

연구보고서 2023-07

출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

이소영

임지영·이철희·김경배



사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국 보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	이소영	한국보건사회연구원 연구위원
공동연구진	임지영	한국보건사회연구원 전문연구원
	이철희	서울대학교 경제학부 교수
	김경배	세종대학교 경제학과 교수

연구보고서 2023-07

출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

발 행 일 2023년 12월
발 행 인 이 태 수
발 행 처 한국보건사회연구원
주 소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등 록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인 쇄 처 (사)아름다운사람들

© 한국보건사회연구원 2023
ISBN 978-89-6827-965-2 [93330]
<https://doi.or.kr/10.23060/kihasa.a.2023.07>

발|간|사

한국의 인구변동은 빠른 속도로 진행되면서 장기화되고 있다. 2020년부터는 저출산과 고령화로 인한 인구 규모의 감소도 시작되었다. 이에 이러한 인구변동의 중요한 동인으로서 그동안 주목받지 못했던 거시적인 사회경제적 변화에 관심을 가질 필요가 있다. 거시경제적 변수에 반영되는 경기 상황은 다양한 경로를 통해 개인의 결혼 및 출산과 건강 및 사망에 영향을 미치게 된다. 따라서 출산과 사망이라는 인구변동 요인의 장래 변화를 전망하기 위해서는 거시경제적인 변동이 출산과 사망에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다.

이 연구는 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향을 분석하고 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향의 시기별, 인구집단별 이질성을 식별하였다. 이 연구의 결과는 거시경제적 여건을 고려한 인구정책을 수립하고 추진하는 데 기초자료로 활용될 것으로 기대한다. 특히, 향후 인구정책을 수립하는 데 있어서, 경제정책, 노동정책, 의료정책, 복지정책 등 타 분야 정책과의 연계성이 강화되길 기대한다.

이 연구는 이소영 연구위원의 책임하에 우리 연구원의 임지영 전문연구원과 서울대학교 이철희 교수, 세종대학교 김경배 교수가 참여하여 수행하였다. 이 연구에 많은 관심을 기울이고 조언을 아끼지 않으신 한국개발연구원의 이태석 선임연구위원과 원내 자문위원으로 큰 도움을 주신 장인수 부연구위원에게 감사드린다. 마지막으로 이 연구 결과는 우리 연구원의 공식적 견해가 아니라 연구자의 개별 입장을 대변함을 밝혀 둔다.

2023년 12월

한국보건사회연구원 원장

이 태 수

목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



Abstract	1
요약	3
제1장 서론	7
제1절 연구의 배경	9
제2절 연구의 내용 및 방법	12
제2장 선행연구	15
제1절 경기변동과 출산	17
제2절 경기변동과 사망	22
제3장 출산에 대한 거시변수 영향 분석	27
제1절 분석 방법	29
제2절 분석 결과	37
제4장 사망에 대한 거시변수 영향 분석	81
제1절 분석 방법	83
제2절 분석 결과	87
제5장 결론	141
제1절 결과 종합	143
제2절 시사점	145
참고문헌	151

표 목차

〈표 3-1〉 회귀분석에 이용된 시군구별 변수의 평균과 표준편차	36
〈표 3-2〉 시군구 고용률과 합계출산율: OLS 회귀분석 결과	51
〈표 3-3〉 시군구 고용률과 무배우 혼인율: OLS 회귀분석 결과	52
〈표 3-4〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 비율: OLS 회귀분석 결과	53
〈표 3-5〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: OLS 회귀분석 결과	54
〈표 3-6〉 시군구 고용률과 합계출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	55
〈표 3-7〉 시군구 고용률과 무배우 혼인율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	56
〈표 3-8〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 비율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과 ..	57
〈표 3-9〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	58
〈표 3-10〉 시군구 남성과 여성 고용률과 합계출산율: OLS 회귀분석 결과	61
〈표 3-11〉 시군구 남성과 여성 고용률과 무배우 혼인율: OLS 회귀분석 결과	62
〈표 3-12〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 비율: OLS 회귀분석 결과 ...	63
〈표 3-13〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: OLS 회귀분석 결과	65
〈표 3-14〉 시군구 남성과 여성 고용률과 합계출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	66
〈표 3-15〉 시군구 남성과 여성 고용률과 무배우 혼인율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	68
〈표 3-16〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 비율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	69
〈표 3-17〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과	70
〈표 3-18〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: OLS 추정 결과	74
〈표 3-19〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: 패널고정효과모형 추정 결과 ...	75
〈표 3-20〉 남녀 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: OLS 추정 결과	78
〈표 3-21〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: 패널고정효과모형 추정 결과 ...	79



〈표 4-1〉 설명변수 목록	85
〈표 4-2〉 실업률과 사망률의 상관관계	88
〈표 4-3〉 실업률이 사망률에 미치는 영향	90
〈표 4-4〉 실업률이 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 제외	92
〈표 4-5〉 실업률이 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 포함	93
〈표 4-6〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 시도별 시간추세 포함	100
〈표 4-7〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 1992~2001년, 시도별 시간추세 포함 ..	101
〈표 4-8〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 2002~2011년, 시도별 시간추세 포함 ..	102
〈표 4-9〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 2012~2021년, 시도별 시간추세 포함 ..	103
〈표 4-10〉 실업률이 연령별 사망률에 미치는 영향, 시도별 시간추세 포함	106
〈표 4-11〉 실업률이 사망원인별 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 포함	125

그림 목차

[그림 3-1] 고용률(15세 이상 인구 대비) 및 합계출산율 추이, 1981-2021	38
[그림 3-2] H-P filter를 사용하여 추세를 제거한 고용률(15세 이상 인구 대비)과 합계출산율 추이, 1981-2021	39
[그림 3-3] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 합계출산율	40
[그림 3-4] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 무배우 여성 혼인율(1,000명당 혼인 건수)	41
[그림 3-5] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 여성 유배우 비율	42
[그림 3-6] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 유배우 여성 조출산율(1,000명당 출생아 수)	43
[그림 3-7] 2008~2021년 시군구 20~44세 성별 고용률과 다음 연도 합계출산율	45
[그림 3-8] 2008~2021년 시군구 20~44세 성별 고용률과 다음 연도 25~39세 무배우 여성 혼인율(1,000명당 혼인 건수)	46
[그림 3-9] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 여성 유배우 비율	48
[그림 3-10] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 유배우 여성 조출산율	49
[그림 4-1] 실업률과 사망률 시계열	87
[그림 4-2] 실업률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	95
[그림 4-3] 실업률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 제외	96
[그림 4-4] 고용률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	97
[그림 4-5] 고용률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 제외	98

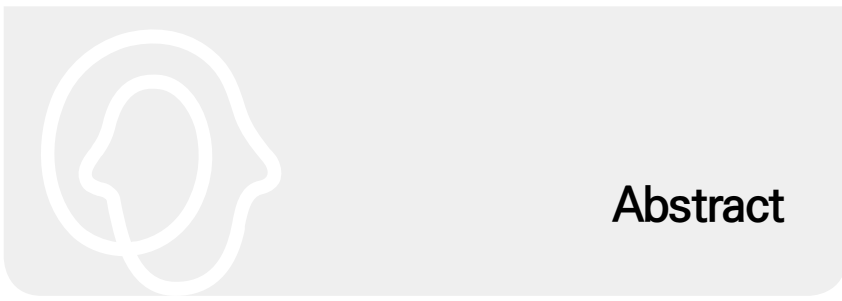


[그림 4-6] 실업률이 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	104
[그림 4-7] 실업률이 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	105
[그림 4-8] 실업률이 0~4세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	109
[그림 4-9] 실업률이 5~19세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	110
[그림 4-10] 실업률이 20~44세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	111
[그림 4-11] 실업률이 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	112
[그림 4-12] 실업률이 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	113
[그림 4-13] 실업률이 고졸 이하 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	114
[그림 4-14] 실업률이 대졸 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	115
[그림 4-15] 실업률이 고졸 이하 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	116
[그림 4-16] 실업률이 대졸 이상 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	117
[그림 4-17] 실업률이 고졸 이하 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	118
[그림 4-18] 실업률이 대졸 이상 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	119

[그림 4-19] 실업률이 고졸 이하 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	120
[그림 4-20] 실업률이 대졸 이상 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	121
[그림 4-21] 실업률이 고졸 이하 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	122
[그림 4-22] 실업률이 대졸 이상 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	123
[그림 4-23] 실업률이 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	127
[그림 4-24] 실업률이 순환기계통의 질환 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	128
[그림 4-25] 실업률이 남성인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	129
[그림 4-26] 실업률이 여성인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	130
[그림 4-27] 실업률이 65세 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	131
[그림 4-28] 실업률이 45~65세 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	132
[그림 4-29] 실업률이 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	133
[그림 4-30] 실업률이 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	134
[그림 4-31] 실업률이 65세 이상 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함	135



- [그림 4-32] 실업률이 65세 이상 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는
영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함 136
- [그림 4-33] 실업률이 45~64세 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는
영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함 137
- [그림 4-34] 실업률이 45~64세 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는
영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함 138



Abstract

An Analysis of the Impact of Macroeconomic Variables on Births and Deaths

Project Head: Lee, So-young

Macro-socioeconomic changes can act as important drivers of population change by affecting fertility and mortality. Economic conditions, as reflected in macroeconomic variables, alter individuals' employment, job quality, hours worked, earnings, and earnings volatility, all of which are factors that affect fertility decisions, health, and death through a variety of pathways. Given this, it is necessary to rigorously analyze the effects of macroeconomic fluctuations on fertility and mortality in order to understand why changes in fertility and mortality occur and to project future changes in these population factors. The main purpose of this study is to analyze the effects of macroeconomic fluctuations on fertility and mortality and to explore directions for population policies that take into account macroeconomic conditions.

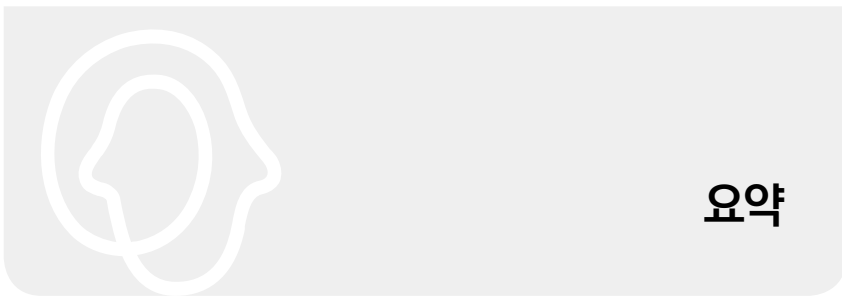
The results of this study confirm the importance of addressing the issue of youth employment in responding to fertility decline. This suggests that population policies need to be broadened to include the unmarried youth population. The findings on the impact of economic fluctuations on health and

Co-Researchers: Lim, Jiyoung · Lee, Chulhee · Kim, Kyeongbae

2 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

mortality highlight the need for health policy formulation to take into account the fact that changes in macroeconomic conditions can affect health and mortality. When analyzing the causes of demographic change and projecting future demographic change, it is necessary to consider not only demographic factors but also various socioeconomic and institutional factors. In addition, when formulating and implementing policies to respond to demographic change, it is necessary to strengthen links with policies in other areas, such as economic, labor, health, and social policies.

Keyword : Economic cycles , fertility, mortality, population policy



요약

1. 연구의 배경 및 목적

거시적인 사회경제적 변화는 출산과 사망에 영향을 미침으로써 인구변동의 중요한 동인으로 작용할 수 있다. 거시경제적 변수에 반영되는 경기 상황은 개인의 고용, 일자리의 질, 근로시간, 소득, 소득의 변동성을 바꾸어 놓는 요인이다. 그리고 이러한 요인들은 다양한 경로를 통해 결혼 및 출산의 결정과 건강 및 사망에 영향을 미치게 된다. 이러한 사정을 고려할 때, 출산이나 사망의 변화가 왜 발생하는지를 이해하고, 이 인구요인의 장래 변화를 전망하기 위해서는 거시경제적인 변동이 출산과 사망에 미치는 효과를 엄밀하게 분석할 필요가 있다. 다시 말해 인구변화의 원인을 이해하고 적절한 인구변화 대응 정책을 마련하기 위해서는 거시적인 사회경제적 변화가 인구변동에 미치는 영향이 시기별, 지역별, 인구학적인 특성별로 어떻게 상이한지를 파악하는 작업이 요구된다. 한국의 여건을 반영한 적절한 거시경제 지표와 출산 및 사망의 지표를 도입하여, 거시적인 사회경제적 여건 변동이 인구변동에 미치는 효과를 체계적으로 분석할 필요가 있다.

이러한 배경하에 본 연구는 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향을 분석하고 이를 토대로 거시경제적 여건을 고려한 인구정책 방향을 모색하는 것을 주된 목적으로 한다. 구체적으로 출산과 사망 변동의 거시적인 사회경제적 요인을 식별하고 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향의 시기별, 인구집단별 이질성을 이해하고자 한다. 이를 통해 경제정책과 인구정책을 연계한 정책 효과성 제고 방안을 모색하고자 한다.

2. 주요 연구 결과

시군구 20~44세 전체 인구 고용률이 결혼과 출산의 지표에 미친 효과를 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 시군구 고용률 증가는 해당 지역 무배우 여성의 혼인율과 여성인구 유배우 비율을 높인 것으로 추정되었다. 무배우 여성의 혼인율을 높이는 효과는 모든 모형에서 일관되게 나타났고, 여성인구 유배우 비율에 미친 효과는 일부 모형을 추정하는 경우에만 발견되었다. 둘째, 시군구 고용률 증가는 유배우 여성의 출산율에는 긍정적인 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 셋째, 시군구 고용률이 합계출산율에 미치는 효과에는 고용률이 결혼에 미친 양(+)의 효과와 유배우 출산율에 미친 음(-) 효과가 혼재된 것으로 보인다.

시군구별 남성 고용률과 여성 고용률을 따로 추정하여 분석에 포함하는 경우, 남성 고용률과 여성 고용률이 결혼과 출산에 미치는 효과는 전혀 다른 것으로 나타났다. 전반적으로 시군구 남성 고용률 증가는 그 지역 내 무배우 여성 혼인율과 여성인구 유배우 비율을 높임으로써 합계출산율을 증가시키는 요인으로 작용하였다. 반면, 시군구 여성 고용률 증가는 해당 지역 내 여성의 유배우 비율과 유배우 출산율을 낮춤으로써 합계출산율을 감소시키는 역할을 하였다.

시군구 20~44세 전체 취업인구 및 남녀 취업인구의 평균임금을 추가로 포함하여 수행한 회귀분석 결과는 고용률 변수만을 포함하여 수행한 기본적인 회귀분석 결과와 매우 유사하였다. 시군구 남성 평균임금은 결혼과 출산에 대해 일관된 효과를 미치지 않았던 반면, 여성 평균임금은 일관되게 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 유의한 음(-)의 효과를 미친 것으로 추정되었다.

또한 본 연구에서는 거시경제적 환경이 사망에 미치는 영향을 분석하

기 위해, 거시경제적 환경을 나타내는 지표인 실업률의 변화가 사망률에 미치는 영향을 살펴보았다. 1991~2021년 시도-연도별 자료를 통해 분석한 결과, 전체 기간에서는 실업률의 변화가 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 2000년대에는 예외적으로 실업률이 상승할 때 사망률이 증가한 것으로 나타났다. 2000년대 사망률의 경기역행성은 남성보다 여성에서 더 크게 나타났고, 연령별로는 65세 이상 인구에서만, 교육수준별로는 고졸 이하에서만 확인되었다. 사망원인별로는 암 사망률이 전체 사망률과 유사하게 경기역행성을 보이는 것으로 나타났다. 45~64세 대졸 이상 인구에서는 이러한 경향이 발견되지 않았다. 이러한 결과를 바탕으로, 의료기술의 발달로 암 사망률이 처음에는 의료접근성에 민감하게 반응하였다가 이후 의료접근성의 발달로 암 사망률의 경기역행성이 사라졌을 수 있다는 가설을 제기하였다.

3. 결론 및 시사점

출산과 사망에 대한 거시변수의 영향을 분석한 이 연구의 결과는 저출산 문제 대응에서 청년 고용 문제가 갖는 중요성을 확인해 준다. 이는 결혼한 부부에게 출산의 유인을 제공하는 데 무게중심을 두고 있는 현행 저출산 대응 정책이 결혼하지 않은 청년인구로 정책의 범위를 넓혀야 할 필요성을 제기한다. 출산에 대한 거시변수 영향 분석 결과는 시군구 20~44세 인구 고용률이 결혼확률에 영향을 미쳤음을 보여준다. 이러한 결과는 젊은 인구의 고용 여건 개선이 결혼에 호의적인 환경을 마련함으로써 저출산 문제 완화에 도움을 줄 수 있다는 견해를 확인해 준다. 출산에 대한 거시변수 영향 분석 결과는 고용률 제고가 결혼과 출산에 양(+)의 효과를 미치는 것이 사실이라고 해도, 양적인 고용 증가만으로는 가시적인 저출

6 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

산 완화 효과를 얻기 어렵다는 것을 알려준다. 또한 이 연구의 결과는 여성의 고용을 양적으로 확대하는 노력과 함께 일자리에서 여성이 경험하는 결혼 혹은 출산의 불리함을 제거하기 위한 정책적 노력을 강화해야 할 필요성을 확인해 준다.

경기변동이 건강과 사망에 미치는 영향에 대한 이 연구의 결과는 건강 관련 정책 수립 시에 거시경제적인 여건의 변화가 건강과 사망에 다양하고 복잡한 경로를 통해 영향을 미칠 수 있다는 사실을 고려할 필요가 있음을 알려준다. 즉, 노동시장 관련 규제 및 정책이 건강 관련 정책과 유기적으로 연결될 필요가 있음을 보여 준다. 또한, 연구의 결과는 건강과 관련된 의료, 복지, 사회정책이 건강과 사망의 수준뿐만 아니라 그 변동성에도 영향을 미칠 수 있다는 시사점을 제공해 준다. 즉, 시기 간 국가 간 차이는 경기적인 여건이 건강에 미치는 영향이 그 사회의 의료 기술과 시스템, 복지 제도, 기타 정책적인 특성에 따라서 다르게 나타날 수 있는데, 이는 제도와 정책의 변화가 경기에 따른 건강과 사망의 변동성에 영향을 미칠 수 있다는 것을 시사한다.

결론적으로, 인구변화의 원인을 분석하고 장래 인구변화를 전망할 때, 인구학적인 요인뿐만 아니라 다양한 사회경제적·제도적 요인을 고려할 필요가 있으며, 인구변화에 대응하는 정책을 수립하는 데 있어서, 경제정책, 노동정책, 의료정책, 복지정책 등 타 분야 정책과의 연계성을 강화할 필요가 있다.

주요 용어 : 경기변동, 출산, 사망, 인구정책

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구의 배경

제2절 연구의 내용 및 방법

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경

거시적인 사회경제적 변화는 출산과 사망에 영향을 미침으로써 인구변동의 중요한 동인으로 작용할 수 있다. 거시경제적 변수에 반영되는 경기 상황은 개인의 고용, 일자리의 질, 근로시간, 소득, 소득의 변동성을 바꾸어 놓는 요인이다. 그리고 이러한 요인들은 다양한 경로를 통해 결혼 및 출산의 결정과 건강 및 사망에 영향을 미치게 된다.

경기 악화로 인한 소득의 감소는 결혼하거나 자녀를 낳아 기르는 데 필요한 비용을 마련하기 어렵게 한다. 고용 사정의 악화와 일자리의 질 저하는 장래의 불확실성을 높이고, 장기적인 전망을 어둡게 함으로써 결혼이나 출산 같이 먼 미래를 고려한 결정에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 다른 한편, 호황으로 인한 고용기회의 개선은 결혼과 출산의 기회비용을 높이는 요인으로 작용할 수 있다. 호황기에 흔히 나타나는 근로시간 증가 역시 일-가정 양립을 어렵게 하여 출산에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다.

실제로, 여러 시기 및 국가에서 발생했던 경제위기 및 경기변동은 다양한 경로를 통해 결혼과 출산에 영향을 미쳤던 사실이 확인된다. 예컨대, 전근대 영국에서 곡물 가격의 상승으로 발생한 실질임금의 하락은 여성의 초혼 나이와 비혼 비율을 높임으로써 출산율을 감소시켰다. 1930년대 미국의 대공황기에는 결혼율이 크게 낮아지면서 출산율의 감소로 이어졌다. 1990년대 초 급격한 체제 변환으로 인한 경제적 충격을 경험한 동유럽 국가들은 매우 가파른 출산율 감소를 경험하였다. 1998년부터 2002년

까지 우리나라 출산율과 출생아 수가 급격하게 감소한 것은 1997년 발생한 외환위기의 충격과 무관하지 않다.

거시경제적 요인은 사망에 영향을 미치고, 이는 인구변동의 중요한 동인으로 작용할 수 있다. 거시경제적 요인은 개인의 소득, 자산, 시간의 기회비용뿐만 아니라 그들의 생활환경까지 변화시킨다. 이 모든 요인은 개인의 건강과 사망에 영향을 미치는 중요한 변수들이다. 따라서 거시경제적 요인은 건강과 사망에 영향을 미칠 수 있는 여러 변수에 영향을 줌으로써 인구변동을 초래할 수 있다. 경기 악화로 인한 소득 감소는 물질적인 생활 수준의 악화, 정신적인 스트레스, 의료서비스 접근성 저하, 건강에 대한 투자 감소 등으로 이어져 개인의 건강을 악화시키고, 사망률을 높이는 요인으로 작용한다. 불황기에 대규모로 발생하는 실직은 소득의 감소, 사회적인 관계 단절로 인한 심리적인 스트레스, 재취업 일자리의 질 악화 등을 매개로 하여 사망의 위험을 높이는 것으로 알려져 있다.

다른 한편, 경제적인 호황은 시간의 기회비용을 높임으로써 의료서비스 이용, 운동, 여가 등, 건강에 이로운 활동에 쓰는 시간을 감소시키고, 근로시간 및 근무 강도를 높임으로써 개인의 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 경제적인 호황은 또한 외부적인 효과를 통해서도 건강과 사망에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 예컨대 생산활동이 늘면서 각종 공해가 추가로 발생하고, 인구 이동 및 교통량이 늘면서 사고가 늘어나는 현상이 나타난다. 노동수요 증가로 발생하는 노동시장에서의 구인난은 의료 및 요양 인력 부족과 서비스 질 악화로 이어져 고령자들의 사망률을 높이는 요인이 되기도 한다.

경제적 위기와 경기변동이 건강 수준과 사망률에 영향을 미친 사례도 어렵지 않게 발견할 수 있다. 위에서 결혼과 출산에 영향을 미쳤던 경제적 위기의 사례로 소개했던 역사적 사건들은 사망에도 영향을 미쳤다. 전

근대 시대, 영국처럼 경제적 여건이 악화할 때 출산율의 감소로 인해 인구가 줄어 드는 현상이 나타나지 않았던 국가에서는 실질임금이 감소할 때 사망률이 높아지는 현상이 나타났다. 1990년대 초 급격한 체제 전환으로 경제적 사정이 나빠졌던 러시아와 일부 동유럽 국가에서는 단 몇 년 사이에 기대수명이 4년 이상 감소하는 현상이 발생했다. 심각한 불황으로 실직을 당했던 사람들은 그렇지 않았던 사람들보다 높은 사망률이 기록했고, 실직이 사망률을 높이는 효과는 오랜 시간이 지나도 사라지지 않는 것으로 나타났다(Sullivan and Wachter, 2009). 특히 거시경제적 요인이 사망에 미치는 영향은 시기별, 지역별, 인구학적인 특성별로 달라질 수 있다. 예컨대 노동인구의 경우 거시경제적 요인의 변화로 소득과 자산에 직접적인 영향을 받는 집단이다. 반면 저연령층이나 고령자는 상대적으로 거시경제적 요인 변화의 영향을 제한적으로 받을 집단이라 할 수 있다. 이뿐만 아니라 의료기술과 의료접근성이 발달한 최근 사망의 거시경제적 결정요인은 예전과는 다를 수 있다. 따라서 거시경제적 요인이 사망에 미치는 영향을 이해하기 위해서는 이러한 시기별, 지역별, 인구학적 특성에 따른 이질성을 충분히 고려할 필요가 있다.

이러한 사정을 고려할 때, 출산이나 사망의 변화가 왜 발생하는지를 이해하고, 이 인구요인의 장래 변화를 전망하기 위해서는 거시경제적인 변동이 출산과 사망에 미치는 효과를 엄밀하게 분석할 필요가 있다. 다시 말해 인구변화의 원인을 이해하고 적절한 인구변화 대응 정책을 마련하기 위해서는 거시적인 사회경제적 변화가 인구변동에 미치는 영향이 시기별, 지역별, 인구학적인 특성별로 어떻게 상이한지를 파악하는 작업이 요구된다. 한국의 여건을 반영한 적절한 거시경제 지표와 출산 및 사망의 지표를 도입하여, 거시적인 사회경제적 여건의 변동이 인구변동에 미치는 효과를 체계적으로 분석할 필요가 있다.

이러한 배경하에 본 연구는 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향을 분석하고 이를 토대로 거시경제적 여건을 고려한 인구정책 방향을 모색하는 것을 주된 목적으로 한다. 구체적으로, 출산과 사망 변동의 거시적인 사회경제적 요인을 식별하고 거시적인 경제변동이 출산과 사망에 미치는 영향의 시기별, 인구집단별 이질성을 이해하고자 한다. 이를 통해 경제정책과 인구정책을 연계한 정책 효과성 제고 방안 모색하고자 한다.

제2절 연구의 내용 및 방법

경제적인 변동이 출산에 미친 영향에 관해서는 국내외에서 다양한 연구 결과가 제시된 바 있다. 근대 영국 사회의 경제적인 변동과 인구변화 간 관계를 분석한 연구는 곡물 가격 상승으로 인해 실질임금이 감소할 때 일정한 시차를 두고 출산율이 감소하였고, 이는 여성 초혼 나이 증가와 비혼 비율 증가를 매개로 한 것이었음을 보고하였다(Schofield and Wrigley, 1985). 여러 시기 및 국가에서 얻은 증거들은 경기변동과 대공황 같은 경제위기가 결혼과 출산에 심대한 영향을 미쳤음을 보여 준다(Schaller, 2013; Hill, 2015; Santos and Weiss, 2016; 송태근, 2022).

주택경기 변화에 따른 주택가격 및 임대가격의 변화가 주택 소유자와 주택 비소유자의 출산율에 다른 방향의 영향에 미쳤음을 보여주는 연구들도 제시되어 있다(Dettling and Kearney, 2014; Aksoy, 2016; 서미숙, 2013; 도난영, 최막중, 2018; Han and Lee, 2022). 또한 경기 변화에 영향을 받을 수 있는 고용과 일자리의 질이 출산율에 영향을 미쳤다는 국내외의 실증적인 연구 결과도 축적되었다(Ahn and Mira, 2000;

Autor, Dorn and Hanson, 2019; 안태현, 2010; 이상호, 이상현, 2010; 김성준, 2015; 조성호, 문승현, 2021; 이철희, 2023a).

본 연구는 2008년부터 2021년까지의 시군구 수준 데이터를 구축하고, 출산율에 영향을 미칠 수 있는 연령층 인구의 고용률이 출산과 관련된 지표에 미친 효과를 추정하는 작업을 수행하였다. 한국의 여건을 최대한 반영한 적절한 경기지표와 출산율 지표를 도입하여 거시적인 사회경제적 여건 변동이 출산율에 미친 최대한 영향을 분석하고자 하였다. 우선 출산율에 가장 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 거시경제 지표로 각 시군구의 20~44세 인구의 고용률을 추정하여 분석에 이용하였다. 가임기 여성과 그 배우자의 출산 결정은 일반적인 경기 상황보다 이들이 처한 노동시장 여건의 변화에 영향을 받을 가능성이 크다. 그런데 노동시장 상황은 지역에 따라 다르고, 같은 지역 내에서도 개인의 나이에 따라 상이할 수 있다. 따라서 경기변동이 출산에 미치는 효과를 정확하게 분석하기 위해서는 가임기 여성과 잠재적인 배우자의 연령층을 대상으로, 거주 지역의 경기 여건을 반영하는 지표를 이용하는 것이 바람직하다고 판단된다. 이 연구는 이러한 조건을 충족하는 경기지표를 이용하였다.

또한 시군구의 전체 20~44세 인구 고용률과 함께 해당 연령대의 남성과 여성의 고용률이 출산에 미친 효과를 별도로 분석하였다. 한국과 같이 일·가정 양립이 어렵고, 결혼과 출산의 부담이 성별에 따라 다른 사회에서는 여성의 고용 여건과 남성의 고용 여건이 결혼과 출산에 다른 영향을 미칠 수 있다. 여성의 경우, 더 나은 고용의 기회가 소득의 증가를 통해 출산율을 높이는 효과를 가져올 수 있지만, 동시에, 출산의 기회비용을 높임으로써 출산율을 떨어뜨릴 가능성도 있다. 이러한 한국의 사정을 고려할 때, 남성과 여성의 고용률의 영향을 따로 분석할 필요가 있다.

출산율의 지표로 합계출산율과 함께, 이를 구성하는(혹은 결정하는) 요

소인 무배우 여성 혼인율, 여성 유배우 비율, 유배우 여성 출산율 등을 분석에 이용하였다. 출산율의 지표로 널리 이용되는 합계출산율에는 결혼의 결정과 결혼한 개인의 출산 결정이 모두 반영되어 있는데, 경기변동에 따른 고용 여건의 변화는 결혼의 결정과 유배우 출산 결정에 다른 영향을 미칠 수 있다. 따라서 경기변동이 출산율에 미치는 영향의 경로를 상세하게 밝히기 위해서는 합계출산율을 구성하는 세부 요인들에 관한 지표들을 이용할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성되어 있다. 제2장 선행연구에서는 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석을 위해 경기변동, 고용, 일자리 질 등이 결혼 및 출산과 건강에 미친 영향에 관한 선행연구를 검토한다. 제3장은 출산에 대한 거시변수 영향 분석을 수행한다. 이를 위해 연구 방법과 이용된 자료를 제시하고 고용률과 출산율 지표 간의 상관관계와 전체 고용률이 결혼과 출산에 미친 효과를 추정한 회귀분석 결과를 설명한다. 또한 남성의 고용률과 여성의 고용률이 결혼과 출산의 지표에 미친 효과를 추정한 결과를 소개하고 이를 논의한다. 그리고 시군구의 전체 취업자 및 남성과 여성 취업자의 평균임금을 추가로 고려한 강건성 검증을 수행한 결과를 제시한다.

제4장 사망에 대한 거시변수 영향 분석에서는 거시경제적 환경이 사망에 미치는 영향에 대해 다룬다. 이를 위해 거시경제적 환경을 나타내는 지표인 실업률의 변화에 따라 사망률이 어떻게 달라지는지를 살펴본다. 1991~2021년 시도-연도별 자료를 통해 실업률의 변화가 사망률에 미치는 영향을 살펴보고, 예외적으로 실업률이 상승할 때 사망률은 어떻게 변화하는지를 살펴본다. 또한 성, 연령, 교육수준 등에 따른 차이와 사망원인에 따른 사망률과 전체 사망률을 함께 분석한 결과를 제시한다. 제5장 결론에서는 분석 결과를 요약하고 정책적인 시사점을 논의한다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제2장

선행연구

제1절 경기변동과 출산

제2절 경기변동과 사망

제2장 선행연구

제1절 경기변동과 출산

한국은 이미 오래전에 저출산 사회에 진입했지만, 근래에 들어 출산율 저하와 출생아 감소 추이가 더 가팔라지는 경향을 보인다. 한국의 연간 출생아 수는 1990년대 초 70만 명을 웃도는 수준에서 서서히 감소하였고, 2000년부터 2002년까지 60만 명대에서 40만 명대로 급격하게 떨어졌다. 2002년부터 2015년까지 연간 출생아 수는 대체로 45만 명 수준에서 등락하는 추이를 보이다가, 2015년 이후 급격하게 감소하며 2022년에 24만 명대를 기록하였다. 이는 50년 전 출생아 수의 약 4분의 1, 10년 전 출생아 수의 절반 수준에 불과하다. 예상보다 빠른 출생아 수의 감소는 저출산·고령화의 사회경제적 파급효과를 증폭시킬 것으로 예상된다(이소영, 장인수, 이삼식, 이철희, 신손문, 신성호 외, 2019; 이철희, 2022).

1990년 이후 출산율이 장기적으로 감소하고 있는 가장 중요한 원인은 점차 늦어지는 초혼 나이와 비혼의 증가로 인한 여성인구 유배우 비율의 감소였다(이철희, 2012, 2018). 대부분 출생아가 결혼한 여성에게서 태어나는 한국의 상황에서 혼인의 감소는 출산율의 감소로 이어진다. 여성인구 유배우 비율이 감소하면 유배우 출산율이 높아져도 출산율이나 출생아 수를 증가시키는 효과가 줄게 된다. 2005년부터 2012년까지는 유배우 출산율이 높아지면서 출산율 및 출생아 수의 감소추세를 완화하는 역할을 했지만, 2012년 이후부터는 유배우 출산율도 빠르게 감소하면서 출생아 수가 가파르게 줄어드는 주된 요인의 하나가 되고 있다(이철희,

2023b).

한국이 경험하고 있는 저출산의 주된 원인으로 다양한 요인들이 거론된다. 가장 널리 지적되는 요인의 하나는 높은 집값과 주거비용이다. 국내외의 연구들은 일반적으로 주택가격 상승이 주택을 보유하고 있지 않은 사람들의 출산율을 낮추었다는 결과를 제시하였다. 예컨대 Dettling and Kearney(2014)의 연구와 Aksoy(2016)의 연구는 미국 주택가격 상승이 주택 보유자의 출산율은 높였지만, 주택 미보유자의 출산율은 떨어뜨렸다는 결과를 얻었다. 서미숙(2013)의 연구는 아파트 주택매매 가격변화율이 오를 때 전세 거주자의 출산율이 자가 보유자의 출산율에 비해 더 감소함을 보였다. Han and Lee(2022)의 연구는 주택 매매가격의 상승이 주택 보유자의 출산율은 높였지만, 주택 미보유자의 출산율은 감소시켰으며, 전세 비용의 상승은 전세 임차인의 출산율을 뚜렷하게 낮추었다는 결과를 제시하였다. 주거비용 상승이 출산율에 미친 효과는 주거비용이 결혼에 미친 영향을 반영할 가능성이 있다. 이철희(2018)의 연구는 시군구별 주택가격지수의 상승이 그 지역의 무배우 여성 혼인율을 낮추었음을 보였다. 도난영, 최막중(2018)의 연구는 거주 지역 주택가격의 상승이 결혼연령을 높였다는 결과를 얻었다. 이상의 선행연구들은 주택경기의 변화가 결혼과 출산에 영향을 미칠 수 있음을 보여 준다.

