

연구보고서 2021-27

한국의 사망력 변천과 사망 불평등

- 진단과 과제

우해봉
장인수·정희선



사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	우해봉	한국보건사회연구원 연구위원
공동연구진	장인수	한국보건사회연구원 부연구위원
	정희선	한국보건사회연구원 연구원

연구보고서 2021-27

한국의 사망력 변천과 사망 불평등

- 진단과 과제

발행일	2021년 12월
발행인	이태수
발행처	한국보건사회연구원
주소	[30147]세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화	대표전화: 044)287-8000
홈페이지	http://www.kihasa.re.kr
등록	1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인쇄처	(주)삼일기획

© 한국보건사회연구원 2021
ISBN 978-89-6827-824-2 93330
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2021.27>

발|간|사

1950~1960년대 기간에 우리나라는 OECD 국가 중 기대수명이 가장 낮은 국가 중의 하나였지만, 이후 괄목할 만한 상승을 경험하였다. 과거에 우리나라가 경험한 사망률 감소는 전반적인 생활수준 및 공중보건 개선에 힘입어 ‘보편성’이 강한 모습으로 전개되었다. 그러나 ‘영유아기’를 중심으로 한 과거의 사망률 감소와 달리 최근의 기대여명 상승은 ‘고령기’ 사망률 감소에 의해 주도되는 모습을 보인다. 고령기의 건강과 사망이 전체 생애 주기에 걸친 삶의 경험이 ‘누적된’ 결과라는 점, 그리고 최근까지 한국 사회에서 진행된 사회 양극화 현상을 고려할 때 사망 불평등에 대한 우려가 작지 않으며, 이에 따라 사망률 변천과 불평등을 종합적으로 분석할 필요성이 제기되고 있다.

인구변동에서 사망률의 영향이 커지고 있지만, 국내 인구학계에서 사망률 변동에 관한 연구는 상당히 제한적이다. 장기간 지속되는 심각한 저출산(출산력) 문제에 관심이 집중된 관계로 사망률에 대한 인구학적 관심은 부족했다. 사망률에 대한 인구학적 관심 부족과 함께 사망률 분야 자료의 구축과 정비 작업 또한 큰 진전을 보이지 못하고 있다. 사망률 자료를 관리하는 통계청 또한 인력과 예산 제약 등을 이유로 사망률 자료 구축과 정비에서 큰 성과를 거두지 못하고 있다.

사망률에 대한 인구학적 논의가 부족한 상황에서 국내의 사망률 연구는 보건학이나 의학 분야를 중심으로 이루어지는 경향을 보인다. 그러나 보건학이나 의학 분야 연구들이 사망률의 ‘세부적인’ 현상에 초점을 맞추는 관계로 우리나라의 ‘전반적인’ 사망률 변동 추세와 그 특징에 관한 논의는 크게 부족한 실정이다.

인구변동에서 사망률의 영향이 커지는 상황에서 이 연구는 1970년대

부터 최근까지 한국 사회가 경험한 전반적인 사망률 변화와 사망 불평등에 대한 종합적인 이해를 높이고 이에 기초하여 사망률 변동에 대응한 정책 방향과 과제를 검토한다.

본 연구는 한국보건사회연구원의 우해봉 연구위원의 책임하에 수행되었으며, 본원의 장인수 부연구위원과 정희선 연구원이 공동 연구진으로 참여하였다. 이 연구에 대해 유익한 조언을 해 주신 KDI 국제정책대학원의 최슬기 교수와 본원의 이상림 연구위원, 그리고 익명의 검독위원들께 감사의 말씀을 전한다. 마지막으로 이 연구에 수록된 모든 내용은 연구자 개인의 의견이며, 한국보건사회연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝힌다.

한국보건사회연구원 원장

이 태 수



목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



Abstract	1
요 약	3
제1장 서 론	13
제1절 연구의 배경 및 목적	15
제2절 연구의 내용 및 구성	19
제2장 사망력 변동의 동향과 쟁점	23
제1절 역학변천이론과 사망력 변동	25
제2절 사망력 변동의 동향과 주요 쟁점	30
제3장 한국의 사망력 변동	45
제1절 사망력 변동의 추세와 특징	47
제2절 사망원인별 사망력 변동	89
제4장 한국의 사망력 불평등	115
제1절 사망력의 압축과 분산	117
제2절 교육 수준별 사망력 격차	136
제3절 지역별 사망력 격차	147
제4절 사망력 격차의 국제 비교	163
제5절 건강기대여명과 이환 기간 격차	179



제5장 종합 및 정책 대응 방향과 과제	193
제1절 연구 결과의 종합	195
제2절 사망력 변동 대응 정책의 방향과 과제	202
참고문헌	213

표 목차



〈표 3-1〉 성별-기간별 사망률 개선(평균) 수준	59
〈표 3-2〉 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도: 남성	65
〈표 3-3〉 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도: 여성	66
〈표 3-4〉 모형 생명표 사망확률(${}_nq_x$) 패턴과의 적합도(유사성 지수): 남성	83
〈표 3-5〉 모형 생명표 사망확률(${}_nq_x$) 패턴과의 적합도(유사성 지수): 여성	84
〈표 3-6〉 사망원인 구성비의 추이: 1960~1980년	91
〈표 3-7〉 사망원인의 구성비 추이(전체): 1983~2019년	95
〈표 3-8〉 사망원인의 구성비 추이(남성): 1983~2019년	96
〈표 3-9〉 사망원인의 구성비 추이(여성): 1983~2019년	97
〈표 3-10〉 연령별 사망원인의 구성비 추이(남성): 1983~2019년	101
〈표 3-11〉 연령별 사망원인의 구성비 추이(여성): 1983~2019년	105
〈표 3-12〉 운수사고 및 자살에 의한 사망의 연령 구성 추이(남성): 1983~2019년	109
〈표 3-13〉 운수사고 및 자살에 의한 사망의 연령 구성 추이(여성): 1983~2019년	110
〈표 3-14〉 기대수명 증가에서 사망원인별 기여도와 구성비: 2000~2019년	113
〈표 4-1〉 성별 사망력 압축 지표(C10, C25, C50)의 추세(5년 평균): 1970~2019년	125
〈표 4-2〉 최빈 사망 연령(M)과 표준편차(SD(M+))의 추세(5년 평균): 1970~2019년	135
〈표 4-3〉 교육 수준별 및 연령별 사망-연앙인구 자료의 현황(1985~2015년)	139
〈표 4-4〉 교육 수준별 사망력 격차 주요 지표	145
〈표 4-5〉 시도별 연령표준화 사망률과 기대수명: 2005년 및 2017년	150
〈표 4-6〉 시도별 사망력 압축 지표(C50)의 추세: 2005~2017년	155
〈표 4-7〉 시도별 사망력 압축 지표(SD(M+))의 추세: 2005~2017년	156
〈표 4-8〉 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률(남성): 2005년, 2008년, 2011년, 2014년, 2017년	161
〈표 4-9〉 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률(여성): 2005년, 2008년, 2011년, 2014년, 2017년	162
〈표 4-10〉 주요국 사망력 압축(C50)의 추이(5년 평균): 1970~2019년	172
〈표 4-11〉 주요국의 최빈 사망 연령(M) 추이(5년 평균): 1970~2019년	177



〈표 4-12〉 주요국의 사망 연령 표준편차(SD(M+)) 추이(5년 평균): 1970~2019년 178

〈표 4-13〉 연령별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치(표준오차): 2006~2010년 184

〈표 4-14〉 연령별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치(표준오차): 2014~2018년 185

〈표 4-15〉 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 구성비 188

그림 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



[그림 2-1] 이환(morbidity), 장애(disability), 사망(mortality)의 생존곡선	41
[그림 3-1] 출생 시 및 65세 기준 기대여명과 성별 격차 추세: 1970~2019년	49
[그림 3-2] 성별-기간별-연령별 사망률의 감소 패턴: 1970~2019년	51
[그림 3-3] 연령별 (로그)사망률 추이: 1970~2019년	53
[그림 3-4] 사망률(로그값; 남성 좌측; 여성 우측) 표면도: 1970~2019년	54
[그림 3-5] 사망률 개선(남성 좌측; 여성 우측) 표면도: 1970~2019년	58
[그림 3-6] 연령별 사망률 성비(남성/여성) 표면도: 1970~2019년	61
[그림 3-7] 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도(%): 1970~2019년	67
[그림 3-8] OECD 36개 회원국의 영아 사망률(IMR): 1950~2020년	69
[그림 3-9] 성별 및 기간별 청(소)년기(10~30세) 사망률(%) 패턴: 1970~2019년	72
[그림 3-10] 성별-기간별-연령별(65+) 사망률의 감소 패턴: 1970~2019년	74
[그림 3-11] 고령층(65+)의 사망률 개선 패턴: 1970~2019년	75
[그림 3-12] 모형 생명표(West; Far Eastern) 대비 연령별 사망률의 비(남성)	86
[그림 3-13] 사망률 성비(${}_5m_x^{Male} / {}_5m_x^{Female}$)의 연령별 패턴: 1970~2015년	88
[그림 3-14] 외인사의 하위 유형별 구성비: 1983~2019년	100
[그림 3-15] 기대수명 개선에서 사망원인별 기여도: 2000~2019년	112
[그림 4-1] 생명표 사망 연령 분포의 추세: 1970~2019년	119
[그림 4-2] 생명표 생존곡선의 추세: 1970~2019년	120
[그림 4-3] 연령별 사망 분포와 지표 비교(IQR, C50): 스웨덴 남성	123
[그림 4-4] 성별 사망력 압축 지표의 추세: 1970~2019년	124
[그림 4-5] 성별 사망력의 압축 패턴(C50): 1970년 → 2019년	126
[그림 4-6] Wilhelm Lexis 사망 유형 분류의 이론적 도식(미국 여성: 2002~2006년)	131
[그림 4-7] M 및 SD(M+) 지표의 추세: 1970~2019년	133
[그림 4-8] 생명표 사망 연령(65+)의 분포(남성)	134
[그림 4-9] 성별 및 교육 수준별 사망 연령의 분포와 생존곡선(1985년, 2015년)	144
[그림 4-10] 교육 수준별 기대여명(%) 격차의 기여도 분해(1985년(좌), 2015년(우))	146
[그림 4-11] 성별 사망력 압축 지표(C50)의 추세(남성(좌), 여성(우)): 2005~2017년	154

[그림 4-12] 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률	160
[그림 4-13] 주요국 기대수명의 추이: 1970~2019년	165
[그림 4-14] 주요국 0세 및 65세 기준 기대여명의 성별 격차 추이: 1970~2019년	167
[그림 4-15] 주요국 65세(상) 및 85세(하) 기준 기대여명 추이: 1970~2019년	169
[그림 4-16] 주요국 사망력 압축(C50)의 추이: 1970~2019년	171
[그림 4-17] 주요국 사망력 압축(C50)의 성별 격차 추이: 1970~2019년	173
[그림 4-18] 최빈 사망 연령(M; 상)과 표준편차(SD(M+; 하) 추이: 1970~2019년	176
[그림 4-19] 건강기대여명에 관한 다중상태 생명표 모형의 도식화	182
[그림 4-20] 성별 및 교육 수준별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치	186
[그림 4-21] 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 구성비	189



Abstract

Mortality Transition and Differential Mortality in South Korea: Analyses and Policy Directions

Project Head: Woo, Haebong

This study analyzes trends, patterns, and differentials in mortality over nearly a half-century in South Korea. Firstly, we reviewed the overall trends and patterns in Korean mortality over the period. Secondly, analyses were carried out on the temporal and age patterns of cause-specific mortality dynamics. Thirdly, with the central tendency and dispersion indicators such as the modal age at death (M) and the standard deviation above M ($SD(M+)$), this study also explored mortality inequalities in terms of 1) overall mortality compression–dispersion, 2) educational and regional disparities in mortality, 3) mortality disparities in comparative perspective, 5) educational differences in the trends of healthy life expectancy as a single index of mortality and health. Finally, suggestions are presented for future policy directions in population health and mortality disparities.

Keyword : epidemiologic transition, mortality, cause-specific mortality, health, differential mortality

Co-Researchers: Chang, Insu, Jung, HeeSun



1. 연구의 배경 및 목적

우리나라의 인구 환경이 선진국 형태로 전환됨에 따라 인구변동(예컨대, 고령화)에서 사망력의 영향이 향후 더 커질 것으로 전망된다. 1950~1960년대 기간에 우리나라는 OECD 국가 중 기대수명(e_0^o)이 가장 낮은 국가 중의 하나였지만, 이후 괄목할 만한 상승을 경험하였다. 과거에 우리나라가 경험한 사망률 감소는 전반적인 생활수준 및 공중보건 개선에 힘입어 ‘보편성’이 강한 모습으로 전개되었다. 그러나 ‘영유아기’를 중심으로 한 과거의 사망률 감소와 달리 최근의 기대여명 상승은 ‘고령기’ 사망률 감소에 의해 주도되는 모습을 보인다. 고령기의 건강과 사망이 전체 생애 주기에 걸친 삶의 경험이 ‘누적된’ 결과라는 점, 그리고 최근까지 한국 사회에서 진행된 사회 양극화 현상을 고려할 때 사망 불평등에 대한 우려가 작지 않으며, 이에 따라 사망력 변천과 불평등을 종합적으로 분석할 필요성이 제기되고 있다. 인구변동에서 사망력의 영향이 커지는 상황에서 이 연구는 한국 사회가 경험한 전반적인 사망력 변화와 사망 불평등에 대한 종합적인 이해를 높이고 사망력 변동에 대응하는 정책 방향을 검토한다.

2. 주요 연구 결과

이 연구는 지난 50년 정도의 기간에 걸쳐 한국 사회가 경험한 1) 전반적인 사망력 변동과 2) 사망력 불평등의 추이를 분석하였다. 한국 사회가 경험한 ‘전반적인 사망력 변동’ 분석에서는 사망력 변동의 추세-특징 분

4 한국의 사망률 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

석과 사망원인별 사망률 변동의 양상 분석으로 구분하여 살펴보았다.

첫째, 전반적인 사망률 변동의 추세와 특징은 다음과 같다. 기간별 사망률 변동의 전개 양상과 관련하여 1970년대는 고연령대의 사망률 감소가 상대적으로 미미하며, 저연령대의 여성 사망률 개선이 남성에 비해 크게 높은 시기이다(역학변천의 영향). 1980년대는 직전 기간에 비해 20대 이하의 남성 사망률이 개선되지만, 전반적으로 성별 격차(특히 30~40대)가 크게 확대되는 시기이다. 1990년대에 들어 남성은 40대 이하, 여성은 60대 이하에서 사망률이 개선되지만, 상대적으로 여성의 저연령대 사망률 개선이 둔화되어 성별 격차가 축소되는 모습을 보인다. 사망률에서 구조적인 변화가 나타나는 2000~2019년 기간은 남녀 모두 60~70대의 사망률이 뚜렷하게 개선되는 한편, 여성을 중심으로 80대 이상 초고령기 사망률 개선이 본격적으로 나타나기 시작한다.

1970~2019년에 걸친 기대수명 변화의 연령별 기여도를 보면, 남녀 모두 0세의 사망률 감소가 기대수명 증가에 가장 큰 기여를 하였지만, 연령별 기여도는 기간 및 성별에 따라 큰 차이를 보인다. 1970~1980년대에는 남녀 모두 0세의 기여도가 가장 높지만, 여성은 20~30대와 70대 이상, 남성은 50~60대의 기여도가 상대적으로 높다. 1990년대 이후 기대수명 증가에서 연령별 기여도는 남성과 여성이 유사한 패턴을 보이되, 여성에서 '고연령대'의 기여도가 상대적으로 높다. 전반적으로 2000년대 이후 0세의 기여도가 크게 감소하는 한편, 고연령대의 기여도가 뚜렷하게 높아지는 패턴이 관측된다.

사망률의 성비(m_x^M/m_x^F) 패턴에서는 1970년대부터 1990년대 중반까지 상승한 후 2000년대 초반 이후 감소하는 추세를 보인다. 여성에 대비한 남성의 초과 사망률의 연령별 패턴은 50~60대를 정점으로 1990년대 중반까지 점차 저연령대로 확산하는 모습을 보였다. 2000년대 이후 저연

령대의 남성 초과 사망률 현상이 축소되면서 점차 고연령대로 이동하는 모습이 관측된다.

Coale-Demeny 및 UN 모형 생명표와 비교한 사망력 변동(유사성 지수) 분석 결과는 우리나라 남성 사망력은 1990년대 중반까지 저연령대 대비 고연령대의 사망력이 높은 패턴(UN의 Far Eastern 유형)을 보이지만, 이후 다른 유형과의 적합도가 상대적으로 높아지는 것으로 분석된다. 그러나 우리나라 남성 사망력은 영아 및 고령기 사망률이 높은 등 여전히 선진국과는 다소간의 차이가 있다. 반면 우리나라 여성 사망력은 이미 1970년대부터 다른 국가들에 비해 고연령대 사망률이 낮은 특징을 지속적으로 보였다(Coale-Demeny의 North 유형). 1950년대에 West 유형에 속한 대부분 선진국도 우리나라처럼 최근 들어 North 유형과의 적합도가 높아지는 패턴을 보인다.

둘째, 사망원인별 사망력 변동의 분석 결과는 다음과 같다. 우선, 기간별 사망원인 분포이다. 우리나라의 공식 사망원인 통계는 1983년부터 제공되는데, 1983~1989년은 이미 감염성 및 기생충성 질환에서 만성질환으로 전환이 이루어진 이후의 시기이다. 1983~1989년 기간에는 순환기계 질환으로 인한 사망이 전체 사망의 1/4을 넘어서며, 신생물에 의한 사망이 대략 14%, 외인사의 구성비 또한 10%를 넘어선다. 1990년대 이후 신생물에 의한 사망은 2010~2014년 기간에 정점(28.56%)을 기록한 후 2015~2019년 기간(27.99%)에 다소 감소하는 모습을 보인다. 1990년대부터 2000년대 초반까지는 성별 사망률 격차 확대 과정에서 신생물에 의한 사망이 일정한 역할을 담당한 것으로 추정되며, 남성의 신생물에 의한 사망 증가세는 2000년대 이후 크게 둔화되었다. 폐렴 등 호흡계통 질환에 의한 사망은 지속적인 증가세를 보이며, 알츠하이머병을 포함한 신경계통 질환에 의한 사망 또한 꾸준한 증가세를 보인다(특히 여성). 반면

6 한국의 사망력 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

순환계(고혈압, 심장질환, 뇌혈관질환 등)와 소화계(간질환 등) 질환에 의한 사망은 감소 추세를 보인다. 외인사의 구성비는 1990년대에 정점을 기록한 후 감소세를 보이지만, 2015~2019년 기준 9.71%로 여전히 그 비중이 작지 않다. 분류되지 않은 증상이나 징후에 의한 사망의 구성비는 관측 기간 중 1/3 미만으로 많이 감소했지만, 2015~2019년 기준으로 전체 사망 건수의 9% 수준으로 남아 있다.

다음으로 연령별 사망원인의 분포이다. 악성 신생물은 초고령기(예컨대, 80세 이상) 이전 기간에 주된 사망원인으로 기능하는 경향이 강하다. 2015~2019년 기간에 걸쳐 남성은 60대, 여성은 50대에 정점을 기록한 후 감소 패턴을 보인다. 순환계 및 호흡계 질환에 기초한 사망 건수가 차지하는 구성비는 대체로 연령이 증가함에 따라 상승하는 패턴이다. 순환기계 질환에 의한 사망이 연령 증가에 따라 상대적으로 일정한 속도로 증가하는 반면 호흡기계 질환은 초고령기(특히, 남성은 80세 이상)에 가파르게 증가하는 패턴이 관측된다. 외인사의 경우 1983~1989년에 20대의 구성비가 가장 높았지만, 2015~2019년에는 50대의 구성비가 가장 높다. 최근 들어 운수사고에 의한 사망은 70대, 자살은 40대와 50대의 구성비가 높은 패턴을 보인다.

한국 사회가 경험한 사망력 불평등의 추이 분석에서는 1) 전반적인 사망력의 압축과 분산, 2) 교육 수준별 사망력 격차, 3) 지역별 사망력 격차, 4) 사망력 격차의 국제 비교, 5) 건강기대여명과 이환 기간의 격차를 분석하였다.

첫째, 전반적인 사망력의 압축-분산(compression-dispersion)이다. 사망력의 압축-분산은 전체 연령대를 아우른 사망력의 압축-분산 지표인 C50과 고령기 사망력 압축에 초점을 맞추는 SD(M+) 지표를 활용하였다. 1970~2019년 기간에 걸쳐 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령

구간(C50)은 남성 7.86년, 여성 8.62년 단축되었다. 1990년대 이전 기간(특히 1980년대)에는 여성의 사망력 압축 현상이 더 빠르게 진행된 반면, 2000년대 이후에는 여성의 사망력 압축이 상당히 완만한 속도로 진행됨으로써 성별 격차가 감소하는 추세를 보인다. 고령기 사망력 압축-분산을 측정하는 SD(M+) 지표는 C50 지표에 비교해 일관되게 감소하는 추세를 보이지는 않으며, C50 지표에 비해 상대적으로 큰 변동성을 보인다. 전반적으로 특정한 방향성이 존재하는 노년기 이전 사망력 변동에 비해 노년기의 사망력 변동은 상대적으로 전개 양상에서 관측되는 불규칙성이 크다. 한편, SD(M+) 지표는 최빈 사망 연령(M)의 상승이 반드시 노년기 사망력 불평등의 감소를 의미하는 것은 아님을 보여 준다. 그러나 2000년대 이후에는 남녀 모두 최빈 사망 연령(M)이 상승하는 동시에 고령기 사망력의 압축 현상 또한 지속되는 모습을 보인다.

둘째, 교육 수준별 사망력 격차이다. 이 연구에서는 인구동향조사와 인구주택총조사 자료를 활용하여 1985~2015년 기간의 고졸 이하와 대졸 이상의 사망력 격차를 분석하였다. 분석 결과는 최빈 사망 연령(M)에서 관측되는 교육 수준별 차이가 최근으로 올수록 감소하는 패턴을 보여 준다. 교육 수준별 최빈 사망 연령(M) 격차는 남성에서 더 크게 관측되지만, 대졸 이상 집단에서 성별 격차가 축소된 모습을 보인다. 생존 기간의 분산 측정치인 C50과 SD(M+) 지표는 고졸 이하 집단과 비교해 대졸 이상 집단의 사망력이 더욱 압축된 모습을 보이는데, 교육 수준별 사망력 압축 격차는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하다. 사회경제적 지위가 낮은 집단의 생존 기간 최빈값(M)이 작은 동시에 변이(C50, SD(M+)) 또한 큰 점은 생존 기간을 둘러싼 불확실성이 큰 동시에 사회경제적 지위가 낮은 집단의 건강 상태에서 이질성이 더 큼을 시사한다. 최빈 사망 연령 이후의 연령대에도 사회경제적 지위가 낮은 집단의 변이(SD(M+))가 크게 나타나는 현

상은 조기 사망 위험뿐만 아니라 (초)고령기까지 생존한 상황에서도 이들이 직면한 건강 상태의 불확실성이 상당히 큼을 시사한다.

셋째, 지역별 사망률 격차이다. 지역별 사망률의 압축-분산 분석에서는 통계청이 2005년부터 3년 단위로 작성하는 시도별 간이생명표를 보정하여 활용하였다. C50 지표는 2005~2017년 기간에 걸쳐 16개 시도 모두에서 사망률이 지속적으로 압축되어 왔음을 보여 주지만, SD(M+) 지표는 뚜렷한 패턴을 보여 주지 않는다. 광역시도 간 사망률 압축의 차이, 특히 광역시(경기도 포함)와 비광역시도 간 차이가 일부 관측됨에도 불구하고 일관된 패턴을 확인하기가 쉽지 않다. 비록 감소세를 보이지만, 외인사 사망률에서 관측되는 뚜렷한 패턴은 광역시(경기도 포함)와 도 지역 간 격차가 상대적으로 크다는 점이다(특히 남성). 전체 외인사와 마찬가지로 2005~2017년 기간에 걸쳐 감소하는 패턴을 보이지만, 운수사고에서는 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 상당히 크게 나타난다(특히 남성). 반면 외인사 중 자살에서는 남녀 모두 시간의 경과에 따라 일정한 패턴이 관측되지는 않는다. 자살에서도 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 관측되지만(특히 남성), 광역시 내부와 도 지역 내부에서도 변이가 작지 않다.

넷째, 사망률 격차의 국제 비교이다. 이 연구에서는 1970~2019년 기간에 걸쳐 우리나라와 스웨덴, 일본, 프랑스, 미국, 대만의 사망률 패턴을 비교하였다. 우리나라의 기대수명은 1970~2019년 기간에 걸쳐 주요국 중 가장 빠르게 증가하였는데, 비슷한 인구변천을 경험한 대만에 비교하더라도 그 증가세는 매우 가파르다. 감소세를 보이지만, 성별 격차는 주요국에 비해 크게 남아 있다. 전체 연령을 아우른 생존 기간 변이 지표(C50)에서는 비교 대상 국가들에 비해 사망률이 상대적으로 빠르게 압축된 모습을 보인다(특히 여성). 최빈 사망 연령(M) 이상에서 관측되는 변이

지표(SD(M+))에서도 대체로 남녀 모두 비교 대상 국가들보다 빠른 사망력 압축 추세를 보인다. 그러나 C50과 SD(M+) 지표를 비교하면 우리나라는 C50 지표에서 상대적으로 더욱 빠른 사망력 압축 현상을 경험하였다. 이는 우리나라에서 (초)고령기 사망률 감소가 상대적으로 최근의 현상이며, 이에 따라 (초)고령기의 생존 기간 압축 현상은 상대적으로 늦게 시작되었음을 시사한다.

마지막으로, 교육 수준별 건강기대여명 격차이다. 고령화연구패널(KLoSA)을 활용한 다중상태 생명표 모형의 분석 결과는 절대적 생존 기간(전체 기대여명) 차이보다는 건강기대여명(건강 상태 ‘ 좋음’)에서 관측되는 교육 수준별 차이가 더 크게 나타남을 보여 준다. 연령이 증가할수록 교육 수준별 격차는 감소하지만, 교육 수준이 낮을수록 전체 기대여명(total life expectancy)이 짧은 동시에 건강이 좋은 상태(Good)에서 보내는 기간이 짧고, 건강이 나쁜 상태(Poor)에서 보내는 기간이 긴 모습이 관측된다. 시간의 경과(2006~2010년 → 2014~2018년)에 따른 건강기대여명 증가에서 일관된 패턴이 관측되지는 않지만, 교육 수준별 건강기대여명 격차는 대체로 감소한 패턴을 보인다.

3. 결론 및 시사점

첫째, 인구통계 자료의 구축과 정비, 그리고 자료의 질 향상이 이루어져야 한다. 1970년 이후를 대상으로 공표되고 있는 전체 사망률(사망확률) 자료에 상응하는 기초 자료(사망, 연앙인구)의 구축과 정비가 필요하다. 특히 국민 건강에서 어떠한 문제가 있는지를 이해하는 한편, 보건의료 정책과 프로그램을 기획하고, 실행하고, 평가하는 데 매우 중요한 사망원인 통계 자료를 구축 및 정비하고, 사망원인 분류 체계의 정확성을

확보할 수 있는 종합적인 계획을 마련해야 한다. 또한 인구 고령화가 진행됨에 따라 사망 시점에 즈음하여 다양한 만성질환을 동시에 보유한 인구의 비중이 높아진다는 점에서 사망신고서에 기재된 복합사인(multiple cause-of-death) 정보를 체계적으로 코딩하는 한편 이를 활용한 심층적인 분석 또한 필요하다.

둘째, 최근까지의 사망력 변동, 즉 사망 연령의 중심(central tendency)이 고연령대로 이동하는 현상을 반영한 새로운 사망력 지표의 생산과 모니터링이 필요하다. 기대수명 지표가 갖는 효용을 부인할 수는 없지만, 인구 고령화가 심화하는 상황에서 기대수명 측정치는 실제 수명(lifespan)을 과소 추정할 위험이 있다. 우선, 생명표에서 도출되는 기대여명 지표에 추가하여 최빈 사망 연령(M) 지표를 추가로 생산하고 관리할 필요가 있다. 최빈 사망 연령(M)에 기초하여 산출될 수 있는 생존 기간의 변이(분산) 측정치(예컨대, C50, SD(M+))의 생산과 관리의 필요성도 높다.

셋째, 생애 초기 단계의 사망력 변동에 대응하는 정책을 마련해야 한다. 저출산의 영향으로 출생아 수가 크게 감소하고 있지만, 결혼과 출산 연령의 상승으로 인해 저체중 출생아의 비중 또한 지속해서 증가하는 추세를 보인다. 생애 초기 단계의 사망률을 낮추기 위해서는 출생 직후 적기에 이루어지는 치료가 매우 중요하다(예컨대, 신생아집중치료실(NICU: neonatal intensive care unit) 입원과 치료). 신생아에 대한 집중 치료는 생존의 문제뿐만 아니라 생존 후 성인기의 건강에도 영향을 미칠 수 있다는 점에서 적극적인 관심과 정책적 개입이 필요하다(예컨대, 지역사회 의료기관 접근성).

넷째, 청(소)년기를 포함하여 성인기 사망력 변동에 대응하는 정책이 필요하다. 우선, 성인기 외인사 발생에 적극적으로 대응해야 한다. 운수 사고가 뚜렷한 감소세를 보인 것에 비해 자살률의 추이는 그렇지 않다.

전통적으로 자살은 젊은 층(특히 남성)에서 빈번히 발생했지만, 최근 들어 중고령층의 비중도 높아지는 추세를 보인다. 한국 사회처럼 압축적인 성장을 경험한 사회는 상대적 박탈감이나 사회적 고립 같은 사회심리적 기제가 큰 영향을 미칠 개연성이 높다. 더욱이 알코올에 대한 높은 관용도 등 사회적 요인들이 사회심리적 기제와 연계하여 자살 위험을 높일 수 있다는 점에서도 향후 건강 위험 행동에 대한 적극적인 개입이 필요하다. 고령 인구의 증가에 따라 신체적 건강 상태의 변화가 사회적 고립 등의 기제를 통해 정신 건강에 영향을 미칠 개연성도 높아짐에 따라 정신 건강 문제에 대한 조기 진단과 치료, 자살 생각이나 시도를 한 경험이 있는 집단에 대한 관심과 지속적인 모니터링이 필요하다. 성인기 사망률 감소를 위한 가장 근본적인 조치가 노화(aging) 시작 시점의 연기 혹은 노화 진행 속도의 연기라는 점에서 이에 대한 본격적인 검토도 필요하다. 성인기 사망률, 특히 노년기 사망률이 '노년기' 환경에 국한하지 않고 생애 전체에 걸친 누적적 영향을 반영할 개연성을 고려할 때 생애 초기 단계의 사회적/환경적 조건과 고령기 사망률의 연관성을 이해하는 것도 중요하다.

마지막으로, 사회계층별 사망률 격차에 적극적인 관심을 기울여야 한다. 일(직업)이나 소득 같은 다양한 지표에서 관측되는 사회계층별 격차의 현황과 추이를 꾸준히 점검할 필요가 있다. 흡연이나 음주 등과 같은 건강 위험 행동은 사회계층별 사망률 격차를 매개하는 요인이기도 하지만, 노화 과정과도 밀접히 연관되는 요인들이기에 각별한 관심이 필요하다.

주요 용어 : 역학변천, 사망률, 사망원인별 사망률, 건강, 사망 불평등

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구의 배경 및 목적

제2절 연구의 내용 및 구성

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

사망력은 출산력과 함께 인구학적 변화를 초래하는 핵심 요인 중의 하나이다. 기대수명의 괄목할 만한 증가가 지난 세기 동안 인류가 성취한 가장 중요한 업적 중의 하나임은 잘 알려져 있다. 지난 19세기 이후 사망률은 지속해서 감소하는 추세를 보였다. 1950년대 이전에 이루어진 기대수명 증가가 대체로 영유아기의 사망률 감소에 기인한 반면, 20세기 후반 부에는 고령층의 사망률 개선이 기대수명 증가를 주도하였다(Oeppen & Vaupel, 2002, p. 1029). 잘 알려져 있듯이 이러한 사망률 변동은 질병 구조의 변화와도 연계된다. 초기에는 감염성 질환 중심으로 사망률이 감소했지만, 최근의 사망률 감소는 고령층의 주요 사망원인인 심혈관질환을 중심으로 이루어지고 있다(Crimmins, 2015, p. 902).

인간의 생존 기간에 한계가 있는지를 둘러싼 다양한 의견이 제시되지만, 최근까지도 기대수명은 꾸준히 상승 추세를 보인다. Oeppen & Vaupel(2002, p. 1029)의 분석에 의하면, 비록 기대수명을 선도하는 국가는 교체되었음에도 불구하고, 1840년 이후 국가를 가로질러 관측된 기대수명 최고치(best-practice life expectancy)는 선형적으로 증가하는 패턴을 보였다.

이렇게 지난 세기 동안 사망률 변천 과정을 통해 사망률이 급격하게 감소한 반면, 다른 한편으로 사회계층별 차별 사망률 같은 사망률 불평등 현상 또한 지속해서 주목을 받고 있다. 사회계층과 건강에 관한 논의와 마찬가지로 사회계층과 사망의 관계 또한 잘 알려져 있다. 전체 인구를

구성하는 하위 집단별 사망력 격차를 설명할 때 사회계층은 연령과 성별 다음으로 중요한 예측 요인으로 꼽힌다. 다만 사회계층별 사망 불평등 문제가 중요한 이슈이기는 하지만, 사망력에서 관측되는 변이와 관련하여 계층 간 차이보다는 계층 내에서 나타나는 변이가 더욱 크다는 점에도 유의해야 한다(Hoffmann, 2008, p. 59, p. 61).¹⁾

사망력 불평등 논의에서, 생물학적 접근에 비해, 인구사회학적 접근을 강조하는 입장은 기본적으로 사망력 격차의 사회적 기원에 주목한다(Hummer, Rogers, & Eberstein, 1998, p. 556). 비록 계층별 사망력 차이가 생물학적 기초를 가질 수 있음을 배제할 수는 없지만, 기본적으로 사망력 차이는 ‘사회적’ 기제를 통해 나타난다는 것이다(Hoffmann, 2008, p. 59, p. 61).

인구학, 사회학, 역학 등 다양한 분야에서 이루어진 최근까지의 연구들은 사회계층 혹은 사회경제적 지위(SES)에 따른 사망력 차이가 매우 중요한 이슈임을 보여 준다. 그럼에도 사회계층 혹은 사회경제적 지위가 사망력 차이로 이어지는 세부적인 작동 기제와 조건(환경)에 관해 명확히 설명되지 않은 부분이 여전히 많이 남아 있는 상황이다.

특히 고령기에 나타나는 사회적 조건과 사망력의 연관성 분석에서는 생애주기의 다른 단계에 비해 이론적 혹은 분석적 차원에서 추가적인 어려움이 존재한다. 예컨대, 인구학이나 사회학에서는 사회적 조건이 건강과 사망에 미치는 ‘인과적’ 영향을 강조하지만, 고령기에 불가피하게 나타나는 노화(aging) 과정은 역으로 건강이 개인의 사회경제적 지위에 큰 영향을 미칠 수 있다. 다른 연령대에 비해 고령기는 사회경제적 지위에

1) 연령, 성별, 혼인 상태, 지역 등 사망력에서 하위 집단별 변이를 초래하는 다양한 인구사회학적 요인들이 작동함은 물론이거나 이들 인구사회학적 조건이 동일한 집단 내부에서도 생물학적 다양성이 존재한다는 점을 고려할 때 계층별 사망력 불평등이 제거된다고 하여 사망력에서 개인 간 차이가 없어질 것으로 기대할 수는 없다.

관한 논의에서 건강의 역할이 상대적으로 더 커지는 생애과정 단계에 해당한다(Hoffmann, 2008, p. 1).

우리나라의 인구 환경이 선진국 형태로 전환됨에 따라 인구변동(예컨대, 고령화)에서 사망력의 영향이 향후 더 커질 것으로 전망되는 상황이다. 예컨대, 일반적으로 인구변천(demographic transition) 과정의 초기 단계에서는 사망률 감소가 인구 고령화를 억제하지만, 사망률(특히 영유아 사망률)이 상당한 수준까지 낮아진 상황에서는 사망력 변동이 인구 고령화에 큰 영향을 미칠 수 있다. 이는 인구변천의 초기 단계에서는 영유아거나 아동기 사망률 감소가 큰 영향력을 발휘하지만, 인구변천의 후기 단계에서는 고령기 사망률 감소가 사망력 변동을 주도하는 것과 관련이 있다.

사망력에서 나타나는 변화의 정도는, 선진국 혹은 개발도상국 지위를 꾸준히 유지한 국가들에 비해, 우리나라처럼 경제적으로 큰 '변화'를 경험한 국가들에서 클 개연성이 높다. 우선 우리나라의 사례처럼 일반적으로 경제 발전과 맞물려 사망률이 감소하며, 이 과정에서 기존과는 다른 사망력 구조를 경험하게 될 개연성이 높다. 한편 경제 발전은, 전반적인 사망률 감소와 함께, 사회계층별 사망률 불평등 측면에도 큰 영향을 미친다. 일반적으로 경제 발전에 따라 사회 불평등이 확대될 개연성이 높으며, 이에 따라 사회계층별 사망률 불평등 또한 기존과는 큰 차이를 보일 수 있다. 급격한 경제 발전을 이룩한 한국 사회에서도 사회 불평등이 높아졌으며, 최근까지도 사회 양극화 현상은 심화되는 상황이다.

잘 알려져 있듯이 1950~1960년대 기간 중 우리나라는 OECD 국가 중 기대수명(e_0^o)이 가장 낮은 국가 중의 하나였지만, 이후 괄목할 만한 상승 현상을 경험하였다. 예컨대 UN의 세계인구전망(World Population Prospects 2019)에 의하면, 2015~2020년 기준으로 우리나라 여성의

기대수명은 OECD 36개 회원국 중에서 세 번째로 높으며, 남성은 열다섯 번째 수준이다(United Nations, 2021).

과거에 우리나라가 경험한 사망률 감소는 ‘보편성’이 강한 모습으로 전개되었는데 이는 전반적인 생활 수준 및 공중보건 개선에 힘입은 것으로 이해된다. 그러나 ‘영유아기’를 중심으로 한 과거의 사망률 감소와 달리 최근의 기대여명 상승은 ‘고령기’ 사망률 감소에 의해 주도된다. 주지하다시피 고령기의 건강과 사망은 생애에 걸친 기회 구조와 그 속에서의 삶의 경험이 ‘누적된’ 결과이다. 특히 최근까지 한국 사회에서 사회 불평등 및 양극화 현상이 심화되었음을 고려할 때 사망 불평등에 대한 우려는 작지 않다. 이에 따라 사망률 변동과 사망 불평등의 추세와 전개 양상에 대한 종합적인 분석의 필요성이 커지고 있다. 물론 사망 불평등에 내재된 복잡성 증가는 향후 보건 의료 시스템의 조직과 기능 등 다양한 측면에서 정책 과제를 제기할 것이다.

인구변동에서 사망률의 영향이 커지고 있지만, 국내 인구학계에서 사망률 변동에 관한 연구는 상당히 제한적이다. 장기간 지속되는 심각한 저출산(출산력) 문제에 관심이 집중된 관계로 사망률에 대한 인구학적 관심은 부족했다. 사망률에 대한 인구학적 관심 부족과 함께 사망률 분야 자료의 구축과 정비 작업 또한 큰 진전을 보이지 못하고 있다. 사망률 자료를 관리하는 통계청 또한 인력과 예산 제약 등을 이유로 사망률 자료 구축과 정비에서 큰 성과를 거두지 못하고 있다. 인구통계 자료 구축과 관련하여 통계청이 추진한 최근 연구로는 김정석 외(2017)의 연구 정도에 그치고 있다. 다른 한편으로 역사 인구학적 연구들이 시도되고 있지만, 이 또한 자료 제약으로 사망률 변천에 관한 인구학적 연구들(예컨대, 차명수, 2009)은 많지 않다. 전통적인 인구통계 모형(생명표 모형)에 기초한 사망률 분야 연구도 1970~1980년대(권태환, 김태현, 1990)에 한정

된 관계로 기대수명이 급격히 증가한 최근의 상황을 적절히 반영하지 못한다.

사망력에 대한 인구학적 논의가 부족한 상황에서 국내의 사망력 연구는 보건학이나 의학 분야를 중심으로 이루어지는 경향을 보인다. 그러나 보건학이나 의학 분야 연구들이 사망력의 '세부적인' 현상에 초점을 맞추는 관계로 우리나라의 '전반적인' 사망력 변동 추세와 그 특징에 관한 논의는 크게 부족하다.

인구변동에서 사망력의 영향이 커지는 상황에서 이 연구는 1970년대부터 최근까지 한국 사회가 경험한 전반적인 사망력 변화와 사망 불평등에 대한 종합적인 이해를 높이고 이에 기초하여 사망력 변동에 대응한 정책 방향과 과제를 검토한다. 사망력 분야가 인구학은 물론 사회학, 경제학, 보건학, 의학 등 학제 간 교류가 활발한 영역이지만, 이 연구는 인구학적 논의와 방법론(특히, 생명표 모형)을 중심으로 사망력 현상을 분석한다는 점에서 기존 연구들과 차이가 있다.

제2절 연구의 내용 및 구성

이 연구에서 검토하는 내용은 다음과 같다. 첫째, 역학변천이론(epidemiologic transition theory)을 중심으로 사망력 변동의 역사적 전개 과정을 살펴보는 한편, 사망력 변동의 최근 동향과 주요 이슈들을 살펴본다. 인구학에서 역학변천이론은 사망력 변동에 관한 이론적 논의의 중심에 있다. 이 연구에서는 사망력 변동 관련 이슈 중 기대여명의 한계와 증가 속도, 생존 기간의 중심과 분산(압축), 이환과 사망의 관계 및 이환 기간의 압축 문제를 검토한다.

둘째, 공식적인 사망력 자료를 활용할 수 있는 1970년대 이후를 중심으로 우리나라 사망력 변동의 전반적인 추이와 특징을 심층적으로 살펴본다. 현재까지 우리나라의 공식적인 사망력 통계는 1970년대 이후부터 공표되고 있다. 특히 우리나라는 일제 강점기 그리고 해방 후 한국전쟁 경험으로 인해 사망력 변동이 큰 동시에 신뢰할 만한 자료가 부족하다는 문제가 있다. 이 연구는 공식적인 사망력 통계가 제공되는 1970년대 이후의 사망력 변동에 초점을 맞춘다.

셋째, 사회계층별 및 지역별 사망력 격차, 사망력 격차의 국제 비교, 건강기대여명 불평등 등 사망 불평등 현상의 다양한 측면과 전개 양상을 분석한다. 사회계층 혹은 사회경제적 지위를 표상하는 다양한 지표들이 있지만, 이 연구에서는 교육 수준에 기초하여 사회계층별 차별 사망력의 문제를 다룬다. 지역별 사망력 격차는 2005년부터 제공되는 광역시 및 시도 단위 생명표에 초점을 맞추어 분석을 진행한다. ‘사망력’ 불평등의 핵심에 ‘건강’ 불평등 문제가 자리 잡고 있음을 고려하여 ‘사망’과 ‘건강’을 동시에 고려하는 건강기대여명(healthy life expectancy)의 불평등 문제를 검토하는데, 건강기대여명 불평등 또한 교육 수준별 격차에 초점을 맞춘다. 지난 50년 정도의 기간에 걸쳐 한국 사회가 경험한 사망력 불평등의 추이와 특징을 좀 더 명확히 이해하는 방법이 사망력 불평등 현상의 국제 비교이다. 사망력 격차의 국제 비교는 Human Mortality Database(HMD)에 기초하여 주요국과 우리나라의 사망력 변동을 비교 분석한다. 분석 주제별 자료와 분석 방법에 관한 세부적인 내용은 해당 부분에서 소개한다.

마지막으로, 연구 결과를 종합하는 한편 사망력 변동 및 사망 불평등의 전개 양상에 따른 정책 방향과 과제를 간략히 논의한다. 사망력 변동에 대한 이해를 높이기 위해서는 주제별 요약 대신에 전반적인 사망력 변동

을 이해하는 것이 바람직하다는 점에서 연구 결과의 요약은 장별로 진행하는 대신에 마지막 장의 종합 부분에서 일괄적으로 요약하고 시사점을 논의한다.

연구의 내용 및 구성과 관련하여 마지막으로 언급하고자 하는 점은 이 연구에서 검토하는 주제들이 상당히 광범위하다는 것이다. 우리나라 사망률 변동과 불평등 현상을 종합적으로 이해하기 위해서는 불가피하게 사망률의 다양한 측면을 검토할 수밖에 없다. 다른 한편으로 연구 주제의 다양성에도 불구하고 각각의 연구 주제 또한 심층적인 분석이 필요한 측면이 있다.

이 연구에서는 연구의 집중도를 높이기 위하여 이 연구가 초점을 맞추는 주제, 즉 우리나라의 ‘전반적인’ 사망률 변동과 불평등의 추세를 파악하는 데 초점을 맞춘다. 세부 주제별로 다양한 내용을 추가로 검토할 수 있음은 당연하지만, 가능하면 주제별 검토 내용을 간결화하여 단일 보고서 수준에서 우리나라가 과거 50년 정도에 걸쳐 경험한 사망률 변동과 불평등 현상을 압축적으로 정리할 수 있도록 기획하였다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제2장

사망력 변동의 동향과 쟁점

제1절 역학변천이론과 사망력 변동

제2절 사망력 변동의 동향과 주요 쟁점

제 2 장 사망력 변동의 동향과 쟁점

제1절 역학변천이론과 사망력 변동

사망력 변동은 근대화 과정에서 나타난 사회적, 경제적 변동과 밀접히 연계되어 진행된 과정이다. 인구학 이론 중에서 사회적, 경제적 변동 속에서 사망력 변동을 설명하는 대표적인 이론이 역학변천이론이다 (McKeown, 2009; Olshansky & Ault, 1986; Omran, 1971). 이 절에서는 역학변천이론을 중심으로 사망력 변동의 역사적 전개 과정을 간략히 개관한다.

건강과 질병 구조의 변화, 그리고 그 변화가 근대화로 인한 인구학적, 경제적, 사회적 변화와 밀접히 연관되어 있음을 보여 주는 역학변천이론 (epidemiologic transition theory)은 Omran(1971, p. 510)을 통해 본격적으로 시도되었다. 인구학에 기원을 둔 이 이론은 역학 등 다른 분야에서도 잘 알려져 있다. 아래에서 좀 더 자세히 살펴보겠지만, 이 이론은 사망력(기대여명, 사망원인)과 출산력의 변화에 따른 인구학적 파급 효과를 이해하는 데에 유용한 시사점을 줄 수 있다(McKeown, 2009, p. 19S).

기본적으로 역학변천은 건강 및 질병 구조가 초기의 감염병 중심에서 후기의 비감염성 혹은 퇴행성 질환 중심으로 전환되는 과정으로 이론화된다(Proposition II). Omran(1971, pp. 516-517)에 따르면 역학변천은 일반적으로 다음과 같은 연속적인 3단계로 구분된다. 첫째, 감염병과 기근의 시대(Age of Pestilence and Famine)이다. 높은 사망률로 인해 이 단계에서 지속적인 인구 증가는 억제되며, 기대수명은 대략

20~40년 수준에서 변동한다. 이 단계에서 사망의 주된 요인은 감염병, 기근(영양실조), 전쟁 등 이른바 맬서스의 적극적 억제(positive checks)에 해당한다.

둘째, 감염병의 세계적 유행 쇠퇴기(Age of Receding Pandemics)이다. 이 단계에 들어 사망률 감소가 점차 가속화되며, 기대수명 또한 30년에서 50년까지 꾸준히 상승한다. 인구 또한 지속해서 증가한다. 셋째, 퇴행성 및 인조 질환의 시대(Age of Degenerative and Man-Made Diseases)이다. 이 단계에서 사망률은 지속해서 감소하여 낮은 수준에서 안정화된다. 기대수명 또한 50년을 넘어설 때까지 계속 상승한 후 증가세가 둔화한다. 인구 증가에서 출산력이 중요한 요인으로 등장하는 시기가 바로 이 시기이다.

앞의 역학변천 단계 구분에서 볼 수 있듯이 Omran(1971)의 역학변천 이론에서는 사망력이 핵심 요인으로 등장한다(Proposition I). 역학변천이론에서 영유아 및 아동, 그리고 청소년 및 가임기 여성은 건강과 질병 구조에서 가장 급격한 변화를 경험하는 집단으로 논의된다(Proposition III). 이는 이들 인구 집단이 감염병 혹은 결핍성 질환에 기초한 사망에 상대적으로 취약한 것과 관련이 있는 것으로 지적된다(Omran, 1971, p. 521).

한편 역학변천에 관한 일반적인 논의에서 출산력의 역할이 명시적이지는 않지만, Omran(1971, pp. 534-536)의 역학변천이론에서는 사망력과 함께 출산력 변동 또한 역학변천 유형을 분류하는 과정에서 중요한 역할을 한다. 기본적으로 사망력 변동에 이어 출산력의 변화가 뒤따르며 3단계에 걸친 사망과 이환 패턴에서 나타나는 변화가 인구의 연령 구조를 변화시키지만, 사망력 변화를 뒤따르는 출산력 변화 또한 인구의 연령 분포에 영향을 미칠 수 있다.

앞에서 언급했듯이 역학변천이론에서 역학변천을 특징짓는 건강과 질병 패턴의 변화는 근대화 과정의 인구학적, 경제적, 사회적 변동과 밀접히 연계되어 진행된 과정이다(Proposition IV). 기존의 고사망-고출생 구조에서 역학변천으로 인한 사망률 감소는 인구성장의 원동력이 된다. 인구의 연령 구조 또한 영유아 및 모성 사망률 감소와 함께 고연령대로 사망이 집중됨으로써 고령화된다. 한편 모성 사망률 감소가 생물학적 가임 기간 증가로 이어질 수 있지만, 영아 사망률 감소는 수유 기간 증가와 연계되어 출산 간격을 넓힘으로써 출산을 억제하는 효과도 지닌다. 영양 및 위생 개선 같은 사회적, 경제적 발전으로 인한 영유아 생존율의 향상은 희망하는 자녀의 수를 줄이는 효과도 지니며, 피임 기술의 발전은 감소한 희망 자녀 수를 효과적으로 달성할 수 있도록 한다. 역학변천은 또한 사회경제적 변화와도 연계되는데, 사회경제적(영양) 발전 혹은 공중보건(위생)의 개선은 사망과 이환 위험을 낮춤으로써 노동력 인구의 생산이나 생산성 향상과도 연관된다(Omran, 1971, pp. 527-531).

전반적으로 Omran(1971)의 역학변천이론, 특히 3단계의 구분은 1960년대 말까지 전개된 상황을 적절히 반영하는 것으로 평가된다. 물론 역학변천이론의 예외 사례들도 보고된다. 예컨대, 아프리카 및 동유럽 국가들의 사례가 대표적이다(Caselli, Meslé, & Vallin, 2002). 한편 대부분의 서구 국가들에서 심혈관 질환의 감소로 인해 기대여명 증가는 1970년대 초에 다시 가속화된다. 물론 심혈관 질환에 의한 사망률 감소 현상이 나타난 시기와 그 성별 및 연령별 패턴은 국가별로 상이하다(Horiuchi, 1999, pp. 56-58; United Nations, 1982a, p. 23).

이에 대한 반응으로 일군의 연구자들은 역학변천의 네 번째 단계를 논의한 바 있다. 대표적인 것이 Olshansky & Ault(1986, pp. 360-361)의 논의로, 이들은 Omran(1971)의 세 번째 단계에 이어 네 번째 단계로

‘지연된 퇴행성 질환의 시대’(Age of Delayed Degenerative Diseases)를 추가하였다. 이들이 추가한 역학변천의 네 번째 단계는 남녀 모두 비슷한 속도로 사망률이 급격하게 감소하여 고연령대에 사망이 집중되는 특징을 보인다. 사망원인별 사망률의 패턴이 세 번째 단계와 대체로 동일하지만 퇴행성 질환으로 인해 사망의 연령 분포가 점진적으로 고연령대로 이동하는 것이 세 번째 단계와 구분되는 네 번째 단계의 독특한 모습이다. 역학변천의 네 번째 단계와 그 이전 단계의 동질성을 강조하는 Olshansky & Ault(1986)와 달리 Rogers & Hackenberg(1987, p. 234)는 인류가 역학변천의 새로운 단계(hybristic stage)에 진입하는 것으로 진단한다. 이들은 새로운 역학변천 단계에서는 과거와 달리 개인 수준의 행위와 생활방식의 중요성이 점점 커진다고 설명한다.

Olshansky & Ault(1986)와 Rogers & Hackenberg(1987)의 논의는 모두 Omran(1971)의 초기 역학변천이론에 대한 비판의 일환으로 이해할 수 있다. Omran(1971)의 역학변천이론에 대한 또 다른 비판들은 역학변천 단계들(1~3단계) 사이의 시작과 종료 시점을 정의하는 기준이 불분명하다는 점(Mackenbach, 1994, pp. 329-330)과 성별, 인종/민족, 사회계층 등 전체 인구를 구성하는 하위 집단별로 나타나는 차별적인 역학변천 양상에 대한 세부적인 설명이 부족하다는 점이 지적된다(Gaylin & Kates, 1997).

역학변천이론에 대한 관심은 1990년대 이후 건강변천이론(health transition theory)을 통해 다시 활성화된다(Caldwell & Caldwell, 1991; Frenk, Bobadilla, Stern, Frejka, & Lozano, 1991). 기본적으로 건강변천이론에서는 역학변천을 건강변천의 하위 개념으로 이해한다. 예컨대, Caldwell & Caldwell(1991, p. 3)은 건강변천을, 의료적 개입과 소득을 제외하고 건강에 영향을 미치는 문화적, 사회적, 행동적 영향

요인들을 지칭하는 개념으로 사용한다.²⁾

Frenk et al.(1991, p. 23)은 건강변천을 기존의 역학변천, 즉 질병, 장애, 사망 구조의 변화를 포함하는 건강 상태의 장기적 과정과 함께 이러한 역학변천에 대한 조직화된 사회적 반응 양식에서의 변화, 특히 보건 의료 체계에서 나타나는 변화 과정(health care transition)을 포함하는 포괄적인 개념으로 이해한다. 건강에 영향을 미치는 요인들에 초점을 맞춘 Caldwell & Caldwell(1991)에 비해 Frenk et al.(1991, p. 22)은 건강변천이론을 구성하는 요소들로 1) 건강변천의 영향 요인, 2) 건강변천의 작동 기제, 3) 상이한 건강변천 유형을 특징짓는 속성, 4) 건강변천의 결과(파급 효과)를 모두 아우르는 종합적인 이론 체계의 구축을 지향한다.

특히 기존의 역학변천이론이 일방향적(uni-directional) 변천(예컨대, Omran의 1~3단계 변천)을 기술한 것에 비해 건강변천이론은 일방향적 변천 과정을 전제하지 않는다. 건강변천이론은 새로운 유형의 감염병이 출현할 수 있음을 배제하지 않는 동시에 기존에 통제된 감염병이 새롭게 발병하는 것도 가능하다고 본다. 또한 역학변천의 단계를 명확히 구분하지 않고 다양한 단계가 중첩될 수 있다고 전제한다. 이에 따르면 일부 인구 집단에서는 감염성 질환의 감소가 지연되거나 장기간 지속되는 반면 다른 인구 집단에서는 비감염성 질환이 빠른 속도로 확산될 수도 있다(Frenk et al., 1991, p. 34).

전반적으로 건강변천이론이 역학변천이론을 넘어 역학변천의 영향 요인과 작동 기제 및 그 파급 효과를 아우르는 종합적인 수준의 이론화를

2) 물론 Caldwell & Caldwell(1991, p. 3)도 건강변천 연구들이 건강변천 변수들(문화적, 사회적, 행동적 영향 요인들)에 대한 검토를 넘어 의료적 개입이나 소득과의 상호적 관계를 포괄하는 방식으로 분석을 진행할 필요가 있음을 받아들이지만, 건강변천 개념 정의에 이들 변수를 포함하지 않는다.

지향하지만, 현재까지 경험적으로 그 타당성을 평가할 수 있을 정도의 이론화는 진행되지 못하고 있다. 그럼에도 건강변천의 이론화 작업을 위한 기본 구조(분석 틀)를 제공하는 측면에서는 의의가 있다.

건강변천을 둘러싼 논란 중의 하나는 건강변천의 영향 요인에 관한 것이다. 건강변천과 관련하여 1960년대에 대부분의 연구자들은 의료기술의 진보가 건강변천의 핵심 원인이라는 점에 동의하였다. 잘 알려져 있듯이 Thomas McKeown 같은 연구자는, 이러한 주장과는 반대로 19세기 잉글랜드/웨일즈 지역의 인구 증가가 대부분 경제적 및 사회적 조건(위생 및 영양)의 개선에 있음을 주장한다(McKeown & Record, 1962). 그러나 오늘날의 일반적인 견해는 이들 요인만으로 건강변천을 체계적으로 설명하기에는 현실이 매우 복잡한 동시에 다양한 요인들이 개입된다는 점을 지적한다. 초기의 감염병 통제에 기초한 건강변천과 비교할 때 상대적으로 최근의 기대여명 상승 원인은 심혈관계 질환 등 다양한 질환의 감소에 기초하는 관계로 훨씬 더 복잡한 구조를 취한다는 것이다(Meslé & Vallin, 2006, pp. 253-254).

제2절 사망력 변동의 동향과 주요 쟁점

사망력 변동의 동향과 주요 쟁점은 1) 기대수명의 한계와 증가 속도, 2) 생존 기간의 집중과 분산(변이), 3) 이환과 사망의 관계 및 이환 기간의 압축(건강기대여명)을 중심으로 논의한다. 첫째, 기대여명의 한계와 증가 속도이다. 인구학적 관점에서 볼 때 생존 기간의 한계는 다음과 같은 두 가지 차원으로 개념화될 수 있다. 최적의 조건에 있는 개인조차도 넘어설 수 없는 최대 연령(maximum longevity)과 (전체 인구를 구성하는) 모

든 개인이 최적의 건강 상태에서 사망하는 평균 연령(maximum life expectancy)이 바로 그것들이다. 물론 논리 구조상 두 번째 개념, 즉 전체 인구 차원의 최대 기대수명의 한계는 첫 번째 유형의 개념에 의해 조건 지어질 것이다(Vallin & Berlinguer, 2006, p. 96). 현재까지 인구학적 연구는 대체로 두 번째 개념, 즉 기대수명의 한계(maximum life expectancy)에 초점을 맞추어 진행되는 모습을 보이며, 향후 기대수명 추세의 전개 양상에 대한 논의에서 인간의 최대 수명(maximum longevity)이 간접적으로 언급되는 경향이 있다.

인간 기대수명의 한계에 대해서는 다양한 의견이 있다. 미국의 생명표를 분석한 Olshansky, Carnes, & Cassel(1990, p. 637)은 기대수명 85년을 달성하기 위해서는 전체 연령을 아울러 여성 43%, 남성 65%의 사망률 감소가 필요하다고 주장한다. 또한 기대수명 90년에 이르기 위해서는 사망률이 기준 시점 대비 대략 70%, 기대수명 105년에 도달하기 위해서는 90% 수준의 사망률 감소가 필요함을 지적한다(1985년 사망률 기준). 이러한 분석 결과에 기초하여 이들은 인간의 기대수명이 85년을 넘어설 개연성이 매우 낮을 것으로 전망한 바 있다. 반면 기대수명의 한계에 대해 더욱 낙관적인 전망도 제기된다. 프랑스의 과거 20년에 걸친 안정적이고 규칙적인 사망률 추세 정보에 기초한 Vallin & Meslé(2001; Meslé & Vallin, 2006 재인용)의 연구는 21세기 내에 기대수명이 남성 91년, 여성 95년에 도달할 수 있을 것으로 전망한다.

UN의 세계인구전망(World Population Prospects)(예컨대, United Nations, 2021) 자료 등 최근까지 발표된 인구 전망치를 고려할 때 가까운 미래에 기대수명이 한계에 도달할 개연성은 거의 없는 것으로 보인다. 경험적 증거와 함께 인구변동에 영향을 미치는 흡연, 비만, 생의학적, 환경적, 사회적, 경제적 변화에 관한 이론적 논의, 그리고 전문가 의견을 중

합적으로 고려한 연구(Caselli, Drefahl, Luy, & Wegner-Siegmundt, 2013) 또한 당분간 기대여명이 지속해서 증가할 것으로 전망한다. 참고로 인간의 기대수명이 85년을 넘어설 개연성이 크지 않다고 본 Olshansky도 후속 연구에서 기대수명의 한계에 관한 기존 의견을 더는 고수하지 않는다(Olshansky, Carnes, & Désesquelles, 2001).

