

정책연구
2025-03

소득수준과 생애주기별 건강

홍정림 · 김태훈 · 김기홍

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(홍정림 · 김태훈 · 김기홍) ··· 1
제1절 연구의 목적 및 필요성	1
제2절 연구의 구성	3
제2장 소득수준별 건강	(홍정림) ··· 5
제1절 머리말	5
제2절 분석 자료 및 건강지표	7
1. 분석 자료	7
2. 건강지표	7
제3절 소득수준별 건강 현황	9
1. 주관적 건강 상태	9
2. 건강 관련 삶의 질 지수(EQ-5D Index)	15
제4절 소득수준과 건강 간의 관계	19
1. 분석 방법	19
2. 회귀분석 결과	26
제5절 소 결	40
제3장 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향 : 2018년 최저임금 인상으로부터의 증거	(김태훈) ··· 43
제1절 머리말	43
1. 연구의 배경 및 필요성	43

2. 연구의 목적	44
3. 연구의 의의	45
제2절 선행 연구	46
1. 최저임금과 주관적 건강	46
2. 최저임금과 정신건강	48
3. 최저임금과 건강 행태	49
4. 최저임금과 영유아 건강	50
제3절 제도적 배경 : 한국의 최저임금제도	52
1. 최저임금제도의 개요	52
2. 2010년 이후 최저임금의 변화	52
제4절 연구 방법 및 자료	57
1. 이중차분법(Difference-in-Differences)	57
2. 사건연구 분석(Event study analysis)	57
3. 자 료	58
4. 기초통계량	60
제5절 분석 결과	61
1. 이중차분법을 이용한 추정 결과	61
2. 강건성 분석	70
3. 사건연구 분석	73
제6절 소 결	80
제4장 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향	(김태훈) 84
제1절 머리말	84
1. 연구의 배경 및 필요성	84
2. 연구의 목적 및 의의	85
제2절 선행 연구	87
1. 해외 연구	88
2. 국내 연구	89
제3절 제도적 배경 : 기초연금제도	91

제4절 이론적 논의	93
제5절 분석 방법	95
1. 분석 모형	95
2. 분석 자료	98
제6절 분석 결과	102
1. 이증차분법을 통해 추정된 결과	102
2. 삼증차분법을 통해 추정된 결과	110
3. 이증차분-사건연구 분석 결과	117
4. 삼증차분-사건연구 분석 결과	125
5. 소득분위에 따른 이질적 효과 : 삼증차분을 이용한 분석	131
제7절 소 결	133
제5장 가구 소득과 아동의 건강 (김기홍)	137
제1절 연구의 목적과 필요성	137
제2절 분석 자료	138
제3절 실증분석	142
1. 추정 모형	142
2. 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과	143
3. 교차 효과 분석	146
4. 강건성 검정	152
제4절 요약 및 제언	156
1. 결과 요약	156
2. 정책 제언	157
제6장 결 론 (홍정림 · 김태훈 · 김기홍)	159
제1절 연구 요약	159
1. 소득수준별 건강	160
2. 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향 : 2018년 최저임금 인상으로 부터의 증거	161

3. 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향	162
4. 가구 소득과 아동의 건강	164
제2절 정책적 함의	165
1. 소득수준별 건강	166
2. 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향 : 2018년 최저임금 인상으로 부터의 증거	167
3. 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향	168
4. 가구 소득과 아동의 건강	169
참고문헌	171

표 목 차

〈표 2- 1〉 기초통계량 : 주관적 건강 상태	21
〈표 2- 2〉 기초통계량 : 삶의 질 지수(EQ-5D Index)	23
〈표 2- 3〉 기초통계량 : 삶의 만족도	24
〈표 2- 4〉 기초통계량 : 스트레스 정도	25
〈표 2- 5〉 소득수준별 주관적 건강 상태(좋은)	27
〈표 2- 6〉 소득수준별 주관적 건강 상태(나쁨)	29
〈표 2- 7〉 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index)	31
〈표 2- 8〉 소득수준별 건강 상태 : 삶의 만족도, 스트레스 정도	32
〈표 2- 9〉 소득수준별 건강 상태 : 성별	33
〈표 2-10〉 소득수준별 건강 상태 : 연령별	35
〈표 2-11〉 소득수준별 건강 상태 : 소득×연령	38
〈표 3- 1〉 기초통계량	60
〈표 3- 2〉 주관적 건강에 미친 영향	62
〈표 3- 3〉 주관적 건강에 미친 영향 : 순서형 로짓	63
〈표 3- 4〉 주관적 건강에 미친 영향 : 주관적 건강의 각 항목에 대한 효과	64
〈표 3- 5〉 보통 사람과 비교한 주관적 건강에 미친 영향	65
〈표 3- 6〉 주관적 건강(상대)에 미친 영향 : 순서형 로짓	65
〈표 3- 7〉 보통 사람과 비교한 주관적 건강의 각 항목에 대한 영향	66
〈표 3- 8〉 최저임금 인상이 흡연에 미친 영향	67
〈표 3- 9〉 최저임금 인상이 음주에 미친 영향	68
〈표 3-10〉 최저임금 인상이 운동에 미친 영향	69
〈표 3-11〉 강건성 분석 : 최저임금 인상이 주관적 건강에 미친 영향	71
〈표 4- 1〉 한국의 비기여형 연금제도의 변화	92

〈표 4- 2〉 기초통계량	101
〈표 4- 3〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	102
〈표 4- 4〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	103
〈표 4- 5〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 63~66세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	104
〈표 4- 6〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 64~65세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	105
〈표 4- 7〉 사망원인 분류	105
〈표 4- 8〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	106
〈표 4- 9〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석	109
〈표 4-10〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	111
〈표 4-11〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	112
〈표 4-12〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 63~66세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	112
〈표 4-13〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 64~65세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	113
〈표 4-14〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	114
〈표 4-15〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	116
〈표 4-16〉 기초노령연금이 사망에 미치는 소득 분위에 따른 이질적 영향 : 55~74세 연령집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	132
〈표 4-17〉 기초노령연금이 사망에 미치는 소득 분위에 따른 이질적 영향 : 60~69세 연령집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석	133

〈표 5- 1〉 출생 전후 표본 특성	139
〈표 5- 2〉 3/6/9/12세 표본 특성	140
〈표 5- 3〉 아동의 비만도	141
〈표 5- 4〉 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과	144
〈표 5- 5〉 교차 효과 분석 : 모의 학력	147
〈표 5- 6〉 교차 효과 분석 : 모의 재직	148
〈표 5- 7〉 교차 효과 분석 : 아동의 성별	149
〈표 5- 8〉 교차 효과 분석 : 수도권 거주	150
〈표 5- 9〉 교차 효과 분석 : 가구 소득이 하위 50% 미만	151
〈표 5-10〉 강건성 검정 : 조산아 제외	152
〈표 5-11〉 강건성 검정 : 저체중아 제외	153
〈표 5-12〉 강건성 검정 : 노산 제외	154
〈표 5-13〉 강건성 검정 : 모가 임신 직전 저체중이었거나 비만이었던 경우 제외	155
〈표 5-14〉 강건성 검정 : 핵가족	155
〈표 5-15〉 강건성 검정 : 균형패널	156

그림목차

[그림 2- 1] 소득수준별 주관적 건강 상태	10
[그림 2- 2] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연령별	11
[그림 2- 3] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연도별 추이	13
[그림 2- 4] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연도별 · 연령별 추이	14
[그림 2- 5] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index)	15
[그림 2- 6] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연령별	16
[그림 2- 7] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연도별 추이	17
[그림 2- 8] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연도별 · 연령별 추이	18
[그림 3- 1] 연도별 시간급 최저임금 : 2010~2025년	53
[그림 3- 2] 연도별 실질 최저임금 : 2010~2025년	54
[그림 3- 3] 연도별 전년 대비 최저임금 인상률 : 2010~2025년	54
[그림 3- 4] 연도별 최저임금 영향률 : 2010~2025년	55
[그림 3- 5] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 주관적 건강	73
[그림 3- 6] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 보통 사람과 비교한 주관적 건강	74
[그림 3- 7] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 여부	75
[그림 3- 8] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 강도 1	76
[그림 3- 9] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 강도 2	76
[그림 3-10] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 음주 여부	77
[그림 3-11] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 음주 빈도 1	77
[그림 3-12] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 음주 빈도 2	78
[그림 3-13] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 운동 여부	79
[그림 3-14] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 정기적 운동 여부	79

[그림 3-15] 사건연구 분석을 통한 추정 결과: 월평균 운동 횟수	80
[그림 4- 1] 기초노령연금이 사망에 미치는 영향: 이중차분-사건연구 분석 결과	118
[그림 4- 2] 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향: 이중차분-사건연구 분석 결과	119
[그림 4- 3] 기초노령연금이 사망에 미치는 영향: 삼중차분-사건연구 분석 결과	125
[그림 4- 4] 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향: 삼중차분-사건연구 분석 결과	126
[그림 5- 1] 모의 임신 직전 비만도	154

요 약

사회경제적 지위 중에서도 소득은 가장 근본적이고 중요한 채널로서 작용한다고 알려져 있으며, 소득 격차는 단순히 소비나 자산 축적 등의 경제적 영역을 넘어, 개인의 신체적·정신적 건강, 삶의 질 등 비경제적 영역의 격차로 연결되는 양상을 보인다. 즉, 한 개인의 소득수준은 단순한 경제적 지표가 아니라 건강 격차를 설명하는 핵심적인 결정요인으로 작용하는 것이다.

우리 사회는 급속한 산업화와 고령화, 그리고 노동시장의 양극화가 동시에 진행되면서 건강 격차의 구조가 더욱 복잡하게 나타나고 있다. 청년층은 불안정한 일자리와 주거난으로 인한 정신적 불안정이 심화하고, 중장년층은 가계부담과 직업 스트레스, 만성질환 위험에 노출되어 있으며, 노년층은 소득·건강·돌봄의 삼중고를 겪고 있다.

그렇다면 저소득층의 소득을 증가시키는 정책이 이들의 건강 수준을 실질적으로 개선할 수 있는가? 또한 이러한 소득 증대가 국민 건강의 형평성을 제고하고, 궁극적으로 전체 국민의 전반적 건강 수준 향상이라는 정책적 목표 달성에 기여할 수 있는가? 이는 중요한 질문이지만, 실제로 정책 개입을 통한 소득 증가가 건강 개선으로 이어지는지에 대한 실증적 증거는 여전히 제한적이다. 그 이유 중 하나는 소득과 건강 사이의 인과관계를 식별하는 것이 방법론적으로 매우 어렵기 때문이다.

이에 본 연구는 소득수준별 건강 격차를 생애주기별로 살펴보고, 소득과 자녀의 건강 간의 관계를 분석함으로써, 소득이 한 세대 내에서뿐만 아니라 세대 간에 걸쳐 장기적으로 그 영향이 누적되는지 규명하고자 하였다. 아울러 정책 시행이라는 외생적 변이를 이용하여 소득 변화가 건강 상태에 미치는 인과적 영향을 추정함으로써, 국민 건강 형평성 제고를 위한 실증적 근거를 제시하고 향후 효과적인 정책 방향을 모색

하고자 하였다.

1. 소득수준별 건강

이 장에서는 대규모 표본조사인 「지역사회건강조사」 자료를 통해 소득수준과 건강 간의 관계를 확인하였다. 주관적 건강 상태, 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 주관적 스트레스 정도 등 신체적·정신적 건강을 확인할 수 있는 다양한 건강지표를 활용하여 소득수준에 따른 건강 격차를 확인하고, 건강 격차가 존재한다면 장기적으로 어떤 추세를 띠고 움직이는지 살펴보았다. 또한 소득수준별 건강 격차에 연령, 성별 등 인구학적 특성에 따라 이질성이 존재하는지, 그리고 연령이 증가할수록 소득수준에 따른 건강 격차의 기울기가 확대되는지 등에 대해 실증분석을 통해 다각적 측면에서 접근하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기존 연구를 통해 여러 경로로 확인되었듯이 본 연구에서도 소득이 높을수록 주관적 건강 상태가 개선되는 것으로 나타난다. 아울러 이러한 양상은 20세 이상 전체 연령대뿐 아니라 80세 이상 연령층을 제외하였을 때에도 동일하게 관측된다.

둘째, 주관적 건강 상태의 장기 추세를 보면 대체로 고소득층의 건강 상태는 큰 변화가 없었던 데 반해 상대적으로 저소득층의 건강 상태는 최근으로 올수록 하락 폭이 다소 확대되었다. 연령별 추세를 보면, 연령이 증가할수록 건강 격차는 더욱 커지고, 이 격차는 장기적으로 지속되는 양상이 관측된다.

셋째, 회귀분석을 통해 살펴볼 때에도 소득수준별 건강 격차는 동일하게 관측된다. 즉, 모든 건강지표에서 소득이 높을수록 건강 상태가 개선되는 것으로 확인된다. 가장 낮은 가구 소득 1구간에 비해 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타나며, 성별에 따른 이질성은 두드러지지 않았다. 다만 삶의 만족도와 스트레스 정도 등 정신 건강 측면에서 볼 때, 남성에 비해 여성들에게서 소득수준에 따른 건강 격차가 더욱 확연하게 나타났다. 또한 소득수준과 건강 간의 정(+)의 상관관

계는 전 연령 그룹에서 동일하게 관측되었는데, 이는 소득수준에 따른 건강 격차가 구조적으로 고착화되어 한 세대 내에서 지속될 가능성을 시사한다.

넷째, 연령이 증가할수록 소득에 따른 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 확인되는데, 이는 소득수준별 건강 격차가 한 세대 내에서 지속적일 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 더욱 심화하였음을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 연령이 높을수록 건강의 절대적 수준이 하락함과 동시에, 건강의 주요 결정요인인 소득의 영향력이 점차 누적되어 강화되었을 가능성을 시사한다. 아울러 대체로 남성 그룹에서 그 효과가 더욱 강하게 나타났다. 즉, 소득에 따른 건강 격차는 나이가 들수록 더욱 심화하며, 경제적 지위가 건강에 미치는 누적효과는 남성에게서 더욱 강하게 작용하는 것으로 확인된다.

기존 연구에서 확인한 바와 같이, 우리나라를 대상으로 한 본 연구에서도 소득수준이 건강을 결정하는 가장 근본적이고 중요한 채널의 하나로 작용하고 있음을 확인하였으며, 이는 소득 격차가 단순히 경제적 차원을 넘어 건강 격차로 확장되고 있음을 실증적으로 보여주는 결과이다. 또한 본 연구는 소득에 따른 건강 격차가 장기적으로 지속되었을 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 강화되는 누적 불평등(cumulative inequality) 구조를 지닌다는 점을 확인하였다. 이는 경제적 자원이 개인의 생애 전반에서 건강 투자, 건강 행동 및 의료 이용 등에 지속적으로 영향을 미치며, 이러한 결과가 점차 누적되어 노년기 건강 격차를 심화할 가능성을 시사한다.

사회 구성원 간 건강 격차의 완화는 국민 건강 수준을 향상하기 위한 선결과제이지만(홍정립, 2022), 그동안 우리 사회의 소득수준별 건강 격차는 장기적으로 지속되어 왔다. 본 연구의 결과는 건강 격차를 해소하기 위한 보건·의료 정책은 취약계층의 실질적 건강 형평성을 제고하는 방향으로 전환되어야 하며, 단순한 의료 서비스 접근성의 개선을 넘어 소득·성별·연령 등 건강 취약계층의 특성을 세분화하여 다층적 수준에서의 건강 격차를 완화하기 위한 통합적 접근이 필요하다는 것을 시

사한다. 또한 단기적 복지 확대나 의료비 지원만으로는 구조적 격차를 해소하기 어려우며, 생애주기 전반에 걸친 건강 형평성 정책의 결합이 필수적임을 시사한다.

건강 격차는 시간에 따라 누적·확대되는 사회적 구조라는 인식하에, 단기 처방이 아닌 생애주기적 관점에서의 구조적 개혁과 함께 취약 요인에 대한 정밀한 표적 개입을 동시에 추진하는 등 다층적 접근 방식을 통한 종합 대책이 마련되어야 할 것이다.

2. 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향 : 2018년 최저임금 인상으로부터의 증거

이 장에서는 2018년 한국의 높은 최저임금 인상을 이용해서 저임금 근로자의 임금 증가가 건강에 미친 영향을 실증적으로 분석했다. 구체적으로 이 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 2010~2019년 자료를 활용하여 이중차분법과 사건연구 분석을 통해 최저임금 인상의 인과적 효과를 추정하였다. 처치집단은 2017년 시간당 임금이 2018년 최저임금(7,530원)보다 낮았던 근로자이며, 비교집단은 2017년 임금이 2018년 최저임금 이상이면서 최저임금의 1.5배 미만인 근로자로 구성하였다. 분석 대상은 19~65세 임금근로자이며, 패널 자료의 특성을 활용하여 개인 고정효과 모형을 통해 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제했다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 2018년 최저임금 인상은 저임금 근로자의 주관적 건강을 통계적으로 유의하게 개선시킨 것으로 나타났다. 처치집단에서 비교집단 대비 스스로 건강하다고 응답한 비율이 6.2~6.9%p 증가하였으며, 보통 사람과 비교한 상대적 건강에서는 7.7~8.7%p 증가하였다. 이러한 효과는 모든 모형 설정에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했다.

둘째, 순서형 로짓 모형을 이용한 분석에서도 일관된 결과가 나타났다. 주관적 건강 수준의 세부적인 차원에서는 '보통이다' 또는 '건강하지 않은 편이다'에서 '건강한 편이다'로의 전환이 주로 발생한 것으로 나타

났다. '건강 아주 좋지 않다'와 같은 건강 상태 범주에서는 유의한 변화가 없어, 최저임금 인상이 중간 혹은 중하위 건강 상태의 근로자들의 점진적 건강 개선을 가져왔음을 확인했다.

셋째, 처치 강도를 고려한 분석에서는 2017년 임금이 낮아 최저임금 인상으로 인한 임금 상승폭이 클수록 건강 개선 효과도 비례적으로 커지는 명확한 용량-반응(dose-response) 관계가 확인되었다. 이는 임금 인상 정도와 건강 개선 사이의 체계적인 관계를 뒷받침한다.

넷째, 다양한 강건성 분석(처치집단 재정의, 분석 기간 제한, 처치강도 모형 등)에서도 주요 결과가 일관되게 유지되어 추정의 신뢰성이 확인되었다. 특히 2017년에 매우 낮은 임금(최저임금의 50% 미만)을 받던 근로자를 제외하거나, 2019년을 제외한 분석에서도 결과가 강건하게 나타났다.

다섯째, 사건연구 분석을 통해 이중차분법의 핵심 가정인 평행추세 가정(parallel trends assumption)의 타당성이 검증되었다. 2017년 이전에는 처치집단과 비교집단의 주관적 건강 상태에 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 2018년부터 뚜렷한 효과가 나타났다. 정책 효과는 2018년에 가장 크게 나타나고 2019년에도 지속되는 동적 패턴이 확인되었다. 이는 2018년 최저임금 인상의 건강 효과가 지속된 것을 반영하거나 2019년에도 최저임금이 비교적 높은 쪽으로 증가한 영향을 반영한 것일 수 있다.

여섯째, 건강 행태(흡연, 음주, 운동)에 대해서는 뚜렷한 효과가 관찰되지 않았다. 흡연 여부에서 약간의 증가 경향이 있었으나 통계적 유의성이 높지 않았고, 흡연 강도, 음주 여부 및 강도, 운동 여부 및 빈도 등에서는 유의한 변화가 나타나지 않았다. 이는 주관적 건강 개선이 건강 행동의 직접적 변화보다는 경제적 안정감 증대, 심리적 스트레스 감소, 생활 여건 개선 등의 경로를 통해 발현되었을 가능성을 시사한다.

본 연구는 2018년 한국의 급격한 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 유의하게 개선하였음을 실증적으로 보여주었으며, 최저임금 정책이 단순한 노동시장 정책을 넘어 저임금 근로자의 건강 개선

기능을 가질 수 있다는 점을 시사한다. 소득이 건강의 중요한 사회적 결정요인이라는 사실은 잘 알려져 있으며, 이 연구는 이러한 사실을 뒷받침한다. 또한 건강 불평등 완화를 위해 저임금 근로자들의 임금을 포함한 근로 조건 개선에 정책적 노력이 필요함을 시사한다. 보다 구체적으로, 본 연구의 결과가 시사하는 정책적 함의는 다음과 같이 제시할 수 있다.

첫째, 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 개선할 수 있음을 보여준 본 연구의 결과는 최저임금 정책의 효과를 평가할 때 고용과 임금 등 전통적인 노동시장 지표뿐만 아니라 건강지표도 함께 고려할 필요성이 있음을 시사한다.

둘째, 최저임금 인상은 건강 불평등을 완화하는 정책 수단이 될 수 있음을 보여주며, 이는 최저임금 정책이 소득 불평등뿐만 아니라 건강 불평등 해소에도 기여할 수 있음을 의미한다.

셋째, 최저임금 인상의 건강 효과를 극대화하기 위해서는 적절한 보완 정책이 필요하다. 건강 행동 개선 프로그램, 고용안정 지원, 근로환경 개선 등이 함께 추진될 때 건강 효과를 더욱 제고할 가능성이 있다.

넷째, 최저임금 결정 과정에서 증거 기반 접근이 강화되어야 한다. 최저임금 인상의 다양한 효과(고용, 임금, 건강, 교육 등)를 지속적으로 모니터링하고 평가하여, 이를 바탕으로 최저임금 수준과 인상률을 결정함으로써 정책의 사회적 편익을 극대화하고 부작용을 최소화해야 할 필요성이 있다.

3. 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향

이 장에서는 2008년 도입된 기초노령연금이 노인 사망률에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 기존 국내 연구들이 주로 주관적 건강지표에 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 사망률이라는 객관적 건강 결과에 대한 인과적 효과를 엄밀하게 추정하고자 했다. 이를 위해 국민건강보험공단의 표본 코호트 데이터베이스를 활용하여 이중차분법과 삼중차

분법 등 준실험적 분석 방법을 적용했다. 55~74세 인구를 분석 대상으로 설정하였고, 종속변수는 사망 여부와 사망원인별 사망이며, 핵심적인 독립변수는 기초노령연금 수급 자격 여부이다. 분석 방법으로는 첫째, 65세를 기준으로 한 연령 단절을 활용한 이중차분법을 사용했다. 둘째, 소득분위 70%를 기준으로 한 소득 단절을 추가로 활용하는 삼중차분법을 적용하여 더욱 엄격한 인과 추론을 시도했다. 셋째, 사건연구 분석을 통해 정책 효과의 동적 변화를 추적하고 평행추세 가정의 타당성을 검증했다. 넷째, 다양한 연령 구간(55~74세, 60~69세, 63~66세, 64~65세)에 대한 분석을 수행하여 결과의 강건성을 검증하였다. 마지막으로 정책의 소득분위별 이질적 효과를 분석했다. 분석의 핵심 결과는 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금 도입은 노인 사망률을 통계적으로 유의하게 감소시켰다. 이중차분 분석 결과는 표본의 선택(연령 집단의 구성)과 추정 모형에 관계없이 기초노령연금 도입 이후 65세 이상 고령자의 사망 확률이 감소했다는 것을 보여준다.

둘째, 삼중차분 분석을 통해 더욱 엄밀한 식별 전략을 적용한 결과에서도 사망률 감소 효과가 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 연령에 따른 건강 추세 차이와 소득에 따른 건강 추세 차이를 모두 통제한 후에도 기초노령연금의 건강 효과가 존재함을 보여준다.

셋째, 사망원인별 분석 결과, 기초노령연금은 특히 신생물(암), 순환계통 질환(심혈관 질환), 내분비·영양·대사 질환, 질병이환 및 사망의 외인으로 인한 사망률을 감소시킨 것으로 나타났다. 특히 신생물에 의한 사망, 순환계통 질환에 의한 사망, 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망이 감소한 것으로 나타난다. 이는 기초노령연금이 의료 접근성 개선, 만성질환 관리 개선, 영양 상태 개선, 위험한 노동의 감소 등의 경로를 통해 건강에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

넷째, 사건연구 분석 결과는 기초노령연금 도입 이전에는 처치집단과 비교집단 간 사망 확률에 유의한 변화가 없었지만 기초노령연금 도입 이후 처치집단의 사망 확률이 낮아졌음을 보여준다. 이는 본 연구에서의

사망 확률 감소 효과가 정책의 효과일 가능성이 높음을 보여준다.

다섯째, 다양한 모형 사양과 표본 구성에서 일관된 결과가 나타나 연구 결과의 강건성이 확인되었다. 개인 고정효과 포함 여부, 출생 코호트 시간추세의 함수 형태, 기타 통제변수 포함 여부 등에 관계없이 기초노령연금의 사망률 감소 효과는 대체로 일관되게 나타났다.

여섯째, 소득분위별 이질적 효과 분석 결과는 기초노령연금의 건강 효과가 중위 이하 소득계층에서 더 뚜렷하게 나타남을 보여준다. 55~74세 표본을 대상으로 한 분석에서, 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.4%p 감소하였으며, 소득 5-6분위 집단에서도 동일한 크기의 효과가 나타났다. 반면 소득 7-8분위 집단에서는 0.1%p 감소에 그쳤으며 통계적으로 유의하지 않았다. 60~69세 표본에서는 더욱 명확한 소득계층별 차이가 관찰되었다. 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.5~0.6%p 감소하였고, 소득 5-6분위 집단에서는 0.5%p 감소하였으며, 소득 7-8분위 집단에서는 0.2%p 감소에 그쳤고 통계적 유의성도 약하게 나타났다. 이러한 소득계층별 차등 효과는 경제적으로 취약한 계층일수록 소득 증가가 건강 투자와 의료 접근성 개선으로 이어질 여지가 크기 때문으로 해석된다.

노년기 건강은 개인의 삶의 질과 존엄성을 결정하는 핵심 요소일 뿐만 아니라, 사회 전체의 의료비 지출, 장기요양 수요, 가족 돌봄 부담, 사회보장 재정 등에 광범위한 영향을 미친다는 점에서 사회적·경제적으로 중요한 의미를 갖는다. 본 연구는 기초연금의 건강 효과에 대한 국내 최초의 대규모 사망률 분석으로, 객관적 건강 결과에 대한 실증적 근거를 제공한다. 본 연구의 결과가 시사하는 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금이 단순히 소득 보장을 넘어 고령자의 건강과 생존에도 긍정적 영향을 미친다는 점에서, 노후소득보장제도의 가치를 노인 건강과 건강 불평등의 측면에서도 검토할 필요가 있다.

둘째, 건강 효과가 저소득층에서 가장 크게 나타난다는 점은 기초연금이 건강 불평등 완화에 기여함을 보여준다. 급격한 고령화와 재정 압박을 고려할 때, 수급 범위를 중위 이하 소득계층에 집중하고 지원을 강

화하는 방식의 제도 개편을 고려할 수 있다.

셋째, 건강 효과의 메커니즘에 대한 이해를 바탕으로 보완적 정책을 설계할 필요가 있다. 따라서 기초연금과 함께 만성질환 관리 프로그램 강화, 노인 영양 지원 서비스 등을 병행한다면 시너지 효과를 낼 가능성이 있다. 특히 저소득 노인을 대상으로 한 통합적 건강 지원 정책을 수립할 때, 소득 보장을 기본 토대로 하되 의료 접근성 개선과 건강증진 서비스를 결합하는 접근이 효과적일 수 있다.

넷째, 본 연구의 방법론적 접근은 향후 다른 사회보장제도의 건강 효과 평가에도 유용한 틀을 제공한다. 삼중차분법을 활용한 엄밀한 인과 추론은 건강보험 보장성 강화, 장기요양보험 확대 등 다양한 정책의 건강 효과를 평가하는 데 적용될 수 있다.

4. 가구 소득과 아동의 건강

이 장에서는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 동태적 효과를 객관적 지표를 활용하여 분석하였다. 선행 연구는 가구 소득이 높을수록 아동의 건강이 개선되며(Case et al., 2002; Case et al., 2008) 우리나라에서는 가구 소득의 긍정적 효과가 청소년기까지 증가함을 보였다(이용우, 2014). 그러나 선행 연구가 주로 주관적 지표에 의존하고 있어 객관적 지표를 활용한 근거는 부족하다.

이에 본 연구는 한국아동패널 조사자료를 활용하여 가구 소득이 아동의 비만도에 미친 효과를 영유아기부터 학동기에 걸쳐 추정하였다. 아동의 비만도는 BMI 기준으로 정상체중, 비만, 과체중, 저체중으로 구분하였으며 다항 프로빗 모형으로 아동이 정상체중이 아닐 가능성을 추정하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 객관적 지표에서도 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과가 확인되었다. 다만, 그 효과는 아동의 연령에 비선형적인 것으로 나타났다. 예컨대, 가구 소득이 아동이 비만일 가능성을 낮추는 효과는 6세 후 발생하여 12세까지 증첩되며, 저체중일 가능성을 낮추는 효과도

3~6세에 일시적으로 사라지나 그 외에는 12세까지 유의한 것으로 나타났다. 이는 가구 소득에 따른 아동 건강 격차가 상당 부분 학동기에 발생함을 시사하는 결과이다.

둘째, 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과는 모의 학력과 재직 여부, 거주지역, 소득수준에 따라 이질적이다. 모의 학력이 대졸 이상이거나 수도권에 거주하면 그 효과가 가중되나, 모가 재직 중이면 감소한다. 이는 모의 정보 활용 능력과 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중 등의 결과로 보인다.

셋째, 저소득가구에서는 가구 소득이 높을수록 아동의 비만 가능성이 증가한다. 즉, 저소득가구에서 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 부정적으로 나타났다. 이는 경제적 지원 외에 식이 교육 등 다양한 대책을 궁리해야 함을 시사한다.

주요 결과는 조산과 저체중, 노산, 모의 건강, 가족구조, 표본 탈락의 효과를 배제한 후에도 강건하게 유지되며 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다.

첫째, 소득수준에 따른 아동 비만을 격차 교정을 위해 적절한 개입 시기는 6세 후 학동기일 것이다. 학동기에는 아동이 부모의 통제를 벗어나 활동하는 시간이 길어지며 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과가 강화되는 것으로 보인다.

둘째, 경제적 지원 외에도 아동 대상의 식이 교육 등 다각적 접근이 필요하다. 영국의 경우 ‘푸드 듀디스(Food Dudes)’ 프로그램으로 아동의 과일과 채소 섭취를 늘리는 데 성공했다. 아동이 스스로 식사를 적절히 조절하도록 교육하는 것은 장기적으로도 가장 바람직한 대안일 것이다.

셋째, 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중 해소가 필요하다. 특히 비수도권에 거주하면 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 부정적으로 나타난 것은 기반 시설의 수도권 집중이 소득수준에 따른 아동 건강 격차에 중요한 경로임을 시사한다.

제 1 장 서 론

제1절 연구의 목적 및 필요성

건강은 생물학적 요인뿐만 아니라 개인이 속한 사회경제적 환경과 밀접한 연관성을 가지며, 소득, 직업, 교육으로 대표되는 사회경제적 지위(Socio-economic status)에 따른 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있다(홍정림, 2022; 홍정림, 2024). 기존 연구에 의하면 사회경제적 지위 중에서도 소득은 가장 근본적이고 중요한 채널로서 작용한다고 알려져 있으며, 소득 격차는 단순히 소비나 자산 축적 등의 경제적 영역을 넘어, 개인의 신체적·정신적 건강, 삶의 질 등 비경제적 영역의 격차로 연결되는 양상을 보인다. 즉, 한 개인의 소득수준은 단순한 경제적 지표가 아니라 건강 격차를 설명하는 핵심적인 결정요인으로 작용하는 것이다.

소득과 건강 사이의 관계는 경제학과 공중보건학 분야에서 오랫동안 연구되어오고 있는 전통적인 주제다. 기존 연구는 고소득층이 우수한 경제적 자원을 바탕으로 의료 서비스 이용의 제약을 완화하고, 보다 안전한 생활 및 근로 환경을 선택하며, 건강 관련 자원에 대한 투자를 강화하는 경향이 있음을 지적하고 있다(Becker and Muligan, 1997; Cutler and Lleras-Muney, 2006; Grossman, 1972).

이러한 소득과 건강 사이의 관계는 단순한 상관관계를 넘어, 소득이 건강의 사회적 결정요인으로서 작동한다는 점에서 정책적으로도 중요한 의미를 갖는다. 실제로 다수의 국제 연구는 소득과 건강 간의 유의한 관계를 보고한다. 예를 들어, 미국 전체 인구를 대상으로 한 Chetty et al.(2016)의 연구는 소득 상·하위 1% 간의 기대수명 격차가 남성 14.6년, 여성 10.1년에 달함을 보여주었다. 영국 공무원을 추적한 Marmot et al.(1991)의 연구 역시 직급과 소득이 낮을수록 심혈관질환 유병률과 사망률이 높다는 결과를 제시하였다. 특히 저소득층과 사회경제적 지위가 낮은 집단에서 소득-건강 간의 관계는 더욱 두드러질 수 있다. 이들은 의료비 부담으로 인해 필요한 의료 서비스를 받지 못하거나 치료를 중단하고, 영양가 있는 음식을 구매할 경제적 여력이 부족하며, 열악한 주거 환경과 근로 조건에 노출되는 등 건강을 위협하는 다중적 위험에 직면한다.

한편, 소득은 본인뿐만 아니라 자녀의 건강에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 관련 연구들은 자녀의 건강이 가구 소득과 정(+)의 상관관계가 있을 뿐만 아니라, 연령이 증가할수록 건강 격차가 더욱 확대되었다는 일치된 연구 결과를 제시한다(Case et al., 2002; Currie and Schwandt, 2022; Currie and Stabile, 2003).

그렇다면 저소득층의 소득을 증가시키는 정책이 이들의 건강 수준을 실질적으로 개선할 수 있는가? 또한 이러한 소득 증대가 국민 건강의 형평성을 제고하고, 궁극적으로 전체 국민의 전반적 건강 수준 향상이라는 정책적 목표 달성에 기여할 수 있는가? 이는 중요한 질문이지만, 실제로 정책 개입을 통한 소득 증가가 건강 개선으로 이어지는지에 대한 실증적 증거는 여전히 제한적이다. 그 이유 중 하나는 소득과 건강 사이의 인과관계를 식별하는 것이 방법론적으로 매우 어렵기 때문이다. 시간선후, 위험회피 성향, 인내심 등 관찰되지 않는 개인의 특성이 소득과 건강 모두에 영향을 미칠 수 있고, 역으로 건강 상태가 소득에 영향을 미치는 역인과관계도 존재하기 때문이다. 이러한 내생성 문제를 해결하기 위해서는 외생적인 소득 변화가 있는 실험적 혹은 준실험적인 연구설계가 필요하다. 기초연금과 최저임금과 같은 정책은 소득의 외생적 변이를 제공하는 준실험적인 환경을 제공한다. 특히 저소득층을 대상으로 한 이러한 소득 개선 혹은 소득보장정책은 정책

대상과 시기가 비교적 명확하여 잘 구분된 처치 집단과 비교 집단을 만들어 내고, 이는 정책의 건강에 대한 효과를 식별하기에 적합한 환경을 제공한다.

이에 본 연구는 소득수준별 건강 격차를 생애주기별로 살펴보고, 소득과 자녀의 건강 간의 관계를 분석함으로써, 소득이 한 세대 내에서뿐만 아니라 세대 간에 걸쳐 장기적으로 그 영향이 누적되는지 규명하고자 한다. 아울러 정책 시행이라는 외생적 변이를 이용하여 소득 변화가 건강 상태에 미치는 인과적 영향을 추정함으로써, 국민 건강 형평성 제고를 위한 실증적 근거를 제공하고 향후 효과적인 정책 방향을 모색하고자 한다.

제2절 연구의 구성

본 보고서는 네 개의 개별적인 연구로 구성되어 있다.

첫 번째 연구에서는 대규모 표본조사인 「지역사회건강조사」 자료와 신체적·정신적 건강을 확인할 수 있는 다양한 건강지표를 활용하여 소득수준에 따른 건강 격차를 확인하고, 건강 격차가 존재한다면 장기적으로 어떤 추세를 띠고 움직이는지 살펴본다. 또한 소득수준별 건강 격차에 연령, 성별 등 인구학적 특성에 따라 이질성이 존재하는지, 그리고 연령이 증가할수록 소득수준에 따른 건강 격차의 기울기가 증가하는지 등에 대해 다각적 측면에서 분석한다. 이를 통해 소득 격차가 경제적 차원을 넘어 건강 격차로 확장되고 있는지, 소득수준에 따른 건강 격차가 구조적으로 고착화되어 한 세대 내에서 지속되는지, 연령이 증가할수록 강화되는 누적 불평등 구조를 지니는지 확인하고, 이에 근거하여 국민 건강의 형평성 제고를 위한 효과적인 정책 방향을 모색한다.

두 번째와 세 번째 연구에서는 정책 변화라는 외생적 변이를 이용하여 소득이 건강에 미치는 인과적 영향을 추정한다. 우선 두 번째 연구에서는 저임금 근로자를 대상으로 한 최저임금 정책이 건강에 미치는 영향을 분석한다. 다음으로 세 번째 연구에서는 소득 정책 중에서도 하위 소득층의 직접 소득 개선을 목표로 하는 제도인 저소득 노인을 대상으로 한 기초연금(기초노

령연금)이 노인 건강에 미치는 영향을 분석한다. 기초연금은 노인 빈곤 완화와 생활 수준 향상을 목표로 하는 대표적 현금 급여 정책이다. 최저임금은 저임금 근로자의 소득을 상승시키는 것을 목표로 하는 제도로, 근로자의 건강에도 잠재적 영향을 미칠 수 있다. 저소득층의 건강은 다른 계층에 비해 경제적 여건 변화에 더욱 민감하게 반응할 수 있기 때문에, 이들 집단을 대상으로 한 실증적 검증은 사회정책과 공중보건정책을 통합적으로 이해하는데 필수적이다. 기초연금과 최저임금 정책은 한국 사회에서 저소득층의 소득을 증가시키고자 하는 대표적인 정책들로, 이들 정책이 저소득층의 건강에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는 것은 중요한 학술적·정책적 의의를 갖는다.

또한 본 연구는 생애주기적 관점에서 저소득층의 건강을 조망한다. 기초연금은 노년기의 저소득 노인을, 최저임금은 청장년기의 저임금 근로자를 주 대상으로 한다는 점에서, 두 정책은 생애주기의 서로 다른 단계에서 작동하는 소득 보장 메커니즘을 대표한다. 이 두 정책의 건강 효과를 함께 분석함으로써 전 생애에 걸친 소득 보장이 건강 형평성 제고에 어떻게 기여할 수 있는지에 대한 포괄적 이해를 제공한다.

네 번째 연구에서는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 객관적 건강지표를 사용하여 동태적으로 분석한다. 아동기는 인지능력과 건강 등 인적자본 형성의 기반 요소 발달에 중요한 시기로, 이 시기에 발생한 건강 격차는 성인기 건강 격차로 이어져 경제적 불평등을 심화하므로 아동 대상의 조기 개입이 필수적이다. 그럼에도 소아기 건강 격차 축소를 위한 정책 대상과 시기의 설정을 위한 실증적 증거는 아직 충분치 않다. 이에 본 연구는 가구 소득이 자녀의 건강에 미치는 효과를 객관적 건강지표를 활용하여 동태적으로 추정함으로써 소득수준에 따른 아동기 건강 격차의 구조적 요인을 규명하고, 건강 격차 완화를 위한 정책적 방향을 모색한다.

제 2 장

소득수준별 건강

제1절 머리말

건강은 생물학적 요인뿐만 아니라 개인이 속한 사회경제적 환경과 밀접한 연관성을 가지며, 소득, 직업, 교육으로 대표되는 사회경제적 지위(Socio-economic status)에 따른 건강 격차는 생활 환경, 건강 관리(의료 이용, 식습관, 건강 행동), 근로 환경 등 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 발생하는 것으로 알려져 있다(홍정림, 2022). 사회경제적 지위 중에서도 소득은 가장 근본적이고 중요한 채널로서 작용한다. 기존 연구는 고소득층이 우수한 경제적 자원을 바탕으로 의료 서비스 이용의 제약을 완화하고, 보다 안전한 생활 및 근로 환경을 선택하며, 건강 관련 자원에 대한 투자를 강화하는 경향이 있음을 지적하고 있다(Becker and Muligan, 1997; Cutler and Lleras-Muney, 2006; 홍정림, 2022).

소득 격차는 단순히 소비나 자산 축적 등의 경제적 영역을 넘어, 개인의 신체적·정신적 건강, 삶의 질 등 비경제적 영역의 격차로 연결되는 양상을 보인다. 즉, 한 개인의 소득수준은 단순한 경제적 지표가 아니라 건강 격차를 설명하는 핵심적인 결정요인으로 작용하는 것이다.

우리 사회는 급속한 산업화와 고령화, 그리고 노동시장의 양극화가 동시

에 진행되면서 건강 격차의 구조가 더욱 복잡하게 나타나고 있다. 청년층은 불안정한 일자리와 주거난으로 인한 정신적 불안정이 심화하고, 중장년층은 가계부담과 직업 스트레스, 만성질환 위험에 노출되어 있으며, 노년층은 소득·건강·돌봄의 삼중고를 겪고 있다.

이에 본 연구는 소득수준별 건강 격차를 생애주기별로 살펴봄으로써, 건강 형평성을 제고하기 위한 정책 방향 설정에 객관적인 근거자료를 제시하고자 한다. 주관적 건강 상태, 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 주관적 스트레스 정도 등 신체적·정신적 건강을 확인할 수 있는 다양한 건강지표를 활용하여 소득수준에 따라 건강 격차가 나타나는지 확인하고, 건강 격차가 존재한다면 장기적으로 어떤 추세를 띠고 움직이는지 살펴볼 것이다. 또한 소득수준별 건강 격차가 연령, 성별 등 인구학적 특성에 따라 이질성이 존재하는지 등에 대해 다각적으로 확인하고자 한다. 아울러 이러한 생애주기별 건강 격차가 단순한 ‘빈곤층의 건강 문제’가 아니라, 연령과 소득의 상호작용을 통해 시간이 흐를수록 누적되어 심화하는지 실증분석을 통해 살펴볼 것이다.

그동안 소득수준별 건강 격차에 관한 연구는 이미 상당 부분 축적되어 있지만, 기존의 연구들은 주로 주관적 건강 상태 지표를 사용하여 특정 시점에서의 건강 격차를 분석하는 데에 치중하였을 뿐 건강 격차의 추이를 동태적·생애주기별로 확인한 연구는 부족하다. 더욱이 연령과 소득의 상호작용을 통해 소득별 건강 격차가 더욱 확대되는지 확인한 국내 연구는 찾아보기 어렵다. 이에 이 연구에서는 소득수준과 건강 간의 관계를 다양한 건강지표와 다각적인 접근을 통해 종합적이고 체계적으로 분석할 것이다. 보다 구체적으로 1) 소득수준에 따른 건강 격차가 존재하는지, 그리고 인구학적 특성별로 이질성이 있는지, 2) 그 격차가 시간이 흐름에 따라 확대되어 왔는지, 3) 건강 격차가 세대 내에서 연령이 증가함에 따라 누적되는지 살펴봄으로써 국민 건강의 형평성 제고를 위한 효과적인 정책 방향을 모색하고자 한다.

제2절 분석 자료 및 건강지표

1. 분석 자료

소득수준과 건강 간의 관계를 확인하기 위해 본 연구에서 이용한 자료는 질병관리청의 「지역사회건강조사」이다. 「지역사회건강조사」는 지역보건의료계획 수립 및 평가를 위한 지역건강통계 생산을 목적으로 매년 만 19세 이상 성인 20만 명 이상을 대상으로 조사하고 있는 자료로서, 표본 사이즈가 크고 비교적 다양한 건강지표를 활용할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 「지역사회건강조사」가 조사되기 시작한 2008년부터 가장 최근에 공개된 2024년까지, 총 17개년 자료를 모두 활용하였다.

2. 건강지표

본 연구에서 사용한 건강지표는 “주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)”와 “삶의 질 지수(EQ-5D Index)”, “삶의 만족도” 및 “주관적 스트레스 정도”이다.

주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)는 개인이 스스로 평가하는 주관적 건강지표로서 ‘평소에 본인의 건강은 어떻다고 생각합니까?’라는 질문에 ‘매우 좋음’, ‘좋음’, ‘보통’, ‘나쁨’, ‘매우 나쁨’의 응답 항목으로 구성된 5점의 리커트 척도이다. 주관적 건강 상태는 실제 건강 상태를 대리하는 변수로 폭넓게 사용되며, Borg and Kristensen(2000)은 주관적 건강과 사망률의 연관성을 분석한 대부분의 연구에서 주관적 건강이 신체적 능력을 통제하였을 때도 여전히 강건한 예측 변수였음을 밝혔고, Burström and Fredlund(2001)는 이 둘 간의 관계가 특정 집단에 관계없이 대체로 일관되게 관측되었음을 보여주었다(Benyamini et al., 2000; 홍정림, 2024).

건강 관련 삶의 질 지수(EQ-5D Index)는 개인의 신체적, 정신적 건강에

초점을 맞추어 평가된 전반적인 삶의 질을 나타내는 지표로서, 건강 관련 삶의 질을 정량적으로 환산한 대표적인 건강지표이다. 삶의 질 지수를 측정하기 위한 문항은 ‘운동 능력(Mobility)’, ‘자기 관리(Self-Care)’, ‘일상 활동(Usual Activities)’, ‘통증·불편감(Pain/Discomfort)’, ‘불안·우울(Anxiety/Depression)’의 다섯 가지 영역으로 구성되며, 각 항목에 대해 3개의 응답 범주(문제 없음, 다소 문제 있음, 매우 문제가 있음)로 이루어져 있다. 하단의 식 (2-1)과 같이 각 항목의 응답에 대해 가중치를 적용하여 산출하며, EQ-5D Index의 최솟값은 -0.171, 최댓값은 1이고, 1에 가까울수록 건강 관련 삶의 질이 높은 것을 의미한다.

$$\begin{aligned} \text{EQ-5D} = & 1 - (0.05 + 0.096 * M2 + 0.418 * M3 + 0.046 * SC2 + 0.136 * SC3 \\ & + 0.051 * UA2 + 0.208 * UA3 + 0.037 * PD2 + 0.151 * PD3 \\ & + 0.043 * AD2 + 0.158 * AD3 + 0.05 * N3) \end{aligned} \quad (2-1)$$

- M2, M3 : 운동 능력(Mobility) 수준 2 또는 3이면 1, 아니면 0
- SC2, SC3 : 자기 관리(Self-Care) 수준 2 또는 3 여부
- UA2, UA3 : 일상 활동(Usual Activities) 수준 2 또는 3 여부
- PD2, PD3 : 통증·불편감(Pain/Discomfort) 수준 2 또는 3 여부
- AD2, AD3 : 불안·우울(Anxiety/Depression) 수준 2 또는 3 여부
- N3 : “상태 중 최소 하나가 수준 3(최악 단계)” 여부를 나타내는 더미 변수(1 또는 0)

삶의 만족도는 사망률 및 질병 유병률과 높은 상관관계를 보일 뿐만 아니라 스트레스를 포함한 정신적 건강 및 신체적 건강과 밀접하게 연관되어 있는 것으로 알려져 있고(Lombardo et al., 2018; Pressman and Cohen, 2005; Smyth et al., 2017; 홍정림, 2021), 스트레스 정도는 정신 건강을 대리하는 지표로서 분석에 포함하였다. 삶의 만족도는 ‘최근 귀하의 삶에 (대체로) 어느 정도 만족하십니까?’라는 질문에 ‘매우 불만족(1)’에서 ‘매우 만족(10)’까지 응답하도록 구성된 10점의 리커트 척도이며, 주관적 스트레스 정도는 ‘평소 일상생활 중에 스트레스를 어느 정도 느끼고 있습니까?’라는 질문에 ‘대단히 많이 느낀다’, ‘많이 느끼는 편이다’, ‘조금 느끼는 편이다’, ‘거의 느끼지

않는다' 중 하나를 선택하도록 구성된 4점의 리커트 척도이다.

해석의 편의를 위해 본 연구에서 사용한 모든 건강지표는 수치가 높을수록 건강 상태가 양호하다는 것을 의미하도록 재코딩하였으며, 모든 통계치는 가중치를 적용한 결과이다.

소득수준 변수는 본 연구에서 이용한 「지역사회건강조사」 17개년도(2008~2024년) 자료에 공통적으로 포함되어 있는 가구 월 소득 더미 변수를 이용하였으며, 200만 원 미만, 200~400만 원, 400~600만 원, 600만 원 이상 등 4개의 더미로 구분된다.

제3절 소득수준별 건강 현황

1. 주관적 건강 상태

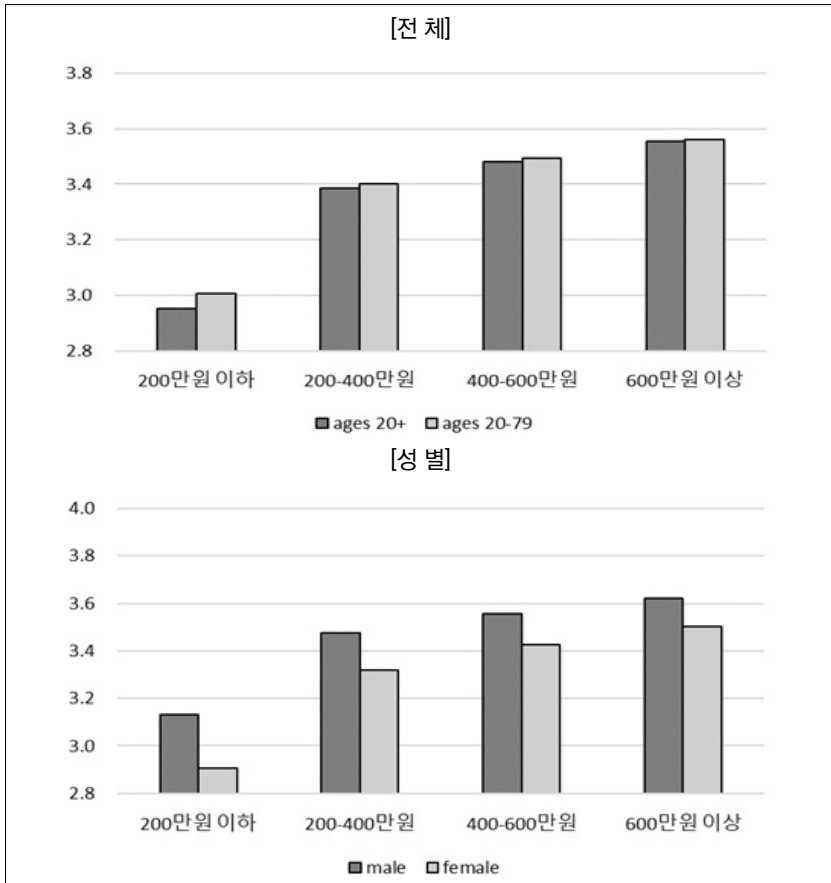
소득과 건강 간의 관계를 회귀분석하기에 앞서, 그림을 통해 소득수준별 건강 상태를 확인하였다.

[그림 2-1]은 소득수준별 주관적 건강 상태를 도식화한 것이다. 20세 이상 연령층과 80세 이상을 제외한 20~79세 연령층의 주관적 건강 상태를 소득수준별로 살펴보았다. 또한 20~79세 연령층에 한하여 성별에 따라 소득별 건강 격차가 상이한지 확인하였다.

소득수준별 주관적 건강 상태를 살펴보면, 기존 연구를 통해 여러 경로로 확인되었듯이 본 연구에서도 소득이 높을수록 주관적 건강 상태가 좋은 것으로 나타난다. 소득 분위 중 가구 월 소득이 가장 적은 200만 원 미만 그룹의 주관적 건강 상태 평균은 약 2.95점으로 가장 낮았고, 200~400만 원 구간은 약 3.39점, 400~600만 원 구간은 약 3.48점, 가구 소득이 가장 높은 600만 원 이상 그룹은 3.55점가량으로 확인된다. 아울러 이러한 양상은 20세 이상 전체 연령대뿐 아니라 80세 이상 연령층을 제외하였을 때에도 동일하게 관찰된다.

