) pp.71-90.
- 김상묵, 김승현 (2018). 사회신뢰와 정부의 역할 「한국공공관리학보」 제32권 제2호(2018. 6): 1~24. DOI <http://dx.doi.org/10.24210/kapm.2018.32.2.001>
- 김상아 (2018). 국민행복지수를 높이는 문화복지정책 연구 - 덴마크 등 북유럽 국가 사례를 중심으로. 문화체육관광부.
- 김지경 (2018). 청년세대 삶의 인식 수준과 행복도의 영향요인. 한국사회정책, 25(3), 209-245
- 류태건 (2014). "한국·일본·미국·독일의 대인신뢰와 정부신뢰: 수준과 영향요인 비교분석." 한국정치연구(Journal of Korean Politics) 23.
- 민보경, 허종호, 이채정, 박성원 (2020) 한국인의 미래 가치관 연구. 국회미래연구원. 20-38호.
- 박정훈. (2008). "정부신뢰와 정책수용: 전자주민카드 정책을 중심으로". <행정논총>. 46(1):93-122.
- 박진영 최혜원 서은국 (2012). 물질주의와 인간관계 경시의 심리적 원인: 낮은 일반적 신뢰. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 26(1), 23-36.
- 박희봉, 이희창 (2005). 삶에 만족에 미치는 영향 요인 비교 분석: 경제·사회적 요인인가? 사회자본 요인인가?, <한국행정논집> 17(3), 709~728.
- 송해룡, 김원제 (2014). "자연에 대한 인식, 과학기술에 대한 인식, 위험인식 및 위험 심각성의 관계- 생명공학기술을 중심으로 -."Crisisonomy10.1:29-44.
- 서봉언, 김경식(2016). 한국 청년들의 행복에 영향을 미치는 요인. 제11회 한국교육고용패널학술회 자료집, pp.275-288.
- 심수진(2016), 「한국사회에서 주관적 웰빙에 영향을 미치는 요인 분석」, 『통계연구』21(3), pp. 25~47.
- 이기혜, 김경근(2013), 「중학생의 주관적 삶의 질 결정요인」, 『교육사회학연구』, 23(3), pp.139-168
- 이현주 (2019) 한국의 사회적 불안과 사회보장의 과제 - 사회적 불안에 대한 질적 연구. 한국보건사회연구원.
- 조병규, 이명균, 이용수, 김욱. (2018). 국민행복지표 개발 연구. 경제·인문사회연구회 협동연구총서(18-13-01). 세종: 한국개발연구원
- 최연구 (2020) 미래사회, 인간을 위한 과학기술. Future Horizon+ 제2호 (Vol. 45)

- 환경부. (2019). 2018년 환경보전에 관한 국민의식조사 결과.
- 허종호 (2021). '행복조사의 필요성과 한국인의 행복실태'(국가미래전략 인사이트 vol.17). 국회미래연구원
- Odkhuu Khaltar, 김태형, 문명재. (2019). 위험사회와 미래정부의 역량: 정부의 민첩성, 관리역량, 그리고 정부신뢰가 위험 인식에 미치는 영향을 중심으로. 정부학연구, 25(1), 209-244.
- Barber, B. (1983). *The logic and limits of trust*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- Barry, S. (2014), "Using social media to discover public values, interests, and perceptions about cattle grazing on park lands", *Environmental Management*, Vol. 53, No. 2, pp. 454-464.
- Cairney, P. (2016). *The politics of evidence-based policy making*, Springer.
- Cori, L., et al. (2020). *Risk perception and COVID-19*, Multidisciplinary Digital Publishing Institute.
- Cothern, C. R. (2019). *Handbook for environmental risk decision making: Values, perceptions, and ethics*, CRC Press.
- Deaton, A. (2018). "What do self-reports of wellbeing say about life-cycle theory and policy?" *Journal of Public Economics* 162: 18-25.
- Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2003), "Personality, culture, and subjective well-being: Emotional and cognitive evaluations of life." *Annual review of psychology*, 54(1), pp. 403-425
- Diener, E., Ng, W., Harter, J., & Arora, R. (2010), *Wealth and happiness across the world: Material prosperity predicts life evaluation, while psychosocial prosperity predicts positive feeling*. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, 143-156.
- Fukuyama, F. (1995). *Trust: Social Virtues and The Creation of Prosperity*. NY: Free Press.
- Hayes, N. i Joseph, S.(2003), "Big 5 correlates of three measures of subjective well-being." *Personality and Individual Differences*, 34(4), pp. 723-727.
- Helliwell, John F., Richard La yard. and Jeffrey Sachs, eds. (2015). *World Happiness Report 2015*, New York: UN Sustainable Development Solutions Network.
- Hillgren, P.-A., et al. (2020). "Future public policy and its knowledge base: shaping worldviews through counterfactual world-making." *Policy Design and Practice* 3(2): 109-122.
- Ho, S., et al. (2011). "Value predispositions, mass media, and attitudes toward nanotechnology: the interplay of public and experts." *Science Communication* 33(2): 167-200.
- Hoppmann, C. A., Infurna, F. J., Ram, N., & Gerstorf, D. (2017). Associations Among Individuals' Perceptions of Future Time, Individual Resources, and Subjective Well-Being in Old Age. *The journals of gerontology. Series B, Psychological sciences and social sciences*, 72(3), 388-399. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbv063>
- Kim, Y., et al. (2017). "Nanoscientists and political involvement: Which characteristics make scientists more likely to support engagement in political debates?" *Science and Public Policy* 44(3): 317-327.

- Lasswell, H. D. (1951). The Policy Orientation. In D. Lerner, & H.D. Lasswell (Eds.), *The Policy Sciences: Recent Developments in Scope and Method* (pp. 3-15). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Levinson, A.(2012), "Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality", *Journal of Public Economics*, 96(9-10), pp.869-880.
- Leshner, A. I. (2015), "Bridging the opinion gap", *Science*, Vol. 347, No. 6221, p. 459
- Newton (2009). "Social and Political Trust." In R. J. Dalton and H. D. Klingemann, eds. *The Oxford Handbook of Political Behavior*, 342-361. Oxford, UK: Oxford University Press.
- OECD (2016). *Society at a Glance 2016*, OECD Paris.
- OECD (2017). *Governing better through evidence-informed policy making*. OECD Conference Center: Paris.
- Park, H., & Blenkinsopp, J. (2011). The roles of transparency and trust in the relationship between corruption and citizen satisfaction. *International Review of Administrative Sciences*, 77(2), 254-274.
- Putnam, Robert D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Renewal of American Community*, New York: Simon and Schuster
- Satterfield, T., Conti, J., Harthorn, B. H., Pidgeon, N., & Pitts, A. (2013). Understanding shifting perceptions of nanotechnologies and their implications for policy dialogues about emerging technologies. *Science and Public Policy*, 40(2), 247-260.
- Widgery, R. N. (1982). Satisfaction with the quality of urban life: A predictive model. *American Journal of Community Psychology*, 10(1), 37-48.
- Wolf, J. and S. C. Moser (2011). "Individual understandings, perceptions, and engagement with climate change: insights from in-depth studies across the world." *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change* 2(4): 547-569.
- Yamagishi, T., & Yamagishi, M. (1994). Trust and commitment in the United States and Japan. *Motivation and Emotion*, 18, 129-166
- Yeo, S., Cacciatore, M., Brossard, D., Scheufele, D., Runge, K., Su, L, Corley, E. (2014). Partisan amplification of risk: American perceptions of nuclear energy risk in the wake of the Fukushima Daiichi disaster. *Energy Policy*, 67, 727-736.
- Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen(2017), "Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-Being?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 85, pp.81-94.

제2절 머신러닝을 이용한 미래 인식 영향 요인 탐색

민보경*·이용상**·박강윤***

Exploring factors influencing Koreans' perception of the future using machine learning

Bogyeong Min*·Yongsang Lee**·Gangyoon Park***

요약: 본 연구는 머신러닝 기법을 활용하여 한국인들의 미래 인식에 영향을 미치는 요인들을 살펴보았다. 미래 인식에 영향을 미치는 요인은 무엇인가? 나의 미래 관심과 대한민국 미래 관심을 예측하는데 있어 중요하게 작용하는 것은 무엇인가? 이러한 질문에 대한 답을 구하기 위해 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 개인의 특성을 분석하였다. 본 연구는 국회미래연구원의 2020년 「한국인의 미래 가치관 조사」 자료를 활용하였으며, 특히 미래 관심 문항 중 ‘나의 미래’와 ‘대한민국의 미래’ 문항을 중심으로 분석하였다. 나의 미래와 대한민국의 미래에 대한 관심도를 기준으로 응답자들을 각각 관심 집단과 무관심 집단으로 나누고 랜덤 포레스트 기법으로 응답자를 이들 두 개의 집단으로 분류하는 데 중요한 요인으로 작용하는 변수들을 탐색하였다. 나의 미래에 대한 관심도를 기준으로 미래 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 데 주요하게 영향을 미치는 주요 변수를 탐색한 결과, 미래 이미지, 출생 연도, 2030년도의 나의 삶의 모습 등 3개의 변수가 상대적으로 매우 중요한 변수로 확인되었으며, 그 밖에 현재 행복한 이유, 월평균 가구소득, 거주지역, 최종 학력, 현재 삶의 만족도, 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소 등이 중요한 것으로 나타났다. 또한 대한민국의 미래에 대한 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 데 상대적으로 중요한 변수들을 살펴보면, 미래 이미지, 사회의 이익을 위한 행동의 중요성, 출생 연도 등 3개의 변수가 상대적으로 가장 중요한 변수로 확인되었으며, 그 밖에 성별, 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교, 2050년의 나의 삶의 모습, 월평균 가구소득, 곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성, 현재의 나의 행복도, 2050년 인류의 삶을 가장 위협할 요소 등으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 한국인의 미래 적응력 제고를 위한 국회 역할과 관련 예산 모니터링 등의 정책적 시사점을 제시하였다.

주제어: 미래 인식, 머신러닝, 랜덤 포레스트, 관심 집단, 무관심 집단

ABSTRACT: This study used data from the National Assembly Futures Institute's 2020 “Future Value Survey in Korea”. It mainly analyzed the items of interest in the future, focusing on ‘my

* 국회미래연구원 부연구위원

** 인하대학교 교육학과 교수

*** 영남대학교 대학원 연구원

future' and 'the future of Korea'. Based on the degree of interest in 'my future' and 'the future of the Republic of Korea', the respondents were divided into an interest group (positive class) and an indifferent group (negative class), respectively. The random forest method explored variables acting as essential factors in classifying the respondents into these two groups. As a result of studying the main variables that influence the classification of future interest groups and indifference groups based on 'my future interest', three variables were identified as relatively important variables: 'future image', 'birth year', and 'my life in 2030'. In addition, three variables were identified as relatively important variables in classifying Korea's future interest group and indifference group. These variables include 'future image', 'importance of behavior for social benefit', 'birth year', 'gender', 'school that can enhance students' specialty and talent', 'my life in 2050', and 'my happiness in 2050'. Based on these results, policy implications, such as the role of the National Assembly to improve Koreans' adaptability to the future and monitor related budgets, were presented.

KeyWords: future perception, machine learning, random forest, positive class, negative glass

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

우리 사회를 둘러싼 메가트렌드의 변화양상은 그 어느 때보다도 복잡하다. 저출생과 고령화 심화, 기후변화, 디지털 전환, 저성장, 불평등 심화 등 이미 오래 전부터 진행되고 있는 메가트렌드뿐 아니라 예기치 못한 코로나19 바이러스의 출현, 긴박한 아프간 상황과 국제 정세 등의 돌발 이슈는 우리가 이전에 경험하지 못했던 불안감과 불확실성을 야기한다. 특히, 사회구조에 내재된 복잡성과 다양한 분야에 걸친 융복합화가 가속화되는 현 시점에서 미래의 불확실성은 더욱 증가하고 어떤 사회 이슈도 그 해법을 찾기에는 쉽지 않아 보인다.

사회가 급변할수록 미래를 바라보는 사회 구성원의 인식과 태도에 대한 고찰하는 것은 더욱 중요하다. 개인들의 미래 인식은 정부의 계획이나 정책들을 설정하는 데 중요한 전제가 될 수 있다. 중장기적인 계획이나 정책설계는 그 사회를 구성하는 개인들의 미래 가치나 인식을 토대로 설정해야 정책 수용성과 실현가능성이 높아지기 때문이다. 더욱이 사회변화가 빠르게 진행될수록 미래예측의 정확성 확보는 불가능하고, 미래에 대한 적응력이 중요해진다. 과거 미래 연구 동향이 미래를 정확하게 예측하는 데 주력했다면 최근의 미래연구 동향은 어떤 미래가 와도 적절하게 적응하는 능력을 향상하는 방안을 제시하는데 초점을 두고 있다(박성원 외, 2013). 국가마다 개인들이 선호하는 미래에 대한 인식은 서로 달라 국가의 중장기적인 정책비전과 정책 목표를 설정하는 데 있어 미래 인식을 이해하고 파악하는 것은 매우 중요한 전제 조건이다. 그러므로 그간 미래 인식에 대한 연구나 조사는 개인의 인구학적 특성에 따라 어떠한 미래를 선호하는지에 관심을 가졌으며, 기존 연구는 세대나 지역 등 한 정된 변수를 통해 개인이 선호하는 미래 모습과 미래 정책 방향에 대한 정책 대안을 발굴하는 데 초점을 두었다(박성원 외, 2015; 안성조 외, 2016). 이는 연구의 대상이 되는 모집단을 추리하기 위해 사용되는 표본 집단 크기의 한계와 제한된 표본 크기하에서 사용될 수 있는 변수의 제약 등으로 인한 방법론적 한계에서 그 원인을 찾을 수 있다. 그러나 최근 주목받고 있는 머신러닝을 활용한 예측 기법은 이러한 한계점을 극복하여 폭넓은 범주의 다양한 변수들을 활용하여 예측 또는 설명요인 탐색이 가능하도록 하고 있다. 따라서 이러한 머신러닝 기법을 활용한 미래 인식에 대한 분석을 통해 우리 사회 구성원들의 미래 인식에 영향을 미치는 요인들을 광범위하게 탐색해 볼 필요가 있다.

본 연구는 사회가 인식하고 있는 미래 모습이나 선호하는 미래상을 도출하기보다는 미래 인식에 영향을 미치는 요인을 중심으로 살펴보고자 한다. 미래 인식에 영향을 미치는 요인은 무엇인가? 나의 미래 관심과 대한민국 미래 관심을 예측하는 데 있어 중요하게 작용하는 것은 무엇인가? 이러한 질문에 대한 답을 구하기 위해 미래에 대한 인식에 영향을 미치는 개인의 특성을 분석하였다. 즉, 본 연구는

연령, 소득, 학력, 거주지역 등 사회통계학적 변수 외에도 개인의 삶의 모습, 행복도, 삶의 만족도 등에 따라 미래 인식이 달라지는지 분석하고, 미래 적응력 제고를 위한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

2. 연구 방법

본 연구에서는 국회미래연구원의 「한국인의 미래 가치관 조사」 자료를 분석하였다. 국회미래연구원 은 한국갤럽조사연구소에 의뢰하여 실시한 「한국인의 미래 가치관 조사」의 모집단은 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민이며, 다단계층화집락추출법을 활용하여 표본을 추출하였다. 표본 추출을 위해 사용한 세부적으로 시도별 집계구의 크기에 따라 확률 표집을 실시하였으며, 집계구가 표집되면, 집계구에 속해 있는 가구를 무선표집하고, 이렇게 표집된 가구의 모든 구성원들에게 조사를 실시하였다. 조사는 2020년 10월 24일~12월 18일까지 태블릿 PC를 활용한 가구방문 면접조사를 실시하였으며, 이렇게 실시된 미래선호가치 설문조사에 응답한 인원은 총 5,321명이다.

「한국인의 미래 가치관 조사」에서는 ① 미래에 대한 이미지와 인식, ② 개인의 가치관, ③ 사회와 가치관, ④ 국가와 가치관 등으로 나누어 문항을 구성하였으며, 이 중 미래에 대한 이미지와 인식 분야에서는 응답자들에게 미래에 대해 얼마나 관심이 있는지를 물어보았으며([그림 1] 참조), 본 연구에서는 해당 문항에 대한 응답 자료를 바탕으로 응답자를 미래 관심 집단과 무관심 집단으로 나누어 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 특히 미래 관심 문항 중 ‘나의 미래’와 ‘대한민국의 미래’ 문항을 활용하여 분석하였다. 미래 관심 집단과 무관심 집단은 관심도 문항의 5점 척도 평균을 산출하여 평균을 기준으로 관심 집단과 무관심 집단으로 분류하였다. 본 연구에서는 8:2의 비율로 훈련용 데이터(training data set)와 검증용 데이터(test data set)로 나누어 훈련용 데이터로 랜덤 포레스트 모델을 학습시킨 후, 검증용 데이터를 바탕으로 111개의 변수를 이용하여 관심 집단과 무관심 집단을 예측하였다. 마지막으로 예측 결과를 바탕으로 관심 집단과 무관심 집단을 예측하는 데 중요도가 높은 상위 변수 10개를 추출하여 어느 변수가 미래 관심에 영향을 미치는지를 탐색하였다.

다음의 미래에 대해 **얼마나 관심**이 있습니까?

항목	전혀 없다	없는 편이다	보통이다	있는 편이다	많이 있다
1) 나의 미래	①	②	③	④	⑤
2) 대한민국의 미래	①	②	③	④	⑤
3) 통일된 대한민국의 미래	①	②	③	④	⑤
4) 세계의 미래	①	②	③	④	⑤

[그림 1] 미래 관심에 대한 문항

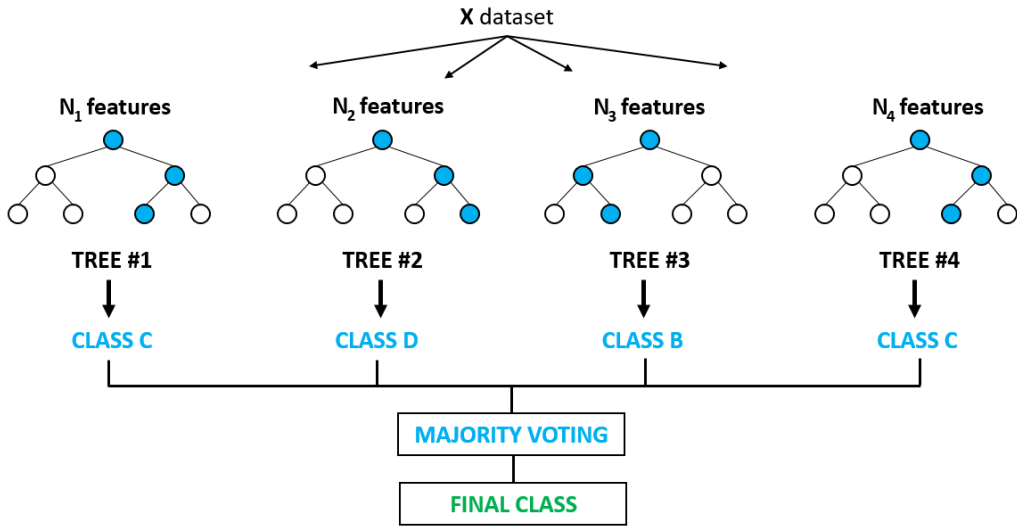
본 연구에서는 지니개선지수(Mean Decrease Gini: MDG)를 이용하여 관심 집단과 무관심 집단을 예측하는 데 중요도가 높은 상위 변수 10개를 추출하였으며, 이들 상위 변수 값에 따라 미래 관심도가 어떻게 변하는지를 살펴보기 위해 이들 상위 변수의 한계효과를 나타내는 부분의존성 도표(Partial Dependence Plot)를 제시하였다(김영식, 2020; 이기정·김영식, 2021).

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 머신러닝: 랜덤 포레스트 기법

머신러닝은 컴퓨터가 데이터를 학습하도록 프로그래밍하는 것으로 전통적인 프로그래밍 기법에서는 정해진 프로그램에 따라 데이터를 분석하여 결과를 제시하는 수준에 그쳤으나, 머신러닝은 여기서 한걸음 더 나아가 이렇게 제시된 결과물을 분석하여 컴퓨터가 스스로 더 양호한 결과를 산출할 수 있도록 하는 일종의 학습 단계를 포함하고 있다. 이와 같은 머신러닝은 인공지능의 핵심 알고리즘으로 다양한 분야에 적용 및 활용되고 있다. 머신러닝은 크게 지도학습(supervised learning)과 비지도 학습(unsupervised learning)으로 나뉜다. 지도학습은 머신러닝 알고리즘이 학습하는 훈련용 데이터에 머신러닝을 통해 얻고자 하는 학습의 결과물, 즉 레이블을 포함하여 학습하는 기법이다. 이러한 지도 학습의 대표적인 알고리즘으로는 서포트 벡터 머신(support vector machine), 의사결정나무(decision tree), 랜덤 포레스트(random forest), 신경망(neural networks) 등이 있다. 이와 비교하여 비지도 학습은 레이블이 없는 훈련용 데이터를 학습하는 방식이며, 군집이나 차원 축소 방식 등이 대표적인 비지도 학습 방법이다.

본 연구에서와 같이 무관심과 관심 집단으로 분류하거나, 이들 두 집단 중 어느 집단으로 분류될지를 예측하는 데 많이 활용되는 것이 바로 머신러닝 중 의사결정나무 알고리즘이다. 하나의 의사결정나무는 단일한 기준으로 분류를 하므로 다양한 특성(feature), 즉 변수를 고려하여 분류하기 위해서는 이러한 의사결정나무들의 집합 모형이라 할 수 있는 랜덤 포레스트 기법을 활용하게 되며 이와 같은 랜덤 포레스트 알고리즘을 시각적으로 표현하면 [그림 2]와 같다.



[그림 2] 기계학습 알고리즘 중 랜덤 포레스트 모형

랜덤 포레스트 모형은 다수의 의사결정나무를 무선(random)으로 샘플링하여 결합한 앙상블 모형으로 개별 의사결정나무들을 통한 독립적인 분류를 반복함으로써, 의사결정의 편향성을 낮추고 예측 오차를 줄일 수 있다는 장점이 있다(홍기혜, 2020). 이와 같은 랜덤 포레스트 기법은 분류와 회귀 등에 가장 널리 쓰이는 알고리즘으로 많은 변수들을 다룰 수 있으므로 본 연구에서와 같이 관심 집단과 무관심 집단으로 분류함에 있어 다양한 변수들을 분석하는 데 용이한 방법이라 할 수 있다. 이와 같은 랜덤 포레스트에서는 오차 행렬(confusion matrix)을 통해 실젯값과 예측값의 일치 및 불일치를 파악하게 되며, 이에 대한 양호도 지표는 정확도(accuracy), 정밀도(precision), 재현율(recall), F1 점수 등이 사용된다.

		예측값	
		Negative (무관심 집단)	Positive (관심 집단)
실젯값	Negative (무관심 집단)	True Negative(TN)	False Positive(FP)
	Positive (관심 집단)	False Negative(FN)	True Positive(TP)

[그림 3] 오차 행렬

본 연구에서는 이들 지표를 활용하여 본 연구에서 구안한 랜덤 포레스트 모형의 양호도를 평가하였다. 이들 지표의 의미를 살펴보면, 우선 정확도는 미래에 관심 있는 응답자와 관심이 없는 응답자를 올바르게 예측한 비율($(TN + TP) / (TN + FN + TP + FP)$)이며, 정밀도는 미래 관심 집단으로 분류된 응답자 중 실제 미래에 관심이 있는 응답자의 비율($TP / (TP + FP)$)이다. 또한, 재현율은 실제 미래에 관심이 있는 응답자를 미래에 관심이 있다고 예측한 비율($TP / (TP + FN)$)이며, F1 점수는 정밀도와 재현율의 조화 평균($F1 = 2 / (1/정밀도 + 1/재현율)$)으로 정밀도와 재현율이 비슷할수록 F1 점수는 높아진다.

2. 미래 인식에 대한 선행연구 고찰

미래에 대한 인식은 정책 방향 설정 및 계획 단계에서 중요한 의미를 가진다. 미래 환경 변화에 대한 정책적 대응을 위해서는 현재의 상태와 미래를 합리적으로 검토하고 이해하는 것이 필요하다. 국민의 미래 인식을 파악함으로써 정책 수요를 파악하기 위한 구체적인 정보를 제공할 수 있다. 현재의 상태에서 미래 인식을 통해 미래를 예측하는 것은 향후 발생할 사회적 비용, 과학기술 발전에 따른 사회변화, 사회적 가치의 보존이나 적응의 필요성 등 다양한 전략적 대응을 가능하게 한다. 미래에 대한 인식을 파악함으로써 향후 발생할 사회의 합의형성, 예산확보 수준, 연구개발 수행 정도 등을 예측하고 이에 대한 체계적인 대응을 준비할 수 있기 때문이다(안성조 외, 2016). 즉, 미래 인식과 미래 전망을 통해 원하는 미래 상황에 도달하거나 피하기 싶은 미래 상황을 예방하기 위한 구체적인 대안을 모색할 수 있다(박희서, 1999).

불확실한 미래에 대한 인식은 긍정적이거나 부정적일 수 있으며, 오지 않은 미래에 대해 희망적으로 인식하거나 때로는 불안감을 느끼기도 한다. 복잡하고 빠르게 전개되는 정책 환경 변화에 대응하기 위해 미래 지향적인 국가 혁신 역량 강화가 요구되며 정책 대응력 제고를 위한 분석이 필요하다. 미래가 불확실할수록 미래를 정확하게 예측하기는 더욱 어려워지기 때문에 정확한 미래예측에 대한 정책적 노력보다는 어떤 미래가 오더라도 우리 사회가 잘 적응하고 대응할 수 있도록 하는 것이 더욱 필요하다. 불확실한 미래에 대한 인식은 미래를 낙관하느냐, 비관하느냐에 따라, 그리고 미래에 적극적으로 대응하느냐 소극적으로 수용하느냐에 따라 네 가지로 유형화할 수 있다(Ramos, 2011; 박성원 외, 2015 재인용). 그중에서 가장 위험한 유형은 미래를 비관적으로 예측하면서 그 미래를 바꿀 수 없다고 간주하며 소극적인 태도로 수용하는 경우이다. 이런 미래 인식을 가지는 사회 구성원은 어떠한 정치적 의견도 표명하지 않고, 정치적 행동도 하지 않으며, 극단적인 경우에는 바꿀 수 없는 부정적 미래 모습으로 인해 자살이라는 선택에 이를 수 있다(박성원 외, 2015). 그러므로 미래 인식은 개인적 차원뿐 아니라 사회적 차원의 문제가 될 수 있으며, 사회가 복잡하고, 여러 이해관계가 상충하며, 미

래에 대한 불확실성이 커질수록 미래를 준비하고 대응할 수 있는 능력을 제고할 수 있도록 정책적 노력이 요구된다.

미래 인식에 영향을 미치는 변인은 개인의 내적 요인 등의 특성, 사회경제적 지위, 사회적 환경 등의 측면에서 살펴볼 수 있다. 첫째, 개인 변인으로는 자아존중감, 자기효능감, 학업 성취 등이 있는데, 자아존중감이 높으면 진로에 대한 인식에 긍정적인 영향을 미치고 있으며(정주원, 2014), 개인의 진로 결정과 관련된 과제들을 해결할 수 있다고 느끼는 자신감이 강할수록 직업적 성취에 영향을 미치며 진로에 대한 포부도 높게 나타나는 것으로 나타났다(고미나·박재황, 2012; 권현지, 2015). 이렇듯 개인적 특성에 따라 미래에 대한 다양한 인식이 반영되고, 삶의 태도와 행동에 영향을 미친다. 미래에 대한 희망과 포부는 개인의 삶에 있어 목표를 설정하고 결과를 성취하는 데 중요한 동기로 작용하게 하고(최수미, 2013), 긍정적이고 미래 지향적 삶의 태도를 가지는 것은 현실적으로 직업에 대한 설계로 구체화되기도 한다(김경희·박근혜, 2013).

둘째, 미래에 대한 인식은 계층적 인식과 사회계층적 지위에 의해서 영향을 받을 수 있다. 이희정(2018)의 연구는 주관적 계층인식의 변화에 따라 청년세대의 현재와 미래에 대한 주관적 평가가 달라짐을 보여주었다. 19-34세 청년들은 계층인식이 높을수록 노력에 대한 보상이 더 공정하다고 인식하고 있었으며 부모와 동거하고 있거나, 기혼의 경우, 안정적인 고용형태에 있는 경우 공정성에 대해 긍정적으로 인식하고 있는 반면, 사회적 지위가 낮고, 결혼, 고용, 주거 등의 측면에서 불평등에 노출된 청년은 공정성에 대해 부정적으로 인식하는 경향을 나타냈다(이희정, 2018). 사회경제적 지위는 불평등의 경험과 관련되어 미래 인식과 행동에 영향력을 미친다. 사회경제적 지위가 낮은 청년들은 결혼과 출산 의사 등에서도 부정적인 태도를 보이고 있으며, 가족의 사회경제적 지위는 불평등 인식, 공정성 인식, 사회이동 인식, 정치 성향, 삶의 만족도 등 주관적 인식의 다양한 측면에 영향력을 미치고 있다(김영미, 2016).

마지막으로 개인의 특성뿐 아니라 사회적 환경 요인이 미래 인식에 대한 영향을 미칠 수 있다. 사회적 지지가 높을수록 진로에 대한 자기 동기부여 수준이 높아 진로 이행을 함에 있어 긍정적인 영향을 미치고 있었다(우영지·이기학, 2010; 김민선·서영석, 2009). 학교 교육이 미래 인식에 영향을 미치기도 하는데, 학교에서 수행되는 진로지도 및 교육은 개인의 진로 계획을 구체화하고, 직업적 발달을 촉진시켜 청소년들의 미래에 대한 관심과 진로 이행에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(김정원·김옥인, 2007; 김희자, 2008).

본 연구는 미래 인식에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기 위해 2020년 국회미래연구원에서 수행한 「한국인의 미래 가치관 조사」에 대한 응답 결과를 중심으로 실증적 분석을 수행하였다. 본 연구는 개인적 차원의 미래와 국가적 차원의 미래에 대한 관심도를 살펴보고, 미래 인식에 대해 영향을 미치는 요인을 발견하여 미래 정책을 위한 함의를 도출하였다.

III. 분석 결과

본 연구에서는 나의 미래와 대한민국의 미래에 대한 관심도를 기준으로 응답자들을 각각 관심 집단과 무관심 집단으로 나누고 랜덤 포레스트 기법으로 응답자를 이들 두 개의 집단으로 분류하는 데 중요한 요인으로 작용하는 변수들을 탐색하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

1. 나의 미래 관심도

우선 나의 미래에 대한 관심 정도를 5점 척도로 응답한 자료의 평균을 분석한 결과 3.93으로 나타났으며, 이 평균 점수를 기준으로 평균보다 높은 응답자는 관심 집단으로 분류하고 낮은 응답자는 무관심 집단으로 분류하였다. 응답자 5,321명 중 관심 집단으로 분류된 응답자는 3,948명이며, 무관심 집단으로 분류된 응답자는 1,373명이었다.

[표 1] 나의 미래에 대한 관심 집단 분류

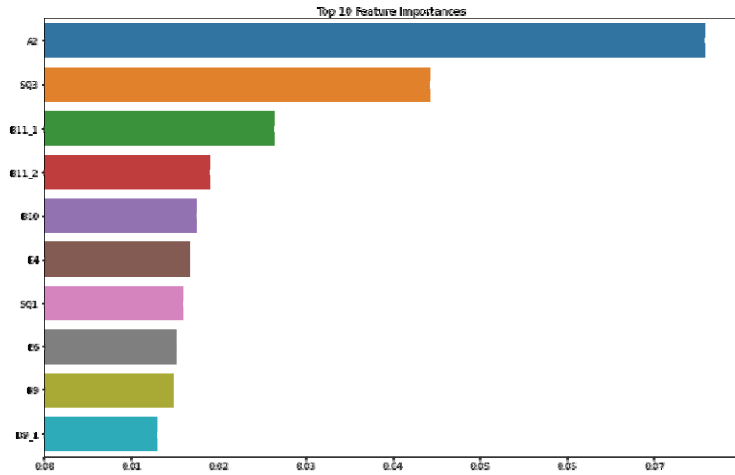
평균	표준편차	관심 집단	무관심 집단
3.93	0.77	3,948명	1,373명

이와 같이 분류된 응답자 자료를 바탕으로 111개의 설명변수(feature)를 투입한 랜덤 포레스트 모형을 통해 분류 예측을 실시하였으며, 그 결과를 바탕으로 분류 예측에 중요도가 높은 상위 10개 변수를 추출하였다. 우선 본 연구에서 사용한 랜덤 포레스트 모형의 분류 양호도를 살펴본 결과 정확도 0.80, 정밀도 0.79, 재현율 0.97, F1 점수 0.87로 나타났다. 이들 지표를 평가할 절대적인 기준은 없으나 기존의 랜덤 포레스트 모형을 이용한 연구들(김영식 외, 2019; 이은정 외, 2020; 최필선·민인식, 2018; 홍기혜, 2020)과 비교하여 높은 수치로서 본 연구에서 사용한 모형의 분류 정확성 충분히 높다는 것으로 알 수 있었다.

[표 2] 분류 양호도 지표

정확도(Accuracy)	정밀도(Precision)	재현율(Recall)	F1 점수
0.80	0.79	0.97	0.87

다음으로 지나개선지수(Mean Decrease Gini: MDG)를 기준으로 나의 미래 관심도를 예측하는데 중요도가 높은 변수 10개를 선정하였으며 그 결과는 [그림 4]와 같다.



[그림 4] 설명변수 상대적 중요성 도표

지니개선지수를 기준으로 선정한 주요 10개 변수는 미래 이미지(A2), 출생 연도(SQ3), 2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1), 2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2), 현재 행복하다고 생각하는 이유(B10), 월평균 가구소득(E4), 거주지역(SQ1), 최종학력(E6), 현재 삶의 만족도(B9), 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1) 순이었으며, 종속변수의 예측에 설명변수의 상대적인 중요성을 확인할 수 있었다. 이상 10개 주요 변수의 문항 내용을 요약하면 [표 3]과 같으며, 이들 변수 중 연속변수의 기술통계량을 제시하면 [표 4]와 같다.

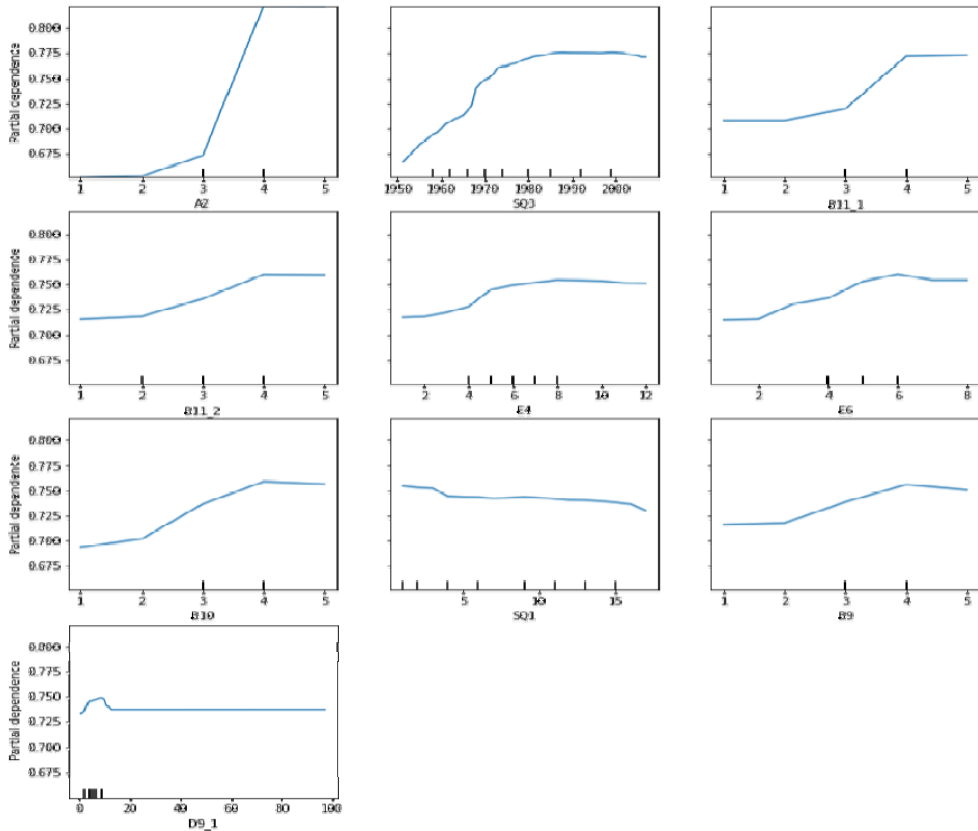
[표 3] 주요 변수 문항 내용

구분	변수(문항)	내용
1	미래 이미지(A2)	귀하에게 미래하면 떠오르는 이미지는 희망적입니까, 절망적입니까?
2	출생 연도(SQ3)	귀하의 출생 연도는 언제입니까?
3	2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1)	현재와 비교하여 10년 후 나의 삶은 어떤 것이라고 생각하십니까?
4	2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2)	현재와 비교하여 30년 후 나의 삶은 어떤 것이라고 생각하십니까?
5	현재 행복 정도(B10)	현재 나는 얼마나 행복하다고 생각하십니까?
6	월평균 가구소득(E4)	귀댁의 지난 1년 동안 세금 납부 전의 월평균 총가구소득은 얼마입니까?
7	거주지역(SQ1)	거주지역이 어디입니까?
8	최종학력(E6)	귀하는 정규교육을 어디까지 받았습니까?
9	현재 삶의 만족도(B9)	현재 본인의 삶에 대해 얼마나 만족하십니까?
10	2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1)	30년 후인 2050년에 인류의 삶을 가장 위협할 것은 다음 중 무엇이라고 생각하십니까?

[표 4] 주요 연속변수 기술통계량

구분	변수(문항)	평균	표준편차	최소	최대
1	미래 이미지(A2)	3.50	0.71	1	5
2	출생 연도(SQ3)	1976.52	15.09	1951	2007
3	2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1)	3.50	0.67	1	5
4	2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2)	3.42	0.83	1	5
5	현재 행복 정도(B10)	3.50	0.66	1	5
6	현재 삶의 만족도(B9)	3.49	0.68	1	5

랜덤 포레스트의 분석 결과에서 또 한 가지 관심 있게 살펴봐야 하는 것은 부분의존성(partial dependence, PD)이며, 이는 특정 설명변수가 종속변수에 미치는 한계효과(marginal effects)를 측정하는 것이다(최필선·민인식, 2018). 지니개선지수를 기준으로 선정한 주요 10개 변수의 부분의존성을 도표(Partial Dependence Plot, PDP)로 제시하면 [그림 5]와 같다.



[그림 5] 나의 미래 관심도 부분의존성 도표

[그림 5]에서 각 그래프의 X축은 실제 값을 의미하며, Y축은 나의 미래 관심도의 수준을 예측하는 값이다. 예를 들어, [그림 5]에서 SQ3는 출생 연도를 측정한 변수이며 X값이 증가할수록 나의 미래 관심도의 수준이 올라감을 확인할 수 있다. 또한, 상대적으로 미래 이미지(A2)는 그래프의 기울기가 매우 가파르며 이는 특정 임계값을 기준으로 나의 미래 관심도가 높아짐을 의미한다. '미래 이미지 (A2)' 변수는 응답자에게 미래에 대한 이미지가 희망적인지 절망적인지를 물어본 것으로 [그림 5]의 부분의존성 도표에서 보여주듯이 희망적인 미래 이미지를 가진 응답자가 미래에 대한 관심도가 높고, 절망적인 이미지를 가진 응답자는 미래에 대한 관심도가 낮아 무관심 집단으로 분류되는 경향이 있음을 알 수 있었다. 반대로 거주지역(SQ1)이나 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1)와 같은 변수의 부분의존성 도표를 살펴보면 기울기에 변함이 거의 없는 것으로 나타나고 있어 거주지역이나 삶의 위협 요소를 무엇으로 생각하는지가 미래 관심에 큰 영향을 미치지 않음을 알 수 있었다.

2. 대한민국 미래 관심도

다음으로 대한민국의 미래에 대한 관심 정도를 5점 척도로 응답한 자료의 평균을 분석한 결과 3.43이었으며, 나의 미래 관심도 평균 3.93과 비교하여 낮은 수치를 보였다. 이는 나의 미래보다 대한민국의 미래에 대한 관심도가 다소 떨어짐을 보여준다. 평균을 기준으로 대한민국 미래 관심 집단과 무관심 집단으로 나눈 결과, 응답자 5,321명 중 2,595명은 관심 집단으로 분류되었고, 2,726명은 무관심 집단으로 분류되었다.

[표 5] 대한민국 미래에 대한 관심 집단 분류

평균	표준편차	관심 집단	무관심 집단
3.43	0.80	2,595명	2,726명

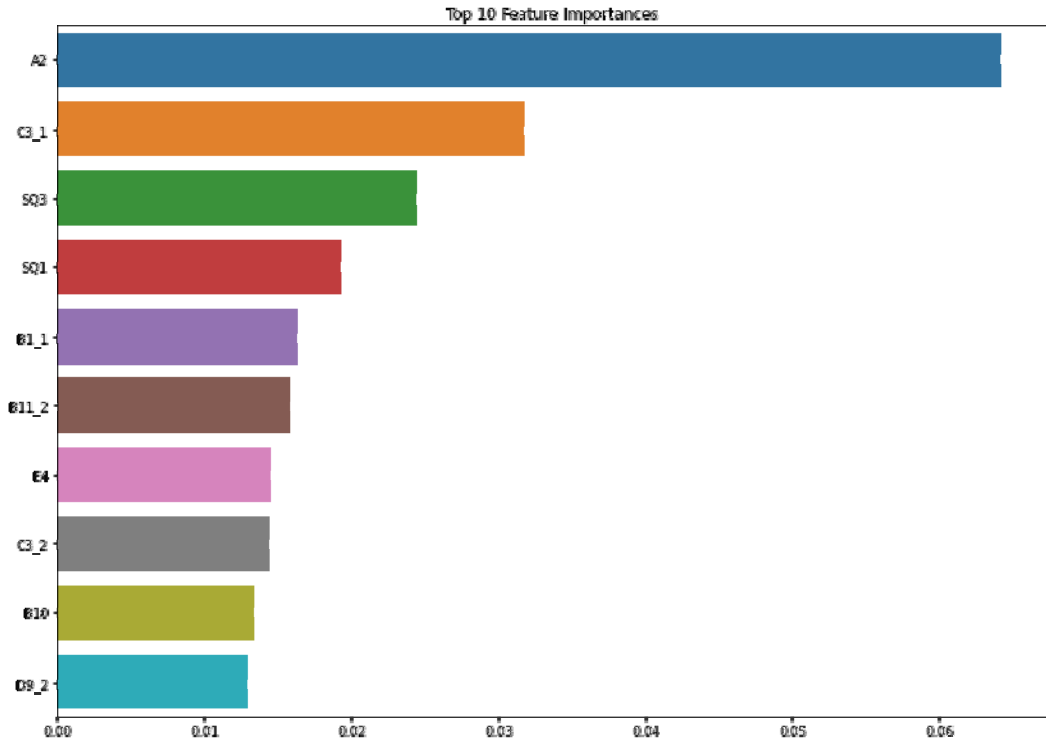
이와 같이 분류된 응답자 자료를 바탕으로 나의 미래 관심도 분석과 동일하게 111개의 설명변수(feature)를 투입한 랜덤 포레스트 모형을 통해 분류 예측을 실시하였으며, 그 결과를 바탕으로 분류 예측에 중요도가 높은 상위 10개 변수를 추출하였다.

우선 랜덤 포레스트 모형의 분류 양호도를 살펴본 결과 정확도 0.70, 정밀도 0.69, 재현율 0.94, F1 점수 0.80으로 나타났다. 이와 같은 결과는 나의 미래도 예측 모형보다 다소 낮은 수치이기는 하나 여전히 기존 연구들에서 보여준 분류 양호도 수치와 비교해서 높은 수치이며, 따라서 대한민국의 미래 관심 집단 분류의 정확성이 충분히 높다는 것을 알 수 있다.

[표 6] 분류 양호도 지표

정확도(Accuracy)	정밀도(Precision)	재현율(Recall)	F1 점수
0.70	0.69	0.94	0.80

나의 미래 관심 집단 분류와 마찬가지로 지니개선택지수(Mean Decrease Gini, MDG)를 기준으로 대한민국 미래 관심도를 예측하는 데 중요도가 높은 변수 10개를 선정하였으며 그 결과는 [그림 6]과 같다.



[그림 6] 설명변수 상대적 중요성 도표

선정된 10개 변수를 살펴보면, 미래 이미지(A2), 사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1), 출생 연도(SQ3), 성별(SQ1), 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교(B1_1), 2050년의 나의 삶의 모습(B11_2), 월평균 가구소득(E4), 곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성(C3_2), 현재의 나의 행복도(B10), 2050년 인류의 삶을 가장 위협할 요소(D9_2) 순으로 나타났으며, 이를 통해 종속변수의 예측에 설명변수의 상대적인 중요성을 확인할 수 있었다. 이상 10개 주요 변수의 문항 내용을 요약하면 다음과 같다. 이상 10개 주요 변수의 문항 내용을 요약하면 [표 7]과 같으며, 이들 변수 중 연속변수의 기술통계량을 제시하면 [표 8]과 같다.

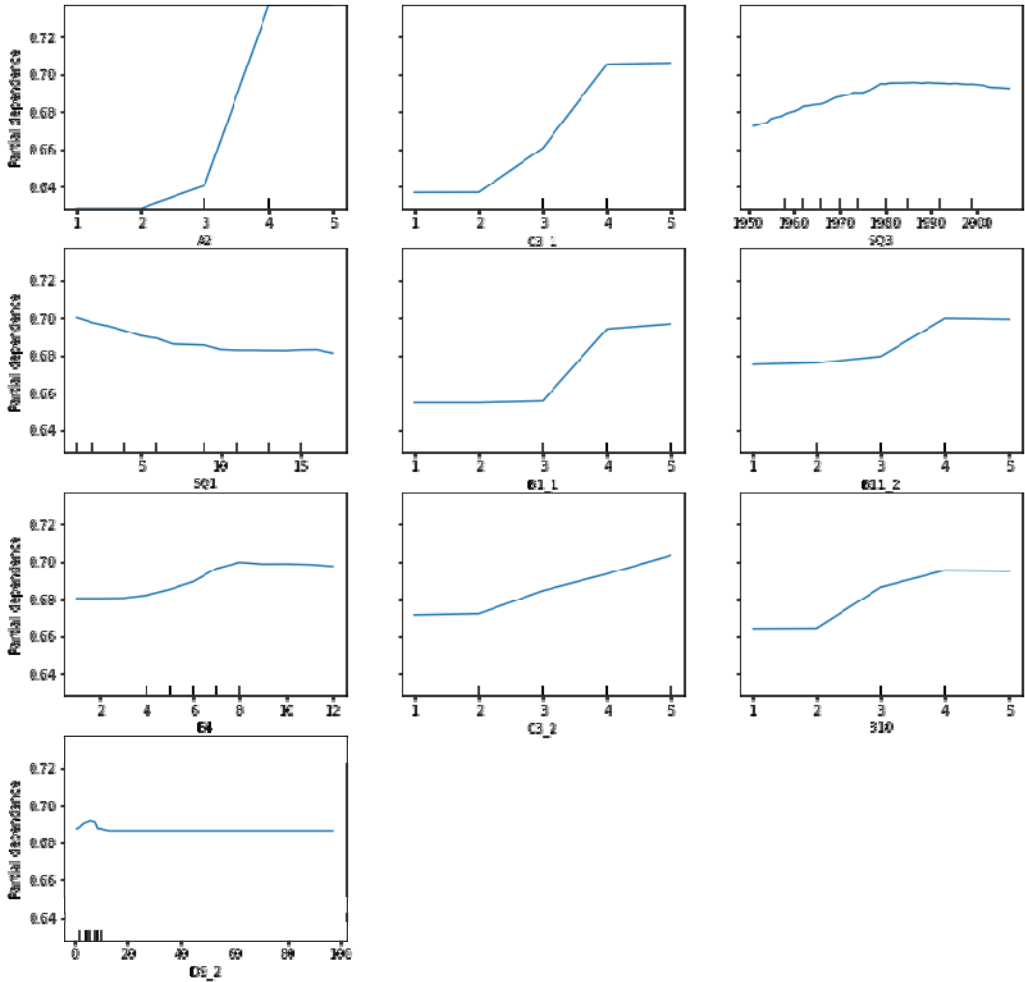
[표 7] 주요 변수 문항 내용

구분	변수(문항)	내용
1	미래 이미지(A2)	귀하에게 미래하면 떠오르는 이미지는 희망적입니까, 절망적입니까?
2	사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1)	다음을 읽고 각 항목별로 본인의 생각과 일치하는 곳에 ✓표시를 해 주십시오. - 사회의 이익을 위해 무언가를 하는 것이 중요하다
3	출생 연도(SQ3)	귀하의 출생 연도는 언제입니까?
4	성별(SQ1)	귀하의 성별은 무엇입니까?
5	특기와 소질을 살릴 수 있는 학교(B1_1)	다음을 읽고 각 항목별로 본인의 생각과 일치하는 곳에 ✓표시를 해 주십시오. - 교과목뿐만 아니라 특기나 소질을 살릴 수 있는 학교가 좋은 학교다
6	2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2)	현재와 비교하여 30년 후 나의 삶은 어떤 것이라고 생각하십니까?
7	월평균 가구소득(E4)	귀댁의 지난 1년 동안 세금 납부 전의 월평균 총가구소득은 얼마입니까?
8	곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성(C3_2)	다음을 읽고 각 항목별로 본인의 생각과 일치하는 곳에 ✓표시를 해 주십시오. - 내가 곤경에 처했을 때 누군가가 나를 도와줄 것이다
9	현재 나의 행복도(B10)	현재 본인의 삶에 대해 얼마나 만족하십니까?
10	2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_2)	30년 후인 2050년에 인류의 삶을 가장 위협할 것은 다음 중 무엇이라고 생각하십니까?

[표 8] 주요 연속변수 기술통계량

구분	변수(문항)	평균	표준편차	최소	최대
1	미래 이미지(A2)	3.50	0.71	1	5
2	사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1)	3.63	0.68	1	5
3	출생 연도(SQ3)	1976.52	15.09	1951	2007
4	특기와 소질을 살릴 수 있는 학교(B1_1)	4.06	0.71	1	5
5	2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2)	3.42	0.83	1	5
6	곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성(C3_2)	3.57	0.83	1	5
7	현재 나의 행복도(B10)	3.50	0.66	1	5

이상의 10개 변수에 대해 10개 변수의 부분의존성을 도표(Partial Dependence Plot, PDP)로 제시하면 [그림 7]과 같다.



[그림 7] 대한민국 미래 관심도 부분의존성 도표

[그림 7]에서 보여주듯이 전반적으로 나의 미래 관심도에 비해 대한민국 미래 관심도와 설명변수 간에 부분의존성이 낮게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 상대적 중요성이 가장 높은 미래 이미지 (A2)는 특정 임계값을 기준으로 대한민국의 미래에 대한 관심도가 높아짐을 보여주고 있으며, 다음으로 중요성이 높은 사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1)도 수치가 높아짐에 따라 대한민국의 미래에 대한 관심도가 증가함을 알 수 있다. 나의 미래 관심도와 마찬가지로 출생 연도(SQ3)와 미래에 관심도 간에는 비례의 관계를 보이고 있어 나이가 젊을수록 대한민국의 미래에 대한 관심도가 높음을 알 수 있었으나 나의 미래에 대한 관심도와 비교해서 전반적으로 낮은 관심도를 보이고 있음을 알 수 있었다.

IV. 결론 및 제언

본 연구에서는 미래에 대한 관심도에 영향을 주요 요인을 탐색해 보았다. 미래에 대한 관심도는 구체적으로 나의 미래에 대한 관심과 대한민국의 미래에 대한 관심으로 나누어 살펴보았다. 본 연구에서는 나의 미래와 대한민국의 미래와 관련하여 각각에 대한 미래 관심 집단과 무관심 집단으로 나누어 111개의 설명변수가 투입된 랜덤 포레스트 모형을 이용하여 분류 예측을 실시하였다.

우선 나의 미래에 대한 관심도를 기준으로 미래 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 데 주요하게 영향을 미치는 주요 변수를 탐색한 결과, 미래 이미지(A2), 출생 연도(SQ3), 2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1), 2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2), 현재 행복하다고 생각하는 이유(B10), 월평균 가구소득(E4), 거주지역(SQ1), 최종학력(E6), 현재 삶의 만족도(B9), 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1) 등이었으며, [그림 4]의 상대적 변수의 상대적 중요도를 살펴보면 이들 변수 중 미래 이미지(A2), 출생 연도(SQ3), 2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1) 등 3개의 변수가 상대적으로 매우 중요한 변수로 확인되었다. 우선, 미래에 대한 이미지(희망, 절망)가 미래 관심 집단 분류에 가장 중요한 변수인 것으로 나타났으며, 미래에 대한 희망적인 이미지를 가진 응답자가 미래에 관심이 있는 집단으로 분류되고 절망적인 이미지를 가진 응답자는 무관심 집단으로 분류되는 경향성을 확인할 수 있었다. 다음으로 출생 연도(SQ3)가 미래 관심 집단과 무관심 집단으로 분류되는 데 중요한 변수로 나타났으며, 부분의존성 도표를 확인한 결과 출생 연도가 늦어질수록 미래에 관심이 높아지는 경향이 있었으며, 일정 년도 이후에는 관심도가 더 높아지지 않음을 알 수 있었다. 예컨대, 대략 1980년 이전 출생자들의 경우 연령이 높아질수록 미래에 대한 관심도가 낮아지는 경향이 있었으나, 1980년 이후 출생자들은 연령에 관계없이 미래에 대한 관심도가 높게 나타나는 경향을 확인할 수 있었다. 또한 2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1) 변수는 2030년에 나의 삶의 모습이 행복할지 그렇지 못할지에 대해서 물어본 것으로 미래 이미지(A2) 변수와 내용상 매우 유사한 변수이다. 부분의존성 도표를 살펴보면 미래 이미지 변수와 마찬가지로 행복할 것이라고 응답한 사람들은 관심 집단으로 분류되고 그렇지 못할 것이라고 응답한 사람들은 무관심 집단으로 분류되는 경향을 확인할 수 있었다.