오히려 현시점에서 논의의 초점은 가까운 미래에 사망률 감소 혹은 기대여명 증가가 어떤 속도로 전개될 것인가로 볼 수 있다(Bell & Miller, 2005; Bongaarts, 2006; Christensen, Doblhammer, Rau, & Vaupel, 2009; Crimmins, 2015; Oeppen & Vaupel, 2002). 기대여명의 한계에 대한 논의뿐만 아니라 기대여명의 증가 속도에 대한 논의도 다양하다.

우선, 상대적으로 느린 수준의 기대수명 증가를 전망하는 논의로 미국 사회보장청(Social Security Administration)에서 진행된 Bell & Miller(2005)의 연구를 들 수 있다. 참고로 사회보장청은 미국의 연금제도(OASDI)를 운영하는 기관이다. Bell & Miller(2005, pp. 56-57, pp. 71-72)는 2000~2050년의 기간 동안 평균적으로 기대수명(e_0^o ; life expectancy at birth)은 10년마다 남성 1.064년, 여성 0.766년, 65세 기준 기대여명은 10년마다 남성 0.602년, 여성 0.488년 증가할 것으로 전망한다.

청(소)년기 사망률 등 노화 과정과 연계되지 않은 사망률(juvenile/background mortality)과 노화 과정과 연계된 사망률(senescent mortality)을 구분하여 기대여명을 전망하는 접근을 사용한 Bongaarts(2006)는 노화 과정과 연계된 사망률의 지속적인 감소 추세를 고려하여 좀 더 낙관적인 전망을 제시한다. Bongaarts(2006, p. 623)의 분석에 의하면 지난 50년(1950~2000년) 동안 노화 과정과 연계된 기대수명

(senescent life expectancy)은 10년마다 1.5년 정도 증가한 것으로 나타난다(남녀 평균). 청(소)년기 사망률 등 노화 과정과 연계되지 않은 사망률이 이미 매우 낮은 수준에 도달한 반면 노화 과정과 연계된 기대여명은 1950년 이후 거의 선형적으로 증가한 점을 고려하여 그는 이러한 추세가 2000~2050년 기간에도 지속될 것으로 전망한다.

이들보다 더욱 낙관적으로 기대수명을 전망하는 논의로 Oeppen & Vaupel(2002)의 연구가 있다. 이들의 접근은 기본적으로 과거 160년(1840~2000년)의 기간에 걸쳐 다양한 국가들을 가로질러 관측되는 기대여명 최고치(best-practice life expectancy)가 선형적인 추세를 보인다는 점에 기초한다. 이러한 점에 착안하여 이들은 향후 수십 년에 걸쳐 기대수명이 10년마다 2.5년 정도 증가할 것임을 전망한다. 이들은 분석 당시 최고 수준의 기대수명이 85세 정도임을 고려할 때 향후 60년 이내에 기대수명 최고치가 100년에 도달할 것임을 전망한다.

Christensen et al.(2009) 또한 Oeppen & Vaupel(2002)과 유사한 시각에 기초한다. 이들은 8개국(덴마크, 독일, 미국, 영국, 이탈리아, 일본, 캐나다, 프랑스)을 대상으로 50세 미만 연령대에서는 2006년의 사망률, 50세 이상 연령대에서는 기간 생명표(period life table) 기준 기대여명이 매년 0.2년 증가하는 수준으로 사망확률이 감소한다는 가정에 기초하여 시뮬레이션을 하였다. 이들의 시뮬레이션 결과는 대부분의 분석 대상 국가들에서 2000~2007년 기간 중 태어난 코호트 성원 중에서 50% 이상이 100세까지 생존할 것임을 전망한다. 참고로 Bell & Miller(2005, p. 121, p. 124)의 코호트 생명표에 의하면 2000년 출생자 중에서 100세까지 생존하는 비중은 남성 4.037%, 여성 8.494%에 그치며, 2010년 출생 코호트의 경우에도 100세까지 생존하는 비중은 남성 4.801%, 여성 9.655%에 불과하다.

상대적으로 최근에 이루어진 연구들(Beltrán-Sánchez, Crimmins, & Finch, 2012, p. 385; Finch, Beltrán-Sánchez, & Crimmins, 2014, p. 183)은 19세기에서 20세기 초에 출생한 코호트(HMD의 9개국 630개 코호트)에서 관측된 연령별 사망률 패턴 분석에 기초하여 상대적으로 덜 낙관적인 기대수명 상승을 전망한다. 이들의 연구는 성인기(40세) 이후의 사망률 감소가 감염성 질환 감소나 영양 개선 등에 기초한 생애 초기 사망률 감소와 밀접하게 연관됨을 보여 준다. 이는 생애 초기 단계에 경험하는 감염성 질환에 노출되는 것이나 영양 결핍 문제가 생애과정을 통해 지속되며, 노화 과정을 통해 그 효과가 발현됨을 의미한다. 다른 한편으로 이들의 분석 결과는 생애 초기 사망률이 낮은 코호트에서 고령기 사망률이 상대적으로 가파르게 상승함으로써 생애 초기 사망률의 수준과 고령기 사망률의 증가 속도 간에 역관계가 존재함을 시사한다. 결국 노화의 진행 속도에서 혁신적인 변화가 나타나지 않는 한 기대수명이 100년을 넘어서기는 쉽지 않을 것임을 전망한다.³⁾ 유사한 맥락에서 Crimmins(2015, p. 908) 또한 대부분의 개인이 95세 이상 생존하기 위해서는, 성인기나 노년기 대신, 생애 초기 단계에서 혁신적인 개입이 필요하다고 주장한다.

향후 기대여명의 증가 속도, 특히 고령기 사망률의 감소 속도를 둘러싼 이견과 마찬가지로 고령기 사망률의 감소 기제 또한 현재까지 잘 알려지지 못한 상황이다. Vaupel(1997, pp. 25-26)은 고령기 사망률이 감소하는 기제와 관련하여 다음과 같이 정리한다. 우선, 인구밀도(population

3) Finch et al.(2014, p. 185)은 고펜체 모형(40~90세)을 사용하여 40세 사망률이 2000년 수준에서 유지될 때 Christensen et al.(2009)의 기대수명 100년에 상응하는 값을 도출하기 위해서는 2000년에 출생한 코호트의 고펜체 기울기가 관측된 기울기에 비해 50% 작아야 함을 보여 준다. 이를 위해서는 노화 속도를 근본적으로 늦추거나 사망률이 가파르게 상승하는 시점을 지연시킬 필요가 있지만, 현재까지의 상황은 획기적인 해결책을 마련하기가 쉽지 않다는 것이다.

density)의 감소이다. 연령이 높아짐에 따라 해당 연령대의 인구밀도가 감소하며(코호트 규모 감소), 이러한 감소한 밀도가 고령층의 생존에 긍정적으로 기여할 수 있다는 가설이다. 이는 고령기의 사망률 개선이 인구 밀도 변화에 따른 허위적(spurious) 관계임을 의미한다. 그러나 인구밀도를 통제한 연구에서도 고령기의 사망률 감소를 보고한다는 점에서 고령기의 사망률 감소를 인구밀도 감소로 귀속시키기는 쉽지 않음이 지적된다. 또 다른 설명 기제는 인구 집단 내부에서 관측되는 이질성(heterogeneity)이다. 기본적으로 연령별 사망률의 패턴은 연령별 사망률의 실질적인 변화와 함께 사망 개연성이 높은 취약한(fragile) 개인들이 조기에 사망함으로 인해 나타나는 고령기 연령 구성(age composition)의 효과를 반영한다. 이 기제는 연령이 높아짐에 따라 '실제' 사망률이 상승할 때도 구성 효과를 통해 연령별 사망률 패턴은 일정하게 유지되거나 심지어 감소하는 모습으로 나타날 수 있음을 시사한다. 그러나 현재까지의 경험적 증거는 고령기의 사망률 감소가 전적으로 인구 집단의 이질적 구성에 따른 허위적 관계를 반영하는 것은 아님을 시사한다. 결국 Vaupel은 고령기 인구 구성 변화에 따른 효과 외에도 건강 행동 등 개인 수준에서 실질적인 사망률 감소가 있음을 지적한다. 물론 고령기 사망률 감소의 어느 정도가 이러한 개인 수준의 '실제' 사망률 감소에 기인하는지를 가늠하기 위한 추가 연구가 필요한 상황이다.

둘째, 생존 기간(lifespan)의 중심 경향(central tendency)과 분산(dispersion)이다. 생존 기간의 절대적 수준 및 그 추세에 관한 논의와 함께 '분포'에 관한 논의도 중요하다. 통상적으로 생존 기간의 분포에 관한 논의는 '불평등'(inequality) 측면에서 검토될 수 있다. 이 연구의 제4장이 여기에 해당한다.

생존 기간의 불평등에 관한 문제는 생존 기간 분포의 '중심'과 '분산'의

측면에서 검토될 수 있다. 과거, 기대여명 격차(life expectancy gap)를 중심으로 사망력 불평등 현상을 살펴보는 것이 일반적이었다. 잘 알려져 있듯이 기대여명은 생존 기간의 평균에 해당하는 지표이다. 비록 생명표의 기대여명이 사망력에 관한 가장 대표적인 중심 측정치이지만, 인간의 생존 기간을 요약하는 지표로서 기대여명이 갖는 한계도 작지 않다. 최근 들어 최빈치(modal age at death)가 빈번히 사용되는 것도 이와 관련이 있다(제4장 참고).

다른 한편으로 중심 경향을 측정하는 지표와 함께 생존 기간에서 관측되는 변이(이질성)도 매우 중요하다.⁴⁾ 특히 고령기 사망률 감소가 주도하는 최근의 사망력 변동에서 생존 기간의 이질성 문제는 매우 중요한 이슈이다. 앞서도 언급했듯이 노년기의 건강과 사망은 노년기의 조건에 국한되는 것이 아니라 생애에 걸쳐 ‘누적된’ 기회 구조와 그 속에서 이루어진 삶의 경험을 반영하는 측면이 있다.

또한 지난 20세기 후반부 이후부터 최근까지 한국 사회에서 사회 불평등 및 양극화 현상이 심화되었음을 고려할 때 ‘사망’ 불평등에 대한 우려가 작지 않다. 일반적으로 경제 발전에 따라 사회 불평등이 확대될 가능성이 높으며, 이에 따라 사회계층별 건강과 사망력 불평등 현상도 기존과는 다른 양상을 보일 수 있다. 급격한 경제 발전을 이룩한 한국 사회에서도 사회 불평등이 높아졌으며, 최근까지도 사회 양극화 현상은 심화되고 있다.

서구 선진국들이 1970년대 이후 경험한 심혈관 질환 치료에서의 진전과 이에 기초한 기대여명의 지속적인 상승의 배경에는 효과적인 보건의료 체계 구축과 기술 발전, 개인의 건강 행동에서의 변화, 특히 건강에 대

4) 물론 뒤에서 좀 더 자세히 논의하겠지만 중심 측정치에서 관측되는 차이를 통해 사망력 불평등을 측정할 수도 있다.

한 개인의 높아진 인식과 적극적인 참여가 있었음이 지적된다(Caselli et al., 2002, p. 28; Rogers & Hackenberg, 1987, p. 234). 또한 역학변천이 동일한 과정이 아니라 사회계층 등 전체 인구를 구성하는 하위 집단 별로 상이하게 전개될 개연성(Gaylin & Kates, 1997)을 고려할 때 최근 까지 급격한 인구변천과 역학변천 과정을 경험한 한국 사회에서 향후 사망력 변동이 (보편성이 강했던) 과거와 같은 추세를 보일 것인지에 대한 검토가 필요하다.

잘 알려져 있듯이 Link & Phelan(1995, p. 80)은 사회계층 혹은 사회경제적 지위(SES)를 건강 악화와 사망을 초래하는 근본 원인(fundamental causes)으로 지적한다. 이들은 질병의 근접 요인들(proximate determinants)에 초점을 맞추는 역학 연구를 비판하며, 건강 유지와 관련하여 중요한 의미를 갖는 자원에 대한 접근을 규정하는 한편 다양한 작동 기제를 통하여 건강과 사망에 영향을 미치는 사회경제적 요인들의 중요성을 강조한다.

최근까지 인구학, 사회학, 역학 등 다양한 분야에서 이루어진 많은 연구는 사회계층 혹은 사회경제적 지위에 따른 건강 및 사망력 차이가 지속적이고도 광범위하게 존재함을 보여 준다. 그럼에도 사회계층 혹은 사회경제적 지위와 건강 및 사망력 불평등을 매개하는 요인들과 기여도 그리고 세부적 작동 기제에 대해서는 명확히 해명되지 않은 부분이 여전히 많이 남아 있는 상황이다(Elo, 2009, p. 564).

사망력 불평등에 관한 인구학적 연구들에서 주요 이슈로 부각된 주제가 바로 생존 기간의 중심과 분산(변이)의 문제이다(Kannisto, 2000, 2001). 앞에서 지속적으로 논의한 기대여명 또한 기본적으로 중심(집중 경향)을 측정하는 대표적인 측정치이다. 그러나 생존 기간의 중심은 중앙값, 최빈치 등 다양한 지표를 통해 측정할 수 있으며, 각 측정치는 상이한

속성을 지닌다.

사망력 논의에서 생존 기간의 분산 문제는 특히 사망력의 압축 (compression of mortality) 현상을 중심으로 논의된다. 이는 또한 생존곡선의 직사각형화(rectangularization of survival curve) 현상과도 밀접히 연관된다. 사망력의 압축 현상과 생존곡선의 직사각형화를 단일 이슈로 다루기도 하지만, 이 연구에서는 Kannisto(2007, p. 112)의 논의를 따라 두 이슈를 구분한다. 참고로 Kannisto(2007)는 사망력의 압축에 관한 지표들을 C형(Compression 표시), 생존곡선의 직사각형화에 관한 지표들을 R형(Rectangularity 표시)으로 구분하여 제시한다. 이론적으로, 생존곡선의 완전한 직사각형화가 이루어지면 사망력도 완전히 압축될 것이다. 그러나 생존곡선이 직사각형에서 벗어날 때도 사망력의 압축 현상은 나타날 수 있다.

Kannisto(2000, p. 2)는 사망 건수의 일정 비율(예컨대, 50%)이 기존에 비해 더 좁은 연령 구간에서 발생할 때 사망력이 압축된다고 정의한다. 사망력의 압축 현상이 어떤 특정 연령(예컨대, 고령기)에 연계되지는 않음을 볼 수 있다. 사망력의 압축은 Fries(1980, pp. 131-132)에 의해 발전된 개념으로 알려진다. 그는 인간의 평균적인 생존 기간이 85년 정도이며, 사망을 초래하는 만성질환 발생의 지연 과정을 통해 최종적으로 사망력의 압축 현상이 나타날 것임을 전망한다. 사망력이 압축됨으로써 생존곡선이 직사각형 형태로 전환되지만, 그는 완전한 형태의 직사각형화는 가능하지 않을 것으로 본다.

사망력의 압축에 관한 기존의 경험적 연구들은 공통적으로 20세기 중반까지 사망력의 압축 현상이 광범위하게 진행되었음을 지적한다(Fries, 1980; Kannisto, 2000, 2001; Wilmoth & Horiuchi, 1999). 이는 특히 영유아 및 모성 사망률의 감소로 인해 사망이 (특정) 고연령대에 집중

되는 것과 관련이 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 사망력의 압축은 생존 곡선(생명표의 l_x 함수)의 직사각형화 현상에서도 관측되며, 해저드곡선(생존곡선의 음(-)의 로그값의 변화율)의 기울기가 가팔라지는 것에서도 관측된다.

그러나 최근의 연구들은 20세기 후반부 이후 새로운 양상이 나타남을 지적한다(Edwards, 2011; Mackenbach, 2013; Moser, Shkolnikov, & Leon, 2005; Wilmoth & Horiuchi, 1999). 예컨대, Edwards (2011)의 연구는 선진국은 물론 전 세계적으로 ‘기대수명’에서의 불평등은 1970년대 이후에도 지속적으로 감소했지만, ‘성인기’(10세 이후) 생존 기간에서의 불평등은, 측정치와 표본에 따라, 일정하게 유지되거나 상승하는 모습을 보인다. 추가로 진행된 생존 기간의 불평등 분해 결과는 국가 내의 불평등이 감소함에 비해 국가 간 불평등 증가가 이러한 현상을 추동하고 있음을 보여 준다.

사망력 분야 연구에서는 기존의 사망력 압축 가설(mortality compression hypothesis)에 대비하여 20세기 중반 이후 제기된 이러한 현상(불평등의 유지 혹은 증가)을 사망력 이동 가설(shifting mortality hypothesis)로 설명하는 경향이 있다. 이 가설은 사망률 스케줄(사망 연령의 분포)이 고연령대로 계속하여 이동하지만 기본적으로 그 형태(shape)는 대체로 일정하게 유지된다고 보는 가설이다(Bongaarts, 2005, 2006; Canudas-Romo, 2008; Sasson, 2016). 통상적으로 이들 연구에서 사망력의 압축은 사망 연령에서 관측되는 변이로 측정되며, 사망 스케줄의 이동은 최빈 사망 연령(modal age at death)을 통해 측정된다.

후속적으로 이 주제를 검토한 연구들은, 국가별 변이에도 불구하고, 최근 들어(일정한 형태를 유지한 채) 사망력 스케줄이 고연령대로 이동하

는 현상이 나타남을 보고한다(Ouellette & Bourbeau, 2011; Janssen & de Beer, 2019; Sasson, 2016). 그러나 속도가 감소하지만, 사망력 압축 현상이 여전히 진행됨을 확인하는 연구도 있다(Kannisto, 2000, 2001; Thatcher, Cheung, Horiuchi, & Robine, 2010). 20세기 중반 이후에도 사망력 압축이 지속되는 것과 관련하여 Kannisto(2001, p. 169)는 전기 고령기에 비해 후기(초) 고령기(예컨대, 80세+)의 생존 기간 연장 과정에서 나타나는 저항(invisible wall)이 증가하는 현상으로 해석한다. 유사한 맥락에서 Thatcher et al.(2010, p. 527)의 분석 또한 사망력 압축을 저지할 정도로 초고령기의 사망률 감소가 빠른 속도로 진행되지 않음을 보여 준다.

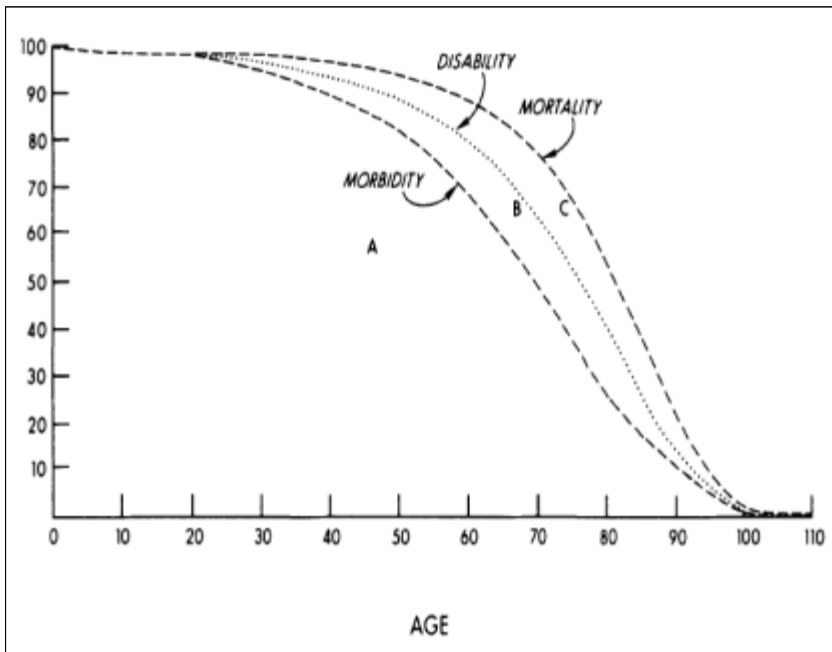
셋째, 이환과 사망의 관계이다. 이환(罹患) 기간의 압축(compression of morbidity) 혹은 건강기대여명(healthy life expectancy)의 추세는 사망력 분야에서 최근 들어 많은 주목 받는 주제 중의 하나이다. 지난 세기 동안 절대적 생존 기간(lifespan)에 해당하는 ‘기대여명’ 증가에 사회적 관심이 집중되었다고 한다면, 최근으로 올수록 정책적 관심은 생존 기간의 건강 상태(healthspan)를 반영하는 ‘건강기대여명’에 초점이 맞추어지고 있다.

비록 이 연구가 사망력에 초점을 맞추지만, 건강(이환) 또한 사망과 밀접히 연관된 현상임에는 의문이 없다. 예컨대, 사고나 자살 같은 조기 사망(premature death)을 제외한다면 일반적으로 이환은 사망에 선행하는 모습을 보인다. 이러한 측면에서 사망 또한 건강 측정치의 일환으로 이해할 수도 있다. 또한 사회계층이 이환과 사망에서 유사한 관계(방향성)를 보임은 잘 알려진 사실이다. 특히 사망력(생존 기간) 변이(압축-분산)에서 관측되는 사회계층별 차이를 매개하는 중요한 요인 중의 하나가 바로 사회계층별 건강 격차라는 점에서 건강(이환)과 사망을 연계한 지표

(건강기대여명)의 분석은 중요한 의미가 있다.

그러나 다른 한편으로 이환과 사망의 과정이 정확히 일치하는 것은 아니다. 건강(이환) 악화와 사망이 일대일의 대응 관계를 보이는 것은 아닌 것이다. 장애나 기능 손상을 초래하는 질환 중에는 주요 사망원인으로 기능하지 않는 경우도 많다. 관절염이나 골다공증, 정서적 혹은 인지적 장애가 여기에 해당하는 대표적인 사례들이다. 반면 암은 주요 사망원인이지만 신체적 기능 손상이나 장애의 주요 원인은 아니다(Crimmins, 2015, p. 904).

[그림 2-1] 이환(morbidity), 장애(disability), 사망(mortality)의 생존곡선



자료: Manton, K. G., & Soldo, B. J. (1985). Dynamics of health changes in the oldest old: New perspectives and evidence. *Milbank Memorial Fund Quarterly-Health and Society*, 6(2). p. 210(Fig. 1).

이러한 논의를 도식적으로 보여 주는 것이 위의 [그림 2-1]이다. 생명표 모형(life table model)에 기초한 이 그림(Manton & Soldo, 1985, p. 210)은 이환, 장애, 사망이 어떠한 관계에 있는지를 보여 준다. 생명표 모형에서 이들 값은 생존 인년 수(number of person-years lived)를 의미하는 ${}_nL_x$ 함수를 사용하여 계산된다. 이 그림에서 이환 생존곡선(MORBIDITY)의 좌측 영역(A)은 전체 생존 기간 중 질병이 없는 기간, 이환 생존곡선과 장애 생존곡선(DISABILITY) 사이의 영역(B)은 질병이 있지만 장애는 없는 기간, 장애 생존곡선과 사망 생존곡선(MORTALITY) 사이의 영역(C)은 사망까지 장애 상태로 보내는 기간에 해당한다.

이환이나 장애가 사망과 밀접하게 연관되어 있지만, 사망 측정치만으로 삶의 질을 적절히 반영하기는 쉽지 않다. 특히 최근의 기대여명 상승 현상이 대체로 고령기 만성질환 사망률의 감소에 기인하므로 전체 인구에서 나타나는 건강 상태의 추세를 해석하기가 쉽지 않다(Crimmins, 2015, pp. 907-908). 지난 20세기 후반부 이후 사회정책 분야에서, 단순히 기대여명(life expectancy) 증가의 문제를 넘어, 이환(장애) 기간의 압축(compression of morbidity/disability) 혹은 건강(활동)기대여명(healthy/active life expectancy)의 추세에 관심이 집중된 이유가 여기에 있다.

감염성 질환의 감소에 기초한 과거의 기대여명 증가는 저연령대의 사망률 하락에 기초함으로써 기본적으로 건강한 상태에서 생존하는 기간을 연장하였다고 볼 수 있다. 반면 현재와 같은 퇴행성 질환의 감소에 기초한 기대여명 증가가 건강한 상태에서 생존하는 기간의 연장을 보장할 수 없다는 점에서 이환(장애) 기간의 압축 문제는 사망과는 구분하여 검토할 필요가 있는 이슈인 것이다.

이환 기간의 압축 논의에서도 다양한 전망이 제기된다. 앞에서 기대수명이 85년 수준에서 한계에 도달할 것으로 전망한 Olshansky et al.(1990)의 논의는 Fries(1980, pp. 131-132, p. 135)의 전망에 기초한다. 앞에서 이미 언급한 바 있지만, Fries는 이상적인 상황에서 인간의 평균 생존 기간이 85년을 중심으로 정규분포 형태를 보일 것으로 추정하며, 만성질환 발생의 지연을 통해 평균 생존 기간(85년)을 중심으로 사망력이 압축된 데 이어 이환 기간 또한 압축될 것으로 전망한다. 반면 미국에서 1970~1990년 기간의 건강기대여명 추세를 분석한 Crimmins & Saito(2001, pp. 1638-1640)의 연구는 현재까지 이환 기간의 축소 문제에서 뚜렷한 성과가 나타나지 않았음을 지적한다.⁵⁾ 이는 기본적으로 사망률 감소 속도를 넘어서는 수준으로 이환 방지(연기)가 이루어지지 못한 것과 관련이 있다.

이환 기간의 압축 혹은 건강기대여명의 확대와 관련하여 다양한 전망치가 제시되는 배경에는 상이한 건강 측정치가 사용되는 것과도 관련이 있다. 건강이 다양한 차원을 갖지만, 건강의 다양한 차원들(예컨대 중증 장애와 경증 장애)이 동일한 방향으로 변화하는 것은 아니다. 또한 다양한 건강 측정치들이 사망과 관련하여 동일한 방식으로 연계되는 것도 아니다(Crimmins, 2015, p. 904).

기대여명이 증가하는 상황에서, 건강한 상태에서 삶을 영위하는 기간(건강기대여명)이 증가하는지를 엄밀히 논의하기 위해서는 건강 측정치에 대한 체계적인 검토가 필요하다. 상이한 건강 측정치를 사용하면 건강기대여명 추정치 또한 달라질 수 있다는 것이다. 예컨대 중증 장애와 경

5) Crimmins & Saito(2001, pp. 1638-1640)의 분석 결과에 의하면 교육 수준이 높은 집단을 중심으로 이환 기간의 압축 현상이 관측된 반면 교육 수준이 낮은 집단에서는 이환 기간이 확대되는 모습이 관측된다. Brown, Hayward, Montez, Hummer, Chiu, & Hidajat(2012)의 연구 또한 유사한 분석 결과를 제시한다.

44 한국의 사망력 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

증 장애를 구분하는 방식과 구분하지 않고 동일하게 장애로 분류하는 방식은 이환 기간의 압축에 대해서 상이한 전망을 내놓을 수 있다.⁶⁾

6) 다만, 서론에서도 언급했듯이 이 연구가 사망 불평등의 다양한 측면을 검토하는 관계로 모든 주제를 대상으로 심층적인 분석을 진행하기 어려운 측면이 있다. 이 연구의 제4장(5절)에서는 특정 분야(예컨대, 만성질환, 장애, 정신건강)에 초점을 맞춘 건강 지표 대신에 '전반적인' 건강 측정치로 주관적 건강(self-rated health) 지표를 사용하여 분석을 진행한다. 다양한 건강 측정치를 사용한 건강기대여명의 산출과 그 함의에 대해서는 별도의 후속 연구가 검토될 필요가 있는 것으로 보인다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제3장

한국의 사망력 변동

제1절 사망력 변동의 추세와 특징

제2절 사망원인별 사망력 변동

제3장 한국의 사망력 변동

제1절 사망력 변동의 추세와 특징

이 장에서는 통계청이 공식적으로 공표하는 사망 통계가 존재하는 1970년대(사망원인 통계는 1980년대) 이후의 자료를 중심으로 대략 50년에 걸친 전반적인 사망력 변동의 추이와 특징을 살펴본다. 다른 인구변동 요인들과 마찬가지로 사망력 변동 또한 매우 복잡한 현상이라는 점에서 소수의 지표로 통해 충분히 이해하기는 쉽지 않다. 사망력 변동의 이러한 특징을 고려하여 이 연구에서는 사망력 변동의 다양한 측면을 두루 검토한다. 다만, 검토 주제의 차이에도 불구하고 사망력 변동의 ‘연령별’ 특징 분석은 공통으로 포함된다.

첫째, 기대여명의 추이와 성별 격차를 살펴보며, 그 기초가 되는 사망률의 연령별 패턴(age pattern of mortality)의 변화를 살펴본다. 둘째, 상대적으로 최근에 개발된 시각화 방법인 렉시스 표면도(Lexis surface plot)를 활용하여 사망력 변동을 기간-연령의 차원에서 시각적으로 살펴본다. 기존의 논의와 달리 이 접근은 3차원 공간에서 사망력 변동을 살펴봄으로써 전반적인 사망력 변동에 대한 이해를 높일 수 있다. 셋째, 연령별 사망률 패턴을 종합하는 지표인 ‘기대수명 변화’에서의 연령별 기여도를 살펴본다. 이를 통해 1970~2019년 기간에 걸친 기대수명 변화를 어떤 연령대가 주도했는지를 살펴본다. 넷째, 시간의 경과에 따른 사망률과 기대여명의 전개 양상에서 매우 중요한 의미를 지닌 주요 연령대(영유아기, 청(소)년기, 노년기)의 사망력 패턴을 좀 더 심층적으로 살펴본다. 마지막으로, 모형 생명표(model life table)를 활용하여 우리나라 사망력

변동의 유형을 검토하여 과거 50년 정도에 걸친 우리나라 사망력 변동의 특징을 확인한다. 참고로 사망력 변동에서 중요한 의미를 갖는 또 다른 주제인 사망원인별 사망력 변동의 세부적인 추세와 특징은 별도의 장에서 검토한다.

1. 기대여명과 연령별 사망률 패턴의 추세

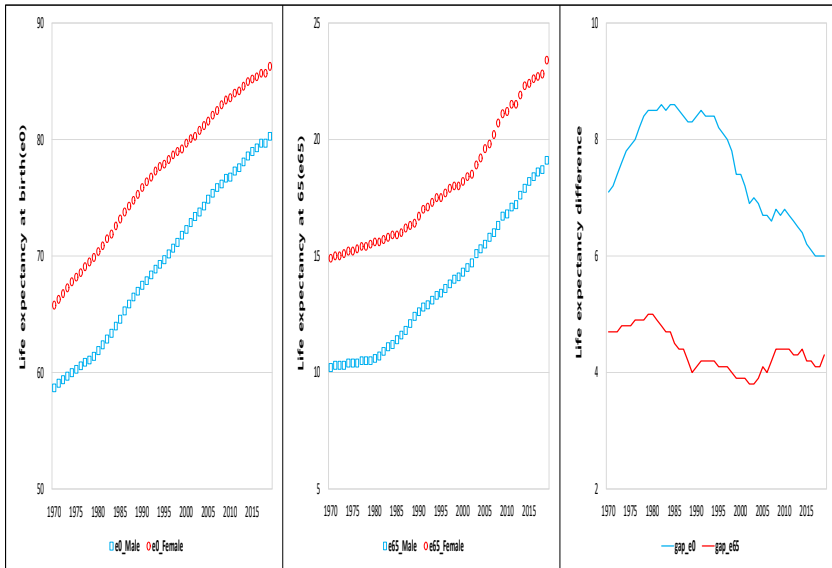
1970년 이후 기대수명(e_0^e ; 0세 기준 기대여명)은 지속해서 상승하였다. 통계청(2021a, 2021c)에 의하면 남성의 기대수명은 1970년 58.7년에서 2019년 80.3년으로 21.6년 증가하였는데, 이는 평균적으로 매년 0.44년 증가한 것에 해당한다. 여성의 기대수명 또한 비슷한 패턴을 보였다. 1970년 65.8년에서 2019년 86.3년으로 해당 기간에 걸쳐 20.5년 증가하였는데, 이는 평균적으로 매년 0.42년 증가한 것에 해당한다.

남녀 모두 기대수명이 과거 반세기에 걸쳐 가파르게 증가하였지만, 시기별 증가 속도에서는 성별로 다소간 차이를 보인다. [그림 3-1]의 좌측에서 볼 수 있듯이 1970년대 동안 남성의 기대수명 증가 추세는 여성에 비해 완만한 모습을 보인다. 이에 따라 [그림 3-1]의 우측에서 확인할 수 있듯이 1970년대는 성별 기대수명 격차가 확대된 시기에 해당한다. 성별 기대수명 격차는 1990년대 중반 이후에 본격적으로 감소하는 추세를 보였는데, 이후 2000년대 후반에 정체된 모습을 보인 후 감소 추세가 지속되고 있다.

기대수명(e_0^e)에 비해 65세 기준 기대여명([그림 3-1]의 중간)의 증가 추세는 상대적으로 늦게 시작되는 모습을 보인다. 이는 사망력 변동에서 영유아기 등 저연령대의 사망률 감소가 상당 부분 진행된 후 고령연대의 사망률이 본격적으로 감소하는 것과 관련이 있다. 통계청(2021a)에 의하

면 남성의 65세 기준 기대여명은 1970년 10.2년에서 2019년 19.1년으로 8.9년 증가하였으며(연평균 0.18년 증가), 여성의 65세 기준 기대여명은 1970년 14.9년에서 2019년 23.4년으로 8.5년 증가하였다(연평균 0.17년 증가). 65세 기준 기대여명에서 관측되는 성별 격차는 1970년대에 다소 증가한 후에 1980년대 동안 감소 추세를 보였으며, 1990년대부터는 등락을 반복하는 모습을 보인다.

[그림 3-1] 출생 시 및 65세 기준 기대여명과 성별 격차 추세: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

기본적으로 기대여명이 해당 연령 구간의 사망률이 집계된 결과라는 점에서 기대여명 변동을 이해하기 위해서는 그 기초가 되는 사망력의 연령별 패턴을 살펴볼 필요가 있다. 여기에서는 1970~2019년에 걸친 연령별 사망률의 전반적 변화 패턴을 살펴본다. 아래의 [그림 3-2]는

1970~1979년, 1980~1989년, 1990~1999년, 2000~2009년, 2010~2019년의 5개 시기로 구분하여 연령별 사망률(m_x)의 연간 감소율(%)의 평균(average annual percentage decline)을 보여 준다. 비록 평균화된 지표이지만, 이를 통해 기간별-연령별로 사망률 감소 속도를 비교하는 것이 가능하다.

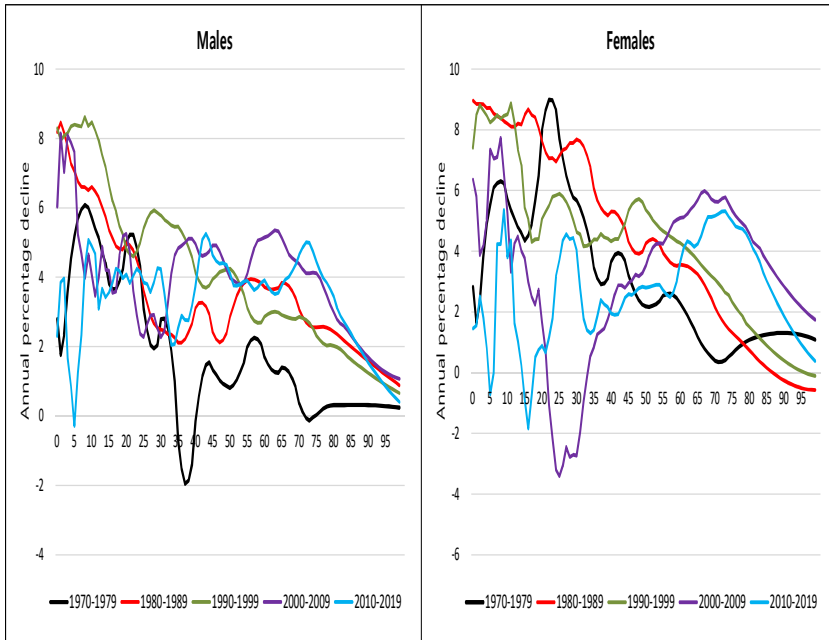
[그림 3-2]에서 볼 수 있듯이 1970~1979년(검은색)은 중고령층의 사망률 개선이 상대적으로 낮은 기간에 해당한다. 남성의 경우 30대 후반 연령대의 사망률이 오히려 악화(증가)된 모습도 관측된다. 반면 여성은 20대 초중반의 사망률 개선(감소)이 두드러지는 모습을 보여 주는데 모성 사망률 감소와도 연관될 수 있는 것으로 추정된다. 사망률 감소(특히 여성)의 이러한 패턴은 1970년대를 감염성 질환이 주도하던 시대에서 만성 질환 혹은 인조 질환이 주도하는 시대로 옮겨가는 전환기로 추정하게 하는 측면이 있다.⁷⁾

1980~1989년(빨간색)의 사망률이 직전 기간에 비해 감소(개선)한 모습을 확인할 수 있지만, 사망률 개선이 연령별로 균일한 속도로 전개되지 않았음을 살펴볼 수 있다. 남성의 경우 30~40대의 사망률이 이전 기간에 비해 크게 개선되었지만, 20대 이하나 50~60대의 감소율에 비해서는 여전히 낮은 수준이다. 반면 해당 기간의 여성 사망률은 연령이 낮을수록 큰 폭의 개선이 이루어짐으로써, 특히 30~40대를 중심으로 사망률 감소율에서 성별 차이가 크게 관측된다. 1990~1999년 기간(황록색)에 남성의 사망률이 지속적으로 감소한 반면 여성의 사망률 감소 폭, 특히 20~30대의 사망률 감소율은 1980~1989년 기간에 미치지 못함을 확인할 수 있다.

7) 이와 관련한 선행 연구들에 대해서는 이 장의 제2절 사망원인별 사망력 변동 부분에서 살펴본다.

[그림 3-2]는 우리나라 사망률 변동에서 2000년대(보라색)에 큰 변화가 나타났음을 보여 준다. 50~70대 사망률 감소율이 10~30대에 비해 높다. 특히 여성의 경우 2000~2009년 기간에 20대 및 30대 초반의 사망률은 악화된 모습을 보인다. 마지막으로 2010~2019년 기간(파란색) 또한 전반적으로 50~70대의 사망률 감소율이 다른 연령대에 비해 높은 모습을 확인할 수 있다. 60~70대 사망률 개선이 남성과 여성을 모두 아울러 2000년대부터 뚜렷이 관측됨에 비해 80대 이상 초고령기 사망률 개선은 2000년대 이후 여성을 중심으로 본격적으로 나타나기 시작하는 것으로 보인다.

[그림 3-2] 성별-기간별-연령별 사망률의 감소 패턴: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

2. 기간별-연령별 사망률 패턴의 시각화

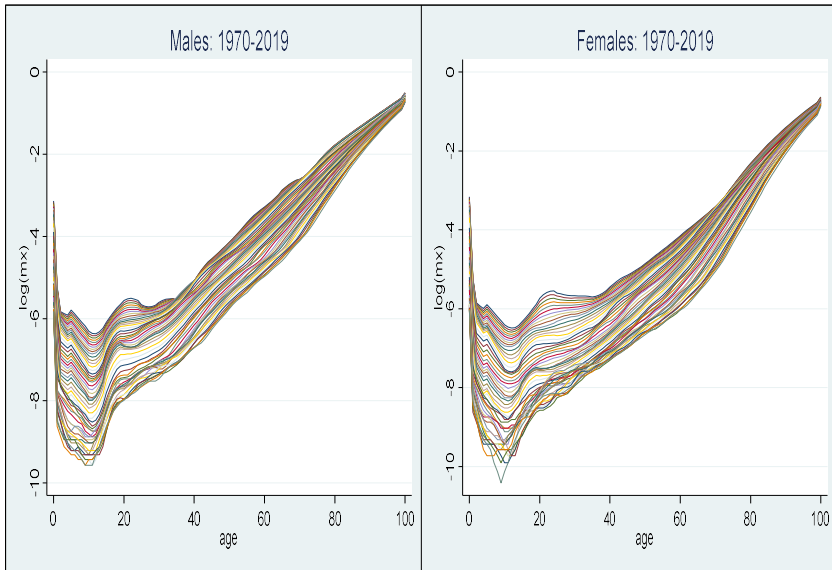
위의 [그림 3-2]에서 볼 수 있는 것과 같이 2차원 공간에서 시간의 경과에 따른 연령별 사망률의 추세를 간단명료하게 이해하기는 쉽지 않다. 이에 대한 대안으로 렉시스(사망률) 표면도(Lexis surface plot)를 통해 시간의 경과에 따른 연령별 사망률의 변화를 효과적으로 살펴볼 수 있다. 시각화에서 표면도(surface plot)가 3차원, 등고선도(contour plot)가 2차원으로 표시되지만, 기본적으로 표면도와 등고선도가 제공하는 정보는 동일하다. 비록 증가 추세에 있기는 하지만, 인구학에서 정보를 3차원으로 제시하는 경우가 많지는 않기에 여기서는 표면도와 등고선도를 엄밀히 구분하지는 않기로 한다.

우선, 사망률 표면도를 통해 시간의 경과에 따른 연령별 사망률의 패턴을 살펴볼 수 있다. 사망률 표면도의 경우 사망률 변동에 대한 시각적 이해를 높이기 위해 사망률은 평활화된(smoothed) 자료를 사용한다. 비록 통계청이 1970~2019년 기간의 사망률 자료를 공개하지만, 현재까지도 사망률 산출의 기초 자료는 제한적으로만 공개되고 있다. 성별 및 연령별 사망 건수 정보가 활용 가능하지 않은 동시에 사망률 산출에 사용되는 연앙인구 자료 또한 1993년부터 추계인구에서 주민등록연앙인구로 변경되었다. 여기에서는 공개된 사망률(m_x) 정보만을 사용하여 평활화 절차를 진행하였다.

전체 기간(1970~2019년)에 걸친 사망 건수(D_x ; event)와 연앙인구(P_x ; exposure) 자료가 활용 가능하다면 연령(age)과 연도(year)를 동시에 고려한 2차원의 평활화 작업을 진행할 수 있지만, 해당 자료를 활용할 수 없는 이 연구에서는 연령별 평활화 작업만을 거친다. 평활화 방법은 가중 벌점 회귀 스플라인(weighted penalized regression splines)

방법을 사용하였다(Hyndman & Ullah, 2007, p. 4945). 참고로 아래의 [그림 3-3]은 통상적으로 많이 활용되는 로그 사망률 그래프(1970~2019년)를 보여 준다. 이 그래프를 통해서 시간의 경과에 따른 사망률 변동의 전반적인 양상을 살펴보는 것은 가능하다. 그러나 시간의 경과에 따른 사망률 감소 추세 외에 대략 50년에 걸친 사망률 변화의 특징을 세부적으로 분석하고 함의를 도출하는 것은 매우 어렵다.

[그림 3-3] 연령별 (로그)사망률 추이: 1970~2019년



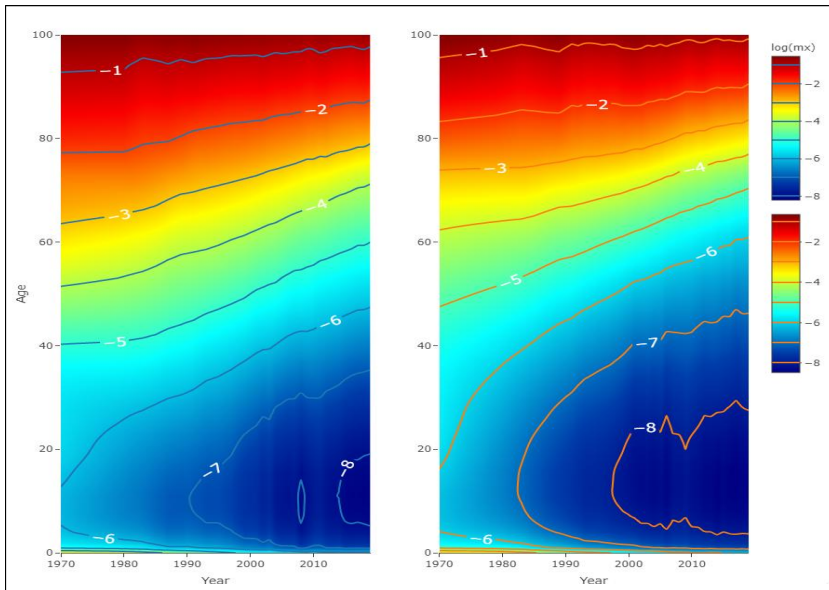
자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

반면 [그림 3-4]는 표면도(등고선도)를 통해 1970~2019년에 걸친 남성과 여성의 로그 사망률($\log(m_x)$)의 추이를 보여 준다. 이 그래프에서 가로축은 기간(1970~2019년), 세로축은 연령(0~100세+)을 표시한다. 이 그래프에서 특정 기간-연령의 (로그)사망률 수준은 다양한 색상을 통

해 구분된다(범례 참고). 로그-사망률의 구체적인 수치 또한 등고선 위에 표시(흰색)되어 있다. 이러한 접근의 장점은 시간-연령에 걸친 색상 변화를 통해 사망률 변동을 압축적으로 이해할 수 있다는 점이다.

남성과 여성을 아울러 시간의 경과에 따라 고사망률을 표시하는 붉은 영역이 고연령대로 축소되고, 저사망률을 표시하는 푸른 영역이 확대되는 모습이 관측된다. 물론 이러한 사망률 감소 추세가 성별 및 연령별로 차이를 보이는 점도 확인된다. 대략 20세 이하 연령대의 사망률 감소 추세가 가장 가파르게 진행됨을 볼 수 있다(짙은 파란색). 여성(우측)의 경우 표면도에서 가장 낮은 사망률 영역(등고선에서 -8로 표기)이 1990년대 말부터 시작되지만, 남성(좌측)은 2010년 이후 본격적으로 시작된다.

[그림 3-4] 사망률(로그값; 남성 좌측; 여성 우측) 표면도: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

사망률 표면도를 활용하여 시간의 경과에 따른 성별 및 연령별 사망률 패턴에서의 변화를 살펴보는 또 다른 방법은 사망률 개선율(rates of mortality improvement)을 살펴보는 것이다. 사망률 개선도를 측정하는 방법으로 여기에서는 Rau, Bohk-Ewald, Muszyńska, & Vaupel(2018)의 방법을 사용한다. 어떤 특정 연도 t , 연령 x 의 사망률을 $m(x, t)$ 라고 할 때 Rau et al.(2018, p. 43)은 연간 사망률 개선율(ρ)을 아래와 같은 방식으로 정의한다.

$$\rho(x, t) = -\Delta m(x, t) = -\log_e \left(\frac{m(x, t)}{m(x, t-1)} \right)$$

위의 사망률 개선식은 시간의 경과에 따라 인구학적 사건들이 연속적으로 발생하는 지수적 인구성장 모형(exponential population growth model)에 그 기초를 두고 있다($P(T) = P(0)e^{r \cdot T}$). 지수적 인구성장 모형을 연간($T=1$) 사망률 개선에 적용하면 $m(x, t) = m(x, t-1)e^{-\rho(x, t)}$ 로 표시할 수 있다. 지수적 인구성장 모형과 달리 위의 사망률 개선 산식에서 음(-)의 부호가 붙은 것은 사망률 개선을 양(+)의 값으로 표시하기 위함이다.⁸⁾

사망률 개선 표면도와 함께 구체적인 수치를 통해 시간의 경과에 따른 사망률 개선을 논의하기도 한다. 참고로, Rau et al.(2018, p. 43)은 사

8) 사망률 개선율의 측정은 다양한 방식으로 가능하다. 위의 사망률 개선 지표가 중앙사망률(${}_n m_x$)에 기초하고 있지만, 사망확률(probability of dying)을 사용할 수도 있다(예컨대, $\rho(x, t) = -\log_e(q(x, t)/q(x, t-1))$). 연속형 시간 모형에서는 ${}_n m_x$ 의 극한값에 해당하는 사망력(force of mortality; $\mu(x, t)$)을 사용할 수 있다. 선행 연구들에서 많이 사용된 또 다른 사망률 개선 지표로는 Kannisto, Lauritsen, Thatcher, & Vaupel(1994, pp. 807-808)의 사망률 개선을 지표가 있다. 연령과 기간(연도)에 걸친 집계화된 사망률을 사용하지만, 이 지표 또한 기본적으로 Rau et al.(2018)의 지표와 동일한 방식으로 사망률 개선을 측정한다.

망률 개선율을 5단계로 구분한다. 좀 더 구체적으로, 이들의 연구에서는 1) 사망률 악화($\rho < -0.5\%$), 2) 사망률 개선 미미($-0.5\% \leq \rho \leq 0.5\%$), 3) 약한 사망률 개선($0.5\% < \rho \leq 2.0\%$), 4) 강한 사망률 개선($2.0\% < \rho \leq 4.0\%$), 5) 매우 강한 사망률 개선으로 분류한다($\rho > 4.0\%$). 참고로 지수적 인구성장 모형에서 도출되는 인구 배가(반가) 기간(doubling/halving time) 산식($t = \ln(2)/r$)을 적용하면 사망률 개선율(ρ)이 0.5%이면 139년 이내에 사망률이 절반 수준 아래로 감소하게 된다. 마찬가지로 사망률 개선율(ρ)이 2%이면 대략 35년, 사망률 개선율(ρ)이 4%이면 대략 17년 만에 사망률이 절반 수준으로 감소하게 되는 구조이다.

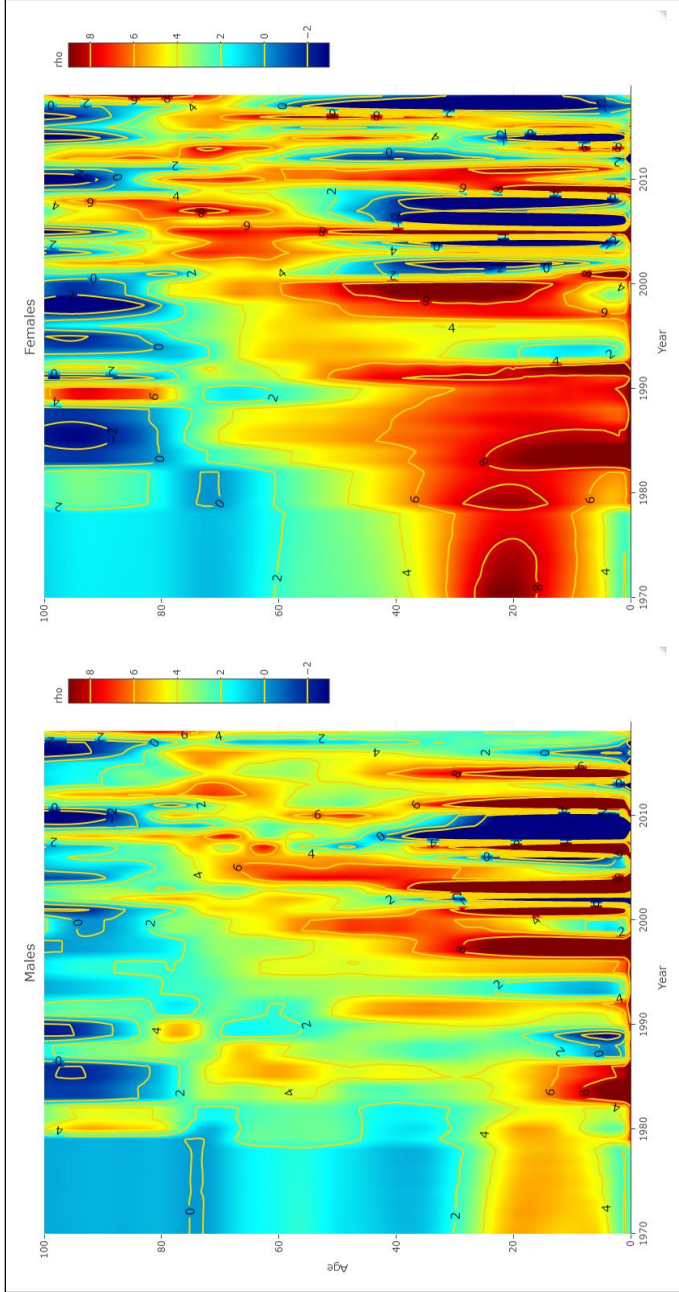
[그림 3-5]는 1970~2019년에 걸친 사망률 개선(남성 좌측; 여성 우측) 표면도를 보여 주며, <표 3-1>은 해당 기간의 성별 및 연령별 사망률 개선율의 평균을 보여 준다. 시기(기간)별로 사망률 개선 패턴을 살펴보면 1970년대에는 남녀 모두 10대 및 20대 초반의 사망률 개선율이 높다. 여성의 경우 30대까지 높은 개선율을 보였음을 확인할 수 있는데, 특히 20세 전후를 중심으로 여성의 사망률 개선율이 높은 모습을 보인다. 앞에서 언급한 바 있지만, 이는 한국 사회에서 진행된 역학변천의 영향을 반영하는 현상으로 해석해 볼 수 있다. 1980년대(중반)에는 남녀 모두 영유아 사망률 개선이 뚜렷하게 관측된다. 그러나 전반적으로 1980년대의 경우 30대 이하 여성의 사망률 개선이 남성을 크게 넘어섬으로써 성별 격차의 확대를 시사한다.

1990년대에 접어들면서 여성의 경우 강한 수준의 사망률 개선($\rho > 4.0\%$)은 대략 60대 초반 연령 구간까지 크게 확대되는 모습을 보인다. 남성의 경우 대체로 50대 이하 연령 구간의 사망률 개선이 상대적으로 높게 형성됨을 확인할 수 있다(<표 3-1> 참고). 다만, 1980~1989년 기간에 비해 여성의 사망률 개선이 상대적으로 둔화된 모습을 보인다(<표 3-1>

참고).

앞의 [그림 3-2]와 관련하여 언급한 것처럼 2000년대에 들어서는 기존과는 상이한 패턴이 관측되기 시작한다. 고령기 사망률 개선과 관련하여 남성은 60세 전후, 여성은 70세 전후의 사망률 개선이 두드러진 모습을 확인할 수 있다. 2010년대에는 남녀 모두 70대의 사망률 개선율이 높게 형성됨을 살펴볼 수 있다. 여성의 경우 2000년대 들어 젊은 연령대의 사망률 개선율이 상당히 낮은 수준에 머물고 있음을 볼 수 있다. 이는 해당 연령대의 사망률이 이미 상당히 낮은 수준까지 개선된 상황을 반영하는 측면이 있다. 현재까지 남녀 모두 60~70대에 비해 80대 이상 초고령기 사망률 개선율이 상대적으로 낮다. 다만, 기간별 변동 폭이 작지 않음에도 2000년대 이후 여성을 중심으로 80대 이상 초고령기 사망률 개선 현상이 본격적으로 나타나기 시작함을 확인할 수 있다.

[그림 3-5] 사망률 개선(남성 좌측; 여성 우측) 표면도: 1970~2019년



자료: 통계청 (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물~주제별-보건-생명표데이터파일. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

〈표 3-1〉 성별-기간별 사망률 개선(평균) 수준

연령	남성					여성				
	1970년 1979년	1980년 1989년	1990년 1999년	2000년 2009년	2010년 2019년	1970년 1979년	1980년 1989년	1990년 1999년	2000년 2009년	2010년 2019년
0	2.85	8.67	8.91	6.36	2.26	2.87	9.50	7.83	6.69	1.53
1	2.79	5.22	5.75	5.54	3.67	2.86	7.47	5.79	2.37	1.58
5	4.63	4.77	5.20	5.14	4.12	5.13	7.60	5.43	.42	1.70
10	5.19	4.74	5.23	4.90	4.29	6.73	7.95	5.46	-.48	1.85
15	5.44	4.54	5.32	4.73	4.34	7.94	8.07	5.58	-.78	1.99
20	4.72	3.98	5.32	4.62	4.34	8.26	7.85	5.69	-.68	2.09
25	2.94	3.24	5.22	4.55	4.31	7.26	7.36	5.75	-.25	2.16
30	1.26	2.70	5.01	4.50	4.26	5.68	6.73	5.77	.45	2.19
35	.43	2.51	4.75	4.49	4.22	4.32	6.06	5.77	1.36	2.30
40	.56	2.64	4.44	4.45	4.15	3.46	5.46	5.69	2.33	2.48
45	1.00	2.99	4.07	4.44	3.96	2.96	4.95	5.50	3.28	2.76
50	1.48	3.45	3.65	4.66	3.85	2.65	4.48	5.18	4.24	3.21
55	1.85	3.80	3.22	4.94	3.75	2.32	4.00	4.67	4.99	3.75
60	1.59	3.89	3.04	5.19	4.03	1.68	3.45	4.14	5.67	4.44
65	1.08	3.58	2.91	4.83	4.43	0.87	2.72	3.49	5.89	5.01
70	.15	2.88	2.69	4.46	4.85	0.49	1.85	2.85	5.89	5.28
75	.15	2.57	2.22	3.65	4.09	0.81	1.10	2.00	5.13	4.84
80	.35	2.33	1.90	2.79	3.03	1.20	.49	1.29	4.36	3.97
85	.30	1.86	1.49	2.10	2.10	1.28	.01	.75	3.43	2.66
90	.32	1.49	1.11	1.53	1.30	1.33	-.35	.31	2.62	1.54
95	.25	1.06	.79	1.19	.69	1.16	-.50	.04	2.00	.74
100+	.22	.74	.52	.97	.25	.93	-.50	-.10	1.48	.19

주: 사망률 연간 개선율(ρ) 산식은 본문 참고

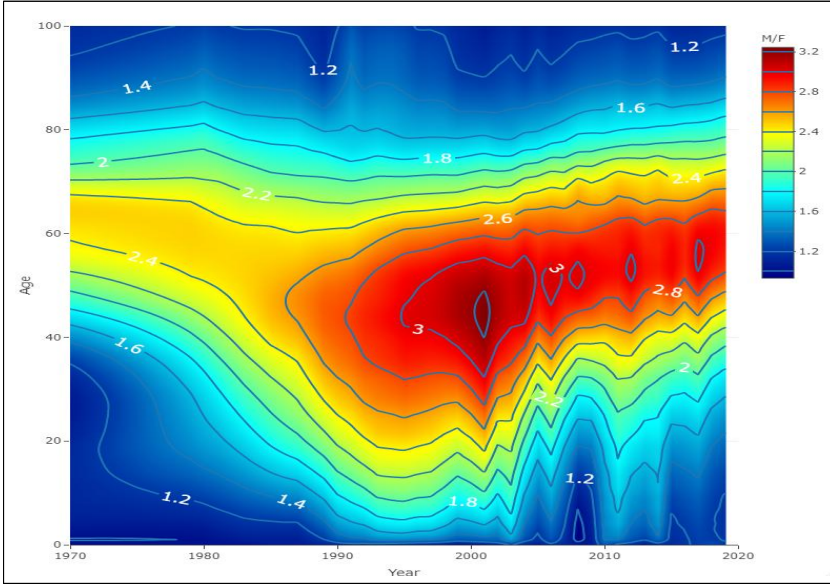
자료: 통계청, (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

앞에서는 1970~2019년 기간에 관측된 사망률 개선의 패턴을 살펴보고 있는데, 성별로 상당히 다른 패턴이 나타남을 살펴볼 수 있었다. 아래에서는 사망률에서의 성별 격차가 어떤 양상으로 전개되었는지에 초점을 맞추어 살펴본다. 참고로 연령 및 기간에 걸친 사망률의 성비(m_x^M/m_x^F) 패턴을 보면 어느 정도 인구변천과의 관계를 볼 수 있다. 우리나라의 인구변천이 대략 1980년대 중반경에 마무리된 점을 고려할 때(김두섭, 2002, p. 59) 본 연구의 분석 대상 기간 중 1970년대는 인구변천이 진행 중인 기간에 해당한다.

인구변천과 맞물려 역학변천 또한 진행되는데 역학변천 과정을 통한 사망률 감소는 영유아 및 아동 그리고 재생산기 여성에서 특히 강하게 진행되는 것으로 논의된다(Omran, 1971, p. 521). [그림 3-6]의 1970년대에 30대 이하 연령대에서 관측되는 상대적으로 낮은 사망률 성비(짙은 파란색)는 역학변천의 이러한 특성을 반영하는 패턴으로 해석해 볼 수 있다. 1970년대의 사망률 성비는 50~70대에서 상대적으로 높다. 그러나 역학변천이 마무리되어 사망률이 낮아지는 상황에서는 사망률에서의 성비가 증가할 것임을 기대할 수 있다. 1980년대에 나타나는 패턴이 바로 이를 시사한다.