가정 내 자원배분에서의 남녀 간 불평등과 결혼 및 출산으로 인한 노동시장에서의 여성의 불리함 역시 한국 저출산의 주된 원인으로 지목된다. 이 요인은 특히 한국의 고학력·전문직 여성이 결혼과 출산을 꺼리는 중요한 원인으로 꼽힌다. 이 요인에 관한 국내외의 실증연구도 제시된 바 있다. Feyrer, Sacerdote and Stern(2008)의 연구는 국가별 데이터를 이용하여 남성의 가사 분담 비율과 출산율 간에 정의 관계가 존재함을 보였다. Bertrand, Cortés, Olivetti and Pan(2016)의 연구는 여성의 노동

시장 참여에 대한 사회적인 규범이 고학력·고숙련 여성의 결혼을 변화를 결정하는 중요한 요인임을 밝혔다. Hwang(2016)의 연구는 빠른 경제성장으로 젊은 여성의 사회경제적 지위가 높아졌지만, 부모 세대의 영향으로 문화적인 규범의 변화가 느린 것이 여러 아시아 국가들의 소위 “골드미스(Gold Miss)” 현상(고학력·전문직 여성의 결혼 감소)의 주된 원인임을 지적하였다. 민규량, 이철희(2023)의 연구는 30대 남성과 여성 취업자의 상대적인 비자발적 퇴직률로 측정한 여성의 노동시장에서의 불리함이 결혼과 출산을 저해하는 요인으로 작용했음을 보였다. 이와 같은 가정과 노동시장에서의 여성의 불리함은 경기변동이 출산에 미치는 효과를 분석할 때, 경기변동의 지표를 성별로 구분하는 것이 타당하다는 것을 알려준다.

이 연구의 주된 관심사인 청년들의 고용악화와 일자리의 질 저하도 한국 저출산의 중요한 요인으로 꼽힌다. 경기 상황과 노동시장 여건이 결혼과 출산에 미친 영향에 관해서는 역사적인 사례에 기초한 연구들도 제시된 바 있다. Schofield and Wrigley(1985)의 연구는 15세기부터 19세기까지의 영국 국교회 자료를 이용하여, 전근대 영국에서 주로 곡물 가격 상승으로 야기된 실질임금의 감소가 시차를 두고 출산율의 감소로 이어졌음을 보였다. 이 연구는 실질임금 변화가 출산율에 미치는 영향의 주된 경로는 여성 초혼 연령 및 비혼인구 비율의 변화였음도 지적하였다. Hill(2015)의 연구는 대공황기였던 1929~1933년 경기 악화로 인해 미국의 혼인율이 20% 감소했으며, 결혼의 감소는 경기후퇴가 심했던 지역에서 더 두드러지게 나타났음을 보였다.

고용 여부 및 고용의 질이 결혼과 출산에 미친 영향은 다양한 국가에서 발견되었다. Ahn and Mira(2000)가 스페인 자료를 분석하여 얻은 결과에 따르면 남성의 미취업 기간이 결혼확률을 크게 낮추었고, 시간제 근무

혹은 임시직 근무도 전일제 상용직 근무에 비해 결혼확률을 유의하게 낮추는 요인이었다. 실업률의 효과를 분석한 Schaller(2013)의 연구는 미국의 주별 실업률이 1% 상승할 때 결혼율이 1.5% 감소했다는 결과를 제시하였다. 소득수준뿐만 아니라 소득의 변동성도 출산에 영향을 미친다는 연구 결과도 있다. Santos and Weiss(2016)의 연구는 미국의 소득 변동성 증가가 1970~2000년에 나타난 결혼연령 증가의 약 20%를 설명한다는 결과를 얻었다. 또한 다수의 선행연구는 미래의 고용불안정성이 출산행위에 부정적인 영향을 미친다는 것을 알려준다(Hofmann and Hohmeyer, 2013; Modena, Rondinelli, and Sabatini, 2014; Clark and Lepinteur, 2022).

국내에서도 고용이나 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 효과를 분석한 연구가 늘어나고 있다. 안태현(2010)의 연구는 미취업 및 재학 기간 연장으로 인한 늦은 노동시장 정착이 남성의 결혼율을 낮춘다는 증거를 제시하였다. 이상호, 이상현(2010)의 연구는 시계열 자료를 분석하여 임시직 비율이 증가할 때 결혼 건수와 결혼율이 감소한다는 결과를 얻었다. 김성준(2015)의 연구는 한국노동패널자료를 분석하여, 미취업 남성의 결혼확률보다 취업 남성의 결혼확률이 1.65배 높고, 비상용직 남성에게 비해 상용직 남성의 결혼확률이 1.6배 높다는 결과를 제시하였다. 조성호, 문승현(2021)의 연구는 청년세대의 결혼과 출산 동향에 관한 조사 결과를 분석하여 남편의 일자리가 안정되고 시간적 여유가 있고 가족 친화적일수록 출산 의향이 높아진다는 결과를 제시하였다.

개인의 고용 여부나 일자리의 질이 그 개인의 행위에 영향을 미칠 수 있는 것처럼, 한 국가 혹은 지역사회의 고용률이나 일자리의 질(좋은 혹은 나쁜 일자리의 비중)은 다양한 경로를 통해서 지역의 다른 개인에게도 영향을 미칠 수 있다. 이를 반영하여, 고용과 일자리의 질이 개인뿐

만 아니라 지역사회의 사회경제적 여건과 결혼 시장의 변화를 통해 출산율에 미치는 영향도 연구되었다. 노동시장의 장기적인 변화가 결혼과 출산에 미친 영향을 분석한 연구들은 1970년대 이후 미국 제조업의 쇠퇴, 임금 불평등의 증가, 중산층의 쇠퇴 등으로 인해 “결혼할 만한 남성(marriageable men)”이 줄었고, 이는 대학 중퇴 이하 학력을 가진 인구의 결혼을 감소시킨 요인이 되었다고 주장하였다(Carbone and Cahn, 2014). 실제로 1970년 이후 미국에서는 대졸 인구에 비해 대학 중퇴 이하의 학력을 가진 인구의 유배우 비율이 훨씬 빠르게 감소하였고, 저학력 인구의 이혼율이 상대적으로 더 빠르게 높아졌다(Lundberg, Pollak and Stearns, 2016).

Autor et al.(2019)의 연구는 2000년 이후 미국의 지역 고용의 질이 결혼과 출산에 미친 효과를 분석하였다. 미국의 경우, 제조업에 고용된 인구의 비율은 고용의 질을 대리하는 변수로 널리 이용된다. 이 연구는 중국 제조업의 성장과 무역장벽의 완화로 초래된 미국 각 지역(commuting zone) 남성의 제조업 고용 비율 감소가 여성의 유배우 비율과 출산율을 감소시켰다는 결과를 보고하였다. 또한 제조업 고용 비율의 감소가 해당 지역 남성인구를 감소시키고, 남성의 불법행위를 증가시켰으며, 미혼모에게서 태어나는 아동의 비율을 증가시켰음도 보였다.

이철희(2023a)의 연구는 Autor et al.(2019)의 연구와 유사하게 시군별 20~44세 인구 제조업 고용인구 비율로 측정한 지역 일자리 질이 결혼과 출산에 미친 영향을 분석하였다. 잠재적인 내생성 문제를 제거하기 위해, 과거 각 지역에 건설되었던 산업단지에 관한 변수들을 도구변수로 활용한 2단계 추정 방법을 도입하였다. 분석 결과는 지역 제조업 고용 비율이 합계출산율, 무배우 여성의 혼인율, 여성 유배우 비율 등에 유의한 양(+)의 효과를 미쳤음을 보여 준다. 도구변수 추정 결과에 따르면 제조업

고용 비율이 분석 기간 표준편차(7.45%p)만큼 증가하는 경우 합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 비율이 각각 분석 기간 평균의 4.5~5.0%, 5.1~9.8%, 1.1~4.8% 더 높아진 것으로 추정되었다. 이상의 결과는 지역 일자리의 질이 결혼 결정의 주된 요인이라는 것을 시사한다.

제2절 경기변동과 사망

경기변동은 여러 가지 경로를 통해 개인의 건강에 긍정적이거나 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 먼저 경기침체는 실업 등을 통해 개인의 건강에 직접적 영향을 줄 수 있다. 개인의 실업은 소득 감소, 소득의 불안정성 증대, 심리적 충격 등을 통해 개인의 건강 상태를 악화시킬 가능성이 있다. Sullivan and von Wachter(2009)는 1970~1980년대 미국 펜실베이니아 주 근로자의 근로·소득·사망 자료를 바탕으로, 실업이 단기 사망률을 50~100% 증가시키고 장기 사망률을 10~15% 상승시킴을 보였다. 그러나 실업 이후 근로 스트레스가 없어지고 건강행동(health behaviors)에 대한 시간 투자가 늘어남으로써 건강 상태가 개선될 수도 있다. Hwang, Kim, and Lee(2022)는 한국의 국민건강보험자료를 기반으로, 한국에서는 실업이 사망률 증가로 이어진다는 증거가 없으며 오히려 실업 이후 일부 건강행동이 증가하는 경향이 나타남을 보였다.

한편 경기침체는 노동인구 이외 집단의 건강에도 간접적인 영향을 끼칠 수 있다. 경기침체는 대기오염, 교통체증 감소 등 외부효과를 통해 노동인구가 아닌 집단의 건강에도 영향을 미칠 가능성이 있다(Ruhm, 2005). 한편 경기침체기에 보건의료인력이 증가하고 이는 보건의료서비스 질의 개선으로 이어져 개인의 건강을 전반적으로 개선할 수 있다

(Stevens, Miller, Page and Filipski, 2015).

한편, 경기변동이 건강에 미치는 효과는 시기·지역·인구집단에 따라 다르게 나타날 수 있다. 이는 앞에서 살펴보았듯 경기침체가 개인의 건강에 미칠 수 있는 긍정적·부정적 영향이 다양하고, 각각의 경로는 시기·지역·인구집단에 따라 다른 수준으로 영향을 미칠 것이기 때문이다. 경기침체가 건강에 미치는 부정적, 긍정적 효과 중 어떤 것이 큰지에 따라 총 효과의 방향과 크기는 달라질 수 있다. 그리고 사회경제적 여건의 차이와 변화에 따라 인구집단별 효과 역시 차이를 보일 수 있다.

Ruhm(2000)은 1972~1991년 미국 주-연도별 자료를 이용하여 경기침체에 사망률이 감소한다는 것을 보였다. 실업률이 1%p 상승할 때 사망률이 0.54% 감소한다는 것이다. 이러한 결과는 기간, 주 규모·인구성장률 등에 따라 관측치를 분리하여 보아도 강건하게 유지되었다. 실업률의 사망률 감소 효과는 20~44세 인구집단에서 더 강한 것으로 측정되었고(실업률 1%p 상승 시 사망률 2.03% 감소), 사망원인을 기준으로 할 때 교통사고(-3.02%)·기타 사고(-1.66%)·살인(-1.89%) 사망률을 크게 낮추었다. 심장질환(-0.46%), 독감/폐렴(-0.66%) 사망률에 대한 효과는 상대적으로 미미하였고, 자살(1.27%) 사망률은 오히려 실업률 증가로 인해 상승하는 것으로 나타났다.

이후 Ruhm(2003)은 1972~1981년 National Health Interview Surveys(NHIS) 개인 단위 데이터를 이용하여 경기변동과 건강 상태·의료이용의 관계를 조사하였다. 경기확장기에 건강 상태는 대체로 악화하였고, 이러한 효과는 35~55세, 근로자, 남성에서 두드러지는 것으로 나타났다. Ruhm(2005)는 1987~2000년 Behavioral Risk Factor Surveillance System(BRFSS) 개인 단위 데이터를 이용하여, 경기침체에 흡연과 과체중이 감소하고 신체활동이 증가함을 관찰하였다.

이철희, 김태훈(2011)은 1991~2009년 한국 시도-연도별 자료를 이용하여 한국에서도 경기침체에 사망률이 감소함을 보였다. 실업률이 1% 상승할 때 사망률은 8.33% 감소하는 것으로 추정되었다. 이러한 효과는 65세 이상, 0~4세, 45~64세 남성에서 더 강한 것으로 추정되었다. 사망원인 기준으로는 감염성 및 기생충성·신경·순환기·호흡기·소화기·비뇨생식기·추락·자살 등에서 감소 효과가 컸다. 저자들은 이를 토대로 경기변동이 주로 외부효과를 통해 건강에 영향을 미쳤을 가능성을 제기하였다. 그리고 중년인구의 경우 경기변동의 직접 효과 역시 존재할 가능성을 시사하였다.

이러한 경기침체의 사망률 감소 효과는 한국·미국 이외에도 독일(Neumayer, 2004), 스페인(Granados, 2005), OECD 국가들(Gerdtham and Ruhm, 2006), 아시아-태평양 국가들(Lin, 2009), 멕시코(Gonzalez and Quast, 2011), 캐나다(Ariizumi and Schirle, 2012) 등 다양한 국가에서도 관찰되었다.

그러나 최근 들어 경기변동과 건강의 관련성이 반전되었다는 관찰이 보고되었다. McInerney and Mellor(2012)는 1994~2008년 미국에서 고령층 사망률이 경기침체에 증가하는 경향을 확인하였다. 특히 경기침체에 고령층의 정신건강이 악화하고 이들의 건강행동이 줄어든다는 사실도 확인하였다. Ruhm(2015)는 1976~2000년 미국 주-연도별 자료를 이용하여 사망률이 경기순행적(procyclical)에서 경기역행적(countercyclical) 또는 실업률과 무관한 관계로 최근 들어 변화하였음을 확인하였다. 심혈관계 질환 사망률과 운수사고 사망률은 계속 경기순행적이었으나, 암 사망률과 외인 사망률이 경기역행적으로 바뀌었음을 관찰하였다. 특히 암 사망률이 경기역행적으로 바뀐 원인으로는 암 관련 고가의 치료서비스와 의료기술의 발달로 암 사망률이 예전에 비해 개인

의 재정적 자원과 개인이 접근 가능한 의료접근성에 더욱 민감해졌을 수 있다는 가설을 제기하였다.

Lee and Kim(2017)은 1989~2012년 한국 시도-연도별 자료를 이용하여 한국 사망률도 마찬가지로 경기순행적(procyclical)에서 경기역행적(countercyclical) 또는 실업률과 무관한 관계로 최근 들어 변화하였음을 확인하였다. 암 사망률이 총사망률의 경기역행성에 기여하였다는 사실도 미국과 동일하였다. 이와 관련하여 진료비가 높거나 더 많이 증가한 질병에서 해당 질병의 경기역행성이 두드러졌음을 확인하였다. 이를 토대로 의료기술의 발전 등으로 인하여 높은 진료비를 지불하면 치료가 가능한 질병이 많아지면서 소득의 역할이 이전보다 커졌을 가능성을 제기하였다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제3장

출산에 대한 거시변수 영향 분석

제1절 분석 방법

제2절 분석 결과

제3장 출산에 대한 거시변수 영향 분석

제1절 분석 방법

1. 추정모형

이번 장에서는 아래와 같은 회귀식을 이용하여, 시군구별 20~44세 고용률과 결혼 및 출산의 지표 간 관계를 살펴보는 단순한 회귀분석 및 시군구 패널고정효과 모형 분석을 수행하였다.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \delta_t + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이 식에서 하첨자 i 는 시군구, t 는 연도를 나타낸다. 그리고 Y 는 시군구별 혼인과 출산의 지표, E 는 시군구별 20~44세 인구 고용률을 나타낸다. X 는 결혼과 출산에 영향을 미칠 수 있는 시군구별 특성을 나타내며, 아래의 기본적인 분석에는 자지체 출산지원금, 아동 1,000명당 보육시설 수, 복지예산 비율, 1인당 지방세액 등을 포함하였다. 강건성 검증을 위해, 시군구별 20~44세 취업자 평균임금을 추가한 분석도 수행하였다. δ 는 연도별 고정효과, θ 는 시군구별 고정효과는 나타내는데, 결혼과 출산에 영향을 미치는 전국적인 요인의 시간적인 변화와 각 시군구의 고정적인 특성을 고려하기 위해 포함하였다. ϵ 은 통상적인 오차항을 나타낸다.

분석에는 최소자승법(OLS) 회귀분석과 패널고정효과 모형을 도입한 회귀분석 방법을 함께 이용하였다. 패널고정효과 모형을 추정한 결과는

관찰하기 어려운 시군구의 고정적인 요인들의 영향을 제거해주기 때문에, 시군구 고용률의 순수한 효과를 추정하는 것을 가능하게 해주는 장점이 있다. 그러나 각 시군구의 고용 여건은 시간에 따라 쉽게 변하지 않는 지역의 구조적 특성과 관련되어 있을 수 있다. 그리고 이러한 지역 간 고용 여건 차이의 영향은 이 분석을 통해 밝히고자 하는 내용 가운데 하나이다. 그런데 패널고정효과 모형 추정은 이 부분까지 과도하게 제거한 결과를 제공해줄 수 있다. 반면, OLS 회귀분석 결과는 추정치에 반영되지 않기를 희망하는 요인들의 영향까지 포함할 수 있다. 따라서 두 모형의 결과를 함께 고려하면, 결과를 해석하는 데 도움이 될 것으로 판단된다.

모형에는 자녀를 갖는 결정을 한 후 낳을 때까지는 시차가 발생하고, 결혼 역시 결정과 실행 사이 시간적인 간격이 있을 가능성이 크다는 점을 고려하여 이전 연도의 고용률과 지역 특성 변수를 포함하였다. 제1절과 제2절에서 설명했듯이, 가정과 노동시장에서 자녀를 가진 여성들이 직면하는 불리함으로 인해 남성과 여성의 고용 여건 변화가 출산 결정에 미치는 영향이 다를 수 있다. 이를 고려하여, 남성과 여성의 고용률을 따로 포함하고, 남성과 여성의 평균임금을 추가한 모형을 추정하여, 경기변동에 따른 노동시장 여건 변화의 영향이 남성과 여성 간에 어떤 차이를 보이는지를 분석하였다.

2. 출산과 결혼 관련 지표

이 연구에서는 출산을 분석에 가장 널리 이용되는 합계출산율과 함께, 합계출산율을 구성하는 세부적인 인구학적 요인들을 나타내는 변수들을 분석에 이용하였다. 합계출산율은 혼인 여부와 관계없이 모든 여성을 대상으로, 한 여성이 일생에 걸쳐 가질 것으로 기대되는 자녀 수를 계산한

결과를 보여 준다. 한국과 같이 결혼이 출산의 전제조건이 되는 사회에서 합계출산율은 각 나이 여성의 유배우 비율과 유배우 출산율에 의해 결정된다. 그런데 유배우 비율과 유배우 출산율의 결정요인은 상이하고, 시간적으로도 다른 방향으로 변화해 왔다(이철희, 2012, 2018, 2023a). 따라서 지역 고용률에 반영된 경기변동이 합계출산율에 영향을 미치는 경로를 파악하기 위해서는 유배우 비율과 유배우 출산율 지표에 대한 별도의 분석을 수행하는 것이 필요하다.

특정한 나이 여성의 유배우 비율 변화는 무배우 여성의 혼인율, 유배우 여성의 사별률과 이혼율 등의 인구동태 요인에 의해 결정된다. 그런데 한국의 경우 이 가운데 무배우 여성의 혼인율이 유배우 비율을 결정하는 가장 중요한 요인인 것으로 분석된다. 1990년대 초 이후 유배우 비율의 시간적인 변화는 대부분 무배우 여성의 혼인율 변화에 기인한 것이었다(이철희, 2012, 2023b). 이러한 사정을 고려하여, 결혼 결정의 지표로, 여성 인구 유배우 비율과 함께 무배우 여성인구의 혼인율을 분석에 이용하였다.

혼인과 출산에 대한 적절한 분석을 수행하기 위해 전체 여성이 아닌 혼인상태에 따라 구분한 여성들의 혼인율과 출산율 자료를 구축하여 이용해야 한다. 쉽게 구할 수 있는 지역의 조혼인율(crude marriage rate)이나 조출산율(crude birth rate)을 이용하는 경우, 지역별 인구구성의 차이로 인한 편이가 발생할 우려가 있다. 예컨대 결혼하지 않은 여성이 전체 여성인구에서 차지하는 비율이 높은 지역에서는 결혼할 수 있는 인구의 비중이 높아서, 그렇지 않은 지역에 비해 조혼인율이 높아지는 문제가 발생한다. 이러한 이유로, 이 연구에서는 여성인구를 혼인상태에 따라 구분한 모수를 이용하여 무배우 여성인구의 혼인율과 유배우 여성인구의 출산율을 추정 후 분석에 이용하였다.

무배우 여성 혼인율과 유배우 여성 출산율은 통계청에서 제공하지 않기 때문에, 선행연구(이철희, 2012, 2018, 2023a)의 방법을 이용하여 직접 추정하였다. 추정 방법을 간략하게 소개하면 다음과 같다. 우선 전국민을 모집단으로 하는 인구자료(인구센서스, 주민등록인구자료 등)를 이용하여 출산율과 혼인율의 분모에 해당하는 각 나이 혼인상태별 여성 인구(무배우 인구 및 유배우 인구)를 추정하였다. 주민등록인구 자료에서는 각 시군구의 성별·연령별·혼인상태별 인구를 얻을 수 없다. 따라서 2005년부터 2020년까지의 인구주택총조사 원시자료 2% 표본을 이용하여 각 센서스 조사 연도에 대해 각 시군구의 성별·연령별 여성인구에 대해 유배우 비율을 계산한 다음, 이것을 주민등록자료에서 얻은 성별·연령별 인구에 적용하여 각 시군구의 성별·연령별 유배우 여성인구를 추계하였다. 센서스 조사 연도가 아닌 기간의 시군구 성별·연령별 여성인구 유배우 비율은 선형보간(linear interpolation) 기법을 이용하여 추정하였다. 각 시군구의 연령별 여성 유배우 비율은 이 과정에서 도출되어 분석에 이용되었다.

다음으로, 출산, 혼인 등 인구변동의 요인이 되는 특정한 사건을 경험한 개인 혹은 가구를 모집단으로 하는 인구동태조사를 이용하여 출산율과 혼인율의 분자에 해당하는 여성의 특성별 출산 수와 혼인 건수를 계산하였다. 그리고 혼인율과 출산율의 분자와 분모를 여성인구의 인구학적 특성 및 지역을 매개로 하여 연결하였다. 예컨대 2015년 특정 시군구의 30~34세 무배우 여성의 혼인율은 2015년 인구동향조사 원시자료에서 계산한 해당 시군구 30~34세 여성의 혼인 건수를 같은 연도의 30~34세 무배우 여성인구로 나누어 계산하였다. 이 연구의 분석을 2021년까지 수행한 이유는 이상과 같은 결혼율 및 출산율 관련 변수 생성에 필요한 인구동향조사 원자료가 2021년까지 공개되어 있기 때문이다.

무배우 혼인율과 유배우 출산율은 각 5세별로 추정하였지만, 분석에는 종합적인 지표를 생성하여 이용하였다. 분석 기간(2008~2021년) 한국의 출생아 수의 대부분은 25~39세 여성에게서 태어났다. 또한 이 나이 여성의 결혼은 한국 초혼 건수의 대부분을 차지한다. 이러한 사정을 고려하여, 무배우 여성 혼인율의 지표로는 각 시군구 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 이용하였다(이하 무배우 혼인율). 마찬가지로, 유배우 여성 출산율의 지표로 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 계산하여 분석에 이용하였다(이하 유배우 출산율). 여성인구 유배우 비율의 지표 역시 25~39세 여성 중 결혼한 여성의 비율(퍼센트)로 정의하였다.

3. 지역 고용률 및 기타 지역 특성 관련 변수

지역 고용률의 지표로는 2008년 이후 지역별 고용조사에서 시군별 20~44세 인구 전체, 남성, 여성 고용률을 계산한 후 분석에 이용하였다. 고용률을 활용하는 연구들은 일반적으로 경제활동인구조사 자료를 널리 이용하지만, 이 자료는 광역시도 수준에 대한 고용률 통계만을 제공한다. 이 연구의 목적을 고려할 때, 한 개인이 거주하는 지역 노동시장의 고용 여건을 반영하는 지표를 이용하는 것이 바람직하다. 그런데 특정한 지역 노동시장에서의 고용 여건 변화의 영향을 확인하기 위해서는 적어도 시군 수준의 고용률을 이용하는 것이 적절하다고 판단된다. 여기에서는 매년 각 시군에 대해 성별·연령별 고용률 추정을 가능하게 해주는 유일한 자료인 지역별 고용조사를 이용하였다. 분석 기간을 2008년 이후로 설정한 것은 지역별 고용조사가 2008년부터 시작되었기 때문이다.

광역시와 다수의 구로 나뉜 대도시의 경우 다음과 같은 이유로 시 전체

의 고용률을 해당 시 내 시군구 고용률로 이용하였다. 첫째, 가장 현실적인 이유는 지역별 고용조사가 각 시군에 대한 정보를 제공할 뿐, 대도시 지역 내의 각 구에 대한 정보를 제공하지 않기 때문이다. 둘째, 대도시 지역은 인구에 비해 지리적인 영역이 좁은 편이고 교통통신이 비교적 잘 발달해 있어서 광역시 혹은 대도시 전체가 단일한 노동시장에 속해 있을 가능성이 크다. 따라서 구 단위 고용률을 계산할 수 있다고 해도, 시 전체의 고용률이 거주민이 체감하는 지역 고용 여건을 더 잘 반영할 것으로 판단된다.

출산율과 혼인율은 고용률에 반영되는 경기 상황 및 고용 여건 이외의 다양한 요인에 의해 영향을 받을 것으로 기대된다. 이 장의 분석에서는 패널고정효과 모형을 도입하여 시간에 따라 변화하지 않는 시군구의 고정적인 특성의 영향을 제거하였다. 그리고 연도고정효과를 모형에 포함하여, 시간에 따라 변화하는 전국적인 요인들의 영향을 통제하였다. 여기에 더하여, 각 시군구 내에서 시간에 따라 변화하는 요인들을 최대한 고려하기 위하여 출산이나 결혼 결정에 영향을 미칠 수 있는 지지체의 출산 지원정책, 보육 여건, 지역의 사회경제적 여건 등에 관한 변수들을 분석에 포함하였다.

지자체 출산지원정책을 대리하는 변수로는 각 시군구 출산지원금을 이용하였다. 선행연구는 지자체 출산지원금 지급이 출생아 수와 출산율을 어느 정도 높이는 효과가 있었음을 보고하였다(박창우, 송헌재, 2014; 김우영, 이정만, 2018; 이철희, 2019, 2022; 이철희, 이소영, 2022). 각 광역지자체와 기초지자체의 출산지원금 액수와 지급 방식에 관한 데이터는 2005~2021년 지방자치단체 출산장려정책 사례집을 이용하여 구축하였다. 특정한 기초지자체의 출산지원금 총액은 해당 기초지자체가 지급하는 지원금과 그 기초지자체가 속한 광역지자체가 지급하는 지원금을 합

산하여 계산하였다. 출산지원금이 몇 년에 걸쳐 분할 지급되는 경우, 이를 합산하여 일시금으로 환산한 후 분석에 이용하였다.

각 지자체의 출산지원금은 출생순위별로 다른 경우가 많다. 특정한 출생순위별 유배우 출산율을 분석에 도입하는 경우 각 출생순위 출생아에 대한 지자체 출산지원금의 액수를 이용하였다. 모든 출생순위를 고려하지 않은 전체 여성의 평균적인 출산율 지표를 이용하는 경우, 각 시군구 해당 인구집단의 출생순위별 출생아 수를 가중치로 적용하여 출산지원금의 가중평균을 산출한 후 분석에 이용하였다. 예컨대 특정 시군구, 30~34세 유배우 여성이 아이를 낳는 경우 받을 것으로 기대되는 평균적인 출산지원금을 계산하기 위해 이 연령층 여성들의 출생순위별 신생아 수를 계산하여 가중치로 이용하였다.

각 시군구의 보육 여건을 보여주는 변수로는 영유아(0~5세) 1,000명당 보육시설 수를 이용하였다. 보육시설 수는 보건복지부의 보육통계에서 얻었고, 영유아 인구는 주민등록인구 자료를 활용하였다. 각 지역의 전반적인 사회적 지출과 경제적 여건을 고려하기 위해, 기초지자체별 복지예산 비율(단위 퍼센트)과 주민 1인당 지방세 납부액(단위 100만 원)도 분석에 포함하였다. 사회복지예산은 행정자치부의 지방재정연감에서 자료를 구하였으며, 지방세 납부액은 행정자치부에서 매년 제공하는 시군구별 지방세 통계를 이용하여 계산하였다.

4. 분석에 이용된 변수들의 기초통계량

〈표 3-1〉은 아래의 분석에서 이용된 변수들의 분석 기간에 대한 평균과 표준편차를 보고해 준다. 이 수치들은 가중치가 부여되지 않은 시군구 평균이기 때문에, 전체 개인들의 평균에 비해 인구 규모가 상대적으로 작

36 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

은 시군구의 영향이 크게 나타나는 경향을 보인다. 출산율 지표의 경우, 인구 규모가 작은 비수도권, 비도시권 시군구의 유배우 비율과 출산율이 상대적으로 높아서 시군구 평균은 전체 평균 유배우 비율이나 출산율보다 높은 것으로 나타난다.

〈표 3-1〉 회귀분석에 이용된 시군구별 변수의 평균과 표준편차

변수	평균	표준편차
합계출산율	1.256	0.287
25~39세 무배우 혼인율 (1,000명당 혼인수)	110.102	31.146
25~39세 여성 유배우 비율 (퍼센트)	62.925	10.66
25~39세 유배우 여성 조출산율 (1,000명당)	113.453	18.806
20~44세 전체 인구 고용률	0.685	0.051
20~44세 남성인구 고용률	0.785	0.057
20~44세 여성인구 고용률	0.580	0.064
20~44세 취업자 평균임금	217.459	30.007
20~44세 남성 취업자 평균임금	247.849	35.319
20~44세 여성 취업자 평균임금	175.147	26.659
지자체 출산지원금(100만 원)	0.847	1.147
보육시설 수(아동 1,000명당)	15.246	4.458
복지예산 비율(퍼센트)	27.555	14.771
1인당 지방세액(100만 원)	0.842	0.784

자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

결혼과 출산 지표의 시군구 평균을 살펴보면, 합계출산율은 1.256, 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수는 110.1건, 25~39세 여성 유배우 비율 62.9%, 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수 113.5명 등으로 나타났다. 시군구 20~44세 인구 고용률 지표를 살펴보면, 전체 68.5%, 남성 78.5%, 여성 58.0%로 추정되었다. 시군구 20~44세 취업자 임금(월평균)의 평균은 전체 217.5만 원, 남성 247.8만 원, 여성

175.1만 원으로 나타났다. 다른 시군구별 특성 관련 변수의 평균을 살펴보면, 지자체 출산지원금 약 85만 원, 아동 1,000명당 보육시설 수 15.2개, 복지예산 비율 27.6%, 1인당 지방세 납부액 약 84만 원 등이다.

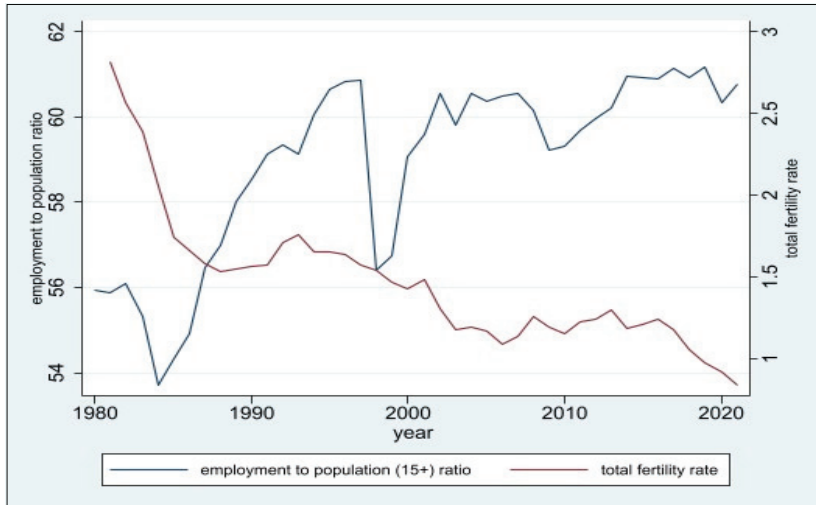
제2절 분석 결과

1. 고용률과 출산 관련 지표 간 상관관계

가. 연도별 전체 고용률과 합계출산율

이 연구에서 이용한 주된 데이터인 연도 및 시군구 자료를 이용한 분석 결과를 보기에 앞서서 전국의 고용률과 합계출산율 간 시계열적인 상관관계를 살펴보았다. [그림 3-1]은 1980년 이후 전국의 합계출산율과 15세 인구 전체 고용률 간 관계를 시각적으로 보여 준다. 그래프 좌측에는 고용률이, 우측에는 합계출산율의 크기가 제시되어 있다. 전반적으로 볼 때, 15세 인구 전체 고용률과 합계출산율의 장기적인 변화 사이에는 일정한 관계가 발견되지 않았다. 합계출산율은 1980년 이후 장기적인 하락 추세를 보이고, 고용률은 1980년대 중반부터 1997년 외환위기 직전까지 빠르게 높아졌다가 외환위기 직후의 일시적인 고용 감소기와 2008년 글로벌 금융위기 기간을 제외하고는 대체로 60%를 상회하는 수준에서 등락하는 추이를 보인다.

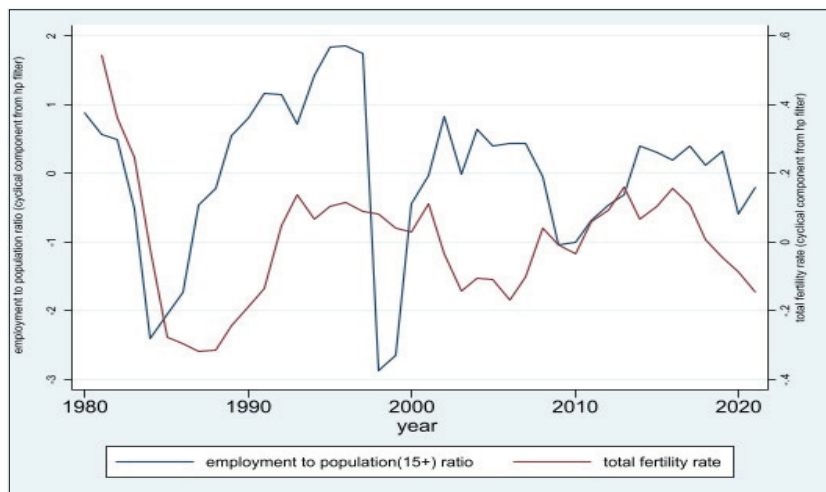
[그림 3-1] 고용률(15세 이상 인구 대비) 및 합계출산율 추이, 1981-2021



주: 합계출산율은 1년 후의 값을 사용
 자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구동향조사.