다음으로 대한민국의 미래에 대한 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 데 상대적으로 중요한 변수들을 살펴보면, 미래 이미지(A2), 사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1), 출생 연도(SQ3), 성별(SQ1), 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교(B1_1), 2050년의 나의 삶의 모습(B11_2), 월평균 가구소득(E4), 곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성(C3_2), 현재의 나의 행복도(B10), 2050년 인류의 삶을 가장 위협할 요소(D9_2) 등이었다. 이 중 미래 이미지(A2), 사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1), 출생 연도(SQ3)의 3개 변수가 상대적으로 가장 중요한 변수로 나타났다. 우선 나의 미래에 대한 관심 분석과 마찬가지로 대한민국의 미래에 대한 관심 분석에서도 미래 이미지(A2) 변수가 관심

집단과 무관심 집단을 분류하는 데 가장 중요한 변수로 나타났으며, 부분의존성 도표에서 보여주듯이 나의 미래와 동일한 패턴을 확인할 수 있었다. 다음으로 사회의 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1) 변수는 “사회적 이익을 위해 무엇인가를 하는 것이 중요하다” 진술문에 동의 정도를 표시한 것으로서, 사회적 이익을 위해 무엇인가를 하려고 하는 응답자일수록 대한민국의 미래에 대해 관심이 높은 집단으로 분류되는 경향성을 보였다. 마지막으로 출생 연도(SQ3)는 나의 미래와 동일한 패턴의 결과를 보이고 있었으며, 요컨대 일정 연령 이상은 연령이 높아질수록 대한민국의 미래에 대한 관심도가 떨어지지만 일정 연령 이하부터는 대한민국의 미래에 대한 관심도에 큰 차이가 없었다.

이상의 결과를 비교하기 위해 부분의존성 도표를 살펴보면, 나의 미래 관심도보다 대한민국의 미래 관심도에 대한 설명변수들의 부분의존성이 낮게 나타나고 있었으며, 이는 개별 설명변수를 기준으로 나의 미래보다 대한민국의 미래에 대한 관심도가 낮은 것으로 해석된다. 더불어 나의 미래와 대한민국의 미래에서 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 10개 주요 설명변수들을 비교해 보면, ① 미래 이미지(A2), ② 출생 연도(SQ3), ③ 2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2), ④ 월평균 가구소득(E4), ⑤ 2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1) 등이 공통적으로 관심 집단과 무관심 집단을 분류하는 주요 변수인 것으로 나타났다.

[표 9] 주요 변수 비교

나의 미래 관심도	대한민국 미래 관심도
미래 이미지(A2)	미래 이미지(A2)
출생 연도(SQ3)	사회적 이익을 위한 행동의 중요성(C3_1)
2030년도의 나의 삶의 모습(B11_1)	출생 연도(SQ3)
2050년도의 나의 삶의 모습(B11_2)	성별(SQ1)
현재 행복하다고 생각하는 이유(B10)	특기와 소질을 살릴 수 있는 학교(B1_1)
월평균 가구소득(E4)	2050년의 나의 삶의 모습(B11_2)
거주지역(SQ1)	월평균 가구소득(E4)
최종학력(E6)	곤경에 처했을 때 누군가의 도움을 받을 가능성(C3_2)
현재 삶의 만족도(B9)	현재의 나의 행복도(B10)
2050년 인류의 삶의 위협하는 요소(D9_1)	2050년 인류의 삶을 가장 위협할 요소(D9_2)

* '나의 미래 관심도'와 '대한민국 미래 관심도'에서 공통적으로 나타나는 주요 변수는 음영 처리함.

본 연구의 분석 결과를 토대로 정책적 방안을 제안하면 다음과 같다.

국회 '미래위원회' 신설을 통해 국회의 미래 비전 제시 기능을 강화할 수 있을 것이다. 우선 본 연구에서는 나의 미래와 대한민국의 미래에 대한 관심도를 평균을 중심으로 상대적 관심 집단과 상대적

무관심 집단으로 나누었다. 그 결과 나의 미래에 대한 관심 집단과 무관심 집단 비율이 대략 3:1의 비율로 나타나 관심 집단에 속하는 응답자가 월등히 많았으나 대한민국의 미래에 대한 관심도에서는 대략 1:1의 비율로 나타나 관심 집단과 무관심 집단에 속하는 응답자의 수가 비슷하였다. 나의 미래에 대한 관심 집단으로 분류되는 기준이 되는 평균이 3.93인 반면 대한민국의 미래에 대한 관심 집단으로 분류되는 기준이 3.43으로 더 낮음에도 불구하고 대한민국의 미래 관심 집단을 분류되는 응답자가 낮은 것은 그만큼 나의 미래보다 대한민국의 미래에 대해 무관심하다는 것으로 보여주는 것이다. 특히 '출생 연도(SQ3)' 변수의 부분의존성 도표에서 알 수 있듯이 연령이 높을수록 나와 대한민국의 미래에 대한 관심이 낮아지고, 그중에서 대한민국의 미래에 대한 관심이 나의 미래에 대한 관심보다 낮은 것으로 나타났다. 한편 미래 이미지가 '나의 미래'와 '대한민국의 미래' 모두에서 관심 집단과 무관심 집단으로 나누는 가장 중요한 요인으로 나타나고 있으며, 요컨대 미래에 대한 이미지가 희망적인 응답자는 미래에 대한 관심 집단으로 분류되고 미래에 대한 부정적인 이미지를 가진 집단은 무관심 집단으로 분류되었다. 이와 같은 결과를 바탕으로 살펴보면, 연령이 높아짐에 따라 미래에 대한 무관심이 증대하고 있지만, 이를 최소화하기 위해서는 미래에 대한 희망적인 이미지를 지속적으로 줄 필요가 있다. 따라서 국회는 국민들이 미래에 대한 희망을 가질 수 있도록 비전을 제시하고 비전 달성을 위한 입법적 지원을 일관성 있게 할 필요가 있다. 이를 위해서 국회에 특별위원회로서 '미래위원회'를 구성하여 동 위원회를 통해 미래 비전 제시와 미래 관련 이슈에 대한 논의 및 입법 활동을 지원하는 역할을 수행할 필요가 있다. 현재 국회미래연구원을 통해서 미래와 관련된 다양한 연구를 수행하고 비전을 제시하고자 노력하고 있으며, 국회 '미래위원회'는 국회미래연구원에서 수행한 연구 결과를 바탕으로 미래 관련 이슈를 국회 차원에서 논의하고 동시에 국회가 주도적으로 국가 미래 비전과 이러한 비전 아래에서 개인의 삶이 어떤 식으로 나아질 것인지에 대한 청사진을 제시하는 역할을 수행해야 할 것이다.

중장기적 관점에서 계획되는 미래 정책 결정에 있어 미래세대의 관심사를 반영하는 것이 필요하다. 정책을 수립하는 기성세대들의 경우 청소년, 청년계층과 같은 미래세대에 비해 미래에 대한 관심이 낮기 때문에 미래 지향적 관점에서의 장기 전략 수립이 원활하지 않고 현안 중심의 대안을 결정하기 쉽다. 특히, 기후위기, 세대 간 재정부담을 둘러싼 갈등 등 장기적 관점에서의 대책이 필요한 이슈들에 대해서는 미래세대의 의견이 주요 정책에 반영될 수 있도록 정기적·공식적인 소통체계를 구축하는 것이 바람직하다. 주요 정부 정책 추진상황을 공유하고 미래세대와의 자유로운 토론을 실시함으로써 현안 중심이 아닌 미래 지향적 전략 수립을 위한 의견을 수렴할 수 있을 것이다.

그리고 교육 관련 재정투자사업 예산의 집행에 대한 모니터링을 강화하는 것이 바람직하다. 대한민국의 미래 관심 집단과 무관심 집단을 나누는 주요 변수 중에 주목할 만한 것은 '특기와 소질을 살릴 수 있는 학교' 변수이다. 이 변수는 "교과목뿐만 아니라 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교가 좋은 학교

다”라는 진술문에 응답자가 동의하는 정도를 표기하도록 한 변수로서 부분의존성 도표를 살펴보면 특기와 소질을 살릴 수 있는 학교가 좋은 학교라고 동의하는 정도가 특정 임계값을 기준으로 대한민국의 미래에 대한 관심도가 분명하게 구분됨을 알 수 있다. 이는 학교의 역할과 대한민국의 미래에 대한 관심도 간에 매우 밀접한 관련이 있음을 보여주는 결과로서, 대한민국의 미래에 관심이 높은 집단은 학교가 학생들의 특기와 소질을 살릴 수 있도록 하는 교육을 해야 된다고 생각하는 경향이 있음을 보여준다. 따라서 이러한 교육에 대한 수요를 충족시킬 수 있는 제도적 지원이 뒷받침 될 필요가 있으면, 이런 측면에서 국회는 정부재정투자 계획에서 교육 관련 예산이 이러한 수요를 충족시킬 수 있는 방향으로 계획되고 집행되는가에 대한 감시자로서의 역할을 충분히 할 필요가 있다.

참고문헌

- 고미나·박재황, 2012, “대학생의 내·외적 진로장벽, 진로결정 자기효능감, 진로포부, 진로결정수준 간의 구조적 관계 분석”, 『진로교육연구』 25(2): 81-100.
- 권현지, 2015, 「청소년의 진로결정 자기효능감과 낙관성이 진로포부에 미치는 영향」, 부산대학교 석사학위논문.
- 김경희·박근혜, 2013, “빈곤청소년의 꿈과 미래 설계경험에 대한 연구”, 『사회복지연구』 44(1): 113-134.
- 김민선·서영석, 2009, “공과대학 학생들이 지각한 맥락적 지지와 진로미결정의 관계에서 대처효능감과 결과기대의 매개 효과: 남녀 차이를 중심으로”, 『한국심리학회지: 여성』, 14(1): 1-22.
- 김영미, 2016, “계층화된 젊음: 일, 가족형성에 나타나는 청년기 기회불평등”, 『사회과학논집』 47(2): 27-52.
- 김영식, 2020, “청년층의 대학 진학 및 취업 관련 지역 이동 예측 요인 탐색”, 『교육재정경제연구』, 29(4): 129-149.
- 김정원·김옥인, 2007, “중학생의 자아개념 및 학업성취수준과 진로성숙도와와의 관계”. 『아동교육』, 16(4): 75-82.
- 김희자, 2008, “청소년 빈곤과 진로성숙도, 교육포부”, 『한국보건복지학회』, 10: 87-106.
- 민보경·허종호·이재정·박성원, 2020, 『한국인의 미래 가치관 연구』, 서울: 국회미래연구원.
- 박성원 외, 2015, 『한국인의 미래 인식, 사회분위기, 미래 적응력 조사(3차년도)』, 과학기술정책연구원.
- 박성원·황윤하, 2013, 「과학기술 기반의 국가발전미래연구: 한국인의 미래인식과 미래적응력 측정」, 과학기술정책연구원.
- 박희서, 1999, “정책결정과정에서 있어서 미래예측의 효과적인 활용방안에 관한 연구”, 『동북아연구』 12: 103-119.
- 안성조·박현정·류형철·최재원·함윤주, 2016, “대구경북 지역민의 미래인식 분석: STEEP분류를 중심으로”, 『대구경북 연구』, 15(1): 91-108.
- 우영지·이기학, 2010, “성별에 따른 진로포부와 진로미래의 관계에서 자기개념 명확성의 조절효과”, 『한국심리학회지: 여성』, 15(4): 547-559.
- 이은정·송영수·김지하·오수연, 2020, “랜덤 포레스트를 활용한 4년제 대학 중도탈락률 예측 요인 탐색: 대학 수준 결정요인을 중심으로”, 『교육공학연구』 36(1): 191-219.
- 이희정, 2018, “청년층 계층인식 변화가 공정성 인식에 미치는 영향 분석”, 『한국사회학』 52(3): 119-164.
- 정익중·박재연 외, 2017, 『한국 미래세대 꿈 실태조사보고서』, 동그라미재단·월드비전
- 정주원, 2014, “고등학생의 학교생활 적응과 진로성숙과의 관계에서 자아존중감의 매개효과에 대한 연구”, 『한국가정과 교육학회지』 26(1): 101-118.
- 최수미, 2013, “성별에 따른 부모진로 지지와 진로포부의 관계”, 『아시아교육연구』 14(2): 213-234.
- 최필선, 민인식, 2018, “머신러닝 기법을 이용한 대졸자 취업예측 모형”, 『직업능력개발연구』, 21(1), 31-54.
- 홍기혜, 2020, “랜덤포레스트 머신러닝 알고리즘 기반 남녀 청소년의 자살생각 예측 및 분석”, 『한국사회복지학』, 72(3): 157-180.
- Ramos, Jose, 2011, “Introduction to the Symposium on the Global Megacrisis”, *Journal of Futures Studies*, 16(2): 95-104.

제8장

코로나19 관련 심층분석 연구

제1절 한국의 COVID-19 백신접종 주저의 인구사회학적, 심리적, 경험적 예측인자

제2절 코로나19 대유행 동안의 한국인의 흡연량 및 음주량의 변화: 고용형태, 경제적, 사회인구학적 요인과의 상관관계

제3절 1인 가구와 다인 가구의 코로나19 이후 건강행동 이행 및 건강 변화 비교 연구

제4절 코로나19 시대의 정신건강 문제 증상 경험과 영향 요인

제5절 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료의 이해

제1절 한국의 COVID-19 백신접종 주저의 인구사회학적, 심리적, 경험적 예측인자

황서은*·허종호**

Socio-demographic, psychological, and experiential predictors of COVID-19 vaccine hesitancy in South Korea

Seoeun Hwang*·Jongho Heo**

요약: 현재 코로나19 유행을 통제하는 데 있어 첫 번째 장벽은 백신접종에 대한 망설임이다. 우리는 다중회귀분석을 모델에 사용하여, (1) 코로나19 백신에 대한 접종 주저의 빈도 및 이유, (2) 백신접종에 대한 주저 비율이 높은 집단, (3) 백신접종 주저의 예측인자를 연구하였다. 연구자 대상자는 통계청 집계구를 활용한 15세 이상 일반국민의 표본 대상자 중 20세 이상 성인 13,021명으로, 2020년 10월부터 12월까지 수행된 자가기입형 설문조사를 실시하였으며, 백신접종 의사와 주저 이유, 기타 인구사회학적, 정신적, 경험적 정보를 수집하였다. 연구대상자의 39.8%는 백신접종을 주저하거나 거부한다고 응답하였고, 가장 흔한 이유는 COVID-19 백신의 안전성에 대한 확신이 부족하다는 것(77.9%)이었다. 백신접종 주저는 현 상황에 대해 인지하고 있는 위험성이 매우 낮은 집단, COVID-19로 인한 삶에 영향, 특히 적은 영향을 받은 집단, COVID-19 유행기간 중 건강상태가 악화를 경험한 집단에서 더 높았다. COVID-19에 대한 두려움이 적거나 없는 것(OR=2.08, 95% CI=1.92-2.26; OR=1.79, 95% CI=1.54-2.08), 직업의 불안정성(OR=1.42, 95% CI=1.18-1.70), 가계수입의 감소 (OR=1.40, 95% CI=1.21-1.61), 건강악화의 경험(OR=1.38, 95% CI=1.13-1.68)이 백신을 주저하는 주요 예측인자였으며, 그 외에도 젊은 연령이나, 무교, 정치적으로 보수성, 저소득이 유의한 요인으로 나타났다. 조기에 집단면역을 달성하기 위해서는, 백신접종에 대한 망설임이 높은 집단을 대상으로 백신 주저 요인을 고려한 효과적인 의료 커뮤니케이션 및 정책이 필요하다.

주제어: 가로활성화, 지구단위계획, 가로보행량, 가로설계

ABSTRACT: Vaccine hesitancy is the primary barrier to controlling the COVID-19 pandemic in South Korea. We used logistic multivariate regression modeling to investigate (1) the prevalence and reasons for COVID-19 vaccine hesitancy, (2) sub-groups that had higher rates of vaccine hesitancy, and (3) vaccine hesitancy predictors. We used a national survey of representatively sampled households (n = 13,021 adults) from October to December 2020. A

* 서울대학교 보라매병원 교수

** 국회미래연구원 부연구위원

self-report questionnaire asked about vaccination intention and reasons for hesitancy and gathered data on socio-demographic, demographic, psychological, and experiential factors. Our study indicated that 39.8% of the participants answered that they hesitated or refused to be vaccinated. The most common reason for vaccine hesitancy was a lack of confidence in the COVID-19 vaccine (77.9%). Vaccine hesitancy was higher among those who perceived little risk, had impacts on life due to COVID-19, or experienced worsening health status during pandemic. Less or no fear of COVID-19 (OR = 2.08, 95% CI = 1.92-2.26; OR = 1.79, 95% CI = 1.54-2.08), unstable job status (OR = 1.42, 95% CI = 1.18-1.70), decreased family income (OR=1.40, 95% CI = 1.21-1.61), and worsening health status (OR = 1.38, 95% CI = 1.13-1.68) were predictors of vaccine hesitancy. Younger age, no religious affiliation, political conservatism, and lower family income were also significantly associated with vaccine hesitancy. To attain herd immunity at an early stage, effective health communication and policies need to consider the target subgroup population and predictors of vaccine hesitancy.

KeyWords: vaccine, hesitancy, attitude, belief, change of life, COVID-19

I . Introduction

Vaccination is the safest and most cost-effective strategy to curb the pandemic and promote herd immunity. Accessibility of vaccination services and the availability of vaccines are critical; meanwhile, individuals' vaccination intentions involving individual needs, attitudes, and contexts of vaccination are also considerable determinants to end the pandemic.[1]

Vaccine hesitancy has been a global challenge that has caused a significant threat to the acceptance of vaccines and vaccination programs.[2] Vaccine hesitancy is defined as a “delay in acceptance or refusal of vaccination despite the availability of vaccination services” or “the reluctance or refusal to vaccinate despite the availability of vaccines”.[3] Indeed, vaccine hesitancy has hampered efforts to control infectious diseases in several countries, such as, polio in parts of Nigeria and Pakistan, influenza A (H1N1) among pregnant women in the Americas, and the human papillomavirus (HPV) in Japan and India.[1, 4-6]

In order to control the current COVID-19 pandemic, identifying the predictors of vaccine hesitancy in subgroups is essential to address low vaccine uptake.[3] Recent studies have indicated that COVID-19 vaccine hesitancy is a complex behavior associated with socio-demographic, psychological, and experiential factors. People of younger age, African American race, lower income, lower education, and conservative political ideology were less likely to have a vaccination intention.[7-9] Psychological factors, including lower levels of anxiety[10, 11] and lower perceived risk of infection[12, 13] were associated with decreased intentions to get vaccinated. Those who had positive experiences or minor impacts on daily life during the COVID-19 pandemic were less likely to get vaccinated.[7]

Korea commenced its vaccination drive against COVID-19 in February 2021. At the moment of end of July 2021 barely 13.35% of the population has completed vaccination. Given that vaccines are free of charge and under universal healthcare coverage, the population's vaccination intention would be critical to promote herd immunity in the Korean context. Studies to control COVID-19 has estimated that more than 70% of the population needs to have immunity to achieve herd immunity.[14, 15] Since more

variants which is related to higher risk of transmission and lower efficacy of vaccination were reported recently, the coverage needed should be even higher. Achieving this goal in Korea would require approximately 90% of the adults to be vaccinated as long as pregnant women and children under the age of 16 are excluded from vaccination like current recommendation in Korea. Thus, understanding who will take the vaccine, who will refuse, who are uncertain, and the associated reasons are crucial to facilitate the control of the COVID-19 pandemic. Based on these findings, the government needs to develop health communication strategies to achieve herd immunity and minimize the consequences of the pandemic.

Thus, this study aimed to (1) describe how willing Koreans are to be vaccinated against COVID-19 and the main reasons for vaccine hesitancy, (2) identify which sub-groups are more likely to have vaccine hesitancy, and (3) identify demographic, psychological, and experiential predictors of vaccine hesitancy on COVID-19 vaccination in Korean adults.

II. Materials and methods

Study population

A cross-sectional and nationwide population-based survey, entitled “Koreans’ Happiness Survey”, was conducted from October to December 2020 for the population aged over 15 years. A total of 13,824 participants from 6,857 households were selected, based on a stratified two-stage random cluster sampling method. A total of 650 samples were selected from each stratum of 34 strata that were identified using administrative districts and strata characteristics. Ten households were randomly selected from each stratum. Professional surveyors visited the selected households, and family members aged over 15 years were required to complete the structured questionnaire using tablets. Given the COVID-19 pandemic, a self-report survey was also administered to participants concerned about possible infections during the survey. After excluding participants under the age of 20 (N = 471), 13,353 samples were included in the final analysis. This study was approved by the Institutional Review Board of the Seoul

Metropolitan Government-Seoul National University Boramae Medical Center (No. 07-2021-12). All respondents provided written informed consent before completing the survey.

Outcome variables

To measure vaccination intentions, the question, “If a vaccine against COVID-19 becomes available, would you get vaccinated?” was asked, and participants selected their responses among the options “Yes”, “No”, or “Uncertain”. We classified “No” and “Uncertain” under “vaccine hesitancy” and “Yes” under “vaccine acceptance”, according to the definition of vaccine hesitancy by the Strategic Advisory Group of Experts on Immunization in WHO, which is “delay in acceptance or refusal of vaccination despite the availability of vaccination services”. [3]

Those who answered “No” or “Uncertain” were asked why they refused or were reluctant to be vaccinated. They could choose one response from a list of possible ten options, which were as follows: “I am worried about side effects of vaccination”, “I think vaccine for COVID-19 is not safe”, “If I were infected with COVID-19, I would be fine with getting treatment”, “Disease, life, and death depend on fate”, “I will not get infected with COVID-19”, “I trust in natural healing and folk remedies”, “I am afraid of getting an injection”, “I am against vaccination itself”, “I cannot get a vaccine for religious reasons” or “others”.

Socio-demographic predictors

We explored socio-demographic variables, including age, gender, marital status, education, job status, household income, religion, political conservatism, and health status. Age was classified into young adults, middle-aged adults, and older adults, aged 20 to 39, 40 to 59, and 60 or older, respectively. Gender was coded as “male” or “female”. Marital status was classified as “having a spouse (married)” or “not having a spouse (unmarried, divorced or separated)”, respectively. Education was classified as “lower than high school”, “high school graduate” or “college graduate or higher”. Under

job status, respondents were asked to choose between “have a job” or “no job”. Household monthly income was classified into “less than 3 million KRW (USD 2,700)”, “more than 3 million won and less than 5 million KRW” or “5 million KRW or more (USD 4,500)”. Religion was coded as “have a religion” or “no religion”. Political conservatism was measured using a 10-point scale ranging from 1 to 10, and the closer the score is to 10, the higher the degree of conservativeness. The respondents selected current health status from the options “very good”, “good”, “neutral”, “bad” or “very bad”, which collapsed into two categories: “good (very good, good, and neutral)” and “bad (bad and very bad)”.

Psychological and experiential predictors

We also explored the psychological and experiential predictors of intentions to vaccinate against COVID-19. Fear of COVID-19 was probed through the following responses: “strongly fear”, “fear”, “neutral”, “no fear” and “no fear at all”. For the measurement variables “I am aware of the preventive guidelines of COVID-19” and “I trust the preventive measures of the government”, the participants could choose from the options “strongly disagree”, “disagree”, “neutral”, “agree” and “strongly agree”. The ordinal responses collapsed into three categories: disagree, neutral, and agree.

Regarding experiential predictors, we probed into personal experiences due to the COVID-19 pandemic. Participants were asked about their own experience of COVID-19 infection or that of their acquaintances. Participants could answer “Yes” or “No”. We asked if medical care, besides that for COVID-19, during this pandemic was needed. If yes, they had to respond whether their needs were “met”, “delayed” or “unmet”. The responses to the two questions were categorized as “no need”, “met” and “unmet (delayed and unmet)”. The changes due to the COVID-19 pandemic in job status, family income, family relationships, and health were also investigated. The response options for job status were listed as “no change”, “unemployed or closing business”, “change to part-time work”, “change to non-regular work” and “suspension or temporary retirement from job”. The last three options were categorized into “unstable job status”. The responses to change of household income per month were classified as “less than 0.5 million KRW (USD 450)”, “0.5 million KRW or more, and less than 1 million KRW (USD

900” or “1 million KRW or more”. The response options indicating a change in family relationship and health were “even worse”, “worse”, “no change”, “better” and “even better”, and were categorized under “worse”, “no change” and “better”.

Statistical analysis

First, we descriptively presented the differences in the characteristics of the study participants according to the vaccination intention using Pearson’s chi-squared test for categorized variables and t-test for continuous variables. Descriptive statistics were calculated using cross-sectional weights to make the sample representative of the Korean dwelling population. We then performed multivariate logistic regression to identify the influencing factors associated with vaccine hesitancy toward the COVID-19 vaccination. We clustered socio-demographic, psychological, and experiential predictors as blocks and added them in a stepwise manner in the regression models. All analyses were performed with Stata 16.0, using the complex sample method to consider the clustered and stratified samples.¹⁶ The statistical significance was set at $p \leq .05$.

III. Results

Table 1 indicates that 39.8% (N = 5,189) were reluctant or refused to get vaccinated against COVID-19. Table 2 lists the reasons for vaccine hesitancy. Among the participants in the vaccine hesitancy study group, 4,044 (77.9%) were reluctant or refused to be vaccinated because of no confidence, including “safety concerns against COVID-19 vaccination” (31.6%) and “worries about the side effects of the vaccination” (46.3%). About 18.7% of the participants were reluctant or refused because of complacency toward COVID-19.

Table 1. Socio-demographic characteristics of participants according to vaccination hesitancy

	Total	Vaccine acceptance	Vaccine hesitancy	p-value
	N (%)	N (%)	N (%)	
Total	13,021 (100)	7,832 (60.2)	5,189 (39.8)	
Gender				0.640
Female	6,535 (50.2)	3,917 (59.9)	2,618 (40.1)	
Male	6,486 (49.8)	3,915 (60.4)	2,570 (39.6)	
Age (years)				0.220
Young adults (20~39)	4,365 (33.5)	2,600 (59.6)	1,765 (40.4)	
Middle-aged (40~59)	5,151 (39.6)	3,079 (59.8)	2,072 (40.2)	
Elderly (60+)	3,505 (26.9)	2,153 (61.4)	1,351 (38.6)	
Having a spouse				0.221
No	3,713 (28.5)	2,199 (59.2)	1,515 (40.8)	
Yes	9,307 (71.5)	5,633 (60.5)	3,674 (39.5)	
Family income per month				<0.001
<3M KRW (≒USD 2,700)	3,108 (23.9)	1,762 (56.7)	1,346 (43.3)	
≥3M KRW & <5M KRW	4,941 (38.0)	2,928 (59.3)	2,012 (40.7)	
≥5M KRW (≒USD 4,500)	4,972 (38.2)	3,142 (63.2)	1,830 (36.8)	
Education				0.233
< high school	1,244 (9.6)	729 (58.6)	515 (41.4)	
High school graduate	4,217 (32.5)	2,503 (59.4)	1,714 (40.6)	
≥College graduate	7,499 (57.9)	4,545 (60.6)	2,954 (39.4)	
Job status				0.006
No job	4,262 (32.7)	2,488 (58.4)	1,774 (41.6)	
Have a job	8,759 (67.3)	5,344 (61.0)	3,415 (39.0)	
Health status				0.031
Good	8,203 (94.6)	7,437 (60.4)	4,881 (39.6)	
Bad	703 (5.4)	395 (56.2)	308 (43.8)	
Religion				<0.001
No religion	9,313 (71.5)	5,303 (56.9)	4,011 (43.1)	
Have a religion	3,707 (28.5)	2,529 (68.2)	1,178 (31.8)	
	Mean (SD)	Mean (SD)	Mean (SD)	
Political conservatism (range: 1~10)	5.62 (1.82)	5.51 (1.86)	5.78 (1.73)	<0.001

Note. N: number; SD: standard deviation. The statistics were calculated using cross-sectional weights.

Table 2. The reasons for vaccine hesitancy (n=5,532)

	N (%)
Confidence	4044 (77.9)
I worried about side effects after vaccination.	2402 (46.3)
I think the vaccine for COVID-19 is not safe.	1641 (31.6)
Complacency	971 (18.7)
If I were infected with COVID-19, it would be fine with getting treatment.	466 (9.0)
Disease and life or deaths depend on fate.	246 (4.7)
I will not be infected with COVID-19.	176 (3.4)
I believe in natural healing and folk remedies.	83 (1.6)
Others	174 (3.4)
I am afraid of getting an injection.	88 (1.7)
I am against vaccination itself.	69 (1.3)
I cannot get a vaccine for religious reasons.	13 (0.3)
Others	5 (0.1)

The sociodemographic characteristics of the study participants according to vaccine hesitancy are illustrated in Table 1. There were significant differences between the lower income group (43.3%) and the higher income group (40.7% and 36.8%, respectively). More people in the “bad health” category (43.8%) than those in the “good health” category (39.6%) hesitated to get vaccinated. People with no religious affiliation (43.1%) had higher vaccine hesitancy than those affiliated with religion (31.8%). Political conservatism had more vaccine hesitancy than vaccine acceptance (mean: 5.78, SD: 1.73, vs. mean: 5.51, SD: 1.86). There were no statistical differences between the groups according to gender, age, marital status, and education.

Table 3 presents the psychological and experiential characteristics of the participants according to vaccination hesitancy. There were significant differences between the groups “vaccine acceptance” and “vaccine hesitancy” for all the characteristics except for “experience of change in family relationship”. More people who feared COVID-19 accepted the vaccination than those who did not. More people who recognized the preventive guidelines for COVID-19 or trusted the preventive measures of the government accepted the vaccination than those who did not.

Table 3. Psychological and experiential characteristics of participants according to vaccination hesitancy

	Total	Vaccine acceptance	Vaccine hesitancy	p-value
	N (%)	N (%)	N (%)	
Psychological characteristics				
Fears of COVID-19 infection				<0.001
Fear	8,620 (66.2)	5,702 (66.2)	2,918 (33.9)	
Neutral	3,532 (27.1)	1,672 (47.4)	1,859 (52.7)	
Not fear	869 (6.7)	457 (52.6)	411 (47.4)	
Being aware of the preventive guideline of COVID-19				<0.001
Unrecognized	883 (6.8)	474 (53.7)	408 (46.3)	
Neutral	2,781 (21.4)	1,590 (57.2)	1,191 (42.8)	
Recognized	9,357 (71.9)	5,768 (61.6)	3,589 (38.4)	
Trust on preventive measures of the government				<0.001
Distrust	1,045 (8.0)	619 (59.2)	427 (40.8)	
Neutral	3,602 (27.7)	2,055 (57.1)	1,546 (42.9)	
Trust	8,374 (64.3)	5,158 (61.6)	3,216 (38.4)	
	N (%)	N (%)	N (%)	
Experiential characteristics				
COVID-19 infection of oneself or acquaintances				0.002
No	12,415 (95.4)	7,428 (59.8)	4,987 (40.2)	
Yes	606 (4.7)	404 (66.7)	202 (33.3)	
Needs for medical care besides COVID-19				<0.001
No need	11,242 (86.3)	6,642 (59.1)	4,600 (40.9)	
Met	1,220 (9.4)	806 (66.1)	414 (33.9)	
Unmet	559 (4.3)	385 (68.8)	174 (31.2)	
Changes of job status				0.013
No change	12,297 (94.4)	7,433 (60.5)	4,864 (39.6)	
Being unstable job status	526 (4.0)	282 (53.6)	244 (46.4)	
Unemployed or closing business	198 (1.5)	117 (59.1)	81 (40.9)	
Decrease of monthly family income				<0.001
No change	9,541 (73.3)	5,784 (60.6)	3,757 (39.4)	
<0.5M KRW (≒USD 450)	831 (6.4)	422 (50.8)	409 (49.3)	
≥0.5M KRW & <1M KRW	1,313 (10.1)	795 (60.6)	518 (39.4)	
≥1M KRW (≒USD 900)	1,336 (10.3)	831 (62.2)	505 (37.8)	
Change of family relationship				0.466
Better	1,916 (14.7)	1,158 (60.4)	759 (39.6)	
No change	10,258 (78.8)	6,183 (60.3)	4,075 (39.7)	
Worsen	846 (6.5)	492 (58.1)	355 (41.9)	
Changes in health status				<0.001
Better	2,144 (16.5)	1,344 (62.7)	801 (37.3)	
No change	10,371 (79.7)	6,223 (60)	4,148 (40)	
Worsen	505 (3.9)	265 (52.4)	241 (47.6)	

Note. N: number; SD: standard deviation. The statistics were calculated using cross-sectional weights.

Among the participants, 606 (4.7%) were infected with COVID-19 or had acquaintances infected with COVID-19. About 14% of the participants had other medical care needs, besides COVID-19, during this pandemic, however, the needs of 559 (4.3%) were unmet. The group with unmet needs had a lower rate of vaccine hesitancy than that with no needs or fulfilled needs. Since the COVID-19 pandemic, the share of participants who experienced changes in job, household income, family relationships, and health status were 5.5%, 26.8%, 21.2%, and 20.4%, respectively. More people who experienced worse changes in job status, family relationships, and health status had vaccine hesitancy than those who had a better experience or no change. Among those who experienced changes in family income, the group whose family income of less than 0.5 million KRW decreased, had more vaccine hesitancy than other groups who experienced no change or decrease in their income of more than 0.5 million KRW.

The estimates based on multivariate binomial logit models of hesitancy to vaccinate against COVID-19 are presented in Table 4. Model 3 presents those who had no fear of COVID-19 or those whose responses were neutral and were less likely to get vaccinated than those who feared vaccination, after controlling for other predictors (OR: 1.79, 95% CI: 1.54~2.08; OR: 2.08, 95% CI: 1.92~2.26). Those who recognized the preventive guidelines for COVID-19 were more likely to get vaccinated (OR: 0.84, 95% CI: 0.72~0.97) than those who did not recognize them, after controlling for other predictors. Trust in the government's preventive measures was not a significant predictor in the models.

Compared with the groups that experienced no change in job status, those who experienced unstable job status were likely to have vaccine hesitancy (OR: 1.42, 95% CI: 1.18~1.70). Those with a family income of less than 0.5 million KRW were more likely to display vaccine hesitancy than those who experienced no changes (OR: 1.40, 95% CI: 1.21~1.61). The group that experienced no change in family relationships was less likely to have vaccine hesitancy than the group that experienced a better change in family relations (OR: 0.88, 95% CI: 0.79~0.98). Meanwhile, those who experienced no change or worsening health status were more likely to have vaccine hesitancy than those who experienced better health status (OR: 1.13, 95% CI: 1.02~1.25; OR: 1.38, 95% CI: 1.13~1.68). These factors were all significant, even after adjusting for other variables.

Those who experienced unmet medical needs besides COVID-19 needs, were more likely to accept vaccination than those who did not need medical care (OR:0.75, 95% CI: 0.62~0.91). Experience of COVID-19 infection in themselves or among acquaintances was not significantly associated with accepting vaccination after adjusting for socio-demographic variables.

Table 4. Odds ratios (OR) and 95% credible intervals (CI) based on multivariate binomial logit models of hesitancy to vaccination against COVID-19

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
Block 1: Psychological characteristics						
Fear of COVID-19 infection						
Fear	1		1		1	
Neutral	2.04 (1.89, 2.21)	<0.001	2.03 (1.87, 2.19)	<0.001	2.08 (1.92, 2.26)	<0.001
Not fear	1.78 (1.54, 2.06)	<0.001	1.75 (1.51, 2.03)	<0.001	1.79 (1.54, 2.08)	<0.001
Being aware of the preventive rules of COVID-19						
Unrecognized	1		1		1	
Neutral	0.86 (0.74, 1.00)	0.056	0.86 (0.73, 1.00)	0.047	0.89 (0.76, 1.04)	0.155
Recognized	0.79 (0.68, 0.91)	0.001	0.79 (0.69, 0.92)	0.002	0.84 (0.72, 0.97)	0.020
Trust in preventive measures of the government						
Distrust	1		1		1	
Neutral	1.03 (0.90, 1.19)	0.675	1.04 (0.90, 1.20)	0.594	1.04 (0.90, 1.20)	0.606
Trust	0.94 (0.82, 1.07)	0.354	0.94 (0.82, 1.08)	0.386	0.98 (0.86, 1.13)	0.795
Block 2: Experiential characteristics						
COVID-19 infection of oneself or acquaintances			0.78 (0.65, 0.93)	0.007	0.88 (0.73, 1.05)	0.165
Unmet needs for medical care besides COVID-19 (ref. No need)						
Met			0.90 (0.79, 1.02)	0.090	0.95 (0.84, 1.09)	0.484
Unmet			0.69 (0.57, 0.83)	<0.001	0.75 (0.62, 0.91)	0.004
Changes of job (ref. No change)						
Being unstable job status			1.43 (1.20, 1.72)	<0.001	1.42 (1.18, 1.70)	<0.001
Unemployed or closing business			1.27 (0.94, 1.71)	0.126	1.20 (0.88, 1.63)	0.246
Decrease of monthly family income (ref. No change)						

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
<0.5M KRW (≒USD 450)			1.47 (1.28, 1.69)	<0.001	1.40 (1.21, 1.61)	<0.001
≥0.5M KRW & <1M KRW			1.04 (0.92, 1.17)	0.574	1.05 (0.93, 1.19)	0.442
≥1M KRW (≒USD 900)			0.95 (0.84, 1.07)	0.385	0.96 (0.85, 1.09)	0.558
Changes in family relationships (ref. Better)						
No change			0.88 (0.79, 0.98)	0.016	0.88 (0.79, 0.98)	0.022
Worsen			1.03 (0.87, 1.21)	0.705	1.05 (0.88, 1.24)	0.587
Changes in health status (ref. Better)						
No change			1.13 (1.02, 1.25)	0.018	1.13 (1.02, 1.25)	0.020
Worsen			1.45 (1.19, 1.76)	<0.001	1.38 (1.13, 1.68)	0.002
Block 3: Socio-demographic characteristics						
Gender (ref. Male)						
Female					0.96 (0.89, 1.03)	0.245
Age (ref. Young adults (20~39))						
Middle-aged (40~59)					1	
Elderly (60+)					0.97 (0.88, 1.07)	0.540
Having a spouse (ref. No)						
Yes					0.97 (0.88, 1.06)	0.486
Family income (ref. <3M KRW (≒USD 2,700))						
≥3M KRW & <5M KRW					1	
≥5M KRW (≒USD 4,500)					0.90 (0.81, 0.99)	0.030
Education (ref. < High school)						
High school graduate					1	
≥College graduate					1.05 (0.91, 1.21)	0.501
Job (ref. No job)						
					1.00 (0.86, 1.17)	0.969

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
Have a job					0.95 (0.87, 1.03)	0.242
Health status (ref. Good)						
Bad					1.15 (0.98, 1.35)	0.092
Religion (ref. No religion)						
Have a religion					0.65 (0.60, 0.71)	<0.001
Political conservatism					1.08 (1.05, 1.10)	<0.001

Note. OR: odds ratio; CI: confidence interval. Model 1 was adjusted for psychological characteristics. Model 2 includes experiential characteristics as covariates in Model 1. Model 3 includes socio-demographic characteristics as covariates in Model 2.

The older persons were more likely to get vaccinated than the young adults as depicted in Model 3 (OR: 0.81, 95% CI: 0.72~0.93). Middle- and high-income groups were more likely to get vaccinated than the low-income group, even after controlling for other variables (OR: 0.90, 95% CI: 0.81~0.99; OR: 0.84, 95% CI: 0.75~0.93). Those who were affiliated to a religion (OR: 0.65, 95% CI: 0.60~0.71) or who were politically conservative (OR: 1.08, 95% CI: 1.05, 1.10) were more likely to have vaccine hesitancy. Education and marital status were not significant predictors.

IV. Discussion

This study was carried out before the practical vaccine is available. In this study, we found that (1) almost 40% of the population was hesitant to get vaccinated against COVID-19, and the primary reasons were lack of confidence in the safety or fear of the side effects of the COVID-19 vaccine. (2) Vaccine hesitancy was higher among those who perceived little risk, had no or minor impacts on life due to COVID-19, or experienced worsening health status during the pandemic. (3) Our multivariate logistic regression analysis indicated that less fear of COVID-19 and unaware of the preventive guidelines for COVID-19 were associated with COVID-19 vaccine hesitancy. No unmet medical care needs besides COVID-19, worsening job status, family income, health status, and family relationship were also associated with COVID-19 vaccine hesitancy.

Our study reveals that the COVID-19 vaccine hesitancy in Korea was 39.8%, which is higher in comparison to other countries. Recent studies in other countries reported that COVID-19 vaccine hesitancy was diverse: 14.3~24.2% in Australia,[17, 18] 36~37% in the UK, [8, 19] 25% in the US, 20% in Canada, and 16.8% in China.[7, 20] This may be explained by the lower level of fear or perceived severity of COVID-19 among Koreans. Ironically, Korea has a relatively well-controlled pandemic situation as seen in the low prevalence of COVID-19 infection, absence of lockdown, and strict field epidemiologic investigations and quarantine. Although people in Korea experienced two waves of COVID-19 before this survey and once during the survey, the maximum cases were over 1000 only in third wave and those got down soon after social distancing. This may have

lowered the level of fear or perceived severity of COVID-19, leading to higher vaccine hesitancy than in other countries. Our results from the regression models indicated that those who were not in fear of COVID-19 were significantly associated with vaccination hesitancy in the fully adjusted model. Previous studies have consistently reported that higher perceived severity or fear of disease was associated with a low tendency of vaccine hesitancy. [9, 21] In Australia, more people were unsure or unwilling to accept a COVID-19 vaccine when restrictions had been eased in June (24.2%) than just after the lockdown (14.3%).[17]

The primary reasons attributed to vaccine hesitancy pointed to a lack of confidence in the effectiveness and safety of vaccines (77.9%). Complacent responses such as “if I were infected with COVID-19...” and “I am fine with getting treatment” accounted for 18.7%. This finding is consistent with previous studies that reported that concerns about vaccine safety and natural immunity are the significant reasons for vaccine hesitancy.[8, 22]

Similar to previous studies,[8, 19] a refusal to recognize the preventive rules for COVID-19 were significantly associated with vaccine hesitancy. Those who are not aware of preventive rules might be less concerned with this situation and pay little attention to vaccination. Unaware of preventive rules may also reflect a distrust of the government or health system.[23] The previous experience of an infection in themselves or an acquaintance was not significantly associated in the fully adjusted model, which is consistent with a previous study[19] in which the perceived severity of COVID-19 could be relatively low even with COVID-19 infection of oneself or an acquaintance, as the consequences of the disease were mild or asymptomatic in most cases.[24] Significant associations between experiences of unmet medical needs and accepting vaccination may reflect a desire to overcome the inconveniences caused by the COVID-19 pandemic.

Our study revealed that worsening changes in work, family income, family relationships, and health status were associated with vaccine hesitancy. Those who experienced unstable jobs and decreased family income displayed higher vaccine hesitancy than those who experienced no change. However, compared with the groups that experienced no job or family income change and those who experienced a job loss

or decreased family income presented no significant difference in vaccine hesitancy. Meanwhile, those who did not experience any change in family relationships displayed higher vaccine acceptance than those who experienced the change. Considerable life changes may encourage people to take preventive efforts, such as vaccination, to overcome the crisis; however, small changes in life may drive people to avoid other visible effects such as side effects of the vaccine. A previous study indicated no significant association between the impact of the pandemic on people's daily life, work, and income, and vaccine hesitancy.[7] Regarding health status, similar to the previous study, those who experienced worsened health status were less likely to accept the vaccination.[20] Considering that the primary reason for vaccine hesitancy was the safety and side effects of the COVID-19 vaccine, they may have been concerned that their health status could deteriorate due to side effects or intolerability.

This study revealed that sociodemographic predictors, such as younger age, low income, better health, no religious affiliation, and political conservatism were more likely to be associated with vaccine hesitancy. Previous studies have demonstrated mixed results regarding sociodemographic predictors. Wang et al. (2020) reported that males and married were related to low vaccine hesitancy.[7] Paul et al. (2021) established that women, lower education, and lower income levels were related to higher vaccine hesitancy.[8] On the other hand, Taylor et al. (2020) reported that females and higher education levels were associated with low vaccine hesitancy.[22] In another study on vaccine hesitancy, socioeconomic factors did not influence hesitancy in only one direction.[3] This may be explained by the differences in national contexts. People of different nationalities, living conditions, health systems, and governments would have different values, attitudes, and practices for vaccination.[3, 25] For example, political conservatism was reported as a significant predictor of vaccine hesitancy; however, the direction was not consistent with that of previous studies.[26] This may be explained by the fact that the current ruling party is progressive. People who oppose the current government may also exhibit vaccine hesitancy.

The limitations of this study that need to be addressed are as follows. First, this study was conducted in a cross-sectional study design; therefore, causal inferences between the predictors and vaccine hesitancy cannot be determined. Second, there may be

unknown confounders that we did not control for in the analysis. Third, participants may have answered in a socially desirable manner (e.g., reporting a positive attitude toward preventive measures) despite the assurance of anonymity in the responses. Finally, the survey was conducted only once during the COVID-19 pandemic. It must be kept in mind that vaccine intention rates may fluctuate according to the pandemic situation (e.g., an additional lockdown or reports of abnormal cases due to vaccination). The recent reports of deaths and side effects, such as thrombosis[27], attributed to the COVID-19 vaccine, may lead to higher vaccine hesitancy in South Korea. Meanwhile, successful data of vaccination may lead to lower vaccine hesitancy. Nevertheless, this is the first study that provided information on vaccine hesitancy in South Korea. In addition, the results of this study represent the Korean population using nationally representative samples.

In conclusion, this study demonstrated that almost 40% of the population were reluctant or refused to get vaccinated against COVID-19, and the primary reason for vaccine hesitancy was a lack of confidence in the COVID-19 vaccine. However, differences across the population subgroups are indicated. As vaccine hesitancy seems to be associated with diverse factors, a single intervention strategy cannot address vaccine hesitancy.[1] Considering that the main reasons for COVID-19 vaccine hesitancy are concerns about vaccine safety and side effects, the first strategy should be to address the need to enhance effective communication by providing evidence of the vaccine's efficacy, thereby resolving the misunderstanding among the people. The epidemiologic and socioeconomic factors associated with a high risk of vaccine hesitancy should be considered for targeted communication. In addition, policies need to be implemented to minimize the impact on people's lives, especially jobs and health status.

V. Policy implication

본 연구는 코로나19 백신접종을 망설이는 이유와 이러한 망설임에 유의한 차이를 보이는 하위 그룹을 확인하고, 백신접종 주저의 예측인자들을 규명하고자 하였다. 이를 이해하기 위해서는 먼저 연구 수행 당시 국내 상황에 대한 이해가 먼저 필요할 것이다. 본 연구를 수행할 당시 우리나라는, 이미

두 번의 코로나19 대유행을 경험한 상태였고, 당시 1일 최대 확진자 수는 1차 대유행 시 909명, 2차 대유행 시에는 441명이었다. 그러나 아직 일부 지역에 국한된 유행이었고, 적극적인 검사와 역학조사, 격리 등으로 국내 방역체계에 대한 신뢰가 높았던 때이기도 하다. 한편 해외에서는 코로나19 백신의 임상 3상 결과가 발표되었고, 일부 국가에서는 백신 긴급사용을 승인하였다. 즉, 상대적으로 낮은 확진자 발생률과 믿을 만한 방역체계, 새로운 백신에 대한 정보 부족 등 국내 상황적 특수성은 당시 백신접종 의사에 영향을 주는 요인이었을 것이다. 그리고 이것은, 국내 백신접종 주저율은 39.8%로 타 국가에서 보고된 것과 비교하여 비교적 높은 수준이었다는 점과 백신접종을 주저하는 사람들의 77.9%가 백신의 유효성이나 안전성에 대한 확신 부족을 주저의 이유로 들었다는 점과 관련이 있어 보인다.

본 연구 결과에 따르면, 코로나19 감염에 대한 두려움 정도나 방역수칙에 대한 인지 정도가 백신 주저와 관련된 심리적 예측변수로 확인되었다. 코로나19에 대한 두려움이 덜하거나, 예방수칙에 대해 잘 모르는 경우는 상대적으로 백신접종을 망설이는 경향을 보였는데, 이러한 단일함이나 무지는 감염병 유행 상황에 관한 관심이 저하된 상태를 나타내기도 한다. 그리고 이러한 관심의 저하는 대량의 무분별한 정보가 일방적으로 제공되는 전달방식에 기인할 수 있음을 생각해 보아야 할 것이다. 따라서 백신접종 주저를 줄이고 접종률을 높이기 위해서는, 계층에 따른 보다 적절한 의사소통 전략을 마련함으로써 질병에 대한 이해를 높이고 지속적인 관심을 유지할 수 있게 해야 한다.

한편 코로나19 백신접종 주저의 경험적 예측변수로는 충족되지 않은 의료 요구도, 직업 상태의 불안정성, 가계소득의 변화, 건강상태 악화 경험이 유의하게 나타났다. 특히 직업이나 가계소득의 악화 경험은 큰 변화보다 오히려 작은 변화를 경험한 집단에서 백신접종에 대한 망설임 정도가 높았다. 직업 상태의 축소나 비교적 적은 경제적 손실을 경험한 집단은 백신에 의한 부작용 등으로 인한 또 다른 가시적인 영향을 피하려고 백신을 주저하는 경향을 보였지만, 오히려 실직이나 폐업 등 큰 손실을 경험한 집단의 경우, 백신접종과 같이 궁극적으로 이를 극복하기 위한, 즉 현재의 유행 상황을 종결하기 위한 노력의 필요성을 더 절실히 느끼기 때문으로 추정된다. 충족되지 않은 의료 요구를 경험한 집단은 백신을 수용하는 경향이 높았는데, 이것 역시 현재 상황을 극복하기 위한 선택으로 생각된다. 한편 건강상태의 악화를 경험한 집단에서 백신 주저 비율이 높았던 것은 백신접종을 망설이는 주요 이유가 백신의 안전성 때문인 것을 고려할 때, 백신 부작용에 따른 건강악화를 우려하기 때문으로 보인다. 따라서 이러한 경험적 예측변수를 고려할 때, 백신 수용을 높이기 위해서는, 감염병 상황에서도 개인의 경제적, 직업적, 신체적 안정성을 보장하기 위한 전략이 필요할 것이다.

마지막으로 인구사회학적인 예측변수로는 나이, 소득수준, 종교 여부, 정치적 성향이 유의하게 나타났다. 젊은 나인, 저소득, 무교, 보수적 정치 성향이 있는 집단에서 백신접종에 대한 망설임이 높았다. 이는 특징별 하위집단에 대한 맞춤형 의사소통 및 접종 전략의 필요성을 시사한다.

백신접종 주저는 다양한 요인과 연관되어 있어, 단일한 전략으로는 해결할 수 없다. 본 연구를 바탕으로 보았을 때, 감염병 유행 상황에서 백신접종률을 높이기 위해서는, 감염병이나 감염병 유행 상황에 대한 올바른 이해를 높이고, 백신의 효능과 부작용에 대한 정확한 정보를 전달함으로써 막연한 두려움이나 의심이 없도록 하는 것이 가장 중요하다. 이를 위해서는 정부나 언론의 노력이 함께 필요할 것이다. 그리고 이러한 노력에는 성별, 나이 및 기타 사회적 하위집단을 대상으로 개별화된 의사소통 전략에 대한 고민이 포함해야 할 것이다. 또한 감염병으로 인한 신체적, 경제적, 사회적 손실 및 변화를 경험하지 않도록 하는 정책적 전략 역시 필요하다.

본 연구가 수행된 이후 우리나라는 3차, 4차 코로나19 대유행을 다시 경험하면서, 그리고 백신접종과 관련된 실질적인 효과와 부작용 등을 알게 되면서 백신접종의 망설임 정도는 변해 왔을 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고, 백신접종에 대한 수용 정도는 서로 다른 경험이나 특징을 가진 하위집단에 따라 차이가 있었고, 이를 통해 백신접종 주저와 관련된 예측인자를 확인할 수 있었다. 앞으로도 우리는 또 다른 감염병의 유행을 경험할 가능성이 있으며, 그때 역시 백신접종은 중요한 감염병 관리의 전략이 될 것이다. 그리고 본 연구를 통해 확인한 백신접종 주저의 예측인자들은, 또 다른 감염병 유행 상황에서 백신접종률을 높일 수 있는 전략을 마련하는 데 근거가 될 것으로 기대한다.