[그림 3-6]은 특히 1990년대 중반에 사망률 성비가 정점을 이루고 있음을 보여 준다. 여성과 비교한 남성의 높은 사망률은 30~50대 구간에서 두드러짐을 확인할 수 있다. 이러한 남성의 초과 사망률 현상은 2000년대 초반 이후에 본격적으로 감소하는 패턴을 보여 준다. 특히 2000년대 후반에 사망률 성비가 상대적으로 크게 감소한 모습을 확인할 수 있다. 동시에 [그림 3-6]은 사망률 성비가 높게 형성되는 연령층이 점차 높아지는 모습을 보여 준다. 예컨대, 2010년대에는 사망률 성비는 50대를 중심으로 정점을 이룬다.

[그림 3-6] 연령별 사망률 성비(남성/여성) 표면도: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

3. 기대수명 변화의 연령별 기여도

기대수명은 사망률 분야에서 가장 널리 알려진 측정치이다. 수리적으로 볼 때 기대수명은 연령별 사망률 패턴을 종합한 지표에 해당한다. 그러나 기대수명 산출 과정에서 모든 연령별 사망률이 동일한 가중치를 갖는 것은 아니기에 기대수명 변화에서 어떤 연령대의 사망률 변화가 상대적으로 큰 기여를 했는지를 직관적으로 이해하기는 쉽지 않다. 이러한 점에서 이 소절에서는 인구학적 분해 방법을 사용하여 1970~2019년 기간에 나타난 기대수명 변화의 연령별 기여도를 살펴본다. 물론 이러한 기대수명 증가 혹은 기대수명에서 관측되는 연령별 기여도 변화는 더욱 근본적으로 사망원인 구조에서의 변화를 수반한다고 볼 수 있다(김정근,

1989, p. 12; Horiuchi, 1999, p. 54). 사망원인 통계 자료상의 제약이 있지만, 사인 구조의 변화에 대해서는 이 장의 제2절에서 간략히 살펴보기로 한다.

이 연구에서는 Arriaga 분해 방법(Arriaga, 1984, pp. 87-89; Preston, Heuveline, & Guillot, 2001, pp. 64-65)을 사용하여 1970~2019년 기간의 기대수명 증가의 연령별 기여도를 살펴본다. Arriaga 분해 방법은 아래에서 살펴보는 것과 같이 전통적인 생명표 자료에 쉽게 적용할 수 있다(Preston et al., 2001, p. 64). 참고로 아래의 분해 절차는 기대수명(life expectancy at birth) 차이에 대한 분해이다. 만일 0세(기대수명) 대신 a 세 기준 기대여명 차이를 분해하기 위해서는 관련 산식에서 l_0 를 l_a 로 대체하면 된다.

아래의 산식이 Arriaga 분해식이다. 여기에서 ${}_n\Delta_x$ 는 $[x, x+n)$ 연령 구간의 사망률 변화가 기대수명에서 초래하는 총효과를 표시한다. 분해식 오른쪽 첫 번째 항이 사망률 변화의 직접 효과(direct effect), 두 번째 항이 간접 효과(indirect effect)와 상호작용 효과(interaction effect)의 합을 표시한다.

$${}_n\Delta_x = \frac{l_x^1}{l_0^1} \left(\frac{{}_nL_x^2}{l_x^2} - \frac{{}_nL_x^1}{l_x^1} \right) + \frac{T_{x+n}^2}{l_0^1} \left(\frac{l_x^1}{l_x^2} - \frac{l_{x+n}^1}{l_{x+n}^2} \right)$$

직접 효과는 $[x, x+n)$ 연령 구간의 생존 인년(人年) 수(number of person-years lived) 변화로 인한 기대수명 변화량을 의미하며, 간접 효과와 상호작용 효과는 $[x, x+n)$ 연령 구간의 사망률 감소로 인해 $x+n$ 세까지 '추가적으로' 생존한 개인들에 의한 생존 인년 수 변화가 기대수명에 미친 효과를 의미한다. 간접 효과는 $x+n$ 세 이후의 사망률이 과거

와 동일한 상태에서 추가되는 기대수명에서의 변화를, 상호작용 효과는 $x+n$ 세 이후의 사망률 변화로 인해 나타나는 기대수명에서의 변화를 의미한다. 상한 연령 구간(open-ended age interval)에서는 직접 효과만이 발생하는데, 아래와 같은 방식으로 산출 가능하다.

$${}_{\infty}\Delta_x = \frac{l_x^1}{l_0^1} \left(\frac{T_x^2}{l_x^2} - \frac{T_x^1}{l_x^1} \right)$$

<표 3-2>~<표 3-3>은 1970~2019년 전체 및 하위 기간별로 구분하여 산출한 남성과 여성의 기대수명 변화의 연령별 기여도를 분해한 결과이며(절대적 및 상대적 기여도), [그림 3-7]은 이를 시각적으로 나타낸 것이다(백분비 기준). <표 3-2>와 <표 3-3>의 연령은 간이생명표의 양식을 따라 5세 단위로 구분하였다(5세 미만은 0세와 1~4세로 구분).

1970~2019년에 걸쳐 남성의 기대수명은 21.53년, 여성의 기대수명은 20.49년 증가하였다.⁹⁾ 백분비 기준으로 연령별 기여도를 살펴보면 남녀 모두 0세 사망률 감소가 기대수명 증가에 가장 크게 기여한 것으로 나타난다(남성 14.53%, 여성 16.29%). 전반적으로 10~30대 연령 구간의 기여도가 낮은 모습을 확인할 수 있으며, 남성은 50~60대, 여성은 50~70대의 사망률 감소가 기대수명 증가에 상대적으로 크게 기여하였음을 살펴볼 수 있다.

물론 이러한 기여도 분해 결과는 1970~2019년 전체 기간에 걸친 기대수명 증가와 관련된다. 하위 기간별로 연령별 기여도는 차이를 보일 수 있는 것이다. [그림 3-7]에서 하위 기간별로 구분하여 기대수명 증가에

9) 이는 통계청이 공표하는 기대수명에서 직접 계산한 것이 아니라 연령별 기여도를 합산한 값이다.

대한 연령대별 기여도의 전반적 패턴을 확인할 수 있다. 1970~1979년 기간(1970년 → 1979년)에도 남녀 모두 0세의 기여도가 가장 높다(남성 21.78%, 여성 16.21%). 그러나 다른 연령 구간에서는 기여도가 성별로 다소 큰 차이를 보인다. 상대적으로 5~9세, 20~24세의 기여도가 남녀 모두 높지만, 남성의 경우 35~39세 구간의 기여도는 음(-)의 값을 갖는다. 이는 앞의 [그림 3-2]에서 1970~1979년 동안 30대 후반 남성의 사망률이 악화된 것과 동일한 맥락이다. 50~60대 구간의 기여도는 남성에서 더 높은 반면, 70대 이상 연령대의 기여도는 여성에서 더 높게 관측된다.

1980~1989년 기간에 걸친 기대수명 증가의 연령대별 기여도 분석 결과는 상대적으로 여성에서 0세의 기여도가 크게 높아진 모습을 확인할 수 있다(남성 21.41%, 여성 26.25%). 전반적으로 여성의 경우 40대 이하 연령대의 기여도가 상대적으로 높은 반면 남성은 여성에 비해 50~60대의 기여도가 더 높은 모습을 보인다.

1990년도 이후에 관측되는 기대수명 증가에 대한 연령별 기여도 패턴은 남녀 모두 유사한 패턴을 보인다. 다만 남성에 비해 여성의 경우 상대적으로 고연령대의 기여도가 높은 패턴을 보인다. 특히 2000년대 이후에는 이전 기간에 비해 고연령대의 기여도가 크게 높아진 반면 0세의 기여도가 크게 낮아진 모습을 확인할 수 있다.

앞에서 1970~2019년에 걸쳐 남성은 50~60대, 여성은 50~70대의 사망률 감소가 기대수명 증가에 상대적으로 크게 기여하였음을 살펴보았는데, 이는 1990년대 이후, 특히 2000년대 이후의 사망력 변화와 관련됨을 시사한다. 2000년대 이후 영유아 사망률이 상당한 수준으로 낮아졌음을 고려할 때 향후 기대수명 증가에서 고연령대의 기여도는 지속적으로 증가할 것임을 전망하게 한다.

〈표 3-2〉 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도: 남성

연령	1970~2019년		1970~1979년		1980~1989년		1990~1999년		2000~2009년		2010~2019년	
	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%
0	3.13	14.53	.58	21.78	1.10	21.41	.51	11.97	.19	4.48	.06	1.74
1	.98	4.55	.18	6.62	.34	6.61	.16	3.71	.08	1.79	.02	.66
5	.84	3.91	.28	10.49	.19	3.76	.12	2.84	.04	.96	.01	.42
10	.54	2.51	.16	6.13	.12	2.39	.08	1.93	.03	.60	.02	.48
15	.76	3.53	.19	7.01	.17	3.37	.14	3.21	.06	1.45	.04	1.10
20	.94	4.36	.28	10.53	.18	3.59	.13	3.02	.07	1.66	.05	1.55
25	.67	3.13	.11	4.15	.12	2.39	.17	4.01	.06	1.39	.06	1.77
30	.68	3.16	.10	3.93	.10	2.05	.19	4.47	.09	2.02	.05	1.54
35	.63	2.92	-.08	-2.96	.14	2.64	.23	5.40	.16	3.64	.06	1.84
40	1.06	4.91	.07	2.65	.23	4.48	.23	5.36	.21	4.92	.15	4.36
45	1.36	6.34	.10	3.62	.21	4.14	.33	7.70	.28	6.51	.19	5.67
50	1.67	7.74	.12	4.56	.36	7.06	.36	8.32	.29	6.74	.22	6.47
55	2.02	9.39	.26	9.54	.44	8.62	.29	6.68	.42	9.65	.26	7.68
60	2.00	9.28	.16	6.17	.44	8.66	.34	7.91	.54	12.43	.29	8.57
65	1.82	8.47	.13	4.76	.42	8.22	.34	7.87	.54	12.51	.39	11.30
70	1.20	5.58	.00	.19	.26	5.13	.31	7.28	.51	11.80	.54	15.80
75	.79	3.65	.01	.35	.17	3.35	.20	4.57	.41	9.52	.48	14.11
80	.33	1.55	.01	.33	.08	1.56	.11	2.58	.22	5.13	.32	9.27
85	.09	.40	.00	.12	.02	.46	.04	.92	.09	2.14	.15	4.28
90	.01	.07	.00	.03	.00	.09	.01	.22	.02	.57	.04	1.20
95	.00	.01	.00	.00	.00	.01	.00	.03	.00	.10	.01	.17
100+	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.01	.00	.01
합계	21.53	100	2.67	100	5.12	100	4.30	100	4.34	100	3.43	100

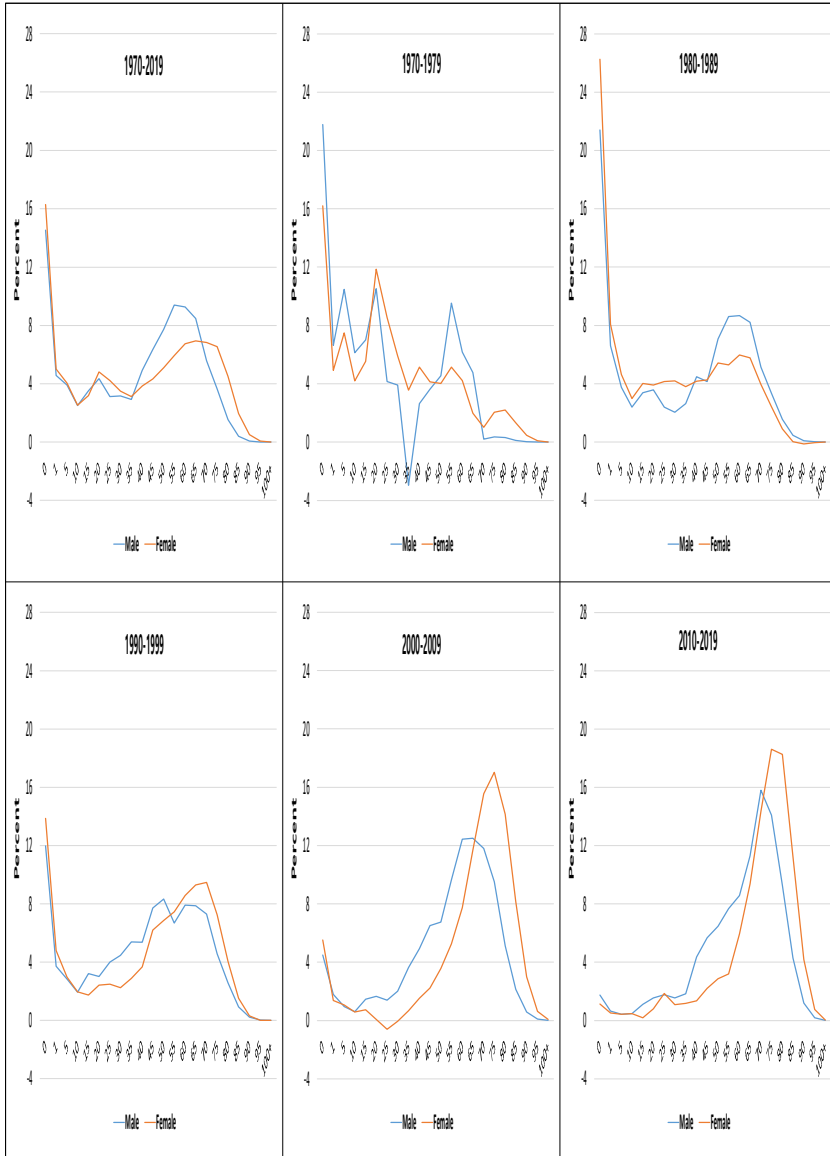
자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

〈표 3-3〉 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도: 여성

연령	1970~2019년		1970~1979년		1980~1989년		1990~1999년		2000~2009년		2010~2019년	
	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%	$n \Delta_x$	%
0	3.34	16.29	.66	16.21	1.29	26.25	.47	13.87	.21	5.51	.03	1.13
1	1.03	5.01	.20	4.93	.40	8.07	.16	4.80	.05	1.38	.01	.51
5	.83	4.04	.30	7.49	.23	4.63	.10	2.97	.04	1.07	.01	.41
10	.52	2.54	.17	4.21	.15	2.98	.07	1.96	.02	.58	.01	.47
15	.66	3.20	.22	5.52	.20	4.03	.06	1.72	.03	.74	.00	.18
20	.99	4.82	.48	11.85	.19	3.91	.08	2.42	.00	.07	.02	.79
25	.86	4.20	.35	8.54	.20	4.14	.08	2.50	-.02	-.62	.05	1.85
30	.71	3.49	.24	5.91	.21	4.21	.08	2.24	.00	-.06	.03	1.08
35	.64	3.11	.14	3.56	.19	3.81	.10	2.88	.02	.67	.03	1.16
40	.79	3.85	.21	5.13	.20	4.16	.12	3.67	.06	1.53	.04	1.36
45	.88	4.32	.17	4.13	.21	4.25	.21	6.19	.08	2.23	.06	2.20
50	1.04	5.08	.16	4.03	.27	5.43	.23	6.86	.13	3.58	.08	2.87
55	1.22	5.94	.21	5.13	.26	5.29	.25	7.45	.20	5.26	.08	3.18
60	1.38	6.74	.17	4.23	.29	5.97	.29	8.57	.29	7.75	.16	5.95
65	1.42	6.93	.08	1.98	.28	5.78	.31	9.30	.44	11.70	.25	9.37
70	1.40	6.84	.04	1.01	.19	3.95	.32	9.47	.58	15.56	.38	14.36
75	1.34	6.55	.08	2.05	.12	2.42	.24	7.25	.63	17.03	.50	18.60
80	.93	4.52	.09	2.20	.04	.90	.14	4.04	.53	14.15	.49	18.27
85	.40	1.95	.05	1.32	.00	.02	.05	1.52	.30	8.17	.30	11.26
90	.10	.50	.02	.47	-.01	-.13	.01	.30	.11	3.00	.11	4.19
95	.01	.07	.00	.09	.00	-.05	.00	.01	.02	.63	.02	.76
100+	.00	.01	.00	.01	.00	-.01	.00	.00	.00	.07	.00	.04
합계	20.49	100	4.04	100	4.90	100	3.37	100	3.72	100	2.67	100

자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

[그림 3-7] 전체 및 기간별 기대수명 증가의 연령별 기여도(%): 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

4. 생애 주요 연령대의 사망력 패턴

앞에서 사망력의 연령별 패턴에 대해 살펴보았지만, 기대수명 추세와 관련하여 중요한 의미를 갖는 주요 연령 집단별 사망력 추이를 좀 더 심층적으로 살펴보는 것도 의미가 있다. 연령별 사망력 패턴과 기대수명 추이에 중요한 함의를 갖는 연령 집단이 영아기, 청(소)년기, 노년기인데 (Booth, Tickle, & Zhao, 2016, p. 37), 아래에서는 이들 생애 주요 연령대의 사망률 변화를 추가적으로 살펴본다.

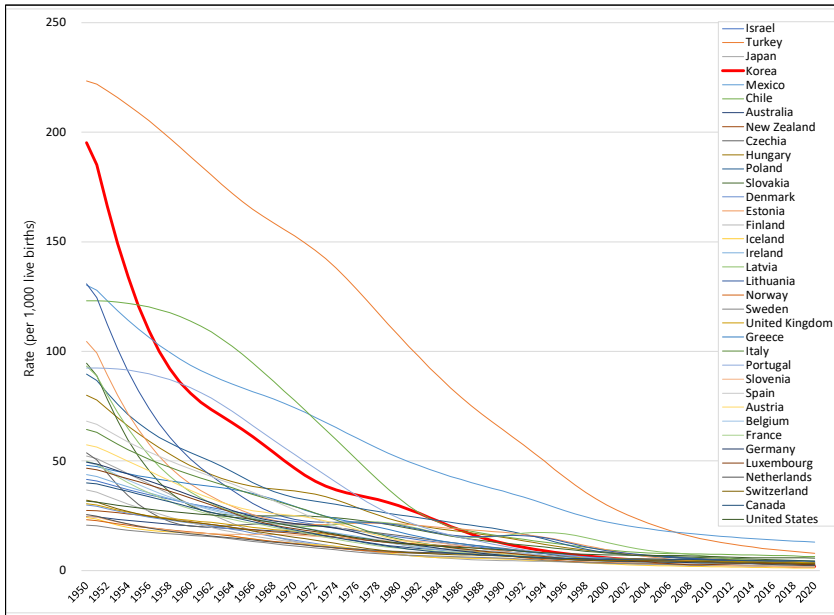
첫째, 영아사망률(IMR: Infant Mortality Rates)의 패턴이다. 잘 알려져 있듯이 영아사망률은 기대수명에 큰 영향을 미치는 지표이다. 또한 보건 환경에 민감하게 반응하는 관계로 개별 국가(사회)의 전반적인 보건 수준을 측정하는 동시에 소득분배 상태를 측정하는 대표적인 지표로 잘 알려져 있다. 현재 우리나라의 경우 전통적으로 영아사망률 측정에 사용하는 지표($IMR(t) = D(0, t) / B(t)$)의 시계열(1970~2019년) 자료는 활용 가능하지 않다.¹⁰⁾ 우리나라 통계청(2021j)의 공식 영아사망률 통계는 2005년부터 제공된다. 이에 대한 대안으로 [그림 3-8]은 UN(2021)의 세계인구전망(WPP: World Population Prospects 2019) 자료에서 추출한 OECD 36개 회원국의 1950~2020년 기간에 걸친 영아사망률(IMR) 추이를 보여 준다.

참고로 1950년대 이후 모든 지역(국가)을 아울러 전 세계에서 영아사망률이 획기적으로 감소하는 추세이다. 전 세계적으로 영아사망률은 1950년의 출생아 1,000명당 146명에서 2019년의 출생아 1,000명당 28명까지 감소하였다(대략 80% 감소)(United Nations, 2020, p. 24).

10) Shryock & Siegel(1976, p. 235)은 $IMR(t)$ 영아사망률을 Conventional IMR로 명명한다. 엄밀한 의미에서 이 지표는 비율과 확률 어느 개념에도 부합하지 않는다.

UN(2021)의 세계인구전망(WPP) 자료에 의하면 우리나라의 영아사망률은 1950년 OECD 36개 회원국 중에서 터키 다음으로 높은 수준이었지만, 이후 급격히 감소하여 2020년 기준으로 영아사망률이 여덟 번째로 낮은 국가로 분류된다. [그림 3-8]은 우리나라의 영아사망률(굵은 빨간색)이 1950년대에 상당히 가파르게 감소했음을 시사하며, 1960년대 이후 그 감소 속도가 점차 완만해짐을 보여 준다.

[그림 3-8] OECD 36개 회원국의 영아 사망률(IMR): 1950~2020년



자료: United Nations (UN). (2021). World Population Prospects 2019 [Data file]. Retrieved from <https://population.un.org/wpp/>. 2021. 4. 14 (final access).

앞에서 언급했듯이 우리나라 영아사망률에 관한 공식 통계는 2005년부터 발표되기 시작했다. 통계청(2021j) 자료에 의하면, 영아사망률은 2005년 출생아 1,000명당 4.2명에서 2019년 출생아 1,000명당 2.7명

까지 감소하였다. 다만, 영아사망률은 2005년부터 2010년 전후까지 상대적으로 많이 감소한 후에 감소 추세가 둔화된 상황이다. 영아사망률을 출생 후 28일 미만의 신생아사망률(neonatal mortality rate)과 28일부터 1년 이내의 후기신생아사망률(post-neonatal mortality rate)로 구분하더라도 영아사망률의 추세와 큰 차이는 없다.

잘 알려져 있듯이 영아 사망은 출생 직후 기간에 집중되는 경향을 보인다. 통계청(2021i) 자료에 의하면 전체 영아 사망 중에서 생후 28일(4주) 미만, 혹은 생후 7일(1주) 미만의 신생아 사망이 차지하는 구성비는 2005~2019년 기간 중 55~56%(4주 미만) 및 37~38%(1주 미만) 수준에서 큰 변화가 없다. 이러한 영아 사망 통계는, 생애 초기 사망률을 낮추기 위해서는 출생 직후 적기에 이루어지는 치료(예컨대, 신생아집중치료실)가 매우 중요할 수 있음을 시사한다.

영아 사망과 밀접히 연계된 것이 저체중 출생아이다. 전반적으로 영아 사망률이 감소 추세를 보이지만, 전체 출생아 중에서 저체중 출생아의 비중은 지속해서 증가하는 추세를 보인다. 통계청(2021i)에 의하면, 전체 출생아(체중 미상 출생아 포함) 중 출생 시 체중이 2.5kg 미만에 해당하는 저체중 출생아의 비중은 1993년 2.59%에서 지속적으로 증가하여 2020년에는 6.73%까지 상승하였다.

출생아 수가 1993년의 715,826명에서 2020년 272,337명(1993년의 38.05%)으로 급감했음에도 불구하고, 저체중 출생아의 절대 규모는 1993년 18,532명(출생아의 2.59%)에서 증감 과정(2012년 25,870명(출생아의 5.34%)으로 정점을 거쳐 2020년의 18,338명(출생아의 6.73%)으로 큰 변화가 없는 상황이다. 한편 신생아집중치료가 필요한 1.5kg 미만의 극소저체중 출생아 수도 1993년 929명(출생아의 0.13%)에서 2012년 3,037명(출생아의 0.63%)으로 정점을 기록한 후 2020년

2,114명(출생아의 0.78%)에 이르고 있다(통계청, 2021i). 결혼과 출산 연령의 지속적인 상승 패턴을 고려할 때 향후 저체중 출생아의 비중은 더욱 증가할 개연성이 있다.

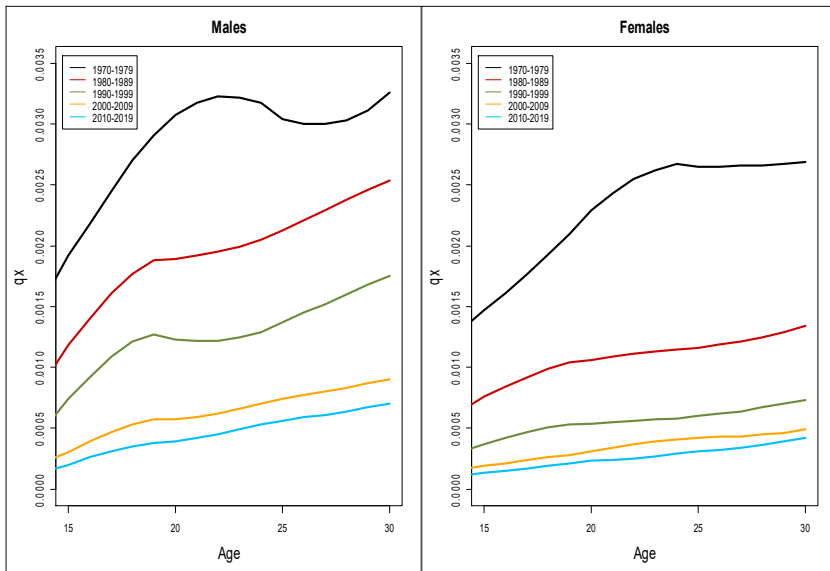
참고로, 영아 사망과 연계하여 논의되는 모성 사망은 2000년대 후반부터 2010년대 초반까지 상승하기는 했지만, 전반적으로 지속해서 감소 추세를 보인다. 모성 사망자의 절대 규모 또한 작은 수준인데, 통계청(2021g) 사망원인 통계에 의하면 1983년 184명이었던 모성 사망자는 2019년에 36명까지 감소하였다. 다만, 모성사망비(출생아 십만 명당 모성 사망자 수)는 2018년 기준으로 11.3명인데, 이는 OECD 37개 회원국 평균 7.9명보다 다소 높은 수준이다(한국건강증진개발원, 2020, p. 87).

둘째, 청(소)년기 사망력 패턴이다. 작위적인 측면이 있기는 하지만, 여기에서는 10~30세 연령 구간의 연령별 사망확률(${}_1q_{10} \sim {}_1q_{30}$) 자료를 1970~1979년, 1980~1989년, 1990~1999년, 2000~2009년, 2010~2019년의 시기로 구분하여 연령별 패턴을 살펴본다. [그림 3-9]는 1970년대 15~30세 연령 구간의 남성 사망확률 패턴이 다른 시기와 확연히 구분됨을 보여 준다. 특히 20대 초반에 가파르게 상승한 후에 감소하는 패턴을 보여 준다. 20대 초반 전후를 중심으로 한 이러한 사망확률 급증 현상은 1980~1989년 기간부터 크게 감소하여 2010~2019년 기간에는 연령이 증가함에 따라 사망확률이 점진적으로 증가하는 패턴이 관측된다.

1970년대 20대 초반 남성의 높은 사망력은 연령별 사망률 개선 추이를 보여 준 [그림 3-2]에서도 관측된다(이 절의 제1소절). [그림 3-2]에서 10대 후반의 사망률 개선 정도는 이전 연령대에 비해 낮은 수준임을 확인할 수 있다. 반면 1980~1989년, 1990~1999년 기간의 10대 중후반의 사망률 개선은 상대적으로 큰 모습을 확인할 수 있다.

[그림 3-9]에서 살펴볼 수 있는 1970년대 20세 전후의 높은 사망확률은 외국의 사망률 변천 사례에서도 보고된다. 예컨대, 호주의 연령별 사망률 패턴을 분석한 Pollard(1996, p. 283)도 이러한 패턴을 보고한다. 그에 의하면 호주에서 20세 전후 남성 사망률이 급격히 증가한 후 감소하는 현상(accident hump)은 1980년대 후반경에 갑작스럽게 사라졌는데, 이는 안전벨트 착용 의무화, 음주운전 단속 강화 같은 안전 조치 강화에 기인하는 것으로 추정되고 있다.

[그림 3-9] 성별 및 기간별 청(소)년기(10~30세) 사망확률(q_x) 패턴: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

우리나라의 경우 1970년대의 '연령별' 사망원인에 관한 정보가 없어 연령별 사망 패턴의 원인을 정확히 규명하기는 쉽지 않은 상황이다. 그러나 20세 전후의 사망이 외인사에 기인할 개연성은 우리나라에서도 높았

을 것으로 추정할 수 있다. 다음 절의 사망원인별 사망력 변동 부분에서 좀 더 자세히 살펴보겠지만, 우리나라의 사망원인에 관한 정보는 1983년부터 제공되는데, 1983~1989년 기간의 10대 및 20대 남성의 사망에서 외인사의 구성비가 가장 높다. 다만, 우리나라의 경우 10대 후반 및 20대 초반 남성의 높은 사망률은 운수사고뿐만 아니라 자살과도 어느 정도 관련성이 있을 것으로 추정된다(〈표 3-9〉 참고).

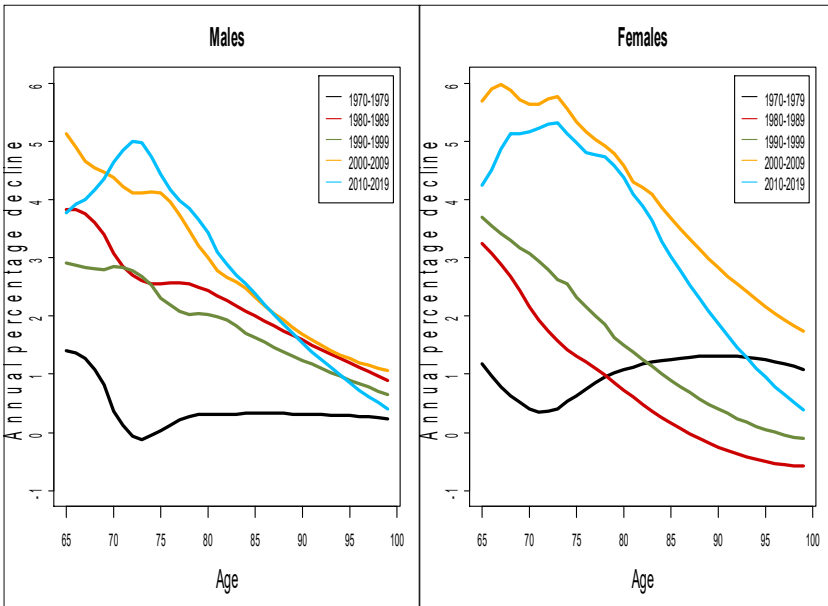
참고로, Booth et al.(2016, p. 39)은 20세 전후에 사망확률이 급증한 후 감소하는 현상(accident hump)이 점차 사라지는 것을, 역학변천의 차원에서 Omran(1971, p. 517)의 퇴행성 및 인조 질환의 시대(Age of Degenerative and Man-Made Diseases)에서 Olshansky & Ault(1986, p. 361)가 추가한 지연된 퇴행성 질환의 시대(Age of Delayed Degenerative Diseases)로 전환됨을 의미하는 징표로 해석한다.

[그림 3-9]에서 살펴볼 수 있듯이 청(소)년기 사망확률은 1970년대 이후 지속해서 감소하여 2000년대 이후 상당히 낮은 수준에서 유지되고 있다. 20세 전후 사망확률의 급증 현상은 남성에 비해 여성의 경우 상당히 완만한 형태로 나타남을 확인할 수 있다. 남성과 마찬가지로 여성 또한 1970년대 청(소)년기 사망확률은 이후 기간과는 뚜렷이 구분되는 모습을 보인다. 전반적으로 1990년대 이후 청(소)년기 여성 사망확률은 상당히 낮은 수준에서 점진적인 개선 패턴을 보여 준다.

연령 집단별 사망력 패턴과 관련하여 마지막으로 고령기(65세+) 혹은 초고령기(80세+)의 사망력 패턴을 살펴본다. 물론 고령기와 초고령기가 시작되는 시점의 구분은 명확하지 않다. 아래의 [그림 3-10]은 [그림 3-2]의 연령별 사망률의 연간 감소율(%)의 기간별 평균을 65세 이상 구간에 초점을 맞추어 확대한 것이다. 마찬가지로 [그림 3-11]은 앞에서 살펴본 사망률 개선율(ρ)을 65세 이상으로 한정하여 보여 준다.

[그림 3-10]은 전반적으로 60대 후반에서 70대 전반에 이르는 고령기 초기의 사망률 감소율(%)이 높음을 보여 주지만, 1970~1979년 기간은 다른 기간에 비해 사망률 감소율이 상당히 낮은 모습을 보인다. 이 기간에 남녀 모두 사망률 감소율은 65세 이상 전체 연령대를 아울러 대체로 1% 미만(남성) 혹은 1% 전후 수준(여성)에 그친다. 1980년대 이후의 기간에서는 전반적으로 연령이 낮을수록 사망률 감소율이 높은 패턴을 보여 준다. 남성의 경우 80세 이상 초고령기의 사망률 감소율은 기간별 변이가 크지 않다. 이는 현재까지 남성의 사망률 감소가 초고령기 이전 단계에 집중되고 있음을 시사한다.

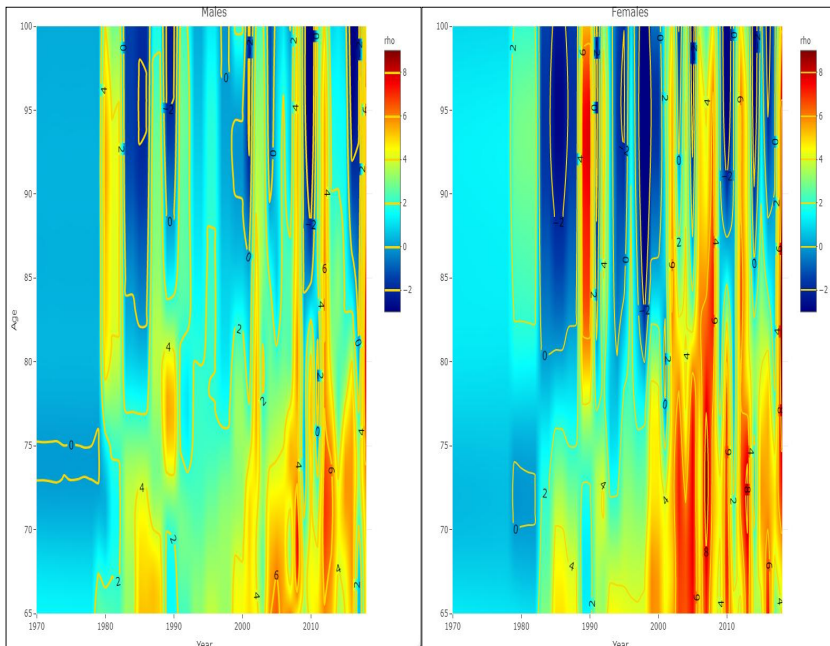
[그림 3-10] 성별-기간별-연령별(65+) 사망률의 감소 패턴: 1970-2019년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

반면 여성의 경우에는 80세 미만 연령대의 사망률 감소율이 상대적으로 크기는 하지만, 80세 이상 초고령기 사망률 감소율에서의 기간별 격차 또한 상당한 수준으로 관측된다. 전반적으로 최근으로 올수록 초고령기 사망률 감소율이 높아짐을 확인할 수 있다. 다만, 2000~2009년 기간에 비해 2010~2019년 기간의 사망률 감소율이 낮은 수준임을 확인할 수 있다. 남성의 경우에도 2000~2009년 기간의 사망률 감소율이 그 이전 기간에 비해 상당히 높은 수준임을 확인할 수 있다. 그러나 2010~2019년 기간의 사망률 감소율은 직전 기간(2000~2010년)에 비해 일관된 패턴을 보이지는 않는다.

[그림 3-11] 고령층(65+)의 사망률 개선 패턴: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.

65세 이상 고령층의 기간별 사망률 개선율(ρ)을 보여 주는 [그림 3-1] 또한 유사한 정보를 제공한다. 1970년대 기간 동안 큰 변화를 보이지 않던 고연령대 사망률 개선율은 남녀 모두 1980년대 들어 개선율이 높아지는 모습을 확인할 수 있다. 렉시스 표면도에서 확인할 수 있듯이 1980년대는 남성의 사망률 개선율이 상대적으로 높다. 1990년대에 들어 남녀 모두 대체로 80세 미만 연령대에서 관측된 개선율이 높다. 그러나 2000년대에 들어 남성에 비해 여성의 사망률 개선율이 뚜렷이 높은 모습이 관측된다. 남성의 경우 2000년대 이후에 이루어진 사망률 개선은 대체로 80세 미만 연령대를 중심으로 나타남을 확인할 수 있다.

전반적으로 우리나라의 고령기 사망률 감소는 현재까지 대체로 초고령기 이전 단계를 중심으로 진행되었으며, 80세 이상 초고령기 사망률 감소는 여성을 중심으로 2000년대 이후부터 관측되기 시작하는 상황으로 정리할 수 있는 것으로 보인다. 이러한 점은 과거의 추세가 계속된다면, 이미 초고령기 사망률 감소가 본격화된 선진국과 달리, 우리나라는 앞으로 본격적으로 전개될 것임을 시사한다.

5. 사망력 변동의 유형과 특징

전반적인 사망력 변동 파악과 관련하여 마지막으로 이 소절에서는 우리나라 사망력 변동의 유형과 특징을 살펴본다. 반세기에 걸쳐 한국 사회가 경험한 사망력 변동의 특징을 분석하는 또 다른 차원에서 아래에서는 성별 사망률의 연령별 패턴, 그리고 모형 생명표(model life table)와의 비교를 통해 1970년대 이후에 한국 사회가 경험한 사망력 변동의 특징을 이해하고자 한다.

그간 사망력 유형에 관한 국제적 논의에서, 많은 주목을 받은 것이 우

리나라를 포함한 극동 국가들의 사망력 패턴이다. 이른바 ‘극동’(Far Eastern) 사망력 유형은 고연령대 남성 사망률이 젊은 연령대에 비해 상대적으로 높은 동시에 고연령대의 사망률 성비가 상당히 큰 특징을 갖는 것으로 논의된다(United Nations, 1982b, p. 13).

참고로 극동 국가들의 사망력 패턴을 논의한 기존 연구들(Goldman, 1980; Gragnolati, Elo, & Goldman, 1999; United Nations, 1982b, p. 5)과 마찬가지로 1970~1985년 기간의 사망력 유형을 분석한 권태환, 김태현(1990, pp. 36-40)의 연구에서도 우리나라 10~74세 남성의 사망력은 UN 모형 생명표의 극동 유형(Far Eastern pattern)과 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 다만 이들은 우리나라의 사망력 패턴이 1980년대 이후 점차 극동 유형에서 이탈하여 선진국 유형(예컨대, Coale-Demeny 모형 생명표의 서부(West) 유형)으로 수렴하는 현상이 관측됨을 지적한다. 이러한 추세는 1990년대 자료를 추가한 김태현(2002, pp. 126-127)의 연구에서도 관측된다.

물론 극동 사망력 패턴의 특수성에 관한 이러한 논의에 이견이 없는 것은 아니다. 특히, Zhao(2003, pp. 145-146)는 극동 사망력 패턴이 극동 지역뿐만 아니라 전 세계적으로 다양한 인구 집단에서 관측되며, 동아시아 국가에서 극동 사망력 패턴이 일관되게 보이지 않는 것처럼 다른 사망력 유형에서도 연령 및 성별 패턴에서 다양한 변이가 존재한다고 지적한다. 극동 사망력 유형처럼 지역별로 고유한 사망력 패턴이 존재한다는 기존 논의에서 수정이 필요함을 지적하는 것이다. 유사한 맥락에서 Zhao(2007, p. 89)는 사망력의 연령 패턴이 변화하는 상황에서 특정 단일 사망력 모형의 적용이 문제적일 수 있기에 모형 생명표(model life table) 사용에서 유연한 접근이 바람직하다고 주장한다.

이 연구는 우리나라 사망력 패턴을 특정 유형으로 분류하는 접근의 타

당성을 검증하는 논의 대신에 공식적인 자료가 존재하는 1970년대 이후 성별-연령별 사망력 패턴의 전반적 추이와 특징을 기술하는 데에 초점을 맞춘다. 사망력 유형 분석에서는 Coale-Demeny 모형 생명표(Coale, Demeny, & Vaughan, 1983)와 UN의 모형 생명표(United Nations, 1982b)를 활용한다.¹¹⁾ 참고로 모형 생명표(model life table)는 어떤 특정 시간이나 공간에 관련되지 않은 점을 제외하면 통상적인 실제 생명표와 동일하다(Newell, 1988, p. 130).

전적으로 개발도상국의 경험 생명표에 기초한 UN의 모형 생명표는 Latin American(LA), Chilean(CH), South Asian(SA), Far Eastern (FE)의 4가지 유형을 구분하는 한편, 전체 경험 생명표의 평균에 기초한 General(GE) 유형을 추가로 제시한다. UN 모형 생명표에서 사망력 수준은 위에서 언급한 5개 유형별로 기대수명 35년에서 75년까지 1년 단위로 구분하여 제시된다(남성 41개와 여성 41개로 총 82개 생명표). 유형별 특징과 관련하여 LA 유형은 영유아기/아동기 및 성인기 초기 단계의 사망률이 높지만, 고령기 사망률은 상대적으로 낮은 모습을 보인다. CH 유형은 영아사망률이 극히 높은 점을 제외하면 위에서 언급한 극동(FE) 유형과 유사하다. SA 유형은 15세 미만과 55세 초과 연령대의 사망률이 높지만, 성인기 사망률은 상대적으로 낮은 특징을 보인다. 마지막으로 GE 유형은 사망력 수준이 매우 낮은 경우를 제외하면 아래에서 논의하는 Coale-Demeny 모형 생명표의 West 유형과 매우 유사하다.(Newell, 1988, pp. 139-140; Srinivasan, 2011, p. 194; United Nations, 1982b, pp. 10-15).

11) 이들 모형 생명표는 모두 실제 관측된 사망력 패턴에 기초한다는 점에서 '경험적' 모형 생명표(empirical model life table)에 해당한다. 또 다른 형태의 모형 생명표로 수리적 관계에 기초한 '관계형' 모형 생명표(relational model life table)가 있다. 이 장의 제2절에서 사용하는 Brass 로짓 모형(Brass relational logit model)에 기초한 생명표가 대표적이다.

또 다른 경험 모형 생명표인 Coale-Demeny 모형 생명표는 North, South, East, West의 4가지 사망력 유형을 제시한다. Coale-Demeny 모형 생명표에서 사망력 수준은 25개 수준으로 구분되는데, 여성의 경우 기대수명은 20~80년의 범위를 보인다. Coale-Demeny 모형 생명표의 유형별 특징으로, North 유형은 영아기와 고령기(50세+) 사망률이 낮은 반면, 성인기 사망률이 높은 특징을 보인다. South 유형은 5세 미만, 특히 영아사망률이 높다. 또한 성인기(40~60세) 사망률이 낮은 반면 65세 이상 고령기 사망률이 높은 패턴을 보인다. East 유형은 아동기와 성인기에 비해 영아기 및 고령기(50세+) 사망률이 높은 특징을 가지고 있다. 마지막으로 West 유형은 경험 생명표 분석 대상 국가들의 평균적인 사망력 패턴을 기술하는 유형에 해당한다(Srinivasan, 2011, p. 195; Coale et al., 1983, pp. 11-12).

아래에서는 우리나라 남성과 여성의 기대수명이 80년을 넘지 않는 2000년까지의 사망확률(${}_nq_x$) 자료를 사용하여 UN 및 Coale-Demeny 모형 생명표의 사망확률 패턴과 비교하는 작업을 진행한다. 좀 더 구체적으로 이 연구에서는 UN(2013)의 유사성 지수(IS: Index of Similarity)를 사용한다. 이 지수는 평균 절대 편차(AAD: Average Absolute Deviation)에 해당하는데 아래의 방식으로 측정한다. 여기에서 a 와 b 는 분석에서 고려하는 연령 구간의 하한과 상한을 의미한다. ${}_nE_x$ 는 연령 구간 $[x, x+n)$ 에서 분석 대상 인구의 사망확률과 가장 가까운 사망확률을 보유한 모형 생명표의 기대수명이다. M 은 ${}_nE_x$ 측정치들의 중앙값(median)이며, N 은 분석에 사용된 연령 구간의 수를 나타낸다.

$$Index\ of\ Similarity = \sum_a^b |{}_nE_x - M| / N$$

아래의 <표 3-4>와 <표 3-5>는 UN의 5개 모형 생명표(Latin American, Chilean, South Asian, Far Eastern)와 Coale-Demeny의 4개 모형 생명표(West, North, East, South)에 기초하여 산출된 1970~2000년 기간의 유사성 지숫값을 보여 준다. 전반적으로 기존의 사망력 유형 논의와 마찬가지로 남성의 사망력 패턴은 UN의 극동형(FE)과 가장 높은 적합도를 보인다. 물론 이는 우리나라 남성의 사망력 패턴이 모형 생명표 중 UN의 극동 유형과 적합도가 높음을 나타낼 뿐 다른 지역과 구분되는 극동 국가들의 독특한 사망력 패턴이 존재함을 의미하는 것은 아니다.

1990년대 중반까지 우리나라 남성 사망력은 극동형과 가장 높은 적합도를 보이며, 이후 1995~1997년 기간에는 Coale-Demeny의 서부(West) 유형, 1998년 이후에는 Coale-Demeny의 동부(East) 유형과의 적합도가 높은 모습을 보인다.¹²⁾ 참고로 Coale-Demeny 모형 생명표의 동부(East) 유형은 독일(1881~1890년; 1945~1951년), 오스트리아(1900~1901년; 1949~1951년), 폴란드(1931~1932년), 이탈리아(중북부; 1921~1922년), 체코슬로바키아(1949~1951년)의 사망력 패턴에 기초하고 있다. 이들 지역의 사망력은 기준이 되는 모형 생명표에 비해 영아기 및 50세 이후의 사망률이 높은 특징을 지닌다(Coale et al., 1983, p. 11).

반면 우리나라 여성은 1970~2000년 기간에 걸쳐 일관되게 Coale-Demeny 모형 생명표의 북부(North) 유형과 가장 높은 적합도를 보인다. Coale-Demeny 모형 생명표의 북부 유형은 스웨덴(1851~1890년), 노

12) 기존 논의(예컨대, 권태환, 김태현, 1990, p. 40)는 우리나라의 사망률이 낮아짐에 따라 서부(West) 유형에 근접할 것임을 전망하지만, 이 연구의 분석 결과에서 볼 수 있듯이 이러한 논의는 상대적인 의미로 해석할 필요가 있다. 참고로 Coale-Demeny 모형 생명표에서 서부 유형은 북부, 동부, 남부를 제외한 잔여 생명표 자료에 기초하여 산출한 모형 생명표이다.

르웨이(1856~1880년; 1946~1955년), 아이슬란드(1941~1950년)의 생명표 자료에 기초한다. 이들 지역의 사망력은 5~35(40)세 연령대의 사망확률이 기준이 되는 모형 생명표에 비해 높지만, 50대 이후의 연령대에서는 반대의 패턴을 보이는 특징을 가진다(Coale et al., 1983, pp. 11-12). 참고로, 우리나라 여성의 연령별 사망률 패턴이 Coale-Demeny 모형 생명표의 북부(North) 유형과 적합도가 높은 현상이 어떤 이론적 근거에 기초하는 것은 아님에 유의할 필요가 있다. 기본적으로 Coale-Demeny 모형 생명표에서 북부 유형을 별도로 구분한 것은 이들 지역의 5~35(40)세 연령 구간에서 특이하게 발생한 결핵과 관련이 있다(Coale et al., 1983, p. 12).

Coale-Demeny 모형 생명표의 북부 유형과 높은 적합도를 보이는 것은 우리나라에만 국한된 현상은 아니다. 후속적으로 진행된 Coale-Demeny 모형 생명표의 보완 작업(Coale & Guo, 1989)에서 1950년대에 서부(West) 유형과 적합도가 가장 높았던 국가들(England/Wales 제외)도 1980년대에는 북부 유형과의 적합도가 가장 높은 것으로 나타난다. 더 나아가 이는 과거에 서부 유형과 높은 적합도를 보인 국가들에만 한정된 현상이 아니며, 1950년대에 동부 및 남부 유형과 높은 적합도를 보였던 국가들도 1980년대에는 북부 유형과의 적합도가 더욱 높아진 모습을 보인다.

이러한 현상은 기본적으로 최근까지 고연령대에서 진행된 사망률의 급격한 감소와 관련되는데, 4개의 유형 중 고령기의 사망률이 가장 낮은 것이 바로 북부 유형의 특징이다. 1950년대 이후 고령기의 사망률 감소가 모형 생명표에서 예상했던 것에 비해 더욱 급격히 전개된 현상을 반영하는 결과로 해석할 수 있다. 특히 여성의 경우에 더욱 그러한 모습을 발견할 수 있다(Coale & Guo, 1989, pp. 615-617). 결국 이 연구의 분석

결과는 우리나라 여성의 독특한 사망력 패턴에 기인하는 것이 아니라 지난 20세기 후반부 동안 선진국을 중심으로 고령기 사망률이 가파르게 감소한 상황을 반영하는 결과로 해석할 수 있다.

종합적으로, 1970~2000년 기간에 걸친 우리나라 사망력 유형 분석 결과는 1990년대 중반 이후 Coale-Demeny 모형 생명표와 조응성이 더욱 높아졌음을 확인할 수 있다. 이는 기본적으로 UN(1982b)의 모형 생명표가 전적으로 개발도상국의 사망력 경험을 반영하는 것과 관련이 있다. 우리나라의 사망력이 점차 선진국 패턴으로 전환됨에 따라(선진국 사망력 패턴에 더욱 조응하는) Coale-Demeny 모형 생명표와의 적합도가 높아지는 것이다.

여성의 경우 이미 1970년대부터 Coale-Demeny 모형 생명표(North 유형)와의 적합도가 높았는데, 우리나라 여성의 사망력은 모형 생명표가 기초한 국가들과 비교할 때 고연령대의 사망률이 낮은 특징을 보인다. 반면 이 연구의 분석 결과는 저연령대 대비 고연령대의 사망률이 높았던 남성의 경우 1990년대 중반경부터 상대적으로 큰 변화가 나타나기 시작했음을 시사한다. 그러나 이 경우에도 Coale-Demeny 모형 생명표상의 서부(West) 유형과 지속적으로 최고의 적합도를 유지하지는 않는다. 이는 우리나라 남성 사망력은 상대적으로 영아 및 고령기 사망률이 높은 등 선진국과는 다소간의 차이가 있음을 시사한다.¹³⁾

13) Zhao(2007, p. 89)는 연령별 사망률 패턴이 변하는 것과 같은 사망력 변천기에는 모형 생명표 사용에서 신중함과 유연함이 요구됨을 지적한다. 물론 이는 UN의 모형 생명표 뿐만 아니라 Coale-Demeny 모형 생명표에도 유효한 지적이다. 우리나라의 사망력 변동에서 Coale-Demeny 모형 생명표와의 적합도가 높아진 모습을 확인할 수 있지만, 이는 상대적인 의미이다. Coale-Demeny 모형 생명표의 서부형(West)을 선진국 사망력 패턴으로 이해하는 경향이 있지만, 본문에서 언급한 것처럼 최근까지 선진국에서 진행된 사망력(여성) 변동은 북부형(North)과의 적합도를 높이는 측면이 있다. 모형 생명표의 명칭이 아니라 모형 생명표와 분석 대상 인구의 사망력 패턴이 실질적으로 유사한지가 핵심인 것이다.

〈표 3-4〉 모형 생명표 사망확률(${}_nq_x$) 패턴과의 적합도(유사성 지수): 남성

연도	United Nations Model Life Tables					Coale-Demeny Model Life Tables			
	LA	CH	SA	FE	GE	West	North	East	South
1970년	10.13	6.39	7.02	2.27	5.49	6.56	10.14	7.03	8.45
1971년	10.09	6.25	6.90	2.13	5.45	6.57	10.17	7.03	8.47
1972년	10.05	6.13	6.79	2.00	5.40	6.59	10.21	7.02	8.48
1973년	10.01	6.02	6.68	1.87	5.35	6.60	10.23	7.01	8.48
1974년	9.97	5.90	6.58	1.76	5.32	6.61	10.30	6.99	8.48
1975년	9.95	5.79	6.50	1.64	5.30	6.61	10.38	6.96	8.48
1976년	9.93	5.68	6.42	1.54	5.29	6.61	10.44	6.96	8.48
1977년	9.91	5.57	6.33	1.44	5.27	6.64	10.50	6.98	8.51
1978년	9.88	5.47	6.27	1.34	5.28	6.67	10.55	6.98	8.54
1979년	9.85	5.38	6.22	1.29	5.28	6.68	10.59	6.97	8.57
1980년	9.82	5.31	6.23	1.32	5.29	6.65	10.59	6.87	8.55
1981년	9.64	5.14	6.10	1.31	5.18	6.50	10.52	6.64	8.41
1982년	9.40	4.93	5.93	1.33	5.04	6.27	10.39	6.36	8.21
1983년	9.17	4.72	5.76	1.37	4.90	6.02	10.26	6.08	8.03
1984년	8.80	4.47	5.47	1.47	4.67	5.64	10.01	5.63	7.71
1985년	8.46	4.25	5.23	1.63	4.47	5.27	9.72	5.19	7.40
1986년	7.89	3.86	4.97	1.79	4.08	4.69	9.17	4.51	6.86
1987년	7.36	3.53	4.97	1.94	3.73	4.14	8.63	3.85	6.33
1988년	6.87	3.20	4.98	2.01	3.42	3.64	8.17	3.36	5.87
1989년	6.42	2.90	5.03	2.10	3.19	3.19	7.72	2.97	5.50
1990년	6.12	2.77	4.83	2.15	3.00	2.91	7.45	2.95	5.34
1991년	5.83	2.67	4.66	2.23	2.85	2.90	7.18	2.94	5.28
1992년	5.64	2.62	4.52	2.20	2.77	2.68	6.97	2.75	5.03
1993년	5.47	2.59	4.41	2.17	2.73	2.50	6.79	2.60	4.79
1994년	5.16	2.41	4.40	2.23	2.64	2.33	6.49	2.42	4.51
1995년	4.86	2.24	4.41	2.29	2.54	2.19	6.18	2.26	4.25
1996년	4.65	2.16	4.38	2.30	2.50	2.09	5.94	2.16	4.02
1997년	4.45	2.10	4.35	2.32	2.44	2.04	5.69	2.09	3.82
1998년	4.41	2.04	4.14	2.22	2.39	2.02	5.58	1.99	3.72
1999년	4.36	2.01	3.95	2.14	2.35	2.01	5.45	1.94	3.63
2000년	4.13	1.88	3.75	2.06	2.27	1.93	5.11	1.86	3.42

주: LA = Latin American 유형; CH = Chilean 유형; SA = South Asian 유형; FE = Far Eastern 유형; GE = General 유형. 유사성 지수는 중앙값 기준 평균 절대 편차(AAD)를 의미함.

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=l2에서 2021. 4. 20. 인출; Coale, A. J., Demeny, P., & Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Second Edition). New York: Academic Press.

〈표 3-5〉 모형 생명표 사망확률(${}_nq_x$) 패턴과의 적합도(유사성 지수): 여성

연도	United Nations Model Life Tables					Coale-Demeny Model Life Tables			
	LA	CH	SA	FE	GE	West	North	East	South
1970년	3.43	4.24	6.65	4.22	3.78	3.29	2.37	4.52	4.37
1971년	3.23	4.04	6.42	4.05	3.58	3.08	2.14	4.24	4.14
1972년	3.06	3.84	6.19	3.90	3.39	2.88	1.91	3.98	3.92
1973년	2.89	3.65	5.98	3.75	3.21	2.69	1.71	3.74	3.71
1974년	2.74	3.46	5.76	3.60	3.04	2.52	1.52	3.51	3.51
1975년	2.60	3.30	5.55	3.46	2.87	2.35	1.35	3.30	3.35
1976년	2.47	3.16	5.35	3.33	2.70	2.19	1.22	3.09	3.20
1977년	2.35	3.03	5.16	3.19	2.55	2.03	1.11	2.90	3.08
1978년	2.23	2.89	4.97	3.06	2.40	1.90	1.09	2.72	2.97
1979년	2.11	2.77	4.78	2.94	2.27	1.81	1.11	2.54	2.90
1980년	1.96	2.61	4.52	2.77	2.09	1.68	1.07	2.36	2.81
1981년	1.83	2.47	4.27	2.61	1.92	1.60	1.13	2.20	2.71
1982년	1.76	2.34	4.03	2.46	1.77	1.52	1.21	2.05	2.63
1983년	1.75	2.23	3.79	2.33	1.63	1.44	1.27	1.91	2.60
1984년	1.77	2.16	3.69	2.28	1.62	1.44	1.22	1.85	2.54
1985년	1.78	2.12	3.53	2.23	1.64	1.42	1.16	1.80	2.47
1986년	1.73	2.09	3.49	2.25	1.68	1.45	0.92	1.80	2.26
1987년	1.71	2.06	3.44	2.28	1.69	1.50	0.80	1.80	2.07
1988년	1.71	2.02	3.35	2.26	1.66	1.48	0.77	1.75	1.93
1989년	1.70	2.00	3.26	2.26	1.63	1.47	0.76	1.69	1.81
1990년	1.60	1.88	3.16	2.16	1.52	1.43	0.71	1.63	1.75
1991년	1.53	1.81	3.04	2.04	1.44	1.43	0.72	1.59	1.72
1992년	1.38	1.75	2.90	2.04	1.40	1.45	0.66	1.56	1.61
1993년	1.25	1.74	2.78	2.04	1.39	1.50	0.63	1.56	1.54
1994년	1.33	1.86	2.82	2.13	1.50	1.59	0.57	1.66	1.38
1995년	1.44	1.97	2.85	2.21	1.58	1.67	0.59	1.74	1.27
1996년	1.45	1.97	2.86	2.15	1.58	1.69	0.55	1.76	1.21
1997년	1.47	1.97	2.87	2.07	1.59	1.69	0.56	1.76	1.15
1998년	1.41	1.90	2.75	1.95	1.54	1.66	0.56	1.71	1.07
1999년	1.35	1.78	2.65	1.81	1.46	1.60	0.57	1.66	1.01
2000년	1.18	1.65	2.52	1.66	1.34	1.56	0.57	1.63	0.97

주: LA = Latin American 유형; CH = Chilean 유형; SA = South Asian 유형; FE = Far Eastern 유형; GE = General 유형. 유사성 지수는 중앙값 기준 평균 절대 편차(AAD)를 의미함.
 자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Coale, A. J., Demeny, P., & Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Second Edition). New York: Academic Press.

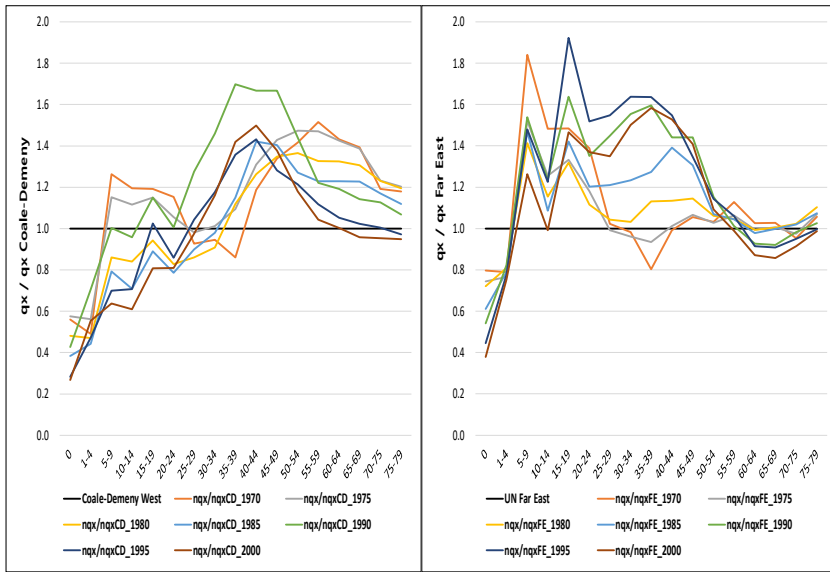
적합도 지표(유사성 지수)를 활용한 사망력 유형 분석과 함께 그래프를 활용하여 모형 생명표의 연령별 사망(확)률을 비교하는 것도 가능하다. 우리나라 사망률의 '연령별' 패턴과 비교하는 준거로 아래에서는 Coale-Demeny 모형 생명표의 서부형(West)과 UN의 극동형(Far Eastern)을 사용한다. 참고로 앞에서 언급했듯이 극동 유형 사망력의 주요 특징은 젊은 연령층에 비해 (중)고령층의 사망률이 높는데, 특히 남성의 경우에 이러한 패턴이 강하게 나타남이 지적된다.

