

국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

강신욱
이원진·강희정·이정민·김현철·하은솔·문석준
김재용·김은미·장호연



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



연구진

| | | |
|-------|-----|------------------------|
| 연구책임자 | 강신욱 | 한국보건사회연구원 선임연구위원 |
| 공동연구진 | 이원진 | 한국보건사회연구원 부연구위원 |
| | 강희정 | 한국보건사회연구원 선임연구위원 |
| | 이정민 | 서울대학교 경제학부 교수 |
| | 김현철 | 홍콩과학기술대학교 경제학·정책학과 교수 |
| | 하은솔 | 한국보건사회연구원 전문연구원 |
| | 문석준 | 한국보건사회연구원 연구원 |
| | 김재용 | 국민건강보험공단 빅데이터연구부 부장 |
| | 김은미 | 국민건강보험공단 빅데이터연구부 주임연구원 |
| | 장호연 | 국민건강보험공단 빅데이터연구부 주임연구원 |

연구보고서 2023-34

국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

발행일 2023년 12월
발행인 이태수
발행처 한국보건사회연구원
주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인쇄처 (주)정인애드

© 한국보건사회연구원 2023
ISBN 978-89-6827-988-1 [93330]
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2023.34>

발|간|사

사회정책의 실증적 근거를 확충하기 위한 데이터가 여전히 부족한 상황에서 방대한 양의 행정데이터를 연구와 정책 수립에 활용할 수 있도록 하는 것은 매우 중요한 과제이다. 연구자들의 문제의식과 풍부한 데이터가 결합할 경우 기존의 연구가 시도했으나 도달하지 못했던 많은 발견들이 이뤄질 수 있고, 그것은 결과적으로 한국의 사회정책과 한국 사회의 발전에 기여할 것이 틀림없다.

이러한 인식을 바탕으로 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단은 2021년 정책 연구 분야의 협력을 위한 업무협약을 체결하였는데, 이 연구는 이 협약을 바탕으로 기획된 연구이다. 전년도에도 국민건강보험공단의 <맞춤형 소득-재산 DB>를 활용하여 연구를 수행한 바 있으나, 이번 연구에서는 같은 자료를 이용하되 더욱 다양한 주제에 대하여 다양한 방법으로 심층적인 연구를 수행하였다. 작년에 이어 올해도 한국보건사회연구원의 강신욱 선임연구위원이 연구 책임을 맡았고, 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단의 여러 연구진, 그리고 서울대학교 이정민 교수와 홍콩과학기술대학교 김현철 교수가 연구에 참여하였다. 방대한 데이터를 분석하는 수고스러운 작업을 통해 흥미롭고도 의미 있는 연구 결과를 산출한 연구진들에게 거듭 감사의 말씀을 드린다. 이 연구가 해당 주제의 연구 분야는 물론, 행정자료의 활용 범위를 넓히는 데 크게 기여할 것으로 기대한다.

2023년 12월

한국보건사회연구원 원장

이 태 수

목 차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



| | |
|--|-----------|
| Abstract | 1 |
| 요약 | 3 |
| 제1장 서론 | 13 |
| 제1절 연구의 목적과 구성 | 15 |
| 제2절 자료의 특징 | 18 |
| 제2장 소득분배의 측면에서 본 세대와 가구의 차이 | 21 |
| 제1절 행정자료를 이용한 분석에서 세대와 가구 | 23 |
| 제2절 세대/가구 단위 선택과 소득 관련 지표 | 25 |
| 제3절 세대와 가구의 결합 유형 | 30 |
| 제4절 세대-가구 결합 유형별 개인 특성 분석 | 36 |
| 제5절 소결 | 51 |
| 제3장 가구 구성안의 이해와 특성 비교 | 53 |
| 제1절 가구 구성안의 구성원칙 | 55 |
| 제2절 가구 구성안 특성 비교 방법 | 57 |
| 제3절 가구 구성안들의 기본적인 특성 | 59 |
| 제4절 가구 구성안들의 소득수준 재배정 특성 비교 | 65 |
| 제5절 가구 구성안 간 차이 유발 집단의 특성 분석 | 77 |
| 제6절 가구 구성안 특성 비교에 따른 소결 | 86 |

| | |
|--|------------|
| 제4장 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이 | 89 |
| 제1절 분석 개요 | 91 |
| 제2절 분석 방법 | 91 |
| 제3절 분석 결과 | 95 |
| 제4절 소결 | 114 |
| | |
| 제5장 지역별 소득 실태 분석 | 117 |
| 제1절 분석 개요 | 119 |
| 제2절 지역 소득 자료의 특성 | 123 |
| 제3절 광역별 소득수준 및 분배 지표 비교 | 130 |
| 제4절 시군구 지역의 소득수준과 소득 불평등 | 137 |
| 제5절 지역 소득과 경제·사회 지표의 상관관계 | 153 |
| 제6절 지역 빈곤율의 추정 | 162 |
| 제7절 소결 | 166 |
| | |
| 제6장 소득수준에 따른 사망률 차이 | 169 |
| 제1절 분석 개요 | 171 |
| 제2절 분석 결과 | 176 |
| 제3절 소결 | 194 |
| | |
| 제7장 직장 이전이 가구형태, 경제활동 및 건강에 미치는 영향 | 195 |
| 제1절 분석 목적 및 개요 | 197 |



| | |
|---|------------|
| 제2절 공공기관 지방이전 경과 | 200 |
| 제3절 데이터 | 201 |
| 제4절 분석 결과 | 210 |
| 제5절 소결 | 239 |
| | |
| 제8장 2018년 건강보험료 개편이 건강보험 재정 및 | |
| 국민 건강에 미친 효과 | 241 |
| 제1절 분석 목적 및 개요 | 243 |
| 제2절 건강보험료 부과체계 개편 | 244 |
| 제3절 문헌조사 | 247 |
| 제4절 데이터 및 연구 방법 | 249 |
| 제5절 2018년 건강보험료 1단계 개편 이후 건강보험료 총수입의 변화 | 252 |
| 제6절 2018년 건강보험료 개편의 소득역진성 개선 효과 | 256 |
| 제7절 보험료 인상의 인과적 효과 | 265 |
| 제8절 소결 | 277 |
| | |
| 제9장 결론과 자료 활용의 시사점 | 279 |
| 제1절 각 장의 주요 결론 | 281 |
| 제2절 자료의 활용도 제고를 위한 모색 | 285 |
| | |
| 참고문헌 | 289 |
| | |
| 부록 | 293 |

표 목차

| | |
|--|-----|
| 〈표 2-1〉 세대의 결합과 소득 분포의 변화 예 | 26 |
| 〈표 2-2〉 가구 내 세대 수와 세대 내 가구 수 분포(세대/가구 단위) | 33 |
| 〈표 2-3〉 가구 내 세대 수와 세대 내 가구 수 분포(개인 단위) | 34 |
| 〈표 2-4〉 세대-가구 결합 유형별 인구 비중 | 35 |
| 〈표 2-5〉 세대-가구 결합 유형별 규모 | 36 |
| 〈표 2-6〉 세대와 가구 내에서의 지위별 인구 비중 | 37 |
| 〈표 2-7〉 2세대-1가구 유형에서 가구주와 동일 세대 여부별 인구 분포 | 38 |
| 〈표 2-8〉 1세대-2가구 유형에서 세대주 유무별 인구 분포 | 38 |
| 〈표 2-9〉 세대-가구 결합 유형별 성별 분포 | 40 |
| 〈표 2-10〉 세대-가구 결합 유형별 연령 분포 | 41 |
| 〈표 2-11〉 세대-가구 결합 유형별 지역 분포 | 42 |
| 〈표 2-12〉 세대-가구 결합 유형별 건강보험 가입 지위 분포 | 43 |
| 〈표 2-13〉 세대-가구 결합 유형별 가구 소득분위 분포 | 46 |
| 〈표 2-14〉 2세대-1가구 유형의 가구 소득분위 → 세대 소득분위 변화 방향 | 47 |
| 〈표 2-15〉 세대-가구 결합 유형별 세대 소득분위 분포 | 49 |
| 〈표 2-16〉 1세대-2가구 유형의 세대 소득분위 → 가구 소득분위 변화 방향 | 50 |
| 〈표 3-1〉 가구 구성안의 주요 특징과 참고사항 | 55 |
| 〈표 3-2〉 가구 구성안의 특징 비교 방법 | 58 |
| 〈표 4-1〉 가구 구성의 정의 | 93 |
| 〈표 4-2〉 사례 수 | 93 |
| 〈표 4-3〉 2010~2020년 가구 유형 변화에 따른 2020년 균등화 가구총소득 분포 변화 · 113 | |
| 〈표 5-1〉 〈맞춤형 소득-재산 DB〉와 〈가계금융복지조사〉의 6개 권역별 비교: 평균소득(2020년 기준) | 128 |
| 〈표 5-2〉 〈맞춤형 소득-재산 DB〉와 〈가계금융복지조사〉의 6개 권역별 비교: 소득이 0인 인구와 빈곤율(2020년 기준) | 129 |
| 〈표 5-3〉 광역별 평균소득 및 소득증가율 | 132 |
| 〈표 5-4〉 광역별 빈곤율 | 134 |



| | |
|--|-----|
| 〈표 5-5〉 광역별 분위수 배율(P90/P50) 및 지니계수 | 135 |
| 〈표 5-6〉 기초지자체의 소득 격차: 최댓값과 최솟값 | 138 |
| 〈표 5-7〉 소득수준 10개 분위별 평균소득 | 139 |
| 〈표 5-8〉 연도별 평균소득과 소득분배 지표의 상관계수 | 151 |
| 〈표 5-9〉 소득수준 및 분배 지표와 각 지표 변화량의 상관관계 | 152 |
| 〈표 5-10〉 시군구별 소득과 인구·가족 지표의 상관계수(2010~2020년) | 156 |
| 〈표 5-11〉 시군구별 소득과 사회통합 관련 지표의 상관계수(2010~2020년) | 157 |
| 〈표 5-12〉 시군구별 소득과 건강 지표의 상관계수(2010~2020년) | 158 |
| 〈표 5-13〉 시군구별 소득과 환경·주택 관련 지표의 상관계수(2010~2020년) | 159 |
| 〈표 5-14〉 도 지역의 시군구별 소득과 고용 관련 지표의 상관계수(2010~2020년) | 160 |
| 〈표 5-15〉 지역 소득 지표와 경제·사회 지표의 상관관계 유형 | 161 |
| 〈표 5-16〉 지역별 빈곤율 추정 결과(고정효과모형) | 163 |
| 〈표 5-17〉 지역별 빈곤율 추정 결과(고정효과모형) | 165 |
| 〈표 6-1〉 연도별 소득분위별 분석 대상 | 176 |
| 〈표 6-2〉 연도별 사망률의 상대격차 변화 | 178 |
| 〈표 6-3〉 2009년 대상자의 소득분위별 사망률 | 180 |
| 〈표 6-4〉 건강보험증 세대를 가구로 적용한 연도별 사망률의 상대격차 변화 | 188 |
| 〈표 7-1〉 표본 제한 조건에 따른 표본 수 | 204 |
| 〈표 7-2〉 기초 통계량 | 207 |
| 〈표 8-1〉 2018년 7월 건강보험료 1단계 개편 내용 | 245 |
| 〈표 8-2〉 연도별 카쿠와니 지수 | 261 |
| 〈표 8-3〉 연도별 팔마 비율 | 263 |
| 〈표 8-4〉 소득원천별 카쿠와니 지수 | 264 |
| 〈표 8-5〉 소득원천별 보험료의 팔마 비율 | 265 |
| 〈표 8-6〉 기초 통계량 | 267 |
| 〈표 8-7〉 의료이용 관련 기초 통계량 | 268 |
| 〈표 8-8〉 보험료 및 건강보험자격 관련 회귀분석 결과 | 271 |



| | |
|---------------------------------|-----|
| 〈표 8-9〉 노동시장 변수의 회귀분석 결과 | 273 |
| 〈표 8-10〉 의료이용 변수의 회귀분석 결과 | 276 |
| 〈부표 4-1〉 균등화 가구총소득 분포 | 293 |
| 〈부표 5-1〉 5장에서 사용된 지표와 출처 | 294 |
| 〈부표 8-1〉 건강보험료 2단계 개편 내용 | 296 |
| 〈부표 8-2〉 가구안별 카쿠와니 지수 | 298 |
| 〈부표 8-3〉 가구안별 필마 비율 | 299 |

그림 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



| | |
|---|----|
| [그림 2-1] 세대와 가구 단위의 소득(분배) 지표 비교 | 29 |
| [그림 2-2] 가구-세대 결합 유형의 종류 | 31 |
| [그림 2-3] 세대-가구 결합 유형별 소득 | 44 |
| [그림 2-4] 2세대-1가구 유형의 가구 소득분위 → 세대 소득분위 변화폭 | 48 |
| [그림 2-5] 1세대-2가구 유형의 세대 소득분위 → 가구 소득분위 변화폭 | 50 |
| [그림 3-1] 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 평균 연령 | 59 |
| [그림 3-2] 가구 구성안별-균등화 재산 100분위별 평균 연령 | 62 |
| [그림 3-3] 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 균등화 소득과 균등화 재산 | 64 |
| [그림 3-4] 소아 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 66 |
| [그림 3-5] 소아 무소득-무재산 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 67 |
| [그림 3-6] 소아 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 68 |
| [그림 3-7] 소아 무소득-무재산 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 70 |
| [그림 3-8] 노인 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 72 |
| [그림 3-9] 노인 무소득-무재산 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 73 |
| [그림 3-10] 노인 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 75 |
| [그림 3-11] 노인 무소득-무재산 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 | 76 |
| [그림 3-12] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 인구학적 분포 | 78 |
| [그림 3-13] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 2022년 사망률 | 79 |
| [그림 3-14] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 2022년 소득과 재산 | 80 |
| [그림 3-15] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별-가구 구성안별 소득분위 | 81 |
| [그림 3-16] 노인_증공유 인구집단에서 가구 구성안 1안과 2안의 차이 | 82 |
| [그림 3-17] 노인_증공유 가구의 가구 구성안별 노인의 소득 및 재산 분포 | 83 |
| [그림 3-18] 1안의 소득 100분위별 증대표와 노인의 소득-재산 분포 | 84 |
| [그림 3-19] 2안의 소득 100분위별 증대표와 노인의 소득-재산 분포 | 85 |
| [그림 4-1] 균등화 가구총소득 증위값 및 빈곤선 | 92 |
| [그림 4-2] 균등화 가구총소득 분포 | 96 |
| [그림 4-3] 개인 성·연령 분포 | 97 |

| | |
|--|-----|
| [그림 4-4] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 증감률 | 98 |
| [그림 4-5] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 지니계수 | 99 |
| [그림 4-6] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 빈곤율 | 100 |
| [그림 4-7] 개인 성·연령 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화 | 101 |
| [그림 4-8] 가구원 수 분포 | 103 |
| [그림 4-9] 가구원 수별 균등화 가구총소득 분포 | 105 |
| [그림 4-10] 가구원 수 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화 | 106 |
| [그림 4-11] 가구주의 연령 분포 | 107 |
| [그림 4-12] 가구주 연령별 균등화 가구총소득 분포 | 108 |
| [그림 4-13] 가구주의 연령 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화 | 109 |
| [그림 4-14] 가구 유형의 분포 | 111 |
| [그림 4-15] 가구 유형별 균등화 가구총소득 분포 | 112 |
| [그림 5-1] <가계금융복지조사>를 이용한 광역자치단체별 가구 경상소득 수준 비교 | 125 |
| [그림 5-2] 광역별 평균소득(2010년, 2020년) 및 평균 소득증가율 | 131 |
| [그림 5-3] 평균소득(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 141 |
| [그림 5-4] 평균소득 증가율(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 142 |
| [그림 5-5] 빈곤율(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 143 |
| [그림 5-6] 빈곤율 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 144 |
| [그림 5-7] 분위수 배율(P90/P50, 2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 145 |
| [그림 5-8] 분위수 배율(P90/P50) 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 146 |
| [그림 5-9] 지니계수(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 147 |
| [그림 5-10] 지니계수 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분 | 148 |
| [그림 5-11] 시군구 소득수준과 빈곤율의 분포(2010~2020년) | 149 |
| [그림 5-12] 시군구 소득수준과 P90/P50의 분포(2010~2020년) | 150 |
| [그림 5-13] 시군구 소득수준과 지니계수의 분포(2010~2020년) | 150 |
| [그림 5-14] 시군구별 평균소득과 일인당 GRDP의 분포(2010~2019년) | 154 |
| [그림 6-1] 연도별 사망률의 변화 | 177 |



| | |
|---|-----|
| [그림 6-2] 균등화 개인소득 10분위별 사망률의 변화(2009년과 2021년 비교) | 177 |
| [그림 6-3] 균등화 개인소득 10분위별 사망률의 변화(2009년과 2021년 비교) | 179 |
| [그림 6-4] 소득분위별 2009년 사망률의 성별 비교 | 181 |
| [그림 6-5] 2009년 소득분위별 사망률의 성별 연령별 비교 | 182 |
| [그림 6-6] 2009년 기준 소득10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 성별 | 183 |
| [그림 6-7] 2009년 기준 소득 10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 남성, 연령별 .. | 184 |
| [그림 6-8] 2009년 기준 소득 10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 여성, 연령별 .. | 186 |
| [그림 6-9] 가구 기준 대안에 따른 소득분위별 사망률 차이의 연도별 변화 | 189 |
| [그림 6-10] 가구 기준 대안에 따른 소득분위별 2009~2021 사망률 수준 변화 | 191 |
| [그림 6-11] 가구 기준 대안에 따른 연도별 사망률 상대격차 변화 | 191 |
| [그림 6-12] 가구 기준 대안에 따른 연도별 누적 사망률의 성별 상대격차 비교 | 192 |
| [그림 6-13] 가구 기준 대안에 따른 연도별 사망률 상대격차 변화 | 193 |
| [그림 7-1] 착공 시점별 이전 기관 근로자 수 및 비이전 기관 근로자 수 | 205 |
| [그림 7-2] 연속형 매칭 변수의 분포 | 209 |
| [그림 7-3] 성별 이직 비율 | 211 |
| [그림 7-4] 이직 여부 추정 결과 | 212 |
| [그림 7-5] 착공 1년 전 자녀의 연령별 이직 비율 (여성) | 213 |
| [그림 7-6] 착공 1년 전 자녀의 연령별 이직 비율 (남성) | 213 |
| [그림 7-7] 착공 1년 전 성별 가구형태별 이직 비율 | 214 |
| [그림 7-8] 착공 1년 전 성별 가구형태별 신고월평균보수 | 215 |
| [그림 7-9] 성별 기존 직장에서의 휴직 비율 | 216 |
| [그림 7-10] 기존 직장에서의 휴직 여부 추정 결과 | 216 |
| [그림 7-11] 착공 1년 전 자녀의 연령별 기존 직장에서의 휴직 비율 (여성) | 217 |
| [그림 7-12] 성별 직장가입자 비율 | 218 |
| [그림 7-13] 성별 사업소득 | 219 |
| [그림 7-14] 성별 수도권 거주 비율 | 220 |
| [그림 7-15] 수도권 거주 여부 추정 결과 | 220 |

| | |
|---|-----|
| [그림 7-16] 착공 1년 전 가구형태별 수도권 거주 비율 | 221 |
| [그림 7-17] 착공 1년 전 자녀의 연령별 수도권 거주 비율 (남성) | 222 |
| [그림 7-18] 착공 1년 전 자녀의 연령별 수도권 거주 비율 (여성) | 222 |
| [그림 7-19] 성별 누적 출산 횟수 | 223 |
| [그림 7-20] 누적 출산 횟수 추정 결과 (여성) | 224 |
| [그림 7-21] 착공 1년 전 유배우자 여부별 누적 출산 여부 추정 결과 | 225 |
| [그림 7-22] 착공 1년 전 유배우자 여부별 누적 출산 횟수 추정 결과 | 225 |
| [그림 7-23] 성별 가구안별 기준 가구원 수(가구 1~5인) | 226 |
| [그림 7-24] 성별 주택 보유 비율 | 229 |
| [그림 7-25] 주택 보유 여부 추정 결과 | 230 |
| [그림 7-26] 성별 연간 총의료비 | 231 |
| [그림 7-27] 성별 연간 의료이용 여부 | 231 |
| [그림 7-28] 성별 연간 총입내원일수 | 232 |
| [그림 7-29] 1년간 외래 이용 여부 추정 결과 | 233 |
| [그림 7-30] 1년 이내 입원 여부 추정 결과 | 233 |
| [그림 7-31] 1년간 약국 이용 여부 추정 결과 | 234 |
| [그림 7-32] 1년간 치과 이용 여부 추정 결과 | 234 |
| [그림 7-33] 1년간 한방 이용 여부 추정 결과 | 235 |
| [그림 7-34] 1년간 수도권 요양기관 이용 여부 추정 결과 | 236 |
| [그림 7-35] 착공 5년 이후의 기관 위치(시도)에서의 1년간 의료 이용 여부 추정 결과 | 237 |
| [그림 7-36] 성별 당뇨병 환자의 복약순응도 | 238 |
| [그림 7-37] 성별 고혈압 환자의 복약순응도 | 238 |
| [그림 8-1] 전년도 대비 증가량, 2016~2019년 총정산보험료(전체), 2016~2019년 총정산보험료(지역가입자) | 253 |
| [그림 8-2] 시군구별 증 대표자의 평균 산정보험료의 증가량 | 255 |
| [그림 8-3] 로렌츠 곡선 개념도 | 257 |
| [그림 8-4] 카쿠와니 지수 산출식 | 258 |



| | |
|--|-----|
| [그림 8-5] 팔마 비율 산출식 | 259 |
| [그림 8-6] 2018년 가구 2인 합산소득 기준 로렌츠 곡선 | 260 |
| [그림 8-7] 카쿠와니 지수의 전년도 대비 증가량 | 262 |
| [그림 8-8] 보험료 팔마 비율의 전년도 대비 증가량 | 263 |
| [그림 8-9] 2018년 합산소득 구간별 산정보험료 | 270 |
| [그림 8-10] 합산소득 구간별 피부양자 비율 (2018년 7월, 2018년 12월) | 272 |
| [그림 8-11] 2018년 7~10월의 외래 방문일수, 외래 의료비 | 274 |
| [그림 8-12] 7~10월의 약국 방문일수, 약국 의료비 | 275 |
| [부도 8-1] 2018년 합산소득 기준 가구안별 로렌츠 곡선(가구 1인, 가구 2인, 가구 3인, 가구 4인, 가구 5인) | 297 |



Abstract

In-Depth Researches on the Use of Administrative Data of the National Health Insurance Service for Social Policy

Project Head: Kang, Shin-Wook

This study aims to conduct research on key topics related to social policy using the Customized Income-Wealth DB, which is an administrative data built by the National Health Insurance Service. This study is a follow-up to Kang Shin-wook et al. (2022), which utilizes the same data and household composition methods, but covers more in-depth and expanded topics. In Chapters 2 and 3, the characteristics of each major household composition methods were compared in depth, and Chapters 4 and 5 dealt with new topics using the same data. Chapters 6 attempted to newly confirm the findings of existing studies through time series analysis. In Chapters 7-8, an in-depth analysis of a new topic was attempted by linking the data of the Customized Income-Wealth DB with other data. Each chapter uses the same data, and it can be seen that each chapter deals with independent topics from each point of view.

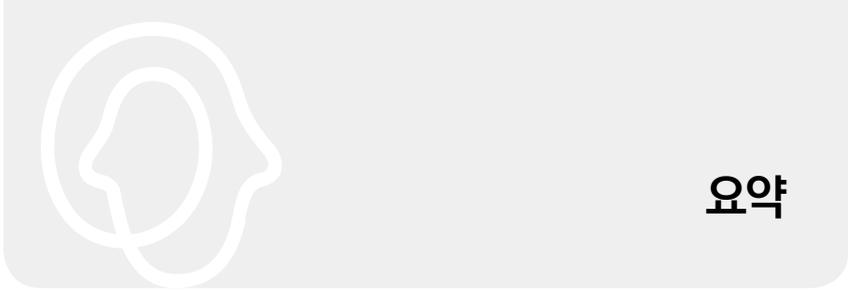
In order to increase the utilization of the DB, it is necessary to continuously revise and supplement the household

Co-Researchers: Lee, Wonjin · Kang, Hee-Chung · Lee, Jungmin · Kim, Hyuncheol
· Ha, Eunsol · Moon, Seokjun · Kim, Jaiyong · Kim, Eunmi · Jang, Hoyeon

2 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

composition. To do this, the DB should be linked to the Census data. In addition, various public transfer income data need to be added to the DB.

Key words : Administrative data, National Health Insurance, household, household definition, household arrangement, regional income disparities, mortality disparities, relocation of public institutions, reform of health insurance premiums



제1장 서론

이 연구는 국민건강보험공단이 구축한 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 사회정책과 관련된 주요 쟁점들을 분석함으로써 이 자료의 정책적 활용도를 높이는 것을 목적으로 하고 있다. 이 연구는 동일한 목적으로 수행되었던 강신욱 외(2022)²⁾의 연구와 연속성과 차별성을 지닌다. 같은 데이터를 이용하고 전년도 연구에서 도출된 주요 가구 구성안을 활용한다는 점에서 연속성이 있지만, 분석의 주제를 다양화하고 분석 대상인 시계열을 확장함으로써 심화와 확장을 시도했다는 점에서 차이점이 있다. 제2장과 제3장에서는 주요 가구 구성안별 특징을 심층적으로 비교하였고, 제4~5장은 동일한 데이터를 이용하여 새로운 주제를 다루었다. 제6장은 시계열 분석을 통해 기존 연구의 발견을 새롭게 확인하고자 하였다. 제7~8장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>의 자료와 다른 데이터를 연계함으로써 새로운 주제에 대한 심층적 분석을 시도하였다. 연구의 특성상 각 장은 동일한 자료를 사용할 뿐 각각의 관점에서 서로 독립적인 주제를 다루고 있다고 볼 수 있다. 각 장의 주요 내용은 다음과 같다.

제2장 소득분배의 관점에서 본 세대와 가구의 차이

제2장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>의 가구 구성안 중 세대를 가구와 동일시 한 안(세대)과 비동거 세대원을 포함하여 가구를 구성한 안 포함

2) 강신욱·이원진·이정민·강희정·하은솔·문석준·김재용·조재영·김은미·김지혜. (2022) 『국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 탐색적 연구』. 한국보건사회연구원.

안(가구)을 이용하여 세대 단위의 소득 분포와 각 단위의 소득 분포를 비교하였다. 2010년~2020년 사이의 소득 분포를 비교한 결과, 가구 단위의 평균소득이 세대 단위로 측정한 소득보다 높았으며, 빈곤율, 분위 수 배율, 지니계수 등의 분배 지표는 세대 단위로 측정한 값이 더 높았다.

세대 단위로 본 소득 불평등이 더 크게 나타나는 이유를 상세히 분석한 결과, 하나의 가구가 두 세대로 분리된 경우(2세대-1가구 유형)에서 나타나는 세대 간 소득 격차가 하나의 세대에 두 가구가 거주하는 경우(1세대-2가구 유형)에서 나타나는 가구 간 소득 격차에 비해 더 크다는 것을 확인하였다. 2세대-1가구 유형 안에서 세대 간 소득 격차는 가구 단위의 소득 불평등도가 세대 단위의 그것에 비해 높게 나타나도록 하고, 2가구-1세대 유형 안에서 가구 간 소득 격차는 정확히 반대의 작용을 한다. 그런데 2세대-1가구 유형의 효과가 1세대-2가구 유형의 효과를 압도하고, 따라서 세대 단위의 소득 불평등은 가구 단위의 소득 불평등에 비해 더 크게 나타나는 것이다.

이러한 사실은 행정자료를 이용하여 소득분배 실태를 분석할 때, 가구 구성을 위한 좀 더 풍부한 정보가 필요하다는 점을 시사한다. 근본적으로는 각종 행정자료의 개인 구분 정보를 통계청 <인구총조사>의 가구 구분 정보와 연계하여 분석할 수 있도록 하는 것이 바람직하다.

제3장 가구 구성안의 이해와 특성 비교

제3장에서는 전년도 연구에서 구축된 다섯 가지의 가구 구성안에 대해 기본적인 특성을 파악하고 비교 분석하였다. 특히 비동거 존속관계에 있는 개인을 동일한 경제공동체에 포함시킬 것인지 여부에 대한 근거를 마련하고자 분석을 시도하였다. 그 결과, 비동거 존비속을 모두 포함하는 가구 구성안과 비동거 존속을 포함하지 않는 구성안 사이에 서로 대조

적인 특성이 있음을 확인할 수 있었다. 가구 구성안별 소득수준 재배정 결과들에 따르면, 비동거 존비속을 모두 포함하는 방식으로 가구를 구성할 경우에 건강보험증 대표의 소득이 대부분을 차지하고 노인 세대의 소득은 매우 작아서 소득분위가 건강보험증 대표의 소득수준에 비례하는 것으로 확인되었다. 비동거 존속을 포함하지 않는 안(전년도 연구의 2안)에서는 대부분의 노인 가구가 낮은 소득수준에 편중되어 있는 것처럼 나타나지만 그 직계비속의 소득수준은 낮지 않았고, 노인 세대 소득수준의 현상적 감소와 직계비속인 건강보험증 대표의 소득 및 재산 증가가 나타난 것으로 판단된다.

소규모 세대(예: 1인 세대 등)가 증가하는 양상 이외에도 소득과 재산의 높은 상관성, 소득 50/100분위 이상에서 재산 증가 속도 향상, 본인의 재산이 노후 생계비 또는 직계비속의 소득 및 재산에 영향을 미칠 수 있다는 점 등을 고려한다면, 주민등록상 거주지 차이로 비동거 존속을 포함하지 않는 가구 구성안보다 건강보험의 부양 개념과 기준을 보완하여 비동거 존비속을 모두 포함하는 방안이 상대적으로 더 현실에 가까울 것으로 추정되었다.

제4장 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이

제4장에서는 맞춤형 소득-재산 DB를 활용하여 2010~2020년 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이를 분석하였다. 이 장의 분석 결과에 따르면, 2010~2020년의 개인 성·연령 분포 변화는 2020년 전체 인구의 균등화 가구총소득 증릿값을 148만 원/년 감소시켰고, 전체 인구의 지니 계수와 빈곤율을 각각 0.017, 1.4%포인트 증가시켰다. 또한 개인 성·연령 분포 변화를 통제할 때 2010~2020년의 가구원 수 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증릿값을 228만 원/년 감소시켰고, 노인의

지니계수와 빈곤율을 각각 0.024, 4.1%포인트 증가시켰다. 개인 성·연령 분포 변화를 통제할 때, 2010~2020년의 가구주 연령 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 중위값을 157만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.019, 3.1%포인트 증가시켰다. 이러한 분석 결과는 고령화에 따른 인구 구조 변화가 주로 전체 인구의 소득분배를 악화하고, 노인-자녀 동거 감소 등과 같은 가구 구조 변화가 주로 노인의 소득분배를 악화한다는 사실을 보여준다. 세부 가구 유형 변화를 분석한 결과에 따르면, 2010~2020년 가구주 자녀-노부모 동거 가구의 감소가 2020년 노인의 균등화 가구총소득 중위값을 146만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.018, 2.9%포인트 증가시켰다.

이 장의 분석 결과는 인구·가구 구조 변화가 소득분배를 악화하는 효과를 완화하기 위한 정책적 대응의 필요성을 시사한다. 중장기적으로 고령화와 가구 소규모화가 지속될 것으로 전망되므로, 이와 같은 인구·가구 구조 변화의 소득분배 악화 효과를 완화하기 위해서는 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높은 집단에 대한 소득보장을 강화해야 한다. 특히 부양 규범 약화에 따라 자녀-노부모 동거가 감소하는 변화가 노인 빈곤율을 증가시키는 요인으로 작용하고 있으므로, 노후소득보장제도의 지속적인 강화가 반드시 필요하다.

제5장 지역별 소득 실태 분석

제5장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>상의 지역 구분 변수를 이용하여 시·도별 및 시·군·구별 소득수준 및 소득분배 실태를 분석하였다. 또한 시군구별 가구소득이 일인당 지역총생산과 어떤 관계를 보이는지 분석하였고, 시군구별 빈곤율과 다른 지역별 경제사회 지표를 이용하여 빈곤율 결정 모형을 추정하였다. 자료상의 한계를 고려할 때, 이 장의 분석에서

제시된 내용이 실제 지역별 소득 실태를 보여주는 데는 한계가 있을 수 있으나 미시 자료를 이용한 최초의 지역별 소득 실태 분석으로서 의미를 지닌다고 할 수 있다.

분석 결과, 광역 단위로 비교한 2020년의 평균 소득수준은 서울, 세종, 울산, 경기 순으로 나타났다. 서울은 불평등이 심한 편인 반면 세종은 소득 증가율, 빈곤율, 빈곤율 감소폭, 불평등, 불평등 감소폭 등 대부분 지표에서 양호한 모습을 보였다. 상위 소득분위의 시군구와 하위 소득분위 시군구 사이의 격차(10분위 배율)는 2010~2020년간 3.39배에서 3.22배로 다소 감소했으나 최근 2년간 증가 추이를 보이고 있다.

시군구별 가구소득과 일인당 지역내총생산(GRDP)의 상관관계는 0.297에 불과하였다. 시군구별 주요 사회 지표와의 관계 측면에서 볼 때, 가구소득이 일인당 지역내총생산보다 더 높은 상관관계를 보였다. 시군구별 빈곤율의 결정요인에서는 평균 가구소득(-), 소득 불평등(+), 노인인구 비율(+)이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

제5장의 분석을 통해 지역 단위의 분석에서 일인당 지역총생산만을 소득 지표로 삼는 것은 매우 한계가 있다는 점을 확인할 수 있었다. 지역 단위의 경제·사회정책을 위해서는 지역 단위의 미시 소득 정보를 활용할 수 있도록 하는 자료 생산 및 이용 체계를 마련해야 할 것이다.

제6장 소득수준에 따른 사망률 차이

소득수준과 사망률의 관련성은 보건학, 사회학, 경제학의 전 영역에 걸쳐 광범위한 연구 주제로 다루어져 왔다. 소득이 높은 개인들은 사망률이 낮아지고 소득이 낮은 사람들은 높은 사망률을 갖는 경향은 소득과 사망률의 오래된 관련성으로 보고되고 있다. 최근 연구들은 소득수준에 따라

사망률이 선형적으로 증가하기보다는 최저소득과 최고소득 간의 격차가 증가하고 이러한 차이가 고령층에서 심화되는 현상을 부각시키고 있다

제6장에서는 2009~2021년 장기 자료를 활용하여 소득수준에 따른 사망률의 차이를 확인하고, 건강보험증 세대 기준을 적용한 결과와 비교하여 결과의 안정성을 검토하였다.

연도별 독립적 비교에서, 최고소득 대비 최저소득의 사망률로 측정하는 상대격차가 2009년 3.98에서 2021년 8.71로 3개 가까이 증가했다.

2009년 대상자의 소득분위별 2021년까지 누적 사망률을 비교한 결과, 남성에서는 하위 소득 1~3분위의 사망률과 기타 소득분위 사망률 수준이 두 개의 그룹으로 구분되는 반면, 여성에서는 하위 1, 2분위, 하위 3분위, 기타 분위, 최상위 분위로 사망률 수준이 구분되었다. 아울러, 50대에서 소득 3분위의 사망률이 급격히 증가하는 현상과 최하위와 최상위 분위 간 사망률 차이가 더욱 벌어지는 변화 양상을 재확인했다.

건강보험증 세대를 적용한 결과와 비교에서도 다소 정도의 차이는 있지만, 최저 소득분위에서 사망률이 증가하고, 중간 소득분위에서 큰 차이가 없으며, 최고 소득분위에서 사망률이 감소하여 사망률 격차가 증가하는 변화 양상은 같았다. 이러한 결과는 소득수준에 따라 사망률이 선형적으로 증가하기보다는 최저소득과 최고소득 간의 격차가 증가하는 경향으로 변화한다고 최근에 보고되는 연구 결과와 같았다.

제7장 직장 이전이 가구형태, 경제활동 및 건강에 미치는 영향

제7장은 공공기관 지방이전 정책의 대상자를 활용하여 직장 이전이 근로자에게 미친 효과를 살펴보았다. 이전 대상 공공기관에 근무했던 근로자를 처치군으로 정의하고, 비이전 대상 공공기관 근로자를 대조군

으로 정의한 다음, 이들의 착공 시점 전후의 변화를 분석하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫 번째로 직장 이전으로 인한 노동시장 반응이 근로자의 성별에 따라 상당히 다르게 나타난다는 사실을 발견했다. 여성의 경우 직장이 이전할 경우 이직을 할 확률이 높아졌으며, 특히 자녀가 있는 경우 이러한 경향성이 더 뚜렷하게 나타났다. 또한 휴직을 할 확률 역시 유의하게 증가하였다. 반면 남성의 경우 가구 특성에 따라 이직 또는 휴직 확률에 변화가 없거나 오히려 다소 높아지는 것으로 나타났다.

두 번째로 직장 이전으로 인해 거주지를 수도권이 아닌 지역으로 이전할 비율이 유의하게 증가하였다. 의료이용 역시 수도권이 아닌 이전 지역의 요양기관에서 할 확률이 증가하였다. 그러나 그동안 정부 보고서나 언론에서 지적했듯이 기관의 이동에 따른 근로자의 이주율은 높지 않은 것으로 나타났다.

세 번째로 직장 이전은 가구의 형성에도 상당한 영향을 미친 것으로 나타났다. 평균 가구원 수가 감소하였으며, 여성의 경우 출산 횟수가 감소하였다. 특히 유배우 여성의 출산 횟수가 감소한 반면, 배우자가 없었던 여성의 경우 출산 확률과 출산 횟수 모두 감소했다. 비록 공공기관 종사자라는 특수한 집단에서 도출된 결과이지만 본 장에서 밝힌 혼인과 출산에 있어서 직장 위치가 가지는 중요성은 지역 정책과 저출산 정책이 긴밀히 관련되어 있다는 정책적 함의를 보여준다. 마지막으로 총의료비, 의료이용 여부, 복약순응률에 대해서는 유의한 변화를 발견하지 못하였다.

제8장 2018년 건강보험료 개편이 건강보험 재정 및 국민 건강에 미친 효과

제8장에서는 2018년 7월 진행된 건강보험료 부과체계 1단계 개편의 영향을 살펴보았다. 건보료 부과체계 개편으로 인해 저소득 지역가입자의 보험료가 인하되었고, 소득 또는 재산이 많은 피부양자의 피부양자 자격이 박탈되어 보험료가 추가로 부과되기 시작하였으며, 보수 외 소득이 높은 직장가입자에게 보험료가 추가로 부과되었다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫 번째로 2018년 개편 이후 피부양자 자격 박탈자와 보수 외 소득이 높은 직장가입자에게 보험료가 인상되었음에도 지역가입자의 보험료 인하가 더욱 넓은 범위의 집단에게 작용하였기에 총보험료가 크게 감소하였다. 지역별 평균 보험료는 서초구와 강남구를 제외한 모든 지역에서 감소하였으며 특히 특별·광역시 이외의 지역에서 크게 감소하였다.

두 번째로는 대표적인 형평성 지표인 카쿠와니 지수와 팔마 비율을 활용하여 가구균등화 소득의 역진성을 분석한 결과, 개편으로 인해 보험료의 소득역진성이 개선된 것을 발견하였다. 다양한 원천별 소득·재산 또는 가구 단위를 활용하여도 역진성이 개선된 것을 확인할 수 있었다.

세 번째로는 피부양자 자격 박탈자 표본을 활용하여 보험료 인상의 인과효과를 추정하였다. 전년도 합산소득이 분절점을 소액 초과하여 피부양자 자격이 박탈되어 보험료가 증가한 상황을 겪은 사람의 반응을 살펴 보았다. 보험료 인상이 근로유인 저하로는 작동하지 않았다. 의료이용과 관련해서는 보험료 증가 후 첫 두 달 동안 외래와 약국 이용량이 증가하였지만 석 달 이후부터는 유의한 변화가 없음을 발견하였다.

제9장 자료의 활용도 제고를 위한 시사점

〈맞춤형 소득-재산 DB〉의 활용도 제고를 위해서는 우선 가구 구성안의 지속적인 수정과 보완이 필요하다. 이 노력은 크게 두 방향으로 진행될 수 있는데, 첫째는 〈맞춤형 소득-재산 DB〉를 인구주택총조사 자료 등과 연계함으로써 좀 더 정확한 가구 구성 정보를 얻는 것이고, 둘째는 경제적 생활공동체를 더욱 유연하게 정의할 수 있도록 더 많은 자료가 연계되고 활용되도록 하는 방법이다.

〈맞춤형 소득-재산 DB〉의 원천이 된 행정자료가 개인 및 가구 소득 전체를 포괄하지 못하고 저소득층의 소득 정보를 충분히 담지 못하는 한계가 있다. 이 자료의 사회정책적 활용도를 높이기 위해서는 다양한 공적 이전소득을 포함하여 더 많은 소득 원천 정보들이 〈맞춤형 소득-재산 DB〉에 결합되도록 해야 할 것이다.

주요 용어 : 행정자료, 국민건강보험, 가구, 가구 정의, 가구 유형, 지역별 소득 격차, 소득수준 별 사망률 격차, 공공기관 이전, 건강보험료 부과체계 개편

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구의 목적과 구성

제2절 자료의 특징

제 1 장 서론

제1절 연구의 목적과 구성

1. 연구의 목적

사회정책 연구에서 다양한 데이터에 대한 수요는 계속 증가해왔다. 하지만 분석 목적에 맞는 조사 자료가 확충되는 속도는 연구 수요의 증가에 미치지 못했던 것이 현실이다. 이러한 상황에서 행정자료를 정책 연구에 활용하려는 시도가 지속적으로 이루어져 왔다. 특히 국민건강보험공단이 보유한 행정자료는 전 국민을 대상으로 수집된 자료라는 점, 소득과 재산과 관련된 정보가 포함되어 있다는 점 등에서 매우 유용한 성격을 지니고 있고, 이런 이유로 많은 연구 분야에서 활용되어 왔다.

강신욱 외(2022)¹⁾는 국민건강보험공단이 구축한 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 소득계층별 소득 및 건강 실태에 대한 시험적 분석을 시도하였다. 행정자료를 이용하여 사회정책 관련 연구를 할 때, 관심의 대상이 되는 문제가 소득계층별로 어떻게 나타나는지를 파악할 필요가 있었고, 소득계층을 구분하기 위해서는 우선 개인이 아닌 가구 단위로 소득을 합산할 수 있어야 한다. 위 연구에서는 기존의 행정자료에 결여된 가구 형성 정보를 생성하고자 시도하였고, 그렇게 구축된 다섯 가지 유형의 가구 구성안을 바탕으로 가구 소득을 계산할 수 있었다. 이후 소득계층별

1) 강신욱, 이원진, 이정민, 강희정, 하은솔, 문석준, 김재용, 조재영, 김은미, 김지혜. (2022). 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 탐색적 연구. 한국보건사회연구원.

소득 및 자산보유 실태, 계층별 사망격차 등을 분석하였다. 그런데 상기 연구의 제목이 의미하듯 연구의 주 내용은 가구 구성안에 대한 다양한 탐색과 그 시험적 적용에 머물렀다.

이에 본 연구는 같은 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하되, 더욱 깊이 있고 다양한 주제별 연구를 통해 이 자료의 사회정책적 활용도를 높임은 물론 다른 연구에서 확인하지 못했던 새로운 사실들을 탐색하는 것을 목적으로 한다. 즉, 이 연구는 강신욱 외(2022)²⁾의 후속 연구의 성격을 갖는다. 동일한 데이터를 이용하고 사회정책 연구에서 그 활용 가능성을 탐색한다는 점에서는 본 연구가 전년도 연구와 연속성을 지닌다. 그러나 가구 구성안에 대한 탐색과 가구 단위 소득 정보의 시험적 활용이란 차원을 넘어 분석의 범위와 주제를 더 심화하고 확장하고자 한다.

2. 연구의 구성

동일한 자료원을 이용하여 다양한 주제의 연구에 적용함으로써 새롭고도 풍부한 정책적 함의를 찾는 것이 연구 목적인 만큼 본 연구는 상대적으로 독립적인 주제의 연구로 구성하였다. 그런 이유로 각 장(章)의 관점이 일치하지 않는 경우도 있을 수 있다. 특히 어떤 가구 구성안을 주로 사용할 것인지와 관련해서는 각 장의 선택이 다를 수 있다. 그럼에도 불구하고 각 장은 전년도 연구의 심화와 확장이라는 기본적인 특징을 공유하고 있다.

전년도 연구의 중요한 성취 가운데 하나는 개인 단위의 정보를 이용하여 다양한 가구 단위 정보를 형성한 것이다. 다시 말해 개인을 가구로 묶는 방법, 즉 가구 ID를 형성하는 방법을 모색하였고, 모두 다섯 가지 방법을 비교하였다. 제2장과 제3장에서는 이 유형에 대한 좀 더 깊이 있는 비교를

2) 이하에서는 '전년도 연구' 또는 '1차 연도 연구'로 지칭할 것이다.

시도한다. 제2장에서는 다섯 가지 구성안 중 행정자료상의 '세대'를 가구와 동시하는 안과 세대 정보를 변형하여 새롭게 구성한 '가구'안을 비교한다. 후자의 방안이 거주지(주소)를 같이 하지 않지만 생계를 같이하는 구성원을 가구로 묶었다는 점에서 단순한 세대 정보를 이용한 방안보다는 더 많은 정보를 고려한 방안이다. 제2장에서는 세대와 가구의 구성 차이는 어떤 경우에 발생하며, 그 차이를 발생시키는 개인들은 어떤 특징을 보이는지를 자세히 살펴볼 것이다.

제3장은 비교의 범위를 넓혀 전년도 연구에서 검토한 다섯 가지 가구 구성안 전부에 대해 심층적인 비교 분석을 시도한다. 특히 비동거 준비속을 포함하는 가구 구성안이 지닌 특징과 함의에 주목하면서 경제 공동체를 확장적으로 인식할 필요성에 대해 더욱 면밀히 탐색할 것이다.

제4장과 제5장은 <맞춤형 소득-재산 DB>에 포함된 개인 및 가구 단위의 소득 자료를 이용하여 소득 분포에 대한 분석을 더욱 확장, 심화시킨다는 공통점이 있다. 제4장에서는 2010~2020년 사이에 발생한 인구와 가족 구조의 변화가 소득수준, 소득분배 등에 어떤 영향을 끼쳤는지 분석할 것이다. 한국 사회의 인구 및 가족 구조의 변화가 소득분배에 미친 영향에 대해서 다수의 선행연구가 있었지만, 제4장의 분석은 규모가 큰 행정 데이터를 이용한 시계열 분석을 통해 주제에 대해 더욱 정확하고 풍부한 결과를 얻고자 할 것이다.

제5장은 <맞춤형 소득-재산 DB>에 포함된 지역 구분 정보를 이용하여 지역별(시도 및 시군구) 소득 실태에 대해 분석할 것이다. 조사(survey) 자료를 이용한 기존 연구에서 표본 수의 제약으로 인해 시군구는 물론 광역 단위의 소득 분석이 거의 불가능했던 점을 고려하면 제5장의 분석은 행정 자료의 장점을 충분히 활용한 예라고 할 수 있다. 제5장에는 지역별 소득 자체에 대한 분석은 물론 지역별 소득 통계와 경제·사회 지표의 관계,

지역 빈곤을 결정요인에 대한 분석 등이 포함될 것이다.

제6장에서는 소득과 사망률의 관계에 대한 시계열적 분석을 시도할 것이다. 전년도의 연구에서 두 지표 사이의 관계를 단년도 데이터를 이용하여 분석하였던 것과는 달리 이번에는 11년간의 데이터를 이용하여 시계열 변화를 분석할 것이다. 또한 소득과 사망률 사이의 관계에 대해 가구 구성안별로 어떤 차이를 보이는지 살펴볼 것이다.

제7장은 <맞춤형 소득-재산 DB>와 건강보험 DB를 연계하여 2005년부터 시행된 공공기관의 지방이전이 이전 기관 종사자들의 후생에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석한다. 제7장의 분석은 <맞춤형 소득-재산 DB>와 다른 행정자료를 연계하여 분석하였다는 점, 이를 통해 다른 자료로는 분석할 수 없었던 사회적 사건의 효과를 파악하고자 했다는 점에서 의미가 있다.

제8장 역시 <맞춤형 소득-재산 DB>와 건강보험 DB를 연계한 자료를 이용한 분석인데, 2018년 7월에 이루어진 건강보험료 부과체계 개편이 보험료 수입 증가, 소득계층 간 역진성 해소, 직장가입자 수의 변화 등에 미친 영향을 분석하였다. 마지막 제9장에서는 전체 연구에 대한 간략한 요약과 <맞춤형 소득-재산 DB>의 발전 방향에 대한 제안으로 연구의 결론을 대신할 것이다.

제2절 자료의 특징

앞에서 언급한 바와 같이 본 연구는 강신욱 외(2022)의 ‘계속 연구’로서 성격을 띠는 만큼 연구에 사용한 주된 자료도 <맞춤형 소득-재산 DB>로 전년과 같다. 전년도 연구에서 단년도(2021년) 자료를 이용한 경우가

많았다면, 이번 연구에서는 가용한 전체 기간(2011~2021년)의 자료를 이용한 분석이 많다는 특징이 있다. 전년도 연구에서 상세히 설명한 바 있으나, 중복의 위험을 무릅쓰고 본 연구에 사용된 DB의 특징에 관해 간략히 설명하면 다음과 같다.

〈맞춤형 소득-재산 DB〉는 국민건강보험공단이 보유한 다양한 DB에서 추출한 개인 단위의 데이터 세트이다. 이 안에는 개인의 특성과 관련된 다수의 변수가 포함되어 있다. 이 가운데에는 개인의 성별, 출생 연도, 거주지역 등 기본적인 인구학적 특성 변수, 세대주, 세대주와의 관계, 건강 보험 자격 정보 등 개인이 속한 생활 단위에 대한 정보가 포함된다.

무엇보다 이 DB의 중요한 특징은 전 국민에 대해 소득과 재산 정보를 수록하고 있다는 점이다. 소득의 경우 다양한 기관의 행정정보로부터 수집한 근로소득, 사업소득³⁾, 금융소득, 연금소득 등을 개인 단위로 제공한다. 각 연도별 DB에서 소득은 직전 연도에 발생한 소득이다. DB에 포함된 소득 변수들에는 일부 소득원천이 제외되어 있다. 공적 연금을 제외한 모든 공적 이전소득이 제외되어 있고, 가구소득(특히 저소득층의)의 주요 원천인 사적 이전소득도 포함되어 있지 않다. 근로소득 정보를 제공 받는 주요 행정자료원이 국세청 신고 소득이다 보니 저소득층의 경우 근로 소득이 제대로 포착되지 않았을 가능성이 높다. 그 결과 소득이 0이거나 소득이 낮은 개인과 가구의 비율이 다른 조사 자료에 비해 높게 나타난다. 개인이나 가구 단위로 소득을 합산하여 이용할 때, 그리고 다른 데이터의 소득 분석 자료와 비교할 때, 이러한 특징에 유념해야 할 것이다.⁴⁾

DB에 포함된 재산의 포괄범위에도 제한이 있다. DB에는 주택, 건물,

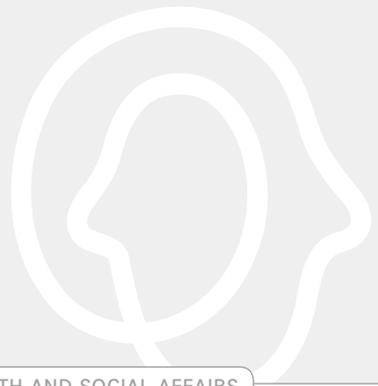
3) 2020년 데이터(소득 귀속연도를 기준으로 보았을 때 2019년)부터는 사업소득에 분리과세 주택임대소득이 포함되었고 재산소득에 분리과세 금융소득이 포함되었다. 따라서 2019년 이전 시기와의 시계열 비교를 위해서는 사업소득, 재산소득은 물론 이 소득을 포함한 총소득에 대해서도 분리과세 소득을 제외시켜야 한다.

4) DB에 포함된 유형별 소득의 원천에 대해서는 강신욱 외(2022)의 2장을 참조하기 바란다.

토지, 선박 등 재산에 대한 금액이 시가 표준액⁵⁾으로 제공되고 있다. 이와 더불어 전월세 보증금 항목도 포함되어 있는데, 주의할 것은 건강보험 지역가입자만 전월세 보증금이 제공되고 있다는 점이다. 직장가입자의 보험료를 산정할 때에는 전월세보증금이 고려되지 않으므로 DB에 관련 자료가 수집되지도 않았기 때문이다.

마지막으로 언급할 것은 DB에 포함된 다섯 가지 가구 식별번호(ID)이다. 전년도 연구에서 세대 정보와 건강보험증 정보, 가족관계 정보 등을 이용하여 다섯 가지 가구 구성안을 제시하였고 그 구성안별로 ID를 생성하였다. 또한 각 구성안별로 가구주, 가구원 수 등의 변수를 생성하였다. 또한 이를 이용하여 가구 단위의 데이터 세트를 별도로 구축한 바 있다. 본 연구에서도 가구 소득 분포의 특성을 분석할 때에는 가구 데이터 세트를 이용하였다.

5) 매년 6월 1일 시점 기준.



제2장

소득분배의 측면에서 본 세대와 가구의 차이

제1절 행정자료를 이용한 분석에서 세대와 가구

제2절 세대/가구 단위 선택과 소득 관련 지표

제3절 세대와 가구의 결합 유형

제4절 세대-가구 결합 유형별 개인 특성 분석

제5절 소결

제 2장

소득분배의 측면에서 본 세대와 가구의 차이

제1절 행정자료를 이용한 분석에서 세대와 가구

본 연구의 ‘1차 연도’ 연구라고 할 수 있는 강신욱 외(2022)에서는 개인의 정보를 이용하여 다섯 가지 방법으로 가구를 구성한 바 있다. 이 장에서는 그 가운데 ‘주민등록상의 세대를 가구로 간주한 안’¹⁾과 ‘비동거 가족까지를 세대에 포함한 안’²⁾ 두 가지를 집중적으로 비교하고자 한다. 이 장에서는 편의상 전자의 방안에 따른 생활 단위를 ‘세대’로, 후자의 생활 단위를 ‘가구’로 지칭할 것이다.

강신욱 외(2022)의 제4장에 따르면 세대 단위의 소득 및 분배 지표와 ‘세대 보완 2안’(이 장에서 가구라고 지칭하는 안) 단위의 지표들 사이에는 차이가 존재한다.³⁾ 이 차이가 무시해도 좋을 만큼 작은 차이인지에 대해서는 논의의 여지가 있을 수 있다. 예를 들어, 2019년의 가구 총소득(=근로소득+사업소득+재산소득+공적연금소득)의 평균값은 두 안 사이에 연간 약 22만 원의 차이가 나지만 지니계수에는 약 0.09의 차이가 존재한다.⁴⁾ 빈곤율도 0.5%포인트의 차이가 난다. 가구 단위로 소득 불평등을 계측하였을 때가 세대 단위로 계측하였을 때에 비해 불평등과 빈곤율이 낮아진다. 강신욱 외(2022)에서는 이 두 안을 다른 세 가지 대안들과 함께

1) 강신욱 외(2022)에서는 이를 ‘세대기준안’ 또는 4안이라고 지칭하였다. 강신욱 외(2022) pp.67-68.

2) 강신욱 외(2022)에서는 이를 ‘세대 보완(비동거 가족 포함)안’ 또는 2안이라고 지칭하였다. 강신욱 외(2022) pp.67-68.

3) 강신욱 외(2022) pp.139-142. 참조.

4) 강신욱 외(2022) p.135.

비교하다 보니 세대와 가구 사이의 차이가 잘 드러나지 않았을 수 있다. 그러나 이 두 방안만을 비교하였을 때에도 차이는 결코 작지 않다고 볼 수 있다.

일반적으로 행정자료를 사용할 경우 생활 단위로서 세대를 이용하는 것이 가장 일반적인 방법일 것이다. 주민등록상의 세대 구분 정보를 이용하게 될 가능성이 상대적으로 높기 때문이다. 그런데 만일 다른 행정자료를 추가로 이용하여 세대와 다른 생활 단위를 구성할 경우 소득 관련 지표에 의미 있는 차이가 발생한다면 어떤 생활 단위를 분석의 기초로 삼아야 할 것인지는 중요한 문제가 된다.

이러한 문제의식하에 제2장에서는 세대와 가구 단위로 측정한 소득 수준 및 소득분배 실태를 좀 더 면밀히 분석할 것이다. 양자의 차이가 발생하는 것은 어떤 이유에서인지, 가구와 세대 구성의 차이를 발생시키는 개인들의 규모와 특성은 어떠한지 살펴볼 것이다. 이를 위해 먼저 각 세대 및 가구에 속하는 개인들의 분포에 대해 살펴볼 것이다. 다음으로 한 개인이 귀속되는 가구-세대의 수에 따라 개인들을 유형화하고 그 유형별 특성을 비교하고자 한다.

이 장의 분석은 가구 또는 세대 단위에 속하는 개인을 전제로 한다. 대부분의 개인이 가구와 세대에 속하지만, 가구 및 세대 구성이 예외적인 양상을 띠는 경우는 분석에서 제외하는 것이 타당할 것이다. 예컨대 기숙사 같은 시설에 거주하는 개인들은 분석에서 제외하고자 하였고, 이를 위해 동일한 세대나 가구에 속하는 개인의 수, 또는 동일한 건강보험증에 등재된 개인의 수가 어느 하나라도 10명 이상인 경우는 분석에서 제외하였다. 그 결과 분석에 포함된 개인의 수는 2021년을 기준으로 했을 때 총 52,412,540명이다.

제2절 세대/가구 단위 선택과 소득 관련 지표

1. 세대/가구 선택이 소득분배 지표에 미치는 영향 - 예시

일반적으로 한 사회의 소득분배 실태를 분석할 때에는 경제적 생활 공동체로서의 가구를 단위로 소득을 합산하여 분석한다. 같은 생활공동체 안에서는 각 개인의 소득을 모아서 생계에 필요한 각종 소비활동을 영위한다고 보는 것이다. 이때 각 개인들의 소득을 어떻게 묶는지, 다시 말해 어떤 단위로 묶는지에 따라 소득분배 실태는 상이하게 나타날 수 있다. 이를 간단한 예를 통해 살펴보자.

만일 11개의 세대가 있고 각 세대가 독립된 생활 단위라고 해보자. 즉 세대와 가구의 구분이 일치한다고 가정한다. 각 세대의 세대원(가구원)은 모두 1명이라고 가정해보자. 각 세대의 소득은 <표 2-1>의 A열처럼 100부터 1,100까지 100단위로 커지는 분포를 보인다고 하자. 이 분포 A의 중위소득은 600이다. 빈곤선을 중위소득의 50%이라고 보면 A의 빈곤선은 300이고 빈곤층(소득이 중위소득의 50% 선보다 작거나 같은 사람)의 수는 3명이다. 이 소득 분포의 불평등을 나타내는 변이계수(coefficient of variance)⁵⁾는 0.53이다.