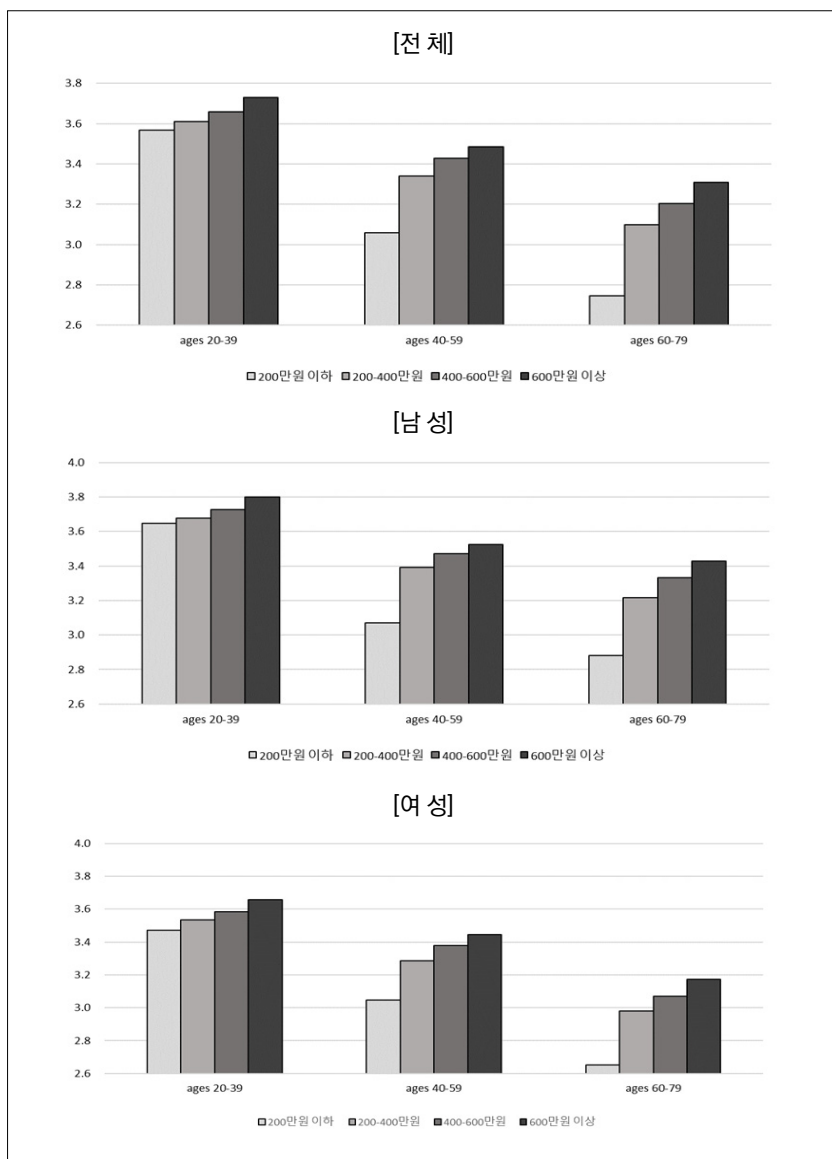
성별로 구분한 결과는 남성이 여성보다 전반적으로 주관적 건강 상태를 더 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 이는 남성에 비해 여성의 경제적 취약성이 주관적 건강 상태에 더 강하게 작용할 가능성을 보여준다. 특히 저소득층(200만 원 미만)에서 그 격차가 두드러지는데, 남성의 주관적 건강 상태는 3.13점가량인 데 비해 여성은 약 2.90점 정도로 전 소득 구간 중 가장 큰 격차를 보였다. 그러나 고소득층(600만 원 이상)에서는 남녀 간 주관적 건강 상태가 3.5~3.6점가량으로 수렴하여, 소득이 높을수록 성별 간 건강 격차가 완화되는 경향을 보였다.

[그림 2-1] 소득수준별 주관적 건강 상태



자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

[그림 2-2] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연령별



자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

연령별로 보면(그림 2-2), 모든 연령층(20~39세, 40~59세, 60~79세)에서 소득이 높을수록 주관적 건강 상태가 양호한 것으로 나타나며, 연령이 높을

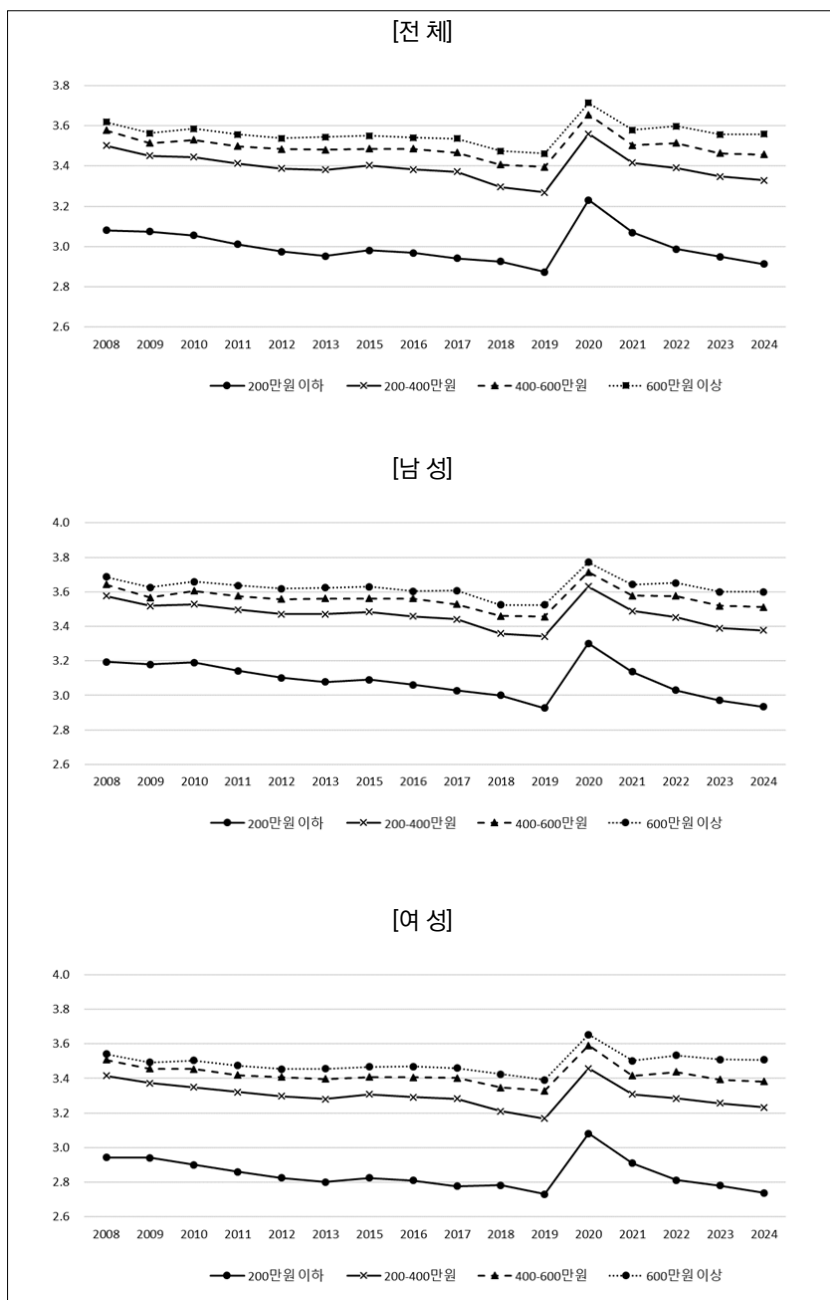
수록 소득별 건강 격차가 확대되는 경향이 확인된다. 즉, 소득수준별 건강 격차가 한 세대 내에서 지속적일 뿐만 아니라, 연령이 증가할수록 더욱 심화하였음을 보여준다. 20~39세 청년층에서는 전반적으로 높은 건강 수준(3.57~3.72점)을 보이며, 소득별 격차는 0.16점가량으로 비교적 작았다. 40~59세 중장년층의 평균은 3.06~3.49점 수준으로 낮아지고, 소득 간 격차는 약 0.43점으로 확대되었다. 연령이 증가함에 따라 건강 수준은 전반적으로 악화하여 60~79세 고령층의 주관적 건강 상태 평균은 2.74~3.31점가량으로 하락하는데, 저소득층과 고소득층 간 격차가 0.56점 이상으로 가장 컸다. 이러한 결과는 연령이 높을수록 건강의 절대적 수준이 하락함과 동시에, 건강의 주요 결정요인인 소득의 영향력이 점차 누적되어 강화될 가능성을 보여준다.

성별로 구분한 연령별 건강 격차도 크게 다르지 않았다. 남성에 비해 여성의 건강 상태가 좋지 않았고, 나이가 들수록 건강의 절대적 수준이 하락할 뿐만 아니라 소득수준별 건강 형평성이 악화하는 것으로 확인되어 연령별·소득수준별 경향성에 성별 간 이질성은 보이지 않았다.

[그림 2-3]은 2008년에서 2024년까지의 소득수준별 주관적 건강 상태 추이를 보여준다. 17년간의 장기 추세를 보면, 전반적으로 모든 소득계층의 주관적 건강 상태가 소폭의 하락세를 보인다. 다만, 2020년 일시적 상승이 관측되는데, 이는 코로나19 초기 시기의 사회 혼란 등으로 인한 응답 편향, 또는 방역 정책 강화에 따른 주관적 건강 상태의 긍정적 인식 변화 등으로 인해 야기되었을 가능성이 있으며, 해석에 주의가 요구된다. 2021년 이후부터는 다시 하락세로 전환되어 외부적인 건강 충격을 제외하였을 때 소득수준에 관계없이 전반적으로 건강 상태가 악화하는 추세를 띤다. 시기에 관계없이 소득수준이 낮을수록 주관적 건강 상태가 좋지 않고, 그 격차는 성별에 관계없이 지속적으로 유지되고 있다. 또한 대체로 고소득층의 건강 상태는 큰 변화가 없었던 데 반해 상대적으로 저소득층의 건강 상태는 최근으로 올수록 하락 폭이 다소 확대되었다.

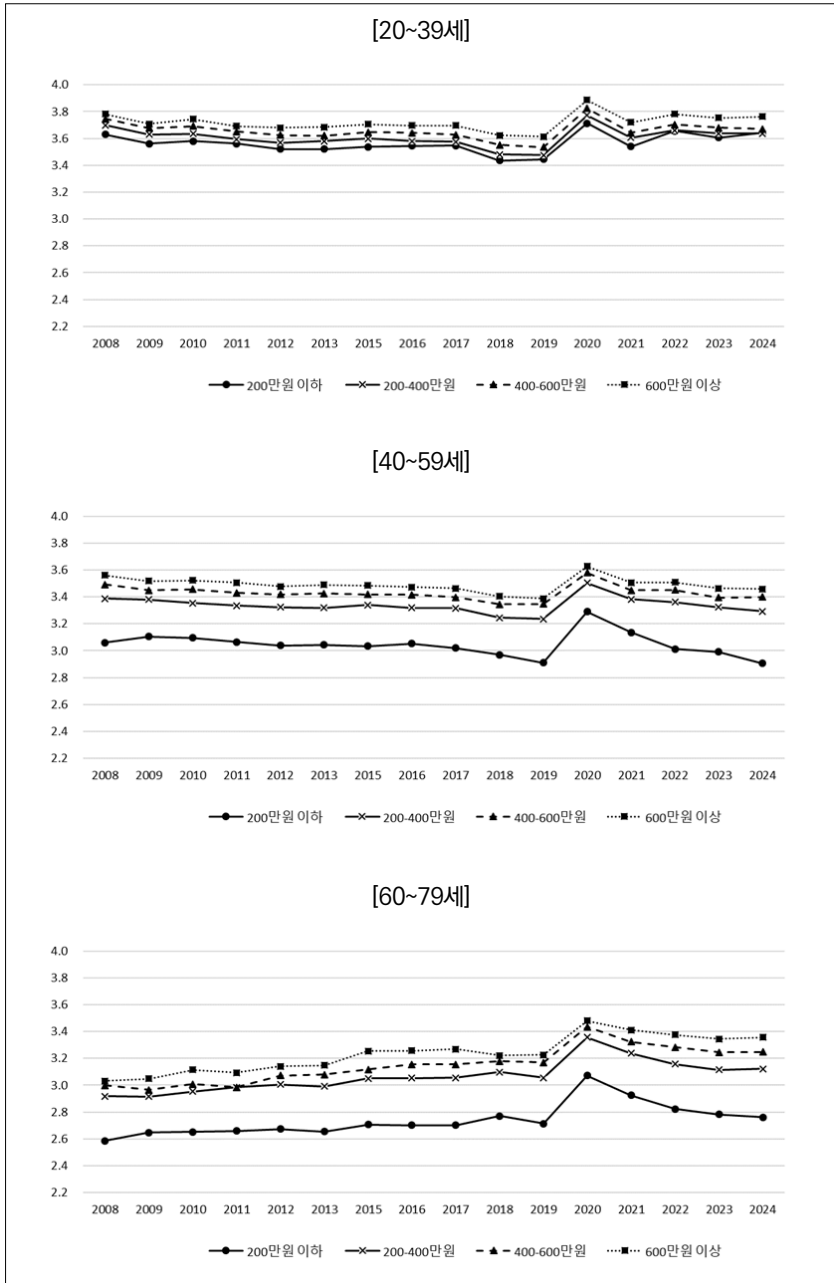
연령별 추세(그림 2-4)를 보면, 2020년 전후로 모든 연령대에서 일시적으로 주관적 건강 상태가 좋아진 것으로 조사되었으나, 그 이후 다시 감소하는 추세를 보인다. 단, 40~59세 연령층에서는 2008년에 비해 2024년 건강

[그림 2-3] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연도별 추이



자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

[그림 2-4] 소득수준별 주관적 건강 상태 : 연도별 · 연령별 추이



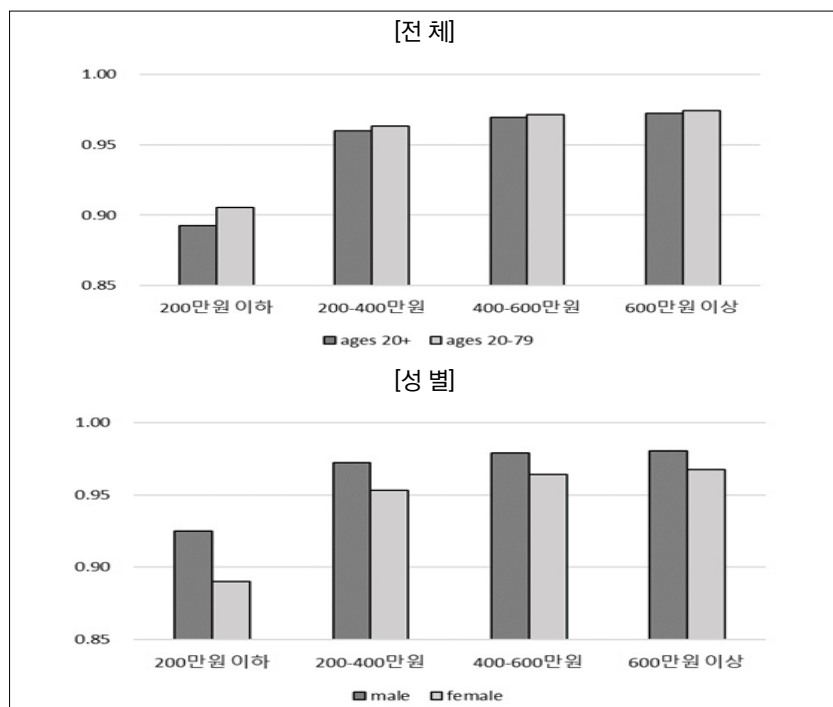
자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

상태가 다소 악화한 데 반해, 다른 연령층에서는 소폭 개선되는 추세를 띤다. 20~39세 연령층에서의 건강 격차는 두드러지지 않지만 연령이 증가할수록 건강 격차는 더욱 커지고, 이 격차는 장기적으로 고착화되는 양상이 관측된다.

2. 건강 관련 삶의 질 지수(EQ-5D Index)

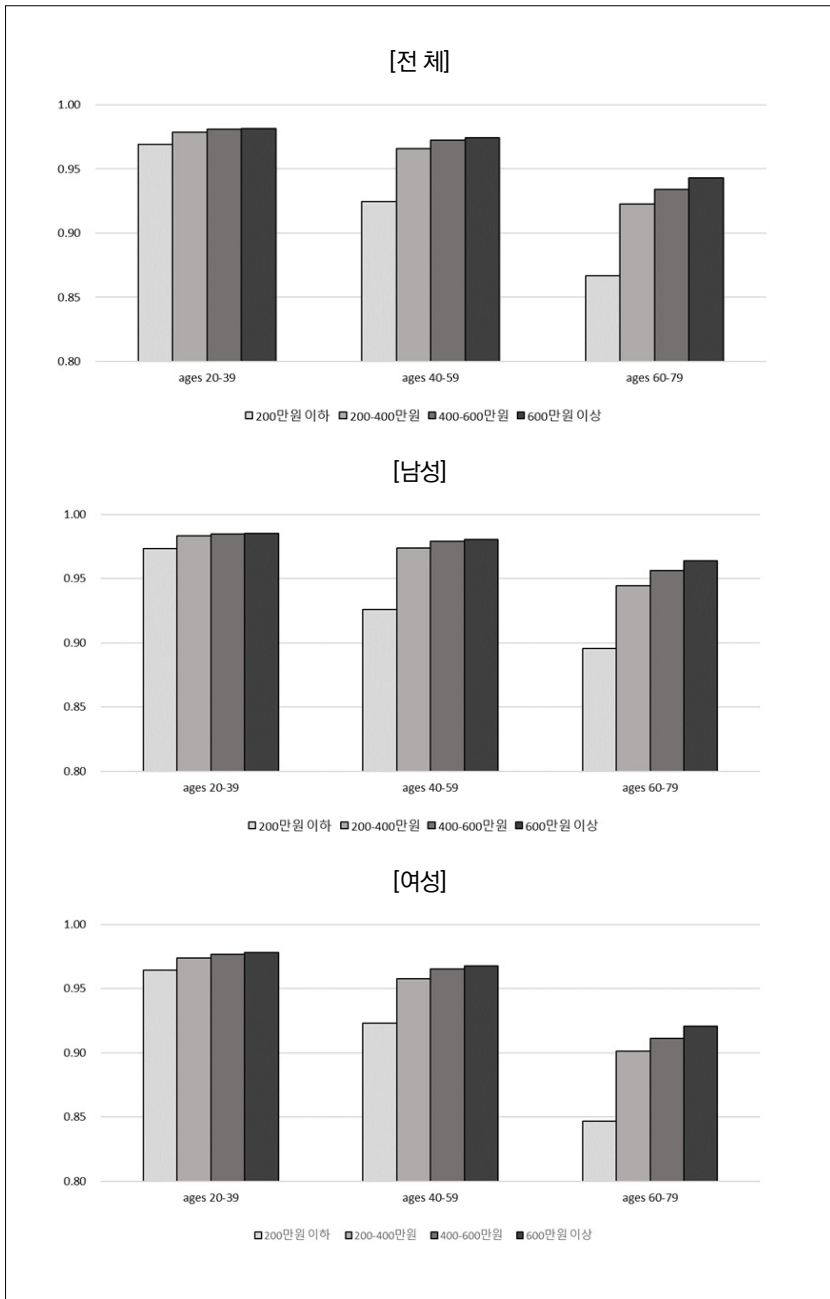
[그림 2-5]에서 [그림 2-8]은 건강 관련 삶의 질 지수(EQ-5D Index)를 소득수준별로 도식화한 것이다. 건강 상태를 주관적 건강 상태 지표로 확인할 때와 유사하게, 삶의 질 지수 지표로 볼 때에도 역시 소득수준에 따른 건강 격차가 확인되며, 남성이 여성에 비해 건강 상태가 양호하였다. 또한 성별에 관계없이 연령이 증가할수록 건강 격차가 확대되며, 장기적으로 소득수준별 건강 격차는 구조적으로 고착화되고 있는 것으로 나타났다.

[그림 2-5] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index)



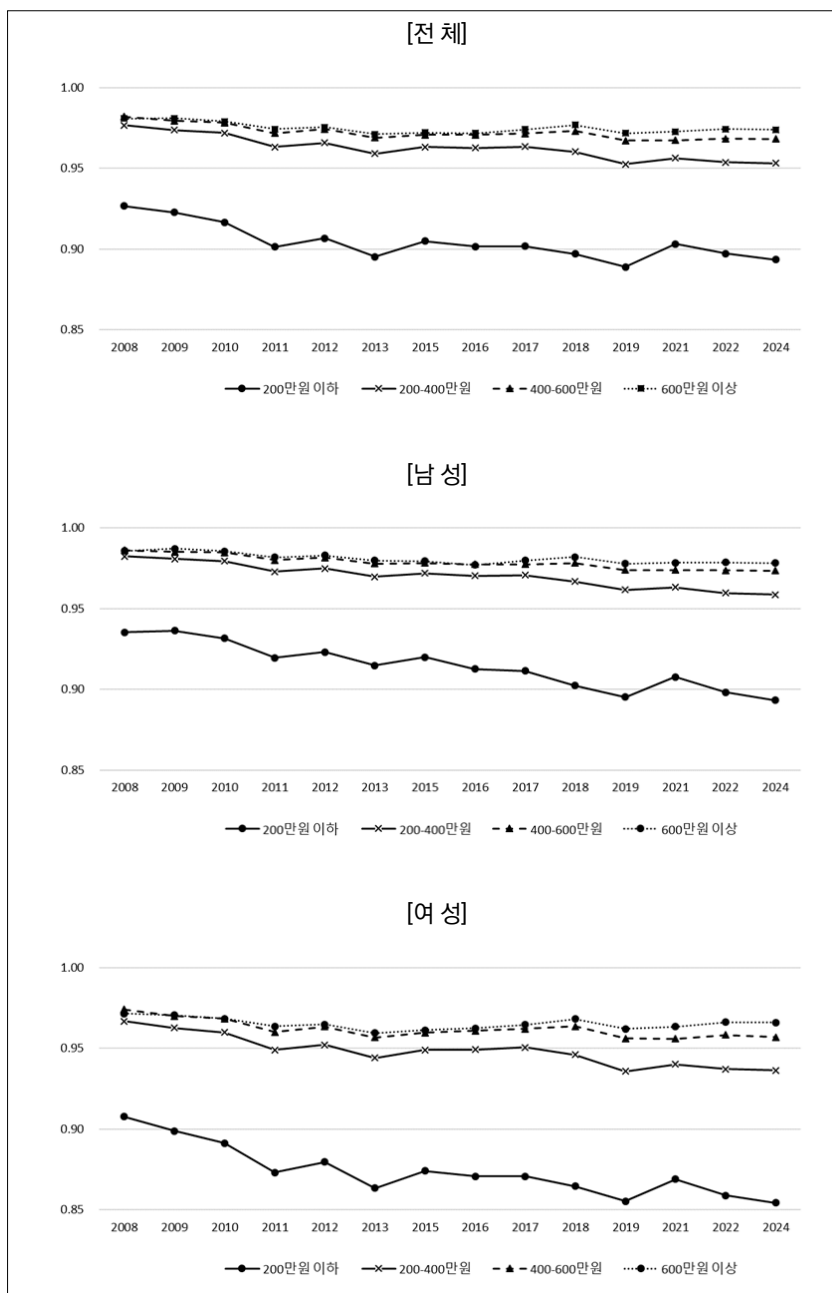
자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

[그림 2-6] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연령별



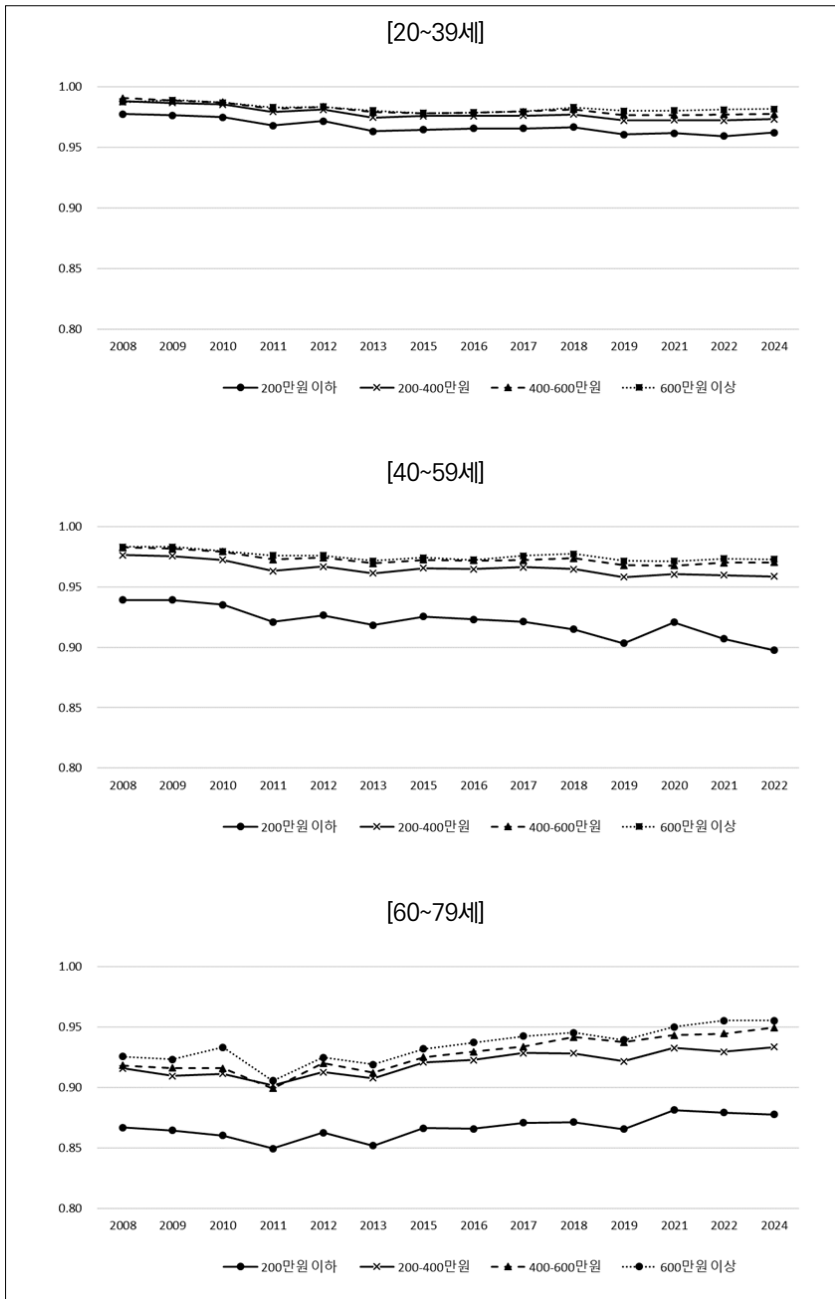
자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

[그림 2-7] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연도별 추이



자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

[그림 2-8] 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index) : 연도별 · 연령별 추이



자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

제4절 소득수준과 건강 간의 관계

1. 분석 방법

본 절에서는 회귀분석을 통해 연령, 성별, 학력, 혼인 상태 등의 인구·사회학적 특성, 경제활동 여부 및 직종 등의 직업 특성 등 개인의 건강 상태에 영향을 미칠 수 있는 여타의 변수들을 통제한 이후에도 소득수준에 따라 건강 격차가 존재하는지, 성별·연령별로 소득수준에 따른 건강 격차에 이질성이 존재하는지, 그리고 한 세대 내에서 연령이 증가함에 따라 건강 격차가 더욱 심화하고 있는지 확인하였다.

분석에 이용한 자료는 2008년에서 2024년까지 「지역사회건강조사」이며, 분석 대상은 20~79세 연령으로 한정하였다. 분석에 사용한 회귀모형은 하단의 회귀식 (2-2)와 같다.

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 I_{it} + X_{it} \beta_2 + \mu_r + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (2-2)$$

종속변수인 H_{it} 는 개인 i 의 t 년도 건강 상태를 나타내는 건강지표로서 연속변수이거나 0과 1, 두 개의 값을 갖는 이항 변수이며, 연속변수일 때에는 OLS 모형을, 이항 변수일 때에는 선형 확률 모형을 활용한다. 건강지표로는 “주관적 건강 상태(SRH, Self-Rated Health)”와 “삶의 질 지수(EQ-5D Index)”, “삶의 만족도” 및 “주관적 스트레스 정도” 등 총 4개의 지표를 사용하였고, 주관적 건강 상태 변수와 주관적 스트레스 정도 변수는 이항 변수로 변환하여 분석에 사용하였다.

“주관적 건강 상태(좋음)” 변수는 주관적 건강 상태를 ‘매우 좋음’과 ‘좋음’으로 응답한 경우 1, ‘보통’, ‘나쁨’, ‘매우 나쁨’으로 응답한 경우 0의 값을 갖는다. 반대로 “주관적 건강 상태(나쁨)” 변수는 주관적 건강 상태를 ‘나쁨’, ‘매우 나쁨’으로 응답한 경우 1, ‘보통’, ‘좋음’, ‘매우 좋음’으로 응답한 경우 0의 값을 갖는다. “주관적 스트레스 정도” 변수는 ‘조금 느끼는 편이다’, ‘거

의 느끼지 않는다'라고 응답한 경우 1, '많이 느끼는 편이다', '대단히 많이 느끼다'라고 응답한 경우 0의 값을 갖는다.

I_{it} 는 본 연구의 관심변수로서 소득수준을 나타내는 더미 변수이다. 소득수준은 월평균 가구 소득 더미 변수를 이용하였으며, 200만 원 미만, 200~400만 원, 400~600만 원, 600만 원 이상 등 4개의 더미로 구분된다.

X_{it} 는 개인의 건강 상태에 영향을 미치는 인구·사회학적 변수, 경제활동 여부, 직종 등의 직업 특성 변수들의 벡터이다. 인구·사회학적 변수에는 연령, 연령 제곱, 학력, 혼인 상태, 가구원 수 등을 포함하였고, 직업 특성 변수로는 경제활동 여부와 직종 등을 고려하였다. 학력은 중학교 졸업 이하, 고등학교, 대학 재학 이상 등 3개의 더미로 구분하였고, 직종은 8개(관리자+전문가+준전문가, 사무직, 서비스+판매 근로자, 농림어업 종사자, 기능원+조립원, 단순노무직, 군인, 기타+가사+무직)로 분류하였다.

μ_r , τ_t 는 각각 지역 및 연도별 특성을 통제하기 위한 고정효과 변수이며, ϵ_{it} 는 정규 분포를 따르는 오차항이다. 본 연구의 모든 분석은 개인별 강건 표준오차(Robust standard error)와 가중치를 적용하였다.

〈표 2-1〉에서 〈표 2-4〉는 종속 변수별 기초통계량을 보여준다¹⁾.

'주관적 건강 상태'를 건강지표로 한 분석은 2008년부터 2024년까지 총 17개년도의 2,790,642개의 표본이 포함되었고, 주관적으로 평가한 본인의 건강 상태를 5개의 리커트 척도로 구분했을 때 '보통'이라고 응답한 표본이 42.2%로 가장 많았고, ' 좋음'(34.0%), '나쁨'(14.3%), '매우 좋음'(6.2%), '매우 나쁨'(3.3%) 순으로 나타났다. 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가한 표본의 비중이 긍정적으로 평가한 표본의 절반 이하로 낮았다.

가구 소득을 4구간으로 구분했을 때, 가구 소득 2구간인 200~400만 원 그룹이 32.5%로 가장 큰 비중을 차지했고, 1구간(200만 원 미만) 그룹이 31.1%로 두 번째였으며, 최고소득층인 600만 원 이상 그룹이 14.9%로 가장 작은 비중을 보였다.

1) 주관적 건강 상태와 주관적 스트레스 정도 변수는 2008년에서 2024년까지 17개년도 모두 조사되었으나, 삶의 질 지수는 2020년과 2023년에 조사에서 제외되었고, 삶의 만족도 변수는 7개 연도(2011년, 2013년, 2015년, 2019년, 2021년, 2022년, 2024년)에 한해 조사되었다.

〈표 2-1〉 기초통계량 : 주관적 건강 상태

N=2,790,642	Mean	SD
종속 변수		
주관적 건강 상태 : 매우 나쁨	0.0329	0.1783
주관적 건강 상태 : 나쁨	0.1431	0.3502
주관적 건강 상태 : 보통	0.4222	0.4939
주관적 건강 상태 : 좋음	0.3401	0.4737
주관적 건강 상태 : 매우 좋음	0.0618	0.2407
독립 변수		
가구 소득 1구간(200만 원 미만)	0.3107	0.4628
가구 소득 2구간(200만 원~400만 원)	0.3253	0.4685
가구 소득 3구간(400만 원~600만 원)	0.2150	0.4108
가구 소득 4구간(600만 원 이상)	0.1490	0.3561
성별(남성 : 1, 여성 : 0)	0.4592	0.4983
평균 연령	51.908	15.771
학력 : 중학교 졸업 이하	0.3170	0.4653
학력 : 고등학교	0.3045	0.4602
학력 : 대학 재학 이상	0.3785	0.4850
혼인 상태(배우자 있음 : 1, 배우자 없음 : 0)	0.7093	0.4541
가구원 수 : 1인	0.1323	0.3388
가구원 수 : 2인	0.3615	0.4804
가구원 수 : 3인	0.2106	0.4077
가구원 수 : 4인	0.2056	0.4041
가구원 수 : 5인 이상	0.0901	0.2864
경제활동 여부(예 : 1, 아니요 : 0)	0.6610	0.4734
직종 : 관리자+전문가+준전문가	0.1161	0.3203
직종 : 사무직	0.0944	0.2923
직종 : 서비스+판매 근로자	0.1364	0.3432
직종 : 농림어업 종사자	0.1115	0.3147
직종 : 기능원+조립원	0.1026	0.3035
직종 : 단순노무직	0.0956	0.2940
직종 : 군인	0.0036	0.0601
직종 : 기타+가사+무직	0.3399	0.4737

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

전체 표본의 45.9%가 남성이었고, 이들의 평균 연령은 51.9세였으며, 학력 비중은 대학 재학 이상의 학력 그룹이 37.9%로 가장 높았고, 중학교 졸업 이하 그룹이 31.7%로 그다음이었으며, 고등학교 그룹이 30.5%로 가장 낮았다. 또한 배우자가 있는 표본의 비중이 70.9%로 대부분 유배우 상태였으며, 2인 가구 비중이 36.2%로 가장 높았고, 5인 이상의 가구원 수 비중은 9.0%로 가장 낮았다. 약 66.1%의 표본들이 경제활동을 하고 있었고, 이들 표본 중에서 서비스+판매 근로자 비중이 13.6%로 가장 높았다.

“삶의 질 지수(EQ-5D Index)”를 건강지표로 한 분석(표 2-2)은 2008년부터 2024년까지 17개년도 중 2020년과 2023년은 조사에서 제외되어 15개년도의 2,375,766개 표본이 분석에 포함되었다. 식 (2-1)로 추정된 EQ-5D Index의 최솟값은 -0.171, 최댓값은 1이고, 1에 가까울수록 건강 관련 삶의 질이 높은 것을 의미하며, 평균치는 0.94이다.

그 밖의 변수들은 앞선 기초통계량과 유사하였다. 가구 소득을 4구간으로 구분했을 때, 가구 소득 2구간인 200~400만 원 그룹이 33.0%로 가장 큰 비중을 차지했고, 1구간(200만 원 미만) 그룹이 32.1%로 두 번째로 높았으며, 최소소득층인 600만 원 이상 그룹이 13.9%로 가장 작은 비중을 보였다.

전체 표본의 45.9%가 남성이었고, 이들의 평균 연령은 51.7세였으며, 학력 비중은 대학 재학 이상의 학력 그룹이 37.2%로 가장 높았고, 고등학교 그룹이 30.4%로 가장 낮았다. 또한 배우자가 있는 표본의 비중이 71.3%로 대부분 유배우 상태였으며, 2인 가구 비중이 35.6%로 가장 높았고, 5인 이상의 가구원 수 비중이 9.4%로 가장 낮았다. 약 66.1%의 표본들이 경제활동을 하고 있었고, 경제활동을 하고 있는 표본 중에서 서비스+판매 근로자 비중이 13.6%로 가장 높았다.

“삶의 만족도”를 건강지표로 한 분석(표 2-3)은 2008년부터 2024년까지 17개년도 중 2011년, 2013년, 2015년, 2019년, 2021년, 2022년, 2024년에 한해 조사되어 활용 가능한 7개년도를 분석에 활용하였다. 분석에 포함된 표본은 1,410,817개이며 ‘매우 불만족(1)’에서 ‘매우 만족(10)’까지 응답하도록 구성된 10점의 리커트 척도의 평균치는 6.85점 가량으로 중간 수준 이상이었다.

〈표 2-2〉 기초통계량 : 삶의 질 지수(EQ-5D Index)

N=2,375,766	Mean	SD
종속 변수		
삶의 질 지수(EQ-5D Index)	0.9400	0.1159
독립 변수		
가구 소득 1구간(200만 원 미만)	0.3205	0.4667
가구 소득 2구간(200만 원~400만 원)	0.3299	0.4702
가구 소득 3구간(400만 원~600만 원)	0.2107	0.4078
가구 소득 4구간(600만 원 이상)	0.1389	0.3459
성별(남성 : 1, 여성 : 0)	0.4585	0.4983
평균 연령	51.713	15.763
학력 : 중학교 졸업 이하	0.3243	0.4681
학력 : 고등학교	0.3037	0.4598
학력 : 대학 재학 이상	0.3721	0.4834
혼인 상태(배우자 있음 : 1, 배우자 없음 : 0)	0.7133	0.4522
가구원 수 : 1인	0.1283	0.3344
가구원 수 : 2인	0.3563	0.4789
가구원 수 : 3인	0.2102	0.4074
가구원 수 : 4인	0.2112	0.4081
가구원 수 : 5인 이상	0.0941	0.292
경제활동 여부(예 : 1, 아니요 : 0)	0.6607	0.4735
직종 : 관리자+전문가+준전문가	0.1153	0.3194
직종 : 사무직	0.0934	0.291
직종 : 서비스+판매 근로자	0.1358	0.3425
직종 : 농림어업 종사자	0.1142	0.318
직종 : 기능원+조립원	0.1032	0.3042
직종 : 단순노무직	0.0942	0.292
직종 : 군인	0.0037	0.0608
직종 : 기타+가사+무직	0.3403	0.4738

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

〈표 2-3〉 기초통계량 : 삶의 만족도

N=1,410,817	Mean	SD
종속 변수		
삶의 만족도	6.8484	1.7974
독립 변수		
가구 소득 1구간(200만 원 미만)	0.2966	0.4568
가구 소득 2구간(200만 원~400만 원)	0.3197	0.4664
가구 소득 3구간(400만 원~600만 원)	0.2216	0.4153
가구 소득 4구간(600만 원 이상)	0.1621	0.3685
성별(남성 : 1, 여성 : 0)	0.4599	0.4984
평균 연령	52.093	15.756
학력 : 중학교 졸업 이하	0.3091	0.4621
학력 : 고등학교	0.3056	0.4607
학력 : 대학 재학 이상	0.3853	0.4867
혼인 상태(배우자 있음 : 1, 배우자 없음 : 0)	0.7064	0.4554
가구원 수 : 1인	0.1365	0.3433
가구원 수 : 2인	0.3665	0.4819
가구원 수 : 3인	0.2094	0.4069
가구원 수 : 4인	0.2010	0.4007
가구원 수 : 5인 이상	0.0866	0.2812
경제활동 여부(예 : 1, 아니요 : 0)	0.6639	0.4724
직종 : 관리자+전문가+준전문가	0.1182	0.3228
직종 : 사무직	0.0955	0.2939
직종 : 서비스+판매 근로자	0.1379	0.3448
직종 : 농림어업 종사자	0.1089	0.3116
직종 : 기능원+조립원	0.1029	0.3039
직종 : 단순노무직	0.0966	0.2955
직종 : 군인	0.0036	0.0599
직종 : 기타+가사+무직	0.3364	0.4725

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

〈표 2-4〉 기초통계량 : 스트레스 정도

N=2,790,188	Mean	SD
종속 변수		
스트레스 정도 : 대단히 많이 느낀다	0.0334	0.1796
스트레스 정도 : 많이 느끼는 편이다	0.2096	0.4070
스트레스 정도 : 조금 느끼는 편이다	0.5396	0.4984
스트레스 정도 : 거의 느끼지 않는다	0.2175	0.4126
독립 변수		
가구 소득 1구간(200만 원 미만)	0.3106	0.4628
가구 소득 2구간(200만 원~400만 원)	0.3253	0.4685
가구 소득 3구간(400만 원~600만 원)	0.2150	0.4108
가구 소득 4구간(600만 원 이상)	0.1490	0.3561
성별(남성 : 1, 여성 : 0)	0.4593	0.4983
평균 연령	51.905	15.770
학력 : 중학교 졸업 이하	0.3169	0.4653
학력 : 고등학교	0.3046	0.4602
학력 : 대학 재학 이상	0.3785	0.4850
혼인 상태(배우자 있음 : 1, 배우자 없음 : 0)	0.7093	0.4541
가구원 수 : 1인	0.1322	0.3387
가구원 수 : 2인	0.3615	0.4804
가구원 수 : 3인	0.2106	0.4077
가구원 수 : 4인	0.2056	0.4042
가구원 수 : 5인 이상	0.0901	0.2864
경제활동 여부(예 : 1, 아니요 : 0)	0.6610	0.4734
직종 : 관리자+전문가+준전문가	0.1161	0.3203
직종 : 사무직	0.0944	0.2923
직종 : 서비스+판매 근로자	0.1364	0.3432
직종 : 농림어업 종사자	0.1115	0.3147
직종 : 기능원+조립원	0.1027	0.3035
직종 : 단순노무직	0.0956	0.2940
직종 : 군인	0.0036	0.0601
직종 : 기타+가사+무직	0.3398	0.4736

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

앞선 결과와 동일하게 가구 소득 2구간인 200~400만 원 그룹이 가장 큰 비중을 차지했고, 1구간, 3구간, 4구간 순이었다. 전체 표본의 46.0%가 남성 이었고, 이들의 평균 연령은 52.1세였으며, 학력 비중은 대학 재학 이상, 중학교 졸업 이하, 고등학교 그룹 순이었다. 또한 대부분 유배우 상태였으며, 가구원 수로 봤을 때 2인 가구 비중이 가장 높았고, 5인 이상의 가구원 수 비중이 가장 낮았다. 약 66.4%의 표본들이 경제활동을 하고 있었고, 경제활동을 하고 있는 표본 중에서 서비스+판매 근로자가 가장 많았다.

“주관적 스트레스 정도”를 건강지표로 한 분석(표 2-4)은 2008년부터 2024년까지 총 17개년도의 2,790,188개의 표본이 포함되었고, 주관적으로 평가한 본인의 스트레스 정도를 4개의 리커트 척도로 구분했을 때 ‘조금 느끼는 편이다’라고 응답한 표본이 54.0%가량으로 가장 많았고, ‘거의 느끼지 않는다’라고 응답한 표본이 21.8%로 두 번째였으며, ‘많이 느끼는 편이다’(21.0%), ‘대단히 많이 느낀다’(3.3%) 순으로 나타났다. 주관적 스트레스 정도를 부정적으로 평가한 표본의 비중이 24.5%가량으로 긍정적으로 평가한 표본에 비해 크게 낮았다. 그 밖의 변수들은 다른 건강지표의 결과와 대체적으로 유사하였다.

2. 회귀분석 결과

〈표 2-5〉에서 〈표 2-9〉는 본 연구에서 건강지표로 설정한 주관적 건강 상태(좋음), 주관적 건강 상태(나쁨), 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 스트레스 정도 등 총 5개 지표를 종속변수로 하여 소득수준과 건강 간의 관계를 회귀식(2-2)를 통해 추정된 결과를 각각 보여준다.

소득 변수에 지역 및 연도 고정효과만을 독립변수로 포함하여 소득수준별 건강 격차를 확인한 모형(모형 (1)), 모형 (1)에 연령, 성별, 학력, 혼인 상태, 가구원 수 등 인구·사회학적 변수만을 추가한 모형(모형 (2)), 모형 (2)에 더해 경제활동 여부, 직종 등 앞서 설명한 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 모형(모형 (3))의 결과를 각각 보고하며, 분석 결과는 모든 통제 변수를 포함하여 추정된 모형 (3)의 결과를 바탕으로 설명한다.

〈표 2-5〉 소득수준별 주관적 건강 상태(좋은)

	(1)	(2)	(3)
가구 소득 2구간	0.1426*** (0.0010)	0.0648*** (0.0011)	0.0599*** (0.0011)
가구 소득 3구간	0.1915*** (0.0011)	0.0925*** (0.0013)	0.0847*** (0.0013)
가구 소득 4구간	0.2338*** (0.0012)	0.1240*** (0.0015)	0.1134*** (0.0015)
연령		-0.0143*** (0.0002)	-0.0164*** (0.0002)
연령 제곱		0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
성별: 남성		0.0664*** (0.0008)	0.0577*** (0.0008)
학력: 고등학교 졸업		0.0744*** (0.0012)	0.0766*** (0.0012)
학력: 대학 이상		0.1241*** (0.0013)	0.1249*** (0.0014)
혼인 상태: 유배우		0.0078*** (0.0011)	0.0077*** (0.0011)
경제활동 여부			0.0438*** (0.0085)
인구·사회학적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 및 지역 고정효과	Yes	Yes	Yes
N	2,790,642		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 주요 관심 변수들의 결과만을 보고함.

자료: 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

주관적 건강 상태(좋음)를 종속변수로 하여 소득수준별 건강 상태를 선형 확률 모형을 통해 추정한 결과(표 2-5)는 통제 변수 포함 여부에 관계없이 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 가구 소득이 가장 낮은 1구간에 비해 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타난다. 단, 통제 변수를 순차적으로 추가할수록 추정치의 크기가 절반 이하로 감소하였는데, 이는 기존 연구를 통해 잘 알려져 있듯이 건강 격차가 유전적·환경적·사회경제적 요인 등 다양한 요인들에 의해 복합적으로 유발될 뿐만 아니라, 인구학적, 혹은 사회적 특성이 소득과 상호작용하여 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 주요 경로로서 작용했음을 시사하는 결과이다.

보다 구체적으로 살펴보면, 모든 통제 변수를 포함한 모형 (3)에서 가구 소득 1구간에 속한 그룹에 비해 가구 소득 2구간에 속한 그룹은 본인의 건강 상태를 긍정적으로 평가할 확률이 약 5.99%p 높았고, 가구 소득 3구간에 속한 그룹은 그보다 높은 8.47%p가량 높았으며, 가장 고소득층인 4구간에 속한 그룹은 최저소득층에 비해 11.34%p가량 높은 것으로 추정되었다.

요컨대, 소득수준이 높을수록 건강 상태가 개선될 확률이 단조롭게 증가하는 것으로 나타났으며, 건강에 영향을 미치는 인구·사회학적 요인, 경제활동 여부, 직종 등 직업 변수를 통제한 이후에도 통계적으로 유의하게 소득수준별 건강 격차가 확인되었다.

그밖에 Deaton and Paxson(1998), Cutler et al.(2011), 김진영(2007), 홍정립(2024) 등 기존의 사회경제적 특성별 건강 격차를 분석한 연구 결과와 동일하게 연령이 높을수록, 저학력일수록 건강 상태가 좋지 않았고, 남성, 유배우, 경제활동을 하고 있는 그룹에서 본인의 건강 상태를 좋다고 평가할 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.

주관적 건강 상태(나쁨)를 종속변수로 하여 소득수준별 건강 상태를 선형 확률 모형을 통해 추정한 결과(표 2-6) 역시 통제 변수 포함 여부에 관계없이 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 가구 소득이 가장 낮은 1구간에 비해 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 개선되는 것으로 나타난다. 또한 인구·사회학적 변수와 직업 등의 특성이 소득과 건강 간 상관관계의 일부를 설명하여 통제 변수를 추가할수록 추정치의 크기가 감소하는 것으로 확인된다.

〈표 2-6〉 소득수준별 주관적 건강 상태(나쁨)

	(1)	(2)	(3)
가구 소득 2구간	-0.1781*** (0.0008)	-0.0879*** (0.0009)	-0.0787*** (0.0008)
가구 소득 3구간	-0.2119*** (0.0008)	-0.0964*** (0.0009)	-0.0841*** (0.0009)
가구 소득 4구간	-0.2234*** (0.0009)	-0.1000*** (0.0010)	-0.0860*** (0.0010)
연령		-0.0037*** (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
연령 제곱		0.0001*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
성별: 남성		-0.0223*** (0.0005)	-0.0038*** (0.0005)
학력: 고등학교 졸업		-0.0931*** (0.0010)	-0.0979*** (0.0010)
학력: 대학 이상		-0.1086*** (0.0010)	-0.1224*** (0.0011)
혼인 상태: 유배우		-0.0329*** (0.0007)	-0.0349*** (0.0007)
경제활동 여부			-0.0487*** (0.0056)
인구·사회학적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 및 지역 고정효과	Yes	Yes	Yes
N	2,790,642		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 주요 관심 변수들의 결과만을 보고함.

자료: 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

가구 소득 1구간에 속한 그룹에 비해 가구 소득 2구간에 속한 그룹은 본인의 건강 상태를 부정적으로 평가할 확률이 약 7.87%p 낮았고, 가구 소득 3구간에 속한 그룹은 그보다 높은 8.41%p가량 낮았으며, 가장 고소득층인 4구간에 속한 그룹은 최저소득층에 비해 8.60%p가량 낮은 것으로 추정되었다.

요컨대, 소득수준이 높을수록 건강 상태가 나쁠 확률이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났으며, 건강에 영향을 미치는 인구·사회학적 요인, 경제활동 여부, 직종 등 직업 변수를 통제한 이후에도 소득수준별 건강 격차가 재확인되었다.

〈표 2-7〉은 삶의 질 지수(EQ-5D)를 종속변수로 하여 소득수준별 건강 상태를 OLS 모형을 통해 추정한 결과를 보여준다.

분석 결과, 통제 변수 포함 여부에 관계없이 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 가구 소득이 높을수록 삶의 질 지수가 높은 것으로 나타난다. 또한 인구·사회학적 변수와 직업 등의 특성이 추가될수록 상관관계의 추정치가 낮아지긴 하지만, 다시 말해서, 직업·학력·혼인 상태·연령 등의 여타의 인구·사회·경제적 요인으로 둘 간의 관계가 일부 설명되긴 하지만, 여전히 소득수준에 따른 건강 격차가 통계적으로 유의하게 관측된다.

그밖에 주관적 건강 상태 변수와는 다르게 연령이 증가함에 따라 삶의 질 지수가 상승하다가 일정 시점 이후 감소하는 역U자형 패턴이 나타나고, 학력, 성별, 혼인 상태 및 경제활동 여부 변수의 추정치는 방향 및 유의성 측면에서 앞선 결과와 유사하다.

〈표 2-8〉에는 정신 건강 측면에서 소득수준별 격차를 확인하기 위해 삶의 만족도와 스트레스 정도²⁾를 종속변수로 하여 추정한 결과가 제시되어 있다. Panel A와 Panel B는 소득수준별 삶의 만족도를 OLS 모형을 통해 분석한 결과와 소득수준별 스트레스 정도를 선형 확률 모형을 통해 분석한 결과를 각각 보여준다.

2) 해석의 편의를 위해 본 연구에서 사용한 모든 건강지표는 수치가 높을수록 건강 상태가 양호하다는 것을 의미하도록 재코딩하였으며, 이에 “주관적 스트레스 정도” 변수는 ‘조금 느끼는 편이다’, ‘거의 느끼지 않는다’라고 응답한 경우 1, ‘많이 느끼는 편이다’, ‘대단히 많이 느낀다’라고 응답한 경우 0의 값을 갖는다.

〈표 2-7〉 소득수준별 삶의 질 지수(EQ-5D Index)

	(1)	(2)	(3)
가구 소득 2구간	0.0592*** (0.0003)	0.0282*** (0.0003)	0.0258*** (0.0003)
가구 소득 3구간	0.0698*** (0.0003)	0.0311*** (0.0003)	0.0278*** (0.0003)
가구 소득 4구간	0.0742*** (0.0003)	0.0335*** (0.0003)	0.0296*** (0.0003)
연령		0.0022*** (0.0000)	0.0010*** (0.0000)
연령 제곱		-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
성별: 남성		0.0164*** (0.0001)	0.0104*** (0.0002)
학력: 고등학교 졸업		0.0268*** (0.0003)	0.0288*** (0.0003)
학력: 대학 이상		0.0304*** (0.0003)	0.0353*** (0.0003)
혼인 상태: 유배우		0.0114*** (0.0002)	0.0120*** (0.0002)
경제활동 여부			0.0190*** (0.0015)
인구·사회학적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 및 지역 고정효과	Yes	Yes	Yes
N	2,375,766		

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 주요 관심 변수들의 결과만을 보고함.

자료: 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

〈표 2-8〉 소득수준별 건강 상태 : 삶의 만족도, 스트레스 정도

	(1)	(2)	(3)
Panel A : 삶의 만족도(N=1,410,817)			
가구 소득 2구간	0.5984*** (0.0057)	0.4473*** (0.0062)	0.4354*** (0.0062)
가구 소득 3구간	0.9291*** (0.0058)	0.6925*** (0.0069)	0.6638*** (0.0070)
가구 소득 4구간	1.2148*** (0.0062)	0.9373*** (0.0076)	0.8873*** (0.0077)
Panel B : 스트레스 정도(N=2,790,188)			
가구 소득 2구간	0.0073*** (0.0010)	0.0499*** (0.0011)	0.0575*** (0.0011)
가구 소득 3구간	0.0099*** (0.0010)	0.0645*** (0.0012)	0.0785*** (0.0012)
가구 소득 4구간	0.0064*** (0.0011)	0.0655*** (0.0014)	0.0853*** (0.0014)
인구·사회학적 변수	No	Yes	Yes
직업 변수	No	No	Yes
연도 및 지역 고정효과	Yes	Yes	Yes

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 관심 변수의 결과만을 보고함.