[그림 3-12]는 Coale-Demeny 모형 생명표의 서부형(좌측)과 UN의 극동형(우측)의 연령별 사망확률(남성)을 표준(${}_nq_x^s$)으로 하여 우리나라 연령별 사망확률(남성)의 비(ratio; ${}_nq_x / {}_nq_x^s$)를 구하여 표시한 것이다. 만일 우리나라 남성의 연령별 사망확률이 Coale-Demeny 모형 생명표의 서부형과 완전한 적합 관계를 갖는다면 [그림 3-13]의 좌측에서 사망확률의 비가 수평선으로 표시된다(${}_nq_x / {}_nq_x^s = 1$). 이와 달리 우리나라 남성의 연령별 사망확률이 UN의 극동형과 완전한 적합 관계를 보인다면 [그림 3-12]의 우측에서 사망확률의 비가 수평선으로 표시될 것이다. [그림 3-12]에서는 수평선이 어떠한 형태를 보일 것인지를 예시적으로 표시하고 있다(그림 범례의 Coale-Demeny West 및 UN Far East).

우선 [그림 3-12]의 좌측, 즉 Coale-Demeny 모형 생명표의 서부형을 표준으로 하여 계산한 사망확률의 비를 살펴보면 1970년에서 2000년까지 모두 수평선에서 크게 벗어남을 확인할 수 있다. 대체로 40대 이상 연령 구간에서는 표준에 비해 우리나라의 사망확률이 높은 수준임을 확인할 수 있다(${}_nq_x / {}_nq_x^s > 1$). 반면 20대 초반 이하 연령 구간에서는 시기별로 다른 패턴을 보인다. 대체로 1970년과 1975년의 사망확률 비가 5~24세 구간에서 1을 초과하는 패턴이 관측되지만, 시간이 경과함에 따

라 1 미만으로 감소하는 모습을 확인할 수 있다. 다만, 1990년의 사망확률을 비는 다소 이질적인 패턴을 보인다.

[그림 3-12] 모형 생명표(West; Far Eastern) 대비 연령별 사망확률의 비(남성)



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=12에서 2021. 4. 20. 인출; Coale, A. J., Demeny, P., & Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Second Edition). New York: Academic Press.

반면 [그림 3-12]의 우측, 즉 UN 모형 생명표의 극동형을 표준으로 하여 계산한 사망확률의 비(nq_x / nq_x^s)를 살펴보면 25~29세 구간 이상 연령대에서 상대적으로 수평선에 근접하는 모습을 확인할 수 있다. 우리나라 남성의 사망률 패턴이 UN의 극동형과 적합도가 높은 것은 이와 관련이 있다. 반면에 그림에서 확인할 수 있듯이 극동형의 경우에도 20~24세 구간 이하 연령대에서는 이미 1970년대부터 우리나라 사망률과의 적합도는 높지 않다. 25~29세 구간 이상 연령대에서 관측되는 높은 적합도는

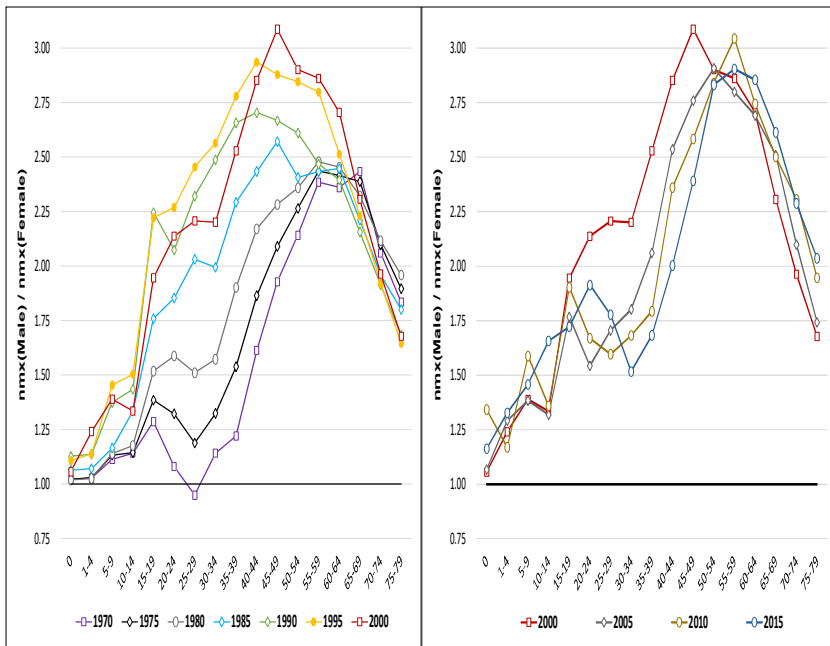
1985년 이후, 특히 1990년 이후에는 크게 떨어진다. 이러한 점을 고려할 때 앞의 유사성 지수 분석에서 1990년대 중반부터 우리나라 남성 사망력 패턴이 UN의 극동 유형에서 이탈하는 현상은 일정 정도 25~49세 연령대의 사망력 변화와 관련이 있는 것으로 추정해 볼 수 있다. 25~49세 연령대에 비해 상대적으로 이탈의 정도는 작지만, 1990년 이후 50대 이상 연령대(특히 60대)에서도 극동 유형과의 적합도가 감소하는 모습이 관측된다.

다른 한편으로, 기존 논의(Goldman, 1980, p. 17)에서 지적된 사망력의 극동 유형이 보여 주는 또 다른 특징은 고연령대에서 사망률의 성별 격차가 크게 나타난다는 점이다. 극동형에서는 고연령대 '남성' 사망률이 높기에 극동 국가에서는 성별 사망률 격차가 크게 나타난다는 것이다. 이러한 점에서 아래에서는 중앙사망률(m_x)의 성비가 연령별로 어떠한 패턴을 보이는지를 살펴본다. [그림 3-13]의 좌측은 [그림 3-12]와 마찬가지로 1970년에서 2000년까지 5년 단위로 사망률 성비의 연령별 패턴을 시각적으로 표시한 것이다. 1970년의 사망률 성비(${}_5m_x^{Male} / {}_5m_x^{Female}$)는 25~29세 구간을 제외하고는 남성의 사망률이 여성보다 지속적으로 높은 모습을 확인할 수 있다. 또한 기존 논의와 마찬가지로 55~69세를 중심으로 고연령대의 사망률 성비가 크게 나타남을 확인할 수 있다. 그러나 [그림 3-13]은 이에 추가하여 사망률 성비의 또 다른 측면을 보여 준다. 50대 미만 연령층에서도 사망률의 성비가 점차 커지는 모습을 확인할 수 있다. 50대 미만 연령대에서 나타나는 사망률 성비의 증가는 1995년까지 지속된다. 1990년과 1995년은 오히려 30~40대의 사망률 성비가 55~69세 구간의 성비보다 높다.

반면 2000년의 연령별 사망률의 성비 패턴은 또 다른 모습을 보여 준다. 45~64세 구간의 사망률 성비가 직전 기간에 비해 커지지만, 40~44

세 구간 이하에서는 감소하는 패턴이 관측되는 것이다. 이러한 패턴을 시각적으로 명확히 보여 주기 위해 [그림 3-13]의 우측에서는 2000~2015년 기간의 연령별 사망률의 성비 패턴을 보여 준다. 50~60대를 정점으로 고연령대의 사망률 성비가 높게 나타나는 점은 동일하지만, 50대 미만 연령대의 사망률 성비는 감소하는 패턴이 지속되는 것이다. 전반적으로 우리나라의 연령별 사망률의 성비 패턴은 50~60대를 중심으로 고연령대에서 남성 사망률이 여성을 크게 넘어서는 패턴이 지속되지만, 저연령대 사망률의 성비는 상당히 동태적인 양상을 보인다.

[그림 3-13] 사망률 성비(${}_3m_x^{Male} / {}_3m_x^{Female}$)의 연령별 패턴: 1970~2015년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

제2절 사망원인별 사망력 변동

사망력 변동의 전반적인 추이와 특징을 살펴본 데 이어 이 절에서는 사망원인별 사망력 변화를 살펴본다. 다만, 앞에서 언급했던 것처럼 사망원인별 사망력 분야는 자료상의 한계로 인해 체계적이고도 심층적인 분석이 쉽지 않은 영역으로 남아 있다. 특히 행정 자료의 활용 등 최근까지 다양한 시도가 이루어져 왔지만, 사망원인별 사망 자료가 어느 정도 정확한지는 여전히 의문 사항으로 남아 있다. 사망원인 자료에 남아 있는 근본적인 한계를 고려하여 이 절에서는 사망원인별 사망력 변동을 개략적인 수준에서만 검토하기로 한다. 기본적으로 이 절에서 사용하는 자료는 통계청이 제공하는 자료를 그대로 사용하고 있다는 점에서 분석 결과의 해석에서도 자료의 한계를 염두에 둘 필요가 있다.

사망원인별 사망력 변동에 대한 분석과 관련하여, 첫째, 기존 연구 결과들을 활용하여 통계청의 공식 자료가 발간되지 않은 1980년대 초반 이전의 사망원인별 사망력 변동을 정리한다. 둘째, 통계청의 사망원인 통계 자료가 제공되는 1983년부터 2019년까지의 기간을 대상으로 시간의 경과에 따른 사망원인의 분포를 검토한다. 셋째, 1983~2019년 기간에 걸친 사망원인의 연령별 분포를 검토한다. 마지막으로 행정 자료 등을 통해 상대적으로 자료의 정확성이 높아진 것으로 추정되는 2000년대 이후의 기간을 대상으로 기대수명 개선에서 사망원인별 기여도를 분석하고 그 함의를 살펴본다.

현재 통계청(KOSIS)의 사망원인별 사망력 자료는 1983년부터 활용 가능하다. 이들 자료를 살펴보기 전에 과거 사망원인의 구조를 간략히 살펴보고자 한다. <표 3-6>의 1961년 자료에서 볼 수 있듯이 지연 신고 자료가 포함되는 등 자료상의 오류가 적지 않음에 따라 해석상 주의가 필요

하다. 또한 17대 사인으로 재분류하여 사인 구조를 검토한 관계로 시계열적 일관성 측면에서 한계가 있음에 유의할 필요가 있다(공세권, 임중권, 김미겸, 1983, pp. 141-142). 참고로 1981~1982년 기간의 우리나라 전체 신고 사망자 수 중에서 의사의 진단에 따른 사망자의 비중은 30% 정도에 불과한 것으로 파악된다(경제기획원, 1983, p. 7, 1984, p. 7).

이러한 한계를 염두에 두고 1960~1980년 기간의 사인 구조 추이를 보면, 첫째, 1960년대에는 호흡기, 소화기, 감염성/기생충 질환이 높은 비중을 차지했지만, 이후 크게 감소하는 모습을 보인다. 둘째, 이 기간에 순환기계 질환 및 신생물에 의한 사망은 크게 증가하는 모습을 보인다. 예컨대, 신생물은 1961년 3.6%에서 1980년 11%로 3배 이상 증가하였다. 셋째, 손상 및 중독으로 인한 사망 또한 1961년에는 2% 수준이었지만, 1980년에는 9% 수준까지 증가하였다. 이러한 사인 구조의 변화 양상에 기초하여 이흥탁(1994, p. 385)은 우리나라는 1980년경에 이미 Omran이 제시한 역학변천의 세 번째 단계(Age of Degenerative and Man-Made Diseases)에 진입한 것으로 평가한다. 참고로 1980년 기준으로 우리나라의 기대수명은 66.1년이다(남성 61.9년, 여성 70.4년)(통계청, 2021b).

우리나라 사망원인의 변천을 정리한 김정순(1989, p. 173)도 기본적으로 유사한 진단을 내린다. 그에 의하면 1950년대까지 감염성 질환이 주된 사망원인이었으며, 1960년대부터 1970년대 중반까지의 기간은 감염성 질환이 만성질환으로 대체되는 이행기에 해당한다. 반면 1970년대 후반부터는 고령인구의 증가와 함께 만성질환, 특히 암, 뇌혈관질환, 고혈압성 질환 및 간 질환이 주된 사망원인으로 자리 잡게 된다. 1980년대 중반에 들어서 교통사고에 의한 사망이 급격히 증가하는 현상도 관측됨을 보고한다.

〈표 3-6〉 사망원인 구성비의 추이: 1960~1980년

(단위: %)

사망원인	1961년 ¹⁾	1965년 ¹⁾	1970년 ²⁾	1974년 ²⁾	1980년
감염성 및 기생충성 질환	128	97	72	59	40
신생물	36	42	52	66	110
내분비, 영양 및 대사와 면역장애	35	30	9	8	10
혈액 및 조혈기의 질환	4	3	2	1	2
정신장애	5	12	-	-	6
신경계 및 감각기 질환	119	107	8	5	14
순환기계 질환	30	37	116	148	266
호흡기계 질환	204	158	84	56	49
소화기계 질환	173	151	24	30	78
비뇨생식기계 질환	16	10	7	8	9
임신, 출산 및 산욕 합병증	4	3	3	2	1
피부 및 피하조직의 질환	*	*	-	-	*
근골격계 및 결합조직 질환	4	4	4	3	4
선천성 이상	*	-	-	-	2
주산기에 관련된 일정한 병태	1	-	-	-	*
증상, 징후 및 불명확한 병태	224	318	572	547	321
손상 및 중독	17	28	46	67	88
계	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
(사례 수)	(241,539)	(129,438)	(9,609)	(11,262)	(143,348)

주: *는 0.5 이하를 의미함; -는 사례 없음; 1980년 자료는 1980년 전체 사망 신고 자료 중 사망원인 분류가 가능한 자료를 대상으로 한 사인 분석 결과임.

자료: 1) 경제기획원. (1965; 공세권, 임종권, 김미겸, 1983, 재인용, p. 141(표 V-1)). 한국의 인구동태통계. 인구통계자료 제22호(pp. 307-308), 2) 이동우, 김일순. (1977; 공세권, 임종권, 김미겸, 1983, 재인용, p. 141(표 V-1)). 사망률 지표의 개발 및 측정. 한국의 보건문제와 대책(II)(pp. 444-445).

우리나라는 WHO의 국제질병분류(ICD)를 기초로 하여 한국표준질병사인분류(ICD)를 제정하고 있다. WHO의 제10차 국제질병분류(ICD-10)에 기초하여 2021년부터 제8차 한국표준질병사인분류(KCD-8)가 시행되고 있다. 기본적으로 사망원인은 사망신고서(사망진단서)의 사망원인을 검토하여 한국표준질병사인분류(KCD)에 따라 분류하여 집계하는 방식이다.

사망 신고 누락이 많은 영아 사망에 대해서는 1999년부터 사망원인 보완조사 자료 등을 통한 보완 작업이 이루어지고 있으며, 2000년부터는 행정 자료(사고사 등)를 이용한 보완 조치가 이루어지고 있다(통계청, 2019, p. 10). 사망 자료의 보완 조치들에도 불구하고 과거(특히 여성) 자료일수록 특정 원인으로 분류되지 않은 증상, 징후 범주에 속한 사망의 비중이 상당히 높은 관계로 사망원인의 시계열적 특성을 정확히 분석하는 것은 가능하지 않은 상황이다. 아래에서는 1983~2019년 기간에 걸쳐 전체 사망 건수 대비 각 사망원인의 구성비와 연령별 사망원인(19대 분류)의 구성비를 살펴본다. 연령별 사망원인의 구성비에서는 지면상의 제약을 고려하여 구성비가 높은 주요 사인들을 중심으로 살펴보는 방식을 취한다.¹⁴⁾

〈표 3-7〉~〈표 3-9〉는 전체 및 성별로 구분하여 19대 사망원인이 ‘시간’의 경과에 따라 어떠한 분포를 보이는지를 보여 준다. 분석 대상 기간은 1983~1989년을 제외하고 5년 단위로 구분하였다. 우선 남성과 여성을 모두 아우른 전체 사망원인의 기간별 분포를 살펴보면 1983~1989년은 이미 감염성 및 기생충성 질환에서 만성질환으로 전환이 이루어진 이후임을 보여 준다. 이 기간의 사망원인 분포는 앞에서 살펴본 〈표 3-6〉의

14) 연령별 사망원인 구성비 분석에서 연령 미상은 제외하고 백분비를 산출하였다. 참고로 전체 사망원인을 아울러 연령 미상의 백분비는 1983~2019년 기간에 걸쳐 0.05% 미만이다.

1980년 사망원인 분포와 큰 차이가 없다. 순환기계 질환으로 인한 사망이 전체 사망의 1/4을 넘어서며, 신생물에 의한 사망이 13.73%로 나타난다. 외인사의 구성비 또한 10%를 넘어선다.

1990년대 이후의 전반적인 추세를 살펴보면 신생물에 의한 사망의 증가세가 두드러진다. 신생물에 의한 사망은 2010~2014년 기간에 28.56%로 정점을 기록한 후 2015~2019년 기간에는 27.99%로 다소 감소한 모습을 보인다. 암 등 신생물에 의한 사망의 구성비가 감소 추세를 보일 것인지에 대해서는 추가적인 시간이 필요하다. 폐렴이나 만성 하기도 질환 등 호흡계통 질환에 의한 사망은 지속적인 증가세를 보인다. 알츠하이머병을 포함한 신경계통 질환에 의한 사망 또한 꾸준한 증가세를 보인다.

반면 순환계통과 소화계통 질환에 의한 사망은 감소 추세를 보인다. 외인사(질병이환 및 사망의 외인)의 구성비는 1990년대에 정점을 기록한 후 감소 추세를 보이지만, 2015~2019년 기준 9.71%로 여전히 그 비중이 작지 않은 수준이다. 분류되지 않은 증상이나 징후의 구성비는 관측 기간 동안 1/3 미만 수준으로 크게 감소하였지만, 2015~2019년 기준으로 전체 사망 건수의 9% 수준이다.

앞에서 신생물에 의한 사망이 향후 어떻게 전개될 것인지를 판단하기 위해서는 추가적인 시간이 필요함을 언급하였지만, 성별로 구분한 사망원인 분석은 남성의 경우 2000년대 이후 그 증가세가 크게 둔화되었음을 보여 준다. 여성의 경우에도 전체 사망 건수 대비 구성비는 낮지만, 전반적인 추세는 남성과 동일하다. 전체 사망에서 신생물에 의한 사망이 차지하는 비중에서의 성별 차이(남성 - 여성)는 1990년대와 2000년대 전반까지 상승 추세를 보인 후 큰 변화를 보이지 않고 있다. 비록 사망원인별 사망 건수의 구성비 비교라는 한계는 있지만, 이는 제3장에서 살펴본

1990년대부터 2000년대 전반까지의 성별 사망률 격차 확대가 어느 정도 신생물에 의한 사망에 기인할 개연성을 시사한다.

소화계통 질환에 의한 사망의 구성비 또한 2000년대 전반까지 4~5퍼센트포인트 정도의 격차를 보였지만, 2010년대부터 1~2퍼센트포인트 수준까지 감소하는 모습을 보인다. 신경계통 질환에 의한 사망의 구성비는 여성에서 높게 나타나는데, 이는 인구 고령화로 인한 알츠하이머병과 같은 신경계통 질환이 여성에서 더욱 빈번히 발생하는 것과 관련되는 것으로 볼 수 있다. 고혈압, 심장질환, 뇌혈관질환을 포함하는 순환계통 질환에 의한 사망의 구성비 또한 여성에서 높게 나타나는데, 1990년대 이후 6~7퍼센트포인트 수준의 격차가 유지되고 있다.

전체 사망 건수에서 외인사가 차지하는 구성비(%)는 1983~1989년과 2015~2019년에서 큰 차이는 없다. 그러나 전체 추세를 보면 남성은 1990년대, 여성은 2000년대를 정점으로 감소 추세를 보인다. 그러나 2000년대에 들어 감소 추세를 보이지만, 외인사 구성비에서 나타나는 성별 격차는 5~6퍼센트포인트 수준으로 여전히 작지 않다.

달리 분류되지 않는 증상이나 징후에 의한 사망이 차지하는 구성비는 1983~1989년 기준으로 전체 사망 건수의 1/4~1/3 이상이였다. 남녀 모두 달리 분류되지 않는 증상이나 징후 범주의 구성비는 전반적으로 감소 추세를 보이는데, 특히 1990년대부터 2000년대 전반까지 상대적으로 감소 추세가 두드러진다. 여성의 경우 2010년대 전반까지 감소 추세를 보이지만, 최근까지도 성별 격차는 3~4퍼센트포인트 수준으로 남아 있다. 달리 분류되지 않는 증상이나 징후에 의한 사망이 사망원인 분류에서 결측을 의미하는지, 아니면 특정 질환으로 분류되기 어려운 노화 과정을 반영하는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

〈표 3-7〉 사망원인의 구성비 추이(전체): 1983~2019년

사망원인	(단위: %)									
	1983~1989년	1990~1994년	1995~1999년	2000~2004년	2005~2009년	2010~2014년	2015~2019년			
특정 감염성 및 기생충성 질환	3.30	2.36	2.22	2.31	2.28	2.60	2.83			
신생물	13.73	18.51	21.58	25.38	27.84	28.56	27.99			
혈액 및 조혈기관 질환과 면역 기제 침범 특정장애	0.12	0.15	0.18	0.18	0.20	0.24	0.27			
내분비, 영양 및 대사 질환	1.29	2.66	4.00	5.07	4.75	4.48	3.70			
정신 및 행동장애	0.48	1.12	2.62	2.27	1.92	1.97	1.76			
신경계통 질환	0.98	1.03	0.95	1.47	2.01	3.09	4.07			
눈 및 눈부속기 질환	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00			
귀 및 유돌 질환	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
순환계통 질환	26.03	26.40	24.13	24.16	22.85	21.84	21.19			
호흡계통 질환	3.78	3.92	4.82	6.28	6.24	8.21	11.44			
소화계통 질환	7.46	7.07	6.67	5.57	4.42	4.26	4.19			
피부 및 피하조직 질환	0.02	0.06	0.10	0.17	0.18	0.18	0.20			
근골격계통 및 결합 조직 질환	0.31	0.64	0.91	0.84	0.70	0.66	0.51			
비노생식계통 질환	0.78	0.81	1.05	1.27	1.56	2.03	2.65			
임신, 출산 및 산후기	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.02	0.01			
출생전후기 기원 특정병태	0.04	0.11	0.17	0.56	0.34	0.29	0.19			
선천 기형, 변형 및 염색체 이상	0.37	0.53	0.36	0.36	0.23	0.19	0.13			
달리 분류되지 않은 증상, 징후	30.78	21.15	16.68	11.95	11.91	9.46	9.16			
질병이환 및 사망의 외인	10.48	13.41	13.51	12.12	12.55	11.92	9.71			

자료: 통계청, (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-8〉 사망원인의 구성비 추이(남성): 1983~2019년

사망원인	(단위: %)									
	1983~1989년	1990~1994년	1995~1999년	2000~2004년	2005~2009년	2010~2014년	2015~2019년			
특정 감염성 및 기생충성 질환	3.77	2.86	2.70	2.71	2.48	2.56	2.55			
신생물	14.95	20.79	24.54	29.18	31.76	32.27	31.85			
혈액 및 조혈기관 질환과 면역 기제 침범 특정장애	0.10	0.13	0.15	0.15	0.17	0.20	0.21			
내분비, 영양 및 대사 질환	1.25	2.45	3.57	4.51	4.32	4.09	3.40			
정신 및 행동장애	0.55	1.18	2.02	1.71	1.48	1.47	1.41			
신경계통 질환	0.96	0.97	0.95	1.33	1.69	2.38	3.01			
눈 및 눈부속기 질환	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
귀 및 유돌 질환	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
순환계통 질환	24.80	23.15	21.16	21.00	19.82	18.69	18.40			
호흡계통 질환	3.60	3.88	5.00	6.56	6.58	8.34	11.73			
소화계통 질환	9.41	9.25	8.80	7.39	5.63	5.04	4.82			
피부 및 피하조직 질환	0.02	0.04	0.07	0.10	0.11	0.11	0.13			
근골격계통 및 결합 조직 질환	0.24	0.40	0.49	0.38	0.37	0.41	0.32			
비노생식계통 질환	0.71	0.76	0.99	1.16	1.40	1.73	2.17			
임신, 출산 및 산후기	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
출생전후기 기원 특정병태	0.04	0.10	0.18	0.56	0.34	0.29	0.20			
선천 기형, 변형 및 염색체 이상	0.34	0.50	0.35	0.34	0.21	0.17	0.12			
달리 분류되지 않은 증상, 징후	25.87	16.11	11.54	7.73	8.39	7.57	7.36			
질병이환 및 사망의 외인	13.38	17.43	17.47	15.17	15.25	14.67	12.32			

자료: 통계청. (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-9〉 사망원인의 구성비 추이(여성): 1983~2019년

	(단위: %)									
	1983~1989년	1990~1994년	1995~1999년	2000~2004년	2005~2009년	2010~2014년	2015~2019년			
사망원인										
특정 감염성 및 기생충성 질환	2.64	1.69	1.61	1.82	2.04	2.64	3.16			
신생물	12.03	15.49	17.79	20.69	22.99	23.97	23.41			
혈액 및 조혈기관 질환과 면역 기제 침범 특정장애	0.15	0.19	0.21	0.22	0.24	0.29	0.34			
내분비, 영양 및 대사 질환	1.35	2.94	4.53	5.77	5.28	4.96	4.04			
정신 및 행동장애	0.39	1.06	3.39	2.96	2.46	2.60	2.18			
신경계통 질환	1.00	1.12	0.95	1.65	2.41	3.98	5.33			
눈 및 눈부속기 질환	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00			
귀 및 유돌 질환	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00			
순환계통 질환	27.74	30.71	27.93	28.05	26.59	25.73	24.50			
호흡계통 질환	4.03	3.99	4.59	5.94	5.81	8.05	11.10			
소화계통 질환	4.74	4.19	3.95	3.32	2.91	3.29	3.44			
피부 및 피하조직 질환	0.02	0.09	0.15	0.25	0.26	0.26	0.28			
근골격계통 및 결합 조직 질환	0.39	0.96	1.44	1.41	1.11	0.96	0.73			
비노생식계통 질환	0.88	0.88	1.12	1.40	1.75	2.40	3.22			
임신, 출산 및 산후기	0.11	0.09	0.07	0.06	0.05	0.05	0.03			
출생전후기 기원 특정병태	0.04	0.11	0.17	0.55	0.35	0.27	0.17			
선천 기형, 변형 및 염색체 이상	0.42	0.56	0.38	0.39	0.25	0.21	0.14			
달리 분류되지 않은 증상, 징후	37.61	27.84	23.26	17.16	16.28	11.81	11.30			
질병이환 및 사망의 외인	6.44	8.09	8.43	8.37	9.21	8.51	6.62			

자료: 통계청. (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

<표 3-10>~<표 3-11>은 성별로 구분하여 사망원인의 ‘연령별’ 구성비와 그 시간적 추이를 보여 준다. 사망원인의 분포는 연령에 따라 차별적인 양상을 보이기도 한다. 연령이 증가함에 따라 전체 사망 건수 대비 구성비가 증가하는 사망원인이 있는 반면, 초고령기 이전에 정점을 찍은 후 점차 감소하는 패턴을 보이는 사망원인도 있다.

악성 신생물은 초고령기(예컨대, 80세 이상) 이전 기간에 주된 사망원인으로 기능하는 경향이 강하다. 예컨대, 2015~2019년 기간 동안 남성의 사망원인에서 신생물이 차지하는 구성비를 살펴보면 60~69세 연령대에서 42.39%로 정점을 형성한 후 감소하는 패턴을 보인다. 여성의 경우에는 50~59세 연령대에서 신생물이 52.27%를 차지한 후 감소하는 패턴을 보이는데, 80세 이상 연령대에서는 신생물에 의한 사망은 13.80%로 크게 낮아진 모습을 확인할 수 있다.

반면 순환계 및 호흡계 질환에 기초한 사망 건수가 차지하는 구성비는 대체로 연령이 증가함에 따라 상승하는 패턴을 확인할 수 있다. 순환기계 질환에 의한 사망이 연령 증가에 따라 상대적으로 일정한 속도로 증가하는 반면, 호흡기계 질환은 초고령기에 가파르게 증가하는 패턴이 관측된다. 특히 남성의 경우 최근으로 올수록 80세 이상 연령대에서 폐렴 등 호흡계 질환에 기초한 사망이 차지하는 구성비가 상대적으로 크게 상승하는 모습을 관찰할 수 있다.

이러한 신생물(암), 순환기계 및 호흡기계 질환에 의한 사망의 연령별 패턴은 1951~1990년에 걸친 일본의 사망률 시계열 자료를 분석한 Horiuchi & Wilmoth(1997, p. B67)의 연구 결과와 유사하다. 최근 프랑스에서 진행된 연구(Meslé & Vallin, 2021, p. 82) 또한 연령별 사망원인의 분포와 관련한 위의 논의가 대략 105세까지 적용될 수 있음을 밝힌다.

한편 최근으로 올수록 달리 분류되지 않는 증상이나 징후로 인한 사망은 감소 추세를 보이지만, 본 연구의 분석 결과는 80세 이상 연령대에서 이 범주의 구성비가 여전히 높은 모습을 보인다(특히 여성). 물론 분류 가능한 증상이나 징후가 없는 사망이 반드시 질병이 없는 자연스러운 사망을 의미하는 것은 아니다. 이러한 상황은 자료의 질(분류의 정확성) 문제와 함께 초고령기에 발생하는 사망의 경우에 주된 사망원인을 판단하기 어려운 복합 사인(multiple cause of death)의 비중이 높은 것과도 관련이 있을 수 있다. 다른 한편으로 초고령기 사망에서 미분류 사망의 비중이 높은 것은 이 시기의 사망이 특정 질환의 명확한 발현 없이 일반적인 건강 악화 과정을 통해 진행될 개연성 또한 시사하는 측면이 있다(Horiuchi, 1999, pp. 59-60; Meslé & Vallin, 2021, p. 82).¹⁵⁾

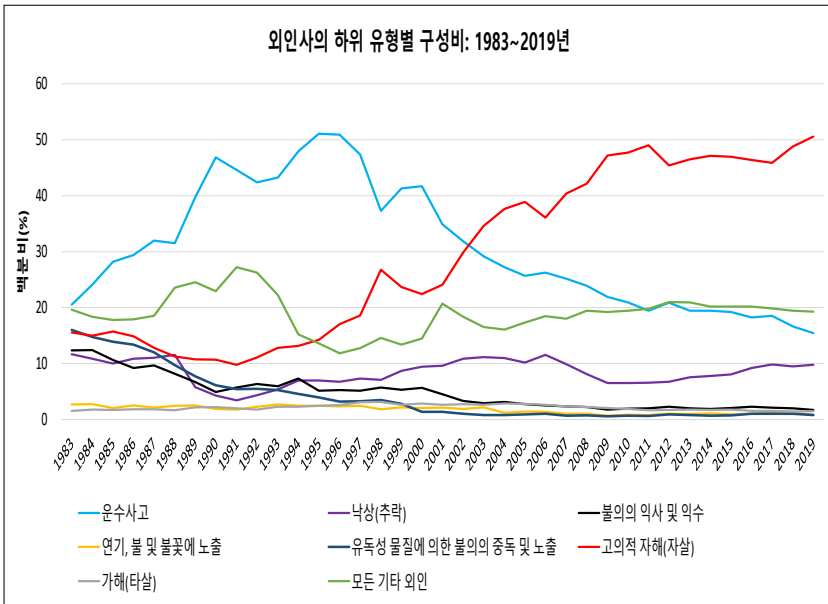
마지막으로 자살이나 운수사고 등 외인사의 연령 구성비에서도 큰 변화가 관측된다. <표 3-10>과 <표 3-11>은 1983~1989년 기간에는 20대의 구성비가 가장 높았지만, 2015~2019년 기간에는 50대의 구성비가 가장 높음을 보여 준다. 외인사의 경우 내부적 이질성이 작지 않다는 점에서 하위 유형별 차이를 살펴보는 것도 유용한 정보를 제공할 수 있다. 참고로 [그림 3-14]는 외인사의 하위 유형별 구성비를 보여 준다. 1983~2019년에 걸친 외인사 하위 범주별 구성비 분포는 운수사고와 자살(고의적 자해)이 주도적인 역할을 하고 있음을 보여 준다. 반면 운수사고와 자살의 구성비는 기간의 경과에 따라 상당히 다른 패턴을 보인다. 운수사고가 1990년대 중반에 정점을 기록한 후 점차 감소 추세를 보이는 것과 달리 자살은 2000년대 초반부터 외인사의 핵심을 형성하고 있다. 통계청(2021g)의 사망원인 통계에 의하면 2019년 전체 외인사 27,282

15) 이러한 차원에서 Meslé & Vallin(2021, p. 82)은 노환(senility)이 부정확하게 분류된 사망원인이 아니라 초고령기의 실제 사망원인일 개연성이 있음을 지적한다.

명 중에서 50.58%인 13,799명이 자살로 분류된다.

이러한 측면에서 <표 3-12>와 <표 3-13>은 외인사의 하위 범주 중 운수사고 및 자살에 의한 사망의 연령별 구성비를 보여 준다. 전반적으로 운수사고와 자살에 의한 사망에서 20대가 차지하는 비중은 최근으로 올수록 감소하는 패턴을 확인할 수 있다. 반면 운수사고와 자살 모두에서 고연령층의 구성비가 증가하는 패턴이 관측된다. 예컨대, 남녀 모두 활동 능력이 여전히 높은 70대에서 운수사고에 의한 사망의 구성비가 가장 높은 모습을 확인할 수 있다. 자살은 40대와 50대의 비중이 상대적으로 높은 패턴을 보인다.

[그림 3-14] 외인사의 하위 유형별 구성비: 1983~2019년



자료: 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-10〉 연령별 사망원인의 구성비 추이(남성): 1983~2019년

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
1983년 ~ 1989년	감염성	7.59	5.75	5.29	3.82	5.40	5.35	4.75	3.41	2.04	1.16	3.77
	신생물	1.65	5.07	7.12	6.44	11.79	19.31	25.03	20.26	10.33	3.80	14.95
	내분비	0.89	0.37	0.48	0.60	1.13	1.61	1.89	1.58	0.98	0.54	1.25
	정신·행동장애	0.02	0.06	0.52	1.02	1.36	1.09	0.64	0.32	0.19	0.18	0.55
	신경계	6.60	6.44	4.33	1.87	1.21	0.66	0.51	0.43	0.34	0.21	0.96
	순환계	7.32	8.62	16.18	12.82	18.45	23.78	28.23	30.70	28.27	23.20	24.80
	호흡계	16.14	12.23	5.15	1.64	1.69	2.04	2.66	3.49	4.30	4.41	3.60
	소화계	2.39	2.35	4.42	4.65	13.30	18.39	14.82	8.58	4.66	3.40	9.41
	비노생식계	0.35	0.66	1.19	1.20	1.03	0.78	0.68	0.57	0.57	0.54	0.71
	미분류	26.87	17.36	14.55	10.46	10.46	10.33	11.83	26.20	45.88	61.25	25.86
1990년 ~ 1994년	외인	6.40	37.11	39.18	54.92	33.77	16.32	8.57	4.11	2.13	1.00	13.38
	기타 원인	23.77	3.97	1.59	0.56	0.40	0.34	0.37	0.37	0.33	0.30	0.74
	감염성	4.92	2.43	2.16	1.95	3.76	3.85	3.39	2.99	2.30	1.57	2.86
	신생물	2.16	7.43	8.20	6.76	12.27	21.89	31.27	30.57	18.67	7.36	20.79
	내분비	1.03	0.54	0.47	0.56	1.56	2.44	3.30	3.34	2.59	1.55	2.45
	정신·행동장애	0.02	0.15	0.60	1.00	2.36	2.21	1.40	0.79	0.70	0.93	1.18
	신경계	5.75	6.83	4.87	1.97	1.22	0.76	0.61	0.52	0.55	0.56	0.97
	순환계	3.38	4.45	8.79	7.43	12.85	17.81	22.29	28.14	31.05	28.79	23.15
	호흡계	8.14	4.87	2.14	0.91	1.30	1.77	2.89	4.29	5.91	6.30	3.88
	소화계	1.92	1.00	1.72	2.88	12.96	18.56	14.82	8.32	5.06	3.72	9.25
비노생식계	0.42	0.53	0.60	0.67	0.75	0.73	0.72	0.76	0.80	0.94	0.76	
1994년	미분류	16.65	11.00	8.71	5.21	5.54	4.95	5.25	12.76	27.75	45.11	16.09
	외인	12.12	52.74	58.54	69.71	44.95	24.64	13.62	6.93	3.88	2.20	17.44
	기타 원인	43.49	8.03	3.20	0.97	0.48	0.40	0.43	0.60	0.74	0.96	1.18

(단위: %)

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
1995년 ~ 1999년	감염성	3.76	2.00	1.29	1.63	3.09	3.50	3.09	2.74	2.60	1.93	2.70
	산생물	1.62	10.13	9.22	6.96	12.66	21.92	33.21	36.18	26.06	10.84	24.54
	내분비	0.96	0.67	0.38	0.51	1.83	3.07	4.23	4.93	4.26	2.57	3.57
	정신·행동장애	0.00	0.24	0.53	0.90	2.69	2.86	1.69	1.34	2.06	3.26	2.02
	신경계	4.91	8.29	5.15	2.09	1.24	0.85	0.74	0.70	0.56	0.37	0.95
	순환계	3.71	3.45	4.99	6.06	11.28	15.40	19.65	25.13	28.49	24.16	21.16
	호흡계	5.13	4.38	1.36	1.00	1.41	1.92	3.18	5.29	7.83	8.52	5.00
	소화계	1.82	1.34	0.93	1.82	11.98	18.30	14.13	8.43	4.91	3.56	8.80
	비뇨생식계	0.40	0.44	0.58	0.55	0.76	0.76	1.01	1.09	1.09	1.23	0.99
	미분류	15.88	4.83	2.95	3.02	4.36	4.08	3.13	4.83	16.35	39.55	11.54
	외인	11.95	56.35	70.55	74.66	48.16	26.92	15.47	8.63	4.80	2.83	17.47
	기타 원인	49.86	7.89	2.09	0.81	0.54	0.42	0.46	0.70	0.99	1.18	1.25
2000년 ~ 2004년	감염성	1.06	2.27	1.54	1.79	3.27	3.60	2.88	2.41	2.65	2.63	2.71
	산생물	0.94	11.91	13.48	9.66	15.06	23.43	35.40	39.76	33.06	17.67	29.19
	내분비	1.09	1.14	0.72	0.74	2.07	3.60	4.93	6.01	5.25	3.45	4.51
	정신·행동장애	0.00	0.08	0.42	0.70	1.92	2.48	1.56	1.13	1.64	2.62	1.71
	신경계	2.63	9.76	7.39	2.98	1.63	1.04	0.92	1.00	1.28	1.29	1.33
	순환계	1.72	2.98	4.76	6.84	11.72	15.21	18.03	22.80	26.95	24.74	21.00
	호흡계	2.34	4.56	1.62	1.18	1.48	1.91	2.95	5.44	9.97	12.90	6.56
	소화계	0.59	1.04	0.84	1.60	9.78	17.10	12.46	6.73	3.95	3.10	7.39
	비뇨생식계	0.07	0.48	0.42	0.46	0.76	0.86	1.15	1.31	1.31	1.33	1.16
	미분류	10.22	3.48	2.76	3.74	4.40	4.11	2.94	2.76	6.99	24.78	7.73
	외인	4.99	53.65	63.12	69.10	47.32	26.21	16.38	10.12	6.13	4.48	15.17
	기타 원인	74.37	8.66	2.92	1.21	0.59	0.44	0.40	0.54	0.83	1.02	1.55

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체	
2005년 ~ 2009년	감염성	1.30	2.49	1.02	1.60	3.23	3.71	2.76	2.15	2.25	2.35	2.48	
	산생물	1.30	16.14	14.28	9.12	15.27	24.37	36.23	42.27	37.24	20.60	31.76	
	내분비	0.87	1.37	0.71	0.85	1.82	3.56	4.56	5.40	5.05	3.49	4.32	
	정신·행동장애	0.00	0.04	0.31	0.41	1.50	2.13	1.48	0.99	1.14	2.36	1.48	
	신경계	2.12	12.86	8.67	3.59	1.70	1.12	1.04	1.29	1.76	2.12	1.69	
	순환계	2.06	3.21	4.96	6.30	11.80	14.53	16.22	19.78	23.59	24.34	19.82	
	호흡계	1.59	5.30	1.18	0.74	1.02	1.50	2.40	4.91	9.00	12.73	6.58	
	소화계	0.58	0.86	0.69	1.01	6.34	13.08	10.49	5.57	3.16	2.42	5.63	
	비뇨생식계	0.20	0.36	0.31	0.42	0.61	0.85	1.20	1.51	1.65	1.73	1.40	
	미분류	13.86	3.17	3.28	4.29	5.38	5.34	4.34	3.33	6.70	21.64	8.38	
	외인	5.14	44.79	61.26	70.49	50.50	29.29	18.83	12.23	7.76	5.23	15.24	
	기타 원인	70.97	9.41	3.34	1.17	0.84	0.50	0.43	0.56	0.70	0.99	1.20	
	감염성	1.44	2.37	0.77	1.20	2.16	3.00	2.63	2.21	2.21	2.49	2.93	2.56
	산생물	1.03	17.05	14.84	9.18	14.14	22.75	34.52	43.52	38.00	23.20	32.28	32.28
내분비	0.64	1.97	1.01	0.62	1.43	2.78	4.03	4.54	4.94	3.87	4.09	4.09	
정신·행동장애	0.00	0.00	0.12	0.21	0.91	1.53	1.37	0.93	1.20	2.48	1.47	1.47	
신경계	1.77	14.34	7.76	3.03	1.57	1.24	1.31	1.71	1.71	2.49	3.61	2.38	
순환계	1.21	5.43	5.26	5.82	10.81	14.25	14.92	17.17	20.85	23.59	18.69	18.69	
호흡계	1.51	5.20	1.39	0.85	1.08	1.48	2.63	5.22	10.02	16.18	8.34	8.34	
소화계	0.33	1.21	0.46	1.04	4.55	11.01	9.84	5.22	3.27	2.68	5.04	5.04	
비뇨생식계	0.03	0.23	0.38	0.27	0.58	0.87	1.16	1.70	2.04	2.33	1.73	1.73	
미분류	13.13	4.39	2.88	4.38	6.27	7.78	6.83	4.59	5.72	12.86	7.56	7.56	
외인	4.93	37.57	62.14	72.06	55.75	32.78	20.17	12.57	8.22	5.29	14.67	14.67	
기타 원인	73.99	10.23	3.00	1.34	0.76	0.54	0.58	0.63	0.76	0.99	1.18	1.18	

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
2015년 ~ 2019년	감염성	1.12	3.10	0.55	0.84	1.45	2.24	2.34	2.11	2.55	3.12	2.55
	신생물	1.40	17.96	15.19	9.68	14.70	22.37	33.22	42.39	37.94	24.08	31.85
	내분비	0.84	2.17	0.88	1.03	1.50	2.46	3.35	3.73	3.94	3.21	3.40
	장신·행동장애	0.00	0.08	0.11	0.25	0.85	1.83	1.73	1.11	1.02	1.84	1.41
	신경계	1.61	13.93	8.92	3.81	1.64	1.51	1.61	2.14	3.08	4.28	3.01
	순환계	2.13	6.11	5.09	6.21	12.22	15.65	15.89	16.65	19.34	21.38	18.40
	호흡계	1.08	3.33	1.62	1.33	1.46	2.00	3.37	6.65	12.82	20.30	11.73
	소화계	0.28	1.24	0.70	1.26	5.14	10.66	10.10	5.77	3.21	2.62	4.82
	비뇨생식계	0.17	0.39	0.22	0.31	0.53	0.88	1.30	1.82	2.42	2.96	2.16
	미분류	15.29	4.88	2.99	4.18	5.51	7.60	7.04	5.14	5.54	10.51	7.35
	외인	5.38	35.53	60.78	69.74	54.30	32.23	19.51	11.87	7.41	4.88	12.32
	기타 원인	70.72	11.30	2.95	1.36	0.70	0.56	0.52	0.63	0.72	0.81	0.99

자료: 통계청 (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-11〉 연령별 사망원인의 구성비 추이(여성): 1983~2019년

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
1983년 ~ 1989년	감염성	7.67	7.72	7.56	7.87	7.30	4.22	2.79	1.82	1.24	0.89	2.65
	신생물	1.65	4.94	8.61	13.60	23.71	28.36	25.76	16.93	7.36	2.63	12.04
	내분비	1.00	0.50	0.76	1.55	1.43	1.68	2.17	2.16	1.31	0.59	1.35
	정신·행동장애	0.02	0.06	0.62	1.54	1.26	0.73	0.43	0.25	0.21	0.25	0.39
	신경계	6.08	6.35	4.88	3.12	1.83	0.98	0.73	0.46	0.32	0.23	1.01
	순환계	7.16	10.23	18.54	17.19	21.38	30.26	36.45	35.48	30.13	23.28	27.76
	호흡계	17.60	15.16	7.79	3.60	2.64	1.99	2.08	2.91	3.82	3.99	4.02
	소화계	2.25	2.57	5.26	5.60	6.81	8.39	7.93	5.44	3.67	2.83	4.74
	비노생식계	0.28	0.64	1.85	2.16	1.84	1.52	1.09	0.87	0.65	0.41	0.88
	미분류	27.58	20.70	16.18	12.98	10.89	10.22	13.50	29.33	48.87	63.76	37.56
1990년 ~ 1994년	외인	6.41	26.66	25.31	27.66	19.12	10.76	6.43	3.78	1.96	0.76	6.45
	기타 원인	22.29	4.48	2.64	3.14	1.79	0.89	0.62	0.57	0.47	0.37	1.14
	감염성	4.23	3.54	3.40	4.58	4.64	3.13	1.97	1.47	1.28	0.95	1.70
	신생물	2.38	7.83	12.07	16.12	28.66	33.44	32.50	24.30	12.43	4.29	15.50
	내분비	0.79	0.57	0.91	1.90	1.72	2.60	3.83	5.09	3.64	1.51	2.94
	정신·행동장애	0.02	0.09	0.62	1.46	1.61	1.13	0.67	0.58	0.95	1.51	1.05
	신경계	5.65	7.21	5.94	3.77	2.29	1.29	0.96	0.76	0.65	0.63	1.12
	순환계	3.44	5.97	10.54	11.82	14.88	24.12	32.44	36.96	36.50	29.91	30.72
	호흡계	8.76	6.62	3.83	2.14	1.69	2.11	1.98	3.00	4.56	5.15	3.99
	소화계	1.61	1.23	2.64	3.11	4.98	7.09	7.08	4.92	3.67	3.16	4.19
1994년	비노생식계	0.56	0.61	1.35	1.19	1.46	1.43	1.30	1.09	0.77	0.54	0.88
	미분류	18.37	13.76	11.26	7.62	5.42	5.21	5.83	14.67	30.90	49.44	27.80
	외인	12.01	42.59	41.20	41.79	29.87	17.32	10.46	6.09	3.34	1.49	8.10
	기타 원인	42.17	9.97	6.23	4.49	2.78	1.13	0.96	1.06	1.31	1.42	2.01

(단위: %)

연도	시각영역인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
1995년 ~ 1999년	감염성	3.10	2.60	2.52	3.78	3.58	2.51	1.98	1.65	1.52	1.05	1.61
	신생물	1.93	10.56	13.52	15.11	30.70	37.36	37.10	29.38	17.25	5.83	17.80
	내분비	0.97	0.56	1.20	1.57	2.07	2.64	4.95	7.76	6.42	2.57	4.54
	정신·행동장애	0.00	0.24	0.64	1.17	1.68	1.18	0.92	1.41	3.42	5.64	3.39
	신경계	4.81	8.71	6.31	3.16	2.20	1.46	1.09	1.04	0.62	0.33	0.95
	순환계	4.14	5.08	7.30	8.19	11.32	19.06	27.29	34.91	35.54	25.06	27.93
	호흡계	5.55	5.79	2.03	1.54	1.83	2.17	2.28	3.45	5.27	5.90	4.59
	소화계	1.60	1.34	1.68	1.95	4.24	6.47	7.35	4.94	3.67	2.92	3.95
	비뇨생식계	0.36	0.65	0.56	0.99	1.41	1.60	1.70	1.61	1.15	0.73	1.12
	미분류	17.05	6.36	3.68	3.46	3.42	3.04	2.43	5.41	19.03	46.01	23.25
2000년 ~ 2004년	외인	12.17	48.73	56.42	54.56	34.61	21.25	11.82	6.93	3.99	1.95	8.44
	기타 원인	48.32	9.38	4.12	4.51	2.95	1.26	1.10	1.53	2.13	2.01	2.43
	감염성	1.19	2.81	2.20	3.45	2.84	2.52	2.36	1.85	1.83	1.50	1.82
	신생물	1.16	13.43	16.57	17.96	32.93	40.94	42.46	34.23	22.12	8.96	20.69
	내분비	1.01	1.04	1.06	1.95	2.34	2.90	5.51	8.90	8.55	3.74	5.77
	정신·행동장애	0.02	0.08	0.51	1.01	1.22	1.18	0.73	1.09	2.77	4.67	2.96
	신경계	1.89	9.92	7.72	3.49	2.25	1.53	1.36	1.70	1.74	1.29	1.65
	순환계	1.64	4.09	6.58	7.77	9.30	15.89	21.97	30.84	35.93	27.40	28.05
	호흡계	2.72	6.05	1.72	1.75	1.77	1.98	1.98	2.23	3.53	6.24	8.22
	소화계	0.52	1.01	1.18	1.83	3.88	5.80	5.63	4.19	3.14	2.63	3.32
비뇨생식계	0.15	0.54	0.63	0.90	1.23	1.47	2.24	2.07	1.61	0.96	1.40	
미분류	10.33	4.60	3.29	3.48	3.39	2.80	2.12	2.55	8.49	34.45	17.16	
외인	4.83	46.43	53.65	51.86	35.50	21.65	12.29	7.65	5.40	3.99	8.37	
기타 원인	74.55	10.00	4.89	4.55	3.35	1.33	1.09	1.40	2.18	2.20	2.88	

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
2005년 ~ 2009년	감염성	1.43	2.58	1.67	1.74	2.08	2.29	2.53	2.35	2.14	1.83	2.04
	산생물	1.78	18.00	18.21	13.26	32.36	43.14	47.83	39.64	26.42	11.20	22.99
	내분비	0.85	0.97	1.55	1.29	1.75	2.61	4.40	7.69	7.87	3.95	5.28
	정신·행동장애	0.00	0.24	0.47	0.64	0.88	0.88	0.52	0.68	1.87	3.94	2.46
	신경계	2.49	12.65	7.84	2.77	1.81	1.48	1.48	1.65	2.20	2.66	2.41
	순환계	1.62	4.43	4.74	4.53	7.25	12.75	16.73	24.80	32.35	28.93	26.59
	호흡계	1.48	5.64	1.98	1.22	1.12	1.53	2.07	3.18	5.62	8.09	5.81
	소화계	0.40	1.22	0.85	1.48	3.45	4.85	4.04	3.30	3.03	2.48	2.91
	비뇨생식계	0.19	0.24	0.47	0.49	0.80	1.31	2.22	2.74	2.11	1.39	1.75
	미분류	12.46	4.09	2.76	3.35	3.29	3.19	2.49	2.79	7.96	29.50	16.28
	외인	5.49	38.91	54.25	66.00	42.13	24.62	14.40	9.36	6.32	4.42	9.21
	기타 원인	71.83	11.04	5.20	3.23	3.08	1.34	1.12	1.26	1.65	1.89	2.25
	감염성	1.21	3.40	1.04	1.29	1.63	1.75	2.00	2.78	2.92	2.72	2.64
	산생물	1.47	17.85	16.98	13.23	29.89	44.20	50.23	44.07	29.42	13.27	23.97
내분비	0.75	1.62	1.23	1.14	1.59	2.13	3.17	5.69	7.03	4.55	4.96	
정신·행동장애	0.00	0.00	0.19	0.26	0.49	0.63	0.59	0.62	1.57	4.02	2.60	
신경계	1.54	13.45	7.43	2.48	1.94	1.53	1.53	1.89	2.63	3.79	4.81	3.98
순환계	1.90	6.11	5.77	4.47	6.75	11.14	13.49	19.42	27.88	30.00	25.73	
호흡계	1.24	4.79	2.08	1.17	1.18	1.50	2.12	3.85	6.84	11.11	8.05	
소화계	0.26	1.70	0.90	1.55	4.25	5.07	3.97	3.19	3.47	3.06	3.29	
비뇨생식계	0.16	0.23	0.43	0.39	0.81	1.23	1.94	3.04	2.92	2.33	2.40	
미분류	12.58	4.95	2.98	3.30	3.77	3.68	3.31	3.52	6.15	18.21	11.81	
외인	4.97	31.07	56.05	66.93	44.03	25.63	15.97	9.89	6.49	4.25	8.51	
기타 원인	73.92	14.84	4.92	3.78	3.67	1.52	1.31	1.30	1.53	1.68	2.05	

연도	사망원인	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
2015년 ~ 2019년	감염성	0.81	2.07	1.22	1.22	1.03	1.32	1.91	2.49	3.43	3.47	3.16
	신생물	0.90	20.95	16.78	15.54	30.82	44.69	52.27	47.28	31.26	13.80	23.42
	내분비	0.85	1.35	1.28	1.52	1.52	1.85	2.44	3.94	5.27	4.02	4.04
	장신·행동장애	0.00	0.21	0.32	0.40	0.65	0.84	0.57	0.55	1.17	3.04	2.18
	신경계	1.57	15.56	8.26	3.53	1.84	1.57	2.05	3.14	4.54	6.48	5.33
	순환계	2.11	6.74	6.79	5.10	7.55	10.89	12.59	17.06	24.65	28.11	24.50
	호흡계	1.25	4.25	2.37	1.69	1.54	1.86	2.69	5.23	9.15	14.25	11.10
	소화계	0.36	1.24	0.90	1.40	5.05	6.44	4.64	3.61	3.55	3.13	3.44
	비뇨생식계	0.09	0.41	0.26	0.35	0.80	1.21	1.85	2.90	3.81	3.41	3.22
	미분류	14.61	5.91	3.14	3.86	3.56	3.92	3.58	3.83	6.15	15.46	11.30
	외인	5.15	27.39	54.00	61.75	42.42	24.05	14.12	8.58	5.64	3.43	6.62
	기타 원인	72.31	13.90	4.68	3.63	3.21	1.36	1.30	1.39	1.39	1.40	1.70

자료: 통계청 (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-12〉 운수사고 및 자살에 의한 사망의 연령 구성 추이(남성): 1983~2019년

(단위: %)

사망원인	연도	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
운수사고	1983~1989년	0.24	10.17	7.01	24.77	21.00	16.88	10.47	5.81	2.94	0.70	100.00
	1990~1994년	0.18	5.86	7.89	20.82	21.78	15.96	14.09	7.79	4.48	1.14	100.00
	1995~1999년	0.23	4.18	8.82	19.57	19.30	15.89	14.32	10.24	5.69	1.76	100.00
	2000~2004년	0.13	3.87	5.81	14.18	15.96	18.05	14.84	15.97	8.08	3.11	100.00
	2005~2009년	0.07	2.04	4.70	11.07	12.04	18.09	16.86	17.76	13.08	4.29	100.00
자살	2010~2014년	0.07	1.16	4.71	9.01	10.26	15.41	19.58	16.51	17.59	5.69	100.00
	2015~2019년	0.04	0.96	3.33	7.86	7.77	11.54	19.64	18.66	19.76	10.43	100.00
	1983~1989년	0.00	0.00	9.06	31.63	18.31	17.30	12.17	7.58	3.35	0.60	100.00
	1990~1994년	0.00	0.05	8.31	24.17	23.62	15.46	14.39	8.25	4.43	1.31	100.00
	1995~1999년	0.00	0.05	5.09	17.98	22.82	20.17	15.53	10.63	5.84	1.90	100.00
자살	2000~2004년	0.00	0.03	2.40	11.00	18.36	22.15	17.09	15.81	9.06	4.11	100.00
	2005~2009년	0.00	0.01	2.11	9.22	14.85	20.69	18.48	16.89	12.47	5.28	100.00
	2010~2014년	0.00	0.01	1.90	8.33	14.85	20.40	21.20	14.15	13.67	5.49	100.00
	2015~2019년	0.00	0.01	1.61	7.80	13.23	19.61	22.31	14.98	13.13	7.32	100.00

자료: 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=2에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-13〉 운수사고 및 자살에 의한 사망의 연령 구성 추이(여성): 1983~2019년

(단위: %)

사망원인	연도	0세	1~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세+	전체
운수사고	1983~1989년	0.57	21.16	7.72	10.91	10.97	12.31	12.50	12.19	8.71	2.96	100.00
	1990~1994년	0.57	11.32	6.79	11.35	11.82	11.62	15.21	14.78	11.99	4.56	100.00
	1995~1999년	0.60	7.94	7.61	11.47	11.10	11.49	13.93	16.03	13.79	6.05	100.00
	2000~2004년	0.31	6.55	5.28	8.61	9.16	12.21	12.74	18.01	17.95	9.18	100.00
	2005~2009년	0.14	4.04	3.65	6.65	6.90	12.45	13.52	18.36	21.78	12.51	100.00
	2010~2014년	0.18	2.00	3.71	5.52	4.62	9.13	14.57	18.64	27.46	14.17	100.00
	2015~2019년	0.12	1.43	1.69	4.24	4.01	6.45	13.88	18.53	30.08	19.58	100.00
	1983~1989년	0.00	0.00	11.98	31.88	19.07	13.14	9.19	7.40	5.64	1.70	100.00
	1990~1994년	0.00	0.07	9.50	25.69	23.52	12.77	9.83	8.87	6.72	3.04	100.00
	1995~1999년	0.00	0.11	9.09	22.36	21.28	13.80	10.03	9.51	8.99	4.82	100.00
자살	2000~2004년	0.00	0.04	3.93	13.36	18.09	16.61	10.66	12.67	15.11	9.54	100.00
	2005~2009년	0.00	0.01	3.29	16.56	18.22	15.74	10.42	11.37	14.02	10.37	100.00
	2010~2014년	0.00	0.00	2.93	11.88	17.83	17.27	14.84	10.03	14.23	11.00	100.00
	2015~2019년	0.00	0.00	3.17	10.91	16.90	18.71	16.31	10.57	12.20	11.22	100.00

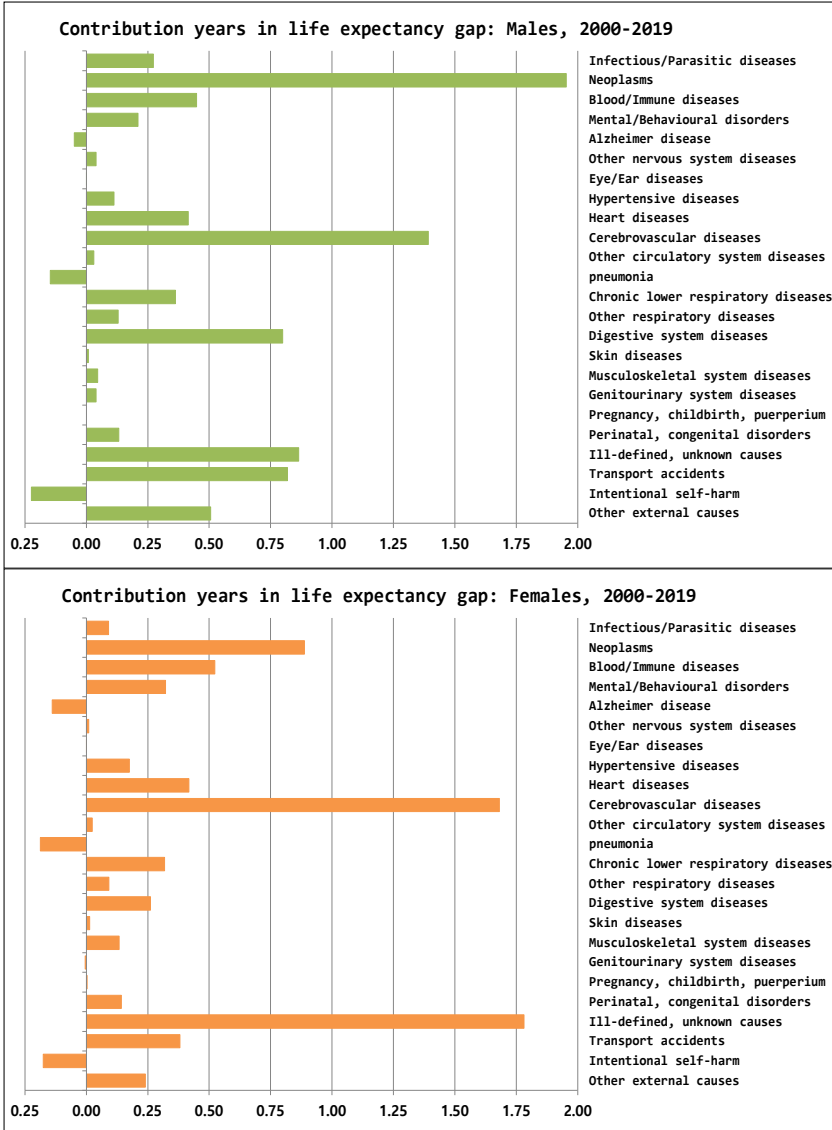
자료: 통계청, (2021년). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

사망원인별 사망력 변천과 관련하여, 마지막으로 아래에서는 기대수명(e_0)의 개선에서 사망원인별 기여도를 살펴본다. 앞서도 언급했듯이 현 시점에서 사망원인 자료의 정확성을 가늠하기 어려운 상황임을 고려하여 행정 자료의 활동 등 상대적으로 자료의 정확성이 높아진 것으로 추정되는 2000~2019년 자료만을 사용한다. 제3장에서 살펴본 기대수명 증가의 기여도 분해가 연령에 초점을 맞춘 데 비해 이 절에서는 사망원인을 중심으로 2000~2019년 기간의 기대수명 증가를 살펴본다. 이 절의 사망원인별 기여도 분석에서는 Auger, Feuillet, Martel, Lo, Barry, & Harper(2014)의 모듈을 수정하여 사용하였다.

