



자살 예방을 위한 재정정책의 과제

2024. 12.

이은경 · 고창수 · 김평식



자살 예방을 위한 재정정책의 과제

2024. 12.

이은경 · 고창수 · 김평식

서 언

한국은 눈부신 경제성장에도 불구하고 OECD 국가 중 가장 높은 자살률과 가장 낮은 출산율로 사회적 고민이 깊어지고 있다. 이는 국가의 경제적 풍요에도 불구하고 일부 국민들이 느끼는 삶의 질은 극단적으로 낮음을 드러낸다. 자살은 비록 개인의 결정이지만 사회경제적 부정적 외부효과를 발생시킨다는 측면에서 국가와 재정의 관심이 필요하다고 생각한다.

본 연구는 자살의 원인을 다각도로 살펴보고 실증적으로 규명하여 자살 예방을 위한 재정정책의 역할을 제시하고자 하였다. 자살의 원인을 단지 개인의 정신건강 문제에 국한하지 않고 사회경제적 요인까지 종합적으로 고려하기 위해 세 명의 연구자가 다양한 데이터 및 방법론을 이용하여 실증적으로 분석하였다는 데 큰 의의를 찾을 수 있겠다. 개인 레벨에서 건강보험공단 자료와 통계청 사망원인통계를 결합하여 자살 사망을 식별하여 자살 원인을 분석한 연구는, 굉장히 특별한 데이터 세트 구축을 통해 정신질환과 자살의 상관관계를 밝힐 수 있는 교두보를 제공한다. 지역 레벨에서는 자살 예방을 위해 지자체 공공 정신보건의료 인프라의 중요성을 보여주었으며, 향후 1인가구의 자살 위험을 새롭게 제시하였다. 마지막으로 한국에서 가장 자살률이 높은 노인 자살 예방을 위해 빈곤 완화, 돌봄 강화 등 보다 적극적인 재정의 역할이 필요한 방향을 제시한다.

본 연구는 원내 연구진인 이은경, 고창수, 김평식 박사가 공동 집필하였다. 총괄인 이은경 박사는 제 I 장, 제 II 장, 제 IV 장 지역 레벨 자살 결정요인과 결론 및 정책적 시사점을 집필하였고, 고창수 박사는 제 V 장 기초생보 확대 정책이 노인 자살에 미친 영향을, 김평식 박사는 제 II 장의 일부와 제 III 장 개인 레벨에서 자살 결정요인 분석을 집필하였다. 저자들은 본 연구에 도움을 준 원내외 논평자들, 중간보고 및 최종보고 논평자들, 자료를 정리해 준 이수연, 이재국, 박선영 연구원에게 감사하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 의견이며, 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2024년 12월

한국조세재정연구원
원장 이 영

요약 및 정책적 시사점

본 연구는 한국의 높은 자살률에 대한 문제의식을 느끼고 지극히 한국적인 자살률의 특징을 살펴보고, 개인 및 지역 레벨에서 자살의 결정요인을 분석하고 정책적 시사점을 제시하였다. 통계청이 발표한 「2023년 사망원인 통계」에 따르면, 자살 사망률은 인구 10만 명당 27.3명으로 OECD 국가 중 가장 높다. 남성의 자살률이 여성보다 2.2배 더 높으며, 연령별로는 60대 이상 노인 자살률이 압도적으로 높은 수준을 유지해 왔다. 반면, 10대와 20-30대의 자살률은 최근 10년간 꾸준히 증가하고 있어, 생애주기 상 청소년 및 청년층의 자살이 증가하는 원인 규명 및 대응이 필요하다.

제Ⅲ장에서는 개인의 특성이 자살 사망에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석자료는 2017~2021년 건강보험 맞춤형 자료와 통계청 사망원인 조사 자료를 결합하여 사용하였다. 종속변수는 자살로 인한 사망 여부로서 통계청 사망원인 중 고의적 자해(X60-X84) 코드를 이용하여 식별하였다. 설명변수는 연령, 보험료, 장애 여부, 정신질환으로 인한 의료서비스 이용 여부를 통제하였다. 분석모형은 두 가지 생존분석 모형으로 (1) Proportional Hazards(PH) 모형과 (2) Accelerated Failure Time(AFT) 모형을 사용하였다. PH 모형은 자살 위험률을 설명변수의 함수로 나타내며, 시간의 경과와 상관 없이 특정 시점에서 사건이 발생할 위험이 설명변수에 의해 비례적으로 변한다고 가정한다. AFT 모형은 설명변수가 자살 발생 시점에 미치는(즉, 자살하기까지의 시간) 영향을 분석한다. PH 모형의 추정 결과, 연령이 1세 증가할 때마다 자살 위험이 증가하는 것으로 나타났다. AFT 모형의 추정 결과, 연령이 1세 증가할 때 자살 발생까지 걸리는 시간이 단축되고, 연간 보험료(소득의 대리변수)가 증가할 때 자살 발생까지 걸리는 시간이 길어지며, 여성은 남성보다 자살이 늦어지고, 장애 및 정신질환 진단을 받은 경우는 자살 발생까지의 시간이 짧아지는 결과가 도출되었다. 이러한 연구 결과는

장애인과 경제적 취약계층의 자살 위험이 높으며, 이들에 대한 재정 지원 강화의 필요성을 시사한다.

IV장은 지역 레벨에서 자살 결정요인을 실증적으로 분석하였다. 지역 단위에서 정신건강 인프라가 자살률에 미치는 영향에 초점을 맞추었으며, 최근 자살률이 증가하는 청소년 자살의 결정요인을 분석했다는 점에서 다른 선행연구들과 차별성이 있다. 질병관리청의 지역사회건강조사를 통계청의 사망원인통계와 결합하여 시군구 단위 패널데이터(2016-2020년)를 구축하였으며, 분석단위는 250개 시군구이다. 종속변수는 인구 10만명당 자살률(전체, 성별, 5개 연령 그룹별)이고, 설명변수는 시군구 레벨의 인구, 사회, 경제, 건강, 정신건강 인프라 관련 변수이다. 정신건강 보건의료 인프라 변수는 민간 정신재활시설 및 정신요양시설의 개수, 공공 정신건강복지센터, 자살예방센터, 중독관리통합지원센터의 개수, 사회보장 예산 비중, 인구 천명당 정신건강의학과 전문의 수를 포함하였다. 분석모형은 시군구 레벨의 패널 고정효과 모형과 system GMM을 사용하였다. 두 모형의 분석 결과, 사회복지 예산 비중 증가와 공공 정신보건 인프라 증가는 노인 자살률 감소에 기여하는 것으로 강건하게 나타났다. 정태적 모형(패널 고정효과 모형)에서는 1인당 실질 GRDP 증가가 50-64세 자살률을 감소시키고, 실업률 증가는 전체, 여성, 10대 자살률을 증가시켜 경제적 요인이 자살에 미치는 유의한 효과를 확인하였다. 동태적 모형(system GMM)을 통해 인구 천명당 정신과 전문의 수, 민간 정신건강 인프라, 사회복지 예산 변수의 내생성 이슈를 완화하고자 하였다. 추정 결과, 1인가구 비중이 높을수록 전체, 남성, 여성, 그리고 대부분의 연령그룹에서 자살률이 증가하는 패턴을 보였다. 따라서 향후 고령화 시대에 자살 예방을 위해서는 1인가구에 주목할 필요가 있으며, 노인 자살 예방을 위해서는 지자체 복지예산 증대, 정신건강 인프라의 강화 정책을 고려할 필요가 있어 보인다.

제 V장에서는 2015년 기초생활보장제도의 수급자 확대가 노인 자살률에 미친 영향을 실증분석 하였다. 시군구 레벨의 분석자료는 사망원인통계, 전국사업체 조사, 보건복지부 복지사업 정보 등을 활용하여 구축하였다. 분석 모형은 시군구 레벨의 장기차분 추정식과 2단계 최소자승추정법을 이용하였

다. 종속변수는 분석기간 중 지역 레벨의 65세 이상 자살률 변화이며, 설명 변수는 65세 이상 기초생보 수급자 규모 변화, 65세 이상 인구 1인당 노인·청소년 복지예산, 노동시장 관련 변수(2008년 일자리 중 자영업 비율, 제조업 비율, 인구 대비 일자리 수), 사회경제 변수(2008년 투표율, 이혼율, 독거노인비율, 65세 이상 인구비율), 보건시설 변수(인구 천명당 요양기관 수, 상급종합병원 수, 노인 천명당 요양병원 수), 지방정부 특성(시군구 중 비광역시의 시 여부 더미), 시도 고정효과를 사용한다. 이때 65세 이상 기초생보 수급자 규모 변화의 내생성을 고려하기 위해 2013년 기준 노인인구 대비 기초생보 수급자 비중을 활용하여 도구변수 방법론을 적용한다. 실증분석 결과 기초생보 커버리지 증가는 자살률을 통계적으로 유의미하게 감소시키지 못한 것으로 나타났다. 반면 기초연금을 포함한 1인당 복지예산의 증가는 자살률 감소에 일정 부분 역할을 수행하였을 가능성이 제시되었다. 따라서 기초생보 등 빈곤 완화를 위한 재정지원은 급여 수준이 높지 않다면 자살률에 유의미한 변화를 유도하기 어려울 수 있으며, 노인의 돌봄, 사회참여, 정신건강 등 다른 측면에서의 재정정책도 병행될 필요가 있음을 제시하였다.

마지막으로 제 V 장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다. 자살은 개인적 관점이 아닌 사회적 관점에서 접근해야 하며, 사회적 위험 요인(빈곤, 해체 등)이 중요한 기폭제가 되기 때문에 공공보건의 관점에서 보편적이고 인구학적으로 접근할 것을 제안하고 있다. 이를 위해 취약계층에 대한 사회안전망 강화(실업률 감소, 빈곤 완화, 주거 보장, 적극적 노동시장 정책, 건강보장 확대 등) 등 재정의 역할을 강조할 필요가 있다. 또한 자살 예방을 위해 전 부처, 더 나아가 전 사회적인 참여가 필요하며, 현재의 자살 위험뿐만 아니라 생애주기적 관점에서 변화하는 자살 위험에 대응하여 전방위적인 노력이 강화될 필요가 있다.

목 차

I. 서론	15
II. 현황 및 쟁점	21
1. 전체 사망원인 중 자살	21
2. 한국 자살률의 특징	25
가. 성별·연령별 자살률	28
나. 그 외 자살자의 인구·사회적 특징	31
다. 지역별 자살률	33
3. 한국 자살의 원인	37
가. 경제적 어려움	40
나. 정신적 어려움	42
III. 개인 레벨의 자살 결정요인 분석	43
1. 선행연구	44
2. 자살 결정요인의 이론적 논의	46
3. 실증분석	50
가. 분석자료	50
나. 실증분석 모형	52
다. 실증분석 결과	55
4. 소결	57
IV. 지역 레벨 자살 결정요인 분석	59
1. 선행연구	59
2. 데이터 및 방법론	63

3. 실증분석	65
가. 정태적 모형(패널 고정효과 모형)	65
나. 동태적 모형(SYSTEM GMM 모형)	77
다. 청소년 자살 원인 분석	81
4. 소결	86
V. 재정정책이 자살 예방에 미친 영향: 기초생활보장제도를 중심으로 ..	88
1. 개괄	88
2. 기초생활보장제도 소개	90
3. 실증분석	97
가. 실증분석 전략	97
나. 분석 자료 및 기초통계	101
다. 분석 결과	107
4. 소결	114
VI. 결론 및 정책적 시사점	118
참고문헌	123

표목차

〈표 II-1〉 한국인의 사망원인 순위(2021년 기준)	23
〈표 II-2〉 연령별 5대 사망원인 사망률 및 구성비(2021년 기준)	24
〈표 II-3〉 가구형태 자살률	31
〈표 II-4〉 시도별 자살률과 소득, 노인인구 비중	34
〈표 II-5〉 2021년 연령표준화 자살률 상위 3개 시·군·구	35
〈표 II-6〉 2021년 연령표준화 자살률 하위 3개 시·군·구	36
〈표 II-7〉 자살 관련 행동 대상자 중 정신장애 비율	42
〈표 III-1〉 기초통계량	51
〈표 III-2〉 자살 결정요인이 자살에 미치는 영향(PH 모형)	55
〈표 III-3〉 자살 결정요인이 자살 발생까지의 시간에 미치는 영향(AFT 모형)	56
〈표 IV-1〉 기초 통계량(2016-2020년)	67
〈표 IV-2〉 전체 자살률: 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)	69
〈표 IV-3〉 성별·연령별 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)	73
〈표 IV-4〉 성별·연령별 패널 고정효과 분석 결과(시차 설명변수 포함)	75
〈표 IV-5〉 성별·연령별 system GMM 분석 결과(2016-2020)	79
〈표 IV-6〉 10대 청소년 자살률: 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)	83
〈표 V-1〉 기초생활보장제도 생애주기별 수급률	96
〈표 V-2〉 기초통계량	105
〈표 V-3〉 도구변수 1단계 추정식	108
〈표 V-4〉 분석 지역에 따른 도구변수 예측력 비교	109
〈표 V-5〉 OLS 추정 결과	110
〈표 V-6〉 도구변수(TSLS) 추정 결과	111
〈표 V-7〉 예측값 이용 OLS 추정 결과	114

그림목차

[그림 I-1] 삶의 만족도 비교	16
[그림 I-2] 아동·청소년 대상 삶의 만족도	16
[그림 I-3] OECD 회원국의 SOCX 비중	17
[그림 II-1] 주요국 사망원인의 국가 비교(2021년 or latest)	21
[그림 II-2] 선진국의 주요 사망원인(2021년 기준)	22
[그림 II-3] 인구 10만명당 자살률 국제 비교(2019-2021년 latest)	25
[그림 II-4] 인구 10만명당 자살률 국제 비교: 전체, 아동(5-14세), 청년(25-34세), 노인(75세+)	26
[그림 II-5] 성별·연령별 자살률	29
[그림 II-6] 연령 그룹별 자살률(인구 10만명당)	30
[그림 II-7] 2016, 2020년 생애주기별 자살사망 발생률	30
[그림 II-8] 자살자의 인구 사회적 특징	32
[그림 II-9] 지역별 자살률 지도(2022년 기준)	33
[그림 II-10] 1998년 대비 2022년 자살 증감률	35
[그림 II-11] 1998년 대비 2022년 자살 증감률	37
[그림 II-12] 자살의 원인	38
[그림 II-13] 2017~2021년 동기별 자살자 비율 추이	38
[그림 II-14] 성별에 따른 자살 동기	39
[그림 II-15] 상대적 빈곤율 대비 노인 빈곤율	41
[그림 II-16] 노인 소득의 구성	41
[그림 III-1] 자살 결정요인이 자살에 미치는 영향	54
[그림 V-1] 소득인정액 도입에 따른 수급자 선정기준의 변화	90
[그림 V-2] 2023년도 급여별 소득인정액 기준	91
[그림 V-3] 소득인정액 산정방식	91

[그림 V-4] 부양능력 판정기준 도해	92
[그림 V-5] 급여별 수급자 수	93
[그림 V-6] 생애주기별 수급자 분포	94
[그림 V-7] 기초생활보장제도 수급규모 추이	95
[그림 V-8] 2013년 기준 지역별 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비중	102
[그림 V-9] 지역별 기초생활보장제도 수급자 비중에 따른 자살률 및 잔차 추세	103
[그림 V-10] 통제변수를 활용하여 추정한 자살률 사건사 분석	104
[그림 VI-1] 공공보건의 관점에서 자살예방정책	121

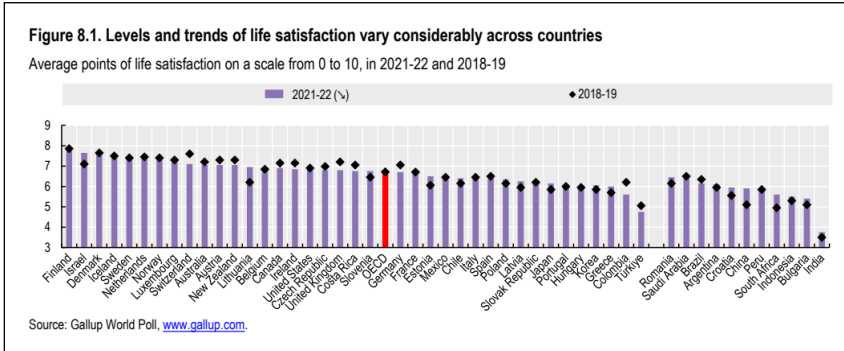
I. 서론

한국은 세계 10위권의 경제대국이자 BTS와 오징어게임을 탄생시킨 문화대국이지만, OECD 국가 중 자살률은 가장 높고 출산율은 가장 낮은 불명예를 가지고 있다. 이는“지극히 한국적인 자살률, 지극히 한국적인 출생률”이라는 최근 보도된 언론기사¹⁾에서 정치학자와 사회복지학자들이 지적한 내용이다. 기사의 주요 내용을 세 가지로 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선진국에서는 자살률이 감소하는 추세인데 높은 자살률을 유지하는 한국은 이례적인 케이스이다. 둘째, 한국의 자살률이 급격히 높아진 시기는 1997-1998년 외환위기, 2001-2003년 카드 대란, 2008-2009년 글로벌 금융위기인데, 이는 자살이 개인적 요인이 아닌 사회경제적 요인으로 발생함을 보여준다. 셋째, 자살률 증가는 출생률을 감소시킨다. 따라서 출산을 담당하는 10-30대에서 자살률이 지속적으로 증가하므로 출산율 감소는 예견된 현상이다.

한국의 높은 자살률과 낮은 출산율은 궁극적으로 한국인이 느끼는 삶의 질이 극단적으로 낮음을 방증하는 현시 선호의 표출로 볼 수 있다. [그림 I-1]과 [그림 I-2]에서도 확인할 수 있듯이, 한국인의 삶의 만족도 지표는 성인과 아동 모두 낮은 순서로 4번째에 속한다.

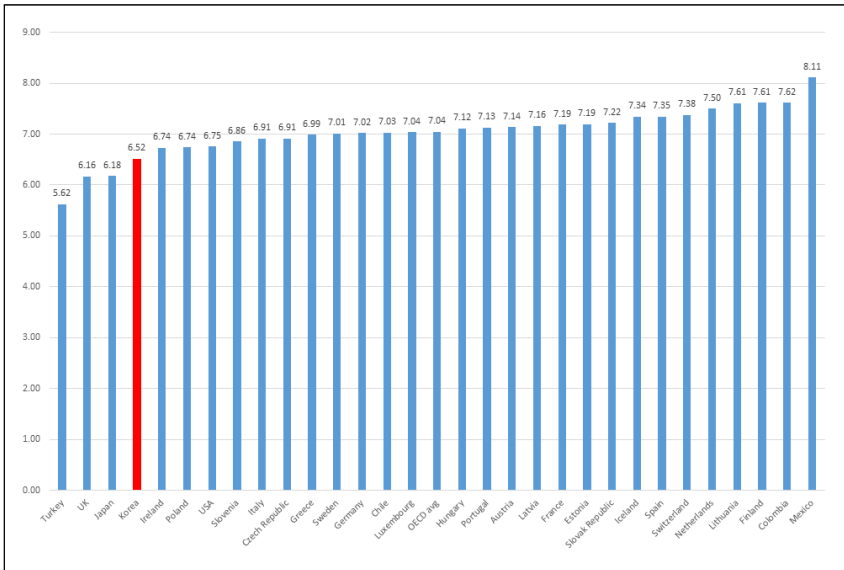
1) 한겨레 21, 2024. 3. 15, https://h21.hani.co.kr/arti/politics/politics_general/55231.html

[그림 I-1] 삶의 만족도 비교



자료: OECD, Society at a Glance 2024, p. 111.

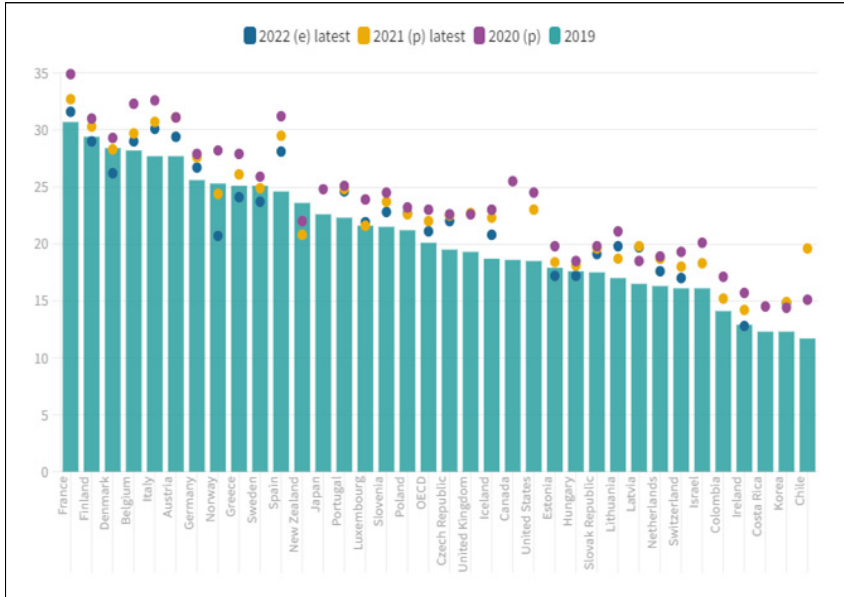
[그림 I-2] 아동·청소년 대상 삶의 만족도



자료: OECD, PISA 2018 Results, p.156 데이터에 기반하여 저자 작성

또한 한국은 국민의 삶의 질 향상을 위해 복지 부문에 투입되는 예산의 비중이 낮은 편에 속한다. 지난 10년 추이를 살펴보았을 때도 한국은 매년 칠레, 코스타리카 등 남미 국가들과 함께 최하위권에 머물러 있다.

[그림 I -3] OECD 회원국의 SOCX 비중



주: (p)는 전망치, (e)는 추정치를 의미함

자료: OECD(2023), OECD Social Expenditure database.

<https://oecdstatistics.blog/2023/02/02/sizing-up-welfare-states-how-do-oecd-countries-compare/>
(검색일자: 2024. 10. 15)

한국의 경우, 자살 관련 사회경제적 비용²⁾은 2015년 기준 연간 6.4조원으로 10대 사망원인 중 암(16.7조원), 뇌혈관질환(6.9조원)에 이어 세번째로 높은 수준에 해당하여, 자살은 막대한 사회경제적 비용을 초래함을 확인할 수 있다(현경래 외, 2017). 미국의 경우, 자살의 경제적 비용은 2013년 기준

2) 사회경제적 비용은 직접비(직접의료비+간병비, 교통비 등 직접의료비)와 간접비(질병으로 인한 조기사망시 미래소득 손실액, 의료이용에 따른 생산성 손실액)의 합으로 계산하였음

584억달러(Shepard et al., 2016), 2020년 기준 4,840억달러(Peterson et al., 2024)이며, 프랑스는 2019년 기준 185억유로로 추정되었다(Segar et al., 2024). 따라서 자살 예방은 이러한 사회경제적 비용을 절감할 수 있으며, 자살로 인한 조기사망은 국가 차원의 인적자본 및 생산성 손실로 이어져 국가 재정에 부정적인 영향을 줄 수 있으므로, 자살 예방을 위한 재정정책의 역할을 검토할 필요가 있다.

본 연구에서는 지극히 한국적인 자살률의 특징을 살펴보고 자살을 결정하는 개인적 특성 및 사회경제적 요인을 실증적으로 고찰하고자 한다. 본 연구에서는 세 가지 종류의 실증분석을 각각 진행하였다. 첫 번째 실증분석은 건강보험공단의 맞춤형 자료를 통계청의 사망원인통계와 결합하여 개인의 특징(성, 연령, 소득, 장애 여부, 정신질환 등)이 자살에 미치는 영향을 분석하였다. 두 번째와 세 번째 실증분석은 시군구 레벨의 패널자료를 이용하였는데, 두 번째 분석은 지역사회건강조사 등을 이용하여 사회적 요인(소득, 실업, 이혼, 고독, 정신보건 인프라 등)이 다양한 그룹의 자살률에 미치는 영향을 분석하였다. 마지막으로 세 번째 실증분석은 자살의 주요 원인 중 하나로 알려진 빈곤을 완화하는 복지정책으로서 기초생활보장제도의 확대가 노인 자살률에 미치는 영향을 분석하였다. 자살은 많이 발생하는 이벤트가 아니다 보니, 실증분석을 하는 대부분의 선행연구는 실현된 자살 변수가 아니라 자살 생각, 자살 시도와 같은 변수들을 주로 사용하였는데, 본 연구는 실현된 자살을 종속변수로 사용하고 있다는 점이 차이점이라 할 수 있다. 또한 두 자료를 결합하여 개인 레벨에서 자살 사망을 식별하고 정신질환 진단 여부와 연계하여 살펴본 것은 국내에서 첫 번째 시도로 사료된다. 따라서 본 연구에서는 개인의 실현된 자살, 지역 레벨의 실현된 자살률에 미치는 원인을 규명하고, 재정의 관점에서 자살 예방을 위한 대응 방안과 정책적 시사점을 모색하고자 한다.

보건복지부(2023)의 「2023년 자살에 대한 국민인식조사」 결과에 따르면 자살 생각의 주된 이유는 경제적 어려움, 정신적·정서적 어려움, 신체적 질병 등을 들 수 있다. 결국 자살은 개인의 삶의 질과 직접적인 연관이 있으

며, 개인의 삶의 질은 또한 사회적 요인들과 맞닿아 있다고 할 수 있다. 예를 들면, 개인의 경제적 어려움은 일자리, 실업률, 노후소득, 소득불평등과 연관되며, 정신적·정서적 어려움은 정신질환(우울증), 고독(1인가구 증가), 학업 및 업무 스트레스(교육 및 노동시장), 신체적 질병은 의료 보장제도와 연관 지을 수 있다. 또한 자살은 가족과 주변 사람, 지역사회 등에 부정적인 파급 효과를 발생시킨다(이상영 외, 2012). 따라서 한국의 높은 자살률은 저출산과 마찬가지로 한 개인의 문제를 넘어서서 국가의 후생을 감소시킬 수 있는 사회적 문제로서 재정의 역할이 필요한 영역으로 볼 수 있을 것이다.

그간 한국의 자살예방사업은 복지부를 중심으로 한 자살 고위험군의 집중관리 및 정신건강 서비스 제공에 치우쳐왔다. 정부는 자살 예방에 관한 중장기적 정책 방향을 제시하고 변화하는 환경에 대응하고자 보건복지부에 자살예방정책과를 신설(2018)하고, 자살예방정책위원회를 출범하였으며(2019), 한국생명존중희망재단을 설립(2021)하는 등 정책 추진을 위한 조직을 정비하였다. 2020년 「코로나19 대응 자살예방 강화대책」, 2023년 4월 〈제5차 자살예방기본계획(2023~2027)〉이 수립되어 자살사망자 수 감소를 위한 5대 추진전략 및 15대 핵심과제를 제시하였다.

자살예방사업의 예산은 2024년 기준 508억원으로 해마다 증가하고 있으나, 주로 사후관리(자살 고위험군 집중관리)와 교육·홍보에 집중되어 있고, 자살의 원인을 근본적으로 규명하여 객관적 근거에 기반하여 정책을 시행한다고 보기는 어렵다. 2023년 4월, 관계부처 합동으로 발표된 〈제5차 자살예방기본계획〉의 세 가지 정책 목표는 ① 자살사망자 수 감소(자살률 30% 감소: 2021년 26.0명→18.2명), ② 지역맞춤형 자살예방정책 강화, ③ 고위험군 집중관리이다(보건복지부, 2023). 자살사망자 감소 목표치는 매년 12,000여 명의 자살자 중 100여명을 줄이겠다는 것으로 매우 도전적이며, 지역맞춤형 자살예방정책은 자살예방센터를 중심으로 진행되는 지역별 자살고위험군 관리 사업을 의미한다. 전 국민을 대상으로는 생애주기상 경험하는 충격에 대한 맞춤형 자살예방 정책으로서 경제위기군과 정신건강위기군에 정신건강 서비스를 지원하고 있다.

또한 올해 도입된 ‘전국민 마음투자 지원사업’은 중증 정신질환의 관리에서 벗어나 전 국민을 대상으로 우울증 등 정신질환을 예방하기 위해 보편적인 접근 방식을 취하고 있다. 해당 사업은 우울·불안 등 정서적 어려움이 있는 국민에게 전문 심리상담 서비스를 제공하여, 국민의 마음건강 돌봄 및 정신질환 사전 예방·조기발견을 목적으로 한다(보건복지부 홈페이지³⁾). 이러한 최근의 정책 방향은 사회경제적 요인이 자살에 미치는 영향을 자각하기 시작한 긍정적인 신호라고 여겨지나, 여전히 재정의 역할을 정신건강 보건서비스에 한정하고 있어 사회경제적 요인 자체를 변화시키려는 노력은 아직 미흡한 것으로 보인다.

본 고에서는 개인 및 지역의 사회경제적 요인(소득, 고용, 건강, 교육, 사회통합, 안전 등)이 자살에 미치는 영향을 파악하고, 자살 예방을 위한 재정의 역할 및 정책적 시사점을 모색하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. II장은 한국 자살률의 현황과 쟁점을 살펴보았다. III장은 건강보험공단 맞춤형 DB를 사용하여 개인 레벨에서 자살 결정요인을 실증적으로 분석하였고, IV장은 시군구 레벨에서 자살 결정요인을 분석하였다. V장은 빈곤 완화를 위한 기초생활보장제도의 확대가 노인 자살률에 미치는 효과를 분석하였다. VI장은 결론 및 정책적 시사점을 제공한다.

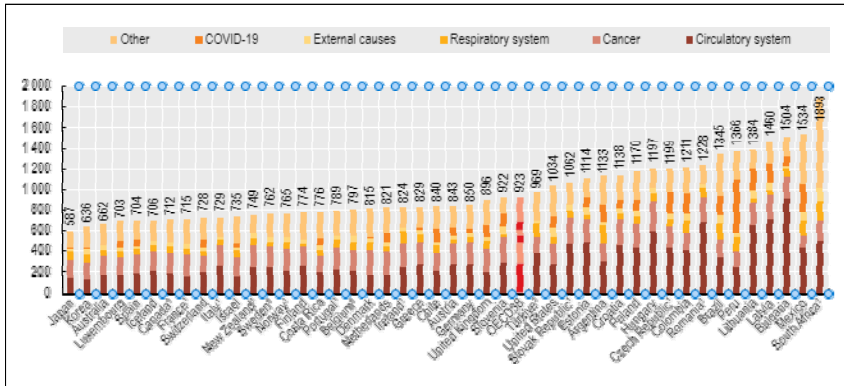
3) 보건복지부 전국민 마음투자 지원사업,
https://www.mohw.go.kr/menu_es?mid=a10706040800(검색일자: 2024. 10. 15.)

II. 현황 및 쟁점

1. 전체 사망원인 중 자살

한국은 OECD 국가 중 보건의료비 지출은 적은 편이나 평균수명, 사망률 등에 기반한 건강수준은 높은 편으로 알려져 있다. 2021년 기준, 한국의 전체 사망률은 OECD 국가 중 두 번째로 낮다. 즉, 한국의 전반적인 건강지표는 나쁘지 않다.

[그림 II-1] 주요국 사망원인의 국가 비교(2021년 or latest)



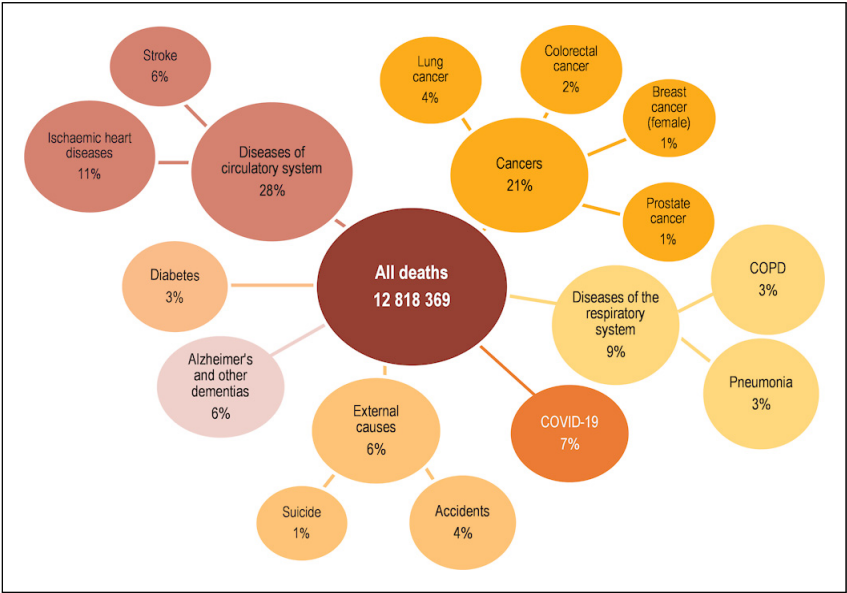
자료: OECD, *Health at a Glance Statistics 2023*, p. 67.

그러나 주요 사망원인을 살펴보면 한국 사회가 건강하지 않음을 알 수 있다. 2021년 기준, OECD 국가들의 주요 사망원인은 심혈관계 질환(28%), 암(21%), 뇌혈관질환(11%) 순서이고 자살은 1%에 불과하다. 그러나 같은 해, 통계청 사망원인통계에 따르면 한국인의 사망원인 1위는 암(35.2%), 2위는 심장질환(13.4%), 3위는 폐렴(9.7%), 4위는 뇌혈관질환(9.6%)이며, 자살이 5

위(5.7%)를 차지한다. 즉, OECD 국가들과 비교하였을 때, 전체 사망자 중 자살사망자가 차지하는 비중이 5배 이상 높다.

또한 연령 그룹별로 구분해서 살펴보면 10대와 20대, 30대의 사망원인 1위가 자살이며, 40-50대에서도 사망원인 2위가 자살인 것을 보면(통계청, 2022), 우리나라 핵심 생산가능인구의 자살 위험성이 높음을 확인할 수 있다.

[그림 II-2] 선진국의 주요 사망원인(2021년 기준)

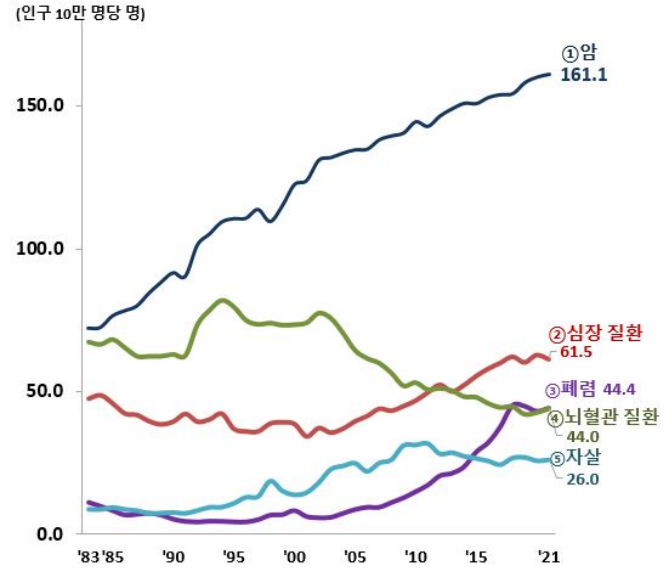


자료: OECD, *Health at a Glance 2023*, p. 67.