References

1. Eskola J, Duclos P, Schuster M, MacDonald NE. How to deal with vaccine hesitancy? *Vaccine* 2015; 33:4215-7.
2. Schuster M, Eskola J, Duclos P. Review of vaccine hesitancy: Rationale, remit and methods. *Vaccine* 2015; 33:4157-60.
3. MacDonald NE. Vaccine hesitancy: Definition, scope and determinants. *Vaccine* 2015; 33:4161-4.
4. Larson HJ, Wilson R, Hanley S, Parys A, Paterson P. Tracking the global spread of vaccine sentiments: the global response to Japan's suspension of its HPV vaccine recommendation. *Human vaccines & immunotherapeutics* 2014; 10:2543-50.
5. Michael CA, Team NORS, Ogbuanu IU, Team NORS, Storms AD, Team NORS, et al. An assessment of the reasons for oral poliovirus vaccine refusals in northern Nigeria. *The Journal of infectious diseases* 2014; 210:S125-S30.
6. Murakami H, Kobayashi M, Hachiya M, Khan ZS, Hassan SQ, Sakurada S. Refusal of oral polio vaccine in northwestern Pakistan: a qualitative and quantitative study. *Vaccine* 2014; 32:1382-7.
7. Wang J, Jing R, Lai X, Zhang H, Lyu Y, Knoll MD, et al. Acceptance of COVID-19 Vaccination during the COVID-19 Pandemic in China. *Vaccines* 2020; 8:482.
8. Paul E, Steptoe A, Fancourt D. Attitudes towards vaccines and intention to vaccinate against COVID-19: Implications for public health communications. *The Lancet Regional Health-Europe* 2021; 1:100012.
9. Huang Y, Zhao N. Generalized anxiety disorder, depressive symptoms and sleep quality during COVID-19 outbreak in China: a web-based cross-sectional survey. *Psychiatry research* 2020; 288:112954.
10. Chou W-YS, Budenz A. Considering Emotion in COVID-19 vaccine communication: addressing vaccine hesitancy and fostering vaccine confidence. *Health communication* 2020; 35:1718-22.
11. Bendau A, Plag J, Petzold MB, Ströhle A. COVID-19 vaccine hesitancy and related fears and anxiety. *International immunopharmacology* 2021; 97:107724.
12. Fridman A, Gershon R, Gneezy A. COVID-19 and vaccine hesitancy: A longitudinal study. *PloS one* 2021; 16:e0250123.
13. Soares P, Rocha JV, Moniz M, Gama A, Laires PA, Pedro AR, et al. Factors associated with COVID-19 vaccine hesitancy. *Vaccines* 2021; 9:300.
14. Fontanet A, Cauchemez S. COVID-19 herd immunity: where are we? *Nature Reviews Immunology* 2020; 20:583-4.
15. Salmon D, Opel DJ, Dudley MZ, Brewer J, Breiman R. Reflections On Governance, Communication, And Equity: Challenges And Opportunities In COVID-19 Vaccination: Article examines the

- engagement and communication steps necessary to strengthen the COVID-19 vaccine roll out by federal, state, and local governments. *Health Affairs* 2021; 40:419-25.
16. StataCorp L. *Stata survey data reference manual*. Citeseer, 1985.
 17. Rhodes A, Hoq M, Measey M-A, Danchin M. Intention to vaccinate against COVID-19 in Australia. *The Lancet Infectious Diseases* 2020.
 18. Dodd RH, Cvejic E, Bonner C, Pickles K, McCaffery KJ, Ayre J, et al. Willingness to vaccinate against COVID-19 in Australia. *The Lancet Infectious Diseases* 2021; 21:318-9.
 19. Sherman SM, Smith LE, Sim J, Amlôt R, Cutts M, Dasch H, et al. COVID-19 vaccination intention in the UK: results from the COVID-19 vaccination acceptability study (CoVAccS), a nationally representative cross-sectional survey. *Human vaccines & immunotherapeutics* 2020:1-10.
 20. Lin Y, Hu Z, Zhao Q, Alias H, Danaee M, Wong LP. Understanding COVID-19 vaccine demand and hesitancy: A nationwide online survey in China. *PLoS neglected tropical diseases* 2020; 14:e0008961.
 21. Karlsson LC, Soveri A, Lewandowsky S, Karlsson L, Karlsson H, Nolvi S, et al. Fearing the disease or the vaccine: The case of COVID-19. *Personality and individual differences* 2021; 172:110590.
 22. Taylor S, Landry CA, Paluszek MM, Groenewoud R, Rachor GS, Asmundson GJ. A proactive approach for managing COVID-19: The importance of understanding the motivational roots of vaccination hesitancy for SARS-CoV2. *Frontiers in Psychology* 2020; 11:2890.
 23. Lee C, Whetten K, Omer S, Pan W, Salmon D. Hurdles to herd immunity: Distrust of government and vaccine refusal in the US, 2002-2003. *Vaccine* 2016; 34:3972-8.
 24. Kim ES, Chin BS, Kang CK, Kim NJ, Kang YM, Choi J-P, et al. Clinical course and outcomes of patients with severe acute respiratory syndrome coronavirus 2 infection: a preliminary report of the first 28 patients from the Korean cohort study on COVID-19. *Journal of Korean medical science* 2020; 35.
 25. Larson HJ, Jarrett C, Schulz WS, Chaudhuri M, Zhou Y, Dube E, et al. Measuring vaccine hesitancy: the development of a survey tool. *Vaccine* 2015; 33:4165-75.
 26. Peretti-Watel P, Seror V, Cortaredona S, Launay O, Raude J, Verger P, et al. A future vaccination campaign against COVID-19 at risk of vaccine hesitancy and politicisation. *The Lancet Infectious Diseases* 2020; 20:769-70.
 27. Wolf ME, Luz B, Niehaus L, Bhogal P, Bänzner H, Henkes H. Thrombocytopenia and intracranial venous sinus thrombosis after "COVID-19 vaccine AstraZeneca" exposure. *Journal of Clinical Medicine* 2021; 10:1599.

제2절 코로나19 대유행 동안의 한국인의 흡연량 및 음주량의 변화:

고용형태, 경제적, 사회인구학적 요인과의 상관관계

이선엽*·김선**·허종호***

Employment, economic, and sociodemographic factors associated with changes in smoking and drinking behaviors during the COVID-19 pandemic in South Korea

Sunyeop Lee*·Sun Kim**·Jongho Heo***

요약: 코로나19 대유행으로 인한 사회적 혼란과 일상의 급변은 흡연과 음주 패턴의 변화를 가져왔을 것으로 보인다. 더불어 이러한 변화는 여러 하위집단에서 이질적으로 나타날 수 있다. 이 논문에서는 2020년 한국인의 행복조사 데이터를 사용하여 1) 흡연 인구와 음주 인구의 기술통계, 2) 코로나19 대유행 이후 흡연량과 음주량의 변화, 3) 다항로지스틱 회귀를 통한 흡연량과 음주량의 변화와 고용형태, 경제적 또는 사회인구학적 요인의 상관관계를 분석하였다. 평균적으로 흡연량과 음주량 감소의 비율이 컸으나 이와 같은 변화는 하위군 간에 이질적으로 나타났다. 남성, 기초생활수급자, 자영업자, 실업자, 만성질환 환자는 대조군보다 흡연량이 증가할 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 높은 가계소득자, 임시근로자, 1인 가구가 아니거나 친구가 적은 사람은 흡연량 감소의 확률이 높았다. 남성, 자영업자, 1인 가구, 만성질환자, 친구가 많은 사람은 대조군에 비해 음주량이 증가할 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 낮은 연령, 남성, 높거나 낮은 가계소득자(U-모양 상관관계), 전세자, 임시근로자, 만성질환 환자는 음주량의 변화가 없는 경우보다 감소할 확률이 더 높았다. 해당 연구 결과는 코로나19 대유행기간 동안 한국 국민의 흡연 및 음주 행동의 변화를 기술하고 그 변화와 고용형태, 경제적 또는 사회인구학적 요인과의 상관관계에 대한 근거를 제시한다. 코로나19에 인한 사회적 및 경제적 타격이 상대적으로 큰 집단인 자영업자, 실업자, 기초생활수급자, 만성질환 환자, 1인 가구의 흡연량 및 음주량이 증가할 확률이 대조군에 비해 높은 것으로 나타났다.

주제어: 흡연, 음주, 고용형태, 코로나19 대유행, 한국

Abstract: Societal disruption brought by the coronavirus disease 2019 (COVID-19)

* 서울대학교 의과대학 이종욱 글로벌 의학센터 연구원

** 하버드 공중보건대학원 연구원

*** 국회미래연구원 부연구위원

pandemic may have led to changes in smoking and alcohol consumption, and such changes may be unequally distributed. Using data from the Koreans' Happiness Survey, a nationally representative survey of South Korea, we 1) described the smoking and drinking populations, 2) assessed changes in smoking and drinking behaviors during the COVID-19 pandemic, and 3) identified employment, economic, and sociodemographic factors associated with such changes using multinomial logistic regressions. On average, the amount of smoking and drinking decreased during the pandemic, but the changes were heterogeneous across subgroups. Male, receipt of basic living allowance, self-employment, unemployment, and chronic disease status were associated with the increase in smoking, while higher household income, temporary worker status, living with someone rather than alone, and having less offline friends were associated with the decrease in smoking. Male, self-employment, living alone, having more offline friends, and chronic disease status were more likely to experience the increase in drinking compared to no change, while younger age, male, low and high household income (i.e., a U-shaped relationship), long-term rent with deposit, temporary worker status, and chronic disease status were more likely to experience the decrease in drinking compared to no change. Our findings provide evidence on the changes in smoking and drinking behaviors during the pandemic in South Korea and differential changes across subgroups. Individuals with lives disrupted by the pandemic, especially the self-employed, the unemployed, basic living allowance recipients, chronic disease patients, and those living alone were more likely to increase health-harming smoking and drinking behaviors.

Keywords: smoking, alcohol consumption, employment status, COVID-19 pandemic, South Korea

I . Introduction

The spread of coronavirus disease 2019 (COVID-19) has not only led to a dramatic loss of human life globally, but also disrupted the lives of the individuals on the whole (Haleem et al., 2020; Pifarré i Arolas et al., 2021). Governments worldwide have implemented a variety of containment measures in response to the pandemic of COVID-19 including unprecedented lockdowns, quarantine measures, and social distancing (Haug et al., 2020). The COVID-19 pandemic not only created an environment of fear and anxiety, but also had detrimental consequences for individuals' mental health following the mobility restrictions and minimized social interactions (Benke et al., 2020; Dong et al., 2020).

The disruption to daily routines and social activities has also influenced individuals' health behaviors. Specifically, recent studies showed that the prevalence of health-harming behaviors, such as smoking or high-risk drinking, has increased during the COVID-19 pandemic in multiple countries (Busse et al., 2021; Guignard et al., 2021; Jackson et al., 2021; López-Bueno et al., 2020; Naughton et al., 2021; Rossow et al., 2021; Vanderbruggen et al., 2020; Xu et al., 2021). In the behavioral economic perspective, decreased constraints on substance use (e.g., in-person hours for work, school, and other obligations) and increased constraints on substance-free activities (e.g., travels, sports activities) would result in increased smoking and drinking problems (Acuff et al., 2020). However, such change in health behaviors in the pandemic are likely to depend on societal contexts such as the SARS-CoV-2 infection rate and national containment strategies.

In South Korea, effective COVID-19 containment strategies so called '3T - Test, Trace, and Treat' have slowed the SARS-CoV-2 infection without resorting to stringent lockdown measures that have incurred significant socioeconomic costs in many other countries (S. Kim & Castro, 2020). However, due to social distancing policies such as the limit on the maximum number in gatherings and nighttime curfews on high-risk facilities, the utilization of small businesses such as face-to-face services including restaurants, accommodations, and fitness facilities has declined significantly, resulting in financial pressure for the self-employed and substantial overall employment losses (Aum

et al., 2021). In response, the South Korean government has sought various fiscal means such as the COVID-19 universal transfer program to relieve economic distress on small businesses and stimulate economic activities (M. J. Kim & Lee, 2021). These different national strategies against the pandemic may have led to differential changes in smoking and alcohol consumption in South Korea compared to other countries.

Smoking and alcohol consumption are well-known risk factors for a range of chronic diseases (Chiolero et al., 2008; Shield et al., 2013) and mental health disorders (Burns & Teesson, 2002; Dvorak et al., 2014; Minichino et al., 2013), but also found to have strong associations with worse outcomes from COVID-19 (Shastri et al., 2021; World Health Organization, 2020). Moreover, the changes in smoking and drinking patterns are expected to be unequally distributed (Galea et al., 2004). Identifying subgroups of individuals who are more likely to increase or decrease their smoking or drinking amount would have implications for policymaking for the future as well as the current pandemic. Moreover, while most studies relied on online surveys for the surveillance of such health-harming behaviors (Garnett et al., 2021; McPhee et al., 2020; Mongeau-Pérusse et al., 2021; Rossow et al., 2021; Sallie et al., 2020; Tran et al., 2020; Vanderbruggen et al., 2020; Villanueva-Blasco et al., 2021; Weerakoon et al., 2021), a government-led nationally representative survey is a more appropriate source for a comprehensive analysis of such context-specific phenomenon.

Therefore, the aim of this study was to 1) estimate the proportions and the characteristics of the current smoking and alcohol drinking populations in South Korea in 2020, 2) assess changes in smoking and alcohol consumption during the first year of the COVID-19 pandemic, and 3) investigate which employment, economic, and sociodemographic factors are associated with such changes.

II. Methods

1. Data

The Koreans' Happiness Survey is a nationally representative cross-sectional survey that was conducted from October to December 2020 for citizens aged 15 or older

(National Assembly Futures Institute, 2020). Certain groups were excluded for practical reasons, and they included those living overseas or islands, those living in dorms or special facilities, military personnel. A total of 13,824 participants from 6,857 households were selected based on a two-stage stratified cluster sampling method. A total of 650 census tracts were selected from each of 34 strata that were identified using administrative districts and strata characteristics. Ten households were randomly selected from each census tract. Professional surveyors visited the selected households, and household members aged over 15 years were provided a tablet PC to complete a self-report, structured questionnaire. More details of the survey has been described in an official report (National Assembly Futures Institute, 2020).

2. Dependent variables

Change in the amount of smoking was reported by the participants as either “increased”, “decreased”, or “no change” compared to the pre-COVID-19 pandemic. The question was only answered by those who reported as current smokers in a preceding question. Smokers meant those who smoke regular cigarettes, e-cigarettes, and other types of cigarettes. The “no change” category was treated as a reference category in the analyses.

Change in alcohol consumption was measured in two ways, the frequency in a week and the amount consumed per occasion. First, the participants were asked whether the frequency of drinking either increased, decreased, or stayed the same compared to the pre-COVID-19 pandemic, or do not drink alcohol. Those who identified as alcohol drinkers (those who answered increased, decreased, or stayed the same) also reported whether per-occasion alcohol consumption increased, decreased, or stayed the same. Combining the answers from these two questions, a three-point measure was created by classifying 1) those who answered “increased” for at least one of the questions on the frequency or per-occasion consumption as “increased”, 2) those who answered “decreased” on both questions, or the combination of “decreased” and “no change” as “decreased”, and 3) those who answered “no change” on both questions as “no change”. The “no change” category was treated as a reference category in the analyses.

3. Independent variables

Demographic variables included age, biological sex, and the location of residence. Age was calculated from the birth date and treated as a continuous variable. Biological sex was self-reported as male or female. The location of residence, categorized by a metropolitan city or a province of residence, was included in the regression models to adjust for contextual factors and clustering.

Socioeconomic variables included household income, receipt of basic living allowance, home ownership, employment type, and household type. The household income variable assessed average monthly household income before tax in the last year. It included all household members' income, which may include earned income, property income, and/or transfer income. It was reported in twelve categories: 1) no income; 2) less than 1 million South Korean won (or KRW); 3) 1-2 million KRW; 4) 2-3 million KRW; 5) 3-4 million KRW; 6) 4-5 million KRW; 7) 5-6 million KRW; 8) 6-7 million KRW; 9) 7-8 million KRW; 10) 8-9 million KRW; 11) 9-10 million KRW; 12) more than 10 million KRW. We treated the household income variable as continuous in the main analyses. Basic living allowance receipt was an indicator variable for those who received a national basic living allowance at the time of survey or in the past. The national basic living allowance, one of the social welfare programs in South Korea, is provided to those who earn less than 50% of the national median household income. As the criteria for the basic living allowance take into account the number of household members and is only given to those without obligatory supporters, the basic living allowance variable can provide information not captured by the household income variable. Home ownership was reported in six categories: homeowner, long-term rent with deposit, monthly rent with deposit, monthly rent without deposit, monthly rent with lump-sum payment, and rent without payment. In the analyses, we collapsed the last three categories into a "monthly rent" category, creating a three-category variable. Long-term rent with deposit is a unique rent system in South Korea in which a large deposit is given to the landlord at the beginning of the contract and returned to the tenant at the end of the contract. Employment type was categorized into "regular employee" (a reference category), "temporary worker", "self-employed or family business", and

“unemployed”. Regular employees included those who were on permanent contracts or had contracts that last longer than one year. Temporary workers included those who had contracts last less than a year including those who worked for day labor (i.e., workers are hired and paid one day at a time). The “self-employed or family business” category is referred to as “self-employed” for brevity. Household type specified whether the head of household is a single father, a single mother, an underaged, a grandparent, two parents, or a participant is living alone. None of the participants were underaged head of household. Due to the small numbers of participants in each category except for the “two parents” and “living alone” categories, we binarized the variable into “living alone” or “living with someone” to focus on the relationship between living alone and the changes in smoking and drinking behaviors. Living alone is a variable of interest in the context of the pandemic considering the government-imposed containment measures such as lockdowns and self-quarantines.

Other independent variables included the number of offline friends and chronic disease status. The offline friends were friends whom the participant often spends time in person. Chronic disease status was reported by the time since its onset: “none”, “less than 3 months”, “3-6 months”, “more than 6 months”. The “less than 3 months” and “3-6 months” categories were combined to recreate a 3-category variable because 1) the number of participants in the “3-6 months” category was small, and 2) six months before the survey was about the time when the COVID-19 pandemic hit South Korea, so the interpretation was clearer.

4. Statistical analyses

Descriptive characteristics were presented separately for smokers and drinkers, as analyses for changes in smoking or drinking only included those who smoke or drink, respectively, either before or after the pandemic. In other words, those who did not smoke or drink before and after the pandemic were excluded in the analytic sample.

A multinomial logistic regression was fit for each of the two dependent variables (i.e., smoking change and drinking change) to its associations with a range of independent variables. Age and household income were modelled as restricted cubic spline functions

with 3 degrees of freedom (i.e., 2 knots at tertiles) to assess any nonlinear relationship with the dependent variables.

Additional analyses were conducted to check sensitivity of main model specifications and robustness of the main analyses. First, since the household income variable was collected as categorical instead of continuous in the survey, the 12-category variable was modelled to check for robustness. The highest income category, “more than 10 million KRW”, was treated as a reference category. Second, the main analyses were repeated with the sample excluding those aged 19 or younger. Under the South Korean laws, teenagers can start smoking and drinking from January 1st of the year they turn nineteen. Those younger than 19 were illegal to smoke and drink so their behaviors could have been momentary rather than regular behaviors. The responses of those who just turned 19 may not be reflective of the changes due to the pandemic since the amount of smoking and alcohol consumption would naturally rise when they just started to be permitted to smoke and drink, especially since the pandemic started in the beginning of 2020. Third, statistical interaction between household income and employment status was modelled as a post-hoc exploratory analysis.

No missing data adjustment was necessary, as there was no missing data in the analytic sample and included variables. Accounting for the complex multi-stage sampling of the participants, descriptive statistics and regression analyses were weighted by the survey weights provided by the official dataset to correctly estimate population parameters for the nationally representative sample. All analyses were performed in R 4.1.1 (R Core Team, 2021).

III. Results

Descriptive statistics were separately presented for the entire sample and each analytic sample for the two dependent variables (Table 1). Among the nationally representative sample of South Korea, 2,285 individuals (16.5%) reported to be current smokers, and 7,912 individuals (57.2%) reported to be current alcohol drinkers. Although COVID-19 infection status may have an impact on the changes in smoking or drinking behaviors, only fifteen participants in the entire sample (0.1%), none in the smoker sample (0.0%),

and nine participants in the drinker sample (0.1%) reported having tested positive for COVID-19. Due to such small number, this variable was not considered in regression analyses. Other descriptive statistics for the entire sample are described in more details in an official report (National Assembly Futures Institute, 2020)

Table 1. Characteristics of a nationally representative sample in South Korea

		Overall	Smokers	Drinkers
N		13,824	2,284.87	7,912.47
Age (mean [SD])		45.88 [16.70]	45.85 [14.93]	44.94 [15.47]
Sex (%)	Male	6,903.5 (49.9)	2,112.7 (92.5)	5,064.1 (64.0)
Household income (%) (million South Korean won)	0	196.4 (1.4)	8.2 (0.4)	78.8 (1.0)
	0 - 100	348.1 (2.5)	26.2 (1.1)	112.7 (1.4)
	100 - 200	822.8 (6.0)	104.5 (4.6)	412.4 (5.2)
	200 - 300	1,865.4 (13.5)	269.1 (11.8)	937.0 (11.8)
	300 - 400	2,804.5 (20.3)	458.5 (20.1)	1,661.8 (21.0)
	400 - 500	2,458.1 (17.8)	423.5 (18.5)	1,459.3 (18.4)
	500 - 600	2,009.2 (14.5)	348.9 (15.3)	1,331.6 (16.8)
	600 - 700	1,086.0 (7.9)	197.6 (8.6)	669.2 (8.5)
	700 - 800	585.5 (4.2)	57.6 (2.5)	341.3 (4.3)
	800 - 900	225.6 (1.6)	29.0 (1.3)	140.4 (1.8)
	900 - 1000	133.2 (1.0)	25.6 (1.1)	87.4 (1.1)
Basic living allowance (%)	1000 or more	1,289.2 (9.3)	336.3 (14.7)	680.7 (8.6)
	Yes	173.8 (1.3)	21.5 (0.9)	57.9 (0.7)
Home ownership (%)	Homeowner	10,108.3 (73.1)	1,572.7 (68.8)	5,550.5 (70.1)
	Long-term rent with deposit	2,912.2 (21.1)	527.4 (23.1)	1,839.5 (23.2)
	Monthly rent	803.6 (5.8)	184.8 (8.1)	522.5 (6.6)
Employment status (%)	Regular employees	5,926.2 (42.9)	1,317.6 (57.7)	4,110.8 (52.0)
	Self-employed	1,894.7 (13.7)	466.5 (20.4)	1,230.5 (15.6)
	Temporary worker	976.5 (7.1)	176.3 (7.7)	555.2 (7.0)
	Unemployed	5,026.7 (36.4)	324.5 (14.2)	2,016.0 (25.5)
Household type (%)	Living alone	981.4 (7.1)	207.5 (9.1)	548.3 (6.9)
Offline friends (median [IQR])		4.00 [2.00, 8.00]	5.00 [3.00, 7.00]	5.00 [3.00, 7.00]
Chronic disease status (%)	6 months or less	490.4 (3.5)	99.9 (4.4)	265.7 (3.4)
	More than 6 months	1,266.4 (9.2)	222.4 (9.7)	610.4 (7.7)
SARS-CoV-2 positive (%)	Yes	14.9 (0.1)	0 (0.0)	9.2 (0.1)
	No	371.5 (2.7)	92.4 (4.0)	241.9 (3.1)
Smoking (%)	Smoker	2284.9 (16.5)	-	-
Alcohol consumption (%)	Drinker	7912.5 (57.2)	-	-
Change in smoking/drinking (%)	No change	-	1692.4 (74.1)	5370.1 (67.9)
	Increased	-	157.4 (6.9)	320.4 (4.0)
	Decreased	-	435.1 (19.0)	2221.9 (28.1)

Notes. The estimates are weighted by survey weights.

Among smokers, the mean age was 45.85 (SD = 14.93; range = [16, 86]), and the vast majority were male (92.5%) (Table 1). About half of the smoker sample were regular employees (57.7%), about a quarter were self-employed (23.1%), and 14.2 % were unemployed. About one in ten was living alone (9.1%), and the median number of offline friends were 5 (IQR: [3, 7]). The smoker sample included 4.4% of those had chronic disease less than 6 months and 9.7% of those for more than 6 months. Since the pandemic, the majority did not change the amount of smoking (74.1%), while 6.9% smoked more, and 19.0% smoked less. Among drinkers, the mean age was 44.94 (SD = 15.47, range = [15, 93]), and 64.0% were male. About half of the drinker sample were regular employees (52.0%), about a quarter were unemployed (25.5%), and 15.6% were self-employed. A small portion of the drinkers were living alone (6.9%), and the median number of offline friends were 5 (IQR: [3, 7]). The drinker sample included 3.4% of those had chronic disease less than 6 months and 7.7% of those for more than 6 months. Since the pandemic, the majority did not change the amount of drinking (67.9%), while 4.0% drank more, and 28.1% drank less.

The proportion of drinkers was 90.7% among the smokers but only 48.8% of were drinkers among non-smokers, showing a moderate relationship between the two groups ((df = 1) = 1300, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.31$) (Figure 1). Change in alcohol consumption and change in smoking were also moderately associated ((df = 4) = 647, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.12$). The proportions of drinkers who increased alcohol consumption were 45.6% among the smokers who increased smoking amount, 10.7% among those who decreased their smoking amount, and 43.7% among those who kept constant. The proportions of drinkers who drank less were 41.9% among those who smoked less, 7.2% among those who smoked more, and 50.8% among those who kept constant. The proportions of drinkers who kept constant their alcohol consumption were 90.2% among the smokers who kept constant their smoking amount, 3.7% among those who smoked more, and 6.1% among those who smoked less.

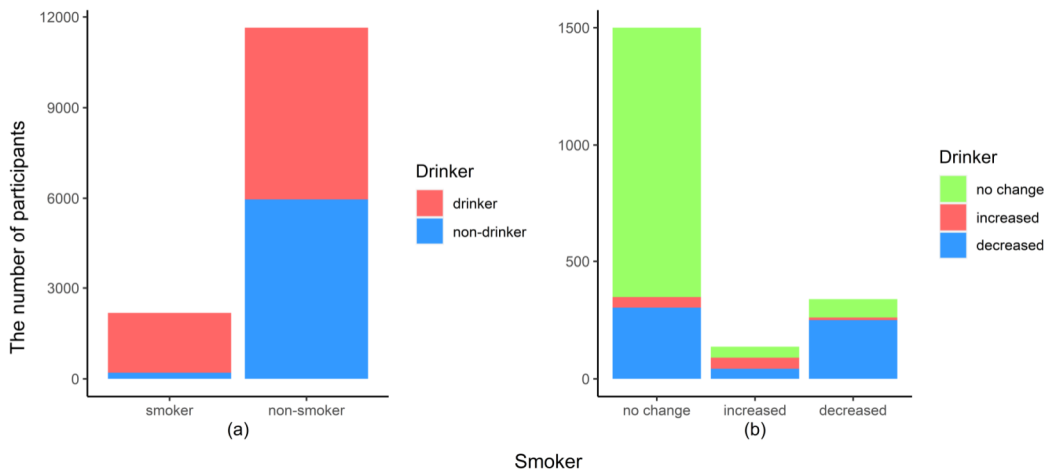


Figure 1. Bivariate relationships between (a) smoking status vs. drinking status and (b) smoking change vs. drinking change. Smoking status and drinking status were moderately associated ($df = 1$) = 1300, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.31$). Smoking change and drinking change were also moderately associated ($df = 4$) = 647, $p < 0.001$; Cramer's $V = 0.12$).

Among the smoker sample, several factors were associated with smoking more or smoking less since the start of the pandemic (Table 2). Being male (OR[95% CI] = 3.20 [1.24, 8.26]) or receiving basic living allowance (OR[95% CI] = 4.38 [1.36, 14.05]) was associated with the much higher odds of increase in smoking. Compared to regular employees, those who were self-employed (OR[95% CI] = 2.69 [1.73, 4.19]) or unemployed (OR[95% CI] = 3.26 [1.65, 6.44]) were also more likely to increase the amount of smoking. Compare to those who were not suffering from chronic disease, suffering from chronic disease for less than 6 months (OR[95% CI] = 2.17 [1.11, 4.23]) or for more than 6 months (OR[95% CI] = 2.32 [1.37, 3.95]) had increased odds of smoking more.

Table 2. Multinomial logistic regression results for the associations between a range of factors and the changes in smoking and alcohol consumption

	Smoking		Alcohol consumption	
	Increased	Decreased	Increased	Decreased
Male (ref: female)	3.20 [1.24; 8.26]	0.97 [0.63; 1.48]	1.87 [1.41; 2.48]	1.57 [1.39; 1.77]
Basic living allowance (ref: no)	4.38 [1.36; 14.05]	0.91 [0.19; 4.36]	1.01 [0.34; 2.99]	0.90 [0.49; 1.66]
Homeownership (ref: homeowner)				
Long-term rent with deposit	1.19 [0.73; 1.93]	0.85 [0.61; 1.19]	1.09 [0.80; 1.49]	0.77 [0.66; 0.88]
Monthly rent	0.95 [0.40; 2.27]	0.94 [0.54; 1.63]	1.27 [0.75; 2.15]	1.02 [0.80; 1.29]
Employment status (ref: regular employees)				
Self-employed	2.69 [1.73; 4.19]	0.80 [0.55; 1.15]	2.20 [1.60; 3.03]	1.03 [0.88; 1.21]
Temporary worker	1.24 [0.53; 2.88]	1.80 [1.11; 2.90]	1.29 [0.74; 2.26]	1.28 [1.03; 1.60]
Unemployed	3.26 [1.65; 6.44]	1.53 [0.98; 2.40]	1.34 [0.92; 1.96]	0.89 [0.76; 1.04]
Living alone (ref: living with someone)	1.34 [0.67; 2.66]	0.56 [0.32; 0.98]	2.16 [1.40; 3.33]	0.94 [0.74; 1.19]
Offline friends	1.04 [0.99; 1.10]	0.95 [0.91; 0.99]	1.04 [1.01; 1.08]	1.00 [0.99; 1.02]
Chronic disease (ref: none)				
6 months or less	2.17 [1.11; 4.23]	1.43 [0.79; 2.57]	2.16 [1.29; 3.61]	1.63 [1.23; 2.16]
More than 6 months	2.32 [1.37; 3.95]	0.62 [0.37; 1.02]	2.26 [1.51; 3.36]	1.04 [0.83; 1.29]
N	2179		7662	

Estimates with $p < 0.05$ are bolded.

Age and household income were included as spline functions, and their estimated parameters are visualized for interpretation (Figure 2, Figure 3). Coefficients for intercept, age, household, and location of residence are omitted.

On the other hand, temporary workers were more likely to decrease the amount of smoking (OR[95% CI] = 1.80 [1.11, 2.90]) compared to regular employees. Living with a family member compared to living alone (OR[95% CI] = 0.56 [0.32, 0.98]) and having less offline friends (OR[95% CI] = 0.95 [0.91, 0.99]) were associated with reducing the amount of smoking. Household income had a statistically significant relationship with the overall change in smoking and the visualization of the relationship indicates that higher household income was associated with higher odds of smoking less (Figure 2).

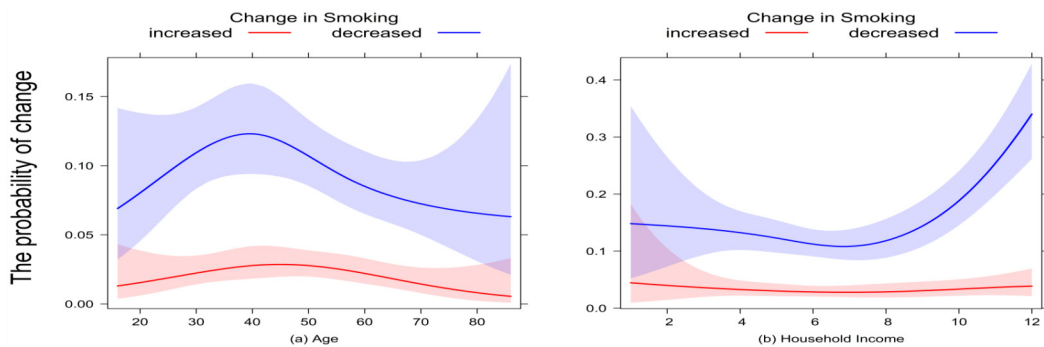


Figure 2. Probabilities of smoking changes for (a) age and (b) household income in restricted cubic spline function. The probability of decreasing the smoking amount during the COVID-19 pandemic is higher for those with higher household income.

Among the drinker sample, being male (OR[95% CI] = 1.87 [1.41, 2.48]), living alone (OR[95% CI] = 2.16 [1.40, 3.33]), or having more offline friends (OR[95% CI] = 1.04 [1.01, 1.08]) was associated with higher odds of increase in drinking. Compared to regular employees, those who were self-employed had about twice the odds of drinking more (OR[95% CI] = 2.20 [1.60, 3.03]). Those suffering from chronic disease for less than 6 months (OR[95% CI] = 2.16 [1.29, 3.61]) or more than 6 months (OR[95% CI] = 2.26 [1.51, 3.36]) were also more likely to increase the amount of alcohol consumption. Household income had statistically significant relationships with the overall change in drinking, and the U-shaped relationship indicates that those with lower household income were more likely to reduce drinking compared to those with middle household income (Figure 3).

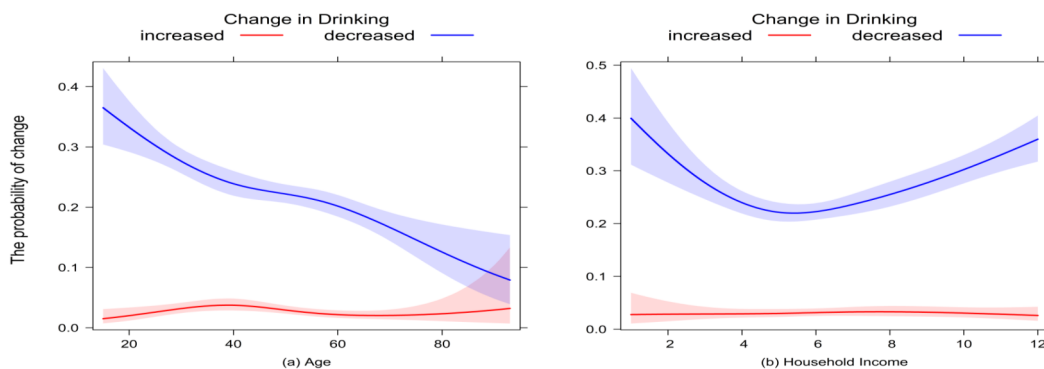


Figure 3. Probabilities of drinking changes for (a) age and (b) household income in restricted cubic spline function. The probability of decreasing the drinking amount during the COVID-19 pandemic was higher for those with younger age, and low and high household income (i.e., a U-shape relationship).

Many factors were associated with a decrease in alcohol consumption. Being male (OR[95% CI] = 1.57 [1.40, 1.77]) and a higher household income (OR[95% CI] = 1.06 [1.03, 1.09]) was associated with drinking less since the start of the pandemic. Compared to those without chronic disease, those suffering chronic disease for less than 6 months were more likely to reduce the amount of drinking (OR[95% CI] = 1.63 [1.23, 2.17]). Temporary workers were more likely to decrease their alcohol consumption compared to regular employees (OR[95% CI] = 1.39 [1.12, 1.72]). Homeowners were more likely to decrease their alcohol consumption compared to those who lived on the long-term rent with deposit (OR[95% CI] = 0.75 [0.65, 0.86]). The U-shaped relationship with household income indicates that higher household income compared to middle income was associated with higher probability of drinking less (Figure 3). Younger age was also associated with higher probability of drinking less.

When the household income variable was treated as categorical, there was no major change in the findings (Supplementary Table 1). Specifically, the highest income category, “10 million KRW or more”, had higher odds of smoking less compared to all the other income categories. For the drinker sample, the U-shaped relationship persisted as those with higher (i.e., 9 million KRW or more) or lower household income (i.e., 1 million KRW or less) had higher odds of drinking less compared to those with middle income.

We restricted the analytic sample to those aged 20 or above, and 11 participants from the smoker sample and 112 participants from the drinker sample were excluded accordingly. However, the findings were consistent with the main analyses (Supplementary Table 2).

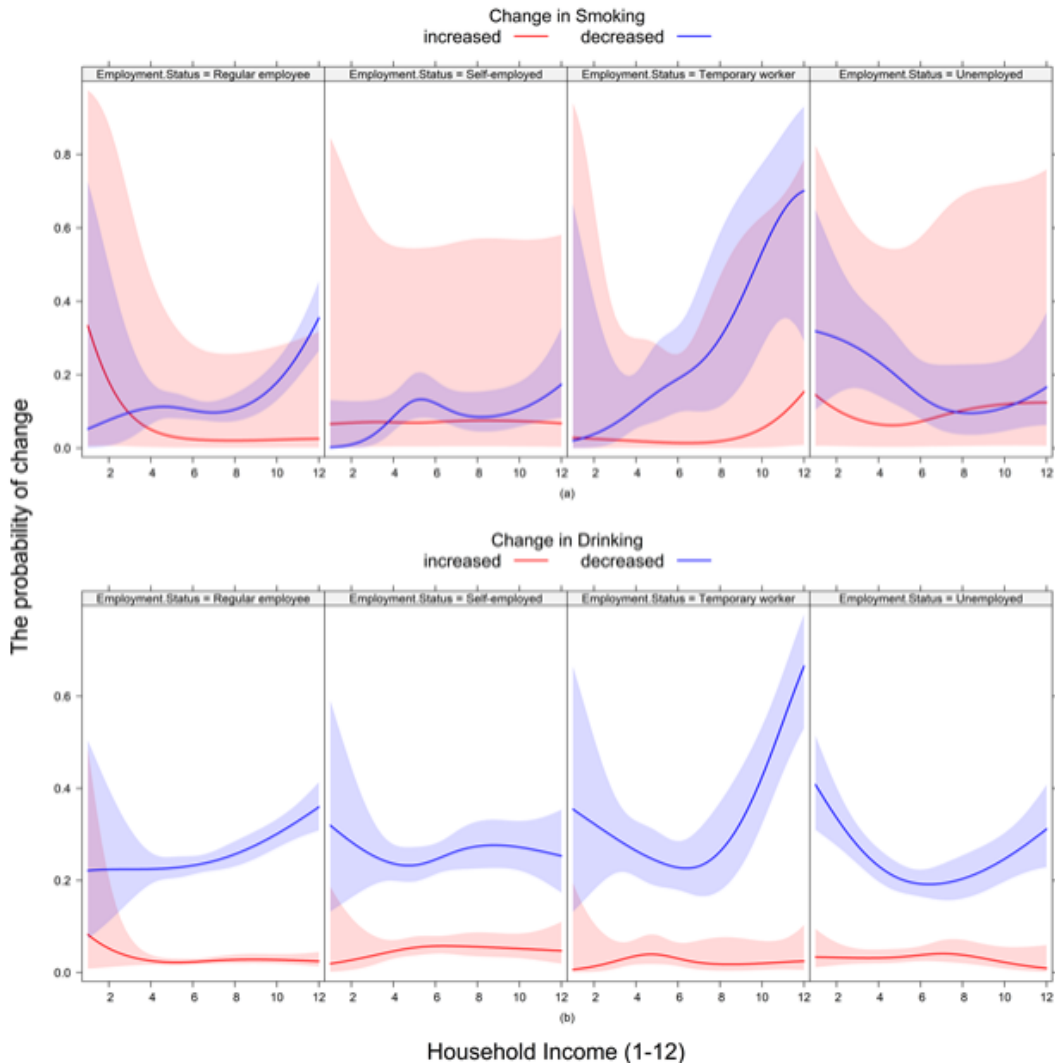


Figure 4. Probabilities of (a) smoking changes and (b) drinking changes by household income within employment statuses. The interaction terms are statistically significant for both smoking changes ($df = 18$) = 51.5, $p < 0.001$) and drinking changes ($df = 18$) = 33.9, $p = 0.013$).

The relationships between the employment status and smoking and drinking were further investigated by testing a statistical interaction with household income. The interaction was statistically significant for smoking change (Figure 4). The trend for increasing probability of smoking less with increasing income was consistent across regular employees and temporary workers, but for the self-employed and the unemployed, the probabilities of smoking less did not vary by income. Instead, for the

self-employed and the unemployed, the probabilities of smoking more were as high as the probabilities of smoking less. In addition, the probability of reducing smoking was highest for temporary workers with higher household income. The interaction between employment status and household income for drinking change was also statistically significant. The U-shaped relationship between household income and reducing drinking was observed for temporary workers and the unemployed but not for regular employees and the self-employed. Again, the probability of reducing drinking was highest for temporary workers with higher household income.

IV. Discussion

As the COVID-19 pandemic has brought dramatic changes to daily lives of individuals, subsequent changes in health-harming behaviors should be monitored nationally for public health purposes. In addition, understanding heterogeneity in such behavioral changes is important in policymaking. In a nationally representative sample of South Korea in 2020, we assessed changes in smoking and alcohol consumption since the start of the COVID-19 pandemic and identified factors associated with such changes. We found that on average, the amount of smoking and drinking decreased during the pandemic, but the changes were heterogeneous across subgroups. Especially under the social distancing measures that directly reduce opportunities for smoking and drinking, the differential increases in certain subgroups are noteworthy. Male, receipt of basic living allowance, self-employment, unemployment, and chronic disease status were associated with the increase in smoking, while higher household income, temporary worker status, living with a family member, and having less offline friends were associated with the decrease in smoking. Regarding the change in alcohol consumption, those who were male, self-employed, living alone, with more offline friends, and suffering from chronic disease were more likely to experience the increase compared to no change, while those who were younger, male, earning high or low household income (i.e., U-shaped relationship), living on long-term rent with deposit, temporary workers, and suffering from chronic disease were more likely to experience the decrease compared to no change.

Employment conditions had strong and consistent associations with individuals' changes in smoking or drinking behaviors during the pandemic even after controlling for individuals' economic conditions. The increase in smoking and drinking for those in insecure employment situations may reflect coping strategies for the increase in mental distress due to financial and work-related pressure (Galea et al., 2020; KSTSS, 2020). Social distancing measures in South Korea such as the limit on the maximum number in gatherings and nighttime curfews brought financial hardships especially for the self-employed (Son & Moon, 2021). Moreover, the unemployment rate in small establishments and for low-skill workers substantially increased during the pandemic (Aum et al., 2021). However, for most of the year 2020 in South Korea, the only employment safety net, the Unemployment Insurance Scheme, did not offer any financial protection for the self-employed, small business owners, or precarious workers (Park, 2021). In December 2020 (i.e., after the current survey), to address the welfare blind spots and mitigate such financial impacts, the National Employment Insurance and the National Support for Employment were put into effect. Whether these new welfare programs were successful in reducing mental distress and related health-harming behaviors should be investigated.

Economic conditions had more nuanced relationships with the changes in smoking and drinking behaviors. Larger reduction in both smoking and drinking for those with high household income may be explained by various work-related factors that are uncontrolled in the current analyses, including essential worker status and flexibility for remote work and work hours. Those with low household income also reduced drinking (i.e., the U-shaped relationship). Holding the employment condition constant, reduction in overall spending, including spending on alcohol and smoking, is expected for low-income households during financially strained times. However, those with national living allowance were more likely to increase smoking, reflecting a different behavioral pattern than those with only low household income. Further investigation for their behavioral changes is warranted with different data with a larger sample size for this subgroup.

Living alone and having more offline friends tended to promote smoking and drinking behaviors during the pandemic. Living alone rather than together with family members

may provide more opportunities for smoking and drinking alone and exacerbate loneliness and boredom that are already heightened with the pandemic containment measures (Bu et al., 2020; Wilson-Genderson et al., 2021). On the other hand, those with more offline friends would have more opportunities to smoke or drink at gatherings, possibly in nonadherence to social distancing and nighttime curfew policies (Suffoletto et al., 2020).

The disproportionate increase in smoking and drinking for the chronic disease patients illuminates the negative impacts of the pandemic on the subgroup. The extended period of social distancing restrictions and pandemic-related shortage of healthcare resources have disrupted the delivery of chronic disease care and compromised the quality of disease management (Danhioux et al., 2020; Wright et al., 2020). However, those diagnosed with chronic disease within 6 months prior to the survey were also more likely to decrease drinking than having no change compared to those without chronic disease, suggesting that recent diagnosis of chronic disease may also lead to beneficial change in health behaviors. Such variables (i.e., suffering from chronic disease for 6 months or less, male, household income) with simultaneous associations with both increase and decrease compared to having no change reflect heterogeneity in responses even these subgroups, calling for intersectional analyses in future studies.

Our study has some limitations. First, the data used was cross-sectional, and the baseline amount of smoking and drinking was not available. Comparing the behaviors before and after the pandemic would be better data to estimate the impact of the pandemic, but such data is not available for a nationally representative sample. Second, we could not account for underlying changes in smoking and drinking. Changes in smoking and drinking patterns have been occurring even without the pandemic (Jager & Keyes, 2021). The ongoing changes could have been accounted if the data on the previous year or individuals who were not affected by the pandemic were available, but the data used here was the first year of the Koreans' Happiness Survey, and the entire South Korean population is affected by the pandemic. Third, the data was from a self-report survey and is subject to measurement error. However, the impact of the dependent variable measurement error on the main analyses is expected to be minimal

as they were 3-category (“increased”, “decreased”, “no change”) variables, rather than continuous variables of change in quantity. Moreover, the degree of measurement error is not likely to be associated with the dependent and independent variables (i.e., recall bias is not likely). Fourth, while the changes in smoking and drinking records information from the start of the pandemic to the time of survey, the independent variables were recorded at the time of survey. For the task of identifying subgroups associated with the changes, information on the independent variables right before the pandemic would have been more appropriate data considering the temporality of the associations. While we could not entirely resolve this issue, we intentionally included independent variables that are less likely to change in short-term.

The COVID-19 pandemic has disproportionately impacted smoking and drinking behaviors across subgroups of individuals in South Korea. The subgroups that experienced worse socioeconomic impacts and mental health issues according to previous reports were also found to increase health-harming smoking and drinking behaviors. Health behaviors of these subgroups should be monitored systematically for public health surveillance. The interrelatedness of pandemic-induced consequences on individuals’ socioeconomic conditions and health behaviors needs to be considered in policymaking for the future as well as the current pandemic.

V. 정책적 함의

코로나19 대유행으로 인한 사회적 혼란과 일상의 급변은 흡연과 음주 패턴의 변화를 가져왔다. 사회적 거리두기, 소득 감소 등에 의해 흡연자의 19%는 흡연량을 줄였고, 6.9%는 증가시켰다. 음주자의 28.1%는 음주량을 줄였고 4.0%는 늘려 평균적으로 흡연량 및 음주량이 감소한 것으로 나타났다. 하지만 이러한 변화는 고용형태, 경제적, 사회인구학적 요인을 고려했을 때 하위집단 간에서 이질적인 현상을 보인 것으로 나타났다. 남성, 기초생활수급자, 자영업자, 실업자, 만성질환 환자는 대조군보다 흡연량 증가 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 높은 가계소득자, 임시근로자, 1인 가구가 아니거나 친구가 적은 사람은 흡연량 감소의 확률이 높았다. 남성, 자영업자, 1인 가구, 만성질환자, 친구가 많은 사람은 대조군보다 음주량이 증가할 확률이 변화가 없을 확률보다 높았고, 반면에 낮은 연령, 남성, 높거나 낮은 가계소득자, 전세자, 임시근로자, 만성질환 환자는 음주량의 변화가 없는 경우보다 감소할 확률이 더 높았다.

코로나19에 인한 사회적 및 경제적 타격이 상대적으로 큰 집단에서 흡연량 및 음주량이 증가할 확률이 높게 나타났다. 특히 자영업자와 만성질환 환자는 흡연량과 음주량 모두 늘릴 확률이 높은 것으로 나타났다. 선행연구에서는 자영업자는 사회적 거리두기와 모임 제한 시행에 따라 경제적 피해가 상당했으며 정신적 건강도 악화된 것으로 보고되었다. 이에 추가로 본 연구에서는 해당 집단의 건강에 악영향을 끼치는 흡연량과 음주량 또한 불균형적으로 높은 것으로 파악되어 자영업자의 신체적 및 정신적 건강에 대한 대안이 마련되어야 될 것으로 보인다. 만성질환 환자에 대해서는 코로나19 대유행에 인한 병원시스템의 마비와 사회적 거리두기 및 코로나19 확산의 위협에 따른 간병인 부재 등의 이유로 만성질환의 관리가 어려운 측면이 있다. 흡연과 음주의 증가는 이미 존재하는 만성질환에 유해할 뿐만 아니라 만일 코로나19에 감염된다면 그에 따른 증상도 악화시킬 수 있다. 만성질환 환자의 흡연 및 음주 등 건강 관련 행동을 위한 대책이 필요하다. 그 밖에 기초생활수급자, 실업자 등의 경제적 소외계층과 1인 가구도 코로나19 대유행으로 인해 흡연 또는 음주량이 증가하였으며 이들에 대한 사회경제적 타격을 경감할 방안 또한 필요하다.

현재 위에 언급된 하위집단에 대한 흡연 및 음주와 같은 건강 관련 행동에 대한 지속적인 모니터링은 이루어지지 않고 있다. 건강에 유해한 흡연과 음주가 늘고 있는 집단에 대한 양적인 근거가 마련된 만큼 해당 집단에 대한 모니터링의 필요성이 부각된다. 하위집단에 대한 데이터가 마련되어야 그에 맞는 증거기반 정책을 세울 수 있기에 해당 데이터를 수집하는 것이 그 초석이 될 수 있다. 더불어 행동경제학적 관점에서 코로나19 대유행 중 흡연과 음주량의 증가는 1) 해당 행동에 대한 제약의 감소(학교, 직장 등 대면으로 이루어지는 사회적 의무의 감소)와 2) 대체 행동에 대한 제약의 증가(여행, 스포츠 등 여가활동의 감소)에 인한 것으로 볼 수 있다. 따라서 코로나19 대유행 중 흡연과 음주량의 감소를 장려하기 위해서는 1) 코로나19가 관리될 수 있는 선에서의 여가활동을 촉진할 수 있는 안전하고 창의적인 방법이 모색되어야 하고, 2) 비대면으로도 개인이 사회적 활동을 지속할 수 있도록 원격수업과 재택근무 등이 원활히 이루어지도록 지원하여 개인 일상의 지장을 최소화하고, 3) 흡연과 음주가 신체적 및 정신적 건강과 더불어 코로나19의 증상에 끼치는 영향에 대한 교육이 필요할 것으로 보인다. 추가로 코로나19 대유행의 효과적 관리를 통한 정상적인 일상의 복귀와 사회경제적 타격을 받은 집단에 대한 별도의 재정적 회복에 대한 대책이 필요한 것으로 보인다.

Supplementary materials

Supplementary Table 1. Multinomial logistic regression results for the associations between a range of factors and the changes in smoking and alcohol consumption using the categorical household income variable

	Smoking		Alcohol consumption	
	Increased	Decreased	Increased	Decreased
Male (ref: female)	3.19 [1.24; 8.24]	0.98 [0.64; 1.51]	1.89 [1.42; 2.50]	1.58 [1.40; 1.78]
Household income (ref: more than 10 million won)				
9–10 million won	0.98 [0.19; 5.14]	0.47 [0.16; 1.38]	1.09 [0.24; 5.03]	1.19 [0.72; 1.97]
8–9 million won	0.46 [0.09; 2.35]	0.22 [0.06; 0.81]	1.62 [0.63; 4.17]	0.71 [0.47; 1.08]
7–8 million won	0.47 [0.14; 1.63]	0.30 [0.14; 0.64]	1.85 [0.89; 3.84]	0.73 [0.53; 1.00]
6–7 million won	0.58 [0.25; 1.37]	0.31 [0.18; 0.53]	0.92 [0.46; 1.84]	0.48 [0.36; 0.62]
5–6 million won	0.49 [0.23; 1.05]	0.20 [0.12; 0.32]	1.14 [0.62; 2.11]	0.63 [0.50; 0.79]
4–5 million won	0.54 [0.26; 1.12]	0.24 [0.15; 0.37]	1.24 [0.68; 2.24]	0.53 [0.42; 0.66]
3–4 million won	0.52 [0.25; 1.10]	0.25 [0.16; 0.39]	0.88 [0.48; 1.61]	0.46 [0.36; 0.57]
2–3 million won	0.72 [0.33; 1.56]	0.32 [0.19; 0.54]	1.31 [0.71; 2.43]	0.63 [0.49; 0.80]
1–2 million won	0.39 [0.13; 1.21]	0.18 [0.08; 0.41]	0.93 [0.42; 2.05]	0.64 [0.46; 0.88]
less than 1 million won	1.27 [0.25; 6.53]	0.45 [0.12; 1.66]	0.61 [0.15; 2.41]	1.08 [0.66; 1.77]
no income	1.13 [0.09; 14.12]	0.41 [0.07; 2.46]	1.70 [0.44; 6.53]	1.05 [0.60; 1.82]
Basic living allowance (ref: no)	4.32 [1.34; 13.96]	0.93 [0.19; 4.49]	1.08 [0.36; 3.21]	0.89 [0.48; 1.64]
Homeownership (ref: homeowner)				
Long-term rent with deposit	1.21 [0.74; 1.97]	0.86 [0.62; 1.21]	1.07 [0.78; 1.46]	0.77 [0.66; 0.88]
Monthly rent	0.95 [0.39; 2.28]	0.92 [0.53; 1.59]	1.28 [0.75; 2.16]	1.01 [0.79; 1.28]
Employment status (ref: regular employees)				
Self-employed	2.72 [1.74; 4.25]	0.81 [0.56; 1.17]	2.22 [1.61; 3.06]	1.04 [0.88; 1.21]
Temporary worker	1.31 [0.56; 3.06]	1.85 [1.14; 3.00]	1.32 [0.75; 2.31]	1.28 [1.03; 1.60]
Unemployed	3.39 [1.70; 6.76]	1.59 [1.01; 2.51]	1.39 [0.95; 2.02]	0.90 [0.76; 1.05]
Living alone (ref: living with someone)	1.34 [0.66; 2.70]	0.57 [0.32; 0.99]	2.20 [1.42; 3.41]	0.92 [0.72; 1.17]
Offline friends	1.04 [0.99; 1.10]	0.95 [0.91; 0.99]	1.04 [1.00; 1.07]	1.00 [0.99; 1.02]
Chronic disease (ref: none)				
6 months or less	2.21 [1.13; 4.33]	1.42 [0.78; 2.57]	2.19 [1.31; 3.67]	1.64 [1.23; 2.18]
More than 6 months	2.38 [1.40; 4.06]	0.65 [0.39; 1.08]	2.26 [1.52; 3.38]	1.03 [0.83; 1.28]
N	2179		7662	

Estimates with $p < 0.05$ are bolded.

Age and household income were included as spline functions. Coefficients for intercept, age, household, and location of residence are omitted.