[그림 3-15]는 기대수명 개선에서 사망원인별 기여도를 시각적으로 표현한 것이며, 구체적 수치를 수록한 것이 <표 3-14>이다. 2000년에서 2019년의 기간 동안 기대수명은 남성 8.155년, 여성 6.983년 증가하였다. 이러한 기대수명 증가분을 사망원인별로 분해하면 남성은 신생물에 의한 사망 감소로 1.953년 증가했는데, 이는 전체 기대수명 증가분의 대략 24%에 해당한다. 신생물에 의한 사망이 감소하여 나타난 기대수명 증가는 여성에 비해 남성에서 더욱 크게 나타난다.

달리 분류되지 않는 증상이나 징후로 인한 사망을 제외할 때 여성은 뇌혈관질환으로 인한 사망 감소가 전체 기대수명 증가분의 대략 24%(1.680년)를 차지한다. 대부분 해당 질환에 기초한 사망이 감소하여 기대수명 증가에 기여한 것으로 나타나지만, 알츠하이머병, 폐렴, 자살은 2000~2019년 기간에 걸쳐 기대수명 감소에 기여한 것으로 나타난다. 반면 해당 기간의 남성 기대수명 증가분의 10.03%(0.818년), 여성 기대수명 증가분의 5.46%(0.381년)가 외인사 중 운수사고에 의한 사망 감소에 기인하는 것으로 나타난다.

[그림 3-15] 기대수명 개선에서 사망원인별 기여도: 2000~2019년



자료: 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 3-14〉 기대수명 증가에서 사망원인별 기여도와 구성비: 2000~2019년

구분	남성		여성		
	기여도(년)	구성비(%)	기여도(년)	구성비(%)	
감염성 질환	0.272	3.33	0.090	1.29	
신생물	1.953	23.94	0.888	12.71	
혈액 및 내분비 질환	0.448	5.50	0.523	7.48	
정신 및 행동장애	0.210	2.57	0.322	4.61	
신경계통 질환	알츠하이머병	-0.050	-0.61	-0.139	-1.99
	기타	0.039	0.47	0.009	0.13
눈 및 귀 질환	0.001	0.01	0.000	0.00	
순환계통 질환	고혈압성 질환	0.113	1.38	0.174	2.50
	심장 질환	0.415	5.09	0.418	5.98
	뇌혈관 질환	1.392	17.07	1.680	24.07
	기타	0.031	0.38	0.023	0.33
호흡계통 질환	폐렴	-0.147	-1.80	-0.188	-2.69
	만성 하기도 질환	0.363	4.45	0.318	4.55
	기타	0.129	1.58	0.092	1.31
소화계통 질환	0.798	9.79	0.261	3.73	
피부 질환	0.009	0.10	0.013	0.18	
근골격계통 및 결합조직 질환	0.046	0.57	0.133	1.91	
비뇨생식계통 질환	0.039	0.48	-0.005	-0.07	
임신, 출산, 및 산후기 질환	0.000	0.00	0.003	0.04	
출생 전후기 및 선천 기형, 변형	0.132	1.61	0.143	2.04	
달리 분류되지 않은 증상, 징후	0.864	10.59	1.781	25.50	
사망 외인	운수사고	0.818	10.03	0.381	5.46
	자살	-0.224	-2.75	-0.176	-2.53
	기타	0.506	6.20	0.240	3.44
합계	8.155	100.00	6.983	100.00	

자료: 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.



제4장

한국의 사망력 불평등

제1절 사망력의 압축과 분산

제2절 교육 수준별 사망력 격차

제3절 지역별 사망력 격차

제4절 사망력 격차의 국제 비교

제5절 건강기대여명과 이환 기간 격차

제4장 한국의 사망력 불평등

제1절 사망력의 압축과 분산

본 절에서는 사망력의 압축(mortality compression) 현상을 중심으로 사망 불평등 문제를 살펴본다.¹⁶⁾ 다른 분야와 마찬가지로 사망력 불평등은 다양한 방식으로 측정 가능하다. 대표적인 방식으로, 우선, ‘집단’ 간 격차를 비교하는 접근이다. 이 접근에서는 계층이나 지역 등 집단이나 범주 간에 존재하는 차이에 초점을 맞춘다. 전통적으로 인구학에서 빈번히 논의된 차별 사망력(differential mortality) 개념이 여기에 해당한다고 볼 수 있다.

사망력 불평등을 측정하는 또 다른 접근은 개인 단위에서 측정된 생존 기간(lifespan)의 ‘분포’를 활용하는 방식이다. 개인들의 생존 기간이 불균등하게 분포하는 정도를 통해 사망력 불평등을 측정하는 것이다. 뒤에서 살펴볼 생명표 모형에 기초한 압축(분산) 측정치들(특히, C50, SD(M+))이 여기에 해당한다.

물론 위에서 언급한 두 접근을 결합해서 사용하는 것도 가능하다. 예컨대, 집단(범주) 간 중심(central tendency) 측정치를 비교함과 함께 각 집단(범주) 내부에서 관측되는 변이(분산)의 정도를 살펴볼 수 있다. 건강과 사망의 밀접한 연관성을 고려하면 중심 측정치는 해당 인구 집단의 전

16) 이 연구에서는 주로 ‘불평등’ 용어를 사용한다. 집단별 차이 혹은 이질성을 비교 분석하는 데 있어서 학문 분야별 용어의 사용은 다양하다. ‘차별’ 사망력은 인구학에서 빈번히 사용되는 용어이며, 위험 요인(risk factor)은 역학 분야에서 사용되는 경향이 강하다 (Santow, 1999, p. 49).

반적인 건강 상태를, 변이 측정치는 해당 인구 집단 내부에서 관측되는 건강 상태의 이질성을 측정하는 것으로 볼 수 있다.

통상적으로 집단(범주) 간 격차의 비교에서 ‘평균’이 많이 사용되지만 다른 지표들이 고려되기도 한다. 뒤에서 살펴볼 수 있듯이 생존 기간의 평균값에 해당하는 기대여명(life expectancy), 특히 출생 시 기대여명(life expectancy at birth, e_0^0)이 가장 빈번히 활용되는 지표이지만, 최근까지의 사망력 변동은 대안적인 지표(예컨대, 최빈 사망 연령(Mode))의 활용도를 높이는 측면이 있다.

전통적으로 기대여명 같은 중심 측정치에 기초하여 사망 불평등 현상을 비교한 것에 비해 이 연구에서는 추가로 생존 기간에서 관측되는 변이(분산) 현상에도 주목한다. 생존 기간에서 관측되는 ‘변이’를 추가로 고려하는 이유에 대해서 간략히 살펴볼 필요가 있다.

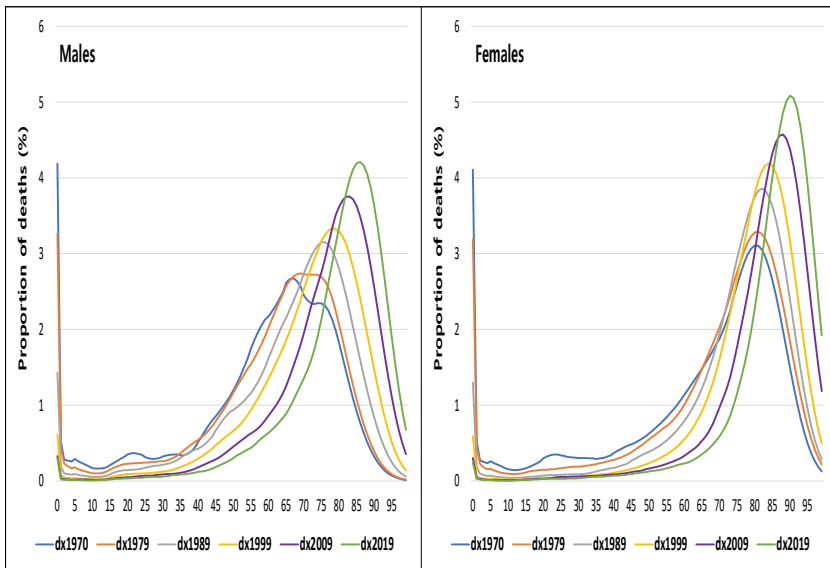
우선, 앞에서 언급했듯이 생존 기간에서 관측되는 변이는 해당 인구 집단에서 사망을 초래하는 건강 상태에서 나타나는 변이를 보여 주는 이점이 있다. 다른 한편으로 생존 기간에서 나타나는 변이는 개인들의 생존 기간에 수반된 불확실성을 표상한다. 이러한 불확실성은 은퇴 같은 다양한 생애 사건들에 관한 의사결정에 영향을 미칠 수 있다(Sasson, 2016, pp. 273-274). 특히 물질적/비물질적 자원에 대한 접근성에 있어서 사회경제적 지위가 낮은 개인들이 직면하는 어려움을 고려할 때, 이들이 생존 기간을 둘러싼 더욱 높은 불확실성에 직면하게 된다면 사회적 삶의 다양한 영역에 미치는 파급 효과는 매우 클 수 있다.

이 연구에서는 ‘중심’과 ‘변이(분산)’ 측정치를 동시에 활용하여 한국 사회의 사망 불평등 현상을 살펴본다. 좀 더 구체적으로 이 연구에서는 전통적으로 활용된 기대여명 지표와 함께 대안적인 ‘중심’ 측정치로 생존 기간의 최빈값(M)을 검토하며, 이러한 최빈값을 기준으로 관측되는 변이

(예컨대, C50, SD(M+)) 또한 살펴본다. 다른 한편으로, 생명표 모형을 통해 개인 수준의 사망 불평등 문제를 검토하되 제한적이지만 교육 수준이나 지역 등 집단(범주) 간 격차의 문제도 살펴본다.

사망 불평등 측정치들을 세부적으로 살펴보기 전에 아래에서는 이러한 측정치 산출의 기초가 되는 사망 연령의 분포와 생존곡선을 간략히 살펴본다. 이들 측정치는 기본적으로 생명표(life table)에 기초한 지표들이다. [그림 4-1]은 선정된 6개 연도의 생명표 함수 d_x 의 기수($l_0 = 100,000$) 대비 연령별 구성비(%), [그림 4-2]는 l_x 의 연령별 구성비(%)를 보여 준다.

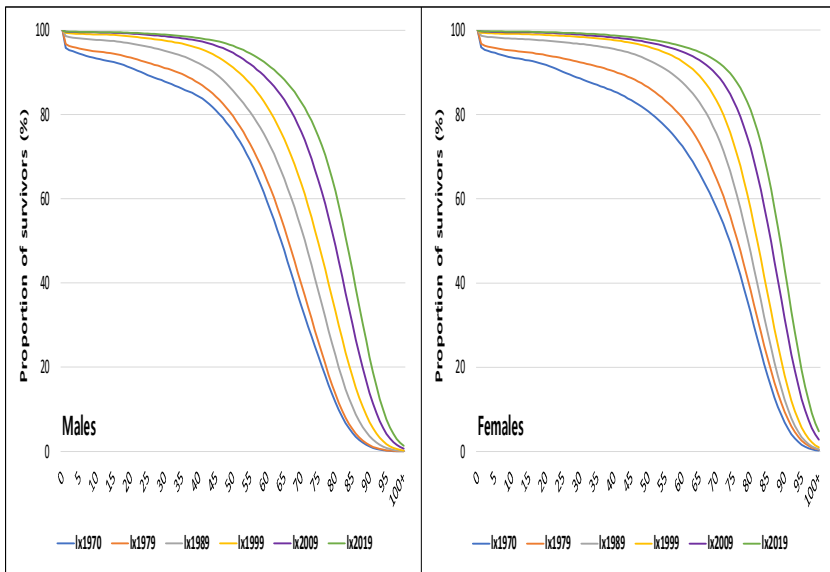
[그림 4-1] 생명표 사망 연령 분포의 추세: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

통계청 생명표에서 사망의 연령 분포를 보면([그림 4-1] 참고) 선정된 6개 연도 중에서 1970년에는 남녀 모두 0세 사망 건수가 전체 연령을 가로질러 구성비(%)가 가장 높다. 사망 연령의 분포에서 정점이 두 개인 분포(bi-modal distribution)의 모습을 보인다. 최근으로 올수록 사망 연령이 단일 정점 분포의 형태를 보이는 한편 정점 또한 점차 고연령대로 이동하는 모습이 관측된다. 사망 연령 분포의 집중 경향은 여성에서 더욱 뚜렷하게 나타남을 확인할 수 있다.

[그림 4-2] 생명표 생존곡선의 추세: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

[그림 4-2]는 생명표에서 도출되는 또 다른 정보인 생존곡선을 보여 준다. 기수($l_0 = 100,000$)로 표현되는 생명표 코호트는 연령이 높아짐에

따라 생존자 수가 감소하는 구조이다. 앞에서 1970년 생명표에서는 남녀 모두 0세의 사망 건수가 가장 많음을 언급한 바 있는데, 이는 1970년 생존곡선(l_x 1970)이 1세 시점에서 가파르게 감소하는 모습에 반영되어 있다. 그러나 최근으로 올수록 0~1세 구간의 생존곡선 패턴은 점차 완만한 감소세를 보이는 방식으로 전환됨을 확인할 수 있다. 또한 최근으로 올수록 생존곡선의 형태가 점차 직사각형에 가까운 구조로 전환됨을 확인할 수 있다. 이러한 패턴은 통상적으로 생존곡선의 직사각형화(rectangularization) 현상으로 알려진다. 만일 생명표 코호트 전원이 연령 상한(예컨대, 100세)에서 일괄 사망하면 완전한 직각 형태의 생존곡선으로 표시될 것이다.

사망력 불평등 측정에서 중요한 역할을 하는 생명표 함수들을 살펴본 데 이어 아래에서는 본격적으로 생존 기간의 중심과 압축(분산) 측정치들을 살펴본다. 여기에서 살펴보는 측정치들은 사망력의 압축 현상과 관련하여 상대적으로 최근에 논의되기 시작한 C50과 SD(M+)이다. 이들 측정치는 기본적으로 생존 기간의 분산(dispersion)을 측정하는 지표들이며, 이와 밀접히 연관된 중심 지표로 최빈 사망 연령(M: modal age at death)을 동시에 살펴본다. 최빈 사망 연령(M) 또한 C50과 관련되지만, 선행 연구에서 논의되는 방식을 따라 최빈 사망 연령(M)은 SD(M+) 지표 부분에서 함께 살펴본다.

우선, C50 지표를 살펴본다. 과거에 사망력의 압축 현상을 측정하는 지표로 IQR(inter-quartile range)이 권고되었지만(Wilmoth & Horiuchi, 1999, p. 480), 최근의 추세는 Kannisto(2000, 2007)가 제안한 지표(C-family of compression indicators)가 널리 활용되는 경향이 있다. 아래의 [그림 4-3]은 IQR에 비해 C50이 사망력의 압축 현상을 어떻게 좀 더 정확히 측정할 수 있는지를 시각적으로 보여 준다. 참고

로, 생명표에서 IQR 지표는 다음과 같이 측정된다($l_0 = 100,000$).

$$IQR = Q_3 - Q_1 = age(l_x = 25,000) - age(l_x = 75,000)$$

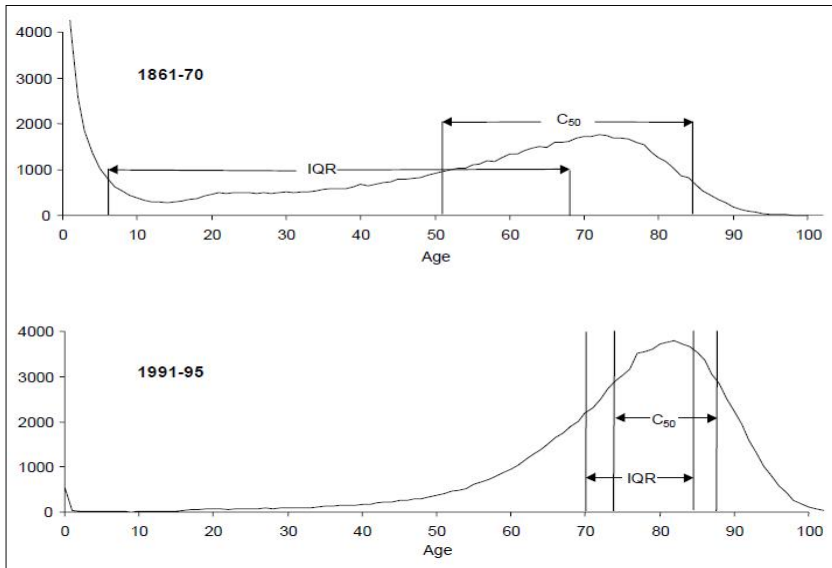
[그림 4-3]에서 살펴볼 수 있듯이 C50은 전체 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간(shortest age interval)을 지시한다.¹⁷⁾ 사망력 변천 이전 단계처럼 상대적으로 사망률이 높은 단계에서는 [그림 4-3]의 상단에서 볼 수 있는 것처럼 IQR에 비해 C50 지표가 사망력 압축 현상을 더 정확하게 측정함이 뚜렷하게 나타난다. [그림 4-3]의 하단처럼 사망이 고령기에 집중되는 상황에서도 C50은 IQR에 비해 사망력의 집중 현상을 더 정확히 측정한다. 이는 IQR과 달리 C50은 생존 기간 분포의 정점(최빈 사망 연령; M)을 기준으로 사망 건수의 50%가 발생하는 구간을 측정하기 때문으로 볼 수 있다.

이 지표를 제안한 Kannisto(2000, 2007)는 C50 외에도 C10, C25, C90 등 다양한 하위 지표들의 사용을 소개한다. 특히 그는 C형 지표 중에서 C50 지표의 사용을 권한다. Kannisto(2000, 2007)의 C형-지표들은 값이 감소할수록 사망력이 압축됨을, 혹은 생존 기간의 변이(분산)가 감소함을 의미한다. 참고로 백분비(%)에 기초한 지표의 특성상 당연하지만, 어떤 특정 연령 구간을 중심으로 사망력이 압축된다는 것은 해당 연령 구간을 제외한 다른 연령 구간에서는 반대 현상이 나타남을 의미한다. 통상적으로 사망률이 낮은 인구 집단에서는 C50이 IQR보다 높은 연령 구간에 위치하는 모습을 보이지만, C50이 연령 중립적인 지표이기에

17) C50 지표의 구체적인 산출 과정에서는 내림차순으로 생명표 d_x 함수를 정렬한 후 누적 합계가 50,000에 해당하는 연령 구간을 찾으면 된다($l_0 = 100,000$). 참고로 C50 지표가 최빈 사망 연령(M)과 연관되는 것은 내림차순 정렬과 관련이 있다.

IQR과 마찬가지로 전체 연령에 걸친 사망률의 압축 현상을 측정하는 지표임에 유의할 필요가 있다. 사망률이 높은 인구 집단에서는 C50의 연령 구간이 IQR에 비해 낮은 연령대에 위치할 수도 있다(Kannisto, 2000, p. 8).

[그림 4-3] 연령별 사망 분포와 지표 비교(IQR, C50): 스웨덴 남성

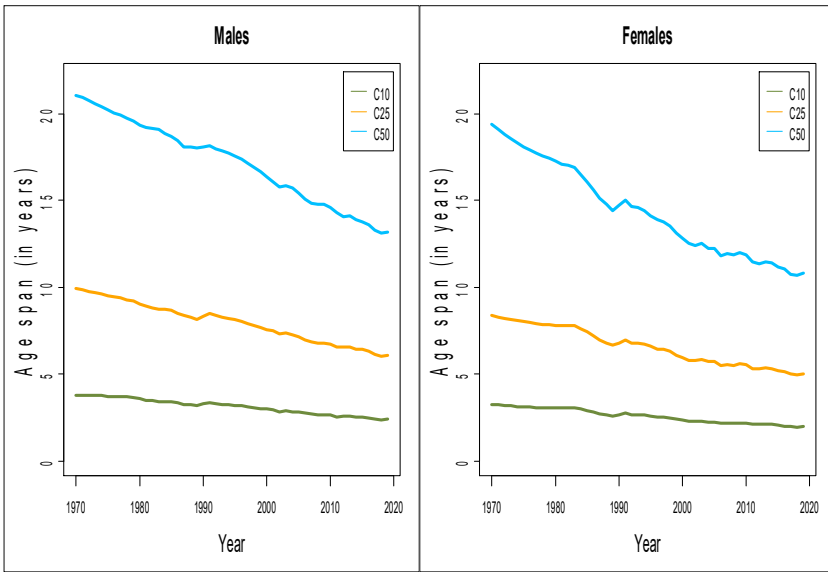


자료: Kannisto, V. (2000). Measuring the compression of mortality. *Demographic Research*, 3(6), p. 23(Figure 6).

[그림 4-4]는 Kannisto가 제안한 사망률 압축 지표(C형)가 1970~2019년에 걸쳐 어떠한 패턴을 보이는지를 보여 준다. <표 4-1>은 5년 평균 기준으로 구체적인 수치를 보여 준다. C형 지표들을 가로질러 전반적으로 유사한 추세를 보여 준다. 다만 1970~2019년 기간에서는 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간 지표(C50)에서 가장 뚜렷한 감소 패턴이 관측된다. 이는 C형 지표의 특성상 자연스러운 모습이다. 사망률

의 집중 현상이 심화되면 후속적으로 C25 및 C10 지표에서도 점차 뚜렷한 변화를 예상해 볼 수 있다.

[그림 4-4] 성별 사망력 압축 지표의 추세: 1970~2019년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

[그림 4-5]는 1970년과 2019년을 대비하여 C50 지표가 어떻게 변화되었는지를 시각적으로 보여 준다. 1970년에 비해 2019년에는 0세 사망 건수가 크게 줄어드는 한편 85세(남성) 혹은 90세(여성) 정도를 중심으로 사망 건수가 집중됨을 확인할 수 있다. 1970년의 사망 건수 분포에서는 매끄럽지 못한 패턴 또한 관측된다. 1970년 기준으로 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간은 남성 21.06년, 여성 19.41년이었던 반면에 2019년의 C50 지숫값은 남성 13.20년, 여성 10.79년으로 나타난다.

1970~2019년 기간에 걸쳐 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간이 남성 7.86년, 여성 8.62년 단축된 것이다.

한편 C50 지표를 중심으로 사망력 압축에서 나타나는 성별 차이를 보면 1990년 이전에는 여성의 사망력 압축 현상이 더 빠르게 진행되었음을 확인할 수 있다. 특히 1980년대 동안 여성의 사망력 압축 현상이 상대적으로 더욱 가파르게 진행됨으로써 성별 격차가 크게 확대되었음을 확인할 수 있다. 이후 2000년대 초반까지 성별 격차가 3.5년 수준에서 지속된 후 감소 추세를 보이기 시작한다. 2000년대 이후에는 여성의 사망력 압축이 상당히 완만한 속도로 진행됨으로써 성별 격차가 감소세를 보인다.

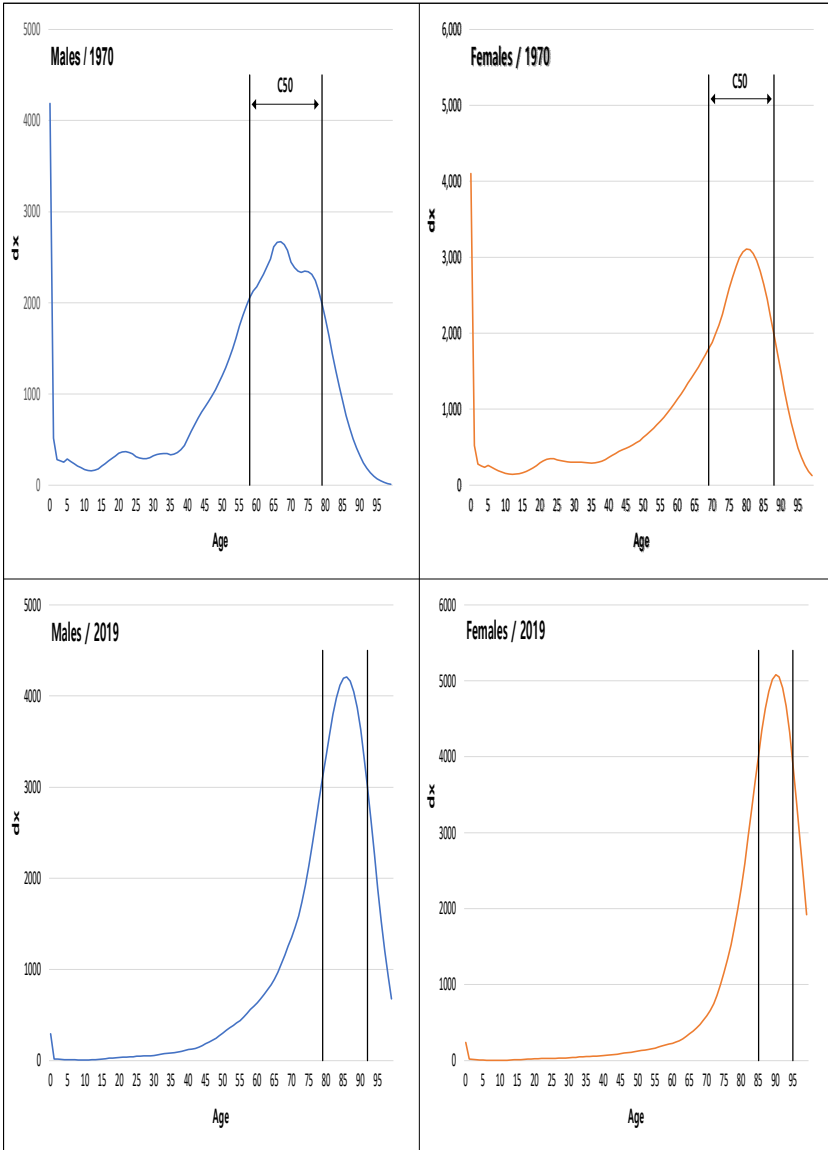
〈표 4-1〉 성별 사망력 압축 지표(C10, C25, C50)의 추세(5년 평균): 1970~2019년

(단위: 년)

구분	사망력 압축 지표(Kannisto C-Family)						
	C10		C25		C50		
	남성	여성	남성	여성	남성 (A)	여성 (B)	격차 (A-B)
1970~74년	3.76	3.19	9.76	8.22	20.74	18.85	1.89
1975~79년	3.70	3.08	9.37	7.92	19.91	17.75	2.16
1980~84년	3.47	3.04	8.84	7.76	19.13	16.95	2.18
1985~89년	3.28	2.74	8.40	7.01	18.27	15.22	3.05
1990~94년	3.28	2.67	8.34	6.81	17.96	14.67	3.29
1995~99년	3.11	2.51	7.92	6.37	17.12	13.69	3.43
2000~04년	2.89	2.28	7.39	5.80	15.97	12.49	3.48
2005~09년	2.71	2.19	6.91	5.57	14.99	11.98	3.01
2010~14년	2.57	2.11	6.56	5.36	14.19	11.52	2.68
2015~19년	2.43	1.99	6.19	5.07	13.40	10.89	2.51

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=12에서 2021. 4. 20. 인출.

[그림 4-5] 성별 사망률의 압축 패턴(C50): 1970년 → 2019년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

앞에서는 C50 지표를 통해 사망력의 압축 현상을 살펴보았지만, 생존 기간의 집중 경향을 측정하는 지표인 최빈 사망 연령(M: modal age at death)과 최빈 사망 연령 이상 생존 기간에서 관측되는 표준편차(SD(M+): standard deviation of ages at death above the mode)를 통해 사망력의 압축 현상을 살펴볼 수도 있다. C50과 마찬가지로 여기에서도 M 및 SD(M+) 지표에 대한 이론적 논의를 간략히 소개한 후에 1970~2019년에 걸친 사망력 압축(분산) 문제를 살펴본다.

기대수명(e_0^o)이 생존 기간의 측정과 관련하여 가장 널리 알려진 동시에 활용도가 많은 지표이기는 하지만, 이 지표가 유소년기(특히, 영유아기) 사망률의 영향을 강하게 받음은 잘 알려져 있다. 기대수명의 산출 과정에서 (사망한) 성인의 생존 기간이 영유아의 대략 절반 정도밖에 기여하지 못하는 점은 생존 기간의 중심 경향(central tendency)을 정확히 측정하는 데 있어서 한계로 지적된다(Kannisto, 2007, p. 113).

특히 사망률이 매우 낮은 선진국에서는 통상적으로 사망이 좁은 연령 구간에 걸쳐 집중적으로 발생하기에 기대수명 지표가 집중 경향을 측정하는 지표로 적절히 기능하지 못한다고 지적된다. 이러한 측면에서 최근 들어 전체 연령대에 걸친 사망률의 영향을 받는 기대수명 대신에 온전히 '노년기' 사망률의 영향을 받는 지표인 최빈 사망 연령(M: modal age at death)이 인간 생존 기간의 '중심'에 대한 적절한 측정치로 관심을 받고 있다.

물론 선진국의 경우 기대수명에서 영유아기 사망률의 영향이 크게 감소함으로써 기대수명(e_0^o)과 최빈 사망 연령(M) 간 차이가 축소될 것을 기대할 수 있다. 그러나 두 측정치 간 차이가 줄어들어도 불구하고 기본적으로 선진국에서는 생존 기간 연장이 '노년기' 사망률 감소에 의해 주도된다는 점에서 전체 연령대에 걸친 사망률 대신에 노년기 사망률의 영향

을 받는 최빈 사망 연령(M)이 더욱 적절한 측정치임이 지적된다 (Bourbeau & Ouellette, 2016, p. 59; Horiuchi, Ouellette, Cheung, & Robine, 2013, pp. 55-59).¹⁸⁾

기대수명(e_0^o) 지표에 대한 보완 지표들로 (0세보다 큰) 어떤 특정 연령에서의 기대여명(conditional life expectancy; e_x , $x > 0$)이 검토되기도 한다. 예컨대 65세 기준 기대여명(e_{65}) 측정치는 노년기 사망력 수준을 측정하는 대표적인 지표이며, 기대여명이 지속해서 증가함에 따라 75세(e_{75}) 혹은 85세(e_{85}) 기준 기대여명도 사용 빈도가 높아지는 측정치들이다.

그러나 이들 특정 연령 기준 기대여명 지표 또한 기대수명(e_0^o) 지표와 마찬가지로 노년기 사망력 변동을 측정하는 지표로서 한계가 있음이 지적된다. 예컨대, Horiuchi et al.(2013, pp. 45-47)은 특정 연령 기준 기대여명 지표가 노년기 사망률의 변화 양상을 적절히 측정하지 못한다고 지적한다. 또한 이들은 특정 연령에 기초한 기대여명 지표의 경우 ‘선정된’ 기준 연령(x)에 조건적임을 지적한다. 조건부 기대여명을 측정하는 연령이 높아질수록 시간의 경과에 따른 기대여명 변화 속도가 느리게 진행되는 모습을 보이는 것도 이와 관련이 있다.

최빈 사망 연령(M)은 기대여명 지표에 비해 생존 기간의 중심 경향을 더 정확히 측정하는 동시에, 앞에서 살펴본 C50은 물론 최빈 사망 연령 이상 생존 기간에서 관측되는 표준편차(SD(M+)) 같은 생존 기간의 압축 혹은 분산을 측정하는 지표의 산출과도 밀접히 연계됨으로써 사망력 불

18) 한편 선진국 인구 환경에서 생존 기간 연장 현상이 노년기 사망률 감소에 의해 주도된다는 점은 노년기 사망력의 압축(old-age mortality compression) 현상과 전체 연령대를 모두 아우른 전반적인 사망력 압축(overall mortality compression) 현상을 구분할 필요성 또한 커지고 있음을 시사한다(Bourbeau & Ouellette, 2016, p. 60).

평등 현상을 이해하는 데도 효과적으로 활용될 수 있다.

대체로 출생 시점과 노년기에 두 개의 정점(bi-modal distribution)이 형성되는 개발도상국과 달리 영유아 사망률이 크게 낮아진 선진국에서 최빈 사망 연령은 노년기에만 관측되는 것이 일반적이다. 생명표에 기초할 때 우리나라 또한 여성은 1978년, 남성은 1980년까지 0세 사망 빈도가 가장 높은 모습을 보였으며(통계청, 2021b), 이후 지속해서 감소 추세를 보인다.

생존 기간의 중심 경향 측정치로 주목을 받는 최빈 사망 연령(M)은 성인기, 특히 선진국의 경우 ‘노년기’에 관측되는 최빈 사망 연령이다. 비록 생존 기간의 중심 경향을 측정하는 지표로서 최빈 사망 연령(M)은 오래전부터 알려졌지만, 생존 기간의 중심에 관한 대표적인 측정치로 자리를 잡게 된 것은 최빈 사망 연령(M)의 특징을 체계적으로 밝힌 Kannisto(2000, 2001, 2007)의 연구에 기초한다. 현재까지 성인기(노년기)의 사망 연령 분포에서 둘 이상의 정점을 갖는 사례는 보고되지 않으며, 관측된 자료에서 나타나는 두 개 이상의 정점은 연령 보고 오류(age heaping) 등 자료상의 문제인 것으로 알려진다(Kannisto, 2007, p. 113).

생명표 함수(d_x)를 활용하여 최빈 사망 연령(M)은 다음과 같이 산출될 수 있다. 여기에서 x 는 사망 건수가 가장 많이 발생한 고령기 연령을 지칭한다.

$$M = x + \frac{d(x) - d(x-1)}{[d(x) - d(x-1)] + [d(x) - d(x+1)]}$$

1970~2019년 기간에 걸쳐 통계청(2021b)의 기대수명(e_0^e ; life ex-

pectancy at birth)과 위의 산식을 통해 산출된 최빈 사망 연령(M)을 비교해보면 최빈 사망 연령(M)이 지속적으로 높은 모습이 관측된다. 예컨대, <표 4-2>에서 살펴볼 수 있듯이 2015~2019년 기간의 최빈 사망 연령(5년 평균)은 남성 85.60년, 여성 90.00년이다. 참고로 통계청(2021b)에 의하면 우리나라의 2019년 기대수명은 남성 80.3년, 여성 86.3년이다. 생존 기간의 최빈값과 평균값의 차이($M - e_0^o$)가 감소 추세를 보이기는 하지만, 남성의 경우 그 감소 추세는 상대적으로 완만한 모습을 보였다(8.52년(1970년) → 5.97년(2019년)). 반면 여성의 경우 1980년대 중반까지 최빈 사망 연령과 기대수명의 차이가 크게 줄어들었지만, 이후 상대적으로 완만한 감소 추세를 보이는 상황이다(15.06년(1970년) → 8.39년(1985년) → 4.36년(2019년)).

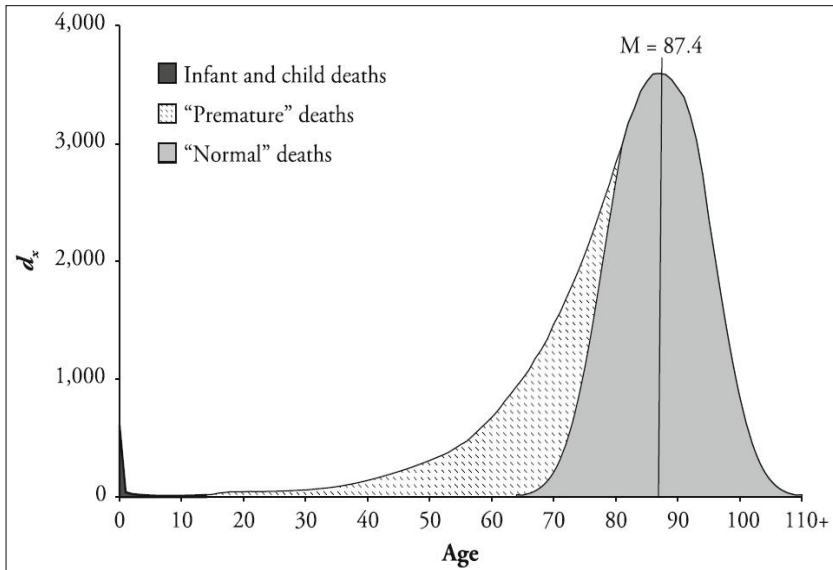
이렇게 계산된 최빈 사망 연령(M)은 후속적으로 고령기 사망력에 초점을 맞춘 SD(M+) 지표 산출의 기초가 된다. Kannisto(2007, pp. 114-116)는 영유아기 혹은 유년기 사망 등 최빈 사망 연령(M) 이전 연령대에서 관측되는, 즉 고령기 사망과는 이질적인 속성을 지닌 변이(negative deviation)를 제외한 후 최빈 사망 연령(M)을 기준으로 양(+)의 변이(positive deviation)만을 고려하는 SD(M+) 지표를 생존 기간의 분산을 측정하는 지표로 제안한다.

최빈 사망 연령을 초과하는 생존 기간의 표준편차에 해당하는 SD(M+) 측정치는 사망 연령의 분포에 관한 Wilhelm Lexis의 아이디어에 기초한다.¹⁹⁾ Lexis는 사망 연령을 1) 표준형(normal type), 2) 영유아 및 아동기 사망, 3) 연령과 관계없는 성인기 조기 사망의 세 범주로 구분한다. Lexis는 영유아 및 아동기 그리고 성인기 조기 사망을 제외한 사망

19) Lexis 논문(프랑스어)에 대한 체계적인 소개(영어)로는 Véron & Rohrbasser(2003)를 참고할 수 있다.

(normal type)은 정규분포의 형태를 취하며([그림 4-6] 참고), 분포의 중심 연령(최빈값에 해당) 이후에 이루어진 사망을 표준 사망 연령(normal age at death)으로 본다(Véron & Rohrbasser, 2003, pp. 309-313). Kannisto의 SD(M+)는 바로 Lexis의 표준 사망 연령에서 관측되는 변이를 측정하는 지표에 해당한다.

[그림 4-6] Wilhelm Lexis 사망 유형 분류의 이론적 도식(미국 여성; 2002~2006년)



자료: Brown, D. C., Hayward, M. D., Montez, J. K., Hummer, R. A., Chiu, C. T., & Hidajat, M. M. (2012). The significance of education for mortality compression in the United States. *Demography*, 49(3), p. 825(Fig. 1).

이산형(discrete-time) 자료에 기초할 때 SD(M+) 지표는 아래와 같이 정의된다.²⁰⁾ C50과 마찬가지로 SD(M+) 지표 또한 값이 작을수록 최

20) 실제 SD(M+) 지표는 사망 자료의 평활화, 최빈 사망 연령 측정치의 정확성 수준(소수 점 단위), 최빈 사망 연령 구간의 처리 방식, 생명표 연령 상한의 조정(확장) 여부 등에 따라 차이를 보일 수 있다. 산출 절차의 효율성 측면에서 이 연구에서는 Thatcher et

빈 연령 이상 연령대에서 발생하는 사망이 더 좁은 연령 구간에서 압축적으로 발생함을 의미한다.

$$SD(M+) = \sqrt{\frac{\sum_{i=M}^n (x_i - M)^2 \times d(x_i)}{\sum_{i=M}^n d(x_i)}}$$

[그림 4-7]에서 볼 수 있듯이 전반적으로 최빈 사망 연령(M)은 상승 추세를 보인다. 특히 1990년 이전에는 남성의 최빈 사망 연령 상승 추세가 더욱 가파르게 진행되어 성별 격차가 크게 줄어들었음을 확인할 수 있다. SD(M+) 지표는 앞에서 살펴본 C50 지표에 비해 일관되게 감소 추세를 보이지는 않는다. 전체 연령을 모두 아우른 사망력 변동을 반영하는 C50에 비해 SD(M+) 지표에서 상대적으로 큰 변동성이 관측됨을 확인할 수 있다.²¹⁾ 다른 한편으로 SD(M+) 지표는 최빈 사망 연령(M)의 상승이 반드시 노년기 사망력 불평등의 감소(사망력의 압축)를 의미하는 것은 아님을 확인할 수 있다. 그러나 2000년대 이후에는 남녀 모두 최빈 사망 연령(M)이 상승하는 동시에 고령기 사망력의 압축 현상 또한 지속되고 있음을 확인할 수 있다.

1990년대 중반 이후의 패턴에 초점을 맞춘다면 사망력의 압축 없이 최빈 사망 연령이 이동하는 사망력 이동 가설(shifting mortality hypothesis)보다는 사망력 압축 가설(mortality compression hypothesis)을 지지하는 패턴으로 볼 수 있다. 그러나 1990년대 중반 이전의 패턴은 사

al.(2010)의 접근을 사용하였다.

21) 참고로 SD(M+) 지표에서 나타나는 민감성을 줄이기 위해서는 생명표 d_x 함수에 대한 평활화 작업이 도움이 될 수 있다.

망령 압축 가설을 지지하지 않는다. 여성의 경우 완만한 정도로 최빈 사망 연령이 상승했음에도 SD(M+) 지표는 큰 변화를 보이지 않거나 다소 증가한 패턴을 보인다. 남성의 경우 1980년대의 SD(M+) 지숫값에서 상대적으로 큰 변화가 관측되지만, 전반적으로 최빈 사망 연령의 상승 추세에 맞춰 고령기 사망률이 압축되었다고 평가해 볼 수 있다.

[그림 4-7] M 및 SD(M+) 지표의 추세: 1970~2019년

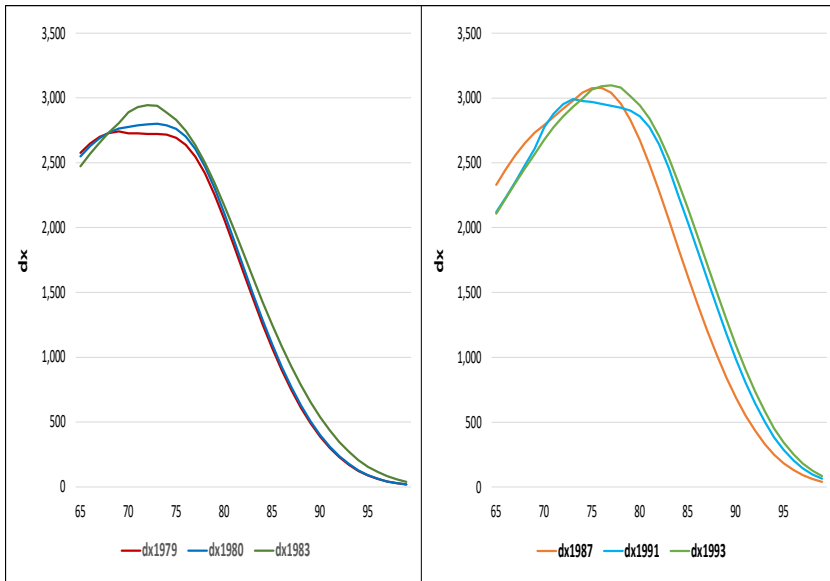


자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

위에서 살펴보았듯이 C50에 비해 SD(M+) 지표는 상대적으로 연도별 변동 폭이 크다. 아래의 [그림 4-8]은 최빈 사망 연령(M) 이상 연령대의 생존 기간에서 관측되는 표준편차(SD(M+))가 불규칙적인 패턴을 보이는 이유를 보여 준다. 위에서 남성 SD(M+) 지표는 1980년대에서 1990년대

초반까지 등락하는 모습을 보인다. [그림 4-8]의 좌측 그림은 SD(M+) 지표가 1979년(SD(M+)=10.44) 대비 1980년(SD(M+)=8.49)에 감소한 후 1983년(SD(M+)=9.34)까지 증가한 이유를 설명한다. 1979년 대비 1980년의 SD(M+)가 감소한 것은 최빈 사망 연령을 중심으로 사망 건수가 집중된 것과 관련이 있음을 확인할 수 있다. 반면 1980년 대비 1983년의 사망 분포는 최빈 사망 연령을 중심으로 사망이 더욱 집중됨에도 불구하고 80대 이상 연령 구간에서 사망 분포가 우측으로 이동함으로써 사망 연령 분포의 분산이 커진 결과로 해석할 수 있다. [그림 4-8]의 우측은 1987년에서 1991년까지 SD(M+)가 상승한 후 1993년까지 감소한 이유를 설명해 주고 있다.

[그림 4-8] 생명표 사망 연령(65+)의 분포(남성)



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

〈표 4-2〉 최빈 사망 연령(M)과 표준편차(SD(M+))의 추세(5년 평균): 1970~2019년

(단위: 년)

구분	최빈 사망 연령(M)			표준편차(SD(M+))		
	남성 (A)	여성 (B)	격차 (B-A)	남성 (A)	여성 (B)	격차 (A-B)
1970~74년	67.50	80.96	13.46	11.35	7.52	3.83
1975~79년	68.74	81.19	12.45	10.83	7.71	3.12
1980~84년	72.96	81.30	8.34	9.00	8.19	0.81
1985~89년	75.55	82.10	6.55	8.39	7.70	0.69
1990~94년	76.16	83.13	6.98	8.98	7.81	1.17
1995~99년	78.27	83.94	5.68	8.46	7.55	0.91
2000~04년	80.08	85.31	5.23	8.04	6.85	1.19
2005~09년	82.16	87.23	5.07	7.59	6.60	1.00
2010~14년	84.30	88.81	4.51	6.98	6.33	0.65
2015~19년	85.60	90.00	4.40	6.86	6.02	0.84

자료: 통계청, (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=12에서 2021. 4. 20. 인출.

제2절 교육 수준별 사망력 격차

사회계층별 사망 불평등과 관련하여 이 절에서는 교육 수준별 사망력 격차를 분석한다. 분석 자료로 1985년, 1990년, 1995년, 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 인구동향조사(사망신고서)와 주민등록연앙인구(추계인구)를 사용한다. 참고로 1993년부터 인구통태출산출에 사용되는 인구는 추계인구(연앙인구)에서 주민등록인구(연앙인구)로 바뀌었다.

아래에서 좀 더 자세하게 설명하겠지만, 이 연구에서는 방법론적으로 보정한 자료를 사용한다. 현재까지 교육 수준별 사망률 자료에 관해 통계청이 공식적으로 공표한 자료는 없다. 교육 수준별 사망률 자료가 실제 관측된 자료가 아니라 방법론적으로 보정된 사망률이라는 점에서 세부적인 수치 대신에 교육 수준별 사망력 격차의 전반적인 추세 파악에 초점을 맞춰 해석할 필요가 있다.

교육 수준은 고졸 이하와 대졸 이상의 두 집단을 구분한다. 일반적인 사망 통계와 마찬가지로 교육 수준별 사망 통계 또한 1983년부터 활용 가능하다. 다만, 1993년부터 중학교와 고등학교를 구분하였으며, 그 이전 기간(1983~1992년)에는 ‘중고등학교’ 범주로 통합되어 있었다. 참고로 사망신고서에 기초하는 사망 통계의 ‘교육 수준’ 정보는 사망자의 실제 교육 수준(행정 자료)이 아니라 사망 신고자가 기재하는 정보이다.

교육 수준별 사망력 격차 분석에서 자료와 관련한 또 다른 제약은 사망률 산출 과정에서 분모, 즉 교육 수준별(연앙)인구를 산출하는 데 필요한 ‘인구주택총조사’ 교육 수준 정보의 연령 구분이 세분화되어 있지 못하다는 점이다. 구체적으로 살펴보면, 1995년에 실시된 인구주택총조사까지 교육 수준 변수의 연령 상한은 60세(60+)였으며, 2000년 인구주택총조사에서 교육 수준 정보의 연령 상한은 70세(70+)였다. 후속적으로 교육

수준의 연령 상한은 2005년 인구주택총조사부터 85세(85+)로 확대되었다. 고졸 이하와 대졸 이상의 사망력 격차를 비교하는 이 연구에서 분석 대상 연령 하한은 대체로 대학교 교육이 종료되는 30~34세 구간으로 한다.²²⁾ 결국 1985년, 1990년, 1995년에는 30~34세에서 55~59세, 2000년에는 30~34세에서 65~69세, 2005년, 2010년, 2015년에는 30~34세에서 80~84세 연령 구간의 교육 수준별 사망률 정보의 산출이 가능하다(〈표 4-3〉 참고).

앞에서 언급했듯이 자료상의 한계를 고려하여 이 연구에서는 관측된 실제 자료를 그대로 사용하는 대신에 모형을 통해 보정된 사망률 자료를 사용하여 교육 수준별 사망률을 산출한다. 특히 과거 자료일수록(예컨대, 1985년) 교육 수준별 사망률이 관측된 연령 구간이 짧은 동시에 대졸 이상 집단(특히, 여성)의 사망 건수와 모집단 규모가 제한적이라는 점에서 온전히 관측된 자료에 기초하여 사망률을 산출하는 접근은 한계가 있다.

인구동향조사(사망신고서)와 주민등록연앙인구(추계인구) 자료에 기초하여 연령별 사망률을 산출한 후 Brass 관계형 로짓 모형(Brass relational logit model)을 사용하여 30~34세에서 80~84세까지의 사망률을 보정하였다. 이 연구에서 사용한 Brass 로짓 모형은 아래와 같은 회귀 모형식으로 표시할 수 있다(Preston et al., 2001, pp. 199-202).

$$Y(x) = \alpha + \beta \cdot Y^S(x) + \epsilon(x),$$

$$\text{where } Y(x) = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{q(x)}{1-q(x)} \right]$$

22) 20대 이하 연령 구간에서는 교육 수준이 사망에 미치는 영향뿐만 아니라 사망 및 이에 밀접히 연관된 건강이 교육 수준에 영향을 미칠 개연성이 점점 높아진다.

위의 회귀식에서 $Y(x)$ 는 관측된 교육 수준별 사망률 및 사망확률($m_x \rightarrow q_x$)에 기초하여 로짓 변환된 값이다. $Y^S(x)$ 는 표준인구에서 생명표 사망확률($q(x)$)을 로짓 변환한 값이다($Y^S(x) = \frac{1}{2} \left[\frac{q^S(x)}{1 - q^S(x)} \right]$). 이 연구에서 표준인구의 사망확률은 통계청의 (교육 수준을 모두 아우른) 성별 사망확률을 사용하였다. 최종적으로 위의 회귀식에 기초하여 연령별 사망확률 및 사망률 ($q_x \rightarrow m_x$) 추정치를 산출할 수 있다.

$$\hat{q}(x) = \frac{\exp(2\hat{Y}(x))}{1 + \exp(2\hat{Y}(x))}$$

다음으로 Brass 로짓 모형에 기초한 연령 구간별 사망률 자료를 P-Spline 방법(Hyndman & Ullah, 2007, p. 4945)을 통해 1세 단위 사망률로 확장(graduation)하였다. 고연령대(80대 중반 이후)의 교육 수준별 사망률 자료가 없는 상황에서 90세 이후 연령 구간(90~100+)에서는 교육 수준별 사망률이 전체 인구의 사망률(성별 구분)과 동일한 것으로 가정하였다. 이렇게 90~100세 구간의 사망률을 통계청 공표 사망률(성별 구분)로 대체함으로써 나타나는 사망률의 불규칙한 변동을 조정하기 위해 평활화 작업을 추가로 수행하였다.²³⁾

23) 기본 모형 외에도 교육 수준별 사망률을 산출하기 위한 추가적인 방법들을 검토하였다. Brass 로짓 모형 및 P-Spline 평활화 작업 후 고연령대의 사망률을 추정하기 위하여 Kannisto 모형(Thatcher, Kannisto, & Vaupel, 1998, pp. 16-17)과 Coale-Kisker 모형(Coale & Kisker, 1990)을 검토하였다(110세 기준 생명표 작성). 이들 모형을 사용하면 최근으로 올수록 대출 이상 집단은 물론 고졸 이하 집단의 기대여명도 해당 연도의 통계청 기대여명을 초과하는 현상이 관측된다. 이는 일정한 제약 조건을 부과하지 않으면 교육 수준별로 산출된 생명표가 (교육 수준을 구분하지 않은) 통계청의 생명표와 차이를 보일 수 있음을 시사한다.

〈표 4-3〉 교육 수준별 및 연령별 사망-연앙인구 자료의 현황(1985~2015년)

연령	교육 수준	1985년	1990년	1995년	2000년	2005년	2010년	2015년
30~34세	고졸 이하							
	대졸 이상							
35~39세	고졸 이하							
	대졸 이상							
40~44세	고졸 이하	사망신고 +	사망신고 +	사망신고 +	사망신고 +	사망신고 +	사망신고 +	사망신고 +
	대졸 이상							
45~49세	고졸 이하	추계인구 (연앙인구)	추계인구 (연앙인구)	주민등록 연앙인구	주민등록 연앙인구	주민등록 연앙인구	주민등록 연앙인구	주민등록 연앙인구
	대졸 이상							
50~54세	고졸 이하							
	대졸 이상							
55~59세	고졸 이하							
	대졸 이상							
60~64세	고졸 이하	X						
	대졸 이상							
65~69세	고졸 이하	X						
	대졸 이상							
70~74세	고졸 이하	X						
	대졸 이상							
75~79세	고졸 이하	X						
	대졸 이상							
80~84세	고졸 이하	X						
	대졸 이상							

자료: 통계청. (2021d). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구동향조사-사망[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B80A15&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출; 통계청. (2021e). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구총조사[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PM2001&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출; 통계청. (2021f). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-주민등록인구현황[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B04006&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출; 통계청. (2021h). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-장래인구추계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPA001&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.

예시적으로 [그림 4-9]는 위의 방법에 기초하여 작성된 1985년과 2015년의 생명표에 기초한 사망 연령(d_x)의 분포와 생존곡선(l_x)의 패턴을 보여 준다. 교육 수준별 사망력 격차와 관련하여 이 연구에서는 생존 기간의 중심 경향 지표로 30세 기준 기대여명(e_{30})과 최빈 사망 연령(M)을 산출하였으며, 생존 기간의 분산(압축)을 측정하는 지표로 전체 연령을 아울러 관측되는 사망력의 압축 현상을 측정하는 C50 지표와 최빈 사망 연령 이상의 고령기에서 관측되는 사망력의 압축 현상을 측정하는 SD(M+) 지표를 산출하였다.

〈표 4-4〉를 통해 교육 수준별 사망력 격차를 살펴보면, 우선, 30세 기준 교육 수준별 기대여명(e_{30}) 격차가 관측된다. 기대여명 격차는 여성에 비해 남성에게서 더욱 뚜렷하게 관측된다. 예컨대, 1985년 기준으로 대졸 이상과 고졸 이하 집단의 30세 기준 기대여명 격차는 남성 6.08년, 여성 2.92년이다. 다만 1985년부터 2015년까지의 교육 수준별 격차를 살펴보면 남성과 여성 모두 기대여명 격차가 감소한 것으로 나타난다. 그럼에도 불구하고 2015년 기준으로 교육 수준별 기대여명 격차는 남성 4년, 여성 2년 정도로 관측된다. 대졸 이상 남성과 고졸 이하 여성의 기대여명 격차를 살펴보면 교육 수준 격차에도 불구하고 고졸 이하 여성의 기대여명이 대략 2~3년 정도 높은 수준임을 확인할 수 있다.

또 다른 중심 경향 지표가 최빈 사망 연령(M)이다. 30세 기준 기대여명(e_{30})이 30세까지의 생존을 조건으로 한 지표라는 점에서 0세 기준 기대여명(기대수명)과는 차이를 보일 수밖에 없다. 물론 교육 수준별 기대여명 격차 논의에서 학교 교육을 시작하지 않은 0세를 기준으로 기대여명을 산출하는 것은 논리적으로도 가능하지 않다. 반면 최빈 사망 연령은 이처럼 자료가 절단된 상황에서도 그렇지 않은 상황과 동일한 방식으로 지표를 산출할 수 있는 장점이 있다.

최빈 사망 연령이 온전히 고령기 사망률의 영향을 반영함에도 최빈 사망 연령은 30세 기준 기대여명(e_{30})과 유사한 패턴을 보여 준다. 고졸 이하와 대졸 이상의 이분화된 구분이지만, 교육 수준별 격차보다는 성별 격차가 더욱 크게 관측된다. 다만 대졸 이상 집단에서 성별 격차가 축소된 모습을 확인할 수 있다.

생존 기간의 분산 측정치인 C50과 SD(M+) 지표를 보면, 위에서 살펴 보았듯이 고졸 이하 집단과 비교해 대졸 이상 집단의 기대여명과 최빈 사망 연령이 높은 동시에 사망력 또한 더욱 압축된 모습을 확인할 수 있다.²⁴⁾ 교육 수준별 격차는 특히 남성의 경우에 더욱 뚜렷하게 나타난다. 측정치 사용에서의 차이에도 불구하고 교육 수준이 낮은 집단이 기대여명 등 중심 측정치 값이 작은 것과 동시에 사망 연령의 분산이 크다는 점은 기존 연구에서도 보고된다(Brown et al., 2012, p. 835; Edwards, & Tuljapurkar, 2005, p. 664; Sasson, 2016, p. 269; Van Raalte et al., 2011, pp. 1708-1709).

사회경제적 지위가 낮은 집단의 생존 기간 최빈값(M)이 작으면서 변이 또한 크게 나타나는 점은 생존 기간을 둘러싼 불확실성이 큰 동시에 사회경제적 지위가 낮은 집단의 건강 상태에서 이질성이 더 큼을 시사한다. 정책적 개입의 측면에서 본다면 사회경제적 지위가 낮은 집단에서 건강 상태의 이질성을 초래하는 사회경제적 혹은 건강 위험 조건의 차이가 크므로 정책의 효과성을 높이기가 더 어려울 수 있음을 시사하는 측면이 있다. 한편 교육 수준별 생존 기간 격차에서 고연령대의 기여도가 높아지는 점 또한 정책적으로 개입하는 데 어려움이 있음을 시사한다. 참고로 [그

24) 생존 기간의 변이를 측정하는 지표로서 C50이 전체 연령을 모두 아우른 사망력 변동을 반영하는 지표로 논의되지만, 엄밀히 말해 여기에서 C50은 30세 이상 전체 연령을 지칭한다.

림 4-10]은 교육 수준별 기대여명(e_{30}) 격차에 대한 연령별 기여도를 보여 준다. 남녀 모두 최근으로 올수록 교육 수준별 기대여명 격차를 설명하는 데 있어서 고연령대의 영향이 커짐을 확인할 수 있다. 연령이 노화 과정과 밀접히 연관된 동시에 노화 과정의 시작과 속도 또한 사회경제적 조건과 무관하지 않음을 고려하면 정책적 개입의 성과 향상은 매우 어려운 과제에 속한다고 볼 수 있다.