〈표 II-1〉 한국인의 사망원인 순위(2021년 기준)

(단위: 인구 10만 명당 명)

순위	사망원인	사망률	비중
1	악성신생물(암)	161.1	35.2%
2	심장 질환	61.5	13.4%
3	폐렴	44.4	9.7%
4	뇌혈관 질환	44.0	9.6%
5	고의적 자해(자살)	26.0	5.7%
6	당뇨병	17.5	3.8%
7	알츠하이머병	15.6	3.4%
8	간질환	13.9	3.0%
9	패혈증	12.5	2.7%
10	고혈압성 질환	12.1	2.7%



자료: 통계청(2022), 2021년 사망원인통계(비중만 저자 계산)

〈표 II-2〉 연령별 5대 사망원인 사망률 및 구성비(2021년 기준)

(단위 : 인구 10만 명당 명, %)

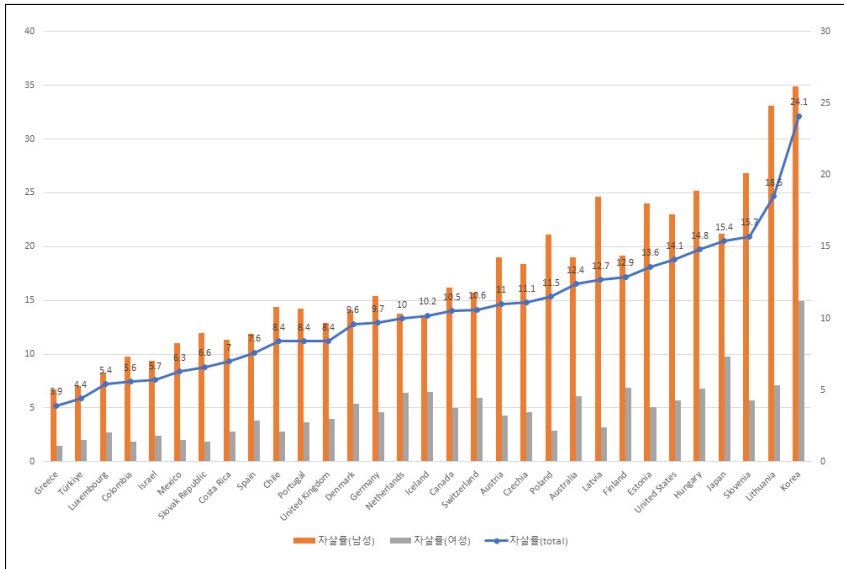
	0세	1-9세	10-19세	20-29세	30-39세	40-49세	50-59세	60-69세	70-79세	80세 이상
1위	출생전후기에 기원한 특정 병태	악성신생물	고의적 자해(자살)	고의적 자해(자살)	고의적 자해(자살)	악성신생물	악성신생물	악성신생물	악성신생물	악성신생물
	117.9	1.7	7.1	23.5	27.3	38.1	105.2	267.3	649.7	1,342.4
	(48.9%)	(20.9%)	(43.7%)	(56.8%)	(40.6%)	(27.7%)	(35.4%)	(41.4%)	(34.7%)	(17.1%)
2위	선천 기형, 변형 및 염색체 이상	가해(타살)	악성신생물	운수사고	악성신생물	고의적 자해(자살)	고의적 자해(자살)	심장 질환	심장 질환	심장 질환
	37.0	0.7	2.3	4.1	11.4	28.2	30.1	51.0	171.4	917.1
	(15.3%)	(9.4%)	(14.2%)	(9.8%)	(17.0%)	(20.5%)	(10.1%)	(7.9%)	(9.2%)	(11.7%)
3위	영아돌연사 증후군	운수사고	운수사고	악성신생물	심장 질환	간 질환	심장 질환	뇌혈관 질환	뇌혈관 질환	폐렴
	19.3	0.6	1.9	3.5	3.7	11.6	23.5	40.1	141.1	791.7
	(8.0%)	(7.7%)	(11.4%)	(8.6%)	(5.6%)	(8.4%)	(7.9%)	(6.2%)	(7.5%)	(10.1%)
4위	가해(타살)	선천 기형, 변형 및 염색체 이상	심장 질환	심장 질환	운수사고	심장 질환	간 질환	고의적 자해(자살)	폐렴	뇌혈관 질환
	5.4	0.5	0.5	1.3	3.5	10.0	22.9	28.4	123.2	607.7
	(2.2%)	(6.6%)	(3.0%)	(3.1%)	(5.2%)	(7.2%)	(7.7%)	(4.4%)	(6.6%)	(7.7%)
5위	심장 질환	추락사고	뇌혈관 질환	뇌혈관 질환	간 질환	뇌혈관 질환	뇌혈관 질환	간 질환	당뇨병	알츠하이머병
	2.7	0.5	0.4	0.5	3.0	8.1	17.0	26.5	60.4	339.2
	(1.1%)	(6.3%)	(2.5%)	(1.2%)	(4.4%)	(5.9%)	(5.7%)	(4.1%)	(3.2%)	(4.3%)

자료: 통계청(2022), 2021년 사망원인통계, p. 8.

2. 한국 자살률의 특징

한국의 자살률은 2022년 기준 인구 10만명당 25.2명으로 OECD 국가 중 가장 높은 수준을 기록하고 있다(2위 리투아니아, 3위 슬로베니아). 이는 2021년 OECD 평균 자살률인 10.5명보다 2배 이상 높은 수준이다.

[그림 II-3] 인구 10만명당 자살률 국제 비교(2019-2021년 latest)



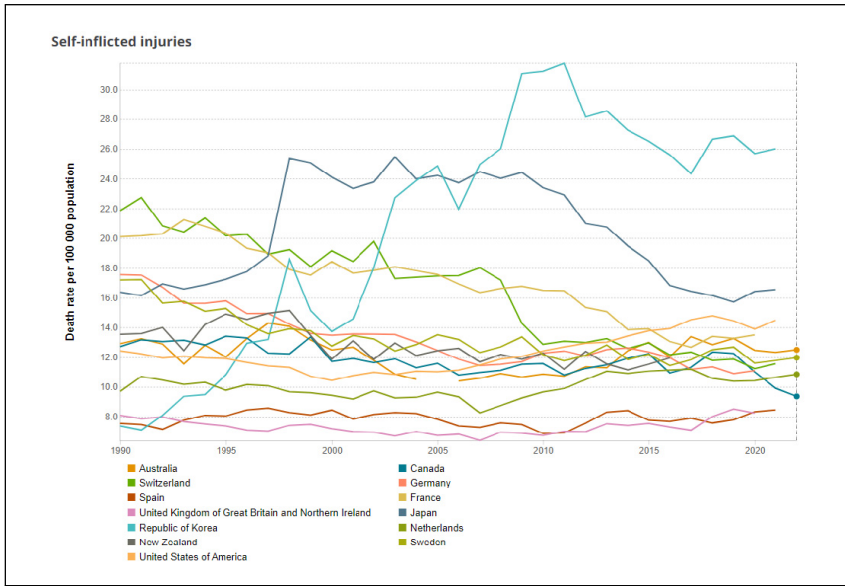
자료: OECD(2024), Suicide rates(indicator), doi: 10.1787/a82f3459-en(검색일자: 2024. 3. 19.)

통계청의 2023년 사망원인통계에 따르면, 2023년 자살사망자 수는 13,978명, 인구 10만명당 자살 사망률은 27.3명으로 2018년 이후 가장 높은 수치를 기록하고 있다. 2023년 자살률은 전년과 비교해 80대 이상을 제외한 전 연령대에서 상승하였는데, 이는 사회적 고립 및 경제난 심화 등 코로나19가 남긴 후유증이 본격적으로 발생한 것과 더불어 자살을 하나의 선택지로 인식하는 경향이 높아진 데 따른 것으로 추정된다(보건복지부, 2024). 정신질환 수진자 수는 코로나19가 발생하기 이전인 2017년 321만명에서 2019년 368만명, 2021년 411만명, 2022년 434만명으로 매년 증가하고 있어 이러한

추정을 뒷받침할 수 있다고 보인다.

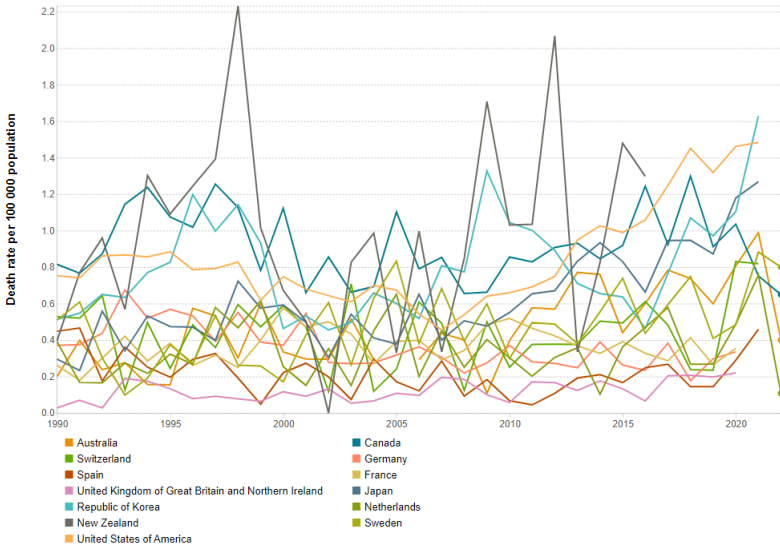
그러나 한국의 자살률이 처음부터 높았던 것은 아니다. 1990년대 초반에는 자살률이 높지 않았으나, 1997년 IMF 외환위기를 기점으로 큰 폭으로 증가하였다가 감소하였고, 2000년대 초부터 급속도로 상승하여 2010년 초반 정점을 찍고 감소하는 패턴을 보인다. 연령 그룹별로 세분하여 살펴보면, 노인(75세 이상) 자살률이 최근 10년 감소하는 추세를 보이고, 아동(5-14세) 과 청년(25-34세)의 자살률은 최근 5년 증가하는 패턴을 보이는 특징이 발견된다.

[그림 II-4] 인구 10만명당 자살률 국제 비교: 전체, 아동(5-14세), 청년(25-34세), 노인(75세+)



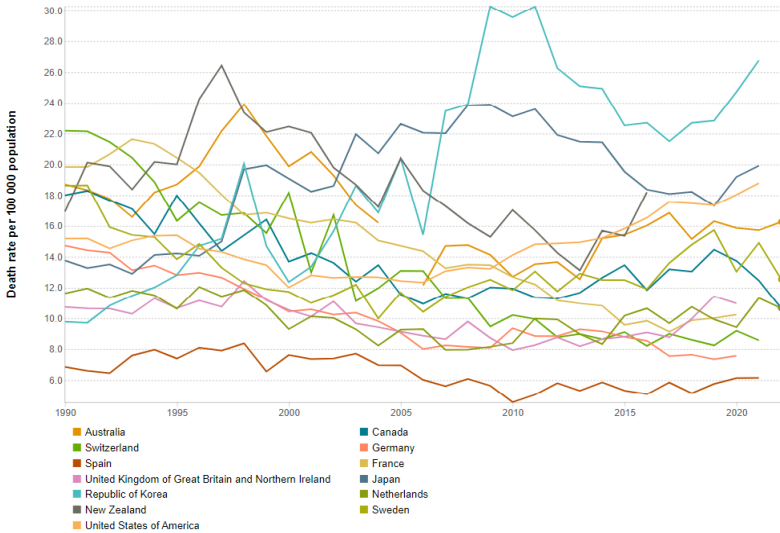
[아동(5-14세)]

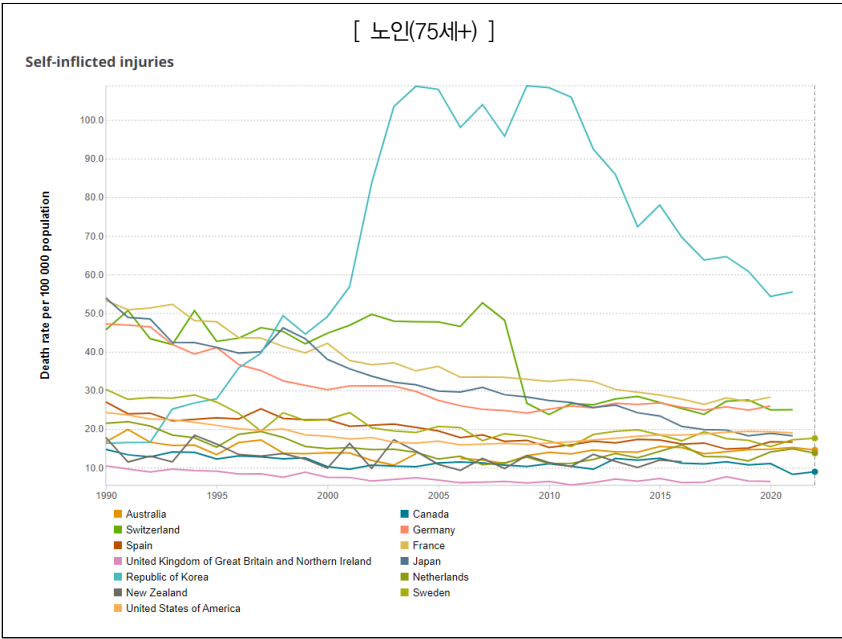
Self-inflicted injuries



[청년(25-34세)]

Self-inflicted injuries



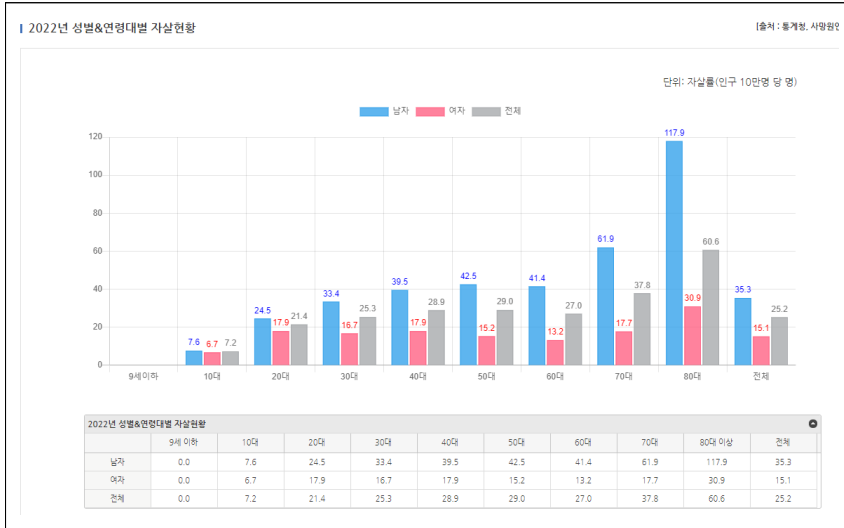


자료: WHO Mortality Database를 기반으로 저자 작성.
<https://platform.who.int/mortality/themes/theme-details/topics/indicator-groups/indicator-group-details/MDB/self-inflicted-injuries>(검색일자: 2024. 3. 22.)

가. 성별 · 연령별 자살률

성별 자살률의 경우, 2021년 남성(35.9명, 68.9%)이 여성(16.2명, 31.1%)보다 2.2배 높게 나타났다(보건복지부, 2023).

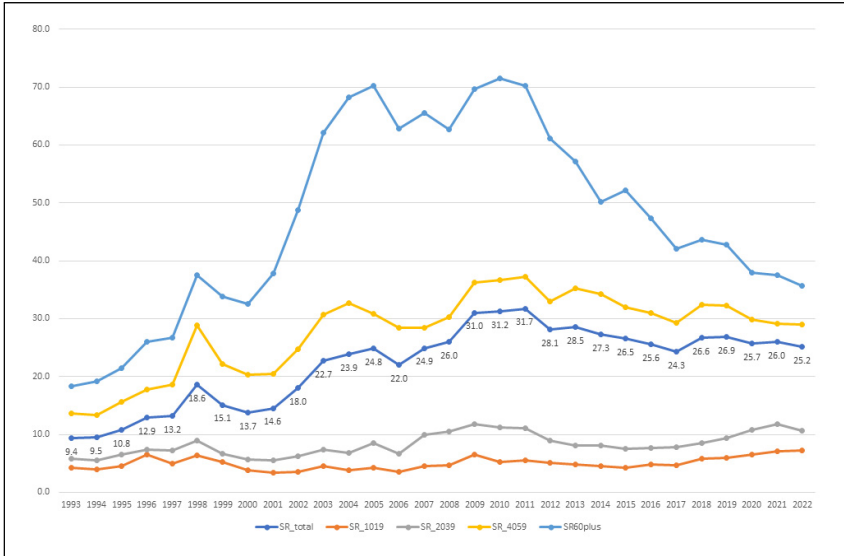
[그림 II-5] 성별·연령별 자살률



자료: 통계청, 사망원인통계(한국생명존중희망재단 <https://kfsp-datazoom.or.kr/korea02.do>(검색일자: 2024. 6. 20.))

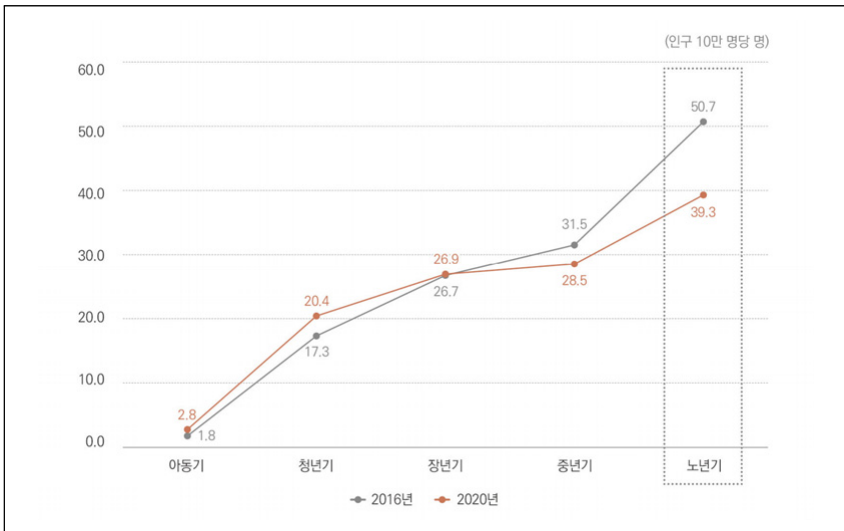
한국의 연령별 인구 10만명당 자살률 추이를 동시에 살펴보면, 60세 이상 노인그룹에서 압도적으로 높은 수준을 유지해 왔다. 노인 자살률은 1997년 IMF를 겪으며 많이 증가한 후, 2000년대에 정점을 찍고 2011년부터 급격히 감소하는 추세이다. 반면, 자살률이 낮은 연령그룹인 10대와 20-30대의 자살률은 최근 10년간 꾸준히 증가하는 추세이다. 세계적인 추세와 비교해 보더라도 지난 20여년간 해외 청소년 자살률은 감소하는 추이를 보이는 반면, 한국 청소년의 자살률은 증가하는 추세를 보이고 있다(통계청, 2023). 따라서 생애주기 상에서 청소년과 청년층에서 자살이 증가하는 원인 규명 및 대응 방안이 필요해 보인다.

[그림 II-6] 연령 그룹별 자살률(인구 10만명당)



자료: 통계청, 사망원인통계(사망원인/성/연령(5세)별 사망자수)와 인구동향조사(성/연령별 주민등록연앙인구)를 기반으로 저자 작성

[그림 II-7] 2016, 2020년 생애주기별 자살사망 발생률



자료: 보건복지부 · 한국생명존중희망재단(2023), p.50

나. 그 외 자살자의 인구·사회적 특징

자살자의 혼인상태 통계를 살펴보면, 유배우자가 40%, 미혼 34%, 이혼 16%, 사별 10%로 배우자가 없는 경우 자살률이 높은 것으로 나타났다. 특히, 미혼의 비중이 두 번째로 높은 이유는 아동·청소년 및 청년 자살률이 증가했기 때문으로 판단된다. 자살자의 직업 통계에서는 학생, 가사, 무직의 자살률이 약 50%로 가장 높게 나타났다. 이는 65세 이상 인구를 제외한 수치이므로 생산가능인구의 직업 유무가 자살률에 영향을 미친다고 짐작할 수 있다. 즉, 실직 등과 같은 경제적 요인이 자살과 연관성이 높음을 유추해 볼 수 있다.

자살자의 교육 수준은 고졸이 41.4%로 가장 높고, 대졸 혹은 그 이상이 36.8%로 두 번째로 높다. 교육 수준이 소득 수준의 대리변수라면 고소득층 보다는 중하위 소득계층의 자살률이 높은 것으로 보인다.

다음으로 가구의 구성원 수 및 월평균 소득과 자살률의 관계를 살펴본다. 「2023년 자살실태조사」보고서에 따르면, 1인가구의 자살생각 유경험자는 18.7%로 2인 이상 가구 13.6%보다 높다. 그리고 월평균 가구소득이 200만원 미만 저소득 가구에서 26.6%로 가장 높고, 400~600만원 가구에서 13.4%로 두 번째로 높아 소득 외에도 특정 요인들이 자살률에 미치는 영향이 있음을 짐작할 수 있다.

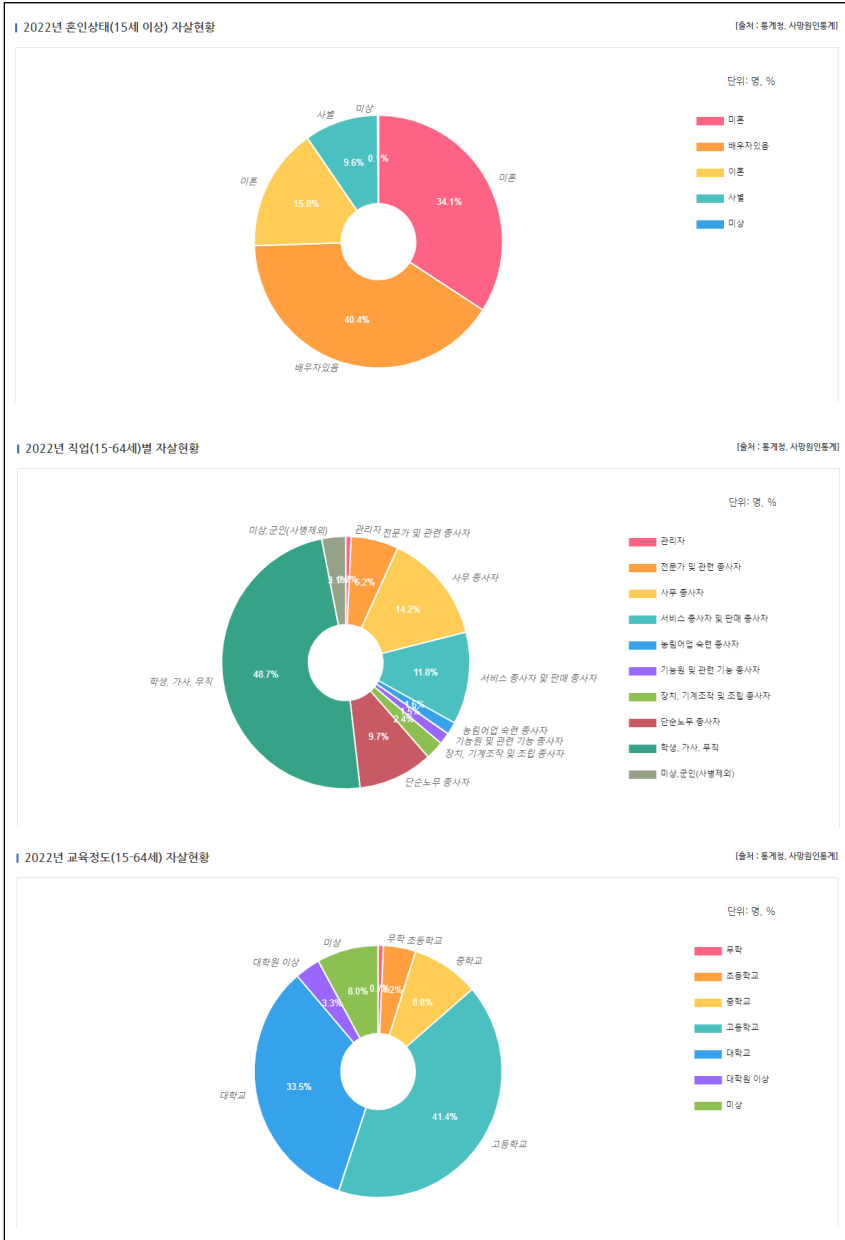
〈표 II-3〉 가구형태 자살률

(단위: 명, %)

주제	유형	사례수	자살생각 경험 있음	자살생각 경험 없음
계	소계	2,807	14.7%	85.3%
가구원 수	1인가구	571	18.7%	81.3%
	2인 이상 가구	2,236	13.7%	86.3%
월평균 가구소득	200만원 미만	363	26.6%	73.4%
	200~400만원 미만	1,019	12.8%	87.2%
	400~600만원 미만	947	13.4%	86.6%
	600만원 이상	478	12.4%	87.6%

자료: 보건복지부, 「자살실태조사」, 2023, [표 36] 자살생각 경험 유무, p.165

[그림 II-8] 자살자의 인구 사회적 특징

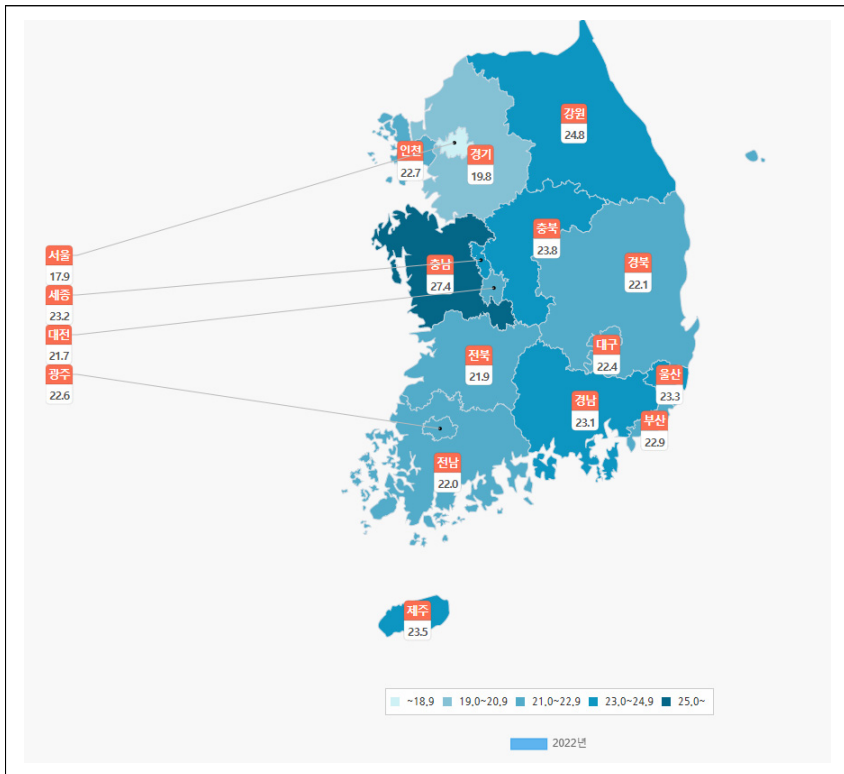


자료: 통계청, 사망원인통계(한국생명존중희망재단 <https://kisp-dataviz.or.kr/korea02.do>(검색일자: 2024. 6. 20.))

다. 지역별 자살률

17개 시도의 자살률 지도는 아래 [그림 II-9]와 같다. 2022년 기준, 자살률이 가장 높은 지역은 충청남도과 강원도이며, 가장 낮은 지역은 서울과 경기도이다. 지역별 1인당 총소득과 노인인구 비중 최신 통계를 살펴보면, 서울과 경기도가 소득이 높고 노인인구 비중이 낮은 지역임을 확인할 수 있다(표 II-4) 참조).

[그림 II-9] 지역별 자살률 지도(2022년 기준)



자료: 통계청, 사망원인통계(한국생명존중희망재단 <https://kfsp-datalzoom.or.kr/korea03.do>(검색일자: 2024. 6. 20.))

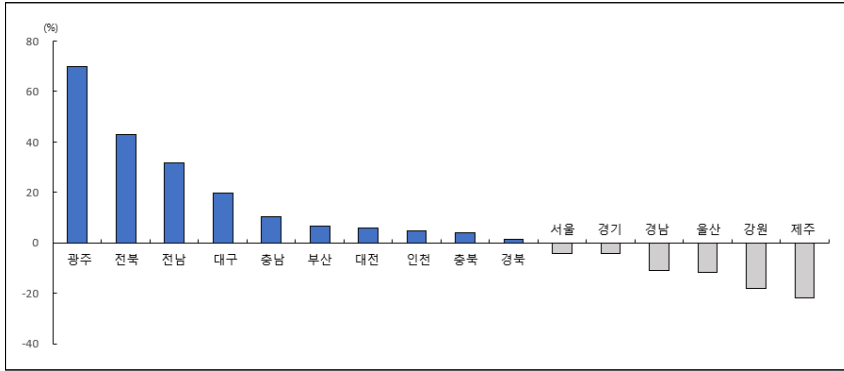
〈표 II-4〉 시도별 자살률과 소득, 노인인구 비중

지역	1인당 총소득 (2022)	노인인구 비중(2023)	자살률(2023)
세종특별자치시	46,146	11.0	19.2
경기도	47,144	15.6	21.2
울산광역시	56,854	15.9	28.3
광주광역시	36,826	16.5	23.7
인천광역시	39,748	16.6	24.6
대전광역시	39,378	17.0	23.2
제주특별자치도	36,865	17.9	27.3
서울특별시	63,778	18.5	19.0
대구광역시	34,000	19.6	24.4
경상남도	35,722	20.6	24.1
충청북도	44,535	20.8	28.6
충청남도	48,067	21.3	29.4
부산광역시	34,263	22.6	23.5
강원도	35,422	24.0	26.0
전라북도	37,379	24.1	20.9
경상북도	38,168	24.7	25.8
전라남도	36,035	26.1	23.3
전국 평균	45,588	19.0	22.7

자료: 1인당 총소득은 통계청 지역소득 통계, 노인인구 비중은 주민등록 인구통계, 자살률은 통계청 2023년 사망원인조사(검색일자: 2024. 10. 15.)

시도별 자살률은 측정 시점에 따라 상이한데, 과거와 비교해 지역별 자살률의 증감을 살펴보자. 1998년 대비 2022년 자살 증감률을 살펴보면, 광주가 가장 높게 증가하고 전북, 전남, 대구가 그 뒤를 따르고 있다. 반면, 강원, 제주는 자살률이 큰 폭으로 감소하였다는 점이 특이하다고 할 만하다. 특정 시기나 사건 이후 자살률이 증가한 원인을 분석하여 사회적 변화가 자살률에 어떤 영향을 미쳤는지 확인할 수 있을 것으로 보인다.

[그림 II-10] 1998년 대비 2022년 자살 증감률



자료: 통계청, 한국의 사회동향 2023, 한국의 자살 추이와 대응(이유리), 2023.

시군구 수준에서 자살률의 상하위 3개 지역을 살펴보자. 2021년 연령표준화 자살률 상위 3개 시는 충청남도 논산시, 전라북도 김제시, 충청남도 당진이고, 군은 전라남도 진도, 충청북도 증평, 전남 강진 순이었다. 구는 광주 동구, 대전 동구, 부산 동구 순이었다.

<표 II-5> 2021년 연령표준화 자살률 상위 3개 시·군·구

[단위: 명, 인구 10만명당 명, %]

구분	순위	시군구 명		자살자수	자살률	연령표준화 자살률	2020년 대비 연령표준화 자살률 증감률
시	1	충청남도	논산시	46	40.1	36.6	25.5
	2	전라북도	김제시	36	44.4	36.4	33.5
	3	충청남도	당진시	65	39.2	35.6	29.1
군	1	전라남도	진도군	13	42.7	50.1	27.2
	2	충청북도	증평군	16	43.9	48.7	94.9
	3	전라남도	강진군	17	50.0	46.6	87.4
구	1	광주광역시	동구	45	44.2	35.9	135.8
	2	대전광역시	동구	89	40.3	35.1	62.0
	3	부산광역시	동구	37	42.6	31.1	16.1

자료: 다음의 자료를 바탕으로 저자 작성

1. 통계청, 2020~2021년 사망원인통계
2. 보건복지부, 「2023 자살예방백서」

반면 2021년 연령표준화 자살률 하위 3개 시는 경기 하남, 경남 밀양, 경기 용인이고, 군은 경북 울릉, 인천 옹진, 전남 담양 순이었다. 구는 경기 분당구, 수지구, 기흥구 순이었다.

〈표 Ⅱ-6〉 2021년 연령표준화 자살률 하위 3개 시·군·구

[단위: 명, 인구 10만명당 명, %]

구분	순위	시군구 명		자살자수	자살률	연령표준화 자살률	2020년 대비 연령표준화 자살률 증감률
시	1	경기도	하남시	53	17.4	14.0	-27.8
	2	경상남도	밀양시	23	22.2	14.2	-25.5
	3	경기도	용인시	184	17.2	15.4	0.0
군	1	경상북도	울릉군	0	0.0	0.0	-100.0
	2	인천광역시	옹진군	5	24.7	8.4	-62.5
	3	전라남도	담양군	6	13.1	9.1	-51.1
구	1	경기도	분당구	70	14.6	12.1	-10.0
	2	경기도	수지구	58	15.5	13.4	16.3
	3	경기도	기흥구	69	15.7	14.0	-9.0

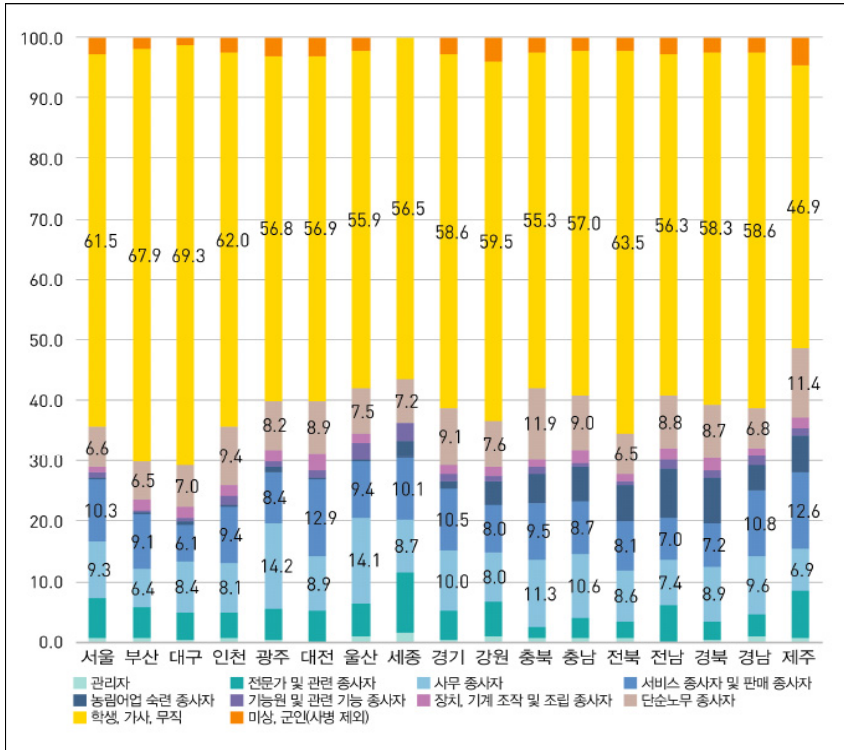
자료: 다음의 자료를 바탕으로 저자 작성

1. 통계청, 2020~2021년 사망원인통계
2. 보건복지부, 「2023 자살예방백서」

지역과 직업별 자살자 비율을 종합적으로 분석하면 [그림 Ⅱ-11]과 같다. 2021년 모든 시도에서 학생, 가사, 무직의 자살률이 가장 높고, 서비스 종사자 및 판매 종사자, 사무 종사자, 단순노무 종사자가 순위 안에 있다. 울산은 사무 종사자(14.1%), 대전은 서비스 및 판매 종사자(12.9%), 충북은 단순노무 종사자(11.9%)가 그다음으로 높았다. 세종의 경우 전문가 및 관련 종사자(10.1%)가, 전남은 농림어업 숙련 종사자(8.1%)가 자살률 3위에 들어 지역의 일자리 특성이 자살률과도 관련된 것으로 보인다.