Supplementary Table 2. Multinomial logistic regression results for the associations between a range of factors and the changes in smoking and alcohol consumption among those aged 20 or older

	Smoking		Alcohol consumption	
	Increased	Decreased	Increased	Decreased
Male (ref: female)	3.22 [1.25; 8.31]	0.95 [0.62; 1.46]	1.88 [1.41; 2.49]	1.60 [1.42; 1.81]
Basic living allowance (ref: no)	4.38 [1.36; 14.07]	0.90 [0.19; 4.32]	1.01 [0.34; 3.01]	0.90 [0.19; 4.32]
Homeownership (ref: homeowner)				
Long-term rent with deposit	1.19 [0.73; 1.94]	0.85 [0.61; 1.19]	1.09 [0.79; 1.49]	0.77 [0.67; 0.89]
Monthly rent	0.94 [0.39; 2.25]	0.84 [0.47; 1.48]	1.29 [0.76; 2.18]	1.01 [0.79; 1.28]
Employment status (ref: regular employees)				
Self-employed	2.70 [1.73; 4.20]	0.79 [0.55; 1.14]	2.16 [1.57; 2.97]	1.03 [0.88; 1.21]
Temporary worker	1.24 [0.53; 2.89]	1.79 [1.11; 2.89]	1.28 [0.73; 2.25]	1.26 [1.01; 1.57]
Unemployed	3.30 [1.68; 6.50]	1.55 [0.99; 2.44]	1.35 [0.92; 1.97]	0.91 [0.77; 1.06]
Living alone (ref: living with someone)	1.34 [0.67; 2.66]	0.59 [0.34; 1.02]	2.14 [1.38; 3.30]	0.93 [0.73; 1.18]
Offline friends	1.04 [0.99; 1.10]	0.95 [0.91; 0.99]	1.04 [1.00; 1.07]	1.00 [0.99; 1.02]
Chronic disease (ref: none)				
6 months or less	2.16 [1.11; 4.22]	1.43 [0.79; 2.58]	2.18 [1.31; 3.65]	1.63 [1.23; 2.17]
More than 6 months	2.32 [1.36; 3.94]	0.61 [0.37; 1.02]	2.25 [1.51; 3.36]	1.03 [0.83; 1.28]
N	2168		7550	

Estimates with $p < 0.05$ are bolded.

Age and household income were included as spline functions. Coefficients for intercept, age, household, and location of residence are omitted.

References

- Acuff, S. F., Tucker, J. A., & Murphy, J. G. (2020). Behavioral economics of substance use: Understanding and reducing harmful use during the COVID-19 pandemic. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*. <https://doi.org/10.1037/PHA0000431>
- Aum, S., Lee, S. Y. (Tim), & Shin, Y. (2021). COVID-19 doesn't need lockdowns to destroy jobs: The effect of local outbreaks in Korea. *Labour Economics*, 70, 101993. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2021.101993>
- Benke, C., Autenrieth, L. K., Asselmann, E., & Pané-Farré, C. A. (2020). Lockdown, quarantine measures, and social distancing: Associations with depression, anxiety and distress at the beginning of the COVID-19 pandemic among adults from Germany. *Psychiatry Research*, 293, 113462. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113462>
- Bu, F., Steptoe, A., & Fancourt, D. (2020). Who is lonely in lockdown? Cross-cohort analyses of predictors of loneliness before and during the COVID-19 pandemic. *Public Health*, 186, 31-34. <https://doi.org/10.1016/J.PUHE.2020.06.036>
- Burns, L., & Teesson, M. (2002). Alcohol use disorders comorbid with anxiety, depression and drug use disorders: Findings from the Australian National Survey of Mental Health and Well Being. *Drug and Alcohol Dependence*, 68(3), 299-307. [https://doi.org/10.1016/S0376-8716\(02\)00220-X](https://doi.org/10.1016/S0376-8716(02)00220-X)
- Busse, H., Buck, C., Stock, C., Zeeb, H., Pischke, C. R., Fialho, P. M. M., Wendt, C., & Helmer, S. M. (2021). Engagement in health risk behaviours before and during the covid-19 pandemic in german university students: Results of a cross-sectional study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1-16. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041410>
- Chiolero, A., Faeh, D., Paccaud, F., & Cornuz, J. (2008). Consequences of smoking for body weight, body fat distribution, and insulin resistance. *American Journal of Clinical Nutrition*, 87(4), 801-809. <https://doi.org/10.1093/ajcn/87.4.801>
- Danhieux, K., Buffel, V., Pairon, A., Benkheil, A., Remmen, R., Wouters, E., & van Olmen, J. (2020). The impact of COVID-19 on chronic care according to providers: a qualitative study among primary care practices in Belgium. *BMC Family Practice*, 21(1), 1-6. <https://doi.org/10.1186/s12875-020-01326-3>
- Dong, L., Bouey, J., & Bouey, J. (2020). Public Mental Health Crisis during COVID-19 Pandemic, China. *Emerging Infectious Diseases*, 26(7), 1616-1618. <https://doi.org/10.3201/eid2607.200407>
- Dvorak, R. D., Sargent, E. M., Kilwein, T. M., Stevenson, B. L., Kuvaas, N. J., & Williams, T. J. (2014). Alcohol use and alcohol-related consequences: Associations with emotion regulation difficulties.

- American Journal of Drug and Alcohol Abuse, 40(2), 125-130. <https://doi.org/10.3109/00952990.2013.877920>
- Galea, S., Merchant, R. M., & Lurie, N. (2020). The Mental Health Consequences of COVID-19 and Physical Distancing: The Need for Prevention and Early Intervention. *JAMA Internal Medicine*, 180(6), 817-818. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2020.1562>
- Galea, S., Nandi, A., & Vlahov, D. (2004). The social epidemiology of substance use. *Epidemiologic Reviews*, 26(1), 36-52. <https://doi.org/10.1093/epirev/mxh007>
- Garnett, C., Jackson, S., Oldham, M., Brown, J., Steptoe, A., & Fancourt, D. (2021). Factors associated with drinking behaviour during COVID-19 social distancing and lockdown among adults in the UK. *Drug and Alcohol Dependence*, 219, 108461. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2020.108461>
- Guignard, R., Andler, R., Quatremère, G., Pasquereau, A., du Roscoät, E., Arwidson, P., Berlin, I., & Nguyen-Thanh, V. (2021). Changes in smoking and alcohol consumption during COVID-19-related lockdown: a cross-sectional study in France. *European Journal of Public Health*, 1-8. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckab054>
- Haleem, A., Javaid, M., & Vaishya, R. (2020). Effects of COVID-19 pandemic in daily life. *Current Medicine Research and Practice*, 10(2), 78-79. <https://doi.org/10.1016/j.cmrp.2020.03.011>
- Haug, N., Geyrhofer, L., Londei, A., Dervic, E., Desvars-Larrive, A., Loreto, V., Pinior, B., Thurner, S., & Klimek, P. (2020). Ranking the effectiveness of worldwide COVID-19 government interventions. *Nature Human Behaviour*, 4(12), 1303-1312. <https://doi.org/10.1038/s41562-020-01009-0>
- Jackson, S. E., Garnett, C., Shahab, L., Oldham, M., & Brown, J. (2021). Association of the COVID-19 lockdown with smoking, drinking and attempts to quit in England: an analysis of 2019-20 data. *Addiction*, 116(5), 1233-1244. <https://doi.org/10.1111/add.15295>
- Jager, J., & Keyes, K. M. (2021). Is substance use changing because of the COVID-19 pandemic? Conceptual and methodological considerations to delineating the impact of the COVID-19 pandemic on substance use and disorder. *Addiction (Abingdon, England)*, 116(6), 1301-1303. <https://doi.org/10.1111/ADD.15414>
- Kim, M. J., & Lee, S. (2021). Can Stimulus Checks Boost an Economy Under Covid-19? Evidence from South Korea. *International Economic Journal*, 35(1), 1-12. <https://doi.org/10.1080/10168737.2020.1864435>
- Kim, S., & Castro, M. C. (2020). Spatiotemporal pattern of COVID-19 and government response in South Korea (as of May 31, 2020). *International Journal of Infectious Diseases*, 98, 328-333. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2020.07.004>
- KSTSS. (2020). The 4th COVID-19 Pandemic national mental health survey. <http://kstss.kr/?p=2065>
- López-Bueno, R., Calatayud, J., Casaña, J., Casajús, J. A., Smith, L., Tully, M. A., Andersen, L. L., &

- López-Sánchez, G. F. (2020). COVID-19 Confinement and Health Risk Behaviors in Spain. *Frontiers in Psychology*, 11, 1426. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01426>
- McPhee, M. D., Keough, M. T., Rundle, S., Heath, L. M., Wardell, J. D., & Hendershot, C. S. (2020). Depression, Environmental Reward, Coping Motives and Alcohol Consumption During the COVID-19 Pandemic. *Frontiers in Psychiatry*, 11, 1128. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.574676>
- Minichino, A., Bersani, F. S., Calò, W. K., Spagnoli, F., Francesconi, M., Vicinanza, R., Chiaie, R. D., & Biondi, M. (2013). Smoking behaviour and mental health disorders—mutual influences and implications for therapy. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 10(10), 4790–4811. <https://doi.org/10.3390/ijerph10104790>
- Mongeau-Pérusse, V., Rizkallah, E., Bruneau, J., Chênevert, D., Menvielle, L., & Jutras-Aswad, D. (2021). Changes in Alcohol Habits Among Workers During the Confinement of COVID-19: Results of a Canadian Cross-Sectional Survey. *Substance Abuse: Research and Treatment*, 15. <https://doi.org/10.1177/11782218211033298>
- National Assembly Futures Institute. (2020). Koreans' Happiness Survey.
- Naughton, F., Ward, E., Khondoker, M., Belderson, P., Marie Minihane, A., Dainty, J., Hanson, S., Holland, R., Brown, T., & Notley, C. (2021). Health behaviour change during the UK COVID-19 lockdown: Findings from the first wave of the C-19 health behaviour and well-being daily tracker study. *British Journal of Health Psychology*, 26(2), 624–643. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12500>
- Park, B. (2021). Covid-19 and Changes in the Employment Safety Net in South Korea. *Korean Journal of Converging Humanities*, 9(2), 25–52. <http://db.koreascholar.com/article?code=407452>
- Pifarré i Arolas, H., Acosta, E., López-Casasnovas, G., Lo, A., Nicodemo, C., Riffe, T., & Myrskylä, M. (2021). Years of life lost to COVID-19 in 81 countries. *Scientific Reports*, 11(1), 1–6. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-83040-3>
- R Core Team. (2021). R: A language and environment for statistical computing. (4.1.1). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>.
- Rossow, I., Bye, E. K., Moan, I. S., Kilian, C., & Bramness, J. G. (2021). Changes in alcohol consumption during the covid-19 pandemic—small change in total consumption, but increase in proportion of heavy drinkers. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(8), 4231. <https://doi.org/10.3390/ijerph18084231>
- Sallie, S. N., Ritou, V., Bowden-Jones, H., & Voon, V. (2020). Assessing international alcohol consumption patterns during isolation from the COVID-19 pandemic using an online survey: Highlighting negative emotionality mechanisms. *BMJ Open*, 10(11), e044276. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-044276>
- Shastri, M. D., Shukla, S. D., Chong, W. C., KC, R., Dua, K., Patel, R. P., Peterson, G. M., & O'Toole, R. F. (2021). Smoking and COVID-19: What we know so far. *Respiratory Medicine*, 176, 106237.

- <https://doi.org/10.1016/j.rmed.2020.106237>
- Shield, K. D., Parry, C., & Rehm, J. (2013). Chronic diseases and conditions related to alcohol use. *Alcohol Research: Current Reviews*, 35(2), 155-171. /pmc/articles/PMC3908707/
- Son, B., & Moon, H. (2021). Who Suffers the Most Financial Hardships Due to COVID-19? *Korean Journal of Social Welfare*, 73(3), 9-31. <https://doi.org/10.20970/KASW.2021.73.3.001>
- Suffoletto, B., Ram, N., & Chung, T. (2020). In-Person Contacts and Their Relationship With Alcohol Consumption Among Young Adults With Hazardous Drinking During a Pandemic. *Journal of Adolescent Health*, 67(5), 671-676. <https://doi.org/10.1016/J.JADOHEALTH.2020.08.007>
- Tran, T. D., Hammarberg, K., Kirkman, M., Nguyen, H. T. M., & Fisher, J. (2020). Alcohol use and mental health status during the first months of COVID-19 pandemic in Australia. *Journal of Affective Disorders*, 277, 810-813. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.09.012>
- Vanderbruggen, N., Matthys, F., Van Laere, S., Zeeuws, D., Santermans, L., Van Den Ameele, S., & Crunelle, C. L. (2020). Self-Reported Alcohol, Tobacco, and Cannabis Use during COVID-19 Lockdown Measures: Results from a Web-Based Survey. *European Addiction Research*, 26(6), 309-315. <https://doi.org/10.1159/000510822>
- Villanueva-Blasco, V. J., Villanueva Silvestre, V., Isorna, M., Motos, P., Blay, P., & Vázquez-Martínez, A. (2021). Changes in alcohol consumption pattern based on gender during covid-19 confinement in Spain. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(15), 8028. <https://doi.org/10.3390/ijerph18158028>
- Weerakoon, S. M., Jetelina, K. K., Knell, G., & Messiah, S. E. (2021). COVID-19 related employment change is associated with increased alcohol consumption during the pandemic. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*. <https://doi.org/10.1080/00952990.2021.1912063>
- Wilson-Genderson, M., Heid, A. R., Cartwright, F., Collins, A. L., & Pruchno, R. (2021). Change in Loneliness Experienced by Older Men and Women Living Alone and With Others at the Onset of the COVID-19 Pandemic. *Research on Aging*. <https://doi.org/10.1177/01640275211026649>
- World Health Organization. (2020, April 14). Alcohol does not protect against COVID-19; access should be restricted during lockdown. World Health Organization. <https://www.euro.who.int/en/health-topics/disease-prevention/alcohol-use/news/news/2020/04/alcohol-does-not-protect-against-covid-19-access-should-be-restricted-during-lockdown>
- Wright, A., Salazar, A., Mirica, M., Volk, L. A., & Schiff, G. D. (2020). The Invisible Epidemic: Neglected Chronic Disease Management During COVID-19. *Journal of General Internal Medicine*, 35(9), 2816-2817. <https://doi.org/10.1007/s11606-020-06025-4>
- Xu, S., Park, M., Kang, U. G., Choi, J. S., & Koo, J. W. (2021). Problematic Use of Alcohol and Online Gaming as Coping Strategies During the COVID-19 Pandemic: A Mini Review. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 685964. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.685964>

제3절 1인 가구와 다인 가구의 코로나19 이후 건강행동 이행 및 건강변화 비교 연구

조윤민*·허종호**

A Comparative Study of Health Behavior and Health between Single-person Households and Multi-person Households

Yoon-Min Cho*·Jongho Heo**

요약 : 국내 1인 가구의 코로나19 이후의 건강 문제를 확인하기 위해 다인가구와 1인 가구를 비교하여 코로나19 방역 관련 행동, 건강행동, 건강수준을 비교하였다. 1인 가구와 다인 가구 간의 방역활동(코로나 검사 여부, 백신 접종 의향, 방역수칙 준수 여부)와 건강행동(흡연량 증가 여부, 음주량 증가 여부, 감염우려로 인한 미충족 의료) 이행, 코로나19 이후의 건강(건강 악화 여부, 우울감 경험 여부)를 조사하였다. 자료는 국회미래연구원이 수행한 ‘한국인의 행복조사’ 자료를 활용하였으며, 1인 가구 993명, 성향점수매칭 방법을 활용한 총 1,986명(1:2매칭)의 다인가구 대상자를 최종 분석 대상으로 하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 연구 결과에 따라, 코로나19 방역 관련 행동에서 다인 가구와 1인 가구 간의 차이가 없었으나, 건강 이행에서 1인 가구의 흡연량과 음주량이 증가하는 경향이 있었으며, 코로나19 이후 우울감에서는 다인가구에 비해 1인 가구 유형이 부정적 영향을 미쳤다. 본 연구 결과는 코로나19 등의 감염병 유행시 1인 가구의 건강에 미칠 부적 영향을 고려한 정책 대응의 필요성을 시사한다.

주제어 : 코로나19, 1인가구, 건강행동

Abstract: While the number of single-person households in South Korea increases, social concern about their health problems grows. This study aims to investigate the impact of the COVID-19 pandemic on the health of single-person households. In order to ensure comparability, multi-person households as a comparison group were selected through 1:2 propensity score matching. According to the study results, there was no difference between multi-person households and single-person households in Covid-19 quarantine activities, but single-person households' smoking and drinking amount tended to increase after the

* 국민건강보험공단 건강보험연구원 부연구위원

** 국회미래연구원 부연구위원

Covid-19 pandemic. In conclusion, the Covid-19 pandemic negatively affects the health of single-person households, which means single-person households would be vulnerable family types in an epidemic of infectious disease.

Key Words : Covid-19, single-person household, health behavior

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

최근 우리나라 1인 가구의 비율은 지속적으로 증가하고 있다. 1인 가구 비율은 2000년 전체 가구 비율의 15%를 넘었으며 2019년을 기준으로 전체 가구 비율의 30.2%가 1인 가구인 것으로 나타났다(통계청, 2020). 통계청에 따르면 2019년을 기준으로 전체 1인 가구 중 가장 높은 비율을 차지하는 연령대는 20대(18.2%)이며, 다음으로는 30대(16.8%), 50대(16.3%), 60대(15.2%)의 순서를 보였다. 여성은 주로 60대 이상의 연령층에서 남성보다 1인 가구 비율이 상대적으로 높았고, 남성은 30~50대 연령층에서 여성보다 1인 가구 비율이 상대적으로 더 높았다. 통계청의 장래가구추계에 따르면 1인 가구 증가 추세는 2038년까지 이어질 전망이다, 전체 가구 대비 1인 가구의 비중은 2047년까지 지속적으로 증가 추세가 이어질 것으로 예상된다(통계청, 2019). 특히 2047년에는 1인 가구 중 70대가 약 21.8%로 가장 높은 비중을 차지할 전망이며, 65세 이상 가구주 비율 또한 48.7%로 늘어날 전망이다.

1인 가구는 전통적으로 혈연 중심으로 맺어진 가족의 개념에서 벗어나 일반적인 가구 유형으로 받아들여지고 있다. 이처럼 1인 가구가 증가하는 원인으로서는 고령화로 인한 독거노인의 증가, 비혼주의 및 만혼화 경향, 비자발적 독신층의 증가, 타 지역으로의 진학 및 취업 등 다양한 요인이 복합적으로 작용한다(변미리, 2008). 이러한 가구형태 변화는 이전과 다른 생활환경의 변화를 의미할 뿐만 아니라, 가족으로부터 획득할 수 있는 재정적·정서적 지지로부터 벗어나는 과정일 수 있다. 이 과정에서 개인은 사회적 경제적 변화를 경험하게 되며, 변화된 생활 양식은 건강 행태 및 건강수준에도 영향을 미칠 가능성이 존재한다(반정호, 2012; 탁영진 외, 2013). 건강 문제에 있어 1인 가구는 생애주기에 관계 없이 다인 가구보다 높은 취약성을 가지며, 다인 가구 구성원에 비해 부정적인 건강행태의 비율이 높은 것으로 보고되고 있다(강은나 외, 2016; 이명선 외, 2018; 신미아, 2019; 박민선, 2020). 1인 가구는 다인 가구에 비해 흡연과 음주, 수면시간이 부족한 비율이 높고 건강관리가 미흡한 편이다(하지경 외, 2017). 원가족으로부터의 독립으로 단독가구를 형성한 경우 가족으로부터 받던 직·간접적 제재가 부재하여 건강행태에 영향을 미칠 수 있으며(김아린, 2018), 가족의 지지가 사라진 경우 건강 행태, 건강관리, 신체적 건강 및 사망률에 부정적인 영향을 미칠 수 있음이 제시된 바 있다(Emmering et al., 2018). 세부적으로 연령층별 건강수준을 살펴본 연구에서는, 건강수준의 격차가 중년층에서 가장 크게 나타났고, 중년 1인 가구의 만성질환 유병률, 외래 방문횟수, 입원율, 우울 의심률, 자살 생각이 다인 가구에 비해 크게 나타났다. 청년 1인 가구의 경우에는 흡연율과 음주율이 높게 나타났으며, 노년 1인 가구는 신체 건강보다 정신건강의 측면에서 더 취약한 것으로 나타났다(강은나 외, 2016).

1인 가구 증가에 맞춰 1인 가구와 관련한 연구가 지속적으로 수행되고 있으나, 다양한 관점에서 1인 가구와 다인 가구의 건강행동 이행 및 건강수준을 비교한 연구는 부족한 상황이며 특히 코로나19 유행 이후 1인 가구의 코로나 관련 문제에 대해 다루고 있는 연구는 매우 부족한 상황이다. 이에 본 연구에서는 1인 가구와 다인 가구의 코로나19 방역 관련 행동, 건강행동, 건강수준을 비교함으로써 최근 지속적으로 증가하고 있는 1인 가구의 건강 문제에 대한 보건학적 함의를 도출하고자 한다.

본 연구의 목적은 1인 가구와 다인 가구의 코로나 19 관련 건강행동 이행의 특성을 파악하고, 가구 유형별 건강수준의 변화를 비교하여 1인 가구의 특성을 분석하는 데 있다. 1인 가구와 다인 가구의 건강행동 이행, 건강수준 변화에는 개인의 특성과 가구 유형의 특성이 영향을 미칠 수 있으며 이는 두 집단 간 차이를 발생시키는 원인이 될 수 있을 것이다. 세부적으로는 1인 가구와 다인 가구 간 방역활동(코로나 검사 여부, 백신접종 의향, 방역수칙 준수 여부)의 차이와 가구 유형별로 코로나19 건강행동 이행의 특성을 파악하고자 하며, 마지막으로 코로나19 이후 건강변화 및 우울증 여부를 비교해보고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 1인 가구의 정의

1인 가구는 단독가구, 독신가구 등의 용어와 혼재되어 사용되고 있다(서지원 외, 2017). 통계청 통계표준용어 및 지표 설명의 1인 가구 정의에 따르면 1인 가구는 혼자서 생활하는 가구로서 1인이 독립적으로 취사, 취침 등의 생계를 유지하는 가구를 의미한다(통계청). 반면 독신가구는 미혼이나 이혼, 사별 등으로 인해 현재 법적인 배우자가 없는 사람들을 통칭하는 용어이다(김혜영 외, 2007). 따라서 1인 가구와 독신가구는 개념적 차이가 존재한다(김혜영, 2014).

1인 가구의 정의는 연구마다 조금씩 차이를 보인다. 성인 1인이 단독으로 가구를 구성하는 것으로 1인 가구를 정의하는 연구도 존재하였고(차경옥, 2006; 여윤경 외, 2001) 현재를 기준으로 법적, 사실적으로 배우자가 없이 세대가 분리되어 단독으로 생활하는 가구로 정의하는 연구도 존재하였다(김혜영 외, 2007). 이처럼 1인 가구는 형성 요인과 사회 문화적 특성에 따라 다양한 구분이 가능하므로 1인 가구에 대한 구분과 정의에는 중첩되는 부분이 존재한다(변미리, 2015).

우리나라에서 1인 가구에 대한 학문적 논의는 2000년을 기점으로 시작되었다. 초창기 연구는 주로 노인 1인 가구에 관한 연구가 주를 이루었지만(성지미 외, 2001; 이윤정 외, 2004) 우리나라에서 1인 가구 비율이 점차 높아지고 주된 가구 유형으로 자리 잡으면서 1인 가구에 대한 사회적 관심이 증대

되었고 활발한 논의가 이루어졌다. 가족제도의 변화(김혜영, 2014; 정경희 외, 2012), 주거 관련 정책적 수요(설동필 외, 2012; 김옥연 외, 2009; 권주안 외, 2007), 1인 가구의 사회경제적 측면(김태완, 2017; 신민경, 2014; 반정호, 2012; 김성숙, 2011) 등 다양한 관점에서 1인 가구를 분석한 연구가 진행되었다.

1인 가구 증대에 따라 1인 가구만이 가지는 특성에 관한 관심이 높아지면서 대상별로 1인 가구 연구에 대한 접근이 이루어지고 있는 것도 주목할 만한 특징이다(최유정 외, 2016). 1인 가구는 내부 이질성이 큰 집단이며 가구 구성원의 성별이나 연령으로 인한 차이가 뚜렷하게 존재한다(반정호, 2012). 성별이나 연령대별로 1인 가구의 상황이 다를 것이라는 가정하에 연령을 기준으로 한 연구들이 다각적으로 수행되었다. 연령을 기준으로 학력, 혼인 상태, 경제적 상태, 경제활동 상황, 소비 패턴, 정신건강 등의 특성을 유형화한 연구들이 존재했으며 연령과 가구형태라는 각각의 범주를 기준으로 다른 연령집단이나 다인 가구와 비교하여 접근한 연구도 존재했다(고아라 외, 2018; 박미석 외, 2017; 강은나 외, 2016; 최유정 외, 2016; 김종숙 외, 2014; 성영애, 2013; 반정호, 2012; 김혜영 외, 2007).

2. 가구 유형별 영향 요인

개인의 건강 및 만족도, 건강행동 이행은 본인 건강에 대한 개인의 선택에 의해서만 결정되는 것이 아니며, 이를 결정하는 요인에는 개인의 인구학적 요인, 사회경제적 요인들이 복합적으로 작용한다. 따라서 개인과 개인이 처한 환경적 요인을 복합적으로 고려할 필요가 있다. 생태학적 관점에서 볼 때 개인의 환경은 몇 가지 체계로 나뉘볼 수 있는데 각각의 체계는 상위 단계의 체계와 지속적인 상호작용을 하므로 개인을 둘러싼 환경은 다차원으로 분석해 볼 수 있다. 생태학적 관점은 개인적 요인뿐만 아니라 개인을 둘러싼 환경적 요인을 고려한다(이현경 외, 2014). 따라서 1인 가구를 둘러싼 건강악화, 만족도, 건강행동 이행 등에 있어 생태학적 관점을 적용해 보면 개인의 특성을 넘어 그 개인이 속한 가구 환경과 사회로부터 받는 영향을 모두 고려할 수 있을 것이다.

앞서 언급한 대로 사회 생태학적 모형은 사회 심리적 요인, 개인적 요인, 환경적 요인, 제도적 요인 등 다양한 요인을 고려한다. 이러한 관점에서 사회 생태학적 모형은 개인의 의사결정과 관련된 요인을 파악하는 데 유용하다. 사회 생태학적 모형의 대표적인 설명 모형으로는 앤더슨의 행동모형(Andersen Model or Behavior Model of Service Utilization)이 있다(Andersen et al., 1973). 앤더슨 모형은 개인적 요인 및 환경적 요인을 통합적으로 분석함으로써 개인의 행위를 예측하는 분석의 틀로서 적합하다(이동영 외, 2011). 앤더슨 모형에서 선행 요인(predisposing factors)은 개인이 원래부터 지니고 있었던 특성으로 연령, 성별, 가족구조, 혼인 상태 등의 인구학적 특성이나 교육수준,

건강 관련 가치관과 태도, 계층 등의 사회경제적 특성을 포함한다. 가능 요인(enabling factors)은 개인의 수단이나 능력에 관한 요인으로 가족 자원이나 지역사회 자원을 포함한다. 가족 자원에는 가구 소득 및 재산 등이 포함되며 지역사회의 자원은 의료 시설이나 인력 등의 의료자원 등이 포함된다. 가능 요인은 선행 요인과 달리 충분히 변화시킬 수 있는 특징이 존재한다. 마지막으로 필요 요인(need factors)은 질병 요인으로도 구분되며, 환자 개인이 장애나 질병에 관한 생리학적 및 심리학적 요인으로 인해 의료 이용을 하는 데 직접적 원인이 되는 요인이다.

본 연구에서는 앤더슨 모형에 기초하여 1인 가구와 다인 가구의 건강, 건강행동 이행 등을 고려하고자 하며 이를 선행 요인, 가능 요인, 필요 요인으로 분류하여 살펴보고자 한다.

3. 가구 유형이 건강에 미치는 영향

가구 유형이 달라지며 개인이 겪게 되는 사회적 관계의 변화 및 단독가구의 형성은 개인의 건강 행태에 중요한 영향을 미치게 된다(Umberson et al., 2010). 생태학적 관점에서 개인을 둘러싼 환경은 개인의 건강을 결정하는 중요한 요인이 되며, 가구 유형은 건강 행태에 영향을 미치는 요인이므로(Denny, 2010) 가구 유형에 따른 개인의 건강을 다차원적으로 살펴볼 필요성이 제기된다.

가구 유형에 따른 건강과 관련된 연구를 살펴보면 청년층의 경우 건강 행태, 음주와 흡연, 우울감 등에 영향을 미치는 것으로 나타났으며(송혜림 외, 2018; 이여봉, 2017), 중년층의 경우 만성질환자의 비율 및 외래 방문과 입원 비율, 우울 의심 비율과 자살 생각 등이 다인 가구에 비해 높게 나타났다. 특히 중년층 1인 가구의 경우 우울 의심 비율이 27.2%로 다인 가구의 우울 의심 비율보다 약 3배가 높은 것으로 나타났으며, 자살 생각의 경우 노년 1인 가구나 청년 1인 가구보다 큰 폭으로 높게 나타났다(이여봉, 2017). 노년층 1인 가구 또한 우울 의심 비율이나 자살 생각 등이 다인 가구보다 높은 것으로 나타났다(강은나 외, 2016; 이여봉, 2017).

가구 유형에 따른 의료 이용 측면에서 미충족 의료를 경험하는 원인 중 하나로서 가구 유형이 언급되기도 하였다(서남규 외, 2016). 의료 이용이 결정지어지는 데는 개인의 건강상태와 경제적 능력을 포함하여 다양한 정보의 제공과 의사결정에 대한 합의가 필요하다는 측면에서, 1인 가구는 다인 가구에 비해 가족 구성원의 정보 제공과 사회적 지지를 받기 어렵다는 특징을 제시하였다. 연구 결과 1인 가구 유형에서 실제로 미충족 의료를 경험할 가능성이 크게 나타났고, 미충족 의료가 발생하는 원인에는 경제적 능력과 더불어 가구 유형이 중요한 원인으로 제시되었다.

건강 문제와 관련하여 가족들의 지지를 강조하는 연구들이 다수 존재하였는데, 건강 관련 문제에 대해 가족과 논의하는 것, 개인의 건강이 악화되었을 때 가족들이 정서적 지지를 제공하는 것 등이 주관적 건강, 정신건강, 건강행태, 건강관리, 의료 이용과 사망률 등에 영향을 미치는 것으로 나타났다

(Emmering et al., 2018; Diaz et al., 2013; Dupertuis et al., 2001; Umberson, 1987). 한편, 사회적 통제의 개념으로 가구 유형이 건강행동에 영향을 미치는 영향을 분석한 연구도 존재하였다(김아린, 2018; Hirschi, 1969; Nye, 1958; Parsons, 1951). 원가족으로부터 분리되어 1인 가구를 형성한 경우 가족으로부터 받던 직·간접적 제재가 부재하여 건강행태에 영향을 미칠 수 있으며(김아린, 2018), 원가족과 함께 거주할 경우 전통적인 행동이나 규범을 따라 개인이 본인의 행동을 검열하거나, 비정상적 건강행동에 대한 외적 제재의 형태로 개인의 행동에 영향을 미친다는 연구 결과가 제시되었다. 또한, Lau et al.(1990)의 연구에서는 원가족으로부터 독립을 했더라도 건강행동에 대한 가족 내의 사회화가 개인에게 지속적으로 영향을 미친다는 결과가 제시되었으며, kawachi et al.(1999)의 연구에서도 원가족 내의 사회화 및 건강행동과 관련된 태도, 신념 등은 개인이 건강과 관련된 의사결정을 수행할 시 영향을 미치는 요인임을 밝혔다.

가구 유형은 다양한 형태로 개인의 건강행동과 건강에 영향을 미친다. 1인 가구의 경우 개인의 내재적 요인과 별개로 외부적 요인이 다인 가구와는 다르게 영향을 미칠 수 있고 이는 다양한 건강행동에 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구에서는 1인 가구와 다인 가구의 건강행동 및 건강에 대한 특성을 비교하여 파악해 보고자 한다.

III. 연구 방법

1. 연구대상 및 자료원

본 연구에서 활용한 자료원은 국회미래연구원이 주관하여 2020년 10월부터 12월까지 13,824명(6,857가구)을 대상으로 조사가 이루어진 ‘한국인의 행복조사’를 활용하였다. ‘한국인의 행복조사’는 국민의 행복과 행복 불평등 격차와 관련된 요인을 파악하기 위해 수집된 자료로서 총 6개 영역(행복, 정서, 삶의 만족도, 사회심리적 변인, 일상 재구성, 코로나19)에 대한 조사가 이루어졌다. 본 연구에서는 ‘한국인의 행복조사’의 조사항목 중 독거 여부를 통해 알아보는 가구 유형과 코로나19 관련 문항을 주로 활용하여 가구 유형과 코로나19 관련 건강행동 및 코로나19 이후 건강변화를 파악하고자 하였다.

연구대상은 가구형태 질문에서 ‘단독가구’로 응답한 사람 993명을 1인 가구로 정의하였고, 1인 가구와 비교 가능한 대상자 선정을 위해 성향점수매칭 방법을 활용하여 총 1,986명(1:2 매칭)의 다인 가구 대상자가 선정되었다. 성향점수매칭에는 총 8개 변수(성별, 연령, 거주지역(수도권 vs. 비수도권), 교육수준, 직업 유무, 소득수준, 주관적 건강상태, 만성질환 보유 여부)가 활용되었으며 대상자

간 성향점수 차이가 정의한 특정 범위 안에 포함될 때 매칭이 이루어지는 캘리퍼 매칭을 시행하였으며, 본 연구에서 캘리퍼는 성향점수 표준오차의 1/5에 해당하는 값으로 설정하였다.

2. 분석 방법

본 연구는 가구 유형 특성이 코로나19 방역 관련 행동(코로나19 검사 여부, 백신접종 의향, 방역지침 준수), 코로나19 이후 건강행동 변화(흡연량 증가 여부, 음주량 증가 여부, 감염우려로 인한 미충족 의료), 코로나19 이후 건강변화(건강악화 여부, 우울감 여부)에 미친 영향을 살펴보기 위해 로지스틱 회귀분석을 수행하였으며 모형은 다음과 같다.

$$\log\left(\frac{p(y_i > 0)}{1 - p(y_i > 0)}\right)_i = \alpha + \beta SingleHH_i + \lambda X_i + \epsilon_i$$

α : 상수항, $SingleHH_i$: 1인 가구 여부, X_i : 통제변수, ϵ_i : 오차항

종속변수는 코로나19 검사 여부, 백신접종 의향 여부, 방역지침 준수 여부, 코로나 이후 흡연량 증가 여부, 음주량 증가 여부, 감염우려로 인한 미충족 의료 경험 여부, 코로나19 이후 건강악화 여부, 코로나19 이후 우울감 여부이다. 주요 설명변수는 1인 가구 여부로 가구형태 질문에서 단독가구로 응답한 사람을 1인 가구로 정의하였으며 이외 가구형태는 모두 다인 가구로 정의하였다. 통제변수로는 성별, 연령, 거주지역(수도권 vs. 비수도권), 결혼 여부(미혼 및 기혼), 교육수준(중졸 이하, 고졸, 대학 이상), 소득수준(100만원 미만, 100만원~199만원, 200만원~299만원, 300만원~399만원, 400만원 이상), 직업 여부, 주관적 건강상태(매우 나쁨/나쁨 vs. 보통, 좋음, 매우 좋음), 만성질환 보유 여부 변수가 활용되었다.

IV. 연구 결과

1. 기초 통계

연구대상자의 기본 특성은 [표 1]에 제시하였다. 1인 가구의 성비는 여성이 63.4%로 남성보다 많았으며 평균 연령은 약 55세였다. 거주지역이 경우 수도권 29%, 비수도권 지역 71%로 비수도권 지역의 거주자가 대부분을 차지하였다. 결혼상태는 사별, 이혼을 모두 포함하여 결혼을 한 사람이 61%였다. 교육수준(중졸 이하, 고졸, 대학 이상)은 비슷한 분포를 보이긴 하였지만 대학 이상의 최종학력을 가진 사람이 38%로 가장 많았다. 직업의 경우 직업을 가진 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 많았으며 소득수준은 200~299만원 사이에 해당되는 사람이 가장 많았다. 주관적 건강상태는 나쁨 이상으로 대답한 사람이 15%였으며 만성질환은 약 25%의 사람이 보유한 것으로 조사되었다. 마지막으로 대조군인 다인 가구의 경우에는 1인 가구의 특성을 바탕으로 성향점수매칭을 실행하였으므로 1인 가구와 완전히 일치하지는 않지만 비슷한 분포를 나타내었다.

[표 1] 기초 특성

		n (%)		
		1인 가구 (n=993)	다인 가구 (n=1,986)	전체 (n=2,979)
성별	여성	627 (63.14)	1,188 (59.82)	1,815 (60.93)
	남성	366 (36.86)	798 (40.18)	1,164 (39.07)
연령	mean ±s.d	55.02 ±18.52	53.45 ±16.89	53.98 ±17.46
거주지역	비수도권	703 (70.80)	1,428 (71.90)	2,131 (71.53)
	수도권	290 (29.20)	558 (28.10)	848 (28.47)
결혼 여부	미혼	388 (39.07)	256 (12.89)	644 (21.62)
	기혼 (사별, 이혼, 별거 포함)	605 (60.93)	1,730 (87.11)	2,335 (78.38)
교육수준	중졸 이하	304 (30.61)	586 (29.51)	890 (29.88)
	고졸	310 (31.22)	582 (29.31)	892 (29.94)
	대학 이상	379 (38.17)	818 (41.19)	1,197 (40.18)
직업 여부	없음	347 (34.94)	612 (30.82)	959 (32.19)
	있음	646 (65.06)	1,374 (69.18)	2,020 (67.81)
개인 소득수준	100만원 미만	274 (27.59)	465 (23.41)	739 (24.81)
	100만원 이상~ 200만원 미만	228 (22.96)	446 (22.46)	674 (22.63)
	200만원 이상~ 300만원 미만	293 (29.51)	706 (35.55)	999 (33.53)
	300만원 이상~ 400만원 미만	149 (15.01)	291 (14.65)	440 (14.77)
	400만원 이상	49 (4.93)	78 (3.93)	127 (4.26)
	400만원 이상	49 (4.93)	78 (3.93)	127 (4.26)
주관적 건강상태	좋음	842 (84.79)	1,770 (89.12)	2,612 (87.68)
	나쁨	151 (15.21)	216 (10.88)	367 (12.32)
만성질환 여부	없음	742 (74.72)	1,527 (76.89)	2,269 (76.17)
	있음	251 (25.28)	459 (23.11)	710 (23.83)

2. 1인 가구 여부가 코로나19 방역 관련 행동에 미친 영향

1인 가구 여부가 코로나19 방역 관련 행동에 미친 영향을 분석한 결과는 [표 2]에 제시하였다. 결과에 따르면 1인 가구 여부는 코로나19 방역과 관련된 행동(코로나 검사, 백신접종 의향, 방역수칙 준수)에 미치는 영향이 없는 것으로 나타났다. 한편, 보정 변수로 활용된 결과들을 같이 살펴보면, 연령이 높을수록 방역수칙 준수 이행이 더 낮은 것으로 나타났다(OR: 0.99, p-value=0.026). 거주지역이 수도권인 경우에 비수도권 지역에 사는 것에 비해 백신접종 의향을 가질 가능성이 더 컸으며(OR: 1.62, p-value<0.0001) 방역수칙을 더 잘 준수하고 있는 것(OR: 1.34, p-value=0.027)으로 파악되었다. 주관적 건강상태의 경우 주관적 건강상태가 좋지 않다고 응답한 사람이 좋다고 응답한 사람에 비해 방역수칙 준수를 더 잘하고 있다고 응답한 것으로 나타났다(OR: 1.33, p-value=0.049). 마지막으로 만성질환을 보유한 사람이 만성질환이 없는 사람에 비해 방역수칙을 더 잘 준수하고 있는 것으로 확인되었다(OR: 1.27, p-value=0.038).

[표 2] 1인 가구 여부가 코로나19 방역 관련 행동에 미친 영향

	OR [95% CI]		
	코로나 검사 여부	백신접종 의향	방역수칙 준수
1인 가구 여부(Ref.=다인 가구)			
1인 가구	1.15 [0.70, 1.89]	1.10 [0.93, 1.30]	0.91 [0.76, 1.10]
성별(Ref.=여성)			
남성	0.90 [0.56, 1.42]	0.96 [0.82, 1.13]	0.91 [0.76, 1.08]
연령	0.99 [0.97, 1.02]	1.00 [0.99, 1.01]	0.99 [0.98, 1.00]
거주지역(Ref.=비수도권)			
수도권	1.46 [0.92, 2.31]	1.62 [1.37, 1.92]***	1.34 [1.11, 1.63]
결혼 여부(Ref.=미혼)			
기혼(사별, 이혼, 별거 포함)	0.61 [0.30, 1.24]	1.39 [1.08, 1.78]*	0.88 [0.66, 1.17]
교육수준(Ref.=중졸 이하)			
고졸	0.69 [0.34, 1.39]	0.96 [0.76, 1.21]	1.29 [1.01, 1.65]
대학 이상	0.66 [0.27, 1.61]	1.12 [0.83, 1.51]	0.97 [0.70, 1.33]
직업 여부(Ref.=없음)			
있음	1.58 [0.77, 3.24]	1.05 [0.83, 1.51]	1.24 [0.97, 1.59]
개인 소득수준(Ref.=100만원 미만)			
100만원 이상~ 200만원 미만	1.17 [0.53, 2.57]	0.97 [0.75, 1.29]	0.99 [0.76, 1.30]
200만원 이상~ 300만원 미만	0.66 [0.27, 1.62]	0.97 [0.73, 1.29]	1.26 [0.92, 1.71]
300만원 이상~ 400만원 미만	0.98 [0.37, 2.59]	0.85 [0.61, 1.19]	1.51 [1.05, 2.19]
400만원 이상	1.36 [0.43, 4.32]	0.87 [0.56, 1.35]	0.81 [0.51, 1.29]
주관적 건강상태(Ref.= 좋음)			
나쁨	1.39 [0.66, 2.91]	0.98 [0.76, 1.27]	1.33 [1.01, 1.76]

	OR [95% CI]		
	코로나 검사 여부	백신접종 의향	방역수칙 준수
만성질환 여부(Ref.=없음)			
있음	0.80 [0.42, 1.55]	0.89 [0.72, 1.10]	1.27 [1.01, 1.60]
Fit Statistics			
Pseudo r-sqaure	0.006	0.014	0.035
-2 log likelihood	786.252	4089.726	3603.763
AIC	788.272	4091.726	3605.763
N	n=2,979		

OR, odds ratio; CI, Confidence interval; Ref., reference group, AIC, akaike information criterion

* p-value<0.05; ** p-value<0.01; *** p-value<0.001

3. 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강행동에 미친 영향

1인 가구 여부가 코로나19 이후 건강행동에 미친 영향을 살펴보면, 다인 가구에 비해 1인 가구가 코로나 이전보다 흡연량이 증가한 결과를 보였다(OR: 2.55, p-value=0.044). 음주량 변화의 경우에는 95% 유의수준에서는 변화가 없는 것으로 나타났지만 90% 유의수준에서는 다인 가구와 비교하여 1인 가구가 코로나 이후에 음주량이 늘어난 것으로 확인되었다(OR: 2.01, p-value=0.061). 한편, 1인 가구 여부는 코로나19 감염우려로 인한 미충족 의료 경험(검사 또는 치료를 포기)에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

성별의 경우에는 여성에 비해 남성이 코로나 이후 흡연량과 음주량 증가의 오즈가 더 높은 것으로 나타났다. 비수도권 지역 거주자와 비교하여 수도권 거주자는 코로나 이후 흡연량이 증가하였고 코로나19 감염우려로 인한 미충족 의료 경험 가능성도 높다는 결과를 보였다. 교육수준의 경우에는 교육수준이 높을수록 감염우려로 인한 미충족 의료 경험이 더 많은 것으로 나타났는데, 중졸 이하의 교육수준을 가진 자보다 고등학교 졸업이 최종학력인 자의 오즈가 약 2.5배였고 대학입학 이상인 자는 약 7배 크게 나타나 학력 수준이 높아질수록 코로나로 인한 미충족 의료가 크게 증가하였다. 만성질환 여부에 따른 코로나 이후 건강행동에 미친 영향을 살펴보면, 만성질환을 보유하지 않은 사람에 비해 보유자인 경우에 코로나 이후 음주량이 증가한 것으로 확인되었으며, 코로나 감염으로 인한 미충족 의료를 경험할 오즈도 만성질환 보유자에게서 더 높게 나타났다.

[표 3] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강행동에 미친 영향

	OR [95% CI]		
	코로나 이후 흡연량 증가	코로나 이후 음주량 증가	코로나 감염우려로 인한 미충족 의료
1인 가구 여부(Ref.=다인 가구)			
1인 가구	2.55 [1.03, 6.35]*	2.01 [0.97, 4.20]	0.77 [0.43, 1.36]
성별(Ref.=여성)			
남성	17.86 [4.10, 77.74]***	2.34 [1.21, 4.55]*	0.99 [0.58, 1.68]
연령	1.00 [0.96, 1.04]	0.97 [0.94, 1.00]	1.02 [1.00, 1.05]
거주지역(Ref.=비수도권)			
수도권	2.69 [1.21, 5.99]*	1.53 [0.81, 2.89]	2.66 [1.60, 4.41]***
결혼 여부(Ref.=미혼)			
기혼(사별, 이혼, 별거 포함)	1.47 [0.41, 5.30]	1.46 [0.55, 3.84]	0.66 [0.28, 1.56]
교육수준(Ref.=중졸 이하)			
고졸	3.70 [0.70, 19.64]	2.28 [0.64, 8.12]	2.44 [1.11, 5.35]*
대학 이상	3.96 [0.58, 27.15]	3.18 [0.72, 14.11]	6.97 [2.55, 19.02]***
직업 여부(Ref.=없음)			
있음	0.66 [0.19, 2.36]	0.78 [0.28, 2.13]	0.66 [0.30, 1.46]
개인 소득수준(Ref.=100만원 미만)			
100만원 이상~200만원 미만	1.92 [0.32, 11.49]	2.45 [0.64, 9.41]	0.92 [0.37, 2.25]
200만원 이상~300만원 미만	0.95 [0.13, 6.80]	1.20 [0.28, 5.14]	1.36 [0.53, 3.53]
300만원 이상~400만원 미만	1.65 [0.23, 11.84]	2.15 [0.49, 9.41]	0.88 [0.29, 2.70]
400만원 이상	1.49 [0.17, 12.76]	2.22 [0.42, 11.81]	0.59 [0.14, 2.48]
주관적 건강상태(Ref.= 좋음)			
나쁨	0.33 [0.04, 2.77]	0.98 [0.30, 3.19]	2.36 [1.23, 4.53]*
만성질환 여부(Ref.=없음)			
있음	2.06 [0.73, 5.81]	2.68 [1.12, 6.43]*	4.29 [2.23, 8.23]***
Fit Statistics			
Pseudo r-sqaure	0.019	0.013	0.023
-2 log likelihood	307.744	449.857	663.461
AIC	309.744	451.857	665.461
N	2,979		

OR, odds ratio; CI, Confidence interval; Ref., reference group, AIC, akaike information criterion

* p-value<0.05; ** p-value<0.01; *** p-value<0.001

4. 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강변화에 미친 영향

1인 가구 여부가 코로나19 이후 건강변화에 미친 영향은 [표 4]에 제시하였다. 결과에 따르면, 코로나 이후 건강악화 여부에 대해서는 다인 가구와 1인 가구 간 통계적으로 유의한 차이를 확인할 수 없었다. 반면, 1인 가구에서 코로나 이후 우울감을 느낄 오즈가 동거가구보다 약 20% 정도 높은 것으로 나타났다.

코로나 이후 건강악화 여부의 경우 주관적 건강상태를 제외하고는 통계적으로 유의한 결과를 보이는 변수는 없었으며, 주관적 건강상태가 나쁘다고 보고한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 코로나 이후 건강악화를 경험할 오즈가 약 3배 높았다. 코로나 이후 우울감을 결과변수로 하였을 때는 교육수준이 가장 낮은 중졸 이하의 교육수준을 가진 사람보다 고졸 학력인 사람들이 코로나 이후 우울감을 더 많이 경험한 것으로 나타났다. 또한, 만성질환을 보유한 경우에도 보유하지 않은 사람에 비해 코로나 이후 우울감을 경험할 가능성이 더 큰 것으로 나타났다.

[표 4] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강변화에 미친 영향

	OR [95% CI]	
	건강악화 여부	코로나 이후 우울감
1인 가구 여부(Ref.=다인 가구)		
1인 가구	0.98 [0.66, 1.47]	1.20 [1.01, 1.43]*
성별(Ref.=여성)		
남성	1.42 [0.98, 2.06]	0.94 [0.80, 1.11]
연령	1.00 [0.98, 1.02]	1.00 [1.00, 1.01]
거주지역(Ref.=비수도권)		
수도권	0.91 [0.61, 1.36]	1.04 [0.87, 1.24]
결혼 여부(Ref.=미혼)		
기혼(사별, 이혼, 별거 포함)	1.61 [0.85, 3.04]	1.14 [0.87, 1.49]
교육수준(Ref.=중졸 이하)		
고졸	1.22 [0.71, 2.08]	1.33 [1.06, 1.71]*
대학 이상	1.58 [0.78, 3.19]	1.28 [0.93, 1.75]
직업 여부(Ref.=없음)		
있음	0.88 [0.52, 1.50]	1.10 [0.86, 1.41]
개인 소득수준(Ref.=100만원 미만)		
100만원 이상~200만원 미만	0.95 [0.53, 1.71]	1.01 [0.77, 1.32]
200만원 이상~300만원 미만	0.70 [0.35, 1.38]	0.86 [0.63, 1.16]
300만원 이상~400만원 미만	0.96 [0.45, 2.05]	1.02 [0.72, 1.45]
400만원 이상	1.36 [0.55, 3.36]	0.82 [0.51, 1.31]
주관적 건강상태(Ref.= 좋음)		
나쁨	3.15 [1.96, 5.08]***	1.35 [1.04, 1.75]*

	OR [95% CI]	
	건강악화 여부	코로나 이후 우울감
만성질환 여부(Ref.=없음)		
있음	1.24 [0.77, 1.98]	1.44 [1.16, 1.79]***
Fit Statistics		
Pseudo r-sqaure	0.016	0.016
-2 log likelihood	1141.480	3796.497
AIC	1143.480	3798.497
N	2,979	

OR, odds ratio; CI, Confidence interval; Ref., reference group, AIC, akaike information criterion

* p-value<0.05; ** p-value<0.01; *** p-value<0.001

5. 하위그룹 분석

성별, 연령, 거주지역, 직업 유무에 따라 1인 가구 여부가 코로나19 관련 건강행동 및 건강변화에 미친 영향이 다르게 나타나는지 확인하기 위해 하위그룹 분석을 시행하였다(표 5). 코로나19 방역 관련 행동을 살펴보면, 코로나 검사 여부는 성별, 연령, 거주지역, 직업 유무에 따라 다른 양상이 나타나지 않았지만 백신접종 의향의 경우에 여성과 40~60세 인구 집단에서 다인 가구에 비해 1인 가구가 백신접종 의향이 더 높은 것을 확인할 수 있었고, 방역수칙 준수 여부의 경우 남성이면서 1인 가구 특성을 가지면 방역수칙을 준수할 가능성이 떨어지는 것으로 나타났다. 코로나 이후 건강행동 변화에서는 60세 이상의 노인인구와 수도권 거주 집단에서는 1인 가구 특성이 흡연량 증가와 관련이 있다는 결과를 확인할 수 있었으며, 음주량 증가의 경우에는 장년층(40~60세) 인구 집단과 수도권에 거주하는 집단에서 1인 가구일 때 음주량 증가가 두드러지는 것으로 나타났다. 마지막으로 건강변화에 미친 영향을 하위그룹별로 살펴보면, 건강악화 여부는 하위그룹에 따라 다른 양상이 나타나지 않았지만, 코로나 이후 우울감은 연령에 따라 다른 양상을 보였다. 코로나로 인한 우울감의 경우 다른 연령층에서는 코로나 이후 우울감에 대한 1인 가구의 영향을 확인할 수 없었지만 장년층(40~60세) 인구 집단인 경우에는 1인 가구에서 코로나로 인한 우울감이 커진 것으로 나타났다.