참고로 Van Raalte et al.(2011, p. 1710)은 사회경제적 지위가 낮은 집단의 생존 기간에서 관측되는 높은 수준의 분산은 대체로 높은 수준의 조기 사망(premature death) 위험과 연관될 수 있음을 밝힌다. 그러나 이 연구의 결과가 보여 주듯이 교육 수준별 생존 기간에서 드러난 이질성은 최빈 사망 연령(M) 이전은 물론 최빈 사망 연령 이후의 기간에서도 관측되는 현상임에 주목할 필요가 있다. 최빈 사망 연령 이후의 연령대에도 사회경제적 지위가 낮은 집단의 변이가 크게 나타나는 현상은 조기 사망 위험뿐만 아니라 (초)고령기까지 생존한 상황에서도 이들이 직면한 건강 상태의 불확실성이 더욱 큼을 시사한다. (초)고령기 사망이 생물학적 노화 과정과 밀접히 연계됨을 고려할 때 사회경제적 지위가 낮은 집단은 (초)고령기까지 생존한 경우에도 상대적으로 조기에 진행되는 노화 과정(aging process)으로 인해 건강 상태의 불확실성이 더욱 클 수 있음을 시사한다.

이 장의 제1절에서 살펴보았듯이 사망력의 압축 현상은 여성의 경우에 더욱 진전된 모습을 보인다. 추가로, 이 절에서 살펴볼 수 있듯이 교육 수준(범주)을 통제한 상태에서 남성과 여성을 비교할 때도 여성에서 사망력의 압축 수준이 더 높은 모습을 확인할 수 있다. 이와 관련된 연구가 많지는 않지만, 선행 연구(Brown et al., 2012, p. 835) 또한 교육 수준을 통제한 상태에서 사망력의 압축 현상이 여성의 경우에 더 현저하게 진행된

다고 보고한다.

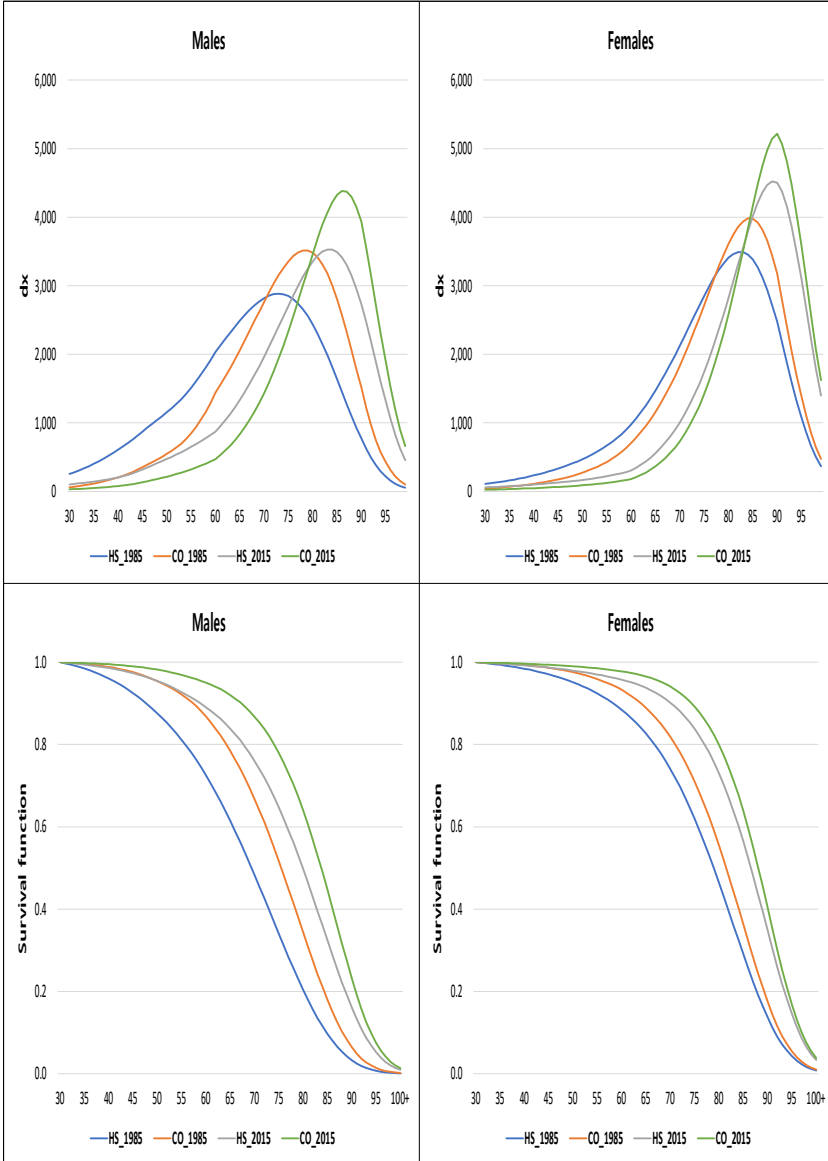
한편, 분석 결과는 대졸 이상 남성에 비해 고졸 이하 여성의 기대여명(30세 기준)이나 최빈 사망 연령이 높지만, C50이나 SD(M+) 지표는 두 집단의 생존 기간 변이가 대체로 유사한 수준임을 보여 준다. 또한 C50과 SD(M+)를 비교하면 C50에서 관측되는 집단별 변이가 더욱 큼을 확인할 수 있다. 온전히 고령기 사망력의 영향을 반영하는 SD(M+) 지표와 달리 C50은 전체 연령(여기에서는 30세 이상)에 걸친 사망력 변화를 반영하며, 고령기 이전에 발생하는 사망력에서의 이질성이 작지 않은 수준임을 시사한다.

최근 출생 코호트를 중심으로 한국 사회에서 고등교육이 급격하게 팽창한 점을 고려하면 교육 수준 향상을 지향하는 접근의 실효성은 크지 않다.²⁵⁾ 특히 우리나라는 베이비부머 등 학교 교육을 이미 ‘완료한’ 세대의 규모가 매우 크다는 점에서 인구의 교육 구성에서의 변화를 통한 ‘간접적’ 접근 대신에 ‘직접적으로’ 교육 수준별 사망 불평등을 줄이는 시도가 중요하다. 더욱이 베이비부머 등 고령 세대의 경우 학교 교육을 제대로 받지 못한 개인들의 비중이 상당히 높다는 점에서도 교육 수준별 사망 불평등을 직접적으로 지향하는 시도가 중요하다. 이러한 점에서 교육 수준별 사망 불평등을 초래하는 기제에 대한 심층적인 분석과 함께 이러한 기제를 겨냥한 정책적 개입이 필요하다. 예컨대, 미국에서 진행된 연구(Denney, Rogers, Hummer, & Pampel, 2010, p. 669, p. 671)는 4년제 대졸 이상 남성과 고졸 미만 남성 간 사망력 격차의 30% 이상을 흡연이 매개함을 보여 준다(25~49세 35%, 50~69세 44%).

25) 교육 수준 향상을 지향하는 접근은 기본적으로 교육 수준이 낮은 개인들이 건강 및 사망 위험에 직면할 개연성이 크기에 전체 인구의 교육 수준을 높여 건강 및 사망 위험이 큰 개인들의 규모를 축소시키는 시도로 이해할 수 있다.

144 한국의 사망률 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

[그림 4-9] 성별 및 교육 수준별 사망 연령의 분포와 생존곡선(1985년, 2015년)



자료: <표 4-2>와 동일.

〈표 4-4〉 교육 수준별 사망력 격차 주요 지표

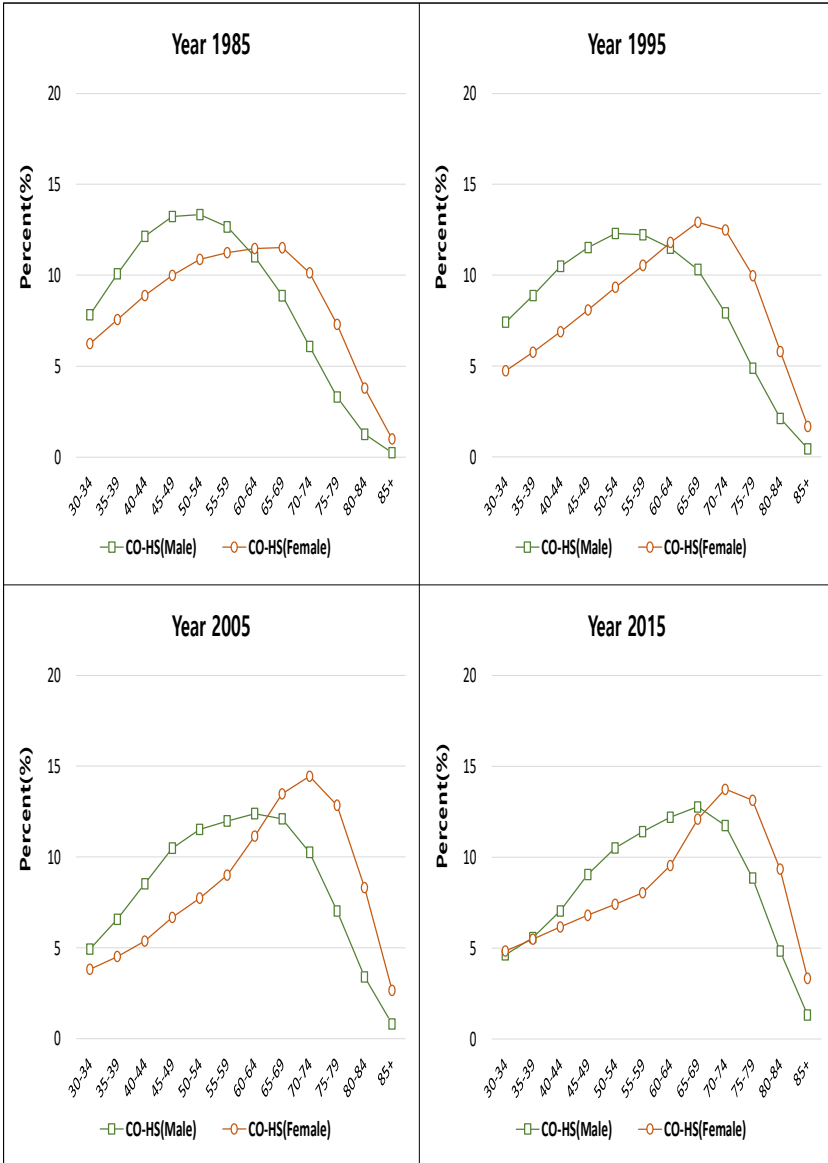
(단위: 년)

구분		1985년	1990년	1995년	2000년	2005년	2010년	2015년	
남성	고졸 이하	e_{30}	37.80	39.47	40.99	42.71	44.46	46.10	47.56
		M	73.43	75.97	77.67	79.23	80.93	82.66	83.96
		C50	18.76	18.29	17.90	17.13	16.40	15.91	15.51
		SD(M+)	9.82	9.08	8.78	8.40	8.00	7.69	7.50
	대졸 이상	e_{30}	43.88	44.91	47.04	47.70	49.49	50.49	51.78
		M	78.97	80.26	82.42	83.01	84.70	85.76	86.90
		C50	15.42	15.00	14.10	13.95	13.07	12.88	12.51
		SD(M+)	7.98	7.60	7.05	6.99	6.53	6.42	6.24
여성	고졸 이하	e_{30}	46.67	48.08	49.78	50.74	52.06	53.53	54.37
		M	82.91	84.08	85.51	86.18	87.42	88.94	89.71
		C50	15.65	14.67	14.09	12.95	12.65	12.49	12.19
		SD(M+)	7.69	7.20	6.97	6.41	6.26	6.10	5.90
	대졸 이상	e_{30}	49.59	50.88	52.25	52.99	54.48	55.63	56.39
		M	84.91	86.02	87.14	87.59	88.91	90.04	90.34
		C50	13.69	12.76	12.39	11.42	10.93	10.99	10.74
		SD(M+)	6.87	6.39	6.26	5.80	5.58	5.58	5.59

자료: 〈표 4-2〉와 동일.

146 한국의 사망률 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

[그림 4-10] 교육 수준별 기대여명(e_{30}) 격차의 기여도 분해(1985년(좌), 2015년(우))



자료: <표 4-2>와 동일.

제3절 지역별 사망력 격차

지역별 사망력 격차와 관련하여 이 절에서는 광역시도 단위에서 관측되는 사망력 격차를 살펴본다. 출산력과 같은 다른 인구학적 주제들과 마찬가지로 현재까지 사망력의 지역별 격차에 대한 이해는 높지 않은 상황이다. 물론 이러한 상황은 자료의 한계와 함께 공간 차원에서 사망력이 차별적으로 나타나는 원인을 정확히 이해하기 쉽지 않은 것과 관련이 있다. 예컨대, 공간이 사망력 격차의 원인인지 아니면 공간이 아니라 공간 내에 거주하는 개인별 특성(예컨대, 사회계층) 차이에 기초하는지가 명확하지 않은 것이다.

이러한 상황은 사망력이 공간적으로 전개되는 과정에서 인구이동(migration)이 중요한 역할을 하는 것과도 무관하지 않다. 잘 알려져 있듯이 인구이동은 무작위적 현상이 아니다. 예컨대, 청년층이나 교육 수준이 높은 집단이 상대적으로 기회가 많은 도시(광역) 지역으로 이주할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이는 결과적으로 노인인구나 취약계층 등 사망 위험이 상대적으로 높은 집단들이 농어촌이나 중소도시에 남겨질 가능성을 높이는 측면이 있다.

국내에서 지역별 사망력 격차 연구의 역사는 상당히 짧다. 사망력과 사망원인에 관한 초기 국내 연구를 대표하는 공세권 외(1983, pp. 147-149)의 연구에서 지역별 사망력 격차는 도시 지역과 농촌 지역의 사인 구조(17 분류)를 비교하는 방식을 취한다. 이들의 연구에 의하면 감염성 및 기생충성, 소화기계, 호흡기계 질환이나 손상 및 중독에 의한 사망은 농촌 지역에서 상대적으로 높게 나타나지만, 신생물이나 순환기계 질환에 의한 사망은 도시 지역에서 더 높은 수준임을 보여 준다.

김정근(1989, pp. 63-69)의 연구는 도시와 농촌 대신에 14개 광역시

도의 사망원인을 비교하였다. 7개의 주요 사망원인별 격차에서 결핵이나 악성 신생물, 당뇨병에서는 지역별 큰 차이가 관측되지 않지만, 고혈압, 심장 질환, 뇌혈관 질환, 사고사에서는 지역별 격차가 상대적으로 높게 나타난다. 일부 예외에도 불구하고 전반적으로 대도시(경기도 포함)의 사망률이 낮고 시도의 사망률이 높은 패턴을 보인다. 다만 사망원인 통계에 대한 준비가 늦어진 관계로 김정근(1989)의 연구는 지역별 사망 건수와 조사사망률을 비교하는 방식을 취한다.

비록 지역 차원의 통계가 점차 정비되는 상황이지만, 앞에서도 언급했듯이 그 한계는 여전한 상황이다. 지역별 사망력 격차와 관련하여 이 연구에서는 우선 통계청이 공표하는 광역시도별 사망력 기초 통계를 살펴본다. 시도 단위 사망력 기초 분석으로 연령 표준화 사망률과 기대수명 자료를 살펴본다. 참고로, 통계청의 연령 표준화 사망률(ASMR: Age Standardized Mortality Rate)은 기간 및 연도별로 인구의 연령 구조가 사망력에 미치는 영향을 제거하기 위해 2005년(남녀 통합)의 연령 구조로 표준화한 사망률이다(표준인구 10만 명 기준).²⁶⁾

2005년 기준 남성의 연령 표준화 사망률은 서울이 584.0명으로 가장 낮고 다음으로 대전(648.6명)과 경기(656.3명)의 사망률이 낮다. 반면 경남(807.5명)과 전남(785.4명)은 사망률이 높은 지역으로 분류된다. 전반적으로 광역시와 비교해 도 지역의 사망률이 높다. 광역시 중에는 울산과 부산의 사망률이 상대적으로 높다. 도 지역에서는 경기도와 나머지 지역 간 격차가 크지만, 제주도의 사망률도 상대적으로 낮다. 16개 광역시도를 모두 아울러 2017년의 사망률은 2005년에 비해 감소한 모습을 확인할 수 있다. 상대적으로 사망률이 높았던 도 지역의 사망률 감소 폭이 더 크

26) 시도별 연령 표준화 사망률 자료는 이 보고서 집필 시점에서 2019년 자료까지 활용 가능하다. 다만 뒤에서 검토하는 시도별 생명표와 일관된 정보를 제공하는 차원에서 2017년 자료를 사용한다. 시도별 생명표는 2005년부터 3년 간격으로 작성되고 있다.

다. 또한 2005년의 사망률 수준이 높았던 지역의 사망률 감소 폭이 더 큰 모습도 확인할 수 있다. 예컨대, 2005년 사망률이 가장 높았던 경남(314.3명)과 울산(290.2명)의 사망률이 큰 폭으로 감소했다. 서울, 대전, 경기 지역을 제외하면 전반적으로 광역시도의 2017년 사망률은 인구 10만 명당 460~500명 수준에서 그 차이가 크지 않다.

남성과 비교할 때 여성의 연령 표준화 사망률에서 광역시도별 차이는 상대적으로 미미한 수준이다. 2005년 기준으로 여성의 연령 표준화 사망률이 가장 낮은 지역은 제주(318.7명)이며, 서울(323.0명)이 그다음이다. 서울과 제주를 제외한 광역시도의 연령 표준화 사망률은 대체로 350~400명 수준이다. 남성과 마찬가지로 여성의 2017년 사망률도 2005년에 비해 감소했지만, 사망률 감소 폭은 남성에 비해 작다. 2017년 기준 여성의 연령 표준화 사망률은 서울과 제주가 200명 전후 수준이며, 나머지 광역시도의 사망률은 250명 전후 수준에서 큰 차이를 보이지 않는다. 성별 사망률 수준을 비교하면 2017년의 남성 사망률이 2005년의 여성 사망률에 비해 높은 수준임을 확인할 수 있다.

〈표 4-5〉에는 또한 연령 표준화 사망률과 함께 2005년과 2017년의 기대수명과 그 변화량을 보여 준다. 전반적으로 16개 광역시도에서 관측되는 기대수명의 수준과 격차 패턴은 연령 표준화 사망률과 유사하다. 여성에 비해 남성에서 지역별 기대수명 격차가 더욱 크게 나타나지만, 2005년에서 2017년에 걸친 기대수명 증가 폭은 남성에서 더 크게 관측된다. 연령 표준화 사망률과 마찬가지로 서울, 대전, 경기 지역의 기대수명이 높다. 시간의 경과에 따라 격차가 축소되기는 하지만, 여성의 경우 제주 지역의 기대수명이 상대적으로 높은 모습을 확인할 수 있다. 남성에서도 2005년에는 제주의 기대수명이 경기도 다음으로 높았지만, 2017년에 이러한 패턴은 더 이상 관측되지 않는다.

〈표 4-5〉 시도별 연령표준화 사망률과 기대수명: 2005년 및 2017년

(단위: 표준인구 십만 명당 사망자)

구분	남성						여성					
	연령 표준화 사망률			기대수명			연령 표준화 사망률			기대수명		
	2005 (A)	2017 (B)	증감 (A-B)	2005 (C)	2017 (D)	증감 (D-C)	2005 (E)	2017 (F)	증감 (E-F)	2005 (G)	2017 (H)	증감 (H-G)
서울	584.0	383.4	200.6	76.9	81.2	4.3	323.0	196.6	126.4	82.8	87.0	4.2
부산	741.9	476.1	265.8	74.2	78.9	4.7	406.3	249.6	156.7	80.5	84.9	4.4
대구	707.9	462.2	245.7	74.9	79.2	4.3	383.6	242.4	141.2	81.2	85.1	3.9
인천	704.2	460.3	243.9	74.8	79.3	4.5	377.5	232.4	145.1	81.2	85.6	4.4
광주	695.1	460.4	234.7	74.9	79.3	4.4	359.4	256.5	102.9	81.7	84.8	3.1
대전	648.6	417.2	231.4	75.7	80.5	4.8	353.9	232.5	121.4	82.0	85.4	3.4
울산	764.3	474.1	290.2	74.0	79.1	5.1	408.5	247.9	160.6	80.3	84.9	4.6
경기	656.3	414.5	241.8	75.6	80.4	4.8	359.9	226.0	133.9	81.8	85.7	3.9
강원	769.9	496.1	273.8	73.4	78.4	5.0	373.8	234.8	139.0	81.3	85.7	4.4
충북	767.6	495.0	272.6	73.5	78.8	5.3	383.2	251.1	132.1	81.1	84.9	3.8
충남	727.9	483.0	244.9	74.0	78.9	4.9	379.1	236.9	142.2	81.3	85.6	4.3
전북	730.4	472.9	257.5	74.1	79.0	4.9	381.6	237.2	144.4	81.1	85.5	4.4
전남	785.4	505.4	280.0	73.2	78.4	5.2	370.3	236.4	133.9	81.6	85.6	4.0
경북	771.9	493.4	278.5	73.3	78.6	5.3	381.6	234.8	146.8	81.1	85.5	4.4
경남	807.5	493.2	314.3	73.1	78.6	5.5	398.6	243.5	155.1	80.7	85.2	4.5
제주	707.8	484.1	223.7	74.4	78.7	4.3	318.7	203.7	115.0	83.1	86.7	3.6

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출. 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.

통계청이 직접 공표하는 연령 표준화 사망률과 기대수명을 살펴본 데 이어 아래에서는 16개 광역시도 생명표를 활용하여 산출한 사망력의 압축과 변이 지표들을 통해 지역별 사망력 격차를 분석한다. 앞에서 간략히 언급하기는 했지만, 지역별 사망력의 압축과 변이 분석에서는 통계청이 3년 단위로 작성하는 시도별 간이생명표(2005년, 2008년, 2011년, 2014년, 2017년)를 활용한다(2014년부터 작성되기 시작한 세종특별자치시는 제외).

이 연구에서는 통계청이 제공하는 시도별 간이생명표(abridged life table)를 그대로 사용하는 대신에 간이생명표를 완전생명표(complete life table)로 전환하여 분석을 진행한다. 우리나라 전체 인구에 대해서는 연령별 사망률(m_x) 정보가 제공되지만, 광역시도 단위의 사망력과 관련하여서는 간이생명표의 사망확률(${}_nq_x$) 정보만 제공된다. 비록 다양한 평활화 방법을 사용할 수 있지만, 이 연구에서는 Kostaki의 방법론(Kostaki, 2000; Kostaki & Panousis, 2001)을 사용하여 간이생명표를 완전생명표로 전환한다.²⁷⁾

Kostaki 방법은 간이생명표의 기저를 이루는 사망력(force of mortality; μ_x)이 각 연령 구간($[x, x+n)$)에서 표준 생명표(S: standard life table)의 기저를 이루는 사망력(μ_x^S)의 배수로 표현될 수 있다는 가정($\mu_x = {}_nK_x \times \mu_x^S$)에 기초하여 다음과 같이 간이생명표의 연령 구간별 사망확률(${}_nq_x$)을 연령별 사망확률(q_x)로 확장한다.

27) Kostaki 방법을 적용한 후 P-Spline 방법을 추가로 적용하면 더욱 평활화된 결과를 얻을 수 있지만, 시도(16개)별로 5개 연도의 대규모 자료를 분석하는 이 연구에서는 별도의 평활화 절차를 진행하지 않았다.

$$q_{x+i} = 1 - (1 - q_{x+i}^S)^{nK_x},$$

where $i = 0, 1, \dots, n-1$

$$nK_x = \frac{\ln(1 - {}_nq_x)}{\sum_{i=0}^{n-1} \ln(1 - q_{x+i}^S)}$$

결과적으로 간이생명표의 연령 구간별 사망확률(${}_nq_x$)과 표준인구로 선택된 완전생명표의 연령별 사망확률(q_x^S) 자료를 통해 ${}_nK_x$ 를 산출하며, 이를 사용하여 최종적으로 간이생명표의 연령 구간별 사망확률(${}_nq_x$)을 연령별 사망확률(q_x)로 전환할 수 있다. 참고로 이 연구에서는 통계청 2019년 완전생명표의 성별 사망확률을 표준인구(S)의 연령별 사망확률(q_x^S)로 사용하였다.

사망력의 압축과 분산(변이)의 측정은 앞에서 사용한 C50과 SD(M+) 지표를 사용한다. [그림 4-11]과 <표 4-6>은 전체 연령대에 걸친 사망력의 압축 현상을 보여 주는 C50 지표의 추이를 보여 준다. 2005년을 기준으로 보면 전체 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간은 남성이 14~17년, 여성이 12~13년 수준으로 나타난다. 일부 예외적인 사례들이 관측되지만, 전반적으로 16개 광역시도를 아울러 사망력의 압축 현상이 진행되어 왔음을 보여 준다.

시기별 차이가 있음에도 다른 광역시도에 비해 울산의 사망력 압축 현상이 상대적으로 두드러진 측면이 있다(특히 남성). 반면 다른 광역시도에 비해 제주도(특히 여성)와 강원도의 사망 연령이 상대적으로 넓은 구간에서 분포함을 보여 준다. 울산이나 제주도, 강원도를 제외할 때 남성에서는 시간의 경과에 따라 시도별 차이가 감소하는 경향이 일정 부분 관

측되지만, 여성의 경우 지역별 격차가 축소되는지는 불명확하다.

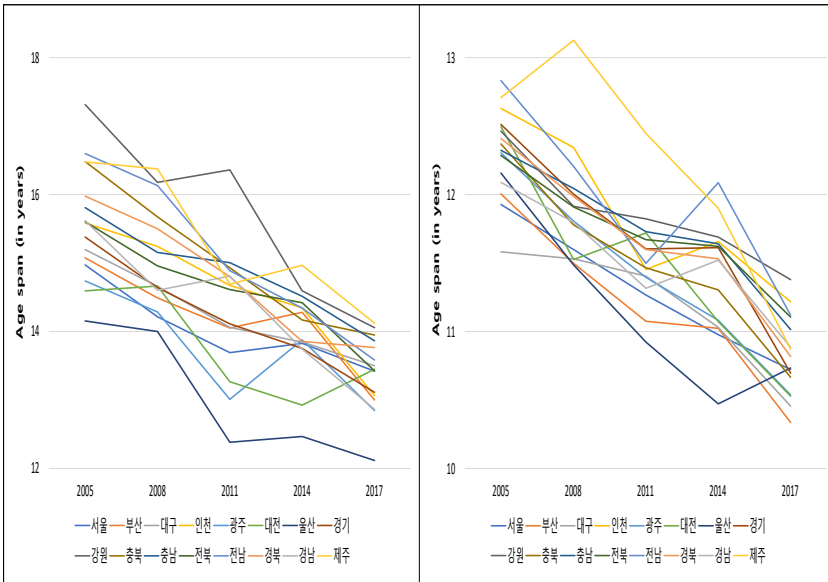
〈표 4-7〉은 전체 연령 대신에 최빈값(M) 이상 연령 구간에서 관측되는 고령기 사망력의 압축 현상을 측정하는 SD(M+) 지표의 2005~2017년 기간의 추세를 보여 준다. 전체 연령대에 걸친 사망력의 압축 현상을 보여 주는 C50 지표가 대체로 2005~2017년 기간 전체에 걸쳐 사망력이 지속적으로 압축되어 왔음을 보여 주는 반면에, 고령기 사망률에서 관측되는 압축 현상에 초점을 맞추는 SD(M+) 지표는 다소 다른 모습을 보여 준다. SD(M+) 지표는 광역시도를 가로질러 2005~2008(2011)년 기간에 사망력이 압축되었지만, 그 이후 기간에서는 뚜렷한 패턴을 보여 주지 않는다. C50과 SD(M+) 지표가 보여 주는 이러한 차이는 이 장의 제1절에서 살펴보았듯이 (2005~2017년 기간에 한정하더라도) C50 지표가 대체로 일관되게 감소하는 반면, SD(M+) 지표는 전반적으로 감소 추세를 보이지만 단기적으로 증감을 보이는 것과 일맥상통한다. 전반적으로 사망력 압축 지표에서 광역시도별로 뚜렷한 격차가 관측되지는 않지만, 상대적으로 제주도의 패턴이 다른 광역시도와 구분되는 모습을 보인다. 앞에서 살펴본 C50 지표와 마찬가지로 SD(M+) 지표에서도 제주도는 남성은 2008년, 여성은 2014년까지 다른 광역시도에 비해 고령기 사망 분포에서의 변이가 상대적으로 크게 관측되는 모습을 보인다.

종합적으로 지역별 사망력의 압축과 변이에 관한 분석 결과는 16개 광역시도별 사망력 압축 현상에서 차이, 특히 광역시(경기도 포함)와 비광역시도 간 차이가 일부 관측됨에도 불구하고 일관된 패턴을 확인하기가 쉽지 않음을 보여 준다. 이는 교육 수준별 사망력 격차 분석과는 다른 모습이다. 앞에서도 언급했듯이 지역별 사망력 격차 분석에서는 인구이동의 영향이 개입되는 한편 지역 단위의 효과와 함께 개인 단위의 효과가 복합적으로 작용하는 상황을 고려할 필요가 있다. 지역별 사망력 격차 분

석의 이러한 측면은 본 연구와 같은 집계 자료 분석을 넘어 미시-거시 차원의 연계 분석이 매우 중요할 수 있음을 시사하는 측면이 있다.

다른 한편으로 지역별 사망률 격차가 발생하는 논리적(이론적) 근거 또한 부족하다. 지역별 사망률 수준과 격차에 관한 통계가 제공되지만, 이러한 차이가 발생하는 논리적(이론적) 근거는 대체로 불명확하다. 경험적 자료 분석을 넘어 지역별로 사망률에서 격차가 발생하는 논리적(이론적) 근거가 부족한 상황에서 체계적인 분석이 이루어지기는 쉽지 않다. 지역별 사망률 격차 발생의 논리적(이론적) 근거 구축에서는 사망원인별 접근 또한 검토될 필요가 있을 것이다.

[그림 4-11] 성별 사망률 압축 지표(C50)의 추세(남성(좌), 여성(우)): 2005~2017년



자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

〈표 4-6〉 시도별 사망률 압축 지표(C50)의 추세: 2005~2017년

(단위: 년)

구분	남성					여성				
	2005년	2008년	2011년	2014년	2017년	2005년	2008년	2011년	2014년	2017년
서울	14.97	14.22	13.69	13.83	13.42	11.93	11.60	11.27	10.98	10.72
부산	15.08	14.49	14.05	14.28	13.00	12.01	11.50	11.08	11.02	10.34
대구	15.20	14.66	14.06	13.84	13.50	11.58	11.53	11.41	11.03	10.46
인천	15.59	15.24	14.67	14.35	13.07	12.63	12.34	11.45	11.66	11.22
광주	14.74	14.29	13.01	13.88	12.84	12.30	11.81	11.40	11.08	10.54
대전	14.59	14.66	13.27	12.93	13.45	12.49	11.53	11.72	11.07	10.53
울산	14.15	14.00	12.38	12.46	12.11	12.16	11.49	10.92	10.47	10.74
경기	15.38	14.64	14.11	13.75	13.11	12.51	12.00	11.60	11.61	10.70
강원	17.31	16.18	16.36	14.59	14.06	12.46	11.91	11.82	11.69	11.38
충북	16.48	15.67	14.93	14.17	13.95	12.37	11.78	11.47	11.30	10.67
충남	15.81	15.16	15.00	14.52	13.86	12.32	12.05	11.73	11.64	11.01
전북	15.60	14.96	14.61	14.42	13.42	12.29	11.91	11.67	11.62	11.11
전남	16.60	16.13	14.89	14.34	13.58	12.83	12.21	11.50	12.09	11.12
경북	15.97	15.50	14.80	13.86	13.77	12.41	11.99	11.60	11.53	10.82
경남	15.62	14.60	14.81	13.74	12.86	12.09	11.80	11.32	11.52	10.89
제주	16.48	16.37	14.69	14.97	14.12	12.71	13.13	12.45	11.90	10.87

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

〈표 4-7〉 시도별 사망력 압축 지표(SD(M+))의 추세: 2005~2017년

(단위: 년)

구분	남성					여성				
	2005년	2008년	2011년	2014년	2017년	2005년	2008년	2011년	2014년	2017년
서울	7.11	7.33	6.74	7.99	6.79	8.07	6.10	6.22	6.32	6.22
부산	8.29	6.52	6.46	7.24	6.90	7.04	5.65	5.67	5.77	5.63
대구	8.73	6.51	6.61	7.28	7.34	7.25	5.75	5.77	5.86	5.69
인천	8.98	7.05	7.00	7.11	6.40	7.73	5.94	5.77	6.13	6.03
광주	6.51	6.68	6.29	7.18	6.84	7.71	5.80	5.78	5.84	5.65
대전	6.84	6.82	5.80	6.77	6.74	8.00	5.81	5.98	6.03	5.77
울산	7.43	6.32	6.30	6.42	6.39	6.97	5.61	5.49	5.46	5.67
경기	9.12	7.09	7.08	7.38	7.38	7.92	5.95	6.04	6.35	5.91
강원	6.72	7.15	7.79	7.12	6.96	7.88	5.87	6.16	6.32	6.13
충북	6.64	6.78	6.70	6.79	7.51	7.57	5.85	5.79	6.12	5.76
충남	6.66	6.73	6.81	7.11	7.24	7.67	6.04	6.21	6.39	6.02
전북	6.55	6.57	6.75	7.19	6.39	7.63	5.88	6.11	6.36	6.02
전남	8.79	6.87	6.59	6.89	7.02	8.27	6.02	5.98	6.66	6.06
경북	8.47	6.68	6.65	6.91	7.33	7.68	5.91	5.84	6.26	5.93
경남	7.99	6.30	6.53	6.72	5.91	7.19	5.80	5.77	6.14	5.84
제주	9.52	8.00	6.20	7.51	6.66	6.45	7.14	7.01	6.81	5.72

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.

앞에서도 언급했듯이 지역별 사망력 격차(특히 인과성) 분석은 현재까지도 이론적, 그리고 경험적 분석 차원에서 쉽지 않은 영역이다. 지역별 사망력 격차 분석과 관련하여 마지막으로 아래에서는 사망원인의 측면에서 지역별 사망력 격차를 살펴본다. 우리나라 사망력 연구에서 사망원인별 분석이 어렵다는 점은 이미 언급한 바 있지만, 지역별 사망력 격차 분석에서는 더욱 그러하다. 특히 사망원인별 분석에서는 사망진단서(사체 검안서) 첨부율 차이 등으로 인해 달리 분류되지 않는 증상이나 징후(R00-R99) 항목에서 지역별로 상당히 큰 차이가 존재하는 상황이다(통계청, 2021g).

더욱이 사망원인별 사망률에서 지역별 차이가 관측되더라도 그 인과적 기제를 추론하기도 어려운 것이 현실이다. 이 연구에서도 전체 사망원인들을 가로질러 16개 광역시도별 차이를 검토했지만, 대체로 유의미한 패턴을 확인하기가 어려웠다. 예컨대, 최근의 미세먼지 등의 파급 경로를 고려하면 서해안 지역(시군구)을 중심으로 호흡계통 질환에 의한 사망이 발생할 개연성이 상대적으로 높을 것으로 추론해 볼 수 있지만, 경험적 데이터는 이를 뒷받침하지 않는 것으로 나타난다. 전반적으로 국토가 좁고 인구이동량이 많은 우리나라의 상황에서 질병에 의한 “내인사”에서 지역별 차이가 발생할 명확한 이론적 혹은 논리적 근거를 찾기는 쉽지 않은 상황인 것으로 보인다.

반면 “외인사”에서는 지역별 격차가 나타날 개연성이 상대적으로 높을 것으로 추론해 볼 수 있다. 1960년대 이후 이루어진 압축적 경제성장 과정을 통해 수도권, 광역시, 중소도시, 농어촌 간 불평등 현상이 심화되었음은 재론할 필요가 없다. 자극적이기는 하지만, ‘지방소멸’이라는 용어는 현재 우리나라 지역사회가 당면한 문제를 잘 보여 준다. 개인 수준의 사회경제적 지위는 물론 복지, 안전시설 등 기반 시설에서도 지역 간

격차가 적지 않다. 제3장에서 살펴보았듯이, 외인사를 대표하는 하위 범주인 운수사고와 자살 모두 최근 들어 고연령대로 이동하는 추세임을 고려하면 지역 간 불평등 심화 현상과 맞물려 이들 사망원인에서 지역별 격차가 존재할 개연성을 생각해 볼 수 있다.

이러한 점을 고려하여 이 연구에서는 지역별 사망력 격차에서 사망원인에 대한 분석은 상대적으로 신고율의 완전성이 높은 동시에 사망원인 분류의 정확성이 높을 것으로 추정되는 외인사에 초점을 맞추어 간략히 살펴보기로 한다.²⁸⁾ 다만 외인사의 경우에도 그 해석에는 각별한 유의가 필요하다. 예컨대, 운수사고의 경우 지역별 도로망이나 교통수단 보유율 등 다양한 조건에서 차이가 발생할 수 있다는 점에서 지역 간 차이를 특정 조건으로 귀결시키기는 쉽지 않다.

〈표 4-8〉과 〈표 4-9〉는 2015~2017년 기간에 걸친 광역시도별 전체 외인사와 그 하위 범주인 운수사고 및 자살에 대한 연령 표준화 사망률을 보여 준다. 전반적으로 남성의 전체 외인사 사망률은 2005~2017년 기간 동안 16개 광역시도를 가로질러 감소 추세를 보인다. 다만 2008년과 2011년의 사망률에서 큰 차이가 관측되지는 않는다. 전체 외인사 사망률에서 관측되는 뚜렷한 패턴은 광역시와 경기도를 제외한 도 지역 간 격차가 크다는 점이다. 서울은 다른 광역시에 비해 더 낮은 모습을 보인다. 2014년부터 도 지역 사망률이 상대적으로 많이 감소함으로써 격차가 줄어들고 있지만, 2017년 자료에서도 기본적으로 지역 간 격차는 유지되고 있다. 남성에 비해 여성의 외인사 사망률은 상대적으로 매우 낮은 수준이다. 마찬가지로 광역시와 도 지역 간 외인사 사망률 격차가 남성에 비해

28) 김부연(1999, p. 9)은 사고사는 신고율이 높고 의사의 진단서가 첨부되는 비율이 높지만, 노인 사망에서는 의사에 의한 진단율이 낮음을 지적한다. 박경애(2003, pp. 22-23)의 연구도 사망원인별 사망률, 예컨대 심장질환 사망률이 사망진단서 첨부율에 따라 달라짐을 보고한다. 의사에 의한 사망진단서가 첨부되면 '노환' 등으로 처리되는 대신에 심장질환 등 '특정' 질환으로 분류될 개연성이 높아짐을 지적한다.

낮은 모습을 확인할 수 있다.

외인사를 구성하는 대표적인 하위 범주들이 운수사고와 자살이다. 남성의 운수사고는 남성 전체 외인사와 유사하게 2005~2017년 기간에 걸쳐 감소하는 패턴을 보인다. 또한 운수사고에서는 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 상당히 크게 나타나는 모습을 보인다. 비록 격차가 지속되고 있지만, 전체 외인사 패턴과 마찬가지로 2014년부터 그 격차가 많이 감소한 모습을 보인다. 성별 격차가 크게 관측되기는 하지만, 여성의 경우에도 광역시와 도 지역 간 사망률 격차는 상대적으로 뚜렷하게 관측된다.

외인사 중 자살은 남녀 모두 시간의 경과에 따라 일정한 패턴을 보이지는 않는다. 자살에서도 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 관측되지만(특히 남성), 광역시 내부와 도 지역 내부에서도 변이가 작지 않음을 확인할 수 있다. 남성 자살은 2005년 대비 2008년에 감소 추세를 보였지만, 2011년에 크게 상승하는 모습을 보인다(특히 도 지역). 여성 자살은 2005년에서 2011년까지 대체로 16개 광역시도를 가로질러 증가하는 패턴을 보인 후 감소하는 모습을 보인다. 전반적으로 2017년에는 광역시도별 차이는 크게 감소한 모습을 확인할 수 있다.

종합적으로, 이 연구에서는 집계 자료를 활용하여 지역별 사망력 격차의 문제를 살펴보았지만, 자료상의 한계와 분석 단위의 특성으로 인해 사망력 격차의 원인을 정확히 규명하기가 쉽지 않음을 확인할 수 있었다. 지역별 사망력 격차 분석의 어려움은 공간이 갖는 분석적 함의와 직결된다. 이 연구와 같이 집계 자료에 기초하여 ‘개인’과 ‘지역’ 특성의 상호적 관계, 그리고 ‘인구이동’의 역할을 심층적으로 이해하기는 쉽지 않다. 미시-거시 자료의 연계, 다층모형 같은 미시-거시 접근의 연계 등 추가적인 방안에 대한 검토가 유용한 함의를 제공할 수 있는 것으로 보인다.

[그림 4-12] 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률



자료: 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=12 에서 2021. 6. 16. 인출.

〈표 4-8〉 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률(남성): 2005년, 2008년, 2011년, 2014년, 2017년

(단위: 표준인구 십만 명당 사망자)

구분	2005년			2008년			2011년			2014년			2017년		
	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살
서울	67.5	12.5	29.0	59.5	11.3	26.3	63.6	8.7	35.5	54.1	8.0	31.1	49.2	6.6	26.2
부산	93.3	17.6	40.3	81.5	15.7	37.0	76.9	14.1	39.4	67.2	10.0	35.8	57.5	8.0	32.2
대구	84.1	20.2	34.3	81.0	20.5	33.7	74.5	14.1	36.1	61.9	13.3	31.2	55.9	10.1	30.9
인천	91.4	19.7	38.4	79.8	14.6	35.9	76.0	11.4	43.1	68.4	10.3	39.4	55.1	6.8	31.0
광주	82.7	22.4	30.1	82.5	24.5	29.6	76.4	15.7	36.0	72.4	13.5	34.6	61.9	14.9	29.9
대전	87.6	17.3	39.3	71.6	17.5	30.9	77.7	14.8	39.7	67.0	12.1	31.8	51.9	9.4	26.6
울산	90.1	25.2	33.9	83.1	19.8	33.9	87.7	19.1	36.6	69.7	15.6	31.6	59.4	10.3	32.4
경기	87.1	20.6	37.5	74.5	18.1	32.5	77.1	13.9	41.5	64.4	11.3	34.3	54.6	9.8	28.4
강원	123.1	32.7	48.2	110.3	28.5	45.5	107.3	22.8	52.8	89.5	18.0	45.5	74.7	17.7	35.4
충북	123.3	35.8	47.8	103.9	29.1	43.1	101.6	24.3	50.5	84.8	21.8	39.6	72.5	18.5	32.2
충남	128.8	46.5	45.8	109.6	36.8	42.9	110.6	27.7	52.5	91.8	25.3	43.3	80.4	19.3	38.4
전북	116.4	36.7	36.6	112.5	37.1	39.6	112.1	29.8	49.3	84.8	22.4	37.3	79.7	19.0	37.2
전남	120.9	50.0	31.9	111.2	35.6	33.0	113.7	34.7	39.3	94.2	28.2	35.0	76.2	23.6	29.8
경북	124.5	45.2	35.6	107.7	36.0	34.7	108.0	30.9	43.3	78.6	22.0	33.8	71.1	17.8	31.5
경남	114.6	39.5	38.2	105.0	31.8	38.9	96.6	24.1	42.5	77.1	18.1	34.1	64.7	14.9	31.2
제주	117.0	35.3	38.5	91.2	23.4	37.2	86.9	22.1	38.1	85.3	21.2	41.1	71.6	16.6	34.0

자료: 통계청 (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계데이터파일. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

(표 4-9) 시도별 외인사(전체, 운수사고, 자살) 연령 표준화 사망률(여성): 2005년, 2008년, 2011년, 2014년, 2017년
(단위: 표준인구 십만 명당 사망자)

구분	2005년			2008년			2011년			2014년			2017년		
	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살	전체	운수사고	자살
서울	28.6	4.3	13.2	28.6	3.7	16.0	25.1	3.0	14.8	22.0	2.5	13.1	18.2	1.7	10.6
부산	34.2	5.7	15.1	31.0	4.7	16.9	30.1	3.5	19.1	25.4	2.7	15.1	21.8	2.4	13.4
대구	32.2	6.7	14.0	33.2	6.5	16.7	33.4	4.4	20.2	24.3	3.4	14.4	21.5	3.3	12.7
인천	38.0	6.6	18.2	37.3	5.2	20.0	31.7	3.9	20.2	25.7	4.4	13.9	20.5	2.4	11.6
광주	30.3	7.6	12.8	36.6	8.0	16.6	32.2	5.1	16.9	26.2	4.3	12.2	22.9	4.9	12.3
대전	38.9	7.1	19.0	31.2	5.4	16.1	32.4	5.1	19.0	31.0	3.4	17.4	24.2	3.0	13.8
울산	35.4	8.7	15.1	31.5	5.6	15.0	30.2	4.9	16.4	30.6	5.1	16.3	20.8	2.1	12.4
경기	37.0	6.9	17.0	32.2	5.0	17.9	31.6	4.4	18.4	25.7	4.3	13.5	21.8	2.8	12.6
강원	41.6	10.5	17.3	44.8	8.8	22.7	43.0	7.7	24.4	30.0	5.3	14.9	23.8	3.8	11.3
충북	43.7	11.1	16.5	42.3	10.1	19.2	34.1	8.1	18.6	25.8	4.8	14.3	29.0	4.6	14.8
충남	47.2	13.3	19.7	41.5	10.8	18.8	41.0	7.5	22.0	33.1	6.2	18.6	26.8	4.8	13.9
전북	43.6	11.9	13.1	37.8	9.9	15.7	35.2	7.9	15.4	29.7	6.1	14.0	25.1	5.2	10.7
전남	40.9	12.1	12.8	40.6	10.3	15.3	37.3	8.1	16.9	33.7	7.6	13.9	26.4	6.7	10.8
경북	44.3	12.5	16.5	39.8	11.2	16.3	35.8	7.7	17.5	29.4	6.4	14.7	23.7	5.2	11.1
경남	43.9	11.0	17.3	38.5	8.7	17.3	34.7	7.0	17.7	27.4	5.2	13.4	22.3	3.5	11.5
제주	46.3	13.6	19.3	44.4	10.7	20.4	44.6	11.5	21.3	30.3	8.7	12.2	26.7	4.2	12.8

자료: 통계청, (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계데이터파일. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&blId=DT_1B34E01&conn_path=12에서 2021. 6. 16. 인출.

제4절 사망력 격차의 국제 비교

한국 사회가 경험한 전반적인 사망력 변동과 불평등의 전개 양상을 살펴본 데 이어 이 절에서는 우리나라의 사망력 변동과 불평등을 다른 국가들의 경험과 비교 분석한다. 1970년대 이후 한국 사회가 경험한 급격한 사회 변동에도 불구하고, 앞에서 살펴본 전반적인 사망력 변동과 불평등 지표들은 대체로 긍정적인 방향으로 상황이 전개되어 왔음을 시사한다. 물론 전반적인 사망력 변동과 불평등의 전개 양상이 어떠한지를 종합적으로 진단하고 평가할 수 있는 엄밀한 기준을 정의하기는 쉽지 않다. 이러한 측면에서 한국 사회의 전반적인 사망력 변동과 불평등 수준을 다른 국가들과 비교하는 접근이 유용한 시사점을 줄 수 있다. 사망력 격차의 국제 비교는 활용 가능한 자료의 한계 및 ‘집단’ 분류(예컨대, 계층 분류)에서의 일관성 문제를 고려하여 ‘개인’ 간 사망력 격차 분석에 초점을 맞춘다. 사망력 변동과 불평등의 국제 비교 분석에서는 미국의 캘리포니아 대학교와 독일의 Max Planck 인구연구센터가 공동으로 구축한 HMD (Human Mortality Database)의 생명표 자료를 활용한다.²⁹⁾

이 절의 목적이 국제적 차원의 사망력 격차에 관한 종합적인 연구가 아니라 다른 국가들과 비교한 우리나라의 사망력 변동과 불평등의 전개 양상(특징)을 파악하는 데 있다는 점에서 사망력 변동에서 참고할 만한 주요국을 중심으로 분석을 진행한다. 비교 대상 국가로는 스웨덴, 일본, 프랑스, 미국, 대만을 선정하였다. 스웨덴, 일본, 프랑스는 우리나라보다 이른 시기에 사망력 변천을 경험한 동시에 사망률이 낮은 대표적인 국가들이다. 미국은 경제 대국이지만 상대적으로 불평등 수준이 높고 사망력 개

29) HMD에 관한 자세한 정보는 해당 홈페이지(<https://www.mortality.org/>)를 참고하기를 바란다.

선이 지체된 대표적인 국가이다. 이 연구에서는 일본과 함께 아시아 국가로 대만을 포함한다. 대만은 인구변천 과정이나 인구정책에서 우리나라와 상당히 유사한 국가라는 점에서 한국 사회가 경험한 사망력 변동의 특징을 좀 더 명확히 보여 줄 수 있다.

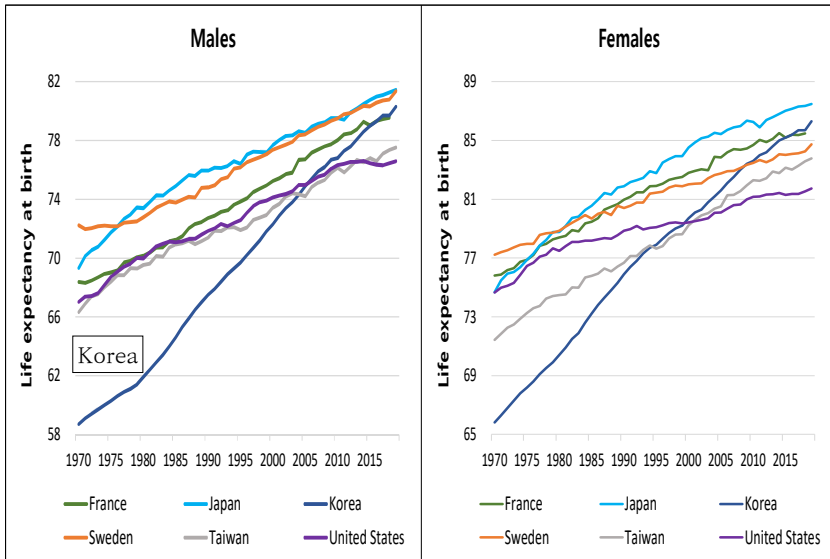
활용 가능한 과거 시계열 자료에서 차이가 있지만, 이 절의 목적이 우리나라와의 비교에 있다는 점에서 1970년 이후의 사망력 변동에 초점을 맞춘다. 보고서 작성 시점 기준으로 프랑스는 2018년까지의 자료가 활용 가능하며, 나머지 국가들은 2019년까지의 자료가 제공된다. 최근 우리나라 사망력 자료 또한 데이터베이스(HMD)에 등재되기 시작했지만, 대체로 2000년 초반 이후 자료에 한정되기에 우리나라 사망력 자료는 통계청 공표 자료를 사용한다.³⁰⁾ 분석에서는 통상적으로 많이 사용되는 기대여명 지표를 살펴봄과 함께 앞에서 활용한 전체 연령 및 고령기의 사망력 압축과 분산에 관한 지표들을 동일하게 사용한다.

우선 [그림 4-13]은 분석 대상 국가들의 기대수명(출생 시 기대여명) 추이를 보여 준다. 1970년 기준으로 기대수명에서 우리나라와 비교 대상 국가들 간 격차는 뚜렷하다. 1970년 기준으로 대만의 남성 기대수명(66.32년)은 미국(67.02년)과 큰 차이를 보이지 않는다. 대만과 우리나라의 남성 기대수명 격차는 7.62년, 미국과의 격차는 8.32년이다. 1970년 기준으로 분석 대상 국가 중 기대수명이 최고 수준인 스웨덴과의 격차는 13.53년에 달한다. 1970년 기준으로 여성의 기대수명 격차 또한 상당히 크다. 남성과 달리 대만의 여성 기대수명은 미국과 어느 정도 차이가 관

30) 분석 시점 기준으로 출생은 1975~2018년 기간의 자료가 활용 가능한 상황이다. 사망력 자료는 2003~2018년 기간의 자료가 제공된다(인구는 2003~2019년). HMD와 우리나라 통계청의 사망력 자료 구축 방식 차이가 분석 결과에 어느 정도 영향을 미칠 가능성을 생각해 볼 수는 있지만, 주요국에 비교한 우리나라 사망력 변동의 전반적 추세와 특징 분석에 초점을 맞추는 이 연구에서는 이 문제를 심층적으로 검토하지 않기로 한다.

측된다. 여성의 경우 우리나라와 대만의 기대수명 격차는 5.63년, 미국과의 격차는 8.85년이다. 1970년 기준으로 분석 대상 국가 중 여성 기대수명이 최고인 스웨덴(77.21년)과의 격차는 11.41년에 달한다.

[그림 4-13] 주요국 기대수명의 추이: 1970~2019년



주: 프랑스는 1970~2018년, 나머지 국가들은 1970~2019년 자료임.

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

그러나 [그림 4-13]에서 확인할 수 있듯이 우리나라와 비교 대상 국가들 간 기대수명 격차는 가파르게 축소되는 모습을 보인다. 남성 기대수명은 이미 2000년대 중반경에 미국과 대만을 추월하였으며, 근소한 차이이지만 2018년 기준으로 프랑스를 넘어선다. 전반적으로 2010년대 이후 기대수명이 정체된 모습(미국)을 보이거나 점진적인 증가 패턴(대

만)을 보임과 비교해 우리나라 남성의 기대수명 증가 추세는 매우 가파르다. 남성과 마찬가지로 여성의 기대수명 증가 추세도 매우 가파르는데 미국, 대만, 스웨덴을 추월하는 한편, 근소한 차이이지만 프랑스도 넘어서는 모습을 관측할 수 있다.

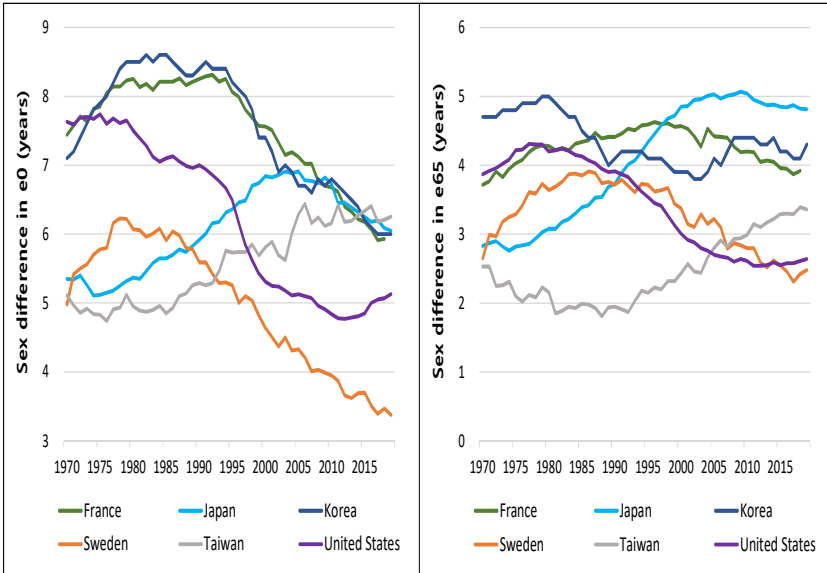
앞에서는 우리나라 남성과 여성의 기대수명 추이를 비교 분석하였는데 [그림 4-14]의 좌측은 기대수명에서 성별 차이가 어떻게 전개되었는지를 보여 준다. 우리나라의 기대수명 성별 격차는 1970년대에 가파르게 증가하여 1980년대와 1990년대 중반까지 높은 수준을 유지한 후 감소 추세를 보인다. 대만과 일본의 기대수명 성별 격차가 1980년대까지 상대적으로 낮은 수준을 보인 것과는 대조적이다. 한국 사회가 경험한 성별 기대수명 격차의 가파른 상승 현상은 1970년대에 걸쳐 우리나라 여성의 기대수명이 남성에 비해 상대적으로 빠르게 증가한 것에 기인한다. 물론 이는 제3장에서 살펴보았듯이 우리나라에서 사망력 변천(역학변천)이 대체로 마무리된 1980년대 초반까지의 사망률 감소 현상이 특히 30대 이하 젊은 연령대 여성을 중심으로 강하게 전개된 것과 관련이 있는 것으로 추정된다.³¹⁾

반면 1990년대 중반 이후 기대수명 성별 격차가 가파르게 감소하는 추세를 보여 2018~2019년 기준으로 대만, 일본, 프랑스와 유사한 수준까지 감소한 모습을 보인다. 특히 1990년대 중반부터 2000년대 초반까지 기대수명의 성별 격차가 크게 감소했는데, 이는 제3장에서 살펴보았듯이 20~30대의 성별 사망률 격차가 감소한 것과 관련이 있는 것으로 추정된다. 그러나 분석 대상 국가 중 기대수명의 성별 차이가 가장 낮은 스웨덴과의 격차는 물론 현시점에서 우리나라보다 기대수명이 낮은 미국과의

31) 참고로 1980년대를 대상으로 생명표를 작성한 김윤신(1989, pp. 62-63) 또한 우리나라 사망력 현상에서 (미국, 일본, 대만, 홍콩 등에 비해) 기대수명의 성별 격차가 매우 큰 특징이 있음을 지적한다.

격차도 작지 않은 수준으로 남아 있다.

[그림 4-14] 주요국 0세 및 65세 기준 기대여명의 성별 격차 추이: 1970~2019년



주: 프랑스는 1970~2018년, 나머지 국가들은 1970~2019년 자료임.

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

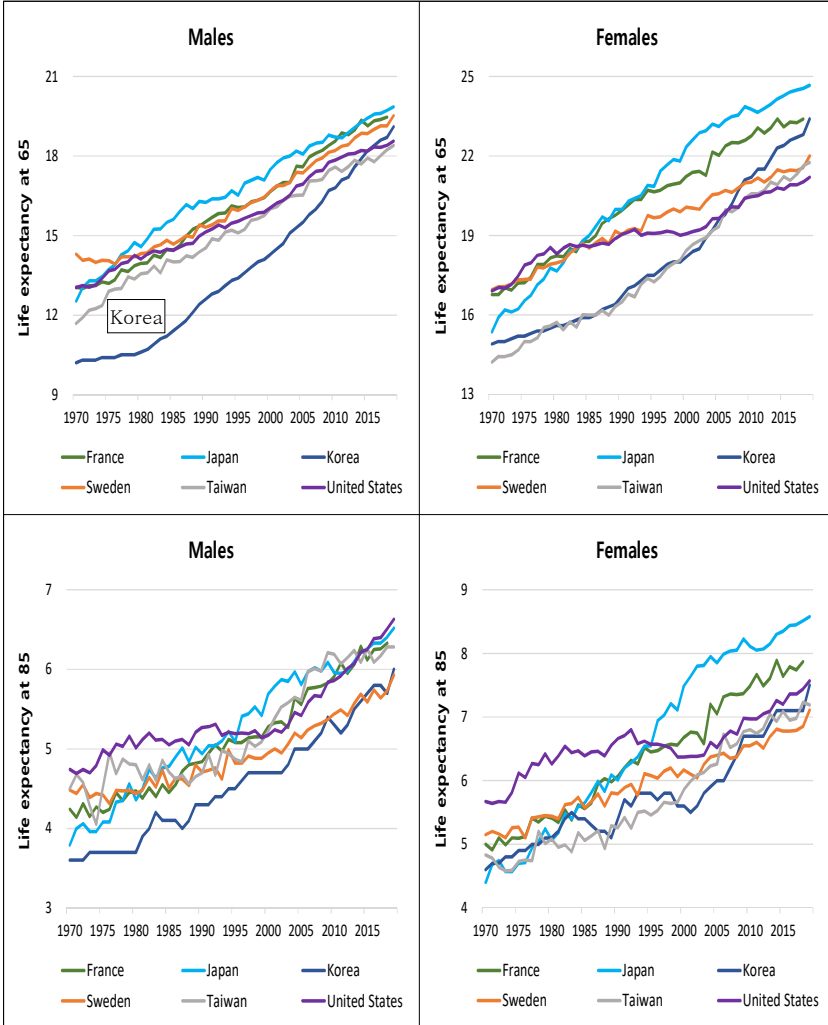
65세 기준 기대여명([그림 4-14]의 우측)에서 나타나는 성별 격차 또한 1970년대에 비해 감소한 모습을 보이지만, 최근까지도 분석 대상 주요국 중에는 상대적으로 높은 편에 속한다. 성별 격차가 3년 미만으로 상당히 낮은 스웨덴이나 미국은 물론 1990년대 이후 가파른 상승세를 보이는 대만에 비해서도 높다. 일본은 1970년대 중반 이후 지속해서 증가세를 보인 후 2000년대에 들어 5년 정도 수준에서 성별 격차가 유지되는 모습을 보인다. 일본의 경우 2000년대 이후 기대수명에서 성별 격차가

본격적인 감소 국면에 진입한 것과 달리, 65세 기준 기대여명에서는 성별 격차가 현재까지도 뚜렷한 감소세를 보이지는 않는 상황이다.