[그림 II-11] 1998년 대비 2022년 자살 증감률

(단위: %)

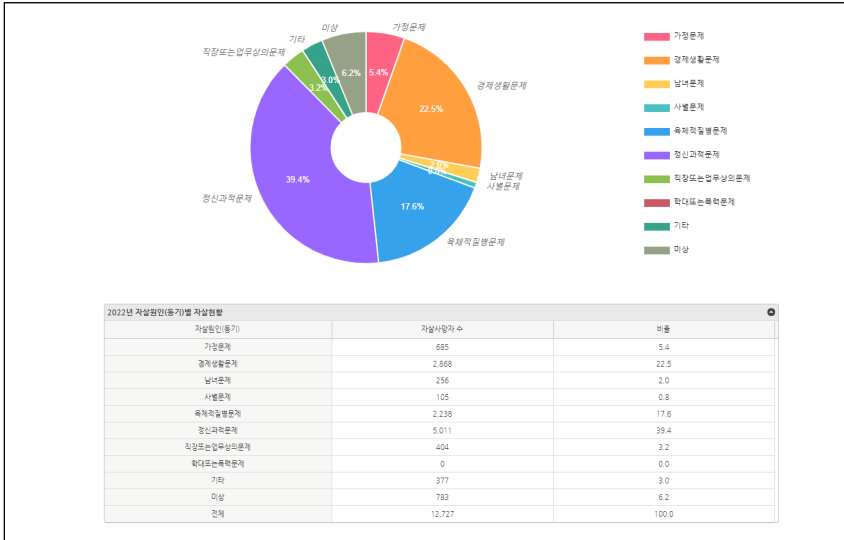


자료: 「2023 자살예방백서」, p. 76.

3. 한국 자살의 원인

자살의 주요 원인으로서는 정신과적 문제가 약 39%로 가장 높고, 경제생활 문제 23%, 육체적 질병 18% 순서이다. 즉, 자살을 예방하기 위해서는 정신 건강, 소득, 신체 건강을 지원하는 정부 정책이 필요할 것으로 보인다. 또한, 연령별, 성별 자살의 원인을 세부적으로 살펴볼 필요가 있는데, 특히 최근 자살률이 증가하고 있는 아동·청소년 및 청년 자살의 원인을 구체적으로 파악할 필요가 있다. 또한 개인의 자살 원인을 사회경제학적 요인과 연계하여 살펴보고자 한다.

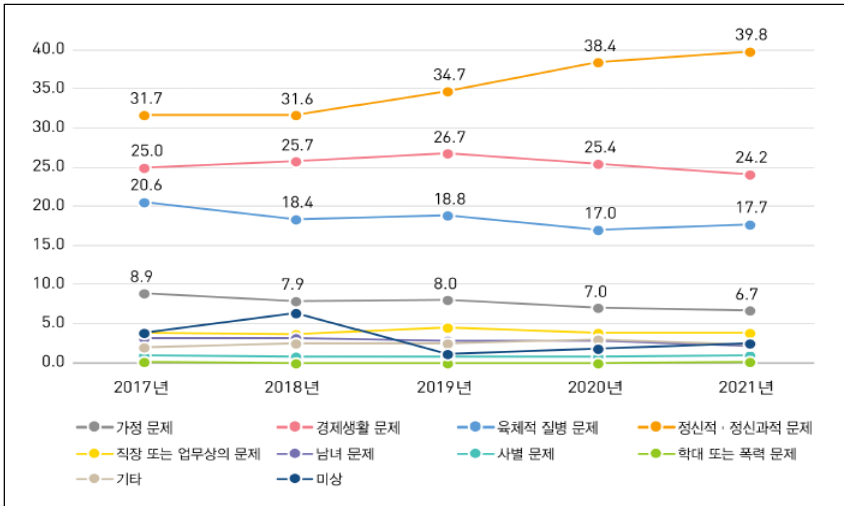
[그림 II-12] 자살의 원인



자료: 통계청, 사망원인통계(한국생명존중희망재단 <https://kfsp-datazoom.or.kr/korea02.do>(검색일자: 2024. 6. 20.))

[그림 II-13] 2017~2021년 동기별 자살자 비율 추이

(단위: %)

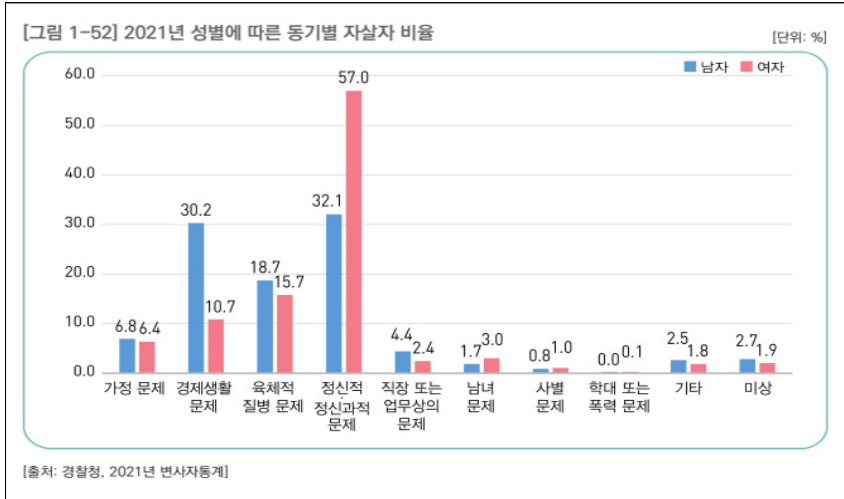


자료: 「2023 자살예방백서」, p. 101.

원자료: 경찰청 2017~2021년 연사자통계

성별에 따른 동기별 자살자 비율을 살펴보면, 여성이 정신적·정신과적 문제로 자살하는 비율이 절반을 넘는 반면, 남성은 30% 수준에 불과해 정신 건강 관리 측면에서는 여성이 남성보다 정책 수요가 더 높다고 볼 수 있다.

[그림 II-14] 성별에 따른 자살 동기



자료: 「2023 자살예방백서」, p. 103.

자살률에 영향을 미치는 다양한 요인들과 그 관련성을 종합적으로 분석한 결과 몇 가지 중요한 시사점을 발견할 수 있다. 첫째, 성별 및 연령별 자살률의 차이가 뚜렷하게 나타났다. 남성의 자살률이 여성보다 2배 이상 높고, 고령층에서 자살률이 가장 높은 점은 성별 및 연령별 맞춤형 자살 예방 정책의 필요성을 시사한다. 둘째, 지역적 요인도 자살률에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 충남, 전북 등 일부 지역의 자살률이 높게 나타난 반면, 서울과 경기도는 상대적으로 낮은 자살률을 보였다. 이는 자살 예방 정책이 지역별 특성을 반영하여 지역사회 맞춤형으로 추진될 필요가 있음을 의미한다. 셋째, 경제적 요인과 정신건강 문제가 자살의 주요 결정요인으로 나타났다. 코로나19 팬데믹 이후 경제적 불안과 사회적 고립이 자살률 상승에 큰 영향을 미쳤으며, 정신적·정신과적 문제 역시 주요 자살 동기로 확인되었

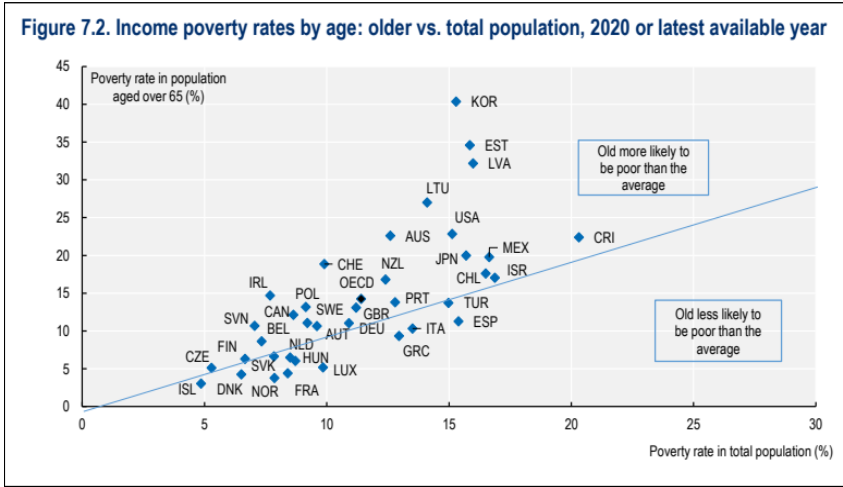
다. 이를 해결하기 위해서는 경제적 지원과 함께 정신건강 서비스 접근성을 높이는 정책이 필요하다. 넷째, 소득 수준 및 가구 구성 형태도 자살률에 중요한 변수로 작용하였다. 1인가구와 저소득층에서 자살률이 상대적으로 높게 나타난 것은 사회적 지원망의 부재가 자살 위험을 증가시킨다는 점을 보여준다. 다만 위와 같은 분석은 엄밀한 통계적 기법이 사용되지 않은 입증되지 않은 증거(anecdotal evidence)로, 연령, 소득, 성별 등 자살 결정요인과 자살과의 상관성만을 보여준다는 점이 한계이다.

가. 경제적 어려움

경제적 어려움으로 인한 자살은 주로 중년 및 노년층에서 많이 관찰되는데, 한국의 노인 빈곤율은 약 40%(2020년 기준)로 OECD 국가 중 최고 수준을 기록하고 있다(그림 II-15) 참조). 특히, 한국은 상대적 빈곤율⁴⁾(15%) 역시 OECD 평균에 비해 높은 편인데, 노인 빈곤율은 상대적 빈곤율 대비 매우 높은 수준을 보여 노인 빈곤 완화를 위한 적극적인 대응방안 모색이 필요해 보인다. 노인 빈곤 문제의 주된 원인은 국민연금, 기초연금 등 공적 이전소득이 노인가구의 소득에서 차지하는 비중이 1/3 정도에 불과해 OECD 국가 평균인 57.3%에 비해 현저히 낮기 때문으로 판단된다(그림 II-16) 참조).

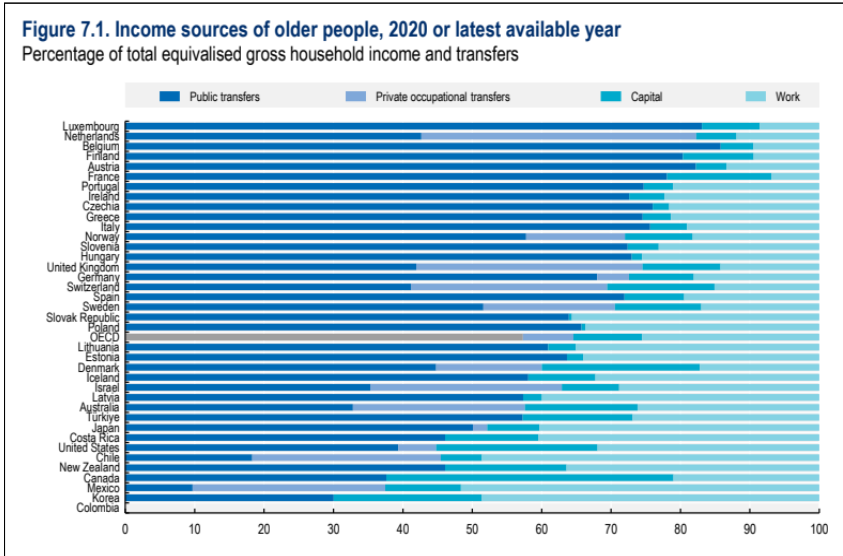
4) 중위소득의 50% 이하에 해당하는 가구의 비율로서 빈곤가구의 규모를 의미함

[그림 II-15] 상대적 빈곤율 대비 노인 빈곤율



자료: OECD, *Pension at a Glance 2023*, p. 199.

[그림 II-16] 노인 소득의 구성



자료: OECD, *Pension at a Glance 2023*, p. 197.

나. 정신적 어려움

보건복지부가 5년에 한 번씩 시행 중인 정신건강실태조사 2021년(최근) 보고서에 따르면 자살 관련 행동 대상자(자살사고, 자살계획, 자살시도) 중 우울장애는 각각 35.4%, 60.1%, 52.0%로 가장 관련성이 높게 나타났다(〈표 II-7〉 참조). 그림에도 불구하고 성인 평생 우울장애 진단자의 정신건강서비스 이용률은 12.5%에 불과하다. 한국은 정신질환에 대한 스티그마가 상당히 크기 때문에 정신건강 문제로 병원 방문을 미루거나 꺼려하는 경향이 있다(복지부, 2024년 국민 정신건강 지식 및 태도조사).

〈표 II-7〉 자살 관련 행동 대상자 중 정신장애 비율

구분		전체		남자		여자	
		비율(%)	RSE	비율(%)	RSE	비율(%)	RSE
자살사고	알코올 사용장애	25.0	9.0	36.5	9.6	15.7	14.3
	니코틴 사용장애	14.7	12.2	29.4	12.1	2.8	29.2
	우울장애	35.4	7.1	28.5	11.3	41.0	8.0
	불안장애	22.6	9.4	17.9	15.4	26.4	10.8
	알코올 사용장애, 니코틴 사용장애, 우울장애, 불안장애	56.8	4.7	58.8	6.3	55.1	6.0
자살계획	알코올 사용장애	32.4	12.9	39.8	16.6	26.6	19.5
	니코틴 사용장애	27.7	18.0	57.5	13.9	4.6	45.8
	우울장애	60.1	8.0	50.5	13.3	67.5	9.4
	불안장애	33.4	14.9	30.4	22.4	35.7	18.4
	알코올 사용장애, 니코틴 사용장애, 우울장애, 불안장애	83.3	4.5	88.8	4.8	79.1	7.2
자살시도	알코올 사용장애	28.3	20.4	31.5	27.3	25.7	26.1
	니코틴 사용장애	23.2	21.4	43.3	21.4	6.6	45.9
	우울장애	52.0	11.2	42.0	20.8	60.3	12.9
	불안장애	26.9	18.1	18.3	35.6	34.0	20.9
	알코올 사용장애, 니코틴 사용장애, 우울장애, 불안장애	71.3	7.9	68.1	12.4	74.0	9.9

자료: 보건복지부, 「정신건강실태조사 2021년」, p. 106.

Ⅲ. 개인 레벨의 자살 결정요인 분석

우리나라는 급속한 경제발전에도 불구하고 높은 자살률로 인해 심각한 사회적, 경제적 문제에 직면해 있다. 세계보건기구(WHO)의 통계에 따르면, 2019년 한국의 자살률은 인구 10만 명당 28.6명으로, 이는 같은 기간 미국의 자살률보다 약 77.8% 높은 수치이다. 또한 우리나라 성인의 약 1/4(27.8%)이 정신건강 문제를 경험하지만, 정신장애로 진단받은 사람 중 12.1%만이 전문가의 도움을 받았다(보건복지부, 2021년 정신건강실태조사).

자살은 이미 한국에서 다섯 번째로 주요한 사망원인으로 자리 잡았으며, 이는 국가 전반에 걸쳐 심각한 사회적 부담을 야기하고 있다. 특히 청소년과 노년층의 자살률이 두드러진다. ‘2020년도 노인실태조사’ 결과, 65세 노인의 21.1%가 우울 증상을 보이며, 자살을 생각해 본 적이 있다고 응답한 비율은 6.7%에 달했다. 이들 가운데 13.2%는 실제 자살을 시도한 경험도 있는 것으로 나타났다. 이러한 높은 자살률은 다양한 사회적, 경제적 요인과 밀접한 관련이 있을 것이다. 예를 들어, 소득이 감소할 때 경제적 어려움으로 인한 생활고와 이에 따른 정신적 스트레스로 자살률이 증가할 수 있다. 또는, 정신건강이 안 좋아지거나 나이가 들고 삶을 지속하면서 추가로 얻는 효용이 줄어들어 자살률이 증가할 가능성이 있다. 이러한 통계에도 불구하고, 우리나라의 자살 행위의 결정요인에 관한 연구는 이론적 근거와 자료의 부족으로 제한적이었다. 정신건강실태조사, 지역사회건강조사, 청소년건강행태조사, 한국복지패널 등을 통해 획득되는 정보는 자살 생각, 계획 및 시도, 일부 정신문제 상담 경험 정도에 그친다. 따라서 자살에 대한 사회·경제적·환경적 영향 요인이나 자살예방정책 수립을 위한 개인단위의 구체적인 내용에 대해서는 파악하기 어렵다.

본 연구에서는 이와 같은 간극을 메우기 위해 소득, 고용 상태, 성별, 연

령 등 다양한 사회경제적 요인이 우리나라 자살률에 미치는 영향에 대한 이론적, 실증적 연구를 진행하고자 한다. 특히, 일반적으로 구하기 어려운 개인단위에서의 자살 결정요인이 실제 자살에 미치는 영향을 중점으로 분석하고자 한다. 이를 통해 자살예방정책의 효과성을 높이기 위한 기초 자료를 제시하고자 한다.

1. 선행연구

경제적 불황을 비롯한 사회적, 경제적 요인과 자살률 간의 상관관계는 오랜 기간 연구되어 왔다. 본 장에서는 경제적 불황, 실업, 연령 등의 요인이 자살률에 미치는 영향을 다양한 문헌을 통해 살펴보고자 한다. 이를 통해 이러한 요인들이 자살률에 미치는 구체적인 메커니즘을 이해하고, 효과적인 자살예방정책을 제안하는 데 참고 자료를 제공하고자 한다.

사회경제적 요인이 자살률에 미치는 영향에 대한 초기 연구는 Hamermesh & Soss(1974)의 연구로부터 시작되었다. 그들은 자살을 개인의 합리적 선택의 결과로 간주하면서, 소득과 연령 등의 요인이 자살률에 미치는 영향을 분석했다. 이들의 모형에 따르면 나이가 들수록, 그리고 소득이 감소할수록 자살 확률이 높아질 것으로 예측하였다. 이후의 연구들은 이러한 가설을 보다 심층적으로 분석하며, 다양한 변수들이 자살률에 미치는 영향을 규명했다.

소득과 자살률 간의 음의 상관관계는 많은 연구에서 강조되었다. 특히 경제적 불황과 실업, 재정적 불안정이 정신건강에 미치는 부정적 영향은 자살률 증가와 밀접하게 연관된다. Ruhm(2000, 2003, 2015)과 Serrano-Alarcón et al.(2021)의 연구는 경제적 불황이 실업률을 증가시키고, 정신건강을 악화시키며, 궁극적으로 자살률을 높일 수 있음을 시사한다. 미국 외 국가에서도 실업이 자살률에 미치는 영향을 다룬 연구들이 존재한다. 예를 들어, Chen et al.(2012)의 연구에 따르면, 일본에서는 실업률과 자살률 간에 강한 상관관계가 있으며, 이는 일본의 사회적 안전망이 충분히 작동하지 않고 있음을

시사한다. 또한 Watanabe et al.(2006)은 기업 파산과 실업률 증가가 남성 자살률에 미치는 영향을 분석하며 실업과 자살 간의 명확한 상관관계를 발견했다. Breuer(2015)의 연구는 유럽 데이터를 분석하여, 실업률이 높은 지역일수록 자살률이 높다는 결론을 도출하였으며, 이는 경제적 안정성이 자살 예방에 중요한 역할을 한다는 점을 보여준다.

소득 외에도 다양한 요인들이 자살과 밀접한 상관관계를 보인다. McKee et al.(2012)는 그리스, 스페인, 포르투갈, 이탈리아의 사례를 통해 재정 긴축이 자살률 증가, 정신 건강 문제, 그리고 의료 접근성 제한으로 이어질 수 있음을 밝혔다. 이는 재정 정책이 자살률에 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 행복과 자살 간의 관계도 많은 관심을 받아왔다. Helliwell(2007)은 국가 간 패널 데이터를 통해 주관적 행복과 자살률 간의 강한 부정적 관계를 발견했다. Case & Deaton(2015)은 자살과 웰빙의 상관관계를 연구하며, 중년층에서 신체적 고통과 자살이 밀접하게 연관되어 있음을 확인했다. 이들은 특히 신체적 고통이 자살률 상승에 결정적인 역할을 할 수 있다는 것을 보였다. Daly & Wilson(2009)은 정신건강과 자살 확률 간의 상관관계를 보여주면서, 정신건강 문제 해결이 자살 예방에 얼마나 중요한지 강조하였다. 최근에는 환경적 요인이 자살에 미치는 영향에 관한 연구도 증가하고 있다. Zou(2017)은 풍력 발전소에서 발생하는 소음 공해가 정신건강에 부정적인 영향을 미쳐 자살률 증가와 연관될 수 있음을 밝혔다. 이는 환경적 스트레스 요인이 자살 위험성을 높일 수 있다는 점을 보여준다. Burke et al.(2018)은 기온 상승이 자살률에 미치는 영향을 분석했으며, 기온 상승이 감정 조절에 부정적인 영향을 미치며 자살 위험을 증가시킬 수 있음을 시사했다. Pierce & Schott(2020)은 무역 자유화로 인해 지역 경제가 악영향을 받은 미국 카운티에서 사망률, 특히 자살률이 높아졌음을 보여주었다.

이러한 연구들은 자살이 단순히 개인적 문제라기보다는 복잡한 경제적, 환경적, 사회적 요인들이 상호작용한 결과임을 강조한다. 자살률은 개인의 특성인 연령, 성별뿐만 아니라 경제적 불안정성, 기후 변화, 그리고 지역 경

제 구조의 변화와 같은 거시적 요인들의 영향을 받는다. 이러한 복합적 요인들을 고려한 접근이 자살예방정책의 효과성을 높이는 데 필요할 것이다. 또한 위와 같은 연구들은 우리나라의 자살률 증가가 단순히 개인의 문제로 국한되지 않을 수 있고, 이를 해결하기 위해서는 더욱 포괄적인 정책적 접근이 필요함을 암시한다.

2. 자살 결정요인의 이론적 논의⁵⁾

초기의 자살 관련 연구는 대부분 뒤르캄(Durkheim)의 영향을 받았다. 뒤르캄은 실증연구를 위한 모델을 제공했을 뿐만 아니라 연령, 문해력, 기타 인구 사회학적 변수에 따른 자살 패턴에 대한 기존 지식을 요약하고 자살 유형을 분류하였다. 뒤르캄의 모형에서 시작해 Henry and Short(1954)는 좌절-공격(frustration-aggression) 이론을 제시하였다. 이들은 자살을 사회적 목표 달성 과정에서 나타나는 좌절과 그로 인한 공격성이 자신(자살)이나 타인(살인)을 향해 나타난 결과로 정의한다. 따라서 경제적 여건을 개선하면 좌절감이 감소하여 공격성을 감소시킨다고 가정하고, 자살률과 경기 순환의 관계를 연구하였다. 개인에게 가해지는 외부적 제약 정도에 따라 좌절과 공격성이 다르게 발생하는데, 외부적 제약은 사회적 지위와 반비례한다고 가정하여 자살률과 사회적 지위 간에 음의 상관관계가 있다고 보았다. 이를 통해 1942년 이전의 미국에서 자살과 실업률이 양의 상관관계를 보인 것을 설명할 수 있다고 주장했다.

자살 행동이 경제적 요인에만 기인한다고 보기는 어렵지만, 상당수는 경제적 의사결정에 따른다고 보아 자살률의 변화를 경제이론으로 설명할 수 있다. 항상 소득(permanent income) YP를 가진 집단의 평균적인 개인이 다음의 효용 함수 U_m 를 가진다고 가정한다.

5) 본 내용은 Hamermesh et al.(1974)의 「An Economic Theory of Suicide」과 Jahyeong Koo and W. Michael Cox(2008)의 「An Economic Interpretation of Suicide Cycles In Japan」 등의 내용을 기반으로 저자가 보완하여 작성했다.

$$U_m = U[C(m, YP) - K(m)] > 0, \quad (1)$$

여기서 m 은 연령, K 는 최소한의 생계를 유지하는 데 드는 각 기간의 비용을 의미한다($K' > 0$ 로 가정). 이것이 항상 소득 YP 를 가진 m 세인 개인의 효용이라면, a 세에서 기대 수명 기간의 효용의 현재 가치(the present value of his expected lifetime utility)는 다음과 같다.

$$Z(a, YP) = \int_a^w e^{-r(m-a)} U_m P(m) dm, \quad (2)$$

r 은 사적 할인율(private discount rate), w 는 도달 가능 최고 연령, $P(m)$ 은 a 연령까지 생존할 확률이다. 결과적으로 Z 는 a 의 감소함수이고 YP 의 증가함수이다.

변수 b_i 는 i 번째 개인의 삶에 대한 선호 또는 자살에 대한 혐오이다. b_i 는 효용 함수 U_m 에 상응하여 영향을 받는데, 출생 시 코호트로 정의되었다고 가정한다.

Hamermesh et al.(1974)는 개인이 자신에게 남은 총 할인된 생애 효용이 0에 도달할 때 자살한다고 가정한다. 남은 평생 효용은 나이가 들수록 감소하므로 이 지점은 최댓값이어야 한다. 따라서 $Z_i(a, YP) + b_i = 0$ 일 때 i 번째 개인이 자살한다고 가정한다. 결과적으로, $(t - a)$ 시점에 자살한 개인의 비율은 다음과 같다.

$$S(a) = f[-Z(a, YP)], \quad (3)$$

f^* 는 b_i 에 대한 밀도 함수인데, 이 모형에서 순간 자살률(instantaneous suicide rate)은 a 연령에서 $Z(a, YP)$ 가 $-b$ 에 도달하는 코호트 내 개인의 비율이다. 방정식 (3)을 편미분하면 다음과 같다.

6) 한편, Grossman(1972)은 이 함수가 개인의 초기 의료비 지출 선택으로 영향을 받을 수 있다고 주장한다.

$$dS = -f' \left(\frac{\partial Z}{\partial a} da + \frac{\partial Z}{\partial YP} dYP \right). \quad (4)$$

$K' > 0$ 이고 나이가 들면서 즐길 수 있는 총 소비가 줄어들므로 $\frac{\partial Z}{\partial a} < 0$ 이다. 또한 $\frac{\partial Z}{\partial YP} > 0$ 이므로 방정식 (4)를 사용하여 자살률 S 가 연령에 따라 증가하고 영구 소득에 따라 감소할 것으로 예측할 수 있다.

식 (4)에 총 미분을 취하면 다음과 같다.

$$d^2S = \left[-f'' \frac{\partial^2 Z}{\partial a^2} + f'' \left(\frac{\partial Z}{\partial a} \right)^2 \right] da^2 + 2 \left[-f'' \frac{\partial^2 Z}{\partial YP \partial a} + f'' \frac{\partial Z}{\partial YP} \cdot \frac{\partial Z}{\partial a} \right] dYP da + \left[-f'' \frac{\partial^2 Z}{\partial YP^2} + f'' \left(\frac{\partial Z}{\partial YP} \right)^2 \right] dYP^2 \quad (5)$$

세 항 중, 세 번째 항의 부호만이 명확하게 결정된다. 정규 분포의 왼쪽 꼬리를 다루고 있고 (f' , $f'' > 0$) $\frac{\partial^2 Z}{\partial YP^2} < 0$ 이 되도록 YP 가 증가함에 따라 생애 소득의 한계 효용이 감소한다는 합리적인 가정을 고려하면 양수 값이 된다. 다른 항들의 부호는 모호한데, 만약 Z 가 a 에서 감소하게 되면 $\frac{\partial^2 S}{\partial a^2}$ 의 첫 번째 항은 음수이고, 두 번째 항은 양수다. 마찬가지로, $\frac{\partial^2 S}{(\partial YP \partial a)}$ 의 첫 번째 항은 양수이고 두 번째 항은 음수다.⁷⁾

그렇다면 현재 모형을 통해 연령별 자살률은 자살 경향에 대한 분포 (distribution of tastes)와 영구 소득 분포에 따라 달라진다는 것을 알 수 있다. 결과적으로, 자살률은 나이가 들수록 증가하고 ($\frac{\partial S}{\partial a} > 0$), 영구 소득과 반비례 관계 ($\frac{\partial S}{\partial YP} < 0$)이다. 한편, 상대 소득(relative income)은 t 시점의 사회 평균 소득(social mean income)과의 거리로 측정된다. 따라서 자살률은 시계열 분석에서 총소득 수준에 따라 단조 감소하는 함수가 아니며, 수십 년

7) 분석을 확장하여 연령별 취업 확률에 따른 기대 효용을 포함할 수 있다. 현재 실업률의 변화에 따른 미래 실업에 대한 기대 탄력성의 연령별 차이를 엄격하게 제한하지 않는 한, 실업률이 증가함에 따라 자살률도 증가할 수밖에 없다.

간의 급속한 경제성장 이후에도 자살률이 반드시 낮아지지 않았다는 관찰과 일치한다.

이후 모형을 수정하여 실업률과 자살의 관계를 살펴보고자 한다. 상대 소득은 인적 자본 h 의 증가함수이며, 개인이 고용되어 있으면 일정하다. 실업자는 현장 실습을 통해 인적 자본을 유지할 기회를 잃으므로, 인적 자본의 가치가 하락한다. 기술 충격이나 체제 변화로 인한 경제 전환기에는 실직자의 인적 자본이 더 빨리 감가상각된다. 인적 자본이 감소하면 실업자의 기대 생애 상대 효용(expected relative lifetime utility)을 정상 기간보다 더 빠르게 감소시킨다.

연령 α 에서 개인의 생애 상대 효용(relative lifetime utility)의 할인된 현재 가치의 방정식은 다음과 같다.

$$RZ(\alpha, RY(h)) = \int_{\alpha}^{\omega} e^{-r(m-\alpha)} RU[RC(m, RY(h)) - RK(m)]P(m)dm$$

RY 는 상대 소득이며, 이는 인적 자본의 증가함수이다. RU 는 상대 효용, RC 는 상대 소비, RK 는 상대 건강 유지비를 의미한다. 개인이 실업 상태에 있을 때 인적 자본은 감소한다. 따라서 고용된 경우 $h_m = h_{m-1}$ 이고, 실업인 경우 $h_m = \beta h_{m-1}$ 이다($0 < \beta < 1$). β 는 경제가 급격한 기술 변화나 체제 전환을 겪고 있을 때 더 작아진다.

수정 모델은 자살 행동에 대한 기본적인 통찰력을 표준 모델과 동일하게 제시하는데, 기대 생애 상대 효용(expected relative lifetime utility)이 일정 수준 이하로 떨어질 때 개인이 자살할 가능성이 더 크다고 가정한다. 자살률은 소득 및 연령과 관련이 있으며, 수정 모델은 다음의 식과 같이 높은 실업률이 얼마나 기대 생애 상대 효용을 낮추고 자살률을 증가시키는지를 명확하게 보여준다.

$$\frac{\Delta RZ}{\Delta Unemp} = \frac{\Delta R^+ Z \Delta U^+ \Delta R^+ C}{\Delta u \Delta RC \Delta RY} \times \frac{\Delta R^+ Y \Delta h^-}{\Delta h \Delta Unemp} < 0.$$

실업자들은 직업이 있는 사람들보다 인적 자본이 적고, 결과적으로 생애 상대 효용이 낮아서 자살 성향은 실업률과 양의 관계가 있다.

3. 실증분석

가. 분석자료

본 연구는 2017~2021년 동안 수집된 건강보험 맞춤형 자료와 통계청 사망원인 조사 자료를 결합하여 분석하였다. 먼저, 건강보험 맞춤형 자료의 경우 2017년 기준 자격 및 보험 DB에 등록된 건강보험 가입자 모집단의 2% (연간 약 100만명)를 성, 연령, 보험료 분위, 지역 등을 고려하여 층화추출하여 우리나라 인구를 대표하도록 구성하였다. 이후, 통계청 MDIS에서 제공하는 사망원인 자료를 연계 신청하여 사망원인, 사망일자 등 주요 사망 관련 변수를 건강보험 맞춤형 자료에 존재하는 가입자 정보를 통해 개별 id와 매칭하였다.⁸⁾ 특히, 자살식별을 위해서 ‘민감사인(중분류) 필요 사유서’를 제출하여 통계청의 추가 심의를 받았다. 마지막으로 생존분석에 적합하도록 개인 단위마다 최초 데이터 관찰시점부터 자살로 인한 사망 시까지의 월 단위 기간을 계산했다.⁹⁾

데이터는 세 가지 측면에서 본 연구의 목적에 적당하다. 첫째, 이 데이터는 우리나라 전체를 대표하는 인구 집단의 의료 행태 및 질병 추이를 분석할 수 있게 해준다. 이는 우리나라의 경우 전체 인구를 대상으로 하는 보편적인 건강보험 체계를 운영하며, 건강보험심사평가원을 통해 진료비를 청구하는 것을 의료 공급자에게 강제하기 때문이다. 이와 같은 높은 빈도의 균형 패널 데이터(balanced panel data)는 자살의 결정요인을 이해하는 데 필수적이다. 둘째, 이 데이터는 환자가 어떤 질병으로 진단받았는지 한국표준 질병·사인분류(Korean Standard Classification of Disease and Cause of

8) 통계청 사망원인 조사 마이크로데이터를 사용하기 위해서 통계청 국가통계 자료제공 규정 제17조 제2항을 준수할 것을 서약하였으며, 관련 심의를 받았음을 밝힌다.

9) 자살하지 않을 경우, 우측 중도절단(right censored) 특징을 지닌다.

Death, KCD)의 소단위 질병분류코드를 통해 관찰할 수 있게 한다.¹⁰⁾ 이 접근법은 의료 전문가가 진단하였기에 특정 질병을 정확히 식별하는 데 도움이 된다. 셋째, 통계청 데이터는 개별 단위의 사망일자와 사망원인을 자세히 파악할 수 있게 해준다. 개별 개인 단위의 사망 관련 통계는 민감한 정보의 특성상 매우 구축이 어렵기에, 대부분 자살 관련 연구는 지역 단위 또는 의료시설 단위로 이루어져 개인의 행태 분석을 충분히 하지 못했다.

본 연구의 주요 종속변수는 샘플 기간 중 자살로 인한 사망 여부이다. 사망과 관련된 질병분류코드 중 고의적 자해(X60-X84)를 종속변수로 한다. 주요 설명변수는 건강보험 자료를 통해 획득할 수 있는 연령, 보험료, 장애 여부 등이다. 특히, 본 연구는 개인이 정신질환(F 코드)으로 의료서비스를 이용했는지 여부를 식별하여 연구에 활용하였다. <표 III-1>의 기초통계량에 따르면 샘플 기간 고의적 자해로 사망한 비율은 약 0.22%이다¹¹⁾. 샘플의 평균연령은 43세이고, 남녀가 유사하게 분포되어 있으며, 1인당 연간 건강보험료는 약 52만원이며, 장애등급을 지닌 이는 전체의 약 5% 정도이다.