자료: 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

분석 결과는 앞선 분석 결과와 매우 유사하다. 통제 변수 포함 여부에 관계없이 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 확인된다. 소득이 높을수록 삶의 만족도가 증가하고, 주관적 스트레스가 감소하며, 통제 변수를 추가하여도 둘 간의 상관관계는 통계적으로 유의하다.

〈표 2-9〉는 소득수준에 따른 건강 격차에 성별 이질성이 있는지 확인하기 위해 남성과 여성에 대해 각각 분석한 결과를 보여준다. 모든 통제 변수를 포함하여 추정한 결과만을 제시하며, Panel A에는 주관적 건강 상태(좋음), Panel B에는 주관적 건강 상태(나쁨), Panel C에는 삶의 질 지수, Panel D에는 삶의 만족도, Panel E에는 스트레스 정도를 종속변수로 하여 성별에 따라 소득수준별 건강 격차에 이질적인 특성이 있는지 확인하였다.

〈표 2-9〉 소득수준별 건강 상태 : 성별

	(1) 남성	(2) 여성
Panel A : 주관적 건강 상태(좋음)		
가구 소득 2구간	0.0658*** (0.0017)	0.0518*** (0.0015)
가구 소득 3구간	0.0927*** (0.0020)	0.0743*** (0.0018)
가구 소득 4구간	0.1205*** (0.0022)	0.1028*** (0.0021)
N	1,281,582	1,509,060
Panel B : 주관적 건강 상태(나쁨)		
가구 소득 2구간	-0.0735*** (0.0012)	-0.0795*** (0.0012)
가구 소득 3구간	-0.0820*** (0.0013)	-0.0829*** (0.0013)
가구 소득 4구간	-0.0847*** (0.0013)	-0.0836*** (0.0014)
N	1,281,582	1,509,060

〈표 2-9〉의 계속

	(1) 남성	(2) 여성
Panel C : 삶의 질 지수(EQ-5D Index)		
가구 소득 2구간	0.0243*** (0.0004)	0.0258*** (0.0004)
가구 소득 3구간	0.0267*** (0.0004)	0.0280*** (0.0004)
가구 소득 4구간	0.0284*** (0.0004)	0.0300*** (0.0004)
N	1,089,232	1,286,534
Panel D : 삶의 만족도		
가구 소득 2구간	0.4082*** (0.0093)	0.4473*** (0.0084)
가구 소득 3구간	0.6101*** (0.0104)	0.6924*** (0.0095)
가구 소득 4구간	0.8211*** (0.0113)	0.9257*** (0.0104)
N	648,791	762,026
Panel E : 스트레스 정도		
가구 소득 2구간	0.0474*** (0.0016)	0.0653*** (0.0015)
가구 소득 3구간	0.0599*** (0.0018)	0.0945*** (0.0017)
가구 소득 4구간	0.0631*** (0.0020)	0.1027*** (0.0019)
N	1,281,406	1,508,782

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 본문에서 설명한 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 결과이며, 관심 변수의 결과만을 보고함.

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

분석 결과, 소득수준별 건강 격차에 성별에 따른 이질성이 두드러지지는 않았다. 성별에 관계 없이, 그리고 건강지표에 관계없이 소득이 증가할수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타났다. 다만, 삶의 만족도와 스트레스 정도 등 정신 건강 측면에서 볼 때, 남성에 비해 여성들에게서 소득수준에 따른 건강 격차가 더욱 확연하게 나타났다.

〈표 2-10〉 소득수준별 건강 상태 : 연령별

	(1) 20~39세	(2) 40~59세	(3) 60~79세
Panel A : 주관적 건강 상태(좋은)			
가구 소득 2구간	0.0387*** (0.0024)	0.0654*** (0.0019)	0.0564*** (0.0016)
가구 소득 3구간	0.0638*** (0.0027)	0.0914*** (0.0022)	0.0782*** (0.0025)
가구 소득 4구간	0.0892*** (0.0029)	0.1167*** (0.0024)	0.1077*** (0.0032)
N	688,954	1,092,203	1,009,485
Panel B : 주관적 건강 상태(나쁨)			
가구 소득 2구간	-0.0252*** (0.0012)	-0.0941*** (0.0015)	-0.0843*** (0.0016)
가구 소득 3구간	-0.0312*** (0.0013)	-0.1058*** (0.0016)	-0.0977*** (0.0021)
가구 소득 4구간	-0.0339*** (0.0014)	-0.1080*** (0.0017)	-0.1053*** (0.0026)
N	688,954	1,092,203	1,009,485

<표 2-10>의 계속

	(1) 20~39세	(2) 40~59세	(3) 60~79세
Panel C : 삶의 질 지수(EQ-5D Index)			
가구 소득 2구간	0.0094*** (0.0004)	0.0305*** (0.0005)	0.0288*** (0.0005)
가구 소득 3구간	0.0116*** (0.0004)	0.0338*** (0.0005)	0.0327*** (0.0007)
가구 소득 4구간	0.0130*** (0.0004)	0.0355*** (0.0005)	0.0363*** (0.0009)
N	596,310	936,184	843,272
Panel D : 삶의 만족도			
가구 소득 2구간	0.2674*** (0.0129)	0.5030*** (0.0113)	0.4845*** (0.0095)
가구 소득 3구간	0.4576*** (0.0137)	0.7763*** (0.0119)	0.6983*** (0.0128)
가구 소득 4구간	0.6299*** (0.0147)	1.0378*** (0.0127)	0.9337*** (0.0161)
N	342,341	549,308	519,168
Panel E : 스트레스 정도			
가구 소득 2구간	0.0341*** (0.0023)	0.0644*** (0.0019)	0.0602*** (0.0015)
가구 소득 3구간	0.0509*** (0.0025)	0.0836*** (0.0021)	0.0815*** (0.0021)
가구 소득 4구간	0.0561*** (0.0028)	0.0860*** (0.0023)	0.0833*** (0.0026)
N	688,921	1,092,190	1,009,077

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 본문에서 설명한 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 결과이며, 관심 변수의 결과만을 보고함.

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

〈표 2-10〉은 소득수준에 따른 건강 격차에 연령별 이질성이 있는지 확인하기 위해 20~39세, 40~59세, 60~79세 등 세 연령 그룹으로 구분하고 주관적 건강 상태(좋음), 주관적 건강 상태(나쁨), 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 스트레스 정도 등 다섯 개의 건강지표를 종속변수로 하여 분석한 결과를 보고한다. 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 결과가 제시되어 있다.

분석 결과, 연령 그룹에 관계없이, 그리고 건강지표에 관계없이 소득이 증가할수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타났다. 즉, 모든 연령대에서 소득이 높을수록 건강 상태가 개선되는 것으로 확인된다.

앞서 그림을 통해서 확인한 것과 유사하게 건강에 영향을 미칠 수 있는 여타의 인구·사회·경제학적 변수를 통제한 회귀분석 결과에서도 소득수준과 건강 간에는 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 양상은 전 연령 그룹에서 동일하게 관측되었는데, 이는 소득수준에 따른 건강 격차가 구조적으로 고착되어 한 세대 내에서 지속될 가능성을 보여주는 것이다.

단, 추정치의 크기는 40~59세 중장년층에서 가장 컸는데, 이는 주요 경제활동 연령층이면서 동시에 신체기능 저하로 인한 건강 악화가 시작되는 연령층인 중장년층에서 소득에 따른 건강 격차가 가장 확대되었음을 의미한다(홍정림, 2021). 소득수준별 건강 격차는 중장년층에서 가장 컸고, 20~39세 청년층, 60~79세 고령층에서는 다소 완화된 것으로 나타났다. 청년층은 전반적으로 건강 수준이 높고 소득 변화의 폭이 작아 소득에 따른 건강 격차가 상대적으로 두드러지지 않았을 것으로 추측되며, 고령층에서는 이미 건강 수준의 절대적 하락으로 인해 소득 효과가 다소 완화되었을 가능성을 제기할 수 있다.

〈표 2-11〉은 연령이 증가할수록 소득수준에 따른 건강 격차의 기울기가 확대되는지 확인하기 위하여 연령과 소득 변수의 교호항을 포함하는 회귀모형을 통해 분석한 결과를 보여준다.

분석 결과는 대체로 연령이 증가할수록 소득에 따른 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 확인되는데, 이는 소득수준별 건강 격차가 한 세대 내에서 지속적일 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 더욱 심화하였음을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 연령이 높을수록 건강의 절대적 수준이 하락함과 동시

에, 건강의 주요 결정요인인 소득의 영향력이 점차 누적되어 강화되었을 가능성을 시사한다. 아울러 대체로 남성 그룹에서 그 효과가 더욱 강하게 나타났다. 즉, 소득에 따른 건강 격차는 나이가 들수록 더욱 심화하며, 경제적 지위가 건강에 미치는 누적효과는 남성에게서 더욱 강하게 작용하는 것으로 확인된다.

〈표 2-11〉 소득수준별 건강 상태 : 소득×연령

	(1) 전체	(2) 남성	(3) 여성
Panel A : 주관적 건강 상태(좋은)			
가구 소득 2구간×연령	0.0012*** (0.0001)	0.0018*** (0.0001)	0.0006*** (0.0001)
가구 소득 3구간×연령	0.0014*** (0.0001)	0.0023*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
가구 소득 4구간×연령	0.0014*** (0.0001)	0.0024*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
N	2,790,642	1,281,582	1,509,060
Panel B : 주관적 건강 상태(나쁨)			
가구 소득 2구간×연령	-0.0024*** (0.0000)	-0.0023*** (0.0001)	-0.0023*** (0.0001)
가구 소득 3구간×연령	-0.0030*** (0.0001)	-0.0030*** (0.0001)	-0.0029*** (0.0001)
가구 소득 4구간×연령	-0.0033*** (0.0001)	-0.0033*** (0.0001)	-0.0032*** (0.0001)
N	2,790,642	1,281,582	1,509,060

〈표 2-11〉의 계속

	(1) 전체	(2) 남성	(3) 여성
Panel C : 삶의 질 지수(EQ-5D Index)			
가구 소득 2구간×연령	0.0008*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)
가구 소득 3구간×연령	0.0009*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)
가구 소득 4구간×연령	0.0010*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)
N	2,375,766	1,089,232	1,286,534
Panel D : 삶의 만족도			
가구 소득 2구간×연령	0.0046*** (0.0004)	0.0076*** (0.0005)	0.0031*** (0.0005)
가구 소득 3구간×연령	0.0054*** (0.0004)	0.0085*** (0.0006)	0.0031*** (0.0006)
가구 소득 4구간×연령	0.0078*** (0.0004)	0.0120*** (0.0006)	0.0039*** (0.0006)
N	1,410,817	648,791	762,026
Panel E : 스트레스 정도			
가구 소득 2구간×연령	0.0012*** (0.0001)	0.0015*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)
가구 소득 3구간×연령	0.0013*** (0.0001)	0.0017*** (0.0001)	0.0009*** (0.0001)
가구 소득 4구간×연령	0.0010*** (0.0001)	0.0014*** (0.0001)	0.0006*** (0.0001)
N	2,790,188	1,281,406	1,508,782

주 : 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) 괄호 안은 강건 표준오차(robust standard error).

3) 본문에서 설명한 모든 통제 변수를 포함하여 분석한 결과이며, 관심 변수의 결과만을 보고함.

자료 : 질병관리청, 「지역사회건강조사」.

제5절 소 결

이 장에서는 대규모 표본조사인 「지역사회건강조사」 자료를 통해 소득수준과 건강 간의 관계를 확인하였다. 주관적 건강 상태, 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 주관적 스트레스 정도 등 신체적·정신적 건강을 확인할 수 있는 다양한 건강지표를 활용하여 소득수준에 따른 건강 격차를 확인하고, 건강 격차가 존재한다면 장기적으로 어떤 추세를 띠고 움직이는지 살펴보았다. 또한 소득수준별 건강 격차에 연령, 성별 등 인구학적 특성에 따라 이질성이 존재하는지, 그리고 연령이 증가할수록 소득수준에 따른 건강 격차의 기울기가 확대되는지 등에 대해 실증분석을 통해 다각적 측면에서 접근하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기존 연구를 통해 여러 경로로 확인되었듯이 본 연구에서도 소득이 높을수록 주관적 건강 상태가 개선되는 것으로 나타난다. 아울러 이러한 양상은 20세 이상 전체 연령대뿐 아니라 80세 이상 연령층을 제외하였을 때에도 동일하게 관측된다.

둘째, 주관적 건강 상태의 장기 추세를 보면 대체로 고소득층의 건강 상태는 큰 변화가 없었던 데 반해 상대적으로 저소득층의 건강 상태는 최근으로 올수록 하락 폭이 다소 확대되었다. 연령별 추세를 보면, 연령이 증가할수록 건강 격차는 더욱 커지고, 이 격차는 장기적으로 지속되는 양상이 관측된다.

셋째, 회귀분석을 통해 살펴볼 때에도 소득수준별 건강 격차는 동일하게 관측된다. 즉, 모든 건강지표에서 소득이 높을수록 건강 상태가 개선되는 것으로 확인된다. 가장 낮은 가구 소득 1구간에 비해 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타나며, 성별에 따른 이질성은 두드러지지 않았다. 다만 삶의 만족도와 스트레스 정도 등 정신 건강 측면에서 볼 때, 남성에 비해 여성들에게서 소득수준에 따른 건강 격차가 더욱 확연하게 나타났다. 또한 소득수준과 건강 간의 정(+)의 상관관계는 전 연령 그룹에서 동일하게 관측되었는데, 이는 소득수준에 따른 건강 격차가 구조적으로 고착화되어

한 세대 내에서 지속될 가능성을 시사한다.

넷째, 연령이 증가할수록 소득에 따른 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 확인되는데, 이는 소득수준별 건강 격차가 한 세대 내에서 지속적일 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 더욱 심화하였음을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 연령이 높을수록 건강의 절대적 수준이 하락함과 동시에, 건강의 주요 결정요인인 소득의 영향력이 점차 누적되어 강화되었을 가능성을 시사한다. 아울러 대체로 남성 그룹에서 그 효과가 더욱 강하게 나타났다. 즉, 소득에 따른 건강 격차는 나이가 들수록 더욱 심화하며, 경제적 지위가 건강에 미치는 누적효과는 남성에게서 더욱 강하게 작용하는 것으로 확인된다.

본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 서베이 데이터에서 활용되는 건강지표는 대체로 자기보고 변수(Self-reported variable)에 기반하기 때문에 응답자의 기억 오류나 표본 편향 등의 잠재적 한계가 내재되어 있다. 본 연구는 표본 규모가 제한적인 서베이 데이터를 이용하여 주관적 건강지표를 분석한 기존 연구들과는 달리, 대규모 전국 단위 자료인 「지역사회건강조사」 데이터를 활용함으로써 분석 결과의 신뢰성과 대표성을 제고하였다는 측면에서 기존 연구와 차별된다.

둘째, 주관적 건강 상태, EQ-5D Index, 삶의 만족도 및 스트레스 정도 등 다양한 건강지표를 종합적으로 고려하여 신체적·정신적 건강을 포괄하는 관점에서 소득별 건강 격차에 관해 폭넓게 접근하였다.

셋째, 소득별 건강 격차의 장기 추세를 확인하였을 뿐만 아니라 성별·연령별 이질성이 존재하는지 살펴보았고, 연령과 소득의 교호항을 도입하여 연령에 따른 소득별 건강 격차의 기울기가 커지는지에 대한 동학적 메커니즘을 분석하였다.

사회경제적 지위와 건강 간의 관계는 널리 알려져 있다. 교육 수준과 소득이 높을수록 건강하고, 직업 유무, 고용 형태, 작업 환경 등 직업의 특성에 따라 건강 상태가 상이하다(홍정림, 2022). 그중에서도 소득은 가장 근본적이고 중요한 채널로서 작용한다. 기존 연구는 고소득층이 우수한 경제적 자원을 바탕으로 의료 서비스 이용의 제약을 완화하고, 보다 안전한 생활 및 근로 환경을 선택하며, 건강 관련 자원에 대한 투자를 강화하는 경향이 있음을 지적하고 있다(Becker and Muligan, 1997; Cutler and Lleras-Muney,

2006; 홍정림, 2022).

기존 연구에서 확인한 바와 같이, 우리나라를 대상으로 한 본 연구에서도 소득수준이 건강을 결정하는 가장 근본적이고 중요한 채널의 하나로서 작용하고 있음을 확인하였으며, 이는 소득 격차가 단순히 경제적 차원을 넘어 건강 격차로 확장되고 있음을 실증적으로 보여주는 결과이다. 또한 본 연구는 소득에 따른 건강 격차가 장기적으로 지속되었을 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 강화되는 누적 불평등(cumulative inequality) 구조를 지닌다는 점을 확인하였다. 이는 경제적 자원이 개인의 생애 전반에서 건강 투자, 건강 행동 및 의료 이용 등에 지속적으로 영향을 미치며, 이러한 결과가 점차 누적되어 노년기 건강 격차를 심화할 가능성을 시사한다.

사회 구성원 간 건강 격차의 완화는 국민 건강 수준을 향상하기 위한 선결과제이지만(홍정림, 2022), 그동안 우리 사회의 소득수준별 건강 격차는 장기적으로 지속되어 왔다. 본 연구의 결과는 건강 격차를 해소하기 위한 보건·의료 정책은 취약계층의 실질적 건강 형평성을 제고하는 방향으로 전환되어야 하며, 단순한 의료 서비스 접근성의 개선을 넘어 소득·성별·연령 등 건강 취약계층의 특성을 세분화하여 다층적 수준에서의 건강 격차를 완화하기 위한 통합적 접근이 필요하다는 것을 시사한다. 또한 단기적 복지 확대나 의료비 지원만으로는 구조적 격차를 해소하기 어려우며, 생애주기 전반에 걸친 건강 형평성 정책의 결합이 필수적임을 시사한다.

건강 격차는 시간에 따라 누적·확대되는 사회적 구조라는 인식하에, 단기 처방이 아닌 생애주기적 관점에서의 구조적 개혁과 함께 취약 요인에 대한 정밀한 표적 개입을 동시에 추진하는 등 다층적 접근 방식을 통한 종합 대책이 마련되어야 할 것이다.

제 3 장

최저임금 인상이 건강에 미치는 영향 : 2018년 최저임금 인상 으로부터의 증거

제1절 머리말

1. 연구의 배경 및 필요성

최저임금은 저임금 근로자의 생활 안정과 소득 불평등 완화를 목적으로 도입된 대표적인 노동시장 정책이다. 전통적으로 최저임금 정책의 효과는 주로 고용, 임금, 소득분배 등 노동시장 지표를 중심으로 연구되어 왔다. 그러나 공중보건학적 관점에서 소득이 건강의 사회적 결정요인으로 중요하게 작용한다는 인식이 확산되면서, 국제적으로 최저임금 인상이 근로자의 건강에 미치는 영향에 대한 학술연구가 최근 들어 활발하게 이루어지고 있다.

소득과 건강 사이의 관계는 오랜 기간 중요하게 논의되어 왔다. 이론적으로 소득은 의료서비스 구매, 영양 및 주거 등 건강증진 자원의 획득을 가능하게 하여 건강과 연관될 수 있다(Grossman, 1972). 또한 경제적 안정감은 심리적 스트레스를 감소시키고 정신건강을 개선시킬 수 있다. 반대로 낮은 소득과 경제적 불안정은 건강 악화의 주요 위험 요인으로 작용한다. 따라서 저임금 근로자의 임금을 인상하는 최저임금 정책은 이들의 건강 개선에 기여할 가능성이 있다.

2010년대 중반 이후 미국과 영국을 중심으로 최저임금이 건강에 미치는

영향에 대한 실증연구가 본격적으로 축적되기 시작했다. 선행 연구들은 최저임금 인상이 정신건강 개선(Reeves et al., 2017), 자살률 감소(Kaufman et al., 2020; Dow et al., 2020), 영유아 건강 증진(Komro et al., 2016; Wehby et al., 2020, 2022) 등의 긍정적 효과를 보인다는 증거를 제시했다. 그러나 건강 행태(흡연, 음주, 비만 등)에 대한 영향은 연구마다 혼재된 결과를 보이고 있으며, 성인의 신체 건강지표의 효과에 대한 연구 결과도 일관되지 않다(Buszkiewicz et al., 2021).

그러나 한국에서 최저임금이 건강에 미치는 영향에 대한 실증연구는 매우 제한적이다. 기존 국내 연구들은 주로 최저임금 인상의 고용효과(김대일, 2012, 2018; 이정민·황승진, 2016; 김태훈, 2019; 홍민기, 2018; 황선웅, 2019)와 임금효과(정진호 외, 2011)에 집중해 왔으며, 건강에 대한 영향은 거의 연구되지 않았다. 최근 Bai et al.(2023, 2025)이 2018년 최저임금 인상이 흡연과 음주에 미치는 영향을 분석하였으나, 주관적 건강 상태나 다양한 건강지표에 대한 포괄적 분석은 이루어지지 않았다.

2. 연구의 목적

본 연구는 2018~2019년 한국의 급격한 최저임금 인상이 근로자의 건강에 미친 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 구체적인 연구 목표는 다음과 같다.

첫째, 최저임금 인상이 근로자의 주관적 건강 상태에 미친 영향을 이중차분법(difference-in-differences)과 사건연구 분석(event study)을 활용하여 인과적으로 식별한다. 주관적 건강은 객관적 건강지표와 높은 상관관계를 보이며 사망률 등 장기적 건강 결과를 예측하는 유효한 지표로 알려져 있다(Idler and Benyamini, 1997).

둘째, 최저임금 인상이 건강 행태(흡연, 음주, 운동)에 미친 영향을 분석한다. 건강 행태는 건강 상태의 중요한 결정요인이므로, 최저임금 인상이 어떤 경로를 통해 건강에 영향을 미치는지 파악하는 데 중요하다.

셋째, 다양한 강건성 분석(robustness checks)을 통해 추정 결과의 신뢰성을 검증한다. 표본 선택, 기간 설정, 변수 정의 등에 대해 변화를 주는 강건

성 분석을 수행하고 결과의 일관성 여부를 확인함으로써 연구 결과의 신뢰성을 제고한다.

3. 연구의 의의

본 연구는 다음과 같은 학술적·정책적 의의를 갖는다.

학술적으로, 본 연구는 최저임금과 건강 간 관계에 대한 국제 학술 논의에 한국의 사례를 추가하여 기존 문헌에 기여한다. 대부분의 선행 연구가 미국과 영국 사례에 집중되어 있는 상황에서, 한국의 사례는 비교연구의 중요한 자료가 될 수 있다. 또한 2018년의 급격한 최저임금 인상 사례는 최저임금의 효과를 식별하는 데 유리한 환경을 제공한다.

방법론적으로, 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS)의 종단 자료를 활용하여 개인 고정효과 모형을 적용함으로써 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제한다. 이는 횡단면 자료를 사용한 연구들에 비해 내생성 문제를 완화하고 인과관계 식별의 타당성을 높인다. 또한 사건연구 분석을 통해 평행추세 가정의 타당성을 검증하고 정책 효과의 동적 패턴을 명확히 제시한다.

정책적으로, 본 연구는 최저임금 정책이 단순히 노동시장 지표뿐만 아니라 근로자의 건강에도 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 만약 최저임금 인상이 건강을 개선하는 것으로 확인된다면, 이는 정책의 편익을 평가할 때 건강 효과도 고려해야 함을 시사한다. 반대로 부정적 효과가 발견된다면 보완 정책의 필요성을 제기할 수 있다. 특히 한국은 향후에도 최저임금 정책을 둘러싼 논쟁이 지속될 것으로 예상되므로, 증거 기반 정책 결정을 위한 실증적 기초를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 최저임금과 건강 간의 관계에 대한 선행 연구를 체계적으로 검토하고, 제3절에서는 한국의 최저임금제도와 최저임금 수준의 변화를 논의한다. 제4절에서는 연구 방법론으로서 이중차분법과 사건연구 분석을 설명하고, 분석에 사용된 한국노동패널 자료와 주요 변수들을 소개한다. 제5절에서는 실증분석 결과를 제시하며, 주관적 건강, 건강 행동에 대한 추정 결과와 강건성 분석, 사건연구 분석 결과를 보고한다. 마지막으로 제6절에서는 연구 결과를 종합하고 정책적 함의와 후속

연구 방향을 논의한다.

제2절 선행 연구

최저임금 인상이 근로자의 건강에 미치는 영향에 대한 학술적 관심은 2010년대 중반 이후 급격히 증가했다. 전통적으로 최저임금 정책의 효과는 고용, 임금, 불평등, 빈곤 등 노동시장에 미치는 영향을 분석하는 데 주로 초점을 맞추어 왔다. 그러나 최근에는 공중보건학적 관점에서 소득이 건강의 사회적 결정요인으로 작용한다는 인식이 확산되면서 관련 실증연구가 본격적으로 축적되고 있다. 본 절에서는 최저임금 인상과 건강 간의 관계를 다룬 주요 연구를 체계적으로 검토한다.

1. 최저임금과 주관적 건강

최저임금이 근로자의 주관적 건강(self-reported health)에 미치는 영향에 관한 실증연구는 2000년대 이후 유럽과 북미를 중심으로 축적되어 왔다. 연구 결과는 국가별 제도적 맥락, 분석 시기, 식별 전략에 따라 다소 상이하지만, 최저임금 인상이 저임금 근로자의 소득 증가와 재정 스트레스 완화를 통해 주관적 건강을 개선한다는 증거가 존재한다.

유럽에서는 국가 간 최저임금 제도의 차이와 시간적 변이를 활용한 패널 분석이 활발히 진행되었다. Lebihan(2023)은 유럽 국가들을 대상으로 최저임금이 근로자의 주관적 건강, 소득 안정성, 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석했다. 연구 결과, 최저임금 인상은 주관적 건강을 유의하게 개선시켰으며, 이러한 효과는 여성, 저학력자, 기혼자 등의 집단에서 더욱 두드러지게 나타났다. 특히 최저임금 인상이 단순히 건강 개선에 그치지 않고 삶의 만족도와 행복감까지 동반 상승시킨다는 점에서, 임금정책이 포괄적인 삶의 질 증진 효과를 가질 수 있음을 시사한다.

Horn et al.(2017)은 최저임금 인상이 남성의 자기보고 건강 악화를, 여성의 일반적 건강 악화 및 정신 건강 개선을 가져왔다고 보고한다.

최저임금 제도의 신규 도입이나 대규모 인상은 준실험적 연구설계의 이상적인 기회를 제공한다. 독일은 2015년 1월 통일 이후 처음으로 전국 단위 법정 최저임금(시간당 8.50유로)을 도입하였으며, 이는 약 15%의 근로자에게 직접적인 영향을 미쳤다. Hafner and Lochner(2022)는 독일 사회경제패널(SOEP)과 행정 고용자료를 연계하여 성향점수 매칭(propensity score matching)과 이중차분법을 결합하여 분석한 결과, 최저임금 영향권에 있던 저임금 근로자가 본인의 건강 상태를 ' 좋음 ' 혹은 ' 매우 좋음 ' 으로 응답한 비율이 약 4~7%p 상승하였음을 확인했다.

영국은 1999년 4월 국가최저임금제도(National Minimum Wage)를 도입했는데, 이 역시 최저임금의 효과를 분석하기에 적합한 자연실험적인 상황을 제공한다. Lenhart(2017)는 영국가계패널조사(BHPS)를 이용하여 최저임금 도입 전후 저임금 근로자의 건강 변화를 분석한 결과, 주관적 건강과 정신건강지표가 개선되었음을 보고했다. 그러나 Kronenberg et al.(2017)은 동일한 제도 도입을 대상으로 정신건강지표에 초점을 맞춘 분석에서 통계적으로 유의한 효과를 발견하지 못했다. 이러한 결과의 차이는 대조집단의 구성, 사전 추세(pre-trend)에 대한 통제, 실질임금 상승폭, 건강지표의 선택 등 분석설계의 세부 사항에 따라 추정 결과가 민감하게 변할 수 있음을 시사한다. Reeves et al.(2017)은 영국 국가최저임금제도 도입을 활용한 이중차분 분석을 통해, 최저임금 인상이 저임금 근로자의 정신건강을 개선하며 그 경로로 재정적 스트레스 완화가 중요할 수 있음을 보였다.

미국에서는 연방 최저임금 외에 주(state)별로 상이한 최저임금 수준과 인상 시기가 존재하여, 이를 활용한 준실험 연구가 다수 수행되었다. Andreyeva and Ukert(2018)는 1993년부터 2015년까지 주별 최저임금 인상이 성인의 주관적 건강과 건강 관련 삶의 질에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과, 최저임금 인상은 비만일 확률을 증가시키고 과일과 채소의 일일 섭취량을 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 일상 기능 제한을 경험한 일수는 감소하였으며, 의료 접근성에는 유의한 영향을 미치지 않았다. Narain and Zimmerman(2019)은 1993년부터 2014년까지 BRFSS 자료로 분석한 결과, 최저임금 인

상이 백인 여성의 건강에는 긍정적인 영향, 백인 남성에는 부정적인 영향, 그리고 라틴계 남성에는 혼합된 영향을 보인 것으로 나타났다.

한편 최근의 연구들은 효과의 이질성을 강조한다. Sigaud et al.(2022)는 2011년부터 2019년까지의 최저임금 인상에 초점을 맞춘 분석에서, 전반적으로는 건강 개선 효과가 관찰되지만 인구집단과 지역에 따라 효과가 상이하며, 일부 하위집단에서는 오히려 건강이 악화되는 패턴도 발견했다.

반면 최저임금 인상의 잠재적 부정적 효과도 고려되어야 한다. 고용 감소나 근로시간 축소가 발생할 경우 일부 근로자는 소득 감소를 경험할 수 있으며(Neumark and Wascher, 2007), 이는 건강 개선 효과를 상쇄할 가능성이 있다. 또한 최저임금 인상이 물가 상승으로 이어져 실질소득 증가가 제한되거나, 고용주가 복리후생을 축소하는 경우 순효과는 불명확해질 수 있다. 이러한 복합적 경로는 최저임금의 건강 효과가 맥락 의존적이며, 정책설계와 보완적 지원이 중요함을 시사한다.

선행 연구를 종합하면, 모든 연구들의 결과가 일관적이지는 않지만 최저임금 인상이나 도입이 저임금 근로자의 주관적 건강을 개선시킨다는 것을 보여주는 연구가 많은 것으로 판단된다. 유럽의 다국가 패널 연구와 독일의 제도 도입 연구는 비교적 일관되게 긍정적 효과를 보고한다(Lebihan, 2023; Hafner and Lochner, 2022). 그러나 인구학적 집단에 따라 최저임금의 건강에 대한 이질적 효과를 보고하는 연구들도 존재한다(Andreyeva and Ukert, 2018; Narain and Zimmerman, 2019; Sigaud et al., 2022).

2. 최저임금과 정신건강

최저임금의 도입 혹은 인상이 정신건강에 미치는 영향에 대한 연구 역시 활발하게 이루어지고 있다. Reeves et al.(2017)은 1999년 영국의 국가최저임금(National Minimum Wage: NMW) 도입을 자연 실험적인 상황으로 활용하여, 최저임금 도입이 저임금 근로자의 우울 및 불안 증상에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과, 최저임금 도입이 저임금 근로자의 우울 및 불안 증상을 유의하게 감소시켰으며 그 효과의 크기가 임상적으로 항우울제를 복용하는 것과 유사한 수준이라고 보고했다. 저자들은 임금 상승으로 경제적

· 재정적 스트레스가 완화되고 삶의 안정감이 높아져 정신건강이 개선된 것으로 해석했다. Kronenberg et al.(2017)은 동일한 영국의 최저임금 도입 사례를 이용해서 최저임금의 효과를 추정했는데, 최저임금 도입이 정신건강지표에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 이러한 불일치는 표본 구성, 정신건강 측정 도구, 분석 방법의 차이에서 기인할 수 있다. Kronenberg et al.(2017)은 소폭의 임금 인상만으로는 정신건강 개선에 한계가 있으며 고용안정이나 근로환경 등 비임금 요인도 중요하다고 지적한다.

최저임금 인상이 자살에 미치는 영향에 대한 연구들도 존재하는데, 비교적 일관된 분석 결과가 나타났다. Kaufman et al.(2020)은 1990~2015년까지 미국 50개 주 자료를 이용하여 분석한 결과, 주(state) 최저임금이 1달러 인상될 때 고졸 이하 성인의 자살률이 3% 이상 감소함을 발견했다. 특히 이 효과는 실업률이 높은 경기 침체에 더욱 크게 나타났다. 저자들은 추정 결과를 바탕으로 2009년 불황 직후 각 주의 최저임금이 1달러 더 올랐다면 약 13,800명의 자살을 예방할 수 있었을 것으로 추산했다. Dow et al.(2020)은 최저임금 10% 인상 시 저학력 성인의 비약물 관련 자살률이 약 2.7% 감소하였으며, 이는 근로장려세제(EITC) 확대 효과(3.0% 감소)와 유사한 규모라고 보고했다. 다만 약물 과다복용이나 알코올 관련 사망물에는 최저임금의 뚜렷한 효과가 관찰되지 않았다.

3. 최저임금과 건강 행태

건강 행태 영역에서는 최저임금이 흡연, 음주, 비만, 영양 등 다양한 지표에 대한 효과가 분석되었으나 결과는 일관되지 않는다. 흡연의 경우 Lenhart (2017)에서는 영국에서 최저임금 도입 후 저임금 근로자의 흡연 확률이 2.5%p 감소한 것으로 나타난다. 그러나 Horn et al.(2017)은 메커니즘 분석에서 남성의 흡연은 최저임금과 유의한 관련이 없었으나, 여성에서는 흡연 확률이 감소하는 결과를 보고했다.

Adams et al.(2012)는 최저임금 10% 인상이 청소년의 음주 관련 교통사고 사망을 약 7.8% 증가시켰다고 보고한다. 최저임금 인상으로 인한 추가 소득

이 일부 집단에서 음주 소비를 증가시킬 수 있음을 시사한다. 비만 및 체중에 대한 최저임금의 효과는 연구에 따라 혼재되어 있다. Meltzer and Chen (2011)은 실질 최저임금 상승이 평균 BMI 감소와 유의하게 연관됨을 보고한 반면, Andreyeva and Ukert(2018)은 비만 확률 증가를 보고한다.

Buszkiewicz et al.(2021)은 2008~2015년 미국 성인을 대상으로 NHIS 자료와 삼중차분 분석을 활용하여 최저임금과 성인 건강의 연관성을 분석하였다. 분석 결과, 현재 최저임금은 대부분의 신체 건강지표와 유의한 관련이 없었으나, 2년 시차의 최저임금 인상은 저학력 성인에서 비만 가능성과 체질량지수(BMI) 증가와 유의하게 연관되었다. 이러한 연관성은 특히 남성, 비백인·히스패닉, 청년층 등 일부 하위집단에서 두드러졌으며, 전반적으로 최저임금 인상의 신체 건강 효과는 집단과 시점에 따라 이질적임을 시사한다.

4. 최저임금과 영유아 건강

영유아 건강 영역에서는 최저임금 인상의 긍정적 효과가 비교적 일관되게 보고되고 있다. Komro et al.(2016)은 미국 50개 주의 자료를 이용한 이중차분 분석에서, 주 최저임금이 연방 최저임금보다 1달러 높아질 때 저체중 출생 비율이 약 1~2% 감소하고, 신생아기 이후 영아사망이 약 4% 감소함을 보고하였다. 또한 2014년 기준 모든 주의 최저임금이 1달러 더 높았다면, 저체중 출생 약 2,790건과 신생아기 이후 영아사망 518건을 예방할 수 있었을 것으로 추산했다. Wehby et al.(2020)은 미국 Vital Statistics 출생자료(1989~2012)를 이용한 이중차분 분석에서, 최저임금 1달러 인상이 저학력 산모의 출생아 체중을 소폭 증가시키는 결과를 보고한다.

생애 초기 건강의 장기적 영향에 주목한 Wehby et al.(2022)은 최저임금 노출 시점을 임신기, 0~5세, 이후 시기로 구분해 분석한 결과, 아동기 전반의 최저임금 수준이 아동의 주관적 건강 개선과 병·결석일 감소와 연관됨을 보고했다. 특히 효과의 상당 부분이 출생부터 5세 시기의 최저임금 노출에서 기인하는 것으로 나타나, 생애 초기 환경의 중요성을 시사한다.

최저임금과 건강 사이의 관계를 분석한 연구를 종합하면 최저임금 인상

의 건강 영향은 건강 영역과 인구집단에 따라 상이한 양상을 보인다. 영아 사망률 및 출생체중 개선(Komro et al., 2016; Wehby et al., 2020), 아동기 건강발달(Wehby et al., 2022), 자살률 감소(Dow et al., 2020; Kaufman et al., 2020) 등에서는 비교적 일관된 긍정적 효과가 보고되었다.

반면 성인 정신건강에서는 연구 간 불일치가 존재하며(Kronenberg et al., 2017; Reeves et al., 2017), 흡연·음주·비만·신체활동 등의 건강 행태 지표에서는 혼재된 결과가 나타났다(Andreyava and Ukert, 2018; Buszkiewicz et al., 2021; Horn et al., 2017).

다만 대부분의 연구가 미국과 영국 등 영미권 국가에 집중되어 있어 연구 결과의 일반화 가능성에는 한계가 있다. 특히 최저임금의 건강 효과는 국가별 노동시장 구조, 사회보장제도, 의료 접근성, 고용보호 수준 등 제도적 맥락에 따라 상이하게 나타날 수 있다는 점에서, 동아시아 국가들을 대상으로 한 실증연구의 필요성이 제기된다.

한국의 경우 최저임금 도입 이후 최저임금이 지속적으로 인상되어 왔으며, 특히 2018년과 2019년에는 각각 16.4%와 10.9%의 대폭 인상이 이루어졌다. 이러한 정책 변화는 최저임금의 건강 효과를 분석하기에 적합한 자연 실험적 상황을 제공한다. 그러나 한국을 대상으로 최저임금과 건강 간 관계를 실증적으로 분석한 연구는 여전히 제한적이다.

한국 노동시장은 영미권 국가와 구별되는 몇 가지 특징을 지닌다. 첫째, 비정규직 비율이 높고 정규직-비정규직 간 임금 격차가 크다. 둘째, 국민건강보험이라는 보편적 의료보장체계가 존재하지만 본인부담금 비율이 OECD 국가들에 비해 상대적으로 높은 편으로 저소득층의 의료접근성에 재정적 장벽이 존재할 수 있다. 이러한 맥락에서 최저임금 인상이 한국 근로자의 건강에 미치는 영향은 서구와는 다른 경로를 통해 나타날 가능성이 있다.

또한 한국은 고령화가 급속히 진행되고 있으며, 최저임금 영향권에 있는 근로자 중 중·고령 여성과 청년층의 비중이 높다는 특성이 있다. 이들 집단의 건강 취약성과 최저임금 정책의 상호작용에 대한 분석은 정책 설계에 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

제3절 제도적 배경 : 한국의 최저임금제도

1. 최저임금제도의 개요

한국의 최저임금제도는 1988년 「최저임금법」 제정과 함께 도입되었다. 이 제도는 근로자의 생활 안정과 노동력의 질적 향상을 목적으로 하며, 사용자에게 최저임금액 이상의 임금 지급을 의무화하고 있다. 도입 초기에는 제조업의 10인 이상 사업장에만 적용되었으나, 지속적으로 적용 범위가 확대되어 2000년 11월부터는 모든 사업장의 전체 근로자로 적용 범위가 확대되었다.

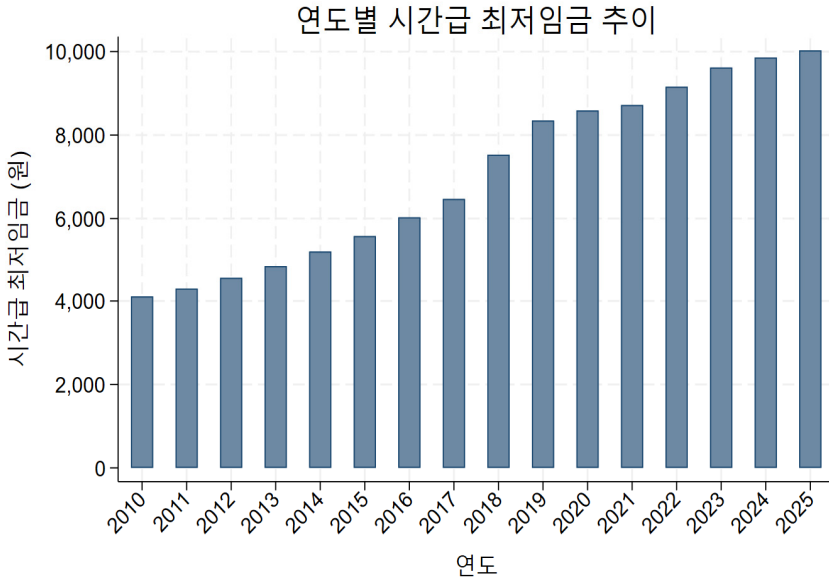
최저임금은 매년 최저임금위원회의 심의를 거쳐 결정된다. 최저임금위원회는 근로자위원, 사용자위원, 공익위원 각 9인으로 구성되며, 이들은 경제성장률, 물가상승률, 소득분배 개선, 노동생산성 등 다양한 경제지표를 고려하여 최저임금 수준을 결정한다.

한국의 최저임금은 전국 단일 최저임금 방식을 채택하고 있어, 지역이나 산업에 관계없이 모든 근로자에게 동일한 최저임금이 적용된다. 이는 미국과 같이 주별로 상이한 최저임금을 적용하는 국가들과 구별되는 특징이다.

2. 2010년 이후 최저임금의 변화

[그림 3-1]은 2010년부터 2025년까지 연도별 명목 최저임금을 보여준다. 2010년부터 2017년까지 최저임금이 완만하게 증가하다가, 2018년에 큰 폭의 증가가 있었다. 2018년의 증가보다는 작지만 2019년에도 최저임금이 해

[그림 3-1] 연도별 시간급 최저임금 : 2010~2025년

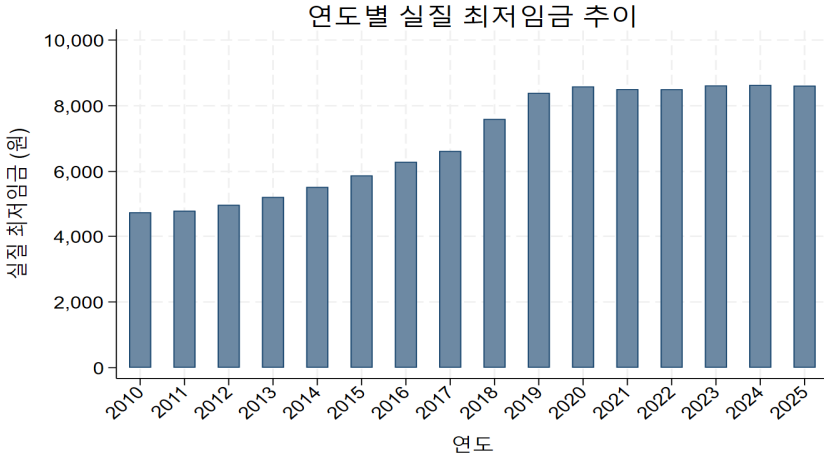


자료 : 최저임금위원회.

당 시기의 다른 연도들에 비해 크게 증가했다. 그러나 2019년 이후로는 최저임금의 증가 폭이 다시 감소했다. 2010년부터 2017년까지 최저임금은 연평균 약 309원 증가했다. 2018년에는 최저임금이 1,060원 증가했고, 2019년에는 최저임금이 820원 증가했다. 2020년부터 2025년까지는 연평균 280원 증가했다. 2018년과 2019년에 최저임금이 해당 시기의 다른 연도들에 비해 크게 증가했음을 확인할 수 있다.

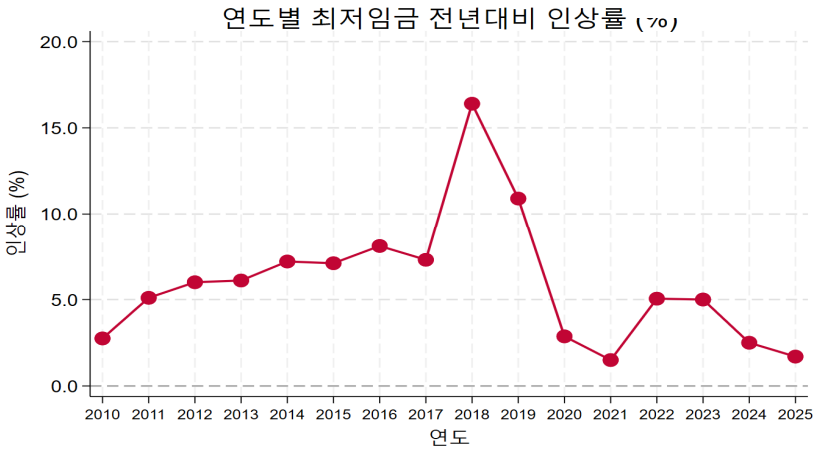
[그림 3-2]는 2010년부터 2025년까지 물가에 대해 조정한 실질 최저임금을 보여준다. 소비자물가지수를 바탕으로 실질가격으로 환산했으며, 기준 연도는 2020년이다. 실질임금으로 조정한 경우에도 2019년의 최저임금 증가 폭이 가장 컸음을 확인할 수 있다. 2010년부터 2017년까지 실질 최저임금은 연평균 약 199원 증가했다. 2018년에는 973원, 2019년에는 795원 상승했고, 2020년 연평균 약 36원 증가했다. 실질 최저임금도 2018년과 2019년의 최저임금 증가 폭이 해당 시기의 다른 연도들에 비해 현저히 컸음을 확인할 수 있다.

[그림 3-2] 연도별 실질 최저임금 : 2010~2025년



주: 2020년을 기준으로 소비자물가지수를 이용해서 실질가격으로 환산함.
 자료: 최저임금위원회.

[그림 3-3] 연도별 전년 대비 최저임금 인상률 : 2010~2025년

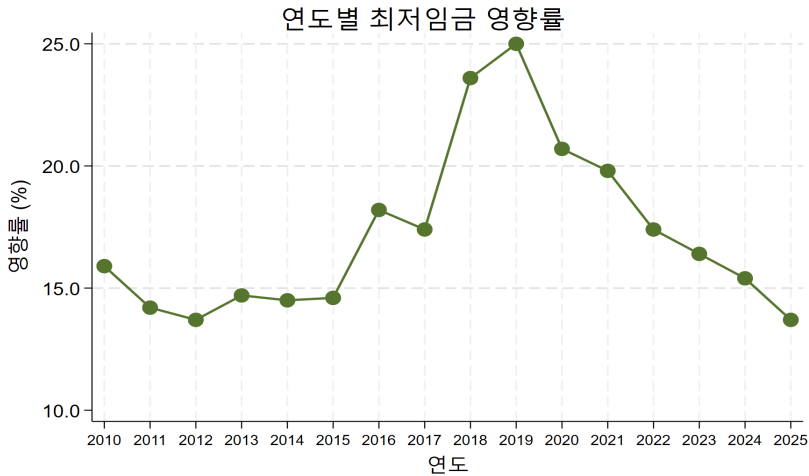


자료: 최저임금위원회.

[그림 3-3]은 연도별 전년 대비 최저임금 인상률을 보여준다. 2010년부터 2017년까지는 전년 대비 인상률의 평균이 6.2%였다.³⁾ 2018년은 16.4%, 2019년은 10.9%였다. 2020년부터 2025년까지는 연평균 3.1%였다. 2018년

3) 전년 대비 최저임금 인상률을 해당 기간에 대해 산술 평균한 값이다.

[그림 3-4] 연도별 최저임금 영향률 : 2010~2025년



자료 : 최저임금위원회.

의 최저임금 인상률은 2019년을 제외한 해당 기간의 다른 연도들에 비해 2.5배 이상 높았음을 확인할 수 있다.

[그림 3-4]는 연도별 최저임금 영향률을 나타낸다. 최저임금 영향률은 다음 연도에 적용될 최저임금에 따라 직접적으로 영향을 받게 되는 근로자의 비율로서, 다음 연도 최저임금보다 적은 임금을 받고 있는 근로자의 비율을 나타낸다. 2010년부터 2017년까지 최저임금 영향률의 평균은 15.4%였다. 2018년에는 23.6%, 2019년에는 25%였다. 2020년부터 2025년까지는 17.2%였다.

앞서 그림들에서 살펴본 대로 2018년은 다른 연도들에 비해 최저임금이 훨씬 크게 상승한 연도이다. 이 연구는 2018년의 최저임금 상승을 이용해서 최저임금이 건강에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구가 2018년 최저임금 증가를 정책 실험의 기회로 활용하는 데에는 여러 방법론적 장점이 있다.

첫째, 정책 변화의 크기와 예측 불가능성이다. 2018년 16.4% 인상은 이전 10여 년간의 안정적 인상 패턴(약 6%)에서 급격히 이탈한 것으로, 정책 충격(policy shock)에 해당한다. 이러한 급격한 변화는 2017년 5월 정부 교체와 함께 이루어진 예상치 못한 정책 전환의 결과였다. 2016년까지 최저임금 인상률은 비교적 안정적인 범위 내에 있었으나, 2018년 인상은 기존의 인상 수준에서 크게 벗어난 수준이었다. 이러한 예측 불가능성은 내생성

(endogeneity) 문제를 완화하는 데 중요하다. 만약 최저임금 인상이 점진적이고 예측가능했다면, 근로자와 기업이 사전에 적응 행동을 취할 수 있어 정책의 순수한 효과를 식별하기 어렵다. 그러나 2018년 급등은 이러한 사전 적응을 제한하여, 정책 변화의 인과적 효과를 보다 명확히 포착할 수 있게 할 수 있다.

둘째, 한국은 전국 단일 최저임금 체계를 운영하므로, 지역이나 산업에 관계없이 모든 근로자가 동일한 정책 변화에 노출된다. 이 경우에는 처치집단과 비교집단을 설정하는 것이 지역별로 최저임금 수준이 다른 경우에 비해 어려울 수 있다. 전국에 단일한 최저임금이 적용되는 경우에는 최초로 최저임금이 도입되는 사건 등 최저임금이 크게 변화하는 경우를 분석 대상으로 삼는 경우가 많다. 따라서 한국에 대한 연구에서는 2018년 급격한 최저임금 상승이 이러한 분석 방법을 적용하는 데 적절한 사건일 수 있다. 구체적으로, 2017년 시점에 시간당 임금이 2018년의 최저임금보다 낮았던 근로자들은 2018년 인상의 직접적인 영향을 받은 처치집단으로, 최저임금보다 높은 임금을 받던 근로자들은 비교집단으로 설정할 수 있다. 2018년 전후로 두 집단 간 건강 결과의 차이 변화를 비교함으로써 최저임금 인상의 효과를 식별할 수 있다.

셋째, 2018년은 최저임금 인상에 의해 영향을 받은 근로자 집단의 비율과 규모가 크다. [그림 3-3]에서 살펴본 바와 같이 2018년의 최저임금 인상은 상당한 비율의 근로자에게 영향을 미쳤다. 이는 미국 등 다른 국가의 소폭 최저임금 인상과 비교할 때 훨씬 많은 근로자가 영향을 받았음을 의미한다. 충분한 표본 크기는 통계적 검정력을 높이고, 하위집단 분석을 가능하게 하여 이질적 효과를 분석할 수 있게 한다.

결론적으로 2018년의 큰 폭의 최저임금 인상은 크기, 예측 불가능성, 명확성 측면에서 최저임금 인상의 인과 효과를 연구하기에 좋은 준실험적인 환경을 제공한다. 이전 10여 년간 6% 수준에서 안정적으로 유지되던 인상률이 2018년 16.4% 인상된 것은 통계적으로 유의미한 정책 충격을 구성하며, 이를 활용하여 최저임금 인상이 근로자의 건강에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 본 연구는 이러한 정책 실험을 활용하여, 최저임금 증가가 대상 근로자의 주관적 건강과 건강 행동에 미치는 영향을 분석한다.