아래의 [그림 4-15]는 관측 기간에 걸친 65세 및 85세 기준 기대여명의 추세를 보여 준다. 증가 속도는 기대수명(e_0^o)에 미치지 못하지만, 우리나라의 65세 기준 기대여명(e_{65})의 증가 속도 또한 상당히 가파른 모습을 확인할 수 있다. 남성의 65세 기준 기대여명은 1970년대에 상당히 완만한 증가세를 보인 후 1980년대 초중반부터 가파른 증가세로 전환되었다. 여성의 65세 기준 기대여명은 1970~1980년대에 완만한 증가세를 보인 후 1990년대부터 증가세가 가팔라지는 모습을 확인할 수 있다. 여성의 65세 기준 기대여명은 특히 2000년대 이후에 급격한 증가세를 보인다. 이에 따라 2000년대 중반부터 대만과의 격차가 뚜렷하게 관측되기 시작한다. 제3장의 분석 결과에 기초할 때 1980년대 이후 남성의 65세 기준 기대여명의 추세는 초고령기 이전 단계의 사망률 개선이 주도하는 반면, 2000년대 이후 여성의 사망률 개선은 초고령기(예컨대, 80세+) 사망률 개선을 포함한 결과로 이해할 수 있는 것으로 보인다.

한편 [그림 4-15]의 하단은 비교 대상 국가들의 85세 기준 기대여명(e_{85})의 추세를 보여 준다. 주요국과의 격차가 점차 줄어드는 추세이지만, 기대수명이나 65세 기준 기대여명에 비해 현재까지 우리나라의 85세 기준 기대여명에서 급격한 증가 추세는 보이지 않는다. 남성의 경우 85세 기준 기대여명은 미국, 일본, 프랑스, 대만에 비해 낮은 모습이 관측된다. 현재까지 초고령기(예컨대, 80세+) 남성 사망률에서 다른 국가들에 비해 뚜렷한 감소세를 보이지 않는 상황을 반영하는 결과로 이해할 수 있다.

[그림 4-15] 주요국 65세(상) 및 85세(하) 기준 기대여명 추이: 1970~2019년



주: 프랑스는 1970~2018년, 나머지 국가들은 1970~2019년 자료임.
 자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=12에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

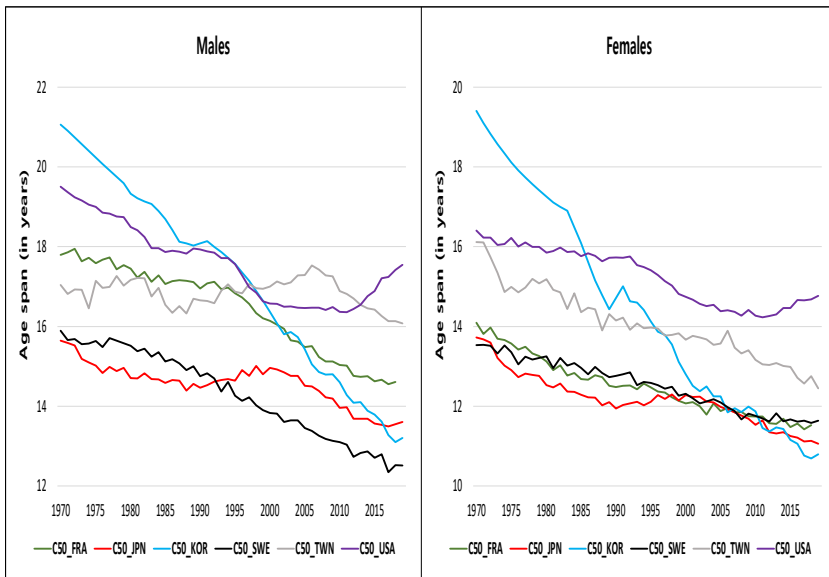
여성도 2000년대 이후 상대적으로 가파른 증가 추세를 보이지만 일본과의 격차는 남아 있다. 1980년대 중반경부터 2000년 초반까지 우리나라의 85세 기준 기대여명이 등락을 반복한 반면 일본, 프랑스, 스웨덴, 대만은 상승세를 이어갔다. 특히 일본은 2000년대 중반까지 다른 국가들과 구분되는 뚜렷한 상승세를 보인다. 65세 기준 기대여명의 성별 격차에서 일본이 보여 준 패턴([그림 4-14] 우측)도 이러한 초고령기 사망력 변동을 반영한다고 볼 수 있다. 우리나라의 초고령기(80세+) 사망률 감소가 여성을 중심으로 상대적으로 최근에 시작된 현상임을 고려할 때 초고령기(80세+) 기대여명이 향후 어떤 추이를 보일 것인지를 확인하기 위해서는 추가적인 시간이 필요하다고 할 수 있다.

기대여명 지표를 중심으로 비교 대상 국가들의 기초 사망력 통계를 살펴본 데 이어 아래에서는 사망력의 중심과 분산 측정치들을 살펴본다. 우선 [그림 4-16]은 1970~2018/2019년 기간에 걸친 C50 지표의 전체 추세를, <표 4-10>은 C50 지표의 5년 평균값을 보여 준다. 이 장의 제1절에서 언급했듯이 C50 지표는 전체 연령대에 걸쳐 나타나는 사망력 변화에 기초하여 산출된 사망력의 압축(compression) 혹은 분산(dispersion) 수준을 측정하는 지표이다.

앞의 [그림 4-13]에서 살펴보았듯이 1970년대에 우리나라는 생존 기간 분포의 중심(기대수명)이 상대적으로 매우 낮은 국가에 해당한다. 이와 동시에 <표 4-10>과 [그림 4-16]은 같은 기간 동안 분석 대상 국가들에 비해 남녀 모두 생존 기간의 분산(변이) 또한 상당히 컸음을 확인할 수 있다. 이는 유사한 시기에 인구변천 과정을 경험한 대만과 비교할 때도 뚜렷하게 관측된다. 1970년대 동안 생존 기간에서 우리나라가 보여 준 높은 수준의 분산은 1980년대 초반(여성), 혹은 1990년대 초반(남성)부터 상대적으로 가파르게 감소하는 국면에 진입한다. 2000년대를 전후로

남성의 사망률 압축 수준은 대만, 미국, 프랑스를 넘어선다. 스웨덴과의 격차는 남아 있지만, 2015년을 전후로 생존 기간의 분산은 일본보다 낮아진다. 여성의 경우 이러한 패턴은 더욱 뚜렷하다. 2000년대 중반경에 비교 대상 국가들과 비슷하거나 높은 수준으로 사망률이 압축되었으며, 이후 2010년대 중반에는 일본까지 추월하는 모습을 보인다. 주요국에 비교할 때 전반적으로 우리나라의 사망률은 과거 50년 정도의 기간에 걸쳐 매우 빠른 속도로 압축되었음을, 혹은 생존 기간의 분산(불평등)이 빠르게 감소하였음을 확인할 수 있다.

[그림 4-16] 주요국 사망률 압축(C50)의 추이: 1970~2019년



주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

172 한국의 사망률 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

〈표 4-10〉 주요국 사망률 압축(C50)의 추이(5년 평균): 1970~2019년

(단위: 년)

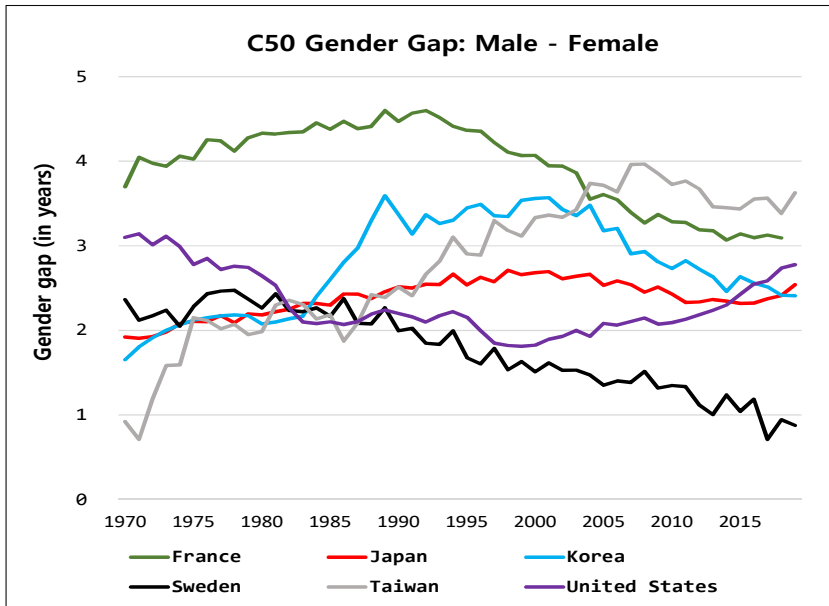
구분	기간	프랑스	일본	한국	스웨덴	대만	미국
남성	1970~74년	17.79	15.41	20.74	15.67	16.83	19.27
	1975~79년	17.59	14.93	19.91	15.61	17.08	18.84
	1980~84년	17.29	14.71	19.13	15.39	17.06	18.21
	1985~89년	17.12	14.57	18.27	15.06	16.48	17.88
	1990~94년	17.01	14.59	17.96	14.65	16.77	17.82
	1995~99년	16.53	14.82	17.12	14.11	16.94	17.06
	2000~04년	15.88	14.85	15.97	13.71	17.11	16.52
	2005~09년	15.29	14.36	14.99	13.28	17.36	16.46
	2010~14년	14.86	13.80	14.19	12.91	16.68	16.49
	2015~19년	14.61	13.55	13.40	12.58	16.20	17.26
여성	1970~74년	13.85	13.44	18.85	13.49	15.63	16.20
	1975~79년	13.41	12.80	17.75	13.21	15.02	16.07
	1980~84년	12.93	12.46	16.95	13.10	14.85	15.89
	1985~89년	12.67	12.17	15.22	12.86	14.29	15.74
	1990~94년	12.50	12.04	14.67	12.71	14.07	15.65
	1995~99년	12.31	12.20	13.69	12.46	13.86	15.14
	2000~04년	12.01	12.19	12.49	12.18	13.68	14.61
	2005~09년	11.86	11.84	11.98	11.89	13.53	14.37
	2010~14년	11.66	11.44	11.52	11.70	13.07	14.31
	2015~19년	11.50	11.15	10.89	11.62	12.69	14.65

주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.

자료: 통계청, (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

C50 지표에서 나타나는 성별 격차([그림 4-16])를 살펴보면 1970~2019년 기간을 모두 아울러 남성에 비해 여성의 사망력 분산이 낮은 수준임을 확인할 수 있다. 그러나 이러한 성별 격차의 추세는 국가를 가로질러 상이한 패턴을 보인다. 1970년대에 정체된 모습을 보이기는 하지만, 전반적으로 스웨덴은 최근까지 C50 지표에서 성별 격차가 지속해서 감소하는 패턴을 보인다. 1970년 기준으로 C50 지표에서 성별 격차(남성 - 여성)가 2.36년이었던 스웨덴은 2019년 기준으로 0.88년까지 감소하였다.

[그림 4-17] 주요국 사망력 압축(C50)의 성별 격차 추이: 1970~2019년



주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.

자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

비록 1990년대 초반 이후 감소 추세를 보이지만, 프랑스는 C50 지표에서 성별 격차가 상대적으로 높은 패턴을 보인다. 반면 대만은 1970년 C50 지숫값의 성별 격차가 0.92년에 불과했지만 2000년대 후반까지 가장 빠른 상승 추세를 보인 국가에 해당한다. 2000년대 후반부터 감소 추세를 보이지만, 2019년 기준으로 성별 격차가 3.62년으로 여전히 비교 대상 국가 중에서 가장 높다. 프랑스보다 낮은 수준이지만, 성별 격차가 상대적으로 높았던 미국은 2000년 전후까지 감소 추세를 보인 후 최근까지 증가 추세를 보인다. 대만보다 높은 수준이지만, 우리나라와 일본은 1970년대 동안 C50 지표에서 비슷한 수준의 성별 격차를 보였다. 그러나 일본과 달리 우리나라는 1980년대 초반부터 성별 격차가 가파르게 증가한 후 2000년대 초반부터 감소 추세를 보여 2019년 현재 일본과 비슷한 수준을 보인다. 전반적으로 우리나라는 1980~1990년대에 C50 지숫값의 성별 격차가 확대되었지만, 이후 다른 국가들에 비해 상대적으로 가파른 감소세를 보였다. 다만 스웨덴과의 격차는 여전히 크게 남아 있는 상황이다.

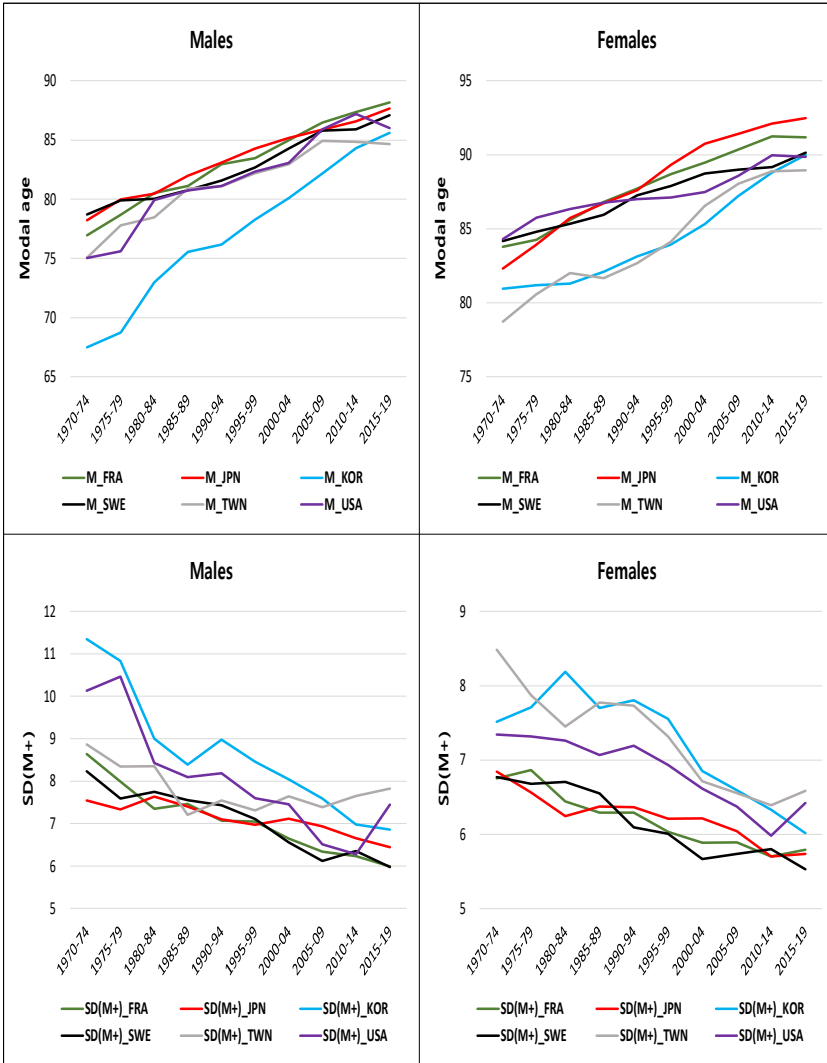
마지막으로 [그림 4-18]과 <표 4-11>, 그리고 <표 4-12>는 고령기 사망력 압축(분산)에 초점을 맞춘 SD(M+) 지표와 그 측정의 기준점이 되는 최빈 사망 연령(M) 지표를 보여 준다. 본 장의 제1절에서 살펴보았듯이 C50 지표에 비해 SD(M+) 지표에서 상대적으로 큰 변동성이 나타나는 점을 고려하여 전반적인 추세에서 나타나는 국가 간 차이를 좀 더 명확히 보여 주기 위해 이 절에서는 5년 평균값을 사용한다.

우선, 최빈 사망 연령(M) 지표를 살펴보면, 앞에서 살펴본 기대수명 지표와 마찬가지로 전반적으로 우리나라의 최빈 사망 연령이 상당히 가파르게 증가했음을 확인할 수 있다. 앞에서 살펴본 기대수명에 비교할 때 남성의 최빈 사망 연령이 상대적으로 더욱 가파르게 증가한 모습을 보인

다. 1970~1980년대 동안 여성의 기대수명에서 대만과 우리나라의 차이가 상대적으로 크게 나타났음에 비해, 최빈 사망 연령(M)에서는 그 차이가 뚜렷하지 않다. 이는 해당 기간에 걸쳐 노년기 이전 사망력 패턴에서 두 국가 간에 상대적으로 큰 차이가 있지만, 노년기 사망력은 상대적으로 유사한 패턴을 보였음을 시사한다. 비록 격차가 크지는 않지만, 기대수명과 비교해 일본이나 프랑스와의 최빈 사망 연령 격차는 상대적으로 크게 남아 있다. 이 또한 영유아기를 포함한 전체 연령을 아우른 사망력 변동(기대수명)과 노년기의 사망력 변동(최빈 사망 연령)을 보여 주는 지표의 차이로 해석해 볼 수 있다. 다음으로 최빈 사망 연령 이상에서 관측되는 생존 기간의 표준편차(SD(M+))를 살펴보면, 비록 일관된 패턴은 아니지만, 남녀 모두 비교 대상 국가들보다 고령기 사망력에서 관측되는 변이가 상대적으로 빠른 감소 추세를 보였음을 확인할 수 있다. 다만 여성의 경우 1980년대 초반까지 생존 기간에서의 변이가 증가 추세를 보였으며, 1990년대 후반부터 상대적으로 가파른 감소 추세를 보였다.

종합적으로 한국 사회의 사망률 감소와 기대여명 증가 현상은 불평등이 축소되는 것과 동시에 진행되는 모습을 보였다. 다만, C50과 SD(M+) 지표를 비교하면 우리나라는 C50 지표에서 상대적으로 더욱 빠른 사망력 압축 현상을 경험하였음을 확인할 수 있다. 이는 우리나라에서 (초)고령기 사망률 감소가 상대적으로 최근의 현상이며, 이에 따라 (초)고령기의 생존 기간 압축 현상은 상대적으로 늦게 시작되었음을 시사한다. C50 지표와 달리 SD(M+) 지표에서 스웨덴, 프랑스, 일본과의 격차가 남아 있는 점이 이를 보여 준다. 주요국의 최빈 사망 연령과 고령기 사망력 압축 현상을 고려할 때, 만일 현재의 추세가 지속된다면 우리나라 또한 생존 기간의 중심이 상승하는 동시에 분산 또한 감소할 여지가 충분히 있는 것으로 전망해 볼 수 있다.

[그림 4-18] 최빈 사망 연령(M; 상)과 표준편차(SD(M+); 하) 추이: 1970~2019년



주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.
 자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

〈표 4-11〉 주요국의 최빈 사망 연령(M) 추이(5년 평균): 1970~2019년

(단위: 년)

구분	기간	프랑스	일본	한국	스웨덴	타이완	미국
남성	1970~74년	76.96	78.23	67.50	78.72	75.07	75.02
	1975~79년	78.68	79.98	68.74	79.91	77.78	75.60
	1980~84년	80.52	80.46	72.96	80.03	78.46	79.92
	1985~89년	81.11	81.97	75.55	80.77	80.89	80.73
	1990~94년	82.97	83.10	76.16	81.58	81.08	81.12
	1995~99년	83.46	84.27	78.27	82.67	82.19	82.35
	2000~04년	84.96	85.18	80.08	84.29	82.96	83.05
	2005~09년	86.48	85.86	82.16	85.79	84.92	85.89
	2010~14년	87.38	86.56	84.30	85.89	84.86	87.20
	2015~19년	88.16	87.66	85.60	87.08	84.67	86.01
여성	1970~74년	83.78	82.32	80.96	84.18	78.73	84.30
	1975~79년	84.26	83.92	81.19	84.80	80.60	85.75
	1980~84년	85.61	85.73	81.30	85.34	82.03	86.34
	1985~89년	86.81	86.73	82.10	85.96	81.67	86.77
	1990~94년	87.74	87.62	83.13	87.26	82.69	87.00
	1995~99년	88.69	89.34	83.94	87.90	84.13	87.13
	2000~04년	89.47	90.75	85.31	88.74	86.56	87.50
	2005~09년	90.36	91.43	87.23	88.99	88.05	88.60
	2010~14년	91.25	92.11	88.81	89.17	88.89	89.98
	2015~19년	91.18	92.49	90.00	90.15	88.94	89.85

주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.

자료: 통계청, (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

〈표 4-12〉 주요국의 사망 연령 표준편차(SD(M+)) 추이(5년 평균): 1970~2019년

(단위: 년)

구분	기간	프랑스	일본	한국	스웨덴	타이완	미국
남성	1970~74년	8.63	7.54	11.35	8.23	8.87	10.13
	1975~79년	7.99	7.33	10.83	7.59	8.35	10.46
	1980~84년	7.35	7.64	9.00	7.75	8.36	8.43
	1985~89년	7.46	7.40	8.39	7.55	7.21	8.09
	1990~94년	7.07	7.10	8.98	7.43	7.55	8.19
	1995~99년	7.05	6.97	8.46	7.11	7.31	7.60
	2000~04년	6.65	7.11	8.04	6.56	7.65	7.45
	2005~09년	6.34	6.94	7.59	6.12	7.39	6.51
	2010~14년	6.23	6.66	6.98	6.36	7.65	6.28
	2015~19년	6.00	6.44	6.86	5.97	7.82	7.45
여성	1970~74년	6.75	6.85	7.52	6.77	8.48	7.34
	1975~79년	6.87	6.57	7.71	6.68	7.87	7.32
	1980~84년	6.44	6.24	8.19	6.71	7.45	7.26
	1985~89년	6.29	6.38	7.70	6.55	7.77	7.07
	1990~94년	6.29	6.37	7.81	6.10	7.73	7.19
	1995~99년	6.04	6.21	7.55	6.01	7.32	6.93
	2000~04년	5.89	6.21	6.85	5.67	6.72	6.62
	2005~09년	5.89	6.04	6.60	5.74	6.55	6.37
	2010~14년	5.70	5.70	6.33	5.80	6.39	5.98
	2015~19년	5.79	5.74	6.02	5.53	6.59	6.42

주: 프랑스의 2015~2019년 기간 자료는 2015~2018년 기간의 평균치임.
 자료: 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출; Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org> [Data file]. 2021. 4. 20 (final access).

제5절 건강기대여명과 이환 기간 격차³²⁾

사망 불평등과 관련하여 마지막으로 이 절에서는 건강기대여명 지표를 통해 건강과 사망력의 문제를 살펴본다. 다중상태 생명표 모형(multi-state life-table model)은 현시점에서 추가적인 설명이 필요 없을 정도로 1980년대부터 그 활용도가 크게 증가한 상황이다.³³⁾ 이 연구에서 건강기대여명을 분석하기 위해 사용하는 자료는 한국고용정보원(2021)이 수집하고 있는 고령화연구패널(KLoSA) 자료이다.³⁴⁾ 고령화연구패널은 45세 이상 중고령층(제주도 제외)을 대상으로 2006년부터 격년으로 조사가 실시되어 2018년에는 제7차 기본조사가 완료되었다. 비록 탐색적인 수준의 분석이지만, 2006년부터 2018년까지 중고령층의 건강기대여명이 어떻게 전개되었는지를 살펴보기 위해 이 연구에서는 분석 기간을 두 시기로 구분한다. 고령화연구패널이 1962~1963년 출생자를 중심으로 2014년에 표본을 추가하여 대표성을 보완한 점을 고려하여, 이 연구에서는 2006~2010년(1955년 및 그 이전 출생자; 이하 2006년 표본)과 2014~2018년(1963년 및 그 이전 출생자; 이하 2014년 표본)으로 구분하여, 시기별로 4년에 걸친 사망력 변동에 기초하여 건강기대여명 지표를 산출하고 최종적으로 두 시기를 비교하는 방식으로 분석을 진행한다.

이 연구에서는 사회계층별 건강기대여명 수준을 검토하는데, 사회계층은 이 장의 제2절과 마찬가지로 교육 수준을 통해 측정한다. 교육 수준 변

32) 건강기대여명 관련 용어는 연구자 및 지표에 따라 다양하게 사용된다. 예컨대, 신체적 기능 측정치(예컨대, ADL)에 기초할 때 활동적 기대여명(active life expectancy)이라는 용어가 빈번히 사용된다. 주관적 건강(self-rated health) 지표를 사용하는 이 연구에서 이환 기간은 특정 질환을 보유한 기간을 의미하는 대신에 일반적인 의미에서 건강하지 않은(unhealthy) 기간을 지칭한다.

33) 다중상태 생명표 모형에 관한 대표적인 입문서로 Schoen(1988)의 연구가 있다.

34) 고령화연구패널(KLoSA)에 관한 자세한 정보는 해당 홈페이지(<https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>)를 참고하기 바란다.

수가 결측된 사례들을 제외한 최종 분석 대상은 2006년 표본 8,147명(남성 3,553명, 여성 4,594명), 2014년 표본 7,946명(남성 3,418명, 여성 4,528명)이다. 통계청이 제공하는 일반적인 생명표와 마찬가지로 패널조사를 활용한 다중상태 생명표 모형의 구축 과정에서도 사망이 발생한 시점에 관한 정보가 중요하다. 이 연구에서 분석 대상 패널 구성원이 사망할 때 사망자의 사망 시점(연/월) 정보는 고령화연구패널 출구 조사(Exit Interview)에서 수집된 정보를 활용한다. 다만 ‘사망 연도’ 정보는 존재 하되 ‘사망 월’ 정보가 결측인 일부 사례들은 분석 대상 연도의 중간 지점에서 사망한 것으로 보정하였다.³⁵⁾

건강기대여명 지표 산출에서는 사망 정보와 함께 건강 상태에 대한 측정도 중요하다. 기본적으로 건강기대여명이 ‘사망’과 ‘건강’을 결합한 측정치임을 고려하면 건강 측정치의 종류만큼 건강기대여명 측정치가 존재할 수 있다. 다만, 이 연구가 건강기대여명에 관한 종합적인 연구가 아니라 한국 사회가 경험한 전반적인 사망력 변동의 일환으로 건강기대여명을 검토한다는 점에서 대표적인 건강 측정치에 초점을 맞추어 분석을 진행한다. 이 연구에서 건강 상태에 대한 측정은 주관적 건강 혹은 자기 평정 건강(subjective/self-reported health)이다. 사회조사에서 단일 질문을 통해 건강 상태를 측정할 때 최고의 측정치가 바로 주관적 건강임은 잘 알려져 있다. 의료적 관점에서 볼 때, 검진을 진행하거나 증상을 관찰하는 제삼자가 아니라 본인에게만 인지되는 상태라는 점에서 ‘주관적’이다. 그러나 당사자가 보고하는 방식을 통해 건강 상태가 ‘간접적으로’ 관측되지만, 주관적 건강은 어떤 ‘가상’의 사회심리적 상태가 아니라 ‘실제’ 상태를 보고함에 유의할 필요가 있다. 또한 주관적 건강은 단순한 질병의

35) 2006년 표본(8,147명)의 사망자 2,062명 중 사망 월 정보가 결측인 개인은 43명(2.09%)이다. 2014년 표본(7,946명)의 사망자 640명 중 사망 월 정보가 결측인 개인은 10명(1.56%)이다.

부재가 아니라 개인의 건강 상태에 대한 전반적인 안녕감(well-being)을 측정하는 지표이다(Mirowsky & Ross, 2003, p. 35).³⁶⁾

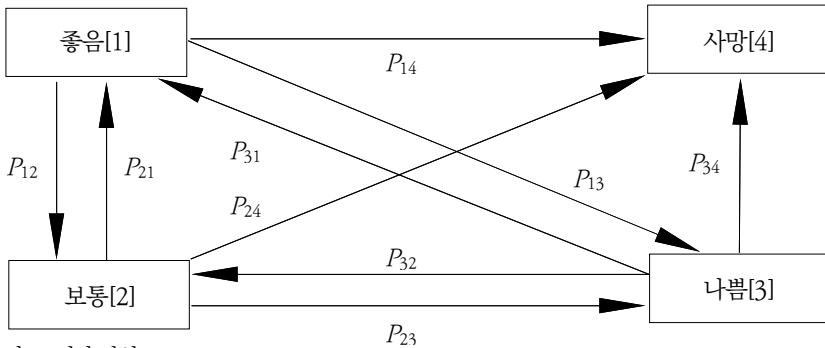
고령화연구패널에서 건강 상태의 측정은 5단계의 서열 변수로 측정된다(매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨). 건강 상태와 관련하여 ‘보통’ 범주를 ‘건강한’ 혹은 ‘건강하지 않은’ 상태로 분류할 것인지를 둘러싼 불확실성이 있는 점과 함께 컴퓨터 성능의 발전으로 다중상태 생명표 모형 추정 과정에서 ‘보통’을 독립된 범주로 구성하더라도 연산 처리 과정에서 큰 문제가 없다는 점에서 이 연구에서는 ‘보통’을 별도의 범주로 구성하였다. 한편 고령화연구패널 설문에서 ‘매우 좋음’과 ‘좋음’ 범주를 통합하여 ‘좋음’으로, ‘나쁜 편임’과 ‘매우 나쁨’ 범주를 통합하여 ‘나쁨’으로 재분류하였다(〔그림 4-19〕 참고).

앞에서 이미 언급했듯이 건강기대여명을 분석하는 방법으로 이 연구에서는 다중상태 혹은 증감 생명표 모형을 사용한다. 참고로, 우리나라 통계청을 포함하여 국내에서 이루어진 건강기대여명 추정 작업은 대체로 Sullivan 방법(Sullivan, 1971)에 기초하는 경향이 강하다. Sullivan 방법과 이 연구에서 사용하는 다중상태 생명표 모형 간에 존재하는 중요한 차이점 중의 하나는 다중상태 생명표 모형은 건강 상태 간 이동, 특히 건강 상태의 회복(recuperation)을 인정한다는 것이다(〔그림 4-19〕 참고). 이 연구에서 패널조사 자료를 사용하는 것은 바로 시간의 경과에 따른 건강 상태의 악화와 회복을 모두 반영하고자 하는 시도로 이해할 수 있다. 반면 Sullivan 방법에서는 횡단면 자료에서 측정된 건강 상태 변수를 활용하는데, 이러한 접근에서 건강 상태의 악화와 회복 과정을 정교하게 모형화하기는 어렵다.

36) 주관적 건강 측정치의 일반적 혹은 고령층 대상 연구에서의 타당성에 대한 심층적인 논의로는 Galenkamp, Braam, Huisman, & Deeg(2020), Mirowsky & Ross(2003; 제2장)를 참고할 수 있다.

참고로 Kannisto(2001, p. 170)는 인간의 생애에서 신체적 허약함 (frailty)은 영구적인 상태가 아니며, 환경적 조건에 따라 개선될 수 있다는 점에서 회복력을 과소평가해서는 안 된다고 지적한다. 유사한 맥락에서 Laditka & Hayward(2003, p. 225) 또한 다중상태 생명표 모형이 연령에 따른 건강 악화와 회복을 모형화함으로써 생애 과정에서 경험하는 건강 상태의 변화를 더욱 정확하게 묘사할 수 있음을 지적한다.

[그림 4-19] 건강기대여명에 관한 다중상태 생명표 모형의 도식화



자료: 필자 작성

이 연구에서 사용하는 다중상태 생명표 모형은 위의 [그림 4-19]처럼 도식화할 수 있다. 이 연구에서는 총 4개의 상태(좋은, 보통, 나쁨, 사망)를 정의한다. 여기서 사망은 흡수 상태(absorbing state)인데, 이 상태로 진입하면 추가적인 이동은 불가능하다. 반면 나머지 상태에서는 상태 간 상호적 이동이 가능하다. 전이확률(transition probability)을 추정하는 방법으로 이 연구에서는 통상적으로 활용되는 다항로짓모형(multi-nomial logit model)을 사용한다. 생명표 모형의 추정과 작성 절차의 복잡성을 고려하여 이 연구에서는 필수적으로 사용되는 ‘연령’ 외에 성별과 교육 수준만을 고려한 생명표 모형을 사용한다. 분석 결과는 성별 및 교

육 수준을 조합한 결과를 제시하되, 교육 수준은 교육 이수 기간(연)을 기준으로 초졸(6년), 고졸(12년), 대졸(16년)로 구분한다.

아래의 <표 4-13>~<표 4-14>는 고령화연구패널의 2006~2010년 및 2014~2018년 자료를 활용하여 산출한 생명표 모형의 분석 결과를 보여 준다. 각 표는 성별로 교육 수준을 3개의 범주(초졸(6년), 고졸(12년), 대졸(16년))로 구분하여 5세 단위(50~80세)의 전체 기대여명(total life expectancy)과 함께 건강 상태별로 구분된 기대여명(life expectancy by health state)의 추정치와 표준오차(괄호)를 보여 준다.³⁷⁾

예컨대, 2006~2010년 기간의 50세 기준 기대여명은 초졸 남성 29.713년, 고졸 남성 32.219년, 대졸 33.968년으로 추정된다. 50세 기준 초졸 남성의 기대여명(29.713년)을 건강 상태별로 분해하면 ‘ 좋음 ’ 상태 9.443년, ‘ 보통 ’ 상태 11.498년, ‘ 나쁨 ’ 상태 8.772년으로 구성된다. 초졸 남성과 대졸 남성의 50세 기준 ‘ 전체 ’ 기대여명 차이는 4.255년이지만, 건강이 ‘ 좋음 ’ 상태의 기대여명 차이는 6.346년에 이른다. 교육 수준이 높은 집단의 절대적 생존 기간이 더 긴 동시에 건강이 ‘ 좋음 ’ 상태에서 보낼 기간도 더 긴 것이다. 반면에 건강이 ‘ 나쁨 ’ 상태에서 체류할 것으로 기대되는 기간에서는 초졸 집단이 대졸 집단에 비해 2.429년 더 길 것으로 추정된다. 여성에서도 교육 수준별 패턴은 기본적으로 동일하다.

37) 패널조사 자료를 통해 산출한 기대여명 추정치는 우리나라 통계청의 생명표처럼 전체 인구를 대상으로 산출한 생명표와는 구분될 필요가 있다. 이는 모집단 대신 표본에 기초한 조사로 인해 발생하는 특징(표집오차)은 물론 일반가구만을 조사 대상으로 함으로써 시설에 거주하는 개인들이 제외되는 것과도 관련이 있다. 일반가구에 거주하는 개인들의 경우에도 건강상의 문제가 있으면 조사에 참여하지 않을 개연성이 높다. 일반적으로 요양원 등 시설 거주자의 사망 위험이 높다고 볼 때 이 연구처럼 일반가구를 대상으로 한 기대여명 추정치는 전체 인구에 기초한 기대여명 실적치에 비해 높은 패턴을 보일 것으로 추정할 수 있다. 또한 이 연구에서 산출하는 생명표는 실제 사망 자료를 그대로 사용하는 것이 아니라 특정 모형에 기초하여 산출하는 차이가 있다. 이러한 측면에서 패널조사에 기초한 생명표 모형을 해석할 때는 구체적인 수치보다는 전반적인 패턴을 파악하는 것이 바람직하다.

184 한국의 사망력 변천과 사망 불평등: 진단과 과제

(표 4-13) 연령별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치(표준오차): 2006~2010년

(단위: 년)

구분		기대여명 추정치(표준오차)					
		전체	좋음	보통	나쁨		
남성	초졸	50	29.713 (0.593)	9.443 (0.332)	11.498 (0.370)	8.772 (0.369)	
		55	25.256 (0.541)	6.985 (0.260)	9.991 (0.327)	8.280 (0.343)	
		60	20.987 (0.506)	4.960 (0.207)	8.400 (0.298)	7.627 (0.322)	
		65	16.984 (0.479)	3.370 (0.166)	6.802 (0.274)	6.812 (0.304)	
		70	13.348 (0.452)	2.189 (0.133)	5.290 (0.251)	5.869 (0.288)	
		75	10.177 (0.424)	1.362 (0.104)	3.954 (0.229)	4.861 (0.274)	
	고졸	80	7.548 (0.393)	0.818 (0.078)	2.857 (0.207)	3.873 (0.258)	
		50	32.219 (0.736)	13.062 (0.342)	11.859 (0.424)	7.298 (0.403)	
		55	27.583 (0.729)	10.039 (0.317)	10.564 (0.413)	6.981 (0.400)	
		60	23.102 (0.722)	7.423 (0.294)	9.137 (0.404)	6.542 (0.396)	
		65	18.852 (0.712)	5.256 (0.268)	7.629 (0.392)	5.967 (0.391)	
		70	14.936 (0.692)	3.550 (0.233)	6.123 (0.375)	5.263 (0.382)	
	대졸	75	11.467 (0.659)	2.287 (0.193)	4.714 (0.351)	4.466 (0.367)	
		80	8.542 (0.610)	1.412 (0.151)	3.491 (0.323)	3.639 (0.346)	
		50	33.968 (1.104)	15.789 (0.557)	11.836 (0.629)	6.343 (0.524)	
		55	29.240 (1.096)	12.426 (0.528)	10.700 (0.616)	6.114 (0.521)	
		60	24.641 (1.084)	9.435 (0.492)	9.418 (0.599)	5.789 (0.515)	
		65	20.245 (1.062)	6.873 (0.445)	8.023 (0.578)	5.349 (0.506)	
	여성	초졸	70	16.149 (1.025)	4.780 (0.387)	6.578 (0.550)	4.791 (0.490)
			75	12.476 (0.965)	3.167 (0.320)	5.174 (0.513)	4.135 (0.467)
			80	9.336 (0.881)	2.003 (0.252)	3.907 (0.469)	3.425 (0.435)
			50	37.320 (0.733)	7.651 (0.249)	15.206 (0.407)	14.463 (0.543)
			55	32.564 (0.726)	5.626 (0.199)	13.241 (0.393)	13.697 (0.534)
			60	27.923 (0.721)	3.999 (0.167)	11.209 (0.384)	12.715 (0.529)
고졸		65	23.455 (0.716)	2.745 (0.142)	9.195 (0.376)	11.516 (0.524)	
		70	19.242 (0.708)	1.819 (0.118)	7.290 (0.363)	10.133 (0.519)	
		75	15.376 (0.693)	1.165 (0.095)	5.579 (0.343)	8.632 (0.510)	
		80	11.951 (0.667)	0.723 (0.074)	4.124 (0.315)	7.104 (0.495)	
		50	39.231 (1.204)	10.804 (0.401)	16.089 (0.700)	12.338 (0.825)	
		55	34.402 (1.201)	8.220 (0.365)	14.345 (0.686)	11.837 (0.819)	
대졸		60	29.663 (1.194)	6.042 (0.328)	12.459 (0.671)	11.161 (0.811)	
		65	25.070 (1.181)	4.280 (0.288)	10.497 (0.649)	10.293 (0.798)	
		70	20.701 (1.155)	2.916 (0.242)	8.548 (0.618)	9.237 (0.778)	
		75	16.650 (1.111)	1.910 (0.194)	6.710 (0.575)	8.030 (0.749)	
		80	13.019 (1.042)	1.204 (0.149)	5.075 (0.521)	6.739 (0.708)	
		50	40.571 (1.615)	13.275 (0.651)	16.368 (0.980)	10.928 (1.031)	
대졸		55	35.700 (1.611)	10.332 (0.598)	14.807 (0.957)	10.561 (1.023)	
		60	30.907 (1.601)	7.778 (0.538)	13.075 (0.929)	10.053 (1.009)	
		65	26.241 (1.580)	5.643 (0.469)	11.218 (0.895)	9.379 (0.989)	
		70	21.772 (1.540)	3.933 (0.393)	9.309 (0.849)	8.529 (0.959)	
		75	17.597 (1.473)	2.629 (0.315)	7.446 (0.790)	7.522 (0.917)	
		80	13.821 (1.373)	1.686 (0.241)	5.731 (0.716)	6.405 (0.861)	

자료: 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.

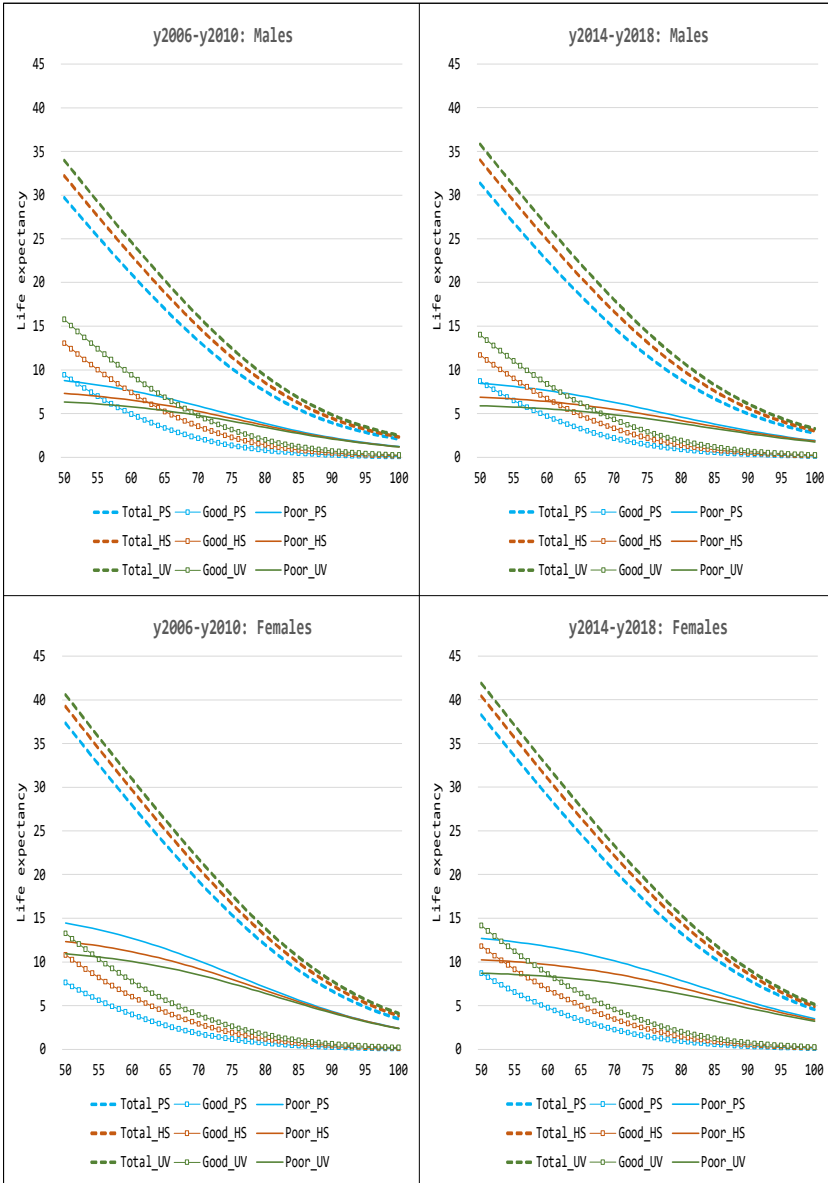
〈표 4-14〉 연령별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치(표준오차): 2014~2018년

(단위: 년)

구분		기대여명 추정치(표준오차)					
		전체	좋음	보통	나쁨		
남성	초졸	50	31.349 (0.724)	8.701 (0.429)	14.191 (0.500)	8.457 (0.441)	
		55	26.834 (0.667)	6.503 (0.331)	12.220 (0.430)	8.111 (0.416)	
		60	22.519 (0.617)	4.692 (0.255)	10.190 (0.377)	7.638 (0.391)	
		65	18.484 (0.573)	3.262 (0.198)	8.193 (0.334)	7.029 (0.369)	
		70	14.816 (0.532)	2.188 (0.157)	6.333 (0.295)	6.295 (0.350)	
		75	11.598 (0.495)	1.421 (0.127)	4.704 (0.260)	5.473 (0.336)	
	고졸	80	8.886 (0.462)	0.901 (0.104)	3.366 (0.226)	4.619 (0.325)	
		50	34.002 (0.728)	11.703 (0.332)	15.423 (0.460)	6.877 (0.404)	
		55	29.360 (0.724)	9.017 (0.301)	13.671 (0.444)	6.672 (0.404)	
		60	24.874 (0.721)	6.712 (0.278)	11.782 (0.434)	6.380 (0.405)	
		65	20.615 (0.714)	4.808 (0.255)	9.823 (0.421)	5.985 (0.405)	
		70	16.671 (0.700)	3.305 (0.227)	7.886 (0.403)	5.480 (0.404)	
	대졸	75	13.138 (0.676)	2.180 (0.194)	6.080 (0.378)	4.877 (0.401)	
		80	10.095 (0.641)	1.385 (0.160)	4.499 (0.347)	4.211 (0.394)	
		50	35.814 (1.094)	14.023 (0.522)	15.895 (0.698)	5.896 (0.525)	
		55	31.103 (1.090)	11.027 (0.496)	14.321 (0.684)	5.754 (0.525)	
		60	26.523 (1.081)	8.394 (0.464)	12.582 (0.667)	5.547 (0.525)	
		65	22.137 (1.064)	6.155 (0.424)	10.723 (0.645)	5.258 (0.523)	
	여성	초졸	70	18.027 (1.034)	4.331 (0.373)	8.819 (0.614)	4.877 (0.517)
			75	14.293 (0.988)	2.918 (0.315)	6.970 (0.574)	4.405 (0.506)
			80	11.030 (0.923)	1.883 (0.254)	5.284 (0.525)	3.862 (0.489)
			50	38.248 (0.760)	8.714 (0.341)	16.838 (0.419)	12.696 (0.567)
			55	33.540 (0.748)	6.549 (0.267)	14.690 (0.381)	12.301 (0.560)
			60	28.961 (0.740)	4.757 (0.215)	12.452 (0.359)	11.752 (0.557)
고졸		65	24.570 (0.736)	3.333 (0.178)	10.211 (0.344)	11.026 (0.557)	
		70	20.442 (0.734)	2.252 (0.148)	8.073 (0.330)	10.117 (0.560)	
		75	16.656 (0.732)	1.470 (0.123)	6.138 (0.313)	9.048 (0.564)	
		80	13.290 (0.725)	0.933 (0.102)	4.486 (0.290)	7.872 (0.567)	
		50	40.430 (1.251)	11.803 (0.385)	18.380 (0.668)	10.247 (0.820)	
		55	35.646 (1.251)	9.155 (0.363)	16.473 (0.659)	10.018 (0.823)	
대졸		60	30.962 (1.249)	6.873 (0.340)	14.401 (0.649)	9.688 (0.825)	
		65	26.430 (1.244)	4.975 (0.312)	12.223 (0.636)	9.233 (0.825)	
		70	22.117 (1.230)	3.459 (0.274)	10.025 (0.614)	8.633 (0.822)	
		75	18.106 (1.203)	2.306 (0.230)	7.913 (0.582)	7.887 (0.814)	
		80	14.486 (1.156)	1.475 (0.184)	5.994 (0.536)	7.016 (0.796)	
		50	41.889 (1.821)	14.175 (0.672)	18.988 (1.037)	8.727 (1.051)	
대졸		55	37.064 (1.819)	11.220 (0.633)	17.275 (1.020)	8.569 (1.051)	
		60	32.323 (1.812)	8.613 (0.586)	15.371 (0.999)	8.339 (1.050)	
		65	27.712 (1.797)	6.384 (0.527)	13.314 (0.971)	8.013 (1.045)	
		70	23.292 (1.766)	4.549 (0.457)	11.170 (0.934)	7.572 (1.034)	
		75	19.145 (1.711)	3.104 (0.371)	9.035 (0.883)	7.006 (1.022)	
		80	15.362 (1.624)	2.025 (0.301)	7.016 (0.813)	6.322 (0.981)	

자료: 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.

[그림 4-20] 성별 및 교육 수준별 전체 및 건강 상태별 기대여명 추정치



자료: 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.

전반적인 패턴을 확인하기 위해 [그림 4-20]을 살펴보면(‘보통’ 범주는 생략), 남성과 여성 그리고 2006년과 2014년 표본을 모두 아울러 교육 수준이 낮을수록 전체 기대여명(Total_Life Expectancy)이 짧은 동시에 건강이 좋은 상태에서 보내는 기간(Good_Life Expectancy)이 짧고, 건강이 나쁜 상태에서 보내는 기간(Poor_Life Expectancy)이 긴 모습이 관측된다. 남녀 모두 전체 기대여명에 비해 건강 상태가 ‘ 좋음’ 범주에서 보낼 것으로 추정되는 기간에서 관측되는 교육 수준별 격차가 더욱 뚜렷하다. 다만 연령이 증가할수록 이러한 교육 수준별 격차가 감소함을 확인할 수 있다.

교육 수준과 건강기대여명의 이러한 관계는 절대적 차원(〈표 4-13〉~〈표 4-14〉 참고)은 물론 상대적 차원에서도 관측된다. 분석 결과에 대한 이해를 높이는 차원에서 〈표 4-15〉는 50세와 65세를 기준으로 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 백분비를 보여 준다. [그림 4-21]은 동일하게 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 백분비를 전체 연령(0~100세)에 걸쳐 시각적으로 보여 준다. 남성과 여성 그리고 2006년과 2014년 표본을 모두 아울러 일관되게 교육 수준이 높을수록 전체(total) 기대여명 대비 건강이 ‘ 좋음’(good) 상태에서 보내는 기간의 구성비가 높은 반면, 건강이 ‘ 나쁨’ 상태에서 보내는 구성비는 낮은 모습을 확인할 수 있다.

[그림 4-20]이 교육 수준별 차이에 초점을 맞춘 자료 제시 형식을 취하지만, 성별 격차 또한 뚜렷이 관측된다(〈표 4-13〉~〈표 4-14〉도 참고). 남성과 여성의 기대여명 패턴을 살펴보면([그림 4-20]의 위아래 교육 수준별 비교) 2006년과 2014년 표본 모두에서 여성의 ‘전체’ 기대여명이 더 길지만, 건강이 ‘ 나쁨’ 상태에서 보내는 기간이 더 긴 모습이 관측된다. 기간별로 다소간 차이가 있지만, 전반적으로 건강이 ‘ 좋음’ 상태에서

의 기대여명 또한 비슷하거나 남성이 더 긴 패턴이 관측된다. 참고로, 남성에 비해 여성의 생존 기간이 더 길지만, 이러한 연장된 생존 기간의 건강 상태가 좋지 않음은 널리 알려진 사실이다. 다만, 여성은 전체 기대여명 증가에 맞춰 절대적 및 상대적 측면에서 건강 상태가 개선된 모습을 보이지만, 남성은 여성에 비해 전체 기대여명이 더 크게 증가했음에도 이에 맞춰 생존 기간의 건강 상태가 뚜렷하게 개선되었는지는 불명확하다.³⁸⁾ 이에 따라 2006년 표본에 비해 2014년 표본에서 성별 건강기대여명(좋음/나쁨) 격차는 모든 교육 수준 범주에서 일관되게 감소하는 모습을 보인다(〈표 4-15〉 참고).

〈표 4-15〉 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 구성비

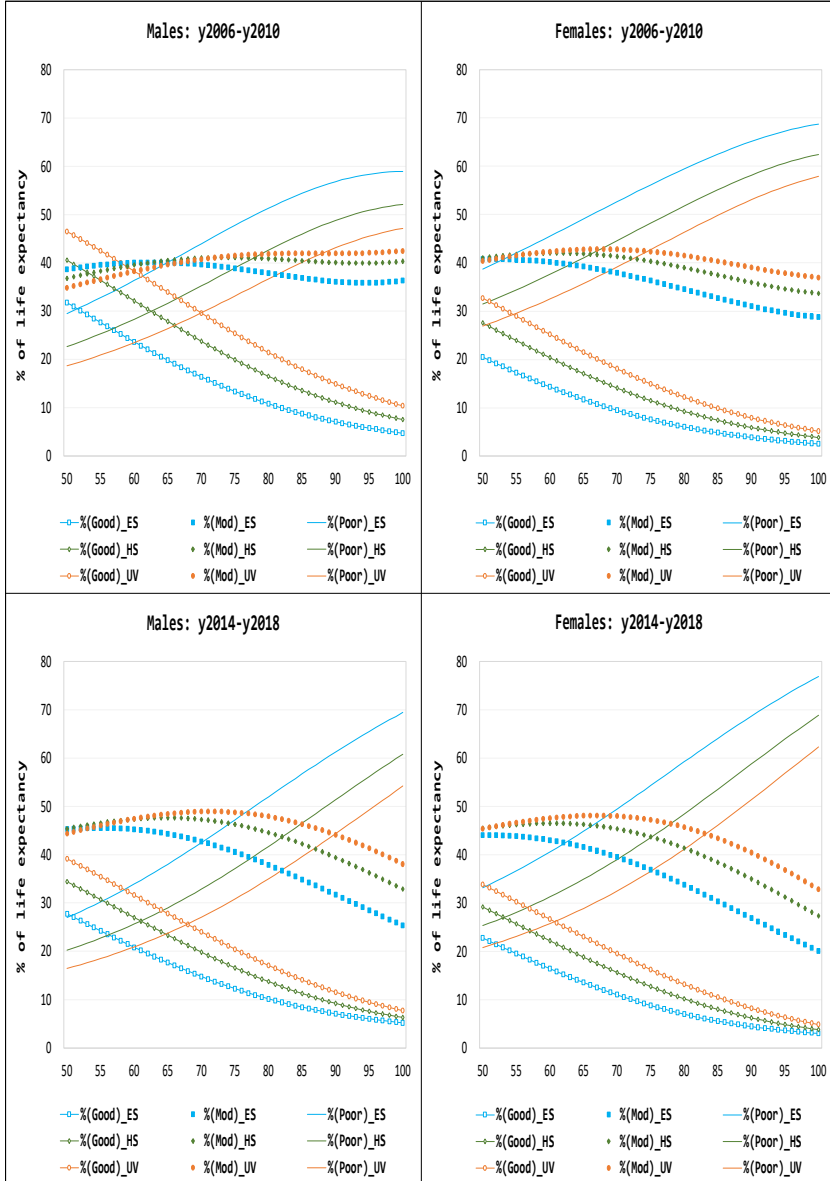
(단위: %)

성별	교육 수준	연령	건강 상태: 2006~2010년			건강 상태: 2014~2018년		
			좋음	보통	나쁨	좋음	보통	나쁨
남성	초졸	50세	31.78	38.70	29.52	27.76	45.27	26.98
		65세	19.84	40.05	40.11	17.65	44.32	38.03
	고졸	50세	40.54	36.81	22.65	34.42	45.36	20.23
		65세	27.88	40.47	31.65	23.32	47.65	29.03
	대졸	50세	46.48	34.84	18.67	39.16	44.38	16.46
		65세	33.95	39.63	26.42	27.80	48.44	23.75
여성	초졸	50세	20.50	40.74	38.75	22.78	44.02	33.19
		65세	11.70	39.20	49.10	13.57	41.56	44.88
	고졸	50세	27.54	41.01	31.45	29.19	45.46	25.35
		65세	17.07	41.87	41.06	18.82	46.25	34.93
	대졸	50세	32.72	40.34	26.94	33.84	45.33	20.83
		65세	21.50	42.75	35.74	23.04	48.04	28.92

자료: 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.

38) 만일 이 연구에서 정의한 상태 범주 중 '보통'을 '좋음'으로 분류한다면 건강기대여명이 증가한 것으로 해석해 볼 수도 있다.

[그림 4-21] 전체 기대여명 대비 건강 상태별 기대여명의 구성비



자료: 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.

마지막으로 시간의 경과에 따른 교육 수준별 건강기대여명의 추이에 대해서 간략히 살펴보기로 한다. 현재까지 자료의 한계로 인해 장기간에 걸쳐 건강기대여명에서 관측되는 추이를 살펴볼 수는 없지만, 탐색적 차원에서 이 연구의 분석 결과를 살펴보면, 지표(절대/상대) 및 연령에 따른 일부 불규칙적인 패턴이 관측되지만, 남성에서는 대체로 교육 수준별 격차가 감소한 모습을 확인할 수 있다. 여성에서도 건강이 ' 좋음' 범주에서는 교육 수준별 격차가 감소했지만, 건강이 '나쁨' 범주에서는 2006년 표본에 비해 2014년 표본에서 격차가 확대된 모습을 확인할 수 있다.

좀 더 세부적으로, 2006~2010년과 2014~2018년을 비교하면 남성의 경우 전체 기대여명이 증가했음에도 건강이 좋은 상태(' 좋음')에서 보낼 것으로 기대되는 기간은 오히려 감소한 모습을 보인다. 이러한 패턴은 교육 수준이 높을수록 더욱 뚜렷하게 나타난다. 예컨대, 50세 기준 전체 기대여명 대비 건강이 ' 좋음' 상태에서 보낼 것으로 기대되는 기간은 초졸 남성의 경우 31.78%(2006~2010년)에서 27.76%(2014~2018년)로 4.02%p 감소했으며, 대졸 남성은 46.48%(2006~2010년)에서 39.16%(2014~2018년)로 7.32%p 감소하였다. 다른 한편으로 전체 기대여명 대비 건강 상태가 '나쁨'에 해당하는 범주의 구성비에서는 초졸 남성의 감소 폭(2.54%p)이 대졸 남성의 감소 폭(2.21%p)보다 큰 모습을 확인할 수 있다. 남성과 달리 여성의 경우 전체 기대여명 대비 건강이 좋은 상태(' 좋음')에서 보낼 것으로 기대되는 기간의 구성비가 증가하였는데, 교육 수준이 낮을수록 증가 폭이 더 큰 모습을 확인할 수 있다. 반면 전체 기대여명 대비 건강이 '나쁨' 상태에서 보낼 것으로 기대되는 기간의 구성비에서는 교육 수준이 높을수록 감소 폭이 큰 것으로 나타난다. 이에 따라 남성과 비교할 때 여성의 경우 시간의 경과에 따른 교육 수준별 건강기대여명 차이는 다소 불확실한 패턴을 보인다.

시간의 경과에 따른 교육 수준별 건강기대여명의 추이를 살펴보았지만, 단기적 추세에 국한된 분석이라는 점에서 장기적 변동 양상을 체계적으로 살펴보고 평가하기 위해서는 추가적인 시간이 필요하다. 특히 Sullivan 방법에 비해 다중상태 생명표 모형을 활용해 시간의 경과에 따른 건강기대여명의 추이를 분석한 연구는 매우 부족하다. 물론 이 문제가 자료상의 제약에 기인하는 바가 크다는 점에서 향후 패널조사 자료의 축적에 맞춰 추가적인 검토가 진행될 필요가 있다. 또한 이 연구에서는 '전반적인' 건강 상태(self-rated health)에 초점을 맞추고 있는데, 건강기대여명의 다양한 전개 양상을 세부적으로 살펴보기 위해서는 의료적 질환이나 기능 제약 측정들에 기초한 분석도 필요할 것이다.



제5장

종합 및 정책 대응 방향과 과제

제1절 연구 결과의 종합

제2절 사망력 변동 대응 정책의 방향과 과제

제 5 장 종합 및 정책 대응 방향과 과제

제1절 연구 결과의 종합

본 연구는 1970~2019년 기간에 걸쳐 한국 사회가 경험한 전반적인 사망률 변동과 불평등의 추세와 특징을 살펴보고 시사점을 도출하고자 하였다. 이 연구가 검토한 사망률 분야가 광범위하다는 점에서 분석 결과에 기초한 시사점을 도출하기 전에 주제별 분석 결과를 종합적으로 정리해 볼 필요가 있다. 과거 50년 정도에 걸친 우리나라 사망률 변동을 살펴본 결과는 다음과 같다.

첫째, 사망률 변동의 전반적 추세와 특징이다. 1970~2019년 기간에 걸친 기대여명과 연령별 사망률 패턴의 추세를 보면 기대수명은 남성 21.6년(58.7년('70) → 80.3년('19)), 여성 20.5년(65.8년('70) → 86.3년('19)) 증가하여 평균적으로 매년 0.44년(남성) 및 0.42년(여성) 증가하였다. 남성과 여성의 기대수명이 비슷한 수준으로 증가했지만, 시간의 경과에 따른 증가 속도는 성별로 차이를 보였다. 특히 1970~1980년대는 인구변천/역학변천 과정을 통해 성별 격차가 확대되는 시기에 해당하며, 1990년대 중반 이후에 감소 국면에 진입하였다. (초)고령기 사망률 개선이 상대적으로 최근에 시작된 관계로 65세 기준 기대여명은 기대수명과 는 시차를 두고 증가세를 보이며, 65세 기준 기대여명에서의 성별 격차는 1990년대 이후 뚜렷한 감소세를 보이지 않는다.