고용률과 출산율 간 관계는 장기적인 추세가 아닌 단기적인 변동성 간 관계로 나타날 수 있다. 즉, 출산율의 수준은 기본적으로 문화적인 규범이나 자녀의 비용 및 편익과 같은 장기적인 요인에 의해 결정되지만, 특정한 시기의 경기 및 고용 여건에 따라 장기적 추세상에서의 변동성을 보일 가능성이 있다. 이를 고려하기 위해 [그림 3-2]에서는 Hodrick- Prescott filter(H-P filter)를 이용하여 추세를 제거한 후 1980년 이후 합계출산율과 고용률 간 관계를 살펴보았다. 추세를 제거하는 경우, 1980~1998년까지는 시차를 두고 고용률과 합계출산율이 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 2009년 이후에도 두 지표 간에 약한 정의 관계가 관찰되었다. 이 결과는 고용률이 출산율 지표에 미친 효과를 분석하는데 있어서 결혼과 출산의 장기적인 요인을 최대한 통제할 필요가 있음을 보여 준다.

[그림 3-2] H-P filter를 사용하여 추세를 제거한 고용률(15세 이상 인구 대비)과 합계 출산율 추이, 1981-2021



자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구동향조사.

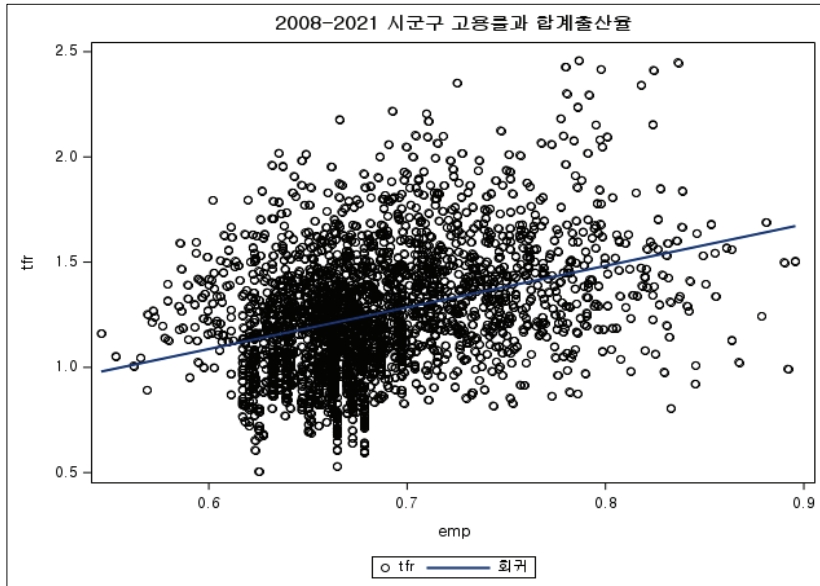
나. 시군구별 20~44세 인구 고용률과 결혼 및 출산 관련 지표

고용률이 결혼과 출산에 미친 효과를 분석하는 회귀분석을 수행하기에 앞서서 각 연도 각 시군구의 고용률과 다음 연도의 출산 및 결혼 지표 간의 상관관계를 시각적으로 확인하였다. [그림 3-3]부터 [그림 3-6]은 각 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율 사이의 관계를 보여 준다. 이하에서는 편의상 20~44세 인구 고용률을 “고용률”로 칭하기로 한다. 마찬가지로 별다른 설명이 없는 경우, 무배우 혼인율, 유배우 비율, 유배우 출산율은 모두 25~39세 인구에 대해 추정된 지표임을 밝혀둔다.

[그림 3-3]에 나타난 결과는 시군구 고용률과 합계출산율 간에 뚜렷한 양(+)의 상관관계가 있음을 보여 준다. 고용률과 합계출산율 간의 피어슨

상관계수(이하 상관계수)는 0.3518($p < .0001$)로 추정되었다. 이는 청년 인구의 고용 여건이 출산율의 중요한 결정요인이라는 일반적인 믿음 및 이와 관련된 실증적인 연구와 잘 부합되는 결과라고 할 수 있다.

[그림 3-3] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 합계출산율

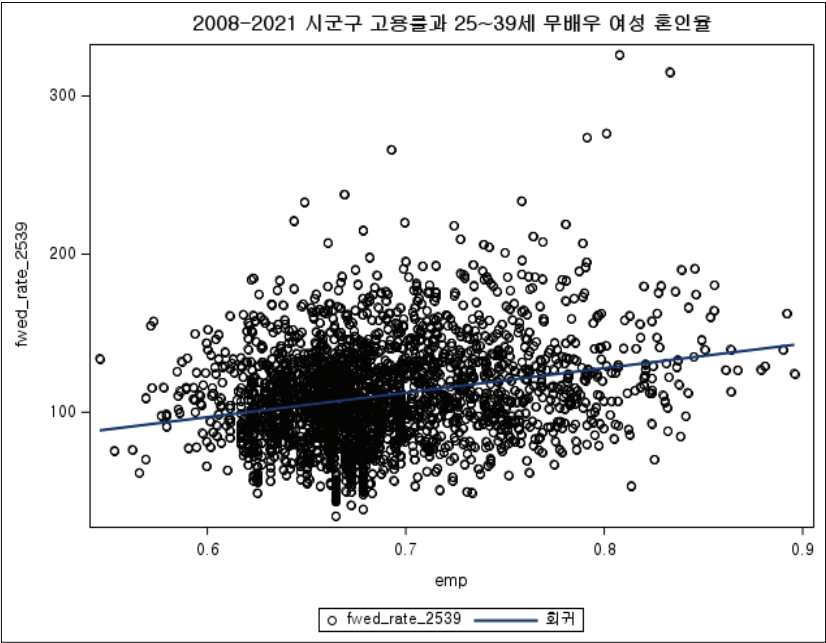


자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

[그림 3-4]부터 [그림 3-6]이 제시하는 결과는 시군구 고용률과 합계출산율 간 유의한 양(+)의 관계가 주로 고용률과 결혼의 확률 간 양(+)의 관계를 반영할 가능성이 큼을 보여 준다. [그림 3-4]와 [그림 3-5]가 보여주듯이, 고용률은 무배우 여성 혼인율 및 유배우 여성 비율과 비교적 뚜렷한 양(+)의 관계를 보인다. 고용률과 무배우 여성 혼인율 간의 상관계수는 0.2537($p < .0001$)로 추정되었고, 고용률과 유배우 여성 비율 간

의 상관계수는 0.3521($p < .0001$)로 나타났다. 반면, [그림 3-6]은 고용률과 유배우 여성 출산율 간 양(+)의 관계는 그리 뚜렷하지 않음을 보여 준다. 두 변수 간 상관계수는 0.0694($p = 0.0005$)로 추정되었다.

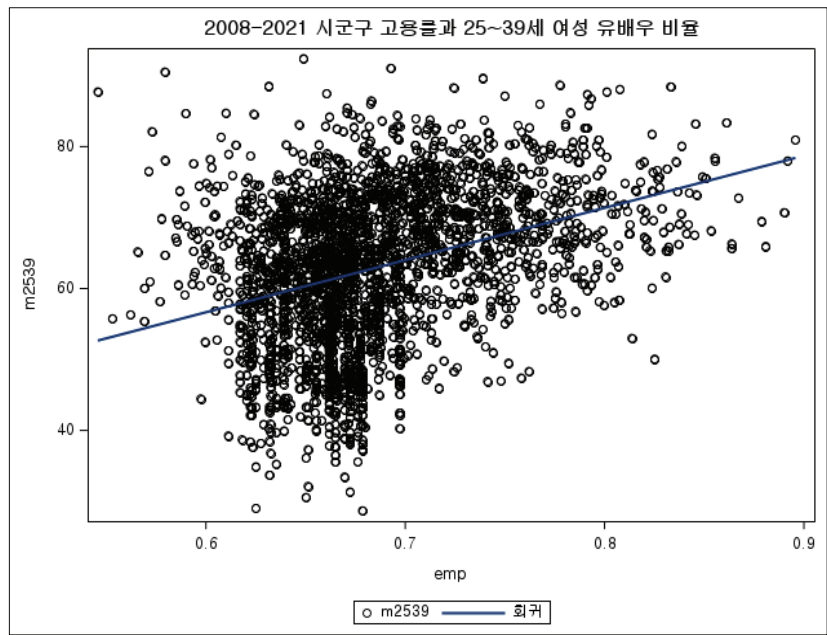
[그림 3-4] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 무배우 여성 혼인율(1,000명당 혼인 건수)



자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

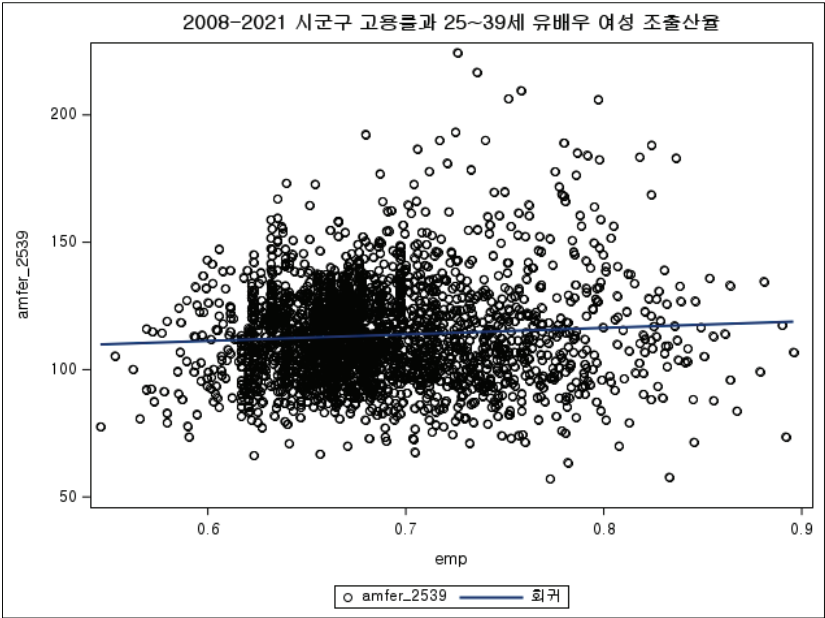
42 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

[그림 3-5] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 여성 유배우 비율



자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

[그림 3-6] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 유배우 여성 조출산율(1,000명당 출생아 수)



자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

다. 시군구별 20~44세 남녀 고용률과 결혼 및 출산 관련 지표

여기에서는 각 시군구 20~44세 남성과 여성의 고용률을 각각 추정하여 고용률과 결혼 및 출산 관련 지표 사이의 상관관계가 성별에 따라 어떻게 다른지를 살펴보았다. 이는 제1절에서 설명한 바와 같이, 한국의 사회 및 노동시장 환경에서 남성과 여성의 고용기회 변화가 결혼과 출산의 유인에 미치는 효과가 상이할 수 있다는 사실을 고려하기 위한 것이다. [그림 3-7]부터 [그림 3-10]은 각각 남성(패널 A)과 여성(패널 B)에 대해 고용률과 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우

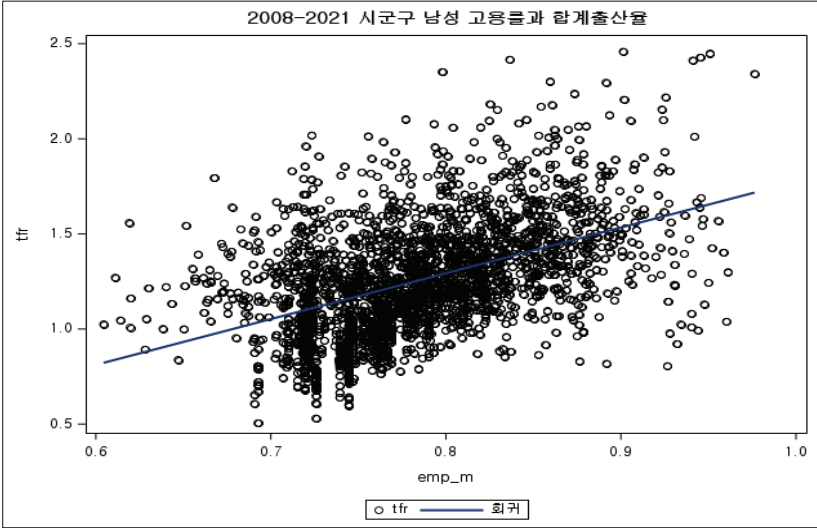
여성 출산율 등과의 상관관계를 시각적으로 보여 준다.

[그림 3-7]에 나타난 결과는 전체 고용률과 합계출산율 사이에 발견된 유의한 양(+)의 상관관계(그림 3)는 전적으로 남성의 고용률과 합계출산율 간 관계를 반영함을 보여 준다. 남성 고용률과 합계출산율 간에는 매우 강한 양(+)의 관계가 발견되지만, 여성 고용률과 합계출산율 사이에는 뚜렷한 관계가 보이지 않는다. 남성 고용률과 합계출산율 간의 상관관계수는 0.4801($p < .0001$)로 상당히 컸지만, 여성 고용률과 합계출산율 간의 상관관계수는 0.0493($p = 0.0128$)으로 작게 나타났다.

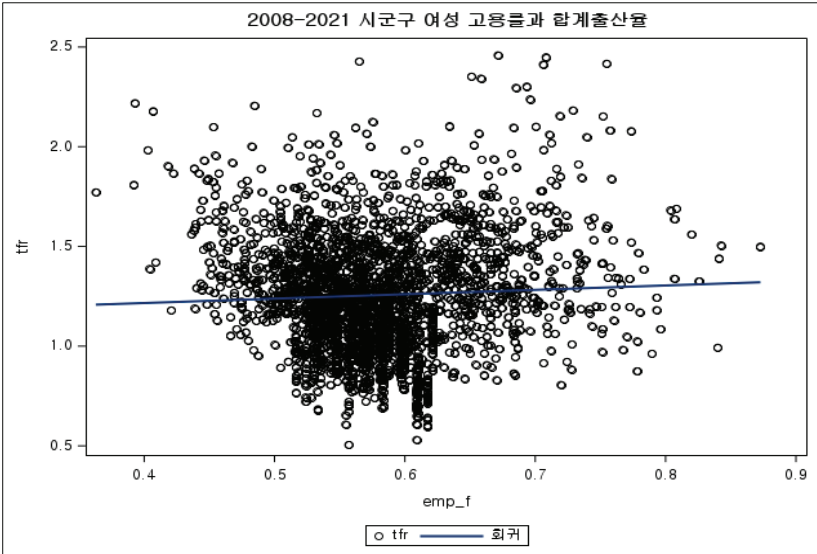
[그림 3-8]에 제시된 결과는 합계출산율의 경우와 마찬가지로 남성과 여성 간에 현저하게 다른 것으로 나타났다. 남성 고용률과 무배우 여성 혼인율 사이에는 뚜렷한 양(+)의 관계가 나타났지만, 여성 고용률과 무배우 여성 혼인율의 사이에는 약한 음(-) 관계가 발견되었다. 남성 고용률과 무배우 여성 혼인율 간 상관관계수는 0.4310($p < .0001$)으로 추정되었고, 여성 고용률과 무배우 여성 혼인율 사이의 상관관계수는 -0.4407($p < 0.0260$)로 추정되었다.

[그림 3-7] 2008~2021년 시군구 20~44세 성별 고용률과 다음 연도 합계출산율

〈A. 남성〉



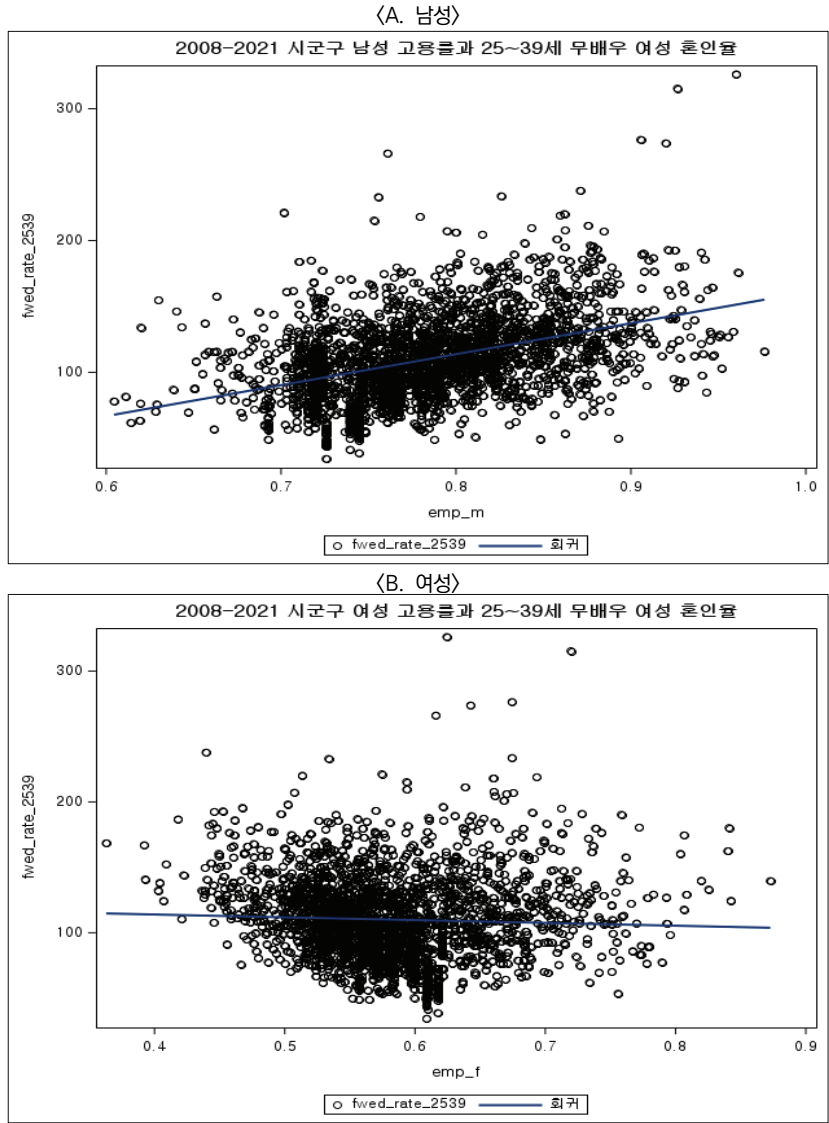
〈B. 여성〉



자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

46 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

[그림 3-8] 2008~2021년 시군구 20~44세 성별 고용률과 다음 연도 25~39세 무배우 여성 혼인율(1,000명당 혼인 건수)



자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

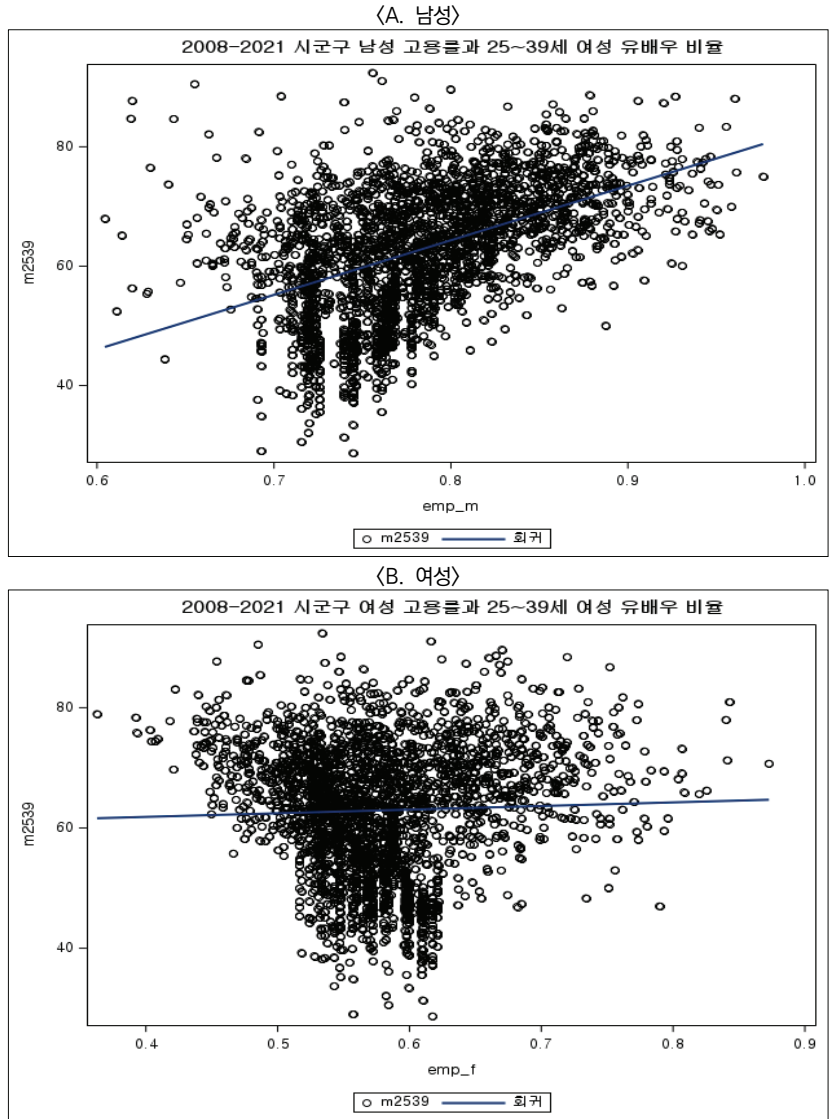
[그림 3-9]에 드러난 남녀 고용률과 유배우 여성 비율 간 관계는 남녀 고용률과 합계출산율 간 관계와 유사한 모습을 보여 준다. 남성 고용률과 유배우 여성 비율 간에는 상당히 강한 양(+)의 상관관계가 드러나는 데 반해, 여성 고용률과 유배우 여성 비율 사이에는 매우 약한 양(+)의 관계가 발견되었다. 남성 고용률과 유배우 여성 비율 간의 상관계수는 0.4903($p < .0001$)으로 추정된 반면, 여성 고용률과 합계출산율 간의 상관계수는 0.0363($p = 0.0128$)에 불과했다.

[그림 3-10]에 제시된 남녀 고용률과 유배우 여성 출산율 간 관계는 전체 고용률과 유배우 여성 출산율 사이에 나타난 매우 약한 양(+)의 상관관계가 남성 고용률 및 여성 고용률과 유배우 여성 출산율 간 관계 모두를 반영함을 보여 준다. 즉, 성별을 불문하고, 고용률은 유배우 출산율과 그리 뚜렷한 관계를 보이지 않는다. 남성 고용률과 유배우 여성 출산율 간 상관계수는 0.0498($p = 0.0119$)로 산출되었고, 여성 고용률과 유배우 여성 출산율 간 상관계수는 0.0628 ($p = 0.0015$)로 추정되었다.

이상에서 살펴본 단순 상관관계 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 다른 어떤 요인도 통제되지 않는 경우 전반적인 고용률은 합계출산율과 양(+)의 관계를 보이며, 이는 주로 고용률과 결혼의 확률과 관련된 지표들(무배우 여성 혼인율과 유배우 여성 비율) 간 양(+)의 상관관계를 반영한다. 고용률은 유배우 여성 출산율과는 뚜렷한 관계를 보이지 않았다. 이와 같은 전체 고용률과 결혼 및 출산 관련 지표 간의 상관관계는 거의 전적으로 남성 고용률과 해당 지표 간의 관계를 반영한 것이었다. 여성 고용률과 결혼이나 출산의 지표 사이에는 양(+)의 상관관계가 없는 것으로 나타났다.

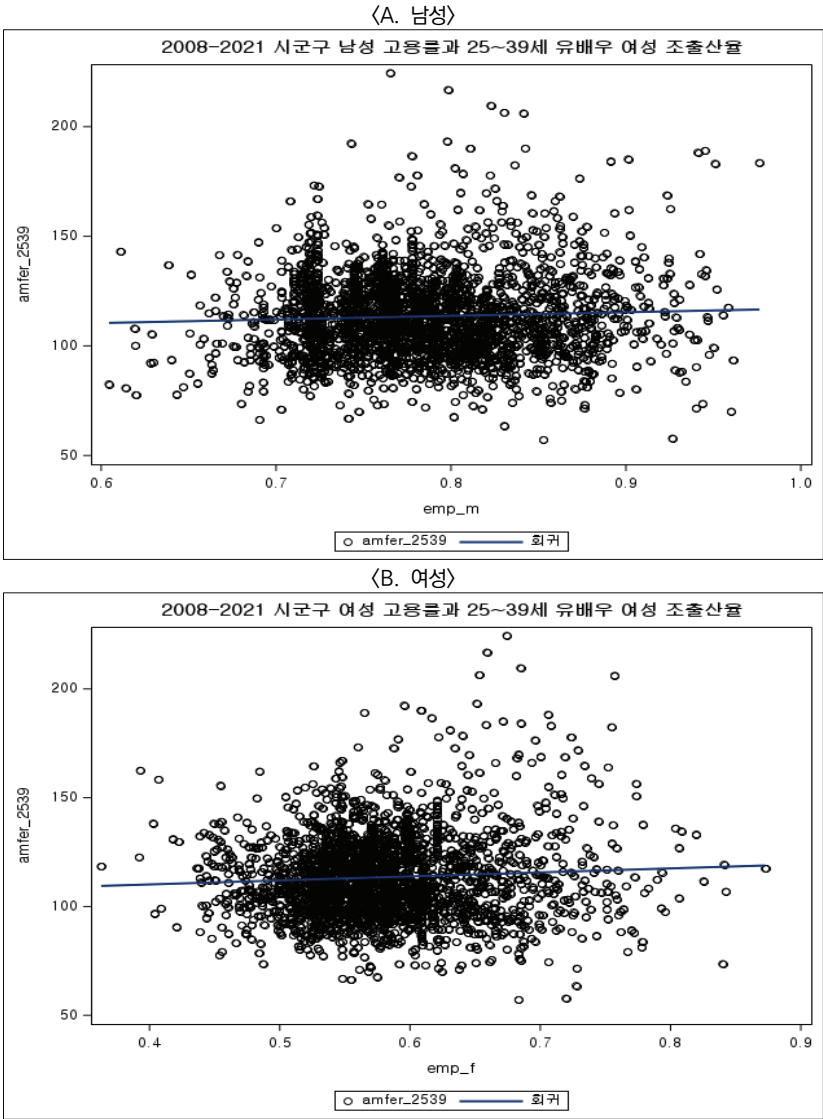
48 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

[그림 3-9] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 여성 유배우 비율



자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

[그림 3-10] 2008~2021년 시군구 20~44세 인구 고용률과 다음 연도 25~39세 유배우 여성 조출산율



자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

2. 전체 20~44세 인구 고용률 효과 분석 결과

제1절에서 소개한 회귀식 1에 기반하여 각 시군구 전체 20~44세 인구 고용률이 결혼과 출산에 미친 효과를 분석하였다. 이를 위해 네 개의 결혼 및 출산 관련 지표(합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율)를 이용하여, 단순한 OLS 회귀모형과 시군구 패널고정효과 모형을 추정하였다. 먼저 OLS 회귀분석 결과를 설명하고, 이어서 패널고정효과 모형 추정 결과를 논의할 것이다.

가. 단순한 OLS 회귀모형 추정 결과

〈표 3-2〉부터 〈표 3-5〉는 OLS 모형을 도입하여, 시군구 고용률이 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율 등에 미친 효과를 추정한 결과를 보고해준다. 추정에는 네 가지 모형을 이용하였다. 모형 1은 설명변수로 고용률만을 포함하였고, 모형 2는 고용률과 함께 출산지원금, 보육시설 수, 1인당 지방세액 등의 시군구 특성에 관한 변수를 포함하였다. 모형 3은 이상의 변수들과 함께 연도 고정효과를 분석에 포함하였으며, 모형 4는 여기에 시도 고정효과를 추가로 통제하였다.

〈표 3-2〉에 보고된 결과는 고용률이 합계출산율에 미친 효과가 모형에 따라 다르게 추정되었음을 보여 준다. 연도 및 시도 고정효과가 통제되지 않는 경우(모형 1과 2), [그림 3-3]이 보여주는 것처럼 고용률과 합계출산율은 유의한 양(+)의 관계를 보인다. 그러나 연도 고정효과를 통제하면(모형 3), 이러한 유의한 양(+)의 관계는 사라지고, 여기에 추가로 시도 고정효과까지 통제하면(모형 4) 고용률의 계수는 유의한 음(-)의 값으로 바뀌게 된다.

〈표 3-2〉 시군구 고용률과 합계출산율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
고용률	1.9756*** (0.1041)	0.4507*** (0.1078)	0.0436 (0.1038)	-0.2271** (0.0975)
출산지원금		0.0277*** (0.0045)	0.041*** (0.0045)	0.0156*** (0.0046)
보육시설 수		0.0005 (0.0011)	-0.0017 (0.0011)	-0.009*** (0.0012)
복지예산 비율		-0.0094*** (0.0004)	-0.0091*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0006)
1인당 지방세액		-0.0188*** (0.0061)	-0.036*** (0.0058)	-0.0028 (0.0056)
절편	-0.0982 (0.0716)	1.1899*** (0.0824)	1.4602*** (0.0794)	1.3677*** (0.0772)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.1234	0.3300	0.4414	0.5576
F-value	360.01	252.24	126.95	111.84
(p-value)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
관측 수	2,550	2,550	2,550	2,550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함. 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료: 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 구축.

〈표 3-3〉에 제시된 된 결과는 네 가지 모형 모두에 대해 시군구 고용률이 무배우 여성의 혼인율에 유의한 양(+)의 효과를 미쳤음을 보여 준다. 모형 1에서 얻은 고용률의 추정계수는 154.8에 달하지만, 다른 변수를 분석에 추가하면, 추정계수의 크기가 큰 폭으로 줄어드는 것으로 나타났다. 모형 4에서 얻은 결과는 표준편차(5.1%p)만큼 고용률이 높아질 때, 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수가 약 1.2건 높아졌다는 것을 보여 준다.

〈표 3-3〉 시군구 고용률과 무배우 혼인율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
고용률	154.7835*** (11.6912)	26.4377** (12.4062)	23.1157** (11.6826)	23.9486** (11.3606)
출산지원금		-3.4904*** (0.5167)	0.2775 (0.5048)	-2.3438*** (0.5312)
보육시설 수		-0.2896** (0.1273)	0.1628 (0.1262)	-0.2656* (0.1365)
복지예산 비율		-1.0541*** (0.0432)	-0.7657*** (0.0427)	-0.2107*** (0.0679)
1인당 지방세액		-3.0285*** (0.6973)	-3.2525*** (0.6508)	0.9142 (0.648)
절편	4.0307 (8.034)	130.9516*** (9.4734)	127.9338*** (8.94)	91.234*** (8.9963)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.064	0.2491	0.4001	0.4915
F-value	175.28	170.16	107.31	85.99
(p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원, 복지예산 비율의 단위는 퍼센트, 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 구축.

〈표 3-4〉는 유배우 여성 비율을 종속변수로 포함한 회귀분석 결과를 보고한다. 무배우 혼인율을 이용한 회귀분석 결과와 유사하게, 모형 2를 제외한 나머지 모형에서 얻은 결과는 고용률 증가가 유배우 비율을 높였음을 보여 준다. 모형 2 추정 결과에서도 고용률의 계수는 양(+)의 값으로 추정되었지만, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($p=0.1547$). 모형 4에서 얻은 결과는 표준편차(5.1%p)만큼의 유배우 비율을 0.34% 높였음을 알려준다.

〈표 3-4〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 비율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
고용률	73.5419*** (3.8716)	5.0152 (3.5234)	9.473*** (3.6653)	6.7456** (3.2811)
출산지원금		-0.0554 (0.1467)	0.4342*** (0.1584)	-0.2823* (0.1534)
보육시설 수		0.1306*** (0.0362)	0.2386*** (0.0396)	-0.0265 (0.0394)
복지예산 비율		-0.501*** (0.0123)	-0.4564*** (0.0134)	-0.2072*** (0.0196)
1인당 지방세액		-2.0958*** (0.198)	-2.0119*** (0.2042)	-0.3852** (0.1871)
절편	12.5276*** (2.6606)	73.1132*** (2.6904)	69.2312*** (2.8048)	56.4716*** (2.5983)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.1236	0.4829	0.4959	0.6379
F-value	360.81	477.35	157.79	155.9
(p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 구축.

〈표 3-5〉는 유배우 여성 조출산율을 종속변수로 도입한 회귀분석 결과를 제시한다. 추정 결과는 합계출산율을 이용한 회귀분석 결과(표 3-2)와 질적으로 유사하다. 즉, 연도 및 시도 고정효과가 모형에 포함되지 않는 경우(모형 1과 모형 2), 고용률은 유배우 출산율에 유의한 양(+)의 효과를 미치지만, 연도 고정효과가 포함되면(모형 3) 고용률의 계수가 유의한 음(-)의 값으로 바뀌고, 시도 고정효과가 추가로 통제되면(모형 4), 고용률 증가가 유배우 출산율을 낮추는 효과가 더 커지는 것으로 나타났다.

54 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

〈표 3-5〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
고용률	25.5544*** (7.2802)	32.0932*** (8.3293)	-17.6214** (7.5901)	-38.3417*** (7.6444)
출산지원금		2.9067*** (0.3469)	2.9113*** (0.3279)	2.3972*** (0.3574)
보육시설 수		-0.4975*** (0.0855)	-1.0237*** (0.082)	-1.07*** (0.0918)
복지예산 비율		0.2575*** (0.029)	0.1721*** (0.0277)	0.029 (0.0457)
1인당 지방세액		3.7256*** (0.4682)	1.6142*** (0.4228)	0.5387 (0.436)
절편	95.9403*** (5.0029)	86.3534*** (6.3602)	122.8749*** (5.8082)	149.4774*** (6.0535)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0044	0.0716	0.3055	0.3685
F-value	12.32	40.32	71.1	52.31
(p-value)	0.0005	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 구축.

나. 패널고정효과 모형 추정 결과

〈표 3-6〉부터 〈표 3-9〉는 패널고정효과 모형을 도입하여, 시군구 고용률이 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율 등에 미친 효과를 추정한 결과를 정리한 것이다. 패널고정효과 모형은 시군구의 시간에 따라 변하지 않는 요인의 효과를 제거하기 때문에 OLS 추정에 이용되었던 모형 가운데 시도 고정효과를 고려한 모형을 제외하고 나머지 세 가지 모형이 추정에 이용되었다. 즉, 모형 1은 설명변수

로 고용률만을 포함하였고, 모형 2는 고용률과 함께 출산지원금, 보육시설 수, 1인당 지방세액 등의 시군구 특성에 관한 변수를 포함하였으며, 모형 3은 이상의 변수들과 함께 연도 고정효과를 추가로 통제하였다.