5) 표준편차를 평균으로 나눈 값

〈표 2-1〉 세대의 결합과 소득 분포의 변화 예

| 세대 결합 개인 일련번호 | A | B | C | D | E | F |
|------------------|-------|----------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|
| 1 | 100 | 300 (212.1) | 100 | 100 | 100 | 1,200 (848.5) |
| 2 | 200 | | 200 | 200 | 200 | 200 |
| 3 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| 4 | 400 | 400 | 400 | 400 | 400 | 400 |
| 5 | 500 | 500 | 1,100 (777.8) | 500 | 500 | 500 |
| 6 | 600 | 600 | | 1,300 (919.2) | 600 | 600 |
| 7 | 700 | 700 | 700 | 700 | 700 | 700 |
| 8 | 800 | 800 | 800 | 800 | 800 | 800 |
| 9 | 900 | 900 | 900 | 900 | 900 | 900 |
| 10 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 2,100 (1484.9) | 1,000 |
| 11 | 1,100 | 1,100 | 1,100 | 1,100 | | 1,200 (848.5) |
| 계 | 6,600 | 6,724 | 7,056 | 7,138 | 7,470 | 7,097 |
| 평균 | 600.0 | 611.3 | 641.4 | 649.0 | 679.1 | 645.2 |
| 중위값 | 600.0 | 600.0 | 777.8 | 800.0 | 600.0 | 700.0 |
| 중위값0.5 | 300.0 | 600.0 | 388.9 | 400.0 | 300.0 | 350.0 |
| 빈곤층 | 3 | 3 | 3 | 4 | 3 | 2 |
| 변이계수 | 0.53 | 0.49 | 0.50 | 0.52 | 0.66 | 0.39 |

주: 괄호 안의 수치는 균등화지수를 적용한 개인소득이다.
자료: 저자가 작성.

이제 이 분포에서 어떤 세대 둘이 합하여 하나의 가구를 구성하는 경우를 예를 들어 설명해보자. 소득 분포 B는 분포 A에서 최하위의 두 세대가 하나의 가구로 결합된 경우이다. 이때 두 세대가 합쳐지면서 하나의 가구를 구성한다고 해보자. 이 2인 가구의 소득은 300이고, 균등화 지수를 적용하면⁶⁾ 각 개인은 212.1의 소득을 보유하고 있는 것으로 볼 수 있다. 이때 B는 A와 중위값과 빈곤층의 수는 동일하지만 불평등(변이계수)은 0.49로

감소했다.

두 세대가 하나의 가구로 합쳐지는 C와 D의 경우에도 유사한 변화가 발생하여 빈곤층의 수는 변하지 않지만 소득 불평등은 다소 변화한다. 분포 D의 경우는 중위소득 주변의 두 세대가 하나의 가구로 합쳐진 경우인데, 이때는 A에 비해 빈곤층은 4명으로 증가하지만 불평등은 다소 감소한다. 중위소득 주변의 두 세대가 하나의 가구로 합쳐짐으로 인해 중위소득과 빈곤선의 증가가 B, C에 비해 큰 폭으로 나타나고 따라서 빈곤층의 수도 증가한 것이다. 반대로 소득 분포는 증릿값 부근으로 좀 더 집중됨으로 인해 불평등이 감소한 것으로 나타난다.

E의 경우는 최상위 소득층의 두 세대가 하나의 가구로 합쳐진 경우이다. 이때에는 중위소득에 영향을 주지 않음으로 인해 빈곤선에도 변화가 없고 빈곤층의 수도 A와 같다. 그러나 고소득층에서 소득의 집중이 이뤄짐에 따라 불평등(변이계수)은 0.66으로 증가한다.

마지막 예 F는 소득이 100인 최하위층 세대와 소득이 1,100인 최상위층 세대가 하나의 가구로 합쳐지는 경우이다. 이 가구의 소득은 1,200이 되고 개인소득은 848.5로 간주된다. 중위소득이 높아짐에도 불구하고 빈곤층의 수는 줄어든다. 무엇보다도 불평등이 크게 감소한다.

이상의 예는 세대가 가구로 결합할 때 어떤 소득계층 간에 결합이 이뤄지는가에 따라 빈곤지표나 불평등 지표의 변화 방향이 다르게 나타날 수 있음을 보여준다. 그런데 세대가 가구로 합쳐지는 과정을 거꾸로 생각하면 하나의 가구가 두 개의 세대로 분리되는 과정과 같다고 볼 수 있다. 예를 들어, B에서 A로 가는 과정은 소득이 300이었던 가구가 소득이 각각 100, 200인 세대로 분리되는 과정과 같다. 두 맞벌이 가구가 함께 생활하다가 직장 사정으로 다른 도시에 떨어져 살게 된다면 이와 같은 상황이

6) 통상적인 방법대로 가구원 수의 제곱근으로 나눈다.

발생할 수 있다. 이 부부가 세대는 다르지만 실질적으로 소득을 공유하면서 생활공동체를 이루고 있다면 하나의 가구를 여전히 유지하고 있다고 볼 수 있다. 이때 B는 가구 단위의 소득 분포를, A는 세대 단위의 소득 분포를 의미하며, 각 경우의 소득분배 실태는 다르게 파악된다.

어떤 개인이 속하는 가구와 세대의 구성이 다를 때, 가구 단위의 소득 분포와 세대 단위의 소득 분포는 달라진다. 한 가구가 복수의 세대로 분리된다면 변이계수 같은 소득분배 지표가 증가할 수도($F \rightarrow A$) 있고, 감소할 수도($E \rightarrow A$) 있다. 실제로 세대 단위로 소득분배 실태를 파악했을 때와 가구 단위로 파악했을 때 어떤 방향의 변화가 나타날지는 사전적으로 단정할 수 없다. 세대의 결합이나 가구의 분리가 어떤 소득계층에서 발생하여 어떤 결과로 귀결되는지에 따라 다양한 가능성이 있기 때문이다.

앞에서 언급했듯이 <맞춤형 소득-재산 DB>의 2020년 소득 분포를 놓고 보았을 때에는 가구 단위 분배 지표가 세대 단위의 분배 지표보다 낮았다. 그렇다면 한국의 가구-세대 분리는 $E \rightarrow A$ 같은 형태로 나타나기 보다는 $F \rightarrow A$ 의 형태를 띠 가능성이 높다. 이를 좀 더 상세히 살펴보려면 한 가구가 여러 세대로 분리될 경우에 어떤 소득분위의 가구가 어떤 소득분위의 세대들로 나뉘는지 살펴보아야 한다.

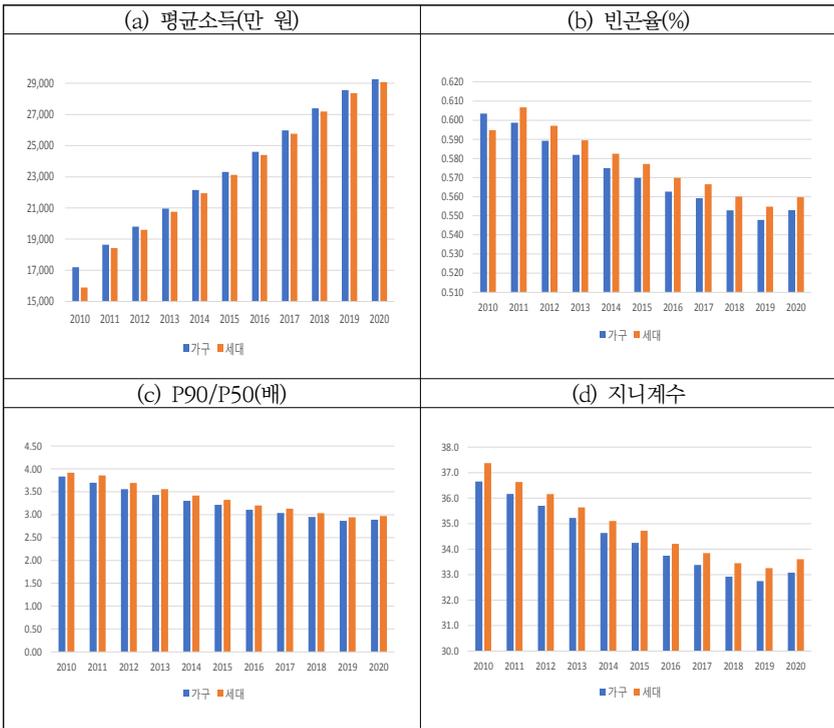
2. <맞춤형 소득-재산 DB>에서 세대/가구 소득분배

실제로 세대와 가구 단위로 살펴본 소득 분포는 어떻게 다른지를 개략적으로 비교해보자. [그림 2-1]은 2010년부터 2020년까지 11년간 세대와 가구 단위로 측정된 평균소득과 세 종류의 분배 지표, 즉 빈곤율, 분위수 배율(P90/P50), 지니계수를 비교하여 보여준다. 이 비교에 사용된 소득은 근로소득과 사업소득, 그리고 재산소득을 합한 값⁷⁾(이하 ‘일차소득’이라고

지칭하기로 한다)이다. 모든 소득은 세대 또는 가구 단위로 합산한 후 세대(가구)원 수의 제곱근으로 나누는 방식으로 균등화지수를 적용하였다. 평균소득과 분배 지표는 개인 단위로 측정된 값이다.

[그림 2-1] 세대와 가구 단위의 소득(분배) 지표 비교

(단위: 만 원, %, 배)



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이 그림을 보면 2010년부터 2020년까지 전 기간을 통해 가구 단위로 측정된 평균소득이 세대 단위로 측정된 평균소득에 비해 높다. 반대로 빈곤

7) 연도별 비교의 일관성을 위해 2019년 자료부터 포함된 분리과세 재산소득과 분리과세 주택임대소득은 제외하였다.

율, 분위수 배율, 지니계수 등 분배 지표는 세대 단위로 측정된 값이 가구 단위로 측정된 소득의 값에 비해 더 높다. 즉 세대 단위로 측정된 분배 지표가 더 나쁘게 나타난다.

일반적으로 한 사회의 소득분배 지표를 추정할 때에는 가구 단위로 측정된 소득 정보를 이용한다. 반면, 행정자료를 이용할 때 가구 단위 소득 정보를 이용하지 못하는 경우가 많은데, 그 이유는 가구 구성에 관한 정보가 제공되지 않는 경우가 많기 때문이다. 즉 어떤 개인이 모여 하나의 가구를 구성하는지를 파악할 수 있는 정보가 매우 제한적이다. 그런데 [그림 2-1]에서 보듯이 가구 단위로 측정된 소득 수준 및 분포가 세대 단위로 측정했을 때와 체계적으로 차이가 난다. 이 점을 고려한다면 행정자료를 이용한 분석에서 세대 단위 분석에 머무르지 않고 가능한 한 가구 단위의 분석을 시도하는 것이 중요하다.

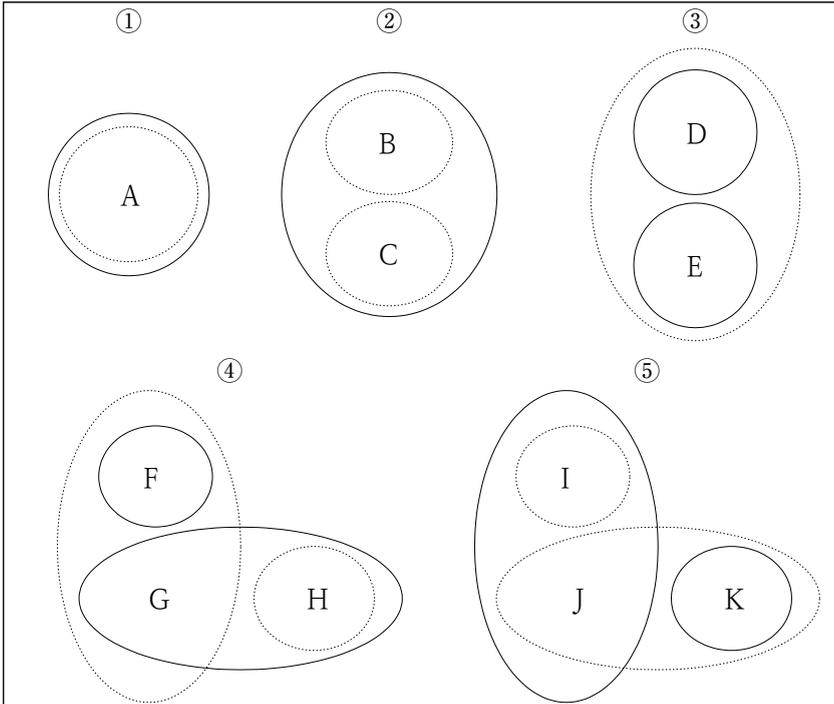
제3절 세대와 가구의 결합 유형

1. 세대 - 가구 결합 유형의 구분

어떤 세대에 속하는 개인들과 어떤 가구에 속하는 개인들이 정확히 동일한 사람들일 때, 이들에게서 세대와 가구는 정확히 일치한다. 다시 말해 이 세대에 속하는 개인들은 하나의 가구에만 속한다. 또한 이들에게는 하나의 세대만 존재한다. 가구원 가운데 다른 세대에 사는 개인이 없으며, 같은 세대원 가운데에도 다른 가구원이 없다. [그림 2-2]의 ①은 세대와 가구의 관계가 이러한 모습일 때를 표현한 것이다. 만일 모든 사회가 이러한 유형의 세대-가구 관계라면 세대 단위로 파악한 소득분배 실태와

가구 단위로 파악한 소득분배 실태는 정확히 일치할 것이다. 그러나 가구와 세대의 결합 유형은 이렇게 단순하지 않다. [그림 2-2]는 가구-세대의 결합 유형 가운데 다른 대표적인 몇 가지 예를 보여준다.

[그림 2-2] 가구-세대 결합 유형의 종류



주: 실선은 가구, 점선은 세대를 의미함.

[그림 2-2]의 ②에서 B와 C는 같은 가구에 속하는 가구원이지만 서로 다른 세대를 이루어 살고 있다. 서로 다른 지역에 거주하는 맞벌이 부부가 ②와 같은 유형의 대표적인 사례이다. 이때 B가 속하는 가구는 두 개의 세대로 구성된다. C도 마찬가지이다. B와 C는 2세대-1가구 유형에 속한다.

③에서 D와 E는 같은 세대에 거주하지만 서로 다른 가구에 속한다. 예를 들어, D의 집에 E가 하숙을 하고 각각은 1인 가구를 이루고 사는 경우가 이에 해당한다. D가 속하는 세대에는 두 가구가 거주한다. E도 마찬가지이다. D와 E는 1세대-2가구 유형에 속한다.

④와 ⑤의 경우에는 좀 더 복잡한 모습을 보인다. ④에서 F와 G는 같은 세대에 살지만 서로 다른 가구를 이루고 있고, G와 H는 서로 다른 세대에 살지만 같은 가구를 이룬다. 맞벌이 부부의 한 명인 G가 취업을 위해 다른 곳에 살면서 F의 집에 하숙하고 있는 경우가 이러한 예에 해당한다. 이때 F는 1세대-2가구, H는 2세대-1가구 유형에 해당한다. 한편 G가 속하는 가구에는 2개의 세대가 포함되어 있고, G가 속하는 세대에도 2개의 가구가 포함되어 있다. 즉 G는 2세대-2가구 유형에 해당한다. 마찬가지로 방법으로 보면 ⑤에서 I는 2세대-1가구, J는 2세대-2가구, K는 1세대-2가구 유형에 해당한다.

물론 이 밖에도 다양한 유형이 있을 수 있다. 3세대-1가구 유형도 있을 수 있고, 1세대-3가구 유형도 있을 수 있다. 1세대-1가구 유형이 아닌 가구의 비중이 클수록 세대 단위의 소득 분포와 가구 단위의 소득 분포는 달라질 수밖에 없다.

2. 세대와 가구의 결합 실태

세대와 가구가 결합되어 있는 구체적인 모습을 살펴보자. 우선 전체 분석 대상이 되는 가구의 수는 약 2천 339만 가구이고 세대 수로는 약 2천 350만 세대이다. 가구 수보다 세대 수가 더 많다. 가구가 분리하여 복수의 세대를 이루는 경우가 세대 내 복수의 가구가 거주하는 경우보다 많음을 알 수 있다.

〈표 2-2〉의 왼쪽은 가구 내에 포함된 세대 수의 분포를 보여준다. 가구 내에 하나의 세대만 있는 경우는 약 2천 256만 가구로 전체 가구의 96.4%에 해당한다. 1가구가 두 개의 세대로 나뉘어진 경우는 약 79만 가구로 전체의 3.4%이다. 나머지는 모두 합해 약 0.2%로 극히 일부분에 불과하다.

〈표 2-2〉의 오른쪽에는 세대 내 가구의 수에 따라 해당 세대 수가 몇 세대인지를 보여준다. 한 세대 안에 하나의 가구만 존재하는 경우는 약 2천 277만 세대로 전체 세대의 96.9%를 이룬다. 1세대 내에 2가구가 존재하는 경우는 약 71만 세대로 전체 세대의 3.0%에 해당한다.

〈표 2-2〉 가구 내 세대 수와 세대 내 가구 수 분포(세대/가구 단위)

(단위: 개, %)

| 가구 내 세대 수 | 가구 수 | 비율 | 세대 내 가구 수 | 세대 수 | 비율 |
|-----------|------------|-------|-----------|------------|-------|
| 1 | 22,557,023 | 96.4 | 1 | 22,770,893 | 96.9 |
| 2 | 789,063 | 3.4 | 2 | 711,735 | 3.0 |
| 3 | 44,137 | 0.2 | 3 | 22,088 | 0.1 |
| 4 | 1,546 | 0.0 | 4 | 1,886 | 0.0 |
| 5 | 36 | 0.0 | 5 | 485 | 0.0 |
| 6 | 1 | 0.0 | 6 | 261 | 0.0 |
| | | | 7 | 190 | 0.0 |
| | | | 8 | 97 | 0.0 |
| | | | 9 | 28 | 0.0 |
| 계 | 23,391,806 | 100.0 | 계 | 23,507,663 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 2-2〉가 세대와 가구의 결합 분포를 가구 또는 세대 단위로 살펴본 것이라면 〈표 2-3〉은 이를 개인 단위로 살펴본 것이다. 〈표 2-3〉의 왼쪽은 한 가구에 몇 개의 세대가 존재하는지를 기준으로 나누었을 때 인구 분포를 보여준다. 전체 인구의 94.5%는 자신이 속한 가구에 하나의 세대만 존재

34 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

한다. 두 개의 세대로 나누어진 가구에 속하는 인구의 비율은 전체의 5.2%이다. 같은 표의 오른쪽은 하나의 세대 안에 몇 개의 가구가 거주하는지에 따라 구분했을 때의 인구 분포를 보여준다. 전체 인구의 95.9% 자신이 속한 세대에 하나의 가구만 거주한다. 자신이 속한 세대에 두 개의 가구가 거주하는 인구는 전체의 3.9%이다. 가구 내 세대의 수보다 세대 내 가구의 수가 좀 더 다양하게 분포되어 있다.

〈표 2-3〉 가구 내 세대 수와 세대 내 가구 수 분포(개인 단위)

(단위: 명, %)

| 가구 내 세대 수 | 인원 | 비율 | 세대 내 가구 수 | 인원 | 비율 |
|-----------|------------|-------|-----------|------------|-------|
| 1 | 49,518,030 | 94.5 | 1 | 50,279,756 | 95.9 |
| 2 | 2,710,214 | 5.2 | 2 | 2,039,559 | 3.9 |
| 3 | 176,694 | 0.3 | 3 | 89,507 | 0.2 |
| 4 | 7,376 | 0.0 | 4 | 9,177 | 0.0 |
| 5 | 220 | 0.0 | 5 | 2,851 | 0.0 |
| 6 | 6 | 0.0 | 6 | 1,728 | 0.0 |
| 7 | | | 7 | 1,407 | 0.0 |
| 8 | | | 8 | 796 | 0.0 |
| 9 | | | 9 | 252 | 0.0 |
| 계 | 52,412,540 | 100.0 | 계 | 52,412,540 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 2-3〉의 좌우측 구분을 교차시켜 보면 〈표 2-4〉를 얻을 수 있다. 〈표 2-4〉의 첫 번째 칸은 자신이 거주하는 세대에 하나의 가구만 존재하고, 자신의 가구는 하나의 세대로만 구성된 개인의 비중이다. 앞의 [그림 2-2]에서 ①유형에 해당되는 이 집단은 전체 인구의 91.4%에 해당한다. 첫 번째 칸의 두 번째 칸은 ‘1가구-2세대’ 유형에 해당하며, 이 인구의 비중은 4.2%이다. 1가구-2세대 유형에 해당하는 집단은 [그림 2-2]의 ②에서 B, C, ④에서 H, ⑤에서 I 등이다. 〈표 2-4〉에서 알 수 있듯이 ‘1세대-

2가구' 유형에 해당하는 인구는 2.9%, '2세대-2가구' 유형은 1.0%이다. 이 네 가지 유형(〈표 2-4〉의 색칠된 부분)을 합하면 전체의 99.5%이다. 세대-가구 결합의 다른 유형들도 있지만 이 네 가지 유형을 비교해보면 세대와 가구 단위의 소득 분포가 어떻게 해서 달라지는지를 충분히 확인할 수 있을 것으로 보아, 이하에서는 이 네 유형을 비교하는 데 집중할 것이다.

〈표 2-4〉 세대-가구 결합 유형별 인구 비중

(단위: %)

| 가구 내 세대 수 세대 내 가구 수 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 소계 |
|------------------------|------|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| 1 | 91.4 | 4.2 | 0.3 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 95.9 |
| 2 | 2.9 | 1.0 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 3.9 |
| 3 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.2 |
| 4 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 6 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 7 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 8 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 9 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 소계 | 94.5 | 5.2 | 0.3 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 2-4〉의 왼쪽 위 네 개의 셀(색칠된 부분)을 합하면 그 인구 비중은 전체의 99.5%이다. 이후 이 장의 분석에서는 이 네 셀에 속하는 집단에 특별히 주목하고자 한다.

제4절 세대-가구 결합 유형별 개인 특성 분석

1. 세대-가구 결합 유형

세대-가구 결합에 따른 대표적인 4가지 유형의 인구 규모를 보면 <표 2-5>와 같다. 인구 비중은 앞의 <표 2-4>에서 보인 바 있으나 <표 2-5>에는 각 유형별 인구 규모도 제시되어 있다.

<표 2-5> 세대-가구 결합 유형별 규모

(단위: 명, %)

| 유형 | 인구 | 비율 |
|---------|------------|-------|
| 1세대-1가구 | 47,919,976 | 91.9 |
| 2세대-1가구 | 2,190,757 | 4.2 |
| 1세대-2가구 | 1,509,422 | 2.9 |
| 2세대-2가구 | 499,035 | 1.0 |
| 계 | 52,119,190 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

한편 <표 2-6>에는 4가지 유형에 대해 세대주와 비세대주, 가구주와 비가구주별 교차 분포가 제시되어 있다. 분석 대상 인구의 35.2%는 가구주이며 세대주이다. 45.7%의 인구는 가구주도 아니고 세대주도 아니다. 가구주이면서 비세대주인 경우와 세대주이면서 비가구주인 경우가 각각 9.5%, 9.6%인 사실로부터 가구와 세대의 구분이 정확히 일치하지 않는 경우가 다수 있음을 알 수 있다.

〈표 2-6〉 세대와 가구 내에서의 지위별 인구 비중

(단위: %)

| 구분 | 가구주 | 비가구주 | 계 |
|------|------|------|-------|
| 세대주 | 35.2 | 9.6 | 44.8 |
| 비세대주 | 9.5 | 45.7 | 55.2 |
| 계 | 44.7 | 55.3 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

이제 위의 〈표 2-5〉에서 ‘2세대-1가구’ 유형에 대해 좀 더 자세히 살펴보자. 가구 단위에서 세대 단위로 소득 단위를 바꿀 때 분배 지표가 악화되는 이유를 파악하기 위해서는 하나의 가구가 두 세대로 나누어질 때 각 세대의 소득 지위가 어떻게 달라지는지를 확인해야 한다. 한 가구가 두 세대로 나누어질 때 두 세대가 소득 지위상 유사한 지위를 갖는다면 가구 단위의 소득 분포와 세대 단위의 소득 분포가 크게 달라지지 않을 것이다. 그러나 두 세대의 소득 지위가 크게 다를수록 가구와 세대의 소득 분포는 더 큰 차이를 보이게 된다.

2세대-1가구 유형의 경우 한 가구가 두 세대로 나뉜다. 이때 일부 가구원은 가구주와 동일한 세대에 거주하고 다른 가구원은 가구주와 다른 세대에 거주한다. 이에 관하여 〈표 2-7〉은 각각의 규모와 비중을 보여준다. 2세대-1가구 유형의 인구 가운데 73.8%는 가구주와 같은 세대에 거주하고, 26.2%는 가구주와 다른 세대에 거주한다. 이 두 집단의 소득이 얼마나 이질적인가에 따라 가구 소득 분포와 세대 소득 분포의 차이를 설명해준다.

38 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

〈표 2-7〉 2세대-1가구 유형에서 가구주와 동일 세대 여부별 인구 분포

(단위: 명, %)

| 구분 | 인구 | 비중 |
|---------------|-----------|-------|
| 가구주와 동일 세대 거주 | 1,617,286 | 73.8 |
| 가구주와 다른 세대 거주 | 573,471 | 26.2 |
| 계 | 2,190,757 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

마찬가지로 1세대-2가구 유형의 경우에는 같은 세대에 거주하는 두 세대의 이질성이 문제가 된다. 우선 이 유형을 세대주와 같은 가구에 속하는 세대원과 세대주와 다른 가구에 속하는 세대원으로 구분하도록 하자. 〈표 2-8〉은 1세대-2가구 내에서 두 집단의 규모와 비중을 보여준다. 세대주와 같은 가구에 속하는 인구의 비중이 72.2%이고 세대주와 다른 가구를 이루면서 사는 인구의 비중이 27.8%이다. 하나의 세대에서 두 개의 가구가 거주할 때 이 두 가구의 이질성이 세대 단위 소득 분포와 가구 단위 소득 분포의 차이에 영향을 미칠 것이다.

〈표 2-8〉 1세대-2가구 유형에서 세대주 유무별 인구 분포

(단위: 명, %)

| 구분 | 인구 | 비중 |
|------------|-----------|-------|
| 세대주와 같은 가구 | 1,089,433 | 72.2 |
| 세대주와 다른 가구 | 419,989 | 27.8 |
| 계 | 1,509,422 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

2. 세대-가구 결합 유형별 인적 특성 분석

한 가구가 두 세대로 분리되었을 때 또는 한 세대 안에 두 가구가 거주할 때 분리된 두 단위가 얼마나 이질적인가가 중요하다. 이때 이질성의 핵심은 소득 지위의 이질성일 것이다. 그런데 분리된 두 단위의 소득 이질성은 인구학적 특성이나 사회적 특성의 이질성과 무관하지 않을 것이므로, 소득의 이질성을 검토하기에 앞서 이 문제를 살펴보기로 한다.

〈표 2-9〉~〈표 2-11〉은 각각 세대-가구를 결합했을 때 그 유형별로 성별, 연령대별, 지역별 분포가 어떠한지를 보여준다. 먼저 〈표 2-9〉의 성별 분포를 보면 '2세대-1가구'의 경우 전국적인 성별 분포에 비해 남성의 비중이 52.9%로 다소 높다. 그런데 이 유형을 둘러 나누어 보면 가구주와 같은 세대에 거주하는 가구에서는 남성 비율이 더 높아지고 가구주와 따로 사는 세대에서는 여성의 비율이 더 높아진다. 여성의 경제활동 참가율이나 평균 소득수준이 남성에 비해 낮은 것을 고려한다면 이러한 분포는 가구주와 다른 세대에 사는 가구원의 소득이 같이 사는 세대에 비해 높지 않을 가능성이 높음을 시사하는 것이다.

한편 '1세대-2가구'의 유형의 경우는 다소 다른 양상을 보인다. 이 유형에서 남성의 비율은 전국 평균보다 낮은 46.3%인데, 세대주와 같은 가구와 그렇지 않은 가구를 나누어 보더라도 성별 분포의 큰 차이는 보이지 않는다. 이 유형은 세대가 아닌 가구 단위로 소득을 파악하더라도 소득 지위상 2세대-1가구만큼의 큰 변화는 없을 것임을 추측할 수 있다.

〈표 2-9〉 세대-가구 결합 유형별 성별 분포

(단위: %)

| 세대-가구 결합 유형 | 남성 | 여성 |
|-------------|------|------|
| 1세대-1가구 | 50.0 | 50.0 |
| 2세대-1가구 | 52.9 | 47.1 |
| 가구주와 같은 세대 | 55.5 | 44.5 |
| 가구주와 다른 세대 | 45.6 | 54.4 |
| 1세대-2가구 | 46.3 | 53.7 |
| 세대주와 동일 가구 | 46.1 | 53.9 |
| 세대주와 다른 가구 | 46.8 | 57.2 |
| 2세대-2가구 | 48.2 | 51.8 |
| 계 | 50.0 | 50.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 2-10〉은 세대-가구 결합 유형별에 따른 연령대 분포를 보여준다. 먼저, 전국 단위의 연령 분포를 보면, 50대와 40대의 비중이 가장 높고, 다음으로 30대, 20대, 60대의 순으로 비중이 높다. ‘1세대-1가구’는 대체로 이와 유사한 분포를 보인다. ‘2세대-1가구’ 유형은 20대와 50대의 비중이 전국 평균에 비해 눈에 띄게 높은 것을 볼 수 있다. 주로 직장이나 학업 등의 이유로 가구가 두 세대로 분리되기 때문에 이러한 연령대별 분포가 나타나는 것으로 추정된다. 그런데 2세대-1가구 유형을 두 집단으로 나누어 보면 ‘가구주와 다른 세대’에서 20대의 비중은 더 높아지고 50대의 비중은 훨씬 낮아진다. 소득 활동을 할 가능성이 높은 50대의 비중이 크게 줄고 비경제활동의 가능성이 높은 20대의 비중이 크게 높아지는 것이다.

〈표 2-10〉 세대-가구 결합 유형별 연령 분포

(단위: %)

| 세대-가구 결합 유형 | 10대 미만 | 10대 | 20대 | 30대 | 40대 | 50대 | 60대 | 70대 | 80대 이상 | 계 |
|-------------|--------|------|------|------|------|------|------|-----|--------|-------|
| 1세대-1가구 | 7.8 | 9.1 | 12.7 | 13.7 | 16.1 | 16.3 | 13.3 | 7.3 | 3.8 | 100.0 |
| 2세대-1가구 | 4.2 | 8.2 | 20.5 | 8.7 | 15.6 | 27.1 | 9.5 | 3.6 | 2.5 | 100.0 |
| 가구주와 같은 세대 | 3.5 | 7.4 | 12.3 | 7.5 | 17.6 | 33.2 | 10.8 | 4.5 | 3.2 | 100.0 |
| 가구주와 다른 세대 | 6.0 | 10.7 | 43.7 | 12.1 | 10.2 | 9.9 | 5.7 | 1.3 | 0.5 | 100.0 |
| 1세대-2가구 | 4.6 | 4.7 | 15.8 | 20.3 | 17.0 | 15.5 | 12.4 | 6.4 | 3.3 | 100.0 |
| 세대주와 같은 가구 | 5.6 | 5.6 | 13.6 | 17.9 | 18.1 | 15.8 | 13.0 | 7.2 | 3.2 | 100.0 |
| 세대주와 다른 가구 | 2.1 | 2.4 | 21.4 | 26.5 | 14.3 | 14.5 | 10.8 | 4.5 | 3.5 | 100.0 |
| 2세대-2가구 | 21.1 | 29.1 | 25.1 | 7.4 | 5.9 | 7.0 | 3.4 | 0.8 | 0.3 | 100.0 |
| 계 | 7.7 | 9.1 | 13.2 | 13.7 | 16.0 | 16.6 | 13.0 | 7.0 | 3.7 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

‘1세대-2가구’ 유형의 연령대 분포를 보면 전체 분포에 비해 20대와 30대의 비중이 다소 높다. 그런데 이 유형을 둘로 나누었을 때, ‘세대주와 다른 가구’의 20대 및 30대 비중이 더 높아진다. 그러나 ‘세대주와 동일 가구’와 ‘세대주와 다른 가구’의 연령대 분포 격차는 ‘2세대-1가구’ 유형이 둘로 나뉘었을 때에 비해 크게 벌어지지 않는다.

〈표 2-11〉은 전국의 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌 3개로 구분하였을 때, 세대-가구 결합 유형에 따른 지역 분포를 보여준다. 유형별 지역 분포는 앞에서 설명한 성별 분포나 연령대 분포만큼 유형별로 차이가 크지 않다. 대도시, 중소도시, 농어촌의 비중 순서가 그대로 유지된다. 한 가지 특징적인 점은 2세대-1가구의 경우 대도시 거주 비중이 상대적으로 낮고, 농어촌 거주 비중이 다른 유형에 비해 높다는 점이다. 가구주와 다른 세대에서는 대도시의 비중이 더 높아진다. 학업을 이유로 가구가 분리되는 경우가 있고, 다수의 고등교육기관이 대도시에 편중되어 있기 때문일 것으로 추정된다.

42 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

〈표 2-11〉 세대-가구 결합 유형별 지역 분포

(단위: %)

| 세대-가구 결합 유형 | 대도시 | 중소도시 | 농어촌 | 계 |
|-------------|------|------|------|-------|
| 1세대-1가구 | 60.3 | 31.4 | 8.2 | 100.0 |
| 2세대-1가구 | 56.8 | 32.0 | 11.1 | 100.0 |
| 가구주와 같은 세대 | 54.2 | 33.7 | 12.1 | 100.0 |
| 가구주와 다른 세대 | 64.4 | 27.2 | 8.4 | 100.0 |
| 1세대-2가구 | 60.6 | 31.6 | 7.7 | 100.0 |
| 세대주와 같은 가구 | 59.6 | 32.0 | 8.4 | 100.0 |
| 세대주와 다른 가구 | 63.2 | 30.7 | 6.1 | 100.0 |
| 2세대-2가구 | 57.8 | 32.2 | 10.0 | 100.0 |
| 계 | 60.2 | 31.5 | 8.4 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

마지막으로 건강보험의 가입 지위 분포를 각 유형별로 비교해보자. 건강보험의 가입 지위는 지역가입자의 세대주와 세대원, 직장가입자의 본인과 피부양자, 그리고 의료급여 수급가구의 세대주와 세대원으로 구분된다. 〈표 2-12〉에서 보듯이 전국적으로 보면 직장가입 피부양자와 직장가입자의 비중이 각각 35.8%와 34.2%로 가장 높다. ‘2세대-1가구’ 유형에서는 이 비중이 더 높아져서 각각 48.8%와 42.7%이다. 지역가입 세대주와 세대원의 비중은 3%가 안 될 정도로 매우 작다. 그런데 2세대-1가구 유형을 두 집단으로 나누어 보면 ‘가구주와 같은 세대’에서는 직장가입자 비중이 56.5%로 높아지는 반면 가구주와 다른 세대에서는 직장가입 피부양자의 비중이 약 90%로 크게 높아진다. 즉 가구주가 없는 세대는 주로 가구주 또는 가구주가 있는 세대원의 피부양자로 구성된다는 것을 알 수 있다. 직장 때문에 가구주와 따로 사는 배우자도 있을 수 있으나, 그 경우 배우자는 직장가입자가 될 가능성이 높다는 점을 고려한다면, 그 비중은 크지 않다는 것을 유추할 수 있다.

〈표 2-12〉 세대-가구 결합 유형별 건강보험 가입 지위 분포

(단위: %)

| 세대-가구 결합 유형 | 지역가입 세대주 | 지역가입 세대원 | 직장 가입자 | 직장가입 피부양자 | 의료급여 세대주 | 의료급여 세대원 | 계 |
|-------------|----------|----------|--------|-----------|----------|----------|-------|
| 1세대-1가구 | 14.4 | 14.0 | 33.7 | 35.1 | 2.2 | 0.7 | 100.0 |
| 2세대-1가구 | 2.2 | 4.7 | 42.7 | 48.8 | 0.7 | 0.9 | 100.0 |
| 가구주와 같은 세대 | 2.8 | 5.2 | 56.5 | 34.1 | 0.7 | 0.7 | 100.0 |
| 가구주와 다른 세대 | 0.5 | 3.2 | 3.6 | 90.3 | 0.8 | 1.6 | 100.0 |
| 1세대-2가구 | 12.2 | 15.3 | 48.1 | 21.9 | 2.1 | 0.4 | 100.0 |
| 세대주와 같은 가구 | 14.2 | 10.5 | 46.4 | 27.1 | 1.4 | 0.4 | 100.0 |
| 세대주와 다른 가구 | 6.8 | 27.9 | 52.4 | 8.6 | 4.0 | 0.3 | 100.0 |
| 2세대-2가구 | 0.1 | 1.5 | 5.2 | 92.2 | 0.1 | 0.9 | 100.0 |
| 계 | 13.7 | 13.5 | 34.2 | 35.8 | 2.1 | 0.7 | 100.0 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

‘1세대-2가구’ 유형에서도 전국 평균에 비해 직장가입자의 비중이 높다. 그런데 이 유형은 두 집단으로 나누었을 때 직장가입자의 비중에 큰 차이가 보이지 않는다. ‘세대주와 같은 가구’나 ‘세대주와 다른 가구’ 모두 직장가입자의 비중이 전국 평균에 비해 높고, 특히 세대주와 다른 가구에서는 직장가입자의 비중이 50%를 넘는다. 적어도 건강보험 가입 지위를 통해 보았을 때, 1세대-2가구 유형을 형성하는 두 가구 사이에 2세대-1가구 유형에서 두 세대만큼의 사회경제적 차이는 존재하지 않을 것임을 쉽게 추론할 수 있다.

3. 세대/가구 분리에 따른 소득 지위의 변화

가. 세대-가구 결합 유형별 소득수준의 격차

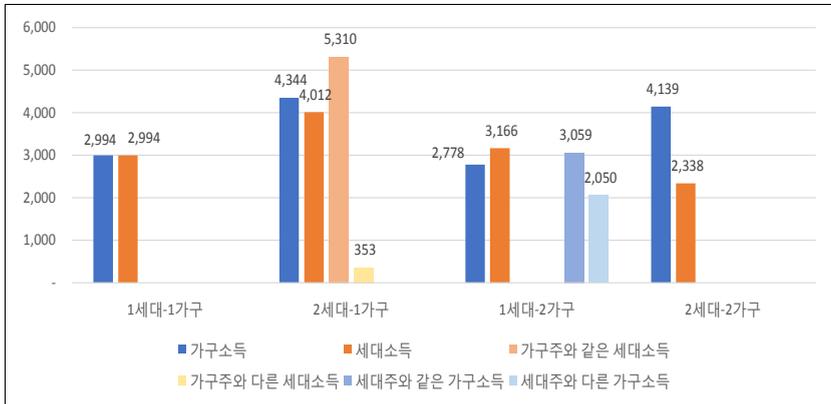
세대와 가구의 결합 유형에 따라 가구 단위의 소득과 세대 단위의 소득이

달라질 수 있다. [그림 2-3]은 각 유형에 따라 가구 단위의 소득이 어떻게 변화하는지를 보여준다. 1가구-1세대는 가구원과 세대원이 동일하므로 가구 소득과 세대 소득이 연 2,994만 원으로 일치한다.

2세대-1가구의 경우는, 가구 단위로 본 소득은 연간 약 4,344만 원으로 1세대-1가구에 비해 높다. 이 유형은 두 세대로 나뉘어지는데, 두 세대의 소득을 평균하면 연 4,012만 원이다. 나뉘어진 두 세대를 각각 살펴보면, ‘가구주와 함께 사는 세대’의 소득은 5,310만 원인 반면 ‘가구주와 따로 사는 세대’의 소득은 353만 원으로 매우 낮은 수준이다. 즉 한 가구가 두 세대로 분리될 경우 두 세대의 소득 격차가 확연하게 벌어짐을 알 수 있다. 가구에 비해 세대 단위의 소득분배가 악화되는 것은 이러한 두 세대의 소득 격차와 무관하지 않다.

[그림 2-3] 세대-가구 결합 유형별 소득

(단위: 만 원/년)



주: 균등화지수를 적용한 일차소득 기준임.
 자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

1세대-2가구 유형에서도 분리된 두 가구 사이의 소득 차이가 확연하게 나타난다. 1세대-2가구의 세대 소득은 3,166만 원이고, 평균 가구 소득은

2,778만 원이다. 그런데 이 세대가 두 가구로 분리될 경우 ‘세대주와 같은 가구’의 가구 소득은 3,059만 원으로 상승하는 반면 ‘세대주와 다른 가구’의 소득은 2,050만 원으로 감소한다. 1세대-2가구 유형에서는 세대 소득이 아닌 가구소득으로 측정할 경우 소득 불평등이 높아지게 된다.

그런데 위의 2세대-1가구 유형에서의 세대 분리와 1세대-2가구 유형에서의 가구 분리를 비교하여 보면 세대 분리의 경우가 분리된 집단(세대) 사이에 소득 격차가 더 심한 것을 확인할 수 있다. 2세대-1가구 유형에서는 분리된 두 집단 사이의 소득 격차가 약 15배인 반면 1세대-2가구 유형에서는 분리된 두 집단(가구) 사이의 소득 격차가 약 1.5배이다. 만일 전체 인구 중 2세대-1가구 유형의 비중과 1세대-2가구 유형의 비중이 같다고 하더라도 이와 같은 소득 분리 양상을 보면 세대 단위로 소득을 측정한다면 소득 불평등이 더 심하게 나타날 것임을 추론할 수 있다.

나. 2세대-1가구 유형의 소득 지위 변동

이제 2세대-1가구 유형에 집중하여 하나의 가구가 두 세대로 분리될 경우 각 세대의 소득 지위가 어떻게 달라지는지 좀 더 상세히 살펴보자.

〈표 2-13〉은 유형에 따른 가구 단위 소득의 분위별 분포를 보여준다. 소득분위는 소득이 가장 낮은 2분위부터 가장 높은 10분위까지 9개 분위로 구분되어 있다. 소득 기준은 일차소득, 즉 근로소득, 사업소득, 재산소득의 합이다.⁸⁾ 1세대-1가구 유형의 분위별 분포는 대체로 균일한 비중으로 이루어져 있다. 하지만 2세대-1가구 유형의 가구 소득분위는 고소득 분위에 상대적으로 집중되어 있다. 그런데 이 유형이 두 세대로 분리되어

8) 〈맞춤형 소득-재산 DB〉에서 일차소득이 없는 개인의 비중이 10%가 넘어 최하위 1, 2분위가 구분되지 않기 때문에 최하위 분위기를 2분위로 하였다. 대신 2분위의 인구 비중은 다른 분위와 달리 20%이다.

세대 단위의 소득으로 분위기를 판정한다면(색칠된 부분) 두 집단 사이에 매우 다른 모습을 보이게 된다. 세대 분리 이후에 ‘가구주와 같이 사는 세대’의 경우 세대 소득 분포가 상위 분위에 더욱더 집중된다. 반대로 ‘가구주와 따로 사는 세대’의 세대 소득 분위는 하위 소득 분위에 집중되는데 최하위인 2분위에 속하는 인구의 비중이 76.1%에 이를 정도이다. 즉 2세대-1가구 유형의 경우 한 가구가 두 세대로 분리되어 세대 소득을 파악한다면 세대 소득이 양극화하는 현상이 뚜렷하게 나타나는 것이다.

〈표 2-13〉 세대-가구 결합 유형별 가구 소득분위 분포

(단위: %)

| 구분 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10분위 | 계 |
|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 1세대-1가구 | 20.8 | 10.3 | 10.0 | 9.9 | 9.9 | 9.9 | 9.8 | 9.7 | 9.7 | 100.0 |
| 2세대-1가구 | 4.5 | 4.9 | 9.7 | 10.8 | 11.2 | 12.3 | 13.9 | 15.7 | 17.0 | 100.0 |
| 가구주와 같은 세대* | 3.5 | 3.4 | 7.0 | 8.8 | 9.5 | 10.6 | 13.0 | 18.1 | 26.2 | 100.0 |
| 가구주와 다른 세대* | 76.1 | 12.1 | 5.7 | 2.9 | 1.6 | 0.8 | 0.4 | 0.2 | 0.2 | 100.0 |
| 1세대-2가구 | 22.9 | 10.3 | 9.8 | 10.2 | 10.4 | 9.8 | 9.4 | 8.9 | 8.1 | 100.0 |
| 2세대-2가구 | 5.7 | 4.6 | 9.7 | 11.1 | 11.9 | 13.6 | 15.2 | 14.8 | 13.5 | 100.0 |
| 전체 | 20.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 100.0 |

주: *는 세대 단위 소득분위임
 자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 2-14〉는 세대 분리에 따른 소득분위의 변동을 일목요연하게 보여 준다. 하나의 가구를 두 세대로 나누어 보기 전후의 소득분위가 어떻게 달라지는지를 보여주는 것이 〈표 2-14〉이다. ‘가구주와 동일한 세대’에 속하는 가구원의 경우 가구 단위로 소득분위를 파악할 때에 비해 세대 단위로 소득분위를 파악할 때 소득분위가 상승하는 - 즉 더 고소득층으로 간주되는 - 비율이 46.0%이다. 분위가 하락하는 인구는 3.1%에 불과하다. 그러나 가구주와 다른 곳에 거주하는 가구원의 경우 세대 소득분위가 이전

가구 소득분위에 비해 하락하는 비율이 92.8%에 달한다. 분위 상승을 경험하는 인구는 0.1%에 불과하다. 가구가 분리되어 각 세대로 간주될 경우 가구주와 세대를 달리하는 가구원은 거의 대부분 소득 지위가 악화 되는 것으로 나타나는 것이다.

〈표 2-14〉 2세대-1가구 유형의 가구 소득분위 → 세대 소득분위 변화 방향

(단위: %)

| 구분 | 하락 | 불변 | 상승 |
|------------|------|------|------|
| 가구주와 동일 세대 | 3.1 | 51.0 | 46.0 |
| 가구주와 다른 세대 | 92.8 | 7.2 | 0.1 |

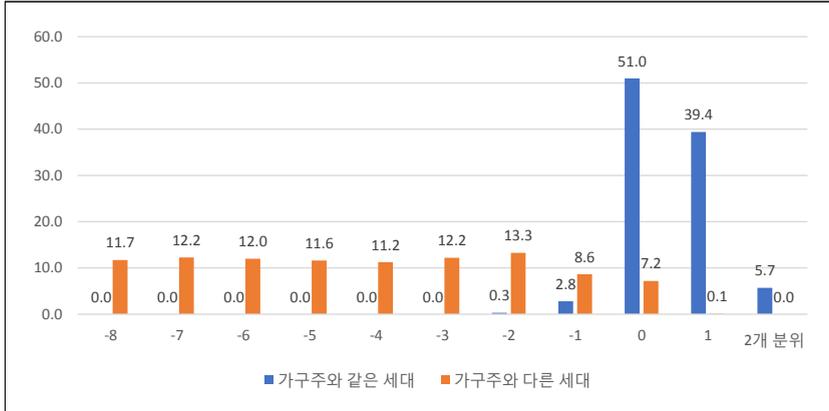
주: 하락은 가구 단위의 소득분위에 비해 세대 단위의 소득분위가 낮아진 경우를 의미하며, 상승은 반대의 경우를 의미함.

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 2-4]는 세대 분리에 따른 소득분위 변화의 폭을 보여준다. '가구주와 같은 세대'에 사는 가구원의 경우 39.4%가 1개 분위 상승하는 것으로 나타난다. 2개 분위가 상승하는 비중도 5.7%에 이른다. 반면 가구주와 달리 사는 가구원의 경우 세대 소득에 따라 분위기를 매겼을 경우, 소득 분위가 1개에서 8개 분위까지 떨어지는 것을 알 수 있다. 분위 하락 폭에 따른 인구 비율도 7~12% 구간에서 비교적 고루 나타나고 있다.

[그림 2-4] 2세대-1가구 유형의 가구 소득분위 → 세대 소득분위 변화폭

(단위: 분위, %)



자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

이상에서 살펴본 바와 같이 하나의 가구가 두 세대를 이루는 경우, 가구 단위로 소득을 파악하는 것에 비해 세대 단위로 소득을 파악하면 집단 내 소득 불평등이 심해진다. 가구주가 있는 세대와 그렇지 않은 세대의 양극화 양상이 뚜렷해지는 것이다.

다. 1세대-2가구 유형의 소득 지위 변동

이제 하나의 세대에 두 가구가 거주하는 경우를 상세히 살펴보자. 세대 단위의 소득을 이용하여 분위를 구분하였을 때, '1세대-2가구'의 소득분위 분포는 <표 2-15>에서 보듯이 비교적 고른 모습을 보인다. 분위별 인구의 비중이 큰 차이가 보이지 않는 것이다. 그런데 이 유형을 두 개의 가구로 나누어 가구 소득의 분위를 판정하였을 때에는 소득 분포가 서로 다른 모습을 보인다.

<표 2-15>의 색칠된 부분에서 보듯이 '세대주와 동일한 가구'의 가구

소득분위는 세대 소득분위의 분포와 큰 차이를 보이지 않는다. 하지만 ‘세대주와 다른 가구’에 속하는 세대원의 가구 소득분위는 좀 더 하위 소득분위에 치우친 모양이다. 최하위 2분위의 비중이 세대 소득 단위일 때에는 13.7%였으나 가구 소득 단위일 때에는 35.2%로 늘어난다.

〈표 2-15〉 세대-가구 결합 유형별 세대 소득분위 분포

(단위: %)

| 유형 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10분위 | 계 |
|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|
| 1세대-1가구 | 20.1 | 10.2 | 10.0 | 10.1 | 10.1 | 10.1 | 10.0 | 9.9 | 9.6 | 100.0 |
| 2세대-1가구 | 22.5 | 5.7 | 6.7 | 7.2 | 7.4 | 8.0 | 9.7 | 13.4 | 19.4 | 100.0 |
| 1세대-2가구 | 13.7 | 9.9 | 11.8 | 11.7 | 10.6 | 10.5 | 10.7 | 10.9 | 10.3 | 100.0 |
| 세대주와 동일 가구* | 18.2 | 10.3 | 10.4 | 10.7 | 10.7 | 10.3 | 10.1 | 9.9 | 9.5 | 100.0 |
| 세대주와 다른 가구* | 35.2 | 10.3 | 8.5 | 9.0 | 9.7 | 8.6 | 7.6 | 6.4 | 4.7 | 100.0 |
| 2세대-2가구 | 22.5 | 14.3 | 15.7 | 11.9 | 8.7 | 7.9 | 7.4 | 6.0 | 5.7 | 100.0 |
| 전체 | 20.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 100.0 |

주: *는 세대 단위 소득분위임
 자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

소득분위의 변화 방향을 살펴보면 〈표 2-16〉과 같다. 세대에서 가구 단위로 소득 합산 단위를 바꿀 때 ‘세대주와 동일한 가구’에 속하는 사람들의 24.5%는 소득분위가 하락하고 28.1%는 상승하는 것으로 나타났다. 두 비율에 큰 차이가 없다. 그런데 ‘세대주와 다른 가구’에 속하는 사람들의 경우 57.9%가 소득분위 하락을, 13.7%가 소득분위 상승을 보인다. 분위가 상승하는 비율에 비해 하락하는 비율이 4배 이상이다.

50 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

〈표 2-16〉 1세대-2가구 유형의 세대 소득분위 → 가구 소득분위 변화 방향

(단위: %)

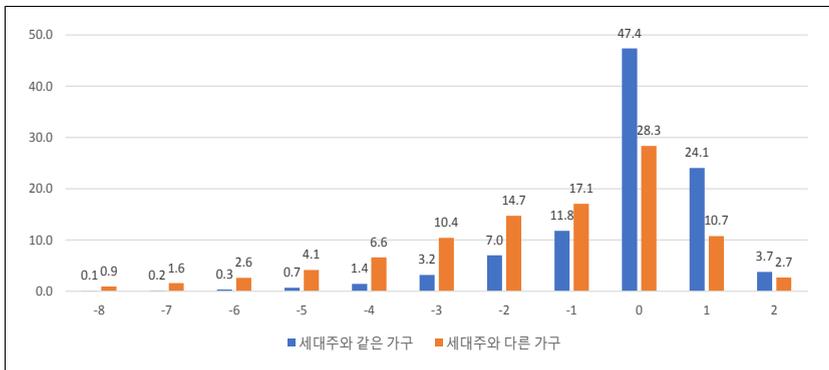
| 구분 | 하락 | 불변 | 상승 |
|------------|------|------|------|
| 세대주와 동일 가구 | 24.5 | 47.4 | 28.1 |
| 세대주와 다른 가구 | 57.9 | 28.3 | 13.7 |

주: 하락은 가구 단위의 소득분위에 비해 세대 단위의 소득분위가 낮아진 경우를 의미하며, 상승은 반대의 경우를 의미함.
 자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 2-5]는 동일 세대를 두 가구로 나누어 보았을 때의 소득분위 변화폭을 보여준다. ‘세대주와 다른 가구’에 속하는 세대원의 소득분위 하락폭이 좀 더 넓게 펼쳐져 있는 것을 확인할 수 있다. 1개 분위나 2개 분위가 상승하는 인구의 비중도 ‘세대주와 같은 가구’에 속하는 사람들에 비해 더 낮다.

[그림 2-5] 1세대-2가구 유형의 세대 소득분위 → 가구 소득분위 변화폭

(단위: 분위, %)



자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

이상에서 본 바와 같이 가구나 세대의 분리는 이전에 비해 소득 분포를 악화시킨다. 가구나 세대를 둘로 나눌 때 가구주(세대주)가 있는 세대

(가구)와 그렇지 않은 세대(가구) 사이에 소득 지위의 차이가 발생하기 때문이다. 그런데 <표 2-15>를 앞의 <표 2-13>과, 그리고 [그림 2-5]를 앞의 [그림 2-4]와 비교해 보면 중요한 차이를 발견할 수 있다. 하나의 가구를 두 세대로 나누면 두 세대 사이의 소득 격차가 매우 확연한 데 비해 하나의 세대를 두 가구로 나눌 경우에는 두 가구 간 소득 격차가 그만큼 크지는 않다는 것이다.

2세대-1가구 유형 안에서 세대 간 소득 격차는 가구 단위의 소득 불평등도가 세대 단위의 그것에 비해 높게 나타나도록 한다. 2가구-1세대 유형 안에서 가구 간 소득 격차는 정확히 반대의 작용을 한다. 그런데 2세대-1가구 유형의 효과가 1세대-2가구 유형의 효과를 압도한다. 2세대-1가구 유형이 집단의 규모 면에서도 1세대-2가구 유형보다 더 크고 소득분위의 변화 정도 면에서도 더 큰 효과를 보인다. 이러한 이유로 세대 단위의 소득 불평등은 가구 단위의 소득 불평등에 비해 더 크게 나타나는 것이다.

제5절 소결

행정자료를 이용하여 계층별 소득 격차를 파악할 때에는 주로 세대 단위로 소득을 집계하게 된다. 세대 구성을 식별하는 정보가 제공되는 경우는 많지만, 또 다른 생활 단위인 가구를 식별할 수 있는 정보는 제공되지 않는 경우가 많기 때문이다. 제2장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>의 가구 구성안 중 ‘비동거 세대를 포함한 안’을 이용하여 ‘가구 단위의 소득 분포’와 ‘세대 단위의 소득 분포’를 비교하여 보았다. 그 결과 가구 단위의 소득 불평등이 세대 단위의 소득 불평등에 비해 낮다는 점을 다시 확인할 수 있었다. 그 이유를 상세히 분석한 결과, 2세대-1가구 유형에서 나타나는

세대 간 소득 격차가 1세대-2가구 유형에서 나타나는 가구 간 소득 격차에 비해 더 크기 때문임을 알 수 있었다.

이러한 사실로부터 행정자료의 이용 시 가능한 한 가구 단위의 소득 정보를 이용하려는 노력이 더 필요하다는 것을 확인할 수 있다. 개념적으로 소득 불평등은 가구 소득을 기초로 계측되며, 세대 구분이 가구 구분을 대체하는 데에는 한계가 있기 때문이다. 적어도 소득분배 실태 분석에 관한 한 행정자료를 활용할 때 가구가 어떻게 구성되는지를 판별할 수 있도록 정보가 제공되는 것이 바람직하며, 이를 위해 근본적으로는 각종 행정자료의 개인 구분 정보를 통계청 <인구주택총조사>의 가구 구분 정보와 연계하여 분석할 수 있도록 하는 것이 필요하다. 만일 그것이 단기적으로 불가능하다면 세대 단위의 소득 정보를 이용하되, 이 방법이 실제의 가구 소득 불평등을 과소평가하게 된다는 사실을 염두에 두어야 할 것이다.



제3장

가구 구성안의 이해와 특성 비교

제1절 가구 구성안의 구성원칙

제2절 가구 구성안 특성 비교 방법

제3절 가구 구성안들의 기본적인 특성

제4절 가구 구성안들의 소득수준 재배정 특성 비교

제5절 가구 구성안 간 차이 유발 집단의 특성 분석

제6절 가구 구성안 특성 비교에 따른 소결

제 3장 가구 구성안의 이해와 특성 비교

제1절 가구 구성안의 구성원칙

본 연구의 1차 연도 연구에서 개발한 다섯 종의 가구 구성안의 특성을 간략히 요약하면 다음과 같다.

〈표 3-1〉 가구 구성안의 주요 특징과 참고사항

| 가구 구성안 명칭 | 주요 특징 | 비고 |
|--------------------------------|---|---------------|
| 1안 주민등록세대 보완 (건강보험 피부양자 포함) | 동거인을 제외한 세대 구성원들의 배우자 및 “존비속”을 포함 | 건강보험 부양 개념 참고 |
| 2안 주민등록세대 보완 (비동거 가족 포함) | 동거인을 제외한 세대 구성원들의 배우자 및 “비속”을 포함 | 가계금융복지조사 참고 |
| 3안 주민등록세대 보완 (분리세대 추정) | 동거인을 제외한 세대 구성원들의 배우자 및 “비속” 중에서 동일 세대이거나 또는 동일 읍면동 거주자를 포함 | 인구총조사 참고 |
| 4안 주민등록세대 기준 | 건강보험증을 통해 배우자 및 존비속 관계가 확인되더라도 동일 세대 등록자만 포함 | |
| 5안 건강보험증 기준 | 동일 세대 등록과 무관하게 건강보험 부양자-피부양자 관계만 포함 | |

자료: 저자 작성.

이러한 가구 구성안을 정확히 이해하는 데 중요한 몇 가지 지점들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, ‘건강보험증 기준(5안)’을 제외하면 모든 가구 구성안들은 일차적으로 주민등록세대 세대주와 가족관계로 연결된 구성원 정보를 기반으로 하고 있다. 여기에서는 동일 세대를 구성하고 있을지라도 단순 동거인은 제외한다.

둘째, 주민등록지가 다른 구성원들의 가족관계를 파악할 수 있는 유일한 추가 정보는 건강보험상의 부양자-피부양자 간의 가족관계 정보다. 이 지점에서 가장 문제가 되는 것은 배우자 관계인데, 실제 배우자일지라도 주민등록지가 다르고 건강보험증도 다르다면 그 관계를 파악하지 못한다는 제한점을 가지고 있다. 주민등록과 건강보험증의 과거력에서 가족관계를 확인하는 방안을 고려할 수 있으나 높은 이혼율 등을 고려하면 현재 관계를 확정하기에는 데이터상의 불확실성이 높고, 당초 이 가구 구성안의 목적이 생물학적 혈연관계를 확인하는 것이 아니었기에 본 연구에 적용하지 않았다.