<표 III-1> 기초통계량

구분	Mean	Min	Max	SD
Pr(자살)	0.002265	0	1	0.048
주요 통제변수				
연령(세)	42.98	1	129	21.03
여성(%)	0.50	0	1	0.50
장애여부(%)	0.05	0	1	0.05
연도별 보험료(원)	518,334	1	4,115,600	298,502
전체 관측치	5,074,851			

주: 각 변수에 대한 정의는 본문에 기재되어 있음

자료: 국민건강보험 맞춤형 자료 및 통계청 사망원인 자료, 2017~2021

- 10) 수진자(의료기관을 방문하여 진료를 받은 자)의 주상병코드에 해당하는 한국표준질병·사인분류(Korean Standard Classification of Disease and Cause of Death, KCD)의 소단위 질병분류코드를 사용하여 질환의 중증도를 활용했다.
- 11) 실제 통계청에서 발표하는 2017~2021년 평균 자살률은 약 0.25%이다. 이는 100만명 층화추출한 샘플에서 실제 자살한 사람의 숫자는 매우 적기 때문에 오차가 발생한 것으로 추정된다.

나. 실증분석 모형

건강보험 자료에서 구할 수 있는 사회, 경제적 변수가 개인의 자살에 미친 단기적 영향을 실증적으로 분석하기 위해 두 가지 생존분석 모형을 사용한다. Proportional Hazards(PH) 모델과 Accelerated Failure Time(AFT) 모델로 생존분석에서 많이 사용되는 두 가지 접근법으로, 시간에 따라 사건이 발생하는 시점을 예측하는 데 중요한 역할을 한다. 두 모델 모두 주요 변수가 자살에 미치는 효과를 고려하지만, 접근 방식과 해석에서 차이가 있다. 먼저, 모형(1)은 비례 위험 모형(Proportional Hazards Model)으로 자살 위험 함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$h(t) = h_0(t)\exp(\beta'X) \quad \text{모형 (1)}$$

자살의 위험은 시간 t 에서 기본 자살 위험 함수 $h(t)$ 는 기준 위험 함수 $h(0)$ 에 연령, 연령 제곱, 거주지역, 정신질환(F00-F99) 관련으로 의료서비스를 이용하였는지 여부 등 자살과 연관 있는 설명변수 X 에 대해 추정된 계수 β 들의 가중 합이 지수화된 값을 곱한 값으로 나타난다. PH 모형은 위험률(hazard rate)을 설명변수의 함수로 나타내며, 시간의 경과와 상관없이 특정 시점에서 사건이 발생할 위험이 설명변수에 의해 비례적으로 변한다고 가정한다. 본 분석에서는 생존함수의 모수적 형태로 대중적으로 사용되는 지수함수(exponential function)를 가정한다.

모형(2)는 Accelerated Failure Time(AFT) 모델로, 설명변수가 자살 발생 시점에 미치는(즉, 자살하기까지의 시간) 영향을 분석한다. 즉, 다양한 설명변수에 따라 시간이 더 빠르게 또는 천천히 흐르게 되어 자살이 발생할 때까지의 시간이 달라진다. 예를 들어, 자살 예방 프로그램이 생존 시간을 늘리면 프로그램의 혜택을 받은 사람은 그렇지 않은 사람보다 더 오래 생존할 수 있다. 본 분석에서는 생존함수를 다음과 같은 log-logistic 함수 형태에 맞추어 추정한다.

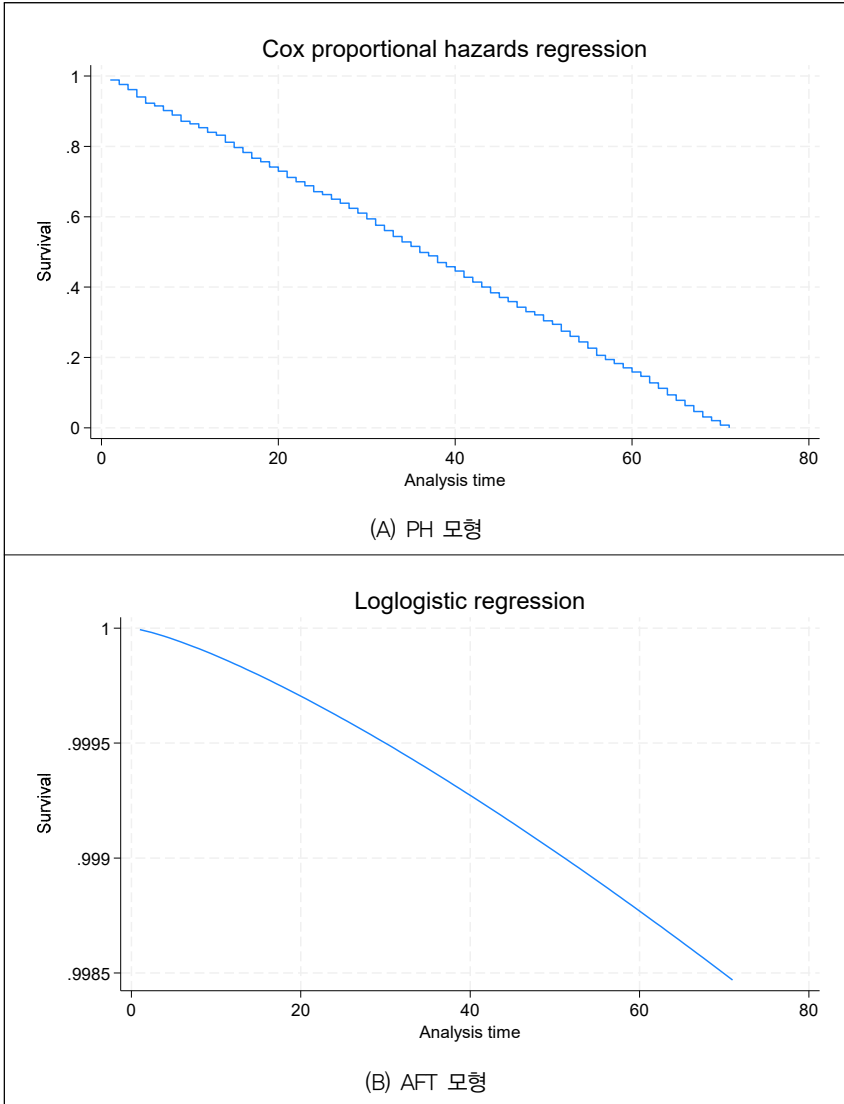
$$S(t) = (1 + (\lambda t)^{1/\gamma})^{-1}$$

$S(t)$ 는 시간 t 시간 이후에도 생존(즉, 사건이 발생하지 않음)할 확률을 나타낸다. λ 는 예측 변수와 그에 해당하는 계수들의 선형 결합을 나타내며, γ 는 분포의 스케일을 조정하는 부가적 파라미터이다.

[그림 Ⅲ-1]을 통해 각 모형의 특징을 명확하게 비교할 수 있다. Cox 비례 위험 회귀모형의 생존곡선은 매우 선형적인 감소를 보여준다. 생존율이 시간이 지남에 따라 일정한 속도로 감소하며, 곡선은 분석 기간 내내 꾸준히 하강한다. 이는 자살 사건이 일정한 속도로 발생하고 있음을 시사한다. Cox 비례위험 회귀모형은 시간에 따른 위험의 변화가 적거나, 위험이 시간과 무관하게 일정하다고 가정할 수 있는 상황에서 적합하다. 반면, 로그로지스틱 회귀모형은 시간에 따라 위험도가 변화할 가능성이 있거나, 사건 발생률이 처음에는 낮고 시간이 지나면서 증가하는 경향을 보일 때 더 유리하다.

따라서 자살 발생 데이터를 분석할 때, 위험률이 일정한지, 아니면 시간이 지남에 따라 변하는지 사전에 알 수 없으므로, 두 모형을 동시에 사용하고자 한다.

[그림 Ⅲ-1] 자살 결정요인이 자살에 미치는 영향



자료: 저자 작성

다. 실증분석 결과

〈표 Ⅲ-2〉는 PH 모형의 추정 결과를 나타낸다. 계수 값을 지수화(즉, e^β)하여 위험비(hazard ratio)로 변환하였으며, 이를 통해 자살 위험에 영향을 미치는 경제적 및 사회적 요인들을 분석하였다. 나이, 성별, 장애 여부, 보험료는 자살 위험에 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났다. 구체적으로, 나이가 1세 증가할 때마다 자살 위험이 약 0.48% 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 장애가 있는 경우 자살 위험이 8.5% 증가하였다. 반면, 여성은 남성보다 자살 위험이 4.45% 낮았으며, 연간 보험료가 10만원 증가할 때마다 자살 위험이 약 3.6% 감소하는 경향을 보였다. 그러나 정신건강 진단 여부는 자살 위험을 통계적으로 유의미하게 증가시키지 않는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-2〉 자살 결정요인이 자살에 미치는 영향(PH 모형)

구분	PH 모형
연령	0.00480*** (3.47)
성별(여성=1)	-0.0455 (-0.84)
장애 여부(장애=1)	0.0891 (1.22)
정신질환 진단 여부	-0.000874 (-0.20)
보험료(원)	-0.000000368 (-1.48)
거주지역	Y

주: 각 변수에 대한 정의는 본문에 기재되어 있으며, t-통계량은 괄호 안에 존재
 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

자료: 저자 작성

한편, 〈표 Ⅲ-2〉는 AFT(Accelerated Failure Time) 모형에 기반하여 자살 사건이 발생하기까지의 시간을 예측하였다. 동 모형에 따르면, 나이가 1세 증가할 때 자살 발생까지 걸리는 시간이 약 1.93% 단축되었으며, 연간 보험료가 10만원 증가할 때 자살 발생까지 걸리는 시간이 15% 길어지는 것으로

나타났다. 반면, 여성은 남성보다 자살이 72.3% 늦게 발생하였으며, 장애가 있는 경우 자살 발생까지의 시간이 36.5% 짧아지는 결과가 도출되어, 장애가 자살 결정을 어느 정도 촉진하는 요소로 작용함을 시사하였다. 또한, 정신질환을 진단받은 사람의 자살 발생까지 시간이 5.77% 단축되는 경향을 보였다.

〈표 Ⅲ-3〉 자살 결정요인이 자살 발생까지의 시간에 미치는 영향(AFT 모형)

구분	AFT 모형
연령	-0.0193*** (-17.10)
성별(여성=1)	0.723*** (15.97)
장애 여부(장애=1)	-0.365*** (-6.36)
정신질환 진단 여부	-0.0577*** (-19.21)
보험료(원)	0.00000150*** (6.58)
거주지역	Y

주: 각 변수에 대한 정의는 본문에 기재되어 있으며, t-통계량은 괄호 안에 존재
 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

자료: 저자 작성

두 모형을 비교해 보면, PH 모형에서는 연령 이외의 변수는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났지만, AFT 모형에서는 모든 변수가 유의미하게 나타났다¹²⁾. 성별의 경우, 여성은 남성보다 자살위험이 낮고, 자살 발생까지 시간이 더 소요되었다. 장애가 있는 경우, 정신질환 진단을 받은 경우가 그렇지 않은 경우보다 자살 발생까지 소요되는 시간이 더 짧았다. 또한 AFT 모형의 적합도가 높다는 의미는 시간에 따라 자살 위험도가 변하는 가정이 그렇지 않은 가정보다 적절하다는 것을 의미할 수도 있다.

12) 두 모형의 계수가 다른 것은 종속변수가 서로 다르기에 결과가 상충하지 않는다는 점을 밝힌다.

4. 소결

본 연구는 인구 경제학적 변수와 자살과의 관계를 이론적, 실증적 측면에서 살펴보았다. 자살률은 성별, 연령, 지역적 요인, 경제적 불안, 정신건강 문제 등 다양한 요인에 영향을 받는다. 특히 남성, 고령층, 저소득층, 1인가구에서 자살률이 높으며, 자살예방정책은 이를 고려한 맞춤형 접근이 필요하다. 다만, 해당 자료는 통계적 검증이 부족해 상관성만을 제시하는 한계가 있다.

이론 측면에서 영구 소득이 높을수록 자살률이 감소하고 실업률 증가가 자살률을 높인다고 분석되었다. Hamermesh 등은 남은 생애 효용이 0에 도달할 때 자살한다고 가정하며, 나이가 들수록 자살률이 증가하는 경향을 보인다고 설명했다. 실업은 인적 자본을 감소시켜 기대 생애 효용을 낮추고, 자살 위험을 높이는 주요 요인으로 작용한다. 수정된 모델에서는 실업률이 높아질수록 개인의 기대 생애 효용이 급격히 줄어들며, 자살률이 증가한다고 가정한다. 이 모델은 특히 기술 변화나 경제 전환기에서 실업자가 더 큰 자살 위험에 노출된다고 본다. 결과적으로, 자살률은 나이, 소득, 사회적 지위 등의 요인에 따라 복합적으로 결정된다.

실증분석 측면에서 두 가지 모형을 통해 연령, 성별, 장애 여부, 보험료(소득의 대리변수)가 자살 위험에 미치는 영향을 실증적으로 확인하였다. 먼저, 연령이 증가할수록 자살 위험이 다소 증가하고, 자살이 발생하기까지의 시간이 단축되는 경향이 있었다. 이는 노년층에서 자살률이 높은 이유를 사회적 통합의 약화로 설명할 수 있으며, 나이가 들면서 가족 및 사회적 관계가 약화함에 따라 자살 위험이 증가할 수 있다는 점을 시사한다. 성별 차이에서는 여성이 남성보다 자살 위험이 낮고 자살이 발생하기까지 시간이 더 오래 걸리는 것으로 나타났다. 반면, 장애가 있는 경우 자살 위험이 증가하고 자살 발생 시점이 앞당겨지는 경향이 확인되어, 장애가 자살 위험을 촉진하는 요소로 작용함을 보여준다. 경제적 요인에서는 보험료의 증가가 자살 위험을 줄이고, 자살 발생 시간을 지연시키는 긍정적인 역할을 하는 것으로 분석되었다. 마지막으로, 정신질환 진단 여부는 PH 모형에 따르면 자

살 위험을 소폭 줄이지만 통계적으로 유의미하지 않았고, AFT 모형에 따르면 자살 발생에 소요되는 시간을 줄이는 것으로 추정되었다.

본 연구는 자살예방정책에 중요한 시사점을 제공한다. 향후 자살예방정책을 설계할 때, 성별, 장애 여부와 같은 인구통계학적 특성에 맞춘 맞춤형 지원이 필요함을 시사한다. 특히 장애인과 경제적 취약 계층에 대한 추가적인 지원이 강화되어야 할 것이다. 또한 소득수준을 보완하는 재정적 지원도 자살 위험을 줄이는 데 중요한 역할을 할 수 있음을 보인다. 이는 경제적 좌절과 자살률 간의 관계를 강조하는 다른 연구들과 일치하며, 경제적 지원의 강화가 자살 예방에 중요한 수단이 될 수 있음을 보여준다.

본 연구에는 결과 해석 시 고려해야 할 몇 가지 한계점이 있다. 첫 번째 주요 한계는 사용된 데이터의 시간적 범위이다. 본 연구는 자료의 한계 상 5년 정도의 단기간의 시계열만 반영하고 있으므로, 장기적인 자살 결정요인을 완전히 반영하지 못할 수 있다. 또한, 건강보험공단 자료의 특성상 본 연구는 다른 인구 집단의 자살 관련 행동을 폭넓게 이해하지 못했다. 예를 들어, 교육 수준은 개인의 자살 행동에 미치는 영향을 조정할 가능성이 있다. 마지막으로, 본 연구는 사망 기록에만 의존하고 있으며, 자살 행동의 다른 측면에 대한 데이터는 포함되지 않았다. 따라서 자살 사고 및 시도와 같은 다양한 자살 사건에서의 변화를 반영하지 못했다.

IV. 지역 레벨 자살 결정요인 분석

IV장에서는 지역의 사회경제적 요인 및 정신보건 인프라가 자살에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 본 연구는 공공 및 민간 정신보건 서비스와 같은 정신건강 인프라가 지역의 자살률에 미치는 영향에 초점을 맞추었으며, 최근 자살률이 증가하는 청소년 자살의 결정요인을 분석했다는 점에서 다른 지역 레벨 선행연구들과 차별성이 있다. 분석단위는 250개 시군구 레벨이다. 따라서 시군구 단위에서 지역 레벨의 패널데이터(2016-2020년)를 구축하고 지역사회의 다양한 변수들이 자살에 미치는 영향을 살펴볼 것이다.

1. 선행연구

경제학자들은 주로 소득이 자살에 미치는 영향에 대해 높은 관심이 있다. 소득이 자살에 부정적인 영향을 미치는지는 혼재된 결과를 제시하고 있지만, 소득과 자살률이 선형 관계가 아닌 N-shape의 쿠즈네츠 커브를 따른다는 문헌도 보고되고 있다(Antonakakis & Collins, 2018; Collins et al., 2021). 즉, 소득이 매우 낮은 경우에는 소득이 증가하면서 자살률이 증가하고, 중간소득 구간에서는 소득이 증가함에 따라 자살률이 감소하지만, 고소득 구간에서는 소득이 증가함에 따라 자살률이 증가하는 패턴을 따른다는 것이다. Antonakakis & Collins(2018)는 국가별 자료를 이용하여 GMM 분석을 통해 소득과 자살의 관계를 분석하였고, Collins et al.(2021)은 미국에 한정하여 동태적 패널 모형인 system GMM 방식으로 금융위기 이후 자살률이 증가하고 소비자 심리지수가 증가할수록 자살률이 감소함을 제시하였다.

가장 최근 경제학 저널에 출간된 Cellini(2023)는 2003-2015년 이탈리아 내 20개 지역별 자료를 사용하여 경제적 요인(경제위기, 실업률)이 자살에 미치는 영향을 연구하였다. 해당 연구에서 소득은 1인당 실질 GRDP 변수를 사용하였고, 고용은 실업률과 경제활동참가율 변수를 포함하였다. 기본 모형은 패널 고정효과 모형이며, 설명변수는 GRDP가 자살률과 비선형적 관계(N-shape)를 따를 수 있음을 고려하여 GRDP, GRDP2, GRDP3 변수를 통제하고, 실업률(남성 or 여성), 경제활동참가율(남성 or 여성), 고등학교 졸업률, 이혼율, 경제위기 발생 연도에 대한 더미변수를 포함하였다. 또한 자살의 모방효과를 반영하여 t 기의 자살률이 과거의 자살률과 연계되어 있음을 고려한 동태적 패널 고정효과 모형(system GMM)도 사용하였다. 분석 결과, 소득과 자살률은 N-shape curve를 따르며, 고용변수의 경우, 실업률은 자살률을 증가시키고, 경제활동참가율은 자살률을 감소시키는 결과가 나타났다. 인구 사회적 변수인 고등학교 졸업률 증가는 남성 자살률과 양(+)의 상관관계를, 이혼율 증가는 남성 자살률과 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이혼은 개인의 삶에서 스트레스가 높은 이벤트에 해당하므로, 이혼율 증가가 자살률과 음(-)의 상관관계를 갖는 것에 대해 직관적으로 이해가 어려우나, 결혼 생활에서의 갈등과 스트레스가 이혼을 통해 해소되는 경우, 자살률 감소로 이어질 수 있겠다는 설명을 제시하였다. 설명변수에 $t-1$ 기의 자살률을 포함한 동태적 패널 모형의 분석 결과, 소득과 실업률은 자살과 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않고, 여성의 경제활동참가율만 자살률에 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 보여주었다.

Lepori et al.(2024)는 1997-2017년 영국과 웨일스 자료를 사용하여 거시 경제적 충격이 인구 10만명당 자살률에 미치는 인과관계를 시계열로 분석하였다. 저자들은 영구소득을 감소시키는, 즉 예상되는 생애 효용을 감소시키는 경제적 충격이 자살률을 높이는 것을 보였으며, 특히 소비자 신뢰지수와 주택 비용에 대한 충격이 자살률과 밀접한 관련이 있음을 보였다. 소비자 물가지수에 대한 부정적인 충격은 남성 자살률을 높이지만, GDP 증가율에 대한 부정적인 충격은 경기 상황이 좋지 않을 때 인구 전체 자살률을 증가

시켰다. 또한 정부에 대한 신뢰가 낮을 때는 실업률 증가가 여성의 자살률을 높이는 것으로 나타났다.

Sinyor et al.(2024)는 경기침체, 실업, 빈곤 등과 같은 경제적 요인이 자살을 증가시키며, 특히 가처분소득 대비 소비의 변화가 자살률 증가에 밀접한 연관성이 있다고 설명하고 있다. 1998년 아시아 금융위기, 2008년 전 세계적 경기침체 등 국가적 경제위기는 이전에는 자살 위험이 낮았던 그룹의 자살률을 증가시켰고, 긴축 재정정책과 통화정책 역시 장·단기적 측면에서 자살률을 증가시킨다고 보고하고 있다.

한국 자료를 사용하여 시군구 레벨에서 사회경제적 요인과 자살률의 상관관계를 분석한 선행연구는 상당히 많다. 모두 비슷한 자료원들을 결합하여 사용하였으나, 특정 변수나 특정 연령그룹의 효과를 분석하기보다는 지역의 사회경제적 변수와 성별 자살률의 일반적인 상관관계를 분석한 것이 대부분이다. 연령별 자살률을 구분하여 분석한 경우 대부분 노인 자살률에 초점을 맞추었고, 청소년 및 청년 자살에 초점을 맞춘 연구는 많지 않다.

한국 자료를 활용한 가장 최근 문헌은 Jang et al.(2022)로서 한국의 시군구 자료를 사용하여 지역의 사회경제적 변수가 자살률에 미치는 영향을 분석하였다. 데이터는 2008-2018년 통계청의 사망원인통계와 질병청의 지역사회건강조사를 사용하였고, 분석모형은 Bayesian hierarchical model with Laplace approximations(INLA)를 사용하였다. 지역을 도시화에 따라 3개 그룹으로 나누고, 자살률은 성별(남녀), 연령별(10-39세, 40-59세, 60세 이상)로 구분하여 검토하였다. 설명변수는 경제적 수준을 나타내는 기초연급 수급자 비중, 빈집 비중, 사회고립 수준을 나타내는 이혼율, 독거노인가구 비중, 노후주택 비중, 신체 및 종교활동 수준을 나타내는 정기적 종교활동 참여 비중, 인구 천명당 스포츠시설 수, 인구당 공원면적, 건강행태를 나타내는 현재 흡연율, 고위험 음주율, 스트레스 비중, 비만율 변수를 포함한다. 분석 결과, 낮은 사회경제적 수준과 높은 사회적 고립도는 자살률과 양(+)의 상관관계가 있고, 높은 신체활동 및 종교활동은 자살률과 음(-)의 상관관계가 있으며, 높은 흡연율은 자살률과 양(+)의 상관관계가 있었다. 이때, 사회경제적

수준과 자살의 상관관계는 노인 그룹에서 크게 나타났지만, 사회적 고립 및 신체·종교활동과 자살의 상관관계는 비노인 그룹에서 크게 나타났다.

이용재·김경미(2018)는 2005-2015년 통계청 사망원인 자료와 지역사회건강조사를 사용하여 227개 시군구에서 지역의 환경적 요인이 자살률에 미치는 영향을 다중회귀모형으로 분석하였다. 지역의 경제적 요인을 통제하기 위해 재정자립도와 1인당 지방세를 포함하였고, 사회통합 요인을 통제하기 위해 기초생보수급자 비중, 사회복지예산 비중, 노인여가복지시설수, 사회복지시설수를 포함하였다. 마지막으로 사회해체 요인으로 조이혼율, 스트레스 인지율, 우울감 경험률, 1인가구 비율을 포함하였다. 분석 결과, 재정자립도는 자살률과 음(-)의 관계를 보이고, 기초생보수급자 비율, 우울감 경험율, 1인가구 비중은 자살률과 양(+)의 관계를 보인다. 그러나 이들은 분석모형에 경제적 요인, 사회통합 요인, 사회해체 요인을 모두 포함하지 않고, 요인별로 별도의 회귀모형을 돌려 결과를 도출하였기에 결과의 신뢰성은 높지 않을 수 있다.

마지막으로 청소년 자살의 결정요인을 분석한 실증연구를 소개하기로 한다. 박성준(2019)은 지역 단위의 사회경제적 요인이 청소년 자살률에 미치는 영향을 탐색하였으며, 2011~2016년 통계청 사망원인통계를 사용하여 10-19세 청소년 자살률 변수를 추출하였다. 설명변수로 인구학적 요인(성비, 인구밀도, 청소년 인구 비중), 경제적 요인(사업체 분포, 기초생보 수급자 비율), 사회해체 요인(인구이동 수준, 다문화 혼인율, 이혼율), 보건복지 요인(사회복지 지출 비중, 인구 대비 병상수, 의료 미충족률)을 통제하였다. 자살률 분포가 0에 치우침을 감안하여 분석모형은 음이항 회귀분석을 사용했다. 분석 결과, 청소년 자살률은 농촌, 인구밀도, 빈곤율과 양(+)의 상관관계를 나타냈지만, 사업체 분포, 복지지출은 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 그러나 해당 연구는 시군구에서 반복되는 패널의 특징을 활용하지 못한 것으로 보이며, 청소년과 관련된 특징적 변수들(예를 들면, 학교생활 등)을 포함하지 못했다는 한계점이 존재한다.

2. 데이터 및 방법론

본 고에서는 분석을 위해 여러 가지 자료원을 결합하여 시군구 레벨의 패널자료를 구축하였다. 가장 주축이 되는 자료는 질병관리청의 지역사회건강조사이며, 질병청은 시군구 레벨의 지역사회건강조사 자료에 통계청(사망원인통계, 인구동향조사), 질병청(청소년건강행태조사), 국민건강보험공단(건강보험통계, 노인장기요양보험통계) 등 다양한 자료원을 결합하여 지역사회건강관련 요인 데이터베이스¹³⁾를 구축·제공하고 있다. 해당 자료는 현재 2008년부터 2020년까지 제공되고 있으며 추후 업데이트될 예정이다.

동 데이터에서 제공하는 자살 관련 변수는 통계청 사망원인통계를 원자료로 하는 시군구 레벨의 사망자 수, 인구 10만명당 사망률, 인구 10만명당 표준화사망률 등 3가지 지표가 있으며, 각 지표를 전체, 남자, 여자로 구분하여 제시하고 있다. 그러나 본 연구에서는 자살사망률을 연령 그룹별로 세분하여 분석하고자 하므로, 통계청 사망원인통계 미시자료¹⁴⁾를 활용하여 자살(고의적 자해)을 추출¹⁵⁾하고, 통계청 주민등록연앙인구 자료를 시군구/연령별로 추출하여 인구 10만명당 연령 그룹별 자살률(해당 연령대의 자살자수×10만명/해당 연령대의 총인구수)을 계산하여 결합하고자 한다. 생애주기별 연령그룹은 보건복지부·한국생명존중희망재단(2023)을 참고¹⁶⁾하여 청소년(10-19세), 청년(20-34세), 장년(35-49세), 중년(50-64세), 노년(65세 이상) 5개로 구분하였다.

따라서 본 연구의 종속변수는 인구 10만명당 자살률(전체, 성별, 5개 연령 그룹별)이고, 설명변수는 시군구 레벨의 인구, 사회, 경제, 건강, 정신건강

13) 2023. 4. 3. 게시된 1.4 버전을 사용하였음.

(<https://chs.kdca.go.kr/chs/recsRoom/dataBaseMain.do>에서 다운로드)

14) 사망 연간자료 B형, 1997~2022년까지 연간자료 추출 가능

(https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240)

15) 사망원인 104항목 중 102번(고의적 자해), 사망원인 57항목 중 55번(고의적 자해)을 자살로 정의

16) 보건복지부·한국생명존중희망재단(2023)에서는 아동기(18세 이하), 청년기(19~34세), 장년기(35~49세), 중년기(50~64세), 노년기(65세 이상)로 구분하였으나, 통계청 사망원인통계는 연령을 5세 단위로만 제공하여 아동기와 청년기에 동일한 컷오프를 사용하기 어려움

인프라 관련 변수들로 구성된다. 인구 변수는 인구밀도, 인구성비, 노인인구 비중, 도시인구비율을 포함한다. 경제 변수는 1인당 GRDP, 실업률, 전체 재정 대비 지방세 비율을 포함한다. 사회 변수는 이혼율과 다문화 혼인율, 1인 가구 비중을 포함한다. 건강 변수는 주관적 건강상태, 고위험 음주율을 포함한다. 일반적으로 보건의로 인프라는 병상, 인력, 예산으로 구성되므로, 정신건강 보건의로 인프라 역시 병상, 인력, 예산 변수를 포함하고자 하였다. 그러나 시군구 레벨의 정신건강 병상 자료를 확보할 수 없었기에 민간정신건강 인프라 변수로서 정신재활시설 및 정신요양시설의 수, 공공 정신건강 인프라 변수로 시군구 레벨의 정신건강복지센터, 자살예방센터, 중독관리통합지원센터의 개수를 변수로 포함하였다. 지방정부가 운영하는 정신건강복지센터의 경우, 1995년부터 정신보건센터라는 이름으로 순차적인 도입이 시작되었으며, 2016년 정신건강복지법이 제정되면서 정신건강복지센터로 명칭이 변경되고 일반 국민으로 정신건강 증진 체계가 확대되면서 센터의 역할과 기능이 강화되었다(전진아 외, 2017). 따라서 지방정부가 운영하는 정신건강복지센터, 자살예방센터 등의 공공 정신건강 서비스는 민간 인프라가 부족한 소도시와 농촌 지역에서는 중요한 역할을 담당할 것으로 예상된다. 정신건강 인력은 인구 천명당 정신과전문의 수를 변수로 포함하였다. 예산은 정신건강 예산 변수를 포함하고자 하였으나, 이는 시도 레벨에서만 제시되고 있어 시군구 레벨의 사회보장 예산 비중을 대리변수로 사용하였다. 여기서 단년도 시군구의 수는 250개로 모든 지역의 시군구 레벨 단위에서 분석하였으나, 부천시만 구 단위 자료가 존재하지 않아 시 단위에서 분석을 시행하였다.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \beta_j X_{it}^j + Year_t + \epsilon_{it} \text{ ----- 식 (1): 정태적 모형}$$

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma \cdot y_{it-1} + \sum_{j=1}^M \beta_j X_{it}^j + \epsilon_{it} \text{ ----- 식 (2): 동태적 모형}$$

분석모형은 Cellini(2023)과 마찬가지로 시군구 레벨의 정태적 패널 고정

효과 모형과 동태적 모형(system GMM)을 함께 사용하고자 한다. 식 (1)에서 y_{it} 는 t 기 시군구 i 의 자살률이고($i \in [1, 250]$, $t \in [2016, 2020]$), 이때 성별, 연령별 자살률을 따로 구하여 사용할 수 있다. α_i 는 시군구 고정효과이고, X 는 시간에 따라 변하는 지역의 특성 변수(소득, 실업률, 경제활동참가율, 이혼율 등)이다. ϵ_{it} 는 오차항을 나타낸다.

패널 고정효과 모형은 시군구 레벨에서 관찰되지 않는 이질성의 효과를 배제하지만, 자살의 모방효과, 자살률이 높은 지역에 정신건강 관련 병상, 인력, 예산이 증가하는 역의 인과관계 등으로 인한 내생성 문제가 여전히 남아있다. 따라서 내생성 문제 해결을 위해 식 (2)에서 동태적 패널 모형(system GMM)을 시도해 보고자 한다. 동태적 모형에는 t 기 자살률에 영향을 미치는 설명변수로서 $t-1$ 기의 자살률 수준이 포함되며, 오차항은 AR(2)로 가정한다.

이때 Cellini(2023)의 가정처럼 지역의 특성 중 경제적 변수(1인당 실질 GDP)가 자살률과 비선형적 관계(N자 모형)가 있을 수 있겠으나, 본고의 연구기간은 2016-2020년으로 길지 않아서 이 부분은 모형에서 고려하지 못했다.

3. 실증분석

가. 정태적 모형(패널 고정효과 모형)

분석에 사용한 변수들의 기초통계량은 아래 <표 IV-1>에 제시하고 있다. 종속변수인 자살률의 경우, 인구 10만명당 자살률로 정의하고 있으며 2016-20년 평균 28명으로 나타났다. 이를 성별로 구분하면 남성이 41명, 여성이 16명으로 남성의 자살률이 여성보다 2배 이상 높고, 연령 그룹별로 구분하면 65세 이상 노년기 자살이 46명으로 가장 높은 것으로 나타났다. 정신건강 인프라부터 살펴보면, 시군구 레벨에서 일반회계 중 사회복지 예산의 비중은 34%, 인구 천명당 정신건강의학과 전문의 수는 0.1명, 공공 정신

건강 인프라를 대리하는 지방정부가 운영하는 정신건강 관련 센터 수는 1.17개, 민간 정신건강 인프라를 대리하는 정신요양 및 재활시설 수는 1.61개로 나타났다. 노인인구 비중은 약 20%, 성비는 100.5명, 도시인구 비중은 77%로 나타났다. 2016-20년 평균 다문화 혼인 비중은 약 10%, 조이혼율은 인구 대비 2.12건, 1인가구 비중은 31%이며, 1인당 GRDP는 약 3,600만원, 실업률은 2.75%, 전체 세입 대비 지방세 비중은 약 12%로 나타났다. 건강상태가 좋음 혹은 매우 좋음으로 응답한 비중은 41%, 고위험 음주율은 19%, 우울감 경험률은 6%였다.

〈표 IV-2〉는 전체 자살률 및 우울감 경험률을 종속변수로 하였을 때 2016-2020년 시군구 고정효과 모형의 결과를 제시한다. 설명변수는 연령 그룹별로 다르게 설정할 수 있으나 우선 동일한 설명변수를 가지고 분석을 시작한다. 인구, 사회, 경제, 정신보건 인프라, 건강, 기타 변수들을 차례로 포함해 보았을 때, 시군구 레벨의 다문화 혼인율과 실업률이 높을수록 전체 자살률은 증가하고, 이혼율, 복지예산 비중이 높을수록 전체 자살률은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 인구 천명당 정신과전문의 수와는 양(+)의 관계를 보여 역의 인과관계가 발생하였을 가능성을 시사한다. 다음으로 우울증 경험률을 종속변수로 하였을 때는 통계적 유의성이 있는 설명변수들이 다르게 나타나는데, 지역의 1인당 GRDP가 높을수록 우울증 경험률은 감소하고, 지역 단위 주관적 건강상태가 좋은 경우 우울증 경험률도 감소하는 패턴을 보였다. 설명변수 간의 다중공선성을 검토하기 위해 회귀분석 이후 VIF(Variance Inflation Factor)를 확인 해 보았으나, 모두 10 미만의 수치를 보여 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단하였다.