〈표 3-6〉은 시군구 고용률이 합계출산율에 미친 효과에 관한 패널고정효과 모형 추정 결과를 보여 준다. 시군구의 고정적인 요인들의 영향을 제거하면, 세 모형 모두에 대해 고용률은 합계출산율에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 각 모형을 이용하여 얻은 고용률 추정계수는 0.195 정도로 매우 유사하다. 추정계수의 규모에 따르면, 분석 기간 표준편차(0.051) 규모의 고용률 증가가 합계출산율을 약 0.01 높이는 것을 기대할 수 있다.

〈표 3-6〉 시군구 고용률과 합계출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
고용률	0.1952** (0.089)	0.1985** (0.0852)	0.1949** (0.0852)
출산지원금		0.0243*** (0.003)	0.0246*** (0.003)
보육시설 수		-0.0144*** (0.0013)	-0.0145*** (0.0013)
복지예산 비율		-0.0022*** (0.0005)	-0.0022*** (0.0005)
1인당 지방세액		-0.0006 (0.005)	-0.0009 (0.005)
절편	1.1179*** (0.0707)	1.3742*** (0.0727)	1.3646*** (0.102)
연도 터미			0
고정효과 F-test (p-value)	30.17(<.0001)	59.31(<.0001)	58.03(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-7〉은 패널고정효과 모형을 도입하여 시군구 고용률이 무배우 여성 혼인율에 미친 영향을 추정한 결과를 보고한다. OLS 모형 추정 결과와 마찬가지로, 세 모형에서 얻은 결과 모두 고용률 상승이 유배우 여성 혼인율을 유의하게 높였음을 보여 준다. 고용률 추정계수 규모는 23.2에서 26.5 사이로, 세 모형 간 큰 차이를 보이지 않는다. 모형 3에서 얻은 고용률 추정계수는 표준편차(0.051)만큼의 고용률 증가가 무배우 여성 1,000명당 혼인 건수를 약 1.2건 높였음을 보여 준다.

〈표 3-7〉 시군구 고용률과 무배우 혼인율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
고용률	26.5404** (11.6429)	23.2446** (11.7243)	23.2004** (11.7287)
출산지원금		-0.0599 (0.4177)	-0.018 (0.4179)
보육시설 수		-0.0808 (0.1732)	-0.0698 (0.1735)
복지예산 비율		0.0199 (0.0685)	0.0315 (0.0687)
1인당 지방세액		-0.3141 (0.6898)	-0.3314 (0.6902)
절편	91.1896*** (9.406)	94.4515*** (10.3088)	113.334*** (15.5337)
연도 더미			o
고정효과 F-test (p-value)	21.43(<.0001)	64.74(<.0001)	61.29(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청, 〈각 연도〉. 인구동향조사 자료; 통계청, 〈각 연도〉. 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, 〈각 연도〉. 주민등록인구현황 자료; 통계청, 〈각 연도〉. 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-8〉은 시군구 고용률이 유배우 여성 비율에 미친 효과에 관한 패널고정효과 모형 추정 결과를 제시한다. 고용률의 계수는 모두 양(+)의 값으로 추정되었지만, 규모가 작고 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 〈표 3-9〉에는 고용률이 유배우 여성 조출산율에 미친 효과를 추정한 결과가 제시되어 있다. 시군구 고용률이 높아질 때 유배우 여성 출산율은 감소하는 것으로 나타나지만, 그 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

〈표 3-8〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 비율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
고용률	2.8304 (2.8541)	2.5049 (2.83)	2.5314 (2.833)
출산지원금		-0.0038 (0.0995)	0.0097 (0.0996)
보육시설 수		-0.0328 (0.0424)	-0.0252 (0.0425)
복지예산 비율		-0.1417*** (0.0173)	-0.1369*** (0.0174)
1인당 지방세액		0.2806* (0.1657)	0.2817* (0.1659)
절편	61.1153*** (2.2819)	65.4813*** (2.346)	69.623*** (3.0014)
연도 터미			0
고정효과 F-test (p-value)	37.72(<.0001)	84.72(<.0001)	78.93(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-9〉 시군구 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
고용률	-7.0551 (8.5846)	-12.9137 (8.3998)	-13.4278 (8.4028)
출산지원금		2.7974*** (0.3067)	2.7982*** (0.3069)
보육시설 수		-1.2347*** (0.1198)	-1.2513*** (0.12)
복지예산 비율		0.0608 (0.045)	0.0592 (0.0451)
1인당 지방세액		0.4025 (0.4966)	0.3612 (0.4969)
절편	117.6148*** (6.4945)	135.8533*** (7.146)	126.0321*** (9.9557)
연도 더미			o
고정효과 F-test (p-value)	0.72(0.3950)	19.53(0.0015)	17.92(0.0031)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

다. 소결

어떤 분석 모형을 이용하든지에 따라 결과가 달라지기는 했지만, 시군구의 전체 20~44세 인구 고용률의 효과를 분석한 결과는 대체로 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 시군구 고용률 증가는 결혼의 결정에 대해 규모가 크지는 않지만 유의한 양(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 모든 모형에서 얻은 가장 일관된 결과는 고용률이 무배우 여성의 혼인율을

유의하게 증가시켰다는 것이다. 시군구 고용률은 여성인구의 유배우 비율에 대해서도 양(+)의 효과를 보였지만, 이는 연도 및 시도 고정효과를 통제한 OLS 모형 추정 결과에서만 통계적으로 유의하게 나타났다.

둘째, 시군구 고용률 증가는 유배우 여성의 출산율에는 긍정적인 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 모형에 따라 결과가 약간씩 다르지만, 지역과 시기의 특성들이 적절하게 통제되는 경우, 고용률이 유배우 출산율에 미치는 효과는 모두 음(-)의 값으로 추정되었다. 즉, 연도 및 시도 고정효과를 통제한 OLS 모형 추정 결과에서는 유의한 음(-)의 효과가 발견되었고, 패널고정효과 추정 결과에서는 모두 유의하지 않은 음(-)의 영향이 나타났다.

셋째, 시군구 고용률이 합계출산율에 미친 효과에는 고용률이 결혼에 미친 효과와 유배우 출산율에 미친 효과가 혼재되어 있는 것으로 보인다. 예컨대, OLS 모형 추정 결과(표 3-2)에서는 연도 및 시도 고정효과가 통제되는 경우, 고용률의 계수가 유의한 음(-)의 값으로 바뀌는데 이는 이 모형을 적용할 때, 고용률이 유배우 출산율에 매우 강한 음(-)의 효과를 미쳤기 때문으로 풀이된다. 패널고정효과 모형 추정 결과(표 3-5)에서는 고용률이 합계출산율에 미친 효과가 모두 유의한 양(+)의 값으로 추정되었는데, 이는 고용률의 결혼에 대한 강한 양(+)의 효과가 유배우 출산율에 대한 약한 음(-)의 효과를 압도하면서 나타난 결과로 해석된다.

3. 성별 고용률 효과 분석 결과

각 시군구 20~44세 남성인구와 여성인구 각각의 고용률이 결혼과 출산에 미친 효과를 분석하였다. 기본적인 분석 방법은 제6절에 제시된 전체 인구 고용률의 분석 방법과 유사하다. 즉, 네 개의 결혼 및 출산 관련

지표(합계출산율, 무배우 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율)를 이용하여, 단순한 OLS 회귀모형과 시군구 패널고정효과 모형을 추정하였다. 여기에서도 먼저 OLS 회귀분석 결과를 소개하고, 다음으로 패널고정효과 모형 추정 결과를 설명하기로 한다.

가. OLS 회귀모형 추정 결과

〈표 3-10〉부터 〈표 3-13〉은 단순한 OLS 회귀모형을 도입하여, 시군구 남성 고용률과 여성 고용률이 각각 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율에 미친 효과를 추정한 결과를 보고해준다. 전체 고용률 분석에서와 같이 여기에도 네 가지 모형이 도입되었다. 모형 1은 고용률만을 분석에 포함하였고, 모형 2는 고용률과 더불어 출산지원금, 보육시설 수, 1인당 지방세액 등의 시군구 특성에 관한 변수를 포함하였다. 모형 3은 이상의 변수에 연도 고정효과를 추가였으며, 모형 4는 여기에 더하여 시도 고정효과를 통제하였다.

〈표 3-10〉은 남녀 고용률이 합계출산율에 미친 효과를 추정한 결과를 보고한다. 결과는 남성의 고용률과 여성의 고용률이 합계출산율에 미치는 효과가 완전히 다르다는 것을 보여 준다. 모든 모형에 대해 남성 고용률의 계수는 유의한 양(+)의 값으로 추정되었다. 계수의 규모는 포함되는 변수들이 늘어날수록 줄어드는 것으로 나타난다. 모형 2부터 4에서 얻은 결과에 따르면 표준편차(0.057)만큼의 남성 고용률 증가가 합계출산율을 0.051~0.088 높인 것으로 추정된다. 이와는 대조적으로 여성 고용률의 계수는 모든 모형에 대해 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다.

〈표 3-10〉 시군구 남성과 여성 고용률과 합계출산율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 고용률	2.5567*** (0.0906)	1.5498*** (0.0897)	1.2224*** (0.0842)	0.8955*** (0.0836)
여성 고용률	-0.4528*** (0.0808)	-0.8688*** (0.0748)	-1.0453*** (0.0718)	-0.9159*** (0.0684)
출산지원금		0.0415*** (0.0042)	0.0455*** (0.0042)	0.019*** (0.0044)
보육시설 수		-0.0001 (0.001)	-0.0041*** (0.0011)	-0.0081*** (0.0011)
복지예산 비율		-0.0077*** (0.0004)	-0.0082*** (0.0004)	-0.0044*** (0.0006)
1인당 지방세액		-0.0231*** (0.0057)	-0.0422*** (0.0054)	-0.0097* (0.0053)
절편	-0.4877*** (0.0728)	0.7406*** (0.0831)	1.1106*** (0.0789)	1.0647*** (0.0786)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.2393	0.4105	0.5102	0.5959
F-value	402.1	296.95	157.27	126.34
(p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함. 자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-11〉은 남녀 고용률이 무배우 여성 혼인율에 미치는 효과를 분석한 결과를 제시한다. 합계출산율 분석 결과와 마찬가지로, 남성 고용률 증가는 무배우 여성 혼인율을 유의하게 높이는 요인이었던 데 반해, 여성 고용률의 증가는 무배우 여성 혼인율을 유의하게 낮추는 요인으로 나타났다. 남성 고용률이 무배우 여성 혼인율에 미치는 효과의 크기는 통제변수가 늘수록 감소하는 경향을 보였다. 모형 2부터 모형 4에서 얻은 결과는 표준편차(0.057)만큼의 남성 고용률 증가가 무배우 여성 1,000명당 결혼

62 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

건수를 6.8~9.4건 높였음을 보여 준다. 반대로, 표준편차(0.064) 규모의 여성 고용률 증가는 무배우 여성 1,000명당 결혼 건수를 4.2~7.0건 낮추는 것으로 나타났다.

〈표 3-11〉 시군구 남성과 여성 고용률과 무배우 혼인율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 고용률	264.9509*** (9.9874)	164.6574*** (10.3231)	122.7779*** (9.6899)	119.3867*** (9.8286)
여성 고용률	-91.1278*** (8.903)	-109.787*** (8.6086)	-90.801*** (8.2575)	-74.083*** (8.0407)
출산지원금		-1.9694*** (0.4887)	0.7347 (0.4829)	-1.9713*** (0.513)
보육시설 수		-0.359*** (0.1196)	-0.0718 (0.1213)	-0.1916 (0.1314)
복지예산 비율		-0.8514*** (0.0417)	-0.6848*** (0.0407)	-0.2812*** (0.0656)
1인당 지방세액		-3.4953*** (0.6542)	-3.8792*** (0.6223)	0.1758 (0.6272)
절편	-44.9382*** (8.028)	78.1026*** (9.5628)	97.8658*** (9.0748)	59.4058*** (9.2453)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.2173	0.3384	0.4506	0.527
F-value	355.05	218.42	124.05	95.69
(p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-12〉는 시군구 남녀 고용률이 유배우 여성 비율에 미치는 효과를 추정한 결과를 보고한다. 이 경우도, 남성 고용률은 유배우 여성 비율에 유의한 양(+)의 효과를 나타내지만, 여성 고용률은 반대로 유배우 여성

비율에 유의한 음(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 남성 고용률의 효과는 통제하는 변수가 늘어날수록 그 크기가 줄어들었다. 모형 2부터 모형 4에서 얻은 결과에 따르면, 표준편차(0.057) 크기의 남성 고용률 증가가 발행할 때, 유배우 여성 비율이 1.9~2.6% 높아졌다. 반면, 표준편차(0.064)만큼 여성 고용률이 높아지는 경우, 유배우 여성 비율이 1.3~2.2%p 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 3-12〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 비율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 고용률	97.9307*** (3.3402)	46.0599*** (2.9207)	44.7916*** (3.001)	33.1327*** (2.8488)
여성 고용률	-19.7448*** (2.9775)	-33.8325*** (2.4356)	-31.0524*** (2.5573)	-19.9556*** (2.3306)
출산지원금		0.3918*** (0.1383)	0.5917*** (0.1495)	-0.1819 (0.1487)
보육시설 수		0.109*** (0.0338)	0.1573*** (0.0376)	-0.0048 (0.0381)
복지예산 비율		-0.4428*** (0.0118)	-0.4264*** (0.0126)	-0.2259*** (0.019)
1인당 지방세액		-2.2368*** (0.1851)	-2.2265*** (0.1927)	-0.5827*** (0.1818)
절편	-2.4599 (2.6849)	58.4908*** (2.7055)	57.7444*** (2.8105)	47.3102*** (2.6798)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.2527	0.5479	0.5502	0.6607
F-value	432.05	516.08	184.46	166.53
(p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-13〉은 시군구 남녀 고용률이 유배우 여성 출산율에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여 준다. 다른 지표를 이용한 분석 결과와 달리, 남성 고용률은 유배우 여성 출산율에는 뚜렷한 양(+)의 효과를 미치지 않은 것으로 추정되었다. 연도 및 시도 고정효과가 통제되지 않는 경우(모형 1과 2), 남성 고용률 추정계수가 유의한 양(+)의 값을 가지지만, 연도 고정효과를 통제하면(모형 3) 계수 크기가 매우 작아지고 통계적인 유의성이 사라지며, 여기에 시도 고정효과까지 추가로 통제하면 계수의 부호가 음(-)으로 바뀌게 된다. 여성 고용률의 효과도 모형에 따라 다르게 나타났다. 다른 변수가 통제되지 않으면(모형 1), 여성 고용률의 계수가 유의한 양(+)의 값으로 추정되지만, 시군구 특성이 통제되면(모형 2) 그 통계적인 유의성이 사라지고, 연도 고정효과가 추가로 통제되면(모형 3과 4), 여성 고용률이 유의한 음(-)의 효과를 가지는 것으로 나타난다.

〈표 3-13〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: OLS 회귀분석 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
남성 고용률	11.2606* (6.802)	29.5178*** (7.3789)	0.4546 (6.5756)	-0.3708 (6.8367)
여성 고용률	15.4354** (6.0635)	6.1788 (6.1534)	-16.2553*** (5.6035)	-35.1117*** (5.5931)
출산지원금		3.0608*** (0.3493)	2.9301*** (0.3277)	2.4683*** (0.3568)
보육시설 수		-0.5014*** (0.0855)	-1.0377*** (0.0823)	-1.0494*** (0.0914)
복지예산 비율		0.2713*** (0.0298)	0.1838*** (0.0276)	0.0159 (0.0456)
1인당 지방세액		3.6769*** (0.4676)	1.5902*** (0.4223)	0.39 (0.4363)
절편	95.6708*** (5.4675)	81.1957*** (6.8354)	119.5392*** (6.1581)	144.4934*** (6.431)
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0042	0.0729	0.3061	0.3722
F-value	6.41	34.4	67.17	51.39
(p-value)	0.0017	<.0001	<.0001	<.0001
관측 수	2550	2550	2550	2550

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함. 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료: 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료: 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

나. 패널고정효과 모형 추정 결과

〈표 3-14〉부터 〈표 3-17〉은 패널고정효과 모형을 도입하여, 시군구 남성 고용률과 여성 고용률이 각각 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 유배우 여성 비율, 유배우 여성 출산율 등에 미친 효과를 추정한 결과를 보

고해준다. 전체 고용률에 대한 분석에서와 같이, OLS 추정에 이용되었던 모형 가운데 시도 고정효과를 고려한 모형을 제외하고 나머지 세 가지 모형이 추정에 이용되었다. 즉, 모형 1은 남녀 고용률만을 설명변수로 포함하였고, 모형 2는 남녀 고용률과 함께 출산지원금, 보육시설 수, 1인당 지방세액 등의 시군구 특성에 관한 변수를 포함하였으며, 모형 3은 여기에 연도 고정효과를 추가로 통제하였다.

〈표 3-14〉 시군구 남성과 여성 고용률과 합계출산율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
남성 고용률	0.4363*** (0.0705)	0.3834*** (0.0677)	0.3776*** (0.0677)
여성 고용률	-0.2066*** (0.0596)	-0.1595*** (0.0572)	-0.1588*** (0.0573)
출산지원금		0.0233*** (0.003)	0.0235*** (0.003)
보육시설 수		-0.0142*** (0.0013)	-0.0142*** (0.0013)
복지예산 비율		-0.0022*** (0.0005)	-0.0022*** (0.0005)
1인당 지방세액		-0.0011 (0.005)	-0.0015 (0.005)
절편	1.0295*** (0.0721)	1.2985*** (0.0743)	1.2816*** (0.1021)
연도 터미			0
고정효과 F-test (p-value)	55.13(<.0001)	82.34(<.0001)	79.94(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-14〉는 시군구 남성 고용률과 여성 고용률이 합계출산율에 미친 효과를 추정한 결과를 제시해준다. 패널고정효과 모형 추정 결과는 OLS 모형 추정 결과와 질적으로 매우 유사하다. 즉, 모든 모형에 대해 남성 고용률은 합계출산율에 유의한 양(+)의 효과를 미친 것에 반해, 여성 고용률은 합계출산율에 유의한 음(-)의 효과를 나타냈다. 다만, OLS 추정 결과와 비교할 때, 추정계수의 절대적인 규모가 감소하였고, 모형에 따른 추정계수 규모의 차이가 줄어든 것이 관찰된다. 패널고정효과 모형 분석 결과에 따르면, 표준편차(0.057) 규모의 남성 고용률 증가는 합계출산율을 0.021~0.025 높이는 것으로 추정된다. 또한 표준편차(0.064)만큼의 여성 고용률 증가는 합계출산율을 0.010~0.013 낮추는 것으로 추정된다.

〈표 3-15〉는 시군구 남성과 여성 고용률이 각각 무배우 여성 혼인율에 미친 효과에 관한 패널고정효과 모형 분석 결과를 보고해준다. 남성 고용률 증가는 OLS 모형 분석 결과와 마찬가지로 모든 모형에서 시군구 내 무배우 여성 혼인율을 유의하게 높이는 것으로 추정되었다. 반면, 시군구 여성 고용률은 지역 내 무배우 여성 혼인율에 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 효과를 미친 것으로 나타났다. 표준편차(0.057)에 해당하는 시군구 남성 고용률 증가는 그 지역의 무배우 여성 1,000명당 혼인 수를 1.6~1.9건 높이는 것으로 추정된다.

〈표 3-15〉 시군구 남성과 여성 고용률과 무배우 혼인율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
남성 고용률	32.878*** (9.3674)	29.512*** (9.406)	28.7905*** (9.4109)
여성 고용률	-7.3092 (7.9353)	-7.2999 (7.9434)	-6.874 (7.9473)
출산지원금		-0.1254 (0.418)	-0.0818 (0.4183)
보육시설 수		-0.0701 (0.173)	-0.0596 (0.1733)
복지예산 비율		0.0214 (0.0684)	0.0325 (0.0685)
1인당 지방세액		-0.3577 (0.6892)	-0.3741 (0.6897)
절편	87.848*** (9.6971)	91.3773*** (10.5812)	109.8968*** (15.644)
연도 더미			o
고정효과 F-test (p-value)	58.38(<.0001)	84.16(<.0001)	79.18(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-16〉은 패널고정효과 모형을 추정하여 시군구 남성과 여성의 고용률이 각각 그 지역의 여성 유배우 비율에 미친 영향을 추정한 결과를 제시해준다. 무배우 여성 혼인율을 도입한 분석 결과와 유사하게, 시군구 남성 고용률 증가는 해당 지역 내의 여성인구 유배우 비율을 유의하게 높인 데 반해, 여성 고용률 증가는 그 지역 여성들이 결혼했을 확률을 낮추는 효과를 보였다. 추정계수의 규모는 남성 고용률이 표준편차(0.057)만큼 높아질 때 여성 유배우 비율이 0.35~0.40%p 증가함을 보여 준다. 표

준편차(0.064)만큼의 여성 고용률 증가는 여성 유배우 비율을 0.20~0.23%p 낮추는 것으로 추정되었다.

〈표 3-16〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 비율: 시군구 패널고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
남성 고용률	7.0234*** (2.2656)	6.375*** (2.2502)	6.1694*** (2.2533)
여성 고용률	-3.5238* (1.9148)	-3.3299* (1.9039)	-3.1725* (1.9062)
출산지원금		-0.023 (0.0995)	-0.0088 (0.0997)
보육시설 수		-0.0286 (0.0423)	-0.021 (0.0425)
복지예산 비율		-0.1409*** (0.0173)	-0.1362*** (0.0173)
1인당 지방세액		0.2712 (0.1655)	0.2728* (0.1657)
절편	59.5925*** (2.3408)	64.0711*** (2.4123)	68.1403*** (3.0344)
연도 더미			o
고정효과 F-test (p-value)	68.88(<.0001)	102.95(<.0001)	96.26(<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-17〉은 시군구 남성과 여성 고용률이 유배우 여성 출산율에 미친 효과를 분석한 패널고정효과 모형 추정 결과를 보고한다. 다른 결혼 및 출산 지표를 도입한 분석 결과와는 달리, 남성 고용률은 유배우 여성 출산율에는 유의한 양(+)의 효과를 미치지 않은 것으로 나타났다. 다른 변

수가 통제되지 않는 경우, 남성 고용률이 한계적으로 유의한 양(+)¹의 효과를 보이지만($p=0.064$), 다른 변수들이 분석에 포함되면, 통계적인 유의성이 사라지는 것으로 나타났다. 반면, 시군구 여성 고용률 증가는 지역 내 유배우 여성의 출산율을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 표준편차(0.064) 규모의 시군구 여성 고용률 증가는 해당 지역 내 25~39세 유배우 여성 1,000명당 출생아 수를 약 1.2명 감소시킨 것으로 추정된다.

〈표 3-17〉 시군구 남성과 여성 고용률과 25~39세 유배우 여성 조출산율: 시군구 패널 고정효과 모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
남성 고용률	13.0008* (7.0169)	7.4153 (6.8371)	7.0994 (6.8398)
여성 고용률	-18.3762*** (5.9618)	-18.0038*** (5.7558)	-18.2182*** (5.7587)
출산지원금		2.7552*** (0.3066)	2.7548*** (0.3068)
보육시설 수		-1.2328*** (0.1196)	-1.2497*** (0.1198)
복지예산 비율		0.0683 (0.0449)	0.0666 (0.045)
1인당 지방세액		0.3707 (0.496)	0.3303 (0.4963)
절편	113.244*** (6.7841)	131.4584*** (7.3872)	121.2635*** (10.1795)
연도 더미			o
고정효과 F-test (p-value)	5.13(0.0768)	19.46(0.0034)	17.91(0.0065)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 출산지원금과 1인당 지방세액의 단위는 100만 원. 복지예산 비율의 단위는 퍼센트. 보육시설 수는 각 시군구의 영유아(5세 이하) 1,000명당 보육시설 수. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준 오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.
자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

다. 소결

시군구별 남성과 여성의 고용률을 따로 분석에 포함하여 지역 내 결혼과 출산의 지표에 미친 효과를 추정하는 경우, 남성 고용률과 여성 고용률의 효과는 전혀 다른 것으로 나타났다. 전반적으로 시군구 남성 고용률 증가는 그 지역 내 여성의 결혼확률 제고를 통해 합계출산율을 높이는 요인으로 작용하였다. 반면, 시군구 여성 고용률 증가는 해당 지역 내 여성의 유배우 비율과 유배우 출산율을 낮춤으로써 합계출산율을 감소시키는 요인이었다. 이러한 결과는 전체 인구의 고용률을 이용한 분석과 비교할 때, 모든 추정모형에서 훨씬 일관되게 나타났다. 이는 전체 인구의 고용률을 이용하여 수행한 분석 결과에서 발견된 비일관성이 남성 고용률과 여성 고용률이 미친 상반된 효과가 혼재되어 나타났음을 시사한다.

시군구 내 남성 고용률이 지역의 결혼과 출산에 미치는 효과의 규모는 그리 크지는 않지만 무시할 수 있을 정도는 아닌 것으로 평가된다. 예컨대 표준편차(0.057) 규모의 시군구 남성 고용률 증가는 해당 지역 내 합계출산율을 0.021~0.025(분석 기간 평균의 1.7~2.0%), 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 수를 1.6~1.9건(분석 기간 평균의 1.5~1.7%) 높인 것으로 추정된다. 반면, 시군구 여성 고용률 증가가 결혼과 출산에 미친 음(-)의 효과는 상대적으로 규모가 크지 않다. 예컨대, 표준편차(0.064)만큼의 여성 고용률 증가는 합계출산율을 0.010~0.013(분석 기간 평균의 0.08~0.10%) 낮추는 것으로 추정되었다. 전체 고용에서 여성이 차지하는 비중이 낮고, 남성 고용률이 미치는 양(+)의 효과가 여성 고용률이 미치는 음(-)의 효과보다 규모가 더 컸기 때문에, 제5절에서 제시한 바와 같이 전체 인구 고용률이 전반적으로 결혼과 출산 지표를 높이는 결과가 나타났다고 할 수 있다.

4. 평균임금을 포함한 강건성 분석 결과

한 지역의 고용률은 노동에 대한 수요와 공급 변화 모두에 의해 변화할 수 있다. 그리고 고용률 변화가 결혼과 출산에 미치는 영향은, 변화의 원인이 수요 측면인지 혹은 공급 측면인지에 따라 다를 수 있다. 예컨대 수요 변화에 의한 고용률 증가는 임금 상승을 수반하기 때문에, 공급 변화에 의한 고용률 증가에 비해 결혼이나 출산에 대한 소득효과(소득이 높아져서 결혼과 출산의 여력이 생기는 효과)와 대체효과(결혼이나 출산의 기회비용이 높아지는 효과)가 더 커질 수 있다. 어떤 지역의 고용률 증가는 호의적인 노동시장 여건을 반영하기보다 경제적인 어려움에 기인한 노동공급 증가의 결과로 나타날 수 있다.

이번 절에서는 이와 같은 고용률 변이의 이질성 문제를 완화하기 위해 시군구 평균임금을 통제한 강건성 분석을 수행하였다. 더 구체적으로, 시군구 전체 20~44세 인구 고용률의 효과에 관한 분석 모형과 시군구 20~44세 남성인구와 여성인구 고용률의 효과에 관한 분석 모형에 각각 시군구 20~44세 전체 취업자 및 남성과 여성 취업자의 평균임금을 추가한 후 OLS 및 패널고정효과 회귀분석을 수행하였다. 먼저 전체 인구 고용률 및 평균임금의 효과에 관한 결과를 소개하고, 다음으로 남성과 여성의 고용률 및 평균임금의 효과에 관한 결과를 설명하기로 한다.

가. 전체 20~44세 인구 고용률과 취업자 평균임금의 효과

〈표 3-18〉은 시군구 전체 20~44세 인구의 고용률과 20~44세 취업자의 평균임금이 합계출산율(패널 A), 무배우 여성 혼인율(패널 B), 여성인구 유배우 비율(패널 C), 유배우 여성 출산율(패널 D)에 미친 효과에 관한

OLS 회귀분석 결과를 요약한 것이다. 제3절에서 이루어진 OLS 회귀분석과 마찬가지로, 고용률과 평균임금만을 포함한 모형 1, 시군구 특성 변수를 함께 고려한 모형 2, 여기에 연도 고정효과를 통제한 모형 3, 시도 고정효과까지 추가로 통제한 모형 4, 모두 네 가지 모형을 추정에 이용하였다. 표에는 고용률과 평균임금의 회귀계수 추정 결과만을 제시하였다.

평균임금을 분석에 포함하는 경우, 고용률만을 포함한 분석 결과에 비해 추정계수의 크기와 통계적인 유의성이 어느 정도 달라지기는 하지만, 시군구 고용률의 효과는 대체로 유지되었다. 즉, 시군구 고용률은 무배우 여성의 혼인율과 여성인구 유배우 비율에는 전반적으로 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 또한 유배우 여성 출산율과 합계출산율에 대한 고용률의 효과는 연도 및 시도 고정효과가 통제되지 않는 경우 유의한 양(+)의 값으로, 이 변수들이 통제되는 경우 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 평균임금은 대부분의 경우, 결혼과 출산의 지표에 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 두 가지 예외는 모형 4를 추정하는 경우 무배우 여성의 혼인율에 유의한 양(+)의 효과를 보였다는 것과, 모형 3을 추정하는 경우 유배우 여성 출산율에 유의한 양(+)의 효과를 나타냈다는 것이다.

74 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

〈표 3-18〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: OLS 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 합계출산율				
고용률	1.1902*** (0.1035)	0.3235*** (0.1055)	0.0016 (0.1036)	-0.2065** (0.1005)
평균임금	-0.0037*** (0.0002)	-0.0022*** (0.0002)	-0.001*** (0.0002)	0.0002 (0.0002)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.2502	0.3653	0.4469	0.5576
B. 무배우 혼인율				
고용률	74.9942*** (11.7932)	13.2499 (12.2016)	21.3372* (11.7136)	50.9601*** (11.4921)
평균임금	-0.3715*** (0.0201)	-0.2321*** (0.0217)	-0.0423* (0.0221)	0.2512*** (0.0257)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.1747	0.2811	0.4008	0.5098
C. 유배우 비율				
고용률	40.1823*** (3.7461)	0.9089 (3.4495)	6.5336* (3.6036)	7.0749** (3.3811)
평균임금	-0.1553*** (0.0064)	-0.0723*** (0.0061)	-0.0699*** (0.0068)	0.0031 (0.0076)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.2891	0.5095	0.5158	0.6378
D. 유배우 출산율				
고용률	27.9978*** (7.8213)	29.8387*** (8.3622)	-14.2905* (7.5701)	-38.5277*** (7.8777)
평균임금	0.0114 (0.0133)	-0.0397*** (0.0149)	0.0792*** (0.0143)	-0.0017 (0.0176)
시군구 특성		o	o	o
연도 고정효과			o	o
시도 고정효과				o
Adj R-square	0.0043	0.0738	0.3135	0.3682

주: 관측 수는 모두 2,550. 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율. 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-19〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: 패널고정효과모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
A. 합계출산율			
고용률	0.1784** (0.0899)	0.2052** (0.0861)	0.2047** (0.0861)
평균임금	-0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
시군구 특성		o	o
연도 고정효과			o
고정효과 F-test (p-value)	51.35 (<.0001)	64.6 (<.0001)	61.02 (<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13
B. 무배우 혼인율			
고용률	24.579** (11.8159)	22.425* (11.8601)	22.7462* (11.866)
평균임금	-0.0187 (0.0316)	-0.0089 (0.0326)	-0.0022 (0.0327)
시군구 특성		o	o
연도 고정효과			o
고정효과 F-test (p-value)	30.84 (<.0001)	64.91 (<.0001)	61.41 (<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13
C. 유배우 비율			
고용률	1.4358 (2.8777)	1.3665 (2.855)	1.4999 (2.8586)
평균임금	-0.03*** (0.0081)	-0.0239*** (0.008)	-0.0219*** (0.0081)
시군구 특성		o	o
연도 고정효과			o
고정효과 F-test (p-value)	58.24 (<.0001)	83.74 (<.0001)	77.8 (<.0001)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13
D. 유배우 출산율			
고용률	-5.8025 (8.7616)	-9.7067 (8.4949)	-10.0437 (8.4976)
평균임금	0.0155 (0.0219)	0.0538** (0.0219)	0.0566*** (0.0219)
시군구 특성		o	o
연도 고정효과			o
고정효과 F-test (p-value)	1.7 (0.4279)	16.3 (0.0123)	15.4 (0.0174)
시군구 수 / 연도 수	212 / 13	212 / 13	212 / 13

주: 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율. 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

자료: 통계청, (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부, (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청, (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-19〉는 패널고정효과 모형을 도입하여 유사한 분석을 수행한 결과를 보여 준다. 이 결과 역시, 시군구 평균임금을 포함하지 않고 수행한 기본적인 분석 결과와 매우 유사하다. 고용률은 합계출산율과 무배우 여성 혼인율에 대해 일관되게 유의한 양(+)의 효과를 보였고, 여성인구 유배우 비율에 대해서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과를 미쳤으며, 유배우 여성 출산율에 대해서는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 효과를 나타냈다. 시군구의 고정적 요인의 효과를 제거하면, 시군구 평균임금이 결혼 및 출산 지표에 미치는 음(-)의 효과는 여성인구 유배우 비율에 관한 분석 결과에만 그대로 유지되었다. 유배우 여성 출산율에 대한 평균임금의 효과는 모형 2와 3에서 유의한 양(+)의 값으로 추정되었다.

나. 남녀 20~44세 인구 고용률과 취업자 평균임금의 효과

〈표 3-20〉은 시군구 20~44세 남성과 여성인구의 고용률과 20~44세 남성 및 여성 취업자의 평균임금이 합계출산율(패널 A), 무배우 여성 혼인율(패널 B), 여성인구 유배우 비율(패널 C), 유배우 여성 출산율(패널 D)에 미친 효과에 관한 OLS 회귀모형 추정 결과를 요약하여 보고해준다. 이 분석에서도 고용률과 평균임금만을 포함한 모형 1, 시군구 특성 변수를 함께 고려한 모형 2, 여기에 연도 고정효과를 통제한 모형 3, 시도 고정효과까지 추가로 통제한 모형 4, 총 네 가지 모형이 추정에 이용되었다. 표에는 고용률과 평균임금의 회귀계수 추정 결과만 보고되어 있다.

남녀 평균임금을 분석에 포함한 분석은 남녀 고용률만을 포함하여 수행한 분석(표 3-10에서 표 3-13)과 거의 비슷한 결과를 산출하는 것으로 나타났다. 추정계수의 크기와 각 계수의 통계적인 유의성도 유사했다. 유배우 여성 출산율에 관한 모형 1과 모형 2의 분석 결과에서만 유의미한

차이가 발견되었다. 남녀 임금이 통제되어도, 시군구 남성 고용률은 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 반면, 시군구 여성 고용률이 높아지면 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율이 유의하게 낮아지고, 연도 고정효과를 통제하는 경우에는 유배우 여성 출산율도 낮추는 효과가 발견되었다.