셋째, 1, 2, 3안의 차이는 1안이 배우자 및 존비속을 포함하고, 2안이 배우자 및 비속만을 포함하고 3안이 동일 세대 또는 동일 읍면동 거주 중인 배우자 및 비속만을 포함한다는 것이다. 데이터에서 연관된 집단을 정의함에 있어서 중요한 것들 중에 하나가 의사결정상의 상호일관성(reciprocal consistency)을 유지하는 것인데, 예를 들어, 2안과 3안은 일차적 판단의 중심에 서 있는 사람(일반적으로 주민등록 세대주)이 자식이나 부모이냐에 따라 포함 여부가 달라지는 제한점이 존재한다. 즉, 동일한 일촌 관계일지라도 타지 거주자가 자식(=비속)이면 포함되고 부모(=존속)이면 포함되지 않는데 이는 기존 면접조사 원칙과의 일치도도 고려한 것이었다.

이상의 내용들이 다섯 종의 가구 구성안을 만들에 있어서 관철되었던 기술적-방법론적 원칙이었다면 그것이 예를 들어, “생계를 같이하는 가구 개념(housekeeping concept)” 또는 경제공동체의 원칙에 얼마나 부합하는가는 또 다른 차원의 검토를 요하는 사안이다. 생산 및 노동 조건의 변화, 일인가구의 증가, 가족 부양에 관한 관습 등을 포함한 복잡 다양한 사안들이 영향을 미치기 때문에 경제공동체의 개념 자체는 유동적일 수

밖에 없고 그만큼 연구자들의 주관적 경험과 판단이 개입될 여지도 높다. 이러한 제한점들을 고려하여 선행연구에서도 확정적 단일안을 목표로 삼지 않고 일차적으로 다섯 종의 가구 구성안을 만들었던 것이다. 이 연구에서는 그 가구 구성안들의 상대적인 특성 차이를 파악하고자 하였다.

제2절 가구 구성안 특성 비교 방법

전술한 바와 같이 주어진 자료에서 상당한 불확실성이 존재하는 상황에서 연구자가 시도할 수 있는 방법은 기본적인 특성을 파악하고 최소한의 가정에 기초하여 특성을 비교하는 것이다.

이 연구에서는 가구 구성안 사이에 가장 큰 특징적 차이가 존속의 포함 여부였다는 점을 고려하여 주로 연령을 중심으로 기본적인 특성을 파악하였다. 또한, 가구 구성안 작성의 당초 목적이 적절한 경제공동체를 정의하는 것이었다는 점을 고려하여 “상대적으로” 독립적인 생계유지가 어려울 것으로 예상되는 두 가지 인구집단을 정의하고 이에 속한 인구집단이 각각의 가구 구성안에 따라 어떻게 재분류되는지 파악함으로써 가구 구성안들의 상대적인 성능(performance)과 장단점을 파악하고자 하였다. 이 연구에서 선정한 두 가지 인구집단은 18세 미만 소아만으로 구성된 단위와 65세 이상 노인만으로 구성된 단위다. 실제로는 (1) 주민등록세대 또는 건강보험증 단위에서 그 구성원들이 18세 미만 소아로만 (또는 65세 이상 노인으로만) 구성된 단위이면서, (2) 단위 구성원들 전원에게 소득도 없고 재산도 없는 경우를 설정하였다. 이러한 단위가 독립적인 경제공동체로 존속할 확률은 다른 성격의 단위들에 비해 상대적으로 낮다고 판단하였다. 또한 이러한 조건을 만족하는 인구집단은 그 정의를

고려할 때에 추가적인 처리 절차를 밟지 않는다면 소득금액이 0원으로 가장 낮은 집단에만 속하여야 한다.

주민등록세대 데이터는 주거지 등록이라는 행정적 목적을 따르고 건강보험증(+의료급여증)은 건강보험료 부담 능력에 따른 보험료 부과라는 고유목적에 따르기 때문에 경제공동체를 정의하는 기준이나 목적과는 서로 차이가 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 보완하고자 만든 다섯 종의 가구 구성안에 따라 데이터 처리 알고리즘을 거쳤을 때에 위의 관찰 집단들이 어느 균등화 소득 100분위에 재배정되는지 파악하고 그 결과를 해석하고자 하였다.

〈표 3-2〉 가구 구성안의 특징 비교 방법

| 구분 | 소아(18세 미만) 만으로 구성된 | | 노인(65세 이상) 만으로 구성된 | |
|-----------------|---|---------------|-----------------------|---------------|
| | 주민등록세대 (4안) | 건강보험증 (5안) | 주민등록세대 (4안) | 건강보험증 (5안) |
| 전체 | 가구 구성안 1안, 2안, 3안, 4안, 5안에 따른 균등화 소득 100분위 분포 비교 | | | |
| 소득 없음 AND 재산 없음 | | | | |

자료: 저자 작성.

또한, 민감도 분석 차원에서 위의 두 단위가 (1) 당초 설정한 소득과 재산이 모두 없는 경우뿐만 아니라 (2) 소득이나 재산과 관련된 추가 조건을 적용하지 않은 전체 구성원을 대상으로도 다섯 종의 가구 구성안들이 이들을 어떤 균등화 소득 100분위에 재배정하는지 분석하였다.

분석 기간은 가용 자료원 전체를 점검한 결과 연도 간 패턴의 차이가 크지 않았고, 가능하면 분리과세 대상 소득과 전월세액까지 최대한 포함한 최근 연도 자료를 분석하는 것이 상대적으로 더 정확할 것이라고 판단하여 2022년 초 시점(=2021년 신고 소득 및 재산)을 선택하였다.

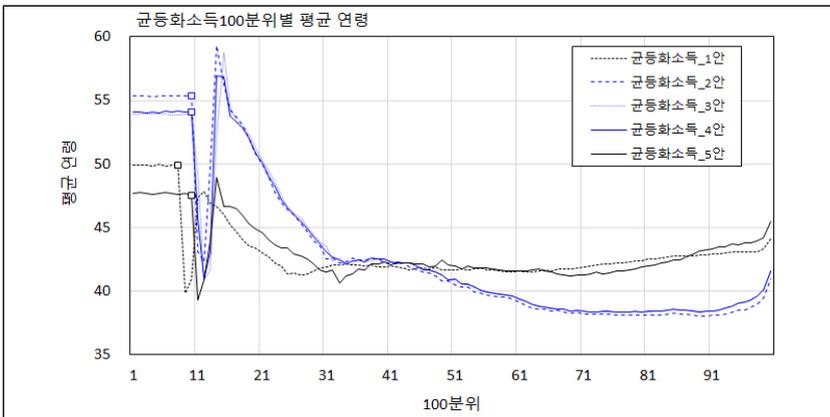
제3절 가구 구성안들의 기본적인 특성

1. 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 평균 연령

[그림 3-1]에 제시한 것과 같이 균등화 소득이 0원인 경우는 분위에 무작위 배정을 하였기 때문에 평균 연령이 거의 동일한 분위들이 최저 소득층에 나타난다. 가구 구성안 1안에서는 100분위를 기준으로 8분위 까지가 0원이었고 나머지 4개 가구 구성안에서는 10분위까지가 0원으로 나타났다. 균등화 소득이 0원을 초과하는 경우부터 분위별 평균 연령에 차이가 드러나게 된다(가장 높은 0원 분위기를 □로 표시하였음).

0원을 초과하는 지점에서부터 모든 가구 구성안에서 동일한 패턴이 나타났는데, 이는 균등화 소득이 0원을 초과하는 순간부터 2개 분위 또는 3개 분위에 걸쳐 평균 연령이 급격히 낮아졌다가 다시 회복되는 양상을 보인다는 것이다. 이는 균등화 소득이 최저 2~3% 수준에 속하는 집단에는 상대적으로 젊은 인구집단이 집중되어 있다는 것을 의미한다.

[그림 3-1] 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 평균 연령



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

곧이어 평균 연령이 다시 회복되는 것은 노인 인구집단이 그다음 순위의 저소득층 분위에 집중되어 있다는 것을 의미한다. 저소득층에 노인 인구집단이 집중되는 양상은 모든 가구 구성안에서 30분위 정도까지 나타났다. 30분위 이후부터는 존비속을 모두 포함한 건강보험 부양 개념이 반영된 5안과 1안에서는 소득수준이 높아져도 평균 연령이 유사한 수준을 유지했다. 반면, 주민등록 세대원만 포함하는 4안과 존속을 제외한 비속만 포함하는 2안 및 3안에서는 소득수준이 높을수록 평균 연령이 낮아지는 양상이 나타났다. 결과적으로 가구 구성원에 거주지가 분리되어 있는 존속을 제외하는 경우에는 제외된 존속(=주로 노인 인구집단)은 소득이 없는 것으로 간주되어 저소득층에 노인이 더 집중적으로 배정된다는 것을 의미한다.

전체적으로 모든 가구 구성안에서 소득수준이 90분위를 초과하면서 평균 연령이 다소 증가하는 양상이 나타났다. 이는 상위 10%에 해당하는 고소득층에서는 가구 구성원 중에서 노인의 비중이 다소 증가한다는 것을 의미한다.

2. 가구 구성안별-균등화 재산 100분위별 평균 연령

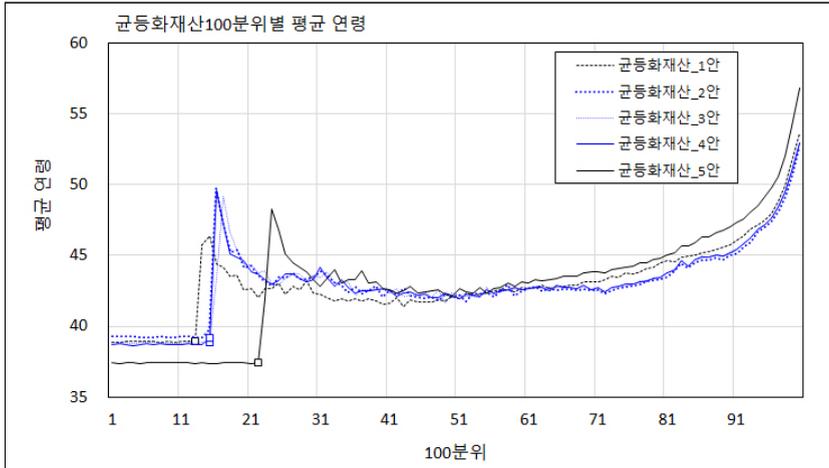
[그림 3-2]에 제시한 것과 같이 균등화 재산이 0원인 경우는 분위에 무작위 배정을 하였기 때문에 평균 연령이 거의 동일한 분위들이 최저 재산층에 나타난다. 가구 구성안 2안, 3안, 4안은 모두 15분위까지가 0원이었다. 건강보험증 기준을 그대로 적용한 5안에서는 22분위까지 균등화 재산이 0원이었고 반면 주민등록세대를 기준으로 건강보험 부양 개념을 보완한 1안에서는 가장 작은 13분위까지 0원이었다(가장 높은 0원 분위기를 □로 표시하였음).

이는 1안에 비하여 건강보험증 기준인 5안에서는 동일 세대 내에서도 재산이 있는 구성원과 재산이 없는 구성원이 더 세분화되어 별도의 가구로 분리되는 문제가 발생한다는 것을 의미하고, 이는 건강보험증 관련 제도를 고려하면 주로 배우자 사이의 분리가 그 주된 원인일 것으로 추정된다.

균등화 소득과 달리 균등화 재산에서는 0원을 초과하는 지점에서부터 모든 가구 구성안에서 분위가 증가하면서 평균 연령에는 U자형 패턴이 나타났다. 이는 저재산층과 고재산층 양쪽 극단에 노인의 비중이 높다는 것을 의미한다.

균등화 소득에서는 분위 간 평균 연령의 차이가 최대 20세 가까이 컸던 것에 비하여 균등화 재산에서는 분위 간 평균 연령의 차이가 최대 10세 전후로, 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 또한, 균등화 소득과 달리 균등화 재산에서는 가구 구성안에 따른 분위별 평균 연령 차이도 거의 없거나 작은 것으로 나타났다. 존비속을 포함하는 5안, 1안과 비속만 포함하는 4안, 2안, 3안 사이에 (균등화 소득과 달리) 균등화 재산에서는 분위별 평균 연령의 차이가 나타나지 않았다는 것은 존속을 분리하더라도 분리된 존속도 나머지 가족 구성원들과 유사한 균등화 재산 분위에 속한다는 것을 의미한다.

[그림 3-2] 가구 구성안별-균등화 재산 100분위별 평균 연령



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이러한 특이적인 관찰 소견은 가구 구성안의 특성을 전체적으로 비교함에 있어서 중요한 정보를 제공한다. 즉, 존속을 가구에서 분리하면 소득은 존속 이외의 가족으로 몰리는 반면, 재산은 존속을 분리하더라도 분리된 존속이 저재산층으로 옮겨가는 것이 아니라 그 나머지 가족과 유사한 수준을 유지한다는 것이다. 이 경우에 소득이 없다고 파악된 존속의 경제적 수준을 0원 또는 저소득층으로 간주하는 것이 (물론 개별 가구 간 당연히 편차는 존재하겠지만) 전체적으로 과연 합리적인 또는 현실적인 판단이냐는 의문이다.

3. 균등화 소득 100분위별 균등화 소득과 균등화 재산

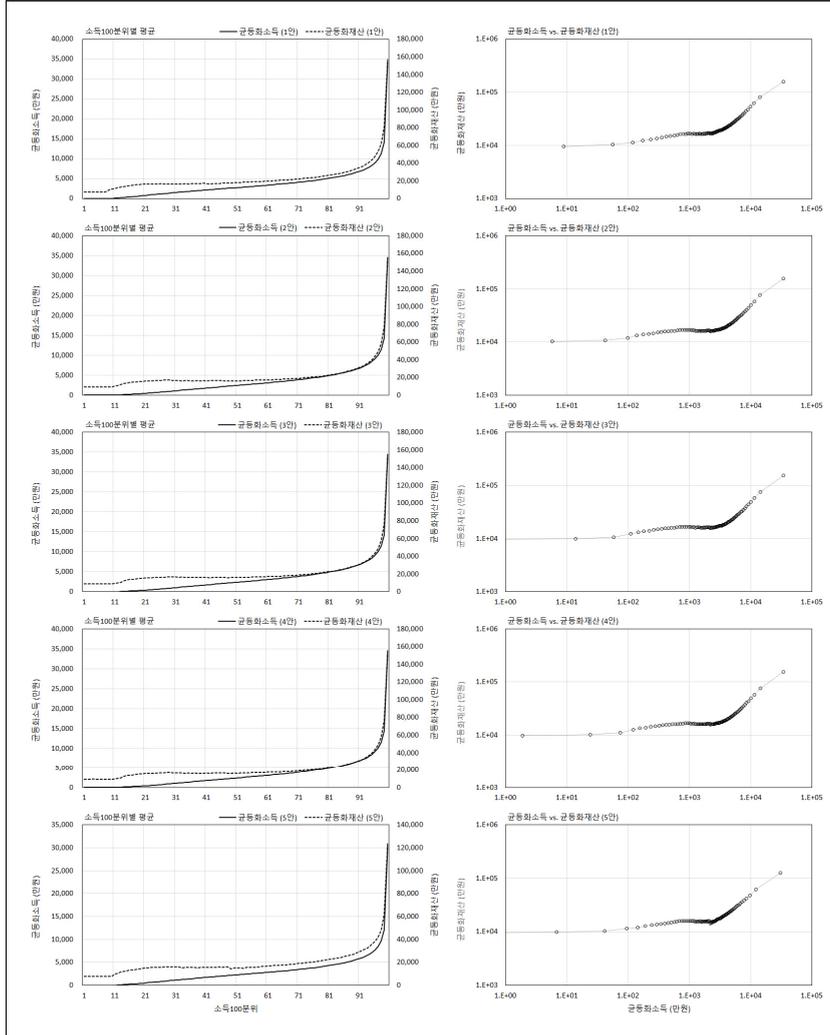
균등화 소득 100분위별료(=즉, 각각의 분위별로 동일한 분모집단을 선정하여) 균등화 소득의 평균과 균등화 재산의 평균을 비교했다. 앞서

균등화 소득 100분위와 균등화 재산 100분위별 평균 연령을 비교한 것과 달리, 이 분석에서는 균등화 소득 100분위 집단별로 평균값을 비교한 것이다. 따라서 균등화 소득이 0원이기 때문에 무작위 배정된 저소득층 분위(예: 10분위 이하)에서는 균등화 재산도 무작위 배정되었기 때문에 동일한 수준의 균등화 재산 평균값이 나타난다.

[그림 3-3]에 제시한 것과 같이 모든 가구 구성안에서 균등화 소득과 균등화 재산에는 양의 상관관계가 나타났다. 특히, 90분위를 초과하면서 균등화 소득과 균등화 재산의 평균값이 급격히 증가하는 양상이 나타났다. 균등화 소득과 균등화 재산 사이의 상호관계를 세밀히 파악할 목적으로 $\log(\text{균등화 소득})$ 과 $\log(\text{균등화 재산})$ 의 관계를 파악한 결과, 모든 가구 구성안에서 대체로 50분위 이후부터 기울기가 증가하였다. 이는 중위소득 수준을 넘어가면서 재산의 축적 속도가 상대적으로 더 증가한다는 것으로 해석된다. 소득과 재산의 사회경제적 맥락과 정책적 함의 등에 관련된 추가적인 분석과 해석이 추후 필요할 것이다.

64 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 심층연구

[그림 3-3] 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 균등화 소득과 균등화 재산



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

제4절 가구 구성안들의 소득수준 재배정 특성 비교

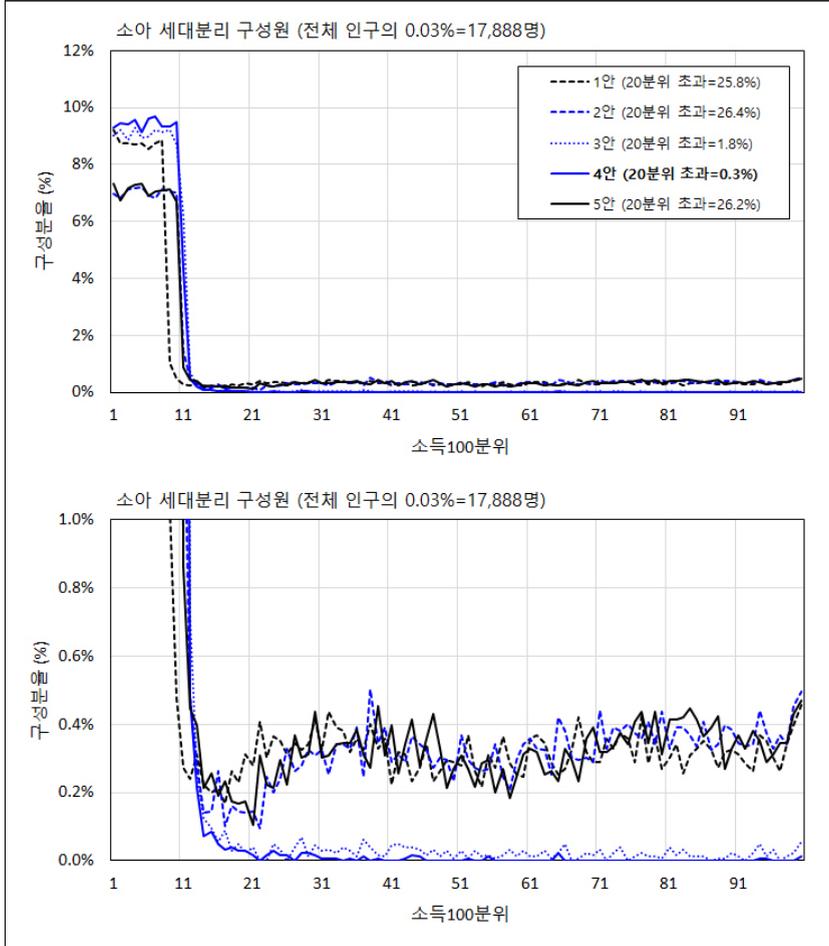
1. 소아 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 재배정

18세 미만 소아로만 구성된 주민등록세대의 구성원들은 총 17,888명으로 전체 인구의 0.03%에 불과한 극소수 집단이었다. 주민등록세대를 기준으로 대상자를 선정했기 때문에 가구 구성안 4안이 기준이다. [그림 3-4]에 제시된 것처럼 소아만으로 구성된 가구 구성안 4안에 의거하면 균등화 소득 20분위를 초과하는 구성원은 0.3%에 불과할 정도로 거의 대부분이 저소득층으로 분류된다.

반면, 가구 구성안 1안과 2안, 5안에 따르면, 이 구성원들 26% 전후가 균등화 소득 20분위를 초과하는 것으로 재배정된다. 하지만 2안과 달리 배우자 및 비속이 동일한 읍면동 주소지에 속하는 경우에만 동일한 가구로 정의하는 3안에서는 불과 1.8%만 20분위 초과에 재배정되었다. 전술한 바와 같이 2차적인 재배정의 근거 정보는 건강보험증상의 가족관계이기 때문에 가족관계가 존재하여 주로 부모가 속한 가구에 재배정된 26%가량의 구성원들 중에서 동일한 읍면동 주소지를 유지하는 ‘소아 세대분리 구성원’은 1.8%에 불과했다는 의미다.

‘소아 세대분리 구성원’의 74%가량이 여전히 20분위 이하에 속하는 점을 고려하면, 이 집단은 주류가 취약계층에 속한다는 것을 알 수 있다. 하지만 1안과 2안, 5안에 따르면 나머지 26%가량은 가족이 존재하며, [그림 3-4]의 하단 그림을 참고하면 20분위 초과 집단에 비교적 고르게 분포하고 있었다. 이러한 점들을 고려하면, 3안과 4안은 무시할 수 없는 수준의 오분류 가능성을 가진 가구 구성안이라고 판단된다.

[그림 3-4] 소아 세대분리 구성원의 가구 구성인별 소득수준

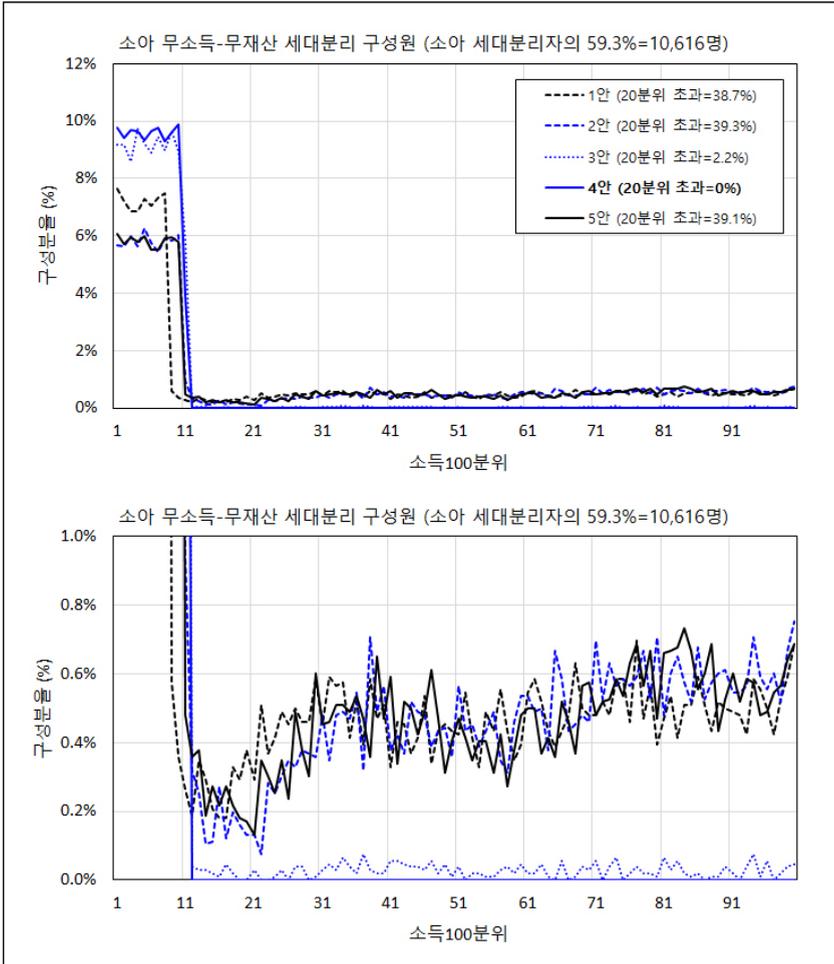


자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 3-5]에 제시한 것처럼 전반적으로 취약계층에 속하는 소아 세대 분리 구성원들 중에서도 소득과 재산이 모두 0원인 집단은 총 10,616명으로 세대분리 구성원의 59.3%에 해당되었다. 독립적인 가구 구성의 가능성이 상대적으로 더 낮다고 추정되는 이 집단에서는 앞서보다 더

높은 39%가량의 구성원들이 1안과 2안, 5안에 따라 20분위 초과에 재배정되었다. 또한 재배정된 구성원들은 앞의 전체 구성원에 비해 고소득층에 좀 더 많이 배정되는 양상이 나타났다.

[그림 3-5] 소아 무소득-무재산 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준

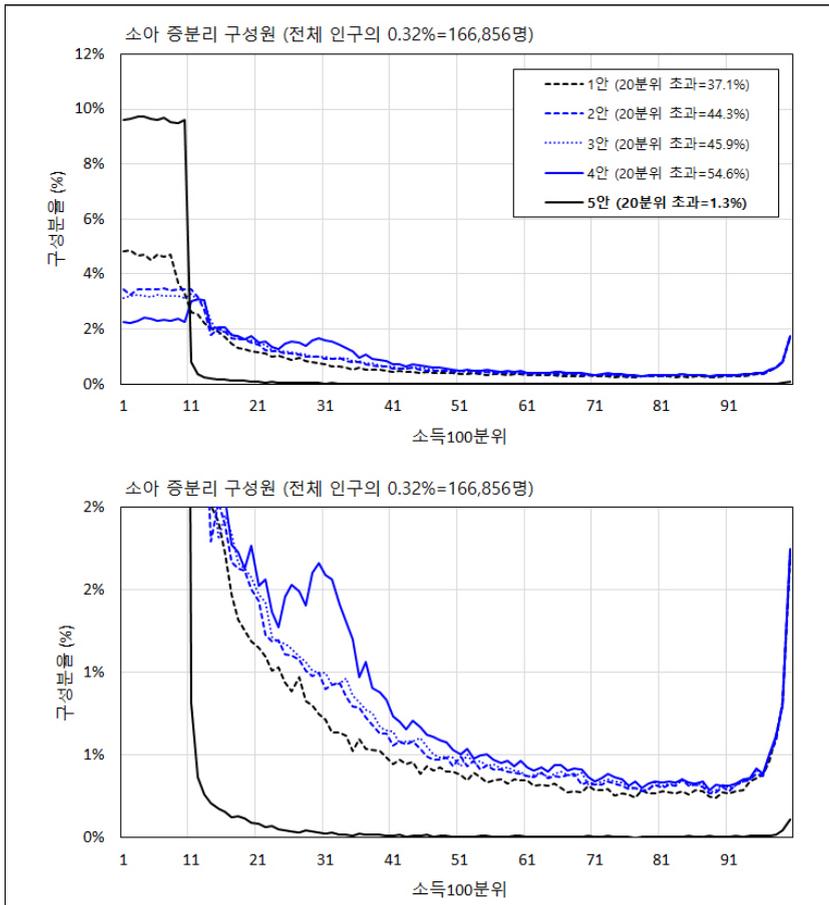


자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

2. 소아 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 재배정

[그림 3-6]에 제시된 것처럼 18세 미만 소아로만 구성된 건강보험증 구성원들은 총 166,856명으로 전체 인구의 0.32%였다. 증분리 구성원의 규모는 앞의 세대분리 구성원보다 약 10배 정도 더 많았다.

[그림 3-6] 소아 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

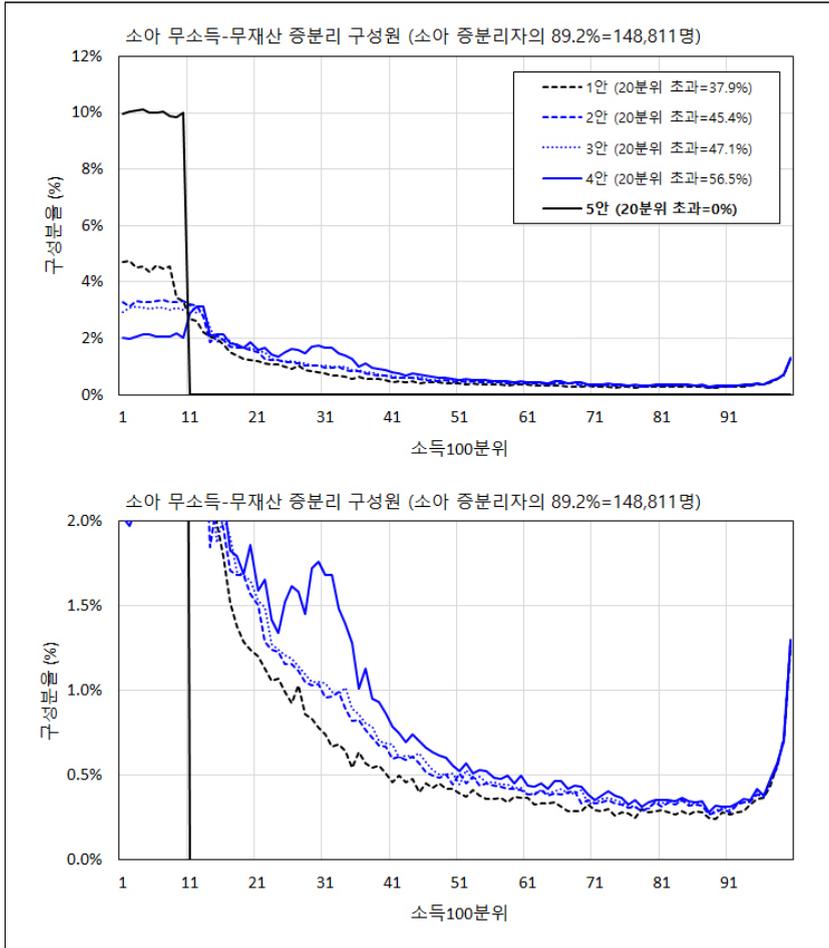
건강보험증을 기준으로 대상자를 선정했기 때문에 가구 구성안 5안이 기준이다. 다음 소아만으로 구성된 가구 구성안 5안에 의거하면 균등화 소득 20분위를 초과하는 구성원은 1.3%에 불과할 정도로 거의 대부분이 저소득층으로 분류된다.

나머지 가구 구성안들에서는 최소 37.1%에서 54.6%의 구성원들이 균등화 소득 20분위를 초과하는 것으로 재배정된다. 1안부터 4안은 모두 비속을 가구 구성원에 포함시킨다는 공통점을 가지고 있다. 또한, 증분리 상태에서 다른 가족관계를 파악할 수 있는 방법은 주민등록세대가 동일한 경우에 국한되기 때문에 비교적 유사한 재배정 특성을 보인 것으로 판단된다. 주민등록세대만을 기준으로 하는 4안에서 가장 높은 54.6%가 20분위 초과에 재배정된 것은 소아 증분리가 되어 있더라도 절반 이상이 동일한 주민등록세대로 등록되어 있다는 것을 의미한다. 전체 인구의 0.32%로 그 비중이 큰 것은 아니지만 동일한 주소지에 등록되어 있으면서도 건강보험 부양기준 관련 사유 또는 의료급여상의 사유 등으로 증분리가 되어 있는 소아가 존재하며 이들과 유사한 규모로 주민등록세대와 건강보험증이 모두 분리되어 추가적인 가족관계를 파악할 수 없는 소아들도 따로 존재한다고 해석할 수 있다.

[그림 3-7]에 제시된 것처럼 소아 증분리 구성원의 89.2%가 소득과 재산이 모두 0원인 것으로 나타났다. 이는 역으로 해석하면 소득이나 재산상의 사유로 증분리가 되었을 가능성은 10% 정도(=약 1만 6천여 명)인 것으로 추정된다. 그렇다면 주민등록세대상의 가족의 존재로 소득수준의 재배정이 발생한 절반가량의 구성원들 중에서 나머지 40%(=약 6만여 명, 전체 인구 기준으로는 0.1%)는 소득-재산 이외의 사유로 증분리가 된 것으로 추정된다. 데이터의 한계나 오류, 중증질환을 가진 소아에 적용되는 제한적 의료급여나 보육시설 같은 제도적 요인 등 여러 가능성들을

추후 검토해 볼 필요가 있다.

[그림 3-7] 소아 무소득-무재산 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

소득과 재산이 모두 0원인 소아 증분리 구성원에서도 5안을 제외한 나머지 가구 구성안들에 따른 소득수준 재배정 분포는 앞에서 전체 구성

원을 대상으로 분석한 결과들과 1% 내외의 차이만 존재할 정도로 거의 유사한 것으로 나타났다.

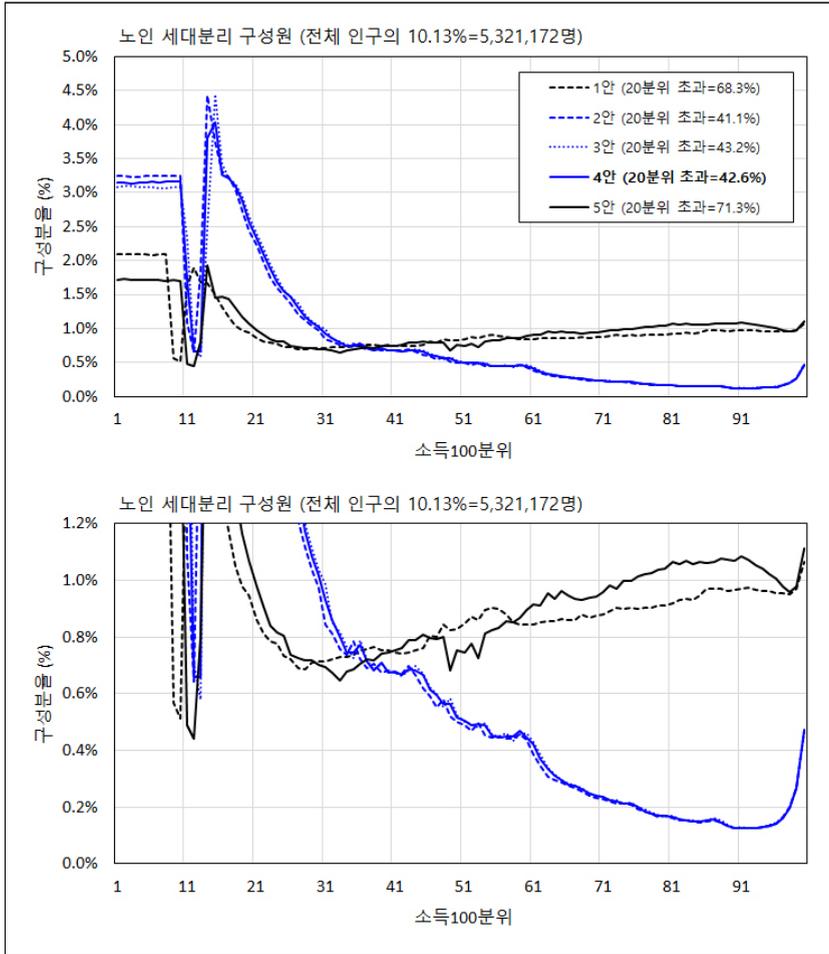
3. 노인 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 재배정

[그림 3-8]에 제시된 것처럼 65세 이상 노인만으로 구성된 주민등록 세대의 구성원들은 총 5,321,172명이고 전체 인구의 10.13%를 차지할 정도로 그 규모가 컸다. 주민등록세대를 기준으로 대상자를 선정했기 때문에 가구 구성안 4안이 기준이다.

이 구성원들의 균등화 소득 100분위별 분포는 앞의 [그림 3-1] 가구 구성안별-균등화 소득 100분위별 평균 연령과 거의 유사한 양상인 것으로 나타났다.

노인 세대분리 구성원의 분포에서는 건강보험증에서 파악된 존속을 가구에 포함시키는 5안 및 1안과 존속을 배제하는 4안, 2안, 3안 사이에 비교적 뚜렷한 패턴 차이가 나타났다. 이는 앞의 소득분위별 평균 연령 분석 결과에서 제시한 것과 마찬가지로 4안, 2안, 3안에서 배제된 존속 구성원들의 약 60%가량이 균등화 소득 20분위 이하의 저소득층으로 분류된다는 것을 확인할 수 있다. 반면, 비동거 존속을 가구 구성원에 포함시키면 균등화 소득 20분위 이하에 속하는 규모가 절반인 30%가량으로 크게 줄어든다는 것(=70%가량이 균등화 소득 20분위 초과에 배정된다는 것)을 확인할 수 있다. 앞에서 재산과 연계하여 해석한 사안을 고려하면, 4안, 2안, 3안에서 저소득층으로 추가 분류된 30% 정도의 노인 인구는 재산 분포의 추세(중위 이상에서 고재산층일수록 평균 연령이 증가하는 추세)까지 감안하였을 때에 저소득층으로 간주하는 것이 적합할 것인지 재검토할 필요가 있다고 판단된다.

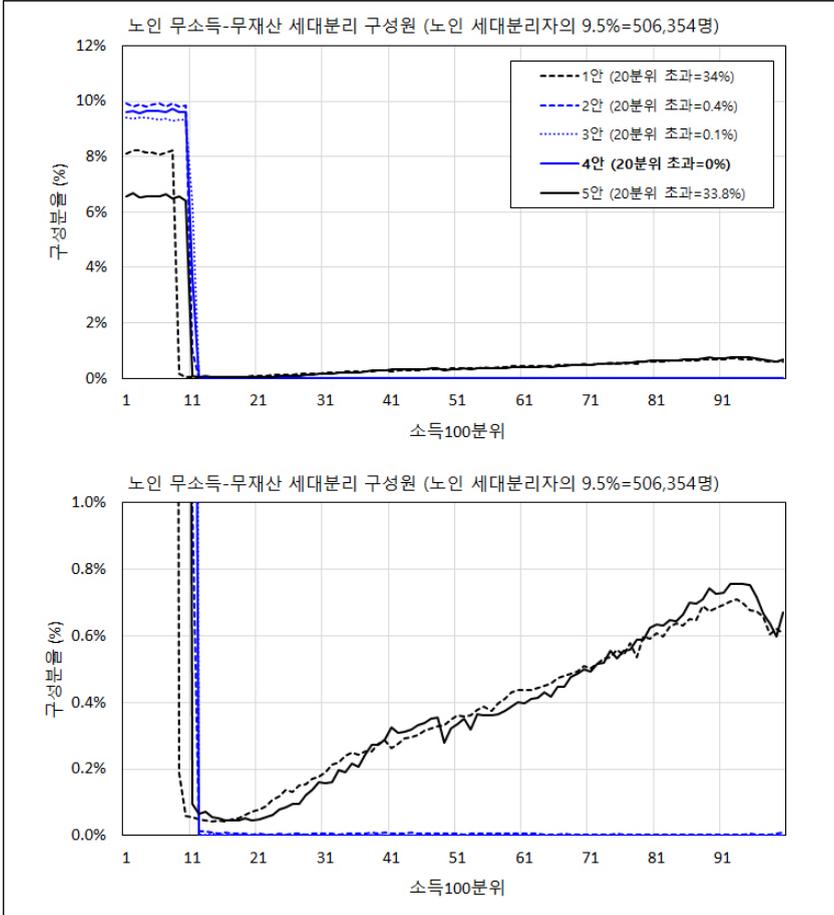
[그림 3-8] 노인 세대분리 구성원의 가구 구성인별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 3-9]에 제시한 것처럼 노인 세대분리 구성원 중에서 소득과 재산이 모두 0원인 집단은 9.5%로 506,354명으로 확인되었다.

[그림 3-9] 노인 무소득-무재산 세대분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이들을 존속이라는 이유로 다른 가족 구성원들과 별도의 가구로 간주하는 4안, 2안, 3안을 따르는 경우에 20분위를 초과하는 집단은 각각 0%, 0.4%, 0.1%로 절대다수가 저소득층에 속한다는 것을 확인할 수 있다. 하지만 존속을 포함하는 5안과 1안을 따르는 경우 34%가량이 20분위를 초과하는 집단에 속하는 것으로 재배정되었다. 또한 이렇게 상대적으로

높은 소득수준으로 재배정된 노인 구성원들의 소득수준별 분포는 소득 수준이 높을수록 직선적으로 더 많은 노인들이 배정되는 추세를 따랐다.

주민등록지가 다른 나머지 가족들이 고소득층이면서도 소득도 재산도 없는 부모 부양을 외면하는 등의 시나리오를 전적으로 배제할 수는 없겠지만, 3분의 1에 달하는 노인인구가 재배정된다는 점을 고려하면 전반적으로는 4안, 2안, 3안의 오분류 수준이 높다고 추론하는 것이 상대적으로 더 타당하다고 판단된다.

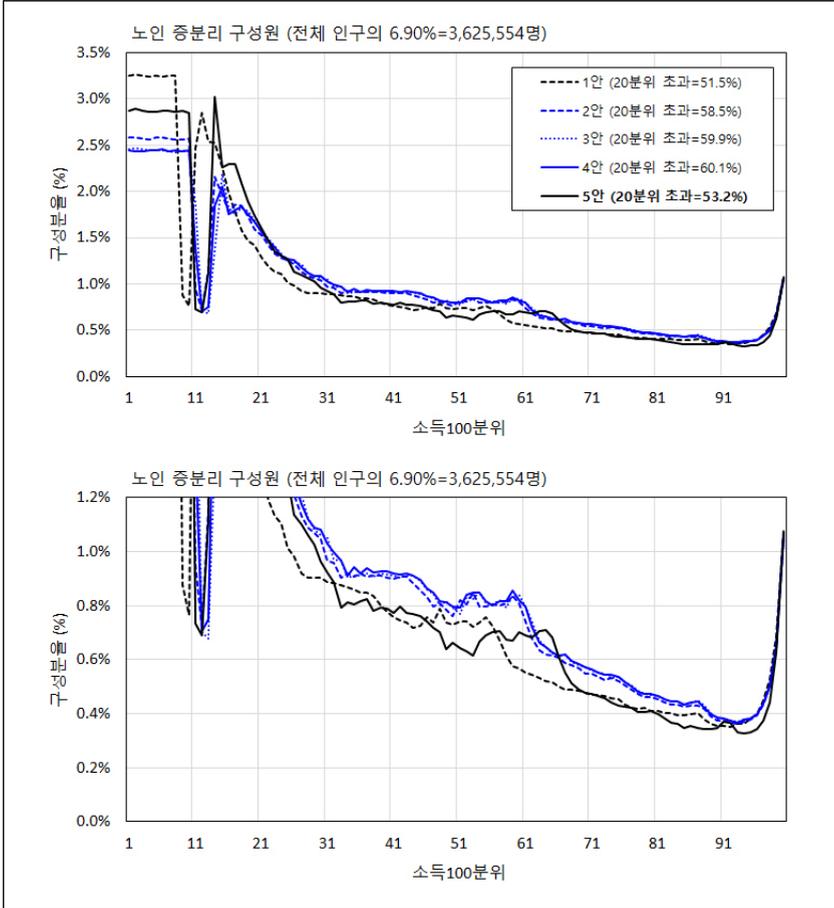
4. 노인 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준 재배정

[그림 3-10]에 제시된 것처럼 65세 이상 노인만으로 구성된 건강보험증 구성원들은 총 3,625,554명으로 전체 인구의 6.90%였다. ‘증분리 구성원’의 규모는 앞의 ‘세대분리 구성원’의 68.1%로 3분의 2 수준이었다.

‘노인 증분리 구성원’은 가구 구성안 5안을 따라 선택된 것이며, 이들 중에서 균등화 소득 20분위를 초과하는 구성원은 53.2%였다. 이 집단에서는 모든 가구 구성안에서 20분위 초과 비율이 1안 51.5%, 2안 58.5%, 3안 59.9%, 4안 60.1%로, 그 분포가 매우 유사하였다. 또한 소득수준이 높을수록 분포가 줄어들다가 95분위 이상에서 급격히 분포가 증가하는 패턴도 동일하게 나타났다.

이러한 양상은 증분리가 되어 있는 노인 가구가 다른 가족들과 하나의 가구로 재배치되기 위해서는 주민등록상 주소지가 동일해야만 한다는 점 때문인 것으로 판단된다. 주민등록상의 주소지가 동일하다면 다섯 종의 가구 구성안들 사이의 차이는 최소화되기 때문에 소득수준의 재배치 양상도 유사한 것으로 추정된다.

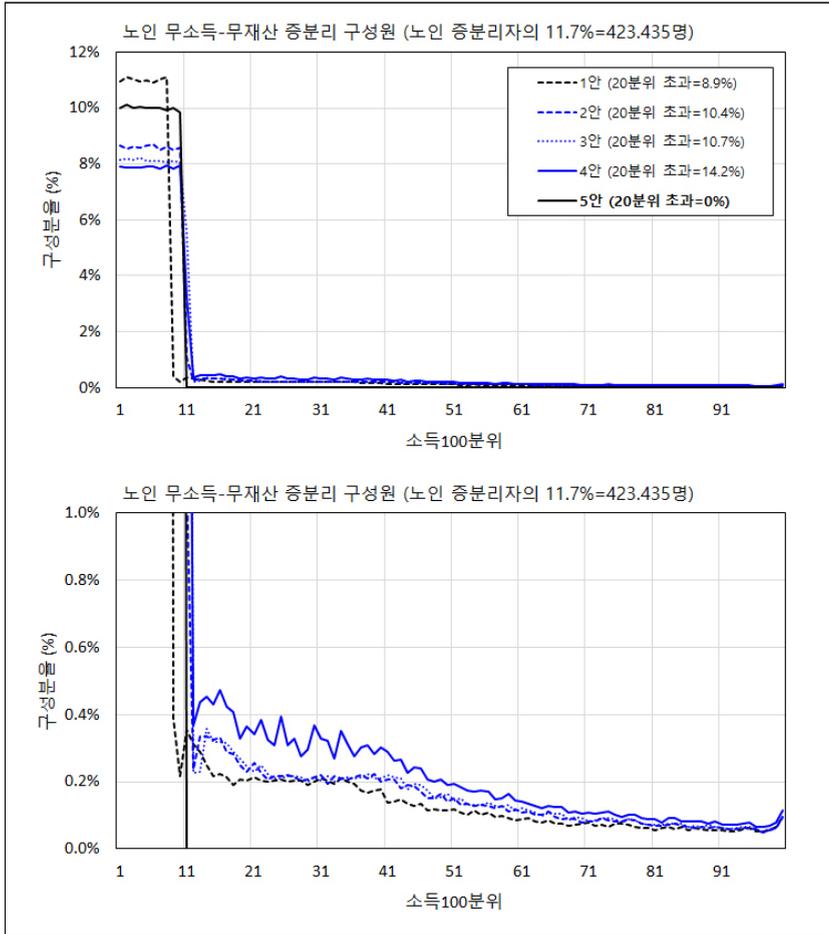
[그림 3-10] 노인 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 3-11]에 제시된 것처럼 65세 이상 노인만으로 구성된 건강보험증 구성원들 중에서 소득과 재산이 0원인 집단은 총 423,435명으로 모집단의 11.7%였다.

[그림 3-11] 노인 무소득-무재산 증분리 구성원의 가구 구성안별 소득수준



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

즉, 모집단의 88.3%는 동일한 주민등록 주소지에 거주하더라도 부모가 소득이나 재산을 보유하고 있고 그들의 비속도 역시 소득이나 재산을 보유하고 있어서 증분리가 된 것으로 추정되며 이는 2022년 초 시점에서 비교적 일반적인 형태인 것으로 판단된다.

소득과 재산이 0원이면서 노인 증분리 가구에 속하는 가장 일반적인 경우는 의료급여를 들 수 있다. 기준이 되는 가구 구성안 5안에 따르면 당연히 균등화 소득 20분위 초과자는 0%였다. 증분리라는 전제가 있기 때문에 나머지 1안부터 4안에서 소득수준의 변화(=상승)가 나타나려면 주민등록세대가 동일한 가족이 존재해야 하는데 1안 8.9%, 2안 10.4%, 3안 10.7%, 4안 14.2%가 20분위 초과로 재배정되어 가구 구성안별 차이는 크지 않았고 그 비중은 낮다는 것을 알 수 있다. 재배정이 이루어진 구성원들에 대해서는 소득 이외의 사유를 고려할 수 있는 관련 제도(의료 급여 2종, 노인집단시설 등)나 데이터상의 한계와 오류 등 다양한 원인을 추후 검토해 볼 수 있을 것이다.

제5절 가구 구성안 간 차이 유발 집단의 특성 분석

이상의 분석에서 가구 구성안들 사이의 차이를 발생시키는 가장 결정적인 인구집단은 2안에서 별도의 가구로 정의되었다가 1안에서는 주민등록상의 거주지가 다르지만 건강보험증을 통해 증대표의 직계존속 관계인 것이 확인되어 하나의 가구로 통합된 집단이다.

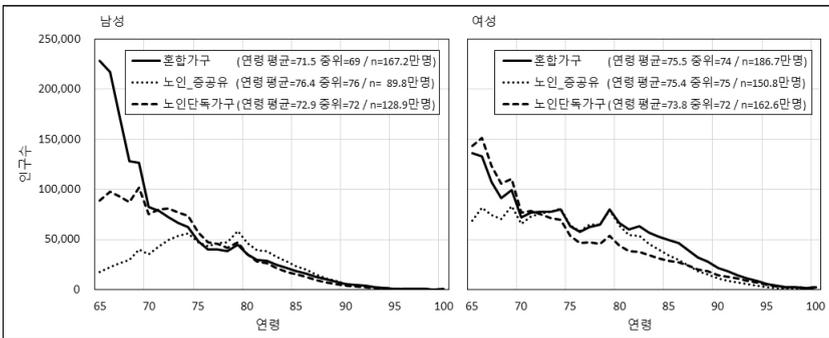
이에 이 절에서는 전체 65세 이상 노인의 가구 구성 형태를 1) 주민등록 거주지에 65세 이상과 65세 미만의 가구 구성원이 함께 가구를 구성하는 “혼합가구”와 2) 65세 이상으로만 구성된 주민등록세대이지만 건강보험증을 통해 본인보다 젊은 세대주에서 통합된 “노인_증공유 가구(=노인 단독 AND 건강보험증 공유 가구)”, 3) 65세 이상으로만 구성된 주민등록 세대이면서 건강보험증을 통해 본인보다 젊은 세대주에게 통합되지 않는 “노인 단독 가구”라는 세 가지 형태로 나누어 그 특성을 파악하고, 가구

구성안 1안과 2안을 비교하여 어떤 가구 구성안이 일관성을 보이는지 검토하였다.

1. 65세 이상 노인의 가구 구성 형태와 특성

분석 대상은 앞 절과 마찬가지로 2022년 초 시점(=2021년 신고 소득 및 재산)을 선택하였다. 65세 이상 노인은 886만 명이었고 이 중에서 혼합가구 353.9만 명(39.9%), 노인_증공유 가구 240.6만 명(27.2%), 노인 단독 가구 291.5만 명(32.9%)이었다. 이들의 연령별 분포는 다음 그림과 같다. 남성은 385.9만 명(43.6%) 여성은 500.2만 명(56.4%)으로 여성이 더 큰 비중을 차지하고 있다.

[그림 3-12] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 인구학적 분포



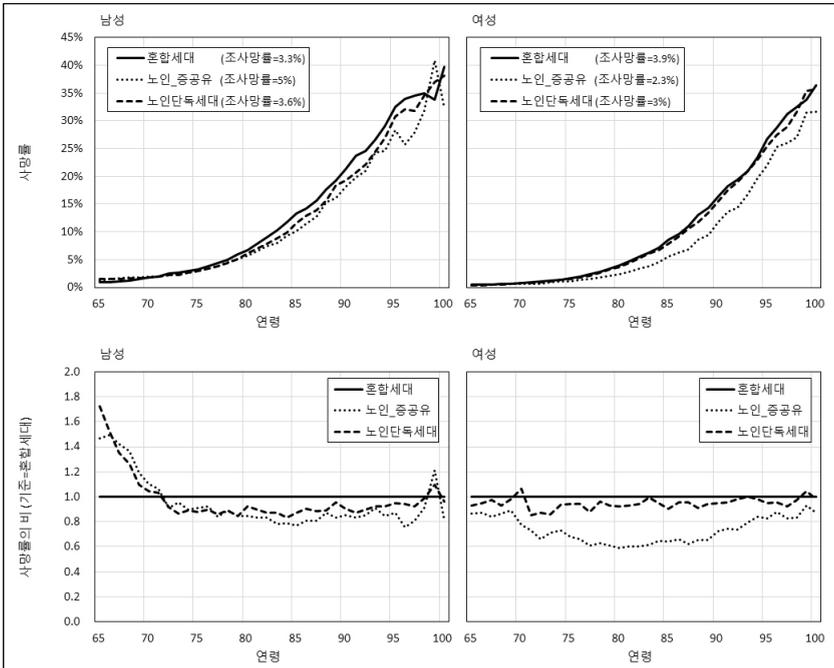
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

가구 구성 형태에서 특징적인 것은 남성은 혼합가구 167.2만 명(43.3%), 노인_증공유 가구 89.8만 명(23.3%), 노인 단독 가구 128.9만 명(33.4%)으로 혼합가구의 비중이 높고 반대로 노인_증공유 가구의 비중이 특히 낮았다. 여성에서는 각각 37.3%와 30.2%, 32.5%로 상대적으로 차이가

작았다.

2022년 사망률은 남성에서는 노인_증공유 가구의 조사사망률이 5.0%, 노인 단독 가구의 조사사망률이 3.6%로 높았는데 이는 유독 남성에서만 70세 이하의 사망률이 높았기 때문이다. 전반적으로 70세 이상에서는 노인 단독 가구의 사망률이 가장 낮았고 그다음으로 노인_증공유 가구의 사망률이 낮았다. 이는 사망에 가까운 경우에 돌봄 필요성 등의 이유로 별도의 주소에 거주하기 어려울 수 있다는 점도 반영된 것으로 추정된다.

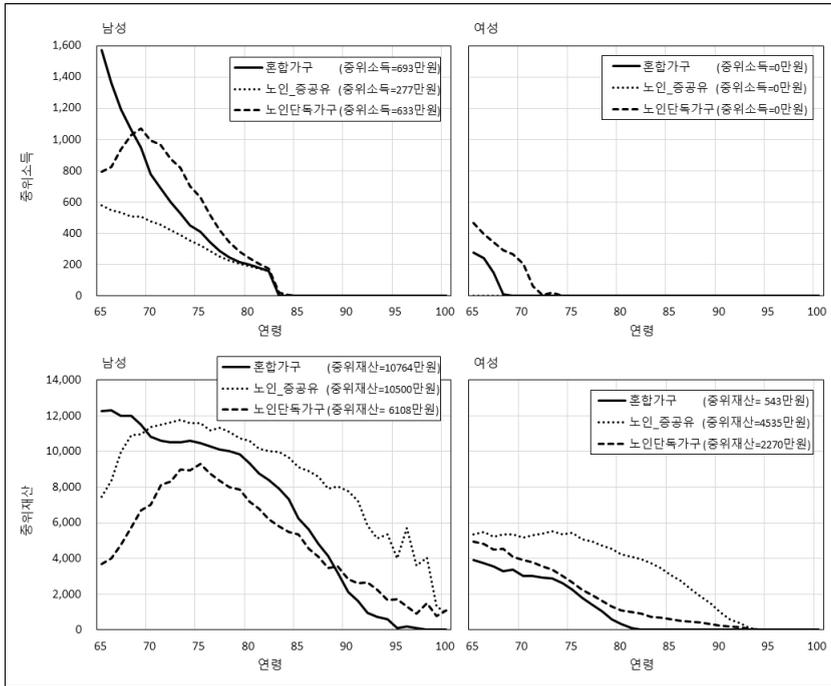
[그림 3-13] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 2022년 사망률



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

노인_증공유 가구의 남성 중위소득은 277만 원으로 혼합가구 693만 원과 노인 단독 가구 633만 원에 비해 절반에도 미치지 못할 정도로 작았다. 이는 노인_증공유 가구의 구성원들이 건강보험 피부양자 기준을 충족할 정도로 소득이 작기 때문인데, 그만큼 주소지 독립에도 불구하고 경제적 독립 가능성이 낮은 집단인 것으로 추정된다. 여성의 경우, 중위소득이 모두 0원이었는데 이는 경제활동은 남성 위주로 이루어지기 때문인 것으로 추정된다.

[그림 3-14] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별 2022년 소득과 재산

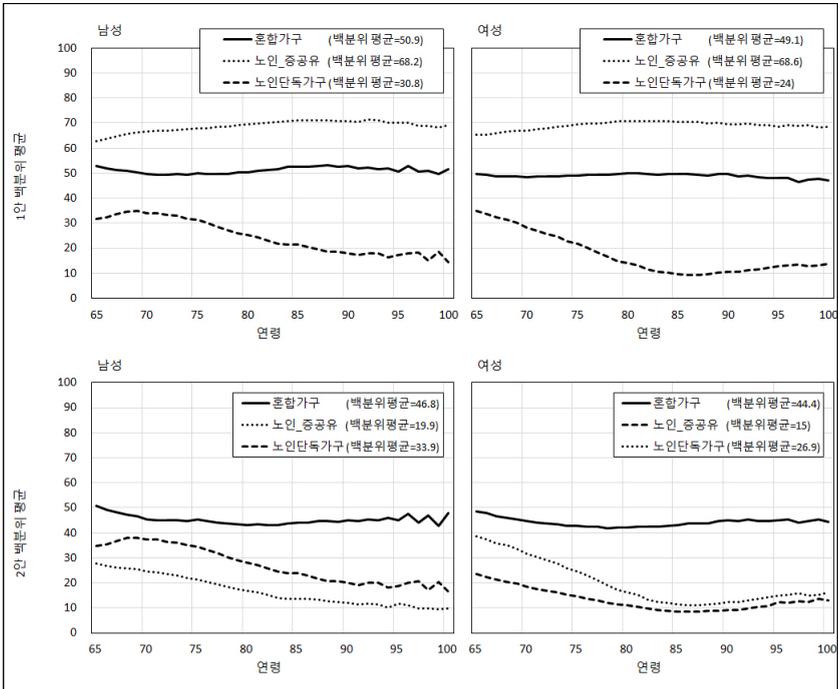


자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

재산에서도 남녀 간의 차이는 컸는데 주로 재산이 남성 명의로 유지되기 때문인 것으로 판단된다. 소득에 비하여 재산은 상대적으로 더 고령인 경우에도 유지되었지만 세 가지 가구 구성 형태 모두에서 75세 이후부터 급격히 감소되는 것으로 나타났다. 이는 생존자의 연령별 재산이므로 사망의 직접적 영향으로 인한 변화가 아니라 재산을 처분하여 생활비를 충족하거나 증여 같은 사적 이전이 이루어졌기 때문인 것으로 추정된다.

가구 구성안 1안과 2안에 따른 100분위의 평균값을 비교한 결과, 노인_증공유 가구에서 가장 큰 차이가 나타났다. 이는 이 집단이 가구 구성안 간 차이를 유발하는 결정적 집단이기 때문이다.