[표 5] 1인 가구 여부가 코로나 이후 건강변화에 미친 영향

	1인 가구 여부(ref.=다인 가구) OR [95% CI]							
	코로나 검사 여부	백신접종 의향	방역수칙 준수	코로나 이후 흡연량 증가	코로나 이후 음주량 증가	코로나 감염우려로 인한 미충족 의료	건강악화 여부	코로나 이후 우울감
전체	1.15 [0.70, 1.89]	1.10 [0.93, 1.30]	0.91 [0.76, 1.10]	2.55 [1.03, 6.35]*	2.01 [0.97, 4.20]	0.77 [0.43, 1.36]	0.98 [0.66, 1.47]	1.20 [1.01, 1.43]*
성별								
남성	0.89 [0.37, 2.15]	0.87 [0.65, 1.17]	0.63 [0.46, 0.87]**	3.03 [1.16, 7.90]*	1.81 [0.71, 4.60]	0.76 [0.28, 2.05]	0.80 [0.41, 1.54]	1.36 [1.00, 1.85]
여성	1.36 [0.73, 2.51]	1.26 [1.01, 1.56]*	1.10 [0.87, 1.39]	-	2.95 [0.85, 10.20]	0.74 [0.36, 1.52]	1.06 [0.64, 1.77]	1.11 [0.88, 1.38]
연령								
40세 미만	1.15 [0.45, 2.89]	1.02 [0.71, 1.48]	0.82 [0.53, 1.26]	4.34 [0.37, 51.22]	1.46 [0.38, 5.67]	0.28 [0.07, 1.22]	1.84 [0.62, 5.47]	1.05 [0.71, 1.57]
40세 이상~60세 미만	0.74 [0.23, 2.45]	1.69 [1.17, 2.44]**	0.93 [0.63, 1.39]	0.99 [0.22, 4.47]	4.11 [1.36, 12.41]*	0.18 [0.03, 1.17]	0.46 [0.16, 1.31]	1.53 [1.06, 2.21]*
60세 이상	1.35 [0.65, 2.79]	0.90 [0.71, 1.14]	0.91 [0.71, 1.18]	12.85 [1.57, 105.33]*	1.53 [0.32, 7.31]	1.30 [0.63, 2.68]	1.10 [0.65, 1.86]	1.12 [0.88, 1.44]
거주지역								
비수도권	0.94 [0.50, 1.77]	1.03 [0.85, 1.26]	0.96 [0.77, 1.19]	0.85 [0.20, 3.58]	1.31 [0.49, 3.46]	0.50 [0.21, 1.21]	0.78 [0.48, 1.26]	1.20 [0.98, 1.48]
수도권	1.72 [0.74, 4.00]	1.39 [0.98, 1.97]	0.80 [0.54, 1.18]	7.37 [1.97, 27.65]**	3.76 [1.16, 12.22]*	1.25 [0.57, 2.75]	1.87 [0.87, 4.03]	1.22 [0.85, 1.75]
직업 여부								
없음	1.35 [0.55, 3.28]	1.03 [0.78, 1.36]	0.93 [0.70, 1.24]	2.75 [0.19, 40.04]	1.85 [0.34, 10.15]	0.69 [0.29, 1.66]	1.19 [0.67, 2.09]	1.12 [0.83, 1.49]
있음	1.07 [0.58, 1.96]	1.14 [0.92, 1.42]	0.89 [0.69, 1.14]	2.78 [0.98, 7.87]	2.32 [0.99, 5.40]	0.79 [0.36, 1.74]	0.81 [0.45, 1.46]	1.25 [0.99, 1.57]

OR, odds ratio; CI, Confidence interval; Ref., reference group

* p-value<0.05; ** p-value<0.01; *** p-value<0.001

V. 결론

1. 고찰

본 연구에서는 가구 유형을 1인 가구와 다인 가구로 구분하여 각 가구 유형의 코로나 이후 건강행동 이행 및 건강변화를 비교하였다. 연구 결과에 따르면, 코로나19 방역 관련 행동에서 다인 가구와 1인 가구 간 차이가 없었으나, 건강행동 이행과 코로나 이후 우울감에서는 다인 가구에 비해 1인 가구라는 가구 유형이 부정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다.

코로나19 방역 관련 행동

코로나 검사 여부 및 백신접종 의향, 방역지침 준수 여부로 살펴본 코로나19 방역 관련 행동에 가구 유형이 미치는 영향이 없는 것으로 확인되었다. 가족이 가지는 기능으로 사회적 지지 및 건강행동에 대한 감시 역할 등을 고려하면 1인 가구보다 다인 가구의 방역지침 준수 및 백신접종 등의 코로나19 방역 관련 행동 이행률이 상대적으로 더 높을 것이라는 이론적인 설명이 가능하다. 또한, 가구 유형으로만 살펴보았을 때, 다른 모든 특성이 동일하다면 1인 가구에 비해 동거인이 있는 것이 감염병에 노출될 가능성이 더 높아 코로나19에 대한 대처가 더 민감할 수 있어 방역 관련 행동에서 1인 가구보다는 다인 가구가 더 민감하게 반응할 것이라고 예상할 수 있지만, 결론적으로 두 가구 유형 간 유의미한 차이는 발견할 수 없었다.

이 밖에 가구 유형보다는 다른 특성에서 코로나19 방역 관련 행동 이행과 관련된 요인을 확인되었다. 우선 비수도권 거주자보다는 수도권 거주자인 경우에 더 높은 백신접종 의향을 가졌으며 방역지침도 더 잘 준수하고 있다고 응답하였다. 우리나라의 코로나19 유행 경과를 살펴보면, 대구에서 높은 발생률을 기록했던 1차 대유행을 제외하고는 수도권의 확진자 발생이 타 지역을 크게 웃돌았다. 수도권의 높은 확진자 수로 인해 다른 지역에 비해 수도권 지역은 국가의 사회적 거리두기 정책 시행에서 항상 다른 지역에 비해 높은 수준을 유지하는 경향이 있었고, 높은 확진자 수와 함께 이루어진 강화된 방역지침들은 수도권 지역에 거주하는 사람들의 방역 관련 행동 이행을 높이는 방향으로 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

개인의 건강상태에 따른 코로나19 방역 관련 행동에 미친 영향의 경우, 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 사람과 만성질환을 보유하고 있다고 응답한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 방역수칙을 더 잘 준수하고 있다는 결과가 확인되었다. 현재 코로나19의 치명률은 약 0.77%로 다른 신종 감염병(SARS, MERS 등)에 비해서는 낮은 치명률이 보고되고 있긴 하지만, 기저질환을 가지고 있는 사람의 치명률은 크게 증가한다고 알려져 있다. 따라서 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 사람과 만성질환

을 보유하고 있는 사람은 건강한 사람에 비해서 코로나19에 대해 더 큰 위험을 느낄 수 있으며, 더 큰 위험 인지는 백신접종 의향을 증가시키고 방역수칙 준수에 영향이 있었을 것으로 예상된다(질병청 보도자료, 2021).

건강행동(흡연, 음주, 의료 이용)

본 연구의 주요 주제에 따라 코로나19 이후 흡연량 증가와 음주량 증가가 1인 가구 여부에 따라 다르게 나타나는지 확인하기 위한 분석 결과를 살펴보면, 1인 가구는 다인 가구와 비교하여 코로나 전과 비교하여 코로나 이후 흡연량 증가가 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 이는 감염병 유행 시기에 1인 가구라는 가구 유형 특성이 이를 더 악화시킬 수 있다는 점을 시사한다. 반면, 1인 가구 유형 특성이 코로나19 이후 음주량 변화에 미친 영향을 살펴보면 95% 유의수준에서는 통계적으로 유의한 결과는 확인할 수 없었다. 우울과 스트레스 및 경제위기가 음주와 흡연에 동일한 영향을 미쳤던 과거 연구들의 결과와 비교하면 이례적인 결과라고 할 수 있다. 이러한 차이는 코로나19 유행으로 인한 사회적 거리두기 정책이 작용한 결과로 보이는데, 사회적 거리두기의 단계에 따라 알코올 소비가 주로 일어나는 유흥업소 및 노래방, 일반 식당의 영업시간 제한이 이루어지며 1인 가구의 사회적 모임에서 이루어지는 알코올 소비가 제한되었을 것으로 예상된다. 다인 가구의 경우 외부에서 알코올 소비가 제한된다고 하더라도 동거인과 함께 가구 내 알코올 소비가 가능한 것과는 대조적으로 1인 가구는 타인과 함께하는 알코올 소비가 과거에 비해 상대적으로 줄어들 수밖에 없는 구조적인 차이가 존재한다. 이러한 원인에 기인하여 코로나19 흡연량 증가가 1인 가구에서 크게 나타난 반면 음주량 증가에는 영향이 없었던 것으로 판단된다.

한편, 의료 이용에 대한 측면을 살펴보기 위해 살펴본 코로나 감염우려로 인한 미충족 의료 양상의 경우, 1인 가구와 다인 가구 간 차이가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 선행연구에 따르면 다인 가구와 비교하여 1인 가구의 미충족 의료가 더 높게 발생하고 있는데(김윤정 외, 2018; 박은자 외, 2020; 임유나 외, 2019), 본 연구의 종속변수인 코로나 감염우려로 인한 미충족 의료에는 영향이 없는 것으로 나타났다. 선행연구와 비교하여 본 연구는 일반적인 미충족 우려가 아닌 코로나 감염우려로 인한 미충족 의료에 대한 결과를 산출하였기 때문에 선행연구와 상이한 결과가 나타난 것으로 예측된다.

코로나19 이후 건강행동과 관련된 요인들의 결과를 살펴보면, 성별은 여성에 비해 남성인 경우 코로나 이후 흡연량과 음주량이 증가하는 것으로 밝혀져 코로나19 이후 불건강 행동이 남성에게서 두드러진 것으로 보인다. 거주지역의 경우, 비수도권 지역에 비해 수도권 지역 거주자가 코로나19 감염우려로 인한 미충족 의료 가능성이 더 높은 것이 특징적이다. 이는 타 지역에 비해 수도권 지역의 확진자가 많이 발생하면서 감염에 대한 우려가 타 지역에 비해 컸을 것으로 예상되며 이와 같은 감염우려로 인한 병원 이용을 꺼렸을 것으로 판단된다. 또한, 교육수준이 증가할수록 감염우려로 인한 미충족

의료 경험 가능성도 높아지는 것으로 나타났다. 높은 교육수준은 미충족 의료의 보호 요인으로 알려져 있지만(김소애 외, 2019; 이주은 외, 2014), 미충족 의료의 사유가 감염병에 대한 우려로 특정된 만큼 높은 교육수준에서 나타나는 건강행동 추구 결과가 감염 발생이 있는 장소를 피하면서 나타난 결과로 해석된다. 이밖에 주관적 건강상태가 나쁘다고 보고한 사람과 만성질환을 보유한 경우에 코로나 감염 우려로 인한 미충족 의료 경험이 더 높은 결과를 나타냈으며, 이러한 결과 역시 건강이 안 좋은 사람에게서 코로나19 치명률이 더 높다는 우려로 인해 나타난 결과로 예상해 볼 수 있다.

코로나19 이후 건강

1인 가구 특성이 코로나19 이후 건강수준에 미친 영향을 파악하기 위해 코로나19 이후 건강이 악화되었는지 여부와 코로나 이후 우울감 경험 유무를 결과변수로 분석을 하였다. 분석 결과, 건강악화 여부에는 1인 가구 특성이 영향이 없었던 반면에 코로나 이후 우울감에는 통계적으로 유의한 부정적인 영향이 확인되었다. 작년 1월 첫 확진자가 나타난 이후로 코로나19 상황이 1년 넘게 이어지며 이로 인한 우울증(코로나 블루)에 대한 사회적 관심이 높아지고(연합뉴스, 2020; 연합뉴스, 2021), 코로나19가 정신건강에 미친 영향에 대한 국내외 연구를 통해 코로나19로 인한 우울에 대한 논의가 활발히 이루어졌다(Hyun et al., 2021; Necho et al., 2021; OECD, 2021). 우리나라 방역대책의 주요 정책인 사회적 거리두기(사적 모임 제한)로 인해 1인 가구와 다인 가구 모두에게서 사회적 관계의 양적 수준과 질적 수준이 모두 감소했을 가능성이 크다. 특히, 코로나19로 인한 우울은 사회적 관계를 집 외부에서만 찾을 수밖에 없는 1인 가구에게 더욱 심각할 것이라고 쉽게 예상해 볼 수 있으며, 본 연구 결과를 통해 코로나로 인한 우울에서 1인 가구가 가지는 취약성을 실증적으로 확인할 수 있었다.

하위그룹 분석

성별, 연령, 지역별, 직업 유무에 따라 1인 가구가 코로나 관련 건강행동 및 건강변화에 미친 영향이 다르게 나타나는지 확인하기 위해 하위그룹 분석을 시행한 결과, 코로나19 관련 건강행동에 1인 가구 특성이 미친 영향이 다른 연령층과 비교하여 중장년층(40세~59세)에서 크게 나타난 것을 확인할 수 있었다. 중장년층에 해당되는 인구 집단은 1인 가구인 경우에 (다인 가구와 비교하여) 코로나 이후 음주량이 증가하고 코로나로 인한 우울감을 더 많이 느끼는 것으로 나타나 코로나로 인한 영향이 중장년층 1인 가구에게 가장 심각한 영향이 있었던 것으로 파악된다. 한편, 노인연령층에 해당되는 60세 이상 인구 집단에 속하는 경우에 1인 가구 특성이 코로나 이후 흡연량 증가와 관련되어 있는 것으로 나타나 1인 가구 특성이 코로나19 관련 건강행동에 미친 영향이 연령별로 다른 영향을 미칠 수 있다는 결과를 확인할 수 있었다. 또한, 수도권에 거주하는 1인 가구에서 코로나 이후 음주량과 흡연량이 증가하였는데, 다른 지역에 비해 강도 높은 사회적 거리두기 단계가 적용되면서 방역 피로도

에 대한 스트레스를 해소하기 위한 수단으로 흡연량과 음주가 증가하였을 가능성이 제기된다.

2. 정책적 제언

본 연구 결과를 통해 코로나19 상황에서 1인 가구라는 가구 유형이 건강행동 및 건강에 미치는 영향을 확인할 수 있었다. 결과적으로 코로나19 상황에서 1인 가구는 다인 가구에 비해 흡연량과 음주량이 증가하는 경향이 확인되었으며, 우울감 경험도 더 많은 것으로 나타났다. 코로나19 대유행으로 인해 감염 예방을 위한 강도 높은 사회적 거리두기 정책이 시행되며 코로나19로 인한 우울이나 스트레스 증가가 나타났으며(Marroquin et al., 2020; Qiu et al., 2020) 특히, 이러한 경향이 1인 가구에서 더 두드러진 것으로 보인다. 이에 코로나19와 같은 감염병 유행이 정신건강에 미치는 부정적 영향이 특히 1인 가구에 더 치명적일 수 있다는 점을 고려하여 이에 대한 정책 대응의 필요성을 제기한다. 또한, 이러한 건강 영향이 연령에 따라 다를 수 있다는 결과가 확인되었는데, 중장년층과 노인인구층의 1인 가구에서 코로나 관련 건강행동이 크게 악화되고 우울감이 증가한 사실에 기반하여 향후 감염병 유행 시 1인 가구에 대한 정책을 마련할 때 취약 연령층에 대한 차별화된 대응이 필요할 것으로 판단된다.

3. 연구의 의의 및 한계

연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 자료가 가지는 한계점으로 종속변수 측정이 코로나19 이전과 이후에 각각 측정된 것이 아니라 코로나19 발생 이후에 과거의 응답자의 상태를 회상하여 응답을 받았다는 점이다. 예를 들어, 본 연구의 종속변수 중 하나인 코로나19 이후 흡연량/음주량 증가 여부는 코로나19 이전에 흡연량과 음주량을 측정한 후에 코로나19 이후 사후 측정을 하여 비교한 것이 아니라 단순히 과거와 비교하여 흡연량 또는 음주량이 증가하였는지 물어보는 방식으로 응답자의 기억에 의존한 측정이 이루어졌다. 이러한 측정 방식은 회상편향(recall bias)의 위험이 매우 높아 측정오류의 가능성이 존재한다.

둘째, 1인 가구와 다인 가구 간 비교가능성에서 가지는 한계이다. 1인 가구가 되는 데에는 학업 및 직장을 위한 별거, 사별 또는 이혼과 같은 사유가 원인이 되어 1인 가구로 지내는 경우가 다분하다. 이러한 원인으로 1인 가구가 되었다면 다인 가구가 가지는 특성과는 상당한 차이가 존재할 수 있다. 또한, 1인 가구 내에서도 혼자 사는 것이 자발적인 것인지 비자발적인 것인지에 따라 상당한 이질성이 존재할 수 있지만 독거 사유를 알 수 없어 이를 분리하여 분석할 수가 없었다. 다만, 1인 가구와 다인 가구 간 동질성을 확보하기 위해 성향점수매칭을 활용하여 비교가능성에서 가지는 한계점을 보완하고

자 하였다.

이와 같은 연구 제한점에도 불구하고 본 연구는 코로나19 상황에서 가구 유형에 따른 건강 영향을 살펴본 첫 연구로서 현 코로나19 상황에서 취약한 계층이 될 수 있는 1인 가구가 마주하고 있는 건강 문제에 대한 실증 근거를 제공하였다. 또한, 본 연구의 정책적 함의는 현재 코로나19만이 아니라 향후 신종 감염병이 발생 시 감염병 격리와 물리적 접촉 제한으로 사회적 연결 및 교류가 한정적인 1인 가구에 대한 보건학적 관심을 환기시킬 필요성을 제기한다.

참고문헌

- 강은나, 이민홍 (2016). 우리나라 세대별 1인가구 현황과 정책과제. 보건복지포럼
고아라, 정규형, 신보경 (2018). 중장년 1인 가구의 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향에 관한 중단연구: 다인 가구
와의 비교를 중심으로. 한국가족복지학. 59:55-79
- 권주안, 이유진, 최혜경 (2007). 1인가구 주택수요 전망 및 공급 활성화 방안. 주택산업연구원. 4:1-91
- 김성숙 (2011). 저소득층 일인가구 및 비일인가구의 가계재무상태 분석. 한국가정관리학회지. 29(4):125-145
- 김소애, 서영원, 우경숙, 신영전 (2019). 국내 미충족 의료 현황 및 영향요인 연구에 관한 체계적 문헌고찰. 비판사회정
책(62), 53-92
- 김아린 (2018). 1인가구 청년의 건강행태, 식습관 및 심리적 건강이 대사증후군에 미치는 영향. Journal of Digital
Convergence. 16(7):493-509*
- 김옥연, 문연기 (2009). 일인가구 주거실태 분석. 주거환경. 7:37-53
- 김윤정, 최성지, 황병덕. (2018). 가구 구성원에 따른 미충족 의료 관련요인. 보건의료산업학회지, 12(2), 39-49.
- 김종숙, 배호중 (2014). 세대별, 성별 1인 가구의 고용과 가구경제 연구. 한국여성정책연구원
- 김태영, 이유진, 박원익 (2020). 코로나19 경제위기, 끝은 보이고 있는가?. 이슈&진단, 1-25
- 김태완, 최준영 (2017). 청년의 빈곤실태: 청년, 누가 가난한가. 보건복지포럼. 244:6-19
- 김혜영, 선보영, 진미정, 사공은희 (2007). 비혼 1인 가구의 가족의식 및 생활실태조사. 한국여성정책연구원 연구보고서
- 김혜영 (2014). 유동하는 한국가족: 일인가구를 중심으로. 한국사회. 15(2): 255-292
- 박미석, 전지원 (2017). 비혼 1인 가구의 생활불안 및 사회적 지지가 삶의 질에 미치는 영향. 한국가정관리학회지.
35(4):25-42
- 박민선 (2020). 국내 1인 가구의 건강 및 환경 관련 요인에 관한 연구. 재단법인 숲과나무
- 박은자, 배정은, 송은솔, 정연, 이태진, 천희란, 전보영 (2020). 한국의료패널 심층분석보고서-의료이용을 중심으로. 한
국보건사회연구원
- 반정호 (2012). 1인 가구의 사회·경제적특성과 변화. 노동리뷰. 2012(4):55-67
- 변미리 (2015). 도시에서 혼자 사는 것의 의미: 1인 가구 현황 및 도시정책 수요. 한국심리학회지. 21(3):551-573
- 서남규, 강태욱, 허순임, 이혜재, 김동수, 임병목, 장숙량, 홍기명, 정세환, 오영호 (2016). 보건의료지표를 중심으로 살
펴본 한국보건제도(2008~2014년). 국민건강보험, 한국보건사회연구원
- 서지원, 양진운 (2017). 청년 1인가구의 성별 생활시간 사용구조와 주관적 시간빈곤: 부부가구와의 비교를 중심으로.
대한가정학회지. 55(5): 451-463
- 설동필, 우윤석 (2012). 1-2인 가구 증가에 따른 주택공급정책의 효율성 연구. 한국정책연구. 12(4):197-222
- 성영애 (2013). 군집분석을 통해 살펴본 1인 가구의 연령대별 소비지출패턴. 소비자학연구. 24(3):157
- 성지미, 이윤정 (2001). 노인독신가구의 경제상태와 경제적 불평등에 관한 연구. 대한가정학회지. 39(2):111-240
- 송혜림, 강은주, 김민주 (2018). 청년 1인가구의 생활시간 사용 연구 - 성별 · 취업여부에 따른 식사와 여가 활동을 중

- 심으로. 한국가족자원경영학회지. 22(2):45-63
- 신미아 (2019). 1인가구와 다인가구의 건강행태 및 정신건강 비교: 국민건강영양조사 자료분석(2013, 2015, 2017). 한국웰니스학회지, 14(4), 11-23
- 신민경 (2014). 일인가구의 특성에 따른 재무구조의 특징. Financial Planning Review. 7:1-24
- 여윤경, 양세정 (2001). 가구유형에 따른 소비지출패턴 비교 분석. 한국소비자학회. 12(4):65-81
- 연합뉴스(2021.08.16.), 「코로나 블루 물러가라」...직원들 '심신 건강' 챙기는 기업들」 <http://yna.kr/AKR20210815036900003>(2021.10.15.)
- 연합뉴스(2020.11.30.), 「코로나블루' 심각...심리상담·우울증검사·지원기관 확대(종합)」, <http://yna.kr/AKR20201130125851530>(2021.10.15.)
- 이동영, 박종두 (2011). 재가독거노인의 건강증진프로그램 참여의사 결정요인에 관한 연구: 앤더슨 행동모형(Anderson Model)의 적용. 사회복지정책. 38(4):1-23.
- 이동훈, 김예진, 이덕희, 황희훈, 남슬기, 김지윤 (2020). 코로나바이러스(COVID-19) 감염에 대한일반대중의 두려움과 심리, 사회적 경험이 우울, 불안에 미치는 영향. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(4), 2119-2156.
- 이명선, 송현중, 김보영 (2018). 1인 가구의 신체적 건강수준, 건강행태와 주관적 우울감의 관련성. 보건교육건강증진학회지. 35(2):61-71
- 이여봉 (2017). 1인 가구의 현황과 정책과제. 보건복지포럼. 252:64-77
- 이주은, & 김태현. (2014). 민간의료보험과 미충족 의료와의 관계.
- 이윤정, 김순미 (2004). 남녀 노인독신가구의 경제상태와 소비지출의 영향요인 분석. 대한가정학회지. 42(12):93
- 이현경, 김미선, 최승순, 최만규 (2014). 생태체계적 관점에서 본 우리나라 노인의 자살 생각 유발변인. 보건사회연구. 34(3):430-451
- 정경희, 남상호, 정은지, 이지혜, 이윤경, 김정석, 김혜영, 진미정 (2012). 가족구조 변화와 정책적 함의: 1인가구 증가현상과 생활실태를 중심으로. 한국보건사회연구원
- 질병청 보도자료 (2021.10.15.). 「코로나19 국내 발생 및 예방접종 현황(10.15.)」, https://kdca.go.kr/board/board.es?mid=a20501010000&bid=0015&list_no=717262&cg_code=&act=view&nPage=1(2021.10.15.)
- 차경옥 (2006). 남성 일인가구의 경제구조 분석: 연령 및 혼인상태에 따른 비교. 한국가정관리학회지. 24(1):253-269
- 최유정, 이명진, 최섯별 (2016). 가구형태와 사회적 관계의 객관적·주관적 측면이 우울에 미치는 영향: 1인 가구와 다인가구의 비교를 중심으로. 한국가족관계학회지. 21(2):25-51
- 탁영진, 김윤진, 이상엽, 이정규, 정동욱, 이유현, 조영혜, 최은정, 남경지 (2013). 가족 유형과 인구 사회학적 요인에 따른 60세 이상 한국의 건강관리: 5기 국민건강영양조사 결과를 바탕으로. 대한노인병학회지. 17: 7-17
- 하지경, 이성림. (2017). 1인가구의 건강관련 습관적 소비, 생활시간이 주관적 건강에 미치는 영향: 비1인가구와 세대별 비교를 중심으로. Family and Environment Research, 55(2), 141-152.
- 통계청 (2019). 장래가구특별추계: 2017-2047년
- 통계청 (2020). 2020 통계로 보는 1인가구
- Andersen, R. M., Newman, J. F. (1973). Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. The Milbank Memorial Fund Quarterly: Health and Society, 51(1): 95-124.

- Baldwin, R., Mauro, B.W.D.(2020) Economics in the Time of COVID-19. CEPR Press, London
- Denney, J. T. (2010). Family and Household Formations and Suicide in the United States. *Journal of Marriage & Family*. 72(1):202-213
- Diaz P, Stahl J, Louis-McMahon D, Kim HY, Kwan SY (2013). Pathways to Health Services Utilization: Overcoming Economic Barriers through Support Mechanisms. *Advances in Applied Sociology*. 3(4): 193-198
- Dupertuis, L. L., Aldwin, C. M., & BossÉ, R. (2001). Does the Source of Support Matter for Different Health Outcomes?: Findings from the Normative Aging Study. *Journal of Aging and Health*, 13(4), 494-510.
- Emmering SA, Astroth KS, Woith WL, Dyck MJ, Kim MJ (2018). Social capital, health, health behavior, and utilization of healthcare services among older adults: A conceptual framework. *Nurs Forum*. 2018;1-9.
- Hyun, J., Kim, S., Kim, H., Choi, Y. J., Choi, Y. K., Lee, Y. R., Paik, J. W., Lee, J. S., Kim, K., Jun, J. Y., Lee, S. H., & Sohn, S. (2021). COVID-19 and Risk Factors of Anxiety and Depression in South Korea. *Psychiatry investigation*, 18(9), 801-808. <https://doi.org/10.30773/pi.2021.0125>
- Marroquín, B., Vine, V., & Morgan, R. (2020). Mental health during the COVID-19 pandemic: Effects of stay-at-home policies, social distancing behavior, and social resources. *Psychiatry research*, 293, 113419. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113419>
- McPhee, M. D., Keough, M. T., Rundle, S., Heath, L. M., Wardell, J. D., & Hendershot, C. S. (2020). Depression, Environmental Reward, Coping Motives and Alcohol Consumption During the COVID-19 Pandemic. *Frontiers in psychiatry*, 11, 574676. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2020.574676>
- Necho, M., Tsehay, M., Birkie, M., Biset, G., & Tadesse, E. (2021). Prevalence of anxiety, depression, and psychological distress among the general population during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *International Journal of Social Psychiatry*. <https://doi.org/10.1177/00207640211003121>
- Nicola, M., Alsafi, Z., Sohrabi, C., Kerwan, A., Al-Jabir, A., Iosifidis, C., Agha, M., & Agha, R. (2020). The socio-economic implications of the coronavirus pandemic (COVID-19): A review. *International journal of surgery (London, England)*, 78, 185-193. <https://doi.org/10.1016/j.ijso.2020.04.018>
- OECD. (2021). Tackling the Mental Health Impact of the COVID-19 Crisis: An Integrated, Whole-of-Society Response.
- Qiu, J., Shen, B., Zhao, M., Wang, Z., Xie, B., & Xu, Y. (2020). A nationwide survey of psychological distress among Chinese people in the COVID-19 epidemic: implications and policy recommendations. *General psychiatry*, 33(2), e100213. [470 국회미래연구원](https://doi.org/10.1136/gpsych-2020-</p></div><div data-bbox=)

100213

Umberson D. (1987). Family status and health behaviors: Social control as a dimension of social integration. *Journal of Health and Social Behavior*. 28(sep):306-319

Umberson D, Crosnoe R, Reczek C (2010). Social Relationships and Health Behavior Across the Life Course. *Annual Review of Sociology*. 36:139-157

제4절 코로나19 시대의 정신건강 문제 증상 경험과 영향 요인

윤난희*·허종호**

Mental health problems and influencing factors in the COVID-19 era

Nan-He Yoon*·Jongho Heo**

요약: 코로나19의 유행이 장기화되면서 증가하고 있는 정신건강 문제를 예방하고 해결하기 위한 적극적인 개입과 노력의 중요성이 강조되고 있다. 본 연구는 국회미래연구원에서 실시한 '한국인의 행복조사'에 응답한 13,491명 성인을 대상으로 로지스틱 회귀분석을 통해 정신건강 문제 증상 경험의 위험요인을 분석하였다. 분석 결과, 고령자나 사회경제적 취약집단, 만성질환자, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 등이 악화되는 부정적인 경험을 했던 응답자는 일상 중 초조함이나 불안함, 통제할 수 없는 걱정, 우울감이나 절망감, 무기력증, 외로움 등의 증상으로 관찰되는 정신건강 문제를 더 많이 경험하는 것으로 나타났다. 따라서 이와 같이 정신건강 고위험군을 대상으로 맞춤형 정신건강 증진 전략을 적극적으로 추진해야 하며, 불안감과 사회적 갈등 해소를 위한 코로나19 관련 정보 소통의 일관성 확보와 질 관리 강화 등의 노력이 필요하다.

주제어: 코로나바이러스감염증-19, 코로나19, 정신건강

Abstract:

The importance of intervention and efforts to prevent and manage the increasing number of mental health problems has been being emphasized as the epidemic of COVID-19 continues for a long time. This study analyzed the factors influencing on experiences of mental health problems through logistic regression analysis with 13,491 adults who responded to the Koreans' Happiness Survey. As a result of the analysis, those who were older, with lower socioeconomic status, chronically ill, or had negative experiences of jobs, family relationships, and health status after COVID-19 were more likely to experience mental health problems such as anxiety, uncontrollable worries, depression, and loneliness. Therefore, it is necessary to promote customized mental health promotion strategies for high-risk groups of mental health, and securing consistency and strengthening quality management in risk communication are also needed to relieve anxiety and social conflicts.

Key words: COVID-19; SARS-CoV-2 virus; mental health

* 원광대학교 복지·보건학부 교수

** 국회미래연구원 부연구위원

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

신종 코로나바이러스감염증-19(이하 코로나19)의 대규모 유행 상황이 장기간 지속되면서 우리 사회는 다양한 공중보건학적 위기를 경험해 왔다. 신종 감염병의 발생과 유행으로 인한 불확실성이 높은 상황에서 막연한 불안감의 확산뿐 아니라 사회적 거리두기 등으로 인한 경기 침체와 실업 등의 문제로 스트레스나 우울감 경험률이 증가하고 있으며(Hao et al., 2020; Tan et al., 2020; Wang et al., 2020), 이는 자살률의 증가로도 관찰되고 있어(Mamun & Ullah, 2020; McIntyre & Lee, 2020; Thakur & Jain, 2020) 심각한 사회적 문제로 이어지고 있다.

코로나19로 인한 정신건강 문제의 현황과 위험요인에 대한 체계적 문헌고찰 연구 결과(Xiong et al., 2020), 코로나19 유행 상황에 불안감과 우울감, 외상 후 스트레스 장애, 심리적 괴로움 경험, 스트레스 등의 증상이 유의하게 높은 확률로 관찰되었다. 특히 이러한 취약한 정신건강 문제의 증상은 남성보다는 여성에서, 고령층에 비해 40세 이하의 연령에서, 만성질환이나 정신질환의 문제가 있는 경우, 학생이나 무직인 경우에 발생할 확률이 높은 것으로 나타났다. 코로나19 유행 초기인 2020년 5월 17일 이전에 출판된 논문을 대상으로 분석한 연구라는 점에서 코로나19의 유행 장기화에 따른 영향력을 확인하지 못했기에 경향성이 달라질 수 있으나 다양한 국가에서 관찰된 증상을 종합적으로 고찰한 결과로 코로나19라는 신종 감염병 유행 상황이 정신건강을 취약하게 하는 문제와 위험요인을 종합적으로 분석하였다는 점에서 이는 중요한 의미가 있다.

우리나라에서도 ‘코로나 블루’라고 일컫는 코로나19로 인한 우울증이나 무기력증의 증상을 호소하는 국민들이 증가하고 있다. 지난 2020년 10월 국회예산정책처에서 분석한 코로나19 전후 건강보험 진료비 지출 양상의 변화에 따르면, 건강보험 총진료비 지출은 전년 동기간 대비 둔화하거나 감소하는 경향이 관찰되었던 반면, 정신과 진료의 경우에만 유일하게 환자 수와 의료 이용량이 증가한 것으로 나타났으며, 특히 수면장애와 우울증 등의 진료가 증가한 것으로 확인되었다(김진이, 2000).

특히 이와 같은 감염에 대한 불안과 불확실성에 대한 위험 인식 증가는 의료 이용을 기피하는 경향으로도 이어져(Chang et al., 2004; Lee et al., 2018; Paek et al., 2017; Wilhelm et al., 2019), 질병 진단과 치료의 지연을 야기할 수 있다는 결과도 선행 사례를 통해 밝혀진 바 있다(Byrne et al., 2008; Takahashi et al., 2015; Walker et al., 2015). 특히 코로나19의 유행은 유례없이 확산 규모가 크고 장기간 지속되고 있어 개인의 관심과 인식이 증가하고 그에 따른 대응행동 양상도 대규모로 나타나고 있기에 불안감과 우울증 증상이 증가하고, 이와 같은 심리사회적인 문제가 건강행동의 실천과 의료 이용 등에도 영향을 미치고 있다(Ganson, 2020).

이에 코로나19 유행 상황에 정신건강 문제에 취약한 고위험군을 확인하고, 보다 적극적인 정신건강 문제 해결과 맞춤형 정신건강 증진 개입을 위한 종합계획 수립과 사회적인 노력이 시급하다.

따라서 본 연구에서는 코로나19 유행 상황의 정신건강 문제 증상의 경험 현황과 그에 대한 위험요인을 분석하고 그 결과를 바탕으로 정신건강 증진의 적극적인 개입이 필요한 정신건강 고위험군을 파악하고 관련 정책 개발의 근거를 제안하고자 한다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구는 국회미래연구원에서 실시한 ‘한국인의 행복조사’에 응답한 성인 응답자를 대상으로 실증 분석을 통해 정신건강 문제 증상의 경험 여부를 파악하고, 응답자의 개인적 특성과 건강수준, 코로나 19 관련 경험 등에 따른 정신건강 위험요인을 파악하여 정신건강 문제에 취약한 고위험군의 특성을 제시한다. 특히 정신건강 문제 증상의 유형별 위험요인을 비교하여 맞춤형 정신건강 증진 계획을 수립하기 위한 근거를 마련한다.

II. 연구 방법

1. 자료원 및 연구대상

본 연구에서는 국회미래연구원에서 실시한 ‘한국인의 행복조사(예비조사)’ 자료를 활용하여 분석을 진행하였다. 국회미래연구원에서 2018년 「한국 삶의 질 조사 기반 연구」, 2019년 「한국인의 행복 측정 기반 연구」와 통계개발원 인지실험 등을 통해 개발한 설문도구를 활용하여 가구방문 면접조사를 실시하였으며, 2020년 기준 만 15세 이상의 일반 국민을 대상으로 다단계층화집락추출방법을 적용하여 선정한 표본 13,824명(6,857 가구)의 자료를 수집하였다. 조사는 2020년 10월 24일부터 12월 18일까지 진행되었다.

자료 수집이 완료된 전체 응답자 중 본 연구의 분석 대상자는 만 19세 이상 성인으로, 총 13,491명이 최종 분석에 포함되었다.

2. 변수 구성

본 연구의 종속변수는 정신건강 문제의 증상 여부를 측정하는 변수로 5가지 항목으로 수집되었다.

조사시점을 기준으로 지난 2주간 ‘초조함과 불안함’, ‘걱정을 멈추거나 통제할 수 없음’, ‘우울감 또는 절망감’, ‘일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음’, ‘외로움’의 5가지 증상을 일주일 이상 경험한 적이 있는지의 여부로 측정하였고, 5가지 중 한 가지 이상의 증상을 경험한 응답자를 정신건강 문제의 증상이 있었던 경우로 정의하였다.

한편 정신건강 문제 증상 경험에 영향을 미치는 요인으로 응답자의 인구사회학적 특성과 코로나19 관련 경험을 독립변수로 설정하였다. 먼저 연구대상자의 성별과 연령, 교육수준, 직업, 월평균 가구소득, 독거 여부 등의 인구사회학적 특성과 주관적 건강수준, 만성질환 이환 여부, 장애 여부 등의 건강수준 관련 변수를 모형에 포함하였다. 그리고 코로나19 관련 경험으로는 코로나19 검사 경험과 본인, 가족, 친지 등 가까운 사람 중 코로나19 확진 경험, 코로나19 상황에 대한 두려움 인식, 코로나19 이후 일자리의 변화, 코로나19 이후 가족관계 및 건강상태의 악화 여부, 코로나19 방역수칙 준수 여부 등의 변수를 구성하였다. 이 중 코로나19 이후 일자리의 변화는 일자리를 잃거나 폐업한 경우, 정직 또는 휴직, 비정규직 전환, 파트타임 전환 등을 경험한 경우에 일자리의 변화가 있었던 것으로 정의하였고, 일자리 변동이 없거나 기존에 직업이 없었던 경우를 일자리의 변화가 없었던 것으로 정의하였다.

구체적인 변수 구성과 각 변수에 대한 정의는 다음 [표 1]과 같다.

3. 분석 방법

본 연구에서는 연구대상자의 인구사회학적 특성과 건강수준, 코로나19 관련 경험에 대한 분포를 기술통계 분석을 통해 확인하고, 이와 같은 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교하였다. 또한 각 문제 증상의 경험 여부에 대한 영향 요인을 확인하기 위하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

[표 1] 변수 구성

구분	영역	변수	정의
종속변수	종합	정신건강 문제 증상	5가지 정신건강 문제 증상 중 1가지 이상 경험
	개별 항목	초조함과 불안함	있음(일주일 이상, 거의 매일 경험), 없음(전혀 없음, 일주일 미만)
		걱정을 멈추거나 통제할 수 없음	
		우울감 또는 절망감	
		일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음	
		외로움	
독립변수	인구 사회학적 특성	성별	남성, 여성
		연령	20대, 30대, 40대, 50대, 60대
		교육수준	중졸 이하, 고졸, 대졸 이상
		직업	사무직, 비사무직, 기타(학생, 주부, 무직 등)
		월평균 가구소득	300만원 미만, 300-499만원, 500만원 이상
		독거 여부	독거, 독거 아님
	건강수준	주관적 건강수준	좋음(매우 좋음, 좋음), 좋지 않음(보통, 나쁨, 매우 나쁨)
		만성질환 이환	있음, 없음
		장애	있음, 없음
	코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	있음, 없음
		본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	있음, 없음
		코로나19 상황에 대한 두려움	두려움(매우 두려움, 다소 두려움), 두렵지 않음(두렵지도 두렵지 않지도 않음, 별로 두렵지 않음, 전혀 두렵지 않음)
		코로나19 이후 일자리 변화	변화 있음(일자리를 잃음 혹은 폐업, 정직 또는 휴직, 비정규직으로 전환, 파트타임으로 전환), 변화 없음
		코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지(매우 좋아짐, 좋아짐, 변화 없음), 악화(안 좋아짐, 매우 안 좋아짐)
		코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지(매우 개선되었음, 개선되었음, 거의 비슷함), 악화(악화됨, 매우 악화됨)
		코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키고 있음, 잘 지키지 않음

III. 연구 결과

1. 연구대상자의 특성

먼저 연구대상자의 인구사회학적 특성과 코로나19 관련 경험의 분포를 확인해 본 결과는 [표 2]와 같다. 연구대상자 13,491명 중 남성 응답자는 6,399명(47.4%), 여성 응답자는 7,092명(52.6%)로 여성 응답자가 많았으며, 연령에 따라서는 60대 응답자가 3,775명(28.0%)로 가장 많았고, 50대(3,487명, 25.8%), 40대(2,422명, 18.0%), 30대(2,199명, 15.7%), 20대(1,688명, 12.5%)의 순으로 뒤를 이었다. 응답자의 54.6%(7,367명)가 대학교 졸업 이상의 최종학력을 가지고 있었으며, 고등학교 졸업이 34.8%(4,697명), 중학교 졸업 이하가 10.6%(1,427명)로 확인되었으며, 직업에 따라서는 사무직에 종사하고 있는 응답자가 3,561명(26.4%), 비사무직에 종사하는 응답자가 5,392명(40.0%), 그 외의 경우(학생, 주부, 무직 등)가 4,538명(33.6%)으로 나타났다. 월평균 가구소득이 약 300~499만원인 응답자가 38.7%(5,222명)로 가장 많았으며, 500만원 이상이라고 응답한 경우가 35.7%(4,816명), 300만원 미만이라고 응답한 경우가 25.6%(3,453명)였고, 연구대상자 중 7.4%(999명)가 1인 가구인 것으로 확인되었다.

연구대상자의 건강수준을 살펴보면, 본인의 건강수준이 좋다고 응답한 경우가 61.3%(8,267명)로 좋지 않다고 응답한 경우(5,224명, 38.7%)에 비해 많았고, 1가지 이상의 만성질환을 진단받고 이환 중인 응답자는 전체 응답자의 14.0%(1,894명)였으며, 장애가 1가지 이상 있는 경우는 전체 응답자의 1.6%(211명)로 나타났다.

한편 연구대상자의 코로나19 관련 경험으로, 코로나19 검사를 직접 경험한 응답자는 전체 응답자의 2.7%(371명)였으며, 본인 혹은 가족, 친지 등 주변의 가까운 사람이 코로나19 확진 경험이 있는 경우는 4.4%(588명)였다. 코로나19 유행 상황에 대해서 두렵다고 느끼는 응답자는 전체 응답자의 66.7%(8,999명)로 두렵지 않다고 느끼는 응답자(4,492명, 33.3%)에 비해 많았다. 코로나19 이후 일 자리를 잃었거나 폐업, 정직, 휴직, 비정규직 전환, 파트타임 전환 등의 변화를 경험한 응답자는 전체 응답자 중 5.5%(737명)였으며, 건강상태가 악화되었다고 응답한 경우는 4.0%(538명)였다. 또한 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자는 전체 응답자의 73.4%(9,898명)로, 잘 지키지 않는다고 응답한 경우(3,593명, 26.6%)에 비해 많았다.

[표 2] 연구대상자의 특성

	변 수	구 분	명	(%)
인구 사회학적 특성	성별	남성	6,399	(47.4)
		여성	7,092	(52.6)
	연령	20대	1,688	(12.5)
		30대	2,119	(15.7)
		40대	2,422	(18.0)
		50대	3,487	(25.8)
		60대	3,775	(28.0)
	교육수준	중졸 이하	1,427	(10.6)
		고졸	4,697	(34.8)
		대졸 이상	7,367	(54.6)
	직업	사무직	3,561	(26.4)
		비사무직	5,392	(40.0)
		기타	4,538	(33.6)
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,453	(25.6)
300~499만원		5,222	(38.7)	
500만원 이상		4,816	(35.7)	
독거 여부	독거 아님	12,492	(92.6)	
	독거	999	(7.4)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	5,224	(38.7)
		좋음	8,267	(61.3)
	만성질환 이환	없음	11,597	(86.0)
		있음	1,894	(14.0)
장애	없음	13,280	(98.4)	
	있음	211	(1.6)	
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	13,120	(97.3)
		있음	371	(2.7)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	12,903	(95.6)
		있음	588	(4.4)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,492	(33.3)
		두려움	8,999	(66.7)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	12,754	(94.5)
		있음	737	(5.5)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	12,594	(93.4)
		악화	897	(6.6)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	12,953	(96.0)
		악화	538	(4.0)
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,593	(26.6)	
	잘 지키고 있음	9,898	(73.4)	
계			13,491	(100.0)

2. 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험

연구대상자가 코로나19 유행 상황에 경험한 정신건강 문제 증상 5가지를 경험한 응답자의 분포를 살펴본 결과, 증상에 따른 차이가 있었으나 2,487명(18.4%)의 응답자가 5가지 증상 중 1가지 이상의 증상을 일주일 이상 경험하였다고 응답하였다(표 3). 한편 증상별로는 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없는 무기력한 증상을 경험했다고 응답한 경우가 8.7%(1,176명)로 가장 많았고, 걱정을 멈추거나 통제할 수 없다고 응답한 경우가 8.4%(1,137명)로 다음으로 많았다. 외로움을 경험한 응답자가 7.3%(988명), 우울감 또는 절망감을 경험한 응답자가 7.1%(959명), 초조함과 불안함을 경험한 응답자가 6.5%(880명)로 그 뒤를 이었다.

[표 3] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험

항목	증상 없음		증상 있음(일주일 이상 경험)	
	명	(%)	명	(%)
초조함과 불안함	12,611	(93.5)	880	(6.5)
걱정을 멈추거나 통제할 수 없음	12,354	(91.6)	1,137	(8.4)
우울감 또는 절망감	12,532	(92.9)	959	(7.1)
일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음	12,315	(91.3)	1,176	(8.7)
외로움	12,503	(92.7)	988	(7.3)
한 가지 이상 증상 경험	11,004	(81.6)	2,487	(18.4)

3. 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험

1) 초조함과 불안함

전체 연구대상자 중 초조함과 불안함을 일주일 이상 경험한 응답자는 880명(6.5%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 초조함과 불안함 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 연령과 교육수준, 직업, 소득수준, 만성질환 이환, 장애, 코로나19 확진 경험이나 두려움, 코로나 19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 4).

[표 4] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(1) 초조함과 불안함

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,986	(47.5)	413	(46.9)	0.094
		여성	6,625	(52.5)	467	(53.1)	(0.759)
	연령	20대	1,594	(12.6)	94	(10.7)	10.075
		30대	1,985	(15.7)	134	(15.2)	(0.039)
		40대	2,271	(18.0)	151	(17.2)	
		50대	3,222	(25.5)	265	(30.1)	
		60대	3,539	(28.1)	236	(26.8)	
	교육수준	중졸 이하	1,365	(10.8)	62	(7.0)	12.930
		고졸	4,388	(34.8)	309	(35.1)	(0.002)
		대졸 이상	6,858	(54.4)	509	(57.8)	
	직업	사무직	3,372	(26.7)	189	(21.5)	12.124
		비사무직	5,009	(39.7)	383	(43.5)	(0.002)
		기타	4,230	(33.5)	308	(35.0)	
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,220	(25.5)	233	(26.5)	58.739
		300~499만원	4,791	(38.0)	431	(49.0)	($<.001$)
500만원 이상		4,600	(36.5)	216	(24.5)		
독거 여부	독거 아님	11,673	(92.6)	819	(93.1)	0.307	
	독거	938	(7.4)	61	(6.9)	(0.579)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,900	(38.9)	324	(36.8)	1.438
		좋음	7,711	(61.1)	556	(63.2)	(0.230)
	만성질환 이환	없음	10,813	(85.7)	784	(89.1)	7.642
		있음	1,798	(14.3)	96	(10.9)	(0.006)
	장애	없음	12,425	(98.5)	855	(97.2)	9.970
있음		186	(1.5)	25	(2.8)	(0.002)	
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	12,273	(97.3)	847	(96.3)	3.520
		있음	338	(2.7)	33	(3.8)	(0.061)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	12,078	(95.8)	825	(93.8)	8.080
		있음	533	(4.2)	55	(6.3)	(0.005)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,268	(33.8)	224	(25.5)	26.065
		두려움	8,343	(66.2)	656	(74.5)	($<.001$)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	11,953	(94.8)	801	(91.0)	22.514
		있음	658	(5.2)	79	(9.0)	($<.001$)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	11,850	(94.0)	744	(84.5)	117.607
		악화	761	(6.0)	136	(15.5)	($<.001$)
코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	12,153	(96.4)	800	(90.9)	64.029	
	악화	458	(3.6)	80	(9.1)	($<.001$)	
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,379	(26.8)	214	(24.3)	2.581	
	잘 지키고 있음	9,232	(73.2)	666	(75.7)	(0.108)	
계			12,611	(100.0)	880	(100.0)	

연령에 따라서는 50대(30.1%)에서 초조함과 불안함을 가장 많이 경험하는 것으로 나타났고, 60대가 다음으로 많았으며(26.8%), 40대 이하에서는 연령이 적을수록 초조함과 불안함을 적게 경험하는 것으로 확인되었다($\chi^2=10.075$, $p=0.039$). 초조함과 불안함을 경험한 응답자 중에는 교육수준이 높은 응답자의 비율이 상대적으로 높았으며($\chi^2=12.930$, $p=0.002$), 직업에 따라서는 초조함과 불안함을 경험한 응답자 중 사무직의 비율(21.5%)이 그렇지 않은 경우(26.7%)에 비해 적었던 반면, 비사무직의 비율(43.5%)은 그렇지 않은 경우(39.7%)에 비해 유의하게 많았다($\chi^2=12.124$, $p=0.002$). 소득수준에 따라서는도 유의한 차이가 관찰되었는데, 초조함과 불안함을 경험한 응답자 중 월평균 가구소득이 300~499만원인 응답자의 비율이 49.0%로 그렇지 않은 경우(39.7%)에 비해 높았으나 월평균 가구소득이 500만원 이상의 응답자의 비율이 24.5%로 그렇지 않은 경우(36.5%)에 비해 유의하게 낮았다($\chi^2=58.739$, $p<0.001$).

건강수준에 따라서는 초조함과 불안함을 경험한 응답자 중 1가지 이상 만성질환에 이환 중인 경우가 10.9%로 그렇지 않은 경우(14.3%)에 비해 유의하게 적었으나($\chi^2=7.642$, $p=0.006$) 장애가 있는 경우는 2.8%로 그렇지 않은 경우(1.5%)에 비해 유의하게 많았다($\chi^2=9.970$, $p=0.002$).

코로나19 관련 경험 중에는 초조함과 불안함을 경험한 응답자 중 본인이나 가족, 친지 등 주변의 가까운 사람이 코로나19에 확진된 경험이 있는 응답자가 6.3%였던 반면, 그렇지 않은 경우에는 4.2%로 유의하게 많았으며($\chi^2=8.080$, $p=0.005$), 코로나19 상황에 대하여 두렵다고 느끼는 응답자는 74.5%로 그렇지 않은 경우(66.2%)에 비해 유의하게 많았다($\chi^2=26.065$, $p<0.001$). 초조함이나 불안감을 경험한 응답자 중 코로나19 이후 일자리의 변화를 경험한 비율(9.0%)이 그렇지 않은 경우(5.2%)에 비해 많았으며($\chi^2=22.514$, $p<0.001$), 가족관계가 악화되었거나 건강상태가 악화된 응답자가 각 15.5%, 9.1%로, 그렇지 않은 경우(각 6.0%, 3.6%)에 비해 유의하게 많았다(각 $\chi^2=117.607$, $p<0.001$; $\chi^2=64.029$, $p<0.001$).

2) 걱정을 멈추거나 통제할 수 없음

전체 연구대상자 중 일주일 이상 걱정을 멈추거나 통제할 수 없는 감정을 경험한 응답자는 1,137명(8.4%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 이와 같은 증상의 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 교육수준과 직업, 소득수준, 주관적 건강수준, 코로나19 상황에 대한 두려움, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 5).

[표 5] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(2) 걱정을 멈추거나 통제할 수 없음

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,856	(47.4)	543	(47.8)	0.053
		여성	6,498	(52.6)	594	(52.2)	(0.818)
	연령	20대	1,538	(12.4)	150	(13.2)	8.370
		30대	1,953	(15.8)	166	(14.6)	(0.079)
		40대	2,239	(18.1)	183	(16.1)	
		50대	3,159	(25.6)	328	(28.8)	
		60대	3,465	(28.0)	310	(27.3)	
	교육수준	중졸 이하	1,339	(10.8)	88	(7.7)	11.384
		고졸	4,302	(34.8)	395	(34.7)	(0.003)
		대졸 이상	6,713	(54.3)	654	(57.5)	
	직업	사무직	3,329	(26.9)	232	(20.4)	27.539
		비사무직	4,871	(39.4)	521	(45.8)	($<.001$)
		기타	4,154	(33.6)	384	(33.8)	
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,144	(25.4)	309	(27.2)	53.614
		300~499만원	4,691	(38.0)	531	(46.7)	($<.001$)
500만원 이상		4,519	(36.6)	297	(26.1)		
독거 여부	독거 아님	11,445	(92.6)	1,047	(92.1)	0.472	
	독거	909	(7.4)	90	(7.9)	(0.492)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,835	(39.1)	389	(34.2)	10.640
		좋음	7,519	(60.9)	748	(65.8)	(0.001)
	만성질환 이환	없음	10,600	(85.8)	997	(87.7)	3.065
		있음	1,754	(14.2)	140	(12.3)	(0.080)
	장애	없음	12,165	(98.5)	1,115	(98.1)	1.110
		있음	189	(1.5)	22	(1.9)	(0.292)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	12,014	(97.2)	1,106	(97.3)	0.003
		있음	340	(2.8)	31	(2.7)	(0.960)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	11,825	(95.7)	1,078	(94.8)	2.055
		있음	529	(4.3)	59	(5.2)	(0.152)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,152	(33.6)	340	(29.9)	6.436
		두려움	8,202	(66.4)	797	(70.1)	(0.011)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	11,702	(94.7)	1,052	(92.5)	9.741
		있음	652	(5.3)	85	(7.5)	(0.002)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	11,666	(94.4)	928	(81.6)	275.381
		악화	688	(5.6)	209	(18.4)	($<.001$)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	11,918	(96.5)	1,035	(91.0)	80.526
		악화	436	(3.5)	102	(9.0)	($<.001$)
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,270	(26.5)	323	(28.4)	2.003	
	잘 지키고 있음	9,084	(73.5)	814	(71.6)	(0.157)	
계			12,354	(100.0)	1,137	(100.0)	

걱정을 멈추거나 통제할 수 없는 경험을 일주일 이상 했던 응답자 중 대졸 이상 응답자의 비율이 57.5%로 그렇지 않은 경우(54.3%)에 비해 많았던 반면, 최종학력이 중졸 이하인 비율은 7.7%로 그렇지 않은 경우(10.8%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=11.384$, $p=0.003$). 걱정을 멈추거나 통제할 수 없는 경험을 했던 응답자 중 사무직 종사자의 비율은 20.4%로 그렇지 않은 경우(26.9%)에 비해 적었고 비사무직 응답자는 45.8%로 그렇지 않은 경우(39.4%)에 비해 많았다($\chi^2=27.539$, $p<0.001$). 소득수준에 따라서는 이와 같은 증상을 경험한 응답자 중 월평균 가구소득이 300~499만원인 응답자의 비율이 46.7%로 그렇지 않은 경우(38.0%)에 비해 높았으나 월평균 가구소득이 500만원 이상의 응답자의 비율은 26.1%로 그렇지 않은 경우(36.6%)에 비해 유의하게 낮았다($\chi^2=53.614$, $p<0.001$).