〈표 IV-1〉 기초 통계량(2016-2020년)

구분	변수	정의	평균	표준편차
자살	인구10만명당 자살률 전체	(자살자수/총인구수)×10만명	28.35	7.99
	인구10만명당 자살률 여성	(여성 자살자수/여성 총인구수)×10만명	15.67	6.75
	인구10만명당 자살률 남성	(남성 자살자수/남성 총인구수)×10만명	40.94	13.24
	인구10만명당 자살률_청소년(10-19세)	(청소년 자살자수/청소년 총인구수)×10만명	5.53	9.04
	인구10만명당 자살률_청년(20-34세)	(청년 자살자수/청년 총인구수)×10만명	21.08	13.16
	인구10만명당 자살률_장년(35-49세)	(장년 자살자수/장년 총인구수)×10만명	32.36	15.64
	인구10만명당 자살률_중년(50-64세)	(중년 자살자수/중년 총인구수)×10만명	33.42	13.43
	인구10만명당 자살률_노년(65세+)	(노년 자살자수/노년 총인구수)×10만명	45.95	18.72
인구	인구밀도	(인구수(명)/행정구역면적(km ²))×100	3950.01	5954.64
	인구성비	여자인구 100명당 남자인구 수	100.5	5.39
	노인인구 비중	총인구 대비 65세 이상 인구	19.63	8.36
	인구 중 도시인구 비중	전체인구 중 도시지역(동읍지역) 인구 비율	76.52	26.59
경제	1인당 실질 GRDP(2015년 기준) (단위: 백만원)	GRDP/총인구수	36.00	32.62
	실업률	지역별고용조사, 하반기 자료	2.75	1.38
	지방세 비중	전체 세입 대비 지방세 비중(지방재정연감)	11.96	7.96
사회	조이혼율	(1년간 신고된 총 이혼건수/연양인구)×1000	2.12	0.39
	다문화 혼인 비중	(다문화혼인건수/전체혼인건수)×100	9.80	3.74
	1인가구 비중	(1인가구수/총가구수)×10만명	31.33	5.37
건강	주관적 건강상태	주관적 건강수준을 “매우 좋음” 혹은 “좋음”이라고 응답한 사람의 비율	41.22	7.81

구분	변수	정의	평균	표준편차
	고위험 음주율	최근 1년 동안 음주한 사람 중 한 번의 술자리에서 남자는 7잔 이상(또는 맥주 5캔 정도), 여자는 5잔 이상(또는 맥주 3캔 정도)을 주 2회 이상 마시는 사람의 비율	18.58	3.86
	우울감 경험율	최근 1년 동안 연속적으로 2주 이상 일상생활에 지장이 있을 정도의 우울감(슬픔이나 절망감 등)을 경험한 사람의 비율	5.79	2.23
정신 건강 인프라	사회복지 예산 비중	일반회계 중 사회복지 예산 비중	34.37	14.45
	인구 천명당 정신건강의학과 전문의 수	(정신건강의학과 전문의 수/총인구)×10만	0.10	0.42
	공공 정신건강 인프라(기초 정신건강복지센터, 자살예방센터, 중독지원센터의 수)	복지부, 2016-2020 정신건강사업안내 각 호	1.17	0.65
	민간 정신건강 인프라(정신재활시설, 정신요양시설의 수)	복지부, 2016-2020 정신건강사업안내 각 호	1.61	2.15
기타	인구 1인당 공원면적	공원면적/총인구수	18.64	17.80
	인구 천명당 사설학원 수	사설학원: 대통령령이 정하는 수 이상의 학습자에게 30일 이상의 교습과정에 따라 지식, 기술(기능을 포함), 예능을 교습하거나, 30일 이상 학습장소로 제공되는 시설	1.32	0.59
	자녀 1인당 월평균 사교육비(만원)	한국노동패널 19-23차 자료에서 시도 및 시군구 변수를 사용하여, 평균값 계산	28.57	14.67
	가구의 월평균 가구소득 대비 사교육비 비중		0.12	0.11
	가구의 월평균 가구소비 대비 사교육비 비중		0.14	0.06
	가구주의 교육수준(고졸 이상 비중)		0.34	0.20
	유아 천명당 보육시설수	(보육시설수 / 0-4세 인구수)×1000	15.48	3.34
	교사 1인당 학생 수	학생수(재학생) / 교원수	13.70	4.43
	패스트푸드 가게 수	패스트푸드점(피자, 햄버거, 샌드위치 및 유사음식점, 치킨전문점 사업체) 수	195.67	161.68

〈표 IV-2〉 전체 자살률: 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)

구분		인구 10만명당 자살률 전체						우울감 경험률
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
인구	인구밀도	0	0	0	0	0	0	0
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)
	인구_노인 비중	-0.03	0	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02*
		(0.042)	(0.044)	(0.037)	(0.038)	(0.039)	(0.040)	(0.012)
	인구_성비	-0.26	-0.23	-0.24	-0.21	-0.22	-0.21	-0.05
(0.315)		(0.317)	(0.317)	(0.317)	(0.314)	(0.314)	(0.100)	
인구_도시인구 비중	0.01	0.03	0.02	0.03	0.02	0.02	-0.01	
	(0.060)	(0.060)	(0.062)	(0.065)	(0.064)	(0.064)	(0.020)	
사회	다문화 혼인율		0.31**	0.30**	0.30**	0.30*	0.30*	0.04
			(0.151)	(0.152)	(0.151)	(0.153)	(0.152)	(0.034)
	이혼율		-3.65**	-3.66**	-3.69**	-3.72**	-3.71**	-0.18
			(1.533)	(1.523)	(1.528)	(1.552)	(1.555)	(0.345)
1인가구 비중		0.36	0.33	0.35	0.35	0.35	-0.05	
		(0.277)	(0.279)	(0.282)	(0.286)	(0.288)	(0.058)	
경제	1인당 실질 GRDP			-0.06	-0.07	-0.07	-0.07	-0.03*
				(0.048)	(0.050)	(0.050)	(0.050)	(0.017)
	실업률			0.66*	0.67*	0.66*	0.65*	0.05
				(0.338)	(0.339)	(0.340)	(0.343)	(0.102)
	지방세 비중			0.08	0.09	0.07	0.08	-0.04
			(0.100)	(0.100)	(0.101)	(0.102)	(0.044)	

구분		인구 10만명당 자살률 전체					우울감 경험률	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		(6)
정신보건 인프라	사회복지 예산 비중				-0.11*	-0.12*	-0.11*	0
					(0.063)	(0.063)	(0.063)	(0.022)
	인구 천명당 정신건강전문의 수				0.36*	0.38*	0.38*	-0.02
					(0.201)	(0.201)	(0.199)	(0.081)
	공공 정신건강 인프라				-0.22	-0.21	-0.22	0.24
					(0.651)	(0.654)	(0.654)	(0.209)
	민간 정신건강 인프라				0.24	0.23	0.24	-0.1
					(0.346)	(0.350)	(0.355)	(0.104)
건강	주관적 건강상태 인지율					-0.08	-0.08	-0.08***
						(0.049)	(0.049)	(0.016)
	고위험 음주율					0	0	0.01
						(0.083)	(0.083)	(0.022)
기타	1인당 공원면적						0.02	-0.01
							(0.027)	(0.005)
year FE		0	0	0	0	0	0	0
시군구 FE		0	0	0	0	0	0	0
# of 시군구		250	250	250	250	250	250	250

주: 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

〈표 IV-3〉은 성별·연령별 자살률을 종속변수로 하여 시군구 고정효과 모형을 추정한 결과이며, 성별 연령 그룹별로 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수들에 차이가 있음을 확인할 수 있다. 노인인구 비중이 높은 지역일수록 중년(50-64세) 자살률은 높지만, 청년(20-34세) 자살률은 낮았다. 사회해체 요인 중에서는 다문화 혼인율이 높을수록 남성 및 청소년(10-19세) 자살률이 증가하고 있다. 반면, 시군구 레벨의 이혼율 증가는 전체, 남성, 중년층의 자살률과 음(-)의 상관관계를 보인다. 일반적으로 이혼과 같은 가정해체 요인은 스트레스 증가로 인한 정신건강 및 자살의 위험요인으로 알려져 있으므로 추가적인 검토가 요구된다. 이혼율과 자살률이 음(-)의 상관관계를 보이는 다른 실증연구로는 Cellini(2023), Byeon(2023), Stevenson & Wolfers(2006), Hoehn-Velasco & Silverio-Murillo(2020)가 있다. Cellini(2023)은 이혼이 반드시 정신적 충격을 야기하는 것만은 아닐 수 있다는 논거를 제시하였고, Byeon(2023)은 한국의 시도 패널자료를 사용하여 이혼의 종류에 따라 합의이혼의 증가는 여성의 자살률을 낮출 수 있지만, 소송이혼은 남성의 자살률을 증가시킴을 보여주었다. Stevenson & Wolfers(2006)와 Hoehn-Velasco & Silverio-Murillo(2020)는 각각 미국과 멕시코에서 일방적인 요구에 의한 이혼이 가능하게 된 법의 도입(파탄주의)에 따라 가정폭력 등 자살로 이어질 수 있는 불행한 결혼생활을 일방적으로 종료 가능해짐에 따라 오히려 이혼의 증가가 자살률의 감소로 이어질 수 있다고 설명하고 있다. 다만, 이혼율과 자살률 간에 음(-)의 상관관계를 발견하였던 상기 실증연구들은 모두 지역 레벨의 aggregate data를 사용하고 있어 개인 레벨에서 분석하는 경우 다른 패턴을 보일수도 있음을 주의해야 할 것이다.

다음으로 경제적 변수 중에서는 1인당 실질 GRDP 증가는 중년층(50-64세)의 자살률을 감소시키고, 실업률 증가는 전체, 여성, 10대 자살률을 증가시키는 것으로 나타났다. 우리나라 자살 원인 중 2위가 경제적 생활고였음을 감안할 때 합리적인 결과로 판단되며, 특히 중년층(50-64세)에게는 경제적 요인이 자살 결정에 상당히 중요한 요인으로 작용함을 시사한다. 한편, 1인가구 비중 증가가 10대 청소년의 자살률 증가와 연계되어 있어 추가적인

분석이 필요해 보인다.

이제 정신보건 인프라 수준이 자살률에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 정신보건 인프라로 예산, 인력, 시설 관련 변수를 포함하였으며, 정신보건 인프라 증가는 자살률을 낮추는 효과가 있을 것으로 예측하였다. 예상대로 전체 예산 중 사회복지 예산 비중이 증가할수록 전체 자살률과 남성, 노인(65세 이상) 자살률은 감소하고, 공공 정신건강 인프라의 증가 역시 노인 자살률 감소에 기여하는 것으로 나타났으며, 인구 천명당 정신건강의학과 전문의(인력)가 증가할수록 장년층(35-49세)의 자살률이 감소하였다. 반면, 정신건강의학과 전문의 수 증가는 전체 및 중년(50-64세)의 자살률 변수와 양(+)의 상관관계를, 민간 정신건강 인프라 증가는 장년층(35-49세)은 양의 상관관계를 보여주어 앞서 언급한 대로 역의 인과관계(자살률이 높은 지역에 정신의료서비스 수요가 높을 것을 감안하여 정신의학과 전문의 진입, 민간 정신요양 및 재활시설 증가)에 기인할 수 있으므로 추가적인 분석이 필요하다. 마지막으로 건강 변수들은 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다.

다음으로는 <표 IV-4>에서는 내생성이 있다고 여겨지는 설명변수(사회보장 예산 비중, 정신건강의학과 전문의 수, 민간 정신건강 인프라)에 한해 t-1기 시차변수를 사용하여 동일한 분석을 시도해 보았다. 정신건강의학과 전문의 수와 민간 정신건강 인프라의 경우, 직관적으로 반대의 부호를 보여주었던 상단의 결과와 달리 통계적 유의성이 사라지게 된다. 그러나 지자체의 복지예산과 자살률의 관계 역시 통계적 유의성이 없어지거나 중년(50-64세)의 경우 양(+)의 부호로 바뀐에 따라 직관적 해석이 어려워지는 문제점이 있다.

〈표 IV-3〉 성별·연령별 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)

인구 10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
인구	인구밀도	0	0	0	0	0	0	0	0
		(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
	인구_노인 비중	-0.01	0.07	-0.09	0.01	-0.29***	-0.11	0.26*	-0.16
		(0.040)	(0.045)	(0.069)	(0.127)	(0.097)	(0.074)	(0.134)	(0.177)
인구_성비	-0.21	-0.44	-0.09	-0.58	0.19	0.65	0.06	-1.05	
	(0.314)	(0.371)	(0.592)	(0.505)	(0.716)	(0.911)	(0.598)	(0.778)	
인구_도시인구 비중	0.02	0.08	-0.02	0.08	0.05	0.01	-0.04	0.1	
	(0.064)	(0.090)	(0.107)	(0.126)	(0.143)	(0.176)	(0.142)	(0.238)	
사회	다문화 혼인율	0.30*	0.08	0.51**	0.52***	-0.09	0.49	0.42	0.09
		(0.152)	(0.141)	(0.256)	(0.195)	(0.357)	(0.357)	(0.311)	(0.318)
	이혼율	-3.71**	-1.18	-5.96**	-3.88	0.51	-3.44	-5.30*	-5.55
(1.555)		(1.858)	(2.713)	(2.362)	(3.424)	(3.601)	(3.175)	(3.378)	
1인가구 비중	0.35	0.33	0.37	-0.46*	1.03	-0.73	0.85	-0.01	
	(0.288)	(0.220)	(0.540)	(0.272)	(0.648)	(0.613)	(0.926)	(0.566)	
경제	1인당 실질 GRDP	-0.07	-0.04	-0.11	-0.11	0.06	0.15	-0.48***	0.07
		(0.050)	(0.044)	(0.095)	(0.078)	(0.103)	(0.113)	(0.124)	(0.192)
	실업률	0.65*	0.76*	0.53	0.71*	-0.17	0.27	1.18	0.66
		(0.343)	(0.387)	(0.578)	(0.412)	(0.802)	(0.770)	(0.739)	(0.921)
지방세 비중	0.08	-0.03	0.17	-0.11	0.1	0.07	0.26	0.49	
	(0.102)	(0.109)	(0.183)	(0.161)	(0.235)	(0.235)	(0.237)	(0.314)	

〈표 IV-3〉의 계속

인구 10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
정신 보건 인프라	사회복지 예산 비중	-0.11*	0.01	-0.23**	0.01	-0.1	-0.19	-0.1	-0.32*
		(0.063)	(0.062)	(0.112)	(0.084)	(0.131)	(0.149)	(0.124)	(0.173)
	인구 천명당 정신건강전문 의 수	0.38*	0.5	0.27	-0.43	-0.21	-2.55**	3.78***	-0.69
		(0.199)	(0.471)	(0.439)	(0.554)	(1.040)	(0.984)	(0.923)	(1.030)
	공공 정신건강 인프라	-0.22	0.88	-1.34	0.46	0.07	1.07	-0.23	-3.15*
(0.654)		(0.634)	(1.130)	(0.912)	(1.649)	(1.353)	(1.301)	(1.635)	
민간 정신건강 인프라	0.24	-0.08	0.56	-0.14	0.43	1.99**	-0.29	-1.05	
	(0.355)	(0.305)	(0.528)	(0.434)	(0.613)	(0.786)	(0.522)	(0.981)	
건강	주관적 건강상태	-0.08	-0.02	-0.13	-0.06	-0.16	0.04	-0.17	0.01
		(0.049)	(0.053)	(0.091)	(0.073)	(0.114)	(0.135)	(0.112)	(0.138)
기타	고위험 음주율	0	0.05	-0.05	0.15	-0.04	-0.05	0.16	0.01
		(0.083)	(0.091)	(0.137)	(0.114)	(0.211)	(0.196)	(0.177)	(0.207)
1인당 공원면적	0.02	0.01	0.03	0.09*	-0.03	0	0.05	0	
	(0.027)	(0.023)	(0.040)	(0.047)	(0.075)	(0.056)	(0.061)	(0.047)	
year FE		0	0	0	0	0	0	0	
시군구 FE		0	0	0	0	0	0	0	
# of 시군구		250	250	250	250	250	250	250	

주: 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

〈표 IV-4〉 성별·연령별 패널 고정효과 분석 결과(시차 설명변수 포함)

인구10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
인구	인구밀도	0 (0.001)	0 (0.001)	0 (0.002)	0 (0.003)	0 (0.002)	0 (0.002)	0 (0.002)	0 (0.003)
	인구_노인 비중	-0.03 (0.030)	0.04 (0.044)	-0.09* (0.054)	-0.06 (0.130)	-0.35*** (0.108)	-0.06 (0.096)	0.12 (0.160)	-0.15 (0.176)
	인구_성비	-0.15 (0.349)	-0.51 (0.493)	0.13 (0.725)	-1.06 (0.681)	-1.11 (0.852)	1.58 (1.151)	0.54 (0.688)	-1.33 (0.923)
	인구_도시인구 비중	0.10* (0.058)	0.20** (0.080)	0.01 (0.090)	0.1 (0.136)	-0.1 (0.181)	0.26* (0.148)	0.1 (0.175)	0.21 (0.338)
사회	다문화 혼인율	0.29 (0.183)	0.13 (0.188)	0.45 (0.287)	0.58*** (0.222)	-0.33 (0.390)	0.22 (0.417)	0.34 (0.373)	0.48 (0.359)
	이혼율	-2.69* (1.381)	-0.26 (1.891)	-4.86** (2.362)	-4.63* (2.744)	5.65* (3.282)	3.04 (3.869)	-6.91* (3.584)	-6.47* (3.761)
	1인가구 비중	0.05 (0.296)	0.35 (0.408)	-0.2 (0.638)	-0.76** (0.371)	0.4 (0.648)	0.07 (0.940)	0.23 (0.942)	-0.71 (0.666)
경제	1인당 실질 GRDP	-0.06 (0.058)	-0.05 (0.048)	-0.09 (0.109)	-0.14 (0.091)	-0.05 (0.124)	0.06 (0.159)	-0.42*** (0.136)	0.22 (0.260)
	실업률	0.3 (0.372)	0.58 (0.447)	0.02 (0.681)	1.12** (0.471)	-1 (0.972)	0.2 (0.965)	0.53 (0.888)	0.53 (1.069)
	지방세 비중	0.13 (0.115)	0.05 (0.129)	0.21 (0.192)	0.06 (0.167)	0.26 (0.263)	-0.09 (0.318)	0.25 (0.258)	0.63* (0.352)

〈표 IV-4〉의 계속

인구 10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
정신보건 인프라	사회복지 예산 비중(t-1기)	0.19 (0.120)	0.18 (0.139)	0.22 (0.202)	-0.08 (0.196)	-0.05 (0.264)	-0.28 (0.317)	0.49** (0.247)	0.36 (0.320)
	인구 천명당 정신건강전문 의 수(t-1기)	-0.23 (0.465)	0.64 (0.511)	-1.08 (0.755)	-1.04 (0.925)	-1.18 (0.794)	1.07 (1.516)	-0.59 (0.696)	-0.31 (1.593)
	공공 정신건강 인프라	-0.3 (0.771)	0.62 (0.741)	-1.24 (1.328)	0.69 (0.942)	0.75 (1.954)	1.96 (1.749)	-0.01 (1.531)	-6.49*** (2.059)
	민간 정신건강 인프라(t-1기)	0.49 (0.326)	0.28 (0.347)	0.7 (0.539)	0.57 (0.596)	-0.57 (0.623)	0.55 (1.157)	0.9 (0.836)	0.66 (1.108)
건강	주관적 건강상태	-0.05 (0.052)	0.01 (0.064)	-0.11 (0.104)	-0.01 (0.084)	-0.21 (0.131)	0.08 (0.153)	-0.16 (0.127)	0.05 (0.135)
	고위험 음주율	0.03 (0.081)	0.08 (0.098)	-0.01 (0.139)	0.12 (0.115)	-0.1 (0.220)	-0.11 (0.225)	0.29 (0.197)	0.08 (0.222)
기타	1인당 공원면적	0.03 (0.027)	0.02 (0.025)	0.05 (0.042)	0.11** (0.047)	-0.03 (0.085)	0.01 (0.073)	0.06 (0.063)	0.01 (0.047)
year FE		0	0	0	0	0	0	0	0
시군구 FE		0	0	0	0	0	0	0	0
# of 시군구		250	250	250	250	250	250	250	250

주: 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

나. 동태적 모형(SYSTEM GMM 모형)

다음으로는 패널 분석에서 사용한 변수들의 내생성 문제를 해결하기 위해 system GMM(Generalized Method of Moments) 모형으로 추정한 결과를 <표 IV-5>에서 제시한다. 앞서 언급한 바와 같이 변수의 내생성이 존재할 때 동태적 관계를 고려하는 GMM 방식으로 추정하는 경우 추정량의 일치성과 효율성이 개선될 수 있다. 본 연구에서는 정신보건 인프라 중 인구 천명당 정신과전문의 수, 민간 정신건강 인프라, 사회복지 예산을 내생적 변수로 간주하였는데, 예를 들면, 정신보건 인프라가 자살률에 영향을 주기도 하지만, 자살률이 다시 정신건강 인프라에 영향을 줄 수도 있을 것이다. 또한 자살의 모방효과 등을 고려하였을 때, t 기의 자살률이 $t+1$ 기의 자살률에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 system GMM 모형에서는 종속변수의 시차변수를 도구변수로 사용함으로써, 이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관(serial correlation)을 유연하게 고려할 수 있으므로 추정량의 효율성을 제고할 수 있다고 평가되고 있다.

내생성을 통제한 system GMM 모형의 추정 결과, 전체 자살률은 도시인구 비중, 다문화 혼인율, 1인가구 비중이 증가함에 따라 함께 증가하는 반면, 사회복지 예산 비중이 높고 주관적 건강상태가 좋을수록 감소하는 경향을 보인다. 특이한 점은 1인가구 비중이 높을수록 전체, 남성, 여성, 그리고 대부분의 연령그룹에서 자살률이 증가하는 패턴을 보여 자살 예방을 위해서는 1인가구에 주목할 필요가 있음을 시사하고 있다. 1인가구 비중이 1%p 증가하였을 때, 인구 10만명당 전체 자살자 수는 약 1명 증가할 수 있으므로, 만약 1인가구 비중이 평균치인 31%에서 41%로 10%p 증가한다면, 인구 10만명당 자살자 수는 약 10명 증가하여 평균 자살자 수 28.35명 대비 약 35% 증가할 수 있음을 시사한다. 향후 저출산 고령화 현상이 심화하여 1인가구 비중이 증가하는 경우, 자살 위험도 역시 증가할 수 있으므로 이에 대한 예방 정책을 강화할 필요가 있어 보인다.

자살 문제가 가장 심각한 65세 이상 노인층에서는 복지예산 비중과 공공 정신건강 인프라가 낮을수록 자살률이 높게 나타나고 있다. 따라서 노인 자

살 예방을 위해서는 시군구의 복지예산 증대, 그리고 지자체에서 운영하는 정신건강 인프라의 강화 정책이 고려될 수 있을 것으로 보인다. 50-64세 장년층의 경우에는 1인당 GRDP가 낮을수록 자살률이 증가하고 있어, 경제적 원인이 여전히 중요한 자살의 동기로 작용할 수 있음을 시사한다. 10대 청소년의 경우에는 1인가구 비중과 다문화 혼인율이 높을수록 자살률이 증가하는 패턴을 보여, 다문화 혼인 비중이 높은 농촌 지역의 경우 청소년 자살 예방 정책 수립에 각별한 주의가 요구된다. 남성의 경우 주관적 건강상태가 좋지 않을수록, 사회복지 예산 비중이 감소할수록, 다문화 혼인율이 높거나, 1인가구 비중이 높을수록 자살률이 높다.

앞서 정태적 패널 고정효과 모형에서 내생성을 시사하는 결과를 보여주었던 민간 정신건강 인프라와 인구 10만명당 정신과전문의 수 변수는 system GMM 모형의 추정 결과에서는 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않는다. 또한 패널 고정효과 모형에서 직관적으로 설명하기 어려웠던 이혼율 증가가 자살률 증가로 이어지는 패턴도 system GMM 모형에서는 발견되지 않고 있다.

우리는 System GMM 모형의 추정 후 필요한 두 가지 진단 테스트를 시행하였으며, 그 결과를 <표 IV-5> 하단에서 함께 제시하고 있다. 첫 번째로 도구변수의 유효성을 검증하기 위해 Sargent-Hansen 테스트를 사용하였으며, 충분히 큰 p 값을 보여주고 있어 도구변수들이 유효하다고 판단하였다. 두 번째로는 오차항의 자기상관성을 검증하기 위해 Arellano-Bond AR(2) 테스트를 시행한 결과 역시 충분히 큰 p 값을 보여주고 있어, 2차 차분된 오차항에 자기상관이 없으며 모형이 적절히 추정되었다고 판단하였다.

그런데 본고에서 사용한 system GMM 방법론의 한계를 언급하고자 한다. 우리가 사용한 데이터는 연간 250개 시군구의 5년 시계 패널 자료이므로 small sample로 인한 편이가 여전히 발생할 수 있으며, 시차변수와 도구변수의 수를 다양하게 조합하여 결과의 강건성을 확인해 볼 필요가 있다.

〈표 IV-5〉 성별 · 연령별 system GMM 분석 결과(2016-2020)

인구 10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
	Yt-1	-0.1 (0.167)	-0.03 (0.218)	-0.15 (0.203)	-0.04 (0.326)	-0.29* (0.173)	0.18 (0.200)	-0.14 (0.176)	-0.21 (0.158)
인구	인구밀도	-0.00*** (0.000)	-0.00* (0.000)	-0.00*** (0.001)	0 (0.000)	-0.00* (0.001)	0 (0.001)	-0.00** (0.001)	-0.00** (0.001)
	인구_노인 비중	0.1 (0.084)	0.11 (0.093)	0.09 (0.147)	-0.22 (0.195)	-0.21 (0.139)	0.25 (0.187)	0.2 (0.141)	0.01 (0.283)
	인구_성비	-0.26 (0.381)	-0.05 (0.304)	-0.4 (0.586)	0.02 (0.390)	-0.79 (0.619)	-0.36 (0.661)	0.57 (0.703)	-0.61 (0.957)
	인구_도시인구 비중	0.26*** (0.088)	0.17** (0.084)	0.26** (0.127)	0.08 (0.122)	0.31* (0.180)	0.03 (0.190)	0.54*** (0.177)	0.27 (0.285)
사회	다문화 혼인율	0.34* (0.207)	0.12 (0.213)	0.56** (0.283)	0.64* (0.335)	-0.37 (0.328)	0.47 (0.448)	0.51 (0.396)	-0.04 (0.312)
	이혼율	-1.8 (1.884)	-0.26 (2.170)	-2.95 (3.215)	-5.22 (4.128)	4.96 (3.207)	3.4 (4.744)	-5.88 (3.603)	-4.22 (4.384)
	1인가구 비중	0.99*** (0.249)	0.75*** (0.244)	1.27*** (0.367)	0.61** (0.308)	0.90* (0.493)	0.54 (0.518)	0.98* (0.549)	0.72 (0.657)
경제	1인당 실질 GRDP	-0.15 (0.095)	-0.02 (0.078)	-0.16 (0.143)	-0.11 (0.112)	-0.08 (0.132)	-0.08 (0.143)	-0.35* (0.206)	-0.09 (0.197)
	실업률	-0.13 (0.424)	-0.04 (0.498)	-0.28 (0.669)	1.03 (0.664)	-0.44 (0.841)	0.44 (1.223)	0.3 (1.016)	0.08 (1.125)
	지방세 비중	0.15 (0.178)	0.1 (0.175)	0.2 (0.284)	-0.02 (0.207)	-0.11 (0.302)	-0.08 (0.314)	0.26 (0.354)	0.82 (0.503)

〈표 IV-5〉의 계속

인구 10만명당 자살률		전체	성별		연령 그룹별				
			여성	남성	청소년(10-19)	청년(20-34)	장년(35-49)	중년(50-64)	노년(65+)
정신보건 인프라	사회복지 예산 비중	-0.22** (0.089)	-0.09 (0.080)	-0.38*** (0.143)	0 (0.100)	0.03 (0.151)	0.06 (0.189)	-0.23 (0.162)	-0.78*** (0.234)
	인구 천명당 정신건강전문 의 수	-3.82 (3.051)	-2.32 (2.539)	-5.95 (5.172)	-3.49 (3.852)	-2.13 (5.582)	3.16 (6.894)	-2.18 (6.798)	-4.63 (7.625)
	공공 정신건강 인프라	0.38 (1.010)	0.77 (0.938)	-0.17 (1.640)	0.51 (1.334)	-0.18 (2.035)	3.90* (2.149)	0.95 (1.864)	-5.81** (2.348)
	민간 정신건강 인프라	0.44 (1.204)	0.72 (0.851)	0.96 (1.868)	-1.14 (0.948)	-0.26 (1.709)	0.44 (1.726)	-0.43 (2.041)	3.58 (2.486)
건강	주관적 건강상태 인지율	-0.08* (0.047)	0 (0.044)	-0.17** (0.073)	0.04 (0.062)	-0.03 (0.085)	-0.13 (0.120)	-0.15 (0.106)	-0.17 (0.121)
	고위험음주율	-0.05 (0.094)	0.02 (0.099)	-0.11 (0.146)	0.09 (0.118)	-0.25 (0.193)	-0.03 (0.243)	0.19 (0.221)	0.07 (0.229)
기타	1인당 공원면적	0.08** (0.039)	0.09** (0.037)	0.07 (0.059)	0.07 (0.059)	-0.02 (0.072)	0.13 (0.089)	0.1 (0.070)	0.12 (0.080)
# of 시군구		250	250	250	250	250	250	250	250
Sargent p-value		0.16	0.37	0.10	0.92	0.11	0.73	0.01	0.33
Hansen p-value		0.24	0.56	0.20	0.85	0.63	0.15	0.54	0.68
AR(1) p-value		0.01	0.01	0.04	0.15	0.19	0.01	0.01	0.06
AR(2) p-value		0.73	0.85	0.91	0.57	0.04	0.94	0.87	0.10
Wald Chi2		2708	2065	2636	217.4	1121	4376	1450	1259

주: 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

다. 청소년 자살 원인 분석

다음으로는 본고에서는 생애주기상 급증하는 10대 청소년 자살의 원인에 대해 보다 자세히 살펴보고자 청소년 자살률에 영향을 미칠 수 있는 다양한 설명변수들을 추가로 포함하여 분석을 시도하였다. 미국 소아과학회(Shain, 2016)에서는 청소년의 자살 위험요인으로 개인적 요인(정신질환 등), 가족 요인(가족력(자살, 정신질환), 성소수자, 입양, 학대 경험, 가족 해체 등), 사회·환경적 요인(bullying, 과도한 인터넷 사용 등)을 언급하고 있다. 한국의 경우, 과도한 학업 스트레스가 가장 큰 위험요인이며, 정신질환에 대한 사회적 낙인효과, 친구 및 부모와의 갈등 관계 등이 추가적인 위험요인이라고 지적하고 있다(Kwack & Ickovics, 2019; Kim et al., 2024).

본 연구에서는 청소년 시기의 스트레스 중에서도 한국 고유의 특성을 갖는 경쟁적 환경 및 학업 스트레스가 자살률에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 시군구 레벨의 고정효과 모형을 사용하여 지역의 높은 교육열은 과도한 경쟁과 학업 스트레스를 유발하여, 청소년 자살률을 증가시킬 수 있겠다는 가설하에 해당 변수들의 부호를 살펴보고자 한다. 우리는 지역의 교육열을 대리하는 변수로서 사설학원의 수, 자녀 1인당 사교육비 지출, 가구소득 대비 사교육비 비중, 가구주의 교육수준(대졸 이상)을 설명변수에 포함하였다(박선영·마강래, 2015). 또한 청소년의 신체적, 정서적 성장 발달에 영향을 미칠 것으로 예상되는 여성의 경제활동 참여율, 교사 1인당 학생 수, 유아 천명당 보육기관 수, 패스트푸드 가게 수도 설명변수에 포함하였다.

이때 시군구 레벨의 자녀 1인당 사교육비 지출, 가구소득 대비 사교육비 비중, 가구주의 교육수준 변수는 한국노동패널 19-23차(2016-2020년에 해당)에서 시도 및 시군구 코드를 이용하여 시군구 레벨의 평균값을 직접 계산하였다. 한국노동패널은 자녀의 사교육 종류, 각각의 비용 정보를 제공하고 있는데, 지역 코드가 기록되지 않은 경우인 샘플의 약 30%(예, 2020년 기준 전체 샘플은 15,589개, 지역 코드 missing 관측치는 3,920개)를 제외하고 유아녀 가구로 한정하면, 일부 시군구에서는 관측치가 없거나 극소수여서 시군구 레벨의 평균 사교육비 변수를 추출할 수 없는 시군구들이 존재한다.

따라서 이전 분석에서는 250개의 시군구 패널 자료를 사용하였다면, 청소년 자살률 분석에서는 222개의 시군구 패널 자료만 사용하는 경우도 발생한다.

〈표 IV-6〉의 분석 결과에 따르면, 다문화 혼인율은 청소년 자살률을 일관되게 높이는 것으로 나타났다. 학업 스트레스를 나타내는 대리변수 중에서는 시군구 레벨의 사설학원 수 증가가 청소년 자살률과 연관성이 있음을 보여, 경쟁적인 교육 시스템과 사회적 분위기가 청소년 자살률에 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 다만, 본고에서 사용한 사설학원 수 변수는 학습자의 연령이나 교과목을 구분하지 않고 예체능 학원까지 모두 포함하는 변수이기 때문에 해석에 주의가 요구된다. 이외 자녀 1인당 평균 사교육비, 가구소득이나 소비 대비 사교육비 비중 변수는 양(+)의 계수를 보이기는 하나 통계적 유의성을 확보하지는 못했다. 아울러 가구주 학력(고졸 이상 비중)이 높을수록 청소년 자살률은 감소하는 방향을 보이기는 하나, 이 역시 통계적으로 유의한 수준에 해당하지는 않는다.

마지막으로 지역의 경제적 상황을 나타내는 1인당 실질 GRDP가 증가할수록, 지방 재정 중에서 지방세 비중이 높을수록 청소년 자살률이 감소하는 패턴이 일부 모형에서 나타나고 있으나, 여성의 경제활동 참여율은 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 않았다.