[그림 3-15] 65세 이상 노인의 가구 구성 형태별-가구 구성안별 소득분위

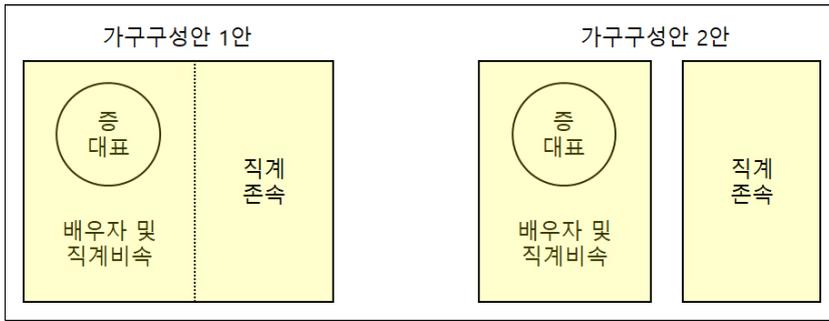


자료: 국민건강보험공단. (각 연도. 맞춤형 소득-재산 DB.

2. 노인_증공유 가구의 소득과 재산 분포

가구 구성안 1안과 2안 사이의 차이를 유발하는 노인_증공유 가구 구성원은 총 240.6만 명이였다. 이 집단은 모두 본인보다 젊은 건강보험증 대표를 가지고 있는 집단이며 그 건강보험증 대표가 가구 구성안 1안의 가구주(또는 가구대표)다. 2안에서는 주민등록상의 거주지가 다른 이유로 별도의 가구로 구분된다.

[그림 3-16] 노인_증공유 인구집단에서 가구 구성안 1안과 2안의 차이



자료: 저자 작성.

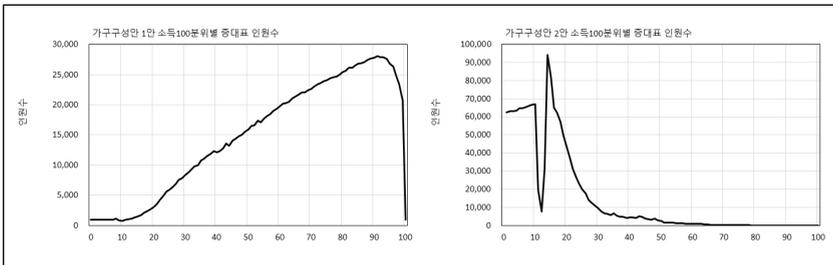
노부모가 함께 생존해 있는 경우가 있기 때문에 1안 가구주는 총 162.3만 명이였다. 이 중에서 9.0%에 해당되는 14.6만 명은 주민등록 세대가 분리된 직계존속 세대가 2개 세대 이상이어서 증대표와 노인_증공유 세대가 1 대 1 짝짓기가 되지 않으므로 분석에서 제외하고 나머지 증대표 147.7만 명(=노인주민등록세대 147.7만 세대)을 분석하였다.

이 단계에서 해당 증대표를 단위로 하여 이들 노부모가 1안에 따라 경제공동체가 묶인 상태에서 부여된 소득 100분위 점수와 2안에 따라 별도의 경제공동체로 나뉜 상태에서 부여된 소득 100분위 점수에 따라 1) 노인 본인들의 소득과 재산, 2) 증대표의 소득과 재산의 분포를 비교하였다.

2인 이상의 노인이 존재하는 경우에도 주민등록세대가 동일하기 때문에 1안은 물론이고 2안 내에서도 동일한 소득 100분위 점수를 부여받는다. 노인 본인들의 경우 2인 이상일 수 있으므로 균등화 소득과 균등화 재산을 계산했다. 증대표의 경우는 배우자 등 다른 구성원의 소득과 재산이 영향을 미칠 수 있기 때문에 증대표만의 소득과 재산을 계산했다.

[그림 3-17]에 제시된 것처럼 147.7만 명의 증대표와 동일한 경제 공동체로 간주하고 소득수준 100분위를 산출하면, 소득수준이 높을수록(분위가 100에 가까울수록) 해당되는 노인 세대의 수가 증가하는 경향을 보였다. 다만 90분위를 넘어서면 급격히 노인 세대의 수가 감소하는데 이는 증대표가 최상위 소득수준에 속하면 노인만으로 구성된 별도의 세대가 구성되는 경우가 줄어들거나, 또는 노인만으로 구성된 직계존속 세대가 있더라도 해당 노인 세대의 소득수준도 높아서 건강보험증 자체가 분리되기 때문인 것으로 판단된다. 반면, 2안에 따라 증대표 직계존속 세대를 별도의 가구로 구분하고 소득수준을 부여하면 저소득층에 크게 편중된 분포를 보였다.

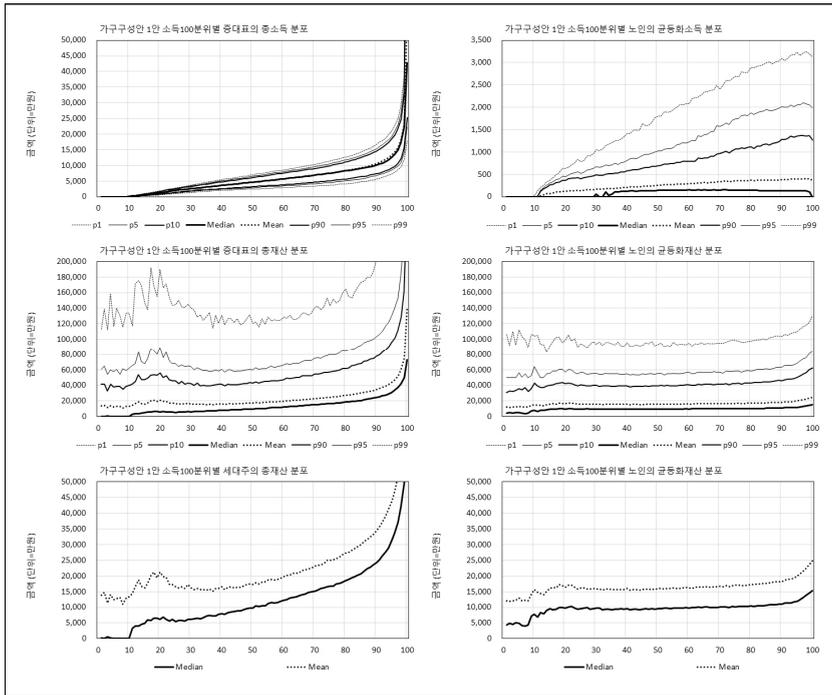
[그림 3-17] 노인 증공유 가구의 가구 구성안별 노인의 소득 및 재산 분포



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

가구 구성안 1안에 따라 증대표가 속한 가구의 소득 100분위별 소득과 재산 분포를 파악한 결과는 [그림 3-18]과 같다. 증대표의 총소득은 증대표가 속한 1안 가구의 소득에서 높은 비중을 차지하기 때문에 소득 100분위가 증가할수록 앞에서 파악한 것과 같은 기하급수적인 총소득 증가 양상을 보였다.

[그림 3-18] 1안의 소득 100분위별 증대표와 노인의 소득-재산 분포



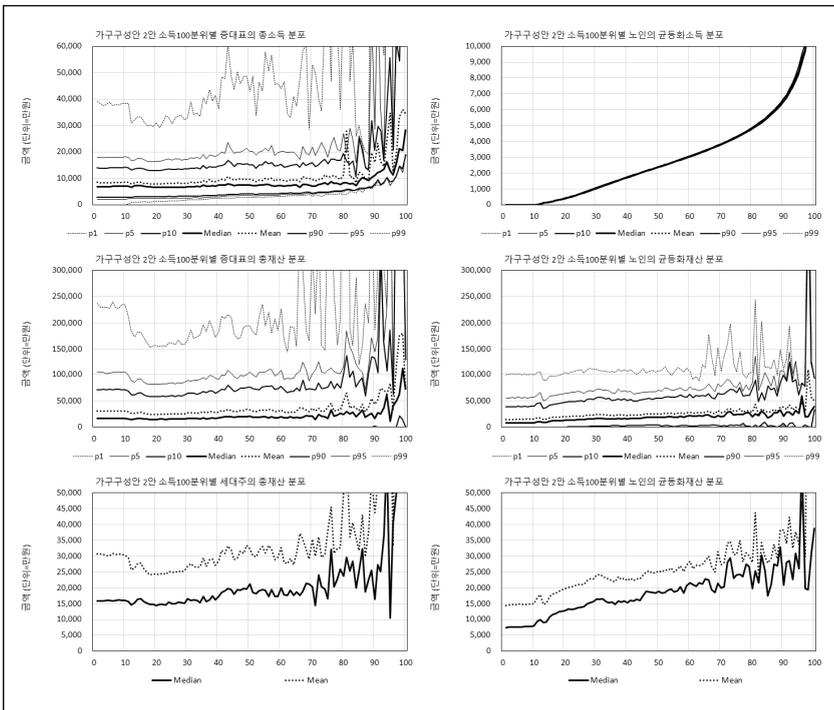
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

1안에 따라 동일 경제공동체로 포함된 노인_증공유 세대만의 균등화 소득 분포는 비교적 직선적인 증가 양상이 나타났다. 이는 소득 100분위가 높은 고소득 경제공동체에 속할수록 세대분리된 노인의 총소득도 이에

비례하여 높다는 것을 의미한다. 하지만 그 절대 액수는 평균값의 최대치가 500만 원에도 못 미칠 정도로 작아서 증대표에 비해 매우 작다는 것을 알 수 있다.

가구 구성안 2안에 따라 분리된 노인 세대에게 부여된 소득 100분위별 소득과 재산 분포를 파악한 결과는 [그림 3-19]와 같다. 노인 세대의 균등화 소득이 소득 100분위의 기준이기 때문에 최상단 오른쪽 그림과 같이 소득 100분위별 노인의 균등화 소득은 당연히 기하급수적인 양상을 보인다.

[그림 3-19] 2안의 소득 100분위별 증대표와 노인의 소득-재산 분포



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

반면, 증대표의 총소득은 2안 소득 100분위와의 관련성이 상대적으로 매우 낮은 것으로 나타났다. 여기에서 주목할 지점은 노인 세대의 소득 100분위에서 1분위부터 80분위까지는 증대표의 총소득은 전반적으로 유사하였으며, 특히 분위별 상위 1% (p99), 5%(p95), 10%(p90)의 총소득도 유사하였다. 이는 노인 세대의 소득 100분위가 매우 낮은 수준 일지라도 그 직계비속의 소득은 이와 무관하게 높은 경우가 많다는 것이며, 소득 100분위 중 10분위 이하에서는 오히려 소득과 재산이 더 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 노인 세대가 소득을 창출하는 재산을 사적 이전하여 본인의 소득이 매우 낮은 수준에 처하면서 반대급부로 직계비속의 소득과 재산이 동시에 증가하는 경우라고 판단된다.

2안 소득 100분위에 따른 재산은 소득 50분위에서 증대표의 총재산과 노인 세대의 균등화 재산이 2억 원에 가까운 수준으로 나타났다. 1안과 마찬가지로 소득 50분위의 재산 수준이 유사하였지만 2안에서는 노인 세대의 균등화 재산 기율기가 증대표의 기율기보다 높은 것으로 나타났다.

제6절 가구 구성안 특성 비교에 따른 소결

근로소득이나 재산을 보유한 개인만을 대상으로 삼는 것이 아니라 전 국민을 대상으로 소득수준에 관한 통계나 연구를 수행하려면 소득-재산을 보유하지 않은 개인들까지 포괄하는 경제공동체 또는 가구를 정의하는 것이 첫 번째 관문이다. 전체적으로 이 연구는 주민등록세대와 건강보험이라는 기존 제도에서 확보된 행정적 데이터를 연구자료로 삼았다. 이에 더하여, 기존의 면접조사 방식의 소득수준 통계 작성 방법들과 건강보험 부양 개념 등을 참고하여 마련한 다섯 종의 가구 구성안들의 기본적인

특성을 파악하고 가구 구성안에 따른 특성을 비교하고자 하였다.

기존 건강보험증 기준에만 기반한 5안을 제외하면 나머지 1안부터 4안은 모두 주민등록세대의 가족관계를 기초로 삼았고 비동거 가족 구성원들을 보완할 목적으로 건강보험증의 가족관계를 추가적으로 활용한 것이다. 이 중에서도 비동거 존비속을 모두 포함하는 1안과 달리 2안과 3안은 비동거 존속을 포함하지 않는다는 차별성이 있다. 기술적인 측면에서 고려해야 할 상호일관성(reciprocal consistency)과는 별도로 비동거 존속관계에 있는 개인을 동일한 경제공동체에 포함시킬 것인지 여부는 다학제적인 접근을 포함한 복잡한 고려를 요하는 주제다. 물론 이 연구가 비계량적-질적 연구 결과 도출을 목적으로 하기보다는 계량적-거시적 연구 결과 또는 연구 수단(=경제적 수준 측정 방법)을 확보하는 것에 더 치우쳐 있기 때문에 검토 범위를 넓게 잡지는 못하였던 측면도 있다.

이러한 전제하에 가용 데이터 내에서 정량화가 가능하고 경제공동체일 확률이 상대적으로 높다고 판단되는 소집단을 대상으로 비교 분석을 실시한 결과, 1안과 2-3안은 일부 측면에서 서로 대조적인 특성이 있음을 확인할 수 있었다. 특히, 세대분리 가구로 정의한 소집단들의 가구 구성안별 소득수준 재배정 결과들에 따르면, 1안을 선택하는 것에 비해 2-3안을 선택하는 경우에는 약 25~30%가량의 오분류가 추가 발생하는 것으로 추정된다. 특히, 가구 구성안들 사이의 차이에 결정적인 역할을 하는 주민등록세대는 분리되어 있는 노인 세대이면서 건강보험증은 그들의 직계비속과 연결된 노인_증공유 집단을 대상으로 증대표와 노인 세대의 소득과 재산을 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

1안에 따라 가구를 통합하는 경우에, 증대표의 소득이 대부분을 차지하고 노인 세대의 소득은 매우 작아서 소득분위가 증대표의 소득수준에 비례하며, 반면 재산은 소득 100분위별 기율기에는 차이가 있지만 노인

세대의 비중도 비교적 작지 않다고 판단된다. 노인_증분리 가구를 구분하는 2안에서는 대부분의 노인 가구가 낮은 소득수준에 편중되어 있는 것처럼 나타나지만 소득 100분위가 낮더라도 그 직계비속의 소득수준은 낮지 않았으며 오히려 사적 이전의 효과, 즉 노인 세대 소득수준의 현상적 감소와 직계비속 증대표의 소득 및 재산 증가가 나타난 것으로 판단된다.

전반적으로 소규모 세대(예: 1인 세대 등)가 증가하는 양상 이외에도 이 연구에서 관찰된 1) 소득과 재산 사이에 높은 상관성이 난다는 점과 2) 소득 50분위 이상에서 재산 증가의 속도가 증가하는 점, 3) 결과적으로 축적된 재산이 노후에는 본인의 생계비 충당에 쓰이거나 또는 직계비속의 소득 및 재산에 영향을 미칠 수 있다는 점 등을 고려하면 주민등록상 거주지가 다르다는 이유로 경제공동체를 구분하는 2안이나 3안보다는 건강보험의 부양 개념과 기준을 보완한 1안이 상대적으로 더 현실에 가까운 방안인 것으로 추정된다. 추후 경시적 분석과 세대 간 분석, 사회적 결과나 의학적 결과들과의 연계 분석 등 다양한 시도들을 통해 일관성이 더 높고 맥락을 더 잘 이해할 수 있는 다양한 해석과 보완이 이루어져야 할 것이다.



제4장

인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이

제1절 분석 개요

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제4장

인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이

제1절 분석 개요

이 장에서는 '맞춤형 소득-재산 DB'를 활용하여 2010~2020년 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이를 분석한다. 선행연구는 고령화에 따른 인구 구조 변화, 1인 가구 증가 및 노인-자녀 동거 감소 등과 같은 가구 구조 변화가 소득분배를 악화하는 요인으로 작용하였다는 분석 결과를 보고하였다(성명재, 박기백, 2009; 반정호, 2011; 김대일, 이석배, 황운재, 2014; 김대일, 2015; 이원진, 김현경, 함선유, 성재민, 하은솔, 한겨레, 2022, 제5장). 하지만 대다수 선행연구는 소규모 표본의 서베이 데이터를 활용하였기 때문에 인구·가구 구조 변화의 영향을 정교하게 파악하는 데 한계를 갖는다. 이 장에서는 전체 국민의 성, 연령, 가구 구성, 소득 정보를 포함한 '맞춤형 소득-재산 DB'를 활용하여 2010년대 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이를 살펴본다.

제2절 분석 방법

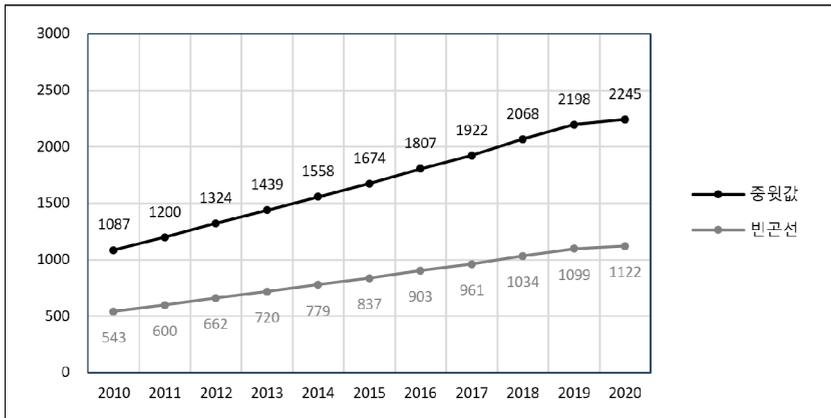
이 장에서는 맞춤형 소득-재산 DB를 활용하여 근로소득, 사업소득, 이자배당소득, 기타소득, 국민연금·지역연금 소득을 합산한 총소득을 분석한다.¹⁾ 가구 내에서 합산한 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로

1) 맞춤형 소득-재산 DB에서 2019년 이전 시점의 값이 존재하지 않는 분리과세 금융소득, 분리과세 주택임대소득은 제외하였다.

나누어 균등화하여 지니계수, 빈곤율 등의 소득분배 지표를 분석한다. 빈곤선은 연도별 균등화 가구총소득 개인 단위 증윗값의 50%로 정의하였고, [그림 4-1]과 같이 시간에 따라 증가하였다.

[그림 4-1] 균등화 가구총소득 증윗값 및 빈곤선

(단위: 만 원/년, 명목)



주: 빈곤선은 연도별 균등화 가구총소득 개인 단위 증윗값의 50%이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이하에서 가구소득 및 가구 구성을 확인하기 위해서는 ‘가구’ 정의가 필요하다. 이 장에서는 맞춤형 소득-재산 DB의 5개 가구 구성안 중에서 세대주와의 관계 정보를 파악할 수 있는 세대 단위 안을 활용한다.²⁾ 가구 구성을 구체적으로 파악하기 위해 <표 4-1>과 같이 우선 가구원 수 및 가구주 연령 분포를 살펴본 후, 노인 단독 가구, 노인 부부 2인 가구, 가구주 자녀-노부모 동거 가구, 가구주 노부모-자녀 동거 가구, 한부모 가구, 조손 가구의 6개 세부 가구 유형을 분석한다. 이 장의 모든 분석은 개인 단위로 실시하므로, 가구 구성 범주는 해당 가구에 속한 개인을 의미한다.

2) 서술의 편의를 위해, 이하에서는 세대 단위를 가구로 부른다.

〈표 4-1〉 가구 구성의 정의

| 구분 | | 범주 및 정의 |
|----------------|---------------------|---|
| 가구원 수 | | 1인/2인/3인/4인/5인/6인 이상 |
| 가구주 연령 | | 34세 이하/35~49세/50~64세/65~74세/75세 이상 |
| 세부 가구 유형 | 노인 단독 가구 | 65세 이상 1인 가구 |
| | 노인 부부 2인 가구 | 65세 이상 가구주가 배우자와 동거하는 2인 가구 |
| | 가구주 자녀-노부모 동거 가구 | 가구주가 65세 이상 부모·시부모·장인·장모와 동거하는 가구 |
| | 가구주 노부모-자녀 동거 가구 | 65세 이상 가구주가 자녀·며느리·사위와 동거하는 가구 |
| | 한부모 가구 | 가구주가 배우자 없이 0~17세 자녀와 동거하는 가구 |
| | 조손 가구 | 가구주가 자녀·며느리·사위 없이 0~17세 손자녀·외손자녀와 동거하는 가구 |

주: 6개의 세부 가구 유형은 중복될 수 있다.
자료: 필자가 작성하였다.

〈표 4-2〉 사례 수

(단위: 천 명)

| 구분 | 원DB 전체 인구 | 10인 이상 가구 및 가구주 오류 사례 제외 | | | |
|------|--------------|--------------------------|----------|-----------|-----------|
| | | 전체 인구 | 0~17세 아동 | 18~64세 성인 | 65세 이상 노인 |
| 2010 | 50,499 | 49,802 | 10,002 | 34,447 | 5,353 |
| 2011 | 50,803 | 50,127 | 9,774 | 34,801 | 5,553 |
| 2012 | 51,064 | 50,386 | 9,548 | 35,008 | 5,830 |
| 2013 | 51,331 | 50,679 | 9,296 | 35,281 | 6,102 |
| 2014 | 51,629 | 51,001 | 9,063 | 35,564 | 6,375 |
| 2015 | 51,878 | 51,290 | 8,856 | 35,804 | 6,630 |
| 2016 | 52,075 | 51,501 | 8,637 | 36,014 | 6,851 |
| 2017 | 52,216 | 52,069 | 8,499 | 36,318 | 7,252 |
| 2018 | 52,289 | 52,155 | 8,199 | 36,410 | 7,546 |
| 2019 | 52,558 | 52,436 | 7,962 | 36,539 | 7,936 |
| 2020 | 52,510 | 52,399 | 7,751 | 36,240 | 8,409 |

주: 가구주 오류 사례는 가구주가 0명이거나 2명 이상인 가구에 속한 개인을 의미한다.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이 장의 분석 사례 수는 <표 4-2>와 같다. 맞춤형 소득-재산 DB의 전체 인구 중에서 일반적인 가구로 판단하기 어려운 10인 이상 가구에 속한 사례를 제외하였고, 가구 구성을 정확하게 확인하기 위해 가구주가 0명이거나 2명 이상으로 파악된 오류 사례를 제외하였다. 이 장의 분석에서 아동은 0~17세, 성인은 18~64세, 노인은 65세 이상으로 정의한다.

이 장에서는 재가중(reweighting) 방법을 활용하여 인구·가구 구조 변화가 소득분배에 미친 영향을 분석한다. 예를 들어, 전체 인구를 비노인과 노인으로 구분할 때, 전체 인구의 소득 분포는 비노인/노인의 집단별 소득 분포와 비노인/노인 집단 비율의 조합으로 결정된다. 집단별 소득 분포와 집단 비율이 독립적이라고 가정할 때, T2 데이터를 재가중하여 T2 집단별 소득 분포에 T1 집단 비율을 적용한 가상 소득 분포를 구성할 수 있다. 이때 T2 실제 소득 분포와 T1 집단 비율을 적용한 가상 소득 분포를 비교하여 비노인/노인 집단 비율 변화가 전체 인구의 소득 분포에 미친 영향을 파악할 수 있다. 대체로 비노인에 비해 노인의 소득수준이 낮고 소득 불평등 수준이 높으므로, 시간에 따라 노인 비율이 증가하는 변화는 전체 인구의 소득분배를 악화하는 요인으로 작용할 것이다. 구체적으로, $T = t$ 시점 데이터의 특성(G) 분포를 $T = 1$ 시점 데이터와 동일하게 조정하기 위한 재가중치($\psi_{G=g}^{T=t}$)를 다음과 같이 구할 수 있다(이원진 외, 2022, p.151).³⁾

$$\psi_{G=g}^{T=t} = \Pr_{G=g}^{T=1} \div \Pr_{G=g}^{T=t}$$

$\Pr_{G=g}^{T=t}$: $T = t$ 시점 데이터의 g 번째 범주 비율

3) 이 장의 분석에서는 재가중으로 인한 전체 인구의 균등화 가구총소득 증릿값 변화에 연동하여 빈곤선이 함께 변화하는 것으로 가정한다.

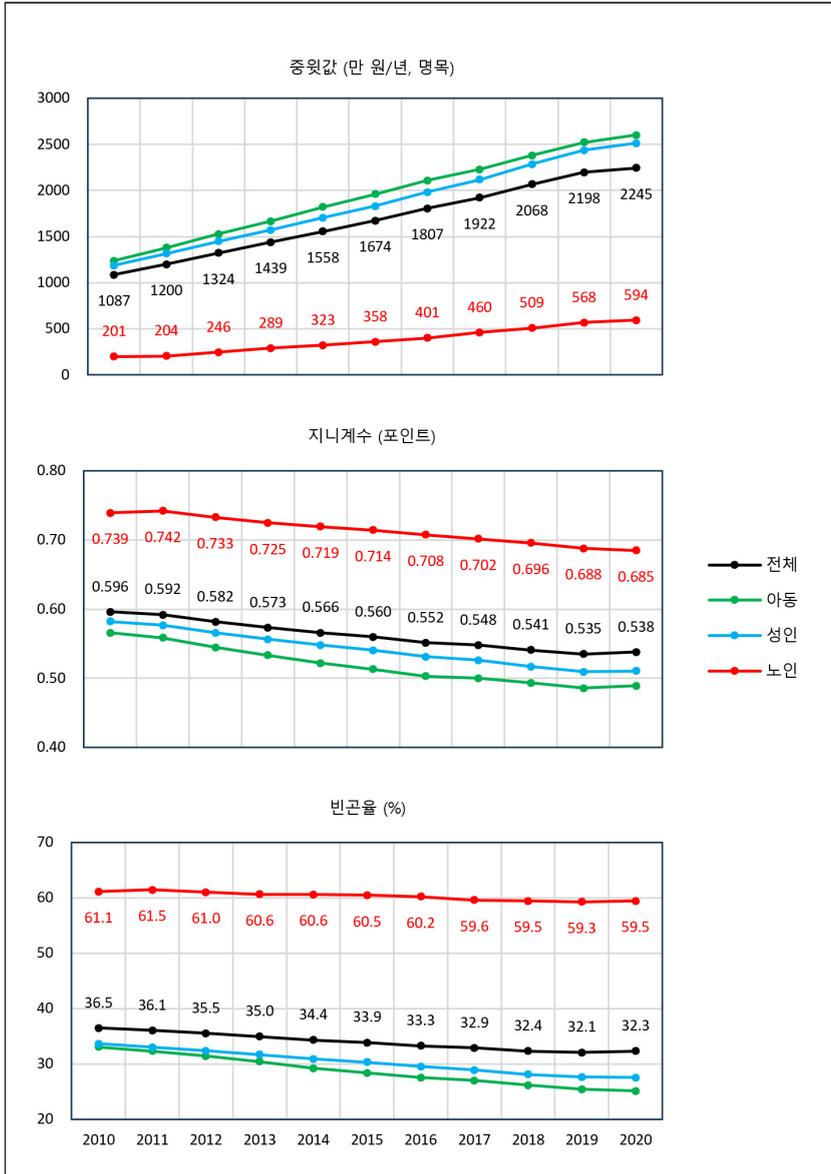
이 장에서는 우선 성·연령 분포 변화가 소득분배에 미친 영향을 분석한 후, 성·연령 분포 변화를 통제한 상태에서 가구 구성의 변화가 소득분배에 미친 영향을 분석한다. 가구 구조 변화의 영향을 분석할 때, 인구 구조 변화의 영향을 통제해야 하는 이유는 대체로 인과적으로 선행하는 개인 성·연령 분포가 가구 구성에 영향을 미치기 때문이다. 예를 들어, 시간에 따라 전체 인구에서 노인 단독 가구에 속한 개인의 비율이 증가하는 이유는 첫째, 노인 중에서 단독 가구에 속한 노인의 비율이 증가하기 때문일 수도 있지만 둘째, 노인의 단독 가구 비율이 증가하지 않더라도 전체 인구에서 노인이 차지하는 비율이 증가하기 때문일 수도 있다. 이 장에서는 개인 성·연령 분포를 재가중한 데이터와 개인 성·연령×가구 구성 분포를 재가중한 데이터를 비교하여 개인 성·연령 분포 변화를 통제한 상태에서 가구 구성 변화의 영향을 살펴본다.

제3절 분석 결과

1. 소득분배 추이

우선 [그림 4-2]에는 2010~2020년 균등화 가구총소득 분포를 보고 하였다. 전체 인구의 증윗값은 2010년 1,087만 원/년에서 2020년 2,245만 원/년으로 증가하였고, 전체 인구의 지니계수는 2010년 0.596에서 2020년 0.538로 감소하였으며, 전체 인구의 빈곤율은 2010년 36.5%에서 2020년 32.3%로 감소하였다. 2019~2020년에는 증윗값 상승세가 둔화되었고, 지니계수 및 빈곤율이 소폭 증가하여 코로나19가 소득분배를 악화하였을 가능성을 시사한다.

[그림 4-2] 균등화 가구총소득 분포



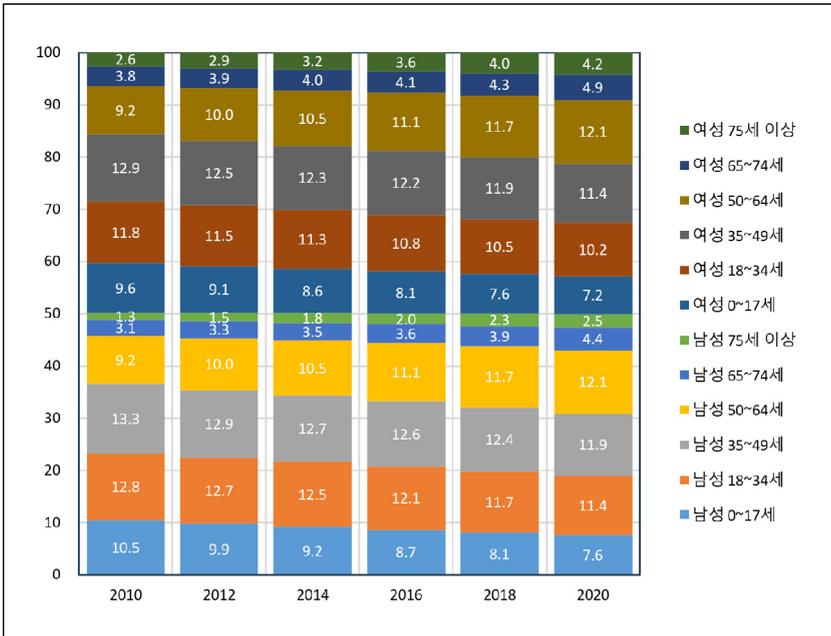
주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB 원자료; <부표 4-1>.

연령별로 살펴보면, 전체 인구에 비해 노인의 증위값이 훨씬 낮았고 자녀계수 및 빈곤율이 훨씬 높게 나타났다. 가구총소득에 기초연금 같은 비기여 방식 노후소득보장제도의 확대가 반영되지 않았기 때문에, 노인 빈곤율은 2010년 61.1%에서 2020년 59.5%로 감소한 데 그쳤다. 아동과 성인의 소득 분포는 대체로 유사하였으나, 아동의 소득수준이 상대적으로 높았고, 빈곤 및 불평등 수준이 상대적으로 낮게 나타나, 아동 가구의 소득분배가 상대적으로 양호하다는 사실을 확인할 수 있다.

2. 인구 구조 변화와 소득분배 추이

[그림 4-3] 개인 성·연령 분포

(단위: %)



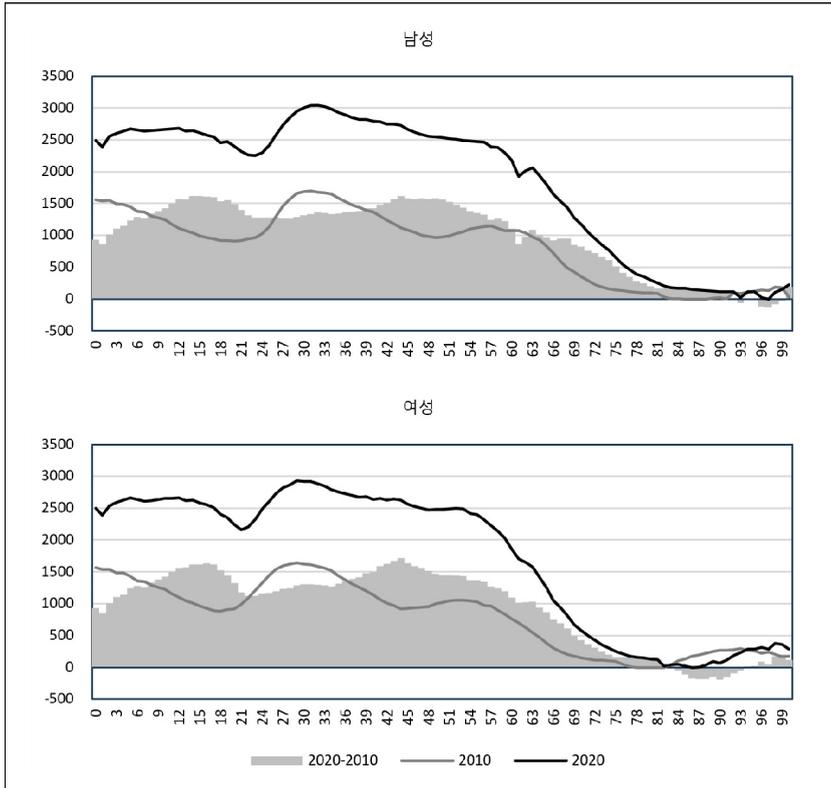
주: 개인 단위 분포이다.

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

다음으로는 인구 구조, 즉 개인 성·연령 분포와 소득분배의 관계를 살펴본다. 우선 [그림 4-3]은 시간에 따른 고령화를 뚜렷하게 보여준다. 2010~2020년 전체 인구에서 50세 이상 중고령자가 차지하는 비율이 증가하였고, 49세 이하 아동·청장년이 차지하는 비율이 감소하였다. 노인 비율은 2010년 10.7%에서 2020년 16.0%로 빠르게 증가하였다.

[그림 4-4] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 증릿값

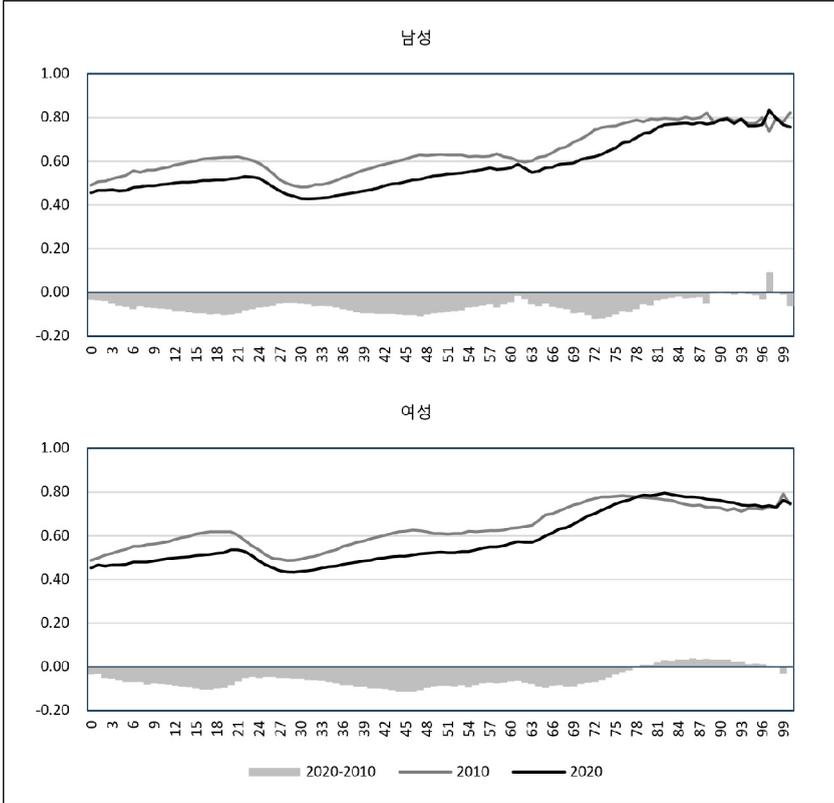
(단위: 만 원/년, 명목)



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

[그림 4-5] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 지니계수

(단위: 포인트)



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

이와 같은 인구 구조 변화가 소득분배에 미친 영향을 이해하기 위해서는 개인 성·연령별 소득 분포를 살펴볼 필요가 있다. [그림 4-4]에는 2010년과 2020년의 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 증위값을 보고 하였다. 그림을 살펴보면, 부모로부터의 독립과 입직이 이루어지는 20대에 소득이 증가하고, 출산과 자녀 양육으로 30~40대에 소득이 감소하며, 퇴직 및 노동시장 지위 하락으로 50~60대 이후에 소득이 급감하는 패턴

이 관찰된다. [그림 4-5]와 [그림 4-6]에서 개인 성·연령별 균등화 가구 총소득 지니계수와 빈곤율을 살펴보면, 대체로 청년기부터 노년기에 이르기까지 불평등과 빈곤이 증가하였고, 특히 노년기로 이행하면서 빈곤율이 급격하게 증가하는 것으로 나타났다.

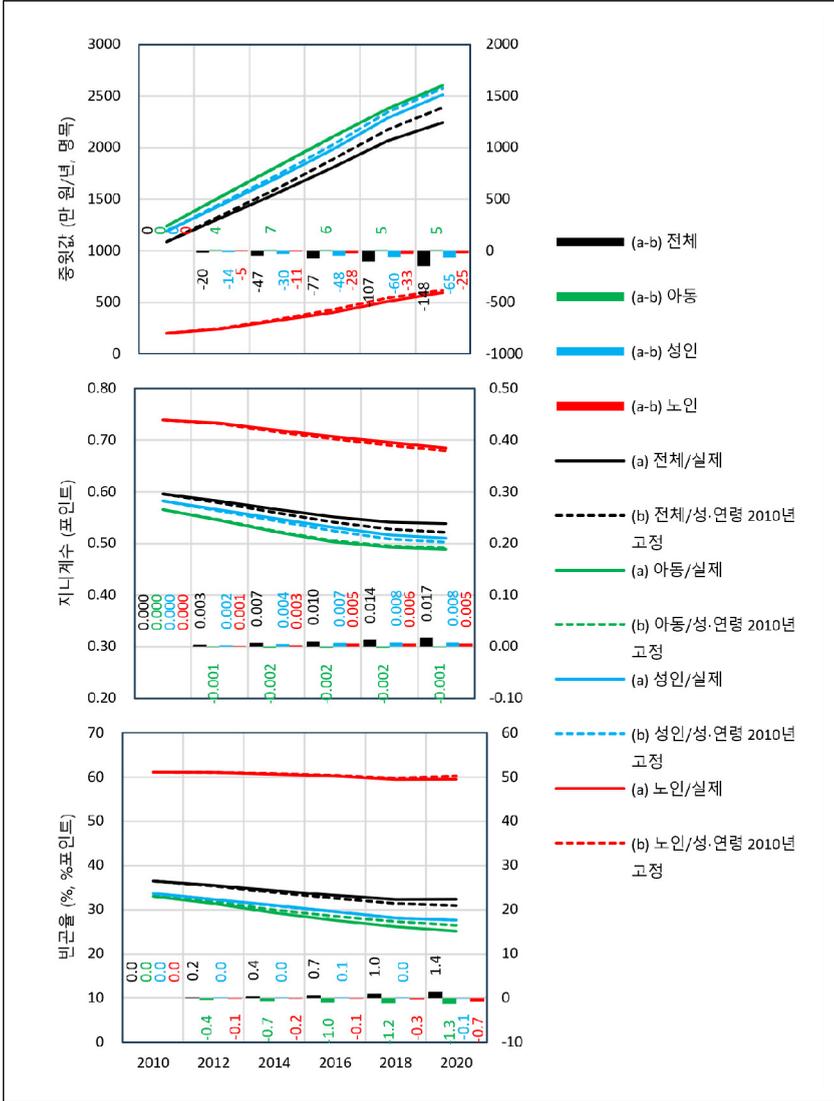
[그림 4-6] 개인 성·연령별 균등화 가구총소득 빈곤율

(단위: %, %포인트)



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 4-7] 개인 성·연령 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다. (a-b)는 우측이다.

· 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령(0~100세 이상, 1세 구간) 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

이처럼 중고령자, 특히 노인의 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높으므로, 시간의 흐름에 따라 중고령자와 노인의 비율이 증가하는 인구 구조 변화가 소득분배를 악화할 것으로 예상된다. 이를 확인하기 위해, [그림 4-7]에는 개인 성·연령 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화를 분석한 결과를 보고하였다. 그림에서 실선은 실제 분배 지표를, 점선은 개인 성·연령⁴⁾ 분포를 2010년과 동일하게 고정한 가상 분배 지표를 의미한다. 예를 들어, 2010~2020년 전체 인구의 증윗값은 1,087만 원/년에서 2,245만 원/년으로 증가하였는데, 만약 2010~2020년 고령화가 진행되지 않아 개인 성·연령 분포가 변화하지 않았더라면 1,087만 원/년에서 2,392만 원/년으로 더 크게 증가하였을 것이다. 따라서 실제 분배 지표와 가상 분배 지표의 차이를 인구 구조 변화의 영향으로 해석하면, 십여 년간의 고령화가 2020년 증윗값을 148만 원 감소시켰다고 판단할 수 있다. 전체 인구뿐만 아니라 성인과 노인 내에서도 각각 고령화가 진행되었으므로, 고령화에 따라 2020년 성인과 노인의 증윗값 역시 각각 65만 원/년, 25만 원/년 감소하였다.

동일한 방식으로 지니계수와 빈곤율을 분석한 결과를 살펴보면, 고령화가 소득분배를 악화시켰다는 사실이 확인된다. 그림의 분석에 따르면, 2010~2020년 인구 구조 변화가 2020년 전체 인구의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.017, 1.4%포인트 증가시켰다. 집단별로 살펴보면, 인구 구조 변화가 성인과 노인의 지니계수를 소폭 증가시켰지만, 아동, 성인, 노인의 빈곤율을 소폭 감소시킨 것으로 나타났다. 고령화에 따라 아동, 성인, 노인의 빈곤율이 감소한 이유는 고령화에 따라 증윗값과 연동된 빈곤선이 하락하였기 때문일 것으로 판단된다.

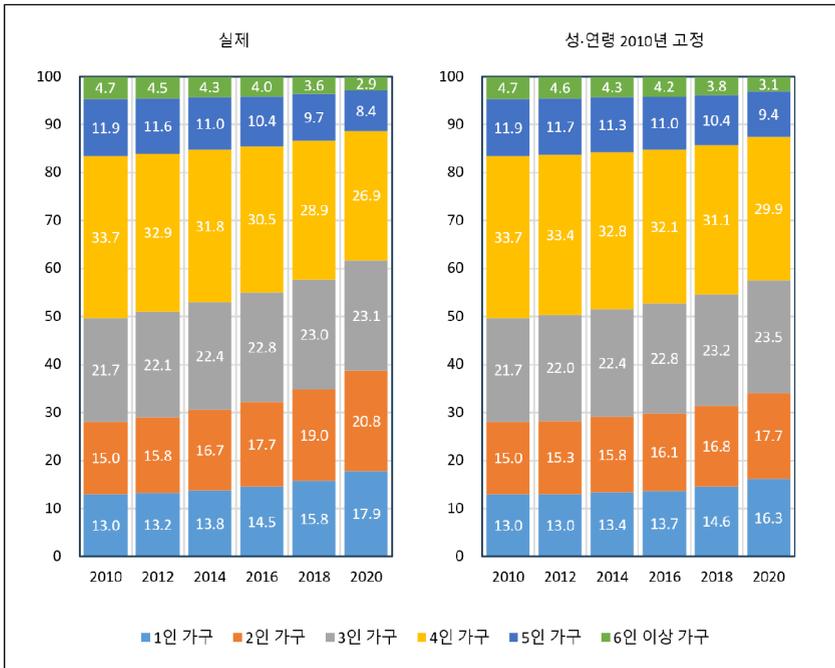
4) 개인 연령은 1세 구간으로 구분하여(최소 0세, 최대 100세 이상) 조정하였다. 이하의 분석에서도 동일하다.

3. 가구 구조 변화와 소득분배 추이

가. 가구원 수 변화와 소득분배 추이

[그림 4-8] 가구원 수 분포

(단위: %)



주: 개인 단위 분포이다.

· 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

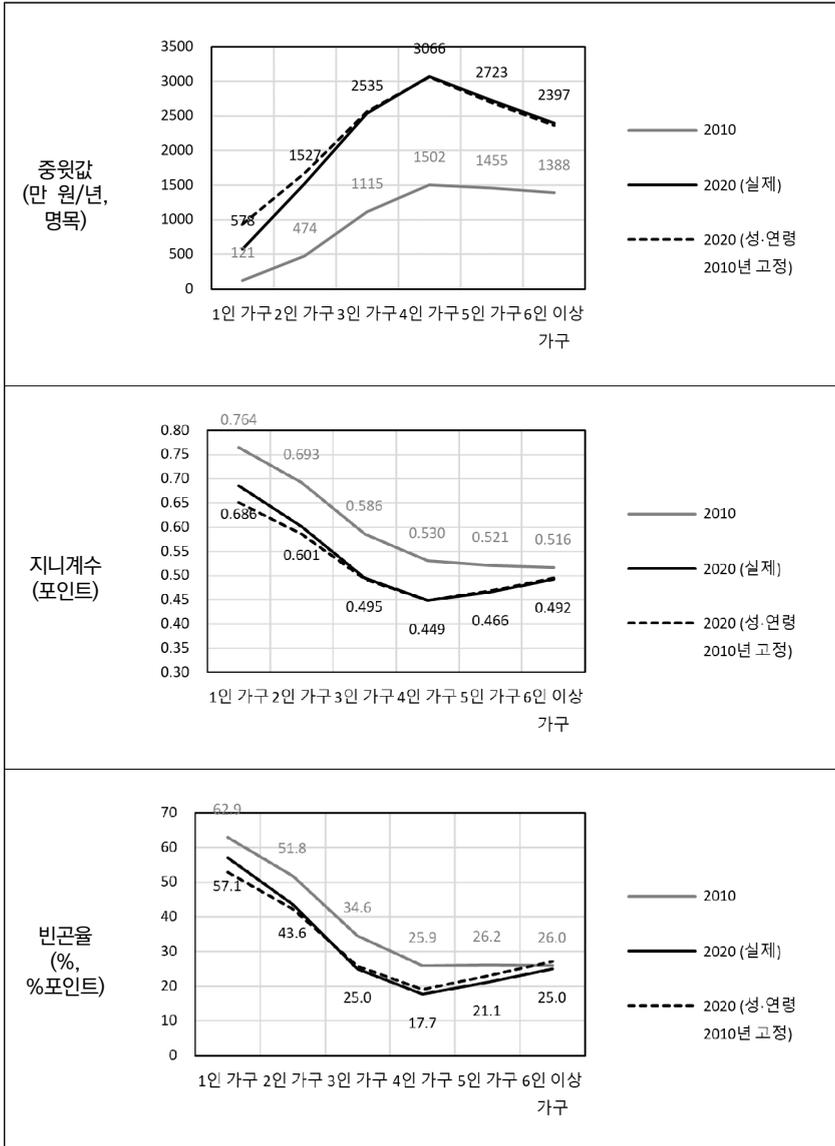
다음으로는 가구원 수 변화가 소득분배에 미친 영향을 살펴본다. [그림 4-8]을 살펴보면, 시간의 흐름에 따른 가구 소규모화가 뚜렷하게 관찰된다. 2010~2020년에 1인 가구에 속한 개인의 비율이 13.0%에서 17.9%로, 2인 가구에 속한 개인의 비율이 15.0%에서 20.8%로 증가하였다. 그런데

앞에서 설명한 것처럼, 이와 같은 가구원 수 변화에 고령화가 부분적인 영향을 미쳤을 것이다. 자녀의 분가, 사별 등으로 인해 노인의 가구 규모가 상대적으로 작기 때문에, 전체 인구에서 노인이 차지하는 비율이 증가하면 전체 인구의 가구원 수가 감소하게 된다. 이와 같은 영향을 통제하기 위해 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 고정하여 살펴보면, 2010~2020년에 1인 가구에 속한 개인의 비율이 13.0%에서 16.3%로, 2인 가구에 속한 개인의 비율이 15.0%에서 17.7%로 증가하였다. 즉, 인구 구조 변화를 통제하더라도 여전히 가구 소규모화가 뚜렷하게 나타났다.

[그림 4-9]에는 가구원 수별 균등화 가구총소득 분포를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 대체로 가구 규모가 1인에서 4인으로 증가할 때 소득 수준이 높아지고 빈곤 및 불평등 수준이 낮아지는 패턴이 관찰된다. 특히, 1인 가구는 2020년에도 중위값이 578만 원/년에 불과하고 지니계수가 0.686, 빈곤율이 57.1%로 상당히 높게 나타나 1인 가구의 경제적 취약성이 분명하게 확인된다(그림의 검정 실선). 만약 인구 구조가 변화하지 않았더라면 1인 가구의 중위값이 조금 더 증가하고 빈곤율과 지니계수가 조금 더 감소하였겠지만(그림의 검정 점선), 전반적인 가구 규모와 소득 분배의 관계가 크게 변화하지 않았을 것이다.

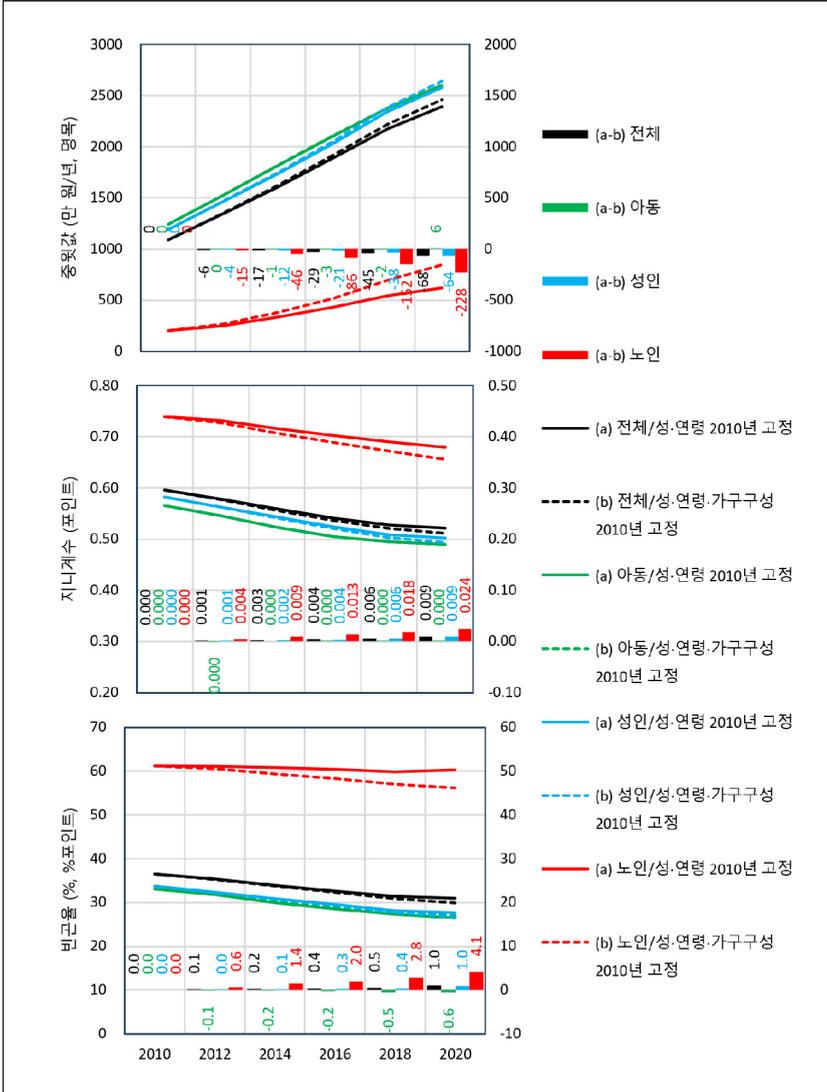
이처럼 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높은 소규모 가구가 시간에 따라 증가하였으므로, 가구원 수 변화가 소득분배를 악화하였을 것으로 예상된다. [그림 4-10]을 살펴보면, 가구 소규모화는 특히 노인의 소득분배를 크게 악화한 것으로 나타났다. 2010~2020년에 가구원 수의 변화에 따라 2020년 노인의 중위값이 228만 원/년 감소하였고, 노인의 지니계수와 빈곤율이 각각 0.024, 4.1%포인트 증가하였다. 또한 가구원 수의 변화에 따라 전체 인구와 성인의 소득분배 역시 일정하게 악화하였다.

[그림 4-9] 가구원 수별 균등화 가구총소득 분포



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 · 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

[그림 4-10] 가구원 수 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다. (a-b)는 우측이다.

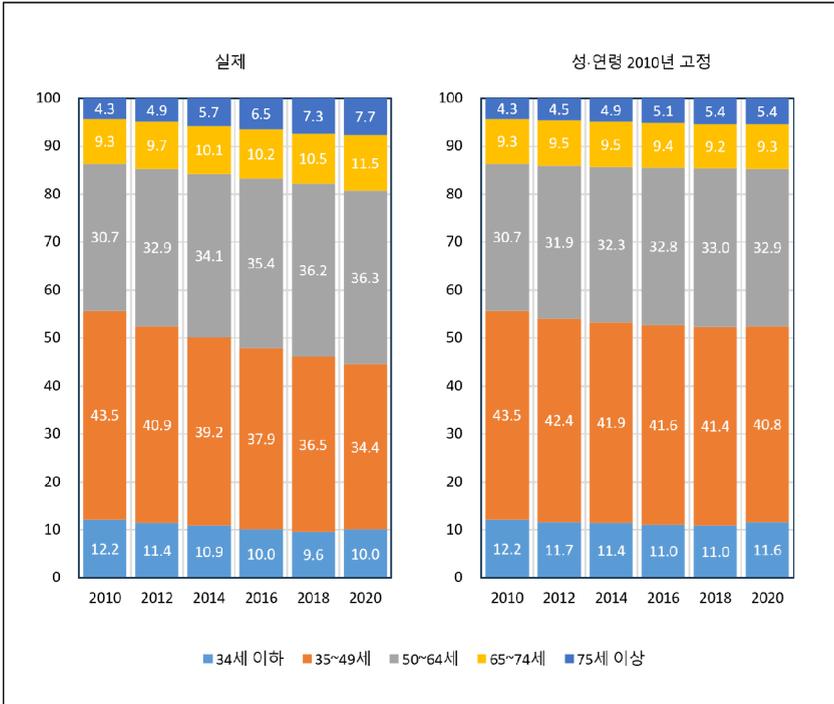
- 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
- 성·연령·가구 구성 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령×가구 구성 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

나. 가구주의 연령 변화와 소득분배 추이

[그림 4-11] 가구주의 연령 분포

(단위: %)

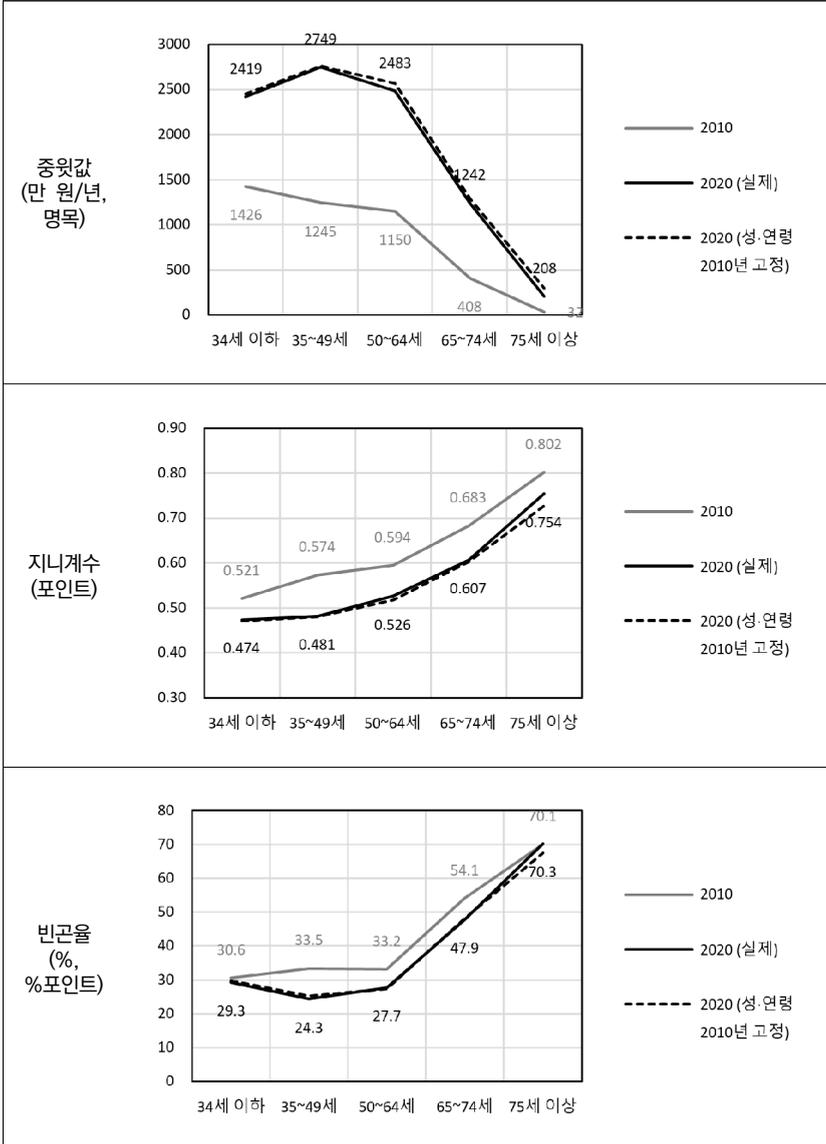


주: 개인 단위 분포이다.

· 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

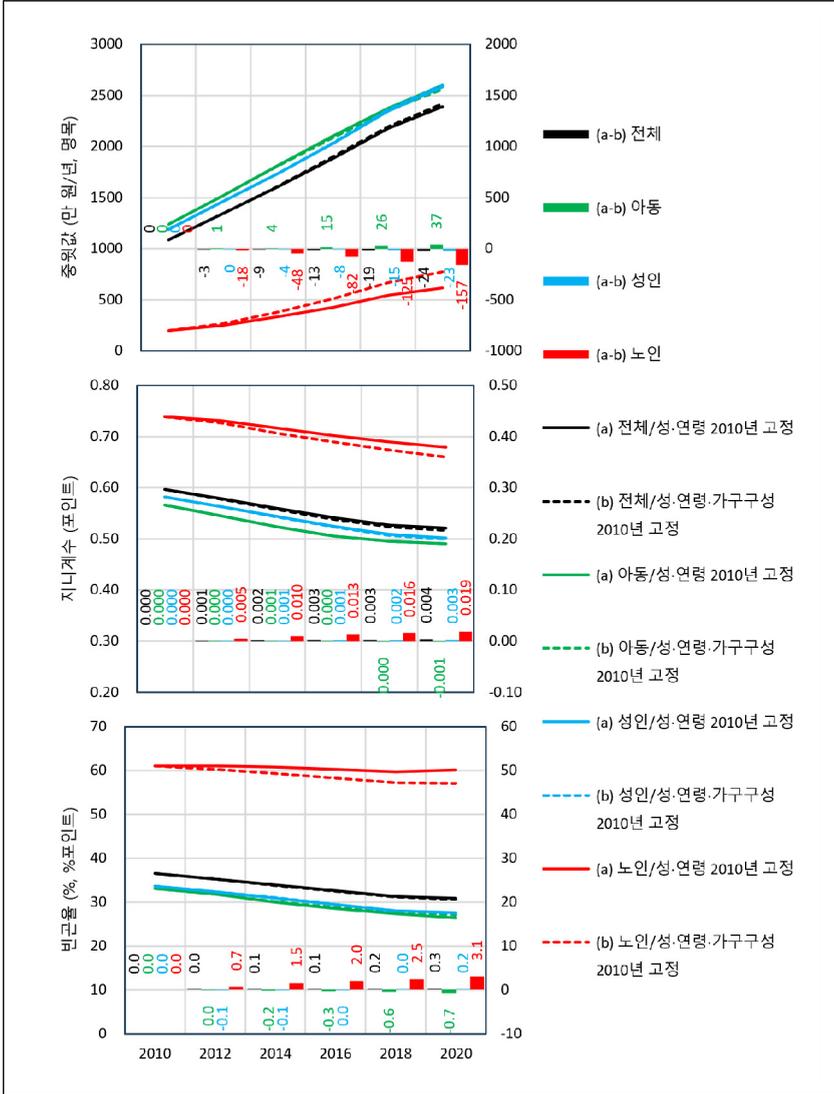
다음으로는 가구주 연령 변화의 영향을 살펴본다. [그림 4-11]을 살펴 보면, 2010~2020년에 35~49세의 장년 가구주 가구에 속한 개인의 비율이 43.5%에서 34.4%로 감소하였고, 50~64세의 중년 가구주 가구에 속한 개인의 비율이 30.7%에서 36.3%로 증가하였으며, 65세 이상 노인 가구주 가구에 속한 개인의 비율이 13.6%에서 19.2%로 증가하였다.