〈표 3-21〉은 패널고정효과 모형을 이용하여 유사한 회귀분석을 수행한 결과를 요약해 보여 준다. 이 결과 역시, 시군구 남녀 평균임금을 포함하지 않고 수행한 기본적인 분석 결과(표 3-14에서 표 3-17)와 매우 유사하다. 시군구 남성 고용률은 해당 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 대해 일관되게 유의한 양(+)의 효과를 보였고, 유배우 여성 출산율에 대해서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 효과를 나타냈다. 반면, 시군구 여성 고용률의 증가는 그 지역 내의 합계출산율, 여성인구 유배우 비율, 유배우 여성 출산율을 유의하게 낮추고, 무배우 여성의 혼인율에는 유의하지 않은 음(-)의 효과를 나타냈다.

각 시군구 남성 평균임금은 결혼과 출산에 일관된 효과를 보이지 않는 것으로 나타났다. OLS 모형 추정 결과는 모든 모형에 대해 시군구 남성 평균임금이 그 지역 무배우 여성 혼인율에 유의한 양(+)의 효과를 미쳤음을 보여 준다. 또한 모형 1과 모형 3을 적용하는 경우, 유배우 여성 출산율에도 유의한 양(+)의 효과를 나타낸다. 그러나 패널고정효과 모형을 도입하여, 시군구별 고정적인 특성의 효과를 제거하면, 남성 평균임금의 효과는 사라진다. 반면, 시군구 여성의 평균임금은 일관되게 그 지역 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 유의한 음(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다.

78 출산과 사망에 대한 거시변수 영향 분석

〈표 3-20〉 남녀 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: OLS 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 합계출산율				
남성 고용률	1.7957*** (0.0858)	1.3313*** (0.0864)	1.1708*** (0.0819)	0.8624*** (0.0832)
여성 고용률	-0.4758*** (0.0808)	-0.652*** (0.0779)	-0.8844*** (0.0748)	-0.9095*** (0.0737)
남성 평균임금	-0.0006** (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0006*** (0.0002)	0.0003 (0.0002)
여성 평균임금	-0.0042*** (0.0003)	-0.0038*** (0.0003)	-0.0039*** (0.0003)	-0.0025*** (0.0004)
B. 무배우 혼인율				
남성 고용률	170.0421*** (9.4208)	129.2322*** (9.8396)	114.015*** (9.5886)	115.286*** (9.817)
여성 고용률	-65.6094*** (8.8697)	-66.7385*** (8.8635)	-68.3652*** (8.7505)	-54.7113*** (8.6964)
남성 평균임금	0.1118*** (0.0261)	0.1411*** (0.0262)	0.1171*** (0.026)	0.1395*** (0.0259)
여성 평균임금	-0.652*** (0.0342)	-0.5776*** (0.0341)	-0.4109*** (0.0385)	-0.0667 (0.0446)
C. 유배우 비율				
남성 고용률	68.8316*** (3.0411)	40.7535*** (2.8334)	44.5229*** (2.8349)	32.5259*** (2.8451)
여성 고용률	-25.5319*** (2.8632)	-29.7954*** (2.5523)	-27.8136*** (2.5872)	-20.8983*** (2.5203)
남성 평균임금	-0.052*** (0.0084)	-0.0136* (0.0076)	-0.0046 (0.0077)	-0.0008 (0.0075)
여성 평균임금	-0.138*** (0.011)	-0.0992*** (0.0098)	-0.1468*** (0.0114)	-0.0595*** (0.0129)
D. 유배우 출산율				
남성 고용률	8.9219 (7.3386)	24.0752*** (7.5814)	-2.0024 (6.6468)	-1.1138 (6.8685)
여성 고용률	22.9*** (6.9093)	13.0441* (6.8293)	-12.916** (6.0659)	-35.0904*** (6.0845)
남성 평균임금	0.0461** (0.0203)	0.0253 (0.0202)	0.0424** (0.018)	0.0056 (0.0182)
여성 평균임금	-0.0472* (0.0267)	-0.0874*** (0.0263)	0.04 (0.0267)	-0.0576* (0.0312)

주: 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율. 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

〈표 3-21〉 고용률과 평균임금이 결혼·출산에 미친 영향: 패널고정효과모형 추정 결과

독립변수	(1)	(2)	(3)
A. 합계출산율			
남성 고용률	0.4201*** (0.0706)	0.3762*** (0.0678)	0.372*** (0.0678)
여성 고용률	-0.2233*** (0.0598)	-0.1654*** (0.0575)	-0.1636*** (0.0575)
남성 평균임금	-0.0002 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
여성 평균임금	-0.0007*** (0.0003)	-0.0006** (0.0003)	-0.0005* (0.0003)
고정효과 F-test (p-value)	87.83 (<.0001)	91.47 (<.0001)	87.14 (<.0001)
B. 무배우 혼인율			
남성 고용률	30.5506*** (9.3891)	28.2764*** (9.417)	27.7549*** (9.4232)
여성 고용률	-8.8755 (7.9719)	-8.5371 (7.9819)	-7.9528 (7.9891)
남성 평균임금	0.0009 (0.027)	0.0029 (0.0275)	0.0038 (0.0275)
여성 평균임금	-0.0843** (0.0363)	-0.0728** (0.0365)	-0.0639* (0.0367)
고정효과 F-test (p-value)	77.77 (<.0001)	87.86 (<.0001)	81.39 (<.0001)
C. 유배우 비율			
남성 고용률	6.4222*** (2.2635)	5.8947*** (2.2486)	5.7595** (2.2522)
여성 고용률	-4.3867** (1.9156)	-4.0953** (1.9068)	-3.8896** (1.9109)
남성 평균임금	-0.0098 (0.0067)	-0.0059 (0.0067)	-0.0058 (0.0067)
여성 평균임금	-0.0382*** (0.0088)	-0.0348*** (0.0087)	-0.0321*** (0.0088)
고정효과 F-test (p-value)	98.43 (<.0001)	103.27 (<.0001)	101.68 (<.0001)
D. 유배우 출산율			
남성 고용률	13.0773* (7.0555)	8.0549 (6.8463)	7.76 (6.8474)
여성 고용률	-18.446*** (6.0187)	-16.6862*** (5.7982)	-16.8036*** (5.8017)
남성 평균임금	-0.0061 (0.0198)	0.0256 (0.0194)	0.0265 (0.0194)
여성 평균임금	0.0099 (0.0271)	0.0163 (0.0263)	0.0186 (0.0265)
고정효과 F-test (p-value)	11.25 (0.0239)	18.04 (0.0209)	17.07 (0.0294)

주: 제조업 고용 비율은 해당 지역 20~44세 인구 중 제조업에 고용된 인력의 비율. 시군구 특성은 1인당 지방세액, 영유아 1,000명당 보육시설 수, 지자체 출산지원금 등을 포함함. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차임. * ** ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료; 행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료; 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료 등, 본문에 소개된 여러 가지 자료들을 결합하여 저자 계산.

다. 소결

시군구 20~44세 전체 취업인구 및 남녀 취업인구의 평균임금을 추가로 포함하여 수행한 회귀분석 결과는 고용률 변수만을 포함하여 수행한 기본적인 회귀분석 결과와 매우 유사한 것으로 나타났다. 시군구 전체 고용률은 모형에 따라 차이가 있지만, 대체로 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 대해 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 시군구 남성 고용률은 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 대해 비교적 일관된 양(+)의 효과를 보인 반면, 시군구 여성 고용률의 증가는 해당 지역의 합계출산율, 여성인구 무배우 비율, 유배우 여성 출산율을 낮추는 효과를 보였다. 시군구 남성 평균임금은 결혼과 출산에 대해 일관된 효과를 미치지 않는 것으로 나타난 반면, 여성 평균임금은 일관되게 그 지역 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 유의한 음(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다.



제4장

사망에 대한 거시변수 영향 분석

제1절 분석 방법

제2절 분석 결과

제4장 사망에 대한 거시변수 영향 분석

제1절 분석 방법

1. 추정모형

실업률이 사망률에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다음과 같은 시도별 패널고정효과 모형(panel fixed effects model)을 이용한다.

$$H_{jkt} = X_{jt}\beta + E_{jt}\gamma + \alpha_t + R_j + RT_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

이 식에서 하첨자 j 는 시도, t 는 연도, k 는 집단을 나타낸다. 이는 Ruhm(2000)의 회귀모형과 기본적으로 동일한 것으로, 해당 모형을 한국 자료에 그대로 적용하였을 때 결과가 어떻게 달라지는지 확인한다. Lee and Kim(2017)에서도 동일한 모형을 사용하였다.

H_{jkt} 는 j 시도 t 년의 10만 명당 사망률의 로그값을 의미한다. 이는 해당 시도-연도의 사망자 수에 10만을 곱하고 추계인구를 나눈 값에 자연로그를 취한 값으로 정의한다. k 는 집단으로, 분석 목적에 따라 달라진다. k 가 전체 인구가 아닐 경우, 성별·연령별·사망원인별 사망자 수에 성별·연령별 추계인구를 나눈다. 교육수준별 사망률의 경우, 추계인구에 해당 교육수준의 비율을 곱한 인구수 추정치를 구한 수치를 이용한다.

E_{jt} 는 j 시도 t 년의 실업률을 의미한다. 이는 해당 시도 거시경제지표의 대리변수(proxy variable)이다. 실업률을 사용할 때, 해당 변수의 계수 γ 가 음수일 경우 이는 실업률의 증가로 대표되는 경기침체가 사망률을 증

가시킴을, 즉 사망이 경기순행적(procyclical)임을 의미한다. 반면 해당 계수가 양수일 경우 사망은 경기역행적(countercyclical)임을 의미한다. 고용률을 사용할 때는 이와 반대이다. 계수가 음수일 경우 사망은 경기역행적, 양수일 경우 사망은 경기순행적이다.

사망률은 실업률 이외에도 다른 다양한 시도별, 연도별 특질에 의해 결정될 수 있다. 이러한 영향력을 통제하기 위해 연도별 고정효과 α_t 와 시도별 고정효과 R_i 를 통제한다. 이뿐만 아니라 시도별로 사망률 변화 추이가 다를 가능성을 고려하기 위하여 시도별 시간추세(province-specific time trends) RT_{it} 도 통제한다. 연도별·시도별 고정효과와 $Ruhm(2000, 2015)$ 과 $Lee \text{ and } Kim(2017)$ 등 선행연구에서 공통적으로 통제한 변수이며, 시도별 시간추세 역시 강건성 분석을 위해 해당 선행연구에서 고려한 변수이다. 만일 시도별 시간추세가 존재하지 않는다면 시도별 시간추세의 통제 여부는 관심변수인 실업률·고용률이 사망률에 미치는 효과 γ 의 추정치에 영향을 미치지 않아야 한다. 그러나 이후 살펴보듯, 시도별 시간추세를 통제하면 계수 추정치가 달라진다.

하지만 연도별 고정효과는 지역별로 다를 수 있는 이질성을 고려하지 못하고, 시도별 시간추세는 시도별 선형추세(linear trends)라는 단점이 있다. 시도별, 연도별 연령 비율과 교육수준 비율 변수를 통해 시도별 비선형추세를 아울러 고려한다. 시도별, 연도별 연령 비율은 5세 미만, 5~29세, 65세 이상 연령 비율이라는 세 변수를, 교육수준 비율은 30세 이상 인구 중에서 고등학교 중퇴 이하, 대학 재학/중퇴, 대학 졸업 이상 비율이라는 세 변수를 고려한다. 이 모두 $Ruhm(2000)$, $Lee \text{ and } Kim(2017)$ 에서 통제변수로 사용된 변수들이다.

시도별 규모 차이를 고려하기 위하여 해당 시도-연도의 추계인구를 가중치로 사용한다. <표 4-1>은 설명변수 목록이다.

〈표 4-1〉 설명변수 목록

구분	항목
H_{jt}	ln(연도별 시도별 10만 명당 사망률)
E_{jt}	연도별 시도별 실업률(단위: %)
α_t	연도별 고정효과
R_t	시도별 고정효과
RT_t	시도별 시간추세
$share0004_{jt}$	연도별 시도별 5세 미만 인구 비중
$share0529_{jt}$	연도별 시도별 5~29세 인구 비중
$share6500_{jt}$	연도별 시도별 65세 이상 인구 비중
$lesshigh30_{jt}$	30세 이상 인구 중 고등학교 중퇴 이하 비중
$somecollege30_{jt}$	30세 이상 인구 중 대학 재학/중퇴 비중
$college30_{jt}$	30세 이상 인구 중 대학 졸업 이상 비중

자료: 저자 작성.

2. 데이터

앞의 계량모형을 추정하기 위해서는 다양한 인구와 고용 관련 데이터를 이용하여야 한다. 시도별 1992~2021년 자료를 구축하기 위하여 다음의 자료를 이용한다.

먼저 사망률을 계산하기 위해 시도별, 연도별 사망자 수와 추계인구 자료가 필요하다. 추계인구(population projection of Korea) 자료는 국가통계포털(KOSIS)에서 얻었다. 사망자 수는 다음 두 자료를 통해 구하였다. 성-연령별 사망자 수는 국가통계포털의 인구동향조사(Current Population Survey)에서, 성-연령-교육수준별-사망원인별 사망자 수는 사망원인통계(Cause of Death Statistics)에서 구하였다. 특히 사망원인별 사망자 수의 경우, 성-연령-사망원인별 사망자 수는 국가통계포털 자료를 이용하였고, 국가통계포털에 공개하지 않는 성-연령-교육수준별

-사망원인별 사망자 수는 1992~2021년 사망원인통계 원시자료를 이용하였다. 1997~2021년 사망원인통계 원시자료는 통계청 MDIS (MicroData Integrated Service) 자료를, 1992~1996년 사망원인통계 원시자료는 CD 자료를 이용하였다. 한편 실업률과 고용률 자료는 경제활동인구조사(Economically Active Population Survey) 자료를 이용하였다.

연도별, 시도별 연령 비율은 추계인구 자료를 이용하였다. 연도별, 시도별 교육수준 비율은 인구주택총조사(Population Census) 1990~2020년 2% 원시자료를 통계청 MDIS에서 받아 이용하였다. 인구주택총조사는 5년 단위로 이루어지므로, 인구주택총조사가 이루어지지 않는 기타 연도(2019년, 2021년 등)의 교육수준 비율은 정확히 산출하는 것이 불가능하다. 1992~2019년 시도별 교육수준은 선형보간(linear interpolation)을 통해 구하였다. 한편 2021년 시도별 교육수준은 2020년과 동일하다고 가정하였다. 2025년 인구주택총조사가 아직 시행되지 않아 선형보간이 불가능하고, 선형보외(linear extrapolation)는 그 특성상 부정확한 수치를 반환할 가능성이 높기 때문이다. 이와 마찬가지로 이유로 1998~1999년 울산의 교육수준은 2000년과 동일하다고 가정하였다.

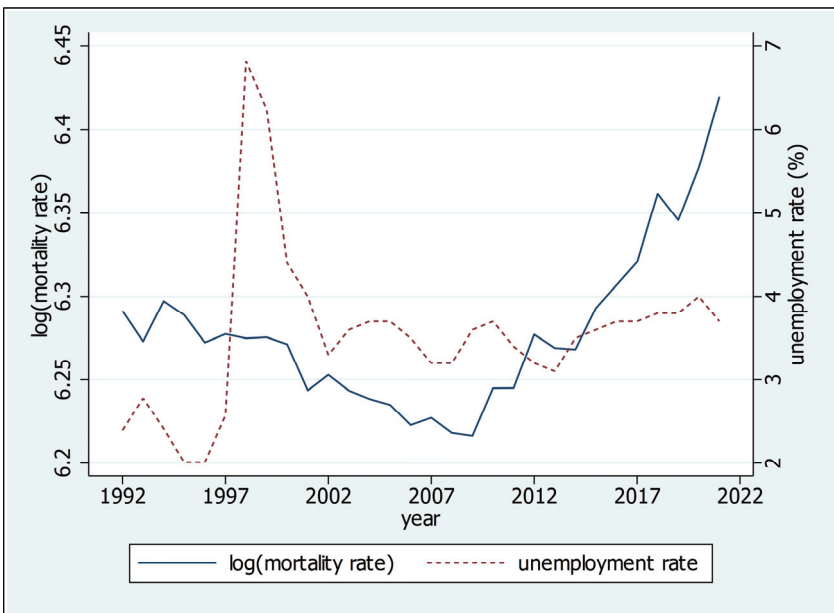
울산과 세종을 제외한 15개 시도는 1991년부터 모든 변수가 존재한다. 울산은 1998년부터, 세종은 2017년부터 실업률을 포함한 모든 변수가 존재한다.

제2절 분석 결과

1. 실업률과 사망률의 관계: 전국 단위 분석

1992~2021년 전국 실업률과 사망률의 시계열은 [그림 4-1]과 같다.

[그림 4-1] 실업률과 사망률 시계열



주: 로그 사망률(파란색 실선, 좌측 y축)은 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의함. 실업률(빨간색 점선, 우측 y축)은 경제활동인구조사의 사망률임.
자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-1]을 통해 사망률은 추세적 변동을, 실업률은 단기적 변화를 각각 보이고 있음을 확인할 수 있다. 10만 명당 사망률은 2010년대 이전까지 다소 감소하는 추세였으나, 2010년대 들어 빠르게 증가하는 추세이

다. 한편 실업률은 1990년대 중반에는 낮았다가 1998~1999년에는 외환위기를 반영하여 크게 증가한다. 이후에는 3~4% 내외에서 작은 수준의 변동폭을 보인다.

전국 실업률과 사망률 사이에는 유의한 상관관계가 나타나지 않는다. <표 4-2>는 실업률과 사망률의 상관관계를 보여 준다. 변수의 상관관계와 유의수준을 동시에 확인하기 위해 단순선형회귀모형(simple linear regression model)을 사용하였다. 종속변수를 로그 사망률로, 설명변수를 실업률로 하여 전체 기간인 1992~2021년을 대상으로 분석하였을 때, 둘의 관계는 유의하지 않았다. 이는 예외적인 실업률 추세를 보였던 1997~2000년 자료를 제외하고 분석하였을 때도 마찬가지이다. 실업률과 사망률의 상관관계는 두 경우에 모두 양수이지만, 10% 유의수준에서 유의하지 않았다. 그러나 외환위기 이후 시기인 2001~2021년만을 분석 대상으로 하였을 때는 실업률과 사망률 간의 양의 상관관계가 나타난다. 실업률 회귀계수는 0.1024로, 이는 5% 유의수준에서 유의하였다.

<표 4-2> 실업률과 사망률의 상관관계

기간	실업률 회귀계수
1992~2021	0.0025 (0.0091)
1992~1996, 2001~2021	0.0122 (0.0184)
2001~2021	0.1024** (0.0457)

주: 관측치 단위는 연도. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 실업률은 경제활동인구조사 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

그러나 이는 실업률과 사망률의 단순 상관관계만을 의미하는 것으로, 사회의 구조적 변화 등의 교란요인(confounding factors) 때문일 수 있다. 시도 단위 자료로 분석하여 사회의 구조적 변화 등의 교란요인을 연도 고정효과와 추세 등을 통해 효과적으로 통제할 필요가 있음을 [그림 4-1]과 상관관계 분석 결과가 보여 준다.

2. 실업률이 사망률에 미치는 영향: 전체 인구

앞의 계량모형과 1992~2021년 시도별 자료를 이용하여 전체 실업률이 전체 사망률에 미치는 영향을 분석한 결과는 <표 4-3>과 같다.

<표 4-3>은 전체 기간인 1992~2021년을 대상으로 분석하였을 경우 경기변동과 사망의 영향이 분명하지 않음을 보여 준다. 먼저 시도별 시간 추세를 제외한 모형 (1)의 경우, 실업률 계수는 -0.0103 으로, 10%에서 유의한 것으로 추정되었다. 즉 실업률이 1%p 증가할 때 사망률은 1.03% 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 전체 기간에서 사망이 경기순행적(procyclical)임을 의미하며, Ruhm(2000)의 결과와 일관되는 결과이다.

그러나 시도별 시간추세를 포함한 모형 (2) 추정치는 경기변동과 사망 사이에 유의한 관련성이 없음을 시사한다. 실업률 계수는 0.045로 추정되었으나, 이는 10% 유의수준에서 유의하지 않았다. 이 모형이 (1)에 비해 시도별 시간추세를 추가로 포함한 모형임을 고려할 때, 두 모형에서의 추정치가 다르다는 것은 (1)의 모형오류(misspecification) 가능성을 시사한다. 그리고 이는 Lee and Kim(2017)과 일관되는 결과이다.

한편 두 모형 모두에서 0~4세, 5~29세 비중이 증가할수록 사망률은 유의하게 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 저연령층의 사망률이 낮다는 직관과 일치하는 결과이다. 그리고 특히 (2)에서 교육수준이 높아질수록

록 사망률이 낮아지는 경향 역시 확인할 수 있다. 교육수준이 높은 이들이 대체로 건강한 경향을 보인다는 보건경제학에서의 관찰과 일관되는 결과로(Bhattacharya, Hyde and Tu, 2013), 두 모형이 대체로 합리적인 추정치를 보여주고 있음을 시사한다.¹⁾

〈표 4-3〉 실업률이 사망률에 미치는 영향

변수	(1)	(2)
실업률(%)	-0.0103* (0.0055)	0.0045 (0.0025)
0~4세 비중	-7.3022** (3.3822)	-5.8891*** (1.6124)
5~29세 비중	-4.5737** (1.6891)	-3.5004*** (0.8343)
65세 이상 비중	1.9992 (1.4486)	-1.4783** (0.7086)
고교 중퇴 이하 비중	0.4954 (0.2869)	0.2756 (0.5690)
대학 재학/중퇴 비중	-1.6436 (3.0787)	-3.6254* (1.8132)
대졸 이상 비중	-0.3910 (1.1916)	-1.2247*** (0.4405)
시도별 시간추세	X	O
N	479	479
R ²	0.9851	0.9952

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *,10%, **,5%, ***,1%.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

1) 초고령 인구 비중을 고려하기 위해, 연도별, 시도별 65세 이상 인구 비중 대신 65~79세 인구 비중과 80세 이상 인구 비중 변수를 동시에 통제한 모형도 고려하였다. 그러나 실업률 계수 추정치에는 거의 영향을 미치지 않았다.

〈표 4-4〉는 기간을 10년 단위, 즉 1992~2001년, 2002~2011년, 2012~2021년으로 나누어 분석했을 때 분석 결과를 보여 준다. 모든 모형에서 시도별 시간추세는 포함하지 않는다. (1)은 〈표 4-3〉의 (1)과 동일한 결과로, 실업률의 증가로 대표되는 경기침체는 사망률을 유의하게 감소시키는 것으로 보인다. 그러나 1992~2001년 자료만을 대상으로 분석한 모형 (2), 2002~2011년만을 대상으로 분석한 모형 (3)에서 모두 실업률 계수는 10% 유의수준에서 유의하지 않은 양수로 추정되었다. 그리고 2012~2021년만을 대상으로 한 모형 (4)에서 실업률 계수는 0에 매우 가까운 음수(-0.0002)로 추정되었다. 이는 모형 (1)의 모형설정이 상대적으로 제약적인 까닭으로 인하여 실업률 계수 추정치에 편의(bias)가 있을 가능성을 제기한다. 특히 전체 기간에서 실업률과 사망률 사이에는 유의미한 관계가 없을 가능성을 시사한다. 이는 모형 (2), (3), (4)에서 인구와 교육수준 비중 계수 추정치가 다르다는 사실에서도 드러난다. 인구와 교육수준 등의 요인이 선형이 아닌 더 일반적인 형태로 사망률에 영향을 미치고 있다면, 이는 모형 (1)에서 실업률 계수의 편이를 불러일으킬 수 있다.

〈표 4-5〉는 기간을 10년 단위, 즉 1992~2001년, 2002~2011년, 2012~2021년으로 나누어 분석했을 때 분석 결과를 보여 준다. 모든 모형은 시도별 시간추세를 포함한다. (1)은 〈표 4-3〉의 (2)와 동일한 결과로, 실업률 계수는 양수이나 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 이는 1992~2001년 자료만을 대상으로 분석한 모형 (2), 2012~2021년만을 대상으로 한 모형 (4)에서도 마찬가지이다. (2)에서 실업률 계수는 음수로, (4)에서 실업률 계수는 양수로 추정되었으나 이는 모두 유의하지 않다. 그러나 2002~2011년만을 대상으로 분석한 모형 (3)에서 실업률은 유의하게 사망률을 증가시키는 것으로 추정되었다. 실업률 계수는 0.0142로, 이는 1% 수준에서 유의하다. 즉 실업률 1%p 증가는 사망률을

1.42% 증가시킨다. 이는 2012~2012년에서 실업률 증가가 사망률 상승으로 이어졌다는 Lee and Kim(2017)과 일관되는 결과이다.

〈표 4-4〉 실업률이 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 제외

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체 (1992~2021)	1992~2001	2002~2011	2012~2021
실업률(%)	-0.0103* (0.0055)	0.0013 (0.0033)	0.0048 (0.0051)	-0.0002 (0.0049)
0~4세 비중	-7.3022** (3.3822)	-8.9479* (4.8165)	-3.5352* (1.7987)	-1.2937 (3.0939)
5~29세 비중	-4.5737** (1.6891)	6.0370** (2.4952)	-4.2197*** (1.4098)	-1.0106 (0.5851)
65세 이상 비중	1.9992 (1.4486)	-2.7244 (5.2271)	1.4029 (1.0978)	1.6783*** (0.5050)
고교 중퇴 이하 비중	0.4954 (0.2869)	0.2997 (0.7286)	0.5271 (0.7055)	0.3990** (0.1637)
대학 재학/중퇴 비중	-1.6436 (3.0787)	-7.4827 (7.8292)	-0.3641 (1.8370)	-0.9294 (1.7927)
대졸 이상 비중	-0.3910 (1.1916)	-2.0855 (1.7984)	-0.5719 (0.7210)	-2.0238* (0.9604)
시도별 시간추세	X	X	X	X
N	479	154	160	165
R ²	0.9851	0.9891	0.9979	0.9978

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *10%, **5%, ***1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

〈표 4-5〉의 결과를 더 면밀히 확인하기 위해 10년 단위 rolling regression을 시도한다. rolling regression은 분석 기간을 1년씩 변화시켜 가면서 관심 변수의 효과가 분석 기간에 따라 달라지는지 여부를 살펴보는 기법이다. 관심 변수가 종속변수에 미치는 효과가 시간에 따라 다를

것으로 추측되는 경우, 이 방법을 통해 효과 추정치가 변화하는 추세를 효과적으로 살펴볼 수 있다는 장점이 있다.

이 연구에서는 데이터를 10년으로 한정하되, 시작 연도와 종료 연도를 동시에 1년씩 증가시켜 가면서 관심변수인 실업률 추정치의 변화를 살펴 본다. 즉 이 분석에서는 1992~2001년만을 대상으로 한 모형의 실업률 추정치, 1993~2002년만을 대상으로 한 모형의 실업률 추정치 등을 모두 종합한다. 이 경우 총 21개의 실업률 추정치를 얻을 수 있다.

〈표 4-5〉 실업률이 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 포함

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체 (1992~2021)	1992~2001	2002~2011	2012~2021
실업률(%)	0.0045 (0.0025)	-0.0010 (0.0035)	0.0142*** (0.0032)	0.0022 (0.0038)
0~4세 비중	-5.8891*** (1.6124)	-0.9714 (4.6799)	2.2120 (3.1536)	-3.2100 (2.8072)
5~29세 비중	-3.5004*** (0.8343)	-0.7199 (2.1660)	-2.2685 (1.3447)	-1.8267* (0.9500)
65세 이상 비중	-1.4783** (0.7086)	5.7391 (8.8447)	1.2985 (2.5111)	0.6424 (1.6374)
고교 중퇴 이하 비중	0.2756 (0.5690)	-0.2793 (1.4450)	-0.7374 (1.0404)	-4.0016** (1.3753)
대학 재학/중퇴 비중	-3.6254* (1.8132)	5.9816 (4.6938)	-2.3491* (1.2774)	-1.4449 (2.7558)
대졸 이상 비중	-1.2247*** (0.4405)	5.9816 (3.0303)	-1.0858* (0.6013)	-4.9481** (1.7874)
시도별 시간추세	O	O	O	O
N	479	154	160	165
R ²	0.9952	0.9974	0.9990	.9986

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

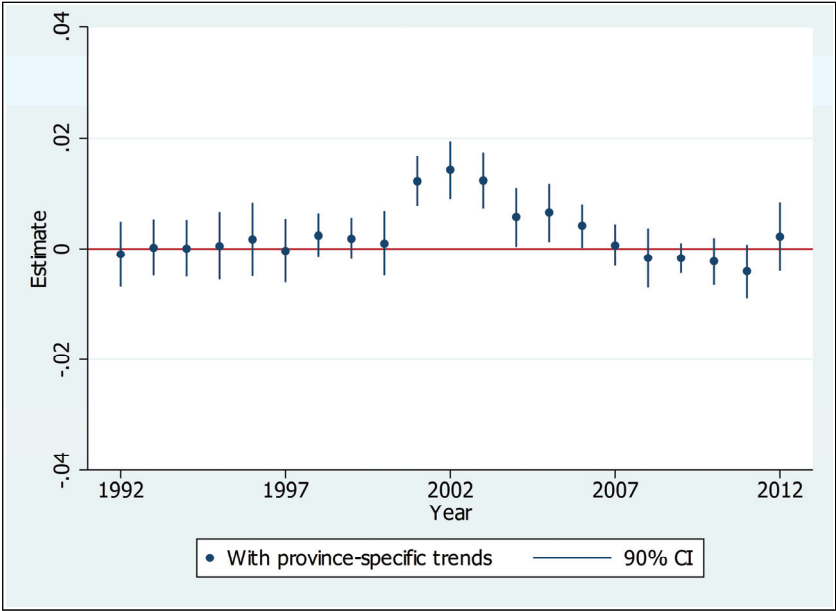
자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-2]는 시도별 시간추세를 포함했을 때 10-year rolling regression 결과를 보여 준다. 시작 연도 기준 2001~2005년을 제외하고는 모든 연도에서 실업률 계수는 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 즉 해당 기간을 제외하고 실업률은 사망률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 그러나 시작 연도 기준 2001~2005년, 즉 2001~2014년에서 실업률 상승은 유의미하게 사망률을 증가시키는 것으로 보인다. 특히 시작 연도 기준 2001~2003년에서 실업률 계수는 각각 0.0122, 0.0142, 0.0123으로 모두 1%에서 유의하며, 2004~2005년에서 실업률 계수는 각각 0.0057, 0.0065로 모두 10%에서 유의한 것으로 추정된다. 즉 해당 기간에서 실업률 1%p 증가는 사망률을 0.6%~1.4% 정도 증가시키는 것으로 추정된다. 이는 <표 4-5>의 모형 (3)과 일관되는 결과이다.

흥미로운 사실은 해당 추세가 지속되지 않았다는 것이다. 시작 연도 기준 2006년 이후 실업률 계수는 모두 10% 유의수준에서 유의하지 않았다. 2006~2007년, 2012년에서 실업률 계수는 양수로 추정되었고, 2008~2011년에서 실업률 계수는 음수였다.

참고로 [그림 4-3]은 시도별 시간추세를 포함하지 않았을 때 10-year rolling regression 결과이다. 시작 연도 기준 2002년 이후 실업률 계수 추정치는 대체로 감소하는 것으로 보인다. 이는 [그림 4-2]와 유사한 결과이다. 그러나 1997~2011년에서 실업률 추정치는 큰 변화를 보인다. 1999년에서 실업률 추정치는 -0.0156으로, 5%에서 유의하다. 흥미롭게도 외환위기로 실업률이 높았던 1997~2000년을 포함하는 기간에서 실업률 추정치가 민감하게 변한다. 이는 [그림 4-3]의 실업률 추정치는 외환위기 기간 포함 여부에 따라 민감하게 변하고 있음을 시사한다. 반면 [그림 4-2]는 외환위기 기간을 포함하지 않는 시기에 실업률이 유의하게 추정되었다는 점에서, 추정치가 더 강건할(robust) 가능성을 암시한다.