제4절 연구 방법 및 자료

1. 이중차분법(Difference-in-Differences)

최저임금이 건강에 미치는 영향은 다음의 모형을 이용해서 추정한다.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + X_{i,t}\beta_2 + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

위의 식에서 $Y_{i,t}$ 는 종속변수로서 개인 i 의 연도 t 에서의 건강을 나타내는 지표이다. $Treat_i$ 는 처치집단을 나타내는 더미변수로서 2017년의 시간당 임금이 2018년의 최저임금인 7,530원보다 낮으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 이 변수가 0의 값을 갖는 통제집단은 2017년의 시간당 임금이 2018년의 최저임금인 7,530원과 같거나 높고 2018년 최저임금의 1.5배 시급인 11,295원보다는 낮은 사람들로 구성되어 있다. $Post_t$ 는 최저임금이 크게 인상된 2018년 혹은 그 이후이면 1, 2017년 혹은 그 이전이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. $X_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 특성을 나타내는 변수이다. γ_i 는 개인 고정효과를 나타내고, δ_t 는 연도 고정효과를 나타낸다. $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

2. 사건연구 분석(Event study analysis)

사건연구 분석(event study analysis)은 정책이나 제도의 시행이 시간에 따라 미치는 영향을 동적으로 추정할 수 있는 방법이다. 이중차분법을 활용해 인과효과를 식별하기 위해서는 가장 핵심적인 전제 조건으로, 만약 정책이 도입되지 않았다면 처치집단과 통제집단의 종속변수 추세가 유사했을 것이라는 ‘평행추세 가정(parallel trends assumption)’이 필요하다.

이 가정이 타당한지를 간접적으로 점검하는 일반적인 방식 중 하나가 바로 정책 시행 이전 시점에서 두 집단의 종속변수 변화를 비교하여 그 추세

가 서로 유사한지 살펴보는 것이다. 사건연구 분석은 이러한 사전 추세 검증 을 가능하게 하는 대표적인 기법으로, 처치집단과 통제집단의 정책 시행 전 기간 동안 종속변수의 변화를 계량적으로 비교함으로써 평행추세 가정의 성립 여부를 평가하는 데 널리 활용된다. 즉, 사건연구 분석은 정책 도입 효과의 시계열적 패턴을 살펴보는 동시에, 정책 이전 시점에서 두 집단 간의 시간적 움직임이 유사한지 확인하는 유용한 도구라 할 수 있다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \lambda_i + \delta_t + \sum_{\tau=0}^m \beta_{-\tau} D_{i,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^q \beta_{\tau} D_{i,t+\tau} + X_{i,t} \gamma + \epsilon_{i,t} \quad (3-2)$$

위의 식에서 $D_{i,t-\tau}$ 는 2018년 최저임금 인상에서 τ 년 이후의 처치집단을 나타내는 변수로, 처치집단에 속해 있으면서 $t-\tau$ 가 2018이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 따라서 $\beta_{-\tau}$ 는 최저임금 인상 시점($\tau=0$)부터 m 년 후까지 각 시점에서 최저임금 인상의 효과를 나타낸다. $D_{i,t+\tau}$ 는 2018년 최저임금 인상에서 τ 년 이전의 처치집단을 나타내는 변수로, 처치집단에 속해 있으면서 $t+\tau$ 가 2018이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 즉, β_{τ} 는 2018년 최저임금 인상 이전에 처치집단과 통제 집단의 차이를 나타내는 것으로 플라시보(placebo) 시험에 해당한다.

완전공선성 문제 때문에 사건연구(event study) 분석에서는 특정 시점을 기준으로 설정해야 한다. 본 연구에서는 정책 시행 1년 전을 기준 시점으로 삼았다. 따라서 이 시점의 계수는 추정되지 않으며, 다른 모든 시점의 추정치는 “정책 시행 1년 전의 처치집단과 통제집단 간 격차”에 비해 해당 시점에서의 두 집단 간 차이가 얼마나 변했는지를 보여주는 값으로 해석된다. 즉, 각 시점의 계수는 절대적인 효과가 아니라 정책 시행 전 1년을 기준으로 한 상대적 효과를 나타내며, 이를 통해 정책의 도입 전후에 처치집단과 비교집단의 격차가 어떻게 달라졌는지를 계량적으로 확인할 수 있다.

3. 자료

본 연구에서는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study; 이하 KLIPS) 자료를 이용하여 최저임금 인상이 개인의 건강에 미치

는 영향을 분석한다. KLIPS는 한국노동연구원에서 1998년부터 매년 실시하는 종단 패널 조사의 일환으로, 도시 가구 및 개인의 노동시장 활동, 소득, 지출, 교육, 직업 훈련, 사회 활동 등을 추적하는 데이터이다. 본 연구에서는 2010년부터 2019년까지의 10차년도 자료를 활용하며, 2018년의 최저임금 인상이 근로자의 주관적 건강과 건강 행동에 미치는 영향을 분석한다.

KLIPS는 개인들의 경제활동 상태, 임금, 근로 시간, 직업 특성 등의 고용 관련 정보, 건강에 대한 정보, 개인들의 다양한 사회경제적 특성에 대한 정보를 포함하고 있어 본 연구에 적합한 데이터이다. 특히 본 연구의 관심 변수인 건강 관련 문항이 지속적으로 조사되어 최저임금 인상이 건강에 미친 영향을 분석하는 데 적합하다.

분석 대상은 임금근로자 중 다음 조건을 만족하는 개인-연도 관측치로 제한했다. 첫째, 2010년에 19세 이상이고, 조사 기간에 연령이 65세 미만인 사람들로 제한했다. 둘째, 2018년에 시간당 임금 정보가 명확히 파악되는 임금근로자만을 포함했다. 셋째, 건강 상태에 대한 응답이 누락되지 않은 관측치만을 사용했다.

주관적 건강 상태는 KLIPS의 주관적 건강 상태 문항을 활용했다. 설문에서는 “본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?”라는 질문에 대해 5점 척도(1=아주 건강하지 못하다, 2=건강하지 못한 편이다, 3=보통이다, 4=건강한 편이다, 5=아주 건강하다)로 응답된 변수를 사용했다.⁴⁾ 본 연구에서는 이를 그대로 사용하는 서열형 변수 분석과 함께, 건강한 편이다(4점) 이상을 ‘건강함’으로 정의한 이분형 변수도 보조적으로 활용했다. 주관적 건강 상태는 객관적 건강지표와 높은 상관관계를 보이며, 사망률 등 장기적 건강 결과를 예측하는 유효한 지표로 알려져 있다.

건강 행동과 관련해서는 흡연 여부 및 흡연 강도, 음주 여부 및 음주 강도, 정기적 운동 여부 및 운동 강도와 관련된 변수들이 사용되었다.

다음으로 처치집단과 비교집단은 다음과 같이 구성했다. 각 개인의 2017년 시간당 임금이 2018년 최저임금보다 낮은 근로자들을 처치집단, 2017년 임금이 2018년 최저임금보다 높고 2018년 최저임금의 1.5배보다 낮은 근로

4) 실제 데이터에서는 숫자가 높아질수록 건강 상태가 좋지 못한 것으로 되어 있으나 추정 결과 해석의 일관성을 위해 이와 같이 변환했다.

자들을 비교집단으로 구성했다. 처치집단과 비교집단의 주관적 건강 상태와 건강 행동이 2018년 전후로 어떻게 변화했는지 분석하는 방식으로, 최저임금 인상의 효과를 분석한다.

통제변수들은 다음과 같다. 성별, 출생연도 더미, 혼인상태 더미, 교육수준 더미, 부모의 학력 더미, 출생지역 더미, 14세 때 거주지역 더미가 사용되었다. 개인 고정효과 모형을 통한 추정에서는 시간에 따라 변하지 않는 변수들은 제외하고, 시간에 따라 변할 수 있는 혼인상태 더미와 교육수준 더미 변수들이 통제되었다.

4. 기초통계량

〈표 3-1〉은 전체 표본, 최저임금 영향 근로자 집단(처리집단), 그리고 비교집단의 주요 변수에 대한 기초통계량을 제시한다.

〈표 3-1〉 기초통계량

변수	전체	비교집단	처리집단
성별(남성=1)	0.373 (0.484)	0.418 (0.493)	0.294 (0.456)
연령	46.1 (10.5)	44.3 (10.5)	49.2 (9.8)
시간당 임금	8,102.3 (1,860.5)	9,234.3 (1,076.7)	6,111.1 (1,136.0)
학력 (전문대졸 이상=1)	0.387 (0.487)	0.467 (0.499)	0.246 (0.431)
아버지 학력 (전문대졸 이상=1)	0.105 (0.307)	0.101 (0.302)	0.112 (0.315)
어머니 학력 (전문대졸 이상=1)	0.013 (0.115)	0.017 (0.129)	0.007 (0.084)
혼인 상태 (유배우=1)	0.67 (0.470)	0.668 (0.471)	0.674 (0.469)
관측치	1,752	1,117	635

주: 괄호 밖의 숫자는 평균, 괄호 안은 표준편차.
자료: 「한국노동패널」.

비교집단은 2017년 시간당 임금이 2018년 최저임금보다 높고 2018년 최저임금의 1.5배보다 낮은 근로자 집단을 나타낸다. 남성의 비율은 비교집단에서 41.8%, 처치집단에서 29.4%로 여성의 임금이 남성의 임금보다 전반적으로 낮은 상황을 반영한다. 비교집단의 평균 연령은 44.3세, 처치집단은 49.2세로 처치집단의 평균 연령이 많다. 시간당 임금의 평균은 비교집단에서 약 9,234원, 처치집단에서 6,111원이었다. 전문대졸 이상 비율도 비교집단은 46.7%, 처치집단은 24.6%로 비교집단의 학력 수준이 높다. 아버지의 학력이 전문대졸 이상인 비율은 비교집단에서 10.1%, 처치집단에서 11.2%이다. 어머니의 학력이 전문대졸 이상인 비율은 비교집단에서 1.7%, 처치집단에서 0.7%이다. 현재 배우자가 있는 비율은 비교집단에서 66.8%, 처치집단에서 67.4%로 유사하다.

제5절 분석 결과

1. 이중차분법을 이용한 추정 결과

〈표 3-2〉는 주관적 건강에 대한 추정 결과를 나타낸다. 열 (1)은 설명변수와 개인 고정효과가 포함되지 않은 모형, 열 (2)는 설명변수만 포함되고 개인 고정효과는 포함되지 않은 모형, 열 (3)은 개인 고정효과만 포함되고 설명변수는 포함되지 않은 모형, 열 (4)는 개인 고정효과와 설명변수가 모두 포함된 모형에 대한 추정 결과를 나타낸다.

최저임금 인상의 효과에 대한 추정치는 0.062에서 0.069로 모형에 따라 크게 달라지지 않는다. 즉, 추정치가 설명변수와 개인 고정효과의 포함 여부에 의해 크게 영향을 받지 않는다. 이는 추정 결과가 모형 설정에 대해 안정적인 시사하며, 최저임금 인상 효과가 관찰되지 않는 개인 특성이나 시간에 따라 변하지 않는 요인들에 의해 편의되지 않았음을 의미한다. 추정 결과는 2018년 최저임금 인상 이후 처치집단(2017년의 시간당 임금이 2018년의 최저임금보다 낮았던 집단)에서 비교집단(2017년의 시간당 임금이 2018

〈표 3-2〉 주관적 건강에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Post_t$	0.069*** (0.022)	0.063*** (0.022)	0.062*** (0.021)	0.065*** (0.021)
$Treat_i$	-0.125*** (0.019)	-0.055*** (0.018)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주 : 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음.

자료 : 「한국노동패널」.

년의 최저임금보다 높고 2018년의 최저임금의 1.5배보다는 낮았던 집단)에 비해 스스로 건강하다고 응답한 사람의 비율이 6.2~6.9%p 증가했다는 것을 의미한다. 추정치들은 모두 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 열 (1)의 $Treat_i$ 의 계수에 대한 추정치는 처치집단은 비교집단에 비해 주관적 건강이 좋다고 응답하는 비율이 12.5%p 적다는 것을 보여주고, 열 (2)에서는 5.5%p 적은 것으로 나타난다.

앞서 설명한 바와 같이 주관적 건강은 1에서 5의 값을 갖는다. 위의 분석에서는 스스로 아주 건강하거나 건강한 편이라고 응답하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수를 종속변수로 사용해서 분석했다. 이러한 이분법적 접근은 해석의 용이성을 제공하지만, 건강 상태의 미묘한 변화나 등급 간 이동에 대한 정보를 충분히 활용하지 못할 수 있다. 이러한 분석에 더해 주관적 건강에 대한 변수에 담긴 모든 정보를 활용하기 위해 순서형 로짓 모형을 이용해서 분석한다.

〈표 3-3〉은 순서형 로짓 모형을 이용한 추정 결과를 나타내며, 2018년 최저임금 인상으로 처치집단에 있는 근로자들의 주관적 건강이 좋아진 것으로 일관되게 나타난다. 추정치들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 3-3〉 주관적 건강에 미친 영향 : 순서형 로짓

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Post_t$	0.284*** (0.090)	0.282*** (0.096)	0.384*** (0.129)	0.404*** (0.129)
$Treat_i$	-0.517*** (0.019)	-0.242*** (0.018)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주 : 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음.

자료 : 「한국노동패널」.

순서형 로짓 모형은 주관적 건강 상태에 대한 응답의 서열적 특성을 고려하여, 각 건강 수준 간의 전환 확률을 보다 정교하게 추정할 수 있다는 장점이 있다.

최저임금 인상에 따른 주관적 건강의 변화를 보다 자세히 살펴보기 위해, 2018년 최저임금 인상 이후 주관적 건강의 각 상태의 응답 확률이 어떻게 변화했는지 분석했다(표 3-4). 이러한 세부 분석을 통해 건강 개선이 어떤 경로를 통해 이루어졌는지, 그리고 어떤 건강 상태에서 가장 큰 변화가 발생했는지를 파악할 수 있다.

응답 확률이 통계적으로 유의한 수준에서 변화한 것은 ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’의 항목이다. 비교집단 대비 처치집단에서 2018년 최저임금 인상 이후 ‘건강한 편이다’라고 응답할 확률은 6.0~6.6%p 증가했다. 반면에 ‘보통이다’라고 응답할 확률은 3.8~4.2%p 감소했으며, ‘건강하지 않은 편이다’라고 응답할 확률은 2.3~2.7%p 감소했다. 즉, 주관적 건강 상태가 개선된 경우 대부분 건강 상태가 ‘보통이다’ 혹은 ‘건강하지 않은 편이다’에서 ‘건강한 편이다’로 개선된 것임을 확인할 수 있다. 특히 ‘아주 건강하다’와 ‘건강이 아주 안 좋다’의 극단적 범주에서는 통계적으

〈표 3-4〉 주관적 건강에 미친 영향 : 주관적 건강의 각 항목에 대한 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)
아주 건강하다	0.004 (0.008)	0.004 (0.008)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)
건강한 편이다	0.066*** (0.023)	0.060*** (0.022)	0.060*** (0.022)	0.064*** (0.022)
보통이다	-0.042* (0.022)	-0.040* (0.022)	-0.038* (0.021)	-0.041* (0.021)
건강하지 않은 편이다	-0.027** (0.013)	-0.023* (0.013)	-0.025** (0.011)	-0.025** (0.011)
건강이 아주 안 좋다	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음.

자료: 「한국노동패널」.

로 유의한 변화가 관찰되지 않았는데, 이는 최저임금 인상의 효과가 주로 중간 건강 상태 범주에서 발생했음을 의미한다. 이러한 패턴은 최저임금 인상이 건강 상태의 극적인 변화보다는 점진적이고 실질적인 개선을 가져왔음을 시사한다.

〈표 3-5〉는 보통 사람과 비교한 상대적 건강에 대한 추정 결과를 나타낸다.

2018년 최저임금 인상 이후 처지집단에서 비교집단에 비해 자신의 건강이 보통 사람에 비해 더 건강하다고 응답한 사람의 비율이 7.7~8.7%p 더 증가했다. 추정치들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 주목할 점은 상대적 건강에 대한 효과가 절대적 주관적 건강(6.2~6.9%p)보다 약간 더 크게 나타났다는 것이다. 이는 최저임금 인상이 근로자들의 건강 자체뿐만 아니라 사회적 비교를 통한 건강 인식에도 긍정적 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

〈표 3-5〉 보통 사람과 비교한 주관적 건강에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Post_t$	0.087*** (0.022)	0.084*** (0.022)	0.077*** (0.021)	0.078*** (0.021)
$Treat_i$	-0.089*** (0.019)	-0.043** (0.018)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

- 주: 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.
 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.
 3. 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음.

자료 : 「한국노동패널」.

〈표 3-6〉 주관적 건강(상대)에 미친 영향 : 순서형 로짓

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Post_t$	0.357*** (0.092)	0.372*** (0.098)	0.483*** (0.136)	0.486*** (0.137)
$Treat_i$	-0.366*** (0.078)	-0.190** (0.079)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

- 주: 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.
 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.
 3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음.

자료 : 「한국노동패널」.

보통 사람과 비교한 주관적 건강에 대한 변수에 대해서도 순서형 로짓 모형을 이용해서 분석한 결과는 〈표 3-6〉에 제시되어 있다. 2018년 최저임금

인상으로 처치집단에 있는 근로자들이 보통 사람 대비 건강 상태에 대해 더 긍정적으로 응답할 확률이 증가했다. 추정치들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

최저임금 인상에 따른 보통 사람과 비교한 주관적 건강의 변화를 보다 자세히 살펴보기 위해, 2018년 최저임금 인상 이후 주관적 건강의 각 상태의 응답 확률이 어떻게 변화했는지 분석했다. 추정 결과는 <표 3-7>에 제시되었다.

응답 확률이 통계적으로 유의한 수준에서 변화한 것은 ‘건강한 편이다’와 ‘보통이다’의 항목이다. 비교집단 대비 처치집단에서 2018년 최저임금 인상 이후 ‘건강한 편이다’라고 응답할 확률은 7.5~8.3%p 증가했다. 반면에 ‘보통이다’라고 응답할 확률은 9.0~9.9%p 감소했다. 즉, 주관적 건강 상태가 개선

<표 3-7> 보통 사람과 비교한 주관적 건강의 각 항목에 대한 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
아주 건강하다	0.004 (0.006)	0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)
건강한 편이다	0.083*** (0.022)	0.080*** (0.022)	0.075*** (0.021)	0.076*** (0.021)
보통이다	-0.099*** (0.024)	-0.099*** (0.024)	-0.090*** (0.023)	-0.092*** (0.023)
건강하지 않은 편이다	0.012 (0.015)	0.015 (0.014)	0.013 (0.012)	0.013 (0.012)
건강이 아주 안 좋다	0.001 (0.002)	0.0003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음.

자료: 「한국노동패널」.

〈표 3-8〉 최저임금 인상이 흡연에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : 흡연 여부				
$Treat_i \times Post_t$	0.017 (0.013)	0.021* (0.011)	0.017* (0.009)	0.016* (0.009)
$Treat_i$	-0.071*** (0.021)	-0.011 (0.015)		
Panel B : 흡연 강도 1				
$Treat_i \times Post_t$	-0.002 (0.012)	0.0002 (0.012)	-0.002 (0.010)	-0.003 (0.010)
$Treat_i$	-0.055*** (0.019)	-0.014 (0.014)		
Panel C : 흡연 강도 2				
$Treat_i \times Post_t$	-0.004 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)
$Treat_i$	-0.028** (0.011)	-0.021** (0.010)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주 : 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 터미가 포함되었음.

자료 : 「한국노동패널」.

된 경우 대부분 건강 상태가 '보통이다'에서 '건강한 편이다'로 개선된 것임을 확인할 수 있다.

〈표 3-8〉에는 흡연에 대한 추정 결과가 제시되어 있다. Panel A는 흡연 여부에 대한 추정 결과이며, Panel B와 Panel C는 흡연 강도에 대한 추정 결과이다. 흡연 강도는 흡연 여부보다 건강에 더 직접적인 영향을 미치는 지표로, 최저임금 인상이 기존 흡연자들의 흡연 행태에 미친 영향을 파악할 수 있게 한다. Panel B는 하루 평균 흡연량이 10개피 이상이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 종속변수에 대한 추정 결과이고, Panel C는 하루 평균 흡

연량이 20개피 이상이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 종속변수에 대한 추정 결과를 보여준다.

흡연 여부에 대한 추정 결과를 보면(〈표 3-8〉의 Panel A), 추정치는 0.016~0.021로, 2018년 최저임금 인상 이후에 처치집단의 흡연율이 비교집단에 비해 1.6~2.1%p 증가했다는 것을 의미한다. 열 (2)에서 열 (4)의 결과는 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 흡연 여부가 아닌 흡연 강도의 변화를 살펴본 결과는(〈표 3-8〉의 Panel B, Panel C) 모형에 관계없이 추정치의 절대적인 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않다. 요컨대, 3개의 종속 변수를 사용하여 분석한 결과, 최저임금 인상이 흡연에 영향을 미친다는 뚜렷한 증거를 발견할 수 없었다.

〈표 3-9〉는 음주에 대한 추정 결과를 보여준다. Panel A는 음주 여부에 대한 추정 결과이며, Panel B는 음주 강도에 대한 추정 결과이다. 음주 강도는 주 1회 이상 음주를 하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

〈표 3-9〉 최저임금 인상이 음주에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : 음주 여부				
$Treat_i \times Post_t$	-0.006 (0.019)	-0.012 (0.018)	-0.015 (0.016)	-0.016 (0.016)
$Treat_i$	-0.117*** (0.023)	-0.068*** (0.022)		
Panel B : 음주 강도				
$Treat_i \times Post_t$	0.010 (0.017)	0.018 (0.017)	0.010 (0.016)	0.008 (0.016)
$Treat_i$	-0.073*** (0.018)	-0.040** (0.016)		
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

- 주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.
- 2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.
- 3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음.

자료: 「한국노동패널」.

음주 여부에 대한 분석 결과(Panel A), 추정치들의 절대적인 크기가 작고, 모두 통계적으로 유의하지 않다. 이는 최저임금 인상이 근로자들의 음주 여부에 대한 결정, 즉 음주를 하는지 안 하는지의 선택에는 별다른 영향을 미치지 않았음을 의미한다. <표 3-9>의 Panel B는 음주 강도에 대한 추정 결과를 나타내는데, 음주 빈도는 건강에 중요한 위험 요인이므로, 소득 변화가 음주 패턴에 미치는 영향을 파악하는 것은 정책적으로 중요한 의미를 갖는다. 추정 결과, 최저임금 인상은 음주 빈도에도 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 흡연과 마찬가지로 음주 행태 역시 단기간의 소득 변화에 대해 비교적 비탄력적임을 시사한다.

<표 3-10>은 최저임금 인상이 운동에 미치는 영향을 추정한 결과를 나타낸다.

<표 3-10> 최저임금 인상이 운동에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : 운동 여부				
$Treat_i \times Post_t$	-0.010 (0.021)	-0.007 (0.021)	-0.003 (0.021)	-0.004 (0.021)
$Treat_i$	-0.020 (0.016)	-0.022 (0.015)		
Panel B : 정기적 운동 여부				
$Treat_i \times Post_t$	-0.019 (0.019)	-0.017 (0.019)	-0.013 (0.019)	-0.015 (0.019)
$Treat_i$	-0.005 (0.015)	-0.007 (0.014)		
Panel C : 월평균 운동 횟수				
$Treat_i \times Post_t$	-0.383 (0.338)	-0.306 (0.336)	-0.236 (0.333)	-0.241 (0.330)
$Treat_i$	0.025 (0.274)	-0.061 (0.254)		
관측치 수	17,079	17,079	17,079	17,079
개인 수			1,911	1,911

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열(2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음. 열(4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음.

자료: 「한국노동패널」.

〈표 3-10〉의 Panel A는 운동 여부에 미친 영향에 대한 분석 결과를 보여주며, 건강 유지를 위해 운동을 하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 종속 변수에 대해 최저임금 인상의 영향을 추정하였다. 분석 결과, 추정 모형에 관계없이 추정치는 음의 값을 갖지만, 추정치의 절대적인 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 운동은 건강 증진에 가장 직접적으로 기여하는 행동 중 하나임에도 불구하고, 최저임금 인상이 운동 참여에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 저임금 근로자들의 경우 소득이 증가하더라도 시간 제약이나 근무 환경 등의 요인으로 인해 운동 행동을 증가시키기 어려웠을 가능성을 시사한다.

〈표 3-10〉의 Panel B는 운동의 빈도를 반영하기 위해 정기적 운동 여부에 대해 분석한 결과를 담고 있다. 규칙적으로 운동을 하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 종속변수에 대해 추정한 결과이다. 추정치들은 모두 음의 값을 갖지만, 통계적으로 유의한 추정치는 없었다. 정기적 운동은 단순 운동 참여보다 더 높은 수준의 건강 관리 행동을 의미하는데, 이에 대해서도 유의한 효과가 발견되지 않았다.

〈표 3-10〉의 Panel C는 운동 빈도의 다른 변수로 월평균 운동 횟수에 대한 추정 결과를 나타낸다. 추정치들은 모두 음의 값을 갖지만, 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타난다. 연속 변수를 사용한 분석에서도 일관되게 유의하지 않은 결과가 나타난 것은 최저임금 인상이 운동 행태에 미치는 영향이 실제로 제한적임을 뒷받침한다.

종합하면, 최저임금 인상은 주관적 건강 인식에는 유의하고 긍정적인 영향을 미쳤으나, 흡연, 음주, 운동과 같은 구체적인 건강 행동에는 뚜렷한 변화를 가져오지 않은 것으로 나타났다. 이는 주관적 건강 개선이 건강 행동의 변화보다는 경제적 안정감 증대, 스트레스 감소, 생활 여건 개선 등의 경로를 통해 이루어졌을 가능성을 시사한다.

2. 강건성 분석

다음으로 몇 가지 강건성 분석을 수행했다. 강건성 분석은 주요 분석 결과가 표본 선택, 기간 설정, 변수 정의 등의 분석적 선택에 민감하지 않음을

확인하기 위한 것이다. 주관적 건강에 대해서만 결과를 보고한다. 주관적 건강에 초점을 맞춘 이유는 이것이 본 연구에서 가장 일관되고 강한 효과를 보인 종속변수이기 때문이다.

〈표 3-11〉의 Panel A는 처치집단에서 2017년의 시간당 임금이 최저임금보다 낮은 임금을 받는 근로자 중에서 최저임금의 50% 미만의 임금을 받던 근로자를 제외하고 추정된 결과를 보여준다. 최저임금의 50% 미만을 받는 근로자들은 측정오차나 최저임금을 준수하지 않은 사업장에서 일하는 근로자일 수 있어, 이들은 제외한 표본에 대해서도 추정했다. 원표본에 비해 추정치의 크기가 약간 더 작아졌지만, 2018년 최저임금의 인상은 비교집단에 비해 처치집단에서 건강이 좋다고 응답할 확률을 증가시켰다. 이는 2017년에 매우 낮은 임금을 받던 근로자들을 제외하더라도 결과가 강건함을 확인할 수 있다.

〈표 3-11〉 강건성 분석 : 최저임금 인상이 주관적 건강에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : 제한적인 처치집단으로 구성				
$Treat_i \times Post_t$	0.066*** (0.024)	0.057** (0.023)	0.057** (0.023)	0.059*** (0.023)
$Treat_i$	-0.130*** (0.020)	-0.055*** (0.019)		
Panel B : 2019년을 제외한 분석				
$Treat_i \times Post_t$	0.074*** (0.026)	0.068*** (0.026)	0.074*** (0.026)	0.076*** (0.025)
$Treat_i$	-0.125*** (0.019)	-0.054*** (0.018)		
Panel C : 임금 인상 압력 크기를 반영한 변수를 이용한 추정				
$Gap_i \times Post_t$	0.020*** (0.006)	0.019*** (0.006)	0.017*** (0.006)	0.018*** (0.006)
Gap_i	-0.034*** (0.005)	-0.016*** (0.005)		
설명변수	N	Y	N	Y
개인 고정효과	N	N	Y	Y

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

3) 열 (2)의 설명변수에는 성별, 출생 연도, 출생 지역(시도), 14세 때 거주지역(시도), 혼인상태, 교육 수준, 아버지의 교육 수준, 어머니의 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음. 열 (4)의 설명변수에는 혼인상태, 교육 수준, 연도 더미가 포함되었음.

자료: 「한국노동패널」.

다음으로 2019년을 제외하고 표본 기간을 2018년까지로 제한한 표본에 대한 분석 결과이다. 2019년을 제외한 이유는 2019년에도 최저임금이 추가로 인상되었기 때문에, 2018년 인상 효과만을 순수하게 분리하기 위함이다. <표 3-11>의 Panle B에 결과가 제시되어 있는데, 원표본에 비해 추정치의 크기가 더 크고, 모든 추정치들이 통계적으로 유의하다. 이후 사건연구 분석에서 살펴보겠지만, 이는 주관적 건강이 좋다고 응답한 비율의 증가가 2019년보다 2018년에 더 컸기 때문이다.

마지막으로 최저임금 인상의 영향 정도를 처치 변수에 반영시키기 위해 2018년 최저임금과 2017년 임금의 차이를 변수로 만들어 추정했다. 이러한 접근법은 처치 강도(treatment intensity)를 고려한 분석으로, 이분법적 처치 변수 대신 연속적인 처치 변수를 사용함으로써 최저임금 인상의 용량-반응 관계(dose-response relationship)를 파악할 수 있다. <표 3-11> Panle C의 Gap_i 은 2018년 최저임금에서 2017년의 시간당 임금을 차감한 값이다. $Gap_i \times Post_t$ 은 이 차감한 값과 2018년과 그 이후를 나타내는 더미변수의 교호항이다. 이 교호항에 대한 계수 추정치는 모두 양의 값을 갖는다. 이는 2017년의 시간당 임금이 2018년 최저임금보다 더 작을수록 2018년 최저임금 인상 이후 주관적 건강이 좋다고 응답할 확률이 더 크게 증가했다는 것을 의미한다. 따라서 최저임금 인상으로 임금의 증가 압력이 더 큰 사람들의 주관적 건강이 더 크게 개선되었다. 추정치가 모두 1% 수준에서 유의하다는 점은 최저임금 인상 효과와 건강 개선 사이에 명확한 용량-반응 관계가 존재함을 보여준다. 즉, 최저임금 인상으로 인한 임금 상승 폭이 클수록 건강 개선 효과도 비례적으로 커졌다는 것이다.

반면에 Gap_i 의 계수에 대한 추정치는 음의 값을 갖는 것으로 추정되었는데, 이는 2017년 시간당 임금이 낮았던 사람들이 표본 기간에 평균적으로 더 낮은 주관적 건강 상태를 가졌다는 것을 의미한다.

전반적으로 강건성 분석 결과들은 주요 분석에서 발견된 최저임금 인상의 긍정적 건강 효과가 다양한 표본 구성과 모형 설정에서도 일관되게 나타남을 보여준다. 이는 본 연구의 핵심 발견이 분석적 선택에 의존하지 않는 강건한 결과임을 뒷받침한다.

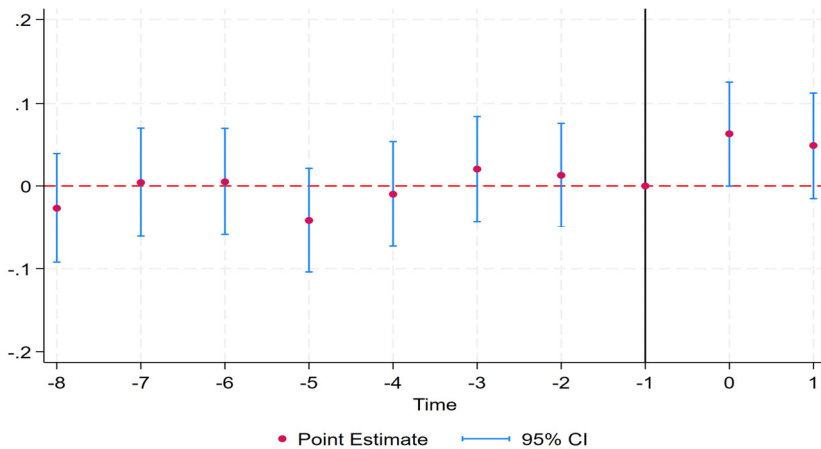
3. 사건연구 분석

사건연구 분석(event study)은 이중차분법의 핵심 가정인 평행추세 가정(parallel trends assumption)을 검증하고, 정책 효과의 동적 패턴을 파악하는 데 유용한 방법이다. 이 분석을 통해 최저임금 인상 이전에 처치집단과 비교집단이 유사한 추세를 보였는지 확인하고, 정책 시행 이후 효과가 시간에 따라 어떻게 변화하는지 관찰할 수 있다.

[그림 3-5]는 주관적 건강 상태에 대한 2018년 최저임금 인상의 영향을 사건연구 분석 방법으로 추정된 결과를 나타낸다. 기준점인 2017년과 비교하여 2017년 이전에는 처치집단과 비교집단의 주관적 건강 상태에 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 그러나 2018년에는 2017년에 비해 처치집단에서 비교집단에 비해 스스로 건강하다고 응답한 사람의 비율이 증가했다. 2019년에도 2018년보다는 약간 낮아졌지만 역시 2017년에 비해서는 처치집단에서 비교집단에 비해 건강하다고 응답한 비율이 증가했다.

[그림 3-5]의 결과는 이중차분법을 통해 추정된 결과가 최저임금 인상 이전에 나타난 변화에 의한 것이 아닌 2018년 최저임금 인상에 의한 결과일

[그림 3-5] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 주관적 건강



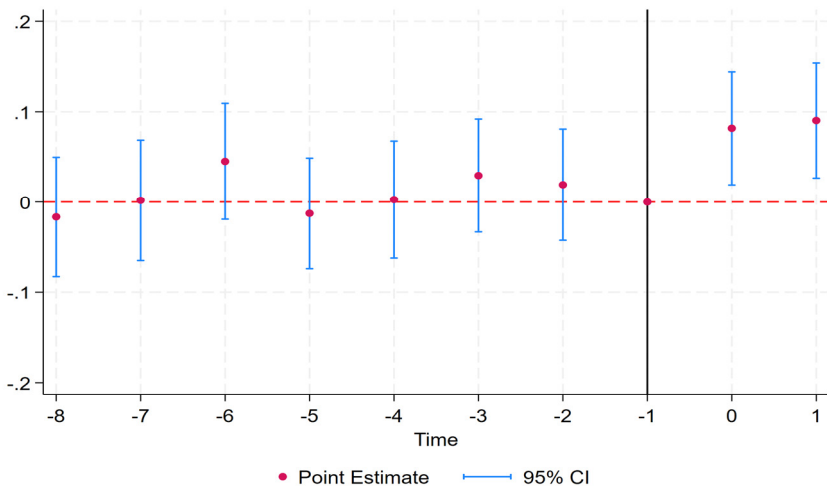
주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 「한국노동패널」.

가능성이 높음을 뒷받침하는 증거가 될 수 있다. 사전추세 검정(pre-trend test)에서 유의한 차이가 발견되지 않았다는 점은 관찰되지 않는 요인들이 두 집단에 미치는 영향이 시간에 따라 유사하게 변화했음을 의미하며, 이는 이중차분법의 핵심 식별 가정이 충족되었음을 보여준다.

[그림 3-6]은 보통 사람과 비교한 주관적 건강 상태에 대한 사건연구 분석 결과를 보여준다. 그림은 2018년 최저임금 인상이 보통 사람과 비교한 주관적 건강 상태에 대해 상당히 분명한 효과를 보여준다. 기준 시점인 2017년과 비교하여 2017년 이전에는 처치집단과 비교집단의 보통 사람과 비교하여 스스로 건강하다고 응답한 비율에 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 그러나 2018년에는 2017년에 비해 처치집단에서 비교집단에 비해 스스로 건강하다고 응답한 사람의 비율이 증가했다. 상대적 건강에 대한 효과는 절대적 건강보다 더 크고 명확하게 나타났는데, 이는 최저임금 인상이 단순히 건강 상태뿐만 아니라 사회경제적 지위 향상을 통한 상대적 건강 인식 개선에도 기여했을 가능성을 시사한다. 2019년에는 2018년보다 오히려 그 비율이 약간 증가했고, 역시 2017년에 비해서는 처치집단에서 비교집단에 비해 건

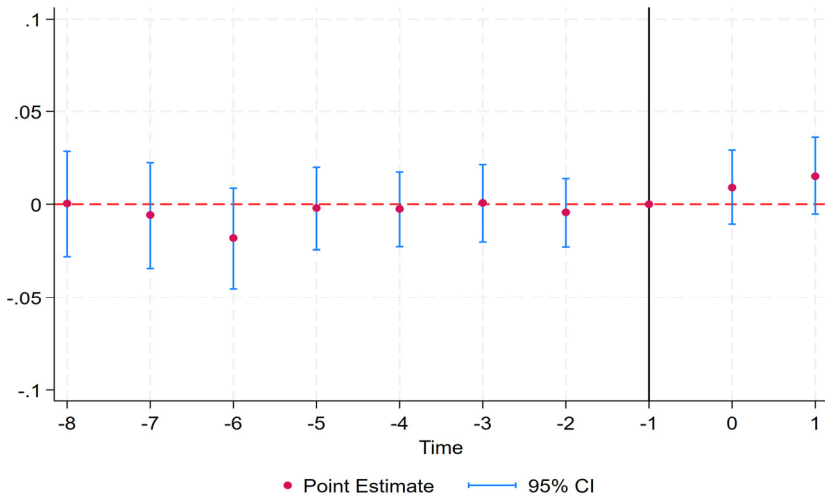
[그림 3-6] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 보통 사람과 비교한 주관적 건강



주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 「한국노동패널」.

[그림 3-7] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 여부



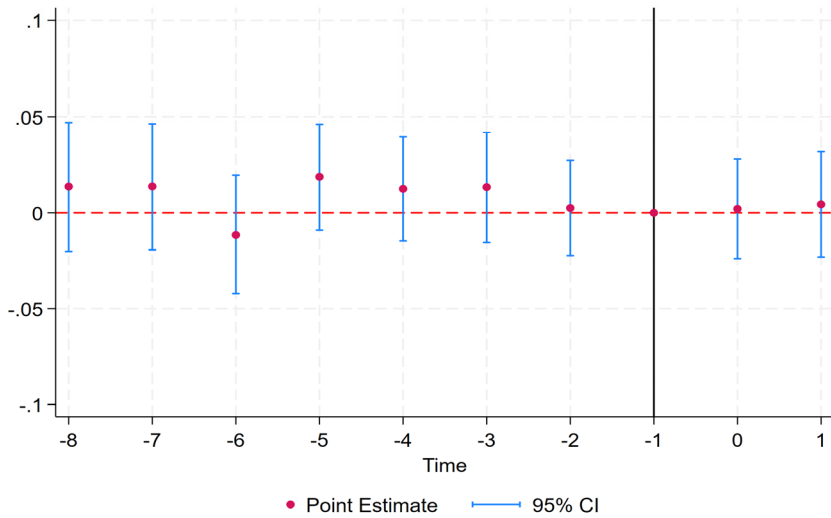
주 : 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료 : 「한국노동패널」.

강하다고 응답한 비율이 유의미하게 높았다. [그림 3-6]의 결과는 2018년 최저임금 인상에 의해 처치집단에 있는 대상 근로자들의 주관적 건강이 향상 되었을 가능성을 보여준다.

[그림 3-7]은 흡연 여부에 대한 사건연구 분석 결과를 나타낸다. 기준 시점인 2017년과 비교하여 2018년 최저임금 인상 이후 처치집단의 흡연율이 비교집단보다 더 높아지는 경향을 보이지만, 통계적으로 유의하지 않다. 반면에 2017년 이전의 처치집단과 비교집단의 흡연률 차이는 2017년의 차이와 매우 유사하다.

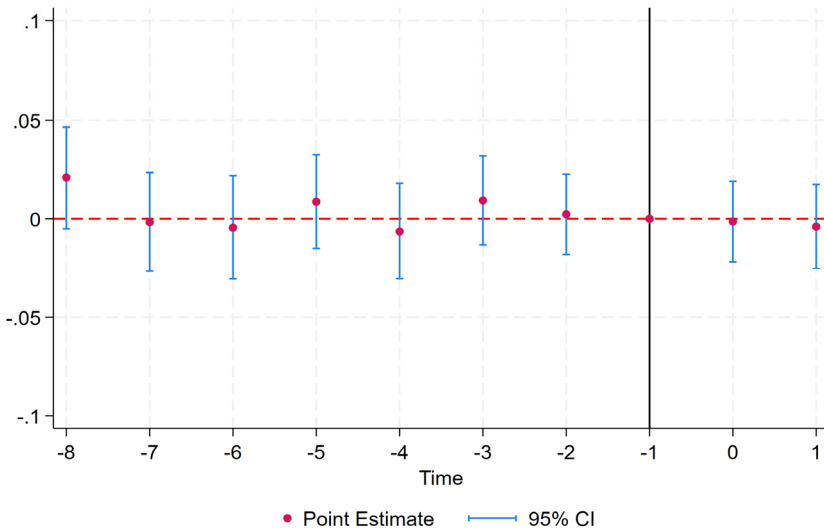
[그림 3-8]과 [그림 3-9]는 흡연의 빈도에 대한 추정 결과를 보여준다. 흡연의 빈도에 대한 두 척도에 대해서 모두, 최저임금 인상은 흡연의 빈도에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 사건연구 분석 그래프들은 정책 시행 전후로 일관되게 평평한 패턴을 보이며, 이는 최저임금 인상이 흡연 행태의 강도 측면에서도 의미 있는 변화를 가져오지 못했음을 재확인한다. 이러한 결과는 흡연 행동의 중독성과 습관적 특성이 단기간의 경제적 변화에 의해 쉽게 바뀌지 않음을 시사한다.

[그림 3-8] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 강도 1



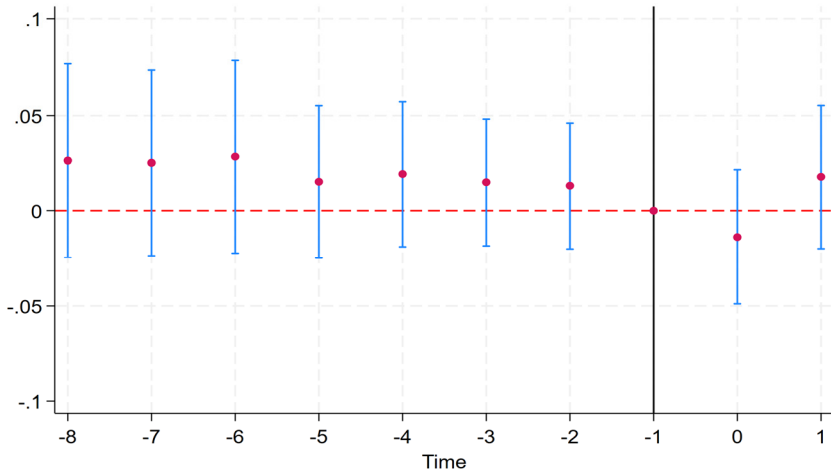
주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료: 「한국노동패널」.

[그림 3-9] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 흡연 강도 2



주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료: 「한국노동패널」.

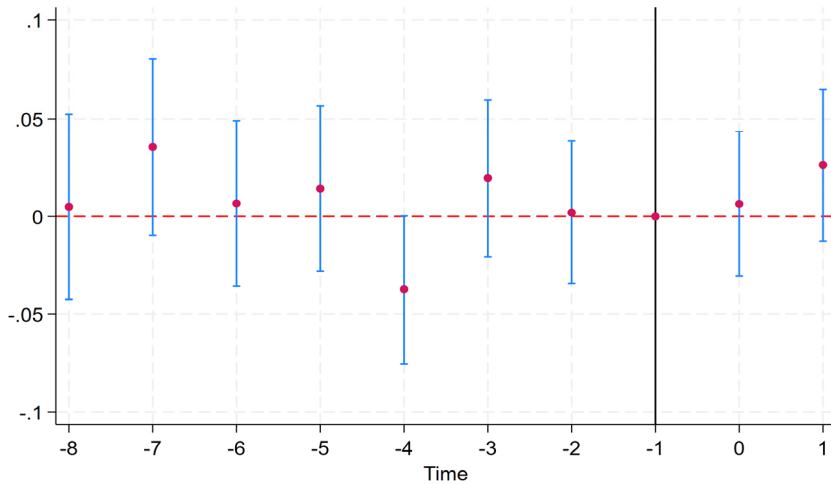
[그림 3-10] 사건연구 분석을 통한 추정 결과: 음주 여부



● Point Estimate ┆ 95% CI

주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료: 「한국노동패널」.

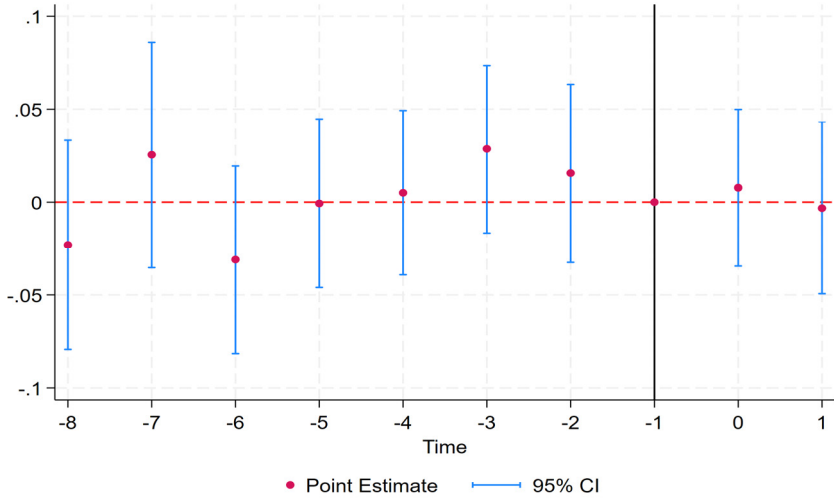
[그림 3-11] 사건연구 분석을 통한 추정 결과: 음주 빈도 1



● Point Estimate ┆ 95% CI

주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료: 「한국노동패널」.

[그림 3-12] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 음주 빈도 2



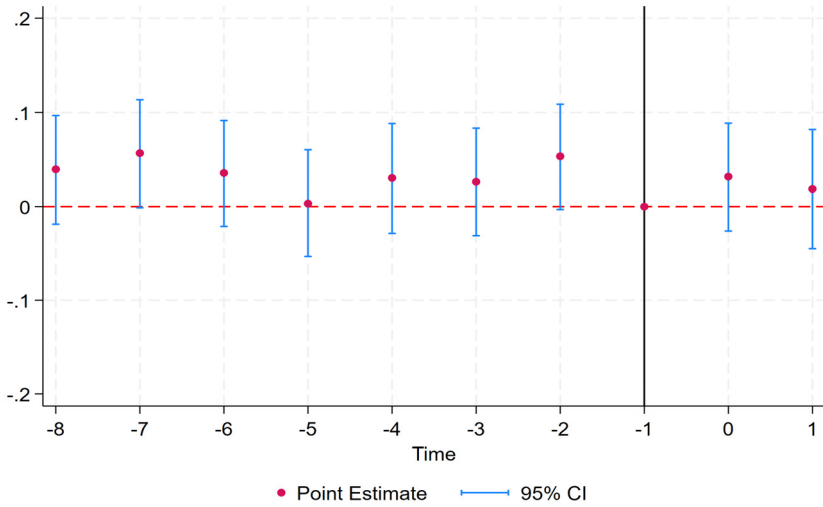
주 : 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료 : 「한국노동패널」.

[그림 3-10]~[그림 3-12]는 음주 여부와 음주 빈도에 대한 추정 결과를 보여준다. 2017년과 비교하여 2018년 최저임금 인상 이후에 처치집단과 비교 집단 사이에 음주 행태의 유의미한 변화를 발견할 수 없다. 세 가지 음주 관련 지표(음주 여부, 음주 빈도, 고빈도 음주) 모두에서 정책 시행 전후로 계수 추정치가 0을 중심으로 변동하며 통계적 유의성을 보이지 않는다. 사전 기간의 평행추세는 잘 유지되고 있어 추정의 타당성은 확보되었으나, 흡연과 마찬가지로 최저임금 인상이 음주 행태에는 뚜렷한 영향을 미치지 않은 것으로 판단된다.

[그림 3-13]~[그림 3-15]는 건강관리를 위한 운동 여부와 운동 빈도에 대한 추정 결과를 보여준다. 2017년과 비교하여 2018년 최저임금 인상 이후에 처치집단과 비교집단 사이에 운동 행태의 유의미한 변화를 발견하기 어렵다. 운동 여부, 정기적 운동, 월평균 운동 횟수 등 다양한 운동 지표들에서 일관되게 유의한 효과가 나타나지 않았다. 운동 습관의 형성에는 상당한 시간이 소요되고, 단기간의 관찰 기간 내에서는 변화가 포착되지 않았을 수 있다.

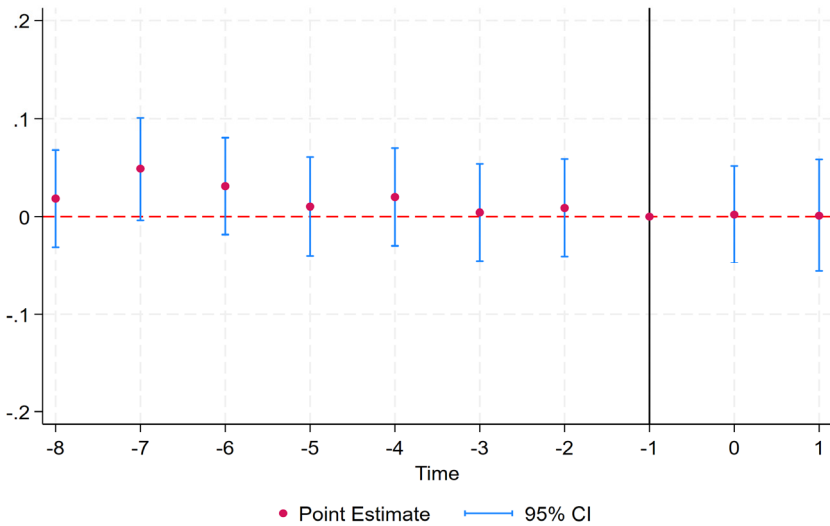
[그림 3-13] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 운동 여부



주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 「한국노동패널」.

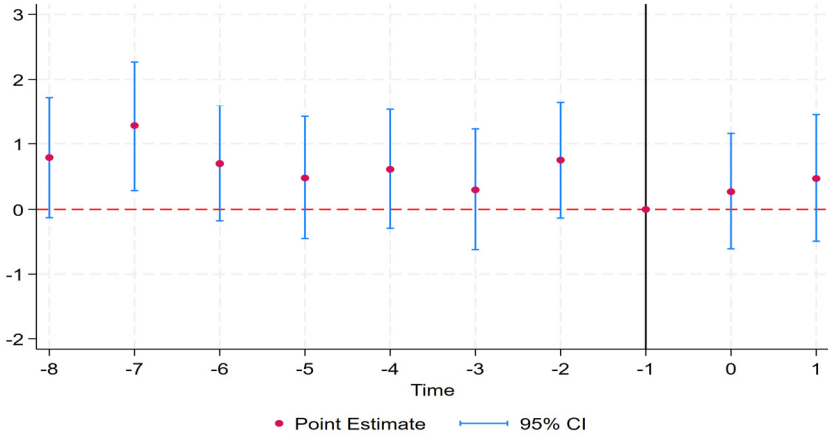
[그림 3-14] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 정기적 운동 여부



주: 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 「한국노동패널」.

[그림 3-15] 사건연구 분석을 통한 추정 결과 : 월평균 운동 횟수



주 : 점들은 사건연구 분석 모형 (2)의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료 : 「한국노동패널」.

전반적으로 사건연구 분석 결과는 다음과 같은 중요한 발견을 제시한다. 첫째, 주관적 건강지표들(절대적 및 상대적 건강)에서는 평행추세 가정이 명확히 충족되었으며, 2018년 최저임금 인상 시점부터 뚜렷한 효과가 나타났다. 이는 이중차분법 추정의 인과적 해석을 강하게 뒷받침한다. 둘째, 건강 행동 지표들(흡연, 음주, 운동)에서는 사전 기간의 평행추세가 대체로 유지되었으나, 정책 시행 이후에도 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 이는 최저임금 인상의 건강 효과가 행동 변화보다는 다른 경로를 통해 발현되었을 가능성을 시사한다. 셋째, 효과의 시간적 패턴을 보면 주관적 건강 개선이 정책 시행 직후인 2018년에 가장 두드러지고, 2019년에도 어느 정도 지속되는 것으로 나타났다.

제6절 소 결

본 연구는 2018~2019년 한국의 급격한 최저임금 인상이 저임금 근로자

의 건강에 미친 영향을 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하여 실증적으로 분석했다. 이중차분법(difference-in-differences)과 사건연구 분석(event study)을 통해 최저임금 인상의 효과를 추정했다. 본 연구의 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 2018년 최저임금 인상은 저임금 근로자의 주관적 건강을 유의하게 개선시켰다. 처치집단에서 비교집단에 비해 스스로 건강하다고 응답한 사람의 비율이 6.2~6.9%p 증가했으며, 보통 사람과 비교한 상대적 건강에서는 7.7~8.7%p 증가했다. 이러한 효과는 모든 모형 설정에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했다.