〈표 IV-6〉 10대 청소년 자살률: 패널 고정효과 분석 결과(2016-2020)

인구 10만명당 자살률		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
인구	인구밀도	0 (0.001)	0 (0.001)	0 (0.001)	0 (0.001)	0 (0.001)	0 (0.001)
	인구_도시인구비중	0.05 (0.124)	0.08 (0.127)	0.09 (0.131)	-0.03 (0.105)	-0.03 (0.105)	-0.02 (0.107)
사회	다문화혼인율	0.51*** (0.195)	0.42** (0.201)	0.42** (0.201)	0.46* (0.247)	0.45* (0.249)	0.46* (0.246)
	이혼율	-4.08* (2,370)	-3.85 (2,753)	-3.76 (2,741)	-5.39 (3,422)	-5.18 (3,350)	-5.37 (3,471)
	1인가구 비중	-0.54* (0.282)	-0.34 (0.295)	-0.32 (0.298)	-0.33 (0.339)	-0.37 (0.332)	-0.34 (0.342)
경제	1인당 실질 GRDP	-0.11 (0.080)	-0.11 (0.067)	-0.12* (0.070)	-0.08* (0.048)	-0.08* (0.047)	-0.08 (0.050)
	실업률	0.67 (0.417)					
	여성 경제활동 참여율		-0.05 (0.165)	-0.07 (0.166)	0.09 (0.166)	0.08 (0.167)	0.11 (0.167)
	지방세 비중	-0.12 (0.158)	-0.25* (0.137)	-0.18 (0.131)	-0.14 (0.135)	-0.11 (0.138)	-0.14 (0.139)

인구 10만명당 자살률		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
정신보건 인프라	사회복지 예산 비중	-0.01 (0.081)	0.01 (0.075)	0 (0.074)	0.07 (0.074)	0.06 (0.073)	0.06 (0.074)
	인구 천명당 정신건강전문직의 수	-0.43 (0.555)	-0.25 (0.515)	-0.2 (0.503)	0.22 (0.741)	0.22 (0.734)	0.21 (0.766)
	공공 정신건강 인프라	0.32 (0.939)	-0.08 (0.871)	-0.02 (0.865)	-0.13 (0.945)	-0.14 (0.952)	-0.11 (0.938)
건강	주관적 건강상태 인지율	-0.06 (0.073)	-0.06 (0.069)	-0.05 (0.069)	-0.01 (0.075)	-0.02 (0.073)	-0.01 (0.075)
	고위험 음주율	0.15 (0.115)	0.11 (0.118)	0.12 (0.117)	-0.01 (0.110)	0 (0.111)	0 (0.110)
학업 스트레스	인구 천명당 사설학원 수	6.14 (4.203)	7.66* (3.980)	8.07** (4.048)			
	자녀 1인당 사교육 비용				0.01 (0.031)		
	가구소득 대비 사교육비 비중					5.36 (4.461)	
	가구소비 대비 사교육비 비중						0.91 (5.025)
	가구주가 고졸이상 비중		-3.15 (3.977)	-3.12 (4.000)	-4.23 (3.606)	-4.06 (3.617)	-4.35 (3.651)

인구 10만명당 자살률		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
기타	학생 1인당 교사 비율			-1.72* (0.941)	-1.07 (0.818)	-1.16 (0.837)	-1.12 (0.831)
	패스트푸드 가게 수			0 (0.004)	0 (0.004)	0 (0.004)	0 (0.004)
	인구 천명당 보육기관 수						-0.14 (0.316)
	1인당 공원면적	0.10** (0.051)	0.10** (0.048)	0.09* (0.049)	0.06 (0.040)	0.07 (0.040)	0.06 (0.040)
year FE		0	0	0	0	0	0
시군구 FE		0	0	0	0	0	0
# of 시군구		250	247	247	223	223	222

주: 유의도: * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 통계적 유의

4. 소결

IV장에서는 시군구 지역 레벨의 사회경제적 변수 및 정신보건 인프라 수준이 지역의 자살률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 질병관리청의 지역사회건강조사 자료에 통계청의 사망원인통계(자살률)를 연계하여 2016-2020년 시군구 패널 자료를 구축하고, 시군구와 연도 고정효과 모형(정태적 모형)과 System GMM 모형(동태적 모형)을 사용하여 분석하였다. 동태적 모형의 경우, 정신보건 인프라 변수의 내생성과 자살 모방효과 등으로 인한 시계열의 자기상관을 고려하게 되어 추정량의 편의를 감소시키고 효율성을 개선할 수 있을 것으로 기대된다.

실증분석에서 종속변수는 인구 10만명당 자살자수 전체, 성별 구분(남, 여), 연령그룹 구분(10-19세, 20-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상)을 사용하였고, 설명변수는 인구, 사회, 경제, 건강, 정신보건 인프라 변수 등을 포함하였다. 본 장의 주요 설명변수인 시군구 레벨 정신보건 인프라 변수는 시설(민간 정신보건 시설의 수, 공공 정신보건 시설의 수), 인력(인구 천명당 정신건강의학 전문의 수), 예산(사회복지 예산) 변수를 사용하였다. 민간 정신보건 시설은 정신재활시설과 정신요양시설을 의미하며, 공공 정신보건 시설은 정신건강복지센터, 자살예방센터, 중독관리통합지원센터로 정의하였다. 예산의 경우는 시군구 레벨의 정신보건에 투입된 예산을 구할 수 없어 사회복지 예산을 대리변수로 사용하였다.

정태적 패널 고정효과 모형의 분석 결과, 경제적 요인(1인당 실질 GRPD, 실업률)은 중년층, 10대, 여성, 전체 자살률과 연관성이 있음을 확인하였다. 다문화 혼인 비율이 높을수록 청소년 자살률이 증가하였고, 지자체가 운영하는 정신보건복지센터 등 공공 정신보건 인프라 증가는 노인 자살률을 예방하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 정신보건 인프라 변수들의 내생성을 고려한 system GMM 모형의 추정 결과, 1인가구 비중이 증가할수록 자살률이 증가하는 경향성이 대부분의 그룹에서 일관성 있게 나타나고 있다. 이는 Blazquez-Fernandez et al.(2023)이 메타분석을 통해 사회적 고립과 자살이 양의 상관관계가 있음을 제시한 것과 일맥상통한다. 또한 정태적 모형과 동

일하게, 공공 정신보건 인프라 확대가 여전히 노인 자살을 예방할 수 있는
기제로 확인되었으며, 사회복지 예산 투입은 일부 그룹의 자살률을 줄일 수
있을 것으로 판단된다.

두 모형의 결과를 종합하면, 자살 예방을 위한 재정의 역할로는 취약계층
에 대한 경제적 지원 강화와 공공 정신건강 인프라 확대가 필요해 보인다.
특히 추후 고령화 현상이 심화하고, 1인가구가 증가하는 경우 자살 위험도
증가할 수 있으므로, 1인가구의 사회적 고립, 고독과 미충족 돌봄 등을 자살
고위험 요인으로 인지할 필요가 있으며, 해당 이슈는 그동안 자살예방정책
에서 특별한 관심을 받지 못했기 때문에 면밀히 살펴볼 필요가 있다. 이는
커뮤니티 중심의 돌봄 체계와 연계하여 대응방안을 고민해 볼 수 있을 것이
다. 또한 노인 자살 예방을 위해서는 지자체의 공공 정신보건 인프라를 통
한 지원이 더욱 효과적일 수 있는지 추가적인 검토가 필요해 보인다.

마지막으로 미래의 핵심 경제활동인구가 될 10-19세 청소년 그룹의 자살
결정요인을 추가로 분석한 결과에 따르면, 청소년 자살률은 다문화 혼인율
이 높은 지역에서 증가하는 경향을 보인다. 따라서 다문화 혼인율이 높은
농촌 지역의 경우, 지자체와 학교를 통해 청소년의 스트레스 요인을 완화하
고 마음건강지원을 강화하는 등 청소년 자살 예방에 각별한 관심이 요구된
다. 또한 한국 고유의 경쟁적 문화 및 과도한 학업 스트레스가 청소년 자살
을 견인하는 요인이 되는지도 함께 살펴보았으나, 이를 뒷받침하는 강한 실
증적 근거는 발견하지 못하였다. 인구 천명당 사설학원 수와는 양(+)³의 상
관관계를 보이고는 있으나, 과도한 스트레스와 직접적인 관련성이 있는 사
교육 변수들과는 통계적인 유의성을 보이지 않았기 때문이다.

V. 재정정책이 자살 예방에 미친 영향. 기초생활보장제도를 중심으로

1. 개괄

본 장은 2010년대 중반 이후 나타난 기초생활보장제도의 수급권 확대가 65세 이상 고령자 계층의 자살에 미친 영향에 대한 실증분석을 수행한다. Ⅲ장의 분석 결과는 연령대가 높고 경제적으로 취약할수록 자살 예방에 대한 지원 필요성이 증가함을 시사하는데, 그 이유는 빈곤층에 해당하는 고령자들이 건강상태, 소득 및 재산의 수준, 사회적 연결성 등 자살에 영향을 미칠 수 있는 여러 지표의 수준이 열악하여 자살의 위험 정도가 상대적으로 높은 집단으로 판단되기 때문이다. 이어서 Ⅳ장에서 이루어진 지역 단위 분석 결과 또한 자살 예방을 위한 재정의 역할로 경제적 지원의 강화를 제시한 바 있다. 앞서 제시된 분석 결과들을 종합하면, 경제적으로 취약한 고령 집단에 대한 정책 개입이 잠재적으로 자살률을 많이 감소시킬 가능성을 제시한 것으로 판단된다.

기초생활보장제도의 확대는 제도의 수혜 범위 확대, 급여 증가 등 다양한 방식으로 이루어질 수 있으며, 공통으로 빈곤 고령층에 대한 공적 이전소득이 전반적으로 증가함을 의미한다. 빈곤 계층에 대한 공적 이전소득의 증가는 수혜자의 이전소득 사용 방식에 따라 다양한 효과를 발생시킬 가능성이 있다. 예를 들어 이전소득 증가에 따라 수혜자가 더욱 건강한 음식을 소비하거나 사회활동 참여 및 활동량을 증가시킨다면, 그 결과 수혜자의 건강상태와 사회적 연결성이 개선될 가능성이 있을 것이다. 반면 이전소득의 증가분이 실질적으로 자살 고위험군의 지표 개선에 영향을 미칠 수 있을 정도로 충분하지 않거나, 빈곤 계층의 자살에 영향을 미치는 사회적 고립 또는 장기간 지속된 심한 우울감 등의 주요 요인들이, 앞서 언급한 소득의 증가

에 따른 결과로 개선을 기대하기 어려운 특성이 있다면, 공적 이전소득의 증가는 빈곤 고령층의 자살률 감소에 의미 있는 영향을 미치지 어려울 가능성 또한 존재한다.

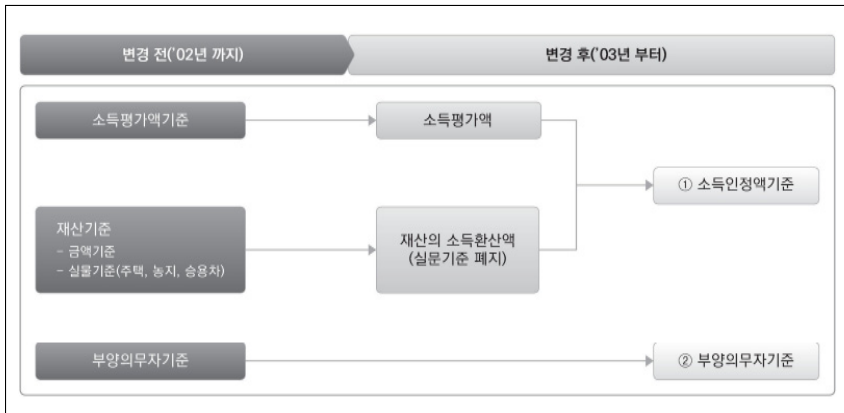
본 장의 실증분석은 빈곤 노인을 위한 공적 이전소득인 기초생활보장제도의 수혜 범위 확대, 즉 빈곤 계층 중 급여 수급자 비중의 증가가 해당 집단의 자살률에 미친 영향을 분석함으로써 향후 정책 설계에 대한 시사점을 제공하는 것을 목적으로 한다. 기초생활보장제도의 주된 목적이 자살 방지라고 보기는 어렵지만, 기초생활보장제도의 확대가 자살률에 미치는 영향에 대한 실증분석은 재정투자와 자살률 사이의 관련성에 대한 의미 있는 시사점을 제공할 수 있다고 판단된다. 만약 기초생활보장제도의 확대가 빈곤 고령층의 자살률에 의미 있는 영향을 미쳤다면, 빈곤층에 대한 직접적인 소득 지원을 비롯해 해당 계층의 재무적 여건을 개선할 수 있는 다양한 정책들이 우리나라의 노인 자살률 감소에 있어 의미 있는 역할을 할 수 있다는 것을 의미한다. 그러나 분석 결과, 동 제도의 확대가 자살률에 유의한 영향을 미치지 않았을 경우, 금전적인 지원 수준 향상에 전적으로 의존하여 빈곤 고령자의 자살률을 낮추는 것은 적절하지 않은 목표일 수 있다. 이 경우 빈곤 고령자의 높은 자살률의 원인을 직접적으로 목표로 하는 맞춤형 정책에 대한 재정투자가 강화될 필요가 있을 것이다.

본 분석과 가장 밀접한 관계를 갖는 선행연구는 Ko and Lee(2024)로 판단된다. 해당 연구는 기초연금을 포함하는 노인·청소년 복지예산이 노인 자살률에 미치는 영향을 분석한 연구이며, 분석 대상 인구집단 및 정책의 유사성 측면에서 본 분석과 관련성이 높다. 해당 연구에서는 기초연금의 확대가 이끈 노인·청소년 복지예산의 증가가 자살률 감소에 유의미한 영향을 미쳤다는 연구 결과를 제시하였다. 다만 기초생활보장제도 수급자에 해당하는 빈곤층은 기초연금 확대의 직접적인 영향을 받는 대상으로 보기 어렵다는 점에서 동 분석의 결과를 기초생활보장제도의 확대 효과와 동일할 것으로 간주하기는 어렵다고 판단된다.

2. 기초생활보장제도 소개¹⁷⁾

국민기초생활보장제도는 1999년 9월 7일 제정된 ‘국민기초생활보장법’에 의해 2000년 10월 1일부터 시행된 제도이며, 저소득층에 대한 종합적 빈곤 대책의 성격을 갖고 있다. 수급자 선정의 기본 단위는 개인이 아닌 가구이나, 상황에 따라 개인 단위의 급여 지급도 가능하다. 수급자 선정을 위해서는 ‘소득인정액’ 기준과 ‘부양의무자’ 기준을 동시에 충족해야 한다.¹⁸⁾

[그림 V-1] 소득인정액 도입에 따른 수급자 선정기준의 변화



자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 4.

소득인정액은 급여의 종류와 가구원 수에 따라 상이하며, 2023년 생계급여 선정기준은 기준중위소득 30% 이하로 4인 가구 기준 1,620,289원이다. 의료급여, 주거급여, 교육급여의 선정기준은 각각 기준중위소득 40%, 47%, 50% 이하로 설정되어 있다. 소득인정액은 ‘소득평가액’과 ‘재산의 소득환산액’의 합으로 계산된다.

17) 김태완·이주미(2024), 보건복지부(2024)의 내용을 참고하여 작성.

18) 2002년까지는 소득평가액, 재산기준, 부양의무자기준이 별도로 존재하였다.

[그림 V-2] 2023년도 급여별 소득인정액 기준

(단위: 원)

가구규모	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	6인가구	7인가구
생계급여 선정기준 (기준 중위소득 30% 이하)	623,368	1,036,846	1,330,445	1,620,289	1,899,206	2,168,394	2,432,255
의료급여 선정기준 (기준 중위소득 40% 이하)	831,157	1,382,462	1,773,927	2,160,386	2,532,275	2,891,193	3,243,006
주거급여 선정기준 (기준 중위소득 47% 이하)	976,609	1,624,393	2,084,364	2,538,453	2,975,423	3,397,151	3,810,532
교육급여 선정기준 (기준 중위소득 50% 이하)	1,038,946	1,728,077	2,217,408	2,700,482	3,165,344	3,613,991	4,053,758

※ 8인 이상 가구는 7인가구 선정기준에서 6인가구 선정기준의 차액을 7인가구 선정기준에 더하여 산정
- 8인가구 선정기준 = 7인가구 선정기준 + (7인가구 선정기준 - 6인가구 선정기준)

자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 5.

[그림 V-3] 소득인정액 산정방식

- 소득인정액 = 소득평가액 + 재산의 소득환산액

$$= (재산 - 기본재산액 - 부채) \times \text{소득환산율}$$

$$= \text{실제소득} - \text{가구특성별 지출비용} - \text{근로소득공제}$$

※ 소득평가액 및 재산의 소득환산액이 (-)인 경우는 0원으로 처리

자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 5.

부양의무자의 범위는 수급권자의 1촌의 직계혈족 및 그 배우자이며, 부양의무자의 유무에 더해 부양능력의 유무에 따라 부양의무자 기준의 충족 여부가 결정된다. 부양능력은 부양능력 판정소득액 및 재산의 소득환산액에 따라 결정되며, 소득과 재산이 낮을 경우 ‘부양능력 없음’으로 판정된다.

[그림 V-4] 부양능력 판정기준 도해

부양능력 판정소득액 (A×40%)+(B×100%) 취약계층은 별도기준 적용	부양능력 있음	부양능력 있음	
	부양능력 미약(부양비 산정)	부양능력 있음	
	B×100%		부양능력 없음
	B×50%	부양능력 없음	부양의무자 재산기준 특례 (부양능력없음)
	(A+B)×18%	(A+B)×50%	재산의 소득환산액

※ A : 수급(권)자가구의 기준 중위소득, B : 부양의무자가구의 기준 중위소득
 ※ 취약계층은 [(A×40%)+(B×100%)]와 [(A+B)×74%] 중 더 높은 기준 적용

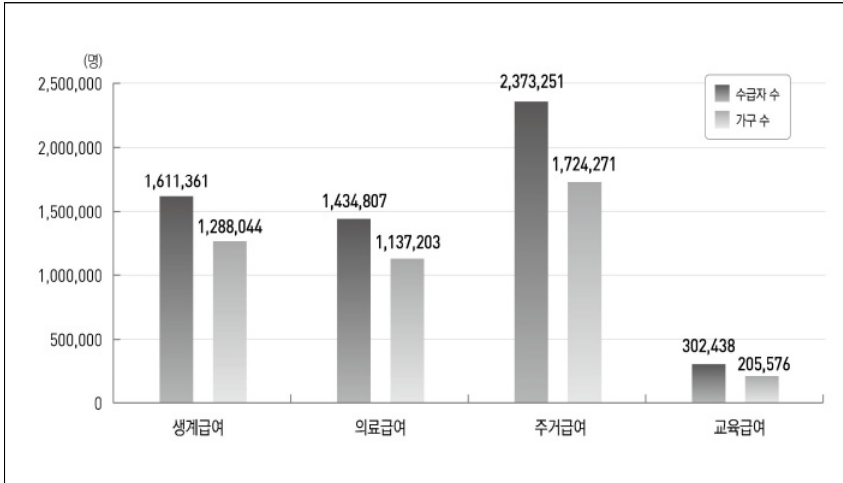
자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 6.

국민기초생활보장법에 따라 보장되는 급여는 총 7종류이다. 생계급여는 수급자에게 의복·음식물 및 연료비, 기타 일상생활에 기본적으로 필요한 금품을 지급하는 급여이다.¹⁹⁾ 주거급여는 임차인에게 임대료를 지원하거나, 주택 소유주에게 주택 개보수를 지원하는 급여이다. 교육급여는 입학금·수업료·교과서대·교육활동지원비를 지원하는 급여이다. 해산급여는 분만 전·후에 필요한 조치와 보호를 위해 생계·의료·주거급여 수급자에게 필요한 금품을 지급하는 급여이다. 장제급여는 생계·의료·주거급여 수급자가 사망한 경우 필요한 금품을 지급한다. 자활급여는 자활에 필요한 금품을 지급하는 급여이다. 의료급여는 수급권자의 진찰·검사, 약제·치료재료, 처치·수술, 예방·재활, 간호, 이송에 필요한 급여를 지급하며, 급여의 범위는 건강보험과 유사하다.

2023년 12월 말을 기준으로 총수급자는 약 255만명이며, 인구 대비 수급률은 4.9%이다. 255만명 중 생계급여 수급자는 161만명, 의료급여 143만명, 주거급여 237만명, 교육급여 30만명이다.

19) 이 내용은 일반 생계급여에 해당하며, 기타 기초자치단체장의 직권에 의해 지급되는 긴급 생계급여, 자활사업 참여 조건에 따른 조건부 생계급여가 존재한다.

[그림 V-5] 급여별 수급자 수

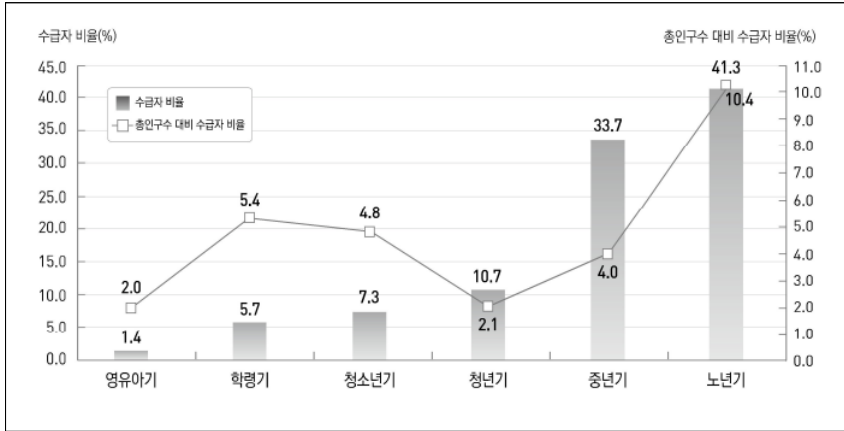


자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 21.

수급자 구성을 연령대별로 살펴보면 노년기(65세 이상)가 41.3%로 가장 높은 비율을 차지하며, 40~64세가 33.7%, 20~39가 10.7%, 영유아 1.4% 비율을 각각 차지한다. 총인구수 대비 수급자 비율 또한 노년기가 10.4%로 가장 높고, 영유아가 2%로 가장 낮다.

수급자 현황을 가구원 수에 따라 살펴보면 1인가구가 총 수급자 중 73.5%를 차지하여 압도적인 비중을 보인다. 또한 가구 유형별로도 노인가구가 31.5%를 차지하여 가장 높은 비중을 보였다.

[그림 V-6] 생애주기별 수급자 분포



자료: 보건복지부, 「2023 국민기초생활보장 수급자 현황」, p. 22.

본 장의 실증분석과 관련한 동 제도의 운용상 중요한 변화는 2015년에 발생하였다. 첫째, 급여 수혜 자격을 결정하는 기준의 변화이다. 2015년 6월까지의 ‘최저생계비’ 이하의 소득인정액 요건을 만족하고 부양의무자 기준을 만족하면 급여 수령이 가능하였으며, 2015년 7월 이후에는 ‘기준중위소득’과 부양의무자 기준에 부합하는 대상자들은 급여 수령이 가능한 상황이다. 기준중위소득을 기준으로 급여 수령 자격을 결정하는 방식은 상대적 빈곤선 개념의 활용 방식에 해당하며, 즉 우리나라 국민의 소득 성장에 따라 수혜 자격을 결정하는 기준선 또한 함께 증가함을 의미한다.

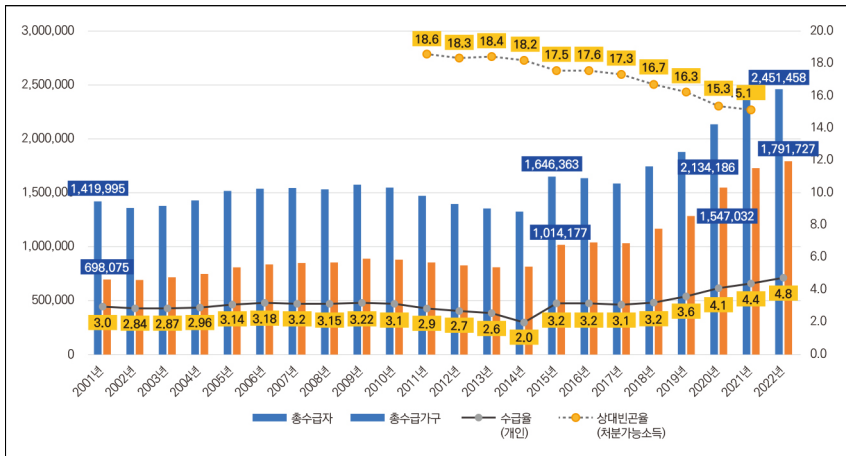
둘째, 급여별 선정기준을 별도로 설정하여 욕구별 지원을 강화하는 방식으로의 제도 개편이 있었다. 2015년 7월의 개편에 따라 통합급여 방식을 맞춤형 급여 방식으로 전환하였으며, 생계·의료·주거·교육급여가 개별 급여화되며 각각의 선정기준과 급여기준에 따라 제도가 운용되는 방식으로 변화하였다. 맞춤형 급여 전환에 따라 부양의무자 기준이 단계적으로 완화되거나 폐지되어 왔으며, 이에 따라 사각지대 해소가 크게 이루어졌다.²⁰⁾ 교

20) 교육급여는 2015년 7월, 주거급여는 2018년 7월, 생계급여는 2021년 10월 부양의무자 기준이 폐지된 상황이다.

육급여는 2015년 7월, 주거급여는 2018년 7월, 생계급여는 2021년 10월 부양의무자 기준이 폐지된 상황이다. 맞춤형 급여 전환 이후 급여별 선정기준 또한 일부 상향 조정되고 있다. 급여별 선정기준은 기준중위소득 대비 일정 %로 정해지는데, 2015년 7월 이후 생계급여와 주거급여의 선정기준은 지속적으로 증가하고 있다.²¹⁾ 또한 재산기준에 활용되는 지역구분의 개선(기존 3급지, 개선 후 4급지) 등 재산기준의 합리화 또한 진행되고 있다. 2023년 발표된 ‘제3차 기초생활보장 종합계획’ 또한 생계급여 선정기준의 단계적 상황과 재산기준 완화 방향을 언급하여, 향후 수급자 비중은 지속적으로 확대될 것으로 전망된다.

[그림 V-7] 기초생활보장제도 수급규모 추이

(단위: 명, 가구, %)



자료: 김태완·이주미(2024), p. 29 [그림 2-1-1], 원자료: 「보건복지부, 2022 국민기초생활보장 수급자 현황」

앞서 언급하였듯, 부양의무자 조건 완화와 기준중위소득 증가 등의 정책 변화가 있었으며, 이에 따라 기초생활보장제도의 수급자 규모는 빠르게 증가하는 추세이다. 2001~2015년 간 142만명에서 164.5만명으로 약 16% 증가

21) 생계급여의 선정 기준은 기준중위소득 대비 2015년 7월 28%, 2016년 29%, 2017~2023년 30%, 2024년 32%로 변화해 왔으며, 주거급여는 2015~2018년 43%, 2019년 44%, 2020~2021년 45%, 2022년 46%, 2023년 47%, 2024년 48%로 지속적으로 증가하였다.

하였는데, 2022년 기준 245만명으로 개편 이후 7년 간 약 49% 수준의 큰 폭의 증가를 보였다. 이는 인구 대비 2001년 3%에서 2022년 4.8%로 증가한 수준이며, 근본적으로 빈곤층에 한정된 정책이라는 점에서 상당히 의미 있는 증가 수준으로 생각된다.

보건복지부의 국민기초생활보장 수급자 현황 자료를 바탕으로 개편 이후 급여별 수급 가구의 연도별 현황을 살펴보면, 주로 생계급여와 주거급여 수급가구가 증가한 것으로 나타났다. 생계급여 수급가구는 2016년 약 90만 가구에서 2022년 124만 가구로, 주거급여 수급가구는 동 기간 95만에서 163만으로 증가하였다. 반면 의료급여 수급가구는 98만에서 113만으로 상대적으로 적게 증가하였으며, 교육급여 수급가구는 26만에서 21만으로 감소하였다.

연령대별 수급 현황을 살펴보면, 제도 개편 초기와 비교했을 때 65세 이상 연령 구간에서 특히 수급률이 큰 폭으로 증가하였으며, 그 결과 해당 연령층의 수급률이 압도적으로 높아진 것을 확인할 수 있다. 2022년을 기준으로 전체 수급률은 4.6%인데, 65세 이상 수급률은 10.1%로, 20~39세의 1.8%, 40~64세의 3.9%에 비해 아주 높게 나타났다.

〈표 V-1〉 기초생활보장제도 생애주기별 수급률

연도/구분	전체	0~4세	5~9세	10~19세	20~39세	40~64세	65세 이상
2015년	3.2	1.1	3.2	6.1	1.1	2.7	6.4
2016년	3.2	1.0	3.1	6.1	1.1	2.6	6.2
2017년	3.1	0.9	2.8	5.6	1.1	2.6	6.1
2018년	3.2	1.1	2.8	5.4	1.2	2.8	7.4
2019년	3.6	1.3	3.0	5.2	1.3	3.1	8.2
2020년	4.1	1.6	3.3	5.7	1.6	3.5	8.5
2021년	4.4	1.8	3.6	5.9	1.8	3.8	9.6
2022년	4.6	1.8	3.6	5.9	1.8	3.9	10.1

자료: 김태완 · 이주미(2024), p. 30 〈표 2-1-6〉의 일부, 원자료: 보건복지부, 「2022 국민기초생활보장 수급자 현황」

반면 2015년 이전 기간을 살펴보면, 고령층의 수급률은 2001년 이후 2014년까지 지속적으로 감소하였는데, 이는 부양의무자 제도가 존재하는 상황에서 고령층의 자녀 소득이 증가함에 따라 수급자에서 탈락하는 상황에 따라 나타난 현상일 수 있다.²²⁾ 공적연금 성숙도의 향상 또는 전반적인 고령층의 교육수준 향상이 수급 자격 상실에 기여했을 수 있으나, 이러한 요인들은 2015년 이후에도 지속적으로 작용했을 것이기에 2015년 이후 수급률의 증가를 설명하기 어려운 측면이 있다.

2023년 기준 기초생활보장제도의 전체 예산은 약 23,5조원이며, 국비 18.4조원과 지방비 5.1조원으로 구성된다. 예산 규모가 가장 큰 급여는 의료급여로 12.3조가 투입되고, 생계급여 7.3조, 주거급여 3.1조, 교육급여 0.18조, 기타 자활급여, 해산 장제 등 순서로 구성된다.

이정택·임태준(2021)은 2010~2020년 기초생활보장제도 총예산이 2010년 7.3조원에서 2020년 15.6조로 두 배 이상 증가하였다고 보고하였으며, 이태진 외(2020)에 따르면, 인구 1인당 예산 또한 2008년 이후 대체로 지속적인 증가 추세를 보였다. 2015년 제도 개편은 1인당 기초보장급여 평균 수준을 연간 19~20만원에서 22~24만원으로 증가시킨 것으로 평가된다.

3. 실증분석

가. 실증분석 전략

본 장의 실증분석 목표는 65세 이상 인구집단에 대한 기초생활보장제도 확대가 동 집단의 자살률에 미친 영향을 분석하는 것이다. 65세 이상 연령 집단의 수급률이 낮은 시점이었으며 또한 맞춤형 제도 개편 시점 확대 이전인 2014년을 기준으로, 코로나19로 인한 경제 및 보건 측면에서 발생한 충격을 분석에 포함하지 않기 위해 2019년까지를 분석 대상 기간으로 설정한다.

22) 65세 이상 수급률은 2001년 9.7%에서 2005년 8.7%, 2010년 7.3%, 2014년 6%로 지속적으로 감소하였다.

기초생활보장제도의 확대는 인구 대비 수급률의 변화를 통해 측정한다. 부양의무자 제도 축소, 맞춤형 제도 개편 및 기준중위소득으로의 수급 기준 설정 변화 등의 제도 변화는, 개편 이전 다양한 이유로 수급 요건을 만족하지 못하였던 고령자가 개편에 따라 수급권을 획득하게 되는 정책 변화로 해석할 수 있기 때문이다.

본 분석은 시군구 수준의 자료를 이용하여 이루어지며, 구체적으로 다음과 같은 장기차분 추정식을 이용한다.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \Delta BL_{i,t} + \gamma \Delta WB_{i,t} + \omega X_i + \eta_{i,t} \quad (1)$$

종속변수인 $\Delta y_{i,t}$ 는 분석 기간 중 지역 i 에서 발생한 65세 이상 자살률의 변화를 의미하며, 2014년 인구 십만명당 2014~2019년 기간의 자살자 수 변화로 측정된다. 독립변수인 $\Delta BL_{i,t}$ 는 동 기간 지역 i 의 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 규모 변화를 2014년 인구로 나눈 변수이며, 2014년 인구 대비 수급률의 변화로 해석할 수 있다. 회귀분석 과정에서 계수 해석을 위해 10을 곱하였으며, 결과적으로 $\Delta BL_{i,t}$ 은 %/10의 변화로 측정된다. 회귀 모형의 주된 관심 계수인 β 는 기초생활보장제도 수급률의 10% 변화가 십만명당 자살자 수 변화에 미치는 영향으로 해석할 수 있다.

본 분석의 관심 변수는 65세 이상 자살률이며, 다양한 사회경제적 여건이 자살률에 영향을 미칠 수 있을 잠재적 가능성을 고려할 때, 분석기간 중 동 연령대에 대해 급격하게 확대된 기초연금, 노인일자리 사업 등의 정책 요인을 분석 과정에서 반영할 필요가 있다고 판단된다.

식 (1)에 포함된 $\Delta WB_{i,t}$ 는 65세 이상 인구 1인당 노인·청소년 복지예산을 의미하는 변수이다. 노인·청소년 복지예산의 대부분은 노인복지 증진 사업에 대한 예산으로 구성되며, 기초연금 등 주요 국고보조사업이 포함된다.²³⁾ 따라서 해당 변수는 분석기간 중 지역별로 다르게 변화한 인구 대비

23) 강남구(2022)에 따르면, 2022년 강남구의 노인·청소년 복지예산은 1,263억원이고, 노인 복지 증진(1,174억)과 청소년 보호 및 육성(89억) 정책사업으로 구성되어 있다. 노인복지 증진 사업에는 기초연금 지급(712억원), 노인일자리 및 사회활동지원(108억원), 공립

복지예산 규모를 통제하는 역할을 수행하게 된다. 단, 실제 발생한 인구 대비 예산 규모의 변화를 이용할 경우, 이 변수에는 기간 중 발생한 다양한 경제·사회·정치적 충격이 반영되어 내생성 문제를 발생시킬 가능성이 있다고 판단된다. 따라서 2012년의 지역별 기초연금 수급률 및 2008년의 1세 별 인구구조와 기초연금 급여액의 전국 단위 변화를 바탕으로 ‘예측한’ 지역별 기초연금 예산 변화의 예측값을 $\Delta WB_{i,t}$ 의 실제 값에 대한 도구변수로 활용한다.²⁴⁾

X_i 는 설명변수 벡터를 의미한다. 차분 모형임에 따라 X_i 를 포함한 추정치는 해당 변수들의 수준에 따라 달라질 수 있는 선형 기울기를 통제한다는 것을 의미한다. 분석에 포함되는 통제변수들은 시도 고정효과를 포함하여 노동시장 관련 변수(2008년 일자리 중 자영업 비율, 2008년 일자리 중 제조업 비율, 2008년 인구 대비 일자리 수), 사회경제적 상황 관련 변수(2008년 투표율, 2008년 이혼율, 2010년 독거노인비율, 2008년 기준 65세 이상 인구 비율), 보건시설 관련 변수(2011년 천명당 요양기관 수, 2011년 천명당 상급 종합병원 수, 2011년 노인 천명당 요양병원 수), 지방정부 특성(시군구 중 비광역시의 시 여부 더미)을 포함한다.

추정 과정에서 독립변수인 $\Delta BL_{i,t}$ 의 내생성에 대해 고민할 필요가 있다. 수급률 변화를 2014년 인구 대비로 계산함으로써 분석기간 중 인구 유입의 내생성은 존재하지 않으나, $\Delta WB_{i,t}$ 와 유사하게 수급자 수의 변화 또한 각 시군구의 경제 충격, 인구이동, 사망률 등에 영향을 받는 내생변수이다. 각 지역에 영향을 미치는 경제적인 충격은 지역에 거주 또는 생활권을 둔 개인의 소득, 자산에 영향을 미침으로써 기초생활보장제도의 수급요건 충족 여부에 영향을 미치게 될 것으로 예상된다. 동시에 경제적 충격은 종속변수인 자살률과도 관련 있다는 것이 선행연구를 통해 알려져 있다(Ruhm, 2000).

본 분석은 $\Delta BL_{i,t}$ 에 대한 도구변수를 구성한 후, 2단계 최소자승추정법(Two-Stage Least Squares, TSLS) 추정 방법을 이용함으로써 앞서 언급한 내

요양병원 확충 BTL 정부지급금(45억원) 등의 세부사업이 포함되어 있다.

24) 도구변수의 상세한 구축 방법은 Ko and Lee(2024)에 제시되어 있다.