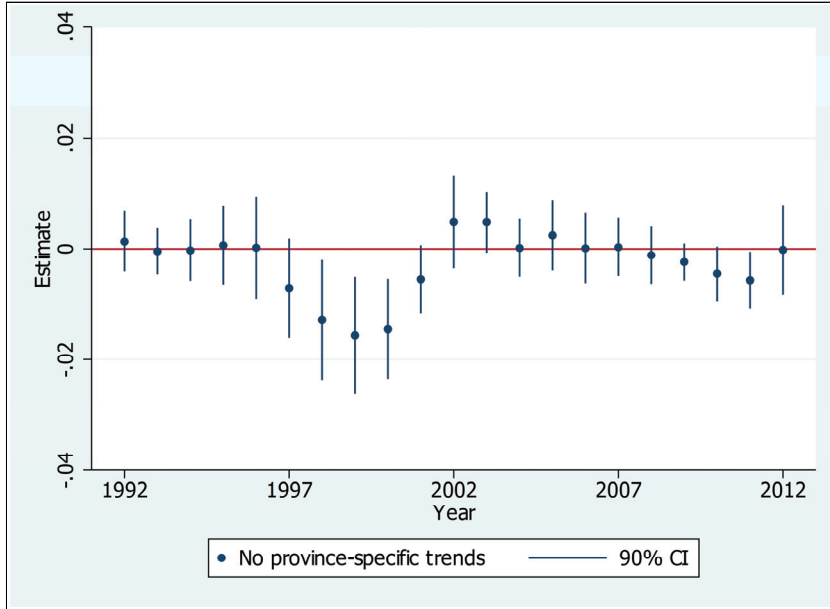
[그림 4-2] 실업률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

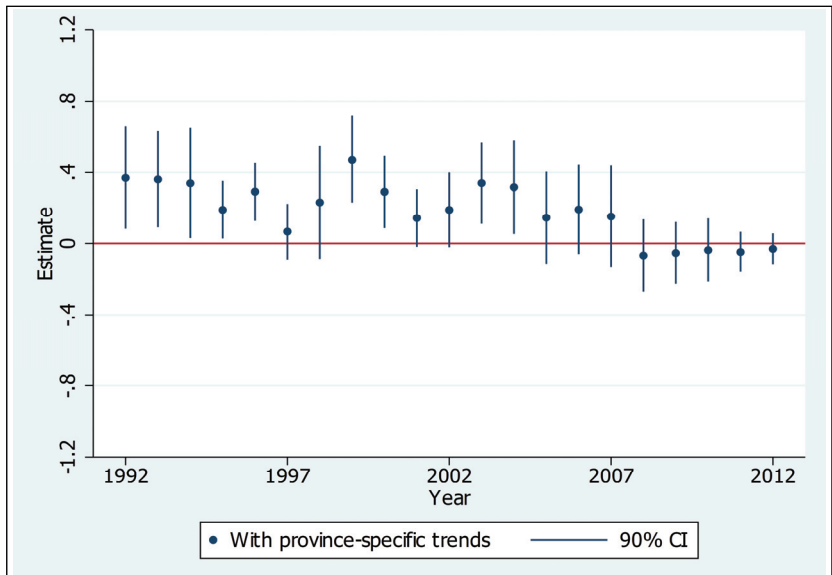
[그림 4-3] 실업률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 제외



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-4] 고용률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



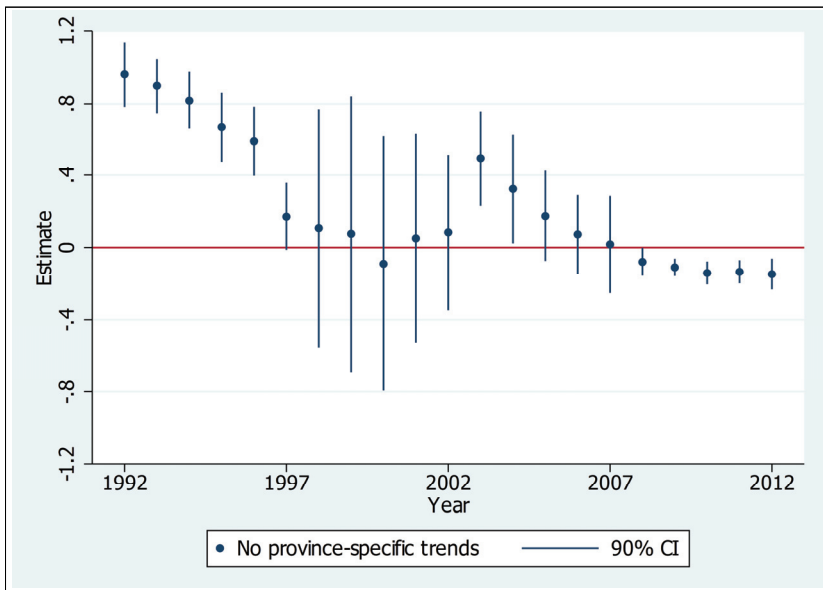
주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실험률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

앞의 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 경기변동의 대리변수를 실업률이 아닌 고용률(employment-to-population ratio)을 사용하여 분석한다. [그림 4-4]는 두 가지 사실을 보여 준다. 첫째, 2000년대까지는 고용률 증가, 즉 경기회복이 사망률을 대체로 증가시켜 왔으나, 그 경향은 일관되지 않았다. 사망은 대체로 경기순행적인 경향을 보여주었다. 그러나 시작 연도 기준 1997~1998년, 2001~2002년에는 고용률이 사망률에 유의한 영향을 미치지 않았다. 둘째, 시작 연도 기준 2005년 이후

부터 고용률은 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는다. 특히 2008년 이후 고용률 계수는 음수로 추정되어, 이전의 경기순행적인 경향이 최근에는 더 이상 나타나고 있지 않음을 보여 준다. 특히 후자는 [그림 4-2]와도 대체로 유사한 결과라 할 수 있다.²⁾

[그림 4-5] 고용률이 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 제외



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.
 자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

2) 2005년 이후부터 고용률이 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 추세는 고용률이 성별 사망률에 미치는 영향에서도 동일하게 나타났다.

[그림 4-5]는 시도별 시간추세를 제외했을 때 고용률이 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 시작 연도 기준 2009년부터 사망의 경기역행성이 나타난다. 그러나 1990년대 추정치를 보았을 때 이 분석은 신뢰하기 다소 어려운 측면이 있다. [그림 4-3]과 마찬가지로 외환위기 기간을 포함했을 때 고용률 추정치가 민감하게 변하는 모습을 보이고 있기 때문이다.

지금까지의 결과는 경기변동이 사망에 미치는 영향이 시기에 따라 다르게 나타나고 있음을 보여 준다. 특히 2000년대에는 실업률 증가가 사망률 증가로 나타나는, 즉 사망이 경기역행적인 경향이 어느 정도 드러난다. 그러나 2010년대에는 사망이 더 이상 경기에 반응하여 움직이지 않는 것으로 보인다.

3. 실업률이 사망률에 미치는 영향: 인구집단별 분석

경기변동이 사망에 미치는 영향이 시기마다 다르게 나타나는 이유를 식별하기 위해 인구집단별 분석을 시행한다. 경제활동 참여 비중이 높은 인구집단에서 경기변동이 사망에 미치는 영향이 크게 나타난다면 이는 경기변동의 직접적 효과가 경기변동과 사망의 관련성의 중요한 동인일 가능성이 높다. 그러나 만일 경제활동 비중이 낮은 인구집단에서 해당 영향이 크게 나타난다면, 이는 경기변동과 사망의 관련성이 대체로 경기변동의 외부효과로부터 나타나고 있을 수 있다.

〈표 4-6〉은 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 전체 기간(1992~2021년)에서 실업률은 남성과 여성 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 계수의 크기는 남성 사망률(0.0063)이 여성 사망률(0.0021)을 대상으로 하였을 때보다 크게 나타났다. 그러나 통계적 유의성이 확보되지 않은 상황에서 단순 계수 비교에는 큰 의미를 부여하기 어렵다.

〈표 4-6〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 시도별 시간추세 포함

변수	(1)	(2)	(3)
	전체	남성	여성
실업률(%)	0.0045 (0.0025)	0.0063 (0.0044)	0.0021 (0.0039)
0~4세 비중	-5.8891*** (1.6124)	-5.6843*** (1.7379)	-6.0309*** (1.5801)
5~29세 비중	-3.5004*** (0.8343)	-3.1465*** (0.7878)	-3.9210*** (0.9481)
65세 이상 비중	-1.4783** (0.7086)	-1.0020 (0.7525)	-1.8688** (0.7455)
고교 중퇴 이하 비중	0.2756 (0.5690)	0.8490 (0.6080)	-0.4387 (0.5430)
대학 재학/중퇴 비중	-3.6254* (1.8132)	-3.3247 (2.0789)	-4.0899** (1.6555)
대졸 이상 비중	-1.2247*** (0.4405)	-0.4252 (0.5350)	-2.2007*** (0.4456)
시도별 시간추세	O	O	O
N	479	479	479
R ²	0.9952	0.9945	0.9945

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 성별 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

〈표 4-7〉은 1992~2001년에 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 이 분석에서도 마찬가지로 실업률은 남성과 여성 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 계수의 크기는 남성 사망률(-0.0009)이 여성 사망률(-0.0011)을 대상으로 하였을 때보다 다소 크게 나타났으나, 차이는 미미한 수준이다.

〈표 4-7〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 1992~2001년, 시도별 시간추세 포함

변수	(1)	(2)	(3)
	전체	남성	여성
실업률(%)	-0.0010 (0.0035)	-0.0009 (0.0036)	-0.0011 (0.0041)
0~4세 비중	-0.9714 (4.6799)	1.0484 (4.2021)	-3.6949 (5.4119)
5~29세 비중	-0.7199 (2.1660)	-1.0477 (2.1945)	-0.2569 (2.5837)
65세 이상 비중	5.7391 (8.8447)	8.9997 (9.2716)	2.0391 (9.5035)
고교 중퇴 이하 비중	-0.2793 (1.4450)	0.3388 (1.3718)	-1.0524 (1.5745)
대학 재학/중퇴 비중	5.9816 (4.6938)	11.1431* (5.2450)	-0.2291 (4.9567)
대졸 이상 비중	5.9816 (3.0303)	-1.6620 (3.2197)	-4.4598 (3.1484)
시도별 시간추세	0	0	0
N	154	154	154
R ²	0.9974	0.9975	0.9964

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 성별 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

〈표 4-8〉은 2002~2011년에 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 전체 사망률에 대한 분석과 마찬가지로, 해당 기간에서 실업률은 남성과 여성 사망률을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 전체 실업률 1%p 증가가 남성 사망률 1.06%, 여성 사망률 1.85%를 증가시키는 것으로 추정되었다. 남성의 경우 실업률 계수는 5% 유의수준에서, 여성의 경우 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 실업률 계수는 여성 사망률을 대상으로 했을 때 70% 이상 큰 것으로 나타났다. 실업률이 남성 사망률을 유의하게 변화시키는 것을 볼 때 경기변동의 직접적 효과가 사망의 경기역행성을 일으키는 요인 중 하나인 것으로 보인다. 그러나

실업률이 사망률에 미치는 효과가 여성 사망률에서 더 큰 것을 볼 때, 경기변동의 외부효과가 직접적 효과보다 더 큰 수준으로 사망의 경기역행성을 일으키고 있는 요인인 것으로 여겨진다.

〈표 4-9〉는 2012~2021년에 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 이 분석에서도 마찬가지로 실업률은 남성과 여성 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 계수의 크기는 남성 사망률에서 양수(0.0056), 여성 사망률에서 음수(-0.0017)로 나타났다. 그러나 앞서와 마찬가지로 통계적 유의성이 확보되지 않은 상황에서 단순 계수 비교에는 큰 의미를 부여하기 어렵다.

〈표 4-8〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 2002~2011년, 시도별 시간추세 포함

변수	(1)	(2)	(3)
	전체	남성	여성
실업률(%)	0.0142*** (0.0032)	0.0106** (0.0048)	0.0185*** (0.0047)
0~4세 비중	2.2120 (3.1536)	5.4882 (3.9141)	-1.6639 (3.2698)
5~29세 비중	-2.2685 (1.3447)	-1.2400 (1.8714)	-3.5886* (1.6868)
65세 이상 비중	1.2985 (2.5111)	2.7522 (3.4398)	-0.4172 (2.3784)
고교 중퇴 이하 비중	-0.7374 (1.0404)	-1.1033 (1.4443)	-0.3345 (1.0102)
대학 재학/중퇴 비중	-2.3491* (1.2774)	-3.3142 (2.2402)	-1.3140 (1.5551)
대졸 이상 비중	-1.0858* (0.6013)	-0.5622 (0.8795)	-1.7328** (0.5922)
시도별 시간추세	O	O	O
N	160	160	160
R ²	0.9990	0.9983	0.9985

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 성별 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

〈표 4-9〉 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향, 2012~2021년, 시도별 시간추세 포함

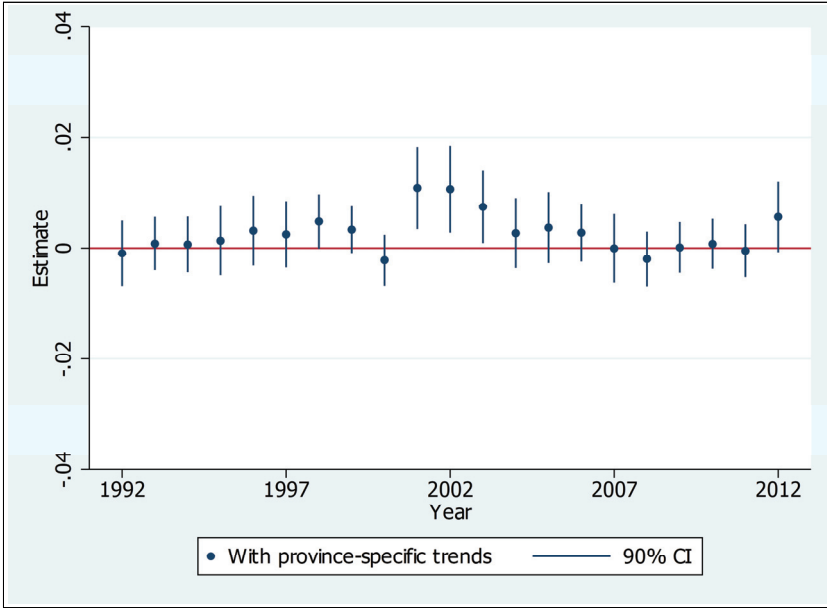
변수	(1)	(2)	(3)
	전체	남성	여성
실업률(%)	0.0022 (0.0038)	0.0056 (0.0039)	-0.0017 (0.0047)
0~4세 비중	-3.2100 (2.8072)	-5.8911* (2.8454)	-0.2102 (4.2776)
5~29세 비중	-1.8267* (0.9500)	-1.8989 (1.3804)	-1.7240 (1.5084)
65세 이상 비중	0.6424 (1.6374)	-0.9161 (2.1608)	2.5710 (3.1542)
고교 중퇴 이하 비중	-4.0016** (1.3753)	-2.7957* (1.5053)	-5.4147*** (1.6405)
대학 재학/중퇴 비중	-1.4449 (2.7558)	-0.2023 (2.8156)	-2.7262 (3.5967)
대졸 이상 비중	-4.9481** (1.7874)	-4.0229** (1.5201)	-5.9720** (2.4179)
시도별 시간추세	0	0	0
N	165	165	165
R ²	0.9986	0.9981	0.9976

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 성별 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *, 10%, **, 5%, ***, 1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-6]은 실업률이 남성 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 시작 연도 기준 2001~2003년에 실업률은 남성 사망률을 유의하게 증가시킨다. 실업률이 1%p 증가했을 때 사망률은 1.09%(2001년)~0.74%(2003년) 증가하는 것으로 추정된다. 그러나 이외 시기에서 실업률은 남성 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

[그림 4-6] 실업률이 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함

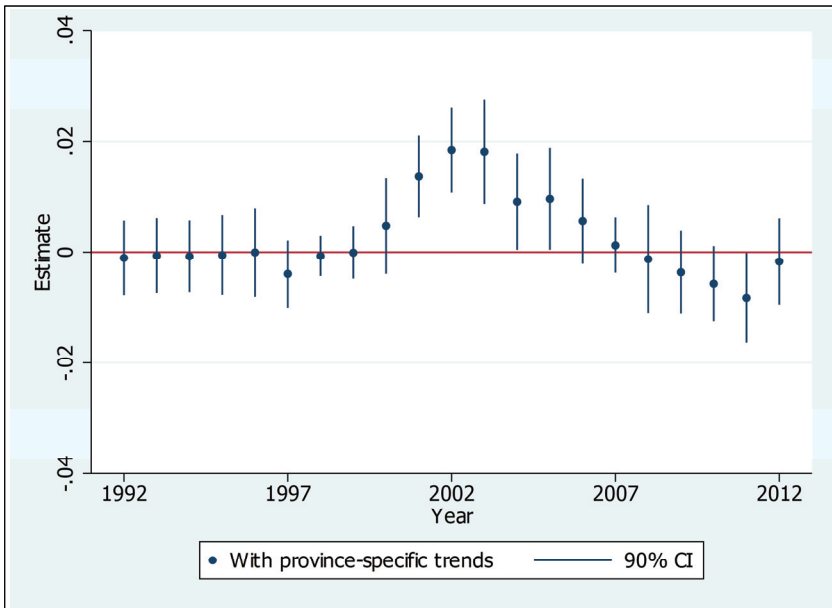


주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.
 자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-7]은 실업률이 여성 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 남성 사망률의 경우와 마찬가지로, 시작 연도 기준 2001~2003년에 실업률은 여성 사망률을 유의하게 증가시킨다. 실업률이 1%p 증가했을 때 사망률은 1.85%(2002년)~1.36%(2003년) 증가하는 것으로 추정된다. <표 4-8>과 마찬가지로 실업률 계수는 여성 사망률을 대상으로 했을 때 70% 정도 큰 것으로 나

타났다. 2004~2005년의 실업률 추정치의 경우, 10% 유의수준에는 다소 미달하나 이에 거의 근접한 것으로 나타난다. 이들 결과를 통해 <표 4-8>에서 살펴보았던 경기변동이 여성 사망률에 더 큰 영향을 미친다는 결과를 다시 한번 확인할 수 있다. 그러나 이외 시기에서 실업률은 여성 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

[그림 4-7] 실업률이 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

〈표 4-10〉은 전체 기간에서 실업률이 연령별 사망률에 미치는 영향을 보여 준다. 모든 연령에서 실업률은 사망률을 유의하게 변화시키지 않는 것으로 나타난다. 5~19세 사망률의 결정요인을 나타내는 모형 (3)에서 실업률 계수는 음수로 추정되었으며, 이를 제외한 모든 모형에서 실업률 계수는 양수로 추정되었다. 하지만 모든 실업률 계수 추정치가 통계적 유의성을 확보하지 않았으므로 의미 있는 비교를 하기는 어렵다.

〈표 4-10〉 실업률이 연령별 사망률에 미치는 영향, 시도별 시간추세 포함

변수	(1)	(2)	(3)
	전체	0~4세	5~19세
실업률(%)	0.0045 (0.0025)	0.0301 (0.0185)	-0.0025 (0.0155)
0~4세 비중	-5.8891*** (1.6124)	-11.9509*** (3.9194)	-5.6547 (3.6485)
5~29세 비중	-3.5004*** (0.8343)	-6.1356** (2.5519)	-3.0355 (2.7528)
65세 이상 비중	-1.4783** (0.7086)	-6.7611*** (2.1924)	-6.4233*** (2.1889)
고교 중퇴 이하 비중	0.2756 (0.5690)	1.2266 (1.4623)	0.4139 (0.9750)
대학 재학/중퇴 비중	-3.6254* (1.8132)	6.6361 (5.2293)	-3.7371 (5.1976)
대졸 이상 비중	-1.2247*** (0.4405)	-1.3162 (2.0323)	-0.7703 (1.3974)
시도별 시간추세	O	O	O
N	479	479	479
R ²	0.9952	0.9128	0.9673

변수	(4)	(5)	(6)
	20~44세	45~64세	65세 이상
실업률(%)	0.0039 (0.0059)	0.0051 (0.0066)	0.0033 (0.0026)
0~4세 비중	-7.7441*** (2.0602)	-1.4105 (1.8133)	-4.0207*** (0.8986)
5~29세 비중	-6.7093*** (1.0356)	-2.0542** (0.7860)	-0.1899 (0.5729)
65세 이상 비중	-2.7997*** (0.7765)	-1.0334 (0.8631)	-2.9465*** (0.5451)
고교 중퇴 이하 비중	-1.4039* (0.7239)	0.9052 (0.7770)	-0.8019* (0.4168)
대학 재학/중퇴 비중	-3.4340 (2.2870)	-0.8204 (2.1987)	-4.1887*** (1.0505)
대졸 이상 비중	-1.9009* (1.0363)	0.3877 (0.8912)	-1.4629*** (0.4915)
시도별 시간추세	O	O	O
N	479	479	479
R ²	0.9923	0.9960	0.9926

주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 연령별 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *:10%, **5%, ***1%.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료: 통계청, (각 연도). 사망원인통계: 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

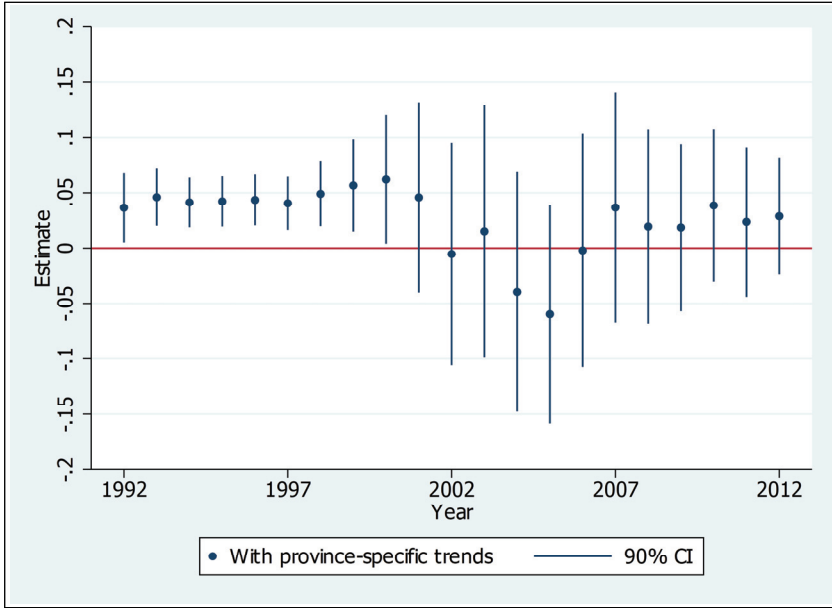
[그림 4-8]부터 [그림 4-12]는 실업률이 연령별 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 먼저 0~4세의 경우, 시작 연도 기준 1992~2000년까지는 실업률 증가가 0~4세 사망률 상승으로 이어지는 것으로 나타났다. 실업률 1%p 상승은 0~4세 사망률을 3.64%(1992년)~6.20%(2000년) 증가시키는 것으로 추정되었다. 그러나 2001년부터는 계수의 변화폭이 커지면서 실업률 계수 추정치는 더 이상 유의하지 않다. 5~19세와 20~44세의 경우, 시간이 지나며 실업률 계수 추정치 자체는 다소 상승하는 것으로 보이나 추정치 대

부분이 유의하지 않아 명확한 판단을 내리기 어렵다.

45~64세와 65세 이상은 공통적으로 실업률 계수 추정치가 시간에 따라 상승하였다가 감소하는 경향을 보인다. 먼저 45~64세의 경우, 시작 연도 기준 2001~2003년에 실업률 계수는 양수로 추정되었다. 그러나 이들 추정치는 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 한편 2008~2009년에는 실업률 계수 추정치가 음수이다. 2008년에는 -0.0129 , 2009년에는 -0.0109 이며, 각각 5%와 10% 수준에서 유의하다. 65세 이상의 경우 이러한 추세는 더욱 두드러진다. 시작 연도 기준 2001~2006년에 실업률 계수는 유의하게 양수이다. 특히 2001~2004년도에는 1% 수준에서 유의하며, 2005년도에는 5% 수준에서 유의하다. 이때 추정치는 0.0090 (2006년)에서 최대 0.0155 (2003년)까지로 상당히 높은 수준이라 할 수 있다. 그러나 이러한 경향은 시작 연도 기준 2000년대 중반부터 반전된다. 2007년부터 실업률 계수는 10% 유의수준에서 유의하지 않으며, 2010년과 2011년에 실업률 계수는 음수로 추정되었다.

이들 결과는 전체 인구를 대상으로 하여 확인한 경향성이 주로 경기변동의 외부효과에서 비롯되었을 가능성을 시사한다. 45~64세는 20~44세에 비해 경제활동참가율이 대체로 낮으며, 65세 이상은 은퇴연령이므로 경기변동의 직접적인 영향을 받는 연령층이라 보기 어렵기 때문이다.

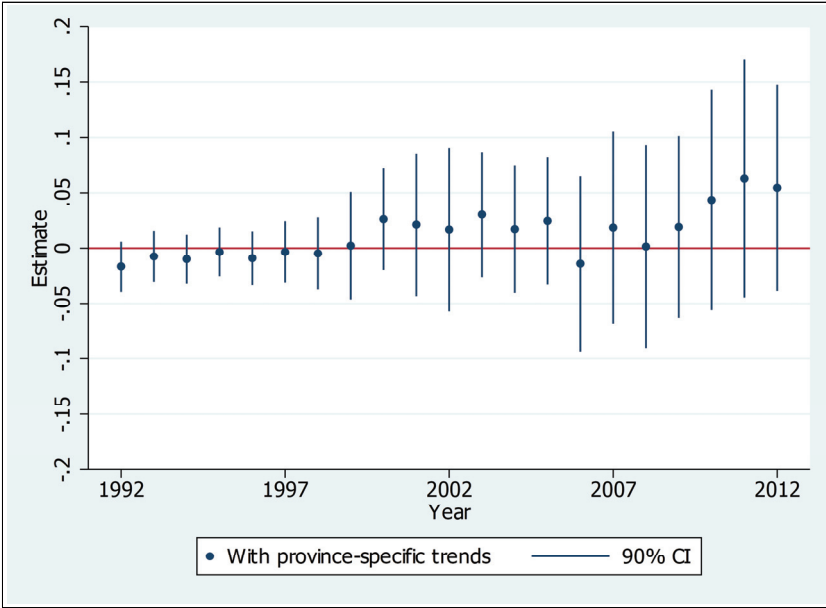
[그림 4-8] 실업률이 0~4세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

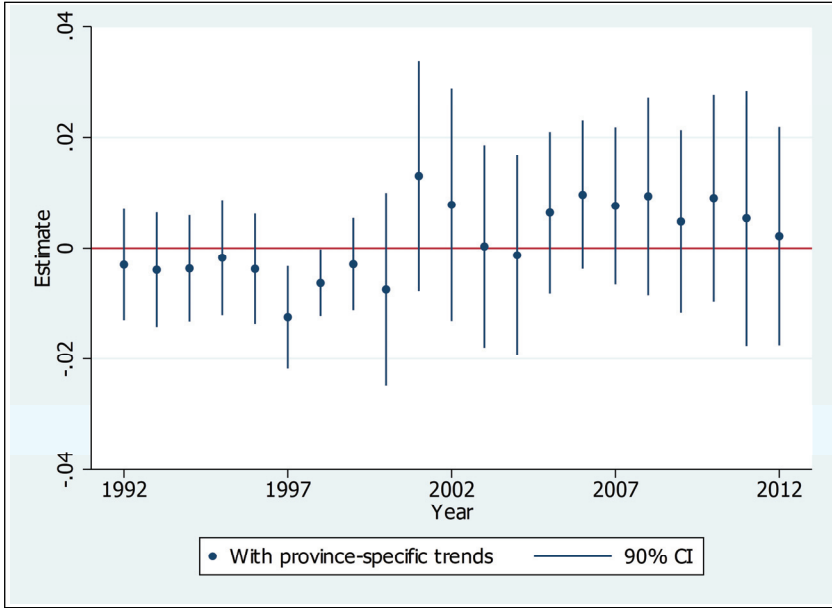
[그림 4-9] 실업률이 5~19세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

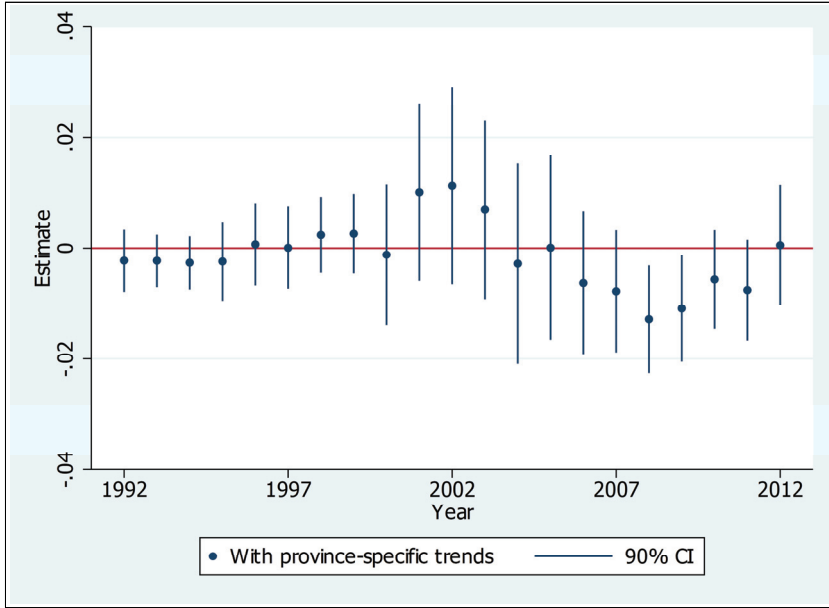
[그림 4-10] 실업률이 20~44세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

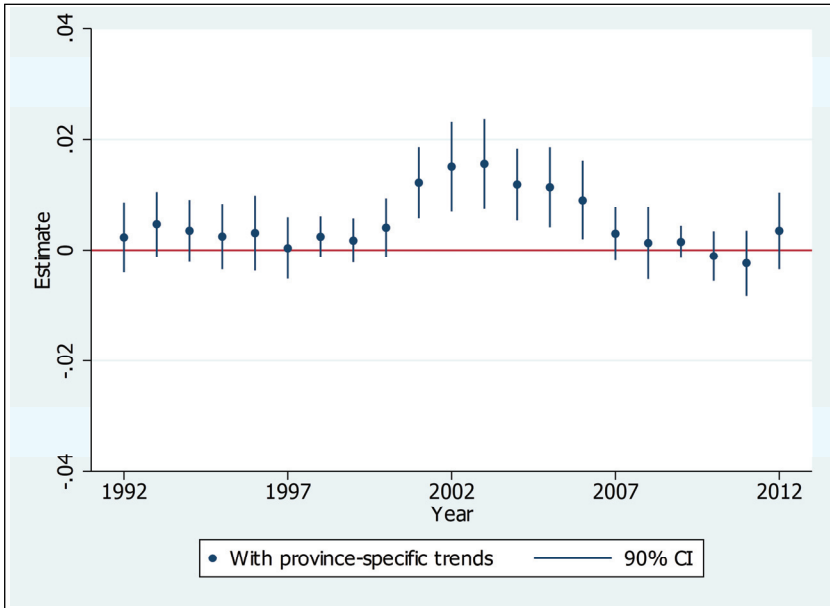
[그림 4-11] 실업률이 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-12] 실업률이 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



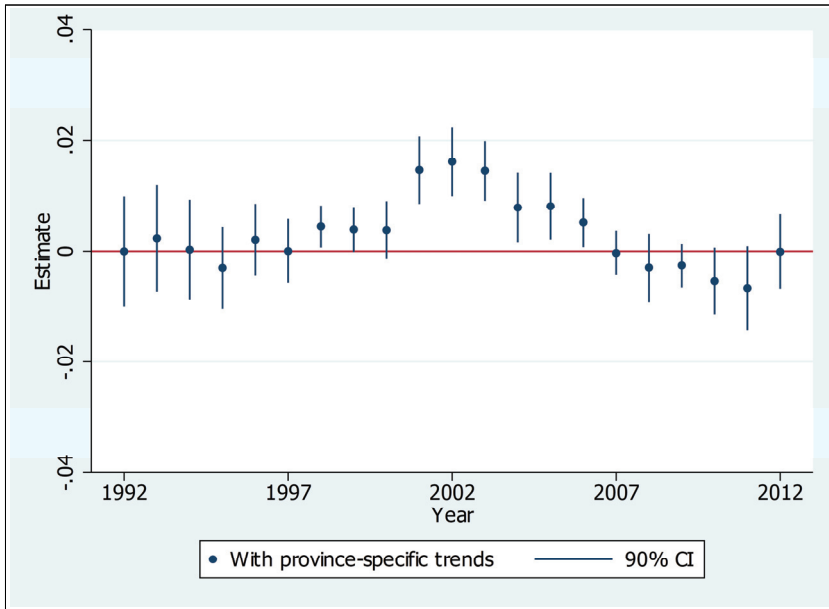
주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료: 통계청, (각 연도). 사망원인통계: 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-13]과 [그림 4-14]는 실업률이 교육수준별 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 고졸 이하와 대졸 이상 모두에서 실업률 계수 추정치의 추이 자체는 비슷하게 나타나는 것으로 보인다. 즉 시작 연도 기준 2001~2006년 내외에서 실업률 계수 추정치는 양수이며, 이후 추정치는 0에 가깝거나 음수이다. 그러나 대졸 이상 실업률 대상 분석에서는 추정치의 신뢰구간이

매우 넓어 대부분의 시기에서 추정치가 유의하지 않다. 반면 고졸 이하의 경우 신뢰구간이 대체로 좁아 상당 부분 시기에서 실업률 계수는 유의한 경향을 보인다. 실업률 계수는 시작 연도 기준 1998년, 2001~2006년에 10% 유의수준에서 유의하다. 이는 전체 인구에서 실업률과 사망률 사이의 관련성이 주로 고졸 이하 인구집단에서 비롯되었을 가능성을 시사한다.

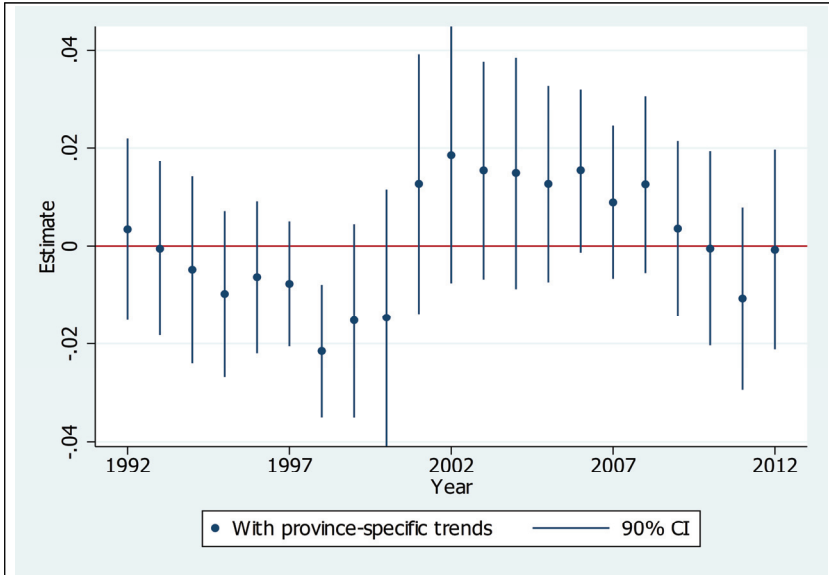
[그림 4-13] 실업률이 고졸 이하 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-14] 실업률이 대졸 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



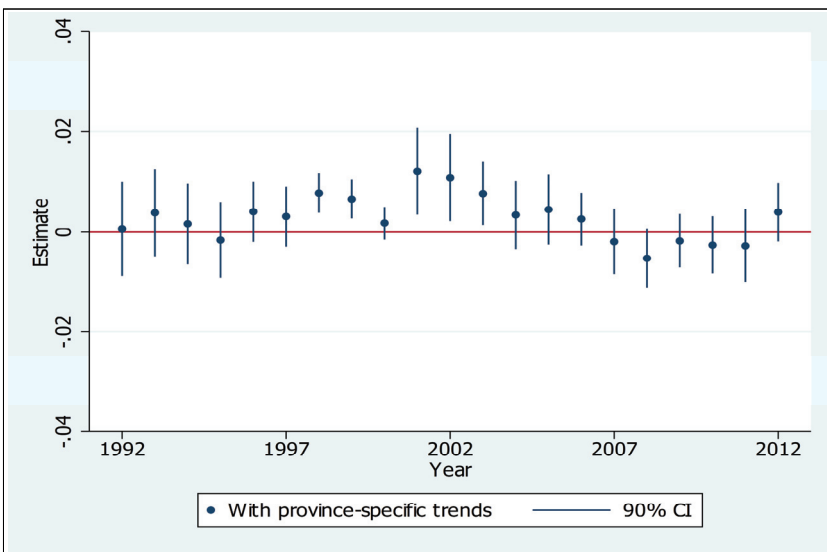
주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-15]부터 [그림 4-22]는 실업률이 교육수준별 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 성별 또는 연령별로 더 나누어 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 사망률을 성별 혹은 연령별로 나누어도 결과는 유사하다. 즉 대졸 이상 사망률이 분석 대상일 경우 신뢰구간이 넓어 실업률 계수 대부분이 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 한편 고졸 이상의 경우 남성보다 여성에서, 45~64세보다는 65세 이상에서 시간에 따른 실업률 계수의 변화폭이 더 크다.