둘째, 순서형 로짓 모형을 이용한 분석에서도 일관된 결과가 나타났으며, 세부적으로는 ‘보통이다’ 또는 ‘건강하지 않은 편이다’에서 ‘건강한 편이다’로의 전환이 주로 발생했다. 극단적 건강 상태 범주에서는 유의한 변화가 없어, 최저임금 인상이 중간 건강 상태의 점진적 개선을 가져왔음을 알 수 있다.

셋째, 처치 강도를 고려한 분석에서는 2017년 임금이 낮아 최저임금 인상으로 인한 임금 상승 폭이 클수록 건강 개선 효과도 비례적으로 커지는 명확한 용량-반응(dose-response) 관계가 확인되었다. 이는 임금 인상과 건강 개선 사이의 체계적인 관계를 뒷받침하는 근거가 될 수 있다.

넷째, 다양한 강건성 분석(처치집단 재정의, 분석 기간 제한, 처치강도 모형 등)에서도 주요 결과가 일관되게 유지되어 추정의 신뢰성이 확인되었다.

다섯째, 사건연구 분석을 통해 평행추세 가정의 타당성이 검증되었으며, 정책 효과가 2018년에 가장 크게 나타나고 2019년에도 어느 정도 지속되는 동적 패턴이 확인되었다. 이는 이중차분법 추정의 인과적 해석을 강하게 뒷받침한다.

여섯째, 건강 행태(흡연, 음주, 운동)에 대해서는 뚜렷한 효과가 관찰되지 않았다. 이는 주관적 건강 개선이 건강 행동의 직접적 변화보다는 경제적 안정감 증대, 심리적 스트레스 감소, 생활 여건 개선 등의 경로를 통해 실현되었을 가능성을 시사한다.

다음으로 본 연구의 학술적 기여를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 최저임금과 건강에 관한 국제 학술 논의에 한국의 실증 증거를 추

가했다. 기존 연구들이 주로 미국과 영국 사례에 집중되어 있는 상황에서, 한국의 급격한 최저임금 인상 사례는 비교연구의 중요한 자료가 될 수 있다.

둘째, 종단 패널자료와 개인 고정효과 모형을 활용하여 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제함으로써 인과관계 식별의 타당성을 높였다. 횡단면 자료나 집계 자료를 사용한 연구와 비교하여, 본 연구는 개인 수준의 패널자료를 활용하여 내생성 문제를 완화하고자 했다.

셋째, 사건연구 분석을 통해 평행추세 가정을 체계적으로 검증하고 정책 효과의 동적 패턴을 명확히 제시했다. 이는 단순히 정책 시행 전후의 평균 변화를 비교하는 것을 넘어, 효과가 시간에 따라 어떻게 변화하는지, 정책 이전에 두 집단이 유사한 추세를 보였는지를 확인했다.

넷째, 주관적 건강뿐만 아니라 다양한 건강 행태(흡연, 음주, 운동)를 함께 분석했다. 건강 행태에서 유의한 변화가 나타나지 않았다는 발견은, 소득 증가가 건강에 영향을 미치는 메커니즘이 단순히 건강 행동 변화가 아니라 더 복합적인 경로를 통해 작동함을 시사한다.

본 연구의 결과가 시사하는 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 최저임금 정책의 효과를 평가할 때 고용과 임금 등 전통적인 노동 시장 지표뿐만 아니라 건강지표도 함께 고려할 필요성이 있다. 본 연구 결과는 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 개선시킬 수 있음을 보여준다.

둘째, 최저임금 인상은 건강 불평등을 완화하는 정책 수단이 될 수 있다. 저임금 근로자일수록 건강 상태가 더 나쁘며, 최저임금 인상은 이들의 건강을 더 크게 개선시켰다. 이는 최저임금 정책이 소득 불평등뿐만 아니라 건강 불평등 해소에도 기여할 수 있음을 의미한다. 다만 본 연구는 2017년에 임금 근로자였던 사람들로 표본이 제한되어 있는데, 최저임금 인상에 의해 손해를 볼 수 있는 자영업자들에 대한 분석이 보완될 필요가 있다.

셋째, 최저임금 인상의 건강 효과를 극대화하기 위해서는 적절한 보완 정책이 필요하다. 건강 행동 개선 프로그램, 고용안정 지원, 근로환경 개선 등이 함께 추진될 때 건강 효과를 더욱 제고할 가능성이 있다.

넷째, 최저임금 결정 과정에서 증거 기반 접근이 강화되어야 한다. 최저임금 인상의 다양한 효과(고용, 임금, 건강, 교육 등)를 지속적으로 모니터링

하고 평가하여, 이를 바탕으로 최저임금 수준과 인상률을 결정함으로써 정책의 사회적 편익을 극대화하고 부작용을 최소화해야 할 필요성이 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 분석 기간이 최저임금 인상 후 2년으로 제한되어 장기적 효과를 파악하기 어렵다. 주관적 건강 개선이 만성질환 예방이나 기대수명 증가로 이어지는지, 효과가 장기적으로 지속되는지는 추가적인 추적 연구가 필요하다. 향후 더 긴 기간의 자료가 축적되면 장기 효과에 대한 분석이 가능할 것이다.

둘째, 건강지표가 주로 주관적 건강 상태에 국한되어 있다. 데이터의 한계로 객관적 건강지표(만성질환 유병률, 의료이용, 사망률 등)에 대한 분석을 수행할 수 없었다. 보다 풍부한 건강 정보를 담고 있는 자료를 활용한 후속 연구가 필요한 것으로 생각된다. 특히 근로자의 임금 자료와 건강보험공단 자료와의 연계 분석이 가능하다면 더욱 포괄적이고 객관적인 건강지표에 대한 효과를 측정할 수 있을 것이다.

셋째, 앞서 설명한 대로 본 연구는 2017년에 임금 근로자였던 사람들로 표본이 구성되어 있는데, 최저임금 인상의 건강 효과를 종합적으로 평가하기 위해서는 최저임금 인상에 의해 손해를 볼 수 있는 자영업자나 소상공인들에 대한 건강 효과 분석이 추가적으로 이루어져야 할 필요성이 있다.

본 연구는 2018년 한국의 급격한 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 유의하게 개선시켰음을 실증적으로 보여주었다. 이는 최저임금 정책이 단순히 노동시장 정책이 아니라 건강정책으로서의 함의도 갖는다는 점을 시사한다. 임금은 건강의 중요한 사회적 결정요인이며, 최저임금 인상은 건강 불평등을 완화하는 효과적인 정책 수단이 될 수 있다.

그러나 최저임금 인상만으로 모든 문제가 해결되는 것은 아니다. 적절한 인상 속도와 규모의 결정, 고용안정 지원, 건강 행동 개선 프로그램, 근로환경 개선 등의 보완 정책이 함께 추진될 때 건강 효과를 극대화할 수 있을 것으로 생각된다. 또한 향후 최저임금 정책 결정 과정에서는 고용과 임금뿐만 아니라 건강을 포함한 다차원적·사회적 영향을 종합적으로 고려하는 접근이 필요한 것으로 판단된다.

제 4 장

기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향

제1절 머리말

1. 연구의 배경 및 필요성

전 세계적으로 인구 고령화가 급속히 진행되면서 노인 인구의 건강과 복지는 21세기 가장 중요한 정책 과제로 부상하고 있다. 특히 한국은 2000년 고령화사회(65세 이상 인구 비율 7%)에 진입한 이후, 2018년 고령사회(14%), 2025년에는 초고령사회(20%)로의 진입이 예상되는 등 OECD 국가 중 가장 빠른 고령화 속도를 경험하고 있다. 통계청 장래인구추계에 따르면 2070년에는 65세 이상 인구 비율이 46.4%에 달할 것으로 전망되며, 이는 세계적으로도 유례없는 수준이다.

이러한 급격한 인구구조 변화는 노인 빈곤과 건강 불평등이라는 심각한 사회문제를 동반하고 있다. 한국의 노인 빈곤율은 OECD 국가 중 최고 수준으로, 2020년 기준 65세 이상 상대적 빈곤율이 40.4%에 달한다. 이는 OECD 평균 14.8%의 약 3배에 해당하는 수치이다. 노인 빈곤은 단순히 경제적 어려움에 그치지 않고 건강 격차로 이어지며, 저소득 노인층은 의료서비스 접근성 제약, 영양 불량, 열악한 주거 환경 등으로 인해 건강 상태가 악화되는 악순환에 직면하고 있다.

노년기 건강은 개인의 삶의 질과 존엄성을 결정하는 핵심 요소일 뿐만 아니라, 사회 전체의 의료비 지출, 장기요양 수요, 가족 돌봄 부담, 사회보장 재정 등에 광범위한 영향을 미친다는 점에서 사회적·경제적으로 중요한 의미를 갖는다. 건강한 노년은 활동적 고령화(active ageing)를 가능하게 하여 노인들이 사회에 지속적으로 기여할 수 있는 기반을 제공하며, 반대로 건강하지 못한 노년은 개인과 가족은 물론 사회 전체에 막대한 부담을 초래한다. 건강의 사회적 결정요인 이론은 건강이 단순히 의료서비스나 개인의 생물학적 특성에 의해서만 결정되는 것이 아니라, 소득, 교육, 고용, 주거 환경 등 사회경제적 조건에 의해 근본적으로 형성된다는 점을 강조한다. 이러한 관점에서 소득은 건강을 결정하는 가장 핵심적인 사회적 요인 중 하나로 인식되어 왔다. 소득수준은 의료서비스에 대한 경제적 접근성을 좌우할 뿐만 아니라, 영양 상태, 주거 환경, 건강 행태, 심리적 스트레스, 사회적 참여 등 건강에 영향을 미치는 다양한 경로를 통해 건강 결과를 결정한다.

특히 노년기에는 경제활동 중단으로 인한 소득 감소와 의료비 지출 증가가 동시에 발생하면서 경제적 취약성이 심화되는 경향이 있다. 이러한 상황에서 안정적인 노후소득 보장은 노인에게 경제적 안정성을 제공함으로써 건강을 보호하고 증진시킬 수 있는 중요한 정책적 수단이 된다. 실제로 국제 사회에서는 보편적 노령연금(universal old-age pension)이나 사회연금(social pension)과 같은 비기여형 연금 제도가 노인 빈곤 완화뿐만 아니라 건강 증진의 효과적인 정책 도구로 주목받고 있다.

2. 연구의 목적 및 의의

기초노령연금과 기초연금의 방대한 규모와 사회적 중요성에도 불구하고, 이러한 정책이 노인 건강에 미치는 영향에 대한 실증적 근거는 여전히 제한적이다. 기존 국내 연구들은 주로 기초연금이 노인의 주관적 건강평가, 건강 만족도, 우울감 등 자기보고식 지표에 미치는 영향을 분석해 왔다(진정란·김원섭, 2018; 황인옥·이태진, 2020; 김정현·전미애, 2021; 송치호, 2023). 이러한 연구들은 기초연금이 노인의 주관적 건강 인식과 정신 건강에 긍정적 영향을 미친다는 일관된 결과를 보고하고 있어 중요한 기여를 하

였다.

그러나 주관적 건강지표는 개인의 인식과 보고 오류에 영향을 받을 수 있으며, 정책의 궁극적인 건강 효과를 평가하기에는 한계가 있다. 사망률, 특정 질환 발생률, 의료 이용 등 객관적 건강 결과에 대한 분석은 상대적으로 부족한 실정이다. 특히 사망률은 건강 상태를 측정하는 가장 객관적이고 명확한 지표이며, 보고 오류나 측정 오차의 문제가 거의 없고, 정책의 최종적인 건강 효과를 평가하는 데 핵심적인 결과 변수임에도 불구하고 기초연금의 사망률 효과를 분석한 연구는 거의 없는 상황이다.

또한 방법론적 측면에서도 인과관계를 엄밀하게 추정하기 위한 준실험 설계가 충분히 활용되지 못했다는 한계가 있다. 단순히 수급 여부에 따른 건강 차이를 비교하는 것만으로는 선택 편의(selection bias)나 역인과관계(reverse causality) 문제를 해결하기 어렵다. 건강 상태가 좋지 않은 노인이 소득이 낮아 기초연금을 받을 가능성이 높다면, 단순 비교는 정책 효과를 과소추정하게 된다. 반대로 기초연금 수급 자격이 있는 노인들이 다른 사회경제적 특성에서도 체계적으로 다르다면, 관찰된 건강 차이가 기초연금 때문인지 다른 요인 때문인지 명확히 구분하기 어렵다.

본 연구는 이러한 기존 연구의 한계를 극복하고 연구 공백을 메우기 위해 다음과 같은 연구 목적을 설정한다.

첫째, 2008년 기초노령연금 도입이 노인 사망률에 미친 인과적 영향을 엄밀하게 추정한다. 이를 위해 이중차분법(Difference-in-Differences : DID)과 삼중차분법(Triple Difference : DDD)을 결합한 준실험 설계를 활용하여 정책 효과를 식별한다. 65세를 기준으로 한 연령 단절과 소득분위 70%를 기준으로 한 소득 단절을 동시에 활용함으로써 더욱 엄격한 인과 추론을 시도한다.

둘째, 사망원인별 사망률을 세부적으로 분석하여 기초노령연금이 어떤 건강 경로를 통해 사망률을 감소시켰는지 탐색한다. ICD-10 대분류에 따라 감염성 질환, 신생물(암), 순환계통 질환(심혈관 질환), 호흡계통 질환, 소화계통 질환, 외인에 의한 사망 등으로 구분하여 분석함으로써, 정책의 작동 메커니즘에 대한 구체적인 이해를 도모한다.

셋째, 사건연구 분석(event-study analysis)을 통해 정책 효과의 동적 변화

를 추적하고 평행추세 가정(parallel trends assumption)의 타당성을 검증한다. 기초노령연금 도입 전후 각 시점별 효과를 추정함으로써, 효과가 시간에 따라 어떻게 변화하는지, 정책 도입 이전에 처치집단과 통제집단 간에 체계적인 추세 차이가 존재했는지 확인한다.

넷째, 다양한 연령 구간(55~74세, 60~69세, 63~66세, 64~65세)에 대한 분석을 수행하여 결과의 강건성(robustness)을 검증한다. 연령 구간을 좁힐수록 처치집단과 통제집단의 유사성이 높아지지만 표본 크기가 감소하는 트레이드오프가 존재한다. 다양한 표본 구성에서 일관된 결과가 나타나는지 확인함으로써 연구 결과의 신뢰성을 높인다.

다섯째, 소득분위별 이질적 효과를 분석한다. 기초노령연금 지급의 건강 효과가 고령자의 소득분위에 따라 어떻게 다르게 나타나는지 살펴보고, 기초노령연금이 고령자의 건강 불평등을 완화시키는 효과가 있는지 분석한다. 또한 이 결과를 토대로 정책적 함의를 도출한다.

본 연구는 다음과 같은 학술적·정책적 의의를 갖는다. 학술적 측면에서, 본 연구는 첫째, 기초연금의 건강 효과에 대한 국내 최초의 대규모 사망률 분석으로, 객관적 건강 결과에 대한 실증적 근거를 제공한다. 둘째, 이중차분법과 삼중차분법을 결합하고 사건연구 분석으로 보완하는 엄밀한 준실험 설계를 통해 인과관계 추정의 신뢰성을 높인다. 셋째, 사망원인별 분석을 통해 정책이 작동하는 구체적인 메커니즘에 대한 이해를 제공한다. 넷째, 건강보험 표본 코호트 DB라는 대규모 행정 데이터를 활용하여 전 국민을 대표하는 분석을 수행한다. 마지막으로, 소득분위별 이질적 효과를 분석함으로써 기초연금제도 개편에 대한 정책적 시사점을 제공한다.

제2절 선행 연구

기초노령연금 혹은 기초연금과 같은 비기여형 연금(non-contributory pension)이 노인 건강에 미치는 영향에 관한 연구는 국내외에서 활발히 진행되어 왔다. 본 절에서는 비기여형 연금의 건강 효과에 관한 해외 선행 연

구를 검토한 후, 한국의 기초노령연금 혹은 기초연금의 효과를 분석한 국내 선행연구를 검토한다.

1. 해외 연구

라틴아메리카 국가들의 비기여형 연금 프로그램은 노인 건강에 대한 실증 연구의 주요 대상이 되어 왔다. Miglino et al.(2023)은 칠레의 기본 연금 프로그램을 이용해서 회귀불연속설계(RDD)를 통해 추정된 결과, 연금 수급으로 인한 소득 증가가 노인 사망률을 2.7%p 낮추는 효과를 확인했다. 이 연구는 기여형 연금을 받지 못하는 저소득 노인층을 대상으로 행정 데이터와 설문 자료를 결합하여 분석하였으며, 사망률 감소의 주요 메커니즘으로 식품 소비 증가와 의료기관 방문 빈도 상승을 지목했다. 특히 연금 수급 4년 후까지의 추적 분석에서 의료 접근성 향상이 사망률 감소의 핵심 요인으로 나타났다.

멕시코 사례를 분석한 Galiani et al.(2016)은 70세 이상 농촌 노인을 대상으로 한 비기여형 연금 프로그램의 효과를, 연령 및 지역 기준에 기반한 준실험적인 방법을 통해 추정했다. 분석 결과 연금 수급은 가계 소비지출을 약 23% 증가시키고, 유급 노동 참여를 약 20% 내외 감소시켰다. 정신건강 측면에서 노인우울척도 점수를 12% 낮추는 유의미한 효과가 나타났다. 소비지출은 식품·비식품 모두에서 증가한 것으로 나타났다.

Aguila et al.(2015)은 멕시코 유카탄의 두 도시에서 비기여형 연금 도입 전후 패널자료를 이용해, 월별로 지급되는 주 연금과 2개월마다 지급되는 연방 연금의 효과를 분석했다. 분석 결과 주 연금은 여성의 노쇠 정도를 유의하게 낮춘 반면, 연방 연금은 여성의 노쇠 증가와 연관되었고, 남성에서는 유의한 변화가 관찰되지 않았다. 저자들은 지급 빈도의 차이가 의료·의약품 지출과 규칙적 식품지출에 영향을 주어 장기 건강효과가 달라질 수 있다고 논의한다.

Bando et al.(2020)은 페루의 Pension 65 프로그램의 빈곤선 기준 자격 요건을 이용해서 회귀불연속설계의 방법을 사용하여 분석했다. 추정 결과, 수급 가구의 소비(지출)는 약 40% 증가했고, 주관적 웰빙 지수 역시 개선된 것

으로 나타났다. 다만 의료이용 및 신체 건강지표에서는 유의한 변화가 관찰되지 않았다.

Huang and Zhang(2021)은 중국 신농촌연금의 지역별 단계적 도입을 활용해 정책효과를 추정하였다. 분석 결과 60세 이상 농촌 노인의 농업노동을 중심으로 노동공급을 감소시키고, 사망률을 유의하게 낮추는 결과를 보였다. 건강 측면에서는 장애와 저체중 등에서 개선이 관찰되었으나, 주관적 건강은 유의하게 개선되지 않았고, 흡연·의료이용 등 건강행태/이용 변화도 뚜렷하지 않았다. Liu et al.(2024)은 패널자료를 이용해 성향점수매칭과 이중차분법을 결합하여 신농촌사회연금의 장기 건강효과를 분석했다. 그 결과, 연금 가입은 건강 관련 삶의 질 8개 하위척도 중 신체기능, 신체역할, 정신건강 점수를 유의하게 향상시켰으며, 다른 하위척도에서는 유의한 변화가 나타나지 않았다.

Herl et al.(2022)은 남아프리카공화국의 Old Age Pension 제도에서 연금 수급 가능 연령을 남성에게 65세에서 60세로 낮춘 2008년 제도 개편을 활용하여, 연금 노출 기간(pension exposure)이 건강에 미치는 영향을 분석했다. HAALSI 패널데이터 분석 결과, 연금 수급기간이 길수록 건강지수가 개선되고 신체적 장애·기능제한의 발생이 지연 및 완화되는 패턴이 나타났다. Mostert et al.(2022)은 동일한 제도 개편을 이용해 도구변수 추정법을 통해 분석한 결과, 연금 수급이 남성 노인의 의료 이용률을 3% 높이고, 우울증·외상후스트레스(PTSD)·조기 사망률을 각각 3~5% 감소시켰다고 보고했다.

2. 국내 연구

국내에서 기초노령연금 혹은 기초연금이 노인 건강에 미친 영향을 분석하는 다양한 연구들이 축적되어 왔다. 진정란·김원섭(2018)은 한국복지패널 2013년(기초연금 도입 전)과 2015년(기초연금 도입 후)의 반복 횡단면자료를 활용해 다중회귀분석을 수행했다. 이들은 기초연금 수급 가구에서 신체적 건강지표가 유의하게 개선되고, 우울감 수준이 유의하게 낮아졌다고 보고했다.

Pak(2021)은 2014년 기초연금 지급액 증가 효과를 분석한 결과, 연금 수급 노인의 우울증상 수가 8~9% 감소하였으며 생활 만족도가 향상되었다. 다만 악력이나 자가평가 건강 등 신체적 지표에서는 유의한 변화가 없었다.

황인옥·이태진(2020)은 고령화연구패널(KLoSA) 2010~2016년 자료를 이용해 2014년 기초연금 도입을 활용하여 성향점수매칭-이중차분법(PSM-DID)의 분석 방법을 통해 효과를 추정했다. 분석 결과, 기초연금 지속 수급자 집단은 비수급자에 비해 전반적 삶의 만족도가 크게 상승했고, 세부적으로 경제 상태에 대한 만족도 또한 유의하게 개선된 것으로 나타났다. 효과는 국민연금 비수급자, 비경제활동 노인, 여성, 75세 이상 노인 집단에서 더 크게 나타났다.

정신 건강을 직접 다룬 김정현·전미애(2021)는 KLoSA 2012년(도입 전)과 2016년(도입 후)을 연계해 우울(CES-D) 변화를 가구 유형별로 비교했다. 여성 독거노인과 부부가구에서 도입 후 우울 수준이 유의하게 낮아졌고, 전체 회귀분석에서도 연금 인상 폭이 클수록 우울이 낮아지는 경향이 확인되었다. 이는 기초연금이 정신 건강 안전망으로 기능할 수 있음을 시사한다.

송치호(2023)는 한국복지패널(KOWEPS) 2019~2021년 패널을 이용해 노인의 다차원적 빈곤(소득·주거·의료·교육)이 우울(CES-D)에 미치는 영향을 분석하고, 공적 이전 소득의 조절 효과를 검증했다. 공적 이전 중에서는 기초연금과 기초생활보장이 우울감 완화에 유의한 효과를 보였고, 빈곤 상태 여부와 관계없이 기초연금 수급 노인이 비수급 노인보다 우울 정도가 낮았다.

김혜연(2020)은 고령화연구패널 2008~2016년 자료와 고정효과 모형을 통해 기초연금의 주관적 삶의 질에 대한 영향을 분석했다. 인구사회학적 요인을 통제하여 분석한 결과, 수급자가 비수급자보다 삶의 질을 높게 인식하는 것으로 나타났다. 이질성 분석에서는 성별 차이는 없고, 일부 분석에서 소득 상위 분위에서만 긍정적 효과가 나타났다고 보고한다.

문용필·오병국(2024)은 고령화연구패널 2014~2020년 자료로 만 65세 이상 해당 여부를 도구변수(IV)로 사용하여 기초연금이 노인건강에 미치는 영향을 분석했다. 이들은 기초연금 수급이 주관적 건강 상태와 건강 상태 만

족도를 유의하게 향상시키는 것으로 나타났다고 보고한다.

요컨대, 국내 선행 연구들은 일관되게 기초연금이 노년층의 주관적 건강 평가와 건강 만족도를 개선하고(진정란·김원섭, 2018; 황인욱·이태진, 2020; 문용필·오병국, 2024), 정신 건강 측면에서도 우울감 완화 등 긍정적 영향을 보인다는 점을 보고해 왔다(진정란·김원섭, 2018; 송치호, 2023). 동시에 연구설계와 자료의 제약으로 인해 (1) 결과변수가 주관적 지표에 치우쳐 있는 점, (2) 의료 이용·만성질환 관리·사망 등 객관적 건강 성과에 대한 근거가 상대적으로 부족한 점 등의 한계도 확인된다.

제3절 제도적 배경 : 기초연금제도

한국의 노후 소득 보장 제도는 1990년대 초반의 제한적 현금 급여에서 출발하여, 점진적으로 보편성과 급여 수준을 확대한 기초연금 체계로 발전해 왔다. 1991년 정부는 공적연금의 사각지대에 놓인 저소득 고령층을 보호하기 위해 ‘노령수당’을 도입했다. 당시 생활보호대상자 중 만 70세 이상 노인에게 월 2만~3만 원을 지급하였는데, 이는 기여형 연금을 받지 않는 저소득 노인을 위한 최초의 현금 급여였다. 이어 1997년 「노인복지법」 개정을 통해 비기여형 방식의 경로연금 제도가 도입되었고, 1998년부터 지원 연령을 만 65세 이상으로 낮추고 대상을 저소득 노인 전반으로 확대했다. 1999년경에는 약 57만 명의 노인이 월 2만~5만 원의 경로연금을 받았으며, 이는 국민연금의 보완적 기능을 수행하는 초기 형태의 노후 소득 보장 제도로 자리 잡았다. 다만 급여 수준이 낮아 ‘용돈 연금’으로 불렸고, 극빈층 중심의 선별적 지원이라는 한계가 있었다. 그럼에도 이러한 시도는 급속한 고령화와 외환위기 이후 심화된 노인 빈곤에 대응하여 공적 노후보장의 기초를 마련했다는 의의를 지닌다.

2008년에는 보다 포괄적이고 제도화된 형태의 ‘기초노령연금’이 도입되면서 노후 소득 보장의 보편성이 크게 확대되었다. 참여정부 후반기에 마련된 「기초노령연금법」이 2007년에 제정되고, 2008년 1월부터 제도가 본격

시행되었다. 도입 초기에는 만 70세 이상 노인 중 소득인정액 하위 60%를 대상으로, 국민연금 가입자 평균소득의 5% 수준을 급여로 지급했다. 이후 같은 해 7월 수급 연령을 만 65세 이상으로 낮추고, 2009년에는 지급 대상을 소득 하위 70%까지 확대하고, 보다 보편적인 소득 보장 체계로 자리 잡게 되었다. 또한 2007년 국민연금 개혁 당시 급여율 인하를 보완하기 위해, 기초노령연금 급여율을 2008년 5%에서 2028년 10%까지 단계적으로 인상하는 구조가 설계되었다. 기초노령연금은 비기여형 연금으로 국민연금의 미성숙으로 인한 고령자들의 소득 공백을 메우고, 최소한의 노후생활을 보장하려는 목적을 지녔다.

2014년에는 기초노령연금을 ‘기초연금’으로 개편하면서 급여 수준을 크게 인상하고, 국민연금과의 연계 구조를 새롭게 설계했다. 개편된 기초연금은 기존 대비 급여액을 약 두 배로 인상하여 단독가구 기준 월 20만 원(부부가구 32만 원)을 지급했으며, 약 490만 명의 노인이 수급 대상이 되었다. 이때 처음 도입된 ‘국민연금 연계감액제도’는 국민연금 급여액이 높은 수급자에게는 기초연금을 일부 감액하고, 무연금자나 저소득층에게는 전액을 지급하는 방식이었다.

〈표 4-1〉 한국의 비기여형 연금제도의 변화

시기	제도 명칭 및 주요 내용	대상 및 급여수준
1991~1998	노령수당 및 경로연금제 도입 생활보호대상자 중심의 현금 급여제도 신설	만 70세 이상 생활보호대상자(월 2~3만 원) → 1998년 이후 만 65세 이상 저소득 노인(월 2~5만 원)
2008	기초노령연금제도 도입 보편적 노후소득보장체계로 전환	도입 시 만 70세 이상 소득 하위 60%(월 8.5만 원) → 2009년 이후 만 65세 이상 하위 70%
2014	기초연금제도 개편 급여 인상 및 국민연금 연계감액 도입	소득 하위 70%, 단독가구 월 20만 원(부부가구 월 32만 원)
2018~2021	기초연금 급여 단계적 인상	2018년 25만 원 → 2021년 30만 원(소득 하위 70%)
2022~2023	지속가능성 및 형평성 중심의 개편 논의	월 32만 원 수준(물가연동). 지급대상 유지(하위 70%)

자료 : 저자 작성.

기초연금은 2018년에 기준연금액이 월 25만 원으로 인상되었다. 2019년에는 소득 하위 20%, 2020년에는 하위 40%, 2021년에는 전체 수급자(소득 하위 70%)로 월 30만 원 지급이 확대되었다. 그러나 급격한 급여 인상은 재정 부담 증가와 제도 지속가능성에 대한 우려를 낳았다. 기초연금 지출은 2014년 약 7조 원 수준에서 2023년 20조 원을 넘어섰다. 2021년 기준 약 600만 명이 기초연금을 수급하여 수급 대상자의 규모가 커지고 있다.

종합하면, 한국의 기초연금제도는 1990년대의 선별적 수당에서 출발하여 2008년 기초노령연금 도입을 통해 보편적 기반을 마련하고, 2014년 개편으로 급여 수준을 높였다. 급여 대상의 확대와 급여액의 인상은 노인 빈곤 완화에 기여할 수 있으나, 노인 인구가 급격하게 증가하고 있기 때문에 향후 기초연금의 재정 문제가 중요한 문제로 대두될 것으로 예상된다.

제4절 이론적 논의

기초연금은 65세 이상 소득 하위 70% 고령자를 대상으로 하는 현금지원 정책으로, 노년기 소득 보장을 통해 노인 빈곤 완화를 목표로 한다. 본 절에서는 이러한 현금 지원 정책이 노인 건강에 영향을 미칠 수 있는 이론적 메커니즘을 다각도로 검토하고자 한다.

건강의 사회적 결정요인 이론에 따르면, 소득은 건강을 결정하는 핵심 요인 중 하나이다. 소득수준은 개인의 물질적 자원 접근성, 건강 행동, 심리적 안녕에 영향을 미치며, 이는 궁극적으로 건강 결과로 이어진다. Grossman (1972)의 건강 자본 모형(health capital model)은 건강을 하나의 자본재로 개념화하며, 개인이 시간과 재화를 투입하여 건강을 생산한다고 설명한다. 이 관점에서 기초연금과 같은 소득 이전은 건강 생산을 위한 예산 제약을 완화시켜 건강 투자를 증가시킬 수 있다.

다음으로 기초연금을 통한 소득 증가는 의료서비스 이용에 대한 경제적 장벽을 낮출 수 있다. 특히 한국의 건강보험 체계에 본인부담금이 존재하는 상황에서, 추가 소득은 정기 검진, 만성질환 관리, 처방약 구입 등 필수 의료

서비스 이용을 촉진할 수 있다.

소득 제약이 완화되면 식품 선택의 폭이 넓어지고 영양 섭취의 질이 향상될 수 있다. 저소득 노인의 경우 식비 절감을 위해 값싸고 영양가가 낮은 식품을 선택하는 경향이 있으나, 기초연금은 이러한 제약을 완화하여 단백질, 비타민, 미네랄이 풍부한 식품 구매를 가능하게 한다. 영양 상태 개선은 면역 기능 강화, 만성질환 예방, 신체 기능 유지에 기여할 수 있다.

다음으로 기초연금은 주거비 지불 능력을 향상시켜 안정적이고 건강한 주거 환경을 유지하는 데 도움을 줄 수 있다. 난방비와 관리비 등에 대한 지불 능력 향상은 적절한 실내 온도 유지와 생활환경 유지를 가능하게 하며, 이는 특히 겨울철 호흡기 질환 예방과 심혈관 건강에 중요할 수 있다. 또한 주거 환경 개선을 위한 소규모 투자가 가능해져 낙상 예방, 위생 상태 개선 등을 통해 건강을 보호할 수 있다.

경제적 스트레스 감소는 노인 건강에 중요한 영향을 미친다. 빈곤과 경제적 불안정은 만성 스트레스, 우울, 불안을 유발하며, 이는 신체 건강에도 부정적 영향을 미친다(Cohen et al., 2007). 기초연금을 통한 안정적인 소득 확보는 심리적 안정감을 증진시키고, 이는 코르티솔과 같은 스트레스 호르몬 감소, 면역 기능 개선, 건강 행동 실천 증가로 이어질 수 있다. 또한 경제적 자립감 향상은 자존감과 삶의 질 개선에 기여하여 정신 건강에 긍정적 영향을 미친다.

소득 증가는 사회적 활동 참여를 위한 경제적 여유를 제공한다. 교통비, 모임 비용, 여가 활동 비용 등을 감당할 수 있게 되면서 사회적 관계망 유지 및 확대가 가능해진다. 사회적 고립은 노인 건강의 주요 위험 요인으로 알려져 있으며(Holt-Lunstad et al., 2015), 사회적 참여 증가는 인지 기능 유지, 우울 예방, 신체 활동 증가를 통해 전반적인 건강 개선에 기여할 수 있다.

한편, 기초연금이 건강에 미치는 영향이 항상 긍정적이지만은 않을 수 있다는 이론적 가능성도 존재한다. 첫째, 소득 효과(income effect)로 인한 노동 공급 감소는 신체 활동 감소로 이어져 건강에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 특히 노동 공급 감소로 인한 근로소득 감소와 기초연금 소득을 합한 소득에 대한 순효과가 음의 값을 갖는다면 언급한 소득 상승의 건강에 대한 효과가 긍정적인 것이 아닌 부정적인 효과를 가질 수 있다. 둘째, 추가 소득

이 알코올, 담배 등 건강 위해 상품 소비로 이어질 가능성이 있다.

기초연금의 건강 효과는 모든 수급자에게 균일하지 않을 수 있다. 생애주기 관점에서 볼 때, 기초연금이 총소득에서 차지하는 비중이 클수록, 즉 다른 소득원이 제한적인 극빈층 노인에게서 건강 개선 효과가 더 클 것으로 예상된다. 또한 만성질환 유병 상태, 기존 건강 수준, 지역(도시/농촌), 동거 형태 등에 따라 효과의 크기와 방향이 달라질 수 있다.

이론적으로 기초연금은 의료서비스 접근성 향상, 영양 및 주거 환경 개선, 심리적 안녕 증진, 사회적 참여 확대 등 다양한 경로를 통해 노인 건강에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 이는 건강의 사회적 결정요인 이론 및 건강 자본 모형과 일치하는 예측이다. 다만 효과의 크기와 방향은 개인의 초기 조건, 지역적 맥락, 제도적 환경에 따라 이질적으로 나타날 수 있다. 따라서 기초연금의 건강 효과에 대한 실증적 검증이 필요하며, 이는 정책의 효과성 평가 및 개선 방향 모색에 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

제5절 분석 방법

1. 분석 모형

가. 이중차분법

이 연구에서는 기초노령연금의 건강 효과를 분석하기 위해 이중차분법(Difference-in-Differences : DID)을 이용한다. 이중차분법은 정책 개입의 인과적 효과를 추정하는 데 널리 활용되는 준실험 설계 방법으로, 처치집단과 통제집단 간의 시간에 따른 결과변수의 변화를 비교함으로써 정책효과를 식별한다(Angrist and Pischke, 2009).

$$Y_{i,t} = \beta(Post_t \times Age65_{i,t}) + \theta_1 Post_t + \theta_2 Age65_{i,t} + X_{i,t}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \psi_b + \phi_{b(i) \times t} + \epsilon_{i,t} \quad (4-1)$$

위의 식에서 $Y_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 건강을 나타내는 종속변수이다. 대표적으로 사망 여부 변수가 사용되었는데, 연도 t 에 사망했으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 사망자는 사망 연도 이후에는 결측치로 처리된다.

$Post_t$ 는 연도 t 가 2008년 혹은 그 이후이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수로, 기초노령연금 도입 이후 시기를 나타낸다. $Age65_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 나이가 65세 이상이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수이다. $X_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 거주 광역시도 더미, 광역시도의 실업률, 건강보험 소득분위, 건강보험 가입 유형이 포함된다. 이러한 변수들은 건강 결과에 영향을 미칠 수 있는 개인적, 지역적 특성을 통제하기 위해 모형에 포함되었다. μ_i 는 개인 고정효과, λ_t 는 연도 고정효과, ψ_b 는 출생 연도 고정효과, $\phi_{b(i) \times t}$ 는 출생 연도에 특수한 선형의 시간추세 효과를 나타내며, 특정 코호트가 시간에 따라 경험하는 고유한 추세를 포착한다. $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

위의 식에서 관심 대상이 되는 핵심 모수는 β 이다. 이는 기초노령연금 도입의 평균 처치효과(Average Treatment Effect on the Treated: ATT)를 나타낸다. 직관적으로 65세 이상의 사람들의 사망 확률의 2008년 기초노령연금 도입 전후 변화를 65세 미만의 사람들의 사망 확률의 변화와 비교하여 추정한다. θ_1 은 정책 도입 이후 시기의 평균적인 효과를, θ_2 는 처치집단과 통제집단 간의 평균적인 차이를 나타낸다. 만약 β 가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다면, 이는 기초노령연금이 노인의 사망 확률을 감소시키는 긍정적 효과가 있음을 의미한다.

건강보험 표본DB 자료의 중요한 장점 중 하나는 개인 수준의 패널데이터라는 점이다. 이는 개인 고정효과를 통제할 수 있는 기회를 제공한다. 개인 고정효과 μ_i 를 통제함으로써 개인의 시간에 따라 변하지 않는 특성들을 모두 제거할 수 있다. 여기에는 개인에게 타고난 건강 요인들(유전적 소인, 선천적 체질 등), 개인의 고정적인 경제력(평생소득 수준, 교육수준 등), 건강에 대한 선호나 태도 등이 포함된다. 이 연구에서는 개인 고정효과 μ_i 를 통제된 결과와 통제하지 않은 결과를 모두 보고하고, 추정치들을 비교한다. 이

를 통해 관찰되지 않는 개인 특성이 추정 결과에 미치는 영향을 평가하고, 모형의 강건성(robustness)을 검증한다. 일반적으로 개인 고정효과를 포함한 모형이 더 신뢰할 수 있는 추정치를 제공할 것으로 기대된다.

나. 삼중차분법

이 연구는 보다 정교한 식별 전략으로서 삼중차분법(Triple Difference : DDD)을 이용해서 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향을 분석한다. 삼중차분법은 이중차분법에 추가적인 비교집단을 도입함으로써, 평행추세 가정의 위배 가능성을 완화하고 추가적인 검증을 가능하게 한다(Angrist and Pischke, 2009). 기초노령연금은 65세 이상 노인 중에서도 소득 하위 70%에 계만 지급되는 선별적 복지제도이다. 따라서 동일한 연령대 내에서도 소득 수준에 따라 수급 자격이 다르다는 점을 활용하여, 65세 이상 고소득층(상위 30%)을 추가적인 통제집단으로 사용할 수 있다. 이는 연령에 따른 건강 변화 추세와 독립적으로 정책의 순수한 효과를 분리해 내는 데 도움을 준다. 본 연구의 삼중차분 추정 모형은 다음과 같다 :

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t} = & \beta(Post_t \times Low70_{i,t} \times Age65_{i,t}) + \theta_1(Post_t \times Low70_{i,t}) \\
 & + \theta_2(Post_t \times Age65_{i,t}) + \theta_3(Low70_{i,t} \times Age65_{i,t}) \\
 & + X_{i,t}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \psi_b + \phi_{b(i) \times t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (4-2)$$

위의 식에서 $Y_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 건강을 나타내는 종속변수이다. 대표적으로 사망 여부 변수가 사용되었는데, 연도 t 에 사망했으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 사망자는 사망 연도 이후에는 결측치로 처리된다.

$Post_t$ 는 연도 t 가 2008년 혹은 그 이후이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수이다. $Low70_{i,t}$ 는 건강보험 소득분위가 하위 70%이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수이다. $Age65_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 나이가 65세 이상이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항 변수이다. $X_{i,t}$ 는 개인 i 의 연도 t 에서의 거주 광역시도 더미, 광역시도 실업률, 건강보험 소득분위, 건강보험 가입 유형이 포함된다. μ_i 는 개인 고정효과, λ_t 는 연도 고정효과, ψ_b 는 출생 연도 고정효과, $\phi_{b(i) \times t}$ 는 출생 연도에 특수한 선형

의 시간추세 효과를 나타낸다. $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항이다.

위의 삼중차분 모형에서 관심 대상이 되는 핵심 모수는 β 이다. 이는 세 가지 차원의 비교를 통해 정책 효과를 식별하는데 이는 다음과 같다:

$$\begin{aligned} \beta = & [E(Y \mid Post = 1, Age65 = 1, Low70 = 1) - E(Y \mid Post = 0, Age65 = 1, Low70 = 1)] \\ & - [E(Y \mid Post = 1, Age65 = 1, Low70 = 0) - E(Y \mid Post = 0, Age65 = 1, Low70 = 0)] \\ & - [E(Y \mid Post = 1, Age65 = 0, Low70 = 1) - E(Y \mid Post = 0, Age65 = 0, Low70 = 1)] \\ & - [E(Y \mid Post = 1, Age65 = 0, Low70 = 0) - E(Y \mid Post = 0, Age65 = 0, Low70 = 0)] \end{aligned}$$

이는 (65세 이상, 소득 하위 70%) 집단이 정책 도입 전후로 경험한 건강 변화를, 다른 세 집단[(65세 이상, 소득 상위 30%), (65세 미만, 소득 하위 70%), (65세 미만, 소득 상위 30%)]이 경험한 변화와 비교하여 기초노령연금의 효과를 추정한다.

삼중차분법은 이중차분법에 비해 다음과 같은 장점을 갖는다. 첫째, 보다 약한 식별 가정이 필요하다. 이중차분법은 처치집단과 통제집단 간 평행추세를 요구하지만, 삼중차분법은 처치집단과 통제집단 간 추세의 차이가 시간에 따라 일정하다는 더 약한 가정만을 요구한다. 즉, 65세 전후 건강 격차가 시간에 따라 변화하더라도, 그 변화가 소득집단 간에 유사하다면 β 는 여전히 편이 없이 추정될 수 있다. 둘째, 연령 효과와 정책 효과가 분리될 수 있다. 단순 이중차분 설계에서는 서로 다른 연령 집단의 정책 도입 전후의 건강 변화를 비교한다. 반면, 삼중차분법은 동일 연령대 내 소득집단 간 비교를 추가함으로써 이러한 연령 효과를 더욱 효과적으로 통제한다. 셋째, 동시적 정책 변화의 통제할 수 있다. 2008년 전후로 노인 대상 다른 정책들이 시행되었을 가능성이 있다. 삼중차분 모형에서는 그러한 효과들이 정책 시행 이후 시기를 나타내는 $Post_t$ 와 65세 이상 인구 집단을 나타내는 $Age65_{i,t}$ 의 교호항을 통제함으로써 통제할 수 있다.

2. 분석 자료

가. 건강보험 표본코호트DB

본 연구는 국민건강보험공단이 구축한 국민건강정보 데이터베이스(National

Health Information Database : NHID)의 표본 코호트 DB(NHID-cohort)를 활용했다. 국민건강정보 DB는 전 국민을 대상으로 하는 건강보험 및 의료 급여 자료로서, 진료명세서, 진료내역, 상병내역, 처방전 내역 등을 진료개시일 중심으로 구축한 데이터베이스이다. 우리나라 건강보험제도는 전 국민을 대상으로 법에 의해 가입이 강제되므로, 이 자료는 전 국민의 의료이용 정보를 포괄하는 고유한 특성을 지닌다.

표본 코호트 DB는 2002년 자격 DB를 기준으로 약 100만 명의 표본을 추출하여 추적한 코호트 자료이다. 표본추출은 성별(2개 범주), 연령(19개 범주), 자격별 소득분위를 기준으로 층화무작위추출법을 적용하였으며, 전체 추출률은 모집단 대비 약 2.2%이다.

표본 코호트 DB는 크게 네 가지 데이터베이스로 구성되어 있다. 첫째, 자격 DB는 개인의 기본 신상정보, 거주지, 건강보험 자격, 보험료, 소득분위, 사망 및 사망원인 정보를 포함한다. 둘째, 진료 DB는 건강보험 가입자들의 진료내역 및 명세서(20 테이블), 진료내역(30 테이블), 수진자 상병내역(40 테이블), 처방전 교부내역(50, 60 테이블) 등으로 구성된다. 셋째, 건강검진 DB는 일반건강검진, 생애전환기 건강진단, 암 검진 등의 정보를 포함한다. 넷째, 요양기관 DB는 의료기관의 종별, 설립 구분, 지역, 병상 수, 의사 수, 장비 보유 현황 등의 정보를 제공한다.

본 연구의 분석에 특히 중요한 것은 자격 DB에 포함된 사망 정보와 연령, 소득분위 정보, 가입자 구분과 관련된 정보이다. 통계청의 사망원인 DB와 연계되어 있는 이 정보는 사망시점과 사망원인(세분류 및 중분류)을 포함하고 있어, 기초연금 수급이 사망률 및 사망원인에 미치는 영향을 분석할 수 있게 한다.

나. 분석 대상 및 기간

본 연구의 분석 대상은 2008년 기초노령연금 제도 도입 시점을 전후한 65세 이상 노인 인구이다. 기초노령연금은 2008년 1월부터 시행된 제도로, 65세 이상 노인 중 소득인정액이 하위 70%에 해당하는 대상자에게 현금을 지원하는 정책이다. 이 연구에서는 표본 코호트 DB의 2002년부터 2013년

까지의 정보를 활용했다. 정책 시행 이전의 6년, 시행 이후의 6년을 포함하여 정책 시행 전후를 비교할 수 있는 충분한 관찰 기간이 확보된다.

분석에 사용된 최종 표본은 다음과 같이 설정되었다. 첫째, 표본 기간의 각 연도에 55세 이상 74세 미만인 사람들이 표본에 포함되었다. 그러나 강건성 분석에서 연령 범위를 더 좁게 하는, 제한된 표본에 대한 분석을 추가적으로 수행했다. 다음으로 의료급여 수급자와 소득분위 1분위에 포함된 사람들은 제외되었다. 이들은 기초생활수급자일 가능성이 높는데, 기초생활수급자가 기초연금을 신청하면 생계급여가 줄어드는 연계 감액 제도가 적용되기 때문에 실질적인 혜택이 거의 없거나 오히려 지원금 총액이 감소할 수 있기 때문이다.

다. 주요 변수

종속변수는 건강 결과를 측정하는 변수들로 구성된다. 주요 종속변수는 (1) 사망 여부와 (2) 사망원인별 사망이다. 사망원인은 순환계통 질환(I00-I99), 신생물(C00-D48), 호흡계통 질환(J00-J99) 등 주요 사망원인별로 세분화하여 분석했다.

독립변수는 기초노령연금 수급 자격 여부이다. 앞서 설명한 바대로 이중차분법을 이용한 분석에서는 연령과 연도를 기준으로 처치 변수를 구성했다. 연령이 65세 이상이고, 연도가 2008년 혹은 그 이후이면 기초노령연금 처치 변수가 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 삼중차분에서는 정확하게 기초노령연금의 수급 대상자를 식별하여 분석에 활용한다. 각 연도의 소득분위 하위 70%에 해당하는 65세 이상인 사람들이 2008년 혹은 그 이후에 기초노령연금의 수급 대상자가 된다. 표본 코호트 DB의 소득분위 정보를 활용하여 지역가입자와 직장가입자를 구분하고, 각각의 소득분위에 따라 수급 자격을 판정했다.

본 연구에서 사용한 표본 코호트 DB는 여러 장점을 지닌다. 첫째, 전 국민을 모집단으로 하는 대표성 있는 표본 자료이다. 둘째, 동일 개인을 추적하는 종단 코호트 자료로, 정책 시행 전후 비교가 가능하다. 셋째, 약 100만 명의 대규모 표본으로 충분한 통계적 검정력을 확보할 수 있다. 넷째, 사망

이나 건강검진 결과와 같은 객관적 건강 정보에 대한 분석이 가능하다.

다만 몇 가지 한계도 존재한다. 첫째, 2002년에 구축된 코호트이므로 시간이 지남에 따라 모집단 대표성이 일부 감소할 수 있다. 둘째, 소득인정액이 아닌 보험료 기반 소득분위를 사용하므로 실제 기초연금 수급 자격과 완전히 일치하지 않을 수 있다. 이러한 한계에도 불구하고, 본 자료는 기초연금의 건강 효과를 실증적으로 분석할 수 있는 가장 적합한 자료원으로 판단된다.

〈표 4-2〉는 기초통계량이다. 2002년부터 2013년까지의 표본에서 55~74세 장년 및 고령자, 그리고 소득 2분위 이상이 표본에 포함되었다.

해당 표본에서 사망 확률(전체 관측치 대비 사망 관측치의 비율)은 0.7%, 남성의 비율은 약 48%, 평균연령은 63세이다. 각 소득분위별 표본 비율도 표에 제시되어 있다.

〈표 4-2〉 기초통계량

N=1,699,514	평균	표준편차
사망	0.007	0.083
성별(남성=1)	0.481	0.500
연령	63.0	5.62
소득분위		
2분위	0.077	0.266
3분위	0.079	0.269
4분위	0.081	0.273
5분위	0.088	0.284
6분위	0.099	0.298
7분위	0.112	0.315
8분위	0.133	0.340
9분위	0.152	0.359
10분위	0.180	0.384

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

제6절 분석 결과

1. 이중차분법을 통해 추정된 결과

〈표 4-3〉은 55~74세의 인구로 구성된 표본에 대해 이중차분법을 이용해 추정된 결과를 보여준다.

열 (1)-(3)은 개인 고정효과를 통제하지 않은 모형, 열 (4)-(6)은 개인 고정효과를 통제한 모형에 대한 추정 결과를 보여준다. 또한 기타 설명변수(성별, 거주 광역시도 더미, 광역시도 실업률, 건강보험 소득분위, 건강보험 가입 유형)의 통제 여부와, 출생 코호트에 특수한 시간 추세의 함수 형태에 따라 다른 모형들을 추정된 결과들이다.

〈표 4-3〉 기초노령연금에 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	0.002*** (0.000)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-4〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.000 (0.000)	-0.008*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

추정 결과, 기초노령연금이 시행된 이후로 65세 이상 인구집단(65~74세)의 사망 확률이 65세 미만의 인구집단(55~64세)에 비해 0.3~0.6%p 감소한 것으로 나타난다(열 (1)의 결과 제외). 설명변수를 통제하지 않은 열 (1)의 결과는 사망률이 오히려 0.2%p 증가하는 것으로 나타나는데, 이는 추정에 있어 개인 특성이나 코호트별 시간 추세를 통제하는 것이 중요함을 시사한다. 열 (4)에서 시간에 따라 변할 수 있는 특성이나 코호트 추세에 대한 통제가 없는 개인 고정효과 모형의 추정치 역시 기초노령연금 도입 이후 사망률이 감소한 것으로 나타난다. 따라서 열 (1)의 결과를 제외하면 추정치가 추정 모형에 따라 크게 다르지 않은 것을 확인할 수 있으며, 추정치들은 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 4-4〉는 60~69세인 사람들로 제한한 표본에 대해 추정된 결과를 나타낸다. 이 표본은 처치집단(65~69세)과 통제집단(60~64세) 간의 연령 차이가 55~74세 표본보다 더 작아, 두 집단이 보다 유사한 특성을 가질 것으로 예상된다. 추정 결과는 설명변수를 전혀 통제하지 않은 열 (1)의 결과를 제외하면 기초노령연금이 시행된 이후로 65세 이상 인구집단(65~69세)의 사망 확률이 65세 미만의 인구집단(60~64세)에 비해 0.6~0.8%p 감소한 것으로 나타난다. 추정치들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 4-5〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 63~66세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.007*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.006*** (0.002)	-0.016*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	336,686	336,686	336,686	336,686	336,686	336,686

주 : 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-5〉는 63~66세인 사람들로 제한한 표본에 대해 추정된 결과를 나타낸다. 추정치들은 기초노령연금이 시행된 이후로 65~66세 인구의 사망 확률이 63~64세에 비해 0.6~1.6%p 감소한 것으로 나타난다. 이 표본에 대한 추정에서는 설명변수와 개인 고정효과를 통제하지 않은 열 (1)의 결과에서도 기초노령연금 도입으로 고령자 사망률이 감소한 것으로 나타난다. 앞서 55~74세 표본이나 60~69세 표본의 결과와 다른데, 이는 연령 차이가 큰 집단일수록 집단 간 이질성이 확대될 가능성이 있으며, 이러한 점에서 설명변수들을 적절히 통제하는 것이 분석의 타당성을 확보하는 데 중요함을 시사한다.

〈표 4-6〉은 64세와 65세인 사람들로 제한한 표본에 대해 추정된 결과를 나타낸다. 이는 가장 엄격한 비교 설계로, 처치 연령 기준점 바로 전후의 개인들만을 비교한다. 추정 결과는 기초노령연금이 시행된 이후로 65세의 사망 확률이 64세에 비해 0.9~4.4%p 감소한 것으로 나타난다. 이는 앞선 분석들에 비해 훨씬 큰 효과 크기를 보여준다. 개인 고정효과를 통제하지 않은 모형들(열 (1)-(3))에 대한 추정치들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 그 크기는 -0.009~-0.017이다.