생성 이슈를 완화하고자 시도한다. 구체적으로, 2014년 노인인구 규모를 기준으로 2014년 기점 2015, 2016, 2017, 2018, 2019년 까지의 기초자치단체별 노인인구 대비 기초생활보장수급자 비중 변화를 종속변수로 설정한 후, 2013년 기준 기초자치단체별 노인인구 대비 기초생활보장수급자 비중을 독립변수로 설정한 회귀분석을 2015~2019년에 대해 연도별·광역자치단체별로 분리해서 수행한다. 추정 이후 동 회귀분석으로부터 얻어진 ‘예측값’을 연도별, 기초자치단체별 실제 노인인구 대비 기초생활보장수급자 비중 변화의 도구변수로 활용한다. 앞서 제시한 도구변수는 2013년 시점의 노인인구 대비 기초생활보장수급자 비중 값에 따라 정책 변화 시기가 포함된 분석기간 중 비중 상승 속도가 다를 수 있다는 직관에 기인한 것이다. 회귀분석의 예측값은 전국 단위에서 추정되는 회귀계수에 의존함에 따라 기초자치단체에 따라 상이하게 작용한 경제·사회적 충격을 포함하지 않고 예측되는 값이다. 도구변수 구축에 필요한 정보인 기초자치단체별 기초생활보장제도 수급자의 비중 자료는 2008년부터 이용 가능하지만, 독립변수에 대해 도구변수가 가져야 할 예측력을 최대한 확보하기 위해 2013년 정보를 활용하였다.²⁵⁾

도구변수 사용이 적절한지 판단하기 위해 2013년 시점의 기초자치단체별 기초생활보장제도 수급자의 비중 수준이 잠재적으로 가질 수 있는 내생성 문제를 검토할 필요가 있다(Goldsmith-Pinkham et al., 2020). 특히 2013년은 분석기간과 매우 근접한 연도이기 때문에, 2013년의 분포가 분석대상기간 중 발생하는 다양한 추세와 관련되어 있을 가능성이 상당히 존재한다고 판단된다. 본 분석은 앞서 언급한 통제변수들을 포함한 상태에서 가상의 인과사 분석을 수행하고, 또한 통제변수들을 고려한 자살률의 잔차가 2013년 기초생활보장제도 수급자 비중 수준에 따라 뚜렷하게 구별되는 추세를 갖는지 검토하는 간접적인 방식을 통해 도구변수의 적절성을 논의한다.

25) 도구변수의 예측력에 대한 상세한 내용은 실증분석 결과를 소개하는 부분에서 논의한다.

나. 분석 자료 및 기초통계

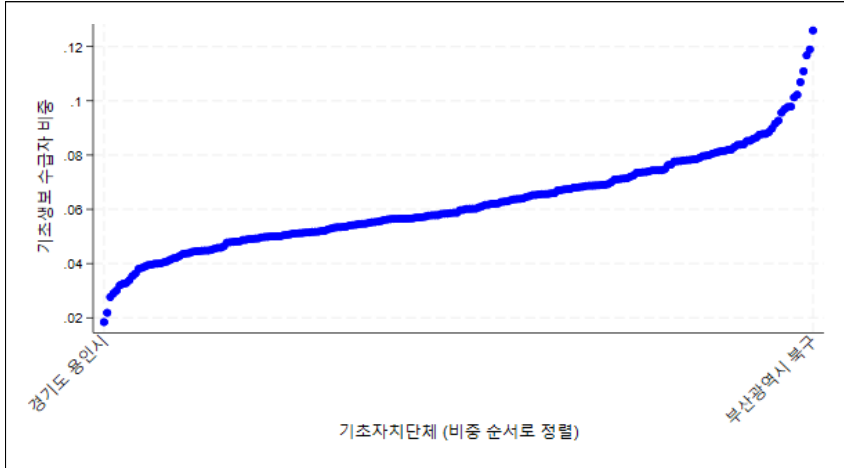
시군구 수준의 연령별 인구자료는 통계청에서 제공하는 주민등록인구현황 자료를 이용하여 획득하였으며, 시군구·연령별 기초생활보장제도 수급자 수는 보건복지부에서 제공하는 복지사업 정보를 활용하여 구축하였다. 시군구·연령별 자살자 수의 구축에는 사망원인통계 자료를 활용하였다. 통제변수에 해당하는 자영업 및 제조업 종사 비율은 통계청의 전국사업체조사를 이용하여 획득하였다. 자영업 및 제조업 종사 비율을 획득하는 과정에서 일자리는 개인사업체 및 회사법인 형태 사업체 종사자로 한정하였다. 제조업은 전국사업체조사에서 제공하는 산업대분류의 “C”에 해당하며, 자영업자는 자영업주로 분류된 경우가 해당한다.

분석 단위는 기초자치단체이며, 2010년 통합 창원시 출범 이전 별개의 기초자치단체로 기능하였던 창원시·마산시·진해시는 병합하여 하나의 자치단체로 취급하였다. 세종특별자치시 및 세종시 신설의 영향을 받은 충청남도 연기군·공주시, 충청북도 청원군·청주시는 일관된 시계열 연결이 어려움에 따라 분석에서 제외하였다. 또한 분석에 활용되는 지역별 기초연금 예산 정보를 구축하는 과정에서 연도별 노인 청소년복지예산 규모가 큰폭으로 변동하는 지역(전북 완주, 경남 사천, 경남 김해)을 표본에서 제외하였으며, 지리적, 환경적 특성이 크게 상이할 수 있는 제주특별자치도 또한 분석에서 제외하여 총 221개 지방자치단체가 분석에 포함되었다.

기초자치단체에 따라 거주자 중 기초생활보장제도 수급자의 비중은 다양하게 나타날 수 있다. 주거비용, 대도시와의 인접 여부, 지역의 산업구조 등에 따라 생활비, 고용시장에의 접근성, 보건시설과의 접근성 등이 크게 다를 것이기 때문이다. [그림 V-8]은 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 수를 인구수로 나누어 계산한 비중을 지역별로 낮은 지역에서 높은 지역 순서로 정렬하여 제시한 것이다. 지역의 인구 규모 및 경제 여건의 차이에 따라 수급자 비중이 2%에 미치지 못하는 경기도 용인시부터 12%가 넘는 비중을 차지하는 부산광역시 북구까지 비중이 분포하고 있는 것을 확인할 수 있다.

[그림 V-8] 2013년 기준 지역별 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비중

(단위: %/100)



자료: 보건복지부의 수급자 자료를 활용하여 작성

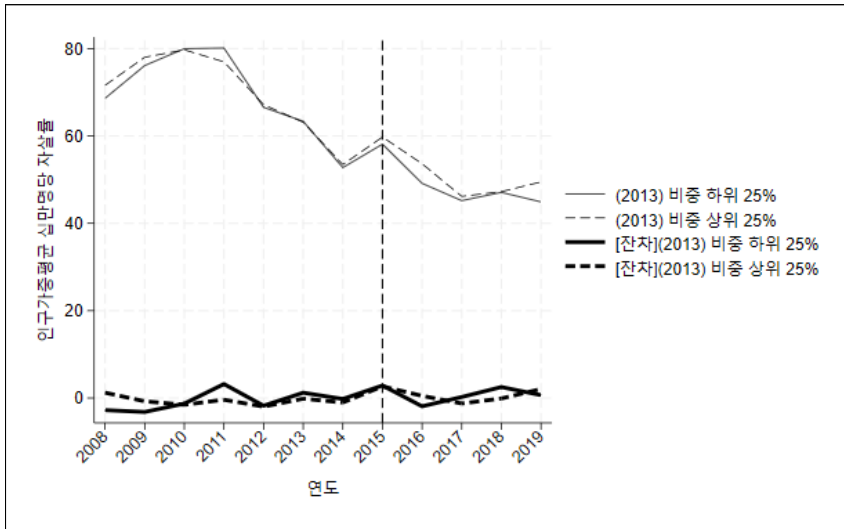
다음으로 통제변수의 역할에 대해 논의한다. 추정 과정에서 통제변수들은 경제·사회·지리적 여건이 크게 상이한 기초자치단체들 사이에서 다르게 존재할 수 있는 자살률 관련 요인들을 적절히 통제할 것으로 기대된다. 만약 통제변수가 적절한 역할을 수행하였다면, 통제변수의 영향을 고려한 자살률의 추세는 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 비중의 높낮이가 비록 크게 다르더라도 비교적 유사한 모습을 보일 것으로 기대할 수 있다. 본 분석은 두 그림을 통해 추정 과정에서 통제변수의 역할을 간접적으로 살펴본다.

첫째 그림은 분석기간 전후 자살률의 추세를 (1) 통제변수를 고려하지 않은 원자료와 (2) 통제변수들을 독립변수로 설정하고 추정한 회귀분석 결과 구해진 자살률의 잔차 추세를 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 비중에 따라 구분하여 나타낸 것이다. 구체적으로, 자살률의 잔차는 2008~2019년 기간의 자살률 변수를 연도 더미, 시군구 더미, 시도 더미와 선형추세의 교차항, 2008년 고용 관련 변수(총고용 중 자영업 비중, 제조업 비중, 인구 대비 고용인원), 사회적 여건 관련 변수(독거노인 비중(2010년), 투표율(2008

년), 이혼율(2008년), 65세 이상 인구 규모(2008년), 65세 이상 인구 비중(2008년)), 2011년 보건시설 관련 변수(천명당 요양기관, 천명당 상급종합병원, 노인 천명당 요양병원), 추세의 교차항, 2010년 독거노인가구 비율과 선형추세의 교차항, '도' 지역의 '시' 여부 더미와 선형추세의 교차항에 대해 회귀분석을 수행한 결과 구해진 값이다. 즉 차분 형태의 (1)에 포함된 통제변수들을 선형추세와 교차하여 포함하였다. 원칙적으로 통제변수들은 회귀분석 기간인 2008년 이전의 정보를 활용한 후 선형추세를 통제하는 것이 바람직할 것으로 판단되나, 회귀분석의 목적은 통제변수들의 역할을 대략 살펴보는 취지라는 점에서, 일부 2008년 이후 시점에서 수집된 변수들 또한 포함한 후 잔차를 구하였다.

[그림 V-9] 지역별 기초생활보장제도 수급자 비중에 따른 자살률 및 잔차 추세

(단위: 십만명당 자살자 수)



자료: 보건복지부의 수급자 자료, 사망원인통계 자료를 활용하여 작성

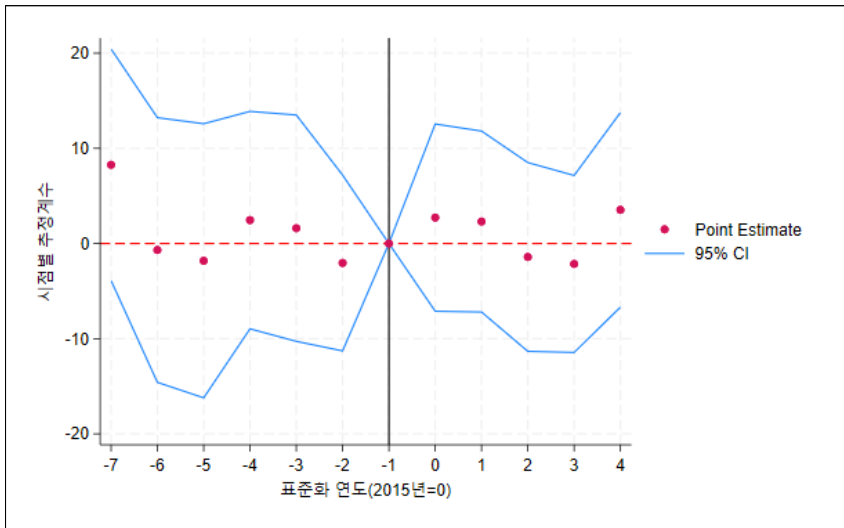
[그림 V-9]의 열은 실선 및 점선은 자살률 변수의 추세를 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 비중이 상위 25%에 속하는 지역과 하위 25%에 속하는 지역으로 구분하여 제시한 것이다. 두 선을 비교하면 대체로 자살률의

움직임이 매우 유사하여 통제변수가 없는 상황에서도 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 비중에 따른 자살률 추세의 이질성이 뚜렷하게 나타나지는 않는 것으로 보이는데, 이 경우 추정 과정에서 2013년 65세 이상 기초생활보장 수급자 비중에 기인한 도구변수를 활용함에 따른 내생성 우려가 낮아진다는 점에서 긍정적이다.

하단의 짙은 실선 및 점선은 앞서 언급한 변수들을 활용하여 자살률의 간차를 구한 후 동일하게 구분된 두 그룹에 대한 추세를 제시한 것이다. 원자료를 의미하는 선과 마찬가지로 두 그룹 간 뚜렷하게 구분되는 추세는 관찰되지 않는 것으로 보이며, 특히 2012년 이후 두 집단의 간차 움직임이 거의 유사하다는 점에서 통제변수의 추가적인 역할이 존재하는 것으로 판단된다. 다만 2011년 이전 기간의 경우 두 집단의 움직임이 다소 다른데, 이는 2008년 금융위기의 영향 기간 중 지역에 따라 다르게 작용한 경제적 충격이 통제변수의 활용을 통해 완전히 통제되지는 않았을 수 있음을 시사한다는 점에서 주의할 필요가 있다.

[그림 V-10] 통제변수를 활용하여 추정한 자살률 사건사 분석

(단위: 십만명당 자살자 수)



자료: 보건복지부의 수급자 자료, 사망원인통계 자료를 활용하여 작성

[그림 V-10]은 앞서 잔차를 구하는 과정에서 활용한 통제변수를 동일하게 이용하여 사건사 분석을 수행한 결과이다. 가상적인 처치군은 2013년 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비중이 상위 25%에 속하는 지역들로 구성하였으며, 대조군은 하위 25%에 해당하는 지역으로 설정하였다. 2015년부터 개편된 기초생활보장제도가 적용되었음을 고려하여 사건 발생 시점을 2015년으로 설정하였다. 사건사 분석 결과, 두 그룹 간 2015년 이전 자살률의 추세는 대체로 통계적으로 유의하게 구분되지 않는 것으로 나타났다.

다만 [그림 V-10]은 2013년 고령자 기초생활보장제도 수급자 비중의 높낮이에 따른 상이한 추세가 통제변수의 역할을 통해 대체로 통제되는지의 여부에 대한 분석으로서, 위 분석 결과가 추정 결과와는 직접적으로 연결되지 않음에 유의해야 한다. 전체 표본의 50%인 하위 25%~상위 25% 지역이 모두 누락되어 있는 분석이며, 또한 사건사 분석을 수행한 경우 하위 25% 지역은 기초생활보장제도 관련 충격을 전혀 받지 않은 것으로 가정한 결과이기 때문이다. 따라서 본 장의 분석과 관련해서는 위 그림의 x축을 기준으로 음수에 속하는 연도의 추정 결과가 0과 가깝고 통계적으로 유의하지 않다는 점이 중요하다.

〈표 V-2〉 기초통계량

	표본수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수 및 기초생보 수급자, 복지예산 관련 변수(2014년 기준)					
65세 이상 자살률 (십만명당)	221	54.746	21.757	0.000	121.371
65세 이상 기초생보 수급자 비중(%/100)	221	0.059	0.017	0.018	0.121
1인당 노인·청소년 복지예산(백만원)	221	1.679	0.468	0.618	3.010
통제변수					
일자리 중 자영업 비율 (%/100, 2008)	221	0.266	0.083	0.065	0.486
일자리 중 제조업 비율 (%/100, 2008)	221	0.231	0.173	0.023	0.753

	표본수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
인구 대비 일자리 비중 (%/100, 2008)	221	0.262	0.213	0.093	2.424
투표율 (%, 2008)	221	49.750	7.198	37.800	72.000
이혼율 (천명당, 2008)	221	2.199	0.426	1.200	3.700
독거노인가구 비율 (%, 2010)	221	10.462	7.022	2.300	28.000
(로그) 65세 이상 인구 (2008)	221	9.785	0.668	7.478	11.311
65세 이상 인구 비율 (%/100, 2008)	221	0.150	0.073	0.047	0.306
천명당 요양기관 수(2011)	221	1.698	0.617	0.834	6.540
천명당 상급종합병원 수 (2011)	221	0.001	0.003	0.000	0.026
노인 천명당 요양병원 수 (2011)	221	0.161	0.132	0.000	0.752
차분변수(2014~2019년)					
65세 이상 십만명당 자살률	221	-9.348	23.817	-92.221	73.130
65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비율(%/10)	221	0.337	0.192	-0.045	0.968
1인당 노인·청소년복지예산(실질)	221	1.055	0.307	0.072	2.308

주: 221개 기초자치단체에 대한 산술 평균임.

자료: 보건복지부의 수급자 자료, 사망원인통계 자료, 전국사업체조사 자료 등을 활용하여 작성

〈표 V-2〉는 기초통계량을 제시한다. 2014년 기준 65세 이상 연령집단의 평균 자살률은 십만명당 약 54.75명 수준이며, 65세 이상 인구 대비 기초생활보장 수급자 비중은 6% 수준이다. 1인당 노인·청소년복지예산의 평균은 약 168만원으로 나타났다. 일자리 중 자영업이 차지하는 비중은 평균적으로 26.6% 수준이었고, 제조업 비중은 23.1% 수준으로 나타났다. 인구 대비 일자리의 규모는 평균적으로 약 26.2% 수준이었으며, 투표율은 49.75%, 이혼율은 천명당 2.2명, 독거노인가구 비율은 10.46%, 총인구 대비 65세 이상 인구비율은 약 15%로 나타났다. 또한 평균적으로 천 명당 요양기관은 1.698

개, 상급종합병원은 0.001개, 노인 천명당 요양병원은 0.161개소로 나타났다. 마지막으로 2014~2019년 기간의 변화를 살펴보면, 평균적으로 십만 명당 자살률은 9.3명 감소하였으며, 기초생활보장 수급자 비율은 약 3.4%가량 증가하였다. 1인당 노인·청소년 복지예산 규모는 소비자물가지수 보장 후 실질 기준으로 동 기간 105.5만원가량 증가하였는데, 이는 동 기간 발생한 기초연금 급여액 확대 및 노인일자리사업 예산의 증가 등의 요인에 복합적으로 기인한 것으로 판단된다.

다. 분석 결과

분석 결과를 제시하기에 앞서, 2014~2019년 지역별 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비율 변화로 정의된 독립변수에 대해 이용하는 도구변수의 예측력에 대해 논의한다. 앞서 언급하였듯, 도구변수는 지역별 65세 이상 기초생활보장수급자 비중의 변화율을 2013년 수급자 비중을 활용하여 예측한 값으로 구성된다. 직관적으로 이 도구변수는 2013년 시점의 노인인구 대비 기초생활보장수급자 비중이 이후 시점의 증가율에 영향을 미쳤을 것이라는 가설에 기인한 것이다.

〈표 V-3〉은 2014~2019년의 65세 이상 기초생활보장제도 수급자 비율 변화를 종속변수로 설정하고, 도구변수 및 추후 추정 과정에 활용되는 통제변수들에 대한 회귀분석을 수행한 추정 결과를 제시한다.

추정 결과 도구변수의 1단위, 즉 수급률의 10% 증가 예측값은 종속변수를 0.6수준으로 증가시키는 것으로 예측되었고, 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 추정 결과는 도구변수와 내생적 독립변수 사이에 뚜렷한 관련성이 존재한다는 것을 의미한다. 기타 분석에 포함된 통제변수 중 기초생활보장제도 수급자 비중의 변화분에 유의한 영향을 미친 변수들을 살펴보면, 자영업 비율이 1% 높을 경우 기초생활보장제도 수급자 비중이 0.5% 높게 나타났고, 제조업 비율이 1% 높을 경우 0.156 높게 나타났다. 65세 이상 인구 비율이 1% 높을 경우 2.7% 낮게 나타났으며, 독거노인가구 비율이 1% 높은 경우 0.01% 높게 나타났다. 1단계 도구변수 추정의 F통계

량은 30.36 수준으로 나타나, 도구변수의 최소 F값 조건인 10을 상회한다 (Stock and Yogo, 2005).

〈표 V-3〉 도구변수 1단계 추정식

변수	65세 이상 기초생보 수급률 변화(%/10)
(도구변수) 65세 이상 기초생보 수급률 변화의 예측값(%/10)	0.6*** (0.1683)
2008~2011년 65세 이상 십만명당 자살률 변화	-0.0009927 (.0002321)
일자리 중 자영업 비율 (%/100, 2008)	0.5002*** (0.1539)
일자리 중 제조업 비율 (%/100, 2008)	0.1627*** (0.06152)
인구 대비 고용인원 (%/100, 2008)	-0.02611 (0.04679)
로그 65세 이상 인구 규모 (2008)	-0.005695 (0.01876)
65세 이상 인구 비율 (%/100, 2008)	-2.623*** (0.6686)
투표율 (%, 2008)	-0.00009055 (0.002049)
이혼율 (천명당, 2008)	0.04279* (0.02516)
독거노인가구 비율 (%, 2010)	0.01177* (0.00678)
천명당 요양기관 수 (2011)	-0.004351 (0.01833)
천명당 상급종합병원 수 (2011)	-2.398 (2.681)
노인천명당 요양병원 수 (2011)	0.09707 (0.08378)
광역 '도' 지역의 '시' 더미	0.02982 (0.03418)
F	30.36
N	221

주: 1. 괄호는 강건 표준오차를 의미함

2. *, **: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의

자료: 저자 작성

단 추정에 포함된 지역에 따라 도구변수의 예측력은 크게 다르게 나타났다. 다음 표는 독립변수와 도구변수의 관계성을 전국, 수도권 및 광역시 지역, 기타 지역에 따라 구분하여 추정한 결과이다.

〈표 V-4〉 분석 지역에 따른 도구변수 예측력 비교

종속변수: 65세 이상 기초생보 수급률 변화(%/10)			
구분	전국	수도권·광역시	기타 지역
(도구변수) 65세 이상 기초생보 수급률 변화의 예측값(%/10)	0.9996*** (.05839)	0.7498*** (.07539)	0.705** (0.306)
F통계	293.12	98.93	5.31
관측치	221	148	73

주: 1. 괄호는 강건 표준오차를 의미함

2. *: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의

자료: 저자 작성

F통계량 값을 이용하여 살펴본 결과, 도구변수의 예측력은 수도권·광역시 지역에서 비교적 높은 편이나, 기타 지역의 예측력은 추정에 이용하기 다소 부족한 수준으로 판단된다. 이 점을 고려하여, 본 분석의 추정은 수도권·광역시 지역에 한정하여 수행하였다.

다음 〈표 V-5〉와 〈표 V-6〉은 식 (1)에 대해 도구변수를 적용하지 않고 추정한 결과, 도구변수를 적용하고 추정한 결과를 각각 제시한다. 각 표에 제시된 추정 결과는 8개의 열로 구분되어 있는데, 각 열은 유형별 통제변수들의 포함 여부에 따라 구분된다. 가장 선호하는 모형은 지역별 선행 추세를 통제하는 2008~2011년의 자살률 변화, 시도 고정효과, 고용 관련 통제변수, 사회경제적 상황 관련 통제변수, 보건인프라 관련 통제변수, ‘도’ 지역의 ‘시’ 유형 더미변수를 모두 통제한 (8)열의 모형이다.

〈표 V-5〉 OLS 추정 결과

종속변수: 2014~2019년 65세 이상 십만명당 자살자 수 변화								
구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
고령 기초생보 수급자 비중 변화	-3.169 (9.817)	-0.8745 (9.574)	-11.48 (12.68)	-11.74 (12.59)	-12.85 (12.85)	-24.95 (16.36)	-17.09 (13.56)	-28.57* (17.13)
1인당 복지예산 변화	-5.422 (7.037)	-3.158 (6.78)	-5.622 (7.497)	-2.848 (7.199)	-2.711 (6.726)	-4.423 (7.643)	-2.281 (6.803)	-4.13 (7.732)
통제변수 포함 여부								
2008~2011년 자살률 변화		○		○	○	○	○	○
시도 고정효과			○	○	○	○	○	○
고용 관련					○			○
사회경제적 상황 관련						○		○
보건인프라 관련							○	○
'도' 지역 '시' 유형 더미					○	○	○	○
관측치	148							

주: 1. 괄호는 강건 표준오차를 의미함

2. *, 10%, **, 5%, ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의

3. 고용 관련 통제변수: 자영업 비율(2008), 제조업종사 비율(2008), 인구 대비 일자리 비율(2008)

4. 사회경제적 상황 관련 통제변수: 투표율(2008), 이혼율(2008), 독거노인가구 비율(2010), 로고 65세 이상 인구(2008), 65세 이상 인구 비율(2008)

5. 보건인프라 관련 통제변수: 천명당 요양기관(2011), 천명당 상급종합병원(2011), 노인 천명당 요양병원(2011)

자료: 저자 작성

〈표 V-6〉 도구변수(TSLS) 추정 결과

종속변수: 2014~2019년 65세 이상 십만명당 자살자 수 변화								
구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
고령 기초생보 수급자 비중 변화	3.958 (15.46)	11.26 (15.13)	-13.1 (43.58)	-23.83 (47.85)	0.8868 (38.3)	-16.73 (65.72)	-17.98 (38.15)	-13.75 (47.62)
1인당 복지예산 변화	18.26 (14.64)	16.54 (14.45)	-5.104 (22.16)	0.4747 (24.18)	-17.55 (25.85)	-18.6 (38.97)	0.4155 (17.54)	-36.26 (27.55)
통제변수 포함 여부								
2008~2011년 자살률 변화		○		○	○	○	○	○
시도 고정효과			○	○	○	○	○	○
고용 관련					○			○
사회경제적 상황 관련						○		○
보건인프라 관련							○	○
'도' 지역 '시' 유형 더미					○	○	○	○
관측치	148							

- 주: 1. 괄호는 강건 표준오차를 의미함
 2. *, 10%, **, 5%, ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의
 3. 고용 관련 통제변수: 자영업 비율(2008), 제조업종사 비율(2008), 인구 대비 일자리 비율(2008)
 4. 사회경제적 상황 관련 통제변수: 투표율(2008), 이혼율(2008), 독거노인가구 비율(2010), 로고 65세 이상 인구(2008), 65세 이상 인구 비율(2008)
 5. 보건인프라 관련 통제변수: 천명당 요양기관(2011), 천명당 상급종합병원(2011), 노인 천명당 요양병원(2011)

자료: 저자 작성

〈표 V-5〉와 〈표 V-6〉에 제시된 추정 결과를 살펴보면, 통제변수들의 포함 여부는 고령 기초생활보장제도 수급자 비중의 변화가 자살자 수 변화에 미치는 영향에 대해 추정된 계수에 양적으로 큰 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 또한 OLS 추정 결과와 IV 추정 결과를 비교하면 통제변수들의 포함 여부에 따라 정도의 차이는 있으나, 도구변수의 사용이 전반적으로 추정 결과에 상당한 영향을 미치는 것으로 파악된다. 다만 도구변수를 사용한 추정 결과 표준오차의 크기가 전반적으로 증가하는 것이 관찰되는데, 이 점은 도구변수의 변이 혹은 종속변수에 대한 예측력이 다소 부족했을 가능성에

기인하였을 수 있다.

지역의 기초생활보장제도 수급자 수 비중에 다양한 사회적·경제적 여건이 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려할 때, 도구변수 이용으로부터 발생할 수 있는 예측력 측면에서의 우려를 고려하더라도 도구변수를 사용하여 내생성 문제를 최대한 완화하는 것이 중요하다고 판단되며, 동시에 통제변수를 활용하는 것 또한 의미 있다고 판단된다. 따라서 가장 선호하는 모형은 도구변수에 대한 추정 결과 중 모든 통제변수를 포함하여 추정한 (8)열의 결과이다.

추정 결과, 고령인구 대비 기초생활보장제도 수급자 수가 10% 변화할 때 십만명당 약 14명의 자살자 수가 감소한 것으로 나타났는데, 평균적인 65세 이상 십만명당 자살자 수가 2014년 54명 수준인 점을 고려하면, 효과의 크기는 상당히 큰 것으로 판단된다. 다만 해당 추정계수의 통계적 유의성은 매우 낮은 수준으로 나타났기 때문에, 이 점을 고려하여 점추정치의 해석에 충분히 유의해야 하며, 추정계수의 크기가 기초생활보장제도 수급자의 인구 대비 비율이 10%에 크게 미치지 못한다는 점을 해석 과정에서 고려할 필요가 있다. 이 점에서 수급자 비중의 10%p 변화는 현재 정책에 비해 상당히 큰 폭의 변화로 해석할 필요가 있기 때문이다.

해당 계수의 해석 과정에서 계수의 의미는 기초생활보장제도의 수급자 비중 확대라는 점에 유의하여 해석하여야 한다. 제도 변화에 따라 추가로 편입된 수급자들은 기존 수급자들보다 상대적으로 소득·재산 측면에서 양호한 집단이었을 가능성이 클 것으로 판단되며, 따라서 수급자로서 수령하는 급여 또는 다양한 혜택들의 크기(증분)가 기존 수급자들과 비교하여 상대적으로 작을 가능성이 크다. 이러한 점을 종합적으로 고려한다면 앞서 제시된 추정 결과를 기초생활보장제도 제도의 존재 여부, 또는 최대 혜택을 받는 정책대상집단에 대한 자살률에 미치는 영향으로 해석하는 것은 적절하지 않다는 점에 유의해야 한다.²⁶⁾

26) 예를 들어 Kim et al.(2024)는 기초생활보장제도의 수급자와 미수급자를 비교하여 수급자가 자살 관련 행동 및 관련 사망을 상대적으로 덜 한다는 결과를 얻었는데, 해당 추정 결과가 본 연구의 추정 결과와 모순되지 않음을 의미한다.

추가로 1인당 노인복지예산의 백만원 증가는 십만명당 자살자 수를 약 36명 감소시킨다는 결과가 추정되었으나, 해당 결과는 10% 수준에서 통계적으로 유의하지 않았다는 점을 충분히 고려할 필요가 있다. 그러나 (1) 점추정치와 절대적인 크기가 매우 다르다는 점, (2) 추정치의 유의성 정도가 OLS에 비해 IV 추정 결과에서 증가하였다는 점을 고려할 필요가 있고, 기초생활보장제도 수급자 비중에 대한 추정치와 비교했을 때 OLS 대비 IV 점추정치의 변화 방향이 서로 반대 방향임을 고려하면, 추정 결과를 0으로 취급하여 의미를 전혀 부여하지 않는 것 또한 어려운 상황으로 판단된다. 제반 상황을 종합적으로 고려했을 때, 추정치의 불안정성에 대한 우려가 존재할 가능성을 완전히 배제할 수 없으나, 1인당 복지예산의 증가는 자살률 감소에 일정한 역할을 수행하였다는 방향성에 조금 더 무게를 두어 결과를 해석하고자 한다. 추후 사회보장 행정 데이터 등 개인 단위 자료를 활용한 분석이 가능해진다면, 후속 연구를 통해 복지예산, 복지프로그램과 자살 사이의 관계에 대해 통계적 측면에서 상대적으로 안정적인 분석이 수행될 수 있을 것으로 기대되어, 본 연구의 한계를 크게 보완할 수 있을 것으로 기대된다.

〈부가 분석〉

〈표 V-7〉에 제시된 결과는 OLS 분석을 이용한 결과이다. 그러나 실제 고령자 기초생보 수급 비중 변화, 1인당 복지예산 변화를 사용하지 않고, 주된 분석에서 도구변수로서 활용하였던 독립변수의 ‘예측값’을 이용하여 추정을 수행하였다. 추정 결과, 고령자 기초생보 수급 비중의 변화는 자살률에 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타나, 도구변수 추정 결과와 양적·질적으로 매우 유사한 결과가 도출되었다.

〈표 V-7〉 예측값 이용 OLS 추정 결과

통제변수: 2014~2019년 65세 이상 십만명당 자살자 수 변화								
구분	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
고령 기초생보 수급자 비중 변화	3,546 (11.16)	8,336 (11.08)	-12.16 (28.67)	-17.72 (30.21)	-5,377 (29.69)	-16.97 (29.28)	-14.61 (29.81)	-18.03 (32.7)
1인당 복지예산 변화	16 (11.88)	16.11 (11.86)	-10.19 (24.79)	-5,059 (25.16)	-26.4 (35.86)	-32.73 (31.97)	-1,099 (25.78)	-67.27 (50.81)
통제변수 포함 여부								
2008~2011년 자살률 변화		0		0	0	0	0	0
시도 고정효과			0	0	0	0	0	0
고용관련					0			0
사회경제적 상황 관련						0		0
보건인프라 관련							0	0
'도' 지역 '시' 유형더미					0	0	0	0
관측치	148							

- 주: 1. 괄호는 강건 표준오차를 의미함
 2. *: 10%, **: 5%, ***: 1% 수준에서 통계적으로 유의
 3. 고용 관련 통제변수: 자영업 비율(2008), 제조업중사 비율(2008), 인구대비 일자리 비율(2008)
 4. 사회경제적 상황 관련 통제변수: 투표율(2008), 이혼율(2008), 독거노인가구 비율(2010), 로그 65세 이상 인구(2008), 65세 이상 인구 비율(2008)
 5. 보건인프라 관련 통제변수: 천명당 요양기관(2011), 천명당 상급종합병원(2011), 노인 천명당 요양병원(2011)

자료: 저자 작성

4. 소결

기초생활보장제도의 커버리지 증가는 두 측면에서의 변화를 의미한다. 첫째, 기존 제도의 혜택을 받지 못하던 경제선상의 빈곤층이 새롭게 급여 혜택을 받았을 수 있다. 둘째, 기존 제도의 수급자들 또한 수급 여부를 결정하는 기준선의 변동으로 인해 급여가 상승했을 수 있다. 재정적 지원은 보건 지출의 증가, 사회활동의 증가 등의 메커니즘을 통해 자살률 감소에 기여할 것으로 예상되나, 급여의 실질적 증가분이 미미할 경우 빈곤층에게는 유의

미한 행태 변화를 끌어내지 못하였을 가능성 또한 존재한다. 예를 들어 제도 변화에 따라 추가로 편입된 수급자들은 기존 수급자들보다 상대적으로 소득·재산 측면에서 양호한 집단이었을 가능성이 있고, 따라서 수급자로서 수령하는 급여 또는 혜택의 크기 또한 기존 수급자들에 비해 작았을 가능성이 있다.²⁷⁾ 혹은 빈곤층이 자살을 결정하게 되는 원인이 될 수 있는 심각한 육체·정신적 건강 악화, 사회적 고립 등의 요인이 수급자 급여 증가에 따른 행태 변화에 의해 개선되기에는 심각하게 악화된 상태였을 가능성 또한 존재한다.

실증분석 결과, 기초생활보장제도의 커버리지 증가는 자살률을 통계적으로 유의미하게 감소시키지 못한 것으로 나타났다. 반면 추정 결과의 통계적 유의성이 낮게 나타나 해석에 충분한 주의를 기울일 필요가 있으나, 모형 간 추정 결과를 비교하여 점추정치 크기 등을 종합적으로 고려했을 때, 기초연금을 포함한 1인당 복지예산의 증가는 자살률 감소에 일정 수준의 역할을 수행하였을 가능성이 제시된 것으로 보인다. 통계적 유의성에 대한 우려를 전제로, 두 제도는 자살률 감소에 상이한 영향을 미친 것으로 나타났다. 그 원인은 기초연금 등 복지예산 증가의 수혜 계층은 극빈층에 국한되지 않는다는 점, 그리고 복지예산의 증가 폭이 상당히 컸다는 점에서 기인했을 수 있다. 복지예산의 상당 부분을 차지하는 기초연금의 1인당 급여액은 분석 기간 중 2배가량 상승하였으며, 생계급여의 기초연금 연계 감액을 고려하면 복지예산 증가의 수혜 계층에는 상당수의 빈곤층이 포함되지 않을 것으로 추측할 수 있다.²⁸⁾²⁹⁾ 해당 계층의 건강 또는 사회적 고립 상태 등

27) 따라서 본 장의 추정 결과를 기초생활보장제도의 존재 자체, 또는 최대 혜택을 받는 정책대상자 집단에 대한 자살률에 미치는 영향으로 해석하는 것은 적절하지 않다는 것을 밝힌다.