건강수준에 따라서는 걱정을 멈추거나 통제할 수 없었던 경험을 한 응답자 중 본인의 건강상태가 좋다고 응답한 경우가 65.8%로 그렇지 않은 경우(60.9%)에 비해 많아($\chi^2=10.640$, $p=0.001$) 주관적 건강수준에 따른 유의한 차이가 관찰되었다.

코로나19 관련 경험 중에는 걱정을 멈추거나 통제할 수 없었던 경험을 했던 응답자 중 코로나19 상황에 대해 두렵다고 느끼는 응답자가 70.1%로 그렇지 않은 경우(66.4%)에 비해 유의하게 많았고($\chi^2=6.436$, $p=0.011$), 코로나19 이후 일자리 변화를 경험한 응답자의 비율이 7.5%로 그렇지 않은 경우(5.3%)에 비해 유의하게 높았다($\chi^2=9.741$, $p=0.002$). 한편 이러한 감정을 경험한 응답자 중 코로나19 이후 가족관계가 악화되었거나 건강상태가 악화된 응답자는 각 18.4%, 9.0%로, 그렇지 않은 경우(각 5.6%, 3.5%)에 비해 유의하게 많았다(각 $\chi^2=275.381$, $p<0.001$; $\chi^2=80.526$, $p<0.001$).

3) 우울감 또는 절망감

전체 연구대상자 중 우울감이나 절망감을 일주일 이상 경험한 응답자는 959명(7.1%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 이와 같은 증상의 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 연령과 직업, 소득수준, 코로나19 확진 경험, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화, 코로나19 방역수칙 준수 여부에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 6).

[표 6] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(3) 우울감 또는 절망감

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,948	(47.5)	451	(47.0)	0.067
		여성	6,584	(52.5)	508	(53.0)	(0.795)
	연령	20대	1,562	(12.5)	126	(13.1)	11.060
		30대	1,983	(15.8)	136	(14.2)	(0.026)
		40대	2,267	(18.1)	155	(16.2)	.
		50대	3,200	(25.5)	287	(29.9)	.
		60대	3,520	(28.1)	255	(26.6)	.
	교육수준	중졸 이하	1,337	(10.7)	90	(9.4)	2.117
		고졸	4,369	(34.9)	328	(34.2)	(0.347)
		대졸 이상	6,826	(54.5)	541	(56.4)	.
	직업	사무직	3,358	(26.8)	203	(21.2)	14.535
		비사무직	4,980	(39.7)	412	(43.0)	(0.001)
		기타	4,194	(33.5)	344	(35.9)	.
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,170	(25.3)	283	(29.5)	51.296
		300~499만원	4,786	(38.2)	436	(45.5)	($< .001$)
500만원 이상		4,576	(36.5)	240	(25.0)	.	
독거 여부	독거 아님	11,614	(92.7)	878	(91.6)	1.633	
	독거	918	(7.3)	81	(8.4)	(0.201)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,831	(38.5)	393	(41.0)	2.219
		좋음	7,701	(61.5)	566	(59.0)	(0.136)
	만성질환 이환	없음	10,787	(86.1)	810	(84.5)	1.920
		있음	1,745	(13.9)	149	(15.5)	(0.166)
	장애	없음	12,342	(98.5)	938	(97.8)	2.626
		있음	190	(1.5)	21	(2.2)	(0.105)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	12,193	(97.3)	927	(96.7)	1.329
		있음	339	(2.7)	32	(3.3)	(0.249)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	12,006	(95.8)	897	(93.5)	10.991
		있음	526	(4.2)	62	(6.5)	(0.001)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,182	(33.4)	310	(32.3)	0.438
		두려움	8,350	(66.6)	649	(67.7)	(0.508)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	11,890	(94.9)	864	(90.1)	39.466
		있음	642	(5.1)	95	(9.9)	($< .001$)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	11,819	(94.3)	775	(80.8)	261.466
		악화	713	(5.7)	184	(19.2)	($< .001$)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	12,098	(96.5)	855	(89.2)	126.771
		악화	434	(3.5)	104	(10.8)	($< .001$)
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,279	(26.2)	314	(32.7)	19.724	
	잘 지키고 있음	9,253	(73.8)	645	(67.3)	($< .001$)	
계			12,532	(100.0)	959	(100.0)	

응답자의 연령에 따라서는 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 50대가 29.9%로 가장 많고 60대(26.6%)가 그 뒤를 이었던 반면, 우울감이나 절망감을 경험하지 않은 응답자 중에는 60대 응답자의 비율(28.1%)이 가장 높고 연령이 낮을수록 감소하는 경향을 보였다($\chi^2=11.060$, $p=0.026$). 직업별로는 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 가장 높은 비율을 차지했던 직업군이 비사무직(43.0%)으로 그렇지 않은 경우(39.7%)에 비해 많았으며, 사무직의 비율은 21.2%로 그렇지 않은 경우(26.8%)에 비해 적었다($\chi^2=14.535$, $p=0.001$). 소득수준에 따라서는 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 월평균 가구소득이 300만원 미만이거나 300~499만원인 비율이 각 29.5%, 45.5%로 그렇지 않은 경우(각 25.3%, 38.2%)에 비해 많았으나 월평균 가구소득이 500만원 이상인 응답자의 비율은 25.0%로 그렇지 않은 경우(36.5%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=51.296$, $p<0.001$).

응답자의 건강수준에 따른 유의한 차이는 관찰되지 않았으며, 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 본인이나 가족, 친지 등의 코로나19 확진 경험이 있는 비율이 6.5%로 그렇지 않은 경우(4.2%)에 비해 유의하게 많았다($\chi^2=10.991$, $p=0.001$). 코로나19 이후 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 가족관계나 건강상태가 악화된 응답자의 비율은 각 19.2%, 10.8%로, 그렇지 않은 경우(각 5.7%, 3.5%)에 비해 유의하게 많았다(각 $\chi^2=261.466$, $p<0.001$; $\chi^2=126.771$, $p<0.001$). 한편 우울감이나 절망감을 경험한 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있다고 응답한 경우는 67.3%로 우울감이나 절망감을 경험하지 않은 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자 비율(73.8%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=19.724$, $p<0.001$).

4) 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음

전체 연구대상자 중 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없는 무기력한 증상을 일주일 이상 경험한 응답자는 1,176명(8.7%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 이와 같은 증상의 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 교육수준과 직업, 소득수준, 주관적 건강수준, 코로나19 상황에 대한 두려움, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화, 코로나19 방역수칙 준수 여부에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 7).

[표 7] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(4) 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,819	(47.3)	580	(49.3)	1.842
		여성	6,496	(52.7)	596	(50.7)	(0.175)
	연령	20대	1,541	(12.5)	147	(12.5)	8.110
		30대	1,955	(15.9)	164	(13.9)	(0.088)
		40대	2,205	(17.9)	217	(18.5)	.
		50대	3,149	(25.6)	338	(28.7)	.
		60대	3,465	(28.1)	310	(26.4)	.
	교육수준	중졸 이하	1,328	(10.8)	99	(8.4)	9.384
		고졸	4,304	(34.9)	393	(33.4)	(0.009)
		대졸 이상	6,683	(54.3)	684	(58.2)	.
	직업	사무직	3,268	(26.5)	293	(24.9)	8.259
		비사무직	4,876	(39.6)	516	(43.9)	(0.016)
		기타	4,171	(33.9)	367	(31.2)	.
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,111	(25.3)	342	(29.1)	16.304
		300~499만원	4,748	(38.6)	474	(40.3)	($<.001$)
500만원 이상		4,456	(36.2)	360	(30.6)	.	
독거 여부	독거 아님	11,411	(92.7)	1,081	(91.9)	0.852	
	독거	904	(7.3)	95	(8.1)	(0.356)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,723	(38.4)	501	(42.6)	8.173
		좋음	7,592	(61.6)	675	(57.4)	(0.004)
	만성질환 이환	없음	10,598	(86.1)	999	(84.9)	1.093
		있음	1,717	(13.9)	177	(15.1)	(0.296)
	장애	없음	12,120	(98.4)	1,160	(98.6)	0.346
		있음	195	(1.6)	16	(1.4)	(0.556)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	11,986	(97.3)	1,134	(96.4)	3.251
		있음	329	(2.7)	42	(3.6)	(0.071)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	11,786	(95.7)	1,117	(95.0)	1.340
		있음	529	(4.3)	59	(5.0)	(0.247)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,147	(33.7)	345	(29.3)	9.094
		두려움	8,168	(66.3)	831	(70.7)	(0.003)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	11,683	(94.9)	1,071	(91.1)	29.962
		있음	632	(5.1)	105	(8.9)	($<.001$)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	11,598	(94.2)	996	(84.7)	155.564
		악화	717	(5.8)	180	(15.3)	($<.001$)
코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	11,884	(96.5)	1,069	(90.9)	87.888	
	악화	431	(3.5)	107	(9.1)	($<.001$)	
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,240	(26.3)	353	(30.0)	7.552	
	잘 지키고 있음	9,075	(73.7)	823	(70.0)	(0.006)	
계			12,315	(100.0)	1,176	(100.0)	

일주일 이상 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미를 느끼지 못했던 응답자 중 대졸 이상 응답자의 비율은 58.2%로 그렇지 않은 경우(54.3%)에 비해 많았던 반면, 중졸 이하 응답자의 비율은 8.4%로 그렇지 않은 경우(10.8%)에 비해 적었다($\chi^2=9.384, p=0.009$). 직업별로는 일에 대한 흥미나 재미를 느끼지 못하는 경험을 했던 응답자에서는 비사무직의 비율이 43.9%로 가장 많고 사무직의 비율은 24.9%로 적었던 반면, 이러한 감정을 경험하지 못한 응답자 중 비사무직의 비율은 39.6%, 사무직의 비율은 26.5%로 유의한 차이가 있었다($\chi^2=8.259, p=0.016$). 이러한 감정을 느꼈던 응답자 중 월평균 가구소득이 300만원 미만이거나 300~499만원인 비율은 각 29.1%, 40.3%로 그렇지 않은 경우(각 25.3%, 38.6%)에 비해 많았으나 월평균 가구소득이 500만원 이상인 응답자의 비율은 30.6%로 그렇지 않은 경우(36.2%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=16.304, p<0.001$).

응답자의 주관적 건강수준에 따라서도 유의한 차이가 관찰되었다. 일에 대한 흥미나 재미가 거의 없다고 느끼는 응답자 중 본인의 건강수준이 좋다고 평가한 응답자는 57.4%로, 그렇지 않은 경우(61.6%)에 비해 상대적으로 적었다($\chi^2=8.173, p=0.004$).

한편 이러한 감정을 일주일 이상 경험한 응답자 중 코로나19 상황에 대하여 두렵다고 느끼는 경우는 70.7%로, 이러한 감정을 경험하지 않은 응답자(66.3%)에 비해 많았다($\chi^2=9.094, p=0.003$). 코로나19 이후 일자리 변화나 가족관계, 건강상태의 변화를 경험한 비율에서도 유의한 차이가 있었는데, 일주일 이상 일에 대한 흥미나 재미를 느끼지 못했다고 응답한 응답자 중 8.9%가 일자리 변화를 경험하였고, 15.3%가 가족관계 악화, 9.1%가 건강상태 악화를 경험하였던 반면, 이러한 강점을 경험하지 못한 응답자 중에는 5.1%가 일자리 변화, 5.8%가 가족관계 악화, 3.5%가 건강상태 악화를 경험한 것으로 나타나 이와 같은 강점을 경험한 응답자 중 부정적인 경험을 한 응답자가 더 많았던 것으로 확인되었다(각 $\chi^2=29.962, p<0.001$; $\chi^2=155.564, p<0.001$; $\chi^2=87.888, p<0.001$). 이러한 강점을 경험한 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있다고 응답한 경우는 70.0%로 경험하지 않은 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자 비율(73.7%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=7.552, p=0.006$).

5) 외로움

전체 연구대상자 중 외로움을 일주일 이상 경험한 응답자는 988명(7.3%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 이와 같은 증상의 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 연령과 교육수준, 직업, 소득수준, 독거 여부, 주관적 건강수준, 만성질환 이환, 장애 여부, 코로나19 검사 경험과 확진 경험, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화, 코로나19 방역수칙 준수 여부에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 8).

[표 8] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(5) 외로움

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,931	(47.4)	468	(47.4)	0.002
		여성	6,572	(52.6)	520	(52.6)	(0.967)
	연령	20대	1,578	(12.6)	110	(11.1)	28.049
		30대	1,993	(15.9)	126	(12.8)	($<.001$)
		40대	2,274	(18.2)	148	(15.0)	
		50대	3,221	(25.8)	266	(26.9)	
		60대	3,437	(27.5)	338	(34.2)	
	교육수준	중졸 이하	1,288	(10.3)	139	(14.1)	14.198
		고졸	4,357	(34.8)	340	(34.4)	(0.001)
		대졸 이상	6,858	(54.9)	509	(51.5)	
	직업	사무직	3,366	(26.9)	195	(19.7)	25.976
		비사무직	4,978	(39.8)	414	(41.9)	($<.001$)
		기타	4,159	(33.3)	379	(38.4)	
	월평균 가구소득	300만원 미만	3,067	(24.5)	386	(39.1)	118.041
		300~499만원	4,856	(38.8)	366	(37.0)	($<.001$)
		500만원 이상	4,580	(36.6)	236	(23.9)	
	독거 여부	독거 아님	11,620	(92.9)	872	(88.3)	29.231
		독거	883	(7.1)	116	(11.7)	($<.001$)
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,747	(38.0)	477	(48.3)	41.038
		좋음	7,756	(62.0)	511	(51.7)	($<.001$)
	만성질환 이환	없음	10,781	(86.2)	816	(82.6)	10.032
		있음	1,722	(13.8)	172	(17.4)	(0.002)
	장애	없음	12,316	(98.5)	964	(97.6)	5.183
		있음	187	(1.5)	24	(2.4)	(0.023)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	12,170	(97.3)	950	(96.2)	4.790
		있음	333	(2.7)	38	(3.8)	(0.029)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	11,971	(95.7)	932	(94.3)	4.386
		있음	532	(4.3)	56	(5.7)	(0.036)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	4,175	(33.4)	317	(32.1)	0.704
		두려움	8,328	(66.6)	671	(67.9)	(0.401)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	11,843	(94.7)	911	(92.2)	11.213
		있음	660	(5.3)	77	(7.8)	(0.001)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	11,759	(94.0)	835	(84.5)	134.129
		악화	744	(6.0)	153	(15.5)	($<.001$)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	12,064	(96.5)	889	(90.0)	101.322
		악화	439	(3.5)	99	(10.0)	($<.001$)
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	3,254	(26.0)	339	(34.3)	32.174	
	잘 지키고 있음	9,249	(74.0)	649	(65.7)	($<.001$)	
계			12,503	(100.0)	988	(100.0)	

일주일 이상 외로움을 경험하였던 응답자 중 60대의 비율은 34.2%로 가장 많았던 반면, 외로움을 경험하지 않은 응답자 중 60대의 비율은 27.5%로 상대적으로 적었다. 외로움을 경험했던 응답자 중 50대 이상의 비율은 더 많았던 반면, 40대 이하의 비율은 더 적은 것으로 나타나 유의하게 다른 특성을 확인할 수 있었다($\chi^2=28.049$, $p<0.001$). 외로움을 경험한 응답자 중 대졸 이상 응답자의 비율은 51.5%로 그렇지 않은 경우(54.9%)에 비해 적었던 반면, 중졸 이하 응답자의 비율은 14.1%로 그렇지 않은 경우(10.3%)에 비해 많았다($\chi^2=14.198$, $p=0.001$). 직업별로는 외로움을 경험했던 응답자에서는 비사무직이나 기타(학생, 주부, 무직 등)의 비율이 각 41.9%, 38.4%로 많고 사무직의 비율은 19.7%로 적었던 반면, 외로움을 경험하지 않은 응답자 중 비사무직과 기타의 비율은 각 39.8%, 33.3%로, 사무직의 비율은 26.9%로 유의한 차이가 있었다($\chi^2=25.976$, $p<0.001$). 외로움을 느꼈던 응답자 중 월평균 가구소득이 300만원 미만인 응답자는 39.1%로 그렇지 않은 경우(24.5%)에 비해 많았으나 월평균 가구소득이 500만원 이상인 응답자는 23.9%로 그렇지 않은 경우(36.6%)에 비해 적었다($\chi^2=118.041$, $p<0.001$). 가구 구성에 따라서는 외로움을 경험한 응답자 중 1인 가구의 비율이 11.7%로 그렇지 않은 경우(7.1%)에 비해 많았다($\chi^2=29.231$, $p<0.001$).

응답자의 건강수준에 따라서도 모두 유의한 차이가 관찰되었다. 외로움을 경험한 응답자 중 본인의 건강수준이 좋다고 평가한 응답자는 51.7%로, 그렇지 않은 경우(62.0%)에 비해 상대적으로 적었으며($\chi^2=41.038$, $p<0.001$), 만성질환이 있는 응답자(17.4%)와 장애가 있는 응답자(2.4%)는 외로움을 경험하지 않은 경우(각 13.8%, 1.5%)에 비해 상대적으로 많았다(각 $\chi^2=10.032$, $p=0.002$; $\chi^2=5.183$, $p=0.023$).

한편 외로움을 일주일 이상 느낀 응답자 중 코로나19 검사를 경험한 경우는 3.8%로 외로움을 느끼지 않은 응답자 중 코로나19 검사를 경험한 비율(2.7%)에 비해 많았으며($\chi^2=4.790$, $p=0.029$), 외로움을 느낀 응답자 중 본인이나 가족, 친지 등의 코로나19 확진 경험이 있는 응답자의 비율은 5.7%로 그렇지 않은 경우(4.3%)에 비해 많았다($\chi^2=4.386$, $p=0.036$). 외로움의 감정을 일주일 이상 느꼈던 응답자 중 코로나19 이후 일자리 변화(7.8%)나 가족관계 악화(15.5%), 건강상태 악화(10.0%)를 경험한 비율은 외로움을 느끼지 않았다고 응답한 응답자 중 이러한 경험을 한 비율(각 5.3%, 6.0%, 3.5%)에 비해 모두 유의하게 높았다(각 $\chi^2=11.213$, $p=0.001$; $\chi^2=134.129$, $p<0.001$; $\chi^2=101.322$, $p<0.001$). 또한 외로움을 경험한 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있다고 응답한 경우는 65.7%로 외로움을 경험하지 않은 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자 비율(74.0%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=32.174$, $p<0.001$).

6) 정신건강 문제 증상 경험

전체 연구대상자 중 위의 5가지 정신건강 문제 증상 중 한 가지 이상의 증상을 일주일 이상 경험한

응답자는 2,487명(18.4%)이었다. 연구대상자의 특성에 따른 이와 같은 증상의 경험 여부를 카이제곱 검정을 통해 비교해 본 결과, 연구대상자의 연령과 교육수준, 직업, 소득수준, 독거 여부, 주관적 건강 수준, 만성질환 이환, 코로나19 검사 경험과 확진 경험, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 변화, 코로나19 방역수칙 준수 여부에 따른 유의한 차이가 확인되었다(표 9).

[표 9] 연구대상자의 특성에 따른 정신건강 문제 증상 경험(6) 한 가지 이상 증상 경험

	변 수	구 분	증상 없음		증상 있음		x2 (p-value)
			명	(%)	명	(%)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	5,193	(47.2)	1,206	(48.5)	1.375
		여성	5,811	(52.8)	1,281	(51.5)	(0.241)
	연령	20대	1,388	(12.6)	300	(12.1)	19.524
		30대	1,770	(16.1)	349	(14.0)	(0.001)
		40대	1,997	(18.1)	425	(17.1)	
		50대	2,764	(25.1)	723	(29.1)	
		60대	3,085	(28.0)	690	(27.7)	
	교육수준	중졸 이하	1,194	(10.9)	233	(9.4)	8.341
		고졸	3,859	(35.1)	838	(33.7)	(0.015)
		대졸 이상	5,951	(54.1)	1,416	(56.9)	
	직업	사무직	2,983	(27.1)	578	(23.2)	22.751
		비사무직	4,304	(39.1)	1,088	(43.7)	($<.001$)
		기타	3,717	(33.8)	821	(33.0)	
월평균 가구소득	300만원 미만	2,748	(25.0)	705	(28.3)	25.877	
	300~499만원	4,223	(38.4)	999	(40.2)	($<.001$)	
	500만원 이상	4,033	(36.7)	783	(31.5)		
독거 여부	독거 아님	10,227	(92.9)	2,265	(91.1)	10.294	
	독거	777	(7.1)	222	(8.9)	(0.001)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	4,149	(37.7)	1,075	(43.2)	26.052
		좋음	6,855	(62.3)	1,412	(56.8)	($<.001$)
	만성질환 이환	없음	9,523	(86.5)	2,074	(83.4)	16.654
		있음	1,481	(13.5)	413	(16.6)	($<.001$)
	장애	없음	10,837	(98.5)	2,443	(98.2)	0.834
		있음	167	(1.5)	44	(1.8)	(0.361)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	10,720	(97.4)	2,400	(96.5)	6.383
		있음	284	(2.6)	87	(3.5)	(0.012)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	10,580	(96.1)	2,323	(93.4)	36.565
		있음	424	(3.9)	164	(6.6)	($<.001$)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	3,703	(33.7)	789	(31.7)	3.390
		두려움	7,301	(66.3)	1,698	(68.3)	(0.066)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	10,467	(95.1)	2,287	(92.0)	39.266
		있음	537	(4.9)	200	(8.0)	($<.001$)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	10,482	(95.3)	2,112	(84.9)	349.067
		악화	522	(4.7)	375	(15.1)	($<.001$)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	10,675	(97.0)	2,278	(91.6)	155.287
악화		329	(3.0)	209	(8.4)	($<.001$)	
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키지 않음	2,823	(25.7)	770	(31.0)	29.236	
	잘 지키고 있음	8,181	(74.3)	1,717	(69.0)	($<.001$)	
계		11,004	(100.0)	2,487	(100.0)		

일주일 이상 한 가지 이상의 정신건강 문제 증상을 경험하였던 응답자 중에는 50대의 비율이 29.1%로 가장 많았으나 이러한 증상을 경험하지 않은 응답자 중 50대의 비율은 25.1%로 유의한 차이가 있었다($\chi^2=19.524, p=0.001$). 정신건강 문제 증상을 경험한 응답자 중 대졸 이상 학력자의 비율은 56.9%로 이러한 감정을 경험하지 않은 응답자 중 대졸 이상 학력자의 비율(54.1%)에 비해 많았던 반면, 고졸 이하(33.7%) 혹은 중졸 이하(9.4%) 학력자의 비율은 그렇지 않은 경우(각 35.1%, 10.9%)에 비해 상대적으로 적었다($\chi^2=8.341, p=0.015$). 직업에 따라서는 정신건강 문제 증상을 경험한 응답자 중 비사무직의 비율이 43.7%로 그렇지 않은 경우(39.1%)에 비해 유의하게 높았던 반면, 사무직의 비율이 23.2%로 그렇지 않은 경우(27.1%)에 비해 유의하게 낮았다($\chi^2=22.751, p<0.001$). 소득수준별로는 정신건강 문제 증상을 경험한 응답자 중 월평균 가구소득이 300만원 미만(28.3%)이거나 300~499만원(40.2%)인 응답자의 비율은 상대적으로 많았으나 500만원 이상(31.5%)인 응답자의 비율은 상대적으로 적었다($\chi^2=25.877, p<0.001$). 이러한 증상을 경험한 군에서 독거 가구의 비율은 8.9%로, 증상을 경험하지 않은 군(7.1%)에 비해 많았다($\chi^2=10.294, p=0.001$).

정신건강 문제 증상을 한 가지 이상 경험한 응답자 중 본인의 건강수준이 좋다고 평가한 응답자는 56.8%로, 그렇지 않은 경우(62.3%)에 비해 상대적으로 적었으며($\chi^2=26.052, p<0.001$), 만성질환이 있는 응답자(16.6%)는 정신건강 문제 증상이 없었던 군(13.5%)에 비해 상대적으로 많았다($\chi^2=16.654, p<0.001$).

한편 정신건강 문제 증상을 경험한 응답자 중 코로나19 검사를 경험한 경우는 3.5%로 증상을 느끼지 않은 응답자 중 코로나19 검사를 경험한 비율(2.6%)에 비해 많았으며($\chi^2=6.383, p=0.012$), 문제 증상을 경험한 응답자 중 본인이나 가족, 친지 등의 코로나19 확진 경험이 있는 응답자의 비율은 6.6%로 그렇지 않은 경우(3.9%)에 비해 많았다($\chi^2=36.565, p<0.001$). 이러한 증상을 경험한 응답자 중 코로나19 이후 일자리 변화(8.0%)나 가족관계 악화(15.1%), 건강상태 악화(8.4%)를 경험한 비율은 증상을 느끼지 않았다고 응답한 응답자 중 이러한 경험을 한 비율(각 4.9%, 4.7%, 3.0%)에 비해 모두 유의하게 높았다(각 $\chi^2=39.266, p<0.001$; $\chi^2=349.067, p<0.001$; $\chi^2=155.287, p<0.001$). 또한 정신건강 문제 증상을 경험한 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있다고 응답한 경우는 69.0%로 문제 증상을 경험하지 않은 응답자 중 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자 비율(74.3%)에 비해 유의하게 적었다($\chi^2=29.236, p<0.001$).

4. 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인

1) 한 가지 이상 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인

연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험의 영향 요인을 분석하기 위하여 5가지의 문제 증상 중 한

가치 이상을 일주일 이상 경험한 응답자에 대한 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과는 [표 10]과 같다.

[표 10] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인(1) 한 가지 이상 증상 경험

	변 수	구 분	OR	(95% CI)
인구 사회학적 특성	성별	남성	1	
		여성	0.974	(0.885-1.071)
	연령	20대	1	
		30대	0.899	(0.754-1.072)
		40대	0.969	(0.816-1.149)
		50대	1.256	(1.065-1.481)
		60대	1.119	(0.932-1.343)
	교육수준	중졸 이하	0.516	(0.421-0.632)
		고졸	0.665	(0.589-0.750)
		대졸 이상	1	
	직업	사무직	1	
		비사무직	1.280	(1.130-1.452)
		기타	1.146	(0.997-1.317)
	월평균 가구소득	300만원 미만	1.314	(1.151-1.500)
		300-499만원	1.166	(1.047-1.298)
500만원 이상		1		
독거 여부	독거 아님	1		
	독거	1.230	(1.037-1.458)	
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	1	
		좋음	0.834	(0.755-0.921)
	만성질환 이환	없음	1	
		있음	1.139	(0.992-1.308)
장애	없음	1		
	있음	1.037	(0.731-1.470)	
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	1	
		있음	1.120	(0.862-1.457)
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	1	
		있음	1.475	(1.207-1.803)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	1	
		두려움	1.112	(1.008-1.227)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	1	
		있음	1.355	(1.134-1.619)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	1	
		악화	3.092	(2.673-3.577)
코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	1		
	악화	2.607	(2.163-3.142)	
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키고 있음	1		
	잘 지키지 않음	1.264	(1.141-1.401)	

20대 응답자에 비해 40대 응답자에서 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높았고(OR=1.256, 95% CI: 1.065-1.481), 대졸 이상인 경우에 비해 교육수준이 낮을수록 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 낮았다(OR=0.516, 95% CI: 0.421-0.632; OR=0.665, 95% CI: 0.589-0.750). 직업에 따라서는 사무직 종사자에 비해 비사무직 종사자에서(OR=1.280, 95% CI: 1.130-1.452), 월평균 가구소득에 따라서는 소득수준이 낮을수록 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높았으며(OR=1.314, 95% CI: 1.151-1.500; OR=1.166, 95% CI: 1.047-1.298), 독거 가구인 응답자가 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높았다(OR=1.230, 95% CI: 1.037-1.458).

한편 이와 같은 연구대상자의 일반적 특성과 건강수준을 통제한 후에도 코로나19와 관련된 부정적인 경험은 정신건강 문제 증상의 경험 확률을 유의하게 증가시키는 방향의 결과가 나타났다. 본인이나 가족, 친지 등의 코로나19 확진 경험이 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 유의하게 높았으며(OR=1.475, 95% CI: 1.207-1.803), 코로나19 상황에 대해서 두렵다고 느끼는 경우에 그렇지 않은 경우에 비해 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 유의하게 높았다(OR=1.112, 95% CI: 1.008-1.227). 코로나19 이후 일자리 변화를 경험한 응답자가 일자리 변화를 경험하지 않은 응답자에 비해 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높았으며(OR=1.355, 95% CI: 1.314-1.619), 코로나19 이후 가족관계가 악화되었거나(OR=3.092, 95% CI: 2.673-3.577) 건강상태가 악화된 경우(OR=2.607, 95% CI: 2.163-3.142) 그렇지 않은 경우에 비해 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 모두 유의하게 높았다. 한편 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자에 비해 잘 지키지 않는 응답자에게서 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 유의하게 높은 것으로 나타났다(OR=1.264, 95% CI: 1.141-1.401).

2) 정신건강 문제 증상별 경험에 대한 영향 요인

5가지의 정신건강 문제 증상별 영향 요인을 비교하기 위하여 각 증상의 경험 여부에 대한 로지스틱 회귀분석 결과를 진행하고 이를 비교한 결과는 [표 11]과 같다.

[표 11] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인(2) 증상별 경험 영향 요인

변 수	구 분	초조함과 불안함		걱정을 멈추거나 통제할 수 없음		우울감 또는 절망감		일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음		외로움		
		OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	
인구 사회학적 특성	성별	남성	1		1		1		1		1	
		여성	0.979	(0.907-1.057)	0.997	(0.921-1.080)	1.036	(0.958-1.120)	0.995	(0.922-1.074)	1.101	(1.019-1.189)
	연령	20대	1		1		1		1		1	
		30대	1.032	(0.897-1.187)	1.127	(0.972-1.306)	1.076	(0.932-1.242)	0.915	(0.796-1.051)	0.821	(0.712-0.947)
		40대	1.039	(0.906-1.191)	1.204	(1.043-1.389)	1.080	(0.938-1.243)	0.967	(0.845-1.107)	0.918	(0.800-1.054)
		50대	1.342	(1.174-1.534)	1.404	(1.220-1.616)	1.301	(1.134-1.493)	1.113	(0.975-1.271)	1.207	(1.055-1.380)
		60대	1.230	(1.062-1.425)	1.262	(1.082-1.472)	1.050	(0.902-1.222)	0.968	(0.836-1.121)	1.084	(0.935-1.256)
	교육수준	중졸 이하	0.521	(0.442-0.613)	0.557	(0.470-0.660)	0.612	(0.519-0.722)	0.612	(0.520-0.719)	0.783	(0.668-0.917)
		고졸	0.771	(0.700-0.850)	0.814	(0.736-0.899)	0.792	(0.717-0.875)	0.793	(0.720-0.874)	0.874	(0.793-0.965)
		대졸 이상	1		1		1		1		1	
	직업	사무직	1		1		1		1		1	
		비사무직	1.240	(1.122-1.371)	1.455	(1.310-1.615)	1.131	(1.020-1.254)	1.168	(1.058-1.209)	1.078	(0.973-1.195)
		기타	1.157	(1.035-1.292)	1.173	(1.044-1.318)	1.083	(0.967-1.214)	0.886	(0.793-0.990)	1.133	(1.013-1.267)
	월평균 가구소득	300만원 미만	1.134	(1.018-1.262)	1.200	(1.074-1.341)	1.352	(1.212-1.508)	1.018	(0.915-1.132)	1.244	(1.118-1.384)
		300-499만원	1.158	(1.064-1.261)	1.135	(1.039-1.239)	1.182	(1.083-1.290)	0.914	(0.840-0.995)	1.123	(1.030-1.225)
		500만원 이상	1		1		1		1		1	
	독거 여부	독거 아님	1		1		1		1		1	
		독거	1.074	(0.930-1.240)	1.073	(0.925-1.245)	1.024	(0.885-1.185)	1.224	(1.063-1.411)	1.581	(1.375-1.819)
건강수준	주관적 건강수준	좋지 않음	1		1		1		1		1	
		좋음	0.777	(0.717-0.842)	0.849	(0.781-0.923)	0.789	(0.727-0.857)	0.683	(0.630-0.740)	0.765	(0.706-0.830)
	만성질환 이환	없음	1		1		1		1		1	
		있음	1.066	(0.951-1.195)	1.021	(0.907-1.149)	1.318	(1.174-1.479)	1.192	(1.064-1.335)	1.251	(1.117-1.400)
	장애	없음	1		1		1		1		1	
		있음	1.315	(0.991-1.745)	1.105	(0.822-1.486)	0.933	(0.693-1.254)	0.939	(0.702-1.256)	0.969	(0.726-1.294)
코로나19 관련 경험	코로나19 검사 경험	없음	1		1		1		1		1	
		있음	1.138	(0.912-1.419)	1.157	(0.922-1.452)	0.942	(0.748-1.186)	1.078	(0.862-1.347)	1.120	(0.895-1.400)
	본인 가족 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	1		1		1		1		1	
		있음	1.433	(1.202-1.708)	1.209	(1.008-1.449)	1.247	(1.042-1.494)	0.875	(0.729-1.050)	1.118	(0.934-1.337)
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	1		1		1		1		1	
		두려움	0.887	(0.821-0.959)	0.775	(0.715-0.840)	1.004	(0.927-1.087)	0.836	(0.773-0.903)	0.856	(0.791-0.925)
	코로나19 이후 일자리 변화	없음	1		1		1		1		1	
		있음	1.390	(1.191-1.622)	1.495	(1.279-1.748)	1.369	(1.170-1.602)	1.297	(1.111-1.514)	1.250	(1.069-1.461)
	코로나19 이후 가족관계 변화	개선 혹은 유지	1		1		1		1		1	
		악화	2.549	(2.211-2.937)	2.839	(2.465-3.271)	2.647	(2.297-3.051)	2.469	(2.144-2.844)	2.345	(2.036-2.701)
	코로나19 이후 건강상태 변화	개선 혹은 유지	1		1		1		1		1	
		악화	1.860	(1.556-2.224)	2.145	(1.793-2.566)	2.659	(2.220-3.186)	1.906	(1.595-2.278)	2.162	(1.808-2.586)
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키고 있음	1		1		1		1		1		
	잘 지키지 않음	1.182	(1.087-1.286)	1.112	(1.019-1.213)	1.395	(1.281-1.519)	1.032	(0.948-1.123)	1.101	(1.012-1.199)	

성별에 따른 차이는 다른 증상에서는 관찰되지 않았으나 외로움 감정을 경험한 확률은 남성에 비해 여성 응답자에게서 높았던 것으로 확인되었다. 연령에 따른 차이도 증상별로 차이가 있었다. 초조함과 불안함, 걱정을 멈추거나 통제할 수 없었던 감정의 경우 50대 이상의 연령군에서 유의하게 높은 확률로 경험했던 반면, 우울감이나 절망감은 50대에서 유의하게 많이 경험하는 것으로 나타났으며, 외로움의 감정은 30대와 50대에서 20대에 비해 유의하게 높은 확률로 관찰되었다. 교육수준에 따른 차이는 5가지 증상에서 모두 일관된 방향으로 교육수준이 낮을수록 정신건강 문제 증상을 경험할 확률도 낮은 것으로 나타났다. 직업에 따라서는 외로움을 제외한 4가지 증상은 모두 사무직에 비해 비사무직 종사자에서 경험할 확률이 유의하게 높았다. 소득수준에 따른 차이는 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없다고 느끼는 무기력한 감정을 경험할 확률을 제외하고는 4가지 증상에서 모두 소득수준이 낮을수록 문제 증상의 경험 확률이 높은 것으로 나타났으나 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없다고 느끼는 감정의 경우에만 반대의 결과가 관찰되었다. 독거인 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 외로움이나 일을 할 때 무기력한 감정을 느낄 확률이 높았으나 다른 증상의 경우 독거 여부에 따른 차이는 유의하지 않았다.

한편 본인의 건강상태가 좋다고 응답한 경우 5가지 증상을 경험할 확률이 모두 유의하게 낮았고, 만성질환이 있는 경우 그렇지 않은 응답자에 비해 우울감이나 절망감, 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없는 무기력함, 외로움의 감정을 경험할 확률이 높은 것으로 나타났다.

이와 같이 응답자의 인구학적 특성과 건강수준을 통제한 후 코로나19 관련 경험이 미치는 영향을 살펴보면, 역시 5가지 증상에서 모두 대부분의 변수가 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

코로나19 이후 일자리의 변화나 가족관계, 건강상태 악화를 경험한 경우 5가지 증상 모두 경험할 확률이 유의하게 높았으며, 특히 가족관계와 건강상태 악화에 따른 정신건강 문제 증상 경험에 대한 OR 값이 가장 높았다. 본인이나 가족, 친지 등 가까운 사람의 코로나19 확진 경험이 있는 응답자의 경우, 초조함과 불안함, 통제할 수 없는 걱정, 우울감 또는 절망감의 증상을 유의하게 많이 경험하는 것으로 나타났으나 코로나19 상황에 대하여 두렵다고 느끼는 경우에는 오히려 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 낮았으며, 이는 우울감 또는 절망감의 증상을 제외하고는 모두 동일한 경향으로 나타났다. 또한 코로나19 방역수칙을 잘 지키고 있는 응답자에 비해 잘 지키지 않는 응답자에게서 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높았는데, 일을 하는 것에 대한 재미나 흥미를 느끼지 못하는 증상 외의 4가지 증상에서 모두 유의하게 높았다.

IV. 논의

1. 결론 및 정책적 제언

본 연구는 국회미래연구원에서 실시한 ‘한국인의 행복조사(예비조사)’ 응답자 중 만 19세 이상 성인, 총 13,491명을 대상으로 정신건강 문제의 증상별 경험 여부와 각 증상에 대한 위험요인을 분석하였다. 정신건강 문제의 증상별 총 6가지 분석모형에 대한 분석 결과는 [표 12]에 종합하여 제시하였다.

[표 12] 연구대상자의 정신건강 문제 증상 경험에 대한 영향 요인 - 종합

	변 수	구 분	한 가지 이상 증상 경험	초조함과 불안함	걱정을 멈추거나 통제할 수 없음	우울감 또는 절망감	일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없음	외로움		
인구 사회 학적 특성	성별	남성	(Ref.)							
		여성	0	0	0	0	0	+		
	연령	20대	(Ref.)							
		30대	0	0	0	0	0	-		
		40대	0	0	+	0	0	0		
		50대	+	+	+	+	0	+		
		60대	0	+	+	0	0	0		
	교육수준	중졸 이하	-	-	-	-	-	-		
		고졸	-	-	-	-	-	-		
		대졸 이상	(Ref.)							
	직업	사무직	(Ref.)							
		비사무직	+	+	+	+	+	0		
		기타	0	+	+	0	-	+		
	월평균 가구소득	300만원 미만	+	+	+	+	0	+		
		300~499만원	+	+	+	+	-	0		
		500만원 이상	(Ref.)							
	독거 여부	독거 아님	(Ref.)							
		독거	+	0	0	0	+	+		
	건강 수준	주관적 건강수준	좋지 않음	(Ref.)						
			좋음	-	-	-	-	-	-	
만성질환 이환		없음	(Ref.)							
		있음	0	0	0	+	+	+		
		장애	(Ref.)							
장애	없음	(Ref.)								
	있음	0	0	0	0	0	0			
코 로 나 19 관 련 경 험	코로나19 검사 경험	없음	(Ref.)							
		있음	0	0	0	0	0	0		
	본인, 가족, 친지 등 코로나19 확진 경험	없음	(Ref.)							
		있음	+	+	+	+	0	0		
	코로나19 상황에 대한 두려움	두렵지 않음	(Ref.)							
두려움		+	-	-	0	-	-			
코로나19 이후 일자리 변화	없음	(Ref.)								
	있음	+	+	+	+	+	+			
건강상태 변화	개선 혹은 유지	(Ref.)								
		악화	+	+	+	+	+	+		
	개선 혹은 유지	(Ref.)								
악화		+	+	+	+	+	+			
코로나19 이후 방역수칙 준수	잘 지키고 있음	(Ref.)								
	잘 지키지 않음	+	+	+	+	0	+			

Ref.: Reference Group (참조그룹), +: OR>1 이면서 p<0.05 인 경우, -: OR<1 이면서 p<0.05 인 경우

분석 결과, 전체 응답자 중 18.4%가 5가지 정신건강 증상 중 한 가지 이상의 증상을 일주일 이상 경험한 것으로 확인되었다. 증상별로는 차이가 있었으나 가장 많은 응답자가 경험한 증상은 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 없었던 무기력함이었고, 멈추거나 통제할 수 없는 걱정, 외로움, 우울감 또는 절망감, 초조함과 불안함의 순으로 나타났다. 이러한 증상에 대한 위험요인도 증상별로 일부 차이가 있었으나 대체로 연령이 높고 소득수준이 낮을수록 사무직에 비해 비사무직에서 정신건강 문제 증상을 경험할 확률이 높은 것으로 나타나 일반적으로 사회경제적 수준이 취약할수록 정신건강 문제에도 취약한 것으로 나타났다.

한편 교육수준이 높을수록 정신건강 문제 증상을 경험할 확률은 낮았는데, 일반적으로 교육수준은 건강수준에 유리한 영향을 미치는 것으로 알려져 있으나 코로나19 유행 상황에서 정신건강의 문제와 교육수준에 대한 관계는 선행연구에서도 일관되지 않은 결과가 나타난다(Hossain et al., 2020). 일부 연구에서는 본 연구와 동일하게 교육수준이 높을수록 코로나19 유행 상황에서 정신건강 수준에 더 취약한 것으로 밝혀진 반면(Wang et al., 2021; Zhou et al., 2020), 일부 연구에서는 교육수준이 높을수록 정신건강 수준도 양호한 것으로 밝히고 있다(Lei et al., 2020; Liang et al., 2020). 이는 높은 교육수준은 정신건강 문제에서 취약한 상황에 대한 대응을 돕는 보호적인 기능을 할 수도 있지만, 교육수준이 높은 경우 신종 감염병의 유행 상황에 대한 더 많은 정보를 탐색하고 접하게 되어 불확실성에 대한 인지가 높아지고 질병의 증상이나 후유증 등 부정적인 정보에 대한 접근도 높은 경우가 많아 더 많은 스트레스와 불안감에 노출될 수 있기 때문이다(Banna et al., 2020; Othman, 2020). 따라서 코로나19와 관련된 불확실하거나 부정확한 정보에 대한 노출로 인한 불안감 확산을 방지하기 위하여 다양한 경로를 통해 전달되는 코로나19 관련 정보의 질 관리와 공개적으로 공유되는 정보의 일관성과 안정성 확보 등이 매우 중요하다.

응답자의 건강수준에 따라서는 주관적 건강수준이 좋을수록 정신건강 문제 증상을 경험할 확률도 낮았고 이는 모든 증상에서 일관된 경향을 보였다. 만성질환이 있는 응답자는 우울감이나 절망감, 외로움, 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미를 느끼지 못하는 등의 증상을 경험할 확률이 높았다. 만성질환자는 코로나19 감염으로 인한 치명률이 더 높은 고위험군으로 알려져 있어 감염에 대한 우려가 크고 이는 선행연구와도 일관된 경향을 보였다(Xiong et al., 2020). 그러나 만성질환자의 경우 합병증과 증상 악화 예방을 위한 지속적인 건강관리가 매우 중요한데, 이와 같이 취약한 정신건강 수준은 질환 관리와 건강행동 실천 등에도 부정적인 영향을 미칠 수 있기에 특히 만성질환자는 코로나19 유행 상황에 정신건강 증진을 위한 적극적인 개입이 필요한 대상이다.

이와 같은 개인적인 인구사회학적 특성과 건강수준의 영향력을 통제한 후에도 코로나19와 관련된 경험은 정신건강 문제 증상 경험에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 특히 코로나19 이후 일 자리가 불안정해졌거나 가족관계나 건강상태가 악화된 경우 모든 정신건강 증상을 경험할 확률이 유

의하게 높아 취약한 고위험군으로 확인되었으며, 본인이나 가족, 친지 등 가까운 사람이 코로나19 확산을 경험한 경우에도 대부분의 증상에 취약한 것으로 나타났다. 코로나19 유행의 장기화로 인한 일상의 변화는 개인과 가구 수준에서 사회경제적인 위기로 이어지기도 하고 불확실성이 높은 상황으로 인해 취약한 정신건강 문제를 야기할 수 있다. 특히 이러한 일상의 변화로 인한 가계의 영향력이 장기간 지속되거나 회복 가능성이 높지 않은 경우 이와 같은 정신건강의 문제 증상은 악화될 수 있어 더욱 시급한 대책이 필요하다.

이에 사회적 거리두기 단계 격상으로 인해 경제적인 손실이 불가피한 자영업자 지원 등의 정책이 추진되고 있으나 사회적 요구에 미치지 못하는 실정이며, 실직이나 정직, 휴직, 비정규직 혹은 파트타임 전환 등 일자리의 안정성이나 고용방식의 변화 등으로 인한 경제적 손실에 대한 지원은 더욱 취약하다. 또한 재택근무와 원격수업의 확대로 인한 가정 내 갈등 증가와 가족관계의 악화도 정신건강 수준을 취약하게 하는 중요한 요인이 될 수 있다. 따라서 이와 같은 문제를 경험한 대상자에 대한 지원 정책에는 재정 측면에서의 지원뿐 아니라 상담 창구의 확대나 자조 그룹 등을 활용한 적극적인 심리 지원 전략이 포함되어야 한다.

코로나19 이후 흡연이나 음주, 불규칙한 신체활동, 불균형한 식생활 등 불건강 행동의 실천이 증가하는 경향이 많이 관찰되는데(Knell et al., 2020; Weaver et al., 2021), 이와 같은 일상의 변화는 건강상태의 악화로 이어질 수 있으며 정신건강 수준도 취약하게 하는 것으로 나타났다. 코로나19 유행이 장기화되면서 이러한 신체적 건강과 정신적 건강 문제 간의 악순환을 예방하기 위한 적극적인 노력이 요구된다. 이에 각 지자체의 보건소와 건강생활지원센터, 정신건강복지센터 등을 중심으로 ‘코로나 블루’의 문제를 예방하고 대응하기 위한 다양한 정신건강증진사업이 추진되고 국민건강보험공단에서도 취약계층 등 정신건강 고위험군을 대상으로 정신건강증진사업을 추진하고 있다. 그러나 여전히 코로나19 대응을 위한 각 지자체 보건기관의 인력이 집중되고 대면 방식의 보건사업 추진이 제한되는 상황이 지속되어 사업 추진의 제약이 많은 실정이다. 따라서 코로나19 유행의 장기화로 인해 정신건강 수준이 더욱 취약한 상황에 놓일 수 있는 우려가 되는 고위험군을 대상으로 보다 적극적인 맞춤형 정신건강 증진사업을 추진하는 것이 중요하며, 일회성 상담과 같은 단기적인 단편적인 서비스 제공에 그치지 않고 지속될 수 있도록 방역수칙을 준수하면서 일상 속에서 실천할 수 있는 건강생활 습관 실천에 대한 교육 및 홍보와 함께 추진하는 것이 중요하다.

2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구에서 분석에 활용한 자료원은 단면 조사로 수집된 자료로, 정신건강 증상 경험에 대한 영향 요인의 연관성을 설명하기에 역인과관계의 가능성이 있어 제한적이다. 또한 응답자들의 코로나19 전

후 정신건강 관련 증상의 경험을 비교할 수 있는 문항으로 구성되어 있지 않아 코로나19 유행 상황의 변화로 판단하기에는 어렵다.

그러나 이러한 제한점에도 불구하고 코로나19 관련 경험, 특히 코로나19 이후의 일상 변화 경험과 정신건강 문제 증상의 경험 간의 연관성을 분석하고 이를 증상별로 비교하여 정신건강 증진의 개입이 필요한 고위험군을 실증분석을 통해 확인하고 ‘코로나 블루’ 극복을 위한 정책 마련의 근거를 제안할 수 있었다는 점에서 이러한 결과는 의의를 가진다.

V. 결론

코로나19의 유행이 장기화되고 정신건강 문제의 증상을 호소하는 경우가 증가하면서 감염 예방과 방역대책과 함께 정신건강 보호와 증진을 위한 적극적인 개입과 노력의 중요성이 강조되고 있다. 특히 고령자나 사회경제적 취약집단, 만성질환자, 코로나19 이후 일자리나 가족관계, 건강상태 등이 악화 되는 부정적인 경험을 했던 경우에는 일상 중 초조함이나 불안함, 통제할 수 없는 걱정, 우울감이나 절망감, 무기력증, 외로움 등의 증상으로 관찰되는 정신건강 문제에 더욱 취약하다. 따라서 이와 같이 정신건강 문제에 대한 고위험군을 대상으로 보다 포괄적이고 장기적인 관점에서 계획을 수립하고 맞춤형 정신건강 증진 전략을 적극적으로 추진하는 것이 필요하다. 또한 코로나19 유행 상황의 불안감 확산 방지와 사회적 갈등 해소를 위하여 관련 정보 소통에 대한 일관성 확보와 질 관리 강화 등을 위한 노력도 함께 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 김진이. (2020), *코로나19 전후 건강보험 진료비 전화와 시사점*. 국회예산정책처 NABO Focus 26.
- Banna, M.H.A., Sayeed, A., Kundu, S., Christopher, E., Hasan, M.T., Begum, M.R., Kormoker, T., Dola, S.T.I., Hassan, M.M., Chowdhury, S., Khan, M.S.I., 2020. *The impact of the COVID-19 pandemic on the mental health of the adult population in Bangladesh: a nationwide cross-sectional study*. International Journal of Environmental Health Research, <https://doi.org/10.1080/09603123.2020.1802409>.
- Byrne SK. Healthcare avoidance: a critical review. *Holist Nurs Pract* 2008;22:280-292
- Chang HJ., Huang N., Lee CH., Hsu YJ., Hsieh CJ., Chou YJ. *The impact of the SARS epidemic on the utilization of medical services: SARS and the fear of SARS*. *Am J Public Health* 2004;94:562-564
- Hao, F., Tan, W., Jiang, L., Zhang, L., Zhao, X., Zou, Y., Hu, Y., Luo, X., Jiang, X., McIntyre, R.S., Tran, B., un, J., Zhang, Z., Ho, R., Ho, C., Tam, W., 2020. *Do psychiatric patients experience more psychiatric symptoms during COVID-19 pandemic and lockdown? A case-control study with service and research implications for immunopsychiatry*. *Brain Behav. Immun.* <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.04.069>.
- Hossain, M.M., Tasnim, S., Sultana, A., Faizah, F., Mazumder, H., Zou, L., McKyer, E., Ahmed, H.U., Ma, P., 2020, *Epidemiology of mental health problems in COVID-19: a review*. *F1000Research*, 9, 636. <https://doi.org/10.12688/f1000research.24457.1>
- Ganson KT., Weiser SD., Tsai AC., Nagate JM. *Associations between anxiety and depression symptoms and medical care avoidance during COVID-19*. *J Gen Intern Med* 2020; 35(11):3406-3408
- Knell, G., Robertson, M.C., Dooley, E.E., Burford, K., Mendez, K.S., 2020, *Health Behavior Changes During COVID-19 Pandemic and Subsequent "Stay-at-Home" Orders*. *International Journal of Environmental Research and Public Health* 17(17). <https://doi.org/10.3390/ijerph17176268>.
- Lee H., Park J. *Changes in health care utilization during the MERS epidemic*. *Int J Infect Dis* 2018;73:187
- Mamun, M.A., Ullah, I., 2020. *COVID-19 suicides in Pakistan, dying off not COVID-19 fear but poverty? —The forthcoming economic challenges for a developing country*. *Brain Behav. Immun.* <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.05.028>.
- McIntyre, R.S., Lee, Y., 2020. *Projected increases in suicide in Canada as a consequence of COVID-19*. *Psychiatry Res* 290, 113104. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113104>.
- Othman N. 2020. *Depression, anxiety, and stress in the time of COVID-19 pandemic in Kurdistan Region, Iraq*. *Kurdistan J Appl Res* 5(3), 37-44.

- Paek SH., Kim DK., Lee JH., Kwak YH. *The Impact of Middle East Respiratory Syndrome outbreak on trends in emergency department utilization patterns.* J Korean Med Sci 2017;32:1576-1580
- Takahashi S., Metcalf CJ.E., Ferrari MJ., Moss WJ., Truelove SA., Tatem AJ., Grenfell BT., Lessler J. *Reduced vaccination and the risk of measles and other childhood infections post-Ebola.* Science 2015;347:1240-1242
- Tan, W., Hao, F., McIntyre, R.S., Jiang, L., Jiang, X., Zhang, L., Zhao, X., Zou, Y., Hu, Y., Luo, X., Zhang, Z., Lai, A., Ho, R., Tran, B., Ho, C., Tam, W., 2020. *Is returning to work during the COVID-19 pandemic stressful? A study on immediate mental health status and psychoneuroimmunity prevention measures of Chinese workforce.* Brain Behav. Immun. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.04.055>.
- Thakur, V., Jain, A., 2020. *COVID 2019-Suicides: a global psychological pandemic.* Brain Behav. Immun. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.04.062>.
- Walker PGT., White MT., Griffin JT., Reynolds A., Ferguson NM., Ghani AC. *Malaria morbidity and mortality in Ebola affected countries caused by decreased health-care capacity, and the potential effect of mitigation strategies: A modelling analysis.* Lancet Infect Dis 2015;15:825-832
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C.S., Ho, R.C., 2020. *Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China.* Int. J. Environ. Res. Public Health 17 (5), 1729. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051729>.
- Weaver, R.H., Jackson, A., Lanigan, J., Power, T.G., Anderson, A., Cox, A.E., Eddy, L., Parker, L., Sano, Y., Weybright, E., *Health Behaviors at the Onset of the COVID-19 Pandemic.* American Journal of Health Behavior 45(1). <https://doi.org/10.5993/AJHB.45.1.4>.
- Wilhelm JA., HELLERINGER S. *Utilization of non-Ebola health care services during Ebola outbreaks: a systematic review and meta-analysis.* J Glob Health 2019;9:010406
- Xiong, J., Lipsitz, O., Nasri, F., Lui, L.M.W., Gill, H., Phan, L., Chen-Li, D., Iacobucci, M., Ho, R., Majeed, A., McIntyre, R.S., 2020. *Impact of COVID-19 pandemic on mental health in the general population: A systematic review.* Journal of Affective Disorders 277, 55-64. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.001>.