그러나 개인 고정효과를 통제한 모형들(열(4)-(6))은 추정치들의 절대적인 크기는 더 크지만(-0.043~-0.044) 통계적으로 유의하지 않다. 이는 64~65세로 제한된 표본에서 표본 크기가 상대적으로 작아 개인 고정효과를 포함한 모형에서 표준오차가 크게 증가했을 가능성이 있다. 실제로 표의 추정 결과에서 표준오차가 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 둘째, 64~65세만을 비교할 경우 시간에 따른 관측치 수가 제한적이어서 개인 내 변동(within-individual variation)이 충분하지 않을 수 있다. 개인 고정효과 모형은 개인 내 변동만을 활용하므로, 관측 기간이 짧거나 종속변수의 변동이 적을 경우 비효율적인 추정치를 산출할 수 있다.

〈표 4-6〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향: 64~65세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.009*** (0.001)	-0.017*** (0.002)	-0.017*** (0.002)	-0.044 (0.039)	-0.043 (0.039)	-0.043 (0.039)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	169,585	169,585	169,585	169,585	169,585	169,585

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-7〉 사망원인 분류

	구분명 및 코드
사망원인 1	특정 감염성 및 기생충성 질환(A00-B99)
사망원인 2	신생물(C00-D48)
사망원인 3	혈액 및 조혈기관의 질환과 면역메커니즘을 침범한 특정 장애(D50-D89)
사망원인 4	내분비, 영양 및 대사 질환(E00-E90)
사망원인 5	정신 및 행동 장애(F00-F99)

〈표 4-7〉의 계속

	구분명 및 코드
사망원인 6	신경계통의 질환(G00-G99)
사망원인 7	눈 및 눈 부속기의 질환(H00-H59)
사망원인 8	귀 및 유도의 질환(H60-H95)
사망원인 9	순환계통의 질환(I00-I99)
사망원인 10	호흡계통의 질환(J00-J99)
사망원인 11	소화계통의 질환(K00-K93)
사망원인 12	피부 및 피하조직의 질환(L00-L99)
사망원인 13	근골격계통 및 결합조직의 질환(M00-M99)
사망원인 14	비뇨생식계통의 질환(N00-N99)
사망원인 15	임신, 출산 및 산후기(O00-O99)
사망원인 16	출생전후기에 기원한 특정 병태(P00-P96)
사망원인 17	선천기형, 변형 및 염색체이상(Q00-Q99)
사망원인 18	달리 분류되지 않은 증상, 징후와 임상 및 검사의 이상소견(R00-R99)
사망원인 19	손상, 중독 및 외인에 의한 특정 기타 결과(S00-T98)
사망원인 20	특수목적 코드(U00-U99)
사망원인 21	질병이환 및 사망의 외인(V01-Y98)

자료 : 제8차 한국표준질병사인분류표.

〈표 4-8〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 1	0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
사망원인 2	0.0008*** (0.0002)	-0.0023*** (0.0004)	-0.0026*** (0.0005)	-0.0024*** (0.0003)	-0.0018*** (0.0004)	-0.0023*** (0.0004)
사망원인 3	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 4	0.0000 (0.0001)	-0.0003* (0.0001)	-0.0003 (0.0002)	-0.0003** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)
사망원인 5	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 6	0.0001*** (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)

〈표 4-8〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 7	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 8	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
사망원인 9	0.0003** (0.0001)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0014*** (0.0003)	-0.0013*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0012*** (0.0003)
사망원인 10	0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)
사망원인 11	0.0001** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)
사망원인 12	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 13	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0001* (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
사망원인 14	0.0002*** (0.0000)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
사망원인 15	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 16	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 17	0.0000** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000* (0.0000)	0.0000* (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 18	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 19	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 20	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 21	-0.0005*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0003* (0.0002)	-0.0003* (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-8〉은 55~74세 표본에 대해 기초노령연금이 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 추정된 결과를 보여준다. 이 분석은 기초노령연금이 어떤 경로를 통해 사망률을 감소시켰는지에 대한 단서를 제공한다.

개인 고정효과 모형에 의한 추정 결과를 중심으로 살펴보면, 기초노령연금 제도의 시행 이후 사망 확률이 유의하게 감소한 결과가 있는 사망원인은 사망원인 2(신생물), 사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환), 사망원인 9(순환계통의 질환), 사망원인 11(소화계통의 질환), 사망원인 13(근골격계통 및 결합조직의 질환), 그리고 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)이다. 특히 신생물(사망원인 2)과 순환계통의 질환(사망원인 9)은 모든 모형에서 1% 수준으로 강하게 유의한 사망 감소를 보였다. 개인 고정효과 모형에 의한 추정 결과에서 신생물에 의한 사망은 0.18~0.24%p 감소했고, 순환계통의 질환에 의한 사망은 0.09~0.13%p 감소했다. 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망은 0.03%p 감소했다.

〈표 4-9〉는 60~69세 표본에 대해 기초노령연금이 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 추정된 결과를 보여준다. 고정효과 모형에서 사망 확률이 유의하게 감소한 결과가 있는 사망원인은 사망원인 2(신생물), 사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환), 사망원인 9(순환계통의 질환), 사망원인 11(소화계통의 질환), 그리고 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)이다.

개인 고정효과 모형의 추정 결과를 중심으로 추정치들을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 신생물(사망원인 2)에 의한 사망 확률이 0.28~0.37%p 감소한 것으로 나타났다. 이는 개인 고정효과 포함 여부와 무관하게 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 기초노령연금이 암 조기 발견이나 치료 접근성을 개선했을 가능성을 시사한다.

둘째, 내분비, 영양 및 대사 질환(사망원인 4)으로 인한 사망 확률이 0.03~0.04%p 감소했다. 이 질환군에는 당뇨병, 영양결핍, 비만 등이 포함된다. 기초노령연금이 식품 구매력을 향상시켜 영양 상태가 개선되었거나, 당뇨병과 같은 만성질환의 관리가 개선되었을 가능성이 있다.

셋째, 순환계통의 질환(사망원인 9)에 의한 사망 확률이 0.14~0.17%p 감소한 것으로 나타났다(열 (1)의 결과 제외). 기초노령연금이 스트레스 감소,

의료 접근성 개선 등을 통해 심혈관 건강을 개선했을 가능성을 고려해 볼 수 있다.

넷째, 소화계통의 질환(사망원인 11)으로 인한 사망 확률은 0.03~0.04%p 감소했다.

마지막으로, 질병이환 및 사망의 외인(사망원인 21)에 의한 사망 확률이 0.03~0.09%p 감소했다. 이는 무리한 노동에 의한 사고의 감소, 사고 후 치료 접근성의 개선, 자살의 감소에 의한 것일 수 있다.

〈표 4-9〉 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 이중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 1	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
사망원인 2	-0.0000 (0.0002)	-0.0038*** (0.0005)	-0.0034*** (0.0006)	-0.0037*** (0.0004)	-0.0032*** (0.0004)	-0.0028*** (0.0006)
사망원인 3	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 4	0.0001 (0.0001)	-0.0004** (0.0002)	-0.0003 (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003* (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
사망원인 5	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0001)
사망원인 6	0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
사망원인 7	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 8	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 9	-0.0001 (0.0002)	-0.0018*** (0.0003)	-0.0018*** (0.0004)	-0.0017*** (0.0003)	-0.0015*** (0.0003)	-0.0014*** (0.0004)
사망원인 10	0.0000 (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	-0.0003 (0.0002)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)
사망원인 11	0.0000 (0.0001)	-0.0004** (0.0002)	-0.0003 (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004** (0.0001)	-0.0003* (0.0002)
사망원인 12	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
사망원인 13	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)

〈표 4-9〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 14	0.0001** (0.0000)	-0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
사망원인 15	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 16	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 17	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 18	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 19	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 20	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 21	-0.0001 (0.0001)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0003 (0.0003)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0003 (0.0003)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869

주: 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

2. 삼중차분법을 통해 추정된 결과

〈표 4-10〉은 55~74세의 인구로 구성된 표본에 대해 삼중차분법을 이용해 추정된 결과를 보여준다. 열 (1)-(3)은 개인 고정효과를 포함하지 않은 모형의 추정 결과를, 열 (4)-(6)은 개인 고정효과를 포함한 모형의 추정 결과를 제시한다. 또한, 거주 광역시도 더미, 광역시도 실업률, 건강보험 소득분위, 건강보험 가입 유형 등 기타 설명변수의 통제 여부와 출생 코호트별 특수한 시간 추세의 함수 형태에 따라 다양한 사양을 추정된 결과를 함께 보고한다.

〈표 4-10〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.002*** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514

주 : 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

삼중차분법은 이중차분법에 비해 더 강력한 식별 전략을 제공한다. 65세 이상이면서 소득 하위 70%에 해당하는 집단을 처치집단으로, 나머지 세 집단[(65세 이상, 소득 상위 30%), (65세 미만, 소득 하위 70%), (65세 미만, 소득 상위 30%)]을 통제집단으로 활용함으로써, 연령과 소득수준에 따른 건강 추세의 차이를 보다 효과적으로 통제할 수 있다.

삼중차분에 의한 추정 결과, 기초노령연금은 사망 확률을 0.1~0.4%p 감소시키는 것으로 나타난다. 구체적으로, 개인 고정효과를 통제하지 않은 모형(열 (1)-(3))에서는 -0.001에서 -0.002까지의 추정치를 보이며, 개인 고정효과를 포함한 모형(열 (4)-(6))에서는 -0.003에서 -0.004 범위의 추정치를 보인다. 추정치들은 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈표 4-11〉은 60~69세 인구를 대상으로 삼중차분법을 적용하여 추정한 결과를 제시한다. 분석 결과, 기초노령연금 도입은 사망 확률을 0.2~0.4%p 감소시키는 것으로 나타났으며, 이러한 추정치는 최소 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 구체적으로, 개인 고정효과를 통제하지 않은 모형(열 (1)-(3))에서는 -0.002의 추정치를 보이며, 개인 고정효과를 포함한 모형(열 (4)-(6))에서는 -0.004의 추정치를 보인다. 개인 고정효과를 포함하면 추정치의 절댓값이 증가하는데, 이는 관찰되지 않는 개인 이질성을 통제하는 것이 중요함을 시사한다.

〈표 4-11〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869

주 : 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-12〉는 63~66세인 고령자들을 대상으로 삼중차분법을 적용하여 추정된 결과를 보여준다. 분석 결과, 기초노령연금 도입은 사망 확률을 0.4%p 감소시키는 것으로 나타났다. 모든 모형(열 (1)-(6))에서 추정치는 정확히 -0.004이며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 추정치가 모형에 관계 없이 동일하여, 결과의 강건성을 보여준다.

〈표 4-12〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 63~66세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	336,686	336,686	336,686	336,686	336,686	336,686

주 : 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-13〉 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 64~65세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
처치 효과	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	169,585	169,585	169,585	169,585	169,585	169,585

주 : 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

〈표 4-13〉은 64세와 65세인 사람들만을 대상으로 삼중차분법을 적용하여 추정된 결과를 제시한다. 이는 가장 좁은 연령 구간을 사용하는 분석으로, 처치 기준점 직전과 직후의 개인들만을 비교한다. 이러한 접근은 연령에 따른 건강 변화가 비선형적이거나 불연속적일 가능성을 통제하는 데 유용하다.

분석 결과, 기초노령연금 도입은 사망 확률을 0.5~0.6%p 감소시키는 것으로 나타났다. 추정치들은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 개인 고정효과 포함 여부나 코호트 시간추세의 함수 형태에 관계없이 추정치가 매우 안정적이다. 64~65세 삼중차분 추정치(-0.005~-0.006)는 더 넓은 연령대를 포함한 분석들의 추정치보다 크다.

삼중차분 결과를 종합하면 연령 집단의 선택이나 분석 모형에 관계없이 기초노령연금의 도입이 고령자의 사망 확률을 감소시킨 것으로 일관되게 나타난다.

다음으로 삼중차분을 통해 기초노령연금의 도입이 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 추정한 결과를 살펴본다. 〈표 4-14〉는 55~74세 표본에 대해 기초노령연금이 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 삼중차분을 통해 추정한 결과를 보여준다.

〈표 4-14〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 17	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
사망원인 18	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 19	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 20	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 21	-0.0003* (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0006** (0.0003)	-0.0006** (0.0003)	-0.0006** (0.0003)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514	1,699,514

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

기초노령연금 제도의 시행 이후 사망 확률이 유의하게 감소한 추정치가 있는 사망원인은 사망원인 2(신생물), 사망원인 9(순환계통의 질환), 그리고 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)이다. 개인 고정효과 모형에 의한 추정 결과를 중심으로 추정치들을 살펴보면 다음과 같다. 신생물(사망원인 2)에 의한 사망은 0.17~0.18%p 감소했으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 순환계통의 질환(사망원인 9)에 의한 사망은 개인 고정효과를 포함한 모형에서 0.09%p 감소했으며 적어도 5% 수준에서 유의하다. 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망은 0.06%p 감소했으며 5% 수준에서 유의하다.

〈표 4-15〉는 60~69세 표본에 대해 기초노령연금이 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 삼중차분을 통해 추정된 결과를 보여준다. 이 분석은 이중차분법으로 확인된 사망원인별 효과가 더 엄격한 식별 전략 하에서도 유지되는지를 검증한다.

〈표 4-15〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
사망원인 17	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
사망원인 18	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 19	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 20	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
사망원인 21	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0004 (0.0003)	-0.0005 (0.0003)	-0.0005 (0.0003)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y
관측치	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869	836,869

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

기초노령연금 제도의 시행 이후 사망 확률이 유의하게 감소한 추정치가 있는 사망원인은 사망원인 1(특정 감염성 및 기생충성 질환), 사망원인 2(신 생물), 사망원인 9(순환계통의 질환)이다. 다만 사망원인 1에 의한 사망 감소는 그 절대적인 크기가 작고 통계적인 유의성도 높지 않다. 55~74세 집단에 대한 결과와 다르게 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)에 대한 효과는 통계적으로 유의하지 않다.

개인 고정효과 모형에서 신생물에 의한 사망은 0.19~0.20%p, 순환계통의 질환에 의한 사망은 0.08~0.09%p 감소하는 것으로 나타난다. 전반적으로, 삼중차분 사망원인별 분석은 기초노령연금의 사망 감소 효과가 주로 암과 심혈관 질환, 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망의 감소를 통해 나타남을 재확인시켜준다.

3. 이중차분-사건연구 분석 결과

[그림 4-1]은 사건연구 분석(event-study analysis)을 통해 추정된 결과를

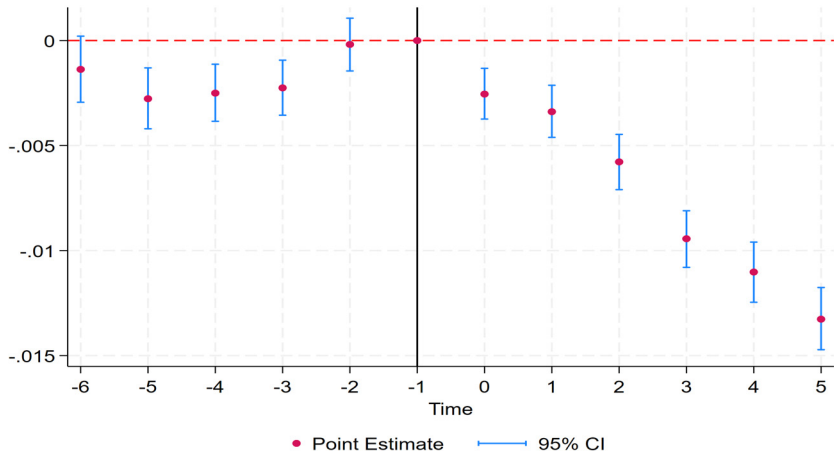
그림으로 나타낸 것이다. 55~74세 전체 표본에 대한 분석 결과를 보고한다.

사건연구 분석은 정책 도입 전후의 각 시점별 처치효과를 추정함으로써, 정책 효과의 동적 변화 패턴을 파악하고 평행추세 가정의 타당성을 검증하는 데 유용한 방법이다. 이 분석에서는 기초노령연금 도입 직전 연도인 2007년을 기준점(Time=-1)으로 설정하고, 그 이전 시점들(Time=-6부터 -2까지)과 이후 시점들(Time = 0부터 5까지)의 상대적 효과를 추정했다.

그림을 살펴보면, 기초노령연금의 도입 직전 연도인 2007년에 비해 그 이전의 해들에 65세 이상 인구의 사망 확률이 더 낮았다. 구체적으로, 2002년(Time=-6)부터 2005년(Time=-3)까지의 추정치는 모두 음(-)의 값을 보이며, 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의하다. 이는 2007년 대비 이 시기들의 65세 이상 인구의 상대적 사망 확률이 더 낮았음을 의미한다. 2006년(Time=-2)의 추정치는 0에 가까워지며 통계적으로 유의하지 않다.

그러나 기초노령연금이 도입된 2008년, 그리고 그 이후에 65세 이상 인구의 사망 확률은 해가 지남에 따라 점차 더 낮아지는 것으로 나타난다. 이러한 패턴은 기초노령연금의 건강 효과가 즉각적으로 나타나기보다는 시간이 지남에 따라 점진적으로 누적되는 특성을 가질 수 있음을 시사한다. 예

[그림 4-1] 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 이중차분-사건연구 분석 결과



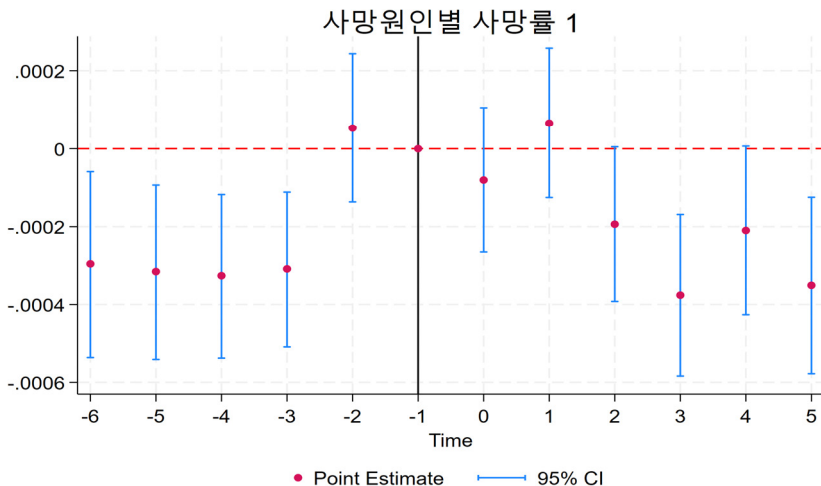
주 : 점들은 사건연구 분석 모형의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

를 들어, 기초노령연금으로 인한 영양 상태 개선이나 만성질환 관리 개선의 효과는 여러 해에 걸쳐 축적되어야 사망률 감소로 이어질 수 있다.

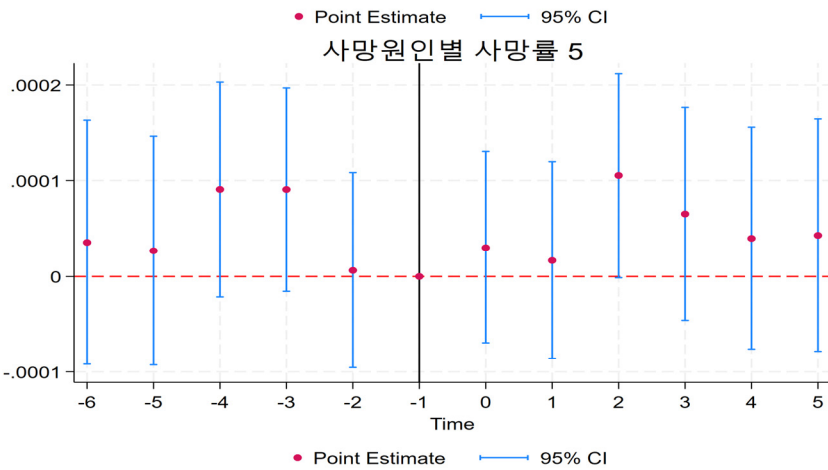
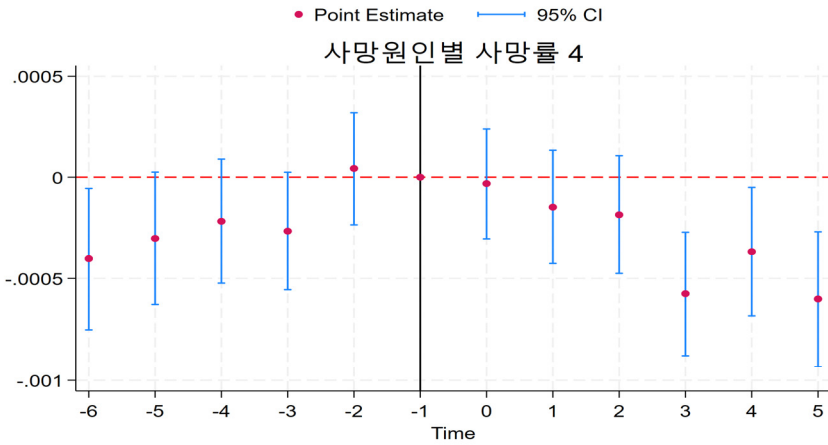
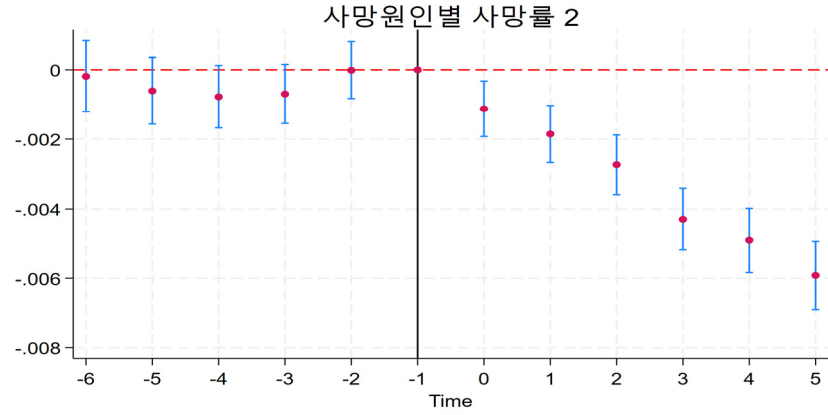
2003년부터 2007년까지 65세 이상 인구의 상대적인 사망 확률이 점차 높아지는 것을 기초노령연금 정책 이전의 시간 추세로 해석한다면, 기초노령 연금의 사망 확률 감소 효과는 실제보다 과소 추정되었을 가능성이 있다. 구체적으로, 만약 정책이 도입되지 않았더라도 처치집단(65세 이상)의 사망 확률이 통제집단(65세 미만)에 비해 계속 증가하는 추세를 보였을 것으로 예상된다면, 정책 도입 후 관찰된 사망률 감소는 기존 추세대로 이어졌을 때와 결과와 정책 효과의 합으로 볼 수 있다. 따라서 추세 효과를 제거한다면 실제 정책의 사망률 감소 효과는 더 클 수 있다.

그러나 동시에 이러한 정책 이전 추세는 평행추세 가정에 대한 우려를 제기한다. 평행추세는 정책 도입 이전 모든 시점의 추정치가 0 주변에서 통계적으로 유의하지 않다는 것을 함의한다. 본 연구에서 2003~2005년의 추정치가 유의하게 0과 다르다는 것은 처치집단과 통제집단 간에 정책 도입 이전부터 다른 추세가 존재했을 가능성을 시사한다. 이는 이중차분 추정치의 해석에 주의가 필요함을 의미하며, 삼중차분과 같은 분석을 통한 강건성 분석이 필요한 이유를 설명한다.

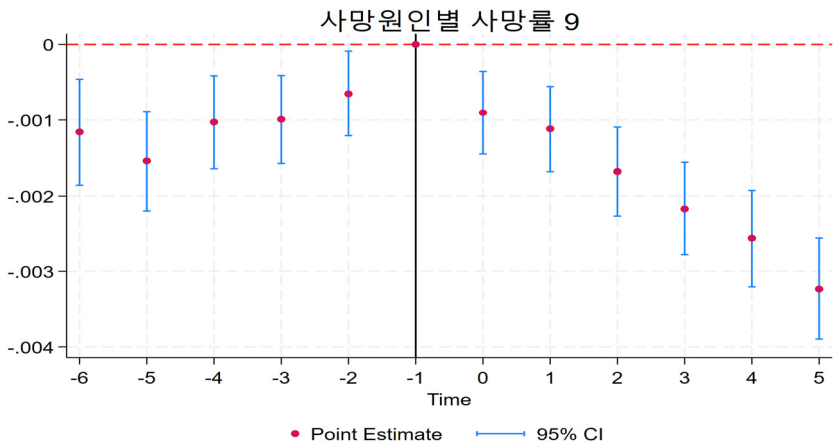
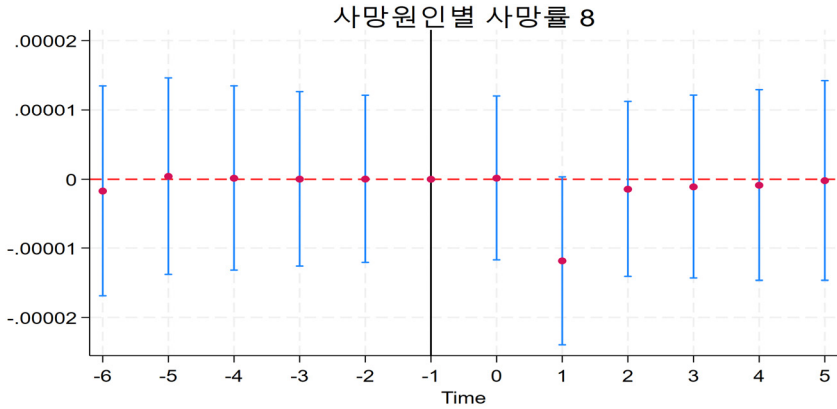
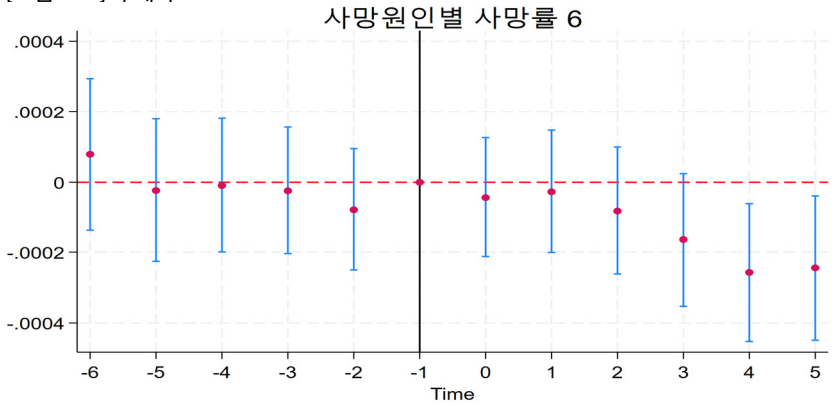
[그림 4-2] 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향: 이중차분-사건연구 분석 결과



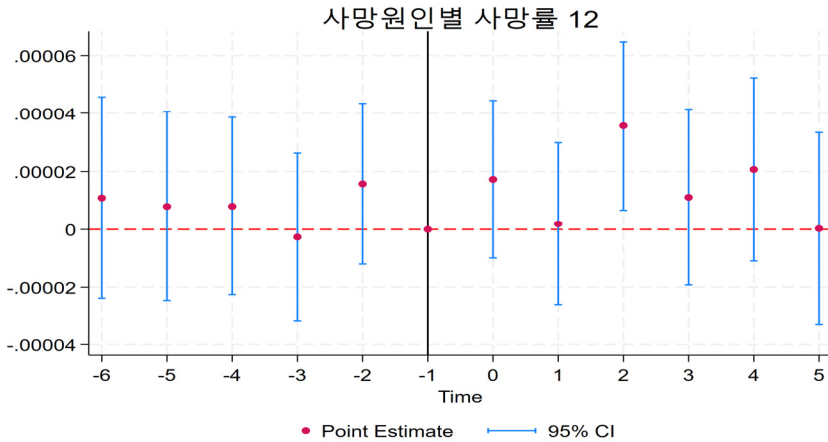
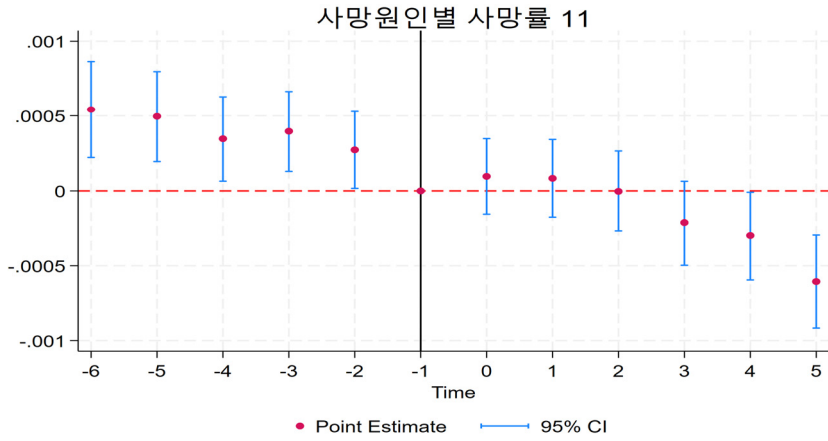
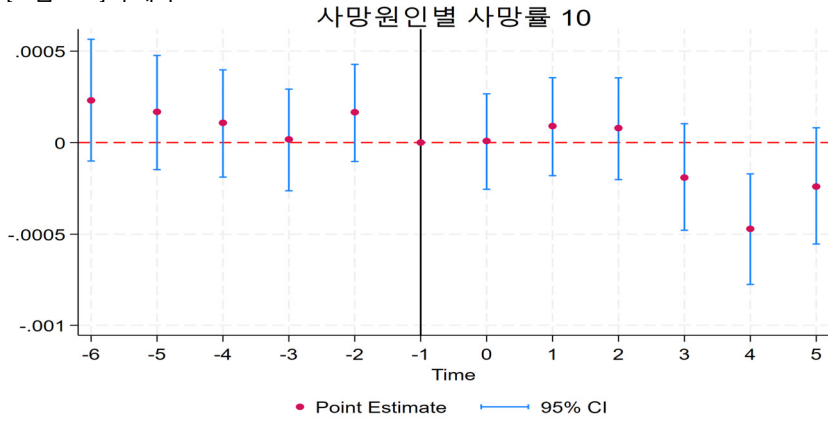
[그림 4-2]의 계속



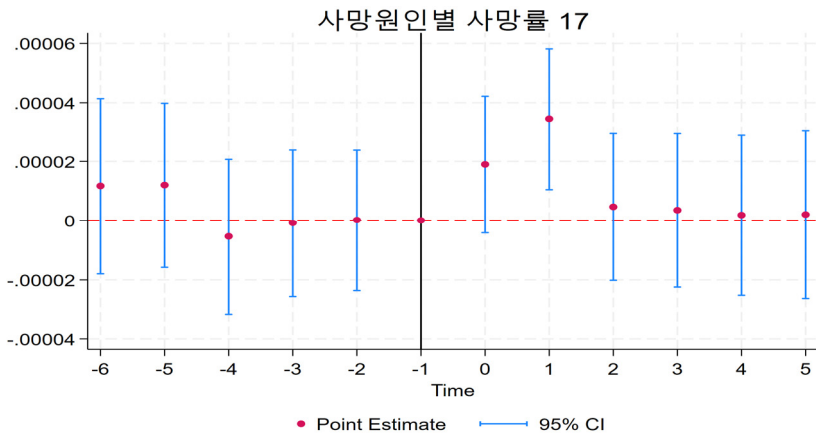
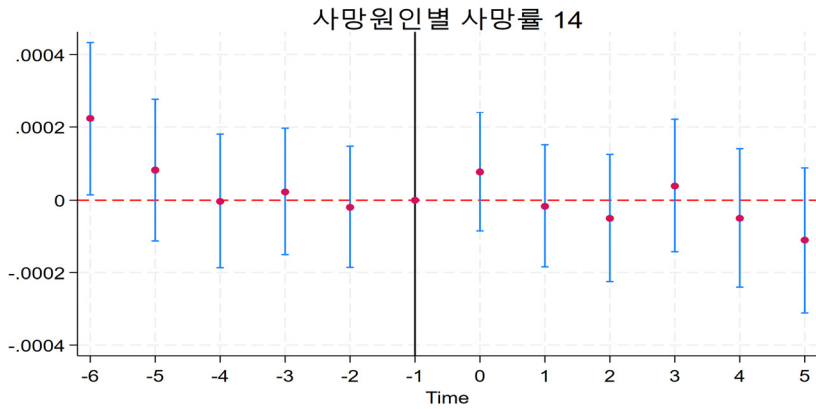
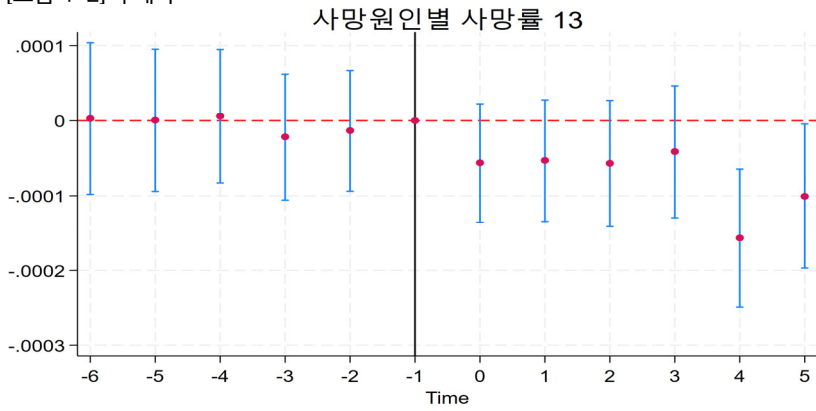
[그림 4-2]의 계속



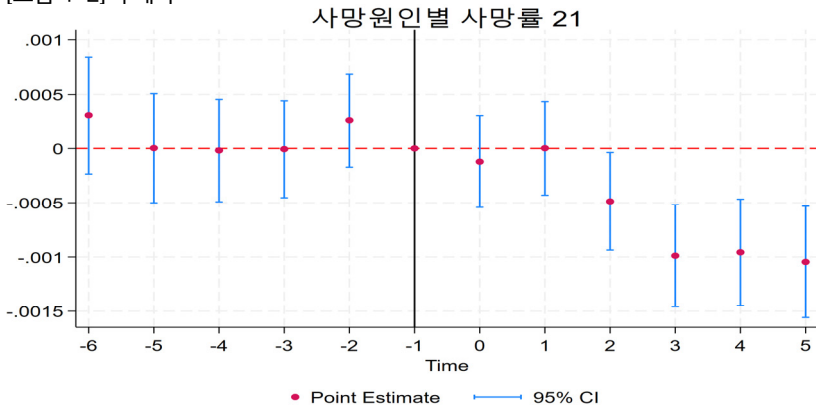
[그림 4-2]의 계속



[그림 4-2]의 계속



[그림 4-2]의 계속



주 : 점들은 사건연구 분석 모형의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.
 자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

[그림 4-2]는 이중차분-사건연구 분석을 활용하여 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 추정한 결과를 나타낸다. 기초노령연금의 도입 이후 사망 확률이 낮아진 사망 원인으로 논의 될 수 있는 원인들은 사망원인 2(신생물), 사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환), 사망원인 9(순환계통의 질환), 사망원인 13(근골격계통 및 결합조직의 질환) 그리고 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)이다.

사망원인 2(신생물)에 의한 사망 확률은 기초노령연금 도입 직전 연도인 2007년에 비해 계속 낮아지는 추세를 보인다. 반면 2007년에 비해서 2007년 이전의 사망 확률에는 유의한 차이가 없다. 이는 2008년부터의 신생물에 의한 사망 확률의 감소가 기초노령연금의 도입 효과에 의한 것일 가능성을 시사한다.

사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환)에 의한 사망 확률은 기초노령연금 도입 이전에는 처치군에서 증가 추세를 보이거나, 2008년 이후에는 감소 추세로 전환되는 것으로 나타난다. 기초노령연금 도입 후 이러한 추세가 반전되고 사망률이 감소했다는 것은 소득 보충이 식품 구매력 향상, 영양 상태 개선, 만성질환 관리 개선 등을 통해 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

사망원인 9(순환계통의 질환)에 의한 사망 확률 역시 기초노령연금 도입 이전에는 처치 집단에서 증가 추세를 보이지만, 2008년 이후에는 감소 추세로

전환된다. 심혈관 질환은 노인 사망의 주요 원인 중 하나이므로, 이 질환군에서의 큰 사망률 감소는 전체 사망률 감소에 중요한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 기초노령연금이 경제적 스트레스 감소, 의료 접근성 개선, 건강한 식습관 유지 등을 통해 심혈관 건강을 개선했을 가능성이 있다.

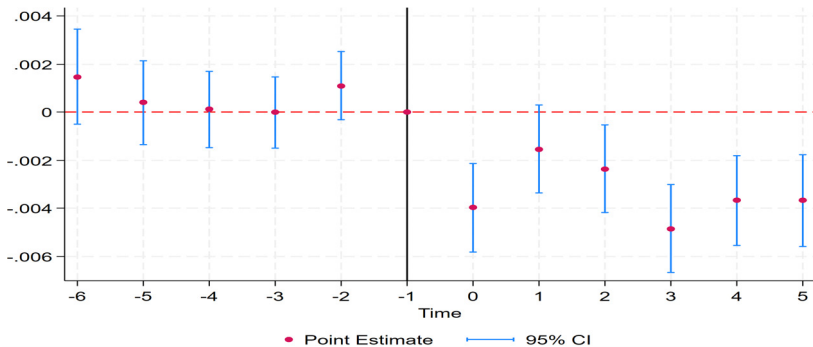
사망원인 13(근골격계통 및 결합조직의 질환)에 의한 사망 확률은 통계적 유의성의 측면에서 분명하지는 않지만, 기초노령연금 도입 이전에 비해 이후 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 변화가 실제 기초노령연금에 의한 것이라면, 기초노령연금의 지급으로 인한 고령 근로의 변화와 관련되어 있을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 예를 들어, 건강 수준에 비해 과도한 신체적 부담을 수반하는 노동을 통한 소득 활동이 줄어든 것과 관련되어 있을 가능성을 생각해 볼 수 있다.

사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)에 의한 사망 확률은 2008년 도입 2년 후부터 감소하는 것으로 나타난다. 그러나 기초노령연금 도입 이전에는 유의한 플래시보 효과를 발견할 수 없다.

4. 삼중차분-사건연구 분석 결과

[그림 4-3]은 삼중차분-사건연구 분석을 활용하여 기초노령연금 전후로 동적인 효과와 플래시보 효과를 추정한 결과를 그림으로 나타낸 것이다. 그

[그림 4-3] 기초노령연금이 사망에 미치는 영향 : 삼중차분-사건연구 분석 결과



주: 점들은 사건연구 분석 모형의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

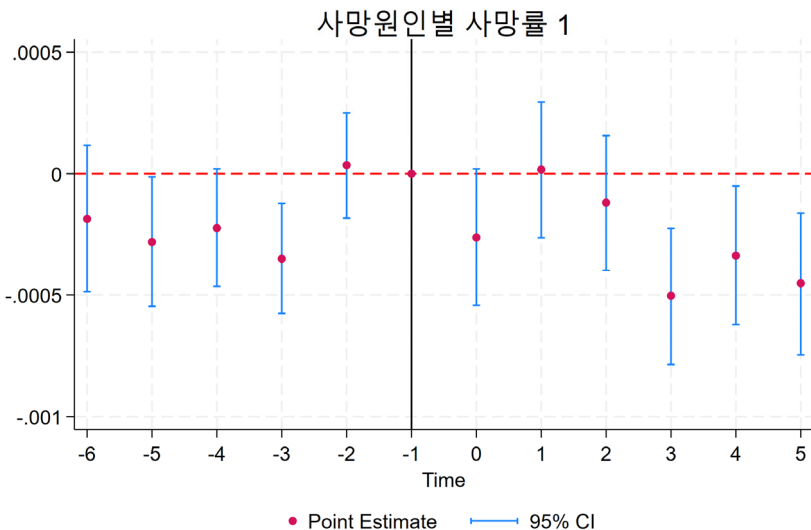
림은 기초노령연금의 도입 이후에 수급 대상자의 사망률이 감소했음을 보여준다. 반면에 기초노령연금 도입 이전인 2007년 이전에는 2007년과 사망 확률에 유의한 차이가 발견되지 않는다.

[그림 4-4]는 삼중차분-사건연구 분석을 활용하여 사망원인별 사망 확률에 미친 영향을 추정한 결과를 나타낸다. 기초노령연금의 도입 이후 사망 확률이 낮아진 사망 원인으로 추론되는 것은 사망원인 2(신생물), 사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환), 사망원인 9(순환계통의 질환), 그리고 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)이다.

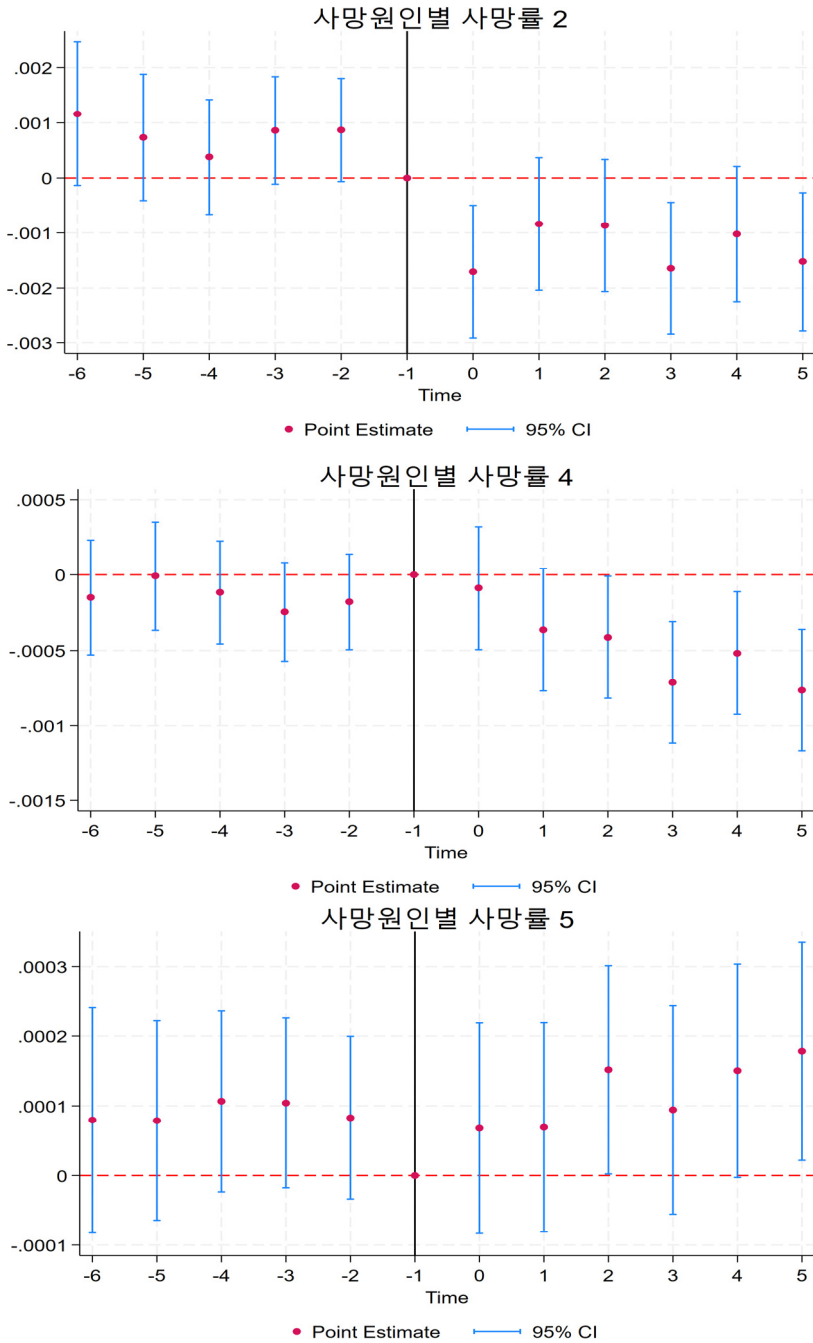
사망원인 2(신생물)에 의한 사망 확률은 기초노령연금 도입 직전 연도인 2007년에 비해 그 이후에 낮아졌다. 다만 통계적으로 유의하지는 않지만, 2007년 이전에 비해서 2007년의 사망원인 2(신생물)에 의한 사망 확률이 낮아져서 처치군에서 2007년부터 신생물에 의한 사망 확률이 낮아지기 시작한 것인지, 아니면 2007년의 감소는 일시적인 감소였는지 확실하게 알기 어렵다.

사망원인 4(내분비, 영양 및 대사 질환)는 기초노령연금 도입 1년 후인 2009년부터 감소했고, 그 이후에 더욱 감소하는 패턴을 보인다. 사망원인 9(순환계통의 질환)에 의한 사망 확률은 2007년에 비해 기초노령연금이 도

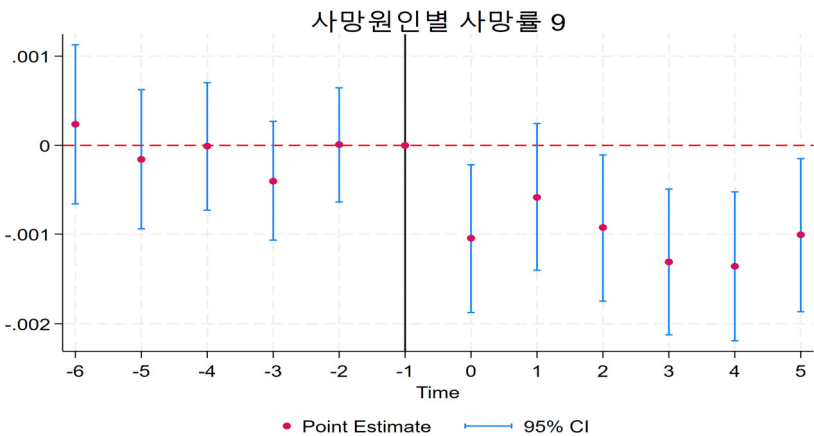
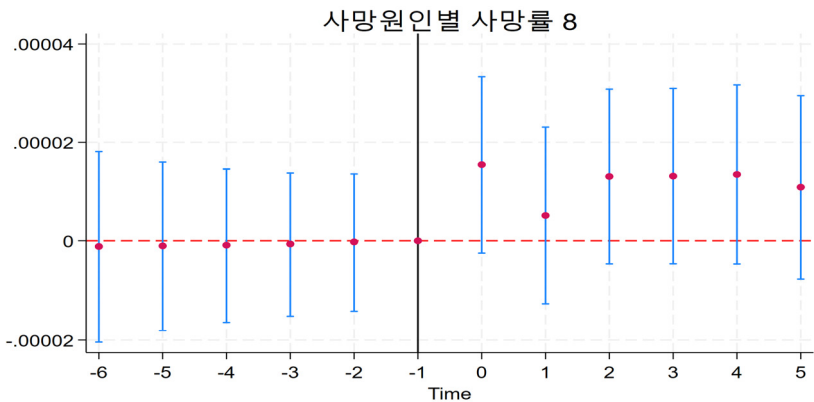
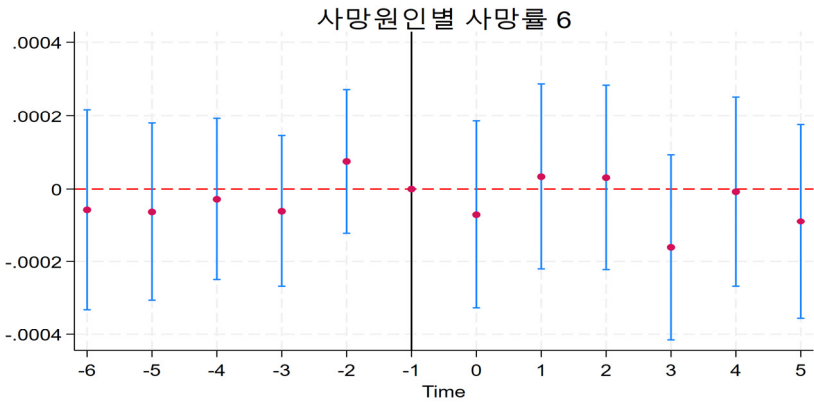
[그림 4-4] 기초노령연금이 사망원인별 사망에 미치는 영향 : 삼중차분-사건연구 분석 결과



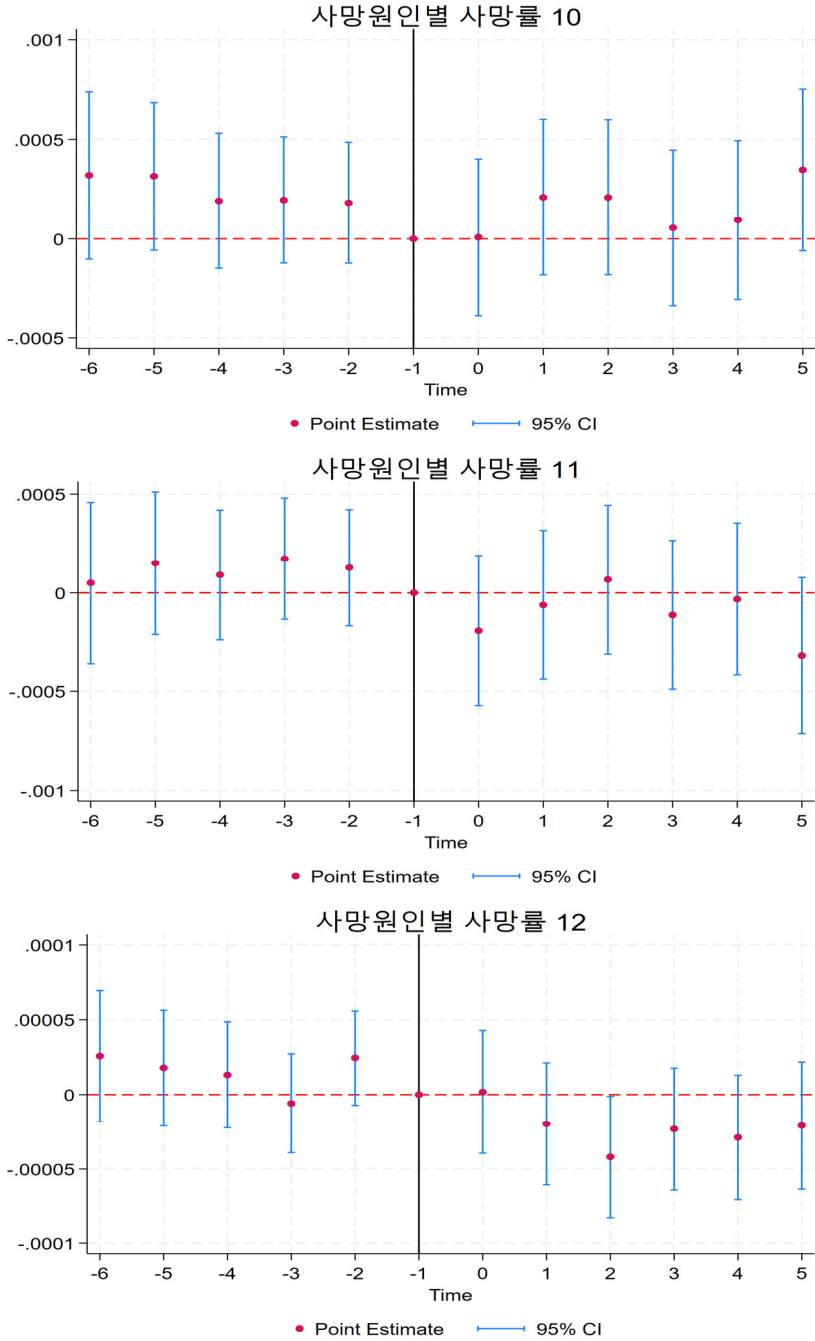
[그림 4-4]의 계속



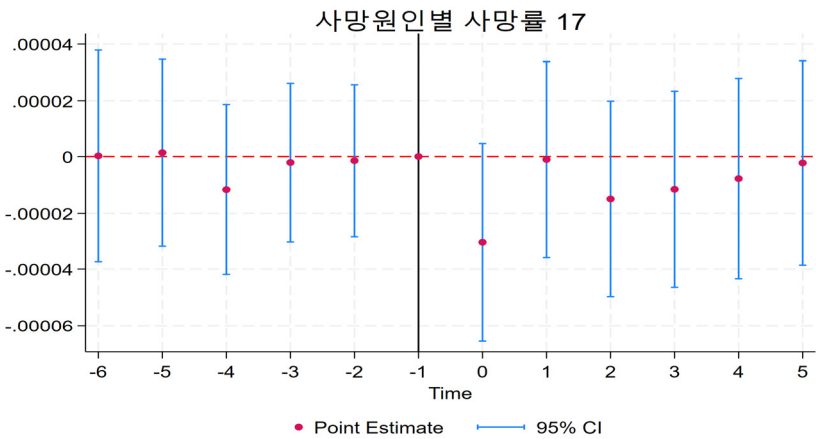
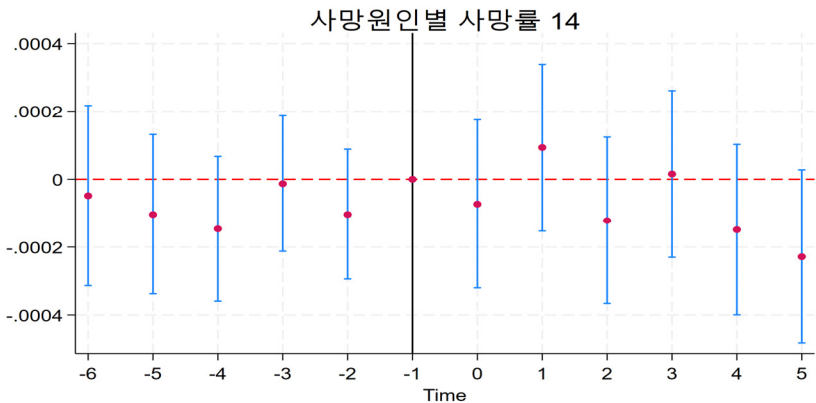
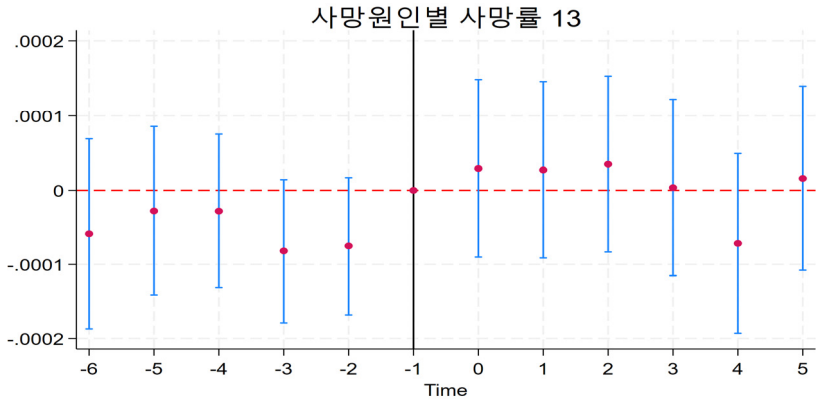
[그림 4-4]의 계속



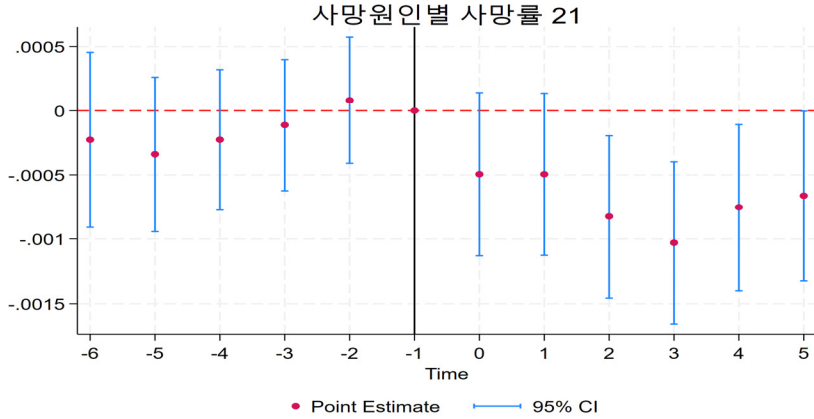
[그림 4-4]의 계속



[그림 4-4]의 계속



[그림 4-4]의 계속



주: 점들은 사건연구 분석 모형의 처치 효과에 대한 선행 및 후행 추정계수를 나타내며, 수직 밴드는 95% 신뢰구간을 표시함.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

입된 2008년과 그 이후에 감소했으며, 2007년 이전에는 2007년과 유의한 차이가 발견되지 않는다. 사망원인 21(질병이환 및 사망의 외인)에 의한 사망 확률은 2008년 도입 이전에 처치군에서 증가 추세를 보이지만, 2008년부터 그 이후에 2007년에 비해 감소했다.