[그림 4-12] 가구주 연령별 균등화 가구총소득 분포



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 · 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 4-13] 가구주의 연령 변화에 따른 균등화 가구총소득 분포 변화



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다. (a-b)는 우측이다.

- 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
- 성·연령·가구 구성 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령×가구 구성 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 고정하여 인구 구조 변화의 영향을 통제하면, 시간의 흐름에 따른 가구주의 연령 분포의 변화폭이 크게 감소하지만, 여전히 75세 이상 가구주 가구와 50~64세 가구주 가구에 속한 개인의 비율이 증가하여 가구주의 고령화가 관찰된다. 즉, 시간이 흐름에 따라 전체 인구에서 중고령자가 차지하는 비율이 증가하는 인구 구조 변화 때문에 중고령자 가구주가 증가하기도 하지만, 노인-자녀 동거 감소 등과 같은 가구 구조 변화 때문에 중고령자 중에서도 가구주가 중고령자인 가구에 속한 개인의 비율이 시간에 따라 증가하는 것이다.

[그림 4-12]에는 가구주 연령별 균등화 가구총소득 분포를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 대체로 가구주 연령이 증가할수록 소득수준이 감소하고 빈곤 및 불평등이 증가하는 패턴이 뚜렷하게 관찰되고, 특히 중년 가구주와 노인 가구주의 소득분배 격차가 상당히 크게 나타났다.

이처럼 중고령 가구주, 특히 노인 가구주의 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높으므로, 시간에 따른 가구주의 고령화가 소득분배를 악화하였을 것으로 예상된다. [그림 4-13]을 살펴보면, 2010~2020년 가구주의 고령화에 따라 2020년 노인의 중위값이 157만 원/년 감소하였고, 노인의 지니계수와 빈곤율이 각각 0.019, 3.1%포인트 증가하였다. 또한 가구주 고령화에 따라 전체 인구와 성인의 소득분배 역시 악화하였지만, 그 영향이 그다지 크지는 않았다.

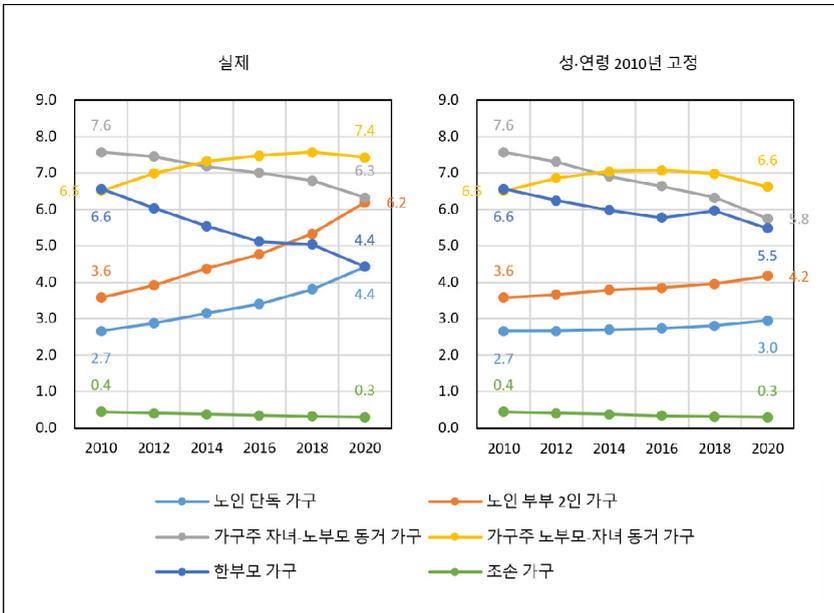
다. 세부 가구 유형 변화와 소득분배 추이

마지막으로, 세부 가구 유형 변화가 소득분배에 미친 영향을 살펴본다. [그림 4-14]에는 2010~2020년 전체 인구에서 6개 가구 유형에 속한 개인이 차지하는 비율을 보고하였다. 우선 노인 단독 가구 비율은 2.7%

에서 4.4%로, 노인 부부 2인 가구 비율은 3.6%에서 6.2%로 증가하여 노인으로 구성된 가구가 증가하는 현상을 보여준다. 또한 가구주 자녀-노부모 동거 가구 비율이 7.6%에서 6.3%로 감소하였고, 가구주 노부모-자녀 동거 가구 비율이 6.5%에서 7.4%로 증가하였다. 이는 가구 내에서 자녀가 노부모를 부양하기보다 노부모가 자녀를 부양하는 경향이 강해지고 있을 가능성을 시사한다. 한부모 가구 비율은 6.6%에서 4.4%로, 조손 가구 비율은 0.4%에서 0.3%로 감소하였다. 인구 구조 변화를 통제하면 시간에 따른 가구 유형 분포의 변화폭이 감소하지만, 대체로 가구 유형 분포 변화의 방향은 유지되는 것으로 나타났다.

[그림 4-14] 가구 유형의 분포

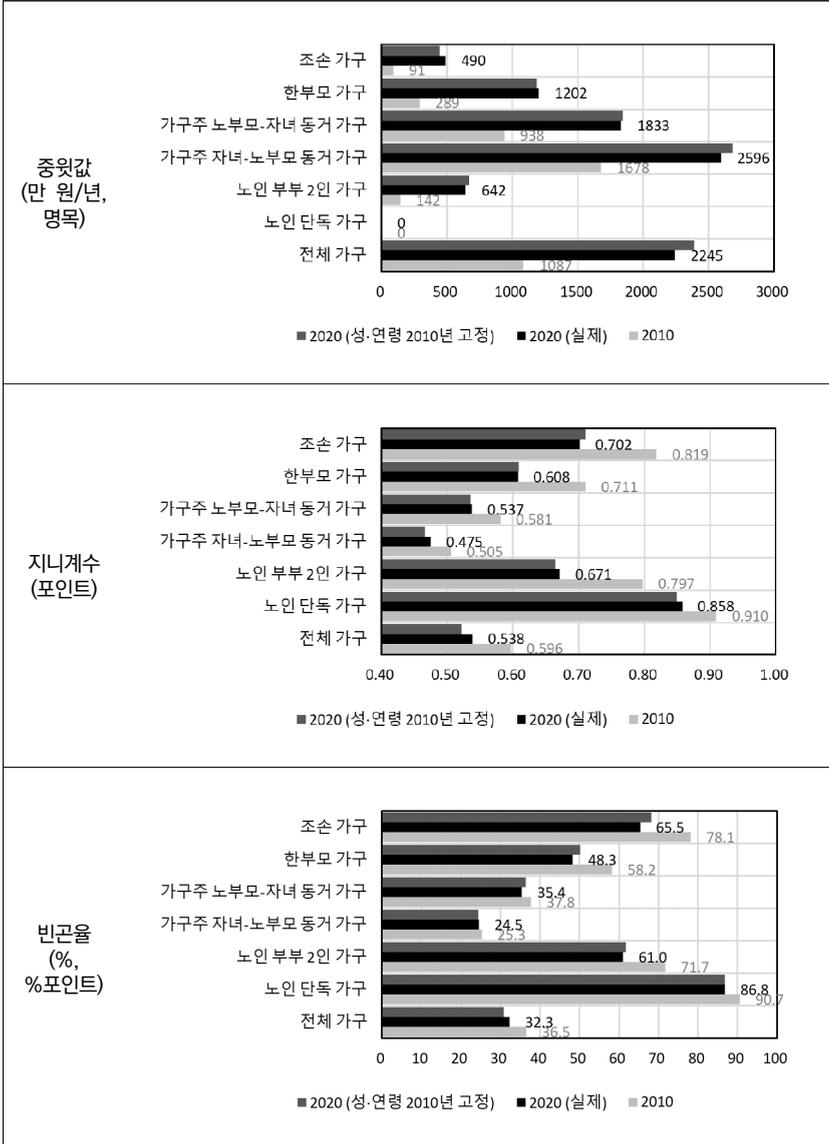
(단위: %)



주: 개인 단위 분포이다.

· 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 4-15] 가구 유형별 균등화 가구총소득 분포



주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 · 성·연령 2010년 고정: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 데이터
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

[그림 4-15]에는 가구 유형별 균등화 가구총소득 분포를 보고하였다. 그림을 살펴보면, 노인 단독 가구의 소득수준이 가장 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 가장 높았으며, 노인 부부 2인 가구 역시 전체 가구보다 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높게 나타났다. 자녀와 노부모가 동거하는 가구의 소득분배는 대체로 양호하였는데, 특히 가구주 자녀-노부모 동거 가구는 전체 가구보다 소득수준이 높고 빈곤 및 불평등 수준이 낮았다. 한부모 가구와 조손가구는 전체 가구보다 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높았다.

〈표 4-3〉 2010~2020년 가구 유형 변화에 따른 2020년 균등화 가구총소득 분포 변화

| 구분 | | 노인 단독 가구 | 노인 부부 2인 가구 | 가구주 자녀- 노부모 동거 가구 | 가구주 노부모- 자녀 동거 가구 | 한부모 가구 | 조손 가구 |
|-----------------------|----|----------------|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------|----------|
| 증위값 (만 원/년, 명목) | 전체 | -4 | -3 | -17 | -11 | 17 | 2 |
| | 아동 | 0 | 0 | -3 | 1 | 29 | 4 |
| | 성인 | 0 | 1 | -3 | -13 | 16 | 1 |
| | 노인 | -48 | -20 | -146 | -26 | -7 | 3 |
| 지니계수 (포인트) | 전체 | 0.001 | 0.000 | 0.003 | 0.001 | -0.001 | 0.000 |
| | 아동 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.000 | -0.003 | 0.000 |
| | 성인 | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | -0.001 | 0.000 |
| | 노인 | 0.007 | 0.003 | 0.018 | 0.003 | 0.001 | 0.000 |
| 빈곤율 (%, %포인트) | 전체 | 0.1 | 0.0 | 0.2 | 0.1 | -0.1 | 0.0 |
| | 아동 | 0.0 | 0.0 | -0.1 | -0.2 | -0.3 | -0.1 |
| | 성인 | 0.0 | 0.0 | -0.1 | 0.1 | -0.1 | 0.0 |
| | 노인 | 1.0 | 0.6 | 2.9 | 0.6 | 0.3 | -0.1 |

주: 전체 인구의 개인 성·연령 분포를 2010년과 동일하게 조정한 2020년 데이터의 분배 지표에서 전체 인구의 개인 성·연령×가구 구성 분포를 2010년과 동일하게 조정한 2020년 데이터의 분배 지표를 차감한 값이다.

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 4-3〉에는 2010~2020년 가구 유형 변화가 2020년 균등화 가구 총소득 분포에 미친 영향을 분석한 결과를 보고하였다. 표를 살펴보면, 6개 가구 유형 중에서 대체로 ‘가구주 자녀-노부모 동거 가구’ 변화의 영향이 가장 크게 나타났다. 2010~2020년 ‘가구주 자녀-노부모 동거 가구’ 변화는 2020년 노인의 증윗값을 146만 원/년 감소시켰고, 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.018, 2.9%포인트 증가시켰다. 이는 가구 내에서 자녀가 노부모를 부양하는 규범이 약해지면서 노인의 소득분배가 악화하고 있다는 사실을 보여준다. 그 밖에 ‘2010~2020년 노인 단독 가구’, ‘노인 부부 2인 가구’, ‘가구주 노부모-자녀 동거 가구’의 변화가 2020년 노인 빈곤율을 각각 1.0%포인트, 0.6%포인트, 0.6%포인트 증가시켰다. ‘한부모 가구’와 ‘조손 가구’의 변화는 소득분배에 그다지 큰 영향을 미치지 못하였다. 단, 2010~2020년 한부모 가구의 감소에 따라 2020년 아동의 증윗값이 29만 원/년 증가하였고, 아동의 지니계수와 빈곤율이 각각 0.003, 0.3%포인트 감소하였다는 결과는 언급해둘 만하다.

제4절 소결

이 장에서는 맞춤형 소득-재산 DB를 활용하여 2010~2020년 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이를 분석하였다. 이 장의 분석 결과에 따르면, 2010~2020년의 개인 성·연령 분포 변화는 2020년 전체 인구의 균등화 가구총소득 증윗값을 148만 원/년 감소시켰고, 전체 인구의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.017, 1.4%포인트 증가시켰다. 또한 개인의 성·연령 분포 변화를 통제할 때 2010~2020년의 가구원 수 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증윗값을 228만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와

빈곤율을 각각 0.024, 4.1%포인트 증가시켰다. 개인의 성·연령 분포 변화를 통제할 때 2010~2020년의 가구주 연령 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증릿값을 157만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.019, 3.1%포인트 증가시켰다. 이러한 분석 결과는 고령화에 따른 인구 구조 변화가 주로 전체 인구의 소득분배를 악화하고, 노인-자녀 동거 감소 등과 같은 가구 구조 변화가 주로 노인의 소득분배를 악화한다는 사실을 보여준다. 세부 가구 유형 변화를 분석한 결과에 따르면, 2010~2020년 가구주 자녀-노부모 동거 가구의 감소가 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증릿값을 146만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.018, 2.9%포인트 증가시켰다.

이 장의 분석 결과는 인구·가구 구조 변화가 소득분배를 악화하는 효과를 완화하기 위한 정책적 대응의 필요성을 시사한다. 중장기적으로 고령화와 가구 소규모화가 지속될 것으로 전망되므로, 이와 같은 인구·가구 구조 변화의 소득분배 악화 효과를 완화하기 위해서는 소득수준이 낮고 빈곤 및 불평등 수준이 높은 집단에 대한 소득보장을 강화해야 한다. 특히 부양 규범 약화에 따라 자녀-노부모 동거가 감소하는 변화가 노인 빈곤율을 증가시키는 요인으로 작용하고 있으므로, 노후소득보장제도의 지속적인 강화가 반드시 필요하다.

이 장의 분석은 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, 주민등록세대를 기준으로 가구를 정의하였기 때문에 주민등록세대를 달리하지만 실질적으로 생계를 같이하는 가족을 가구에 포함하지 못하였다. 예를 들어, 이장에서 살피본 한부모 가구의 일부는 주민등록세대와 주거를 달리하지만 실질적으로 생계를 같이하는 세대주의 배우자가 존재할 가능성이 있다. 마찬가지로, 조손가구의 일부는 주민등록세대와 주거를 달리하지만 실질적으로 생계를 같이하는 세대주의 자녀가 존재할 가능성이 있다. 이를

고려하면, 이 장에서 한부모 가구와 조손 가구의 규모가 다소 과대추정되었을 가능성이 존재한다. 둘째, 맞춤형 소득-재산 DB가 조세행정으로 포착되지 않는 저소득층의 근로소득을 부분적으로 누락하였고, 공적연금을 제외한 저소득층에 대한 다양한 공적 이전소득을 포함하지 않았다는 사실을 고려하면, 이 장에서 인구·가구 구조 변화가 소득분배에 미친 영향을 전반적으로 다소 과대 추정하였을 가능성이 존재한다. 이 장의 분석 결과는 이러한 한계에 유의하여 해석할 필요가 있다.



제5장

지역별 소득 실태 분석

제1절 분석 개요

제2절 지역별 소득 자료의 특성

제3절 광역별 소득수준 및 분배 지표 비교

제4절 시군구 지역의 소득수준과 소득 불평등

제5절 지역 소득과 경제·사회 지표의 상관관계

제6절 지역 빈곤율의 추정

제7절 소결

제 5장 지역별 소득 실태 분석

제1절 분석 개요

1. 지역별 소득 분석의 의의

본 연구에서 사용하는 <맞춤형 소득-재산 DB>에는 개별 소득 정보와 거주지역 정보가 함께 제공되고 있다. 거주지역 정보는 각 개인과 세대가 속하는 읍·면·동에 대한 코드의 형태로 제공되는데, 이를 재분류하면 각 개인이나 세대, 가구가 속하는 광역과 기초자치단체를 식별할 수 있다. 이 장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>에 포함된 지역과 소득 정보를 이용하여 지역별로 소득수준 및 소득분배의 현황을 분석하고자 한다. 이때의 지역은 광역시와 도(자치도) 등 광역자치단체와 시군구 등 기초자치단체를 의미한다.¹⁾

<맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 지역별 소득 실태를 분석하는 것은 다음과 같은 의의를 지닌다. 첫째, 기존의 연구에서 자료의 한계로 인해 분석되지 못했던 지역 간 소득 격차에 대한 정보를 얻을 수 있다는 점이다. 비록 자료의 제약성으로 인해 본 장의 분석에 사용된 소득이 다른 미시 조사자료의 소득과 정확히 일치하지 않는다는 한계가 있지만, 이 점을 고려하더라도 시도 및 시군구 간 소득 격차를 확인하는 것은 의미 있을 것이다.

1) 광역시가 아닌 특별시(창원, 수원, 성남, 용인, 고양시 등)나 시(청주, 천안, 전주, 포함 등)의 구는 분석 단위에서 제외된다.

둘째, 지역별 경제, 사회적 실태에 대한 분석에서 소득과 관련된 또 다른 정보를 확보할 수 있게 되었다는 점이다. 사회정책의 관심 대상이 되는 주요 사회경제적 문제에 대해 지역별 실태를 분석하고 지역 간 격차를 비교하는 것은 중요한 문제이다. 이제까지는 지역별 소득을 나타내는 변수로 주로 지역총생산(GRDP)이라는 거시 지표를 이용하였다. 그러나 미시자료를 통해 계산된 지역별 가구(개인)소득을 추가로 이용할 경우 지역의 실태에 대한 더욱 풍부한 해석이 가능해질 것이다.

지역별로 사회·경제지표와 소득의 상관관계 분석에서 더 나아가 중요한 사회적 지표를 결정하는 데 소득이 어떤 영향을 미치는지 추가적인 분석이 가능한데, 이것이 지역 소득 실태를 분석하는 세 번째 의의라고 할 수 있다. 비교적 긴 시계열에 걸쳐 많은 수의 지자체의 소득 정보를 얻게 된다면, 이를 이용하여 사회정책과 관련된 집계 변수와 소득 사이의 관계를 분석할 수 있다. 빈곤과 소득의 관계를 예로 들어보자. 대부분의 선행 연구에서 빈곤의 결정과 관련된 연구는 한 개인이나 가구가 빈곤한 상태에 놓이는데 어떤 변수가 어떤 영향을 미치는지에 대한 미시적 분석이 다수였다. 이와 달리 집계 변수로서의 빈곤율과 소득 사이의 관계에 대한 연구는 제한적이었는데, 그 이유는 한 국가의 빈곤율과 소득에 대한 관측치 수가 많지 않았기 때문이다. 달리 말해 국가 차원의 빈곤율 분석에 필요한 자료의 시계열이 충분히 길지 않았다. 그런데 200개가 넘는 기초자치체의 지역별 소득과 빈곤율에 대한 다년간 정보를 이용할 경우 두 통계량의 관측치가 충분히 많아져 변수 간 관계에 대한 분석이 가능하게 된다.

이 장은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제2절에서는 이 장에서 사용되는 자료의 소득 관련 변수와 지역 구분 관련 변수의 특징에 대해 설명한다. 특히 소득 관련 정보의 수집과 관련하여 <맞춤형 소득-재산 DB> 자료가 어떤 한계와 특수성을 갖는지를 이해하는 것은 이 장의 전반적인 분석

결과를 해석하는 데 매우 중요하다.

다음 제3절에서는 광역별로 소득수준과 소득 분포 실태를 비교한다. 주로 소득의 평균값과 빈곤율, 분위수 배율, 지니계수 등 분배 관련 지표가 어떻게 나타나는지를 비교하여 살펴볼 것이다.

제4절은 기초지자체의 소득 정보를 이용하여 소득 및 분배 지표가 다른 경제사회적 지표들과 어떤 상관관계를 보이는지 분석할 것이다. 제3절과 달리 제4절에서 기초지자체별 소득수준을 비교하는 데 초점을 두지 않은 이유는 자료가 갖는 여러 가지 한계와 지자체별 비교가 갖는 정책적 함의의 제한성을 고려해서이다. 대신 제5절이나 제6절에서와 같이 지역별 소득 지표를 다른 지표와 연계해서 분석하는 데 초점을 맞추고자 한다. 제5절에서는 지역의 또 다른 소득 지표로 사용된 (일인당)지역총생산과 본 연구에서 사용하는 개인 평균소득이 다른 경제·사회 지표와의 상관관계에서 어떤 차이를 보이는지를 비교하는 데 초점을 맞추고자 한다. 제6절에서는 기초지자체 단위로 추정된 빈곤율과 평균소득 자료, 그리고 지역별 경제사회 지표를 이용하여 지역별 빈곤율의 결정 요인에 대한 분석을 시도할 것이다.

2. 자료 처리 방법과 지역 구분

이 장에서는 제2장의 논의에 근거하여 개인의 소득은 세대가 아닌 가구 단위로 합산한 소득을 이용할 것이다. 가구 소득을 비교할 때에는 가구원 수의 차이가 갖는 효과를 반영하기 위하여 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누는 방식으로 균등화지수를 적용하였다. 균등화지수를 적용한 소득은 개인 단위로 배분하여(이하에서는 이를 개인소득이라고 지칭할 것이다) 소득의 평균값, 중값이나 각종 분배 지표를 산출하는 데 사용

하였다. 이는 다른 미시 조사에서 가구 단위로 계측된 소득 정보를 이용하여 소득분배 지표를 산출할 때 개인 가중치를 적용하는 방식과 마찬가지로이다.

〈맞춤형 소득-재산 DB〉에는 가구와 개인에 대해 근로소득, 사업소득, 이자·배당소득, 기타소득, 연금소득(국민연금+특수지역연금) 소득 등이 제공된다. 이들 소득을 합산하여 지칭할 때 다른 소득 자료 분석에서 사용되는 명칭과 같도록 다음과 같은 정의를 따르고자 한다.

노동소득 = 근로소득 + 사업소득 + 기타소득

일차소득 = 노동소득 + 이자·배당소득

총소득²⁾ = 일차소득 + 연금소득(=국민연금 + 특수지역연금)

그런데 엄밀히 말하자면 이러한 명칭이 다른 소득조사자료상의 구분 및 명칭과 정확히 일치하지는 않는다. 예컨대 대부분의 조사자료에서 총소득은 가구의 모든 소득을 합산한 값으로써 모든 공적 이전소득 및 사적 이전소득, 그리고 기타 비경상소득까지를 포함하는 개념이다. 그러나 〈맞춤형 소득-재산 DB〉의 자료에는 국민연금과 특수지역연금을 제외한 다른 사적 연금소득, 그리고 다른 모든 공적 이전소득이 포함되지 않고 있다. 따라서 이하에서는 주로 노동소득과 일차소득을 이용하여 다른 소득 자료와 비교할 것이며, 특별한 사정이 아니면 좀 더 포괄범위가 넓은 일차소득을 위주로 지역 간 소득을 비교할 것이다.

〈맞춤형 소득-재산 DB〉는 2011~2021년 자료를 제공하는데, 이는 소득 발생 시점을 기준으로 보면 2010~2020년에 해당한다. 따라서 소득 실태에 대한 분석은 물론 다른 경제사회 지표와 지역별 소득을 함께 분석

2) 총소득이란 명칭은 〈맞춤형 소득-재산 DB〉상의 변수명이기도 하다.

하는 경우에도 분석 대상 시기는 2010~2020년으로 한정하였다.

이 기간에 지역, 특히 기초지자체 구분에는 행정구역 조정에 따라 몇 가지 변화가 있었다. 광역자치단체에서는 세종특별자치시가 생김에 따라 2012년부터 세종시 자료가 추가되었다. 기초자치단체의 변화를 보면 일부 군이 시로 승격되었고, 일부 시는 통합되었다.³⁾ 세종시에 흡수되어 없어진 기초지자체도 있다.⁴⁾ 이런 변화에 따라 자료의 관측 단위도 조정되었는데, 이 장에서는 시점별로 변화된 행정구역에 따라 지역을 구분하였다. 명칭이 변경되거나⁵⁾ 군에서 시로 승격한 지자체의 경우 자치단체명 변화와 무관하게 각 지역 정보를 그대로 이용하였다. 연기군과 청원시처럼 지자체 통합에 따라 타지역으로 통합된 경우 통합 이전까지의 자료만 해당 지역의 통계치로 활용하였다. 통합에 따라 지역적 경계가 변한 청주시와 세종시의 경우 변경 전후의 포괄 지역 범위에 차이가 있을 수 있지만, 각 자료의 조정 없이 시점별 원자료 그대로 사용하였다. 세종시는 광역으로서뿐만 아니라 기초지자체로서도 분석 대상에 포함하였다.

제2절 지역 소득 자료의 특성

1. <맞춤형 소득-재산 DB>에서 소득 정보가 갖는 한계

기존의 연구에서 가구나 개인소득을 이용한 광역자치단체 간 또는 기초자치단체 간 비교는 쉽게 이루어지지 못했다. 그 이유는 가구소득이나

3) 2010년 창원, 마산, 진해시가 통합 창원시로 합쳐졌었고, 2014년에는 청주시와 청원군이 청주시로 통합되었다.

4) 연기군과 공주시의 일부가 세종시로 통합되었다.

5) 2018년에는 인천의 남구가 미추홀구로 변경되었다.

개인소득과 관련된 정보가 주로 가구나 개인 단위의 표본조사를 통해 주어졌고, 이때 표본 수의 제약 때문에 광역 또는 그 이하의 지역 단위로 집계가 이루어지지 않았기 때문이다.

반면 본 연구에서 사용하는 <맞춤형 소득-재산 DB>의 소득 정보는 전체 인구를 포괄하다 보니 광역은 물론 기초지자체별로 평균소득을 계산할 수 있다. 그런데 행정자료가 갖는 자료 수집상의 특징으로 인해 조사자료와 직접 비교하기 어려운 측면이 있다. 강신욱 외(2022)에서도 언급하였듯이, 이 자료에 포함된 소득은 가구 소득의 모든 원천을 포괄하지 못한다. 2020년 소득을 기준으로 한 자료의 경우 근로소득, 사업소득, 재산소득, 그리고 연금소득만을 포괄한다. 공적 이전소득 가운데 국민연금과 특수지역연금을 제외한 다른 항목들을 포함하지 못하고 있으며, 행정자료의 특성상 사적 이전소득이 당연히 제외되어 있다.

2020년 가계금융복지조사를 기준으로 보면, 가구 총(경상)소득 가운데 사적 이전소득이 차지하는 비중은 약 2.3%이고, 공적연금을 제외한 공적 이전소득이 차지하는 비중은 약 3.0%이다(통계청, 2021). 이를 근거로 추정하면 <맞춤형 소득-재산 DB>의 가구소득은 실제 가구소득의 최소한 5.3%를 포착하지 못하고 있다. 그런데 이 비중은 소득계층에 따라 다르게 나타날 수 있고, 특히 저소득계층에서 공·사적 이전소득의 비중은 훨씬 더 크다. 이 점을 고려한다면 <맞춤형 소득-재산 DB>의 소득수준은 실제 소득에 비해 과소 포착될 수 있다는 점을 염두에 두어야 할 것이다.

또 하나의 중요한 한계는 소득 파악의 측면에서 저소득층의 소득이 과소 포착되었을 가능성이 높다는 점이다. 이 역시 강신욱 외(2022)에서 언급된 바 있다. 가계금융복지조사의 결과와 비교할 때, 소득이 0인 개인의 비중이 높고 특히 사업소득이 낮은 개인의 비중이 높다. 이런 이유로 이후에서 보듯이 빈곤과 불평등 관련 지표의 값이 높게 나타난다.

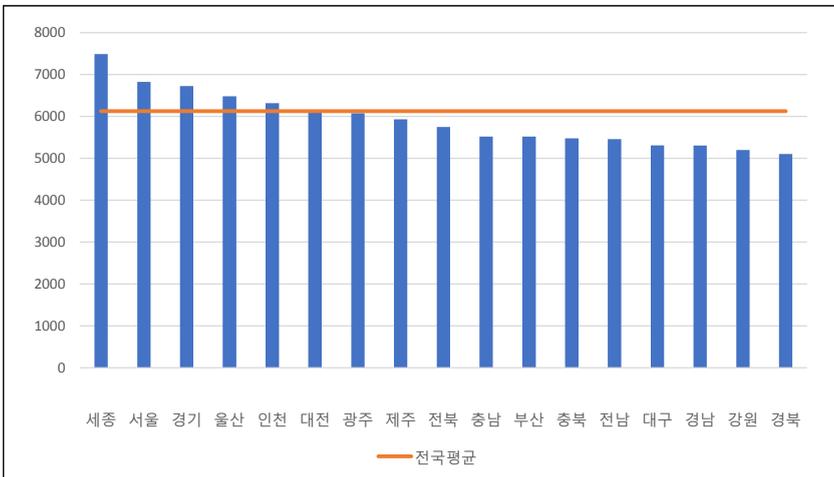
물론 이러한 자료의 한계는 특정 지역에만 국한된 것은 아니다. 그러나 지역별로 특정 소득원에 의존하는 인구의 비중이 크거나 소득 파악이 어려운 집단의 비중이 클 경우 지역 간 소득을 비교하는 데 주의가 필요하다.

2. 타 자료의 지역별 소득과 비교

지역별 소득을 비교하는 데 있어 <맞춤형 소득-재산 DB>의 자료와 다른 조사자료를 비교해 보면, 이 장에서 사용하는 지역별 소득 통계의 특징과 한계를 이해하는 데 도움이 된다. 통계청은 국가통계포털을 통해 <가계금융복지조사>에서 조사된 가구의 경상소득에 대해 광역별 평균값을 제공하고 있다([그림 5-1] 참조).

[그림 5-1] <가계금융복지조사>를 이용한 광역자치단체별 가구 경상소득 수준 비교

(단위: 만 원/년)



자료: 통계청. (2021). 가계금융복지조사(2020년 소득 기준). https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=INH_1HDAA01_01&conn_path=I3. 2023. 8. 17. 반출.

이를 통해 보면 2020년 소득을 기준으로 보았을 때 세종시의 평균 소득이 가장 높고 경북의 소득이 가장 낮다. 세종, 서울, 경기, 울산, 인천 등 지역의 소득이 전국 평균을 웃도는 것으로 나타난다.

같은 자료의 인가용(RAS) 마이크로데이터에서는 광역 단위의 지역 구분은 제공되지 않지만 <표 5-1>과 같은 6개 권역 구분이 제공되고 있다. 이를 이용하면 본 연구에서 사용하는 국민건강보험공단의 <맞춤형 소득-재산 DB>가 어떤 특징을 갖는지, 그리고 이 자료를 이용하여 지역별 소득 실태를 비교할 때 어떤 점을 유의해서 해석해야 할지 알 수 있다.

<표 5-1>은 두 자료상의 평균소득을 비교하고 있다. 비교를 위해 소득 범주를 <맞춤형 소득-재산 DB>의 소득 범주와 일치시켰다. 즉 근로+사업소득, 일차소득(=근로+사업+재산소득), 그리고 일차소득에 공적연금 소득까지 합한 값이다. 소득 범주를 일치시키더라도 <맞춤형 소득-재산 DB>의 평균소득이 <가계금융복지조사>의 평균소득보다 낮다. 전국 평균 값을 기준으로 할 경우 근로+사업소득은 <가계금융복지조사> 자료를 이용한 값의 84.6%에 해당한다. 일차소득은 80.2% 수준이다. 저소득층의 소득이 행정자료에는 충분히 포착되지 못한 효과라고 볼 수 있다. 그런데 두 자료의 차이는 권역별로 다른 모습을 보인다. 두 자료의 평균값 비율이 서울은 90%가 넘는다. 그런데 광주·전남북·제주 권역은 이 비율이 70%대이다. 대구·경남북·강원 권역과 대전·세종·충남북 권역을 보면 근로+사업소득에서는 80%가 넘는 비율을 보이지만 공적연금소득까지 합한 소득 범주에서는 70%대로 떨어진다. 농업인구 비율이 높은 지역에서 두 자료의 차이가 더 두드러지는 모습이다.

<표 5-2>는 각 권역별로 소득값이 0인 인구의 비율과 빈곤율의 자료 간 차이를 보여준다. 일차소득을 기준으로 소득이 0인 인구의 비율을⁶⁾ 비교

6) 균등화된 가구소득이 0인 개인들의 비율을 의미한다.

하였을 때, 전국적으로는 두 자료 사이에 13.5%포인트의 차이가 있다. 그런데 이 차이 역시 지역별로 다르게 나타난다. 인천·경기 권역에서는 두 자료의 차이가 10.1%포인트이지만 광주·전남북·제주에서는 19.4%포인트이다.

이러한 차이는 빈곤율의 차이로 연결된다. 전국 단위 일차소득 빈곤율의 두 자료 간 차이는 10.7%포인트이다. 서울이 가장 작은 8.7%포인트의 차이를 보이고, 광주·전남북·제주는 가장 큰 14.4%포인트의 차이를 보인다.

〈표 5-1〉 맞춤형 소득-재산 DB와 〈가계금융복지조사〉의 6개 권역별 비교: 평균소득(2020년 기준)

(단위: 만 원/년, %)

| 권역 | 맞춤형 소득-재산 DB(A) | | | 가계금융복지조사(B) | | | 비율(C=100×A/B) | | |
|----------------|-----------------|------------|------------------|-------------|------------|------------------|---------------|------------|------------------|
| | 근로+사업소득 | 근로+사업+재산소득 | 근로+사업+재산+공적연금 소득 | 근로+사업소득 | 근로+사업+재산소득 | 근로+사업+재산+공적연금 소득 | 근로+사업소득 | 근로+사업+재산소득 | 근로+사업+재산+공적연금 소득 |
| 서울 | 3,610 | 3,797 | 3,926 | 3,751 | 4,191 | 4,352 | 96.2 | 90.6 | 90.2 |
| 인천, 경기 | 3,010 | 3,072 | 3,170 | 3,682 | 3,944 | 4,052 | 81.8 | 77.9 | 78.2 |
| 대구, 경북, 강원 | 2,339 | 2,378 | 2,518 | 2,845 | 3,084 | 3,260 | 82.2 | 77.1 | 77.2 |
| 광주, 전북, 전남, 제주 | 2,331 | 2,364 | 2,494 | 3,125 | 3,353 | 3,523 | 74.6 | 70.5 | 70.8 |
| 부산, 울산, 경남 | 2,624 | 2,672 | 2,797 | 3,080 | 3,301 | 3,444 | 85.2 | 80.9 | 81.2 |
| 대전, 세종, 충북, 충남 | 2,677 | 2,711 | 2,833 | 3,263 | 3,469 | 3,607 | 82.0 | 78.1 | 78.5 |
| 전국 | 2,866 | 2,939 | 3,059 | 3,388 | 3,664 | 3,806 | 84.6 | 80.2 | 80.4 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB: 통계청. (2021). 2021년 가계금융복지조사 원자료(인가용).

〈표 5-2〉 맞춤형 소득-재산 DB와 <가계금융복지조사>의 6개 권역별 비교: 소득이 0인 인구와 빈곤율(2020년 기준)

(단위: %, %포인트)

| 지표 | 권역 | 맞춤형 소득-재산 DB(A) | | | 가계금융복지조사(B) | | | 차이(C=A-B) | | |
|-----------------------|----------------|-----------------|----------------|--------------------------|-------------|----------------|--------------------------|---------------|----------------|--------------------------|
| | | 근로+사업 사업소득 | 근로+사업 +재산소득 | 근로+사업+ 재산+공적 연금 소득 | 근로+ 사업소득 | 근로+사업 +재산소득 | 근로+사업+ 재산+공적 연금 소득 | 근로+사업 사업소득 | 근로+사업 +재산소득 | 근로+사업+ 재산+공적 연금 소득 |
| 소득이 없는 인구 비율 | 서울 | 12.7 | 12.3 | 9.0 | 7.4 | 1.9 | 1.6 | 5.3 | 10.3 | 7.4 |
| | 인천, 경기 | 11.5 | 11.3 | 8.4 | 5.0 | 1.2 | 0.9 | 6.5 | 10.1 | 7.4 |
| | 대구, 경북, 강원 | 20.7 | 20.4 | 13.4 | 7.4 | 1.8 | 1.4 | 13.3 | 18.6 | 12.0 |
| | 광주, 전북, 전남, 제주 | 21.1 | 20.9 | 13.8 | 6.4 | 1.4 | 1.1 | 14.7 | 19.4 | 12.8 |
| | 부산, 울산, 경남 | 16.7 | 16.5 | 11.2 | 7.0 | 1.9 | 1.3 | 9.7 | 14.6 | 9.9 |
| | 대전, 세종, 충북, 충남 | 16.8 | 16.6 | 11.3 | 5.9 | 1.1 | 0.9 | 10.9 | 15.4 | 10.4 |
| | 전국 | 15.3 | 15.0 | 10.5 | 6.3 | 1.6 | 1.2 | 9.0 | 13.5 | 9.3 |
| | 서울 | 29.8 | 29.5 | 28.3 | 23.2 | 20.8 | 19.5 | 6.6 | 8.7 | 8.8 |
| | 인천, 경기 | 28.5 | 28.4 | 27.6 | 18.7 | 18.2 | 17.1 | 9.8 | 10.2 | 10.5 |
| | 대구, 경북, 강원 | 40.1 | 40.0 | 38.1 | 29.2 | 28.2 | 25.2 | 10.9 | 11.8 | 12.9 |
| 빈곤율 | 광주, 전북, 전남, 제주 | 40.1 | 40.1 | 38.6 | 26.4 | 25.7 | 23.4 | 13.7 | 14.4 | 15.2 |
| | 부산, 울산, 경남 | 35.3 | 35.2 | 33.7 | 25.1 | 24.1 | 22.3 | 10.2 | 11.1 | 11.4 |
| | 대전, 세종, 충북, 충남 | 33.9 | 33.9 | 32.4 | 24.3 | 23.3 | 21.1 | 9.6 | 10.6 | 11.3 |
| | 전국 | 33.1 | 33.0 | 31.7 | 23.3 | 22.3 | 20.5 | 9.8 | 10.7 | 11.2 |

자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB; 통계청. (2021). 2021년 가계금융복지조사 원자료(인가용).

더 세분화된 지역 단위로 두 자료의 차이에 관한 정보를 더 긴 시계열에 걸쳐 얻을 수 있다면 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용한 분석 결과를 보정하는 방법에 대해 다양한 분석이 가능할 것이다. 하지만 현재와 같은 자료상의 제약으로는 이러한 분석을 기대하기 어렵다. 따라서 이하의 분석에서는 세분화된 지역, 특히 기초지자체 단위로 소득 지표를 직접 비교하는 것은 지양하고자 한다. 대신에 기초지자체의 경우에는 각 지역을 묶어 집단별로 비교하거나 소득 지표와 다른 지표 사이의 관계를 분석하는 데 집중할 것이다.

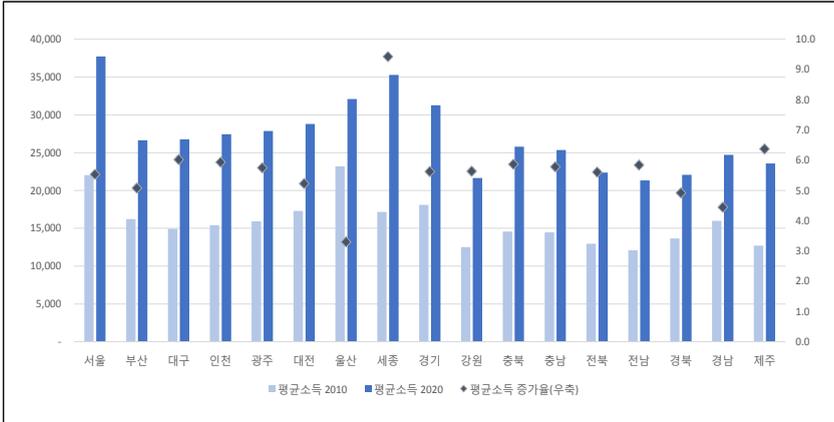
제3절 광역별 소득수준 및 분배 지표 비교

1. 소득수준 및 증가율

아래의 [그림 5-2]는 <맞춤형 소득-재산 DB> 2011년과 2021년 자료를 이용하여 광역별로 가구소득을 비교한 것이다. 각 연도 자료의 소득 기준 시점은 직전 연도이므로 이 그림은 2010년과 2020년의 소득을 비교한 것이다. 소득은 일차소득(=근로소득+사업소득+재산소득)이다. 개인의 소득은 가구 단위로 합산된 소득을 가구원 수의 제공근으로 나누는 방식으로 균등화하였다. 이렇게 계산한 소득의 관측 단위는 개인이다. 소득 증가율은 2010~2020년간의 소득증가율을 기하평균한 값이다. 세종시는 2012년부터 자료가 제공되므로 2012~2020년간 평균 증가율을 사용하였다.

[그림 5-2] 광역별 평균소득(2010년, 2020년) 및 평균 소득증가율

(단위: 만 원/년, %)



주: 일차소득 기준임. 세종시의 2010년 소득은 2012년 값을 이용함. 소득증가율 역시 2012~2020년의 8년간 평균 증가율임.

자료: 국민건강보험공단. (2011, 2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

2020년의 평균소득이 가장 높은 지역은 서울이고, 다음으로 세종, 울산, 경기의 순으로 나타났다. [그림 5-2]의 내용이 <표 5-3>에는 좀 더 자세히 소개되어 있다. 서울은 2010년에는 울산에 이어 두 번째로 평균소득이 높았으나 2020년에는 가장 높은 소득수준을 보였다

2010~2020년간 소득증가율이 가장 높은 곳은 세종시(9.4%)이다. 세종시는 2012년에 새로운 행정구역으로 출범했으므로 소득증가율은 2012~2020년 사이의 증가율인데, 다른 지역의 소득증가율에 비해 매우 빠른 증가율을 기록했다. 다음으로 소득증가율이 높은 지역은 제주, 대구의 순이다. 서울의 소득증가율은 5.5%로, 이는 전체 광역자치단체 가운데 12번째 순위이다.

〈표 5-3〉 광역별 평균소득 및 소득증가율

(단위: 천 원/년, %)

| 지역 | 평균소득 ¹⁾ | | | 중위소득 | | |
|------------------|--------------------|--------|-----|--------|--------|-----|
| | 2010년 | 2020년 | 증가율 | 2010년 | 2020년 | 증가율 |
| 서울 | 22,021 | 37,730 | 5.5 | 12,235 | 24,419 | 7.2 |
| 부산 | 16,225 | 26,630 | 5.1 | 10,133 | 18,783 | 6.4 |
| 대구 | 14,920 | 26,778 | 6.0 | 8,787 | 18,856 | 7.9 |
| 인천 | 15,420 | 27,444 | 5.9 | 10,915 | 22,061 | 7.3 |
| 광주 | 15,941 | 27,876 | 5.7 | 9,966 | 20,800 | 7.6 |
| 대전 | 17,300 | 28,807 | 5.2 | 11,255 | 21,824 | 6.8 |
| 울산 | 23,193 | 32,091 | 3.3 | 18,894 | 26,778 | 3.5 |
| 세종 ²⁾ | 17,167 | 35,283 | 9.4 | 12,917 | 32,117 | 9.5 |
| 경기 | 18,091 | 31,277 | 5.6 | 12,123 | 24,418 | 7.3 |
| 강원 | 12,514 | 21,647 | 5.6 | 6,670 | 15,234 | 8.6 |
| 충북 | 14,577 | 25,785 | 5.9 | 9,648 | 20,799 | 8.0 |
| 충남 | 14,462 | 25,366 | 5.8 | 8,547 | 19,721 | 8.7 |
| 전북 | 12,973 | 22,379 | 5.6 | 7,146 | 15,796 | 8.3 |
| 전남 | 12,107 | 21,354 | 5.8 | 5,756 | 13,955 | 9.3 |
| 경북 | 13,657 | 22,079 | 4.9 | 7,925 | 15,594 | 7.0 |
| 경남 | 15,996 | 24,720 | 4.4 | 10,755 | 19,186 | 6.0 |
| 제주 | 12,710 | 23,570 | 6.4 | 7,257 | 16,996 | 8.9 |

주: 1) 소득은 일차소득 기준임. 2) 소득증가율은 2010~2020년간 평균 증가율임. 단, 세종시의 2010년 소득은 2012년 기준 값을 이용하였으며 소득증가율은 2012~2020년의 8년간 평균 증가율임.

자료: 국민건강보험공단. (2011, 2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

지역 간 소득 평균값의 순위는 중값의 순위와 비슷하다. 2020년에 국한하여 보면, 중위소득 수준이 가장 높은 지역은 세종이고, 다음이 울산, 서울의 순이다. 중위소득의 증가율이 가장 높은 지역은 세종이었고, 다음으로 전남, 제주의 순인 것으로 나타났다. 서울의 경우 2020년의 평균 소득은 가장 높았으나 중위소득은 세 번째로 높았는데, 이는 서울 지역의 소득 분포가 하위 소득으로 편포되어 있음을 시사하는 것이다. 좀 더 자세한 내용은 지역별 분배 지표를 비교함으로써 확인할 수 있다.

2. 소득분배 지표

다음으로 광역별로 소득분배 실태를 비교해 보자. 지역 간 비교에 사용할 소득분배 관련 지표는 빈곤율과 분위수 배율(P90/P50), 그리고 지니계수이다. 비교의 기준이 된 소득 범주는 일차소득이다. 빈곤율을 추정할 때에는 균등화된 중위소득의 50%선을 빈곤선으로 이용하였고, 전국 단위 분석에서 도출한 빈곤선을 모든 지역에 걸쳐 동일하게 적용하였다. 그 결과 <맞춤형 소득-재산 DB>에서 2020년 소득의 경우 전체 인구의 중위소득은 연간 21,503,117원이었고, 따라서 빈곤선은 10,751,559원이었다.

<표 5-4>는 2010년과 2020년의 빈곤율과 10년 사이의 빈곤율 감소폭을 광역별로 보여준다. 2020년 시점에서 빈곤율이 가장 낮은 지역은 세종시이고, 다음으로 울산, 경기, 서울의 순으로 나타났다. 2010년에는 이 순서가 울산, 경기, 서울, 대전의 순이었다.

울산을 제외한 대부분의 지역에서는 10년 사이에 빈곤율이 감소하였다. 감소폭이 가장 큰 지역은 15.1%포인트의 감소폭을 보인 세종시였다. 다음으로 제주 5.4%포인트, 충남 5.0%포인트, 경기 4.9%포인트의 순으로 나타났다. 세종의 경우 소득이 가장 높고 소득증가율도 가장 높았으며, 빈곤율은 가장 낮고 빈곤율의 감소폭 또한 가장 크게 나타나 소득수준 증가에 따른 빈곤 감소의 가장 대표적인 사례라고 볼 수 있다.

〈표 5-4〉 광역별 빈곤율

(단위: %, %포인트)

| 지역 | 2010년 | 2020년 | 빈곤율 감소폭 (=2010년-2020년) |
|----|-------|-------|---------------------------|
| 서울 | 33.6 | 29.7 | 4.0 |
| 부산 | 37.1 | 36.7 | 0.4 |
| 대구 | 39.2 | 36.0 | 3.3 |
| 인천 | 34.8 | 30.7 | 4.1 |
| 광주 | 36.8 | 33.0 | 3.7 |
| 대전 | 34.7 | 32.1 | 2.6 |
| 울산 | 25.5 | 27.6 | -2.1 |
| 세종 | 36.6 | 21.6 | 15.1 |
| 경기 | 32.8 | 28.0 | 4.9 |
| 강원 | 45.8 | 42.4 | 3.4 |
| 충북 | 38.6 | 34.6 | 3.9 |
| 충남 | 41.7 | 36.7 | 5.0 |
| 전북 | 44.5 | 41.4 | 3.1 |
| 전남 | 48.6 | 44.9 | 3.7 |
| 경북 | 43.0 | 42.4 | 0.6 |
| 경남 | 37.0 | 36.5 | 0.5 |
| 제주 | 43.7 | 38.3 | 5.4 |
| 전국 | 36.7 | 33.1 | 5.6 |

주: 빈곤율은 일차소득 기준임. 감소폭은 2010년 대비 2020년 빈곤율의 격차임. 세종시는 2010년 대신 2012년 값을 이용함.
 자료: 국민건강보험공단. (2011, 2013, 2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

빈곤율이 전체 소득 분포상에서 빈곤선 이하에 위치하는 저소득층의 규모를 보여주는 지표라면 분위수 배율은 소득 분포의 각 위치에 놓인 계층들 사이의 소득 격차를 보여주는 지표이다. 전체 인구를 소득순에 따라 10개 집단(분위)으로 나누었을 때, 분위수는 각 분위를 구분하는 경계값들 사이의 비율이다. 예를 들어, P90/P10은 최상위 소득층인 10분위와 그 아래의 소득계층인 9분위를 구분하는 소득 경계값(P90)이 최하위 1분위와 2분위를 구분하는 경계값(P10)에 비해 몇 배인지를 의미하는데, 상위 소득층과 하위 소득층의 격차를 보여줄 때 사용하는 지표이다. 마찬가지로

분위수 배율 P80/P20도 상하위 소득층의 격차를 보여주는 지표로 활용된다.

그런데 <맞춤형 소득-재산 DB>에서는 소득이 0인 계층이 지역별로 전체의 10%가 넘는 것은 물론 20%가 넘는 경우도 있다. 이로 인해 P10은 물론 P20도 0원인 경우가 있고, 이때 P90/P10은 물론 P80/P20이 계산되지 못하게 된다. 이런 점을 고려하여 이 장에서는 P90/P50을 분위수 배율로 활용하였다. 이 지표는 고소득층과 중간소득층의 소득 격차를 보여준다.

〈표 5-5〉 광역별 분위수 배율(P90/P50) 및 지니계수

(단위: 배, 배p)

| 지역 | 분위수 배율(P90/P50) | | | 지니계수 | | |
|----|-----------------|-------|------|-------|-------|------|
| | 2010년 | 2020년 | 감소폭 | 2010년 | 2020년 | 감소폭 |
| 서울 | 4.04 | 3.18 | 0.86 | 0.628 | 0.583 | 0.05 |
| 부산 | 3.67 | 3.04 | 0.63 | 0.602 | 0.573 | 0.03 |
| 대구 | 4.00 | 3.01 | 0.98 | 0.612 | 0.572 | 0.04 |
| 인천 | 3.25 | 2.57 | 0.69 | 0.561 | 0.509 | 0.05 |
| 광주 | 3.84 | 2.84 | 1.00 | 0.590 | 0.545 | 0.04 |
| 대전 | 3.67 | 2.85 | 0.82 | 0.574 | 0.533 | 0.04 |
| 울산 | 2.62 | 2.53 | 0.10 | 0.498 | 0.488 | 0.01 |
| 세종 | 3.09 | 2.13 | 0.95 | 0.548 | 0.435 | 0.11 |
| 경기 | 3.44 | 2.65 | 0.79 | 0.573 | 0.511 | 0.06 |
| 강원 | 4.89 | 3.37 | 1.52 | 0.632 | 0.578 | 0.05 |
| 충북 | 3.61 | 2.69 | 0.92 | 0.585 | 0.530 | 0.06 |
| 충남 | 4.28 | 2.88 | 1.40 | 0.610 | 0.544 | 0.07 |
| 전북 | 4.67 | 3.28 | 1.39 | 0.625 | 0.577 | 0.05 |
| 전남 | 5.75 | 3.73 | 2.01 | 0.649 | 0.602 | 0.05 |
| 경북 | 4.40 | 3.36 | 1.04 | 0.613 | 0.579 | 0.03 |
| 경남 | 3.54 | 2.82 | 0.72 | 0.580 | 0.544 | 0.04 |
| 제주 | 4.39 | 3.06 | 1.34 | 0.624 | 0.563 | 0.06 |
| 전국 | 3.83 | 2.89 | 0.94 | 0.604 | 0.553 | 0.05 |

주: 일차소득 기준임. 감소폭은 2010년 대비 2020년 분배 지표의 차이임. 세종시는 2010년 대신 2012년 값을 이용함.

자료: 국민건강보험공단. (2011, 2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 5-5〉에는 2010년과 2020년의 P90/P50이 제시되어 있다. 2020년의 경우 P90/P50이 가장 낮은 지역은 세종시(2.13배)이고 다음 울산, 인천, 경기 등의 순이다. 2010년에는 울산의 P90/P50이 가장 낮았고 다음 세종⁷⁾, 인천, 경기의 순이었다. 10년 사이에 이 지표가 가장 크게 줄어든 곳은 전남으로 5.75배에서 3.73배로 줄어들었다. 다음으로 감소폭이 큰 곳은 강원, 충남의 순이었다.

〈표 5-5〉의 우측에는 각 광역별 지니계수를 확인할 수 있다. 2020년을 기준으로 보았을 때 지니계수로 측정한 소득 불평등이 가장 작은 지역은 세종(0.435)이고 다음은 울산, 인천, 경기의 순이다. 서울은 소득수준 측면에서는 상위에 속하지만 〈표 5-5〉를 통해 볼 때 불평등이 심한 지역이다. 2010년에 비해 2020년의 소득 불평등이 가장 많이 줄어든 지역은 세종이다. 세종은 2012년부터 2020년까지 10년 사이에 지니계수가 0.11 감소하였다. 세종 다음으로는 충남, 경기, 제주의 순으로 불평등 감소폭이 컸다.

〈맞춤형 소득-재산 DB〉의 소득 자료는 저소득층의 소득을 과소 포착하는 경향이 있다는 점을 앞에서 설명하였다. 이러한 특징으로 인해 특히 각종 분배 지표가 실제보다 더 나쁜 것으로 계측되었을 가능성이 높다. 거듭 부연하지만, 이 소절에서 제시한 지역(광역)별 소득수준과 불평등의 비교 결과를 해석할 때에는 이러한 특징을 고려해야 할 것이다.

7) 2012년 값에 해당함.

제4절 시군구 지역의 소득수준과 소득 불평등

1. 지역별 소득수준 및 분배 지표 격차

앞의 제3절과 달리 제4절에서는 시군구 단위로 소득수준과 소득분배 지표를 계산한 후 이를 이용하여 지역 간 격차를 분석하거나 지역별 소득과 다른 경제·사회 지표의 관계를 분석할 것이다. 이 절의 분석에는 2010~2013년까지는 매년 230개, 2014~2020년에는 매년 229개의 기초자치단체별 소득 자료를 사용하였다.⁸⁾

광역지자체와 마찬가지로 기초지자체도 지역별로 소득수준의 격차가 있다. 격차를 알 수 있는 한 방법으로 <표 5-6>은 지자체 소득의 최솟값과 최댓값, 그리고 그 차이를 평균으로 나눈 값을 보여준다. 2020년에 가장 소득이 높은 지역(시군구)은 평균이 약 8천만 원이었던 반면 가장 낮은 지역의 평균은 약 1천 2백만 원이다. 이 두 지역의 소득 격차는 전체 시군구 소득의 평균인 약 2천 4백만 원의 2.82배에 해당한다. 최댓값과 최솟값의 격차(평균 대비)로 본 고소득 지역과 저소득 지역의 격차는 2010년부터 감소하는 양상을 보이다 2017년 이후에는 다시 증가하는 모습을 보인다.

8) 2014년에 청주시와 청원군이 통합됨에 따라 기초지자체의 수가 1개 줄었다.

〈표 5-6〉 기초지자체의 소득 격차: 최댓값과 최솟값

(단위: 천 원, 배)

| 연도 | 최댓값 | 최솟값 | 평균 | 격차 = (최대-최솟값)/평균 |
|------|--------|--------|--------|---------------------|
| 2010 | 46,985 | 6,827 | 13,985 | 2.87 |
| 2011 | 50,839 | 7,107 | 15,154 | 2.89 |
| 2012 | 52,808 | 7,746 | 16,100 | 2.80 |
| 2013 | 50,293 | 8,259 | 16,808 | 2.50 |
| 2014 | 56,391 | 8,582 | 18,032 | 2.65 |
| 2015 | 59,549 | 9,182 | 19,012 | 2.65 |
| 2016 | 62,693 | 9,967 | 20,094 | 2.62 |
| 2017 | 68,256 | 10,615 | 21,210 | 2.72 |
| 2018 | 72,557 | 11,232 | 22,384 | 2.74 |
| 2019 | 76,467 | 11,615 | 23,365 | 2.78 |
| 2020 | 79,393 | 11,979 | 23,886 | 2.82 |

주: 일차소득을 이용함.

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

최댓값과 최솟값을 비교하면 가장 소득이 높은 시군구와 가장 소득이 낮은 시군구 두 곳의 소득이 반영된다. 좀 더 많은 지역의 소득 정보를 이용하여 지역 간 소득 격차를 파악하기 위해 다음으로는 전체 시군구를 소득수준에 따라 10개의 집단으로 구분하여 비교하였다. 평균소득이 가장 낮은 10개 시군구를 1분위 지역으로, 평균소득이 가장 높은 10개 시군구를 10분위 지역으로 구분한 후, 분위 간 소득 배율을 살펴본 것이다. 〈표 5-7〉은 그 결과를 보여준다.

〈표 5-7〉 소득수준 10개 분위별 평균소득

(단위: 만 원)

| 분위 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | 770 | 829 | 882 | 936 | 990 | 1,041 | 1,116 | 1,189 | 1,270 | 1,325 | 1,355 |
| 2 | 873 | 948 | 1,004 | 1,059 | 1,126 | 1,187 | 1,267 | 1,353 | 1,437 | 1,499 | 1,528 |
| 3 | 965 | 1,044 | 1,115 | 1,178 | 1,257 | 1,324 | 1,410 | 1,488 | 1,572 | 1,653 | 1,683 |
| 4 | 1,084 | 1,173 | 1,250 | 1,318 | 1,405 | 1,488 | 1,580 | 1,674 | 1,764 | 1,857 | 1,893 |
| 5 | 1,245 | 1,345 | 1,430 | 1,498 | 1,596 | 1,687 | 1,793 | 1,891 | 1,996 | 2,091 | 2,136 |
| 6 | 1,383 | 1,491 | 1,593 | 1,679 | 1,785 | 1,881 | 1,995 | 2,102 | 2,214 | 2,299 | 2,343 |
| 7 | 1,515 | 1,642 | 1,755 | 1,845 | 1,974 | 2,083 | 2,209 | 2,325 | 2,453 | 2,559 | 2,586 |
| 8 | 1,651 | 1,787 | 1,898 | 1,989 | 2,148 | 2,270 | 2,394 | 2,514 | 2,648 | 2,750 | 2,798 |
| 9 | 1,889 | 2,044 | 2,178 | 2,267 | 2,423 | 2,556 | 2,689 | 2,817 | 2,959 | 3,081 | 3,150 |
| 10분위 | 2,609 | 2,852 | 2,995 | 3,038 | 3,294 | 3,458 | 3,603 | 3,817 | 4,030 | 4,207 | 4,369 |
| 5분위 배율 | 2.74 | 2.75 | 2.74 | 2.66 | 2.70 | 2.70 | 2.64 | 2.61 | 2.58 | 2.58 | 2.61 |
| 10분위 배율 | 3.39 | 3.44 | 3.40 | 3.24 | 3.33 | 3.32 | 3.23 | 3.21 | 3.17 | 3.18 | 3.22 |

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.