고졸 이하에서 사망이 경기변동의 영향을 더 크게 받는 이유는 다양할 수 있지만, 이 결과는 교육수준이 높은 사람들의 소득수준이 대체로 높아서 일어나는 착시효과일 수도 있다. 경기침체는 가계소득을 감소시키고, 이는 건강 악화로 이어질 수 있다(Ruhm, 2000, 2015; Sullivan and von Wachter, 2009). 소득수준별 사망률 자료가 존재한다면 이 가설을 확인해볼 수 있을 것이나, 소득수준은 사망원인통계에서 제공하지 않는 변수이다.

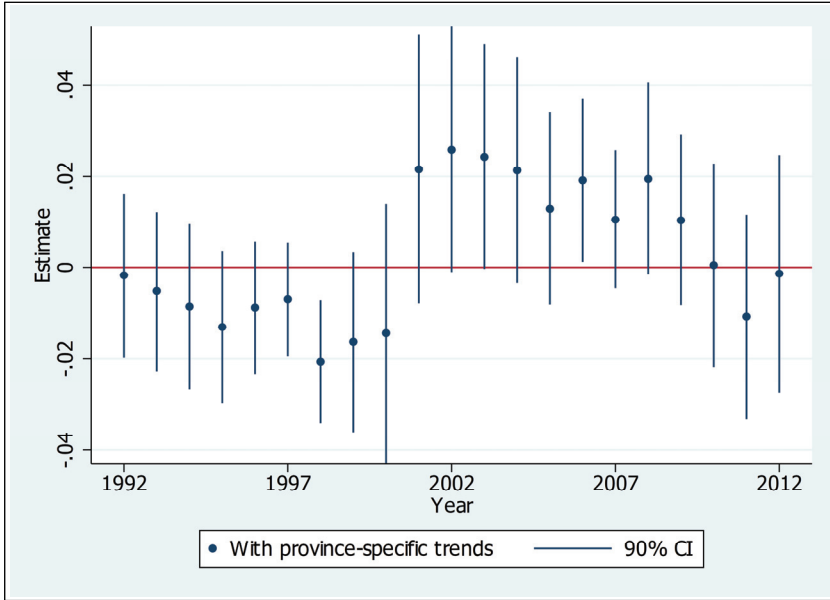
[그림 4-15] 실업률이 고졸 이하 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

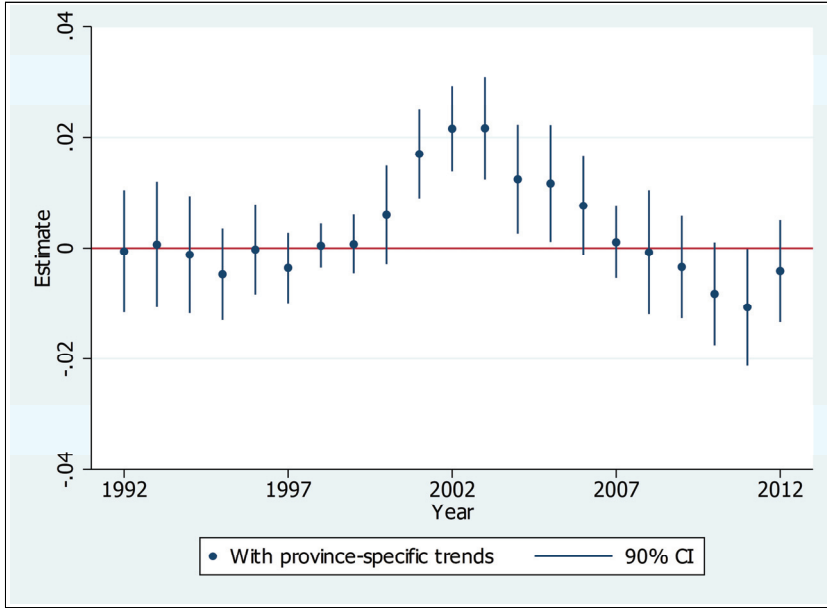
[그림 4-16] 실업률이 대졸 이상 남성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

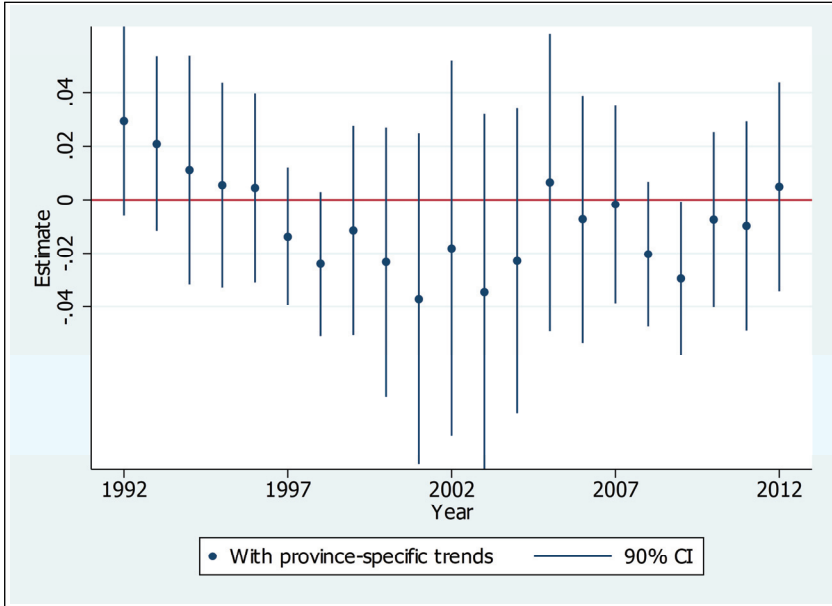
[그림 4-17] 실업률이 고졸 이하 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression,
 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

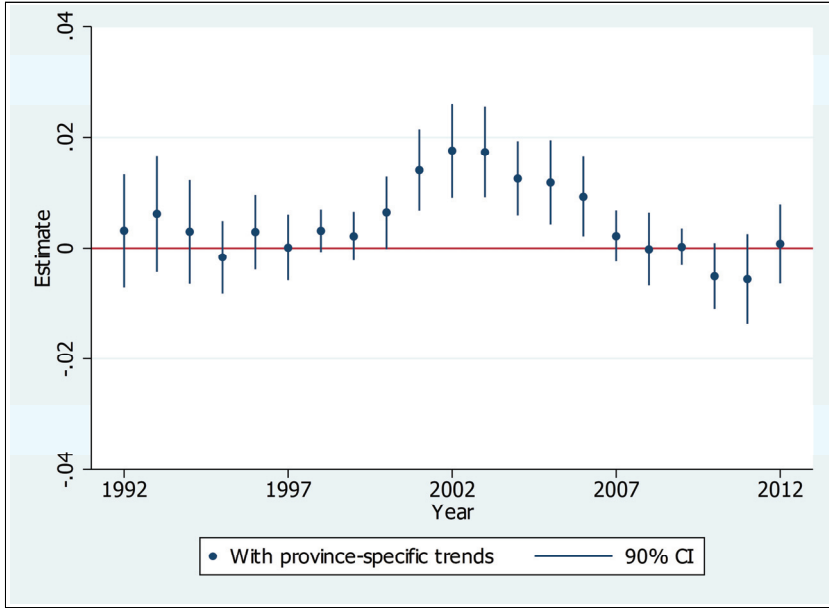
[그림 4-18] 실업률이 대졸 이상 여성 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

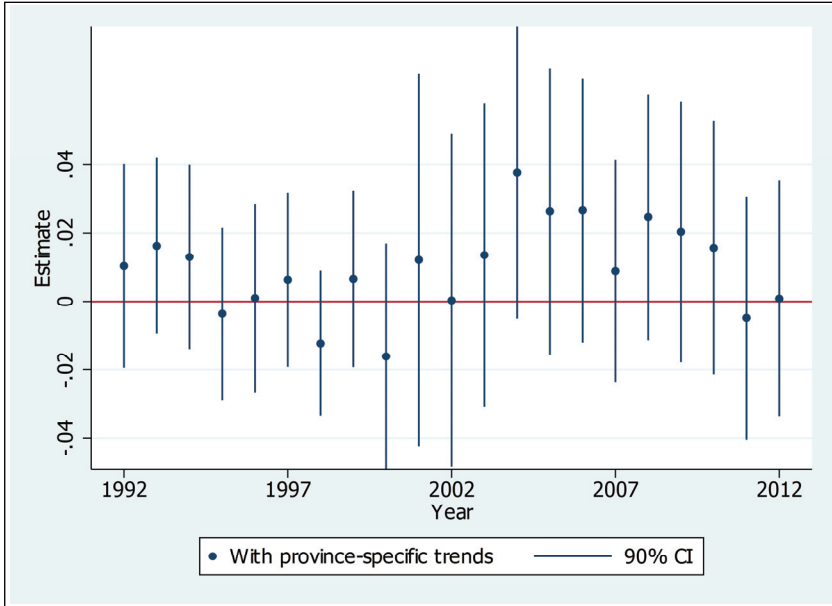
[그림 4-19] 실업률이 고졸 이하 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

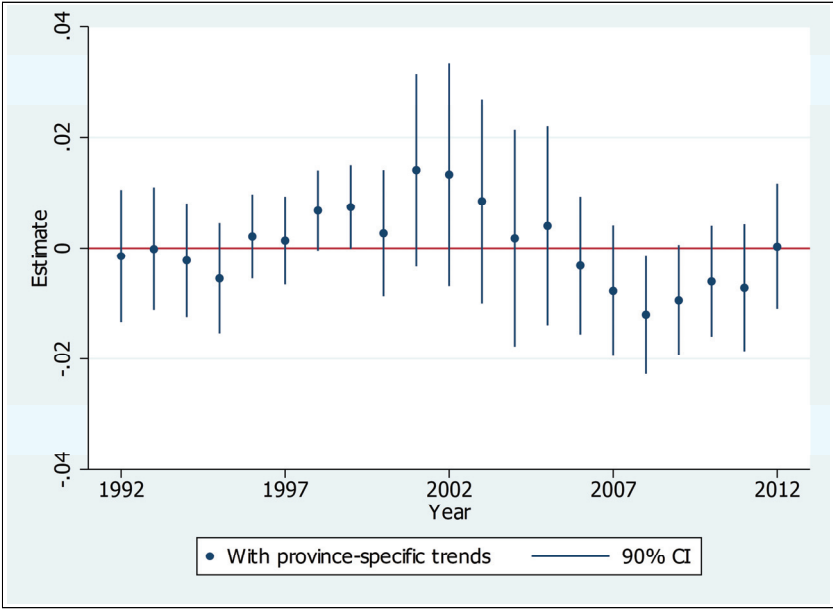
[그림 4-20] 실업률이 대졸 이상 65세 이상 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

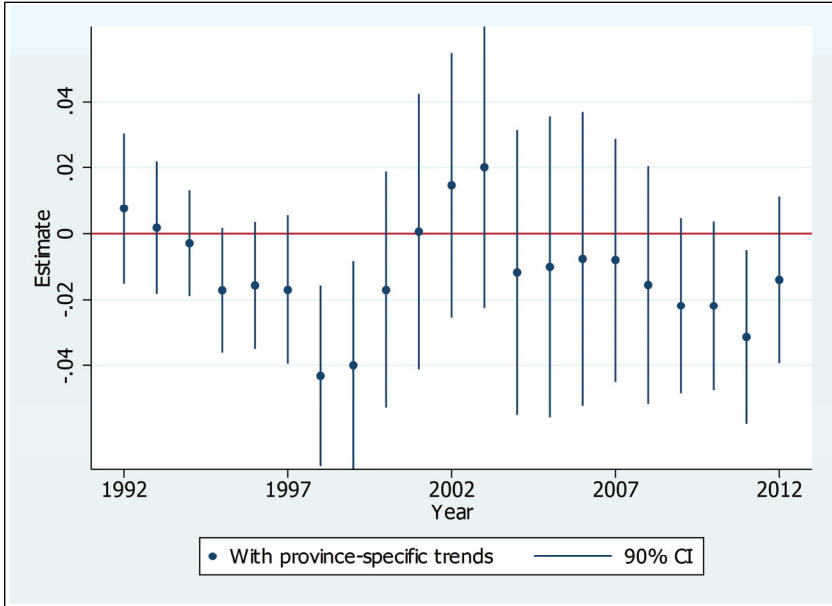
[그림 4-21] 실업률이 고졸 이하 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-22] 실업률이 대졸 이상 45~64세 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

지금까지 결과를 요약하면 다음과 같다. 실업률이 성별 사망률에 미치는 영향은 남성과 여성 모두 비슷한 경향성을 보이나, 여성에서 그 크기가 더 크다. 실업률이 연령별 사망률에 미치는 영향은 65세 이상에서 가장 유의하게 나타나고, 그다음으로는 45~64세에서 유의하게 나타난다. 여성과 65세 이상 연령층은 경제활동참가율이 낮다는 공통점이 있다. 이러한 사실을 종합해볼 때, 경기변동의 외부효과가 2000년대 사망의 경기

역행성을 초래하였을 가능성이 있다고 볼 수 있다. 한편 실업률과 사망률의 관련성은 고졸 이하에서는 전체 인구 대상 결과와 유사하게 나타나나, 대졸 이상에서는 유의하게 나타나지 않는다. 이것이 소득이 교육수준별로 달라서 나타나는 현상일지 여부는 본 연구에서 확보한 자료만으로는 확인하기 어렵다.

4. 실업률이 사망률에 미치는 영향: 사망원인별 분석

경기변동이 사망에 미치는 영향을 더 정밀하게 식별하기 위해 사망원인별 사망률의 결정요인을 분석한다.

〈표 4-11〉은 실업률이 사망원인별 사망률에 미친 영향을 기간별로 분석한 결과이다. 먼저 전체 기간을 기준으로 살펴볼 때, 순환기계통의 질환 사망은 경기역행적인 경향을 보인다. 즉 경기침체에 순환기계통 질환으로 인한 사망은 증가하는 경향을 보인다. 반면 호흡기계통과 비뇨생식기계통의 질환 사망은 경기순행적이다. 기타 질환의 경우 실업률이 해당 질환 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 한편 전체 사망이 경기역행적 경향을 보였던 2002~2011년의 경우, 악성 신생물(암)과 순환기계통의 질환으로 인한 사망이 이와 동일하게 경기역행적 경향을 보인다. 특정 감염성 및 기생충성 질환은 경기순행적이며, 기타 질환의 경우 실업률의 영향은 유의하지 않다. 마지막으로 2012~2021년의 경우, 특정 감염성 및 기생충성 질환을 제외하고는 모두 실업률이 해당 질환 사망률에 미치는 영향은 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 운수사고와 추락 등을 포함한 기타 외인의 경우 대체로 뚜렷한 경향을 보이지 않는다.

〈표 4-11〉 실업률이 사망원인별 사망률에 미치는 영향, 기간별 분석, 시도별 시간추세 포함

사망원인	전체 (1992~2021)	1992~2001	2002~2011	2012~2021
전체	0.0045 (0.0039)	-0.0010 (0.0035)	0.0142*** (0.0032)	0.0022 (0.0038)
특정 감염성 및 기생충성 질환	0.0051 (0.0107)	0.0190 (0.0161)	-0.0718* (0.0370)	0.0926** (0.0348)
악성 신생물 (암)	-0.0010 (0.0049)	-0.0063 (0.0041)	0.0223*** (0.0055)	-0.0076 (0.0063)
내분비, 영양 및 대사 질환	0.0156 (0.0182)	-0.0006 (0.0171)	-0.0142 (0.0247)	0.0350 (0.0455)
신경계통의 질환	0.0078 (0.0250)	0.0325 (0.0272)	0.0074 (0.0318)	-0.0238 (0.0443)
순환기계통의 질환	0.0112* (0.0061)	0.0099 (0.0064)	0.0259* (0.0139)	-0.0063 (0.0124)
호흡기계통의 질환	-0.0269* (0.0149)	-0.0190 (0.0154)	0.0337 (0.0385)	-0.0031 (0.0292)
소화기계통의 질환	-0.0051 (0.0066)	0.0087 (0.0109)	0.0362 (0.0280)	-0.0129 (0.0105)
비뇨생식기계통의 질환	-0.0522*** (0.0132)	-0.0394** (0.0177)	0.0449 (0.0459)	0.0128 (0.0272)
운수사고	-0.0093 (0.0087)	-0.0304** (0.0119)	-0.0262 (0.0287)	0.0251 (0.0263)
추락	-0.0651*** (0.0156)	-0.0854*** (0.0186)	-0.0089 (0.0706)	0.0058 (0.0255)
익사	-0.0338 (0.0198)	-0.0356 (0.0292)	-0.0294 (0.0617)	0.0057 (0.0463)
연기, 불 및 불꽃에 노출	-0.0736 (0.0457)	-0.0013 (0.0587)	-0.0076 (0.1363)	-0.1687 (0.1346)
유독성 물질에 의한 불의의 중독 및 노출	0.0680 (0.0566)	0.1265* (0.0699)	-0.0932 (0.1358)	0.0418 (0.1328)
고의적 자해(자살)	-0.0094 (0.0212)	-0.0305 (0.0209)	0.0134 (0.0180)	-0.0025 (0.0113)
가해(타살)	0.0506 (0.0329)	0.0409 (0.0331)	0.1557 (0.0943)	-0.0250 (0.0696)
모든 기타 외인	0.0382 (0.0219)	0.0342 (0.0231)	0.0116 (0.0524)	-0.0079 (0.0395)

주: 각각의 수치는 해당 사망원인을 종속변수로, 해당 시기를 분석 기간으로 한 분석 결과에서 실업률 계수의 추정치를 의미한다. 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과와 시도별 고정효과를 포함한다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구 비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다. 괄호 안 수치는 군집표준오차(clustered standard errors)를 의미한다. 유의수준: *:10%, **5%, ***1%.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

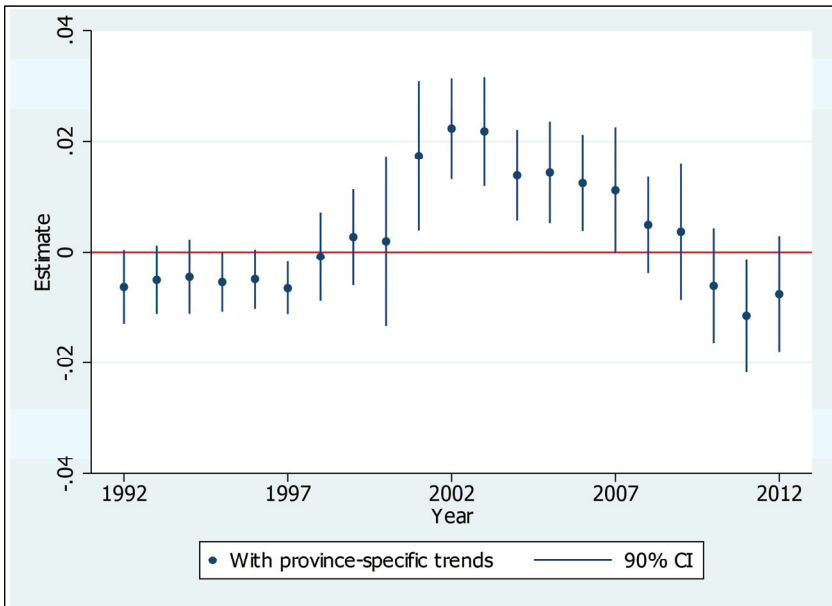
이를 통해 암으로 인한 사망이 경기변동과 전체 사망률의 관계를 가장 잘 설명한다는 사실을 알 수 있다. 즉 전체 사망률의 경우와 유사하게 2002~2011년에서만 경기역행적인 질환은 암이다. 순환기계통의 질환도 경기변동과 전체 사망률의 관계를 대체로 잘 설명한다. 그러나 전체 사망률의 경우와 달리, 2002~2011년과 전체 기간에서 해당 질환으로 인한 사망은 경기역행적인 것으로 추정되었다.

[그림 4-23]과 [그림 4-24]는 실업률이 암과 순환기계통의 질환 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 먼저 악성신생물 사망률에 미치는 영향의 변화를 나타낸 [그림 4-23]의 경우, 시작 연도 기준 1992~1998년까지 실업률 계수는 음수로 추정된다. 그러나 1997년을 제외하고 해당 변수는 10% 유의수준에서 유의하지 않다. 실업률 계수가 유의하게 양의 값을 가지는 기간은 시작 연도 기준 2001~2006년이다. 특히 2002~2003년은 유의수준 1%에서 유의하고, 2005~2006년은 유의수준 6%에서 유의하다. 실업률 계수 추정치 역시 최대 0.0223(2002년)으로 높은 수준이다. 그러나 이러한 경향은 2007년 이후 반전된다. 실업률 계수 추정치는 점점 감소하여 2011년에는 -0.0116에 달한다. 그러나 이 시기 추정치는 2011년을 제외하고는 10% 유의수준에서 유의하지 않다.

한편 순환기계통의 질환 사망률에 미치는 영향의 변화를 나타낸 [그림 4-24]의 경우, 시작 연도 기준 2000~2002년에 일시적으로 실업률이 해당 사망률에 양의 영향을 미쳤던 것으로 보인다. 실업률 계수 추정치는 최대 0.0467(2001년)로 매우 높은 수준이며, 이 추정치는 1% 유의수준에서 유의하다. 그러나 이후 추정치는 빠르게 낮아지고, 2004년 이후에는 음수로 유지되고 있다. 이는 <표 4-11>에서 확인한 순환기계통 질환 사망률의 경기역행성이 2000~2002년의 일시적인 현상에서 비롯되었을

가능성을 시사한다.

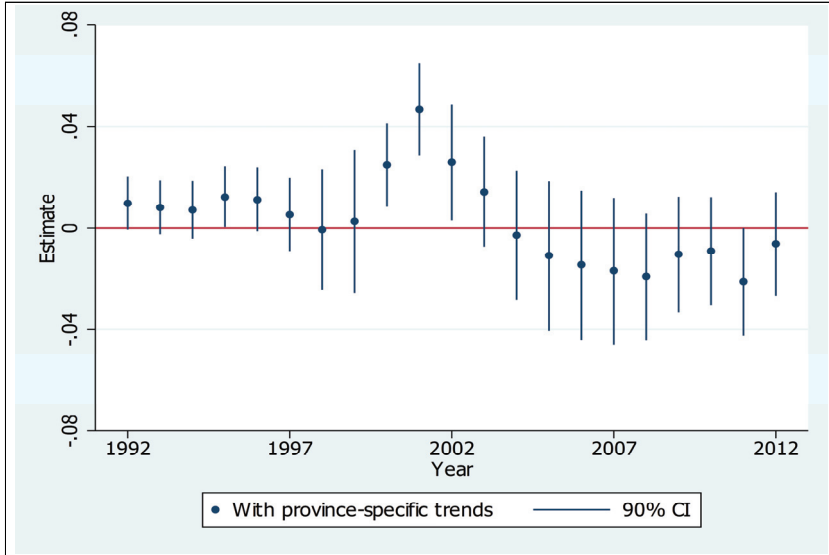
[그림 4-23] 실업률이 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-24] 실업률이 순환기계통의 질환 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



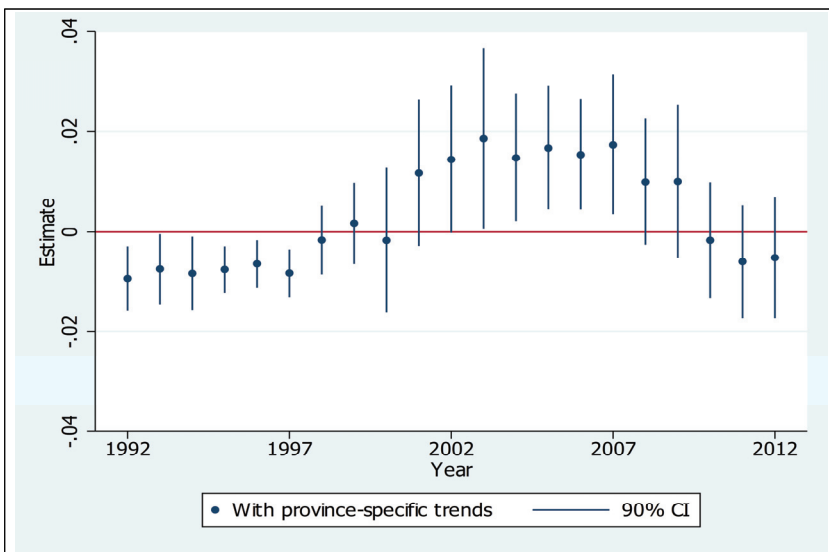
주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-25]부터 [그림 4-30]은 실업률이 암 사망률에 미치는 영향의 연도별 변화를 성별, 연령별, 교육수준별로 더 나누어 10-year rolling regression으로 나타낸 결과이다. 인구집단에 따라 유의성에 다소 차이는 있으나, 실업률 계수 추정치의 양상은 대체로 비슷하다. 시작 연도 기준 2000년대 초반 즈음에 실업률 계수는 양수이고, 이후 실업률 계수 추정치는 0에 가까운 수 혹은 음수이다. 단 45~64세, 대졸 이상에서 2000년 초반 실업률 계수 추정치는 유의하지 않다. 45~64세 인구의 경우 실

업률 계수는 1995~1997년, 2011년에 10% 유의수준에서 유의하게 음수인 것으로 추정되었다. 대졸 이상 인구의 경우 1998년(음수), 2007년(양수)에 역시 10% 유의수준에서 유의하다. 이는 두 가지를 시사한다. 첫째, 전체 인구 집단에서 발견되는 실업률 계수 추정치의 양상은 악성 신 생물 사망과 경기변동의 관계 변화에서 비롯되었을 수 있다. 둘째, 그림에도 45~54세와 대졸 이상이 가지는 특성으로 인하여 이들 인구집단에서는 사망과 경기변동의 관련성이 유의하게 나타나지 않는다.

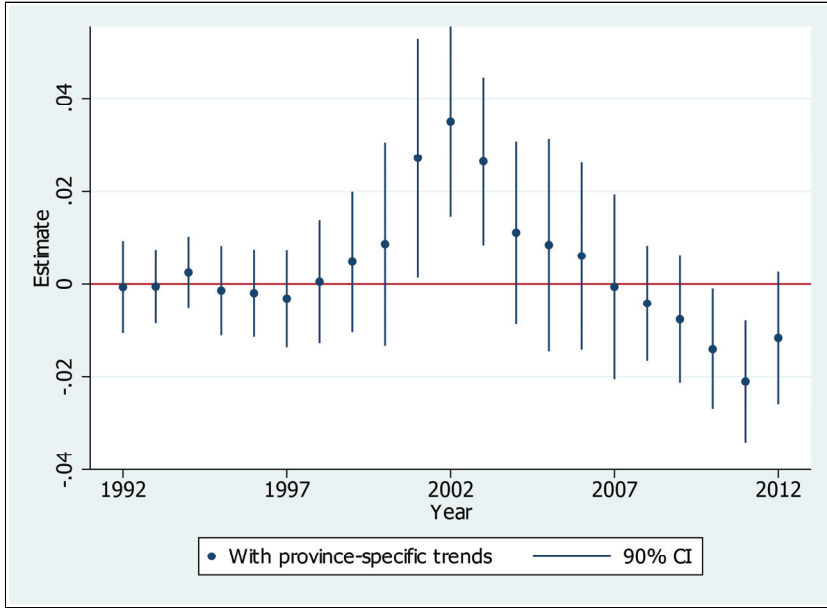
[그림 4-25] 실업률이 남성인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선형보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

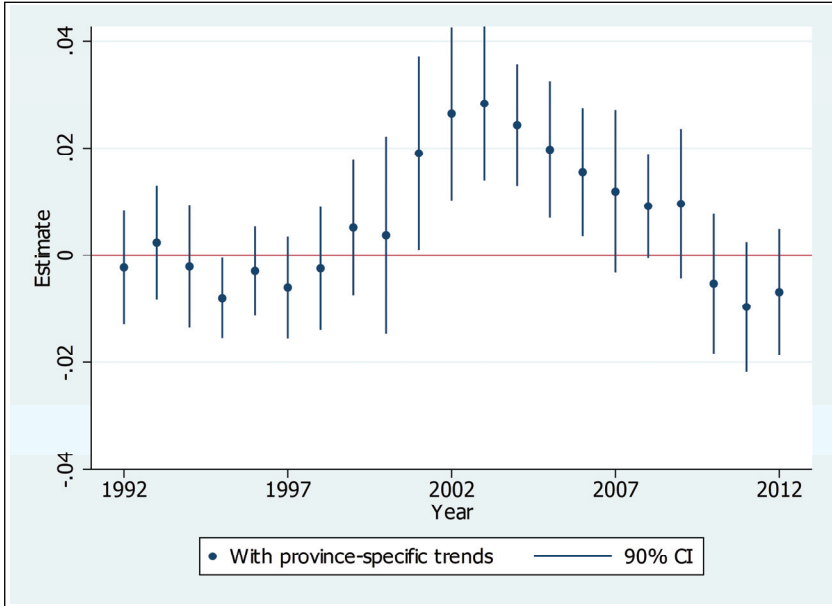
[그림 4-26] 실업률이 여성인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

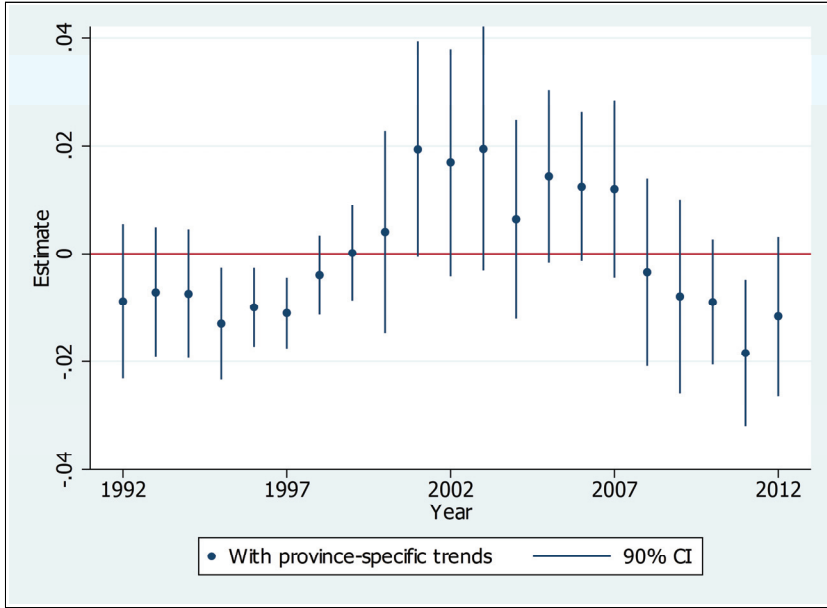
[그림 4-27] 실업률이 65세 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향,
10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

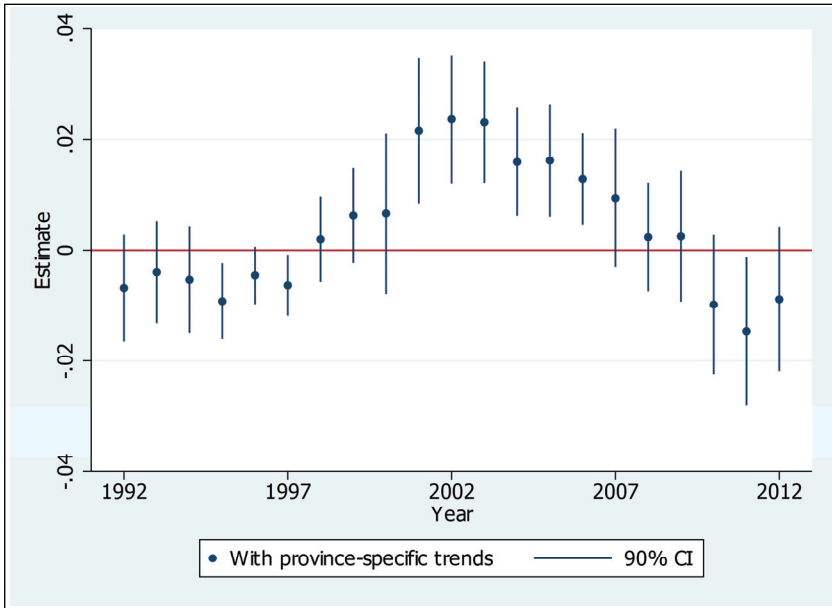
[그림 4-28] 실업률이 45~65세 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향,
10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

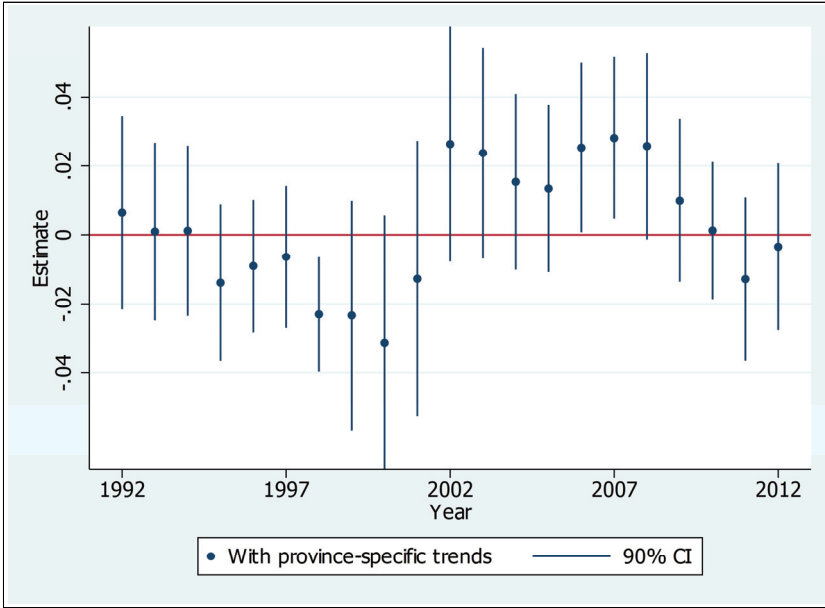
[그림 4-29] 실업률이 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향,
10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-30] 실업률이 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향,
10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



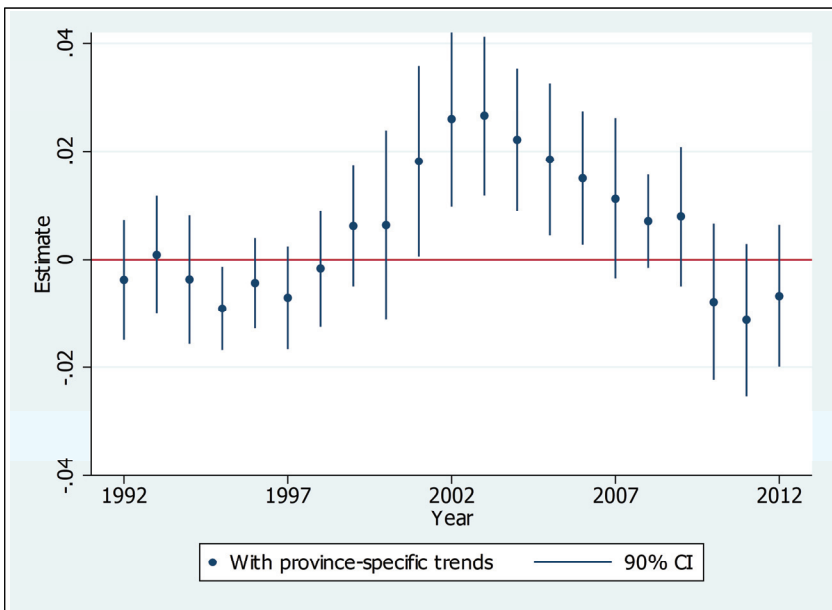
주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-31]부터 [그림 4-34]는 45~64세와 대졸 이상이라는 두 가지 특성을 모두 가진 인구집단에서는 더 이상 전체 인구와 유사한 양상이 나타나고 있지 않음을 보여 준다. 다른 세 집단(45~64세 고졸 이하, 65세 이상 고졸 이하, 65세 이상 대졸 이상)에서는 대체로 전체 인구와 유사한 양상이 나타난다. 그러나 45~64세 대졸 이상 인구에서는 시작 연도 기준 2000년 초반부터 실업률 계수 추정치가 0 근처에 분포해 있다. 이는

45~64세에서 다소 불분명하게 나타났던 암 사망률과 실업률의 관련성이 연령 고유의 특성보다는 해당 연령의 인구가 대체로 가지고 있는 다른 특성에서 비롯되었을 가능성을 제기한다.