5. 소득분위에 따른 이질적 효과: 삼중차분을 이용한 분석

기초노령연금의 효과는 고령자의 소득과 자산 수준에 따라 다를 수 있다. 자산과 소득이 충분한 경우에는 기초노령연금이 생활에 도움이 될 수 있지만 그 크기가 크지 않을 수 있다. 반면에 자산과 소득이 부족하여 생활에 어려움을 겪는 집단, 소득이 부족하여 건강이 좋지 않아도 열악한 환경에서 일해야 하는 집단에는 기초연금이 중요한 역할을 할 가능성이 있다.

〈표 4-16〉은 기초노령연금이 55~74세 고령자의 사망률에 미치는 영향을 소득분위별로 나누어 분석한 결과이다. 기초노령연금의 수급 대상이 아닌 소득 9, 10분위와 비교하여 소득 2-4분위, 5-6분위, 7-8분위 집단에 대한 효과를 추정했다. 개인 고정효과를 통제한 모형들에서 기초노령연금은 소득 2-4분위 고령자의 사망 확률을 0.4%p 감소시키는 것으로 나타난다. 추정치

〈표 4-16〉 기초노령연금이 사망에 미치는 소득 분위에 따른 이질적 영향 : 55~74세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
소득 2-4 분위	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
소득 5-6 분위	-0.002*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
소득 7-8 분위	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y

주: 1) ***: 1% 수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료: 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 소득 5-6분위 고령자의 사망 확률도 0.4%p 감소했고, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 반면에 소득 7-8분위 고령자의 사망확률은 0.1%p 감소하는 것으로 나타나지만, 통계적으로 유의하지 않다.

〈표 4-17〉은 기초노령연금이 60~69세 고령자의 사망률에 미치는 영향을 소득분위별로 나누어 분석한 결과이다. 개인 고정효과를 통제한 모형들에서 기초노령연금은 소득 2-4분위 고령자의 사망 확률을 0.5~0.6%p 감소시키는 것으로 나타난다. 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 소득 5-6분위 고령자의 사망 확률은 0.5%p 감소하고, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 소득 7-8분위 고령자의 사망 확률은 0.2%p 감소하는 것으로 나타나고 통계적으로 유의하지 않거나(열 (4)), 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

이러한 결과는 기초노령연금의 사망 확률에 대한 효과가 소득계층에 따라 차이가 나타남을 보여준다. 효과의 크기는 중위 이하 소득계층에서 더욱

〈표 4-17〉 기초노령연금이 사망에 미치는 소득 분위에 따른 이질적 영향 : 60~69세 연령 집단에 대한 삼중차분법을 통한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
소득 2-4 분위	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
소득 5-6 분위	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
소득 7-8 분위	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)
기타 설명변수	N	Y	Y	N	Y	Y
개인 고정효과	N	N	N	Y	Y	Y
코호트 선형 시간추세	N	Y	Y	N	Y	Y
코호트 이차식 시간추세	N	N	Y	N	N	Y

주 : 1) *** : 1% 수준에서 유의, ** : 5% 수준에서 유의, * : 10% 수준에서 유의.

2) 괄호 안의 표준오차는 같은 개인의 다른 시점 간 오차항의 상관관계를 허용하는 강건한 표준오차.

자료 : 국민건강보험공단, 「표본 코호트 DB」.

뚜렷하게 나타나며, 중상위 이상에서는 효과가 제한적으로 나타난다. 이는 경제적으로 취약한 계층일수록 소득 증가가 건강 투자와 의료 접근성 개선으로 이어질 여지가 크기 때문일 수 있다. 반면 중상위 이상에서는 이미 기본적인 건강 관리와 의료 서비스에 대한 접근이 충분하여, 추가적인 소득 증가가 사망률에 미치는 한계효과가 작을 가능성이 있다.

제7절 소 결

본 연구는 2008년 도입된 기초노령연금이 노인 사망률에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 국민건강보험공단의 표본 코호트 데이터베이스를 활용하여, 이중차분법과 삼중차분법 등 준실험적인 분석 방법을 통해 정책의 인과적 효과를 추정하였다. 주요 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금 도입은 노인 사망률을 통계적으로 유의하게 감소시

켰다. 이중차분 분석 결과는 표본의 선택(연령 집단의 구성)과 추정 모형에 관계없이 기초노령연금 도입 이후 65세 이상 고령자의 사망 확률이 감소했다는 것을 보여준다.

둘째, 삼중차분 분석을 통해 더욱 엄밀한 식별 전략을 적용한 결과에서도 사망률 감소 효과가 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 연령에 따른 건강 추세 차이와 소득에 따른 건강 추세 차이를 모두 통제한 후에도 기초노령연금의 건강 효과가 존재함을 보여준다.

셋째, 사망원인별 분석 결과, 기초노령연금은 특히 신생물(암), 순환계통 질환(심혈관 질환), 내분비·영양·대사 질환, 질병이환 및 사망의 외인으로 인한 사망률을 감소시킨 것으로 나타났다. 특히 신생물에 의한 사망, 순환계통 질환에 의한 사망, 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망이 감소한 것으로 나타난다. 이는 기초노령연금이 의료 접근성 개선, 만성질환 관리 개선, 영양 상태 개선, 위험한 노동의 감소 등의 경로를 통해 건강에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

넷째, 사건연구 분석 결과는 기초노령연금 도입 이전에는 처치집단과 비교집단 간 사망 확률에 유의한 변화가 없었지만 기초노령연금 도입 이후 처치집단의 사망 확률이 낮아졌음을 보여준다. 이는 본 연구에서의 사망 확률 감소 효과가 정책의 효과일 가능성이 높음을 보여준다.

다섯째, 다양한 모형 사양과 표본 구성에서 일관된 결과가 나타나 연구 결과의 강건성이 확인되었다. 개인 고정효과 포함 여부, 출생 코호트 시간 추세의 함수 형태, 기타 통제변수 포함 여부 등에 관계없이 기초노령연금의 사망률 감소 효과는 대체로 일관되게 나타났다.

여섯째, 소득분위별 이질적 효과 분석 결과는 기초노령연금의 건강 효과가 중위 이하 소득계층에서 더 뚜렷하게 나타남을 보여준다. 55~74세 표본을 대상으로 한 분석에서, 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.4%p 감소하였으며, 소득 5-6분위 집단에서도 동일한 크기의 효과가 나타났다. 반면 소득 7-8분위 집단에서는 0.1%p 감소에 그쳤으며 통계적으로 유의하지 않았다. 60~69세 표본에서는 더욱 명확한 소득계층별 차이가 관찰되었다. 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.5~0.6%p 감소하였고, 소득 5-6분위 집단에서는 0.5%p 감소하였으며, 소득 7-8분위 집단에서는 0.2%p 감소에 그쳤고

통계적 유의성도 약하게 나타났다.

이러한 소득계층별 차등 효과는 경제적으로 취약한 계층일수록 소득 증가가 건강 투자와 의료 접근성 개선으로 이어질 여지가 크기 때문으로 해석된다. 중하위 소득계층은 기초노령연금을 통한 소득 증가가 필수 의료서비스 이용, 영양 섭취 개선, 주거환경 개선 등에 직접적으로 사용될 가능성이 높다. 반면 중상위 이상 소득계층에서는 이미 기본적인 건강관리와 의료 서비스에 대한 접근이 충분하여, 추가적인 소득 증가가 사망률에 미치는 한계 효과가 작을 가능성이 있다.

본 연구의 분석 결과로부터 도출할 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금은 고령자 사망률 감소 효과가 있는 것으로 보인다. 사망률 감소 효과는 다양한 연령대와 분석 방법에서 일관되게 나타났다. 이는 노후소득보장제도가 건강 불평등 완화와 건강수명 연장에 효과적인 정책 수단이 될 수 있음을 시사한다. 향후 기초연금 정책을 평가할 때 소득 보장 효과뿐만 아니라 건강 개선 효과까지 종합적으로 고려할 필요가 있다. 또한 고령자들의 건강과 삶의 질 개선을 위한 적극적인 정책이 필요할 수 있음을 시사한다.

둘째, 기초노령연금의 건강 효과는 저소득층에서 가장 크게 나타나, 이 제도가 건강 불평등 완화에 기여하는 것으로 판단된다. 소득 4분위 이하 집단에서는 사망 확률이 0.4~0.6%p 감소한 반면, 7-8분위 집단에서는 효과가 미미하거나 통계적으로 유의하지 않았다. 빠르게 진행되는 고령화로 급격히 증가하는 기초연금 재정 소요, 새로 고령인구에 진입하는 고령자들의 경제적 수준 향상, 국민연금이 점차 성숙되고 있는 것을 고려하여 수급 범위를 좁히고 이들에게 지원을 강화하는 방식으로 기초연금제도를 개편하는 것을 고려할 수 있다. 이 연구의 결과에 한정한다면, 건강 효과가 나타나는 중위 이하 소득의 고령자에게 지원하는 방식이 타당할 수 있음을 시사한다.

셋째, 건강 효과의 메커니즘에 대한 이해를 바탕으로 보완적 정책을 설계할 필요가 있다. 따라서 기초연금과 함께 만성질환 관리 프로그램 강화, 노인 영양 지원 서비스 등을 병행한다면 시너지 효과를 낼 가능성이 있다. 특히 저소득 노인을 대상으로 한 통합적 건강 지원 정책을 수립할 때, 소득 보장을 기본 토대로 하되 의료 접근성 개선과 건강증진 서비스를 결합하는 점

근이 효과적일 수 있다.

넷째, 본 연구의 방법론적 접근은 향후 다른 복지정책의 건강 효과를 평가하는 데 유용한 틀을 제공한다. 본 연구는 삼중차분법을 활용하여 연령별, 소득별 건강 추세 차이를 동시에 통제함으로써 정책의 순수한 인과 효과를 식별할 수 있었다. 이러한 접근은 건강보험 보장성 강화, 장기요양보험 확대, 각종 수당 제도 등 다른 사회보장제도의 시행시기와 수급 조건 등을 이용해서 정책이나 제도의 건강에 대한 효과를 평가하는 데도 적용할 수 있다.

본 연구는 건강 효과의 구체적 메커니즘을 완전히 밝히지는 못했다. 기초 노령연금이 의료 이용, 영양 섭취, 근로 행태, 스트레스 등 어떤 경로를 통해 건강에 영향을 미치는지에 대한 추가 연구가 필요하다. 또한 배우자 동거 여부, 지역별 의료 인프라, 사회적 관계망 등 조절 변수에 따라 정책 효과가 어떻게 달라지는지 분석하는 것도 중요하다. 이러한 후속 연구는 노후소득 보장정책을 건강증진 정책과 효과적으로 연계하는 통합적 노인복지정책 설계에 기여할 수 있을 것이다.

제 5 장

가구 소득과 아동의 건강

제1절 연구의 목적과 필요성

본 연구의 목적은 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 동태적으로 추정하여 부모의 소득수준에 따른 아동기 건강 격차 축소를 위한 정책적 시사점을 제언하는 것이다.

아동기는 인지능력과 건강 등 인적자본 형성의 기반 요소 발달에 중요한 시기로, 이 시기에 발생한 건강 격차는 성인기 건강 격차로 이어져 경제적 불평등을 심화하므로 아동 대상의 조기 개입이 필요하다. 성인기 건강 격차의 원인을 분석한 여러 연구가 아동기 사회경제적 환경이 성인기의 사망과 이환에 영향을 미침을 보였는데(강영호, 2005; Lynch and Smith, 2005; Song and Sung, 2008), 아동기부터 누적된 건강 격차를 사후적으로 교정하는 것은 사회적 비용이 크므로 사전적으로 대응하는 것이 효율적이다(Kim, 2012).

그럼에도 소아기 건강 격차 축소를 위한 정책 대상과 시기의 설정을 위한 실증적 증거는 아직 충분치 않다. 해외 연구를 살펴보면, 높은 가구 소득은 아동의 건강에 긍정적이며(Case et al., 2002; Case et al., 2008)⁵⁾, 가구 소득

5) West(1997)와 Currie et al.(2007)은 영국에서는 국민건강보험 NHS를 운영하여 가구 소득이 아동의 건강에 영향을 미치지 않음을 보였으나 Case et al.(2008)가

이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과는 아동의 연령과 함께 증가한다 (Currie and Stabile, 2003). 우리나라에서도 가구 소득의 긍정적 효과가 아동의 연령과 함께 청소년기까지 증가하고(이용우, 2014), 빈곤은 아동의 건강에 부정적 효과를 가지며 주된 경로는 부모-아동 간 유대관계 약화와 부부관계 악화인 것으로 나타났다(권은선·구인회, 2010).

가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과는 여러 선행 연구에서 밝힌 바 있으나, 주요 결과가 보호자가 응답한 아동의 주관적 건강 상태를 지표로 사용하여 객관적 지표를 사용한 동태적 분석은 충분치 않다. 이에 본 연구는 한국아동패널(Panel Study on Korean Children, 이하 PSKC)을 활용하여 가구 소득이 BMI로 평가한 아동의 비만도에 미치는 효과를 영유아기에서 학동기에 걸쳐 추정한다. 이를 통해 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 객관적 건강지표를 사용하여 동태적으로 분석하고자 한다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 분석 자료를 개관하고, 제3절에서는 추정 결과를 논의한다. 특히 교차 효과 분석과 강건성 검정을 통해 주요 결과의 함의를 논의한다. 마지막으로 제4절에서는 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제언한다.

제2절 분석 자료

본 연구는 분석 자료로 PSKC를 활용하였다. PSKC는 육아정책연구소에서 실시하는 2008년 4~7월 출생한 신생아 가구 대상 패널 조사로, 표본 아동이 성인기에 진입하는 2027년까지 매해 조사가 실시될 예정이다. 모집단은 2006년 500건 이상 분만을 받은 의료기관에서 2008년 4~7월 사이 출생한 신생아 가구로, 연구 윤리와 현실성 등의 이유로 제외되거나 참여를 거부한 가구를 제외한 2,562가구 중 2,150가구를 표본으로 추출하였다. 여기서는 1/4/7/10/13차 조사 자료를 활용하여 영유아기부터 아동기까지 패널자

이를 반박하는 결과를 제시하였다.

료를 구축하였다. 1차 조사 자료에서는 출생 전후, 4/7/10/13차 조사 자료에서는 각각 3/6/9/12세 당시 정보를 추출하였다. 3세는 영아기, 6세는 유아기, 9세와 12세는 각각 학동기 초반과 후반에 해당한다.⁶⁾

〈표 5-1〉 출생 전후 표본 특성

		(1) 평균	(2) 최소	(3) 최대	(4) 중앙값
여아(%)		47.6	-	-	-
재태기간(주)		39.2	30	42	39
조산아(%)		3.3	-	-	-
출생체중(kg)		3.27	1.2	4.9	3.3
저체중아(%)		2.7	-	-	-
가구원 수(명)		3.86	3	10	4
가구 월소득(만 원)		319.8	0	1,300	300
모 연령(세)		31.3	19	46	31
노산(%)		18.3	-	-	-
모 학력(%)	고졸 이하	29.5	-	-	-
	전문대졸	29.6	-	-	-
	대졸 이상	40.9	-	-	-
모 임신 직전 신장(cm)		161	144	176	161
모 임신 직전 체중(kg)		54.7	38.0	93.0	53.0
부 연령(세)		33.8	19	51	34
부 학력(%)	고졸 이하	29.2	-	-	-
	전문대졸	20.3	-	-	-
	대졸 이상	50.5	-	-	-
표본 수		1,534	1,534	1,534	1,534

주: 조산아는 재태기간 37주 미만, 저체중아는 출생체중 2.5kg 미만인 아동.
자료: PSCK 1차 조사자료(가중치 적용).

6) 영아기는 생후 28일 이상 2세 미만을, 유아기는 2세 이상 5세 미만을, 학동기는 초등학교 입학 시기인 6세에서 12세를 의미한다.

먼저 0세 표본 특성을 살펴보면(표 5-1), 표본 아동 2,150명 중 필요한 정보가 모두 확인된 것은 1,534명으로 47.6%가 여아이다. 재태기간은 평균 39.2주로 재태기간 37주 미만의 조산아 비율은 3.3%이며, 출생체중은 평균 3.27kg으로 출생체중 2.5kg 미만의 저체중아 비율은 2.7%로 나타났다.⁷⁾ 가구원 수는 평균 3.86명으로 표본 가구의 50% 이상이 4인 가구이다. 평균 가구 월소득 319.8만 원은 아동 출산 직후 일시적으로 감소한 금액으로 보인다. 모의 출산연령은 평균 31.3세로 출산연령 36세 이상의 노산 비율은 18.3%이다.⁸⁾ 모의 40.9%가 대졸 이상자이며, 임신 직전 평균 신장과 체중은 각각 161cm와 54.7kg이다. 부의 연령은 평균 33.8세이고 50.5%가 대졸 이상자이다. 즉, 부가 모보다 연령과 학력이 평균적으로 높다.

3/6/9/12세 표본 특성을 살펴보면(표 5-2), 아동의 평균 신장과 체중은 3세 97cm-14.8kg에서 12세 156cm-50.5kg으로 증가했다. 신장은 3~6세에 21.2% 증가했고 체중은 3세부터 3년마다 1.5배로 증가했다. 모 재직 비율은

〈표 5-2〉 3/6/9/12세 표본 특성

		(1) 3세	(2) 6세	(3) 9세	(4) 12세
아동 신장(cm)		97	117	135	156
아동 체중(kg)		14.8	22.2	33.3	50.5
모 재직(%)		35.5	40.7	49.8	56.8
모 근로시간(시간)		42.3	39.5	39.7	38.9
가구원 수(%)	2명	0.1	0.3	0.1	0.3
	3명	23.4	12.1	9.9	10.4
	4명	55.2	60.2	57.3	57.6
	5명 이상	21.3	27.4	32.8	31.7
핵가족(%)		91.3	91.2	90.1	88.7
가구 월소득(만 원)		479.1	448.3	557.7	559.1
수도권 거주(%)		50.9	50.6	48.6	47.1
표본 수(개)		1,473	1,291	1,124	811

자료 : PSKC 4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

7) 2008년 조산아 비율은 5.6%, 저체중아 비율은 4.9%로 이보다 높다.

8) 2008년 평균 출산연령 30.8세와 차이가 크지 않다.

3세 35.5%에서 12세 56.8%로 증가했는데, 6세 이후 빠르게 증가하는 것은 아동의 초등학교 입학과 맞물린 것으로 보인다. 재직 중인 모의 근로시간은 아동 출생 직전 주 42.3시간에서 출산 후 주 40시간 미만으로 감소했다. 가구 원 수가 아동의 연령과 함께 증가하는 것은 새로운 아동의 출생이나 양육지원을 위한 조부모의 합가 때문으로 보인다. 다만 핵가족 비율이 약 90%인 것은 표본 가구 대다수가 부모와 자녀 두 세대로 구성되어 가구 소득을 부모의 소득으로 봐도 무리가 없음을 시사한다. 가구 소득은 아동의 연령과 함께 증가했는데, 부모의 경력 증가와 모의 노동공급 증가가 이에 기여했을 것으로 보인다. 한편, 수도권 거주 비율은 아동의 연령과 함께 소폭 감소했다.

본 연구에서 사용한 아동의 건강지표는 BMI로 평가한 비만도이다, BMI는 체중(kg)을 신장(m)의 제곱으로 나눈 값으로, 성인은 18.5 미만이면 저체중, 25 이상이면 비만, 18.5~23 미만이면 정상체중이다. BMI가 23~25 미만이면 과체중으로 평가하는데, 과체중자도 근육량이 많은 소수를 제외한 다수는 체지방률이 높다. 소아·청소년은 소아청소년성장도표 5백분위수 미만이면 저체중, 95백분위수 이상이면 비만, 5~85백분위수 미만이면 정상체중이다. 85~95백분위수 미만이면 과체중으로 평가한다. 본 연구는 표본이 2008년 신생아 가구임을 고려하여 2007년 소아청소년성장도표를 참조하였다.

아동의 과체중과 비만 비율은 연령과 함께 증가했다(표 5-3). 과체중의 경우 해석에 유의할 필요가 있는데, 비만에서 과체중으로 이동한 것과 정상체중에서 과체중으로 이동한 것은 함의가 다르기 때문이다. 아동의 과체중과 비만 비율은 각각 3세 6.7%와 2.7%에서 12세 19.0%와 13.8%로 증가했고 저체중 비율은 3세 9.7%에서 12세 1.7%로 감소했다. 이에 따라 아동의 정상체

〈표 5-3〉 아동의 비만도

(단위 : %, 개)

	(1) 3세	(2) 6세	(3) 9세	(4) 12세
정상체중	80.9	72.2	69.6	65.4
비만	2.7	8.7	14.4	13.8
과체중	6.7	12.8	13.2	19.0
저체중	9.7	6.3	2.8	1.7
표본 수	1,473	1,291	1,124	811

자료 : PSKC 4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

중 비율은 3세 80.9%에서 12세 65.4%로 감소했다. 비만과 저체중 비율의 증감은 학동기 초반까지, 과체중 비율 증감은 유아기에 크다.

제3절 실증분석

1. 추정 모형

본 연구의 목적은 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 동태적으로 추정하는 것이다. 즉, 가구 소득이 BMI로 평가한 아동의 비만도에 미치는 효과를 영아기에서 아동기에 걸쳐 추정한다.

추정은 다항 프로빗 모형(multinomial probit model)을 활용한다. 아동의 비만도는 정상체중/비만/과체중/저체중으로 평가된다. 다항 프로빗 모형은 이처럼 종속변수가 여러 범주를 가진 이항변수일 때 설명변수가 각 범주가 실현될 가능성에 미치는 효과를 추정한다. 범주의 선택이 정해지면 순서형 프로빗 모형(ordered probit model)을 추정하나 비만도의 건강 순위를 정할 기준이 명확지 않다.

다항 프로빗 모형은 통상적으로 잠재변수(latent variable)에 따라 범주가 결정됨을 가정한다. 즉, Y 가 M 개의 범주를 가지는 변수이고 Y^* 가 잠재 변수라면 다음을 가정하는 것이다:

$$Y^{m*} = X\beta_m + \epsilon_m, \quad m = 1, 2, \dots, M, \quad \epsilon \sim N(0, \Sigma)$$

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{if } Y^{1*} > Y^{2*}, Y^{3*}, \dots, Y^{M*} \\ 2 & \text{if } Y^{2*} > Y^{1*}, Y^{3*}, \dots, Y^{M*} \\ \vdots & \\ M & \text{otherwise} \end{cases}$$

X 는 설명변수 벡터이고 ϵ 는 오차항이다. 여기서는 설명변수로 로그 균등화 가구 소득⁹⁾과 부모의 학력 및 출산연령, 모의 재직 여부, 아동의 성별, 수도권 거주 여부를 포함한다.

9) 가구 소득에 0.1을 더한 값을 가구원 수 제곱으로 나눈 후 로그를 적용.

다항 프로빗 모형은 각 범주의 오차항이 임의의 상관관계를 가지는 것을 허용하여 다항 로짓 모형과 달리 무관한 대안으로부터 독립(Independence of Irrelevant Alternatives, 이하 IIA) 가정을 요구하지 않는다. 아동의 생애 초기 건강은 부모의 결정에 의존하는데, 부모의 과체중과 저체중 간 선호는 아동 비만 회피 정도에 영향을 받을 수 있다. 예컨대, 아동 비만을 경계하는 부모는 아동의 저체중을 과체중보다 선호할 것이다. 이에 본 연구는 IIA 가정을 요구하지 않는 다항 프로빗 모형을 사용한다.

2. 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과

〈표 5-4〉는 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과의 다항 프로빗 추정 결과이다. 각 계수는 설명변수가 정상체중이 아닌 가능성에 미치는 효과를 보여주므로 음의 값이 긍정적 의미임에 유의해야 한다. 즉 패널 A~C는 각각 아동이 정상체중이 아닌 비만/과체중/저체중일 가능성의 추정 결과이며¹⁰⁾, 1열은 표본 전체, 2~5열은 각각 3/6/9/12세 표본을 활용한 추정 결과이다. 예컨대, 패널 B 1행 3열의 계수는 가구 소득이 아동의 6세 과체중 가능성에 미치는 효과의 추정치이다.

패널 A는 가구 소득이 아동의 비만에 미치는 효과가 학동기 전후로 다른 것을 보여준다. 가구 소득이 아동의 비만 가능성에 미치는 효과는 미미하나, 이는 그 효과가 6세 기점으로 다르기 때문이다. 가구 소득은 6세까지 아동의 비만 가능성을 높이지만 이후에는 낮추며 특히 학동기 후반에 긍정적 효과가 강한 것으로 나타났다. 한편, 부모의 학력이 높거나 수도권에 거주하는 경우 아동의 비만 가능성이 낮아지고, 여아의 비만 가능성이 남아보다 낮다. 모의 재직은 유아기부터 학동기 전반까지 아동의 비만 가능성을 높이고 학동기 후반에는 낮추는 것으로 나타나 전반적으로 부정적 효과를 보였다.

패널 B는 가구 소득이 아동의 과체중 가능성에 미치는 효과도 비선형적인 것을 보여준다. 다만 앞서 논의한 바와 같이, 이는 반드시 부정적인 결과가 아니다. 아동이 비만에서 과체중으로 이동한 것인지 아니면 저체중에서 과체중으로 이동한 것인지 불분명하기 때문이다. 한편, 부모의 학력이 높거

10) 각 패널을 별도의 프로빗 모형 추정 결과로 이해해도 무방하다.

나 수도권에 거주하는 경우 아동의 과체중 가능성이 낮아지나 모가 재직하는 경우 높아진다. 여아의 과체중 가능성은 남아보다 낮다.

패널 C를 살펴보면, 소득이 높은 가구일수록 아동이 저체중일 가능성은 낮아지나 유아기 효과를 보여주는 6세 추정치는 통계적으로 유의하지 않다. 모의 학력이 높거나 수도권에 거주하면 아동의 저체중 가능성이 낮아지나 모의 재직은 그 반대의 효과를 가진다.

정리하면, 가구 소득은 아동의 정상체중 가능성을 높이며 그 주된 경로는 비만과 저체중 가능성 감소이며, 그 긍정적 효과는 학동기 후반에 나타났다. 이는 가구 소득에 따른 아동 건강 격차가 상당 부분 학동기 후반에 발생함을 시사하는 결과이다.

〈표 5-4〉 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	-0.0029 (0.0032)	0.0802** (0.0054)	0.1204** (0.0099)	-0.0943** (0.0082)	-0.2829** (0.0097)
모 학력					
전문대졸	-0.3948** (0.0054)	-0.0990** (0.0156)	-0.4691** (0.0106)	-0.2409** (0.0098)	-0.4919** (0.0101)
대졸	-0.4999** (0.0055)	-0.2596** (0.0162)	-0.7303** (0.0114)	-0.3851** (0.0100)	-0.4315** (0.0103)
부 학력					
전문대졸	-0.1346** (0.0059)	0.0776** (0.0173)	0.0413** (0.0118)	-0.3927** (0.0107)	-0.0834** (0.0110)
대졸	-0.1425** (0.0053)	-0.0044 (0.0154)	0.0721** (0.0108)	-0.3868** (0.0094)	-0.1192** (0.0100)
모 연령	-0.0027** (0.0008)	0.0401** (0.0023)	0.0044** (0.0016)	-0.0310** (0.0015)	-0.0136** (0.0015)
부 연령	-0.0079** (0.0008)	0.0146** (0.0021)	-0.0298** (0.0015)	-0.0011 (0.0014)	-0.0016 (0.0014)
모 재직	0.0890** (0.0041)	0.2811** (0.0114)	0.0273** (0.0085)	0.2785** (0.0075)	-0.0658** (0.0078)
여아	-0.0908** (0.0040)	0.1821** (0.0112)	0.1444** (0.0080)	-0.1644** (0.0073)	-0.3703** (0.0075)
수도권 거주	-0.1788** (0.0041)	0.0179 (0.0114)	-0.3282** (0.0082)	-0.2241** (0.0074)	-0.0680** (0.0076)
상수	-1.5544** (0.0248)	-4.6904** (0.0582)	-0.9740** (0.0625)	0.7810** (0.0550)	1.4314** (0.0617)

〈표 5-4〉의 계속

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 B. 과체중					
가구 소득	0.0414** (0.0028)	-0.0178** (0.0031)	0.1778** (0.0094)	0.1967** (0.0081)	0.1382** (0.0093)
모 학력					
전문대졸	-0.0973** (0.0050)	-0.6705** (0.0121)	0.0530** (0.0099)	0.1148** (0.0101)	-0.0524** (0.0093)
대졸	-0.2680** (0.0052)	-0.4646** (0.0116)	-0.0705** (0.0104)	-0.2540** (0.0105)	-0.2796** (0.0099)
부 학력					
전문대졸	-0.0764** (0.0054)	-0.0812** (0.0128)	0.0662** (0.0105)	-0.1956** (0.0110)	-0.0881** (0.0099)
대졸	-0.2398** (0.0049)	-0.2025** (0.0113)	-0.2125** (0.0097)	-0.2114** (0.0098)	-0.3842** (0.0093)
모 연령	0.0152** (0.0008)	0.0641** (0.0018)	0.0028* (0.0015)	0.0323** (0.0015)	-0.0276** (0.0014)
부 연령	-0.0119** (0.0007)	-0.0358** (0.0016)	-0.0070** (0.0014)	-0.0314** (0.0014)	0.0243** (0.0014)
모 재직	0.2060** (0.0038)	0.2077** (0.0089)	-0.0753** (0.0077)	0.4076** (0.0076)	0.1924** (0.0073)
여아	-0.1861** (0.0037)	0.1371** (0.0086)	-0.3152** (0.0073)	-0.2264** (0.0074)	-0.2786** (0.0069)
수도권 거주	-0.1546** (0.0037)	-0.1393** (0.0088)	-0.0676** (0.0073)	-0.2230** (0.0075)	-0.2081** (0.0071)
상수	-1.8511** (0.0224)	-2.2474** (0.0413)	-1.8645** (0.0580)	-2.1333** (0.0568)	-1.2776** (0.0600)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0563** (0.0025)	-0.0420** (0.0027)	-0.0047 (0.0105)	-0.5165** (0.0145)	-0.1913** (0.0191)
모 학력					
전문대졸	-0.0971** (0.0065)	-0.4353** (0.0106)	0.1094** (0.0124)	0.1155** (0.0149)	0.4121** (0.0212)

〈표 5-4〉의 계속

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전체	3세	6세	9세	12세
대출	-0.2222** (0.0067)	-0.3093** (0.0105)	0.0089 (0.0129)	-0.4474** (0.0165)	0.3146** (0.0232)
부 학력					
전문대출	0.1839** (0.0072)	0.0538** (0.0118)	0.2329** (0.0137)	0.1964** (0.0171)	0.5209** (0.0206)
대출	0.1013** (0.0064)	0.0354** (0.0102)	0.3115** (0.0124)	0.1516** (0.0157)	-0.1107** (0.0212)
모 연령	-0.0181** (0.0009)	0.0301** (0.0015)	-0.0533** (0.0018)	0.0003 (0.0022)	-0.1255** (0.0029)
부 연령	0.0455** (0.0008)	0.0278** (0.0014)	0.0412** (0.0016)	0.0411** (0.0020)	0.1328** (0.0026)
모 재직	0.0964** (0.0049)	-0.0353** (0.0081)	0.0006 (0.0092)	0.5022** (0.0121)	0.1409** (0.0148)
여아	-0.0018 (0.0047)	0.1460** (0.0077)	0.0746** (0.0086)	-0.0931** (0.0115)	-0.2459** (0.0140)
수도권 거주	-0.0716** (0.0048)	-0.1946** (0.0078)	0.0784** (0.0088)	-0.1267** (0.0119)	0.2476** (0.0146)
상수	-2.3486** (0.0252)	-3.1131** (0.0375)	-1.8513** (0.0662)	-1.0116** (0.0941)	-2.4369** (0.1278)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

3. 교차 효과 분석

가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과는 모의 학력과 재직 여부, 아동의 성별, 거주지역, 소득수준 등에 따라 이질적일 것이다. 이에 본 소절은 가구 소득의 효과를 상기의 요인과 교차하여 추정된 결과를 분석한다.

모의 고학력은 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과에 상반된

영향을 미칠 수 있다. 고학력 모가 자원을 효율적으로 활용하여 가구 소득의 긍정적 효과가 가중될 수도 있으나, 경력을 우선시하면 가구 소득의 긍정적 효과가 축소될 수 있다.

〈표 5-5〉는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 모의 대졸자 여부와 교차하여 추정한 결과이다. 가구 소득의 효과는 모의 대졸 여부에 따라 다른 것으로 추정되었다. 패널 A를 살펴보면, 가구 소득이 높으면 영유아기 비만 가능성이 높아지고 학동기에는 낮아지는데, 모의 학력이 대졸 이상인 경우 학동기 초반 외에는 아동의 비만 가능성은 추가로 낮추는 것으로 나타났다. 그러나 패널 B와 C는 가구 소득이 아동의 과체중과 저체중 가능성에 미치는 효과가 모가 대졸 이상자일 때 오히려 부정적임을 보여준다.

〈표 5-5〉 교차 효과 분석 : 모의 학력

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	0.0587** (0.0044)	0.3638** (0.0123)	0.1679** (0.0119)	-0.1481** (0.0104)	-0.1654** (0.0116)
가구 소득 X 대졸 모	-0.1481** (0.0062)	-0.4038** (0.0137)	-0.2037** (0.0218)	0.1365** (0.0163)	-0.3660** (0.0193)
패널 B. 과체중					
가구 소득	0.0291** (0.0035)	-0.0207** (0.0040)	0.0532** (0.0106)	0.1973** (0.0102)	0.1056** (0.0113)
가구 소득 X 대졸 모	0.0375** (0.0057)	0.0066 (0.0065)	0.3955** (0.0183)	-0.0102 (0.0163)	0.1088** (0.0182)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0895** (0.0031)	-0.0618** (0.0035)	-0.1525** (0.0114)	-0.6448** (0.0178)	-0.2241** (0.0239)
가구 소득 X 대졸 모	0.0907** (0.0051)	0.0515** (0.0057)	0.4695** (0.0203)	0.3763** (0.0298)	0.0819** (0.0372)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

이처럼 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 모의 학력에 따라 이질적인 것에 대해 두 가지 설명이 가능하다. 첫째, 양육자의 학력에 따라 정보 접근성과 활용 능력에 차이가 있다. 저학력 양육자는 정보를 부모와 친지 등 비교적 객관성이 낮은 경로에 의존하는 경향이 있다(Kim, 2012). 둘째, 모가 고학력일수록 재직 중인 비율이 높다. 대졸 이상 모의 재직 비율은 50.0%로 고졸 이하 모의 42.3%로 차이를 보였다.

모가 재직 중임은 양육자가 부모 외의 타인임을 의미하므로¹¹⁾ 가구 소득의 효과에 영향을 미칠 수 있다. 예컨대, 가구 소득이 높으면 전문적인 양육자를 기용하여 아동의 건강에 긍정적일 수 있다. 그러나 전문성을 갖추었다 해도 부모가 아닌 타인의 양육은 아동의 건강에 부정적일 수 있다.

〈표 5-6〉 교차 효과 분석 : 모의 재직

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	-0.0494** (0.0038)	-0.0018 (0.0059)	0.2480** (0.0129)	-0.3143** (0.0119)	-0.5497** (0.0138)
가구 소득 X 모 재직	0.1345** (0.0067)	0.3425** (0.0154)	-0.3558** (0.0206)	0.4121** (0.0158)	0.5136** (0.0182)
패널 B. 과체중					
가구 소득	0.0115** (0.0035)	-0.0079* (0.0041)	0.0010 (0.0102)	0.2691** (0.0117)	0.1298** (0.0139)
가구 소득 X 모 재직	0.0759** (0.0055)	-0.0248** (0.0063)	0.5483** (0.0182)	-0.1135** (0.0155)	0.0193 (0.0175)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0689** (0.0031)	-0.0607** (0.0034)	0.0544** (0.0135)	-0.9173** (0.0257)	0.7973** (0.0319)
가구 소득 X 모 재직	0.0300** (0.0050)	0.0499** (0.0057)	-0.1396** (0.0211)	0.5940** (0.0302)	-1.5876** (0.0396)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주 : **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료 : PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

11) 표본 부는 극소수를 제외하면 모두 재직 중이다.

모의 재직은 아동의 건강에 대체로 부정적인 것으로 나타났다(표 5-6). 가구 소득이 높을수록 아동의 비만 또는 저체중일 가능성이 낮아지나 모가 재직 중이면 긍정적 효과가 상당 부분 감소한다. 예컨대, 가구 소득이 높으면 아동이 정상체중이 아니라 비만일 가능성이 낮아지는데, 모가 재직 중이면 오히려 높아진다. 저체중 가능성도 마찬가지이다.

남아선호의 약화에도 불구하고 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 아동의 성별에 따라 이질적인가는 중요한 질문이다. <표 5-7>의 가구 소득과 아동의 성별을 교차한 추정 결과는 아동의 성별과 연령에 따라 가구 소득의 효과가 다름을 보여준다. 가구 소득이 높으면 아동의 비만 또는 과체중 가능성이 낮아지나 여아의 경우 높아진다. 반면 가구 소득이 아동의 저체중 가능성을 낮추는 효과는 여아에게 더 강하다. 다만 이를 성별에 따른 양육 태도 차이의 결과로 해석하는 것은 유의해야 한다. 아동의 신체적 특성과 행동이 성별에 따라 다름을 반영한 결과일 수 있기 때문이다.

<표 5-7> 교차 효과 분석 : 아동의 성별

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	-0.0395** (0.0043)	0.1065** (0.0093)	0.1434** (0.0150)	-0.2056** (0.0111)	-0.4706** (0.0125)
가구 소득 X 여아	0.0769** (0.0061)	-0.0319** (0.0114)	-0.0305 (0.0185)	0.2273** (0.0153)	0.4284** (0.0174)
패널 B. 과체중					
가구 소득	-0.0343** (0.0035)	-0.1192** (0.0040)	0.0913** (0.0127)	0.0940** (0.0111)	0.1774** (0.0122)
가구 소득 X 여아	0.2108** (0.0058)	0.2784** (0.0074)	0.2188** (0.0176)	0.2066** (0.0153)	-0.0880** (0.0167)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0138** (0.0038)	-0.0110** (0.0042)	0.2906** (0.0155)	-0.6728** (0.0202)	-0.3372** (0.0237)
가구 소득 X 여아	-0.0757** (0.0049)	-0.0514** (0.0055)	-0.4636** (0.0183)	0.3013** (0.0268)	0.3553** (0.0351)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

저출산이 고착되어 소아청소년과 분만이 가능한 산부인과가 일부 지역에 집중되고 있다. 분만 가능 병원에 재직 중인 산부인과 전문의 40명 이상인 시군구 10곳 중 9곳이 수도권에 있으며, 소아청소년과 전문의 70명 이상인 시군구도 서울과 경기, 세종에 국한된다(이재희 외, 2022). 이러한 출산·육아 기반 시설의 지역적 집중은 비수도권 거주 가구에서 가구 소득이 자녀의 건강에 미치는 긍정적 효과가 약할 것임을 시사한다. <표 5-8>의 추정 결과는 이와 일치한다. 수도권 거주 가구에서는 가구 소득이 아동의 비만 가능성에 미치는 긍정적 효과가 가중되며, 저체중 가능성에 미치는 효과도 확동기에 가중된다.

<표 5-8> 교차 효과 분석 : 수도권 거주

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	0.0658** (0.0049)	0.0537** (0.0077)	0.2563** (0.0133)	-0.0346** (0.0100)	0.1389** (0.0138)
가구 소득 X 수도권 거주	-0.1172** (0.0061)	0.0527** (0.0107)	-0.2605** (0.0171)	-0.1549** (0.0159)	-0.7713** (0.0179)
패널 B. 과체중					
가구 소득	0.1860** (0.0044)	0.0397** (0.0051)	0.2139** (0.0127)	0.3617** (0.0097)	0.5061** (0.0126)
가구 소득 X 수도권 거주	-0.2419** (0.0054)	-0.0942** (0.0064)	-0.0629** (0.0169)	-0.4845** (0.0162)	-0.7285** (0.0169)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0883** (0.0034)	-0.0888** (0.0037)	-0.0697** (0.0157)	-0.2481** (0.0177)	-0.0009 (0.0271)
가구 소득 X 수도권 거주	0.0649** (0.0049)	0.1023** (0.0055)	0.1151** (0.0199)	-0.6892** (0.0276)	-0.3501** (0.0354)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

Adler and Newman(2002)은 낮은 사회경제적 지위가 만성적 스트레스로 작용하여 사망과 이환 확률을 높임을 보였다. <표 5-9>의 추정 결과를 살펴 보면, 가구 소득이 하위 50% 미만이면 아동의 비만 가능성이 낮아지나 추가 소득의 효과는 부정적인 것으로 나타났다. 즉, 사회경제적 지위가 낮은 가구의 아동은 비만일 가능성이 상대적으로 낮으나 가구 소득이 높아짐에 따라 비만 가능성이 높아진다. 저체중 가능성에 대해서도 이와 상통하는 결과가 나타났다. 즉, 소득 하위 50% 가구의 아동은 저체중 가능성이 높으나, 추가 소득으로 정상체중 가능성이 높아지는 효과가 있는 것으로 추정되었다.

<표 5-9> 교차 효과 분석 : 가구 소득이 하위 50% 미만

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
패널 A. 비만					
가구 소득	-0.0914** (0.0044)	0.1782** (0.0106)	-0.3907** (0.0160)	-0.2670** (0.0124)	-0.3087** (0.0146)
소득 하위 50%	-1.1858** (0.0356)	0.8130** (0.0683)	-5.5262** (0.1190)	-1.9278** (0.0882)	-1.6990** (0.1032)
가구 소득 X 소득 하위 50%	0.2654** (0.0066)	-0.1363** (0.0126)	1.0461** (0.0225)	0.3858** (0.0162)	0.4069** (0.0188)
패널 B. 과체중					
가구 소득	-0.0416** (0.0035)	-0.0954** (0.0040)	0.1186** (0.0139)	0.1298** (0.0113)	-0.1058** (0.0127)
소득 하위 50%	-0.9810** (0.0304)	-0.9722** (0.0352)	-0.0717 (0.0984)	-0.0339 (0.0903)	-3.2346** (0.1000)
가구 소득 X 소득 하위 50%	0.1632** (0.0057)	0.1975** (0.0068)	-0.0073 (0.0185)	-0.0467** (0.0166)	0.6019** (0.0182)
패널 C. 저체중					
가구 소득	-0.0208** (0.0037)	-0.0117** (0.0041)	0.0353** (0.0162)	-0.4556** (0.0206)	0.0002 (0.0256)
소득 하위 50%	0.3488** (0.0266)	0.2810** (0.0291)	0.1796 (0.1141)	0.7400** (0.1552)	1.9407** (0.2027)
가구 소득 X 소득 하위 50%	-0.0531** (0.0050)	-0.0538** (0.0055)	-0.0183 (0.0214)	-0.1444** (0.0291)	-0.3326** (0.0370)
가중합	1,485,882	390,170	378,029	361,027	356,656
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

정리하면, 가구 소득이 높으면 아동의 비만과 저체중 가능성이 낮아진다. 이러한 긍정적 효과는 모가 고학력이거나 수도권 거주 가구에서 가중된다. 모의 재직은 아동의 건강에 부정적이나 아동의 성별은 소득효과와의 차이를 초래하지 않는다. 한편, 가구 소득이 낮은 가구에서는 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 복합적으로 나타나 경제적 지원보다 식이 교육 등 다양한 대책을 강구할 필요성을 보여준다.

4. 강건성 검정

본 소절은 분석에 명시적으로 포함되지 않았으나 아동의 건강에 영향을 미칠 수 있는 요인이 추정 결과에 영향을 주었는지를 검정한다. 특히 아동의 건강에 장기적으로 영향을 미칠 수 있는 조산과 저체중, 노산 등이 추정 결과에 영향을 미쳤는지와 가족구조와 표본 탈락의 효과를 검토한다.

〈표 5-10〉의 조산아를 제외한 추정 결과를 살펴보면, 조산은 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과에 유의한 영향을 미치지 않는다. 조산아는 뇌성 마비 등 장기적인 건강 문제를 겪을 가능성이 만삭아보다 높으나, 조산아의 상당수는 장기적인 건강 문제를 겪지 않아 어느 정도 예상된 결과이다.

〈표 5-10〉 강건성 검정 : 조산아 제외

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	-0.0310** (0.0032)	0.0659** (0.0054)	0.0988** (0.0100)	-0.1636** (0.0085)	-0.4290** (0.0101)
과체중	0.1010** (0.0033)	0.0564** (0.0039)	0.1083** (0.0092)	0.1972** (0.0083)	0.1389** (0.0096)
저체중	-0.0678** (0.0026)	-0.0469** (0.0028)	-0.0008 (0.0108)	-0.5746** (0.0148)	-0.2315** (0.0196)
가중합	1,437,945	376,921	364,900	348,019	348,105
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

〈표 5-11〉 강건성 검정 : 저체중아 제외

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	0.0094** (0.0033)	0.0868** (0.0054)	0.1414** (0.0101)	-0.0858** (0.0082)	-0.2739** (0.0097)
과체중	0.0746** (0.0030)	0.0305** (0.0035)	0.1455** (0.0093)	0.1806** (0.0081)	0.1392** (0.0093)
저체중	-0.0552** (0.0026)	-0.0354** (0.0029)	0.0581** (0.0114)	-0.5719** (0.0152)	-0.2986** (0.0196)
가중합	1,443,019	378,880	366,844	348,805	348,490
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

저체중아도 조산아처럼 장기적인 건강 문제를 겪을 가능성이 만삭아보다 크다. 그러나 저체중아를 제외한 〈표 5-11〉의 추정 결과는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 저체중의 영향을 받지 않음을 보여준다. 조산아와 마찬가지로 저체중아도 상당수는 장기적인 건강 문제를 겪지 않기 때문일 것이다.

주요 결과가 아동의 건강에 장기적인 영향을 미칠 수 있는 요인들에 대해 강건한 것으로 나타났으나, 본 연구는 영유아기에서 학동기까지의 효과를 추정한 것임에 유의할 필요가 있다. 본 소절에서 검토한 요인들은 성인기의 사망과 이환에도 부정적 효과를 가질 수 있으며, 가구 소득이 이러한 부정적 효과를 감소시킬 수 있는지는 본 연구의 분석 범위를 벗어난 것이다.

노산은 기형아 또는 염색체 이상아 출산 가능성과 난산으로 인한 제왕절개의 가능성이 높고, 제왕절개는 아동의 건강에 부정적 영향을 미치는 주요 요소이다(Larque et al., 2019). 노산은 모의 건강에도 장기적인 악영향을 미치는데, 노산을 경험한 여성은 폐경 후 골다골증에 걸릴 가능성이 높다(We et al., 2018). 아동과 모의 건강에 장기적인 악영향을 미침에도, 노산 역시 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 즉, 노산을 제외한 〈표 5-12〉의 추정 결과는 〈표 5-4〉와 유의한 차이를 보이지 않는다.

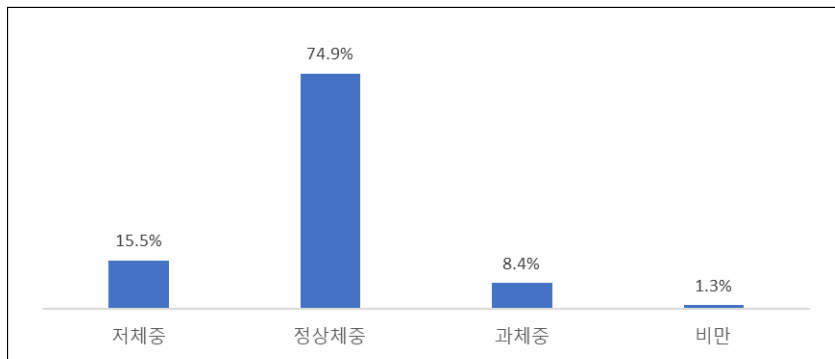
〈표 5-12〉 강건성 검정 : 노산 제외

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	-0.0155** (0.0036)	0.0621** (0.0058)	0.1505** (0.0122)	-0.1348** (0.0091)	-0.1894** (0.0108)
과체중	0.0619** (0.0032)	-0.0315** (0.0034)	0.2453** (0.0110)	0.2664** (0.0088)	0.3045** (0.0104)
저체중	-0.0452** (0.0029)	-0.0144** (0.0032)	-0.2580** (0.0134)	-0.5665** (0.0171)	-0.1486** (0.0216)
가중합	1,230,411	318,672	314,303	301,875	295,561
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주 : **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.
 자료 : PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

모의 임신 직전 건강은 아동의 건강에 유의한 영향을 미칠 수 있다. 특히 모의 비만은 아동의 비만 가능성을 높인다(윤난희, 2018). 여기서는 PKSC가 1차 조사에서 설문한 모의 임신 직전 신장과 체중을 활용하여 모의 건강을 평가하였다. [그림 5-1]은 모의 임신 직전 BMI 기준 비만도이다. 임신 직전 비만이었던 모의 비율은 1.3%에 불과하나, 과체중 또는 저체중이었던 모의 비율은 각각 8.4%와 15.5%이다.