제5절 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료의 이해

황중남*·허중호**

Understanding unmet healthcare needs in the wake of COVID-19 pandemic in Korea

Jongnam Hwang*·Jongho Heo**

요약: 코로나19 바이러스의 전 세계적 확산이 2년여 넘게 지속되면서 의료진의 피로와 의료체계의 부담감이 증가하고 있다. 이로 인해 필요한 의료서비스를 이용하지 못하거나 접근성이 떨어질 수 있기 때문에 관련 연구의 수행이 필요하다. 본 연구에서는 코로나19 감염증의 대유행에 따라 코로나 감염증과 방역정책에 대한 개인의 인식이 미충족 의료에 어떠한 영향을 주었는지 분석함과 동시에 미충족 의료와 관련한 불평등을 측정하고 불평등 기여요인을 확인하는 실증적 분석을 실시하였다. 연구 결과, 코로나19 감염증에 대한 두려움과 방역정책에 대한 이해, 신뢰, 그리고 만족이 미충족 의료에 유의미한 영향을 주었다. 한편 미충족 의료와 관련된 불평등의 크기는 작지만 여전히 미충족 의료의 경험이 저소득 편향인 것으로 확인하였다. 따라서 코로나19 감염증에 대한 올바른 이해를 통해 두려움과 불안은 상쇄시키고, 방역정책에 대한 이해와 신뢰, 그리고 만족을 높이는 위험 인식 전환을 위한 정책 중재안이 고려되어야 한다. 또한 코로나19로 인한 소득 감소를 최소화하며 취약계층의 적절한 소득 보장을 위한 제도적 장치를 확립하여 의료서비스 이용 및 접근성을 궁극적으로 향상할 수 있는 방안을 모색해야 한다.

주제어: 코로나19, 미충족 의료, 위험 인식, 방역정책,

ABSTRACT: As the global spread of the COVID-19 virus continues for more than a year, the fatigue of healthcare staffs and the burden on the medical system are increasing. The aim of this study was to identify factors associated with experience of unmet healthcare needs in the wake of COVID-19 pandemic. Our results suggest that fear of COVID-19 infection, understanding, trust, and satisfaction with quarantine policies had a significant impact on unmet healthcare needs. In addition, we found that inequalities in unmet healthcare still existing with “pro-poor” direction. It should be considered to establish policy strategies to provide appropriate information on the virus and public health measures. Also, Implementation of financial protections for those with lower income is required to ultimately

* 원광대학교 복지·보건학부 교수

** 국회미래연구원 부연구위원

improve accessibility and utilization of healthcare services.

Key Words: Covid-19, unmet healthcare needs, risk perception, public health measures

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

개인의 사회경제적 수준과 관계없이 필요한 의료서비스에 대한 이용과 접근의 보장은 국민의 건강권 보장과 삶의 질 향상을 위한 많은 국가들의 주요 보건정책 목표이다(WHO, 2008). 때문에 우리나라를 비롯한 대다수의 국가들은 필요한 의료서비스를 차별 없이 이용하고 건강을 유지할 수 있도록 의료보장제도의 확립을 통해 그 목표를 달성하고자 한다(Hwang, 2018). 우리나라의 경우 지난 30여 년간 사회보험 형태의 건강보험제도를 기반으로 국민들이 필요로 하는 의료서비스에 대한 보장성을 점진적으로 확대 및 강화하고 있다(Kwon, 2008). 특히 지난 1989년 전 국민 의료보장을 달성한 이후 제한된 보장범위와 비급여 진료로 인해 발생하는 높은 본인 부담금으로 인해 발생하는 경제적 장벽을 허물기 위해 보장성 강화 정책을 지속적으로 추진하고 있다(Kwon, 2019). 그럼에도 불구하고 다양한 이유로 인해 필요한 의료서비스를 적시에 이용하지 못하는 미충족 의료가 꾸준히 보고되고 있으며, 인구 집단 간 의료서비스 이용에 따른 격차가 지속적으로 나타나고 있다(Connolly & Wren, 2017, Hwang, 2018).

보건의료서비스 이용과 관련한 격차는 다양한 형태로 나타내는데, 일반적으로 사회경제적 수준이 높은 계층에서 새로운 의료서비스를 먼저 이용한 후 상대적으로 낮은 계층이 이용하게 되는 역형평성 법칙, 의료수요는 소득수준이 낮은 지역에서 높지만 의료자원은 상대적으로 부족하다는 역의료의 법칙, 사회경제적 수준이 높은 집단에서 건강검진과 같은 예방의료서비스를 더 많이 이용한다는 역예방의 법칙 등으로 요약할 수 있다(Cho, 2012; Hart, 1971; Victora, Vaughan, Barros, Silva & Tomasi, 2000). 여기서 주목할 점은 보건의료서비스 이용에 따른 인구 집단 간의 격차는 의료보장제도의 유형과 관계없이 고소득 국가를 중심으로 일반적으로 보고되고 있다(Hwang, Rudnisky, Bowen & Johnson, 2017; Jimenez-Rubio, Smith & Van Doorslaer, 2008; Morris, Sutton & Gravelle, 2005). 이는 다양한 요인에 의해 발생하는 의료서비스 이용의 격차를 해결하기 위해 접근 및 이용을 저해하는 요인에 대한 지속적인 파악과 이를 해결하기 위한 정책이 실질적인 정책이 필요함을 시사한다.

미충족 의료는 필요한 의료서비스를 적시에 제공받지 못하는 상태를 의미하는 것으로 보건의료서비스 이용의 장애요인과 보건의료체계의 문제를 설명하기 위해 주요하게 활용되고 있는 지표이다(Allin & Masseria, 2009). 미충족 의료의 경험은 단순히 필요한 의료서비스를 제공받지 못한 개인의 경험에 그치는 것이 아니라 건강수준 악화와 같은 부정적 결과를 초래하는 건강 악순환 연속의 출발점이다(Shon, Yi & Hwang, 2015; Hwang, 2017). 때문에 미충족 의료와 그 이유를 파악하는 것은 보

건의료체계의 평가이자 의료 접근성과 의료서비스 이용 향상을 위한 보건정책의 중요한 근거가 될 수 있다(Huh, Kim & Kim, 2009). 미충족 의료는 크게 개인에게 필요한 의료서비스를 적절하게 제공하였는지 등의 의학적 필요와 판단에 따라 객관적으로 평가한 미충족 의료와 개인의 필요와 인지에 의해 원하는 의료서비스를 자발적 혹은 비자발적으로 받지 못하는 주관적 인지에 따른 미충족 의료로 구분할 수 있다(Allin, Grignon & Le Grand, 2010). 국내외 미충족 의료 관련 연구에서는 주로 개인이 주관적으로 인지한 미충족 의료의 경험을 주요한 평가지표로 활용하는데, 이는 개인의 주관적 경험을 바탕으로 측정된 지표로서의 장점과 함께 국가 단위 설문조사를 활용하여 분석할 수 있다는 용이함 때문이다(박유경 외, 2020).

우리나라의 경우 코로나19 감염증의 대유행 이전에도 사회경제적으로 취약한 계층을 중심으로 미충족 의료가 지속적으로 보고되었다. 미충족 의료와 관련된 국내 기존 연구를 살펴보면 개인 수준의 소득과 교육수준, 고용상태와 같은 사회경제적 지위가 미충족 의료의 결정적 원인으로 제시되었는데, 사회경제적 지위가 낮은 집단에서 미충족 의료의 경험이 상대적으로 높은 것으로 알려졌다(Huh & Kim, 2007; Shin & Shon, 2009; Song, Lee & Rhim, 2011). 특정 인구 집단에 집중되어 있는 미충족 의료를 개선하고 모든 국민이 동일한 필요에 동일한 수준의 의료를 제공받도록 하기 위해서는 미충족 의료의 단순히 의료서비스와 제도에 대한 개인의 만족과 선호로 인한 차이로 발생하는 것인지, 관찰되는 차이가 공정함과 정의로움을 내포하고 있는 형평성의 문제인지에 대한 이해가 요구된다(Asada, Hurely, Norheim & Johri, 2015).

중국 우한에서 처음 공식적으로 보고된 코로나19 바이러스는 지난해 1월 우리나라에서 첫 공식 감염자가 보고된 이후 2여년 가까이 대유행이 지속되고 있다. 코로나19 바이러스의 전 세계적 확산으로 감염환자와 이에 따른 위중증 환자가 지속적으로 증가하면서 많은 국가들이 기존 의료체제로 대응하기에 역부족인 상황에 직면해 있다. 특히 일부 국가에서는 의료체계의 붕괴가 현실화되기도 하였으며, 코로나19 감염증의 대유행이 1여년 넘게 지속되면서 의료진의 피로와 의료체계의 부담감이 증가하고 있는 현실이다(Hamid et al., 2020; Rathnayake et al., 2021). 이로 인해 필요한 의료서비스를 이용하지 못하거나, 의료서비스 이용을 피하는 경우가 다수 보고되고 있다(Gonzalez, 2021). 특히 미국과 캐나다, 유럽국가 등을 중심으로 코로나19 감염증의 대유행으로 인해 의료서비스 이용의 자발적 혹은 비자발적 감소가 나타났으며, 이와 함께 적시에 필요한 의료서비스를 제대로 받지 못하는 미충족 의료의 증가가 있다(Gonzalez D. et al., 2021). 우리나라의 경우 지난 해 6월 대국민 조사 결과에 따르면 코로나19 감염증의 대유행 이후 '병의원 방문이 줄어들어 불필요한 의료 이용이 줄어들었다'라는 응답이 65%를 넘었으며, 응답자 10명 중 3명은 코로나19로 병의원을 이용하지 못해 불안감을 느끼고 있으며, 실제 코로나19 이후 미충족 의료 경험자도 전체 응답자 중 약 13%를 차지하고 있는 것으로 보고되었다(한국리서치, 2020). 코로나19 감염증의 대유행 이후 여러 나라에서 공통적으로 보

고되고 있는 의료 이용의 감소는 감염우려 등의 이유로 시급하지 않은 의료 이용에 대한 자발적 감소의 결과로 해석될 수 있으며, 실제 그럴 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 그러나 코로나19 감염증의 대유행의 지속으로 지속적인 관리와 치료가 필요한 만성질환자들과 노인 등을 중심으로 한 취약계층이 필요한 의료서비스를 적시에 이용하지 못함으로 인해 발생하는 건강수준의 악화 문제도 간과할 수 없다. 실제 코로나19 감염증의 확산으로 인한 의료서비스 접근성의 문제는 주로 사회경제적 수준이 낮은 인구 집단에서 주로 발생하는 것으로 조사되었으며, 미충족 의료를 비롯한 의료서비스 접근성과 이용과 관련한 인구 집단 간의 격차가 더욱 증가하고 있는 것으로 나타났다. 때문에 코로나19 감염증 대유행 이후 필요한 의료서비스에 대한 접근성과 이용의 변화와 이에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구가 꾸준히 발표되고 있으며, 의료서비스 이용과 관련된 인구 집단 간 불평등을 측정하는 연구도 고소득 국가를 중심으로 진행되고 있다(Gonzalez et al., 2021; Hajek et al., 2020; Smolic et al., 2021; Dudevich & Froot, 2021)

선행연구에 따르면 코로나19 감염증의 대유행 이후 완전 봉쇄와 같은 최고 수준의 방역대책의 시행으로 필요한 의료서비스에 대한 접근이 제한적일 뿐만 아니라 급증하는 코로나19 감염증 환자에 따른 의료체계의 과부하로 인해 만성질환자를 비롯하여 지속적인 의료서비스가 요구되는 인구 집단에서 미충족 의료가 뚜렷하게 증가하고 있다(Smolić et al., 2021). 또한 코로나19 감염병 대유행에 따른 미충족 의료의 경험이 소득수준에 따라 다르게 나타날 수 있는데, 특히 소득수준이 높은 집단에 비해 낮은 집단이 1차 의료를 비롯하여 전화 상담 등과 같은 기초 의료서비스에 대한 접근성이 떨어지는 등의 불평등이 보고되었다(Davillas & Jones, 2021). 이러한 불평등은 대유행 주기가 변화하거나 지속되면서 사라지는 경향을 보이기도 하였다(Davillas & Jones, 2021). 코로나19 감염증의 대유행이 장기화되면서 의료서비스의 접근성과 이용 패턴과 불평등의 변화에 대한 모니터링과 함께 실제 필요한 의료서비스의 접근성과 이용을 저해하는 요인이 무엇이며, 기존 연구에서 제시한 미충족 의료 해결을 위한 정책 이외에 '위드 코로나' 시대 의료 접근성과 이용을 향상시키기 위한 새로운 정책 방향성을 제시하는 것이 필요하다.

2. 연구의 범위 및 방법

본 연구에서는 코로나19 감염증의 대유행이 미충족 의료에 어떠한 영향을 주었는지를 다각적으로 분석하고, 미충족 의료를 해결하기 위한 정책적 방향성을 제시하고자 한다. 이에 다음과 같은 세부 Working package로 구성하여 연구를 진행하고자 한다. Working package 1은 코로나19 감염증에 대해 개인이 인지하는 두려움과 심각성이 미충족 의료의 경험과 어떤 관계가 있는지 살펴보고자 한다. Working package 2는 코로나19 감염증의 대유행 이후 지속적으로 시행되고 있는 우리나라

방역정책에 대한 개인의 이해, 신뢰 그리고 만족이 미충족 의료의 경험에 어떤 영향을 미치는지 확인하고 이에 따른 정책 대안을 제시하고자 한다. Working package 3은 코로나19 감염증 대유행 이후 미충족 의료의 경험과 관련된 사회경제적 수준에 따른 미충족 의료 관련 불평등을 측정하고 미충족 의료의 불평등에 기여하는 주요 요인을 파악하고 불평등 개선을 위한 정책 방향을 제시하고자 한다. Working package 1~3을 통해 코로나19 감염증의 대유행이 지속되는 가운데 의료서비스의 접근성과 이용을 향상시키고, 미충족 의료를 최소화하고 더 나아가 근본적으로 코로나19 감염증 대유행이라는 외부환경의 변화에 대응하고 미충족 의료의 문제를 해결할 수 있는 근거 중심의 정책 수립을 위한 방향성을 제시하고자 한다.

II. 연구 분석의 틀

1. 분석 자료

본 연구는 코로나19 감염증으로 인한 미충족 의료의 경험의 변화와 영향을 파악하기 위해 국회미래연구원에서 2020년 실시한 「한국인의 행복조사 연구」 설문자료를 활용하였다. 한국인의 행복조사 연구는 우리나라 국민의 행복 수준 및 불평등의 크기를 추적하고, 다양한 사회 현상 예측과 행복 수준과 불평등을 결정하는 다양한 결정요인을 밝혀 국민의 행복 수준을 높이기 위한 정책적 대안 발굴을 위해 실시한 설문조사로, 2020년 코로나19 감염증 확산에 따라 코로나와 관련된 설문 문항(코로나 모듈)이 추가되었다. 한국인의 행복조사 연구는 2020년 기준 대한민국 만 15세 이상의 일반 국민을 대상으로 다단계층화집락추출 방식을 통해 추출된 총 6,500가구, 14,300명을 대상으로 실시하였다. 2020년 「한국인의 행복조사 연구」는 우리나라의 특성과 국제 비교가 가능한 행복을 측정하고, 사회심리적 특성과 사회적 경험(실제 사회적 자원과 구체적 경험)으로 구성된 행복의 결정요인 분석, 2020년 코로나와 관련된 인식과 경험, 경제적 영향 등을 조사한 코로나 모듈로 구성이 되어 있다. 본 연구에서는 행복 측정, 행복의 결정요인 분석, 코로나 모듈의 조사에 모두 참여한 만 19세 이상의 성인 남녀를 분석 대상에 포함, 결측치를 가진 대상을 제외한 총 13,491명을 연구대상으로 선정하여 분석을 실시하였다.

2. 분석 방법과 변수

본 연구의 종속변수는 코로나19 감염증의 대유행이 시작되었던 2020년 만 19세 이상 성인 남녀의

미충족 의료의 경험 유무이다. 「한국인의 행복조사 연구」의 코로나 모듈 설문에서는 의료 이용과 관련한 대상자들 경험을 질문하였는데, “코로나 발생 이후(2020. 2.~), 코로나 진단 및 치료 이외의 목적으로 병의원 또는 보건소에 검사 또는 치료가 필요하다고 느낀 적이 있었습니까?”에 대한 ‘예’ 혹은 ‘아니요’의 응답과 “필요한 치료를 제때 받으셨습니까?”라는 문항에 대한 답변 중 ‘늦게 받았다’와 ‘검사 또는 치료를 포기함’으로 응답한 경우 미충족 의료 경험으로 분류하여 본 연구의 종속변수로 활용하였다.

코로나19 감염증에 대한 개인의 인식과 미충족 의료와의 관계를 살펴보기 위해 2020년 한국인의 행복조사 연구조사에서 “현재 코로나 상황에 대해 어떻게 생각하십니까?”와 “현재 코로나 상황이 얼마나 심각하다고 생각하십니까? 문항을 활용하였다. 코로나19 상황에 대한 개인의 인식을 묻는 문항에 대한 답변은 “매우 두렵다”, “다소 두렵다”, “두렵지도, 두렵지 않지도 않다”, “별로 두렵지 않다”, “전혀 두렵지 않다”를 바탕으로 “매우 두렵다”와 “다소 두렵다”는 ‘두렵다’로, “두렵지도, 두렵지 않지도 않다”는 ‘보통’, “별로 두렵지 않다”와 “전혀 두렵지 않다”는 ‘두렵지 않다’로 재분류하여 분석을 실시하였다. 현재 코로나 상황에 대한 심각성을 묻는 질문에 대한 답변은 전혀 심각하지 않음과 극도로 심각함을 1점부터 10점까지로 설문 참여자들이 응답하도록 하였으며, 코로나19에 대한 심각성에 대한 응답자의 답변인 1점부터 10점까지 연속변수로 활용하였다. 코로나19 감염증에 대한 두려움과 심각성이 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 살펴보기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

코로나19 감염증과 관련된 우리나라 방역활동에 대한 개인의 인식이 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 살펴보기 위해 2020년 한국인의 행복조사 연구 코로나 모듈 문항 중 “우리나라 코로나 방역활동을 잘 알고 있다”, “우리나라 코로나 방역활동을 신뢰한다”, “우리나라 코로나 방역활동이 만족스럽다”의 문항을 활용하여 코로나 방역정책에 대한 이해, 신뢰 및 만족 여부로 각각 재정의하였다. 방역정책에 대한 이해, 신뢰, 및 만족 여부를 묻는 문항에 대한 응답으로 “전혀 그렇지 않다”, “별로 그렇지 않다”는 ‘동의하지 않음’ 분류하였으며, “보통이다”, “대체로 그렇다”, “매우 그렇다”는 ‘동의함’으로 재분류하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

한편, 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료 경험 불평등을 측정하기 위해 본 연구에서는 집중지수(Concentration Index, CI)를 활용하였다. 집중지수는 Kakwani & Wagstaff에 의해서 처음 제안되었으며(Kakwani, 1977, 1980; Kakwani, Wagstaff & van Doorslaer, 1997; Wagstaff, van Doorslaer & Paci, 1989), 이후 보건경제 및 정책 분야에서 인구 집단의 건강수준과 보건의료 이용 등과 관련된 불평등의 크기를 측정하는 도구로 널리 활용되고 있다. 미충족 의료의 경험과 관련된 불평등은 코로나 발생 후 미충족 의료 경험 여부를 y 축으로, 소득 순위에 따른 대상자를 x 축에 배열하여 생성된 집중곡선(Concentration curve)과 형평선(the line of equity)이라 불리는 45도 직선 사이의 면적을 계산하여 산출할 수 있다(O'Donnell, van Doorslaer, Wagstaff & Lindelow,

2008). 본 연구의 주요 관심사인 코로나 발생 이후 미충족 의료 경험은 이진변수로(binary variable) 로 집중지수의 최댓값과 최솟값인 +1과 -1이 종속변수의 평균값에 따라 상이해지며, 이로 인해 정확한 집중지수 산출이 어렵다는 지적을 받았다(Wagstaff, 2005; Wagstaff, 2011). 이러한 문제점을 보완하기 위해 Wagstaff와 Erreygers가 제안한 수정법을 적용하여 Wagstaff 지수와 Erreygers 지수를 각각 산출하였다(O'Donnell, 2016). 한편 집중지수의 산출식을 정리하면 다음과 같다.

$$C = \frac{2 * cov(y_1 * r_i)}{\mu}$$

본 수식에서 y 는 미충족 의료의 경험 여부이며, r 은 대상자들의 소득수준에 따른 순위, μ 은 대상자들의 최근 1년간 미충족 의료 경험의 평균치를 나타낸다. 집중지수는 최대 +1, 최소 -1의 값을 가지게 되며, 여기서 음 혹은 양의 부호는 불평등의 방향을, 집중지수의 값은 불평등의 크기를 나타낸다. 집중지수가 0인 경우 집중곡선과 형평선이 일치하는 경우로, 종속변수와 관련된 불평등이 존재하지 않음을 의미한다. 집중지수가 양(+)의 값을 가지게 되는 경우 고소득 편향으로 해석될 수 있는데 예를 들어 의료서비스 이용의 경우 해당 서비스의 이용이 고소득계층에 상대적으로 집중되어 있음을 보여 준다. 이와 반대로 음(-)의 값을 갖는 경우 저소득 편향으로 해석되며, 이는 의료서비스의 이용이 소득수준이 낮은 사람에게 집중되어 있음을 의미한다(Wagstaff, 2011).

집중지수를 산출한 후 코로나 발생 이후 미충족 의료의 경험과 관련된 불평등에 기여하는 요인들을 확인하기 위해 Wagstaff, van Doorslaer & Watanabe(2003)가 제시한 방법에 따라 분해 분석을 실시하였다. 분해 분석의 기본 목적은 집중지수를 통해 산출된 불평등에 어떠한 요인들이 기여하고 있는지 그 기여 값을 수치화하여 계산하는 것으로 아래와 같은 수식으로 그 값을 산출할 수 있다.

$$CI = \sum_{\kappa} \left(\frac{\beta_{\kappa} \bar{x}_{\kappa}}{\mu} \right) c_{\kappa} + \frac{CG}{\mu}$$

여기서 K 는 미충족 의료에 영향을 미치는 요인이며 μ 는 전체 미충족 의료의 평균, β_k 는 미충족 의료 회귀식에서 구한 회귀계수 값, x_k 는 미충족 의료에 영향을 미치는 요인들의 평균값, C_k 는 K 의 집중지수 값이다. CGk는 오차 항으로 집중지수 분해 분석에 포함된 미충족 의료에 영향을 미치는 요인들로 설명되지 않는 부분의 값이다. 집중지수 분해 수식에 따르면 각 요인들이 미충족 의료와 관련된 불평등에 대한 기여도는 각 요인들의 집중지수(CI)와 건강 탄력도(elasticity) 값에 의해 좌우된다. 건강 탄력도란 단위 요인의 증가에 대한 미충족 의료 경험의 변화를 의미하며, 위의 수식에서 확

인할 수 있는 것처럼 각 요인의 전체 미충족 의료에 대한 분율과 각 요인의 미충족 의료에 대한 회귀 계수 값을 곱한 것이다. 요인들의 집중지수는 각 요인이 소득수준에서 균등하게 분포되어 있으면 0의 값을 가지게 되어 미충족 의료와 관련된 불평등에 대한 영향도 그만큼 줄어들게 된다. 다시 말해서, 소득 분포에서 각 요인이 균등하게 분포되면, 불평등은 그 요인의 기여도만큼 줄어들게 된다고 해석할 수 있으며, 탄력도가 0인 경우에도 불평등이 기여도(%)만큼 줄어들게 된다.

마지막으로, 집중지수 분해 방법을 통해 동일한 의료 필요에 대해 동일한 의료 이용 보장이 이루어지고 있는지를 판단할 수 있는 수평적 형평지수(Horizontal inequity Index, HI)를 산출하였다. 수평적 형평지수는 집중지수의 분해를 통해 산출된 필요 요인(need factor)들의 총기여도 값을 전체 집중지수에서 차감하여 얻을 수 있다(Allin, 2008; O'Donnell, vanDooslaer, Wagstaff & Lindelow, 2008). 수평적 형평지수는 소득계층 간 보건의료의 형평성을 측정하는 방법 중 하나로, 형평성 연구 분야에서 널리 사용되고 있는 개념이다.

본 연구에서는 보건의료서비스 이용에 영향을 주는 요인들을 Anderson health behaviour model(HBM)과 선행연구를 바탕으로 선정하였다(Aday & Andersen, 1974; Andersen, 1995). Anderson HBM에 따르면 의료 이용과 관련된 요인에는 선행 요인(predisposing factors), 가능 요인(enabling factors), 그리고 필요 요인(need factors) 등으로 구분할 수 있는데, 선행 요인은 연령, 성별 등과 같은 인구학적 특성이 포함되며, 가능 요인은 의료 이용과 관련된 사회경제적 능력과 관련된 요인을 포함하고 있다. 마지막으로 필요 요인은 생리학적 및 심리적인 요인으로 의료서비스 이용에 영향을 줄 수 있는 요인들을 포함하고 있다. 본 연구에서는 미충족 의료와 보건의료서비스 이용과 관련한 국내외 선행연구들을 참고하여 성별, 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 상태 등과 같이 미충족 의료의 경험에 있어서 피할 수 없는(unavoidable) 요인들을 필요 요인으로 분류, 분석에 포함하였다. 불필요 요인으로는 거주지역(수도권/비수도권), 결혼 여부, 교육수준, 5분위 개인 소득수준, 경제활동 여부 등과 같이 앤더슨 모형의 가능 요인으로 해당되는 요인들을 바탕으로 미충족 의료와 관련한 사회경제적 수준과 능력을 반영하는 변수들을 선정하여 분석하였다. 모든 분석은 STATA v.15를 활용하여 실시하였으며, 코로나19 감염증에 대한 인식과 방역대책과 개인의 미충족 의료 경험과의 관계를 파악하기 위해 로지스틱 회귀분석을, 미충족 의료 불평등을 측정하고 기여요인을 확인하기 위해 집중지수 산출 및 분해 분석을 각각 실시하였다.

III. 연구 결과

1. 연구대상자의 미충족 의료 경험 유무에 따른 일반적 특성

「코로나19 감염증 대유행에 따른 미충족 의료의 이해」 연구의 분석 대상자를 미충족 의료 경험 유무에 따른 일반적 특성은 [표 1]에 제시하였다. 연구대상자 총 13,491명 가운데 지난 2020년 미충족 의료를 경험하였다고 응답한 사람은 541명으로 전체 응답자의 약 4%에 해당된다. 이는 코로나19 감염증의 대유행 이전 국가 단위 설문자료를 활용하여 분석한 선행연구에서 제시한 우리나라 성인 남녀의 미충족 의료 경험률인 10~20%보다 상당히 낮은 수준이다.

[표 1] 미충족 의료 경험에 따른 연구대상자의 일반적 특성 - 한국인의 행복조사 연구 2020

Variables		Experience of unmet needs		
		Yes - n/mean (n=541)	No - n/mean (n=12,950)	p-value
Gender	Male	242	6,157	0.20
	Female	299	6,793	
Age	19~34	96	2,681	0.03
	35~49	121	3,331	
	50~64	231	4,847	
	65+	93	2,091	
Chronic condition	0	342	11,255	<0.05
	Less than 3	87	416	
	More than 3	112	1,279	
Self-rated health	Good	465	12,267	<0.05
	Bad	76	683	
Marital status	Partnered	427	9,644	0.02
	Single	114	3,306	
Education	Middle school or under	47	1,380	0.04
	High school	214	4,483	
	College or above	280	7,087	
Income	Q1	116	2,943	0.08
	Q2	130	2,941	
	Q3	146	3,373	
	Q4	113	2,399	
	Q5	36	1,294	
Economic activity	Employed	271	6,567	0.55
	Self-employed	82	1,752	

Variables	Experience of unmet needs		
	Yes - n/mean (n=541)	No - n/mean (n=12,950)	p-value
Non-paid family business	14	267	
Non-working	174	4,364	
Region			
Seoul metro region	353	5,234	<0.05
Non-Seoul metro region	188	7,716	
Covid-19 perception			
Afraidness			
Yes	390	8,609	<0.05
No	151	4,341	
Seriousness			
Min 0~Max 10	7.17	7.27	0.13
Public health measures			
Understanding			
Good	300	8,229	<0.05
Fair	175	3,746	
Poor	66	975	
Trust			
Good	325	8,238	<0.05
Fair	152	3,699	
Poor	64	1,013	
Satisfaction			
Good	302	8,168	<0.05
Fair	155	3,749	
Poor	84	1,033	

2. 코로나 감염증에 대한 인식이 미충족 의료에 미치는 영향

코로나19 감염증에 대한 두려움과 심각성에 대한 개인의 인식과 미충족 의료 경험과의 관계를 살펴 보기 위해 인구사회학적 수준과 건강수준을 통제변수로 설정하고 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과는 [표 2]와 같다. 코로나19 감염증에 대한 두려움에 대한 개인의 인식과 미충족 의료 경험과의 관계를 살펴본 모델 1의 결과를 살펴보면 코로나19 감염증에 대한 두려움이 미충족 의료 경험에 영향을 주는 것으로 나타났다(OR=1.46, 95% CI=1.19-1.180). 코로나19 감염증에 대한 두려움과 심각성과 미충족 의료 경험과의 관계를 살펴본 모델 2의 결과에 따르면 코로나19 감염증에 대한 두려움을 가질수록 미충족 의료의 경험이 높아지는 것으로 나타났다. 반면 코로나19 감염증에 대한 심각성은 미충족 의료의 경험에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다(OR=0.93, 95% CI=0.87-1.00). 인구사회학적 수준과 건강수준을 모두 통제한 모델 3의 결과를 살펴보면 코로나19 감염증에 대한 두려움이 미충족 의료 경험을 높이는 것으로 나타난 반면, 코로나19 감염증에 대한 개인의 심각성 정도는 미충족 의료 경험에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 다시 말해 코로나19 감염증과 관련한 인지된 심각

성은 미충족 의료 경험에 영향을 주지 않으나, 코로나19 감염증과 관련된 개인의 인지된 두려움은 미충족 의료 경험을 높이는 장애요인으로 해석될 수 있다.

[표 2] 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI
Perception of Covid-19						
Afraid	1.46*	1.19-1.80	1.61*	1.29-2.02	1.36*	1.08-1.73
Seriousness of COVID-19			0.93	0.87-1.00	1.05	0.97-1.13
Gender(ref. male)						
Female					1.08	0.86-1.37
Age(ref. 19~34)						
35~49					0.75	0.53-1.06
50~64					0.84	0.60-1.18
65+					0.83	0.55-1.26
Chronic condition(ref. 0)						
Less than 3					6.45*	4.77-8.72
More than 3					3.45*	2.59-4.60
Self-rated health(ref. good)						
Bad					1.69*	1.22-2.33
Marital status(ref. Partnered)						
Single					0.85	0.65-1.13
Education(ref. College or above)						
Middle school or under					0.42*	0.27-0.64
High school					0.80	0.63-1.03
Income(ref. Q5)						
Q1					1.92*	1.15-3.20
Q2					2.41*	1.50-3.87
Q3					2.15*	1.39-3.31
Q4					2.00*	1.30-3.06
Economic activity(ref. employed)						
Self-employed					1.13	0.84-1.52
Non-paid family business					1.24	0.69-2.25
Non-working					0.92	0.67-1.26
Region(ref. Seoul metro region)						
Non-Seoul metro regions					0.30*	0.25-0.38

코로나19 감염증에 대한 두려움과 심각성과 개인의 미충족 의료 경험과의 관계를 살펴보기 위해 성별로 층화하여 실시한 분석 결과, 여성의 경우 코로나19에 대한 두려움이 높을수록 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 나타났다(OR=1.71, 95% CI=1.54-2.90). 남성의 경우 코로나19 감염증에 대한 심각성이 미충족 의료 경험에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하였으며(OR=1.17, 95% CI=1.04-1.32), 코로나19 감염증에 대한 두려움은 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

19세~64세와 65세 이상으로 연령을 층화하여 실시한 분석 결과를 살펴보면 19세~64 집단에서 코로나19 감염증에 대한 두려움이 높을수록 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 나타났다(OR=1.39, 95% CI=1.07-1.79). 반면 65세 이상의 연령집단에서는 코로나19 감염증에 대한 심각성과 두려움 모두 미충족 의료의 경험과 통계적으로 유의미한 관계가 없었다. 통제변수 중에서는 만성질환이 있는 경우 두 연령집단에서 모두 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 나타났으며, 19세~64세 집단에서 소득 분위가 낮을수록 미충족 의료의 경험이 높았으나, 65세 이상 집단에서는 소득수준은 유의하지 않았다.

[표 3] 성별에 따른 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Female(n=7,092)						Male(n=6,399)						
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 1		Model 2		Model 3		
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
Perception of Covid-19													
Afraid	1.74*	1.29-2.34	2.11*	1.54-2.90	1.71*	1.23-2.39	1.21	0.90-1.64	1.18	0.86-1.61	1.05	0.75-1.46	
Seriousness of COVID-19			0.87*	0.79-0.95	0.96	0.87-1.06			1.02	0.92-1.13	1.17*	1.04-1.32	
Age(ref. 19~34)													
35~49					0.71	0.46-1.09					0.81	0.45-1.46	
50~64					0.77	0.50-1.17					0.96	0.52-1.75	
65+					0.86	0.51-1.47					0.81	0.41-1.62	
Chronic condition(ref. 0)													
Less than 3					6.46*	4.30-9.72					6.53*	4.16-10.26	
More than 3					3.62*	2.41-5.44					3.31*	2.20-4.99	
Self-rated health(ref. good)													
Bad					1.89*	1.28-2.78					1.29*	0.73-2.28	
Marital status(ref. Partnered)													
Single					0.84	0.60-1.19					0.95	0.57-1.59	
Education(ref. College or above)													
Middle school or under					0.38*	0.21-0.68					0.44*	0.23-0.87	
High school					0.76	0.55-1.05					0.86	0.58-1.27	
Income(ref. Q5)													
Q1					1.43	0.66-3.10					1.75	0.71-4.27	
Q2					1.63	0.72-3.67					3.04*	1.55-5.94	
Q3					1.56	0.67-3.62					2.31*	1.35-3.96	
Q4					0.96	0.38-2.44					2.49*	1.52-4.07	
Economic activity(ref. employed)													
Self-employed					0.83	0.48-1.45					1.28	0.89-1.84	
Non-paid family business					1.22	0.61-2.46					1.07	0.27-4.25	
Non-working					0.87	0.56-1.37					0.93	0.57-1.51	
Region(ref. Seoul metro region)													
Non-Seoul metro regions					0.31*	0.24-0.42					0.28*	0.20-0.39	

[표 4] 연령에 따른 코로나19 감염증에 대한 두려움과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Age 19-64(n=11,307)						Age 65+(n=2,184)					
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 1		Model 2		Model 3	
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI
Perception of Covid-19												
Afraid	1.42*	1.12-1.78	1.60*	1.26-2.05	1.39*	1.07-1.79	1.72*	1.04-2.85	1.72	0.98-3.01	1.21	0.67-2.19
Seriousness of COVID-19			0.92*	0.85-0.99	1.03	0.94-1.12			1.00	0.85-1.18	1.17	0.95-1.43
Gender(ref. male)												
Female					1.07	0.82-1.04					0.96	0.58-1.61
Chronic condition(ref. 0)												
Less than 3					6.78*	4.91-9.35					5.13*	2.35-11.20
More than 3					3.67*	2.62-5.14					2.73*	1.60-4.64
Self-rated health(ref. good)												
Bad					1.38	0.90-2.11					2.12*	1.24-3.64
Marital status(ref. Partnered)												
Single					0.93	0.70-1.22					1.00	0.57-1.77
Education(ref. College or above)												
Middle school or under					0.15*	0.06-0.42					0.51	0.22-1.19
High school					0.80	0.64-1.02					0.86	0.40-1.85
Income(ref. Q5)												
Q1					3.09*	1.64-5.84					1.61	0.31-8.28
Q2					2.57*	1.52-4.36					2.55	0.53-12.30
Q3					2.27*	1.44-3.57					2.52	0.51-12.45
Q4					1.98*	1.28-3.08					2.52	0.52-14.81
Economic activity(ref. employed)												
Self-employed					1.24	0.91-1.71					0.81	0.36-1.84
Non-paid family business					1.02	0.49-2.12					1.75	0.51-6.02
Non-working					0.60*	0.37-0.95					1.55	0.84-2.84
Region(ref. Seoul metro region)												
Non-Seoul metro regions					0.29*	0.23-0.37					0.30*	0.18-0.49

3. 코로나19 방역정책에 대한 인식이 미충족 의료에 미치는 영향

코로나 방역정책에 대한 이해와 미충족 의료와의 관계에 대한 분석에서는 코로나 방역정책에 대해 잘 알고 있지 않다고 응답한 경우 잘 알고 있다고 응답한 집단에 비해 미충족 의료의 경험에 대한 odds ratio가 높은 것으로 나타났다(OR=1.95; 95% CI=1.38-2.75). 한편 코로나 방역정책에 대한 이해가 보통인 경우도 미충족 의료를 경험할 가능성이 높은 것으로 나타났다(OR=1.28; 95% CI=1.03-1.60). 인구사회학적 및 건강 관련 변수 중 미충족 의료의 경험에 영향을 미치는 요인으로는 만성질환이 있는 경우, 주관적 건강상태가 나쁜 경우, 소득수준이 낮은 경우로 나타났다. 한편, 중학교 졸업 및 그 이하의 교육수준과 비수도권 지역에 거주하는 경우 미충족 의료에 대한 경험이 상대적으로 낮은 것으로 분석되었다.

[표 5] 코로나 방역정책에 대한 이해와 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020(n=13,491)

Variables	OR	95% CI
Public health measures-Understanding		
Poor	1.95*	1.38-2.75
Fair	1.28*	1.03-1.60
Gender(ref. female)		
Male	1.10	0.87-1.38
Age(ref. 19~34)		
35~49	0.77	0.54-1.08
50~64	0.88	0.63-1.24
65+	0.85	0.56-1.29
Chronic condition(ref. 0)		
Less than 3	5.89*	4.33-8.01
More than 3	3.22*	2.55-4.54
Self-rated health(ref. good)		
Bad	1.75*	1.28-2.42
Marital status(ref. Partnered)		
Single	0.83	0.62-1.09
Education(ref. College or above)		
Middle school or under	0.44*	0.28-0.67
High school	0.82	0.64-1.05
Income(ref. Q5)		
Q1	2.07*	1.23-3.50
Q2	2.58*	1.59-4.18
Q3	2.25*	1.46-3.48
Q4	2.04*	1.33-3.13
Economic activity(ref. employed)		
Self-employed	1.12	0.83-1.50
Non-paid family business	1.19	0.66-2.18
Non-working	0.87	0.63-1.21
Region(ref. Seoul metro region)		
Non-Seoul metro regions	0.31*	0.26-0.39

코로나 방역정책에 대한 신뢰와 미충족 의료와의 관계에 대한 분석에서는 코로나 방역정책에 대해 신뢰하지 않는다고 응답한 경우 신뢰한다고 응답한 집단에 비해 미충족 의료의 경험에 대한 odds ratio가 높은 것으로 나타났다(OR=1.93; 95% CI=1.37-2.74). 한편 코로나 방역정책에 대한 신뢰가 보통인 경우 미충족 의료 경험과의 관계가 통계적으로 유의하지 않았(OR=1.14; 95% CI=0.90-1.43). 인구사회학적 및 건강 관련 변수 중 만성질환 유무와 주관적 건강상태, 소득수준이 코로나19 감염증 대유행 이후 미충족 의료 경험에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 방역대책에 대한 이해와 미충족 의료 경험의 분석 결과와 유사하게 교육수준이 낮은 경우와 비수도권에 거주하는 경우 미충족 의료의 경험이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

[표 6] 코로나 방역정책에 대한 신뢰와 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020(n=13,491)

Variables	OR	95% CI
Public health measures- Trust		
Poor	1.93*	1.37-2.74
Fair	1.14	0.90-1.43
Gender(ref. male)		
Female	1.11	0.88-1.40
Age(ref. 19~34)		
35~49	0.77	0.55-1.09
50~64	0.87	0.62-1.23
65+	0.84	0.56-1.28
Chronic condition(ref. 0)		
Less than 3	6.00*	4.42-8.16
More than 3	3.31*	2.49-4.42
Self-rated health(ref. good)		
Bad	1.74*	1.27-2.39
Marital status(ref. Partnered)		
Single	0.83	0.63-1.10
Education(ref. College or above)		
Middle school or under	0.43*	0.28-0.66
High school	0.82	0.64-1.04
Income(ref. Q5)		
Q1	2.03*	1.21-3.41
Q2	2.60*	1.61-4.20
Q3	2.21*	1.43-3.41
Q4	2.03*	1.32-3.12
Economic activity(ref. employed)		
Self-employed	1.12	0.84-1.51
Non-paid family business	1.21	0.67-2.18
Non-working	0.88	0.64-1.23
Region(ref. Seoul metro region)		
Non-Seoul metro regions	0.31*	0.25-0.38

코로나 방역정책에 대한 만족과 미충족 의료와의 관계에 대한 분석에서는 코로나 방역정책에 만족하지 않는 경우 미충족 의료의 경험에 대한 odds ratio가 높은 것으로 나타났다(OR=2.48; 95% CI=1.83-3.36).

[표 7] 코로나 방역정책에 대한 만족과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020(n=13,491)

Variables	OR	95% CI
Public health measures- Satisfaction		
Poor	2.48*	1.83-3.36
Fair	1.25	0.99-1.58
Gender(ref. male)		
Female	1.10	0.87-1.39
Age(ref. 19~34)		
35-49	0.77	0.55-1.09
50-64	0.88	0.62-1.24
65+	0.84	0.55-1.27
Chronic condition(ref. 0)		
Less than 3	5.86*	4.33-7.92
More than 3	3.19*	2.39-4.27
Self-rated health(ref. good)		
Bad	1.80*	1.31-2.48
Marital status(ref. Partnered)		
Single	0.84	0.63-1.11
Education(ref. College or above)		
Middle school or under	0.44*	0.29-0.68
High school	0.84	0.66-1.07
Income(ref. Q5)		
Q1	1.97*	1.18-3.30
Q2	2.55*	1.58-4.11
Q3	2.17*	1.41-3.35
Q4	2.01*	1.31-3.09
Economic activity(ref. employed)		
Self-employed	1.11	0.82-1.49
Non-paid family business	1.26	0.70-2.26
Non-working	0.90	0.65-1.25
Region(ref. Seoul metro region)		
Non-Seoul metro regions	0.31*	0.25-0.38

코로나 방역정책에 개인의 인식-이해, 신뢰, 그리고 만족-에 따른 미충족 의료 경험에 대해 성별로 층화하여 실시한 로지스틱 회귀분석 결과를 [표 8]과 [표 9]에 각각 제시하였다.

[표 8] 성별 층화(여성)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Understanding		Trust		Satisfaction		
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
Perception of public health measures- Understanding	Poor	1.71*	1.10-2.65	1.61	0.98-2.65	2.10*	1.36-3.25
	Fair	0.98	0.73-1.33	1.03	0.77-1.39	1.28	0.95-1.73
Age(ref. 19~34)	35~49	0.72	0.47-1.11	0.72	0.47-1.11	0.72	0.47-1.11
	50~64	0.81	0.53-1.24	0.79	0.52-1.21	0.80	0.52-1.21
	65+	0.88	0.52-1.50	0.88	0.52-1.51	0.87	0.51-1.49
Chronic condition(ref. 0)	Less than 3	6.41*	4.21-9.77	6.40*	4.21-9.72	6.22*	4.11-9.42
	More than 3	3.66*	2.44-5.47	3.67*	2.46-5.47	3.60*	2.39-5.41
Self-rated health(ref. good)	Bad	1.87*	1.27-2.75	1.89*	1.29-2.77	1.93*	1.32-2.83
Marital status(ref. Partnered)	Single	0.82	0.58-1.51	0.82	0.58-1.16	0.82	0.58-1.16
Education(ref. College or above)	Middle school or under	0.38*	0.22-0.68	0.39*	0.22-0.68	0.39*	0.22-0.68
	High school	0.75	0.54-1.03	0.76	0.55-1.04	0.76	0.56-1.05
Income(ref. Q5)	Q1	1.53	0.71-3.29	1.54	0.72-3.31	1.49	0.70-3.19
	Q2	1.75	0.78-3.92	1.78	0.80-3.97	1.72	0.78-3.82
	Q3	1.61	0.70-3.70	1.61	0.70-3.67	1.56	0.69-3.56
	Q4	0.93	0.37-2.36	0.95	0.38-2.39	0.91	0.36-2.30
Economic activity (ref. employed)	Self-employed	0.87	0.50-1.52	0.86	0.49-1.51	0.83	0.47-1.48
	Non-paid family business	1.25	0.62-2.50	1.23	0.61-2.46	1.25	0.63-2.48
	Non-working	0.85	0.54-1.33	0.84	0.53-1.31	0.85	0.54-1.33
Region(ref. Seoul metro region)	Non-Seoul metro regions	0.31	0.24-0.41*	0.31	0.23-0.40*	0.30	0.23-0.40*

[표 9] 성별 층화(남성)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Understanding		Trust		Satisfaction		
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
Perception of public health measures	Poor	2.28*	1.32-3.95	2.35	0.98-2.65	3.02*	1.98-4.61
	Fair	1.72*	1.24-2.37	1.29	0.77-1.39	1.24	0.86-1.79
Age(ref. 19~34)	35-49	0.85	0.47-1.52	0.85	0.48-1.52	0.85	0.47-1.53
	50-64	1.02	0.56-1.85	1.01	0.56-1.84	1.03	0.56-1.88
	65+	0.87	0.44-1.74	0.86	0.43-1.71	0.86	0.43-1.71
	Chronic condition(ref. 0)	Less than 3	5.37*	3.41-8.47	5.53*	3.50-8.73	5.50*
	More than 3	2.85*	1.88-4.31	2.99*	1.99-4.51	2.79*	1.84-4.24
Self-rated health(ref. good)	Bad	1.44	0.81-2.54	1.40	0.79-2.48	1.49	0.85-2.63
Marital status(ref. Partnered)	Single	0.92	0.55-1.55	0.93	0.56-1.55	0.95	0.57-1.60
Education(ref. College or above)	Middle school or under	0.48*	0.24-0.95	0.46*	0.23-0.91	0.49*	0.25-0.96
	High school	0.89	0.61-1.31	0.88	0.60-1.30	0.92	0.63-1.36
Income(ref. Q5)	Q1	1.92	0.76-4.81	1.85	0.74-4.64	1.75	0.71-4.29
	Q2	3.23*	1.62-6.46	3.24*	1.64-6.43	3.22*	1.61-6.42
	Q3	2.48*	1.44-4.27	2.41*	1.39-4.16	2.37*	1.37-4.09
	Q4	2.59*	1.57-4.27	2.56*	1.56-4.22	2.57*	1.55-4.23
	Economic activity(ref. employed)	Self-employed	1.26	0.88-1.80	1.28	0.90-1.83	1.25
Non-paid family business		0.96	0.24-3.86	0.90	0.23-3.56	1.02	0.24-4.33
Non-working		0.86	0.52-1.45	0.91	0.56-1.50	0.91	0.55-1.51
Region(ref. Seoul metro region)	Non-Seoul metro regions	0.31	0.23-0.43*	0.32	0.23-0.43*	0.31	0.23-0.43*

성별로 층화한 로지스틱 회귀분석 결과 여성의 경우 코로나 방역정책에 대한 이해와 만족이 낮을수록 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 나타났다(OR=1.71; 95% CI=1.10-2.65; OR=2.10, 95% CI=1.36-3.25). 반면 코로나19 방역정책에 대한 신뢰는 미충족 의료 경험과 통계적으로 유의하지 않았으며, 코로나 방역정책에 대한 이해와 만족이 보통인 경우도 미충족 의료 경험에 미치는 영향이 유의하지 않았다. 독립변수인 코로나 방역정책에 대한 인식 이외에 통제변수로 분석에 포함된 인구사회적 및 건강 관련 변수 중에서는 만성질환이 많을수록 코로나19 감염증의 대유행 이후 미충족 의료 경험과 관련된 odds ratio가 높은 것으로 나타났으며, 주관적 건강이 나쁜 여성 집단의 경우 그렇지 않은 집단에 비해 미충족 의료를 경험할 가능성이 높았다. 한편 교육수준이 낮은 집단(중학교 졸업 및 그 이하)과 비수도권 거주 집단은 미충족 의료의 경험이 상대적으로 낮은 것으로 방역 인식에 따른 분석모델에서 동일하게 나타났다.

남성의 경우, 코로나19 방역정책에 대한 이해와 만족이 낮을수록 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 나타났다(OR=2.28; 95% CI=1.32-3.95; OR=3.02, 95% CI=1.98-4.61). 한편 여성과 달리 코로나19 방역정책에 대한 이해가 '보통'이라고 응답한 집단에서도 이해를 잘 하고 있는 집단에 비해 미충족 의료의 경험이 높았다(OR=1.72, 95% CI=1.24-2.37). 인구사회학적 및 건강 관련 통제변수 중에서는 여성과 동일하게 만성질환 유무가 코로나19 감염증의 대유행 이후 미충족 의료의 경험에 유의미한 영향을 미쳤으며, 개인소득 2분위~4분위 집단에서 개인소득 5분위에 비해 미충족 의료의 경험이 더 높은 것으로 나타났다. 또한 남성 집단에서도 여성과 동일하게 교육수준이 가장 낮은 집단과 비수도권 거주 집단에서 미충족 의료에 대한 경험이 상대적으로 낮았다.

연령 층화에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계를 분석한 결과를 [표 10]과 [표 11]에 제시하였다. 분석결과를 살펴보면 19~64세 인구 집단의 경우 코로나 방역정책에 대한 이해가 좋지 않거나 보통일수록 미충족 의료의 경험이 높았다(OR=2.55, 95% CI=1.77-3.67; OR=1.40, 95% CI=1.09-1.78). 코로나 방역정책에 대한 신뢰가 좋지 않거나 보통이라고 응답한 경우 신뢰가 높다고 응답한 집단에 비해 미충족 의료를 경험할 가능성이 높은 것으로 나타났다(OR=2.44, 95% CI=1.69-3.52; OR=1.29, 95% CI=1.00-1.66). 한편 코로나 방역정책에 대한 불만족하거나 만족이 보통인 경우 미충족 의료의 경험이 높은 것으로 분석되었다(OR=2.73, 95% CI=1.95-3.83; OR=1.33, 95% CI=1.03-1.72). 65세 이상 인구 집단의 경우 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계가 유의미하지 않거나, 19~64세 인구 집단의 결과와 반대 양상을 보였다. 특히 코로나 방역정책에 대한 이해와 신뢰가 낮은 경우 미충족 의료의 경험이 낮은 것으로 나타났으며(OR=0.30, 95% CI=0.11-0.83; OR=0.40, 95% CI=0.16-1.00), 방역정책에 대한 만족은 미충족 의료의 경험에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

[표 10] 연령 층화(19~64세)에 따른 코로나 방역정책에 대한 인식과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Understanding		Trust		Satisfaction		
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
Perception of public health measures							
	Poor	2.55*	1.77-3.67	2.44*	1.69-3.52	2.73*	1.95-3.83
	Fair	1.40*	1.09-1.78	1.29*	1.00-1.66	1.33*	1.03-1.72
Gender(ref. male)							
	Female	1.08	0.83-1.41	1.10	0.84-1.44	1.10	0.84-1.43
Chronic condition(ref. 0)							
	Less than 3	6.17*	4.41-8.64	6.35*	4.55-8.85	6.21*	4.49-8.59
	More than 3	3.37*	2.39-4.75	3.50*	2.50-4.90	3.37*	2.38-4.77
Self-rated health(ref. good)							
	Bad	1.43	0.94-2.18	1.43	0.94-2.17	1.46	0.96-2.23
Marital status(ref. Partnered)							
	Single	0.88	0.67-1.16	0.89	0.68-1.17	0.90	0.69-1.19
Education(ref. College or above)							
	Middle school or under	0.17*	0.06-0.44	0.16*	0.06-0.43	0.17*	0.06-0.46
	High school	0.84	0.66-1.06	0.83	0.65-1.05	0.85	0.68-1.08
Income(ref. Q5)							
	Q1	3.33*	1.73-6.38	3.26*	1.71-6.20	3.16*	1.66-6.00
	Q2	2.84*	1.66-4.87	2.82*	1.65-4.81	2.72*	1.60-4.64
	Q3	2.42*	1.53-3.85	2.35*	1.48-3.73	2.28*	1.44-3.61
	Q4	2.04*	1.30-3.20	2.02*	1.30-3.16	2.00*	1.28-3.11
Economic activity(ref. employed)							
	Self-employed	1.24	0.90-1.70	1.23	0.90-1.69	1.22	0.88-1.67
	Non-paid family business	0.99	0.47-2.11	0.99	0.47-2.07	1.03	0.50-2.12
	Non-working	0.58*	0.36-0.93	0.58*	0.36-0.92	0.59*	0.36-0.94
Region(ref. Seoul metro region)							
	Non-Seoul metro regions	0.31*	0.24-0.39	0.30*	0.24-0.38	0.30*	0.24-0.38

[표 11] 연령 층화(65세 이상)에 따른 코로나 방역정책에 대한 만족과 미충족 의료와의 관계 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Understanding		Trust		Satisfaction		
	OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI	
Perception of public health measures							
	Poor	0.30*	0.11-0.83	0.40*	0.16-1.00	1.54	0.79-3.01
	Fair	0.84	0.50-1.40	0.63	0.36-1.10	0.90	0.52-1.55
Gender(ref. male)							
	Female	1.00	0.60-1.67	1.01	0.60-1.69	0.99	0.60-1.65
Chronic condition(ref. 0)							
	Less than 3	5.35*	2.44-11.70	5.33*	2.43-11.69	4.76*	2.21-10.22
	More than 3	2.73*	1.58-4.70	2.78*	1.60-4.82	2.61*	1.53-4.45
Self-rated health(ref. good)							
	Bad	2.18*	1.28-3.72	2.19*	1.27-3.79	2.24*	1.32-3.81
Marital status(ref. Partnered)							
	Single	1.01	0.58-1.78	1.00	0.57-1.75	1.00	0.5-1.77
Education(ref. College or above)							
	Middle school or under	0.51	0.22-1.18	0.54	0.24-1.25	0.54	0.23-1.22
	High school	0.89	0.42-1.91	0.95	0.45-2.01	0.91	0.43-1.92
Income(ref. Q5)							
	Q1	1.66	0.32-8.72	1.65	0.31-8.63	1.63	0.32-8.36
	Q2	2.71	0.55-13.31	2.51	0.50-12.45	2.49	0.51-12.04
	Q3	2.61	0.52-13.18	2.62	0.51-13.50	2.47	0.50-12.20
	Q4	2.92	0.53-16.01	2.85	0.51-15.98	2.80	0.52-14.94
Economic activity(ref. employed)							
	Self-employed	0.81	0.36-1.80	0.78	0.35-1.75	0.79	0.36-1.77
	Non-paid family business	1.79	0.50-6.39	1.64	0.44-6.18	1.78	0.48-6.53
	Non-working	1.61	0.87-2.99	1.50	0.81-2.78	1.53	0.82-2.85
Region(ref. Seoul metro region)							
	Non-Seoul metro regions	0.31*	0.19-0.50	0.33*	0.21-0.53	0.32*	0.20-0.51

3. 코로나19 감염증 대유행 시기 미충족 의료의 집중지수 산출과 분해

집중지수 산출을 통해 코로나19 감염증의 유행이 지속된 지난 2020년 필요한 서비스를 제때 받지 못하거나 치료를 포기한 미충족 의료의 경험은 전체 응답자의 약 4.0%가 경험한 것으로 조사되었다. 성별에 따른 미충족 의료 경험을 살펴보면 여성 응답자의 4.2%가 미충족 의료를 경험하였다고 응답한 반면, 남성의 경우 약 3.8%가 미충족 의료를 경험한 것으로 응답하였다. 개인 소득수준에 따른 미충족 의료의 경험과 관련한 불평등을 Wagstaff Index와 Erreygers Index로 산출한 결과 전체 인구 집단과 성별에 따른 층화 분석에서 모두 pro-poor(저소득 집중)의 방향성을 나타내고 있었다. 이는 지난 2020년 코로나19 감염증의 유행에 따라 소득수준이 낮은 집단에서 필요한 의료서비스를 제때 받지 못하거나 치료를 포기한 경우가 더 많았다는 것을 의미한다.