1970년대는 고연령대 사망률 개선이 상대적으로 낮은 시기에 해당하며, 저연령대 여성 사망률 개선이 남성에 비해 크게 높은 시기이다(역학변천의 영향). 1980년대는 직전 기간에 비해 20대 이하 남성 사망률이

개선되는 시기이지만, 전반적으로 성별 격차(특히 30~40대)가 크게 확대되는 시기이다. 1990년대에 남성은 40대 이하, 여성은 60대 이하 사망률이 개선되지만, 상대적으로 여성의 저연령대 사망률 개선이 둔화되어 성별 격차가 축소된 시기이다. 2000년대에 들어 사망력에서 큰 변화가 나타나는데, 남녀 모두 60~70대의 사망률이 뚜렷하게 개선되는 한편 여성을 중심으로 80대 이상 초고령기 사망률 개선이 본격적으로 나타나기 시작한다.

사망률의 성비는 1970년대부터 1990년대 중반까지 상승한 후 2000년대 초반 이후 감소 추세를 보인다. 여성에 대비한 남성의 초과 사망률의 연령별 패턴은 50~60대를 정점으로 1990년대 중반까지 점차 저연령대로 확산하였다. 반면 2000년대 이후 저연령대의 남성 초과 사망률 현상이 축소되는 한편 과거와 달리 남성의 초과 사망률 현상이 점차 고연령대로 이동하는 현상이 관측된다. 고연령대를 중심으로 여성 대비 남성의 초과 사망률이 높게 관측되는 현상은 우리나라 사망력 유형의 특징을 이룬다.

1970~2019년에 걸친 기대수명 변화의 연령별 기여도를 보면 남녀 모두 0세 사망률 감소가 기대수명 증가에 가장 크게 기여하였지만, 연령별 기여도는 기간 및 성별에 따라 큰 차이를 보인다. 1970~1980년대에는 남녀 모두 0세 사망률 감소에 따른 기대수명 증가가 두드러진 시기이지만, 여성은 20~30대와 70대 이상, 남성은 50~60대의 기여도가 상대적으로 높은 시기였다. 1990년대 이후 기대수명 증가에서 연령별 기여도는 남성과 여성이 유사한 패턴을 보이되, 남성에 비해 여성의 기대수명 증가에서 상대적으로 고연령대의 기여도가 높은 모습을 보였다. 전반적으로 2000년대 이후 0세의 기여도가 크게 감소하는 한편 고연령대의 기여도가 뚜렷하게 높아지는 패턴이 관측된다.

생애 주요 연령대의 사망력 패턴을 살펴보면 우리나라는 OECD 회원국 중 영아사망률이 가장 빠르게 감소한 국가 중의 하나이다. 통계청의 공식 통계가 존재하는 2005~2019년 기간 중 전체 영아 사망 중에서 생후 4주 미만, 및 생후 1주 미만 신생아 사망의 구성비는 각각 55~56%, 및 37~38% 수준에서 큰 변화가 없다. 출생아 수가 급감하는 상황이지만, 전체 출생아 중 저체중 출생아(2.5kg 미만)의 구성비는 1993년 2.59%에서 2020년 6.73%까지 증가하였다.

청(소)년기 사망률과 관련하여 1970년대에 남성을 중심으로 20대 초반 사망률이 급증한 후 감소하는 현상(accident hump)이 관측되지만, 1980년대 이후 크게 감소하여 2000년대 이후 연령별 사망률이 대체로 평활화된 모습을 보인다. 고령기 사망률 감소는 현재까지 대체로 초고령기 이전 단계를 중심으로 진행되었으며, 80세 이상 초고령기 사망률 감소는 여성을 중심으로 2000년대 이후부터 본격적으로 시작되는 상황으로 정리할 수 있다.

Coale-Demeny 및 UN의 모형 생명표와 비교한 사망력 변동(유사성 지수) 분석 결과는 우리나라 남성 사망률은 1990년대 중반까지 저연령대 대비 고연령대의 사망률이 높고 고연령대에서 남성 사망률이 여성을 크게 웃도는 유형(UN의 Far Eastern 유형)에 속했지만, 이후 다른 유형과의 적합도가 상대적으로 높아지는 것으로 분석되었다. 반면 우리나라 여성 사망률은 이미 1970년대부터 다른 국가들에 비해 고연령대 사망률이 낮은 특징을 보인다(Coale-Demeny의 North 유형).

사망원인별 사망력 변동과 관련하여 우리나라의 공식 사망원인 통계는 1983년부터 제공되는데, 1983~1989년은 이미 감염성 및 기생충성 질환에서 만성질환으로 전환이 이루어진 이후의 시기에 해당한다. 이 기간에 순환기계 질환으로 인한 사망이 전체 사망의 1/4을 넘어서며, 신생물

에 의한 사망이 대략 14%, 외인사의 구성비 또한 10%를 넘어선 것으로 분석되었다. 1990년대 이후 신생물에 의한 사망은 2010~2014년 기간에 정점(28.56%)을 기록한 후 2015~2019년 기간(27.99%)에 다소 감소하는 모습을 보였다. 1990년대부터 2000년대 초반까지의 성별 사망률 격차 확대 과정에서 신생물에 의한 사망이 일정한 역할을 담당한 것으로 추정되며, 남성의 신생물에 의한 사망 증가세는 2000년대 이후 크게 둔화되고 있다.

폐렴이나 만성 하기도 질환 등 호흡계통 질환에 의한 사망은 지속적인 증가세를 보인다. 알츠하이머병을 포함한 신경계통 질환에 의한 사망 또한 꾸준한 증가세를 보인다(특히 여성). 반면 순환계통(고혈압, 심장질환, 뇌혈관질환 등)과 소화계통(간질환 등) 질환에 의한 사망은 감소 추세를 보인다. 외인사의 구성비는 1990년대에 정점을 기록한 후 다소 감소하였지만, 2015~2019년 기준 9.71%로 여전히 그 비중이 작지 않은 수준이다. 달리 분류되지 않는 증상이나 징후의 구성비는 관측 기간에 걸쳐 1/3 미만 수준으로 크게 감소하였지만, 2015~2019년 기준으로 전체 사망 건수의 9% 수준으로 남아 있다. 2000~2019년 기간에 걸친 기대수명 증가분을 사망원인별로 분해하면 남성은 신생물에 의한 사망 감소가 전체 기대수명 증가분의 대략 1/4을 차지한다. 신생물에 의한 사망 감소가 초래한 기대수명 증가는 여성에 비해 남성에서 더욱 크게 나타난다. 반면 여성은 뇌혈관질환으로 인한 사망 감소가 전체 기대수명 증가분의 대략 1/4을 차지하는 것으로 분석되었다.

연령별 사망원인 분포를 살펴본 결과, 악성 신생물은 초고령기(예컨대, 80세 이상) 이전 기간에 주된 사망원인으로 기능하는 경향이 강하다. 예컨대, 2015~2019년 기간에 걸쳐 남성은 60대, 여성은 50대에 정점을 기록한 후 감소 패턴을 보인다. 순환계 및 호흡계 질환에 기초한 사망 건

수가 차지하는 구성비는 대체로 연령이 증가함에 따라 상승하는 패턴을 보인다. 순환기계 질환에 의한 사망이 연령 증가에 따라 상대적으로 일정한 속도로 증가하는 반면 호흡기계 질환은 고령기(특히, 남성은 80세 이상)에 가파르게 증가하는 패턴이 관측된다. 외인사의 경우 1983~1989년에 20대의 구성비가 가장 높았지만, 2015~2019년에는 50대의 구성비가 가장 높은 모습을 보인다. 최근 들어 운수사고에 의한 사망은 70대, 자살은 40대와 50대의 구성비가 높은 패턴을 보인다.

둘째, 한국의 사망력 불평등 분석 결과이다. 1970~2019년 기간에 걸쳐 사망 건수의 50%가 집중되는 최단 연령 구간(C50)은 남성 7.86년, 여성 8.62년 단축되었다. 사망력 압축 현상의 성별 패턴과 관련하여 1990년 이전 기간에는 여성의 사망력 압축이 더 빠르게 진행되었다. 특히 1980년대 기간 동안 여성의 사망력 압축 현상이 상대적으로 더욱 가파르게 진행됨으로써 성별 격차가 크게 확대되었다. 이후 2000년대 초반까지 성별 격차가 3.5년 수준에서 지속된 후 감소 추세로 전환되었다. 2000년대 이후에는 여성의 사망력 압축이 상당히 완만한 속도로 진행됨으로써 성별 격차가 감소하는 추세를 보인다.

SD(M+) 지표는 C50 지표에 비교해 일관되게 감소 추세를 보이지는 않는다. 또한 전체 연령을 모두 아우른 사망력 변동을 반영하는 C50에 비해 SD(M+) 지표에서 상대적으로 큰 변동성이 관측되었다. 전반적으로 특정한 방향성이 존재하는 노년기 이전 사망력 변동에 비해 노년기 사망력 변동은 상대적으로 전개 양상에서 관측되는 불규칙성이 크다. 다른 한편으로 SD(M+) 지표는 최빈 사망 연령(M)의 상승이 반드시 노년기 사망력 불평등의 감소를 의미하는 것은 아님을 보여 준다. 그러나 2000년대 이후에는 남녀 모두 최빈 사망 연령(M)이 상승하는 동시에 고령기 사망력의 압축 현상 또한 지속됨을 살펴볼 수 있다.

교육 수준별 사망력 격차 분석 결과는 30세 기준 기대여명 및 최빈 사망 연령에서 관측되는 차이가 최근으로 올수록 감소하는 패턴을 보였다. 남성에서 교육 수준별 격차가 더 크게 관측되는 한편 대졸 이상 집단에서 성별 격차가 축소된 모습을 보인다. 생존 기간의 분산 측정치인 C50과 SD(M+) 지표는 고졸 이하 집단과 비교할 때 대졸 이상 집단의 사망력이 더욱 압축됨을 보여 주는데, 교육 수준별 분산 격차는 남성의 경우에 더욱 뚜렷하다. 사회경제적 지위가 낮은 집단의 최빈 사망 연령(M)이 낮은 동시에 변이(분산)가 큰 점은 이들의 생존 기간을 둘러싼 불확실성이 큰 동시에 건강 상태에서의 이질성 또한 높은 수준임을 시사한다. 최빈 사망 연령(M) 이후의 연령대에서도 사회경제적 지위가 낮은 집단의 변이가 크게 나타나는 현상은 조기 사망 위험뿐만 아니라 (초)고령기까지 생존한 경우에도 사회경제적 지위가 낮은 집단이 직면한 건강 상태에서의 불확실성이 상당히 큼을 시사한다. 기본적으로 (초)고령기 사망이 생물학적 노화 과정과 밀접히 연계됨을 고려할 때 사회경제적 지위가 낮은 집단은 (초)고령기까지 생존한 경우에도 상대적으로 조기에 진행되는 노화 과정으로 인해 건강 상태에서의 불확실성이 클 수 있음을 시사한다. 사회경제적 지위가 낮은 집단이 건강 상태에서 더 큰 불확실성을 보이는 점은 사회계층별 사망력 분석에서 '건강'과 '사망'을 연계한 지표(건강기대여명) 분석이 중요함을 시사한다.

지역별 사망력 격차 분석 결과는 전반적으로 광역시와 비교해 도 지역의 연령 표준화 사망률이 높은 모습을 보이지만, 16개 시도를 모두 아울러 2017년의 사망률은 2005년에 비해 감소한 모습을 보인다. 16개 시도에서 관측되는 기대수명의 수준과 격차 패턴은 연령 표준화 사망률과 유사하다. 전체 연령대에 걸친 사망력의 압축 현상을 보여 주는 C50 지표가 대체로 2005~2017년 기간 전체에 걸쳐 사망력이 지속적으로 압축되

어 왔음을 보여 주는 반면에 SD(M+) 지표는 광역시도를 가로질러 2005~2008(2011)년 기간에 고령기 사망력이 압축되었지만, 그 이후 기간에는 뚜렷한 패턴을 보여 주지 않는다. 16개 시도별 사망력 압축 현상에서의 차이, 특히 광역시(경기도 포함)와 도 지역 간 차이가 일부 관측됨에도 불구하고 일관된 패턴을 확인하기가 쉽지 않다. 반면 감소세를 보임에도 외인사 사망률에서는 광역시(경기도 포함)와 도 지역 간에 상대적으로 뚜렷한 격차가 관측된다(특히 남성). 전체 외인사와 마찬가지로 2005~2017년 기간에 걸쳐 감소하는 패턴을 보이지만, 운수사고에서는 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 상당히 크게 나타나는 모습을 보인다(특히 남성). 외인사 중 자살은 남녀 모두 시간의 경과에 따라 일정한 패턴을 보이지는 않는다. 자살에서도 경기도를 포함한 광역시와 기타 도 지역 간 격차가 관측되지만(특히 남성), 광역시 내부와 도 지역 내부에서도 변이가 작지 않다.

사망력 격차의 국제 비교 분석 결과, 우리나라는 1970~2019년 기간에 걸쳐 주요국 중 기대수명이 가장 빠르게 증가한 것을 확인할 수 있다. 비슷한 인구변천을 경험한 대만에 비교하더라도 그 증가세는 매우 가파르다. 반면 감소 추세에 있지만, 성별 격차는 다른 국가에 비해 상대적으로 크게 남아 있다. 초고령기 기대여명(예컨대, e_{85}) 개선에서는 현재까지 뚜렷한 비교우위를 보이지는 않는다. 사망력 불평등과 관련하여 전체 연령을 아우른 사망력 압축 패턴에서 관측되는 변이(C50)가 다른 주요국에 비해 상대적으로 빠르게 감소한 모습을 확인할 수 있다(특히 여성). 최빈 사망 연령(M) 이상에서 관측되는 변이 지표(SD(M+))에서도 대체로 남녀 모두 비교 대상 국가들보다 빠른 사망력 압축 추세를 보였다. C50과 SD(M+) 지표를 비교하면 우리나라는 C50에서 상대적으로 더욱 빠른 사망력 압축 현상을 경험하였다. 이는 우리나라에서 (초)고령기 사망률 감

소가 상대적으로 최근에 시작된 현상이며, 이에 따라 (초)고령기의 생존 기간 압축 현상은 상대적으로 늦게 시작되었음을 시사한다.

마지막으로, 교육 수준별 건강기대여명 격차 분석 결과, 절대적 생존 기간(전체 기대여명)에서의 차이보다는 생애 동안의 건강 상태(건강기대여명)에서 관측되는 교육 수준별 차이가 더욱 크게 관측된다. 연령이 증가할수록 교육 수준별 격차가 감소하지만, 교육 수준이 낮을수록 전체(Total) 생존 기간과 건강이 좋은 상태(Good)에서 보내는 기간이 짧고, 건강이 나쁜 상태(Poor)에서 보내는 기간이 긴 모습이 관측된다. 그러나 시간의 경과(2006~2010년 → 2014~2018년)에 따른 교육 수준별 건강기대여명 격차는 대체로 감소한 모습을 보인다. 성별로 보면 남성에서는 대체로 건강 상태(좋음/나쁨)를 가로질러 교육 수준별 격차가 일관되게 감소하지만, 여성은 건강 상태(좋음/나쁨)에 따라 다소 불확실한 패턴을 보여 준다.

제2절 사망력 변동 대응 정책의 방향과 과제

본 절에서는 사망력 변동에 대응한 정책의 방향과 과제를 제시한다. 다만, 이 연구가 인구학적 관점에서 한국 사회가 지난 반세기 정도에 걸쳐 경험한 전반적인 사망력 변동의 양상과 불평등의 현황을 검토하였다는 점에서 세부적인 정책 방안을 논의하는 대신에 사망력 분야에서 고려할 필요가 있는 기본 방향에 초점을 맞춘다.

첫째, 인구통계 자료의 구축과 정비, 그리고 자료의 질 향상 문제이다. 1970년 이후를 대상으로 공표되고 있는 전체 사망률(사망확률) 자료에 상응하는 기초 자료(사망, 연앙인구)의 정비 및 공표가 필요하다. 예컨대,

생명표 사망률(${}_n m_x$) 혹은 사망확률(${}_n q_x$) 자료는 1970년부터 제공되지만, 해당 기간의 중앙사망률(${}_n M_x$) 산출의 기초가 되는 연령별 사망자(${}_n D_x$; event) 정보는 제공되지 않고 있다. 연앙인구(${}_n P_x$; exposure) 또한 1993년부터는 주민등록연앙인구, 그 이전 기간은 추계인구가 사용되고 있다. 현재 생명표 사망률(${}_n m_x$) 혹은 사망확률(${}_n q_x$)은 일련의 절차를 통해 방법론적으로 보정된 값들이기에 이를 통해 기초 자료를 정확히 재구성하는 것도 가능하지 않다.

현재 통계청은 통계데이터허브국 등을 통해 다양한 통계 자료 생산을 의욕적으로 추진하고 있지만, 과거 인구통계 자료의 구축과 정비에 대한 관심은 매우 부족하다. 인력이나 예산 등의 이유를 들어 인구통계 시계열 자료의 구축과 정비 문제를 더 이상 늦춰서는 안 될 것이다. 특히 기초 자료의 충실한 공개는 인구통계 자료의 질적 향상 측면에서도 중요하다. 예컨대, 이 연구에서도 연령별 사망률(m_x) 자료를 평활화하기는 했지만, 사망 자료에 대한 접근이 가능하지 않은 관계로 연령과 시간을 동시적으로 고려하는 2차원 평활화(2-dimensional smoothing) 작업을 진행하지 못했다.

사망원인별 사망력 자료도 유사한 문제에 직면한 상황이다. 1983년부터 사망자 수 정보가 제공되지만, 5세 단위로만 제공된다. 사망의 원인에 대한 정확한 이해는 국민 건강에서 어떠한 문제가 있는지를 이해하는 한편 보건의료 정책과 프로그램을 기획하고, 실행하고, 평가하는 데 있어서도 매우 중요하다. 사망원인 통계 자료가 사망력 변동의 작동 기제를 이해하는 핵심 자료원이라는 점에서 사망원인 자료의 수집 방법과 자료원의 정확성, 사망원인의 코딩, 원사인(underlying cause of death)의 선정 과정 등 사망원인 통계 자료의 질을 향상시키기 위한 종합적인 계획 수립이 필요하다.

통계적으로 자료를 제시하는 관점에서 볼 때 특정 사망에 대해서 단일의 원사인을 확인하는 방식의 접근이 선호되지만, 원사인을 제외한 다른 질환 정보도 유용하다는 점을 인식할 필요가 있다. 특히 인구 고령화가 진행됨에 따라 사망 시점에 즈음하여 다양한 만성질환을 동시에 보유한 인구의 비중이 높아진다는 점에서 원사인에 기초한 분류는 한계가 있다. 또한 사망신고서(사망진단서)에 기재된 복합사인(multiple cause-of-death) 정보는 사망 시 보유하는 질환의 종류, 그리고 사망 과정에서 이들 질환의 상호적 혹은 경쟁적 관계를 이해하는 데도 유용하다(Anderson, 2011, p. 479). 현재까지 복합사인에 대한 체계적인 정보 구축은 뚜렷한 진전을 보지 못하고 있는데, 사망신고서에 기재된 복합사인 정보를 체계적으로 코딩하는 한편, 이를 활용하여 심층적인 분석을 진행하는 것도 필요하다.³⁹⁾

둘째, 최근까지의 사망력 변동, 즉 사망 연령의 중심(central tendency)이 고연령대로 이동하는 현상을 반영한 새로운 사망력 지표의 생산과 모니터링이 필요하다. 기대여명, 특히 출생 시 기대여명(e_0^o) 지표에 비해 최빈 사망 연령(M)이 사망력 변동을 더욱 적절히 반영할 수 있음은 이미 앞에서 지적한 바 있다. 전체 연령대에 걸친 사망률을 반영하는 생존 기간의 요약 측정치로서 기대수명 지표가 갖는 효용을 부인할 수는 없지만, 고령화가 심화하는 상황에서 기대수명 측정치는 실제 수명(life-span)을 과소 추정할 위험이 있다. 더욱이 이 연구의 교육 수준별 사망력 격차 부분에서 살펴보았듯이 최빈 사망 연령은 특정 연령 이상의 자료만

39) 물론 복합사인 자료 또한 다양한 한계를 가지고 있다. 예컨대, 복합사인 자료에 기초하여 어떤 인구에서 나타나는 특정 질환의 유병률을 타당하게 측정할 수는 없다. 복합사인에 대한 국제적 기준은 사망에 영향을 미치지 않는 건강 이상이나 질환 정보를 제공하지는 않는다(Anderson, 2011, p. 480). 예컨대, 사망진단서 작성자가 어떤 특정 질환이 사망의 원인이라고 판단하지 않으면 해당 질환이 기재되지 않을 수 있다는 것이다.

활용 가능한 상황에서도 그렇지 않은 경우와 정확히 동일한 방식으로 지표를 산출할 수 있는 장점이 있다. 이러한 점을 고려할 때 생명표에서도 도출되는 기대여명 지표에 추가하여 최빈 사망 연령(M) 지표를 추가적으로 생산하고 관리할 필요가 있다.

또한 최빈 사망 연령에 기초하여 산출될 수 있는 지표들, 특히 최빈 사망 연령 이상 생존 기간의 표준편차($SD(M+)$)는 최근 들어 사망률 개선이 고령기를 중심으로 이루어지는 상황에서 사망력 불평등의 추이를 살펴볼 수 있는 유용한 측정치이다. 이 연구에서는 관측된 사망 정보에 기초하여 최빈 사망 연령(M) 지표를 산출하고 있지만, 더 바람직한 접근은 평활화(smoothing) 자료를 사용하는 것이다. 모수적(수리적) 모형의 사용 등 다양한 접근이 가능하지만, 연령(age)과 시간(time)의 2차원에 걸친 평활화 방법이 최근에 가장 빈번히 사용되는 접근(예컨대, Camarda, 2012)이라는 점에서 사망력 시계열 자료, 특히 사망 건수와 연앙인구 정보의 정비 및 공표 작업이 필요하다.

사망력 지표 중 최근 들어 최빈 사망 연령에 대한 관심이 커지고 있지만, 우리나라 사례(제4장 1절)에서도 살펴볼 수 있듯이 최빈 사망 연령(modal age at death)은 기대수명과 같은 전통적인 측정치에 비해 더 큰 변동성을 보여 줌으로써 지표에 대한 정확한 측정이 중요한 이슈일 수 있음을 시사한다.⁴⁰⁾ 최빈 사망 연령을 중심으로 한 변이(표준편차; $SD(M+)$) 측정치도 동일한 문제를 보인다. 특히 우리나라는 초고령기 사망률 개선이 상대적으로 최근에 시작되었다는 점에서 고령기에 초점을 맞춘 이들 측정치에서 관측되는 변동성을 어떻게 정확히 측정할 것인지에 대한 연구가 필요한 것으로 보인다.

40) 평균이나 중앙값에 비해 최빈값의 정확한 측정이 어려운 점은 이미 수리통계학의 창시자인 Pearson(1902, pp. 260-261)에 의해서도 지적된 바 있다.

고령기 사망률이 감소함에 따라 선진국 사망력에서 관측되는 변이가 어떠한 변화 양상을 보일 것인지에 대해서도 지속적인 이론의 개발과 실제 상황에 대한 모니터링이 필요할 것이다. 참고로 사망력 압축 논의를 촉발한 Fries(1980, p. 132)가 (조기 사망이 제거된) 이상적인 조건에서 인간의 생존 기간이 정규분포의 형태를 취할 것임은 이미 언급한 바 있다. 현시점에서 볼 때 그가 제시한 정규분포의 평균 85년이 과소평가된 점은 분명하다. 다른 한편으로 그는 이러한 생존 기간 분포의 표준편차를 4년 정도로 추정하는데, 이에 의하면 생존 기간 100년은 평균으로부터 대략 4 표준편차에 해당하는 값이다($85년 \pm 4 \times 4년 = (69년, 101년)$). 이상적 조건에서 인간 생존 기간의 상한을 100년 정도로 보는 것이다 (95%는 대략 (77년, 93년) 구간). 상대적으로 최근의 논의로 Robine (2011, pp. 223-224)은 2006년 기준으로 HMD에 수록된 4,981개의 생명표에서 관측된 최빈 사망 연령과 표준편차($SD(M+)$)의 관계를 분석한 바 있다. 그의 분석에 의하면 최빈치와 표준편차는 비선형적 관계를 보였는데, 최빈 사망 연령이 90년을 넘어섬에 따라 표준편차가 6년 수준에서 정체된 모습을 보인다. 최빈 사망 연령이 일정 수준을 넘어섬에 따라 생존 기간에서 관측되는 표준편차의 감소 추세가 둔화된다는 것이다. 생존 기간의 변이(표준편차)에서 나타나는 변화가 초고령기 인구의 규모 및 연령 분포에 지대한 영향을 미칠 수 있다는 점에서 향후 사망 연령 분포가 어떠한 형태로 전개될 것인지에 대한 지속적인 연구가 필요하다. 또한 관측된 사망력 변동의 근저에 위치한 사망력 변동의 작동 기제에 대한 이해도 매우 중요하다. 예컨대, 최빈 사망 연령 및 이를 중심으로 한 생존 기간의 변이에 영향을 미치는 기제에 대한 지속적인 관심이 필요하다. 이를 위해서는 고령기에 나타나는 사망원인이나 노화 과정의 동학, 그리고 이러한 기제들이 사회계층 등 인구 집단별로 상이하게 전개되는 양상에 대

한 검토도 필요할 것이다.

셋째, 생애 초기 단계의 사망력 변동에 대응하는 정책이다. 저출산의 영향으로 출생아 수가 크게 감소하고 있다. 그러나 다른 한편으로 결혼과 출산 연령의 상승으로 인해 저체중 출생아의 비중 또한 지속해서 증가하는 추세를 보인다. 생애 초기 단계의 사망률을 낮추기 위해서는 출생 직후 적기에 이루어지는 치료가 매우 중요하다. 2000년대 이후부터 최근까지 전체 영아 사망 중에서 신생아 사망이 차지하는 비중이 높음을 고려할 때 출생 직후 적기에 이루어지는 신생아집중치료실(NICU: neonatal intensive care unit) 입원과 치료가 매우 중요하다. 신생아에 대한 집중 치료는 생존의 문제뿐만 아니라, 뒤에서 좀 더 자세히 언급하겠지만, 생존 후 성인기의 건강에도 영향을 미칠 수 있다는 점에서 적극적인 관심과 정책적 개입이 필요하다.

영아 사망과 연계되어 논의되는 모성 사망은 전반적으로 감소 추세를 보인다. 다만, 제3장에서 살펴보았듯이 모성사망비(maternal mortality ratio)는 OECD 회원국 평균에 비해 다소 높은 수준이다. 2018년 이후 모성사망비가 다소 증가하는 모습을 보이지만(통계청, 2021g), 이러한 현상이 모성 사망자 규모 감소에 따른 변동성 증가를 반영하는지 아니면 실제 모성사망비의 증가를 의미하는지는 불분명하다. 그럼에도 지난 수십 년에 걸쳐 모성 사망자의 연령 분포에서는 큰 변화가 있었음에 주목할 필요가 있다. 예컨대, 통계청(2021g)의 사망원인 통계에 의하면 1983년 기준으로 모성 사망자의 대략 60%가 20대 이하였지만, 2019년 기준 모성 사망자의 80% 이상이 30대 이상으로 나타난다. 결혼과 출산이 늦어지는 상황을 고려할 때 고위험 임신은 향후에도 증가할 것으로 전망되며, 이는 결과적으로 영아 및 모성 사망의 위험을 높일 개연성이 높다. 이러한 측면에서 최근까지 출생아 수 감소와 맞물려 이루어진 의료기관 구조

조정으로 인해 지역사회(중소도시 및 농어촌)에 거주하는 산모의 산전 및 산후 관리가 쉽지 않은 과제가 되고 있음을 지적할 필요가 있다. 산모와 영아를 모두 아울러 적절한 치료와 산전 및 산후 관리를 받을 수 있는 의료기관에 대한 접근성을 높일 수 있는 대응책 마련이 필요하다.

마지막으로 청(소)년기를 포함하여 성인기 사망력 변동에 대응하는 정책이다. 우선, 성인기 외인사 발생에 적극적으로 대응해야 한다. 전체 사망 중 외인사의 비중이 감소세를 보이기는 하지만, 여전히 그 비중은 높은 수준이다. 외인사의 대표적인 하위 범주가 자살과 운수사고이다. 특히 운수사고가 1990년대 중반 이후 감소세를 보인 것에 비해 자살은 그렇지 않다. 전통적으로 자살은 젊은 층(특히 남성)에서 빈번히 발생했지만, 최근 들어 중고령층의 비중도 높아지는 추세를 보인다.

다양한 요인이 자살 위험을 높이지만, 연령이나 성별을 제외하면 사회적 및 심리적 요인들의 영향이 가장 중요한 것으로 알려져 있다(Bonneux, 2011, p. 601). 예컨대, 유럽 6개국을 대상으로 한 Bernal et al.(2007, p. 27)의 연구는 자살 생각과 시도에 영향을 미치는 중요한 요인들로 기분변조(dysthymia)나 우울증 같은 사회심리적 기제를 꼽는다. 이들의 연구는 또한 자살 위험의 중요한 요인으로 알코올 같은 약물 의존/남용을 지적한다. 알코올 의존/남용은 그 자체로 사망원인(예컨대, 알코올 중독)으로 기능하지만, 교통사고/추락, 폭력, 자살, 간 질환 등 다른 사망원인의 작동을 촉발하는 주요 기제로도 작용한다(Zaridze et al., 2009, p. 2201).

한국 사회에서 노후 빈곤 등 노인층이 직면한 경제적 어려움은 이미 잘 알려져 있다(OECD, 2019, p. 187). 세대를 가로지른 압축적인 성장과 경제적 불평등 확대는 현 노인 세대에게 상대적 박탈감(relative deprivation)이나 사회적 고립(social isolation)과 같은 사회심리적 기제가

크게 영향을 미칠 구조적 조건을 만들어 낸다. 더욱이 알코올에 대한 높은 관용도 또한 건강 위험 요인들이 사회심리적 기제와 맞물려 자살 위험을 증가시킬 개연성을 높인다. 특히 고령 인구의 증가에 따라 신체적 건강 상태 변화가 사회적 고립 등의 기제를 통해 정신 건강에 커다란 영향을 미칠 개연성이 높아짐에도 주목할 필요가 있다. 현 노인 세대가 직면한 경제적 어려움을 완화하는 한편 정신 건강 문제에 대한 조기 진단과 치료, 자살 생각이나 시도를 한 경험이 있는 집단에 대한 관심과 지속적인 모니터링이 필요할 것이다. 이 연구의 기획 목적상 특정 사망원인에 대한 검토를 심층적으로 진행하지는 못했지만, 자살의 세부적 현황과 작동 기제를 분석하는 후속 연구 또한 효과적인 정책 방안을 마련하는 차원에서 검토될 필요가 있다.

한편 성인기 사망력 변동에 대응하는 효과적인 정책을 수립하기 위해서는 생애 초기 조건이 고령기 사망력에 미치는 영향을 이해하는 것도 중요하다. 성인기 사망력, 특히 노년기 사망력이 ‘노년기’ 환경 조건에 국한하지 않고 생애 전체에 걸친 누적적 영향을 반영할 개연성을 고려할 때 생애 초기 단계의 사회적/환경적 조건과 고령기 사망력의 연관성을 이해하는 것도 중요하다. 고령기 사망력에 영향을 미치는 근접 요인들(proximate determinants)의 작동 기제에 대해서는 이미 수많은 연구가 진행된 바 있다. 또한 사회적, 경제적, 행동적 요인들의 영향이 생애 단계별로 어떠한 차별적 효과를 갖는지에 대한 이해도 상당한 수준까지 높아진 상황이다. 이에 기초하여 최근에는 생애 초기 조건들이 고령기 사망에 미치는 영향을 이해하는 작업의 중요성도 커지고 있다. 예컨대, 생애 초기 단계의 사회적/환경적 조건과 고령기 사망력의 연관성 정도, 고령기 사망력에 영향을 미치는 생애 초기 조건들의 우선순위(영향력), 생애 초기 조건들이 고령기 사망에 영향을 미치는 생물학적 각인(biological

imprint)과 사회적 기제(social pathways) 등이 대표적인 분야이다 (Montez & Hayward, 2011, p. 187).⁴¹⁾

좀 더 근본적으로, 향후 성인기 사망력 변동에 대한 대응 방안으로 노화 과정(aging process)에 대한 관심과 본격적인 검토가 필요하다. 성인기 사망력 감소를 위한 가장 근본적인 조치는 노화 과정이 시작되는 시점을 연기하는 것, 혹은 시작된 노화 과정의 진행 속도를 관리하는 것이라고 할 수 있다. 의학적으로 정의된 질환의 발생에 국한하지 않고 고령기 질환 발생의 더욱 근본적인 원인에 해당하는 노화 과정을 이해하고 관심을 기울이는 것이 중요한 시점이다(Bonneux, 2011, p. 601). 노화 과정에 대한 이해와 관심이 중요한 또 다른 이유는 아래에서 좀 더 자세하게 논의하겠지만, ‘노화’ 현상이 감염성 질환, 만성질환, 악성 신생물(암)에 이어 사회계층별 사망력 격차를 매개하는 기제로 등장하고 있다는 점이다.

성인기 사망력 변동에 대응하는 정책과 관련하여 마지막으로 사회계층별 사망력 격차에 대한 적극적인 관심도 필요하다. 물론 사회계층별 사망 불평등의 역사는 사망 불평등 문제의 해소가 매우 어려운 과제임을 잘 보여 준다. 앞에서 언급했듯이 감염성 질환이나 만성질환 등 사망 불평등을 매개하는 ‘기제’가 달라졌을 뿐 사회계층별 사망 불평등은 지속되고 있다. 사회계층별 사망력 격차를 매개하는 어떤 특정 ‘기제’를 제거하면 사망 불평등 문제가 해소될 수 있다는 논리는 과장 어법일 개연성이 높다.

41) 생애 초기 조건들이 고령기 사망력에 미치는 영향은 생물학적 각인과 사회적 기제에 기초하여 크게 다음의 세 가지 분석 틀로 제시된다. 첫째, 생물학적 각인을 강조하는 분석 틀이다. 이는 성인기 조건에 상관없이 생애 초기 조건이 고령기 사망에 영향을 미치는 회복 불가능한 구조적 손상을 초래한다는 것이다. 둘째, 사회적 기제를 강조하는 분석 틀이다. 이는 생애 초기 조건들이 고령기 사망에 유의미한 영향을 미치지만, 이는 성인기 조건을 통한 간접적인 영향이다. 마지막으로 누적 이익/불이익(cumulative advantage/disadvantage) 분석 틀이다. 이는 생애 초기 조건들이 고령기 사망에 직접적인 영향을 미치는 동시에 성인기 조건들은 생애 초기 조건들의 영향을 완화하거나 악화시키는 기제로 작용하는 구조이다(Montez & Hayward, 2011, pp. 189-191).

사회계층별 차별 사망력의 역사는, 계층별 격차를 효과적으로 줄이기 위한 최우선 과제가 이러한 격차를 매개하는 기제를 정확히 이해하고 모니터링하는 것임을 시사한다. 특히, 감염성 질환이나 만성질환(심혈관질환, 암)을 넘어 최근의 추세는 ‘노화 과정’에서 관측되는 사회계층별 불평등 문제를 주의 깊게 지켜볼 필요가 있음을 시사한다.

이 연구에서는 교육 수준별 사망력 격차, 그리고 건강기대여명 격차를 살펴보았지만, 일(직업)이나 소득 같은 다양한 지표에서 관측되는 사회계층별 사망력 격차의 현황과 추이를 꾸준히 관측할 필요도 있다. 최근까지 한국 사회에서 고등교육이 지속적으로 팽창했지만, 세대를 가로지른 교육 수준 격차는 상당히 크게 존재한다. 특히 현재의 중고령 세대는 교육 과정을 이미 완료한 세대이며, 생애 과정을 거쳐 상대적으로 높은 수준의 건강 및 사망 위험 요인들을 경험했을 개연성이 높다. 최근까지 한국 사회가 매우 가파른 기대수명 증가를 경험했지만, 이에 상응하는 수준으로 건강기대여명 개선을 기대하기가 쉽지 않은 것도 이와 관련이 있다.

사회계층별 사망력 격차를 완화하기 위한 구체적인 방안과 관련해서는 흡연이나 알코올 의존/남용 등 건강 위험 행동에 대한 적극적인 대응과 함께 질환에 대한 조기 진단과 치료가 중요하다는 점을 인식해야 한다. 특히 흡연이나 알코올 의존/남용은 사회계층별 사망력 격차를 매개하는 요인이기도 하지만, 앞에서 언급한 노화 과정과도 밀접히 연관될 수 있는 요인들이다. 이 연구에서 살펴본 것처럼, 계층적 지위가 낮을수록 사망력에서 관측되는 집단 내 변이가 큰데, 이는 이들의 건강 상태에서 상대적으로 더 큰 리스크가 있음을 시사한다. 개인이 책임감을 가지고 적극적으로 참여해야 성과를 기대할 수 있는 최근의 역학(사망력) 조건을 고려할 때(Caselli et al., 2002, p. 28) 개인 수준(단위)의 치료적 개입을 넘어 가족, 직장, 지역사회 등 다차원적인 노력이 병행되어야 한다. 사후적 대

응이라는 한계는 있지만, 흡연이나 알코올 의존/남용으로 인해 초래될 수 있는 질환의 조기 진단과 치료도 중요하다.

비록 질환 혹은 장애가 ‘시작되는 시점’(onset)에서 나타나는 계층별 차이를 해소하기가 쉽지 않지만, 정책적 개입을 통해 건강 악화나 장애의 ‘진행 속도’를 늦출 수 있음에도 유의할 필요가 있다. 사회계층 혹은 사회경제적 지위를 구성하는 다양한 지표가 건강(장애)에 미치는 차별적 효과를 분석한 연구(Zimmer & House, 2003)는, 대체로 교육은 건강(장애) 문제의 시작(onset), 즉 ‘예방’에 큰 효과를 발휘하는 반면, 소득은 예방 뿐만 아니라 ‘관리’의 측면에서도 중요한 역할을 함을 보여 준다. 소득이 건강 악화나 장애의 진행(progression)을 늦추는 데 큰 역할을 할 수 있다는 것이다. 이 연구의 건강기대여명 격차 분석에서도 건강 문제가 영구적인 조건 변화가 아니라 적극적인 치료나 관리 과정을 통해 개선될 수 있음을 강조한 바 있다(예컨대, Kannisto, 2001, p. 170). 이러한 측면에서 질환이나 장애가 있는 저소득층도 적절한 치료와 관리를 받을 수 있도록 건강보험 및 돌봄 서비스에 대한 접근성을 높일 필요가 있다. 재정적 지속 가능성과 조화를 이루는 가운데 건강보험의 보장성 강화 또한 검토될 필요가 있다. 한편, 앞서서도 언급했지만, 최근의 역학(사망력) 환경은 사망력 변동에 대응하는 정책의 성과를 향상시키기 위해서는 국가적 차원에서 추진하는 보건의료 및 돌봄 서비스 정책뿐만 아니라 개인의 적극적인 참여도 매우 중요함을 시사한다(Caselli et al., 2002, p. 28). 그러나 자발성에 기초하여 (구조적 제약에 직면한) 개인들의 생활양식을 변화시키기가 쉽지 않다는 점에서 이들이 거주하는 지역사회에서 건강한 생활양식 실천을 돕는 인력과 기반 시설에 대한 적극적인 투자도 필요하다.



- 경제기획원. (1983). **사망원인통계**. 서울: 경제기획원 조사통계국.
- 경제기획원. (1984). **사망원인통계**. 서울: 경제기획원 조사통계국.
- 공세권, 임종권, 김미겸. (1983). **한국의 사망력과 사망원인**. 서울: 한국인구보건연구원.
- 권태환, 김태현. (1990). **한국인의 생명표: 1970-85년의 사망유형분석을 중심으로**. 서울: 서울대학교출판부.
- 김두섭. (2002). 인구의 성장과 변천. 김두섭, 박상태, 은기수 편. **한국의 인구(1)**(pp. 49-80). 대전: 통계청.
- 김부연. (1999). 사망원인 통계의 발전방향에 관한 연구. **통계연구**, 4(2), 1-30.
- 김윤신. (1989). **한국인의 생명표추계**. 서울: 한국인구보건연구원.
- 김정근. (1989). **한국인의 사망원인분석**. 서울: 한국인구보건연구원.
- 김정순. (1989). 우리나라 사망원인의 변천과 전망. **한국역학회지**, 11(2), 155-174.
- 김정석, 김현식, 우해봉, 계봉오, 황선재, 서호철. (2017). **교육수준별 장래인구 추계 개발 및 인구통계 과거 시계열 확대 구축을 위한 연구**. 대전: 통계청.
- 김태현. (2002). 사망력. 김두섭, 박상태, 은기수 편. **한국의 인구(1)**(pp. 115-151). 대전: 통계청.
- 박경애. (2003). 시도의 사망원인별 사망력. **한국인구학**, 26(2), 1-32.
- 이흥탁. (1994). **인구학: 이론과 실제**. 서울: 법문사.
- 차명수. (2009). 조선후기의 출산력, 사망력 및 인구증가: 네 족보에 나타난 1700~1899년간 생물 기록을 이용한 연구. **한국인구학**, 32(1), 113-137.
- 통계청. (2019). 사망원인통계 통계정보 보고서. <https://meta.narastat.kr/metasvc/index.do?orgId=101&confmNo=101054&kosisYn=Y>에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021a). 국가통계포털: 온라인간행물-주제별-보건-생명표[데이터파

- 일]. <https://kosis.kr/publication/publicationThema.do>에서 2021. 4. 20. 인출.
- 통계청. (2021b). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-생명표[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.
- 통계청. (2021c). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구동향조사-인구동태건수 및 동태율(출생, 사망, 혼인, 이혼)[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B8000F&conn_path=I2에서 2021. 4. 20. 인출.
- 통계청. (2021d). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구동향조사-사망[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B80A15&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021e). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구총조사[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1PM2001&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021f). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-주민등록인구현황[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B04006&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021g). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E01&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021h). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-장래인구추계[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPA001&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 통계청. (2021i). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-인구-인구동향조사-출생[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B80A04&conn_path=I2에서 2021. 8. 31. 인출.
- 통계청. (2021j). 국가통계포털: 국내통계-주제별 통계-보건-사망원인통계-영

- 아사망원인[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B34E08&conn_path=I2에서 2021. 6. 16. 인출.
- 한국건강증진개발원. (2020). **제4차 국민건강증진종합계획(2016~2020) 2020년 동향보고서: 대표지표 현황분석**. <https://www.khealth.or.kr/board/view?menuId=MENU01320&linkId=1002768>에서 2021. 12. 13. 인출.
- 한국고용정보원. (2021). 고령화연구패널조사(KLoSA)[데이터파일]. <https://survey.keis.or.kr/klosa/klosa01.jsp>에서 2021. 2. 19. 인출.
- Anderson, R. N. (2011). Coding and classifying causes of death: Trends and international differences. In R. G. Rogers & E. M. Crimmins (eds.), *International Handbook of Adult Mortality* (pp. 467-489). Dordrecht: Springer.
- Arriaga, E. E. (1984). Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*, 21(1), 83-96.
- Auger, N., Feuillet, P., Martel, S., Lo, E., Barry, A. D., & Harper, S. (2014). Mortality inequality in populations with equal life expectancy: Arriaga's decomposition method in SAS, Stata, and Excel. *Annals of epidemiology*, 24(8), 575-580.
- Bell, F. C., & Miller, M. L. (2005). *Life Tables for the United States Social Security Area 1900-2100*. Washington, DC: Social Security Administration.
- Beltrán-Sánchez, H., Crimmins, E. M., & Finch, C. E. (2012). Early cohort mortality predicts the cohort rate of aging: An historical analysis. *Journal of Developmental Origins of Health and Disease*, 3(5), 380-386.
- Bernal, M., Haro, J. M., Bernert, S., Brugha, T., de Graaf, R., Bruffaerts, R., ... & ESEMED/MHEDEA Investigators. (2007). Risk factors for suicidality in Europe: Results from the ESEMED study.

- Journal of Affective Disorders*, 101(1-3), 27-34.
- Bongaarts, J. (2005). Long-range trends in adult mortality: Models and projection methods. *Demography*, 42(1), 23-49.
- Bongaarts, J. (2006). How long will we live?. *Population and Development Review*, 32(4), 605-628.
- Bonneux, L. (2011). Mortality affected by health care and public health policy interventions. In R. G. Rogers & E. M. Crimmins (eds.). *International Handbook of Adult Mortality* (pp. 583-607). Dordrecht: Springer.
- Booth, H., Tickle, L., & Zhao, J. (2016). Epidemiologic Transition in Australia: The last hundred years. *Canadian Studies in Population*, 43(1-2), 23-47.
- Bourbeau, R., & Ouellette, N. (2016). Trends, patterns, and differentials in Canadian mortality over nearly a century, 1921-2011. *Canadian Studies in Population*, 43(1-2), 48-77.
- Brown, D. C., Hayward, M. D., Montez, J. K., Hummer, R. A., Chiu, C. T., & Hidajat, M. M. (2012). The significance of education for mortality compression in the United States. *Demography*, 49(3), 819-840.
- Caldwell, J. C., & Caldwell, P. (1991). What have we learnt about the cultural, social and behavioral determinants of health? From selected readings to the first health transition workshop. *Health Transition Review*, 1(1): 3-17.
- Canudas-Romo, V. (2008). The modal age at death and the shifting mortality hypothesis. *Demographic Research*, 19(30), 1179-1204.
- Camarda, C. G. (2012). MortalitySmooth: An R package for smoothing Poisson counts with P-splines. *Journal of Statistical Software*,

- 50(1), 1-24.
- Caselli, G., Drefahl, S., Luy, M., & Wegner-Siegmundt, C. (2013). Future mortality in low-mortality countries. Working Paper 6/2013. Vienna: Vienna Institute of Demography.
- Caselli, G., Meslé, F., & Vallin, J. (2002). Epidemiologic transition theory exceptions. Retrieved from https://www.demogr.mpg.de/papers/workshops/020619_paper40.pdf. 2021. 4. 16.
- Christensen, K., Doblhammer, G., Rau, R., & Vaupel, J. W. (2009). Ageing populations: The challenges ahead. *Lancet*, 374(9696), 1196-1208.
- Coale, A. J., Demeny, P., & Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (Second Edition). New York: Academic Press.
- Coale, A., & Guo, G. (1989). Revised regional model life tables at very low levels of mortality. *Population Index*, 55(4), 613-643.
- Coale, A. J., & Kisker, E. E. (1990). Defects in data on old-age mortality in the United States: New procedures for calculating mortality schedules and life tables at the highest ages. *Asian and Pacific Population Forum*, 4(1), 1-31.
- Crimmins, E. M. (2015). Lifespan and healthspan: Past, present, and promise. *Gerontologist*, 55(6), 901-911.
- Crimmins, E. M., & Saito, Y. (2001). Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970-1990: Gender, racial, and educational differences. *Social Science & Medicine*, 52(11), 1629-1641.
- Denney, J. T., Rogers, R. G., Hummer, R. A., & Pampel, F. C. (2010). Education inequality in mortality: The age and gender specific mediating effects of cigarette smoking. *Social Science Research*, 39(4), 662-673.

- Edwards, R. D. (2011). Changes in world inequality in length of life: 1970-2000. *Population and Development Review*, 37(3), 499-528.
- Edwards, R. D., & Tuljapurkar, S. (2005). Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. *Population and Development Review*, 31(4), 645-674.
- Elo, I. T. (2009). Social class differentials in health and mortality: Patterns and explanations in comparative perspective. *Annual Review of Sociology*, 35, 553-572.
- Finch, C. E., Beltrán-Sánchez, H., & Crimmins, E. M. (2014). Uneven futures of human lifespans: Reckonings from Gompertz mortality rates, climate change, and air pollution. *Gerontology*, 60(2), 183-188.
- Frenk, J., Bobadilla, J. L., Stern, C., Frejka, T., & Lozano, R. (1991). Elements for a theory of the health transition. *Health Transition Review*, 1(1), 21-38.
- Fries, J. (1980). Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England journal of medicine*, 303(3), 130-135.
- Galenkamp, H., Braam, A. W., Huisman, M., & Deeg, D. J. (2020). Self-rated health: When and how to use it in studies among older people?. In C. Jagger, E. M. Crimmins, Y. Saito, R. T. D. C. Yokota, H. Van Oyen, & J.-M. Robine (eds.). *International Handbook of Health Expectancies* (pp. 173-181). Cham: Springer.
- Gaylin, D. S., & Kates, J. (1997). Refocusing the lens: Epidemiologic transition theory, mortality differentials, and the AIDS pandemic. *Social Science & Medicine*, 44(5), 609-621.

- Goldman, N. (1980). Far Eastern patterns of mortality. *Population Studies*, 34(1), 5-19.
- Gragnotati, M., Elo, I. T., & Goldman, N. (1999). New insights into the Far Eastern pattern of mortality. *Population Studies*, 53(1), 81-95.
- Hoffmann, R. (2008). *Socioeconomic Differences in Old Age Mortality*. Milton Keynes: Springer Science & Business Media.
- Horiuchi, S. (1999). Epidemiological transitions in human history. In United Nations (ed.). *Health and Mortality Issues of Global Concern*. (pp. 54-71). New York: United Nations.
- Horiuchi, S., Ouellette, N., Cheung, S. L. K., & Robine, J.-M. (2013). Modal age at death: Lifespan indicator in the era of longevity extension. *Vienna Yearbook of Population Research*, 11, 37-69.
- Horiuchi, S., & Wilmoth, J. R. (1997). Age patterns of the life table aging rate for major causes of death in Japan, 1951-1990. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 52A(1), B67-B77.
- Human Mortality Database (HMD). (2021). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Retrieved from <https://www.mortality.org>. 2021. 4. 20 (final access).
- Hummer, R. A., Rogers, R. G., & Eberstein, I. W. (1998). Sociodemographic differentials in adult mortality: A review of analytic approaches. *Population and Development Review*, 24(3), 553-578.
- Hyndman, R. J., & Ullah, M. S. (2007). Robust forecasting of mortality and fertility rates: A functional data approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(10), 4942-4956.

- Janssen, F., & de Beer, J. (2019). The timing of the transition from mortality compression to mortality delay in Europe, Japan and the United States. *Genus*, 75(1), 1-23.
- Kannisto, V. (2000). Measuring the compression of mortality. *Demographic Research*, 3(6), 1-23.
- Kannisto, V. (2001). Mode and dispersion of the length of life. *Population: An English Selection*. 13(1), 159-171.
- Kannisto, V. (2007). Central and dispersion indicators of individual life durations: New methods. In J.-M. Robine, E. M. Crimmins, S. Horiuchi, & Y. Zeng (eds.). *Human Longevity, Individual Life Duration, and the Growth of the Oldest-Old Population*. (pp. 111-129). Dordrecht: Springer.
- Kannisto, V., Lauritsen, J., Thatcher, A. R., & Vaupel, J. W. (1994). Reductions in mortality at advanced ages: Several decades of evidence from 27 countries. *Population and development review*, 20(4), 793-810.
- Kostaki, A. (2000). A relational technique for estimating the age-specific mortality pattern from grouped data. *Mathematical Population Studies*, 9(1), 83-95.
- Kostaki, A., & Panousis, V. (2001). Expanding an abridged life table. *Demographic Research*, 5(1), 1-22.
- Laditka, S. B., & Hayward, M. D. (2003). The evolution of demographic methods to calculate health expectancies. In J.-M. Robine, C. Jagger, C. D. Mathers, E. M. Crimmins, & R. M. Suzman (eds.). *Determining Health Expectancies*, (pp. 221-234). West Sussex: John Wiley & Sons.
- Link, B. G., & Phelan, J. (1995). Social conditions as fundamental causes of disease. *Journal of Health and Social Behavior*, Extra

- Issue, 80-94.
- Mackenbach, J. P. (1994). The epidemiologic transition theory. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48(4), 329-331.
- Mackenbach, J. P. (2013). Convergence and divergence of life expectancy in Europe: A centennial view. *European Journal of Epidemiology*, 28(3), 229-240.
- Manton, K. G., & Soldo, B. J. (1985). Dynamics of health changes in the oldest old: New perspectives and evidence. *Milbank Memorial Fund Quarterly-Health and Society*, 63(2), 206-285.
- McKeown, R. E. (2009). The epidemiologic transition: Changing patterns of mortality and population dynamics. *American Journal of Lifestyle Medicine*, 3(1_suppl), 19S-26S.
- McKeown, T., & Record, R. G. (1962). Reasons for the decline of mortality in England and Wales during the nineteenth century. *Population Studies*, 16(2), 94-122.
- Meslé, F., & Vallin, J. (2006). The health transition: Trends and Prospects. In G. Caselli, J. Vallin, & G. Wunsch (eds.). *Demography: Analysis and Synthesis (Vol. II)*. (pp. 247-259). Burlington, MA: Elsevier.
- Meslé, F., & Vallin, J. (2021). Causes of death at very old ages, including for supercentenarians. In H. Maier, B. Jeune, & J. W. Vaupel (eds.). *Exceptional Lifespans*. (pp. 69-84). Cham: Springer.
- Mirowsky, J., & Ross, C. E. (2003). *Education, Social Status and Health*. New York: Aldine De Gruyter.
- Montez, J. K., & Hayward, M. D. (2011). Early life conditions and later life mortality. In R. G. Rogers & E. M. Crimmins (eds.). *International Handbook of Adult Mortality* (pp. 187-206).

Dordrecht: Springer.

- Moser, K., Shkolnikov, V., & Leon, D. A. (2005). World mortality 1950-2000: Divergence replaces convergence from the late 1980s. *Bulletin of the World Health Organization*, 83(3), 202-209.
- Newell, C. (1988). *Methods and Models in Demography*. London: Belhaven Press.
- Oeppen, J., & Vaupel, J. W. (2002). Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), 1029-1031.
- Olshansky, S. J., & Ault, A. B. (1986). The fourth stage of the epidemiologic transition: The age of delayed degenerative diseases. *Milbank Quarterly*, 64(3), 355-391.
- Olshansky, S. J., Carnes, B. A., & Cassel, C. (1990). In search of Methuselah: Estimating the upper limits to human longevity. *Science*, 250(4981), 634-640.
- Olshansky, S. J., Carnes, B. A., & Désesquelles, A. (2001). Prospects for human longevity. *Science*, 291(5508), 1491-1492.
- Omran, A. R. (1971). The epidemiologic transition: A theory of the epidemiology of population change. *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 49(4), 509-538.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2019). *Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Ouellette, N., & Bourbeau, R. (2011). Changes in the age-at-death distribution in four low mortality countries: A nonparametric approach. *Demographic Research*, 25, 595-628.
- Pearson, K. (1902). On the Modal Value of an Organ or Character. *Biometrika*, 1(2), 260-261.

- Pollard, J. H. (1996). On the changing shape of the Australian mortality curve. *Health Transition Review*, 6(Suppl.), 283-300.
- Preston, S. H., Heuveline, P., & Guillot, M. (2001). *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Malden, MA: Blackwell Publishing.
- Rau, R., Bohk-Ewald, C., Muszyńska, M. M., & Vaupel, J. W. (2018). *Visualizing Mortality Dynamics in the Lexis Diagram*. Cham: Springer Open.
- Robine, J.-M. (2011). Age patterns in adult mortality. In R. G. Rogers & E. M. Crimmins (eds.). *International Handbook of Adult Mortality* (pp. 207-226). Dordrecht: Springer.
- Rogers, R. G., & Hackenberg, R. (1987). Extending epidemiologic transition theory: A new stage. [Abstract]. *Social biology*, 34(3-4), 234-243.
- Santow, G. (1999). The mortality, epidemiological and health transitions: Their relevance for the study of health and mortality. In United Nations (ed.). *Health and Mortality Issues of Global Concern*. (39-53). New York: United Nations.
- Sasson, I. (2016). Trends in life expectancy and lifespan variation by educational attainment: United States, 1990-2010. *Demography*, 53(2), 269-293.
- Schoen, R. (1988). *Modeling Multigroup Populations*. New York: Plenum Press.
- Shryock, H. S., & Siegel, J. S. (1976). *The Methods and Materials of Demography (Condensed Edition)*. San Diego, CA: Academic Press.
- Srinivasan, K. (2011). *Training Manual on Demographic Techniques*. New Delhi: United Nations Population Fund-Government of

India.

Sullivan, D. F. (1971). A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*, 86(4), 347-354.

Thatcher, A. R., Cheung, S. L. K., Horiuchi, S., & Robine, J.-M. (2010). The compression of deaths above the mode. *Demographic Research*, 22(17), 505-538.

Thatcher, A. R., Kannisto, V., & Vaupel, J. W. (1998). *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense: Odense University Press.

United Nations (UN). (1982a). *Levels and Trends of Mortality since 1950*. New York: United Nations.

United Nations (UN). (1982b). *Model Life Tables for Developing Countries*. New York: United Nations.

United Nations (UN). (2013). *MORTPAK for Windows Version 4.3*. New York: United Nations.

United Nations (UN). (2020). *World Mortality 2019*. New York: United Nations.

United Nations (UN). (2021). *World Population Prospects 2019*. Retrieved from <https://population.un.org/wpp/>. 2021. 4. 14 (final access).

Vallin, J., & Berlinguer, G. (2006). From endogenous mortality to the maximum human life span. In G. Caselli, J. Vallin, & G. Wunsch (eds.). *Demography: Analysis and Synthesis (Vol. II)*. (pp. 95-115). Burlington, MA: Elsevier.

Van Raalte, A. A., Kunst, A. E., Deboosere, P., Leinsalu, M., Lundberg, O., Martikainen, P., ..., & Mackenbach, J. P. (2011). More variation in lifespan in lower educated groups: Evidence from 10 European countries. *International journal of epidemiology*, 40(6), 1703-1714.

Vaupel, J. W. (1997). Trajectories of mortality at advanced ages. In K.

- W. Wachter & C. E. Finch (eds.). *Between Zeus and the salmon: The biodemography of longevity*. (pp. 17-37). Washington, D. C.: National Academy Press.
- Véron, J., & Rohrbasser, J.-M. (2003). Wilhelm Lexis: The normal length of life as an expression of the "Nature of things". *Population*, 58(3), 303-322.
- Wilmoth, J. R., Horiuchi, S. (1999). Rectangularization revisited: Variability of age at death within human populations. *Demography*, 36(4), 475-495.
- Zaridze, D., Brennan, P., Boreham, J., Boroda, A., Karpov, R., Lazarev, A., ... & Peto, R. (2009). Alcohol and cause-specific mortality in Russia: A retrospective case-control study of 48,557 adult deaths. *Lancet*, 373(9682), 2201-2214.
- Zhao, Z. (2003). On the Far Eastern pattern of mortality. *Population Studies*, 57(2), 131-147.
- Zhao, Z. (2007). Interpretation and use of the United Nations 1982 model life tables: With particular reference to developing countries. *Population (English Edition)*, 62(1), 89-115.
- Zimmer, Z., & House, J. S. (2003). Education, income, and functional limitation transitions among American adults: Contrasting onset and progression. *International Journal of Epidemiology*, 32(6), 1089-1097.

간행물 회원제 안내

회원제에 대한 특전

- 본 연구원이 발행하는 판매용 보고서는 물론 「보건복지포럼」, 「국제사회보장리뷰」도 무료로 받아보실 수 있으며 일반 서점에서 구입할 수 없는 비매용 간행물은 실비로 제공합니다.
- 가입기간 중 회비가 인상되는 경우라도 추가 부담이 없습니다.

회원 종류

전체 간행물 회원

120,000원

보건 분야 간행물 회원

75,000원

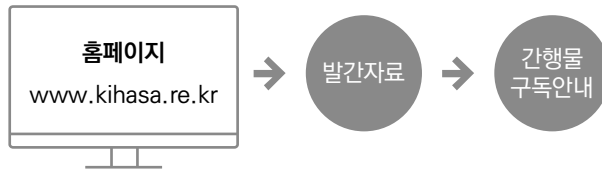
사회 분야 간행물 회원

75,000원

정기 간행물 회원

35,000원

가입방법



문의처

- (30147) 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지
사회정책동 1~5F
간행물 담당자 (Tel: 044-287-8157)

KIHASA 도서 판매처

- 한국경제서적(총판) 02-737-7498
- 영풍문고(종로점) 02-399-5600
- Yes24 <http://www.yes24.com>
- 교보문고(광화문점) 1544-1900
- 알라딘 <http://www.aladdin.co.kr>