[그림 5-1] 모의 임신 직전 비만도



주 : BMI가 18.5 미만이면 저체중, 18~23 미만이면 정상체중, 23~25 미만이면 과체중, 25 이상이면 비만으로 평가함.
 자료 : PKSC 1차 조사자료.

〈표 5-13〉 강건성 검정 : 모가 임신 직전 저체중이었거나 비만이었던 경우 제외

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	0.0011 (0.0035)	0.0764** (0.0057)	0.2068** (0.0111)	-0.1370** (0.0086)	-0.2522** (0.0103)
과체중	0.0142** (0.0030)	-0.0508** (0.0033)	0.2225** (0.0105)	0.1782** (0.0085)	0.0481** (0.0099)
저체중	-0.0657** (0.0028)	-0.0343** (0.0032)	-0.1066** (0.0107)	-0.9191** (0.0183)	-1.0713** (0.0265)
가중합	1,247,095	325,917	316,151	303,863	301,164
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

〈표 5-13〉은 임신 직전 모가 저체중이었거나 비만이었던 16.8%를 제외한 추정 결과이다. 모의 준수한 건강 상태는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적인 효과를, 특히 6세 저체중 가능성에 긍정적인 효과를 가증시킨다.

양육을 전담하거나 가구 소득에 보탬이 되는 가구원이 있으면 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 다를 수 있다. 그러나 핵가족을 대상으로 하는 〈표 5-14〉의 추정 결과는 부모와 자녀 외 가구원의 영향이 유의하지 않음을 시사한다. 즉, 추정 결과가 〈표 5-4〉와 차이를 보이지 않는다.

〈표 5-14〉 강건성 검정 : 핵가족

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	0.0263** (0.0035)	0.0991** (0.0057)	0.0588** (0.0100)	-0.0711** (0.0092)	-0.1589** (0.0111)
과체중	0.0291** (0.0029)	-0.0200** (0.0032)	0.0298** (0.0093)	0.1941** (0.0090)	0.2589** (0.0105)
저체중	-0.0433** (0.0026)	-0.0304** (0.0028)	0.0952** (0.0122)	-0.6334** (0.0160)	-0.2766** (0.0210)
가중합	1,342,537	356,045	344,723	325,330	316,439
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

〈표 5-15〉 강건성 검정 : 균형패널

	(1) 전체	(2) 3세	(3) 6세	(4) 9세	(5) 12세
비만	-0.0096** (0.0043)	0.1438** (0.0089)	0.0347** (0.0118)	-0.0762** (0.0107)	-0.2917** (0.0100)
과체중	0.1197** (0.0044)	0.1032** (0.0063)	0.0145 (0.0109)	0.2293** (0.0106)	0.0378** (0.0098)
저체중	-0.0227** (0.0037)	0.0316** (0.0044)	-0.0932** (0.0119)	-0.4273** (0.0186)	-0.4933** (0.0208)
가중합	957,360	191,174	211,219	232,948	322,019
아동 연령 고정효과	O	X	X	X	X

주: **와 *은 각각 추정치가 유의수준 5%와 10%에서 유의함을 의미하며 괄호 안의 숫자는 표준오차.

자료: PKSC 1/4/7/10/13차 조사자료(가중치 적용).

마지막으로 표본 탈락의 비임의성이 추정에 미친 영향을 검토한 결과가 〈표 5-15〉에 정리되어 있다. 즉, PKSC 1/4/7/10/13차 조사에 모두 응답한 표본만 포함하여 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과를 추정한 결과는 〈표 5-4〉와 큰 차이를 보이지 않는다.

정리하면, 아동과 모의 건강과 가족구조, 표본 탈락 등 요인들은 추정에 명시적으로 고려되지 않았음에도 주요 결과에 영향을 미치지 않은 것으로 보인다.

제4절 요약 및 제언

1. 결과 요약

본 연구는 객관적 지표를 활용하여 가구 소득이 아동의 비만도에 미치는 효과를 동태적으로 분석했으며 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구 소득이 높을수록 아동이 비만이거나 저체중일 가능성이 낮고 정상체중일 가능성이 높다. 다만 가구 소득의 긍정적 효과는 아동의 연령에 비선형적이다. 가구 소득이 아동의 건강을 개선하는 효과는 6세 후 학동기에 주로 발생하는 것으로 추정되었다. 이는 소득수준에 따른 아동 건강 격차를 해소하기 위한 적절한 개입 시기가 학동기임을 시사한다.

둘째, 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과는 모의 학력이 높고 가구가 수도권에 거주하면 가중되고 모가 재직 중이면 감소한다. 이는 모가 정보를 수집하고 활용하는 능력과 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중의 결과로 보인다.

셋째, 저소득가구에서는 가구 소득이 높을수록 아동의 비만 가능성이 증가한다. 이는 경제적 지원만으로는 소득수준에 따른 아동 건강 격차 해소가 불가능하며 식이 교육 등 다각적인 대책을 강구해야 함을 시사한다.

주요 결과는 추정에 영향을 미칠 수 있는 요소를 배제한 후에도 강건하게 유지되었다. 그러나 본 연구의 분석은 아동의 건강이 가구 소득에 미치는 효과를 통제하지 못했음에 유의해야 한다. 아동의 건강이 가구 소득에 역으로 유의한 영향을 미칠 수 있음에도(안수지·방세훈, 2022), 분석에 가구 소득의 외생적 변화를 활용하지 못하였다. 이는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 아동의 연령에 대해 비선형적인 이유가 될 수 있다. 또한 본 연구는 아동의 건강에 영향을 미칠 수 있는 식이 습관 등의 요인을 통제하지 않아 추정 결과를 탐색적으로 해석해야 한다.

2. 정책 제언

대한비만학회에서 매해 발표하는 「비만 팩트시트」에 따르면, 우리나라의 6~18세 소아청소년 비만율은 2014년 19.5%에서 2023년 22.1%로 증가했다. 최근 비만의 막대한 사회적 비용이 알려지며 이를 질병으로 인식하고 국가 차원에서 대처해야 한다는 목소리가 높아지는 가운데, 본 연구는 가구 소득 격차가 비만을 통해 아동 건강 격차를 유발함을 보였다. 이에 따른 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 소득수준에 따른 비만도 격차는 6세 후 학동기에 주로 발생하므로

이 시기에 개입하는 것이 효과적일 것이다. 학동기 아동은 부모의 통제에서 벗어나 활동하는 시간이 길어지는데, 특히 맞벌이의 경우 학동기 후반 모의 복직이 맞물리며 가구 소득이 자녀의 건강에 미치는 영향이 커지는 것으로 보인다. 6세 이후에는 체중 증가 속도가 신장 증가 속도를 상회하여 체지방률이 높아지는 경향이 있다. 또한 4세에서 11세 사이에 시작된 비만은 성인기 비만으로 이행할 가능성을 높이는 것으로 보고되고 있다. 이러한 결과들은 학동기 아동을 대상으로 한 조기 개입의 필요성을 시사한다.¹²⁾

둘째, 모의 학력과 재직 여부에 따라 가구 소득이 아동의 비만에 미치는 효과가 이질적인 것은 부모와 아동을 대상으로 한 식이 교육의 필요성을 시사한다. 예컨대, 영국에서는 ‘푸드 듀디스(Food Dudes)’ 프로그램을 시행하여 아동의 식생활 개선을 시도 중이다. ‘푸드 듀디스’는 아동의 과일과 채소 섭취를 증가시키는 것을 목표로 하는 3단계 프로그램이다. 1단계는 인기 캐릭터가 과일과 채소를 섭취하는 모습을 보여주어 아동들이 따라 하도록 유도하고, 2단계는 리워드 포인트와 ‘몸짱 인증서’(healthy licensing certification)를 수여하며, 3단계는 자기 평가를 통해 지속적인 식생활 개선이 이루어지도록 유도한다. 다만 Upton et al.(2015)는 ‘푸드 듀디스’가 아동의 식생활 개선에 제한적으로 기여했으며 보다 다각적인 접근이 필요함을 제언했다.¹³⁾ 아동이 스스로 식사를 적절히 조절하도록 교육하는 것은 장기적으로도 가장 바람직한 대안일 것이다.

셋째, 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중이 소득수준에 따른 아동 건강 격차를 확대하고 있어 지방의 기반 시설 확충이 필요하다. 특히 비수도권에 거주하는 가구에서 소득이 아동의 비만도를 높이는 효과가 나타난 것은 지역적 불균형이 소득수준에 따른 아동 건강 격차의 주요 경로 중 하나임을 시사한다. 비수도권 지역에 산부인과, 소아청소년과 등 기반 시설을 확충할 방안을 궁리해야 할 것이다.

12) 병원간호사회. 소아비만 https://www.khna.or.kr/homecare/12_child/rearing05.php.

13) ‘푸드 듀디스’ 시행 이후 아동의 과일과 채소 섭취가 증가했으나 고지방·고당분 식품 섭취가 감소하지는 않았다. Wengreen et al.(2013)는 ‘푸드 듀디스’가 미국 아동의 과일과 채소 섭취 증가에 기여했음을 보였다.

제 6 장 결 론

제1절 연구 요약

사회경제적 지위 중에서도 소득은 가장 근본적이고 중요한 채널로서 작용한다고 알려져 있으며, 소득 격차는 단순히 소비나 자산 축적 등의 경제적 영역을 넘어, 개인의 신체적·정신적 건강, 삶의 질 등 비경제적 영역의 격차로 연결되는 양상을 보인다. 즉, 한 개인의 소득수준은 단순한 경제적 지표가 아니라 건강 격차를 설명하는 핵심적인 결정요인으로 작용하는 것이다.

우리 사회는 급속한 산업화와 고령화, 그리고 노동시장의 양극화가 동시에 진행되면서 건강 격차의 구조가 더욱 복잡하게 나타나고 있다. 청년층은 불안정한 일자리와 주거난으로 인한 정신적 불안정이 심화하고, 중장년층은 가계부담과 직업 스트레스, 만성질환 위험에 노출되어 있으며, 노년층은 소득·건강·돌봄의 삼중고를 겪고 있다.

이에 본 연구는 소득수준별 건강 격차를 생애주기별로 살펴보고, 소득과 자녀의 건강 간의 관계를 분석함으로써, 소득이 한 세대 내에서뿐만 아니라 세대 간에 걸쳐 장기적으로 그 영향이 누적되는지 규명하고자 하였다. 아울러 정책 시행이라는 외생적 변이를 이용하여 소득 변화가 건강 상태에 미치는 인과적 영향을 추정함으로써, 국민 건강 형평성 제고를 위한 실증적 근거

를 제시하고 향후 효과적인 정책 방향을 모색하고자 하였다.

본 보고서는 네 개의 개별적인 연구로 구성되어 있으며, 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

1. 소득수준별 건강

이 장에서는 대규모 표본조사인 「지역사회건강조사」 자료를 통해 소득수준과 건강 간의 관계를 확인하였다. 주관적 건강 상태, 삶의 질 지수, 삶의 만족도, 주관적 스트레스 정도 등 신체적·정신적 건강을 확인할 수 있는 다양한 건강지표를 활용하여 소득수준에 따른 건강 격차를 확인하고, 건강 격차가 존재한다면 장기적으로 어떤 추세를 띠고 움직이는지 살펴보았다. 또한 소득수준별 건강 격차에 연령, 성별 등 인구학적 특성에 따라 이질성이 존재하는지, 그리고 연령이 증가할수록 소득수준에 따른 건강 격차의 기울기가 확대되는지 등에 대해 실증분석을 통해 다각적 측면에서 접근하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 기존 연구를 통해 여러 경로로 확인되었듯이 본 연구에서도 소득이 높을수록 주관적 건강 상태가 개선되는 것으로 나타난다. 아울러 이러한 양상은 20세 이상 전체 연령대뿐 아니라 80세 이상 연령층을 제외하였을 때에도 동일하게 관측된다.

둘째, 주관적 건강 상태의 장기 추세를 보면 대체로 고소득층의 건강 상태는 큰 변화가 없었던 데 반해 상대적으로 저소득층의 건강 상태는 최근으로 올수록 하락 폭이 다소 확대되었다. 연령별 추세를 보면, 연령이 증가할수록 건강 격차는 더욱 커지고, 이 격차는 장기적으로 지속되는 양상이 관측된다.

셋째, 회귀분석을 통해 살펴볼 때에도 소득수준별 건강 격차는 동일하게 관측된다. 즉, 모든 건강지표에서 소득이 높을수록 건강 상태가 개선되는 것으로 확인된다. 가장 낮은 가구 소득 1구간에 비해 가구 소득이 높을수록 건강 상태가 양호한 것으로 나타나며, 성별에 따른 이질성은 두드러지지 않았다. 다만 삶의 만족도와 스트레스 정도 등 정신 건강 측면에서 볼 때, 남성에 비해 여성들에게서 소득수준에 따른 건강 격차가 더욱 확연하게 나타났다.

또한 소득수준과 건강 간의 정(+)의 상관관계는 전 연령 그룹에서 동일하게 관측되었는데, 이는 소득수준에 따른 건강 격차가 구조적으로 고착화되어 한 세대 내에서 지속될 가능성을 시사한다.

넷째, 연령이 증가할수록 소득에 따른 건강 격차가 더욱 확대되는 것으로 확인되는데, 이는 소득수준별 건강 격차가 한 세대 내에서 지속적인 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 더욱 심화하였음을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 연령이 높을수록 건강의 절대적 수준이 하락함과 동시에, 건강의 주요 결정요인인 소득의 영향력이 점차 누적되어 강화되었을 가능성을 시사한다. 아울러 대체로 남성 그룹에서 그 효과가 더욱 강하게 나타났다. 즉, 소득에 따른 건강 격차는 나이가 들수록 더욱 심화하며, 경제적 지위가 건강에 미치는 누적효과는 남성에게서 더욱 강하게 작용하는 것으로 확인된다.

2. 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향: 2018년 최저임금 인상으로 부터의 증거

이 장에서는 2018년 한국의 높은 최저임금 인상을 이용해서 저임금 근로자의 임금 증가가 건강에 미친 영향을 실증적으로 분석했다. 구체적으로 이 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 2010-2019년 자료를 활용하여 이중차분법과 사건연구 분석을 통해 최저임금 인상의 인과적 효과를 추정하였다. 처치집단은 2017년 시간당 임금이 2018년 최저임금(7,530원)보다 낮았던 근로자이며, 비교집단은 2017년 임금이 2018년 최저임금 이상이면서 최저임금의 1.5배 미만인 근로자로 구성하였다. 분석 대상은 19~65세 임금근로자이며, 패널 자료의 특성을 활용하여 개인 고정효과 모형을 통해 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제했다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 2018년 최저임금 인상은 저임금 근로자의 주관적 건강을 통계적으로 유의하게 개선시킨 것으로 나타났다. 처치집단에서 비교집단 대비 스스로 건강하다고 응답한 비율이 6.2~6.9%p 증가하였으며, 보통 사람과 비교한 상대적 건강에서는 7.7~8.7%p 증가하였다. 이러한 효과는 모든 모형 설정에서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의했다.

둘째, 순서형 로짓 모형을 이용한 분석에서도 일관된 결과가 나타났다. 주

관적 건강 수준의 세부적인 차원에서는 ‘보통이다’ 또는 ‘건강하지 않은 편이다’에서 ‘건강한 편이다’로의 전환이 주로 발생한 것으로 나타났다. ‘건강 아주 좋지 않다’와 같은 건강 상태 범주에서는 유의한 변화가 없어, 최저임금 인상이 중간 혹은 중하위 건강 상태의 근로자들의 점진적 건강 개선을 가져왔음을 확인했다.

셋째, 처치 강도를 고려한 분석에서는 2017년 임금이 낮아 최저임금 인상으로 인한 임금 상승폭이 클수록 건강 개선 효과도 비례적으로 커지는 명확한 용량-반응(dose-response) 관계가 확인되었다. 이는 임금 인상 정도와 건강 개선 사이의 체계적인 관계를 뒷받침한다.

넷째, 다양한 강건성 분석(처치집단 재정의, 분석 기간 제한, 처치강도 모형 등)에서도 주요 결과가 일관되게 유지되어 추정치의 신뢰성이 확인되었다. 특히 2017년에 매우 낮은 임금(최저임금의 50% 미만)을 받던 근로자를 제외하거나, 2019년을 제외한 분석에서도 결과가 강건하게 나타났다.

다섯째, 사건연구 분석을 통해 이중차분법의 핵심 가정인 평행추세 가정(parallel trends assumption)의 타당성이 검증되었다. 2017년 이전에는 처치집단과 비교집단의 주관적 건강 상태에 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 2018년부터 뚜렷한 효과가 나타났다. 정책 효과는 2018년에 가장 크게 나타나고 2019년에도 지속되는 동적 패턴이 확인되었다. 이는 2018년 최저임금 인상의 건강 효과가 지속된 것을 반영하거나 2019년에도 최저임금이 비교적 높은 폭으로 증가한 영향을 반영한 것일 수 있다.

여섯째, 건강 행태(흡연, 음주, 운동)에 대해서는 뚜렷한 효과가 관찰되지 않았다. 흡연 여부에서 약간의 증가 경향이 있었으나 통계적 유의성이 높지 않았고, 흡연 강도, 음주 여부 및 강도, 운동 여부 및 빈도 등에서는 유의한 변화가 나타나지 않았다. 이는 주관적 건강 개선이 건강 행동의 직접적 변화보다는 경제적 안정감 증대, 심리적 스트레스 감소, 생활 여건 개선 등의 경로를 통해 발현되었을 가능성을 시사한다.

3. 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향

이 장에서는 2008년에 도입된 기초노령연금이 노인 사망률에 미친 영향

을 실증적으로 분석하였다. 기존 국내 연구들이 주로 주관적 건강지표에 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 사망률이라는 객관적 건강 결과에 대한 인과적 효과를 엄밀하게 추정하고자 했다. 이를 위해 국민건강보험공단의 표본 코호트 데이터베이스를 활용하여 이중차분법과 삼중차분법 등 준실험적 분석 방법을 적용했다. 55~74세 인구를 분석 대상으로 설정하였고, 종속변수는 사망 여부와 사망원인별 사망이며, 핵심적인 독립변수는 기초노령연금 수급 자격 여부이다. 분석 방법으로는 첫째, 65세를 기준으로 한 연령 단절을 활용한 이중차분법을 사용했다. 둘째, 소득분위 70%를 기준으로 한 소득 단절을 추가로 활용하는 삼중차분법을 적용하여 더욱 엄격한 인과 추론을 시도했다. 셋째, 사건연구 분석을 통해 정책 효과의 동적 변화를 추적하고 평행추세 가정의 타당성을 검증했다. 넷째, 다양한 연령 구간(55~74세, 60~69세, 63~66세, 64~65세)에 대한 분석을 수행하여 결과의 강건성을 검증하였다. 마지막으로 정책의 소득분위별 이질적 효과를 분석했다. 분석의 핵심 결과는 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금 도입은 노인 사망률을 통계적으로 유의하게 감소시켰다. 이중차분 분석 결과는 표본의 선택(연령 집단의 구성)과 추정 모형에 관계없이 기초노령연금 도입 이후 65세 이상 고령자의 사망 확률이 감소했다는 것을 보여준다.

둘째, 삼중차분 분석을 통해 더욱 엄밀한 식별 전략을 적용한 결과에서도 사망률 감소 효과가 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 연령에 따른 건강 추세 차이와 소득에 따른 건강 추세 차이를 모두 통제된 후에도 기초노령연금의 건강 효과가 존재함을 보여준다.

셋째, 사망원인별 분석 결과, 기초노령연금은 특히 신생물(암), 순환계통 질환(심혈관 질환), 내분비·영양·대사 질환, 질병이환 및 사망의 외인으로 인한 사망률을 감소시킨 것으로 나타났다. 특히 신생물에 의한 사망, 순환계통 질환에 의한 사망, 질병이환 및 사망의 외인에 의한 사망이 감소한 것으로 나타난다. 이는 기초노령연금이 의료 접근성 개선, 만성질환 관리 개선, 영양 상태 개선, 위험한 노동의 감소 등의 경로를 통해 건강에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

넷째, 사건연구 분석 결과는 기초노령연금 도입 이전에는 처치집단과 비

교집단 간 사망 확률에 유의한 변화가 없었지만 기초노령연금 도입 이후 처치집단의 사망 확률이 낮아졌음을 보여준다. 이는 본 연구에서의 사망 확률 감소 효과가 정책의 효과일 가능성이 높음을 보여준다.

다섯째, 다양한 모형 사양과 표본 구성에서 일관된 결과가 나타나 연구 결과의 강건성이 확인되었다. 개인 고정효과 포함 여부, 출생 코호트 시간 추세의 함수 형태, 기타 통제변수 포함 여부 등에 관계없이 기초노령연금의 사망률 감소 효과는 대체로 일관되게 나타났다.

여섯째, 소득분위별 이질적 효과 분석 결과는 기초노령연금의 건강 효과가 중위 이하 소득계층에서 더 뚜렷하게 나타남을 보여준다. 55~74세 표본을 대상으로 한 분석에서, 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.4%p 감소하였으며, 소득 5-6분위 집단에서도 동일한 크기의 효과가 나타났다. 반면 소득 7-8분위 집단에서는 0.1%p 감소에 그쳤으며 통계적으로 유의하지 않았다. 60~69세 표본에서는 더욱 명확한 소득계층별 차이가 관찰되었다. 소득 2-4분위 집단의 사망 확률은 0.5~0.6%p 감소하였고, 소득 5-6분위 집단에서는 0.5%p 감소하였으며, 소득 7-8분위 집단에서는 0.2%p 감소에 그쳤고 통계적 유의성도 약하게 나타났다. 이러한 소득계층별 차등 효과는 경제적으로 취약한 계층일수록 소득 증가가 건강 투자와 의료 접근성 개선으로 이어질 여지가 크기 때문으로 해석된다. 중하위 소득계층은 기초노령연금을 통한 소득 증가가 필수 의료서비스 이용, 영양 섭취 개선, 주거환경 개선 등에 직접적으로 사용될 가능성이 높다. 반면 중상위 이상 소득계층에서는 이미 기본적인 건강 관리와 의료 서비스에 대한 접근이 충분하여, 추가적인 소득 증가가 사망률에 미치는 한계효과가 작을 가능성이 있다.

4. 가구 소득과 아동의 건강

이 장에서는 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 동태적 효과를 객관적 지표를 활용하여 분석하였다. 선행 연구는 가구 소득이 높을수록 아동의 건강이 개선되며(Case et al., 2002; Case et al., 2008) 우리나라에서는 가구 소득의 긍정적 효과가 청소년기까지 증가함을 보였다(이용우, 2014). 그러나 선행 연구가 주로 주관적 지표에 의존하고 있어 객관적 지표를 활용한 근거는

부족하다.

이에 본 연구는 한국아동패널 조사자료를 활용하여 가구 소득이 아동의 비만도에 미친 효과를 영유아기부터 학동기에 걸쳐 추정하였다. 아동의 비만도는 BMI 기준으로 정상체중, 비만, 과체중, 저체중으로 구분하였으며 다항 프로빗 모형으로 아동이 정상체중이 아닐 가능성을 추정하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 객관적 지표에서도 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과가 확인되었다. 다만, 그 효과는 아동의 연령에 비선형적인 것으로 나타났다. 예컨대, 가구 소득이 아동이 비만일 가능성을 낮추는 효과는 6세 후에 발생하여 12세까지 중첩되며, 저체중일 가능성을 낮추는 효과도 3~6세 일시적으로 사라지나 그 외에는 12세까지 유의한 것으로 나타났다. 이는 가구 소득에 따른 아동 건강 격차가 상당 부분 학동기에 발생함을 시사하는 결과이다.

둘째, 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 긍정적 효과는 모의 학력과 재직 여부, 거주지역, 소득수준에 따라 이질적이다. 모의 학력이 대졸 이상이거나 수도권에 거주하면 그 효과가 가중되나, 모가 재직 중이면 감소한다. 이는 모의 정보 활용 능력과 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중 등의 결과로 보인다.

셋째, 저소득가구에서는 가구 소득이 높을수록 아동의 비만 가능성이 증가한다. 즉, 저소득가구에서 가구 소득이 아동의 건강에 미치는 효과가 부정적으로 나타났다. 이는 경제적 지원 외에 식이 교육 등 다양한 대책을 궁리해야 함을 시사한다.

제2절 정책적 함의

소득과 건강 사이의 관계는 단순한 상관관계를 넘어, 소득이 건강의 사회적 결정요인으로서 작동한다는 점에서 정책적으로도 중요한 의미를 갖는다.

그렇다면 저소득층의 소득을 증가시키는 정책은 이들의 건강을 개선하여 궁극적으로 국민 건강 형평성을 제고할 수 있을까? 이는 중요한 질문이지만, 실제로 정책 개입을 통한 소득 증가가 건강 개선으로 이어지는지에 대한 실증적 증거는 여전히 제한적이다.

이에 본 보고서는 소득수준별 건강 격차를 생애주기별로 살펴보고, 소득과 자녀의 건강 간의 관계를 확인함으로써, 소득이 한 세대 내에서뿐만 아니라 세대에 걸쳐 장기적으로 그 영향이 누적되는지 확인하였다. 아울러 정책 시행이라는 외생적 변이를 이용하여 소득 변화가 건강 상태에 미치는 인과적 영향을 추정함으로써 국민 건강 형평성 제고를 위한 정책 방향을 모색하고자 하였다. 연구 결과를 근거로 한 정책적 함의는 다음과 같이 정리할 수 있다.

1. 소득수준별 건강

기존 연구에서 확인한 바와 같이, 우리나라를 대상으로 한 본 연구에서도 소득수준이 건강을 결정하는 가장 근본적이고 중요한 채널의 하나로서 작용하고 있음을 확인하였으며, 이는 소득 격차가 단순히 경제적 차원을 넘어 건강 격차로 확장되고 있음을 실증적으로 보여주는 결과이다. 또한 본 연구는 소득에 따른 건강 격차가 장기적으로 지속되었을 뿐만 아니라 연령이 증가할수록 강화되는 누적 불평등(cumulative inequality) 구조를 지닌다는 점을 확인하였다. 이는 경제적 자원이 개인의 생애 전반에서 건강 투자, 건강 행동 및 의료 이용 등에 지속적으로 영향을 미치며, 이러한 결과가 점차 누적되어 노년기 건강 격차를 심화할 가능성을 시사한다.

사회 구성원 간 건강 격차의 완화는 국민 건강 수준을 향상하기 위한 선결과제이지만(홍정림, 2022), 그동안 우리 사회의 소득수준별 건강 격차는 장기적으로 지속되어 왔다. 본 연구의 결과는 건강 격차를 해소하기 위한 보건·의료 정책은 취약계층의 실질적 건강 형평성을 제고하는 방향으로 전환되어야 하며, 단순한 의료 서비스 접근성의 개선을 넘어 소득·성별·연령 등 건강 취약계층의 특성을 세분화하여 다층적 수준에서의 건강 격차를 완화하기 위한 통합적 접근이 필요하다는 것을 시사한다. 또한 단기적

복지 확대나 의료비 지원만으로는 구조적 격차를 해소하기 어려우며, 생애 주기 전반에 걸친 건강 형평성 정책의 결합이 필수적임을 시사한다.

건강 격차는 시간에 따라 누적·확대되는 사회적 구조라는 인식하에, 단기 처방이 아닌 생애주기적 관점에서의 구조적 개혁과 함께 취약 요인에 대한 정밀한 표적 개입을 동시에 추진하는 등 다층적 접근 방식을 통한 종합 대책이 마련되어야 할 것이다.

2. 최저임금 인상이 건강에 미치는 영향: 2018년 최저임금 인상으로 부터의 증거

본 연구는 2018년 한국의 급격한 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 유의하게 개선하였음을 실증적으로 보여주었다. 이는 최저임금 정책이 단순히 노동시장 정책이 아니라 건강정책으로서의 함의도 갖는다는 점을 시사한다. 임금은 건강의 중요한 사회적 결정요인이며, 최저임금 인상은 건강 불평등을 완화하는 효과적인 정책 수단이 될 수 있다. 보다 구체적으로, 본 연구의 결과가 시사하는 정책적 함의는 다음과 같이 제시할 수 있다.

첫째, 최저임금 인상이 저임금 근로자의 주관적 건강을 개선할 수 있음을 보여준 본 연구의 결과는 최저임금 정책의 효과를 평가할 때 고용과 임금 등 전통적인 노동시장 지표뿐만 아니라 건강지표도 함께 고려할 필요성이 있음을 시사한다.

둘째, 최저임금 인상은 건강 불평등을 완화하는 정책 수단이 될 수 있음을 보여주며, 이는 최저임금 정책이 소득 불평등뿐만 아니라 건강 불평등 해소에도 기여할 수 있음을 의미한다.

셋째, 최저임금 인상의 건강 효과를 극대화하기 위해서는 적절한 보완 정책이 필요하다. 건강 행동 개선 프로그램, 고용안정 지원, 근로환경 개선 등이 함께 추진될 때 건강 효과를 더욱 제고할 가능성이 있다.

넷째, 최저임금 결정 과정에서 증거 기반 접근이 강화되어야 한다. 최저임금 인상의 다양한 효과(고용, 임금, 건강, 교육 등)를 지속적으로 모니터링하고 평가하여, 이를 바탕으로 최저임금 수준과 인상률을 결정함으로써 정

책의 사회적 편익을 극대화하고 부작용을 최소화해야 할 필요성이 있다.

그러나 최저임금 인상만으로 모든 문제가 해결되는 것은 아니다. 적절한 인상 속도와 규모의 결정, 고용안정 지원, 건강 행동 개선 프로그램, 근로환경 개선 등의 보완 정책이 함께 추진될 때 건강 효과를 극대화할 수 있을 것이다. 또한 향후 최저임금 정책 결정 과정에서는 고용과 임금뿐만 아니라 건강을 포함한 다차원적·사회적 영향을 종합적으로 고려해야 할 것이다.

3. 기초노령연금이 노인 건강에 미치는 영향

노년기 건강은 개인의 삶의 질과 존엄성을 결정하는 핵심 요소일 뿐만 아니라, 사회 전체의 의료비 지출, 장기요양 수요, 가족 돌봄 부담, 사회보장 재정 등에 광범위한 영향을 미친다는 점에서 사회적·경제적으로 중요한 의미를 갖는다. 본 연구는 기초연금의 건강 효과에 대한 국내 최초의 대규모 사망률 분석으로, 객관적 건강 결과에 대한 실증적 근거를 제공한다. 본 연구의 결과가 시사하는 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 기초노령연금이 단순히 소득 보장을 넘어 고령자의 건강과 생존에도 긍정적 영향을 미친다는 점에서, 노후소득보장제도가 건강 불평등 완화와 건강수명 연장에 효과적인 정책 수단이 될 수 있음을 시사하며, 노후소득 보장제도의 가치를 노인 건강과 건강 불평등의 측면에서도 검토할 필요가 있다.

둘째, 건강 효과가 저소득층에서 가장 크게 나타난다는 점은 기초연금이 건강 불평등 완화에 기여함을 보여준다. 급격한 고령화와 재정 압박을 고려할 때, 수급 범위를 중위 이하 소득계층에 집중하고 지원을 강화하는 방식의 제도 개편을 고려할 수 있다.

셋째, 건강 효과의 메커니즘에 대한 이해를 바탕으로 보완적 정책을 설계할 필요가 있다. 따라서 기초연금과 함께 만성질환 관리 프로그램 강화, 노인 영양 지원 서비스 등을 병행한다면 시너지 효과를 낼 가능성이 있다. 특히 저소득 노인을 대상으로 한 통합적 건강 지원 정책을 수립할 때, 소득 보장을 기본 토대로 하되 의료 접근성 개선과 건강증진 서비스를 결합하는 접근이 효과적일 수 있다.

넷째, 본 연구의 방법론적 접근은 향후 다른 사회보장제도의 건강 효과 평가에도 유용한 틀을 제공한다. 삼중차분법을 활용한 엄밀한 인과 추론은 건강보험 보장성 강화, 장기요양보험 확대 등 다양한 정책의 건강 효과를 평가하는 데 적용될 수 있다.

4. 가구 소득과 아동의 건강

대한비만학회에서 매해 발표하는 「비만 팩트시트」에 따르면, 우리나라의 6~18세 소아청소년 비만율은 2014년 19.5%에서 2023년 22.1%로 증가했다. 최근 비만의 막대한 사회적 비용이 알려지며 이를 질병으로 인식하고 국가 차원에서 대처해야 한다는 목소리가 높아지는 가운데, 본 연구는 가구 소득 격차가 비만을 통해 아동 건강 격차를 유발함을 보였다. 이에 따른 정책적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 소득수준에 따른 비만도 격차는 6세 후 학동기에 주로 발생하므로 이 시기에 개입하는 것이 효과적일 것이다. 학동기 아동은 부모의 통제에서 벗어나 활동하는 시간이 길어지는데, 특히 맞벌이의 경우 학동기 후반 모의 복직이 맞물리며 가구 소득이 자녀의 건강에 미치는 영향이 커지는 것으로 보인다. 6세 이후에는 체중 증가 속도가 신장 증가 속도를 상회하여 체지방률이 높아지는 경향이 있다. 또한 4세에서 11세 사이에 시작된 비만은 성인기 비만으로 이행할 가능성을 높이는 것으로 보고되고 있다. 이러한 결과들은 학동기 아동을 대상으로 한 조기 개입의 필요성을 시사한다.¹⁴⁾

둘째, 모의 학력과 재직 여부에 따라 가구 소득이 아동의 비만에 미치는 효과가 이질적인 것은 부모와 아동을 대상으로 한 식이 교육의 필요성을 시사한다. 예컨대, 영국에서는 ‘푸드 듀디스(Food Dudes)’ 프로그램을 시행하여 아동의 식생활 개선을 시도 중이다. ‘푸드 듀디스’는 아동의 과일과 채소 섭취를 증가시키는 것을 목표로 하는 3단계 프로그램이다. 1단계는 인기 캐릭터가 과일과 채소를 섭취하는 모습을 보여주어 아동들이 따라 하도록 유도하고, 2단계는 리워드 포인트와 ‘몸짱 인증서(healthy licensing certification)’를 수

14) 병원간호사회. 소아비만. https://www.khna.or.kr/homecare/12_child/rearing05.php.

여하며, 3단계는 자기 평가를 통해 지속적인 식생활 개선이 이루어지도록 유도한다. 아동이 스스로 식사를 적절히 조절하도록 교육하는 것은 장기적으로도 가장 바람직한 대안일 것이다.

셋째, 출산·육아 기반 시설의 수도권 집중이 소득수준에 따른 아동 건강 격차를 확대하고 있어 지방의 기반 시설 확충이 필요하다. 특히 비수도권에 거주하는 가구에서 소득이 아동의 비만도를 높이는 효과가 나타난 것은 지역적 불균형이 소득수준에 따른 아동 건강 격차의 주요 경로 중 하나임을 시사한다. 비수도권 지역에 산부인과, 소아청소년과 등 기반 시설을 확충할 방안을 궁리해야 할 것이다.

참고문헌

- 강영호(2005), 「사회경제적 건강 불평등에 대한 생애적 접근법」, 『예방의학 회지』 38 (3), pp.267~275.
- 강창희(2021), 「최저임금 인상이 근로자 고용규모에 미치는 영향 : “경제활동 인구조사” 자료를 이용한 분석」, 『노동경제논집』 44 (1), pp.73~101.
- 권은선 · 구인회(2010), 「빈곤이 아동의 건강에 미치는 영향」, 『한국사회복지학』 62 (4), pp.129~148.
- 김대일(2012), 「최저임금의 저임금 근로자의 신규 채용 억제효과」, 『노동경제논집』 35 (3), pp.29~50.
- _____ (2018), 「최저임금의 경제효과」, 『경제논집』 57 (1), pp.95~113.
- 김진영(2007), 「사회경제적 지위와 건강의 관계 : 연령에 따른 변화를 중심으로」, 『한국사회학』 41 (3), pp.127~153.
- 김정현 · 전미애(2021), 「기초연금 시행이 노인의 우울에 미친 영향 : 남녀 독거 가구 및 부부가구 비교」, 『한국노년학』 41 (1), pp.169~185.
- 김태훈(2019), 「최저임금 인상의 고용 및 임금효과」, 『노동정책연구』 19 (2), pp.135~174.
- 김혜연(2020), 「기초연금 수급이 고령자의 주관적 삶의 질에 미치는 영향」, 『한국노년학』 40 (1), pp.1~21.
- 문용필 · 오병국(2024), 「기초연금이 건강상태 만족도 및 주관적 건강상태에 미치는 영향」, 『재정정책논집』 26 (1), pp.65~90.
- 송치호(2023), 「노인 다차원적 빈곤이 우울에 미치는 영향에서 이전소득의 조절적 역할」, 『한국복지패널 학술대회 발표논문집』, pp.51~70.
- 안수지 · 방세훈(2022), 「자녀의 건강충격이 부모의 노동 및 소득에 미치는 영향」, 『한국경제연구』 40 (2), pp.5~38.
- 안진상 · 김희정(2013), 「아동 · 청소년의 건강불평등 결정요인 분석」, 『한국청소년연구』 24 (2), pp.205~231.

- 오상봉(2016), 「최저임금 미준수 : 현황, 제도, 개선방안」, 『월간 노동리뷰』, pp.51~56.
- 윤난희(2018), 「아동의 비만과 부모의 영향요인」, 『대한보건연구(구 대한보건협회학술지)』 44 (3), pp.17~27.
- 이병희(2008), 「최저임금의 고용유지 및 취업유입 효과」, 『산업노동연구』 14 (1), pp.1~24.
- 이용우(2014), 「가구소득과 아동기의 건강 불평등」, 『보건사회연구』 34 (3), pp.7~32.
- 이재희 · 김동훈 · 김종근 · 엄지원 · 윤소정(2022), 『저출생시대 육아인프라 추이분석 및 대응 방안(I) : 임신·출산 관련 인프라 중심으로』, 육아정책연구소.
- 이정민 · 황승진(2016). 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』 39 (2), pp.1~34.
- 정진호 · 남재량 · 김주영 · 전영준(2011), 『최저임금 효과분석』, 한국노동연구원.
- 진정란 · 김원섭 (2018), 「기초연금이 노인세대 삶의 질에 미치는 영향에 대한 연구」, 『연금연구』 8 (2), pp.63~88.
- 홍민기(2018), 「2018년 최저임금 인상의 고용효과」, 『월간 노동리뷰』 pp. 43~56.
- 홍정림(2021), 『실업과 건강』, 한국노동연구원.
- _____ (2022), 『사회경제적 지위와 생애주기별 건강 격차에 관한 연구 : 교육과 건강』, 한국노동연구원.
- _____ (2024), 『직업과 생애주기별 건강 격차』, 한국노동연구원.
- 황선웅(2019), 「2018년 최저임금 인상이 고용감소를 초래했는가? 비판적 재검토」, 『경제발전연구』 25 (2), pp.29~55.
- 황인옥 · 이태진(2020), 「기초연금 인상이 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향」, 『보건사회연구』 40 (3), pp.83~111.
- Adams, S., M. L. Blackburn, and C. D. Cotti(2012), “Minimum wages and alcohol-related traffic fatalities among teens”, *The Review of*

- Economics and Statistics* 94 (3), pp.828~840.
- Adler, N. E., and K. Newman(2002), "Socioeconomic disparities in health : pathways and policies", *Health affairs* 21 (2), pp.60~76.
- Aguila, E., A. Kapteyn, and J. P. Smith(2015), "Effects of income supplementation on health of the poor elderly : The case of Mexico", *Proceedings of the National Academy of Sciences* 112 (1), pp.70~75.
- Aguila, E., M. López-Ortega, and L. M. Gutiérrez Robledo(2018), "Non-contributory pension programs and frailty of older adults : Evidence from Mexico", *PLOS One* 13 (11), e0206792.
- Andreyeva, E., and B. Ukert(2018), "The impact of the minimum wage on health", *International Journal of Health Economics and Management* 18 (4), pp.337~375.
- Angrist, J. D., and J. S. Pischke(2009), *Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion*, Princeton university press.
- Bai, Y., C. Kim, and A. Chum(2023), "Impact of the minimum wage increase on smoking behaviour : A quasi-experimental study in South Korea", *Social Science and Medicine* 333, 116135.
- _____(2025), "The impact of minimum wage policy on alcohol use disorder : a quasi-experimental study in South Korea", *American journal of epidemiology* 194 (5), pp.1230~1237.
- Bando, R., S. Galiani, and P. Gertler(2020), "The effects of noncontributory pensions on material and subjective well-being", *Economic Development and Cultural Change* 68 (4), pp.1233~1255.
- Becker, G. S., and C. B. Mulligan(1997), "The endogenous determination of time preference", *Quarterly Journal of Economics* 112 (3), pp. 729~758.
- Benyamini, Y., E. L. Idler, H. Leventhal, and E. A. Leventhal(2000), "Positive Affect and Function as Influences on Self-assessments of Health: Expanding our view beyond illness and disability", *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social*

Sciences 55 (2), pp.107~116.

- Bernal, R., Olivera, M., and Suhrcke, M.(2024), “The effects of social pensions on nutrition-related health outcomes of the poor : Evidence from Peru”, *Health Economics* 33 (5), pp.971~991.
- Borg, V., and T. S. Kristensen(2000), “Social class and self-rated health : can the gradient be explained by differences in life style or work environment?”, *Social Science and Medicine* 51 (7), pp. 1019~1030.
- Burström, B., and P. Fredlund(2001), “Self rated health : Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes?”, *Journal of Epidemiology and Community Health* 55 (11), pp.836~840.
- Buszkiewicz, J. H., H. D. Hill, and J. J. Otten(2021), “Association of state minimum wage rates and health in working-age adults using the National Health Interview Survey”, *American journal of epidemiology* 190 (1), pp.21~30.
- Case, A., D. Lee, and C. Paxson(2008), “The income gradient in children's health : A comment on Currie, Shields and Wheatley Price”, *Journal of health economics* 27 (3), pp.801~807.
- Case, A., D. Lubotsky, and C. Paxson(2002), “Economic status and health in childhood : The origins of the gradient”, *American economic review* 92 (5), pp.1308~1334.
- Chen, X., T. Wang, and S. H. Busch(2019), “Does money relieve depression? Evidence from social pension expansions in China”, *Social Science and Medicine* 220, pp.411~420.
- Chetty, R., et al.(2016), “The association between income and life expectancy in the United States, 2001~2014”, *JAMA* 315 (16), pp.1750~1766.
- Cohen, S., D. Janicki-Deverts, and G. E. Miller(2007), “Psychological stress and disease”, *JAMA* 298 (14), pp.1685~1687.
- Currie, A., M. A. Shields, and S. W. Price(2007), “The child health/family income gradient : Evidence from England”, *Journal of health*

- economics* 26 (2), pp.213~232.
- Currie, J., and H. Schwandt(2022), “The relationship between income and child health : new data for an old question”, *JAMA* 328 (24), pp. 2402~2403.
- Currie, J., and M. Stabile(2003), “Socioeconomic status and child health : why is the relationship stronger for older children?”, *American Economic Review* 93 (5), pp.1813~1823.
- Cutler, D. M. and A. Lleras-Muney(2006), “Education and health : evaluating theories and evidence”, *National Bureau of Economic Research (NBER)*.
- Cutler, D. M., F. Lange, E. Meara, S. Richards-Shubik, and C. J. Ruhm (2011), “Rising educational gradients in mortality : The role of behavioral risk factors”, *Journal of health economics* 30 (6), pp.1174~1187.
- Deaton, A. S. and C. H. Paxson(1998), “Aging and inequality in income and health”, *The American Economic Review* 88 (2), pp.248~253.
- Dow, W. H., A. Godøy, C. A. Lowenstein, and M. Reich(2020), “Can labor market policies reduce deaths of despair?”, *Journal of Health Economics* 74, 102372.
- Du, J., and J. P. Leigh(2018), “Effects of minimum wages on absence from work due to illness”, *The B. E. Journal of Economic Analysis and Policy* 18 (1), Article 20170097.
- Du, J., and T. Yagihashi(2017), “Health capital investment and time spent on health-related activities”, *Review of Economics of the Household* 15 (4), pp.1215~1248.
- Galiani, S., P. Gertler, and R. Bando(2016), “Non-contributory pensions”, *Labour Economics* 38, pp.47~58.
- Grossman, M.(1972), “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *The Journal of Political Economy* 80 (2), pp.223~255.
- Hafner, L. and B. Lochner(2022), “Do minimum wages improve self-rated

- health? Evidence from a natural experiment”, *Empirical Economics* 62 (6), pp.2989~3014.
- Herl, C. R., C. Kabudula, K. Kahn, S. Tollman, and D. Canning(2022), “Pension exposure and health : Evidence from a longitudinal study in South Africa”, *The Journal of the Economics of Ageing* 23, 100411.
- Hoke, O., and C. Cotti(2016), “Minimum wages and youth binge drinking”, *Empirical Economics* 51 (1), pp.363~381.
- Holt-Lunstad, J., T. B. Smith, M. Baker, T. Harris, and D. Stephenson(2015), “Loneliness and social isolation as risk factors for mortality : a meta-analytic review”, *Perspectives on psychological science* 10 (2), pp.227~237.
- Horn, B. P., J. C. Maclean, and M. R. Strain(2017), “Do minimum wage increases influence worker health?”, *Economic Inquiry* 55 (4), pp.1986~2007.
- Huang, W., and C. Zhang(2021), “The power of social pensions : Evidence from China’s New Rural Pension Scheme”, *American Economic Journal : Applied Economics* 13 (2), pp.179~206.
- Idler, E. L., and Y. Benyamini(1997), “Self-rated health and mortality : a review of twenty-seven community studies”, *Journal of health and social behavior* 38 (1), pp.21~37.
- Kaufman, J. A., L. K. Salas-Hernández, K. A. Komro, and M. D. Livingston (2020), “Effects of increased minimum wages by unemployment rate on suicide in the USA”, *Journal of Epidemiology and Community Health* 74 (3), pp.219~224.
- Kim, T.(2021), “Estimating pecuniary and non-pecuniary returns to college education for academically marginal students : Evidence from the college enrollment quota policy in south korea”, *Economics of Education Review* 83, 102142.
- Kim, Y.(2012), “Family background and child health”, *KDI Policy Study* 1, pp.1~60.

- Komro, K. A., M. D. Livingston, S. Markowitz, and A. C. Wagenaar(2016), “The effect of an increased minimum wage on infant mortality and birth weight”, *American Journal of Public Health* 106 (8), pp. 1514~1516.
- Kronenberg, C., R. Jacobs, and E. Zucchelli(2017), “The impact of the UK National Minimum Wage on mental health”, *SSM-population health* 3, pp.749~755.
- Larqu e, E. et al.(2019), “From conception to infancy-early risk factors for childhood obesity”, *Nature Reviews Endocrinology* 15 (8), pp.456~478.
- Lebihan, L.(2023), “Minimum wages and health : evidence from European countries”, *International Journal of Health Economics and Management* 23 (1), pp.85~107.
- Leigh, J. P., W. A. Leigh, and J. Du(2019), “Minimum wages and public health: A literature review”, *Preventive Medicine* 118, pp.122~134.
- Lenhart, O.(2017), “Do higher minimum wages benefit health? Evidence from the UK”, *Journal of Policy Analysis and Management* 36 (4), pp.828~852.
- Liu, X., L. Zhang, B. Hu, and J. Li(2024), “The effect of social pension on health-related quality of life of rural older people : A panel study from China”, *BMC Geriatrics* 24 (1), 291.
- Lombardo, P., W. Jones, L. Wang, X. Shen, and E. M. Goldner(2018), “The Fundamental Association between Mental Health and Life Satisfaction : Results from Successive Waves of a Canadian National Survey”, *BMC Public Health* 18 (1), pp.1~9.
- Lynch, J., and G. D. Smith(2005), “A life course approach to chronic disease epidemiology”, *Annu. Rev. Public Health* 26 (1), pp.1~35.
- Marmot, M. G., M. Kogevinas, and M. A. Elston(1991), “Socioeconomic status and disease”, *WHO Reg Publ Eur Ser* 37, pp.113~146.
- McCarrier, K. P., F. J. Zimmerman, J. D. Ralston, and D. P. Martin(2011), “Associations between minimum wage policy and access to health

- care : Evidence from the BRFSS, 1996~2007”, *American Journal of Public Health* 101 (2), pp.359~367.
- Meltzer, D. O., and Z. Chen(2011), *The impact of minimum wage rates on body weight in the United States*. In M. Grossman and N. H. Mocan (eds.), University of Chicago Press.
- Miglino, E., H. N. Navarrete, H. G. Navarrete, and H. P. Navarrete(2023), “Health effects of increasing income for the elderly : Evidence from a Chilean pension program”, *American Economic Journal : Economic Policy* 15 (1), pp.370~393.
- Mostert, C., C. W. Kabudula, and M. A. Collinson(2022), “Does social pension buy improved mental health and mortality outcomes for senior citizens? Evidence from South Africa’s 2008 pension reform”, *Preventive Medicine Reports* 25, 101675.
- Narain, K. D. C. and F. J. Zimmerman(2019), “Examining the association of changes in minimum wage with health across race/ethnicity and gender in the United States”, *BMC Public Health* 19 (1), 1069.
- Neumark, D. and W. L. Wascher(2007), “Minimum wages and employment”, *Foundations and Trends® in Microeconomics* 3(1-2), pp.1~182.
- Pak, T. Y.(2021), “What are the effects of expanding social pension on health? Evidence from the Basic Pension in South Korea”, *The Journal of the Economics of Ageing* 18, 100287.
- Pressman, S. D., and S. Cohen(2005), “Does Positive Affect Influence Health?”, *Psychological Bulletin* 131 (6), pp.925~971.
- Reeves, A., M. McKee, J. Mackenbach, M. Whitehead, and D. Stuckler (2017), “Introduction of a national minimum wage reduced depressive symptoms in low-wage workers : A quasi-natural experiment in the UK”, *Health Economics* 26 (5), pp.639~655.
- Sigaud, L., A. Daley, J. Rubin, and C. Noblet(2022), “The effects of recent minimum wage increases on self-reported health in the United States”, *Social Science & Medicine* 305, 115110.

- Smyth, J. M., M. J. Zawadzki, V. Juth, and C. N. Sciamanna(2017), “Global Life Satisfaction Predicts Ambulatory Affect, Stress, and Cortisol in Daily Life in Working Adults”, *Journal of Behavioral Medicine* 40 (2), pp.320~331.
- Song, Y. M., and J. Sung(2008), “Adult height and the risk of mortality in South Korean women”, *American journal of epidemiology* 168 (5), pp.497~505.
- Sotirakopoulos, P., C. Guven, A. Ulker, and C. Graham(2025), “The impact of minimum wages on overall health and well-being : Global evidence from the Gallup World Poll”, *Social Science and Medicine* 375, 118064.
- Upton, P., C. Taylor, and D. Upton(2015), “The effects of the Food Dudes Programme on children’s intake of unhealthy foods at lunchtime”, *Perspectives in Public Health* 135 (3), pp.152~159.
- We, J. S., K. Han, H. S. Kwon, and K. Kil(2018), “Effect of childbirth age on bone mineral density in postmenopausal women”, *Journal of Korean Medical Science* 33 (48).
- Wehby, G. L., D. M. Dave, and R. Kaestner(2020), “Effects of the minimum wage on infant health”, *Journal of Policy Analysis and Management* 39 (2), pp.411~443.
- Wehby, G. L., R. Kaestner, W. Lyu, and D. M. Dave(2022), “Effects of the minimum wage on child health”, *American Journal of Health Economics* 8 (3), pp.412~448.
- Wengreen, H. J., G. J. Madden, S. S. Aguilar, R. R. Smits, and B. A. Jones (2013). “Incentivizing children’s fruit and vegetable consumption : results of a United States pilot study of the Food Dudes Program”, *Journal of nutrition education and behavior* 45 (1), pp.54~59.
- West, P.(1997), “Health inequalities in the early years : is there equalisation in youth?”, *Social science and medicine* 44 (6), pp.833~858.

◆ 執筆陣

- 홍정림(한국노동연구원 부연구위원)
- 김태훈(경희대학교 교수)
- 김기홍(한국노동연구원 부연구위원)

소득수준과 생애주기별 건강

- | | |
|------------|---|
| ▪ 발행연월일 | 2025년 12월 26일 인쇄
2025년 12월 31일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 허 재 준 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
310147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조 판 · 인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호 |

© 한국노동연구원 2025 정가 8,000원

ISBN 979-11-260-0820-9

KLI
한국노동연구원

한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 <http://www.kli.re.kr>