28) 기초연금 표준 급여액은 2014년 1월 기준 96,800원이었으며, 동년 7월에 200,000원으로 증가한 이후 물가상승률에 따라 소폭 증가를 거듭하였다. 다음으로 2018년 9월 209,960원에서 250,000원으로 상승한 바 있다(Ko and Lee, 2024).

29) 생계급여 산정 시 기초연금은 전액 소득으로 산정되며, 2024년 기초생활보장 수급 노인의 99.9%가 기초연금으로 인해 생계급여가 감액되었다.(경향신문, 기초연금은 ‘그림의 떡’ ... ‘줬다 뺏는’ 기초연금 노인 67만명, <https://www.khan.co.kr/national/national-general/article/202409241447001>)

자살에 영향을 미치는 잠재적인 요인들의 상태가 빈곤층에 비해 양호했을 수 있고, 이 경우 급여 증가가 해당 요인들을 유의미하게 개선했을 가능성이 있다.

다만 실증분석에서 적용한 도구변수의 예측력의 한계로 수도권 및 광역시 지역에 한정하여 효과가 추정되었다는 점은 본 장의 분석의 한계이며, 결과 해석에서 이 점을 고려할 필요가 있다. 비수도권, 비광역시 지역은 산업 구성, 서비스업의 수준과 접근성 등 많은 측면에서 분석에 포함된 지역과 차이점이 존재하며, 기초생활보장제도 확대의 효과성 측면에서 수도권 및 광역시 지역과 결과가 이질적일 가능성이 존재하기 때문이다. 우리나라 복지제도에서 기초생활보장제도가 차지하는 중요성을 고려할 때, 더욱 심층적인 후속 연구가 필요할 것으로 판단된다.

본 장의 추정 결과는 빈곤층의 최소한의 생활보장을 위해 급여를 제공하는 기초생활보장제도의 취지는 충분히 인정되어야 하나, 제도가 확대되더라도 수혜자의 급여 수준이 높지 않다면 자살률에 의미 있는 변화를 끌어내기 어려울 가능성을 제시하였다. 따라서 자살 위협의 정도가 높은 고령 빈곤층에 대한 경제적 지원 수준을 강화하는 정책 방향이 자살률 개선에 도움이 될 가능성이 있더라도, 향후 예상되는 인구구조 변화 등의 요인들을 고려하면 미래 재정의 여력은 제한될 가능성이 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 종합적으로 고령층에 대한 정부 지원 정책의 전반적인 현황을 점검하여 한정된 공공재원을 재정적으로 어려우며 근로 또한 어려운 계층에 더 집중적으로 지원하는 방향으로 재편성하는 큰 차원에서의 방향성에 대해 검토해 볼 의미가 있을 것으로 판단된다.

이에 더해, 빈곤 고령층은 건강상태와 사회적 고립 등 자살과 관련된 여러 여건이 이미 심각하게 악화된 상태일 수 있다. 이 경우 금전적 지원을 통해 자살률 개선을 기대하기에는 한계점이 존재할 수 있다. 따라서 금전적 지원 강화가 아닌 다른 방향의 정책적 접근 또한 필요할 수 있다. 본 분석을 통해 실증적으로 관계를 증명하지는 못하였으나, 지역사회 기반 돌봄 강화 정책, 노인의 사회참여 장려 정책, 빈곤층 노인의 사회적 상황을 고려한

정신건강 관리 정책 등을 자살 위험군에 해당하는 빈곤 노인에 대한 정책적 접근 차원에서 잠재적으로 고려해 볼 수 있고, 해당 사업들에 대한 성과 평가를 통해 효과성을 검증하는 연구가 정책 시사점 측면에서 후속 연구로서 필요할 것으로 판단된다.

VI. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 개인 레벨과 지자체 레벨에서 사회경제학적 특성이 자살에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여 정책적 시사점을 도출하고자 하였다. 자살은 개인의 결정이지만, 그러한 결정에 도달하기까지 개인을 둘러싼 사회경제적 환경이 중요한 원인이 될 수 있다. 따라서 Ⅲ장에서 개인 레벨의 분석에서 시작하여 제Ⅳ장은 지자체 레벨로 분석을 확장하였다. Ⅲ장과 Ⅳ장의 분석 결과, 연령이 증가할수록, 경제적으로 취약할수록 자살 위험이 증가할 수 있음을 보여주었다. 따라서 경제적으로 취약한 고령자의 경우, 노인 빈곤이 주된 자살 동기로 작용함에 따라 제Ⅴ장에서는 빈곤 완화 정책인 기초생보 확대가 노인 자살률에 미치는 영향을 중점적으로 분석하였다.

먼저 각 장의 분석 결과를 요약하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 개인의 특성이 자살 사망에 미치는 효과를 분석하기 위해, 건강보험공단 맞춤형 DB(2017~2021년)와 통계청 사망원인 조사 자료를 결합하여 두 가지 종류의 생존분석(Proportional Hazards 모형, Accelerated Failure Time 모형)을 실시하였다. 설명변수는 연령, 성별, 장애 여부, 보험료 수준(소득의 대리변수), 정신질환 진단 여부를 포함하였고, 종속변수는 자살로 인한 사망 여부와 자살 발생까지의 시간 변수이다. 분석 결과, 연령이 증가할수록, 여성이 남성보다 자살 위험이 증가하고, 자살 발생까지의 시간이 단축되었다. 반면, 장애가 있거나 보험료 수준이 낮을수록 자살 위험이 증가하고 자살 발생 시점이 앞당겨져, 신체적·정신적 건강상태와 경제적 상황이 자살에 미치는 영향을 확인하였다. 다만, 정신질환 진단 여부는 자살에 이르기까지의 시간은 단축하지만 자살 위험에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 좀 더 장기적 관점에서의 검토가 필요해 보인다.

제Ⅳ장에서는 지역 단위에서 사회경제적 변수 및 정신보건 인프라 수준

이 지역 단위 자살률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 질병관리청의 지역사회건강조사에 통계청 사망원인통계를 연계하여 2016-2020년 시군구 패널을 구축하여, 시군구 및 연도 고정효과 모형(정태적 모형)과 정신보건 인프라 변수들의 내생성을 고려한 system GMM 모형(동태적 모형)을 적용하였다. 정태적 모형의 분석 결과, 경제적 요인(1인당 실질 GRDP, 실업률)은 중년층, 10대, 여성, 전체 자살률과 연관성이 있음을 확인하였다. 다문화 혼인 비율은 청소년 자살률에, 지자체의 정신보건복지센터 등 공공 정신보건 인프라는 노인 자살률과 상관관계가 있음을 확인하였다. 동태적 모형의 추정 결과, 1인가구 비중이 증가할수록 자살률이 증가하는 경향이 일관되게 나타났다. 따라서 향후 고령화가 심화되면 필연적으로 증가할 수밖에 없는 1인가구에 대해 사회적 고립, 고독과 미충족 돌봄 등을 자살 고위험 요인으로 인지할 필요가 있으며, 해당 이슈는 그동안 자살예방정책에서 특별한 관심을 받지 못했기 때문에 향후 정책적으로 면밀히 살펴볼 필요가 있다. 10-19세 청소년 자살률의 경우, 다문화 혼인율이 높은 지역에서 증가하는 경향을 보여 다문화 혼인율이 높은 농촌에서 지역사회 및 학교를 통해 청소년 자살 예방을 위한 정책적 접근이 요구된다.

V장은 지자체 레벨의 분석이지만, 자살률이 가장 높은 연령그룹인 65세 이상 노인에 초점을 맞추었으며, 노인가구의 기초생보 커버리지 증가가 경제적 지원을 통해 자살에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 자료는 통계청의 주민등록 인구현황, 사망원인통계, 전국사업체조사, 보건복지부의 복지사업 정보 등을 활용하여 2014-2019년 시군구 패널 자료를 구축하였다. 장기차분 모형을 통해 65세 이상 기초생보 수급률 변화가 인구 십만명당 자살자 수 변화에 미치는 영향을 추정하였으며, 기초생보 수급률 변수의 내생성을 고려하여 도구변수를 사용한 2SLS 추정 방식도 활용하였다. 분석결과, 기초생보 커버리지 증가가 자살률에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 나타나지는 않았으나, 기초연금 등 1인당 복지예산 증가가 자살률 감소에 일부 기여하였을 가능성을 발견하였다. 따라서 빈곤 노인층의 자살 예방을 위해 소액의 재정지원만으로는 충분하지 않을 수 있으며, 금전 지원 이외에도 지역

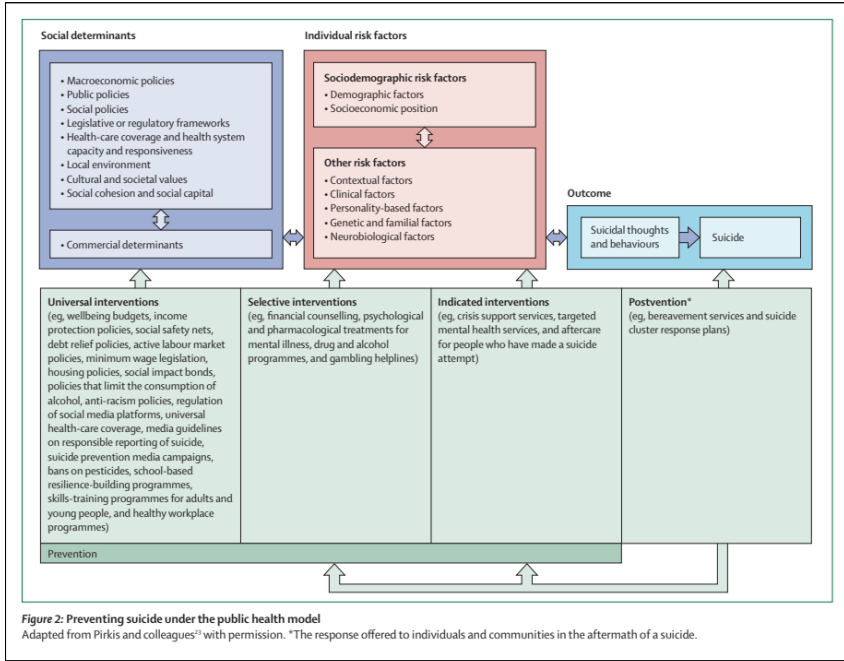
기반 노인돌봄, 사회참여, 정신건강 관리 등 다양한 관점에서 접근해야 할 필요가 있음을 제안하였다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 5-6년 중기 시계의 자료를 활용하여 분석하였기에 정신질환 진단 여부 혹은 기초생보 확대 정책의 장기적 효과를 분석하지 못했다. 둘째, 보건의료 정보(의료기관 이용 행태, 질병 분포 등)를 구하기 어려워 많이 통제하지 못했는데, 기존 연구에서 많이 다루어지지 않은 이러한 변수들과 연계하면 신체 및 정신건강이 자살에 미치는 영향을 더욱 정교하게 분석할 수 있을 것이다. 셋째, 자살 동기간 상호작용(예, 경제적 어려움과 정신건강), 자살예방정책들 간 상호작용 등을 고려하지 못하였다.

자살은 극단적인 삶의 만족도 저하를 의미하며 한국은 선진국 중 자살률이 가장 높은 불명예를 가지고 있다. 최근 Lancet Public Health(2024)은 자살을 개인적 관점이 아닌 사회적 관점에서 접근해야 함을 강조하며 6개 시리즈의 간행물을 출간하였다. 먼저, 자살은 단순히 개인의 정신적 문제를 넘어서 사회적 위험 요인(빈곤, 중독, 해체 등)이 중요한 기폭제가 되기 때문에 공공보건(public health)의 관점에서 보편적이고 인구학적으로 접근(universal population approach)해야 함을 명시하고 있다. 즉, 자살 고위험군을 표적으로 삼아 정신적 문제 해결에 집중하기보다는 예방 가능한 사망의 일환으로서 전 국민을 대상으로 한 자살 예방을 목적으로 해야 할 것이다. 따라서 정부는 협의의 자살예방정책(보건복지부 주관)이 아니라 전 부처를 중심으로 재설정하고 모든 정책의 기저에는 자살 예방의 의미가 담겨있음을 인식할 필요가 있다(suicide prevention in all policies approach, a whole of government approach).

Lancet에서 제시한 자살 예방을 위한 공공보건 모델은 [그림 VI-1]과 같다(Pirkis et al., 2024). 자살에 영향을 미칠 수 있는 사회적 위험요인으로 거시경제적 충격, 공공정책, 사회정책, 법적 제도적 체계, 의료 보장성과 보건의료 체계, 지방정부, 문화적·사회적 가치, 사회통합과 사회자본을 들고 있다.

[그림 VI-1] 공공보건의 관점에서 자살예방정책



자료: Pirkis et al.(2024), Figure 2, e790

따라서 이들은 자살 예방을 위한 보편적, 인구학적 접근방식은 우선 경제적 위험을 낮추기 위해 취약계층에 대한 사회안전망 강화(실업률 감소, 빈곤 완화, 주거 보장, 적극적 노동시장 정책, 건강보장 확대 등) 등 재정의 역할을 강조하며, 뉴질랜드의 웰빙 예산(wellbeing budget) 활용을 고려해 볼 수 있다고 제안하고 있다. 또한, 생애주기적 관점에서 장기적으로는 사회적 위험요인을 낮추기 위한 노력(학교 기반, 직업 훈련, 건강한 일터)을 교육과 노동, 보건 부문에서 병행해야 한다고 주장한다.

본고에서는 개인 및 지자체 레벨에서 자살률의 결정요인을 실증적으로 분석하고, 자살 예방을 위해 재정의 역할을 고찰하였다. 근본적으로 자살률을 낮추기 위해서는 자살의 동기 및 사회경제적 원인을 규명하고, 이에 대응하기 위한 실질적인 대응방안이 필요할 것이다. 예를 들면, 빈곤, 실업, 불평등

문제를 완화하기 위해 취약계층에 대한 경제적 지원을 강화하고, 신체 및 정신건강에 충격이 발생하더라도 인간적인 삶을 영위할 수 있도록 사회안전망을 강화하고 정신보건 서비스를 확대하며, 사회적 고립 및 해체요인에 대해서도 지지해 줄 수 있는 지역사회 중심의 돌봄체계가 확립되어야 할 것이다. 자살 예방이 단순히 보건복지 부처의 업무로만 한정할 것이 아니라 전 부처, 더 나아가 전 사회적인 참여가 필요하며, 현재 자살 위험도뿐만 아니라 생애주기적 관점에서 변화하는 자살 위험에 대응하여 전방위적인 노력이 강화될 필요가 있다.

참고문헌

- 강남구, 「2022년도 예산서」, 2022.
- 경향신문, 「기초연금은 ‘그림의 떡’... ‘줬다 뺏는’ 기초연금 노인 67만명」,
<https://www.khan.co.kr/national/national-general/article/202409241447001>
- 고든솔, 「자살에 영향을 미치는 한국 사회의 여건 탐색」, 『보건복지포럼』,
2023, pp. 7~24.
- 김태완·이주미, 『기초생활보장급여별 소득재분배 효과 연구』, 국회예산정책처, 2024.
- 박선영·마강래, 「지역의 교육환경이 사교육비 지출에 미치는 영향에 관한 연구」, 『지역연구』, 31(3), 2015.
- 박성준, 「청소년 자살률에 영향을 미치는 지역적 요인」, 『정신건강과 사회복지』, 47(1), 2019.
- 보건복지부 국립정신건강센터, 『2021년 정신건강실태조사 보고서』, 2021.
- 보건복지부a, 『2022년 정신건강실태조사 보고서 - 소아·청소년』, 2024.
- 보건복지부b, 『2024년 국민 정신건강 지식 및 태도 조사 결과 보고서』,
2024.
- 보건복지부 보도자료, 「2024년 보건복지부 예산 122.5조 원 편성, 올해 대비 12.2% 증가」, 2023. 8. 29.
- 보건복지부 보도자료, 「2023 자살실태조사 결과 발표」, 2024. 3. 29.
- 보건복지부 전국민 마음투자 지원사업, <https://www.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10706040800>
- 보건복지부, 「2023년 국민기초생활보장 수급자 현황」, 2024. 7.
- 보건복지부a, 「2023 자살실태조사(자살에 대한 국민인식조사)」, 2023.12.

- 보건복지부b, 『2023 자살예방백서』, 2023.
- 보건복지부·한국생명존중희망재단, 『5개년(2016-2020) 전국 자살사망 분석 결과보고서』, 2023.
- 이상영·노용환·이기주, 『우리나라의 자살급증원인과 자살예방을 위한 정책과제』, 한국보건사회연구원 연구보고서, 2012.
- 이용재·김경미, 「한국의 지역별 자살률 변화와 요인 분석」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 18(8), 2018.
- 이정택·임태준, 「국민기초생활보장제도 보장확대 정책의 거시경제효과」, 『보험금융연구』, 제32권 제3호, 2021, pp. 95~122.
- 이창숙·강상경, 「기초지방자치단체의 사회복지예산 비중이 지역 노인자살률에 미치는 영향: 도시와 농어촌의 차이를 중심으로」, 『보건사회연구』, 제40권 제1호, 2020, pp. 394~427.
- 이태진·이원진·오욱찬·김성아·여유진·구인회·김미곤, 『국민기초생활보장제도의 효과 분석-시행 20년의 변화와 과제』, 연구보고서 2020-20, 한국보건사회연구원, 2020.
- 이태호·허순임, 「사회자본이 노인자살률에 미치는 영향」, 『보건사회연구』, 제41권 제4호, 2021, pp. 128~146.
- 전진아·이난희·김진호, 「정신건강증진사업의 현황과 최근의 정책적 변화」, 『보건복지포럼』, 17년 4월호, 2017.
- 통계청, 「2021년 사망원인통계」, 2022.
- _____, 「2023년 사망원인통계」, 2024.
- _____, 한국의 사회동향 2023, 한국의 자살 추이와 대응(이유리), 2023.
- 하솔잎, 「자살예방 전달체계 현황과 과제」, 『보건복지포럼』, 2023, pp. 43~57.
- 한겨레 21, https://h21.hani.co.kr/arti/politics/politics_general/55231.html(검색일자: 2024. 3. 15.)
- 한국생명존중희망재단, 데이터 Zoom, 개인 특성별 자살 현황, <https://kfsp-datazoom.or.kr/korea02.do>(검색일자: 2024. 6. 25.)

현경래 · 최기춘 · 이선미 · 이수연, 『건강보장정책 수립을 위한 주요 질병의 사회경제적 비용 분석』, 건강보험공단 건강보험정책연구원, 2017.

Antonakakis, N. and Collins, A., “The impact of fiscal austerity on suicide mortality: Evidence across the ‘Eurozone periphery’,” *Social Science & Medicine*, 145, 2015, pp. 63~78.

Antonakakis, Nikolaos, and Alan Collins, “A suicidal Kuznets curve?,” *Economics Letters*, Volume 166, 2018, pp. 90~93

Balan-Cohen, A., “Healthy, Wealthy, and Wise? The Impact of the Old Age Assistance Program on Elderly Mortality in the United States,” Working Paper, 2008.

Black, N., Jackson, A., & Johnston, D. W., “Whose mental health declines during economic downturns?,” *Health Economics*, 2022, pp. 1~8.

Blázquez-Fernández, Carla, Paloma Lanza-León, David Cantarero-Prieto, 2023, “A systematic review on suicide because of social isolation/and loneliness: does COVID-19 make a difference?,” *Journal of Public Health*, Volume 45, Issue 3, pp. 680~688, <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdad001>

Breuer, C., Unemployment and Suicide Mortality: Evidence from Regional Panel Data in Europe. *Health Econ.*, 24, 936-950. doi: 10.1002/hec.3073., 2015

Burke, Marshall, Felipe González, Patrick Baylis, Sam Heft-Neal, Ceren Baysan, Sanjay Basu, and Solomon Hsiang, “Higher temperatures increase suicide rates in the United States and Mexico,” *Research Papers in Economics*, 2018.

Byeon, Jaewook, “Suicide and divorce in South Korea: focusing on types of divorce,” *Applied Economics Letters*, Vol. 30, No. 2, 2023, pp. 153~156.

- Case, Anne, and Angus Deaton., “Suicide, age, and wellbeing: an empirical investigation,” No. w21279, National Bureau of Economic Research, 2015.
- Cellini, Roberto, “Suicide and the economy: a regional analysis of Italy,” *Journal of Applied Economics*, 26(1), 2023 DOI: 10.1080/15140326.2023.2212348
- Chen, J., Choi, Y. J., Mori, K., Sawada, Y., & Sugano, S., “Recession, Unemployment, and Suicide in Japan. Japan Labor Review,” 9(2), 2012, pp. 75~92.
- Collins, Alan, Adam Cox, Renatas Kizys, Frederick Haynes, Sarah Machin & Benjamin Sampson, “Suicide, sentiment and crisis,” *The Social Science Journal*, 58(2), 2021, pp. 206~223, DOI: 10.1016/j.soscij.2019.04.001
- Crossley, T. F. and Zilio, F., “The health benefits of a targeted cash transfer: The UK winter fuel payment,” *Health Economics*, 27(9), 2018, pp. 1354~1365.
- Daly, M. C., & Wilson, D. J., “Happiness, Unhappiness, and Suicide: An Empirical Assessment,” *Journal of the European Economic Association*, 7(2/3), 2009, pp. 539~549.
- Evans, W. N. and Garthwaite, C. L., “Giving mom a break: The impact of higher EITC payments on maternal health,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(2), 2014, pp. 258~290.
- Fishback, P. V., Haines, M. R. and Kantor, S., “Births, deaths, and New Deal relief during the Great Depression,” *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 2007, pp. 1~14.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I. and Swift, H., “Bartik instruments: What, when, why, and how,” *American Economic Review*, 110(8), 2020, pp. 2586~2624.

- Grossman, Michael. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80, no. 2 (1972): 223-55. <http://www.jstor.org/stable/1830580>.
- Hamermesh, D. S., and Soss, N. M., "An Economic Theory of Suicide," *Journal of Political Economy*, 82(1), 1974, pp. 83~98.
- Helliwell, J.F. Well-Being and Social Capital: Does Suicide Pose a Puzzle?. *Soc Indic Res* 81, 455-496 (2007). <https://doi.org/10.1007/s11205-006-0022-y>
- Henry, Andrew F. and James F. Short, 1954, suicide and homicide: some economic, sociological and psychological aspects of aggression, The Free Press [Toronto: Burns & MacEachern]
- Hoehn-Velasco, Lauren and Adan Silverio-Murillo, "Do spouses negotiate in the shadow of the law? Evidence from unilateral divorce, suicides, and homicides in Mexico," *Economics Letters*, Volume 187, 2020, <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.108891>.
- Jahyeong Koo and W. Michael Cox, "An Economic Interpretation of Suicide Cycles In Japan," *Contemporary Economic Policy*, vol. 26, issue 1, 2008, pp. 162~174.
- Jang, Hyemin, Whanhee Lee, Young-ook Kim, and Ho Kim, "Suicide rate and social environment characteristics in South Korea: the roles of socioeconomic, demographic, urbanicity, general health behaviors, and other environmental factors on suicide rate," *BMC Public Health*, 22, 2022.
- Ko, C. and Lee, H., "Welfare Expenditure Growth and its Impact on Elderly Suicide Rates," Working Paper, 2024.
- Kwak, Chae Woon and Jeannette R. Ickovics, "Adolescent suicide in South Korea: Risk Factors and proposed multi-dimensional solution," *Asian Journal of Psychiatry*, 43, 2019, pp. 150~153.

- Lancet Public Health, 2024년 9월, <https://www.thelancet.com/series/suicide-prevention>(검색일자: 2024. 10. 12)
- Lepori Gabriele M., Sara Morgan, Borna A. Assarian, Tapas Mishra, “Economic activity and suicides: Causal evidence from macroeconomic shocks in England and Wales,” *Social Science & Medicine*, 342, 2024.
- Matsubayashi, T., Sekijima, K. and Ueda, M., “Government spending, recession, and suicide: evidence from Japan,” *BMC Public Health*, 20(1), 2020, pp. 1~8.
- McKee M, Karanikolos M, Belcher P, Stuckler D. Austerity: a failed experiment on the people of Europe. *Clinical Medicine* (London). 2012 Aug; 12(4): 346-350. doi: 10.7861/clinmedicine.12-4-346
- Milligan, K. and Stabile, M., “Do child tax benefits affect the well-being of children? Evidence from Canadian child benefit expansions,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(3), 2011, pp. 175~205.
- Minoiu, C. and Andres, A. R., “The effect of public spending on suicide: evidence from US state data,” *The Journal of Socio-Economics*, 37(1), 2008, pp. 237~261.
- OECD, OECD Social Expenditure database, 2023, <https://oecdstatistics.blog/2023/02/02/sizing-up-welfare-states-how-do-oecd-countries-compare/>
- _____, Suicide rates(indicator), 2024, doi: 10.1787/a82f3459-en
- _____, *Health at a Glance 2023*.
- _____, *Pension at a Glance 2023*.
- _____, “PISA 2018 Results, What School Life Means for Students’ Lives,” Vol. III.
- _____, *Society at a Glance 2024*.
- Pak, T-Y. and Choung, Y., “Relative deprivation and suicide risk in South

- Korea,” *Social Science & Medicine*, 247, 2020, p. 112815.
- Peterson C, Haileyesus T, Stone DM., “Economic Cost of U.S. Suicide and Nonfatal Self-harm,” *Am J Prev Med*, 67(1), 2024, pp. 129~133.
- Pierce, Justin R., and Peter K. Schott., “Trade liberalization and mortality: evidence from US counties,” *American Economic Review: Insights* 2, no. 1, 2020, pp. 47~64.
- Pirkis, Jane, Rakhi Dandona, Morton Silverman, Murad Khan, Keith Hawton, “Preventing suicide: a public health approach to a global problem, A Public Health Approach to Suicide Prevention 1,” *Lancet Public Health*, 9, 2024, pp. e787~95.
- Ruhm, C. J., “Are recessions good for your health?,” *Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 2000, pp. 617~650.
- Ruhm, C. J., “Good times make you sick,” *Journal of Health Economics*, 22(4), 2003, pp. 637~658.
- Ruhm, C. J., “Recessions, healthy no more?,” *Journal of Health Economics*, 42, 2015, pp. 17~28.
- Segar LB, Laidi C, Godin O, Courtet P, Vaiva G, Leboyer M, Durand-Zaleski I., “The cost of illness and burden of suicide and suicide attempts in France,” *BMC Psychiatry*, 24(1), 2024, p. 215.
- Serrano-Alarcón, M., Kentikelenis, A., McKee, M., & Stuckler, D. (2021). Impact of COVID-19 lockdowns on mental health: Evidence from a quasi-natural experiment in England and Scotland. *Health Economics*, 31(2), 284-296. <https://doi.org/10.1002/hec.4453>
- Shain B and AAP COMMITTEE ON ADOLESCENCE, “Suicide and Suicide Attempts in Adolescents,” *Pediatrics*, 138(1), 2016, e20161420.
- Shepard, Donald, Gurewich D, Lwin AK, Reed GA Jr, Silverman MM., “Suicide and Suicidal Attempts in the United States: Costs and Policy Implications,” *Suicide Life Threatening Behavior*, 46(3), 2016,

pp.352~362.

Sinyor, Mark, Morton Silverman, Jane Perkis, and Keith Hawton, “The effect of economic downturn, financial hardship, unemployment, and relevant government responses on suicide,” *A Public Health Approach to Suicide Prevention 3, Lancet Public Health 9*, 2024, e802-06.

Solomon Hsiang, “Higher temperatures increase suicide rates in the United States and Mexico,” *Nature climate change 8*, no. 8, 2018, pp. 723~729.

Stevenson, Betsey and Justin Wolfers, “Bargaining in the Shadow of the Law: Divorce Laws and Family Distress,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 121, issue 1, 2006, pp. 267~288

Stock, J. H. and Yogo, M., *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression*, In: *Andrews DMK Identification and Inference for Econometric Models*, NewYork: Cambridge University Press, 2005, pp. 80~108.

Toffolutti, V. and Suhrcke, M., “Does austerity really kill?,” *Economics & Human Biology*, 33, 2019, pp. 211~223.

Watanabe Ryoichi, Masakazu Furukawa, Ryota Nakamura, Yoshiaki Ogura, “Analysis of the Socioeconomic Difficulties Affecting the Suicide Rate in Japan,” KIER Working Papers 626, Kyoto University, Institute of Economic Research., 2006.

WHO Mortality Database, <https://platform.who.int/mortality/themes/theme-details/topics/indicator-groups/indicator-group-details/MDB/self-inflicted-injuries>.

Wilson, N. and McDaid, S., “The mental health effects of a Universal Basic Income: A synthesis of the evidence from previous pilots,” *Social Science & Medicine*, 287, 2021, p. 114374.

Zou, Eric, “Wind Turbine Syndrome: The Impact of Wind Farms on Suicide,” Working Paper, 2017.

자살 예방을 위한 재정정책의 과제

이은경 · 고창수 · 김평식

본 연구는 개인 및 지역 레벨에서 자살의 결정요인을 분석하고, 기초생보 확대 정책이 노인 빈곤완화를 통해 자살률에 미치는 영향을 살펴보았다. 먼저 개인 레벨에서는 건강보험공단 자료를 통계청 사망원인통계와 결합하여 생존분석 모형(Proportional Hazards 및 Accelerated Failure Time 모형)을 추정하였다. 두 모형 모두 연령 증가시 자살위험이 증가하고 자살 발생까지 걸리는 시간이 단축되었다. 또한 건강보험료가 증가하거나, 여성인 경우 자살 발생까지 걸리는 시간이 길어지는 반면, 장애인, 정신질환 진단자는 자살 발생까지 시간이 단축되었다. 이러한 연구 결과는 장애인과 경제적 취약 계층의 자살 위험이 높으며 이들에 대한 재정 지원이 강화의 필요성을 시사한다.

지역 레벨에서는 정신보건의료 인프라가 자살률에 미치는 영향을 분석하였다. 정태적 패널 고정효과 모형과 동태적 모형(system GMM)을 사용한 결과, 사회복지 예산 비중 증가와 공공 정신건강인프라 증가는 노인 자살률 감소에 기여하는 것으로 나타났다. 정태적 모형에서는 1인당 GRDP 및 실업률 등 경제적 요인이 자살에 미치는 유의한 효과를 확인하였다. 동태적 모형은 정신과 전문의 수, 민간 정신건강 인프라, 사회복지 예산의 내생성을 고려하여 추정하였는데, 1인가구 비중이 높을수록 자살률이 증가하는 패턴을 보였다. 따라서 자살 예방을 위해서는 1인가구에 대한 돌봄 지원, 공공

정신보건의료인프라 및 사회복지 예산 확대 정책을 고려해 볼 수 있다.

마지막으로 기초생활보장제도의 확대가 노인 자살에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 시군구 레벨의 장기차분 추정식을 이용하였으며, 내생성을 고려하기 위해 2013년 기준 수급자 비중을 활용한 도구변수 방법론을 적용한다. 분석 결과 기초생보 커버리지 증가는 자살률을 통계적으로 유의미하게 감소시키지 못한 것으로 나타났다. 반면 기초연금을 포함한 1인당 복지예산의 증가는 자살률 감소에 일정 부분 역할을 수행하였을 가능성이 제시되었다.

Challenges of Fiscal Policy for Suicide Prevention

Eunbyeong Lee, Changsu Ko, Pyongsik Kim

This study analyzes the determinants of suicide at the individual and regional levels, and examines the impact of expanding the Basic Livelihood Security Program on suicide rates through the alleviation of elderly poverty. At the individual level, data from the National Health Insurance Service(NHIS) were combined with the Statistics Korea(Cause of Death Statistics) to estimate two survival analysis models(Proportional Hazards and Accelerated Failure Time models). Both models showed that the risk of suicide increased with age, and the time until suicide occurred was shorter. Additionally, an increase in health insurance premiums or being female lengthened the time to suicide, while individuals with disabilities or those diagnosed with mental disorders had a shorter time to suicide. These findings suggest that the suicide risk is higher among people with disabilities and economically vulnerable groups, emphasizing the need for strengthened financial support for disadvantaged populations.

At the regional level, the study analyzed the impact of mental health infrastructure on suicide rates. Using panel fixed-effects models and system GMM, the results indicated that an increase in the share of social

welfare budgets and improvements in public mental health infrastructure contributed to reducing the suicide rates among the elderly. The static model identified significant effects of economic factors such as per capita GRDP and unemployment rates on suicide. The dynamic model, considering the endogeneity of the number of psychiatrists, private mental health infrastructure, and social welfare budgets, showed that a higher proportion of single-person households correlated with higher suicide rates. Therefore, suicide prevention policies should consider support for single-person households and expand public mental health infrastructure and welfare budgets.

Finally, the study empirically analyzed the impact of the expansion of the Basic Livelihood Security System on elderly suicide rates. Using long-difference estimation at the county level, and applying an instrumental variable approach using the proportion of beneficiaries as of 2013 to account for endogeneity, the analysis showed that an increase in Basic Livelihood Security coverage did not statistically significantly reduce suicide rates. However, it was suggested that the increase in per capita welfare budgets, including the Basic Pension, might have played a role in reducing suicide rates.

저자약력

이은경

연세대학교 경제학과 졸업
미국 Cornell University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 선임연구위원

고창수

연세대학교 경제학과 졸업
미국 University of California, Los Angeles 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

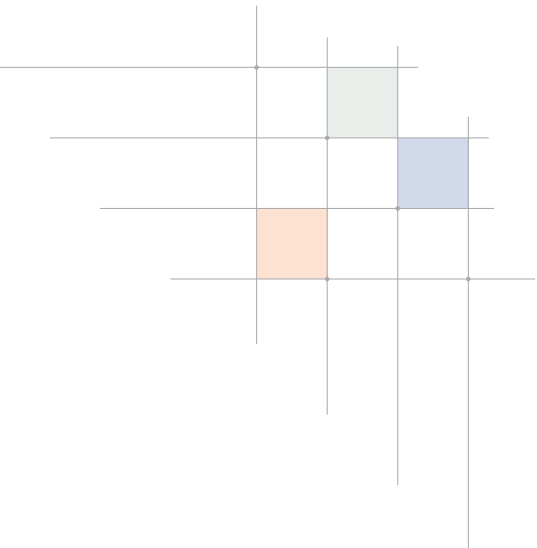
김평식

서강대학교 경제학과 졸업
미국 The University of North Carolina at Chapel Hill 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

연구보고서 24-11

자살 예방을 위한 재정정책의 과제

발행	행	2024년 12월 31일
저자	이은경 · 고창수 · 김평식	
발행인	이영	
발행처	한국조세재정연구원	
주소	30147 세종특별자치시 시청대로 336	
전화	(044)414-2114(대)	
홈페이지	www.kipf.re.kr	
등록	1993. 7. 15. 제2014-24호	
정가	16,000원	
조판 및 인쇄	고려씨엔피	
I S B N	979-11-6655-320-2 93320	



KOREA INSTITUTE
OF PUBLIC FINANCE

kipf 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336

TEL: (044)414-2114(대) www.kipf.re.kr



값 16000 원
9 3 3 2 0

9 791166 553202

ISBN 979-11-6655-320-2