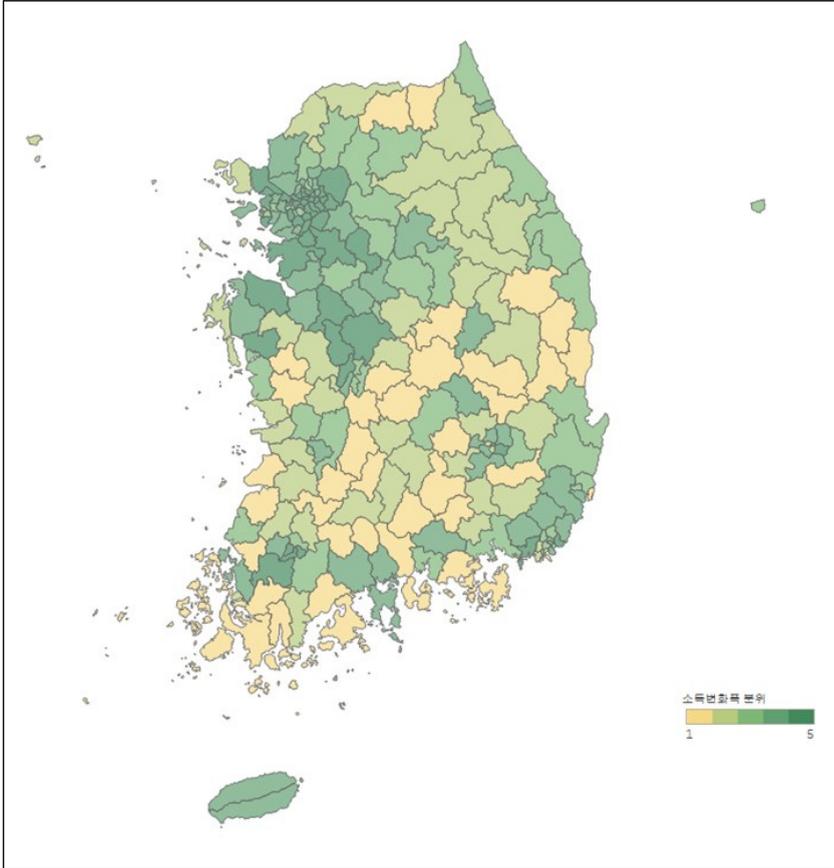
2020년 하위 1분위에 속하는 지역의 평균소득은 약 1,355만 원인 반면 상위 10분위에 속하는 지역의 평균소득은 약 4,369만 원으로 1분위 지역의 3.22배 수준이다. 5분위 배율은 하위 1, 2분위의 소득 대비 상위 9, 10분위의 소득의 배율을, 10분위 배율은 하위 1분위 대비 상위 10분위의 소득 배율을 의미한다. 2020년의 분위 간 소득 배율은 2010년과 비교할 때는 감소하였으나 2018년 이후부터 다소 증가하는 추세를 보인다.

다음의 [그림 5-3]~[그림 5-10]은 소득수준 및 소득분배 지표를 순서에 따라 5개 집단(분위)으로 구분한 후 이를 시각적으로 표현한 것이다. [그림 5-3]과 [그림 5-4]에서는 소득이나 소득 증가율이 가장 큰 지역을 5분위로, 가장 작은 지역을 1분위로 하였다. 빈곤율, 분위수 배율, 지니계수 등의 경우에는 그 값이 작으면 5분위, 크면 1분위로 설정하였다. 이들 분배 지표의 변화에 따라 지역을 구분한 [그림 5-6], [그림 5-8], [그림 5-10]에서는 하락폭이 가장 크면 5분위, 가장 작으면 1분위로 구분하였다.

[그림 5-3]에서 볼 수 있듯이 수도권 및 대도시가 소득분위가 높았다. [그림 5-4]를 보면 소득수준이 높은 지역과 소득증가율이 높았던 지역 사이에는 특별한 관계가 보이지 않는다. 소득이 높은 지역이 빈곤율이 낮은 것은([그림 5-3]과 [그림 5-5] 참조) 당연하다고 할 수 있다. 그런데 [그림 5-5]와 [그림 5-6]을 보면 빈곤율이 높은 지역에서 빈곤율 감소폭이 크지 않았음을 알 수 있다. 오히려 소득이 높고 빈곤율이 낮은 지역에서 빈곤율의 감소폭이 컸던 것으로 나타난다.

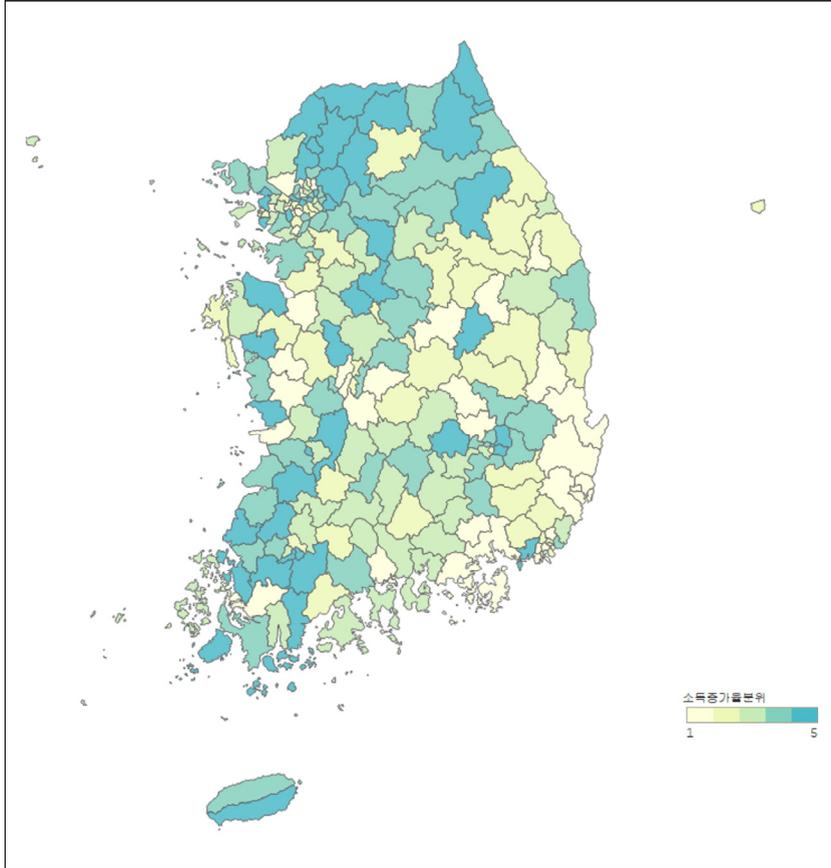
분위수 배율의 경우 반대 현상이 보인다. [그림 5-7]과 [그림 5-8]을 비교해 보면 분위수 배율이 높은 지역의 분포와 그 감소폭이 컸던 분위의 분포가 유사하다. 그런데 이와 달리 지니계수의 경우 지니계수가 높은 지역에서 지니계수의 감소폭이 크지 않았다.

[그림 5-3] 평균소득(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



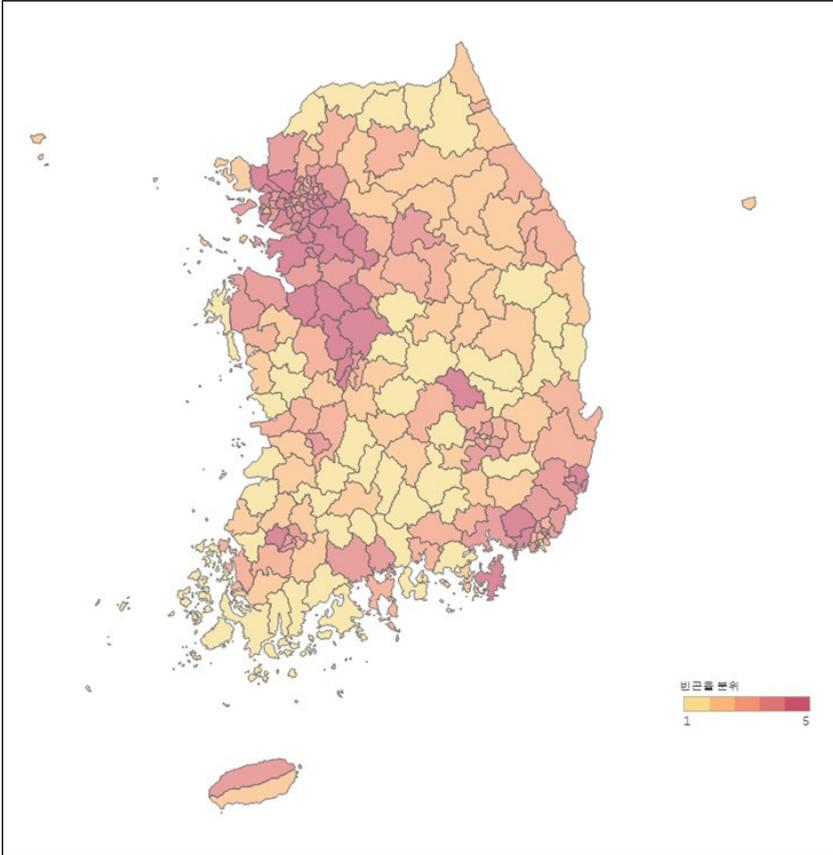
자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-4] 평균소득 증가율(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



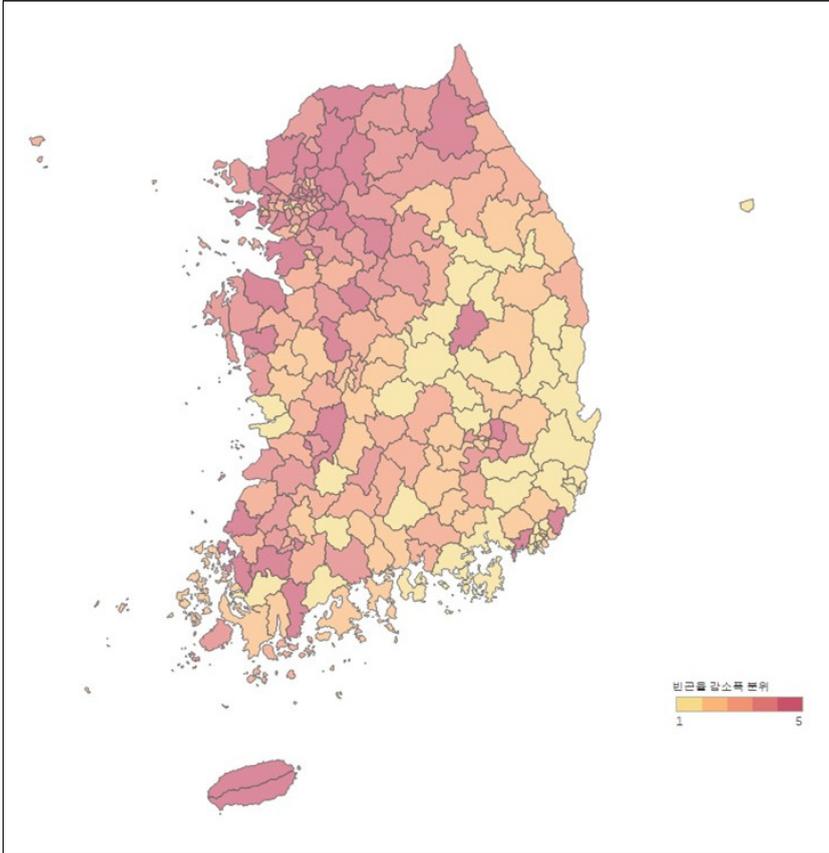
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-5] 빈곤율(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



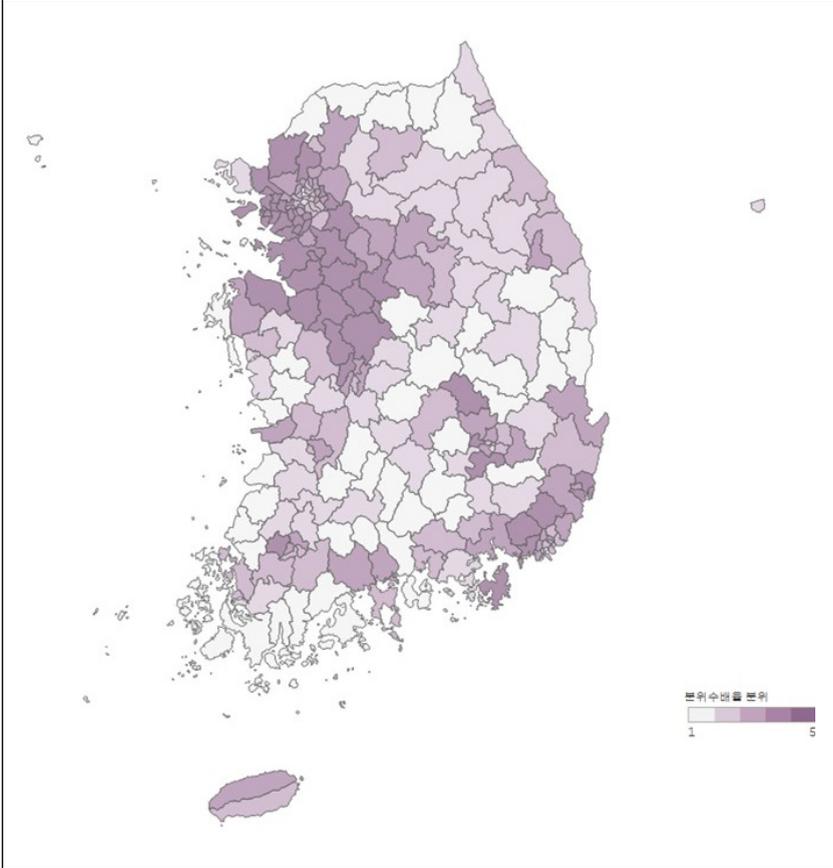
자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-6] 빈곤율 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



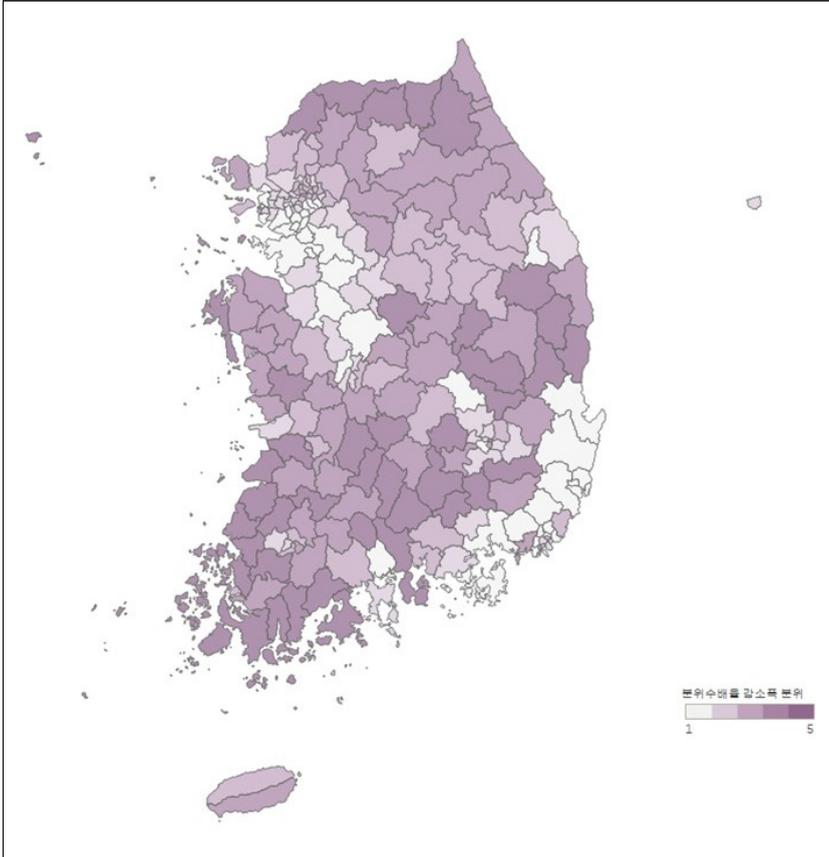
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-7] 분위수 배율(P90/P50, 2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



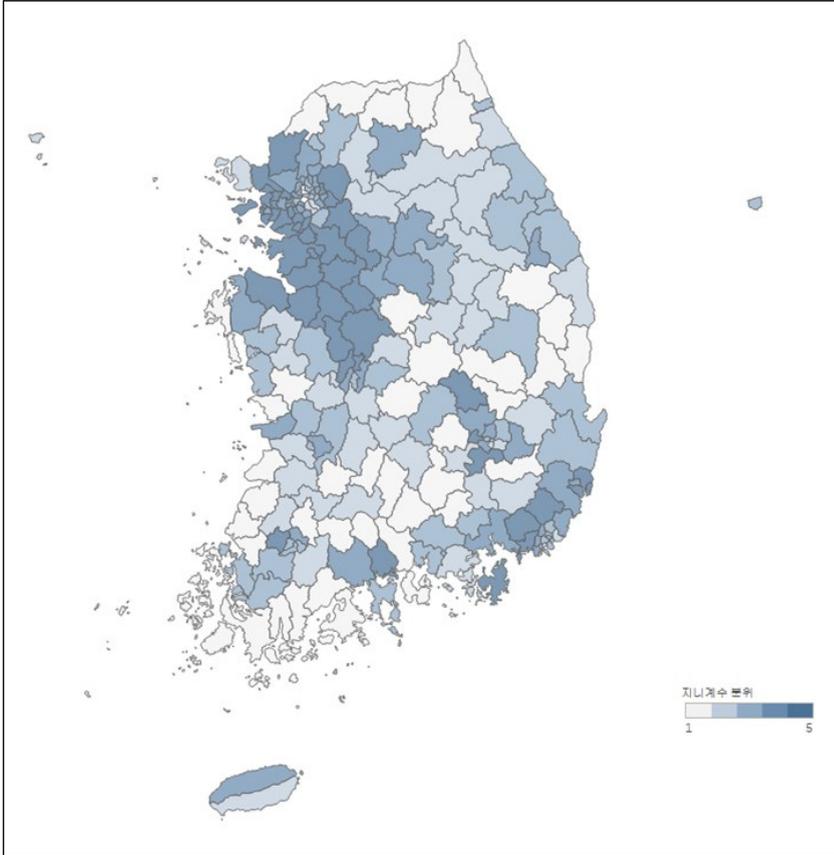
자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-8] 분위수 배율(P90/P50) 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



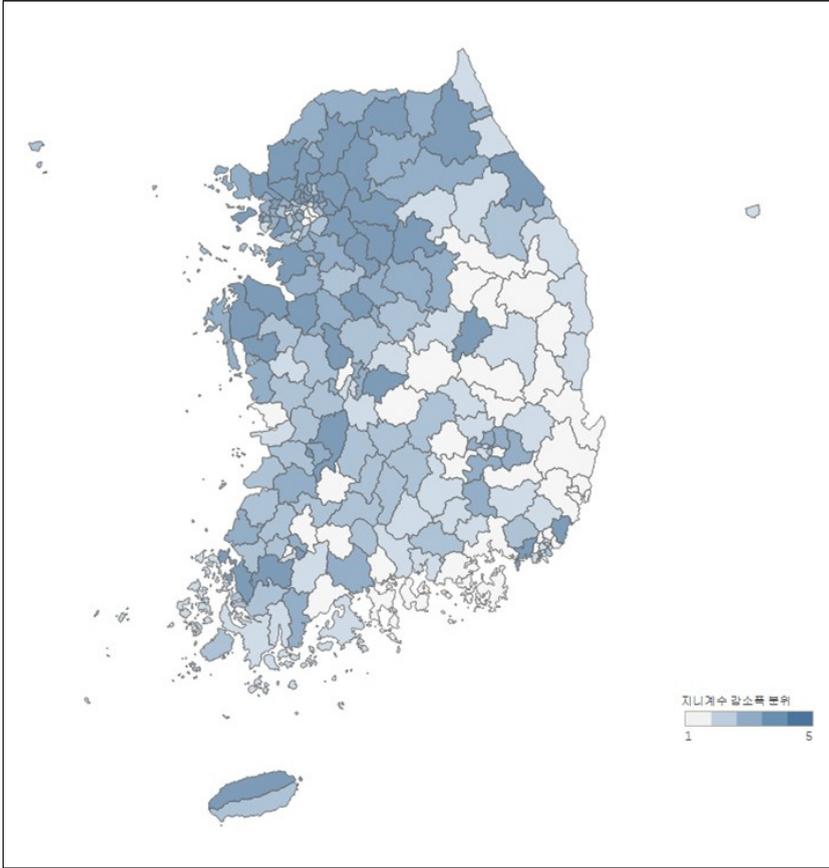
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-9] 지니계수(2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



자료: 국민건강보험공단. (2021). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

[그림 5-10] 지니계수 감소폭(2010~2020년)에 따른 5개 분위 지역 구분



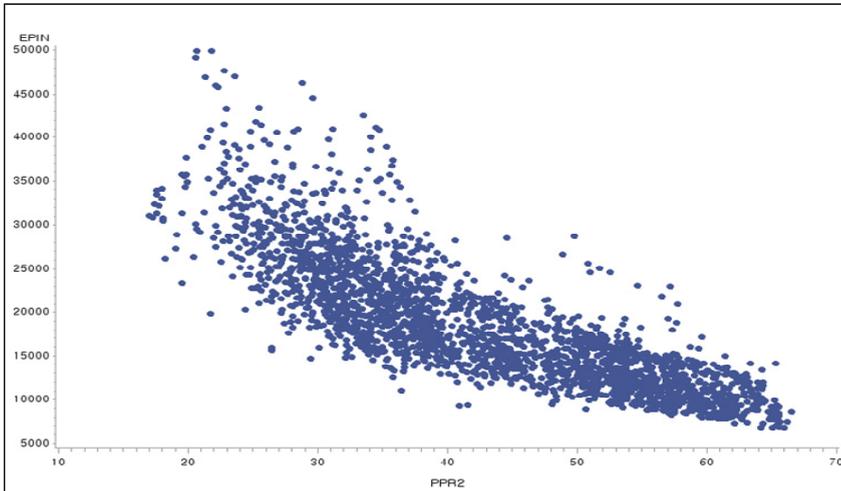
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB를 이용하여 저자가 작성.

2. 지역 소득수준과 소득 불평등의 관계

지역의 소득수준과 분배 상태 사이에 어떤 관계가 있는지를 살펴보기 위해 2010~2020년의 모든 시군구별 평균소득과 분배 지표들 사이의 상관관계를 검토하였다. [그림 5-11] ~ [그림 5-13]은 각각 지역별 소득과 빈곤율, P90/P50, 지니계수의 분포를 보여준다. 각 그림에서 세로축이 평균소득이고, 가로축이 각 분배 지표이다. 그림을 보면 대체로 소득수준과 소득 불평등 사이에는 음(-)의 상관관계가 있음을 추정할 수 있다. 소득이 높은 지자체에서 불평등의 수준이 낮은 것이다.

[그림 5-11] 시군구 소득수준과 빈곤율의 분포(2010~2020년)

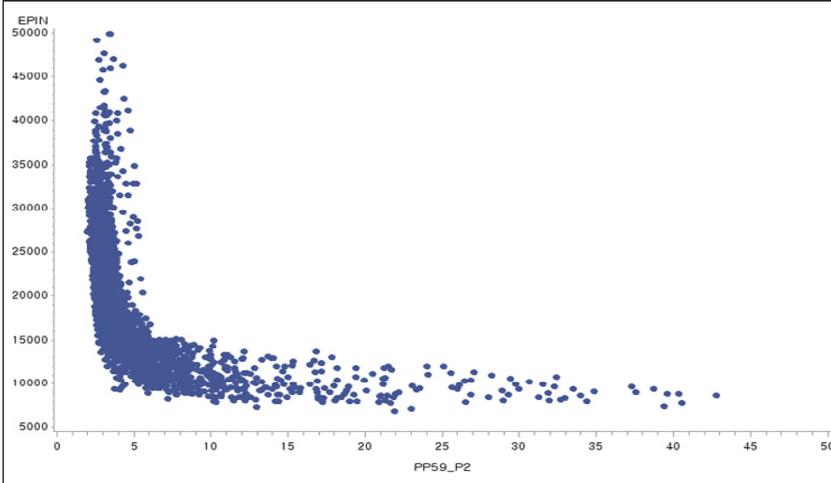
(단위: 천 원 %)



주: 세로축은 평균소득, 가로축은 빈곤율임.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 5-12] 시군구 소득수준과 P90/P50의 분포(2010~2020년)

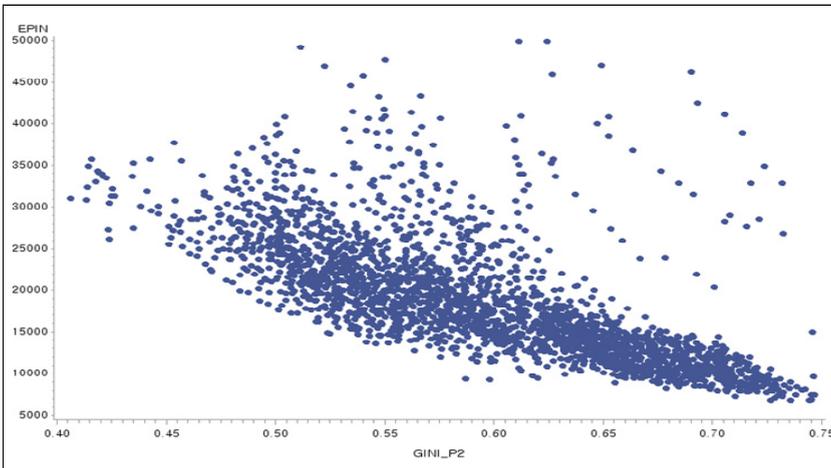
(단위: 천 원, 배)



주: 세로축은 평균소득, 가로축은 P90/P50임.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 5-13] 시군구 소득수준과 지니계수의 분포(2010~2020년)

(단위: 천 원)



주: 세로축은 평균소득, 가로축은 지니계수임.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

실제로 지역별 소득과 이들 지표의 피어슨 상관계수는 <표 5-8>과 같다. 세 분배 지표 모두 실제로 평균소득과 음의 상관관계를 보인다. 상관계수의 절대값은 빈곤율이 가장 크고, 다음 지니계수, P90/P50의 순이다. 평균 소득이 높은 지역일수록 빈곤율은 낮으며, 불평등도 줄어든다. 이러한 관계는 개별 연도뿐만 아니라 2010~2020년의 전 기간에 걸쳐 나타남을 알 수 있다. 소득과 분배 지표들 사이뿐만 아니라 분배 지표들 사이에도 유의미한 상관관계가 확인된다. 2010~2020년에 걸쳐 빈곤율과 P90/P50 사이의 상관계수는 0.438, 빈곤율과 지니계수의 상관계수는 0.871, 그리고 P90/P50과 지니계수의 상관계수는 0.456으로 나타났으며, 모두 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다.

<표 5-8> 연도별 평균소득과 소득분배 지표의 상관계수

| 구분 | 평균소득 | 빈곤율 | P90/P50 | 지니계수 |
|---------|-------|-----------|-----------|-----------|
| 평균소득 | 1.000 | -0.780*** | -0.311*** | -0.596*** |
| 빈곤율 | | 1.000 | 0.438*** | 0.871*** |
| P90/P50 | | | 1.000 | 0.456*** |
| 지니계수 | | | 0. | 1.000 |

주: ***은 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

<표 5-9>는 <표 5-8>의 각 지표들과 그 지표의 변화량(율) 사이의 상관관계를 보여준다. 소득수준과 분배 지표 값은 2020년 소득을, 변화율과 변화폭은 2010~2020년 사이의 지표값 변화를 이용하여 계산한 것이다. 2020년의 평균소득은 지난 10년간의 소득증가율과 유의미한 상관관계를 보이지 않았던 반면 빈곤율 변화와 유의미한 음의 상관관계를 보였다. 즉 소득이 높은 지역일수록 지난 10년간 빈곤율의 감소폭이 컸던 것이다. 하지만 분위수 배율은 다른 모습을 보인다. 소득이 높은 지역에서 분위수

배율 역시 증가했던 것으로 나타났다. 소득수준과 지니계수의 변화는 유의미한 상관관계를 보이지 않는다.

〈표 5-9〉 소득수준 및 분배 지표와 각 지표 변화량의 상관관계

| 지표 구분 | 평균소득 증가율 | 빈곤율 변화 | P90/P50 변화 | 지니계수 변화 |
|------------|----------|-----------|------------|-----------|
| 평균소득 | 0.008 | -0.221*** | 0.198*** | -0.054 |
| 빈곤율 | 0.032 | 0.260*** | -0.297*** | 0.242*** |
| P90/P50 | 0.015 | 0.201*** | -0.639*** | 0.280*** |
| 지니계수 | 0.080 | 0.202*** | -0.298*** | 0.315*** |
| 평균소득 증가율 | 1.000 | -0.793*** | -0.079 | -0.563*** |
| 빈곤율 변화 | | 1.000 | -0.004 | 0.858*** |
| P90/P50 변화 | | | 1.000 | -0.049 |
| 지니계수 변화 | | | | 1.000 |

주: 각 수준값은 2020년 소득 기준, 변화량은 2010~2020년 사이의 변화량임. 단 세종시는 2012~2020년 사이의 변화량으로 계산

***은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 표시가 없는 것은 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않음.

자료: 국민건강보험공단. (2010, 2013, 2021). 맞춤형 소득-재산 DB.

각 지표의 변화들 사이의 관계를 보면 소득증가율이 높은 지역일수록 빈곤율과 지니계수의 감소폭은 더 크게 나타났다. 빈곤이 많이 감소한 지역에서는 지니계수 역시 많이 감소했다. 빈곤율 감소와 지니계수 감소의 상관관계수는 0.858로 매우 높게 나타났다. 분위수 배율의 변화는 소득 증가율은 물론 빈곤율이나 지니계수의 변화와도 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. P90/P50의 성격상 중간 소득층과 고소득층 사이의 소득 격차를 나타내기 때문에 저소득층에서 소득 변화가 클 경우 다른 지표와 상관관계가 높지 않게 되는 이유일 것으로 추론할 수 있다.

제5절 지역 소득과 경제·사회 지표의 상관관계

1. 지역 소득 지표로서 가구(개인)소득과 일인당 GRDP

시군구 단위의 가구 평균소득 정보가 존재하지 않는 상태에서 지역별 소득수준을 나타내는 대표적 지표는 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP), 또는 그것을 지역 내 인구수로 나눈 일인당 지역내총생산(GRDP per capita)이었다. 지역내총생산은 일정한 기간에 정해진 지역 내에서 생산된 최종 재화와 서비스의 시장가격의 합으로 정의된다.⁹⁾ 특정 지역에서 생산된 재화와 서비스 가치의 합은 그 지역에 거주하는 개인이나 가구의 소득 합과 일치하지 않을 수 있다. 생산된 가치 가운데 가계의 몫으로 돌아가지 않는 순생산 및 수입세, 고정자본 소모분 등이 있을 수 있고, 해당 지역에 분배되지 않는 부분도 있을 수 있기 때문이다. 만일 지역 내 거주하는 개인이나 가구의 소득 데이터를 이용할 수 있다면, 이는 지역내총생산을 대체할 수 있는 유력한 대안이 될 것이다. 다만 이 두 가지 소득 지표가 산출되는 방식과 기본 개념에 차이가 있으므로 각각을 사용하는 데에는 주의가 필요하다.

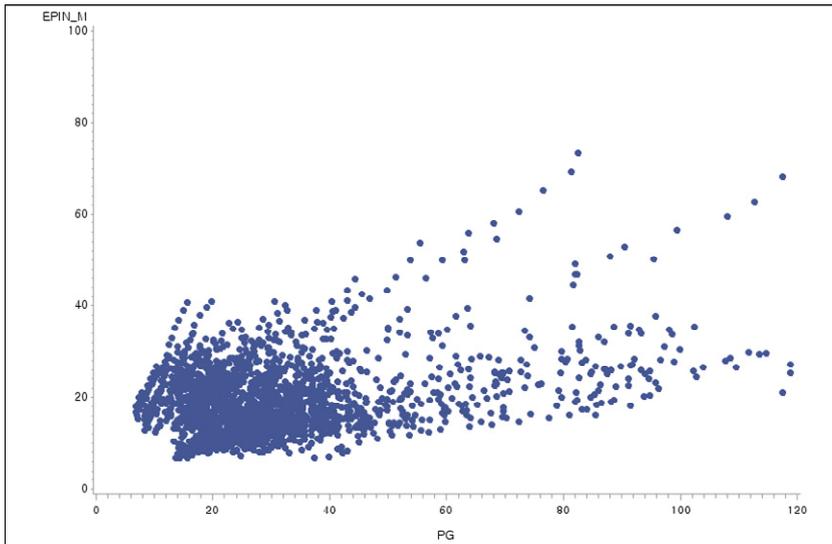
시군구의 일인당 지역내총생산은 광역별 지역내총생산을 통계적 추정을 통해 시군구로 배분하는 방식으로 작성되는 거시통계량이다. <맞춤형 소득·재산 DB>의 소득은 개인별 소득 자료를 수집하여 가구 소득 정보를 구성하고, 이를 다시 개인에게 균등화된 소득으로 배분하는 방식으로 계산하는 미시통계량이다. 개념적으로 미시통계량은 개인과 가구의 선택 결과로 나타나는 사회 현상과 좀 더 밀접한 관련성을 가질 것으로 생각할 수 있고, 거시통계량은 지역 차원의 경제적 발전 수준과 밀접한 관계를 가질 것으로

9) 통계청. (2023). 『지역소득』 통계정보보고서(2021. 12). pp.12~13 참조.

추정할 수 있다.¹⁰⁾ 이 소절에서는 지역(시군구)의 소득 변수로서 일인당 지역내총생산과 <맞춤형 소득-재산 DB>에서 계산한 지역별 평균소득이 다른 경제·사회 지표들과 어떤 상관관계를 보이는지 검토함으로써 지역 소득 변수로서의 미시적 소득 정보의 필요성을 확인하고자 한다.

[그림 5-14] 시군구별 평균소득과 일인당 GRDP의 분포(2010~2019년)

(단위: 백만 원/년)



주: 가로축은 일인당지역총생산, 세로축은 가구 평균소득을 나타냄.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.
 통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

우선 시군구별로 개인(가구)소득과 일인당 지역총생산 사이에 어떤 상관관계가 있는지를 살펴보자. 2023년 현시점에서 국내 모든 시군구의 GRDP가 제공되는 것은 2019년 통계까지이다. [그림 5-14]는 일인당

10) 따라서 지역 소득이 지역 내 개인의 행동에 미치는 영향에 대한 미시적 분석에서는 미시 통계량을 사용하는 것이 더 바람직할 수 있으나, 이제까지의 연구에서는 자료의 한계로 인해 그러한 접근이 이뤄지지 못했다. 예를 들어 김필, 최한별(2022)을 참조.

GRDP(가로축)와 가구소득(균등화된 일차소득, 세로축)의 분포를 나타낸 것이다. 이 두 변수의 상관계수는 <표 5-10>에서 보듯이 0.2969로, 1%의 유의수준에서도 통계적 유의성을 보인다. 즉 두 변수 사이의 양(+)의 상관관계가 있지만, 상관계수는 크지 않다. 이로부터 두 소득 변수와 다른 변수들 사이의 상관관계는 각기 다른 양상을 보일 수 있다는 것을 추론할 수 있다. 좀 더 자세한 내용은 다음 소절에서 살펴보기로 한다.

2. 두 소득 지표와 경제·사회 지표의 상관관계

가구별 소득 자료를 이용하여 계산된 개인소득과 지역내총생산 사이의 상관관계가 높지 않다면, 소득과 다른 경제·사회 지표와의 관계를 분석하고자 할 때 어느 변수를 소득 지표로 사용하는 것이 적절할까? 이를 판단하기 위해 두 소득 지표와 다른 경제·사회 지표와의 상관관계를 분야별로 나누어 살펴보았다.¹¹⁾

<표 5-10>은 두 소득 지표와 주요 인구통계 관련 지표의 상관관계를 보여준다. 먼저 노인인구 비율은 소득 변수와 음(-)의 상관관계를 보이지만, 상관계수의 절대값은 가구소득과의 관계에서 더 크게 나타난다. 인구 10만 명당 사망자 수를 나타내는 사망률, 평균 연령, 합계출산율, 농가인구 비율, 독거노인 가구 비율의 지표도 소득 지표와 음의 상관관계를 보이지만, 가구소득과의 상관계수 절대값이 더 높았다. 출생아 수를 인구수로 나눈 출생아 비율, 아내의 초혼연령, 조혼인율의 지표는 소득 변수와 양(+)의 상관관계를 보이는데 역시 상관계수의 크기는 가구소득에서 더 크다.

순인구이동률¹²⁾은 가구소득과의 상관관계가 유의하지 않았고, 남편의

11) 이하의 <표 5-10>~<표 5-14>에서 사용된 지표군의 분류와 명칭은 통계청 <국가통계포털>의 e-지방지표의 분류를 따른 것이다. 각 통계의 출처와 개념 등에 관한 상세한 설명은 <부표 5-1>을 참조할 것.

초혼연령은 일인당 지역총생산과의 상관계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 일인가구의 비율은 특이하게도 두 소득 변수와 유의한 상관 관계를 보이면서 그 방향은 다르게 나타났다. 지역총생산이 높은 지역에서는 취업을 위해 거주하여 혼자 사는 근로연령층의 비율이 높고, 가구 소득이 낮은 지역에서는 혼자 사는 고령인구의 비중이 높을 경우 이러한 양상이 나타날 수 있는데, 상세한 내용을 파악하기 위해서는 좀 더 면밀한 분석이 필요하다.

〈표 5-10〉 시군구별 소득과 인구·가족 지표의 상관계수(2010~2020년)

| 지표 구분 | 가구소득 | | | 일인당 GRDP | | |
|------------|--------|--------|-------|----------|--------|-------|
| | 상관계수 | p값 | n | 상관계수 | p값 | n |
| 가구소득 | 1.000 | | 2,523 | 0.297 | <.0001 | 2,029 |
| 일인당 지역총생산 | 0.297 | <.0001 | 2,029 | 1.000 | | 2,029 |
| 노인인구 비율 | -0.538 | <.0001 | 2,523 | -0.098 | <.0001 | 2,029 |
| 사망률 | -0.641 | <.0001 | 2,523 | -0.121 | <.0001 | 2,029 |
| 순인구이동률 | 0.014 | 0.4851 | 2,523 | 0.045 | 0.0448 | 2,029 |
| 출생아 비율 | 0.119 | <.0001 | 2,523 | 0.083 | 0.0002 | 2,029 |
| 평균 연령 | -0.628 | <.0001 | 1,374 | -0.148 | <.0001 | 1,310 |
| 합계출산율 | -0.478 | <.0001 | 2,523 | -0.049 | 0.0277 | 2,029 |
| 초혼연령_남편 | 0.125 | <.0001 | 2,523 | 0.010 | 0.6668 | 2,029 |
| 초혼연령_아내 | 0.571 | <.0001 | 2,523 | 0.124 | <.0001 | 2,029 |
| 농가인구 비율 | -0.651 | <.0001 | 2,520 | -0.116 | <.0001 | 2,028 |
| 일인가구 비율 | -0.250 | <.0001 | 1,729 | 0.106 | <.0001 | 1,556 |
| 독거노인 가구 비율 | -0.634 | <.0001 | 1,729 | -0.136 | <.0001 | 1,556 |
| 조혼인율 | 0.212 | <.0001 | 2,719 | 0.181 | <.0001 | 2,167 |

주: 가구소득은 균등화된 일차소득을 의미함. 일인당 GRDP는 2019년까지의 통계만 포함됨.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.
 통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

12) 지역으로 전입한 인구에서 전출 인구를 뺀 후 지역 인구수로 나눈 값이다.

사회통합 관련 지표와 소득 지표의 상관계수를 보면 <표 5-11>에서 보듯이 (십만 명당)자살률, 기초생활보장제도의 수급자 및 수급가구 비율, 노인인구 대비 기초연금 수급자 비율 등은 소득수준과 음(-)의 상관관계를 보인다. 상관계수의 절대값은 가구소득에서 더 크게 나타난다. 지자체의 일반회계에서 사회복지예산이 차지하는 비중은 두 소득 지표와 서로 다른 상관관계를 보인다. 가구소득과는 유의한 양의 상관관계를, 일인당 지역총생산과는 유의한 음의 상관관계를 보인다. 상관계수의 방향과 크기 모두 차이가 있는데, 그 원인을 파악하기 위해서는 좀 더 면밀한 분석이 필요하다.

<표 5-11> 시군구별 소득과 사회통합 관련 지표의 상관계수(2010~2020년)

| 지표 구분 | 가구 소득 | | | 일인당 GRDP | | |
|--------------|--------|--------|-------|----------|--------|-------|
| | 상관계수 | p값 | n | 상관계수 | p값 | n |
| 사회복지예산 비중 | 0.529 | <.0001 | 2,501 | -0.058 | 0.0092 | 2,007 |
| 십만 명당 자살률 | -0.525 | <.0001 | 2,521 | -0.082 | 0.0002 | 2,027 |
| 기초보장 수급자 비율 | -0.502 | <.0001 | 2,523 | -0.170 | <.0001 | 2,029 |
| 기초보장 수급가구 비율 | -0.530 | <.0001 | 1,604 | -0.193 | <.0001 | 1,454 |
| 기초연금 수급자 비율 | -0.805 | <.0001 | 1,603 | -0.249 | <.0001 | 1,453 |

주: 가구소득은 균등화된 일차소득을 의미함. 일인당 GRDP는 2019년까지의 통계만 포함됨.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

보건복지부. (각 연도). 통계로 본 기초(노령)연금.

보건복지부. (각 연도). 국민기초생활보장제도 수급자 현황.

<표 5-12>는 시군구별로 소득수준과 건강 관련 지표의 상관관계를 보여준다. 미충족의료율과 인구 천 명당 의료기관의 병상 수는 가구 소득과는 유의한 음의 상관관계를 갖지만 일인당 지역총생산과의 상관계수는 유의성이 없다. 인구 천 명당 의사 수는 두 소득 변수 모두와 유의한 양의 상관관계를, 흡연율은 음의 상관관계를 갖는다. 상관계수의 절대값은,

천 명당 의사 수의 경우는 일인당 지역총생산과의 관계에서 더 크고 흡연율의 경우는 가구소득과의 관계에서 더 크다. 대형 병원 같은 큰 규모의 의료기관은 해당 지역의 의료 수요보다는 좀 더 광범위한 지역의 의료 수요에 대응하기 때문에 가구 소득과의 상관관계수가 작게 나타나는 것으로 추정된다. 주관적 건강 수준 인지율¹³⁾은 두 소득 변수 모두 유의한 상관관계를 보이지 않았다.

〈표 5-12〉 시군구별 소득과 건강 지표의 상관계수(2010~2020년)

| 지표 구분 | 가구 소득 | | | 일인당 GRDP | | |
|----------------------|--------|--------|-------|----------|--------|-------|
| | 상관계수 | p값 | n | 상관계수 | p값 | n |
| 미충족 의료율 | -0.201 | <.0001 | 491 | -0.021 | 0.667 | 427 |
| 천 명당 의료기관 종사 의사 수 | 0.292 | <.0001 | 2,719 | 0.403 | <.0001 | 2,167 |
| 천 명당 의료기관 병상 수 | -0.034 | 0.079 | 2,710 | 0.005 | 0.824 | 2,158 |
| 주관적 건강수준 인지율 | -0.015 | 0.424 | 2,686 | -0.008 | 0.694 | 2,145 |
| 흡연율 | -0.498 | <.0001 | 2,686 | -0.042 | 0.049 | 2,145 |

주: 가구소득은 균등화된 일차소득을 의미함. 일인당 GRDP는 2019년까지의 통계만 포함됨.
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.
통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

다음으로 지역별 소득과 환경 및 주택 가격과 관련된 지표들의 상관관계를 살펴보자. 〈표 5-13〉에 제시된 모든 지표들은 두 가지 소득 모두와 유의한 양의 상관관계를 보인다. 상관계수의 크기를 비교하면 일인당 생활폐기물 배출량 지표만 지역별 일인당 지역총생산과의 상관계수 값이 더 크고, 나머지 지표들은 가구소득과의 상관계수 값이 더 컸다.

13) 주관적 건강수준에 대한 질문에 “매우 좋음” 또는 “좋음”이라고 응답한 사람의 비율. (질병관리청, 2022).

〈표 5-13〉 시군구별 소득과 환경·주택 관련 지표의 상관관계수(2010~2020년)

| 지표 구분 | 가구 소득 | | | 일인당 GRDP | | |
|---------------|-------|--------|-------|----------|--------|-------|
| | 상관계수 | p값 | n | 상관계수 | p값 | n |
| 1인당 생활폐기물 배출량 | 0.065 | 0.0008 | 2,710 | 0.476 | <.0001 | 2,159 |
| 도로포장률 | 0.532 | <.0001 | 1,977 | 0.070 | 0.0038 | 1,708 |
| 아파트 평균 단위매매가격 | 0.801 | <.0001 | 1,559 | 0.210 | <.0001 | 1,282 |
| 아파트 중위 단위매매가격 | 0.791 | <.0001 | 1,559 | 0.227 | <.0001 | 1,282 |
| 아파트 평균 단위전세가격 | 0.780 | <.0001 | 1,559 | 0.203 | <.0001 | 1,282 |

주: 가구소득은 균등화된 일차소득을 의미함. 일인당 GRDP는 2019년까지의 통계만 포함됨.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득·재산 DB.
 한국부동산원. (각 연도). 주택가격동향조사.

마지막으로 지역별 소득과 고용 관련 지표의 상관관계를 살펴보자. 통계청의 〈지역별 고용조사〉는 매년 상, 하반기 두 차례에 걸쳐 각 시군구의 고용 지표를 제공하고 있는데, 특·광역시외의 구(군) 지역에 대해서는 2021년부터 조사 결과를 제공하고 있다. 따라서 〈표 5-14〉는 광역시 지역을 제외한 각 도 지역의 시, 군 지역에 대해서만 상관관계를 분석하였다. 가구소득과 일인당 지역총생산의 상관계수가 0.379로 〈표 5-10〉보다 높아진 것은 이러한 사정이 반영된 것이다. 지역별 고용조사의 연도별 통계는 하반기의 통계를 이용하였다.

경제활동인구와 고용률, 실업률, 임금근로자 비율, 상용근로자 비율 등 모든 고용 지표는 유의미한 상관관계를 보인다. 일인당 지역총생산은 15~64세 고용률을 제외하면 모두 유의한 상관관계를 보인다. 그런데 상관관계의 방향 면에서는 두 소득 지표가 상이한 모습을 보이는 경우가 있다. 경제활동참가율(전체 및 남성), 고용률(전체 및 남성), 15~64세 남성 고용률의 경우 가구소득과의 상관계수는 음수이지만 일인당 지역총생산과의 상관계수는 양수로 나타난다. 실업률, 임금근로자 비율, 사용근로자 비율 등의 지표는 모두 소득 변수와 양의 상관관계를 보이며, 가구소득과의 상관계수값이 더 큰 것을 확인할 수 있다.

〈표 5-14〉 도 지역의 시군구별 소득과 고용 관련 지표의 상관계수(2010~2020년)

| 지표 구분 | 가구 소득 | | | 일인당 GRDP | | |
|-----------------|--------|--------|-------|----------|--------|-------|
| | 상관계수 | p값 | n | 상관계수 | p값 | n |
| 개인소득 | 1.000 | | 1,709 | 0.379 | <.0001 | 1,460 |
| 일인당 지역총생산 | 0.379 | <.0001 | 1,460 | 1.000 | | 1,460 |
| 경제활동참가율 | -0.459 | <.0001 | 1,237 | 0.089 | 0.0029 | 1,118 |
| 경제활동참가율, 남성 | -0.218 | <.0001 | 1,237 | 0.250 | <.0001 | 1,118 |
| 경제활동참가율, 여성 | -0.567 | <.0001 | 1,237 | -0.078 | 0.0095 | 1,118 |
| 고용률 | -0.519 | <.0001 | 1,237 | 0.061 | 0.041 | 1,118 |
| 고용률, 남성 | -0.324 | <.0001 | 1,237 | 0.206 | <.0001 | 1,118 |
| 고용률, 여성 | -0.600 | <.0001 | 1,237 | -0.087 | 0.0036 | 1,118 |
| 15~64세 고용률 | -0.560 | <.0001 | 1,233 | -0.019 | 0.5283 | 1,118 |
| 15~64세 고용률, 남성 | -0.267 | <.0001 | 1,233 | 0.160 | <.0001 | 1,118 |
| 15~64세 고용률, 여성 | -0.637 | <.0001 | 1,233 | -0.159 | <.0001 | 1,118 |
| 실업률 | 0.673 | <.0001 | 1,237 | 0.119 | <.0001 | 1,118 |
| 취업자 대비 임금근로자 비율 | 0.821 | <.0001 | 1,233 | 0.228 | <.0001 | 1,118 |
| 임노동자 중 상용직 비율 | 0.643 | <.0001 | 1,233 | 0.332 | <.0001 | 1,118 |

주: 개인소득은 균등화된 일차소득을 의미함. 일인당 GRDP는 2019년까지의 통계만 포함됨.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.
 통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

두 종류의 지역 소득 통계가 다른 경제·사회적 지표와 갖는 상관관계는 〈표 5-15〉에서 보듯이 다양한 양상으로 나타난다. 두 소득 지표 모두 같은 방향의 유의한 상관관계를 보이지만 개인소득이 상관계수의 절대값이 더 큰 경우가 있는가 하면(평균 연령, 합계출산율 등), 일인당 GRDP의 상관계수 절대값이 더 큰 경우도 있었다(천 명당 의사 수). 두 소득 지표와 모두 유의한 상관관계를 보이면서도 상관계수의 부호가 다른 때도 있었다(일인가구 비율, 경제활동 참가율 등). 둘 가운데 하나의 소득 지표만 유의한 상관관계를 보이는 경우도 있었다(미충족의료 이용률, 순인구이동률).

〈표 5-15〉 지역 소득 지표와 경제·사회 지표의 상관관계 유형

| 통계적 유의성 | 상관 계수 부호 | 상관계수 절대값이 큰 지표 | 지표명 |
|--------------------|----------------|----------------------|--|
| 둘 다 유의 | 같음 | 개인소득 | 노인인구 비율, 사망률, 출생률, 평균 연령, 합계출산율, 초혼연령_아내, 농가인구 비율, 독거노인가구 비율, 초혼인율 십 만명당 자살률, 기초수급자 비율, 기초수급가구 비율, 기초연금수급자 비율, 주관적 건강수준, 흡연율률 도로포장률, 아파트 평균 단위매매가격 아파트 중위 단위매매가격, 아파트 평균 단위전세가격 경제활동참가율, 여성고용률, 15~64세 여성고용률, 여성실업률, 취업자 대비 임금근로자 비율, 임노동자 중 상용직 비율 |
| | | 일인당 GRDP | 천 명당 의사, 1인당 생활폐기물 배출량 |
| | 다름 | 개인소득 | 일인가구 비율(-), 사회복지예산 비중(+), 천 명당 병상(-), 경제활동참가율(-), 남성 경제활동참가율(-) 고용률(-), 남성고용률(-), 15~64세 남성고용률(-) |
| | | 일인당 GRDP | |
| 개인 소득만 유의 | | | 초혼연령_남편, 미충족의료율, 15~64세 고용률 |
| 일인당 GRDP만 유의 | | | 순인구이동률 |

자료: 〈표 5-10〉~〈표 5-14〉를 이용하여 저자가 작성.

위에서 검토한 지표들 가운데에는 두 소득 지표 모두와 유의한 상관관계를 보이면서 개인소득과의 상관계수의 크기가 더 큰 지표가 다수였다. 이러한 사실은 경제·사회적 지표의 변화를 이해할 때 다양한 소득 정보를 고려할 필요가 있음을 시사한다. 특히 사회통합이나 인구, 가족 등 사회정책 분야의 지표들은 개인소득에 훨씬 민감하게 반응하는 것을 고려할 때, 향후 지역별로 수집된 미시 소득 행정자료의 활용도가 더 높아질 필요가 있다.

제6절 지역 빈곤율의 추정

1. 빈곤율 추정 모형

이 절에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 계산한 시군구별 빈곤율과 평균소득, 그리고 앞에서 검토한 각종 지표들을 이용하여 지역별 빈곤율의 결정에 대한 모형을 검토하고자 한다. 앞의 <표 5-8>에서 지역별 빈곤율은 지역별 가구 소득수준과 강한 음의 상관관계가 있음을, 그리고 불평등 지표인 지니계수와 높은 양의 상관관계가 있음을 확인하였다. 그리고 <표 5-10>부터 <표 5-14>를 통해 지역별 소득은 다양한 경제·사회 지표들과 상관관계가 있다는 점 역시 확인하였다. 이러한 결과를 바탕으로 지역별 빈곤율을 결정하는 모형을 설정할 수 있을 것이다.

지역별 빈곤율을 결정하는 데 작용하는 변수로는 소득수준 및 불평등(지니계수) 변수 이외에 노인가구 비율을 추가하였다. 노인가구의 경우 대부분 노동소득이 없거나 소득수준이 낮은 가구일 것이므로 노인가구의 비중이 높아질 경우 지역의 빈곤율은 높아질 것이기 때문이다. 지역별 빈곤율의 추정은 11개 연도에 걸쳐 230개의 시군구 단위 빈곤율을 활용한 분석이다. 즉 이 분석에서 활용한 자료는 시군구 단위의 11년간의 패널 자료이다. 분석에 앞서 지역별, 연도별 고정효과가 있는지를 검토하였고 결과적으로 연도별 고정효과는 없으나 지역별 고정효과는 존재하는 것을 확인하였다. 따라서 빈곤율 추정을 위해서는 지역 특성을 고려한 고정효과 패널 회귀분석 모형을 사용하였다. 이 절의 분석에 사용된 추정식은 다음과 같이 표현된다.

$$Y = \alpha + \beta_k X_{ikt} + u_i + \epsilon$$

이 식에서 $i(= 1, 2, \dots, n)$ 는 각 지역(시군구), $t(= 1, 2, \dots, m)$ 는 각 연도를 의미하며, $k(= 1, 2, \dots, l)$ 는 빈곤율 추정에 투입되는 지표 X 를 구분하기 위한 첨자이다. 즉 X_{ikt} 는 i 지역이 t 년도에 k 번째 지표에 대해 갖는 값이다. u_i 는 지역 i 에 대해 시간이 바뀌어도 변하지 않는 오차항 정보를 표현하며 ϵ_{it} 는 시간과 지역 변화에 따른 오차항을 표현한다. 그리고 종속 변수인 Y_{it} 는 지역 i 의 t 년도 빈곤율이다.

2. 빈곤율 추정 결과

앞의 <표 5-8>에서 각 지표별 상관계수를 분석한 결과, 지역별 소득과 지니계수가 빈곤율과 높은 상관관계를 보인 것을 확인하였다. 이를 이용하여 평균소득(로그값), 지니계수를 독립변수로, 그리고 대표적인 지역의 인구 특성 변수인 65세 이상 인구 비율을 이용하여 빈곤율을 추정하였다. 고령인구가 많을수록 소득이 없거나 낮은 가구의 비율이 높아져 빈곤율이 높아질 것으로 생각할 수 있다. <표 5-16>은 패널회귀식의 추정 결과를 보여준다.

<표 5-16> 지역별 빈곤율 추정 결과(고정효과모형)

| 변수 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 |
|----------|---------------------|--------------------|---------------------|
| 상수항 | 157.84*** (5.51) | -11.69 (17.07) | 98.03*** (22.36) |
| 평균소득(로그) | -6.64*** (0.33) | 0.64 (0.77) | -5.62*** (1.13) |
| 지니계수 | | 78.15*** (7.47) | 56.14*** (7.95) |
| 노인인구 비율 | | | 0.42*** (0.06) |
| 농가인구 비율 | | | |

| 변수 | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 |
|----------------|--------|--------|--------|
| 관측치 | 2,522 | 2,522 | 2,522 |
| R ² | 0.9418 | 0.9445 | 0.9458 |

주: 괄호는 표준오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

모형 1을 통해 다시 확인할 수 있듯이 지역의 가구 평균소득이 높아지면 빈곤율은 감소하게 된다. 그런데 지니계수와 가구 소득을 동시에 고려하게 되면 평균소득은 유의한 설명 능력을 잃게 되고 오히려 지니계수가 빈곤율 결정에 유의한 영향을 미치는 것을 알 수 있다(모형 2). 평균소득과 불평등 가운데에서는 불평등이 빈곤율을 설명하는 데 유의미한 설명력을 갖는 것이다. 평균소득과 지니계수 이외에 65세 이상 노인인구 비율을 설명 변수로 했을 때에는(모형 3) 두 변수와 노인인구 비율 모두 유의하게 빈곤율을 설명하는 것으로 나타났다. 지역의 평균소득이 높을수록, 소득 불평등이 낮을수록, 그리고 지역 내 노인가구의 비율이 낮을수록 빈곤율은 낮아진다.

인구구조의 특성은 지역의 빈곤율 결정에 중요한 영향을 끼칠 수 있다. 노인인구 비율 이외에 인구학적 특성과 관련된 다양한 변수들이 빈곤율에 미치는 영향을 비교하여 보았다. <표 5-17>에서 모형 4는 노인인구 비율 대신 농가인구 비율을 설명변수로 사용하였다. 농업가구의 경우 <맞춤형 소득-재산 DB>의 특성상 소득이 충분히 포착되지 못할 수 있음을 염두에 둔 것이었다. 또한 농업인구에서 차지하는 고령인구의 비율이 높다는 점도 고려하였다. 추정 결과, 농가인구 비율이 높을수록 빈곤율이 높아지는 것으로 나타났으나, 이때 가구 소득수준의 설명력은 떨어지게 된다. 모형 5와 모형 6은¹⁴⁾ 인구구조 특성을 나타내는 설명변수로 각각 1인 가구 비율과 독거노인 비율을 사용하였다. 두 변수 모두 빈곤율을 높이는 데

영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그러나 그 영향력은 노인인구 비율만큼 크지는 않았다. 또 한 가지 특징은 모형 4~모형 6에서는 모형3과 달리 지역 평균소득이 빈곤율에 대한 유의미한 설명력을 상실한다는 점이다. 마지막 모형 7은 인구 특성 변수 모두를 투입하여 빈곤율을 추정한 결과이다. 인구 특성을 나타내는 4가지 변수 가운데 유일하게 노인인구 비율만 빈곤율에 대해 유의미한 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

〈표 5-17〉 지역별 빈곤율 추정 결과(고정효과모형)

| 변수명 | 모형 4 | 모형 5 | 모형 6 | 모형 7 |
|----------------|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 상수항 | -21.42 (18.17) | 15.07 (29.31) | -6.42 (22.27) | 100.43*** (38.01) |
| 평균소득(로그) | 1.16 (0.83) | -1.9 (1.43) | 0.25 (1.23) | -5.88*** (1.96) |
| 지니계수 | 76.98*** (7.53) | 75.39*** (12.10) | 75.53*** (12.10) | 55.20*** (13.01) |
| 노인인구 비율 | | | | 0.46*** (0.12) |
| 농가인구 비율 | 0.08** (0.04) | | | 0.06 (0.07) |
| 일인가구 비율 | | 0.16** (0.06) | | 0.07 (0.07) |
| 독거노인 비율 | | | 0.23** (0.11) | -0.21 (0.17) |
| 관측치 | 2,519 | 1,603 | 1,603 | 1,603 |
| R ² | 0.9447 | 0.9205 | 0.9204 | 0.9215 |

주: 괄호는 표준오차임. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

14) 일인가구 비율, 독거노인 비율 등의 경우 자료가 존재하지 않는 2011~2014년은 분석에서 제외하였다.