[표 12] 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료 불평등 - 한국인의 행복조사 연구 2020(n=13,491)

Experience of unmet needs	Overall rate	Wagstaff Index	Erreygers Index	SE
Overall(n=13,491)	4.0%	-0.0445	-0.0074	0.0040
Female(n=7,092)	4.2%	-0.0252	-0.0045	0.0056
Male(n=6,399)	3.8%	-0.0413	-0.0063	0.0055

미충족 의료의 경험에 따른 연령별 불평등을 살펴보기 위해 만 19세에서 64세와 65세 이상을 층화하여 살펴본 결과가 [표 11]에 제시되었다. 연령집단별 미충족 의료의 경험을 살펴보면 19세~64세 전체 응답자 11,307명 가운데 약 4.0%가 코로나19 감염증의 대유행 이후 미충족 의료를 경험하였다고 응답하였으며, 65세 이상 응답자 2,184명 가운데 약 4.3%가 미충족 의료를 경험하였다고 응답하였다. 미충족 의료 경험에 따른 불평등을 살펴보기 위해 산출한 Erreygers 지수를 살펴보면 두 연령 집단에서 모두 pro-poor(저소득 편향) 방향을 나타내고 있으며, Erreygers 지수의 값은 19세~64세 집단에서는 -0.0062, 65세 이상 집단은 -0.0100으로 나타났다. 연령집단별 집중지수를 비교하면 19세~64세 집단이 65세 이상 집단에 비해 집중지수의 값이 상대적으로 낮았으며, 65세 이상 집단에서는 개인 소득수준에 따른 미충족 의료와 관련한 저소득 편향의 불평등이 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 19세~64세 연령집단의 집중지수 크기는 0에 가까워 해당 집단에서 소득에 따른 미충족 의료 불평등이 미비한 수준으로 해석 시 주의가 필요하다.

[표 13] 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료 불평등 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Experience of unmet needs	Overall rate	Wagstaff Index	Erreygers Index	SE
Younger adults(19~64) (n=11,307)	4.0%	-0.0384	-0.0062	0.0043
Older adults(65+) (n=2,184)	4.3%	-0.0533	-0.0100	0.0105

코로나19 감염증 대유행하에서 미충족 의료와 관련된 불평등에 기여하는 요인을 파악하기 위해 2020년 한국인의 행복조사 응답자 전체를 대상으로 산출한 Erreygers 집중지수(-0.0074)를 바탕으로 실제 저소득 편향(pro-poor) 불평등에 기여하는 주요 요인은 무엇인지 확인하기 위하여 집중지수 분해(decomposition)를 실시하였다. 집중지수 분해 분석 결과, 코로나19 감염증 대유행에 따른 미충족 의료 불평등에 기여하는 필요(need)와 불필요(non-need) 요인으로 구분하여 살펴본 결과, 주요 기여요인은 소득수준으로 나타났으며, 필요(need) 요인에서는 성별과 연령, 만성질환 유무, 주관적 건강상태가 미충족 의료 관련 저소득 편향 불평등의 주요 요인으로 밝혀졌다.

한편, 미충족 의료 집중지수에서 필요 요인을 제외하고 산출한 수평적 형평지수(Horizontal inequity Index, HI)의 값은 -0.007로 미충족 의료의 집중지수인 음(-0.0074)의 값과 불평등의 크기가 비슷했다. 여기서 수평적 형평지수(HI)는 보건의료서비스의 필요 요인이라고 할 수 있는 성별과, 연령, 건강상태 등을 보정한 뒤 동일한 필요에 따라 동일한 의료서비스를 제공받는지를 확인할 수 있는 지표이다. 분석 결과를 살펴보면 수평적 형평지수의 값이 Erreygers 집중지수와 같이 음(-)의 값으로 저소득 편향(pro-poor)의 방향성을 나타냈는데, 이는 분석 결과를 통해 확인할 수 있는 미충족 의료와 관련된 격차(disparity)가 불평등(inequality)의 문제를 넘어 불형평(inequity)임을 의미한다. 하지만 미충족 의료와 관련된 Erreygers 집중지수와 마찬가지로 불형평의 절대적 크기가 크지 않고, 특히 수평적 지수 값 자체가 0에 가까운 값으로 실제 미충족 의료와 관련된 불형평을 해석할 때 주의가 필요하며, 추가적인 분석 등을 고려할 수 있다.

[표 14] 미충족 의료 관련 불평등 집중지수 분해결과 - 한국인의 행복조사 연구 2020

(n=13,491)

Variables	Elasticity	CI	Contribution	Contribution %
Gender(ref. male)				
Female	0.008	-0.487	-0.004	52.8
Age(ref. 19~34)				
35~49	-0.010	0.215	-0.002	29.2
50~64	-0.005	0.066	0.000	4.6
65+	-0.003	-0.134	0.000	-5.2
Chronic condition(ref. 0)				
Less than 3	0.011	-0.006	0.000	0.9
More than 3	0.018	-0.074	-0.001	18.1
Self-rated health(ref. good)				
Bad	0.005	-0.059	0.000	4.3
Need- Sum			0.000	
Marital status(ref. partnered)				
Single	-0.009	-0.188	0.002	-21.7
Education(ref. College or above)				
Middle school or under	-0.013	-0.151	0.002	-26.2
High school	-0.011	-0.131	0.001	-19.0
Income(ref. Q5)				
Q1	0.026	-0.724	-0.019	258.8
Q2	0.032	-0.268	-0.009	116.8
Q3	0.031	0.174	0.005	-73.2
Q4	0.020	0.456	0.009	-126.3
Economic activity(ref. employed)				
Self-employed	0.002	0.190	0.000	-5.0
Non-paid family business	0.000	-0.036	0.000	0.0
Non-working	-0.008	-0.726	0.006	-83.4
Region(ref. Seoul metro region)				
Non-Seoul metro regions	-0.086	-0.122	0.010	-141.8
Non need - Sum			0.009	
Residual(Total C-Sum)			-0.016	
Total CI for unmet needs			-0.007	
HI Index			-0.007	

Ⅶ. 논의

1. 논의 및 시사점

본 연구는 코로나19 감염증의 대유행이라는 특수한 상황 속에서 필수 의료서비스의 접근 및 이용으로 요약될 수 있는 미충족 의료 경험에 영향을 미치는 다양한 요인을 파악하고, 미충족 의료 경험과 관련된 불평등을 측정하고 불평등의 기여요인을 확인하고자 하였다. 이를 위해 한국인의 행복조사 연구 2020년 자료를 이용하여 만 19세 이상 성인 남녀를 대상으로 코로나19 감염증 대유행 이후 미충족 의료 경험 여부를 확인하고, 코로나19 감염증에 대한 두려움과 심각성 등과 같은 개인적 인식과 미충족 의료 경험의 관계를 살펴보았다. 또한 코로나19 방역대책에 대한 이해, 신뢰와 만족으로 요약될 수 있는 방역대책에 대한 인식이 미충족 의료 경험에 어떠한 영향을 주는지 살펴보고, 집중지수 산출과 분해 분석을 통해 코로나19 대유행 이후 미충족 의료의 경험 관련 불평등을 측정하고 그 기여요인을 파악하였다.

코로나19 감염증에 대한 개인의 인식이 미충족 의료에 미치는 영향에 대한 분석에서는 코로나19 감염증이 대유행 이후 개인이 인지하는 코로나19 감염증에 대한 두려움이 미충족 의료의 경험을 높이는 주요한 요인으로 확인되었다. 반면 코로나19 감염증에 대한 개인의 심각성 인식은 미충족 의료 경험에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 건강과 관련된 의사결정의 과정에 개인의 위험 인식은 행동으로 연계 되는 편익과 함께 '선택'의 탐색에서 주요하게 고려되어진다(Ferrer & Klein, 2015). 개인의 위험 인식은 넓은 범위에서 개인을 둘러싸고 있는 물리적·사회적 환경을 모두 반영한 주관적 지표로 보건의료서비스 이용과 관련하여 서비스 이용 가능성(availability)과 질(quality), 그리고 기대(expectation)가 반영된 결과물이라 할 수 있다(Bernard et al., 2007). 보건의료서비스의 이용과 관련하여 가장 많이 이용되고 있는 Andersen의 보건서비스 행동모델(Behavioural model of health services)에서도 개인을 둘러싸고 있는 환경에 대한 인식은 보건의료서비스 이용에 영향을 주는 맥락적 영역이라고 설명하고 있다(Andersen, 1995). 종합하면 코로나19 감염증의 대유행이라는 특수한 상황에서 개인이 인지하고 있는 감염병 위험에 대한 인식이 실제 필수 의료서비스 이용과 접근에 영향을 주는 요인으로 작용할 수 있다는 것이다.

실제 본 연구의 결과는 코로나19 감염증에 대한 개인의 인식이 얼마나 중요한지 제시하고 있다. 특히 코로나19 감염증에 대한 두려움이 실제 필수적인 의료 이용을 주저하게 만들 수 있으며 이로 인해 질병치료 및 관리 등을 위한 의료서비스 접근과 이용에 지대한 영향을 받을 수 있을 수 있다. 선행연구에 따르면 코로나19 감염증에 대한 막연한 두려움과 공포심은 개인의 사회적 활동을 저해하고, 스트레스를 유발하여 신체적, 정신적 건강에 악영향을 준다고 보고되었다(Rossi et al., 2020; Han et

al., 2021). 코로나19 감염증의 대유행이 지속되는 상황에서 코로나19 감염증에 대한 두려움은 일상 생활과 건강에 영향을 미칠 수 있으며 이에 따른 의료서비스를 적시에 받지 못하는 어려움으로 인해 건강이 나빠지는 악순환을 지속시킬 수 있다. 필수 의료서비스에 대한 접근성과 이용을 보장하고 이를 통해 건강 향상을 도모하기 위해서는 제도적 장치의 확립을 통한 물리적 환경의 조성과 함께 코로나 19 감염증에 대한 두려움을 해소할 수 있는 방안-예를 들어 바이러스 감염증에 대한 올바른 정보를 제공할 뿐만 아니라 부정확한 정보를 선별하여 이해할 수 있는 정책의 마련-을 모색하는 것이 필요하다. 특히 본 연구의 결과 코로나19 감염증에 대한 개인의 심각성 인지는 미충족 의료에 큰 영향을 주지 않는 것으로 확인되었기 때문에 코로나19 감염증에 대한 심각성에 대한 인식을 개선하기보다는 두려움을 줄일 수 있는 정책 중재안이 마련될 때 미충족 의료 경험도 함께 줄어들 수 있을 것으로 기대된다.

코로나19 감염증에 대한 개인의 인식과 미충족 의료 경험과의 관계를 성별로 층화하여 살펴본 결과 여성의 경우 코로나19 감염증에 대한 두려움이 미충족 의료의 경험에 영향을 미치는 반면 남성의 경우 코로나19 감염증에 대한 심각성이 미충족 의료 경험에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 연령을 층화하여 살펴본 결과 19세~64세 연령집단에서만 코로나19 감염증에 대한 두려움이 미충족 의료의 경험에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 65세 이상 연령집단에서는 감염병에 대한 두려움과 심각성 모두 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 성별과 연령에 따라 의료서비스 이용에 영향을 주는 위험 인식이 어떻게 달라질 수 있는지 보여주는 실증적 근거로, 여성과 19세~64세 연령집단을 중심으로 감염병에 대한 두려움을 해소하고, 남성의 경우 감염병에 대해 지나치게 심각하게 인식하지 않도록 올바른 정보를 제공하고 감염병에 대한 인식을 개선할 수 있는 헬스커뮤니케이션 전략도 고려할 필요성이 있다.

코로나19 감염증의 전 세계적 유행에 따라 국가별로 다양한 형태와 수준의 방역정책이 시행되고 있는데, 국외 연구를 중심으로 코로나19 방역대책의 시행으로 인한 신체적·정신적 건강의 변화와 함께 의료서비스 이용에 대한 다양한 결과들이 제시되고 있다. 특히 사회적 거리두기와 자가 격리, 완전 봉쇄 등과 같이 일시적으로 외부와의 접촉을 전면적으로 차단하는 방역정책들이 코로나19 감염증의 확산과 함께 여러 나라에서 시행되었고, 코로나 방역대책에 따라 의료서비스의 이용의 단절과 이로 인한 건강악화 등이 노인과 만성질환자 등을 중심으로 한 사회취약계층에서 주로 보고되었다(Matsushita et al., 2020). 우리나라의 경우 다른 국가들과 달리 바이러스 확산이 비교적 잘 통제되고 있어 일일 확진자 및 누적 확진자 수가 상대적으로 적을 뿐만 아니라 완전 봉쇄와 같은 최고 수준의 방역정책이 실시되지 않았다. 또한 코로나19 감염이 꾸준히 발생하고 증가하는 확진자로 인해 의료시스템, 특히 의료진들의 피로도가 높아지고 있으나, 폭증하는 감염자로 인해 의료시스템의 붕괴 등을 경험하고 있는 다른 국가들이 비해 양호한 편이지만 여전히 필요한 의료서비스를 이용과 접근에

장애를 겪고 있다. 선행연구에 따르면 코로나19 감염병의 유행 이후 의료시스템에 대한 국민들의 인식과 이해가 실제 필요한 의료서비스의 이용과 접근에 영향을 주는데, 실제 의료체계에 대한 신뢰가 높은 국가일수록 코로나19 감염증의 확산 여부와 관계없이 의료서비스 이용과 접근과 관련한 장애가 덜하며, 미충족 의료의 경험이 낮은 것으로 나타났다(Smolić et al., 2021).

본 연구 결과의 경우 방역대책에 대한 이해, 신뢰와 함께 만족의 여부가 실제 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 살펴보았는데, 코로나19 방역대책에 대한 이해가 떨어지고, 신뢰가 낮으며, 만족스럽지 못하다고 느낄 때 미충족 의료 경험이 높았다. 실제 코로나19 감염증의 확산으로 인해 의료 이용 자체가 감소하였다. 최근 발표된 연구 결과에 따르면 코로나19 감염증의 대유행이 시작되었던 지난 2020년 상반기 의료서비스 이용 경험이 59.1%로 2019년 기준 약 9.8% 감소한 것으로 나타났다(Shin et al., 2021). 이는 바이러스 감염증의 확산으로 인해 외부 활동을 최대한 자제하고, 바이러스 감염 가능성이 높은 시설의 방문을 꺼려하는 결과로 해석될 수도 있다. 특히 코로나19 감염증을 사전에 예방하고, 특히 외부와의 노출을 최대한 자제하는 경향이 짙어지면서 반드시 필요한 의료서비스를 제외한 나머지 의료서비스 자체에 대한 수요가 낮아졌다고 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 코로나19 방역대책에 대한 이해가 떨어지고 신뢰가 낮으며 방역정책에 대해 만족하지 못한 경우 의료서비스를 이용하는 과정에서 감염 가능성에 대한 우려 등으로 인해 필요한 의료서비스를 적시에 이용하지 못해 미충족 의료가 발생했을 가능성이 높다. 선행연구에 따르면 지식 기반 효율성이 높아 바이러스에 대한 충분한 이해와 개인을 보호할 수 있는 방안을 잘 알고 있는 경우 두려움이 없이 기존의 생활을 어려움이 없이 유지할 수 있다고 한다(Sand & Bristle, 2021). 이러한 맥락에서 방역정책을 잘 이해하고 신뢰하며 만족할 경우 감염을 방지할 수 있는 여러 가지 방법도 알고 있어 일상생활을 잘 영위할 수 있기 때문에 이는 매우 중요하다.

한편, 코로나19 감염증의 대유행 이후 미충족 의료 불평등을 집중지수로 측정한 결과 음(-)의 값을 나타내며 저소득 편향을 나타냈다. 미충족 의료의 경험이 저소득층에 집중된 양상과 관련하여 국내외 선행연구에서도 비슷한 결과가 나타났다. 예를 들어, 2005년 국민건강영양조사 자료를 바탕으로 우리나라 성인 남녀의 미충족 의료를 파악한 연구에서 소득수준이 낮은 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 미충족 의료의 경험이 더 높은 것으로 나타났으며, 2010~2012년 국민건강영양조사 자료를 바탕으로 미충족 의료 불평등과 관련한 연구에서도 미충족 의료 관련 집중지수가 저소득 편향(-0.0117)의 값을 나타내며 저소득층에서 더 많은 미충족 의료를 경험하는 것으로 보고되었다(Huh, Kim & Kim, 2009; Hwang, 2017). 경제적 수준에 따른 미충족 의료 경험과 관련한 선행연구에서도 비슷한 양상을 확인하였는데, 일반적으로 소득수준이 낮을수록 경제적 부담으로 인한 의료 미충족의 경험이 높은 것으로 나타났다(Cho, 2013). 국외 연구에서도 소득수준은 미충족 의료 경험에 유의미한 결정요인으로 제안된 바 있다. 특히, 미국과 캐나다 미충족 의료를 비교 분석한 2006년의 연구에서는 미국과 캐

나다간 미충족 의료 경험의 정도 차이는 있지만, 공통적으로 두 나라의 저소득계층에서 더 높은 미충족 의료 경험의 양상을 보였으며, 저소득에 편향된 미충족 의료 발생 원인의 하나로 소득 불평등을 지목하였다(Lasser, Himmelstein & Woolhandler, 2006). 코로나19 감염증의 대유행 이후 소득수준에 따른 미충족 의료와 의료서비스 이용과 관련한 불평등을 월 단위로 측정된 영국의 연구에서도 의료서비스의 종류와 대유행 시기에 따라 불평등의 크기와 양상이 변화하였으나, 일반적으로 필요 요인을 보정하고도 고소득 편향의 의료서비스 이용 패턴이 나타났다(Davillas & Jones, 2021). 국가보건서비스(National Health Services) 제도를 유지하고 있는 영국에서도 코로나19 감염증의 대유행 이후 저소득층의 의료서비스 이용과 접근이 제한적일 수 있음을 확인할 수 있는 연구 결과이다.

기존 선행연구의 내용과 본 연구의 결과를 종합하면, 코로나19 감염증의 대유행 이후에도 사회경제적 수준이 낮은 집단에 주로 집중되며 의료서비스 이용과 접근이 여전히 취약함을 보여주고 있다. 그러나 본 연구의 결과 미충족 의료와 관련한 불평등의 크기가 다른 국가들에 비해 작을 뿐만 아니라, 코로나19 감염병 이전 국민건강영양조사와 지역사회건강조사 등을 활용한 기존 연구와 비교했을 경우도 집중지수의 값이 절대적으로 작다. 그렇다면 “코로나19 감염병 발생 이후 사회경제적 수준에 따른 미충족 의료 불평등이 감소하였다고 해석될 수 있을까?”라는 의문이 발생한다. 미충족 의료는 본인이 필요한 의료서비스를 적시에 받지 못함을 표현하는 지각된 필요에 대한 개인의 인식이다. 때문에 코로나19 감염증의 대유행으로 인한 감염의 우려와 급하지 않은 검진과 같은 예방의료서비스 이용을 미루거나, 응급을 요하는 질환이 아닌 경우 의료기관 방문 자체를 꺼려했을 가능성을 배제할 수 없다. 이런 경우 의료서비스에 대한 필요를 제대로 인식하고 있지 못하거나, 코로나19 감염증에 대한 부정확한 정보 등으로 인해 의료서비스 자체에 대한 의료수요 자체가 감소했을 수 있으며, 이러한 수요의 감소는 저소득층을 중심으로 발생할 가능성이 없지 않다. 때문에 본 연구 결과에서 미충족 의료와 관련된 집중지수 값의 크기가 작은 것은 불평등이 개선되었다기보다는 코로나19 감염증에 따른 의료수요의 감소로 인한 결과일 수도 있다. 한편, 집중지수를 활용한 미충족 의료 불평등 분석 결과를 바탕으로 코로나19 감염증의 발생 이후 소득이 미충족 의료에 중요한 영향을 미쳤는지 재확인하기 위해 「한국인의 행복조사 연구」 설문 문항 중 코로나 발생 이후 소득 감소 여부를 묻는 문항을 바탕으로 sensitive analysis를 실시하였다. 분석 결과를 살펴보면 개인소득이 코로나19 발생 이후 감소하였다고 응답한 경우, 그렇지 않다고 응답한 집단에 비해 통계적으로 유의한 수준에서 높은 것으로 나타났다(OR=1.01, 95% CI=1.00-1.01). 코로나19 발생과 미충족 의료 및 보건의료서비스 이용과 관련한 불평등을 보다 심층적으로 측정하고 분석하기 위해서는 국외 선행연구와 같이 장기적이고 지속적인 자료의 수집과 분석, 모니터링 등을 기반으로 추가 연구를 수행할 필요가 있다.

미충족 의료 불평등 집중지수를 남성과 여성, 19세~64세, 65세 이상 등의 인구 집단으로 구분하여 살펴본 결과 65세 이상의 노인계층에서 미충족 의료 불평등의 크기가 19세~64세 인구 집단에 비해

상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이는 65세 이상 노인계층에서 소득에 따른 미충족 의료의 불평등이 크다는 것을 의미하는 것으로, 이를 해결하기 위한 노인인구 집단 대상의 정책이 필요함을 시사한다. 실제 노인은 코로나19 감염증의 최대 취약계층 중 하나로 손꼽히고 있다. 노인의 경우 기존의 만성질환 유병률이 다른 연령집단에 비해 높지만 코로나19 바이러스 감염에 취약하고, 치명률이 상대적으로 높아 의료서비스 이용을 비롯한 사회적 활동의 참여 등이 자발적 혹은 비자발적으로 제한적일 수 있다. 때문에 필요한 의료서비스를 적시에 받지 못할 경우 다른 연령집단에 비해 건강수준의 악화와 이로 인한 건강불평등의 심화라는 부정적 결과가 발생할 수 있다. 이를 사전에 예방하기 위해서 지역사회 등을 중심으로 노인집단을 위한 필수적인 의료서비스의 전달과 연계를 정책적으로 모색할 필요가 있다.

수평적 형평지수(horizontal index, HI)는 의료서비스 이용과 밀접한 연관성이 있는 필요(need) 요인들-본 연구에서는 성별, 연령, 주관적 건강, 만성질환 유무-의 기여를 배제하기 위해 산출된 집중지수에서 필요 요인들의 기여도를 제외한 불필요(non-need) 요인들의 값을 바탕으로 산출하는 것을 기본 개념으로 한다. 즉, 수평적 형평지수는 동일한 필요에 따른 동일한 의료서비스의 이용이 이루어지고 있는가의 측정이 주요 목적이다. 분석 결과, 미충족 의료와 관련한 수평적 형평지수는 집중지수와 같이 음(-)의 값을 나타내었으며, 이는 미충족 의료의 저소득층에 집중되어 있으며, 이는 불평등(inequality)의 문제가 아닌 불평형(inequity)의 문제일 수 있다는 점을 시사한다. 또한 개인의 의료 이용에 영향을 미쳐서는 안 될 요인들로 해석될 수 있는 불필요 요인(non-need factor)의 기여도가 필요 요인(need factor)들의 합보다 크다는 결과 역시 미충족 의료와 관련된 사회경제적 수준에 따른 격차가 형평의 문제일 수 있다고 해석될 수 있다(Maddison et. al., 2012). 특히 본 연구의 분석 결과 필요 요인의 기여도는 0에 가까운 값으로 측정된 불평등이 대부분 불필요 요인에서 기인하였다는 것을 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고, 앞서 언급하였듯이 집중지수 값의 크기가 상대적으로 매우 작으며, 수평적 형평지수의 값 역시 크지 않기 때문에 불평등 혹은 불형평 문제인지에 대한 해석에 주의가 필요하다.

한편, 필수적인 의료서비스를 필요로 할 때 적절하게 제공받지 못하거나, 그에 접근하지 못하여 발생하는 미충족 의료는 건강에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 특히 적절한 치료와 예방을 통한 질병 관리가 이루어지지 못함은 물론 이로 인해 건강상태의 악화 등과 같은 악순환이 반복될 수 있다(Huh, Kim & Kim, 2009; Shon, Yi & Hwang, 2015). 이러한 악순환의 반복을 개선하고 예방하기 위해서는 미충족 의료의 형평성 정도의 측정과 함께, 미충족 의료해결을 위한 정책적 시사점을 제공하기 위해서는 미충족 의료의 불평등에 미치는 요인들을 밝혀내 미충족 의료를 해결하기 위한 정책 방향을 모색해야 한다. 본 연구에서는 불평등의 결정요인에 대한 분해(decomposition)를 통해 각 변수가 미충족 의료에 미치는 효과를 파악함은 물론 각 변수의 소득계층별 분포 양상을 확인하였다. 그 결과,

미충족 의료 불평등에 미치는 주요 결정요인은 소득수준인 것으로 나타났다. 이는 소득 정책을 통해 미충족 의료 불평등을 완화시키려는 노력이 필요하다는 것을 의미하는 결과로 해석될 수 있다. 코로나 19 감염증의 대유행 여부와 관계없이 사회경제적으로 낮은 수준의 집단은 의료서비스 이용과 접근이 취약한 것으로 알려져 있다. 특히 우리나라에서 가구 의료비 부담이 저소득층에서 높은 경향이 뚜렷하였으며, 저소득층의 경우 부담 능력에 비해 의료비 지출이 높기 때문에 상대적으로 미충족 의료를 경험할 가능성이 높다(Lim, 2013). 결국 소득수준이 낮은 집단에서 미충족 의료의 경험이 높다는 것은 건강보험이라는 의료보장제도 틀에서 의료서비스 이용의 접근은 보장되지만 경제적 부담의 과중으로 인한 결과라고 볼 수 있다(Huh, Kim & Kim, 2009). 코로나19 감염증의 대유행이라는 외부환경이 변화로 인해 계층 간 소득 불평등과 함께 건강 불평등이 심화될 수 있음을 시사하기 때문에 코로나19로 인한 소득 감소를 최소화할 수 있는 제도적 지원책을 모색할 필요가 있다.

2. 연구의 한계 및 시사점

본 연구는 코로나19 감염증의 대유행에 따른 미충족 의료의 이해를 위해 ‘한국인의 행복연구조사’의 코로나 모듈 설문 문항과 응답을 바탕으로 분석을 실시하였다. 「한국인의 행복조사 연구」는 만 15세 이상의 일반 국민을 대상으로 다단계층화집락추출 방식을 통해 추출된 가구와 가구원을 대상으로 조사를 실시하여 표본의 대표성과 정확성을 확보하였다. 그럼에도 불구하고 cross-sectional 자료가 가지는 한계로 인해 코로나19 감염증 발생으로 인해 초래된 미충족 의료의 현황과 원인을 파악하기에는 한계가 있다. 또한 의료서비스의 접근과 이용은 코로나19 감염증의 대유행 주기에 따라 상이할 수 있다. 때문에 국외 사례의 경우 월별 혹은 대유행 주기별로 의료서비스의 이용과 접근성을 국가적 차원에서 조사하여 면밀한 모니터링과 저해 요인을 파악하고 있다. 한국인의 행복조사 연구의 경우 자료의 성격과 특성상 2020년 지역사회와 특정 인구 집단을 중심으로 산발적으로 발생하였던 대유행 등의 지역적, 시간적 특성을 정확히 반영하지 못하는 한계를 가지고 있을 수 있다.

미충족 의료의 경험은 보건의료의 체계 및 구조, 의료자원의 배분과 함께 개인 차원의 의료서비스 필요성 인식과 접근성 등의 문제로 유발될 수 있다. 때문에 미충족 의료의 경험 여부와 함께 미충족 의료 경험의 이유에 따른 층화 분석이 필요한데, 본 연구에서 활용한 한국인의 행복조사 설문에서는 미충족 의료 경험의 이유에 대한 문항을 별도로 포함하지 않고 있다. 보다 정확한 분석과 원인을 파악하기 위해서는 미충족 의료의 경험에 대한 설문과 함께 미충족 의료를 유발한 원인을 파악할 수 있는 문항에 대한 추가를 추후 고려할 필요가 있다. 본 연구에서 불평등을 측정하기 위해 활용한 집증지수는 보건정책 분야에서 널리 사용되고 있는 측정 방법이지만, 미충족 의료와 개인 수준의 결정요인들 간의 인과관계를 밝힐 수 없다는 제한점을 가지고 있다. 또한 집증지수 분해를 위한 분석모델에서 미

충족 의뢰에 영향을 미치는 개인 및 지역사회 수준의 필요 및 불필요 요인이 모두 반영되지 않을 가능성을 배제할 수 없다. 집중지수 분해 분석에서 이론적 근거를 바탕으로 필요 및 불필요 요인을 선정하였으나, 포함되지 않은 다른 변수들의 영향을 간과해서는 안 된다. 이와 같은 제한점을 보완하기 위해 본 연구에서는 오차항의 기여도도 함께 산출하여 본 분석에서 포함한 필요 및 불필요 요인만으로 설명되지 않은 다른 기여요인들의 영향을 포함하고자 하였다. 한편 앞서 기술했듯이 본 연구에서 제시한 집중지수의 크기와 관련된 상대적 해석의 한계점을 가지고 있다. 집중지수는 최대 +1, 최소 -1의 값을 가질 수 있는데, 본 연구에서 산출한 집중지수의 값은 상대적으로 0에 가까운 값을 확인할 수 있었다. 때문에 미충족 의뢰와 관련한 불평등 크기에 대한 해석에 주의가 필요하다. 선행연구에서도 집중지수의 크기와 관련하여 사회적 가치를 반영한 주관적 해석이 가능하며, 이는 집중지수가 갖는 한계점이라고 볼 수 있다(Koolmax & van Doorslaer, 2004). 집중지수 크기와 관련하여 전 국민 의료보장을 달성한 국가에서 의료 이용과 관련된 집중지수는 일반적으로 0에 가까운 작은 값을 가지게 된다고 기존 연구에서 설명하고 있다(Heo & Hwang, 2014). 마지막으로 한국인의 행복조사 연구는 면접을 통해 대상자의 정보를 수집하였기 때문에, 응답자의 회상 편견(recall bias) 등과 같은 잠재적인 문제가 있을 수 있으며, 코로나19 감염증의 대유행으로 인해 의료서비스 필요 자체를 느끼지 못하는 개인의 인식 등과 같이 설문조사를 통해 확인할 수 없는 영역이 존재한다.

본 연구는 국가 단위 설문조사를 활용하여 코로나19 대유행에 따른 미충족 의뢰에 영향을 미치는 요인을 파악하고 사회경제적 수준에 따른 미충족 의뢰 불평등을 연구하였다. 연구 결과, 코로나19 감염증의 대유행이라는 특수한 상황에서 코로나19 감염증에 대한 두려움 인식이 미충족 의뢰에 영향을 주는 것으로 확인되었으며, 코로나19 감염증에 대응하는 방역정책에 대한 부정확한 이해와 불신, 불만족이 미충족 의뢰를 유발하는 것으로 나타났다. 또한 전 국민 의료보장이라는 제도적 틀을 갖고 있음에도 불구하고 코로나19 감염병의 대유행 시기 이전과 비슷하게 여전히 저소득층을 중심으로 한 미충족 의뢰와 관련된 불평등이 존재하고 있음을 확인하였다. 본 연구의 결과는 의료서비스의 접근 및 이용 장애요인을 제거하기 위한 정책 중재안 마련의 중요한 근거로 활용될 수 있으며, 이와 함께 향후 연구에서는 시계열 분석을 위한 자료의 수집을 통해 미충족 의뢰의 유발요인을 보다 정확히 파악하고, 불평등 변화를 지속적으로 확인하여 궁극적으로 미충족 의뢰를 해결할 수 있는 장기적인 정책 전략의 수립이 필요하다.

참고문헌

- 권순만, 2019, “건강보험 보장성의 정책과제”, 「보건복지포럼」, 272.
- 임지혜, 2013, “한국의료패널 자료를 이용한 만성질환자의 미충족 의료 현황 분석”, 「보건과 사회과학」, 34.
- 박유경 외 5인, 2020, “지역 의료불평등 해소를 위한 미충족 의료지표 활용의 비판적 분석”, 「보건행정학회」, 30(1).
- 송경신 외 2인, 2011, “미충족 의료에 미치는 관련 요인분석”, 「대한보건연구」, 37(1).
- 신영전 외 1인, 2009. “미충족 의료의 현황과 관련요인: 1차, 2차 한국복지패널자료를 이용하여”, 「보건사회연구」, 29(1).
- 신정우 외 3인, 2021, “코로나19와 의료서비스 이용 경험”, 「보건복지 issue & focus」, 400.
- 손창우 외 2인, 2015, “홍콩 이주 한인의 미충족 의료에 영향을 미치는 요인”, 「대한보건연구」, 41(1).
- 조홍준, 2013, “보건의료에서의 형평성: 우리나라의 현황”, 「대한의사협회지」, 56(3).
- 한국리서치, 2020. 「포스트 코로나시대, 우리 의료의 변화와 미래」
- 허중호 외 1인, 2014, “소득 수준에 따른 암검진 이용 형평성 연구: 집중지수와 집중지수 분해 방법을 이용하여”, 「보건 사회연구」, 34(3).
- 허순임 외 1인, 2007. “우리나라 성인의 미충족의료 현황: 연령 간의 차이를 중심으로”, 「한국보건경제정책학회」, 13(2).
- 허순임 외 3인, 2009. “미충족 의료수준과 정책방안에 대한 연구”, 한국보건사회연구원
- 황종남, 2017, “소득 수준에 따른 미충족 의료”, 「한국보건교육건강증진학회」, 34(4).
- Aday, L. A. & Andersen, R. 1974. A framework for the study of access to medical care. *Health Services Research*, 9(3), 208.
- Allin, S., & Masseria, C. 2009. Unmet need as an indicator of health care access. *Eurohealth*, 15.
- Allin, S., Grignon, M., & Le Grand, J. 2010. Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada: what are the equity implications? *Social Science & Medicine* 70(3).
- Andersen, R. M. 1995. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1).
- Asada, Y., Hurely, J., Norheim, O. F., & Johri, M. 2015. Unexplained health inequality- is it unfair? *International Journal for Equity in Health*, 14:11.
- Bernard P, Charafeddine R, Frohlich KL, Daniel M, Kestens Y, Potvin L. 2007. Health inequalities and place: a theoretical conception of neighbourhood. *Soc Sci Med*. 65(9):1839-52.
- Connolly, S., & Wren, MA. 2017. Unmet healthcare needs in Ireland: analysis using the EU-SILC survey. *Health Policy*. 121(4):434-441
- Culyer, A. J., & Wagstaff, A. 1993. Equity and equality in health and health care. *Journal of Health Economics*, 12(4).

- Davillas A & Jones AM. 2021. Unmet health care need and income-related horizontal equity in use of health care during the COVID-19 pandemic. *Health Economics*.
- Dudevich A, Froot J, 2021, "Impact of the COVID-19 Pandemic on Health System Use in Canada" *Healthcare Quarterly*, 24(2).
- Ferrer R, Klein WM., 2015. Risk perceptions and health behavior. *Curr Opin Psychol*. 1(5).
- Gonzalez D, et al. 2021. Delayed and forgone health care for nonelderly adults during the COVID-19 pandemic. Urban Institute.
- Hajek A., et al, 2020. Perceptions of health care use in Germany during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 17.
- Hamid, H., Abid, Z., Amir, A. et al. 2020. Current burden on healthcare systems in low- and middle-income countries: recommendations for emergency care of COVID-19. *Drugs Ther Perspect* 36, 466-468.
- Han MFY, Mahendran R, Yu J. Associations Between Fear of COVID-19, Affective Symptoms and Risk Perception Among Community-Dwelling Older Adults During a COVID-19 Lockdown. *Front Psychol*. 2021;12:638831.
- Han, Q. et al. 2021. Association of risk perception of COVID-19 with emotion and mental health during the pandemic. *Journal of Affective Disorders*. 284:247-255.
- Hwang, J., Rudnisky, C., Bowen, S., & Johnson, J. A., 2017. Measuring socioeconomic inequalities in eye care services among patients with diabetes in Alberta, Canada, 1995-2009. *Diabetes Research and Clinical Practice*, 127(May).
- Hwang J., 2018. Understanding reasons for unmet health care needs in Korea: what are health policy implications?. *BMC health services research*, 18(1).
- Jimenez-Rubio, D., Smith, P. C., & Van Doorslaer, E. V., 2008. Equity in health and health care in a decentralised context: evidence from Canada. *Health Economics*, 17(3).
- Kakwani, N. C. 1977. Measurement of tax progressivity: an international comparison. *The Economic Journal*, 87(345).
- Kakwani, N. C. 1980. *Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Application*. New York: Oxford University Press.
- Kakwani, N. C., Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. 1997 Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical Inference. *Journal of Econometrics*, 77(1).
- Koolmax, X., & van Doorslaer, E. 2004. On the interpretation of a concentration index of inequality. *Health Economics*, 13(7).
- Kwon, S. 2009. Thirty years of national health insurance in South Korea: lessons from achieving universal health care coverage. *Health Policy and Planning*, 24(1).
- Maddison, R., et al. 2012. Inequity in Access to Guideline-Recommended Colorectal Cancer Treatment in Nova Scotia, Canada. *Healthcare Policy*, 8(2).

- Matsushita, K., et al. 2020. The Relationship of COVID-19 Severity with cardiovascular disease and its traditional risk factors: a systematic review and meta-analysis. *Global heart*, 15(1), 64.
- Morris, S., Sutton, M., & Gravelle, H. 2005. Inequity and inequality in the use of health care in England: an empirical investigation. *Social Science & Medicine*, 60(6), 1251-1266.
- O'Donnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A., & Lindelow, M. 2008. Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation. Washington, DC: The World Bank.
- O'Donnell O, O'Neill S, Van Ourti T, Walsh B., 2016. conindex: Estimation of concentration indices. *Stata J.* 16(1).
- Rathnayake, D., Clarke M., & Jayasinghe, VI. 2020. Health system performance and health system preparedness for the post-pandemic impact of COVID-19: a review. *International Journal of Healthcare Management.* 14(1):250-254.
- Sand, G., & Bristle, J. 2021. The Relationship of Threat Perceptions and Optimistic Attitude with Protective Behavior in the COVID-19 Crisis. SHARE project working paper series 64-2021.
- Smolic S, et al, 2021. Access to healthcare for people aged 50+ in Europe during the COVID-19 outbreak. *European Journal of Ageing.*
- WHO Commission on Social Determinants of Health. 2008, *The Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health*, Commission on social determinants of health final report.
- Wagstaff, A., et al., 1989. Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons. *Oxford Review of Economic Policy*, 5(1).
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E., & Watanabe, N. (2003). On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *Journal of Economics*, 112(1).

제9장

연구의 요약 및 결론

I. 연구의 요약

본 보고서는 2020년도에 전국적으로 수집된 한국인의 행복조사(예비조사) 및 「한국인의 미래 가치 관 조사」의 데이터를 활용하여 학술적인 연구를 진행함으로써 (1) 수집된 데이터에 대한 검증 및 (2) 데이터의 효용성 검증에 중점을 두었다. 이를 위해 특정 주제 또는 방법론 등에 국한된 분석을 하지 않고 한국인의 행복조사(예비조사) 설문지의 모듈화된 모든 주제의 데이터를 활용하도록 각 분야의 전문가들을 섭외하여 엄밀한 학술적 연구를 수행하고 주제별로 묶어서 보고서를 구성하였다.

일상재구성법(Day Reconstruction Method)으로 수집된 데이터 분석 결과, 일상을 다른 사람과 함께 보낸 사람들이 혼자 보냈던 사람들에 비해 전반적인 행복 수준이 유의하게 높게 나타났다. 이런 경향은 인지적, 정서적 안녕 영역 모두에서 일관적으로 나타났으며 인구학적 변인 이상의 행복 예측력을 일관적으로 보이는 것으로 나타났다.

한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로는 경제 상태가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며 행복도와 건강에 대한 인식이 삶의 만족도에 주요하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 삶의 만족도는 여성이 남성보다 유의하게 높았고, 사별이나 이혼 경험 유무에 따른 삶의 만족도에는 유의한 차이가 있었다. 교육수준에 따라 고졸부터는 교육수준에 높아짐에 따라 삶의 만족도가 증가하고 그 차이가 또한 통계적으로 유의함을 확인하였다.

행복을 행복도, 삶의 만족, 긍정-부정 정서 경험으로 각각 측정하여 분석한 결과 사회적 자본 중 사회적 참여로는 기부와 사회단체 참여가 행복에 유의하게 긍정적 효과를 갖는 것으로 확인되었다. 사회적 자본의 관계적 측면으로는 사회적 고립이 행복을 낮추는 반면, 즉 신뢰가 높은 경우에만 친구 수가 많은 것이 행복 수준을 높이는 것으로 나타났다. 사회적 환경으로는 자신의 삶에서 결정의 자유가 높은 경우와 안전감에 대한 만족도가 높은 경우, 그리고 원하는 일을 하고 원하는 사람과 만나는 사람이 행복 수준이 높은 것으로 나타났다. 사회적 가치로서 물질주의와 비교 성향은 전반적으로 행복 수준을 낮추는 것으로 확인되었다.

아울러 행복은 객관적인 계층요인 중 절대적인 소득수준의 경우 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하였지만, 소득에 대한 응답자의 주관적인 평가를 활용하였는데, 경제적으로 여유로움을 인지할수록 삶의 만족도가 높았다.

행복과 일과의 관계를 살펴보는 연구에 의하면, 전반적으로 일에 대한 만족도는 행복에 영향을 미치고 있어, 일이 여전히 우리 삶에서 중요한 부분을 차지하고 있음을 확인할 수 있었다. 비정규직 근로는 정규직 근로에 비해 일에 대한 만족도를 낮추며, 결과적으로 행복감도 낮추는 것으로 분석되었다. 1인 자영업자는 정규직 근로자보다 전반적인 행복감이 낮지만 고용주보다는 높은 것으로 나타났다. 유배우 여성의 일에 대한 만족도가 낮은 편이며, 특히 초과근로가 일에 대한 만족도를 낮추는 것

으로 나타났다.

일-여가 인식 유형과 행복 관련 연구는 한국인의 일-여가 인식 유형을 확인한 결과, 일-여가 인식은 '일-여가 동시 중시형'(45%), '소극적 여가 중시형'(18%), '일-여가 관계 미정립형 I'(14%), '적극적 여가 중시형'(13%), '일-여가 관계 미정립형 II'(10%) 등 5개로 유형화가 가능하였다. 일-여가 인식 유형 중 '적극적 여가 중시형', '일-여가 동시 중시형', '일-여가 관계 미정립형 II', '일-여가 관계 미정립형 I', '소극적 여가 중시형' 순으로 행복 수준이 높았다.

한국인의 행복을 세대별로 분석한 연구에서는 현재의 한국사회를 5개의 세대 집단(산업화세대, 베이비붐세대, X세대, M세대, Z세대)으로 구분하여 평균적 행복감을 비교하였다. 분석 결과, 80~95년 사이에 출생한 M세대의 행복감이 가장 높고, 54년 이전에 출생한 산업화세대의 행복감이 가장 낮았으며, 베이비붐세대와 X세대 사이의 행복감 차이는 뚜렷하지 않다. 산업화세대와 베이비붐세대 간 행복감 차이는 건강, 가족관계 만족도, 취업 여부 등 행복을 설명하는 각 요소의 수준 차이에 의해 설명되지만, X세대와 M세대의 행복감 차이는 해당 요소로부터 행복감을 느끼는 정도의 차이를 통해서 보다 잘 설명되어 같은 환경에 있더라도 세대별로 행복감을 느끼는 방식이 상이함을 시사하였다. 취업은 M세대와 X세대의 행복감을 지지하는 효과가 유의하게 나타났으며, 단독가구에 거주하는 베이비붐세대 남성과 산업화세대 남성, 여성 모두의 행복감이 뚜렷이 낮은 것으로 확인되었다. 자가주택에 거주하는 X세대와 베이비붐세대의 행복감도 유의한 수준으로 나타났다. 주목할 만한 결과로서, 기성세대와는 달리 MZ세대는 사회 공정성 인식이 유의미한 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

행복 및 삶의 만족도는 지역과도 밀접한 연관을 보였다. 거주지역의 생활여건 중 건강여건, 여가여건에 대한 만족, 안전감에 대한 만족, 동네환경에 대한 만족, 일에 대한 만족은 행복감에 정(+의) 영향을 미치고 있었다. 비수도권과 수도권의 전반적 행복감과 만족도를 비교한 결과 수도권의 행복 점수가 비수도권에 비해 상대적으로 약간 높았으며, 개인의 건강, 생활수준, 가족생활 만족도가 비수도권에 비해 높게 나타났다. 지역생활여건의 경우 수도권 지역에서의 건강여건, 교육여건, 관계 및 사회참여여건, 환경여건, 여가여건의 만족도가 비수도권보다 높음을 알 수 있다. 반면 안전여건과 경제여건에 대한 만족도는 비수도권이 수도권보다 높게 나타났다.

지역 내 사회서비스 시설의 공간적 분포에 있어서 행복과 사회서비스 접근성 불평등도 사이에는 비선형 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 사회서비스 제공 시설 수로 보면 유소년서비스와 노인서비스 모두 일정 수준 이상 공급되면 행복이 오히려 하락하는 비선형 양상을 보이거나, 이를 지역 내 시설의 비중으로 보면 서로 상이한 관계가 도출되었다. 사회서비스 제공 시설의 공간적 분포와 행복 간의 비선형 관계는 지속적인 사회서비스 전달체계의 확충이 양적으로 이루어지는 방식은 한계가 있으며 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있다고 볼 수 있다.

II. 연구의 결론 및 정책적 함의

정부의 궁극적 목표 중 하나는 국민의 삶의 질과 행복 수준을 향상하는 것이다. 국민의 행복실태를 추적하고 심층분석하여 이에 기초한 정책을 수립하는 것이 중요하다. 조사 결과, 행복과 연관된 여러 영역들을 중심으로 다음과 같은 정책적 함의도 제안하고자 한다.

첫째, 일상에서 다른 사람과 어울리는 시간이 길수록, 자주 어울리는 사람이 많을수록, 사회참여 경험이 많을수록 행복감과 삶의 만족도가 높게 나타나는 결과를 통해 사회적 관계를 통해 행복을 향상할 수 있음을 관찰하였다. 기부와 사회단체 참여가 행복 증진에 유의한 연관성을 보였고, 자신의 삶에서 결정의 자유가 높은 경우, 안전감에 대한 만족도가 높은 경우, 그리고 원하는 일을 하고 원하는 사람과 만나는 사람이 행복 수준이 높은 것으로 나타났다. 사회적 가치로서 물질주의와 비교 성향은 전반적으로 행복 수준을 낮추는 것으로 확인되었다.

경쟁 및 평가 중심의 사회 분위기와 가족해체 및 은둔형 외톨이를 비롯한 고립된 삶으로 인해 자살률이 OECD 국가 중 1위를 차지하는 우리 사회 현재의 모습은 국민들에게 건강한 사회적 관계를 지원해야 할 필요성을 보여준다. 우리 사회가 이미 직면한 고령화, 양극화, 1인 가구 증가는 앞으로 더욱 심화할 전망이다. 이에 따라 노인, 1인 가구, 저소득층 등 행복 취약계층에 대한 사회 활동 참여와 사회적 관계 형성 및 유지 지원에 대한 정책적 대응이 필요하다.

둘째, 행복과 관련된 여러 변인들 중 경제적 수준에 대한 인식과 교육수준에 따라 차이를 보였다. 이에 따라 정책 목표를 제시할 때 객관적이고 물질적인 목표뿐 아니라 주관적 만족도를 모니터링하고 증진할 노력이 필요하다. 가령, 기대수명 증가로 삶의 질에 대한 관심이 커지는 현 상황에서 건강 수명과 정신적 건강 등 질적인 건강 향상을 유도할 수 있는 정책을 제공해야 한다.

셋째, 연구를 통해 일은 행복과 뗄 수 없는 관계에 있으며 일과 근로의 조건이 행복과 밀접한 관련성이 있음을 보여 주었다. 특히 정규직의 행복이 그렇지 못한 집단보다 높고, 유배우 여성은 자녀 유무와 관계없이 일에 대한 만족도가 낮았다는 점에서 가족 내부와 노동시장에서 여성 근로자가 직면하는 갈등 상황이 무엇인지 파악하고 이를 완화할 수 있는 정책을 마련할 필요가 있다.

넷째, 세대 간의 행복의 차이를 살펴본 결과 M세대와 X세대를 대상으로 하는 일자리 정책이 해당 세대의 행복 증진에 기여하고 단독가구에 거주하거나 임차 거주하는 베이비붐세대, 산업화세대를 주거 정책 대상으로 하는 것이 국민의 행복감 증진을 위해 효과적일 수 있을 것이다. 또한, 미래세대의 행복을 증진시키기 위해 공정한 사회를 만들기 위한 논의의 장과 정책적 노력이 필요함을 시사하고 있다.

다섯째, 지역과 행복은 향후 한국인의 행복을 결정짓는 주요한 변수로 부상할 것으로 예측된다. 거주지역의 생활여건이 중요한데 건강여건, 여가여건, 안전감, 동네환경, 일에 대한 만족은 행복감을 결

정짓는 주요한 요인으로 확인되었으며 이로 인한 비수도권과 수도권의 전반적 행복감과 만족도에 격차가 존재하고 있었다. 이에 수도권과 비수도권의 균형발전정책을 추진하되 지역적 수요에 적합한 행정서비스와 생활인프라 공급의 필요성을 제안할 필요가 있다. 이때 사회서비스가 일정 수준으로 사회서비스 제공 시설 인프라가 구축된 이후에는 질적 개선을 위한 정책 수행이 추진될 필요가 있다.

Abstract

In-depth Analytic Research on Koreans' Happiness Survey and Future Values Survey

NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE

Developed countries are actively conducting various studies to support data-based policy design. Now, not only the government but also the National Assembly need to pursue legislative activities and policy development based on research evidence rather than political decisions. To address this need, it is necessary not only to accumulate high-quality data, but also to actively conduct in-depth data analysis by experts in the field. This research report is a joint analysis with more than 25 experts in the field from within and outside of the institute using data built through the survey on the Korean Happiness Survey and the Korean Future Values Survey, conducted in 2020. In addition to comprehensively analyzing various aspects related to happiness, including socioeconomic determinants, daily socialization, social capital, social environments, job circumstances, leisure, generation, and region, we also checked for problems with the surveyed data, and determined whether it is valid and reliable for researchers to use. In conclusion, we suggested policies and strategies to increase Koreans' happiness level and reduce the disparities between subgroups, based on a better understanding of the characteristics of Koreans' happiness.

2021년 한국인의 행복
조사 및 한국인의 미래
가치관 연구 심층분석 보고서

인 쇄 2021년 12월 27일
발 행 2021년 12월 31일
발 행 인 김 현 곤
발 행 처 국회미래연구원
주 소 서울시 영등포구 의사당대로 1
국회의원회관 2층 222호
전 화 02)786-2190
팩 스 02)786-3977
홈페이지 www.nafi.re.kr
인 쇄 처 세일포커스(주) 02)2275-6894

©2021 국회미래연구원

ISBN 979-11-90858-76-2 (93300)

내일을 여는 국민의 국회



국회미래연구원
NATIONAL ASSEMBLY FUTURES INSTITUTE