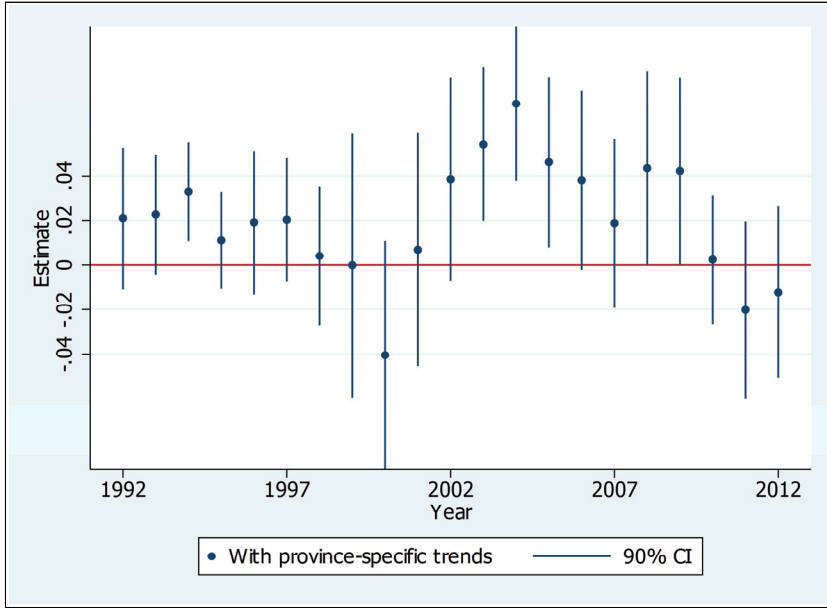
[그림 4-31] 실업률이 65세 이상 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료; 통계청. (각 연도). 사망원인통계; 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

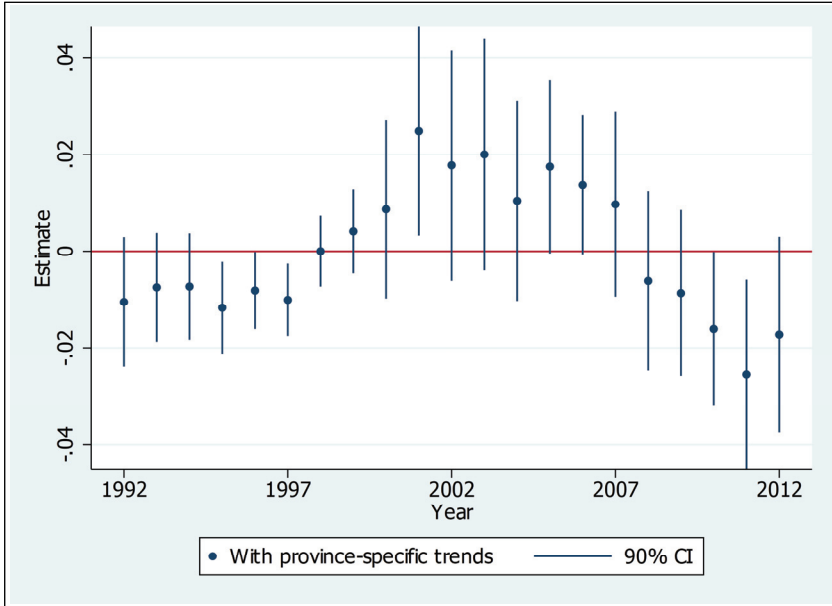
[그림 4-32] 실업률이 65세 이상 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

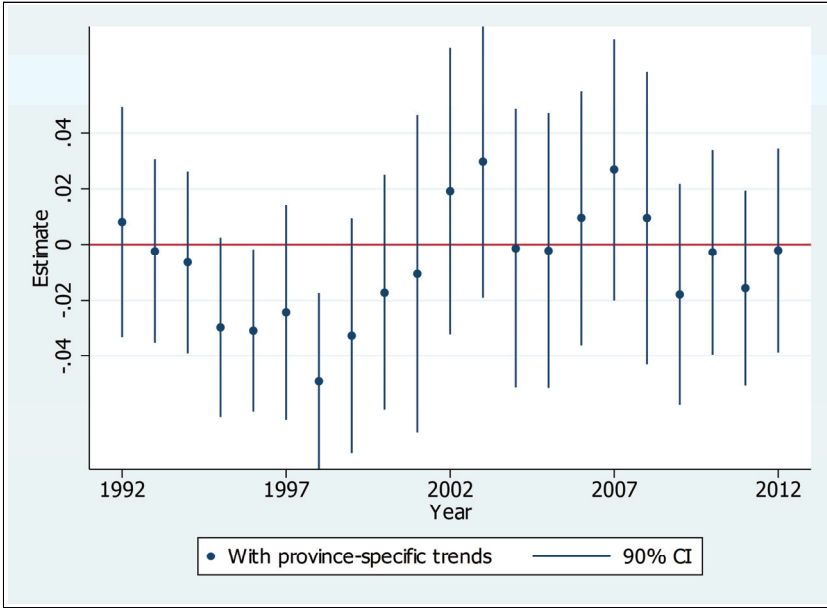
[그림 4-33] 실업률이 45~64세 고졸 이하 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청, (2020). 장래인구추계 자료; 통계청, (각 연도). 사망원인통계; 통계청, (각 연도). 경제활동인구조사; 통계청, (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

[그림 4-34] 실업률이 45~64세 대졸 이상 인구의 악성 신생물(암) 사망률에 미치는 영향, 10-year rolling regression, 시도별 시간추세 포함



주: 관측치 단위는 시도-연도. 모형은 연도별 고정효과, 시도별 고정효과, 시도별 시간추세를 포함한다. 각 점은 해당 연도부터 10년의 시도별 자료를 이용한 분석의 실업률 추정치를, 실선은 해당 추정치의 90% 신뢰구간을 의미한다. 예컨대 1992년 추정치는 1992~2001년 시도별 자료를 이용한 분석 결과이다. 종속변수는 10만 명당 사망률의 자연로그값으로, 사망률은 해당 시도-연도 사망자 수에 추계인구를 나눈 값으로 정의한다. 사망률은 인구동향조사, 인구비중은 추계인구, 교육수준 비중은 인구주택총조사 인구 부문 2% 자료를 선행보간한 자료를 각각 사용하였다. 관측치는 해당 시도-연도의 추계인구값으로 가중하였다.

자료: 통계청. (2020). 장래인구추계 자료: 통계청. (각 연도). 사망원인통계: 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사: 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 자료를 기반으로 하여 저자 분석.

지금까지 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 전체 인구에서 실업과 사망의 관계와 가장 유사한 경향을 보이는 사망요인은 악성신생물(암)이다. 실업과 암 사망률의 관계는 성별·연령별(45세 이상)·교육수준별로 대체로 유사하게 나타나나, 45~64세 대졸 이상 인구에서는 이러한 경향이 나타나지 않는다.

지금까지의 결과를 토대로 실업과 사망의 관련성의 메커니즘을 완벽히

식별하는 데에는 어려움이 따른다. 그러나 이와 관련한 가설의 타당성을 검토해볼 수 있다. 앞의 결과는 Ruhm(2015)과 Lee and Kim(2017)이 제기한 가설, 즉 암 관련 고가의 치료서비스와 의료기술의 발달로 암 사망률이 예전에 비해 개인의 재정적 자원과 개인이 접근 가능한 의료접근성에 더욱 민감해졌을 수 있다는 가설에 어느 정도 부합하는 결과라고 볼 수 있다. 만일 65세 이상 혹은 고졸 이하 인구의 의료접근성이 상대적으로 제한적이라면, 경기변동으로 인한 개인·가구소득 변화가 해당 인구집단에 더욱 큰 영향을 주었을 수 있다. 그러나 암에 대한 의료접근성이 시간이 지남에 따라 더욱 개선된다면, 경기변동은 암 사망률에 더 이상 영향을 미치지 못하게 될 수 있다. 이는 2000년 후반 이후 실업과 암 사망사이의 관계가 사라지는 현상 역시 설명한다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제5장

결론

제1절 결과 종합

제2절 시사점

제5장 결론

제1절 결과 종합

경기변동과 같은 거시적인 사회경제적 변화는 출산에 영향을 미침으로써 인구변동의 중요한 동인으로 작용할 수 있다. 그러므로, 출산율의 변화요인을 분석하고 장래의 추이를 전망하는 데 있어서 인구학적인 요인들뿐만 아니라 거시경제적인 여건의 영향을 심도 있게 고려할 필요가 있다. 출산에 대한 거시변수 영향에 있어서는 2008년부터 2021년까지의 시군구 수준 데이터에 기반하여, 출산율에 영향을 미칠 수 있는 연령층(20~44세) 인구의 고용률이 출산과 관련된 지표에 미친 효과를 추정하는 작업을 수행하였다.

이 연구는 최대한 한국의 여건을 반영한 경기 변화와 출산율의 지표를 도입하여 거시적인 사회경제적 여건 변동이 출산율에 미친 영향을 분석하고자 시도하였다는 점에서 선행연구들과 차별된다. 첫째, 출산율에 가장 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 거시경제 지표로 시군구별 20~44세 인구의 고용률을 추정하여 분석에 이용하였다. 둘째, 전체 20~44세 인구의 고용률과 함께 해당 연령대의 남성과 여성의 고용률이 출산에 미친 효과를 분석하였다. 이는 일·가정 양립이 어렵고, 결혼과 출산의 부담이 성별에 따라 다른 국내 여건에서 여성의 고용 여건과 남성의 고용 여건이 결혼과 출산에 미치는 영향이 상이할 수 있음을 고려한 것이다. 셋째, 출산율의 지표로 합계출산율과 함께 이를 구성하는 세부적인 요인인 무배우 여성 혼인율, 여성 유배우 비율, 유배우 여성 출산율 등을 함께 분석에 이용함으로써 경기변동이 출산율에 미치는 영향의 경로를 상세하게 밝히

고자 시도하였다.

시군구 20~44세 전체 인구의 고용률이 결혼과 출산의 지표에 미친 효과를 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 시군구 고용률 증가는 해당 지역 무배우 여성의 혼인율과 여성인구 유배우 비율을 높인 것으로 추정되었다. 무배우 여성의 혼인율을 높이는 효과는 모든 모형에서 일관되게 나타났고, 여성인구 유배우 비율에 미친 효과는 일부 모형을 추정하는 경우에만 발견되었다. 둘째, 시군구 고용률 증가는 유배우 여성의 출산율에는 긍정적인 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 셋째, 시군구 고용률이 합계출산율에 미치는 효과에는 고용률이 결혼에 미친 양(+)의 효과와 유배우 출산율에 미친 음(-) 효과가 혼재된 것으로 보인다.

시군구별 남성 고용률과 여성 고용률을 따로 추정하여 분석에 포함하는 경우, 남성 고용률과 여성 고용률이 결혼과 출산에 미치는 효과는 전혀 다른 것으로 나타났다. 전반적으로 시군구 남성 고용률 증가는 그 지역 내 무배우 여성 혼인율과 여성인구 유배우 비율을 높임으로써 합계출산율을 증가시키는 요인으로 작용하였다. 반면, 시군구 여성 고용률 증가는 해당 지역 내 여성의 유배우 비율과 유배우 출산율을 낮춤으로써 합계출산율을 감소시키는 역할을 하였다.

시군구 20~44세 전체 취업인구 및 남녀 취업인구의 평균임금을 추가로 포함하여 수행한 회귀분석 결과는 고용률 변수만을 포함하여 수행한 기본적인 회귀분석 결과와 매우 유사한 것으로 나타났다. 시군구 남성 평균임금은 결혼과 출산에 대해 일관된 효과를 미치지 않았던 반면, 여성 평균임금은 일관되게 그 지역의 합계출산율, 무배우 여성 혼인율, 여성인구 유배우 비율에 유의한 음(-)의 효과를 미친 것으로 추정되었다.

또한 본 연구에서는 거시경제적 환경이 사망에 미치는 영향을 분석하기 위해, 거시경제적 환경을 나타내는 지표인 실업률의 변화가 사망률에

미치는 영향을 살펴보았다. 1991~2021년 시도-연도별 자료를 이용하여 분석한 결과, 전체 기간에서는 실업률의 변화가 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 2000년대에는 예외적으로 실업률이 상승할 때 사망률이 증가했던 것으로 나타났다. 2000년대 사망률의 경기역행성은 남성보다 여성에서 더 크게 나타났고, 연령별로는 65세 이상 인구에서만, 교육수준별로는 고졸 이하에서만 확인되었다. 사망원인별로는 암 사망률이 전체 사망률과 유사하게 경기역행성을 보이는 것으로 나타났지만, 45~64세 대졸 이상 인구에서는 이러한 경향이 발견되지 않았다. 이러한 결과를 바탕으로, 의료기술의 발달로 암 사망률이 처음에는 의료접근성에 민감하게 반응하였다가 이후 의료접근성의 발달로 암 사망률의 경기역행성이 사라졌을 수 있다는 가설을 제기하였다.

제2절 시사점

출산과 사망에 대한 거시변수의 영향을 분석한 이 연구의 결과는 인구 정책의 수립과 추진에 시사점을 준다. 우선, 이 연구는 저출산 대응 정책과 관련하여 다음과 같은 몇 가지 정책적인 시사점을 제공해 준다. 첫째, 이 연구의 결과는 저출산 문제 대응에 있어서 청년 고용 문제가 갖는 중요성을 확인해 준다. 근래의 연구는 비혼과 만혼의 증가로 인한 여성인구 유배우 비율 감소가 출산율 및 출생아 수 감소의 주된 요인임을 보여 준다(이철희, 2012, 2018, 2023). 그리고 이는 결혼한 부부에게 출산의 유인을 제공하는 데 무게중심을 두고 있는 현행 저출산 대응 정책이 결혼하지 않은 청년인구로 정책의 범위를 넓혀야 할 필요성을 제기한다. 출산에 대한 거시변수 영향 분석 결과는 시군구 20~44세 인구 고용률이 결혼확

률에 영향을 미쳤음을 보여 준다. 이러한 결과는 젊은 인구의 고용 여건 개선이 결혼에 호의적인 환경을 마련함으로써 저출산 문제 완화에 도움을 줄 수 있다는 견해를 확인해 준다.

둘째, 출산에 대한 거시변수 영향 분석 결과는 고용률 제고가 결혼과 출산에 양(+)의 효과를 미치는 것이 사실이라고 해도, 양적인 고용 증가만으로는 가시적인 저출산 완화 효과를 얻기 어렵다는 것을 알려준다. 이 연구에서 추정된 고용률 증가의 효과가 유의미하기는 하지만 그 규모가 아주 크다고 할 수는 없다. 예컨대 분석 기간 표준편차(0.057)만큼의 시군구 남성 고용률 증가는 해당 지역 합계출산율을 0.021~0.025(분석 기간 평균의 1.7~2.0%) 수준으로 높이고, 25~39세 무배우 여성 1,000명당 혼인 수를 1.6~1.9건(분석 기간 평균의 1.5~1.7%) 높이는 것으로 추정되었다. 제2장에 자세하게 소개한 국내외의 선행연구는 소득, 일자리의 안정성, 근로조건 등 일자리의 질이 결혼과 출산의 중요한 결정요인임을 보여 준다. 이러한 연구 결과를 고려하건대, 단순히 고용률을 높이기 보다는 고용의 질을 높이기 위한 정책적인 노력을 기울일 필요가 있다고 판단된다.

셋째, 이 연구의 결과는 여성의 고용을 양적으로 확대하는 노력과 함께 일자리에서 여성이 경험하는 결혼 혹은 출산의 불리함을 제거하기 위한 정책적 노력을 강화해야 할 필요성을 확인해 준다. 남성의 고용률이 출산과 결혼에 양(+)의 효과를 미치는 것과는 대조적으로, 여성의 고용률 증가는 결혼과 출산의 확률을 오히려 낮추는 요인으로 작용하였다. 시군구 여성 평균임금 증가도 그 지역의 결혼 및 출산에 부정적인 영향을 끼친 것으로 나타났다. 이는 일-가정 양립이 어렵고 일자리에서 여성이 경험하게 되는 결혼과 출산의 불리함이 큰 상황에서, 고용기회 개선이 결혼과 출산의 기회비용을 높임으로써 나타난 결과로 해석된다. 이러한 해석은

고용에서 여성의 상대적인 불리함이 커질수록 여성의 혼인율과 유자녀 비율이 낮아짐을 보여 주는 선행연구(이철희, 민규량, 2023)의 결과와 부합한다. 이와 같은 상황이 개선되지 않는 한, 여성 고용률과 출산율 간의 관계가 음(-)에서 양(+)으로 바뀌기는 어려울 것이다.

다음으로, 경기변동이 건강과 사망에 미치는 영향에 대한 국외 및 국내 선행연구 결과와 이 연구에서 분석한 결과는 인구의 보건의료 정책에 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 건강 관련 정책 수립에 있어서 거시경제적인 여건의 변화가 건강과 사망에 다양하고 복잡한 경로를 통해 영향을 미칠 수 있다는 사실을 고려할 필요가 있다. 2000년 이전 다른 국가와 한국의 사례에서 볼 수 있듯이, 경제적인 호황은 근로 시간 및 강도의 증가와 이에 따른 여가 및 건강에 대한 투자활동 감소, 공해 배출과 혼잡성의 악화 및 이에 따른 질환과 사고의 증가, 인력수급 어려움의 증가로 말미암은 의료 및 요양시설 근무 인력 투입의 양적, 질적 감소 등을 매개로 하여, 건강을 악화시키고 사망률을 높일 수 있다. 경기가 호전되고 소득이 증가하는 것은 긍정적인 현상일 수 있으나, 국민 건강의 악화와 같은 호황의 부작용이 발생할 수 있는 만큼, 노동시간과 강도의 과도한 증가를 사전에 방지하고, 의료 및 요양 시설에 근무하는 필수인력의 유출을 막을 수 있는 방안을 마련할 필요가 있다. 이는 노동시장 관련 규제 및 정책이 건강 관련 정책과 유기적으로 연결될 필요가 있음을 보여 준다.

둘째, 이 연구의 결과는 건강과 관련된 의료, 복지, 사회정책이 건강과 사망의 수준뿐만 아니라 그 변동성에도 영향을 미칠 수 있다는 시사점을 제공해 준다. 이 연구에서 확인하였듯이 경기변동과 사망률 간의 관계는 시기에 따라 변화할 수 있다. 또한 선행연구는 경기변동과 사망률 간의 관계가 국가 간에도 차이를 보인다는 것을 알려준다. 이와 같은 시기 간 국가 간 차이는 경기적인 여건이 건강에 미치는 영향이 그 사회의 의료

기술과 시스템, 복지 제도, 기타 정책적인 특성에 따라서 다르게 나타날 수 있다는 것을 보여준다. 이는 제도와 정책의 변화가 경기에 따른 건강과 사망의 변동성에 영향을 미칠 수 있다는 것을 시사한다.

예컨대, 이 연구는 2000년대 사망률의 경기역행성의 원인으로 65세 이상이거나 고졸 이하의 암 사망률의 변화를 지목하였다. 그리고 암 사망률이 2000년대 경기역행성을 보였다가 이후 경기변동과 무관해진 까닭으로 의료기술과 의료접근성의 발달이 영향을 미쳤을 수 있다는 가설을 제기하였다. 암을 치료할 수 있는 기술이 없는 상황에서는 소득의 개선이 암 사망률을 낮추기 어렵기 때문에 호황이 가져오는 시간의 기회비용이 높아져서 건강에 대한 투자가 감소하는 효과인 대체효과가 소득이 증가하여 건강에 대한 투자를 늘리는 효과인 소득효과를 압도하게 되어, 호황기에 오히려 사망률이 증가하게 된다. 의료기술이 발달하고 의료접근성이 어느 정도 개선되면 적절한 의료서비스를 받을 수 있는 소득이 있는 경우 암 사망률을 낮출 수 있다. 이는 소득효과를 강화하고 2000년대에 나타난 바와 같이 호황기에 사망률이 감소하는 결과를 가져올 수 있다. 여기에 의료비용이 더 감소하고 의료접근성이 더 높아져서 소득에 구애받지 않고 적절한 의료서비스를 이용할 수 있게 되면, 경기변동에 따른 사망률의 변동이 감소하게 된다.

추가적인 연구가 필요하지만, 2010년 이후에 나타난 암 사망률과 경기변동 간 관계 약화를 가져온 가능한 요인 가운데 하나는 2000년대 중반 이후 꾸준히 진행되어 온 중증질환에 대한 의료보장성 확대일 가능성이 있다. 2005년 이후 정부는 암을 비롯한 중증질환에 대한 건강보험 보장성을 획기적으로 확대하였으며, 2000년대 후반에 걸쳐 중증질환에 대한 본인부담금 상한액을 계속 낮추었다. 이는 경기 개선에 의한 소득 증가 없이도, 다수의 암 환자들이 적절한 치료를 받을 수 있게 함으로써 경기

변동이 암 사망률에 미치는 효과를 약화시켰을 수 있다. 이러한 추론은 암 보장성 확대가 저소득층의 상대적인 의료 이용을 늘림으로써 의료 이용의 형평성을 개선했다는 연구 결과와 잘 부합된다. 이러한 결과는 건강 보험 보장성 확대와 같은 제도적인 변화의 효과를 분석할 때, 건강과 사망 수준에 미친 효과뿐만 아니라 그 변동성에 미친 효과도 고려해야 한다는 것을 시사한다.

이 연구에서 제시된 연구 결과는 다음과 같은 종합적인 정책적 시사점을 제공해준다. 첫째, 인구변화의 원인을 분석하고 장래 인구변화를 전망할 때, 인구학적인 요인뿐만 아니라 다양한 사회경제적·제도적 요인을 고려할 필요가 있다. 예컨대, 경기변동, 고용여건의 변화, 노동·의료·복지 제도의 변혁 등은 출산과 사망에 영향을 미침으로써 인구변화의 추이를 바꿀 수 있다. 따라서 적어도 경제적인 전망 자료가 제공되는 가까운 미래에 대한 인구전망을 수행하는 경우에는 최대한 사회경제적 요인의 영향을 반영하는 것이 바람직하다. 그리고 가까운 장래에 고용, 노동조건, 의료서비스, 사회복지 등과 관련된 중요한 제도적 변화가 예정되어 있는 경우, 기대되는 영향을 적절하게 반영하여 장래 인구변화를 한층 정치하게 전망할 수 있을 것이다.

둘째, 인구변화에 대응하는 정책을 수립하는 데 있어서, 경제정책, 노동정책, 의료정책, 복지정책 등 타 분야 정책과의 연계성을 강화할 필요가 있다. 이 보고서의 결과가 보여주듯이, 여러 분야의 정책들은 다양한 경로를 통해 인구변화에 영향을 미칠 수 있다. 또한 얼핏 무관해 보이는 정책들도 실제로는 서로를 보완하거나 서로 상충되는 관계를 가질 수 있다. 따라서 정책의 종합적인 효율성을 높이기 위해서는 이를 고려하여 개별 정책의 편익과 비용을 평가해야 할 것이다. 예컨대, 여성 고용을 확대하기 위해 여성의 일자리 질을 개선하는 정책은 저출산 완화에도 도움이

될 수 있기 때문에 더 높은 우선순위를 부여하는 것이 합리적일 것이다. 마찬가지로 저소득층의 의료접근성 확대 정책은 소득계층별 의료 이용이나 건강성과의 불평등을 줄이는 효과도 있지만, 경기변동에 따른 건강과 사망의 변동성을 감소시키는 결과도 가져올 수 있다.



- 김성준. (2015). 왜 결혼이 늦어지는가?. 노동경제논집, 38(4), 57-81.
- 김우영, 이정만. (2018). 출산장려금의 출산율 제고 효과: 충청지역을 대상으로. 노동정책연구, 18(2), 61-98.
- 도난영, 최막중. (2018). 지역 주택가격이 결혼연령 및 첫째, 둘째 자녀 출산 시점에 미치는 영향. 주택연구, 26(2), 163-189.
- 박창우, 송헌재. (2014). 출산장려금 정책이 출산에 미치는 영향 추정. 응용경제, 16(1), 5-34.
- 서미숙. (2013). 주택가격 변화에 따른 여성 출산율에 관한 연구. 여성경제연구, 10(1), 63-79.
- 송태근. (2022). 경기변동에 따른 출산율의 변화. 한양대학교 박사학위 논문.
- 안태현. (2010). 남성의 고용상황과 결혼형성. 노동정책연구, 10(3), 35-64.
- 이상호, 이상현. (2010). 저출산, 인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼 결정의 경제적 요인을 중심으로. 한국은행 금융경제연구원 위킹페이퍼, 445.
- 이소영, 장인수, 이삼식, 이철희, 신손문, 신성호, ... 최용성. (2019). 출생 및 인구 규모 감소와 미래 사회정책. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이철희. (2012). 한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과. 한국인구학, 35(3), 117-144.
- 이철희. (2018). 한국의 출산장려정책은 실패했는가? 2000년-2016년 출산율 변화요인 분해. 경제학연구, 166(3), 1-38.
- 이철희. (2019). 지자체 출산지원금의 효과 - 아동수당의 기대효과에 대한 시사점, 고제이, 김미곤, 이철희, 홍석철, 전병목, 여유진, ... 서효진. (2019). 아동수당 및 출산·양육 지원체계 발전 방안 연구. 보건복지부·한국보건사회연구원·서울대학교·한국조세재정연구원.
- 이철희. (2022). 장래 인구변화가 노동투입에 미치는 영향. 노동경제논집, 45(2), 37-68.
- _____. (2023a). 지역 일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 효과: 제조업 고용 비

- 울의 영향. 한국경제연구, 41(2), 5-33.
- _____. (2023b). 1992년~2021년 한국 출생아 수 변화요인 분해: 여성인구, 결혼, 자녀 수별 유배우 출산율 변화의 효과. 한국인구학, 46(3), 79-110.
- 이철희, 김태훈. (2011). 경기침체는 건강에 이로운가? 1991년-2009년 한국의 실업률과 사망률. 韓國經濟의 分析, 17(3), 131-182. <http://www.riss.kr/link?id=A87000790>
- 이철희, 민규량. (2023). 노동시장 여건이 여성의 결혼과 출산에 미치는 영향. 미출간 논문.
- 이철희, 이소영. (2022). 현금지원이 유배우 출산율에 미치는 효과: 강원도 육아 기본수당 지급 사례로부터의 증거. 경제학연구, 70(2), 61-93.
- 조성호, 문승현. (2021). 일자리 관련 요인과 출산 의향에 관한 연구. 보건사회연구, 41(4), 262-279.
- 통계청. (2020). 장래인구추계 자료. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서 2023. 7. 1. 인출.
- 통계청. (각 연도). 경제활동인구조사 자료. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서 2023. 7. 1. 인출.
- 통계청. (각 연도). 사망원인통계. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서 2023. 7. 1. 인출.
- 통계청. (각 연도). 인구동향조사 자료. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서 2023. 7. 1. 인출.
- 통계청. (각 연도). 인구주택총조사 2% 표본 조사 자료. <https://mdis.kostat.go.kr/index.do>에서 2023. 7. 1. 인출.
- 통계청. (각 연도). 지역별 고용조사 자료. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서

2023. 7. 1. 인출.

행정안전부. (각 연도). 주민등록인구현황 자료. https://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?vwcd=MT_ZTITLE&menuId=M_01_01에서
2023. 7. 1. 인출.

Ahn, N. and Mira, P. (2000). Labor Force Participation and Retirement of Spanish Older Men: Trends and Prospects. *FEDEA Working Paper*, 2000(25).

Aksoy, C. G. (2016). Short-Term Effects of House Prices on Birth Rates. *EBRD Working Paper*, No. 192.

Ariizumi, H., & Schirle, T. (2012). Are recessions really good for your health? Evidence from Canada. *Social Science and Medicine*, 74(8), 1224-1231. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.12.038>

Autor, D., Dorn, D. and Hanson, G. (2019). When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage-Market Value of Men. *American Economic Review: Insights*, 1(2), 161-178.

Bertrand, M., Cortés, P., Olivetti, C. and Pan, J. (2016). Social Norms, Labor Market Opportunities, and the Marriage Gap for Skilled Women. *NBER Working Paper*, No. 22015.

Bhattacharya, J., Hyde, T., & Tu, P. (2013). Health Economics. Red Globe Press. <https://www.macmillanihe.com/page/detail/Health-Economics/?K=9781137029966>

Carbone, J. and Cahn, N. (2014). Marriage Markets: How Inequality is Remaking the American Family. Oxford and New York: Oxford University Press.

Clark A. E. and Lepinteur, A. (2022) A Natural Experiment on Job Insecurity and Fertility in France. *Review of Economics and*

- Statistics*, 104(2), 386-398.
- Detting, L. J. and Kearney, M. S. (2014). House Prices and Birth Rates: the Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby. *Journal of Public Economics*, 110, 82-100.
- Feyrer, J., Sacerdote, B. and Stern, A. D. (2008). Will the Stork Return to Europe? Understanding Fertility within Developed Nations. *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 3-22.
- Gerdtham, U.-G., and Ruhm, C. J. (2006). Deaths rise in good economic times: Evidence from the OECD. *Economics and Human Biology*, 4(3), 298-316. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2006.04.001>
- Gonzalez, F., and Quast, T. (2011). Macroeconomic changes and mortality in Mexico. *Empirical Economics*, 40(2), 305-319. <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0360-0>
- Granados, J. A. T. (2005). Recessions and Mortality in Spain, 1980-1997. *Eur J Population*, 21, 393-422. <https://doi.org/10.1007/s10680-005-4767-9>
- Han, J. and Lee, Y. (2022). The Effects of House Prices and Rents on Birth Rates: Evidence from Korea. Working Paper.
- Hill, M. J. (2015). Love in the Time of the Depression: the Effect of Economics Conditions on Marriage in the Great Depression. *Journal of Economic History*, 75(1), 163-189.
- Hofmann, B. and Hohmeyer, K. (2013). Perceived Economic Uncertainty and Fertility: Evidence from a Labor Market Reform. *Journal of Marriage and Family*, 75, 503-521.
- Hwang, J. (2016). Housewife, 'Gold Miss,' and Equal: the Evolution of Educated Women's Role in Asia and the us.. *Journal of Population Economics*, 29, 529-570.

- Hwang, J., Kim, H. B., & Lee, J. (2022). The Effect of Job Loss on Health: Evidence from Administrative and Biomarker Data. *Working Paper*.
- Lee, C., & Kim, K. (2017). Changing Relationship between Unemployment and Mortality in South Korea. *Health Economics*, 26(12), 1630-1636. <https://doi.org/10.1002/hec.3460>
- Lin, S. J. (2009). Economic fluctuations and health outcome: A panel analysis of Asia-Pacific countries. *Applied Economics*, 41(4), 519-530. <https://doi.org/10.1080/00036840701720754>
- Lundberg, S., Pollak, R. and Stearns, J. (2016) Family Inequality: Diverging Patterns in Marriage, Cohabitation, and Childbearing. *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 79-102.
- McInerney, M., & Mellor, J. M. (2012). Recessions and seniors' health, health behaviors, and healthcare use: Analysis of the Medicare Current Beneficiary Survey. *Journal of Health Economics*, 31(5), 744-751. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.06.002>
- Modena, F., Rondinelli, C., and Sabatini, F. (2014). Economic Insecurity and Fertility Intentions: The Case of Italy. *Review of Income and Wealth*, 60, S233-S255.
- Neumayer, E. (2004). Recessions lower (some) mortality rates: Evidence from Germany. *Social Science and Medicine*, 58(6), 1037-1047. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00276-4](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00276-4)
- Ruhm, C. J. (2000). Are Recessions Good for Your Health? *The Quarterly Journal of Economics*, 115(2), 617-650. <https://doi.org/10.1162/003355300554872>
- Ruhm, C. J. (2003). Good times make you sick. *Journal of Health Economics*, 22(4), 637-658. [https://doi.org/10.1016/s0167-6296\(03\)00041-9](https://doi.org/10.1016/s0167-6296(03)00041-9)

- Ruhm, C. J. (2005). Healthy living in hard times. *Journal of Health Economics*, 24(2), 341-363. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.09.007>
- Ruhm, C. J. (2015). Recessions, healthy no more? *Journal of Health Economics*, 42, 17-28. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.03.004>
- Santos, C. and Weiss, D. (2016). Why Not Settle Down Already? a Quantitative Analysis of the Delay in Marriage. *International Economic Review*, 57(2), 425-452.
- Schaller, J. (2013). For Richer, if Not for Poorer? Marriage and Divorce over the Business Cycle. *Journal of Population Economics*, 26(3), 1007-1033.
- Schofield, R. S. & Wrigley, E. A. (1985). Population and Economy: From the Traditional to the Modern World. *Journal of Interdisciplinary History*, Spring, 1985, 15(4), 561-569.
- Stevens, A. H., Miller, D. L., Page, M. E., and Filipski, M. (2015). The Best of Times, the Worst of Times: Understanding Pro-cyclical Mortality. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 279-311. <https://doi.org/10.1257/pol.20130057>
- Sullivan, D., & von Wachter, T. (2009). Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data. *Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1265-1306. <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.3.1265>