위 모형들을 통해 볼 때 지역별 빈곤율 결정에 대해 지역의 평균적 소득 수준보다는 소득 불평등이 더 안정적인 설명력을 보이는 것을 확인할 수 있다. 또한 인구 관련 특성 가운데에는 노인인구의 비율이 빈곤율을 결정하는 데 미치는 영향이 다른 변수들에 비해 더 큰 것을 확인할 수 있었다.

위 분석에서 빈곤율에 영향을 미치는 다른 경제·사회 지표로는 인구 특성 변수들만 포함시켰으나 이 밖에도 다양한 지표들을 이용하여 모형을 구성할 수 있을 것이다. 예를 들어, 지역의 고용 사정이 빈곤율에 미치는 영향은 직접적이라고 할 수 있다. 그런데 광역시의 구·군 단위 지역별 고용 지표는 최근 연도에만 자료가 존재한다는 제약이 있었다. 지역별 빈곤율 감소의 정책적 함의를 직접적으로 도출하기 위해서는 지역별 사회복지 지출 비율 등을 사용할 수 있다. 그런데 본 연구에서 사용한 빈곤율이 일차 소득을 이용하여 구한 값이어서 공적 이전소득의 효과를 측정하기에는 적절하지 않다. 향후 가구 가처분소득 정보를 이용하거나 다양한 공적 이전소득 관련 정보를 이용할 수 있다면 더욱 풍부한 정책적 함의를 찾을 수 있는 다양한 분석이 가능할 것이다.

제7절 소결

이 장에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>상의 지역 구분 변수를 이용하여 시·도별 및 시·군·구별 소득수준 및 소득분배 실태를 분석하였다. 자료가 갖고 있는 한계, 즉 소득원천 전체를 포괄하지 못한다는 점과 저소득층의 소득 파악에 한계가 있음을 고려할 때 이 장의 분석에서 제시된 내용이 실제 지역별 소득 실태를 보여주는 데는 제약이 있을 수 있다. 그러나 이런 점을 고려하더라도 지역 단위의 미시자료를 이용한 소득 분석이 극히

제한적이었음을 고려한다면 이 장의 분석은 지역 간 소득 비교를 넘어서 시사하는 바가 있다고 생각한다.

무엇보다도 지역의 경제·사회적 지표와 가구 평균소득이 갖는 상관 관계를 고려한다면, 지역 단위의 분석에서 일인당 지역총생산만을 유일한 소득 지표로 삼는 것은 매우 한계가 있다는 점을 인식할 필요가 있다. 무엇보다도 지역 소득수준의 향상이나 빈곤 및 불평등 완화는 지역 단위의 경제·사회정책에서 핵심적 정책이 될 수밖에 없다. 자료의 제약으로 인해 정책을 수립하거나 평가하는 데 한계가 있었다면, 이를 극복하기 위해서라도 지역 단위의 미시 소득 정보를 활용할 수 있도록 하는 자료 생산 및 이용 체계를 마련해야 할 것이다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제6장

소득수준에 따른 사망률 차이

제1절 분석 개요

제2절 분석 결과

제3절 소결

제 6 장 소득수준에 따른 사망률 차이

제1절 분석 개요

1. 분석 목적

전 국민 건강보험 자료를 활용하여 개인 수준에서 소득과 사망의 관계를 탐색하고 의미를 해석하는 것은 국가 단위 행정자료의 활용 가능성을 제고하는 측면에서 의미가 크다. 특히, 빈곤과 질병의 악순환 트랩에서 소득 격차가 건강 격차로 이어지는 관련성에 대한 지속적 모니터링은 사회정책의 성과로서 건강 불평등 수준의 변화를 점검하는 실증적 근거 기반으로써 필요성도 높다. 하지만 건강 성과는 단순히 의료적 성과뿐 아니라 사회 정책적 개입의 성과로 달성되는 최종의 결과이므로 성과 관리에 있어서 사회 정책적 개입이 작용하는 가구 단위에서 개인의 소득수준이 측정되고 통제될 필요가 있다(강신욱 외, 2022).

건강보험공단은 고유의 사업 운영을 위하여 건강보험증이 발급되는 세대를 주요한 사업 단위로 하여 행정자료를 구축하고 있다. 핵심 사업인 보험료 부과 및 피보험자 관리를 위하여 국세청 소득신고 자료, 행정안전부 주민등록 세대 정보를 정기적으로 연계하여 전 국민 자격 데이터를 구축하고 있다. 소득 활동을 하는 개인은 일자리 조건과 급여 수준에 따라 직장 가입자, 직장 피부양자, 지역 세대주, 지역 세대원, 의료급여 수급자로 분류될 수 있으며, 모두 일정 수준 이상의 부담능력을 갖추게 되면 건강보험증을 분리하여 독립적인 건강보험증 세대가 될 수 있다. 이러한 이유로 건강보험증 세대는 사회 정책적 성과를 측정하는 거주 및 생활공동체

로서 가구의 개념과 차이가 있을 수 있다.

사회 정책적 측면에서 가구는 거주 및 생활을 같이하는 공동체로서, 개인의 소득은 개인이 속한 가구 단위로 합산된 소득을 가구원 수의 제공근으로 나눈 균등화 소득으로 측정되는 것이 일반적이다. 따라서 가구를 정의하는 세부 방식, 즉 포함되는 가족관계, 소득 종류 등 세부 기준에 따라 개인의 소득수준은 달리 측정될 수 있다.

이 연구는 2년간 단계적으로 진행되었다. 2022년 연구에서는 2020년 단년도 자료를 활용하여 다섯 개의 가구를 정의하는 대안에 따라 소득수준에 따른 사망률 변화의 패턴을 비교함으로써, 대안별로 유사성을 확인하고 대안의 비교 범위를 좁히는 탐색적 분석을 수행했다. 1차 연도 결과에서, 대안 1과 5, 대안 2~4가 서로 유사한 수준을 보였다(강신욱 외, 2022). 대안 5와 대안 4는 각각 건강보험증 세대와 주민등록세대를 가구로 정의한 대안이고, 나머지 대안들은 각각에 대해 유사한 패턴으로 그룹화되었다. 2차 연도 연구에서는 거주와 생활공동체의 개념을 최대한 반영한 가구 대안 2를 중심으로 실용적인 분석 사례를 구축하고자 한다.

대안 2는 주민등록세대 정보를 기반으로 가족관계가 아닌 동거인을 제외하여 동일 세대를 구성하고, 다른 주소에 거주하더라도 세대주의 건강보험증에 귀속된 피부양자 비속(자녀)을 추가하여 하나의 가구로 정의하고 있다.

이 분석의 목적은 2009~2021년 장기 자료를 활용하여 소득수준에 따른 사망률의 차이를 확인하고, 건강보험증 세대 기준을 적용한 결과와 비교하여 결과의 안정성을 검토하는 것이다. 이를 통해 국가 단위 건강성과지표 생산을 위한 건강보험 행정자료 활용에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

2. 소득수준과 사망률의 관계

소득수준과 사망률의 관련성은 보건학, 사회학, 경제학의 전 영역에 걸쳐 광범위한 연구 주제로 다루어져 왔다. 소득이 높은 개인들은 사망률이 낮아지고 소득이 낮은 사람들은 높은 사망률을 갖는 경향은 오래된 소득과 사망률의 관련성이다.

전 국민 행정자료를 이용하여 개인의 소득수준과 사망위험의 관계를 실증적으로 분석한 연구 결과는 상대적으로 많지 않다. 이는 전 국민을 대상으로 개인 수준의 상병 및 사망 정보를 구축하고 이를 사회경제적 정보와 연계하는 것이 쉽지 않으며, 더구나 일반 연구자의 접근과 활용이 쉽지 않기 때문이다.

국가 행정자료를 활용한 연구로, 핀란드 국세청과 사회보험국 자료 및 인구 센서스의 사망 정보를 연계하여 30세 이상 성인남녀를 분석한 결과, 전체적으로 모든 원인에 의한 사망률이 가처분 소득 1분위 대비 10분위(소득 낮음)에서 남자는 약 2.37배, 여자는 약 1.73배 높았다(Martikainen, Mäkelä, Koskinen, & Valkonen, 2001).

Sabanayagam & Shankar(2012)는 미국 3기 국민건강영양조사와 국가 보건통계센터의 사망자료를 연계하여 20세 이상 성인에서 전체 사망률과 빈곤소득 비율의 연관성을 분석한 결과, 소득수준이 가장 높은 4분위에서 사망률이 가장 낮고, 소득분위가 낮아질수록 사망률이 유의하게 증가하는 연관성을 보고했다.

최근 Gleib, Lee & Weinstein(2022)은 소득수준에 따른 사망률의 격차가 선형적이지 않고 극단의 격차가 심화하는 가능성을 제시했다. 1995년부터 1996년까지 미국 본토 거주자 중 6,320명을 2021년까지 약 18년간 추적한 코호트 자료에서 사회경제적 특성을 통제하여 연관성을 분석한

결과, 65세 미만 집단에서 생존확률(Probability of survival)이 40세 이상 구간부터 소득 구간별로 차이를 보이기 시작했으며, 소득수준이 높을수록 생존율이 높아지는 연관성을 확인했다. 이러한 소득수준에 따른 사망률 격차는 65~85세 연령군에서 더욱 뚜렷해지고 중간층 소득 구간에서의 차이는 미비해져 소득수준이 가장 낮은 집단에 비해 가장 높은 (\$300,000 이상) 집단의 생존확률이 19%포인트 더 높은 결과를 보였다.

한편, 국내에서도 2010년대 후반부터 빅데이터 열풍이 불기 시작하면서 공공기관들은 각 기관이 보유하고 있는 행정 빅데이터에 대한 연구자의 접근성을 확대해 왔다(강신욱 외, 2022).

강민진과 손강주(2018)는 국민건강보험공단 표본 코호트 2.0 자료를 활용하여, 소득 3분위에 따른 암, 뇌졸중, 심근경색 환자의 사망률을 분석했다. 대체로 중·고소득층의 사망위험비(Hazard ratio)는 저소득층에 비해 낮아지는 경향성을 보고했다.

국민건강보험공단 맞춤형 자료(2007~2018)를 활용한 김동준(2020)의 연구는 조기 대장암 환자의 소득수준이 사망에 미치는 영향 분석에서, 연령별(50대, 60대, 70대) 조기 대장암 환자의 사망위험비가 고소득 집단보다 저소득 집단에서 더 높다고 보고했다. 강정희, 김철웅, 권순석(2022)은 암등록자료와 국민건강보험공단의 부과자료를 연계 분석한 다음, 소득수준 81% 이상 집단에서 20% 이하 소득 집단보다 위암 5년 생존율과 대장암 5년 생존율이 유의하게 증가했다고 보고했다.

최근 연구들은 소득수준에 따라 사망률이 선형적으로 증가하기보다는 최저소득과 최고소득 간의 격차가 증가하고 이러한 차이가 고령층에서 심화되는 현상을 부각시키고 있다(Glei et al., 2022; 강정희 외, 2022).

3. 분석 방법 및 내용

이 연구를 위해 건강보험공단이 가구 정의 대안별로 구축한 전체 개인 단위 DB(맞춤형 소득-재산 DB) 중 2011년부터 2021년도까지 구축된 DB를 활용하였다.

분석 대상인 가구 2안과 결과의 민감도 분석을 위한 가구 5안을 적용하여 가구를 정의하고, 가구 단위로 합산된 소득을 가구원 수의 제곱근으로 균등화 개인소득을 갖게 했다. 무소득자를 포함하여 균등화 개인소득의 분포에서 10분위를 구분했다.

가구원 수가 10인 이상인 경우를 제외하여 균등화 개인소득을 산출하고, 이 중 30세 이상인 개인만을 분석 대상으로 하였다. 대상자의 나이는 '30세~40세 미만', '40세~50세 미만', '50세~60세 미만', '60세 이상~70세 미만', '70세 이상'으로 구분하였다. 사망 여부는 전체 원인의 사망을 포함하여 개인 단위로 통계청 사망 일자를 연계하여 해당 연도를 기준으로 구분하였다.

연도별로 소득 10분위에 따른 사망률 차이를 분석하였다. 사망률 차이를 평가하는 척도는 상대격차를 적용하였다. 연도별 상대격차가 2009년 이후 2021년까지 어떻게 변화해 왔는지 추이를 확인했다. 이 경우는 매년 대상자 구성에 차이가 있을 수 있다. 이에 분석 대상을 고정하여 장기적으로 사망률의 차이가 있는지 비교하였다. 2009년 대상자에 대해 기준 소득 10분위 수준을 고정하고 이들의 2021년까지 누적 사망률의 차이를 비교하였다. 마지막으로 건강보험증 세대를 적용한 가구균등화 개인소득을 반영한 결과와 비교하여 소득수준에 따른 사망률 차이에 대한 결과의 안정성을 검토하였다.

제2절 분석 결과

1. 연도별 소득수준에 따른 사망률 차이의 변화

2009년부터 2021년까지 개인이 속한 가구의 구성원이 10인 미만이고 30세 이상인 경우만 분석에 포함되었다.

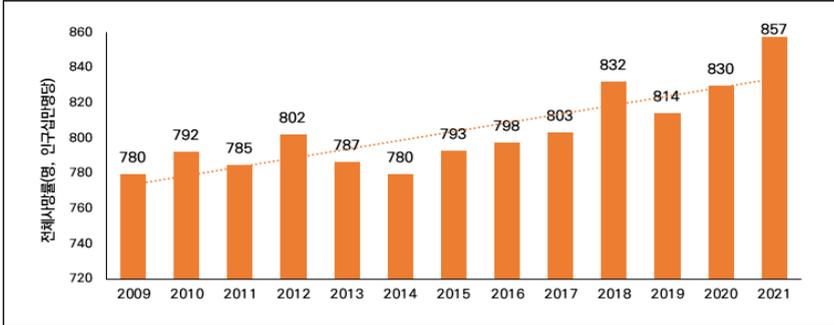
〈표 6-1〉 연도별 소득분위별 분석 대상

(단위: 천 명)

| 연도 | 균등화 개인소득 10분위(최저-최고) 대상자 | | | | | | | | | | 전체 |
|------|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | 6분위 | 7분위 | 8분위 | 9분위 | 10분위 | |
| 2009 | 3,463 | 3,380 | 3,341 | 2,998 | 2,925 | 2,914 | 2,883 | 2,858 | 2,840 | 2,970 | 30,572 |
| 2010 | 3,536 | 3,370 | 3,446 | 3,067 | 2,999 | 2,984 | 2,953 | 2,932 | 2,904 | 3,031 | 31,224 |
| 2011 | 3,626 | 3,443 | 3,529 | 3,088 | 3,064 | 3,056 | 3,024 | 2,999 | 2,978 | 3,058 | 31,865 |
| 2012 | 3,735 | 3,553 | 3,559 | 3,127 | 3,131 | 3,116 | 3,084 | 3,063 | 3,034 | 3,116 | 32,519 |
| 2013 | 3,820 | 3,661 | 3,562 | 3,175 | 3,191 | 3,171 | 3,142 | 3,119 | 3,091 | 3,167 | 33,101 |
| 2014 | 3,912 | 3,752 | 3,571 | 3,229 | 3,254 | 3,225 | 3,193 | 3,169 | 3,146 | 3,207 | 33,656 |
| 2015 | 4,007 | 3,827 | 3,600 | 3,280 | 3,304 | 3,262 | 3,231 | 3,209 | 3,189 | 3,243 | 34,153 |
| 2016 | 4,085 | 3,890 | 3,628 | 3,327 | 3,349 | 3,301 | 3,275 | 3,243 | 3,224 | 3,280 | 34,601 |
| 2017 | 4,160 | 3,949 | 3,639 | 3,378 | 3,389 | 3,335 | 3,308 | 3,272 | 3,258 | 3,321 | 35,009 |
| 2018 | 4,231 | 4,001 | 3,666 | 3,429 | 3,429 | 3,367 | 3,338 | 3,299 | 3,292 | 3,351 | 35,405 |
| 2019 | 4,305 | 4,050 | 3,703 | 3,459 | 3,461 | 3,398 | 3,362 | 3,328 | 3,327 | 3,385 | 35,778 |
| 2020 | 4,370 | 4,110 | 3,769 | 3,516 | 3,516 | 3,440 | 3,404 | 3,376 | 3,380 | 3,443 | 36,324 |
| 2021 | 4,394 | 4,130 | 3,846 | 3,555 | 3,555 | 3,474 | 3,432 | 3,408 | 3,413 | 3,474 | 36,682 |

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

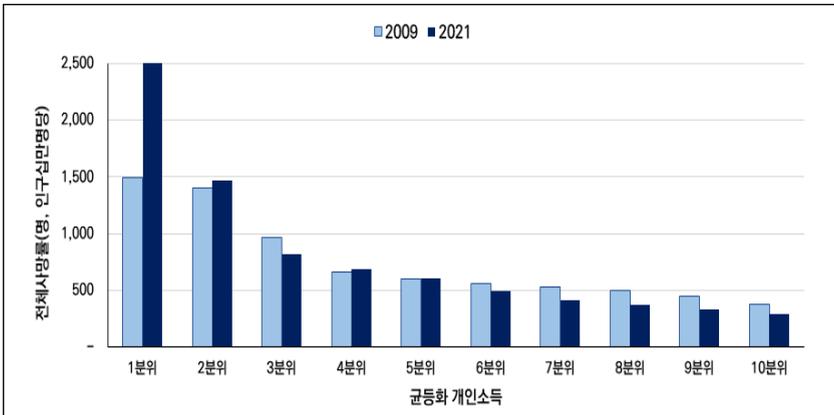
[그림 6-1] 연도별 사망률의 변화



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

2009년 이후 2021년까지 전체 사망률은 증가하는 추세이다. 이러한 추세는 2009년 대비 2021년 최저소득 1분위의 사망률이 큰 폭으로 증가한 영향으로 보인다. 반면에 같은 기간, 최고소득 10분위의 사망률은 감소했다.

[그림 6-2] 균등화 개인소득 10분위별 사망률의 변화(2009년과 2021년 비교)



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

최저소득 대비 최고소득 분위의 사망률 비(ratio)로 측정하는 상대격차는 2009년 3.98에서 2021년 8.71배까지 3배 가까이 증가했다. 2009년에는 최저소득 사망률이 최고소득 사망률의 3.98배였는데 2021년까지 격차가 지속해서 벌어져 8.71배까지 증가했다.

균등화 개인소득 분위별로 인구 십만 명당 사망률의 변화를 2009년부터 2021년까지 비교하면, 6분위 이상에서는 감소하고 있으며 고소득 층으로 소득분위가 상승할수록 감소 폭이 비례적으로 증가하고 있다. 소득 6분위는 2021년에 2009년의 88% 수준, 소득 10분위는 2009년 대비 77% 수준으로 감소했다. 5분위부터 1분위로 낮아질수록 사망률은 더 큰 폭으로 증가했다.

〈표 6-2〉 연도별 사망률의 상대격차 변화

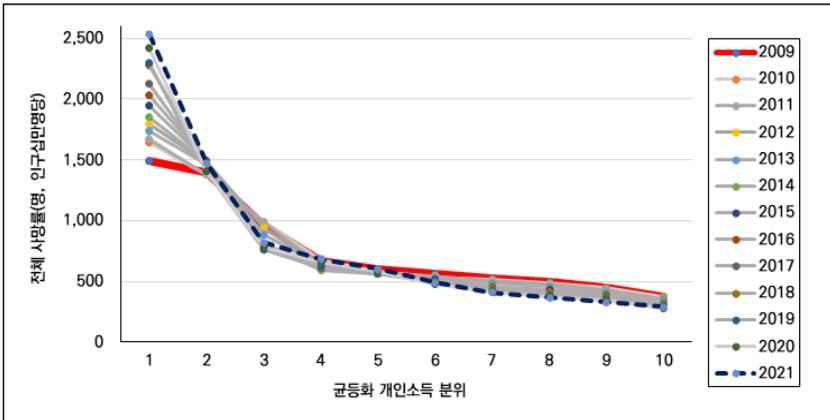
(단위: 인구 십만 명당)

| 연도 | 균등화 개인소득 10분위(최저-최고)별 전체 사망률 | | | | | | | | | | 상대격차 10분위/1분위 |
|----------------|------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------------|
| | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | 6분위 | 7분위 | 8분위 | 9분위 | 10분위 | |
| 2009 | 1,497 | 1,397 | 961 | 665 | 602 | 561 | 527 | 498 | 448 | 376 | 3.98 |
| 2010 | 1,645 | 1,379 | 994 | 673 | 586 | 539 | 517 | 489 | 451 | 378 | 4.36 |
| 2011 | 1,674 | 1,376 | 991 | 632 | 576 | 535 | 505 | 476 | 434 | 359 | 4.67 |
| 2012 | 1,795 | 1,479 | 943 | 617 | 573 | 545 | 501 | 472 | 412 | 354 | 5.07 |
| 2013 | 1,736 | 1,463 | 882 | 629 | 582 | 537 | 486 | 458 | 414 | 353 | 4.93 |
| 2014 | 1,852 | 1,482 | 812 | 595 | 561 | 512 | 463 | 431 | 396 | 327 | 5.67 |
| 2015 | 1,950 | 1,494 | 806 | 609 | 565 | 518 | 454 | 427 | 388 | 316 | 6.17 |
| 2016 | 2,029 | 1,490 | 794 | 610 | 564 | 500 | 448 | 414 | 377 | 318 | 6.38 |
| 2017 | 2,124 | 1,473 | 764 | 611 | 568 | 498 | 439 | 401 | 377 | 312 | 6.80 |
| 2018 | 2,277 | 1,481 | 785 | 637 | 587 | 496 | 443 | 413 | 376 | 320 | 7.12 |
| 2019 | 2,295 | 1,411 | 760 | 633 | 572 | 486 | 420 | 383 | 359 | 298 | 7.71 |
| 2020 | 2,425 | 1,407 | 781 | 661 | 582 | 475 | 416 | 372 | 346 | 282 | 8.61 |
| 2021 | 2,534 | 1,471 | 822 | 682 | 605 | 492 | 412 | 368 | 327 | 291 | 8.71 |
| '21/'09 | 1.69 | 1.05 | 0.86 | 1.03 | 1.00 | 0.88 | 0.78 | 0.74 | 0.73 | 0.77 | |

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

2009년 이후 2021년까지 소득계층이 높아질수록 사망률이 감소하고, 소득계층이 낮아질수록 사망률이 증가하여 소득수준과 사망률 차이 간의 역의 연관성은 증가하고 있다.

[그림 6-3] 균등화 개인소득 10분위별 사망률의 변화(2009년과 2021년 비교)



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

2. 2009년 소득 10분위별 장기 누적 사망률 차이

가. 대상자 특성에 따른 2009년 소득분위별 사망률 차이

2009년 현재, 대상자의 소득분위별 사망률 차이를 성별과 연령군에 따라 비교하면 다음과 같다. 남성에서는 최하위 소득 1, 2분위의 사망률이 가장 높고, 소득 4분위까지 급격히 감소한 후, 최상위 소득 분위까지 지속해서 사망률이 감소한다.

〈표 6-3〉 2009년 대상자의 소득분위별 사망률

(단위: 인구 십만 명당)

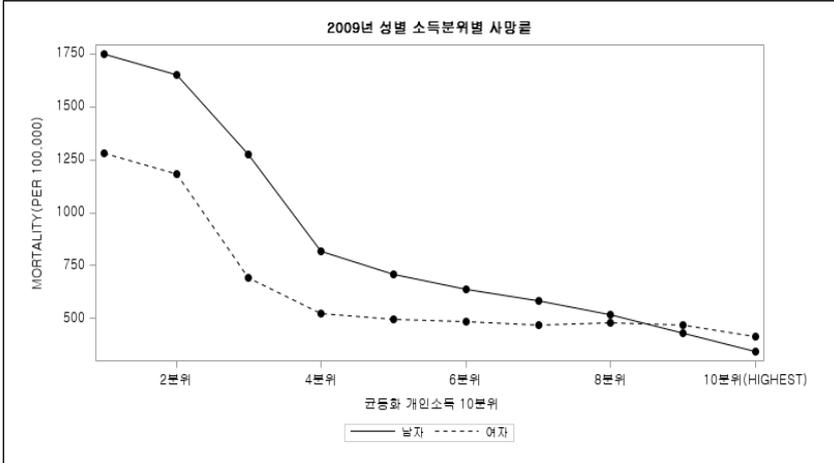
| 소득분위 | 남자 | | | | | 여자 | | | | |
|------|-------------|-----|-------|-------|--------|-------------|-----|-----|-------|-------|
| | 연령군(30세 이상) | | | | | 연령군(30세 이상) | | | | |
| | <40 | <50 | <70 | <80 | 80<= | <40 | <50 | <70 | <80 | 80<= |
| 1분위 | 269 | 627 | 1,649 | 5,628 | 12,512 | 143 | 232 | 694 | 2,612 | 8,575 |
| 2분위 | 226 | 529 | 1,417 | 5,106 | 12,370 | 121 | 176 | 567 | 2,518 | 8,532 |
| 3분위 | 160 | 315 | 1,108 | 4,121 | 12,032 | 82 | 113 | 422 | 2,011 | 9,493 |
| 4분위 | 126 | 270 | 899 | 3,852 | 11,970 | 69 | 98 | 326 | 2,242 | 9,021 |
| 5분위 | 104 | 263 | 899 | 3,607 | 11,725 | 55 | 100 | 297 | 2,289 | 9,062 |
| 6분위 | 92 | 222 | 927 | 3,841 | 11,402 | 55 | 95 | 322 | 2,042 | 9,062 |
| 7분위 | 75 | 178 | 980 | 3,794 | 11,950 | 45 | 90 | 346 | 1,923 | 8,834 |
| 8분위 | 65 | 150 | 902 | 3,810 | 11,493 | 44 | 77 | 345 | 1,829 | 8,442 |
| 9분위 | 54 | 118 | 761 | 3,773 | 10,948 | 42 | 75 | 329 | 1,783 | 7,944 |
| 10분위 | 53 | 110 | 523 | 3,199 | 10,323 | 37 | 69 | 258 | 1,721 | 7,288 |

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

여성에서는 중간 소득분위에서의 사망률 차이가 작아지고, 최상위 소득분위에서 사망률이 감소하는 변화를 보인다. 남성에 비해 여성에서 상대적으로 선형적 관련성은 약해진다. 하지만 최하위 소득 1, 2분위와 최상위 소득 10분위 간 사망률 차이는 여전히 컸다(〈표 6-3〉, [그림 6-4]).

[그림 6-4] 소득분위별 2009년 사망률의 성별 비교

(단위: 인구 십만 명당)

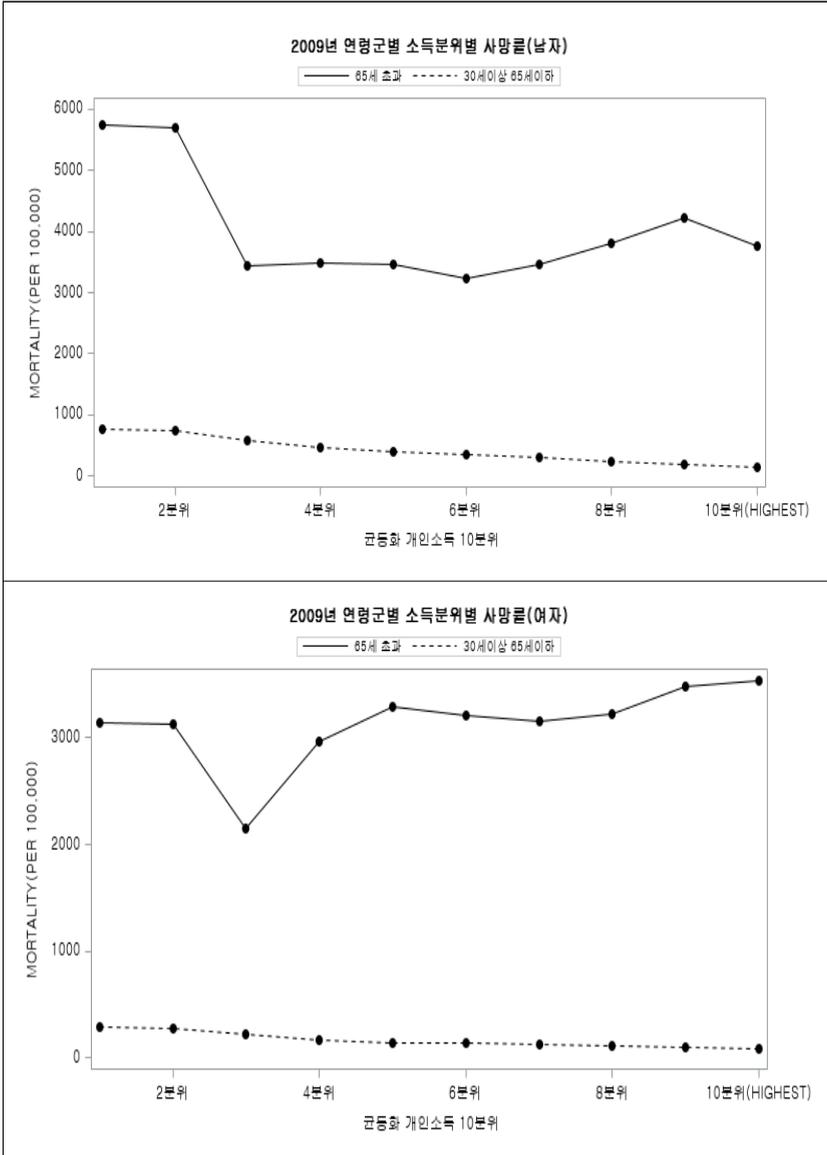


자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

2009년 대상자에 소득분위별 사망률의 변화를 성별, 연령구간별로 비교하면, 남성과 여성 모두에서 연령이 증가할수록 사망률이 증가하는 것을 확인할 수 있다(〈표 6-3〉). 비교의 편의를 위해 65세를 기준으로 연령군을 구분해서 [그림 6-5]와 같이 소득분위별 사망률 변화를 비교하면, 상대적으로 65세 초과 연령군에서는 선형의 관계를 확인하기 어렵다. 65세 이하 연령군에서는 남성과 여성 모두에서 소득분위가 증가할수록 사망률이 감소하는 선형의 관련성을 보인다.

[그림 6-5] 2009년 소득분위별 사망률의 성별 연령별 비교

(단위: 인구 십만 명당)



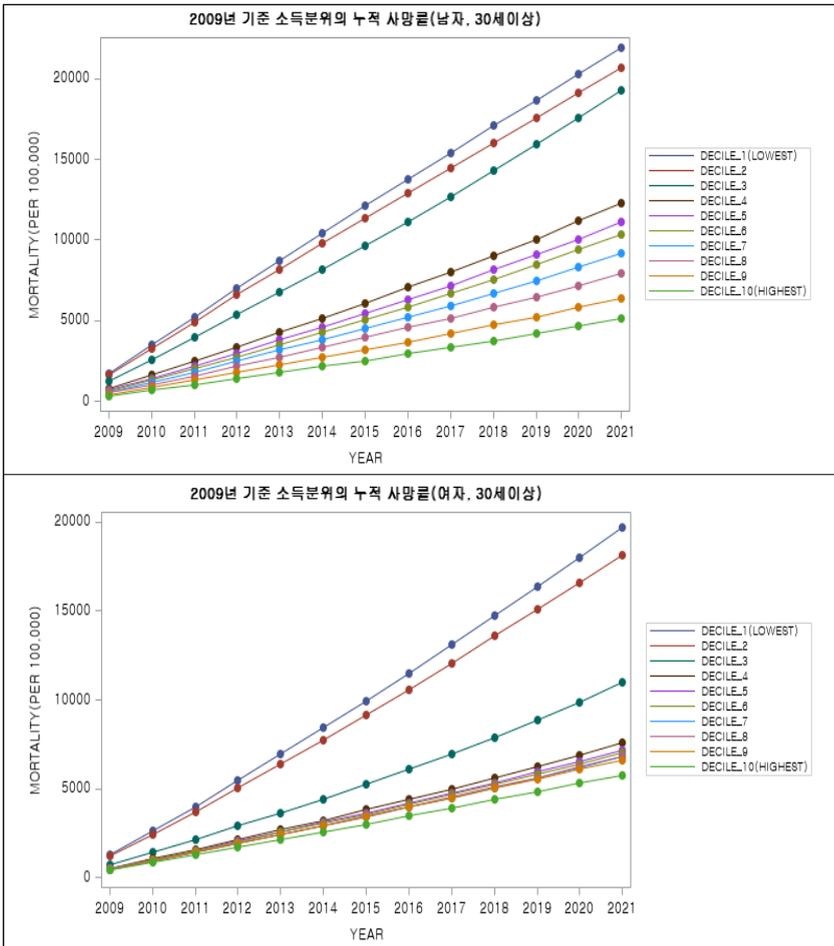
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

나. 2009년 기준 소득분위별 2021년까지 누적 사망률 차이

2009년 대상자에 대해 균등화 개인소득 분위를 구분하고, 분위별로 2021년까지 연도별 누적 사망률을 추적하여 비교하였다.

[그림 6-6] 2009년 기준 소득10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 성별

(단위: 인구 십만 명당)

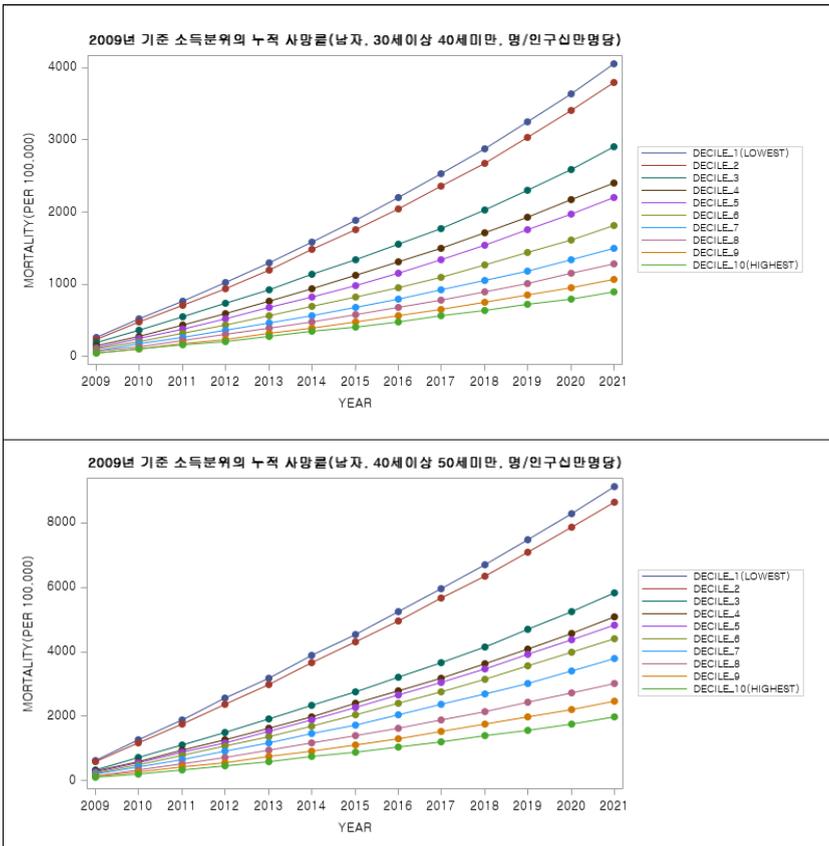


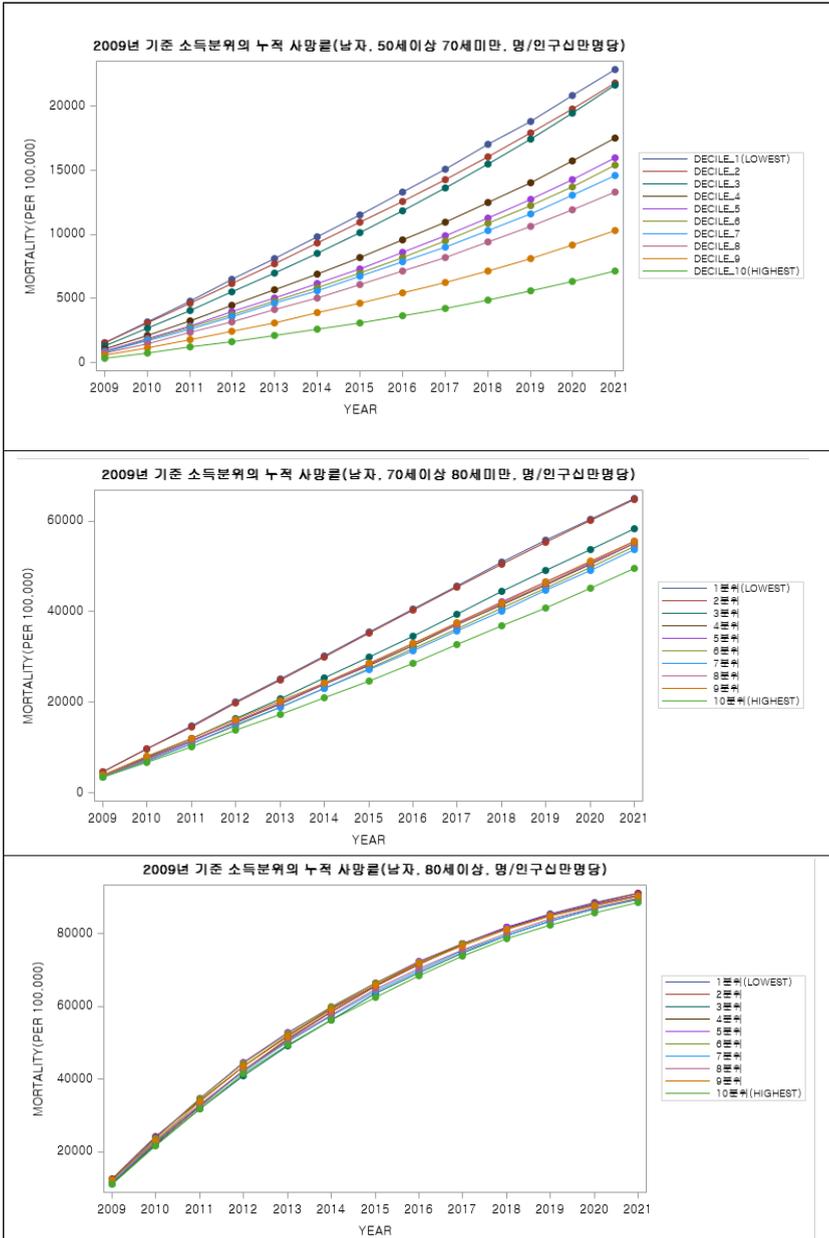
자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

남성에서는 하위 소득 1~3분위의 사망률과 기타 소득분위 사망률 수준이 두 개의 그룹으로 구분되는 반면, 여성에서는 하위 1, 2분위, 하위 3분위, 기타 분위, 최상위 분위로 사망률 수준이 구분되었다. 아울러, 최하위와 최상위 분위 간의 사망률 차이는 더욱 벌어지고 있다(그림 6-6).

남성에서 연령별 그룹을 세분해서 비교하면, 남성에서는 50세 이후 소득 3분위 사망률이 소득 1, 2분위 수준으로 증가하고 있다(그림 6-7).

[그림 6-7] 2009년 기준 소득 10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 남성, 연령별 (단위: 인구 십만 명당)



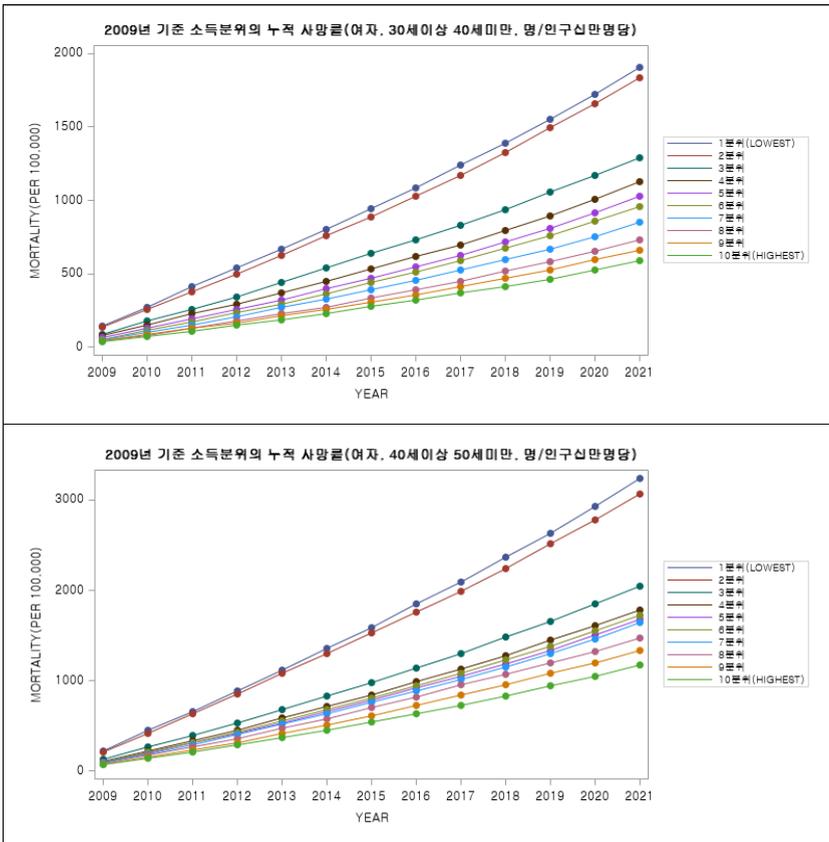


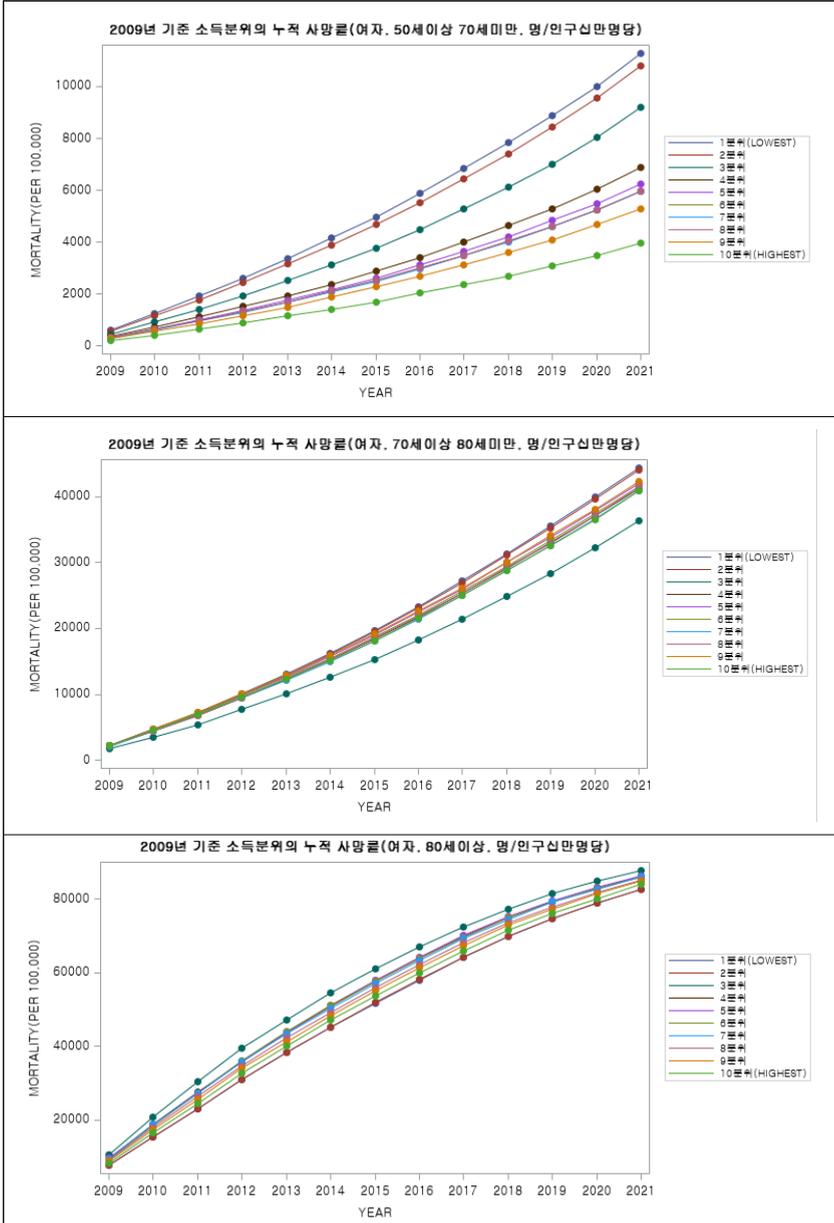
자료: 국민건강보험공단. (각 연도) 맞춤형 소득-재산 DB.

80세 이상을 제외하고 최고 소득분위의 사망률은 가장 낮은 수준을 유지하고 있다. 80세 이상에서는 소득분위 간 사망률의 차이가 거의 없다.

여성에서 연령별 그룹을 세분해서 비교하면, 50세 이후 소득 3분위 사망률이 남성에서만 증가하지는 않는다. 70대에서 최고 소득분위가 현저하게 사망률 수준이 낮고, 상대적으로 다른 소득분위들은 그 차이가 작아진다.

[그림 6-8] 2009년 기준 소득 10분위별 장기(2009~2021) 누적 사망률: 여성, 연령별 (단위: 인구 십만 명당)





자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

3. 가구 정의 대안에 따른 소득수준과 사망률의 관련성 비교

이 연구에서 적용한 가구는 주민등록 세대 정보에 주소가 다르더라도 건강보험증 피부양자 관계에 있는 비속을 결합하여 정의하였다. 이 결과와 건강보험증 세대를 가구로 정의한 대안을 적용한 결과를 비교하여 소득 수준에 따른 사망률 차이에 대한 결과의 안정성을 검토하였다.

가. 연도별 소득수준과 사망률 차이에 대한 비교

건강보험증 세대를 기준으로 가구를 정의하고 동일한 분석을 시행한 결과와 비교했을 때도 소득수준에 따른 사망률 차이는 유사한 관련성을 보였다.

〈표 6-4〉 건강보험증 세대를 가구로 적용한 연도별 사망률의 상대격차 변화

(단위: 인구 십만 명당)

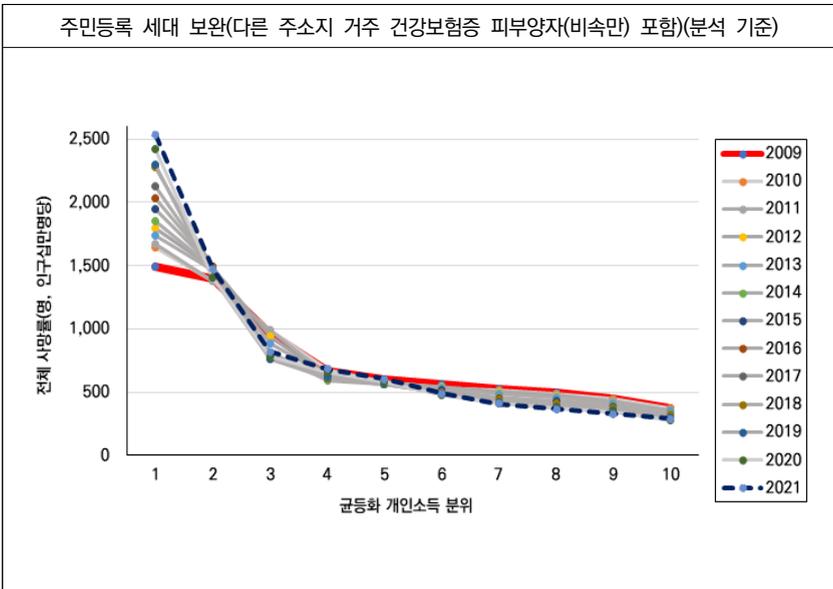
| 연도 | 균등화 개인소득 10분위(최저-최고)별 전체 사망률 | | | | | | | | | | 상대격차 10분위/1분위 |
|------|------------------------------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------------------|
| | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | 6분위 | 7분위 | 8분위 | 9분위 | 10분위 | 건강보험증 |
| 2009 | 1,321 | 1,134 | 726 | 581 | 594 | 603 | 654 | 715 | 765 | 669 | 1.97 |
| 2010 | 1,436 | 1,122 | 725 | 566 | 578 | 601 | 658 | 726 | 779 | 693 | 2.07 |
| 2011 | 1,480 | 1,114 | 669 | 550 | 573 | 598 | 646 | 716 | 769 | 689 | 2.15 |
| 2012 | 1,577 | 1,168 | 617 | 560 | 576 | 604 | 652 | 732 | 771 | 712 | 2.21 |
| 2013 | 1,494 | 1,089 | 616 | 583 | 580 | 608 | 647 | 720 | 769 | 711 | 2.10 |
| 2014 | 1,623 | 1,064 | 567 | 551 | 565 | 584 | 622 | 712 | 764 | 686 | 2.37 |
| 2015 | 1,711 | 1,034 | 560 | 567 | 572 | 603 | 638 | 716 | 768 | 692 | 2.47 |
| 2016 | 1,784 | 1,002 | 556 | 575 | 577 | 589 | 623 | 716 | 774 | 701 | 2.55 |
| 2017 | 1,863 | 974 | 563 | 578 | 577 | 582 | 626 | 710 | 767 | 701 | 2.66 |
| 2018 | 2,009 | 932 | 577 | 602 | 594 | 613 | 642 | 722 | 795 | 721 | 2.79 |

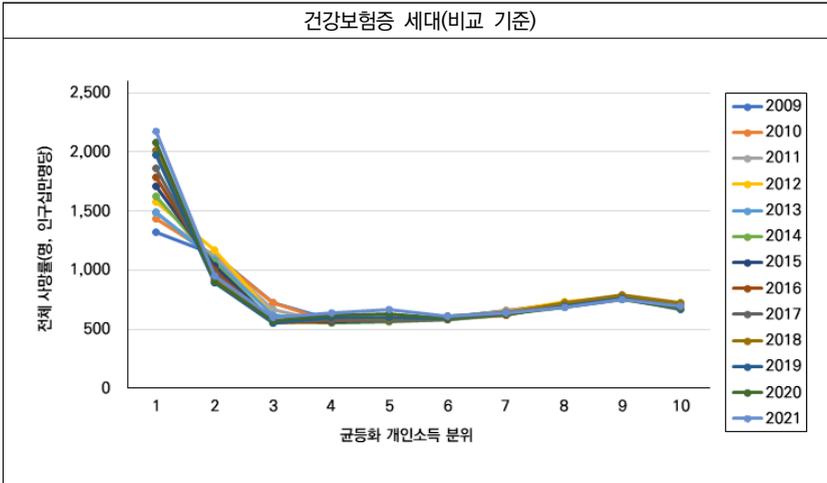
| 연도 | 균등화 개인소득 10분위(최저-최고)별 전체 사망률 | | | | | | | | | | 상대격차 10분위/1분위 |
|---------|------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------------------|
| | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 | 5분위 | 6분위 | 7분위 | 8분위 | 9분위 | 10분위 | 건강보험증 |
| 2019 | 1,979 | 892 | 558 | 605 | 605 | 592 | 634 | 694 | 762 | 682 | 2.90 |
| 2020 | 2,076 | 904 | 572 | 623 | 633 | 596 | 629 | 687 | 752 | 678 | 3.06 |
| 2021 | 2,178 | 949 | 605 | 639 | 667 | 608 | 638 | 689 | 755 | 693 | 3.14 |
| '21/'09 | 1.65 | 0.84 | 0.83 | 1.10 | 1.12 | 1.01 | 0.98 | 0.96 | 0.99 | 1.04 | |

자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

분석 결과와 비교했을 때, 건강보험증 세대를 적용한 결과에서 6분위 이상 상위 소득분위는 2009년부터 2021년 사이 사망률 수준의 변화가 상대적으로 적어 연도별 선이 거의 일치했다. 이는 [그림 6-9]에서도 확인된다.

[그림 6-9] 가구 기준 대안에 따른 소득분위별 사망률 차이의 연도별 변화

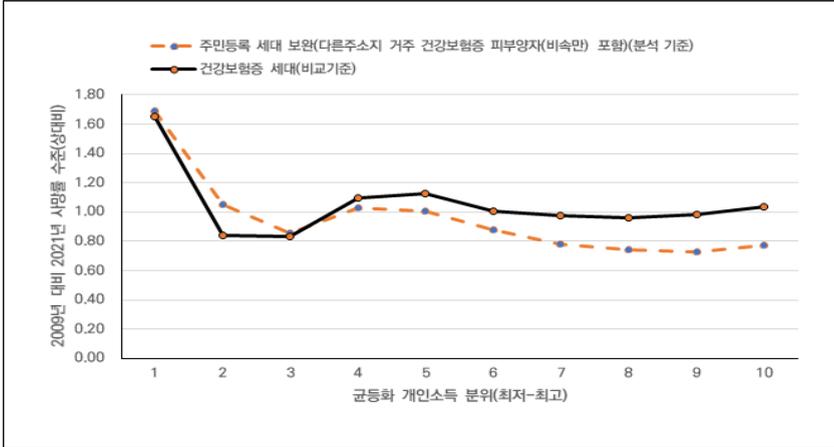




자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

대안에 따라 소득분위별 2009년 대비 2021년 사망률의 상대수준을 비교하면, 건강보험증 세대를 적용한 결과에서는 소득 6분위 이후 상대비가 1.0에 근사한 수준을 유지하는 반면, 분석 결과에서는 5분위부터 분위가 상승하면서 2009년부터 2021년에 사망률 수준이 감소하는 경향을 보여준다.

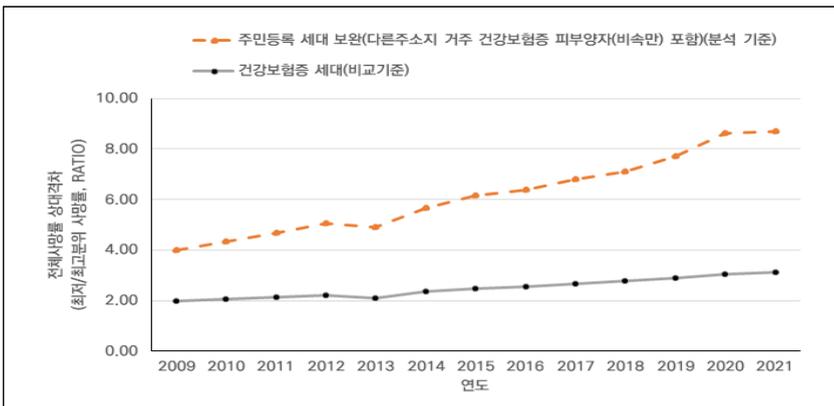
[그림 6-10] 가구 기준 대안에 따른 소득분위별 2009~2021 사망률 수준 변화



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

이와 관련하여 가구 기준 대안별 연도별 사망률의 상대격차 비교에서도 본 분석의 결과에 비해 건강보험증 기준을 적용할 때 연도별 상대격차의 확대 정도가 작다.

[그림 6-11] 가구 기준 대안에 따른 연도별 사망률 상대격차 변화

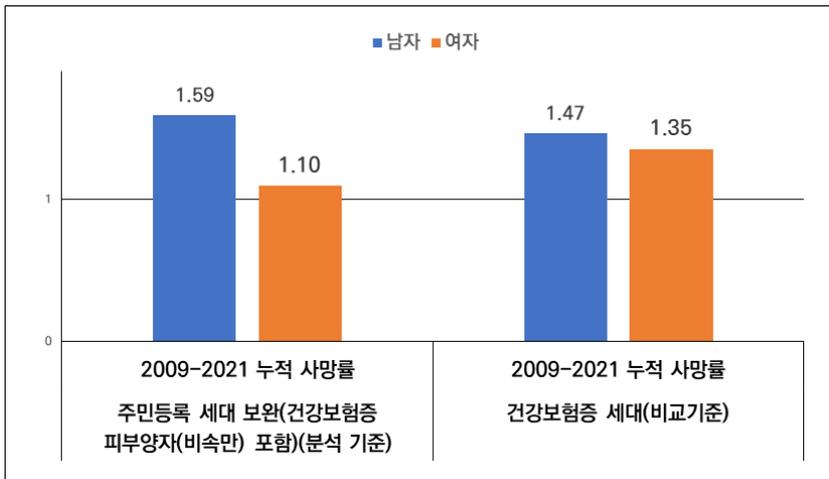


자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

나. 2009년 기준 소득수준과 누적 사망률 차이에 대한 비교

건강보험증 세대로 가구 기준을 달리해도 2009년 기준 2021년까지 누적 사망률에서 최고소득의 사망률이 최저소득의 사망률보다 낮았다.

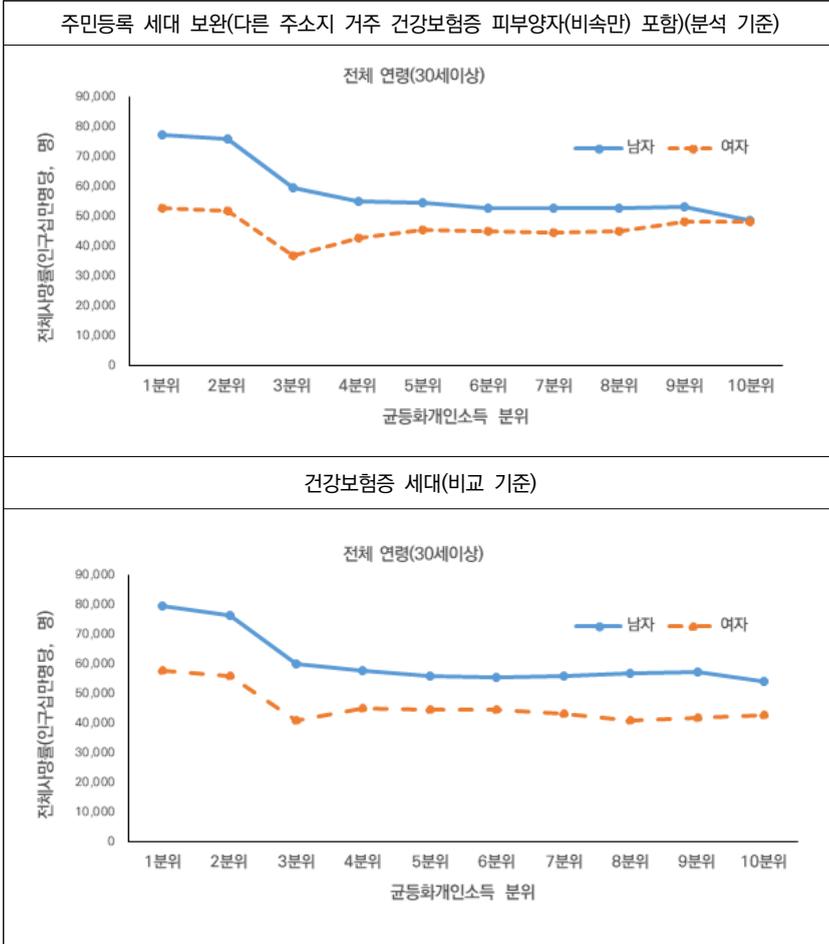
[그림 6-12] 가구 기준 대안에 따른 연도별 누적 사망률의 성별 상대격차 비교



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

건강보험증 세대로 가구 기준을 적용하면 상대적으로 여성에서 소득분위에 따른 사망률 감소 관련성이 더 강해지는 차이가 있지만, 하위 20% 소득수준의 사망률이 가장 높고 상위 10% 수준의 사망률이 상대적으로 낮으면, 중간 소득수준에서는 그 차이가 적은 현상은 동일하다.

[그림 6-13] 가구 기준 대안에 따른 연도별 사망률 상대격차 변화



자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

제3절 소결

2009~2021년 장기 자료를 활용하여 소득수준에 따른 사망률의 차이를 확인하고, 건강보험증 세대 기준을 적용한 결과와 비교하여 결과의 안정성을 검토하였다.

연도별 독립적 비교에서, 최고소득 대비 최저소득의 사망률로 측정하는 상대격차가 2009년 3.98에서 2021년 8.71로 3개 가까이 증가했다.

2009년 대상자의 소득분위별 2021년까지 누적 사망률을 비교한 결과, 남성에서는 하위 소득 1~3분위의 사망률과 기타 소득분위 사망률 수준이 두 개의 그룹으로 구분되는 반면, 여성에서는 하위 1, 2분위, 하위 3분위, 기타 분위, 최상위 분위로 사망률 수준이 구분되었다. 아울러, 50대에서 소득 3분위의 사망률이 급격히 증가하는 현상과 최하위와 최상위 분위 간의 사망률 차이가 더욱 벌어지는 변화를 재확인했다.

건강보험증 세대를 적용한 결과와 비교에서도 다소 정도의 차이는 있지만, 최저 소득분위에서 사망률이 증가하고, 중간 소득분위에서 큰 차이가 없으며, 최고 소득분위에서 사망률이 감소하여 사망률 격차가 증가하는 변화는 같았다.

소득은 성인 사망률의 강력한 예측요인이다. 그러나 소득을 측정하는 것은 단순한 문제가 아니다. 개인의 근로소득 능력을 측정하는 측면에서 개인 수준에서 소득 측정이 선호되고 있지만, 생활 수준을 파악하는 가구 수준에서의 소득 측정이 필요하다. 소득의 측정이 불평등의 측정에 영향을 줄 수 있으므로 측정과 평가의 목적을 구체화하고 그 목적에 맞는 소득 측정을 선택할 수 있어야 한다.



제7장

직장 이전이 가구형태, 경제활동 및 건강에 미치는 영향

제1절 분석 목적 및 개요

제2절 공공기관 지방이전 경과

제3절 데이터

제4절 분석 결과

제5절 소결

제 7 장

직장 이전이 가구형태, 경제활동 및 건강에 미치는 영향

제1절 분석 목적 및 개요

정책 입안자들은 지역의 균형 있는 발전을 위해 공공기관의 입지를 활용하는 경우가 많다. 대표적인 예로서 우리나라에서 2005년부터 국가 균형 발전을 목적으로 실시한 공공기관의 지방이전 정책을 들 수 있다. 해당 정책은 수도권에 과밀화된 공공기관을 여러 지방에 분산 이전시킴으로써 지역 경제를 활성화하는 것을 목표로 한다. 이러한 이전 정책의 성과를 평가하는 데 있어 이전 전후로 지역 경제의 변화를 살펴보는 것과 더불어 비자발적으로 근무지가 이전된 근로자의 후생 변화를 살펴볼 필요가 있다. 근로자가 근무지의 이전에 어떠한 방식으로 사전에 대비하며, 이전 이후에 어떠한 생활의 변화를 겪게 되는지를 밝히는 작업이 필요하다. 근무지의 이전은 생활 지역과 행태의 상당한 변화를 의미하기 때문에 소속 근로자의 노동공급, 건강, 그리고 본인뿐만 아니라 가구원과 가족에게 미치는 영향 등 다양한 사회경제적 결과를 폭넓게 살펴봐야 한다.

일반적으로 근무지 이전(firm relocation)의 효과를 분석하는 데에는 여러 가지 난점이 존재한다. 우선 내생성 문제가 있다. 근무지의 이전은 근로자의 선택이나 기업의 선택에 의해 발생하는데, 전자의 경우에는 근로자의 선호를 반영한 것으로 근로자의 경제활동이나 건강을 종속 변수로 보는 분석에서 내생성 문제를 발생시킨다. 근무지의 변경이 기업의 선택에 의해 발생하는 경우에도 내생성 문제가 존재할 수 있다. 이전을 계획하는 기업은 인력 재충원의 비용을 고려하였을 때 소속된 근로자가 대부분 합의할 만한 수준의 거리로 이전할 가능성이 크다. 같은 이유에서

기업이 새롭게 입지하려는 근무지 역시 기존의 근무지와 여러 측면에서 유사할 가능성이 높다. 이 경우 직장 이전이라는 처치(treatment)가 처치 대상인 근로자에게 독립적으로 부여됐다고 보기 어렵다. 기존과 여러 속성을 공유하는 장소로의 이전은 처치로서 올바르게 기능하기는 어렵다는 뜻이다. 따라서 이전하는 기업과 소속 근로자의 데이터가 가용하다고 하더라도 직장 이전의 인과적 효과를 추정하기는 어렵다.

기업 이전의 효과를 살펴보기 어려운 또 다른 이유는 연구를 위해 갖추어야 할 데이터의 요건이 까다롭기 때문이다. 기업 이전의 효과를 추정하기 위해서는 이전하는 기업과 소속 근로자 개인을 동시에 관찰할 수 있는 기업-종사자 연계데이터(employer-employee matched data)가 필요하다. 더군다나 소규모 기업의 경우 직원들의 이직 가능성이 높아 직장 이전은 집단 퇴사를 야기할 수 있다. 따라서 기업-종사자 연계데이터가 있다 하더라도 심각한 데이터 누락이 발생할 가능성이 크다. 직장 이전 이후의 관측치가 누락되어 있는 경우 누락이 무작위적이지 않다면 추정되는 처치효과에 편의(bias)가 나타날 가능성이 크다. 이러한 한계점으로 인해서인지 직장 이전의 근로자에 대한 인과효과를 추정한 선행연구는 거의 없었다. 가장 가까운 연구로서는 Hrehová, Sandow, & Lindgren (2023), Lyle(2006), Carter & Wozniak(2021) 등을 제시할 수 있다.¹⁾

본 연구의 주된 목적은 직장 이전의 인과적 효과를 추정해 선행연구의 공백을 메우고자 하는 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 참여정부부터 시작돼 2020년 마무리된 공공기관 지방이전 정책을 일종의 대규모 준실험

1) Hrehova et al.(2023)은 스웨덴 행정데이터를 사용하여 기업의 재배치가 부부의 통근 거리 및 가구 해체 확률에 미치는 영향을 연구한 결과, 통근 거리가 가구 안정에 작지만 통계적으로 유의한 부정적인 영향을 미치는 것을 발견했다. Lyle(2006)은 군인의 인사기록을 활용하여 직장 이전이 가구에 미친 영향을 조사한 결과, 부모의 부재와 가구 재배치가 그들의 자녀의 시험 성적에 부정적 영향을 미친다고 했다. Carter & Wozniak(2021)은 미국 육군 병사들의 장거리 재배치의 영향을 연구했는데 이전이 결혼과 출산 확률을 증가시킨다는 결과를 발견했다.

(quasi-experiment)으로 상정하고, 지방이전 대상 공공기관 근로자와 지방이전 계획에서 제외된 공공기관의 근로자를 이전 시기 전후로 비교하는 방법으로 직장 이전의 인과적 효과를 추정해 보고자 한다.

공공기관 지방이전 정책으로 인해 발생한 근무지의 이전을 기업 이전의 인과적 효과를 추정할 수 있는 준실험적 상황으로 간주할 수 있는 이유로는 다음과 같이 몇 가지를 제시할 수 있다. 우선은 공공기관이 기관 내부적으로 이전과 입지를 결정하지 않았다는 사실이다. 공공기관은 중앙 정부의 정책을 수용해야만 했기 때문에 이는 기존 근무지와 이전 근무지의 유사성과 관련한 내생성 문제를 크게 완화해줄 것으로 기대할 수 있다. 많은 이전 대상 공공기관의 경우 이전하게 될 지역이 기존 지역으로부터 상당히 떨어져 있기 때문에 직장 이전이 처치로서 기능할 충분한 여력을 지닌다는 점도 특기할 만하다. 또한, 2020년 기준으로 이전 대상 근로자 수가 누적 51,700명에 이를 정도로 처치그룹의 규모가 크다는 점도 처치로서의 공공기관 지방이전 정책의 장점이라 볼 수 있겠다. 무엇보다 공공기관 근로자의 경우 직장가입자로서 건강보험에 모두 가입돼 있기 때문에, 건보 DB에는 공공기관 지방이전 정책에 노출된 ‘모든’ 근로자의 인구사회학적 특성들이 담겨 있다는 점을 주목해야 한다. 이로써 앞에서 언급한 데이터의 접근성 문제가 완벽히 해결될 것으로 기대해 볼 수 있다. 우리는 이전 대상 공공기관에 근무했던 근로자와 비이전 대상 공공기관에 근무했던 근로자를 건보 DB로부터 추출해내 이들의 직장 이전 전후의 변화를 분석해보고자 한다.

본 보고서는 다음과 같이 진행된다. 제2절은 공공기관 지방이전 정책의 배경과 경과를 설명한다. 제3절은 건강보험 DB와 연구용 소득자산 DB를 소개한 뒤, 샘플 구축 과정과 매칭 과정을 설명한다. 제4절은 분석 결과를 제시하고, 제5절에서는 결론과 향후 분석계획을 논의한다.

제2절 공공기관 지방이전 경과

본 장에서는 공공기관 지방이전 정책을 짧게 소개해본다. 이 정책은 2005년부터 본격적으로 시행됐다. 당시 기준으로 전국 409개의 공공기관 중 345개가 수도권에 위치해 있었는데, 참여정부는 이러한 수도권 과밀화 문제를 지역 균형 발전의 수단으로서 활용하고자 했다. 수도권에 위치한 345개의 공공기관 모두의 지방 이전 타당성을 검토하였고, 이 중 수도권 잔류가 불가피하다고 인정되는 기관을 제외한 175개를 '이전 대상 공공기관'으로 선정하였다(여기에 포함되지 않는 234개의 공공기관은 '비이전 대상 공공기관'이라 하겠다). 이전 대상 공공기관의 개수는 중앙부처기관 제외, 공공기관 간 합병, 신규 지정 등의 사유로 조금씩 변해 2020년 기준 153개가 되었다. 그리고 2020년 6월 기준으로 153개 모두 이전을 완료한 상태이다.

이전 대상 공공기관들은 수도권 및 대전을 제외한 12개의 시도 중 하나로 이전하며 각 시도에 새로 건설될 혁신도시로 이전하는 것을 원칙으로 했다. 이전해야 할 혁신도시는 효율성과 형평성을 고려해 선정됐다. 형평성을 고려했다는 것은 지역별 파급효과가 대체로 균등하게 나타나도록 각 혁신도시로 이전하는 공공기관의 개수 및 규모를 조절했다는 뜻이다. 효율성을 고려했다는 것은 각 혁신도시에 이주하게 될 공공기관들이 어느 정도 이상의 공통적인 특성을 갖게 함으로써 이전의 효과를 극대화하고자 했다는 의미이다. 중요한 점은 이 과정에 공공기관 스스로가 개입할 여지는 극히 적었다는 사실이다.

제3절 데이터

본 장에서는 건강보험 DB와 연구용 소득자산 DB 테이블을 설명한 후 이로부터 분석에 사용될 테이블과 변수를 어떻게 구축했는지를 소개한다. 이후 우리가 처치 시점으로 정한 이전 부지 착공 시점 12개월 전을 기준으로 이전 대상 공공기관의 근로자들과 비이전 대상 공공기관의 근로자들의 인구사회학적 특성이 어떻게 다른지를 자세히 살펴봄으로써 매칭 변수를 탐색한다.

1. 국민건강보험 DB

전문위원 계정으로 접근 가능한 건보 DB의 테이블로는 증단위 보험료 테이블, 인구 테이블, 사업장 테이블 등이 있어, 이를 활용하였다. 증단위 보험료 테이블은 신고월평균보수, 산정보험료, 산정보험료 분위 등 건강보험료 산정과 관련한 다양한 변수가 있다. 인구 테이블의 경우 성별, 거주지, 출생연도, 건강보험 가입자격 등 인구사회학적 특성과 관계된 변수들을 담고 있으며 개인식별번호, 건강보험증 식별번호, 기준 연월 변수를 이용해 증단위 보험료 테이블과의 결합이 가능했다. 사업장 테이블의 경우 기관고유번호(FIRM_ID), 기관 위치, 산업 코드 등의 변수를 가지고 있었으며, 기관고유번호를 통해 증단위 보험료 테이블과의 결합이 가능했다.

2. 연구용 소득자산 DB

본 과제 수행을 위해 제공받은 연구용 소득자산 DB에는 개인별 세부적인 소득자산 수준과 5가지 안의 방식으로 생성된 가구 ID가 포함되어 있다.

소득 변수로는 근로소득, 사업소득, 이자배당소득, 기타소득, 연금소득(국민연금 + 직역연금), 분리과세 금융소득, 분리과세 주택임대소득, 총소득이 제공되며, 재산 변수로는 주택 시가표준액, 건물 시가표준액, 토지 시가표준액, 선박항공기 시가표준액, 전월세보증금, 총재산 변수가 제공된다. 자료는 개인-기준연도 수준으로 기록되어 있으며, 제공되는 자료의 기간은 2002~2021년이다.

가구연결코드로는 5개 방식으로 생성된 가구 ID가 제공된다: 1안 주민등록세대 보완(건강보험 피부양자 포함); 2안 주민등록세대 보완(비동거가족 포함); 3안 주민등록세대 보완(분리세대 추정); 4안 주민등록세대 기준; 5안 건강보험증 기준이다. 추가로 주민등록 세대주와의 관계와 건강보험증 대표와의 관계 변수가 제공된다. 본 연구에서는 주민등록세대의 가구 ID와 주민등록 세대주와의 관계 변수를 주요하게 사용하여 가구 형태를 정의하였으나 추가로 각 가구안으로 묶인 가구원의 특성을 활용하여 가구 ID의 다양한 활용 방안을 탐색한다.

3. 샘플 구축 방법

본 연구에서 처치군은 이전 대상 기관의 근로자이며 대조군은 비이전 대상 기관의 근로자이다. 이때 처치군의 처치 시점은 착공 시점이다. 본 연구에서는 기준시점을 이전 대상 공공기관들의 착공 시점(들)으로 정하였다. 즉, 착공 시점 또는 가상의 착공 시점을 전후로 이전 대상 공공기관들의 근로자들과 비이전 대상 공공기관들의 근로자들 사이에 체계적인 차이가 발생하는지를 검증하는 형태로 분석 표본을 구성한다. 이때 실제 이전 시점을 기준 시점으로서 사용하지 않은 까닭은 이전을 예상한 근로자들이 퇴사를 하거나 애초에 입사를 하지 않거나 혹은 미리 해당 지역으로

이사를 가는 등 이전을 사전에 대비할 가능성이 상당하기 때문이다. 경제 주체가 정책을 예상하여 실제로 정책이 시행되기 전에 반응하지 않는다는 가정(no anticipation assumption)은 우리가 이후 분석에서 사용할 방법론인 매칭-사건사 분석법(matching with an event study approach)의 필요한 전제 조건이기 때문에 본 연구에서는 직장 이전이라는 처치의 부과 시점을 이전 시점이 아닌 착공 시점으로 정의하였다.

하지만 대조군은 착공 시점이 없기 때문에 모든 비이전 대상 기관에게 가상의 착공 시점을 부여해야 한다. 가상의 착공 시점은 이전 대상 기관의 모든 착공 시점인 2004년 5월과 2018년 3월 사이의 기준 연월이며, 각 표본은 개인식별번호와 착공 시점의 조합으로 정의되기 때문에 각 착공 시점 또는 가상의 착공 시점별 표본의 수는 착공 시점이 존재하지 않는 비이전 기관에서 압도적으로 많다.

연구 샘플은 다음 조건을 만족하는 표본으로 제한하였다: (1) 정부기관 제외; (2) 지사 제외; (3) 착공 시점 1년 전 비수도권 위치 기관 제외; (4) 착공 시점 이전 3년 이내 비수도권 거주 근로자 제외; (5) 착공 시점 1년 전을 기준으로 해당 기관에서 근속연수가 3년 미만인 근로자를 제외한다.

첫 번째로 정부기관과 공공기관은 이직에 대한 유인이 매우 다르기 때문에 정부기관을 제외하였다. 두 번째로 이전 대상인 본사가 아닌 지사에 소속된 경우 공공기관 이전 정책의 영향을 받지 않기 때문에 제외하였다. 세 번째로 기준에 비수도권에 위치한 기관은 본 연구의 주요 연구 대상이 아니므로 제외하였다. 이때 비이전 기관의 상당수가 제외된 것을 확인할 수 있다. 네 번째로 착공 12개월 전 비수도권 거주 근로자는 본 연구의 주요 연구 대상이 아니며 직주거리가 멀어도 문제가 되지 않는 직무를 수행하였을 수도 있기 때문에 제외하였다. 마지막으로 임시직 또는 단기 근로자일 가능성을 제외하기 위해 근속연수 3년 미만 근로자를 제외하였다.

이렇게 구축된 최종 표본은 137개 이전 기관에서 53,766명의 근로자, 146개 비이전 기관에서 1,779,248개의 표본을 사용한다. 분석 단위인 기관은 FIRMD_ID가 아닌 REG_ID를 활용한다. FIRM_ID는 사업장의 식별번호이고 REG_ID는 기관의 식별번호인데, 이전 대상은 기관 단위로 지정이 되므로 본 연구에서는 FIRM_ID가 아닌 REG_ID을 활용하여 처치군과 대조군을 구분하고 근속월수, 이직 여부 등을 정의하였다.

〈표 7-1〉 표본 제한 조건에 따른 표본 수

(단위: 명)

| 표본 제한 조건 | 기관 | 표본수 |
|-------------------------|-----|-----------|
| 1. 정부기관 제외 | 비이전 | 6,489,754 |
| | 이전 | 162,533 |
| 2. 지사 제외 | 비이전 | 6,458,718 |
| | 이전 | 143,102 |
| 3. 기존 비수도권 위치 기관 제외 | 비이전 | 3,551,712 |
| | 이전 | 142,878 |
| 4. 이전 3년 비수도권 거주 근로자 제외 | 비이전 | 2,657,315 |
| | 이전 | 74,260 |
| 5. 근속연수 3년 미만 근로자 제외 | 비이전 | 1,779,248 |
| | 이전 | 53,766 |

자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

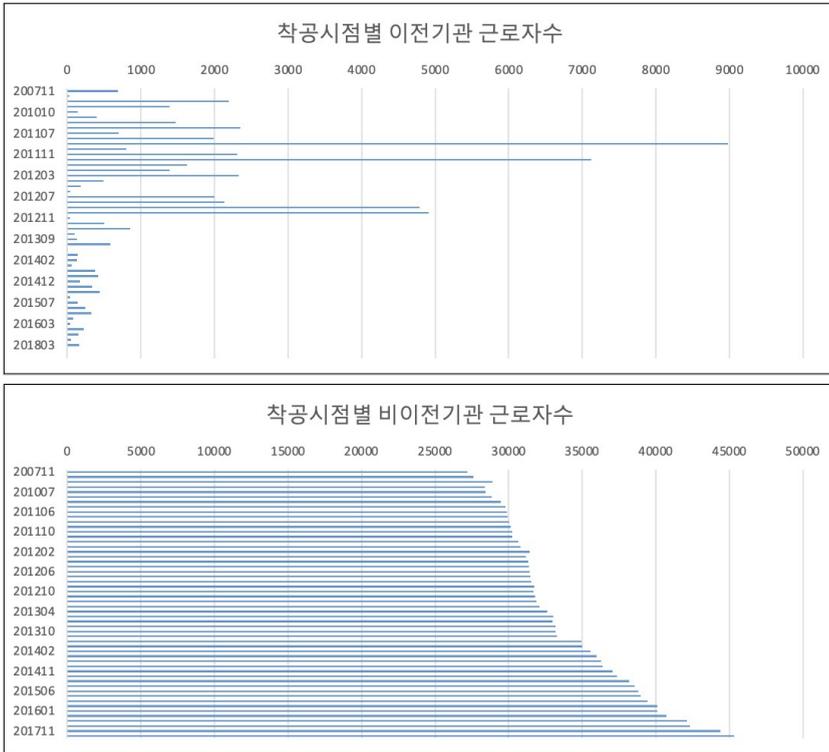
4. 기초 통계량

본 절에서는 기본 테이블의 기초 통계량들을 살펴봄으로써 매칭 변수를 탐색한다. 기본 테이블의 경우 여러 시점을 가지는 불균형 패널이다. 착공 시점별 근로자 수의 분포는 다음과 같다. 첫 번째 그림은 착공 시점별 이전 대상 공공기관들의 근로자 수를 나타내며, 두 번째 그림은 모든 가능한

착공 시점별 비이전 대상 공공기관들의 근로자 수를 보여준다. 첫 번째 히스토그램에서 알 수 있듯이 상당수의 기관이 2011년과 2012년 사이에 착공을 시작하였다. 하나의 착공 시점에서만 관측되는 이전 대상 공공기관의 근로자들과 달리 비이전 기관 근로자들은 모든 착공 시점에서 관측되며, 이에 따라 두 번째 히스토그램은 연속적인 모습을 띠게 된다.

[그림 7-1] 착공 시점별 이전 기관 근로자 수 및 비이전 기관 근로자 수

(단위: 명)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

다음 표는 착공 시점 12개월 전 시점에서의 기초 통계량을 제시한다. 이때 이전 대상 공공기관 근로자들이 비이전 대상 공공기관 근로자들보다 평균적으로 연령, 소득, 정산보험료, 정산보험료 분위, 근속연수 등이 높았다. 반면, 여성 비율은 훨씬 낮았다. 처치 시점 이전에 이와 같은 체계적인 차이가 있다는 점을 보정하기 위해 위 변수들을 활용하여 매칭을 진행하였다.

〈표 7-2〉 기초 통계량

| 기관 분류 | 표본 수 | 변수 | N | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----|-------------|
| 비이진 | 1,779,248 | 남성 | 1,779,248 | 0.53 | 0.50 | 0 | 1 |
| | | 연령 | 1,779,248 | 40.6 | 8.60 | 20 | 84 |
| | | 기관규모 | 1,779,248 | 3.103 | 3.395 | 3 | 12,968 |
| | | 근속월수 | 1,779,248 | 67.1 | 49.9 | 1 | 183 |
| | | 신고월평균보수 | 1,779,248 | 6,398,907 | 3,412,641 | 1 | 205,376,344 |
| | | 1년간 의료비 | 1,779,248 | 740,816 | 2,162,637 | 0 | 199,617,283 |
| 이진 | 53,766 | 남성 | 53,766 | 0.77 | 0.42 | 0 | 1 |
| | | 연령 | 53,766 | 43.3 | 7.82 | 21 | 77 |
| | | 기관규모 | 53,766 | 6.004 | 6.357 | 10 | 19,985 |
| | | 근속월수 | 53,766 | 75.1 | 41.5 | 1 | 183 |
| | | 신고 월평균 보수 | 53,766 | 6,314,021 | 2,298,674 | 1 | 31,762,471 |
| | | 1년간 의료비 | 53,766 | 735,389 | 2,110,561 | 0 | 208,932,388 |

자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

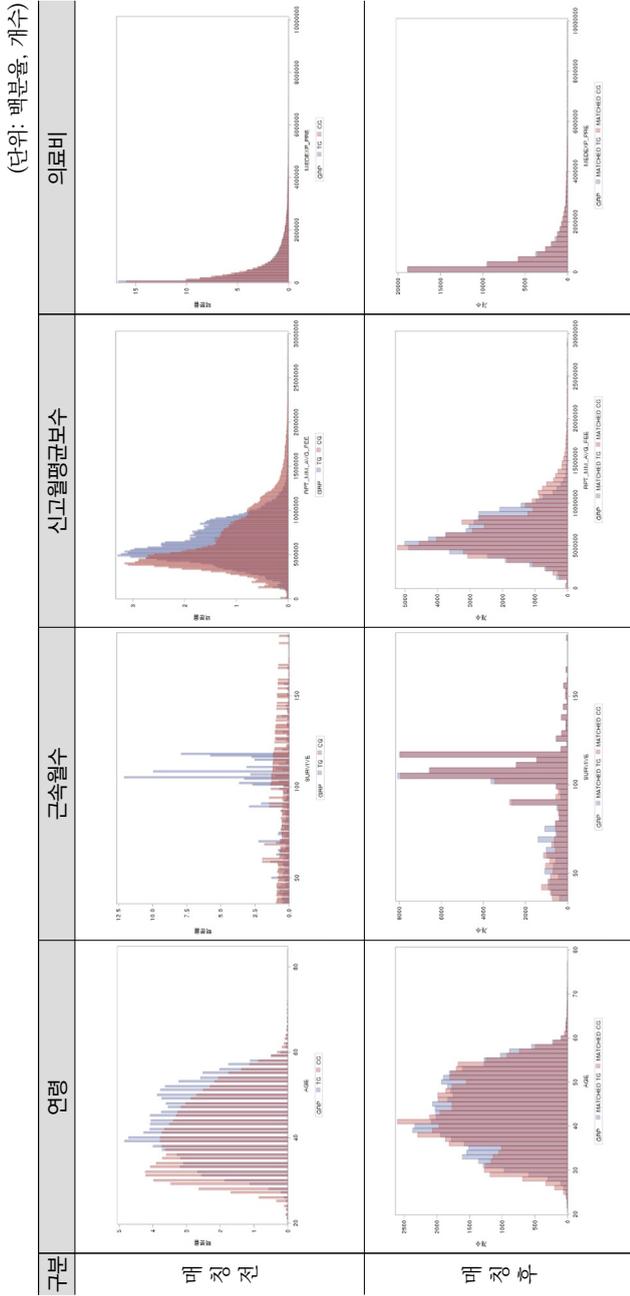
5. 매칭

본 절에서는 매칭 과정을 설명한다. 매칭에 사용된 변수는 착공연월, 성별, 연령 5분위, 기관규모 2분위, 근속월수 2분위, 신고월평균보수 5분위, 의료비 5분위, 착공 이전 3년 동안의 배우자 유무, 2002년 이후 착공 1년 전까지의 누적 출산 여부이다. 이때 분위를 나눌 때는 착공 시점 1년 전의 처치집단으로 산출된 분위값을 사용하였다. 배우자 유무는 주민등록세대를 기준으로 같은 세대에 배우자가 있는지로 정의하였다. 의료비는 0원을 하나의 집단으로 처리하고 나머지 4그룹은 처치집단의 분위값을 사용하여 구분하였다.

통제집단의 수를 처치집단의 수와 정확히 맞출 수 있도록 1:1 exact matching을 활용한다. 또한 처치집단의 수가 통제집단의 수보다 많은 층의 경우를 위하여 대조군을 반복해서 사용할 수 있도록 1:1 exact matching with replacement를 활용한다. 매칭이 완료된 표본은 49,672쌍이다. 처치군을 기준으로 매칭률은 92.4%이다.

[그림 7-2]에서 개인 단위로 연속성 변수를 매칭한 전과 후의 분포를 확인할 수 있다. 파란색 히스토그램은 처치군 표본의 분포를 나타내며 빨간색 히스토그램은 대조군 표본의 분포를 나타낸다. 그림을 통해, 매칭된 처치군과 대조군의 분포가 아래와 같이 균질해진 것을 확인할 수 있다.

[그림 7-2] 연속형 매칭 변수의 분포



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

제4절 분석 결과

본 절에서는 기본 테이블에 가구 및 의료 관련 변수들을 결합해 거주지 및 직장 선택, 가구 구성, 의료 이용의 변화와 관련한 몇 가지 분석 결과를 제시한다.

1. 추정 모형

매칭을 통해 통제집단이 정의되면 아래와 같은 매칭-사건사 분석 모형을 추정할 것이다.

$$Y_{it} = \alpha + \theta D_i + \sum_{l \neq 0}^L \gamma_l \times I[t = l] + \sum_{l \neq 0}^L \delta_l D_i \times I[t = l] + \epsilon_{it}$$

이때 D_i 는 처치집단 여부를 의미하며 처치집단은 위에서 기술한 샘플 조건을 만족하는 이전 기관 근로자이며 통제집단은 매칭을 통해 구축된 비이전 기관 근로자이다. $I[t = l]$ 은 착공 시점으로부터의 기간인 event time 각각의 여부를 의미하며 -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8년을 사용한다. 이때 기준점은 착공 시점으로 설정하므로 0기 추정식에서 제외된다. ϵ_{it} 는 오차항이다. 위 식을 통해 기준점 대비 각각 event time에서의 처치집단과 통제집단의 차이에 해당하는 δ_l 를 추정한다.

2. 분석 결과

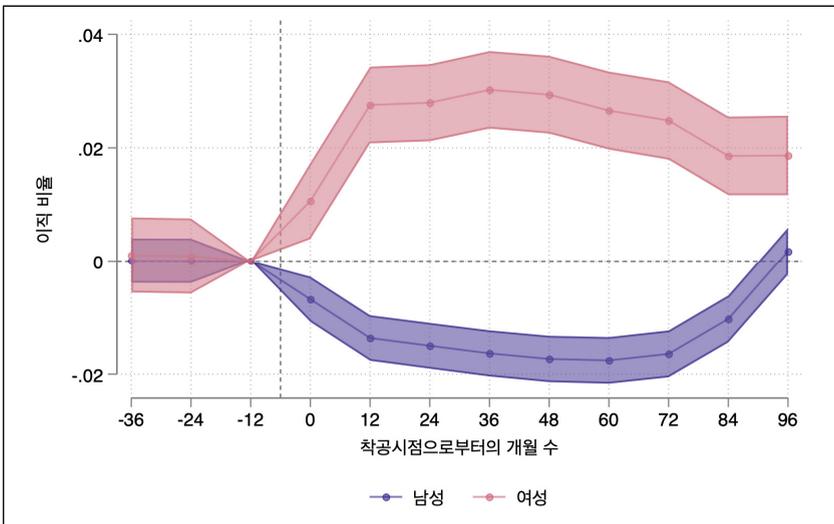
본 절에서는 착공 시점으로부터 3년 전부터 8년 후 기간 동안의 비이전 기관과 이전 기관 근로자의 노동시장 성과, 거주지 선택, 가구형태, 의료 이용, 그리고 건강의 차이 살펴보았다. 이때 남성과 여성 근로자의 반응이

상기한 것을 발견하여 기본 분석은 성별을 구분하여 진행하였다. 또한 가구 형태 또는 자녀의 연령 등에 따른 유의미한 이질성이 발견되어 가구형태를 구분한 결과 역시 제시한다.

가. 직장

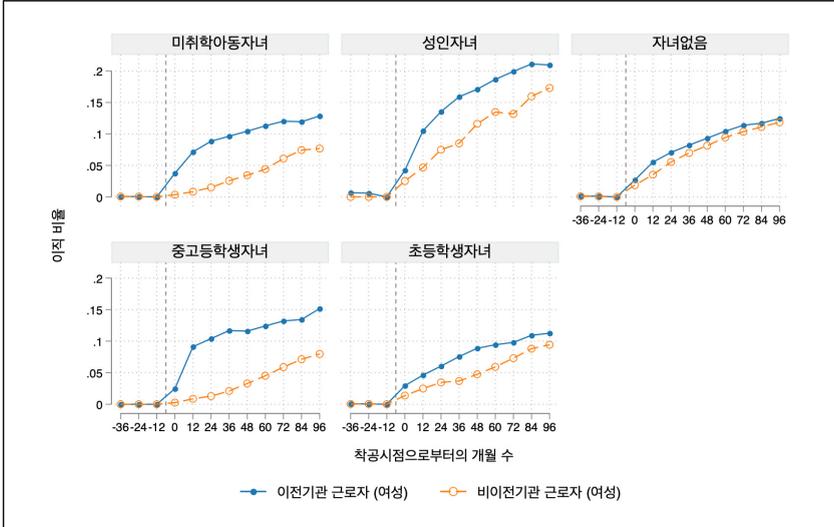
직장 이전에 대한 노동시장 반응은 크게 세 가지로 나타날 수 있다. 첫 번째는 이직이다. 직장가입자의 이직 여부를 살펴본 결과 이전 기관 여성 근로자의 이직 비율이 높은 것을 확인할 수 있다. 여성의 경우 착공 시점 부터 이직할 확률이 1% 높아지며 착공 12개월이 지난 시점에는 이직할 확률이 약 3% 증가하였다. 반면 남성의 이직 비율은 오히려 감소한 것을 확인할 수 있다.

[그림 7-3] 성별 이직 비율



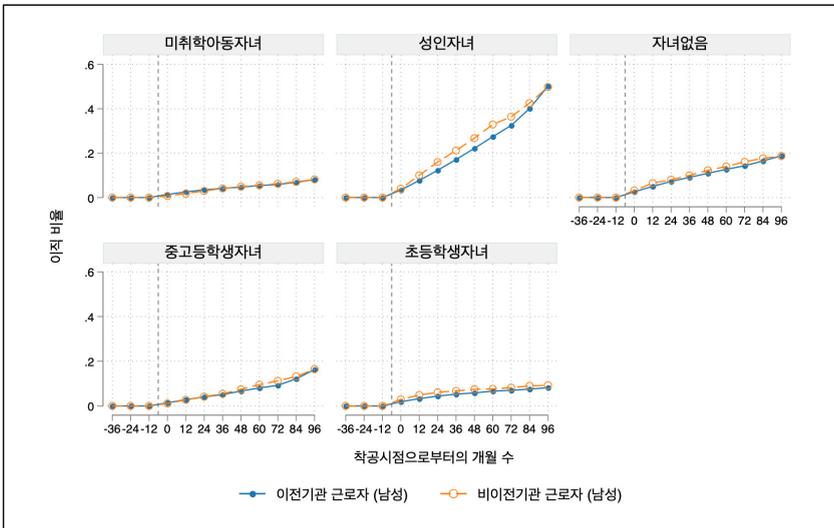
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-5] 착공 1년 전 자녀의 연령별 이직 비율 (여성)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

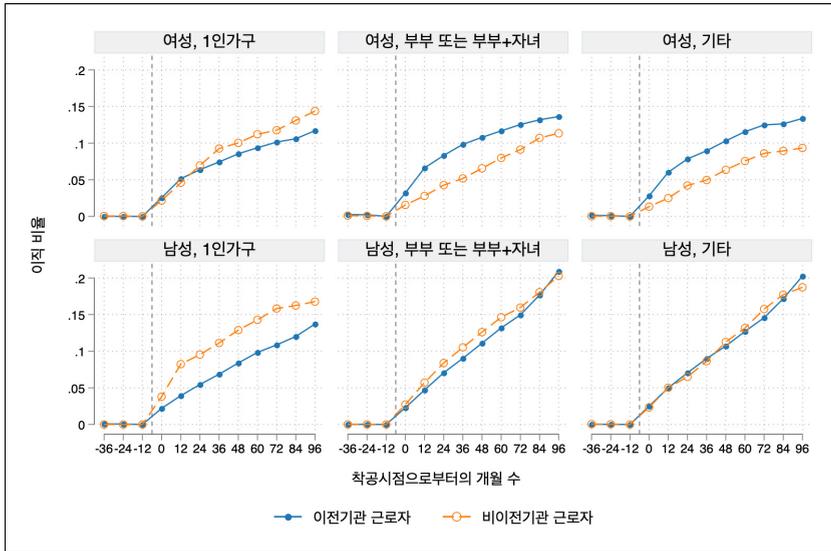
[그림 7-6] 착공 1년 전 자녀의 연령별 이직 비율 (남성)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

또한 혼인하지 않은 가구 등 가구 형태에 따른 이질성을 살펴보기 위해 착공 1년 전 1인 가구였던 경우, 배우자 또는 배우자와 자녀와 같은 가구였던 경우, 그리고 그 외의 가구로 가구 형태를 구분한 이질성 역시 살펴보았다. 이때 배우자, 자녀 또는 다른 가구구성원과 함께 사는 여성의 경우 이전기관 근로자의 이직 비율이 높아졌지만 남성은 그렇지 않았다. 반면 1인 가구의 경우 이전기관 근로자의 이직 비율이 오히려 낮아졌으며 특히 남성이 더욱 강하게 반응한 것을 볼 수 있었다.

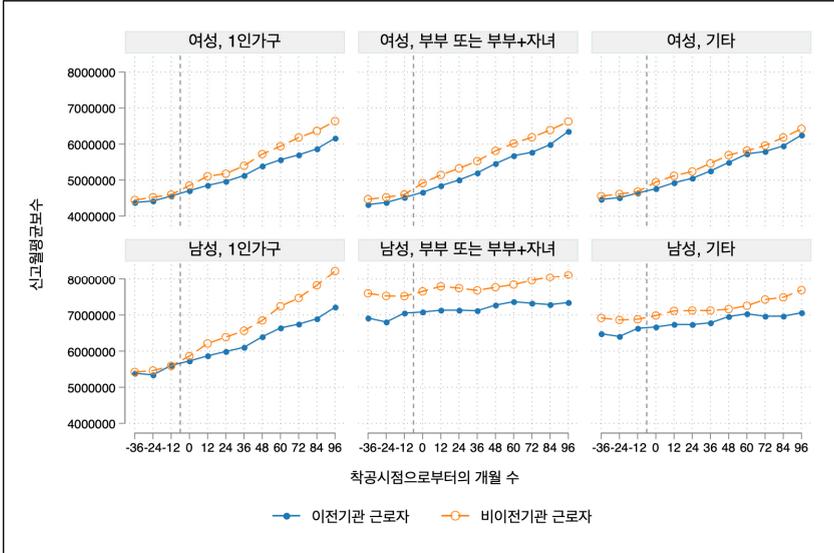
[그림 7-7] 착공 1년 전 성별 가구형태별 이직 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

이직과 같은 노동시장에서의 변화가 보수와 직결되어있다는 점을 고려하여 신고월평균보수를 살펴보았을 때, 기존에 1인 가구였던 이전 기관 근로자는 보수가 감소하며 특히 남성에게서 더욱 크게 감소하는 것을 볼 수 있다.

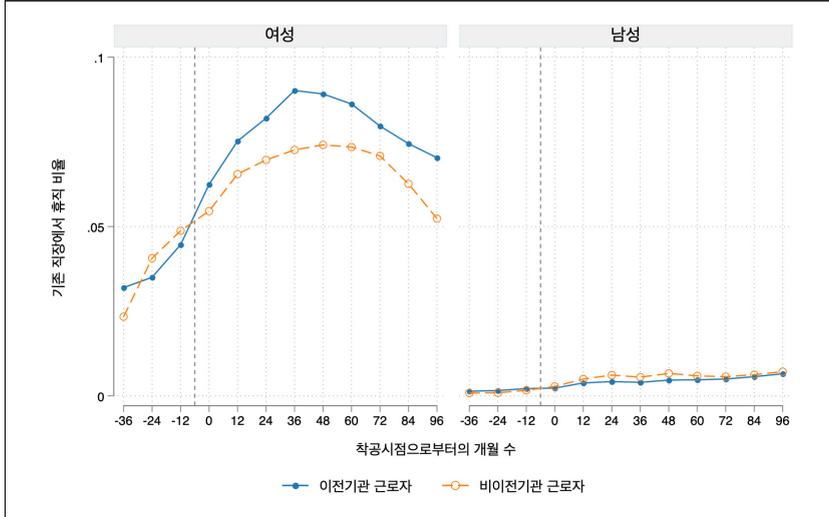
[그림 7-8] 착공 1년 전 성별 가구형태별 신고월평균보수



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

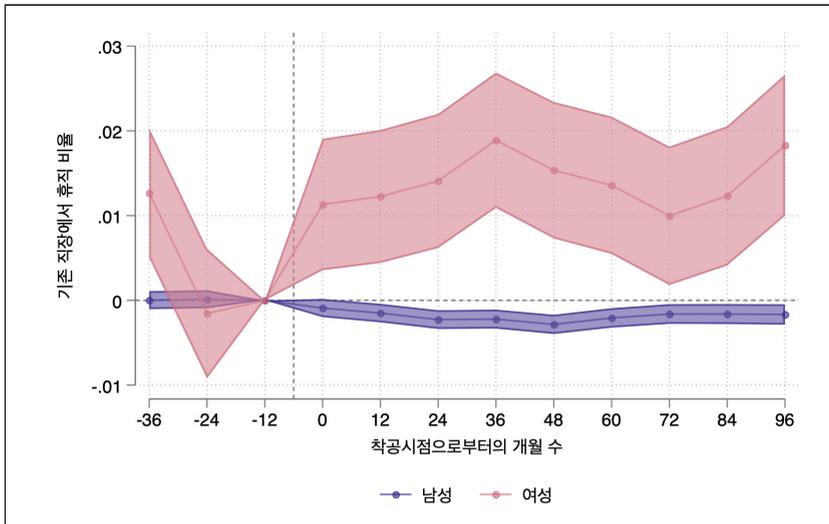
두 번째 반응은 휴직이다. 이직과 대체 관계에 있는 휴직은 어느 정도였는지 살펴보기 위해 기존 공공기관에서의 휴직 비율을 살펴보았다. 기본적으로 여성의 휴직 비율이 남성보다 높으며, 여성의 경우 이전 기관 근로자가 비이전 기관 근로자에 비해 휴직 비율이 더욱 높아지는 것을 발견할 수 있다. 남성은 이전 기관 근로자와 비이전 기관 근로자 사이의 차이가 발견되지 않았다. 회귀식 추정 결과, 여성이 기존 직장에서 휴직할 확률이 착공 시점부터 약 1~2% 증가하는 것을 확인할 수 있다.

[그림 7-9] 성별 기존 직장에서의 휴직 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

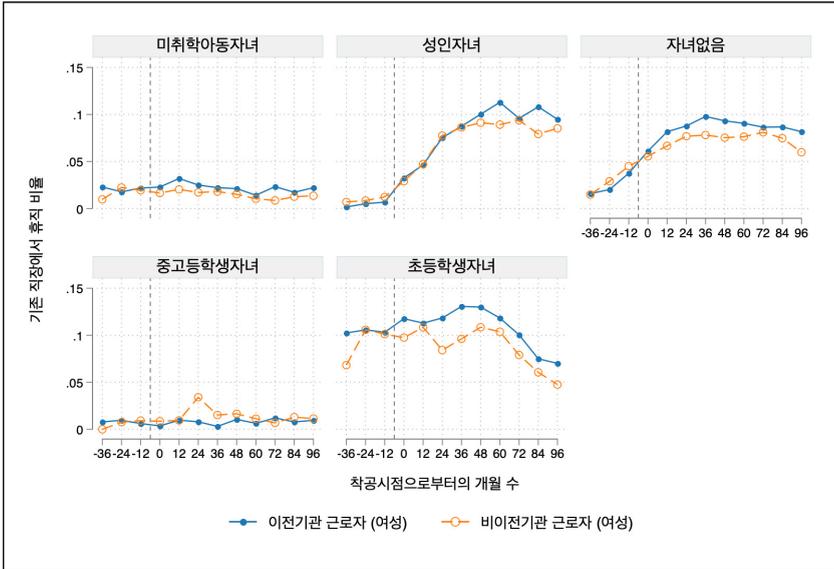
[그림 7-10] 기존 직장에서의 휴직 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

마찬가지로 자녀의 연령에 따른 이질성을 살펴보았을 때 초등학생 자녀가 있는 이전 기관의 여성 근로자의 휴직률이 높아지는 것을 확인할 수 있다. 하지만 표본 수가 적기 때문에 결과 해석에 주의할 필요가 있다.

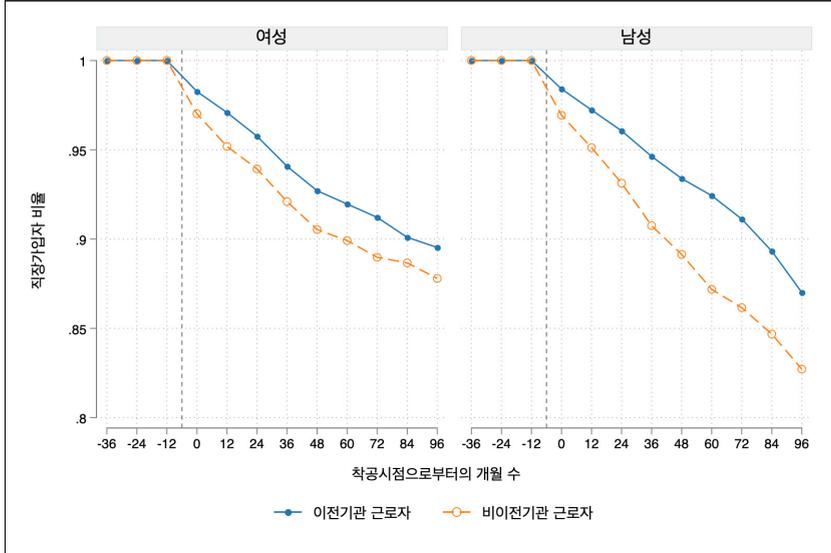
[그림 7-11] 착공 1년 전 자녀의 연령별 기존 직장에서의 휴직 비율 (여성)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

세 번째 반응은 퇴직 또는 노동시장 이탈이다. 직장가입자 여부를 통해 노동시장 참여를 유지하는지를 살펴본 결과, 이전 기관 근로자가 직장 가입자 자격을 유지하는 비율이 오히려 높은 것을 확인할 수 있었다.

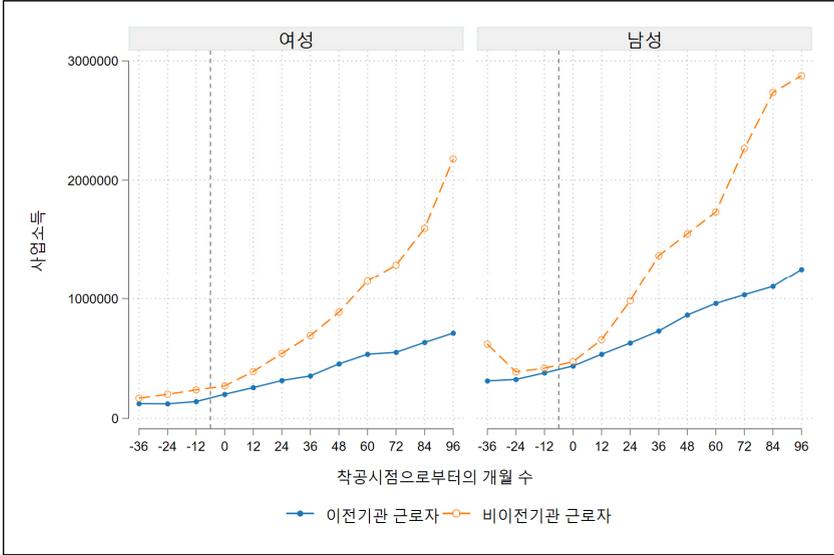
[그림 7-12] 성별 직장가입자 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

이때 노동시장 결과와 관련하여 한 가지 흥미로운 결과는 이전 기관 근로자의 사업소득이 감소했다는 점이다. [그림 7-13]에서 볼 수 있듯 착공 1년 이후부터 이전 기관 근로자와 비이전 기관 근로자 사이에서 사업소득의 격차가 확대되었다. 다만 평균 사업소득이 평균 300만 원 미만이라는 점에서 공공기관 근로자의 총소득에 사업소득이 차지하는 비중은 작거나 일부 근로자만 사업소득이 발생했을 것으로 보여 사업 소득의 감소 여부는 추가적으로 확인해볼 필요가 있다.

[그림 7-13] 성별 사업소득

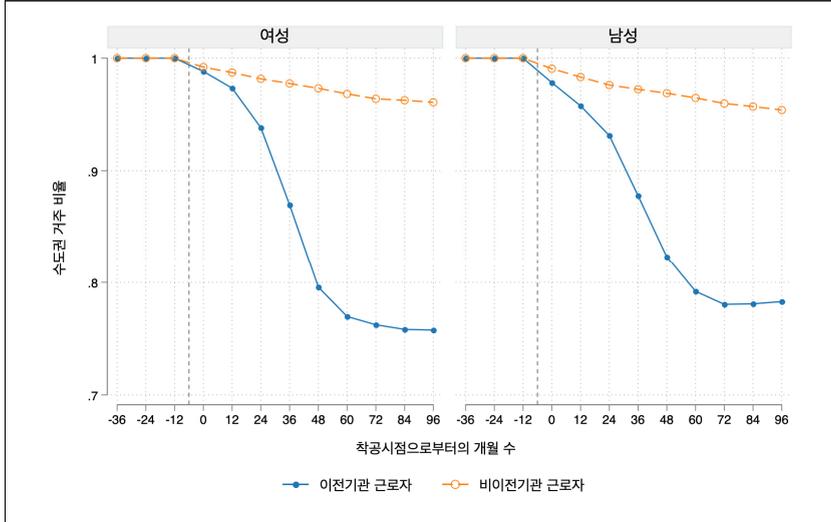


자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

나. 거주지

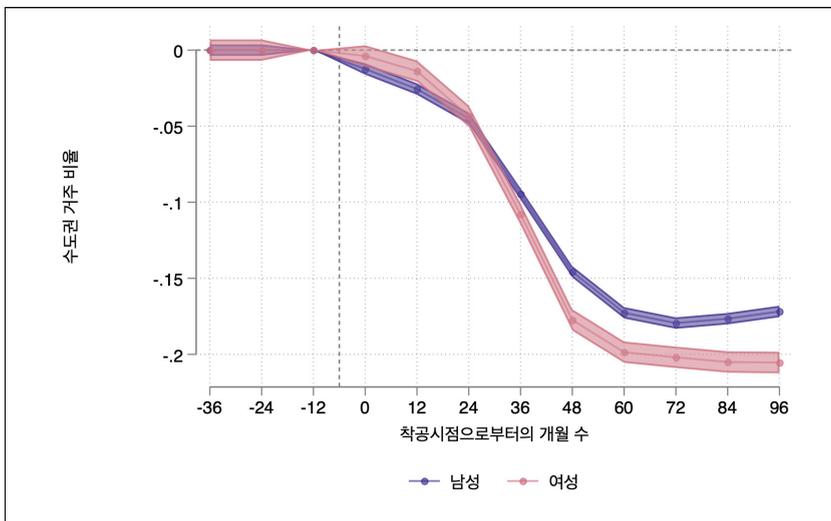
직장 이전 후 이직 또는 퇴직을 하지 않고 동일한 기관에서 근무하는 경우 거주지 이전 여부를 선택하여야 한다. 이를 확인하기 위해 직장가입자 본인의 수도권 거주 여부를 살펴보았다. 남성과 여성 모두 착공 1년 이후부터 수도권에서 거주할 확률이 감소하며 착공 이후 6년이 지난 시점부터는 80% 미만의 근로자만 수도권에서 거주하는 것으로 나타난다.

[그림 7-14] 성별 수도권 거주 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-15] 수도권 거주 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

수도권 거주 여부는 가구형태에 따른 차이가 발견된다. 착공 1년 전을 기준으로 1인 가구였던 경우 남성과 여성 모두 이전 기관 근로자의 수도권 거주 여부가 더욱 크게 감소하는 것을 알 수 있다.

[그림 7-16] 착공 1년 전 가구형태별 수도권 거주 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

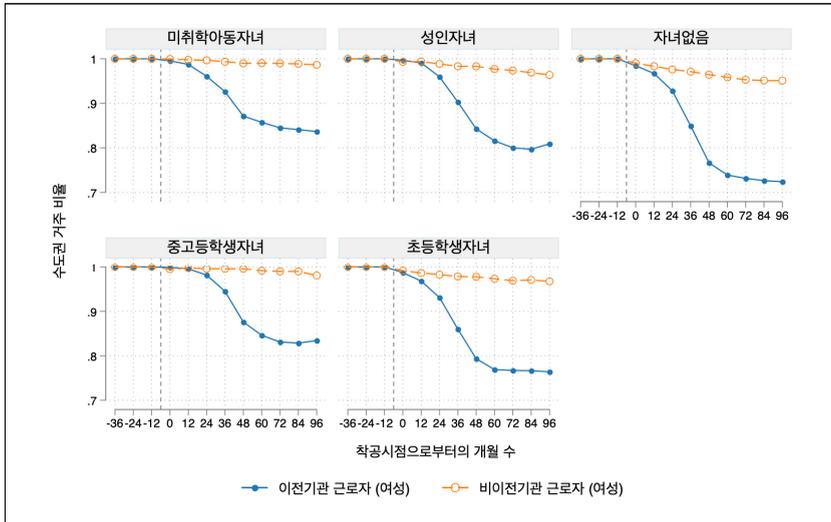
또한 배우자가 있던 가구 표본으로 한정하였을 때, 자녀가 없거나 초등학생 자녀가 있었던 경우 수도권 거주 비율이 더욱 크게 감소하는 반면 중고등학생 자녀가 있는 경우 수도권 거주를 유지하는 것을 발견할 수 있었다. 이는 남성과 여성 모두에게서 유사하게 나타난다.

[그림 7-17] 착공 1년 전 자녀의 연령별 수도권 거주 비율 (남성)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-18] 착공 1년 전 자녀의 연령별 수도권 거주 비율 (여성)

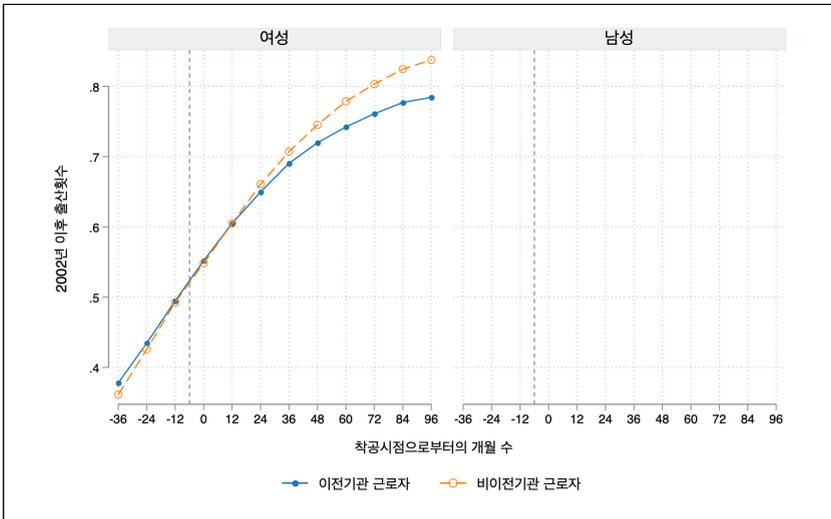


자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

다. 가구형태

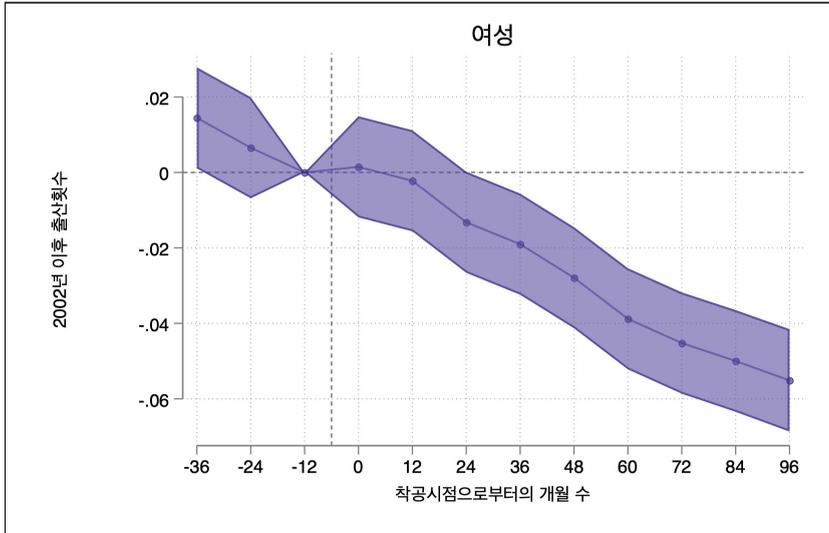
직장 이전이 수도권 거주 여부에 영향을 미치고 특히 자녀의 연령에 따른 이질성이 나타난다면 가구형태에도 영향을 미칠 수 있다. 우선 결혼 여부 또는 시기에 영향을 미칠 수 있으나 현재 접근 가능한 DB를 활용해서는 혼인 시기를 정확히 식별하기 어렵다는 한계가 있다. 따라서 여성의 경우 출산 결정에 미친 영향을 분석하기 위해 2002년 이후 분만 기록을 활용하여 누적 출산 횟수를 살펴보았다. 우선 여성의 누적 출산 횟수가 감소하는 것을 확인할 수 있었으며 착공 8년 이후 누적 출산 횟수가 약 0.06회 감소하는 것을 발견할 수 있다. 이는 착공 1년 전 비이전 기관 여성 근로자의 평균 누적 출산 횟수가 0.493임을 감안했을 때 약 12% 감소 수준인 것으로 해석된다.

[그림 7-19] 성별 누적 출산 횟수



자료: 국민건강보험공단. (2002~2023). 건강보험 DB.

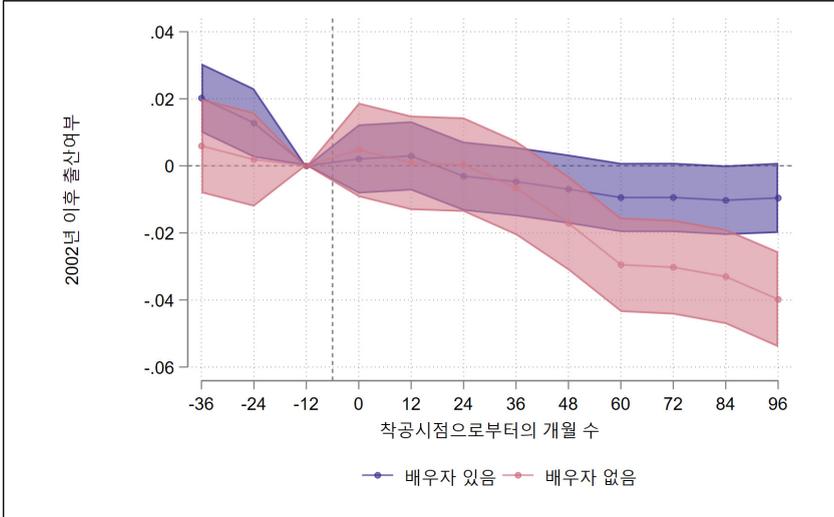
[그림 7-20] 누적 출산 횟수 추정 결과 (여성)



자료: 국민건강보험공단. (2002~2023). 건강보험 DB.

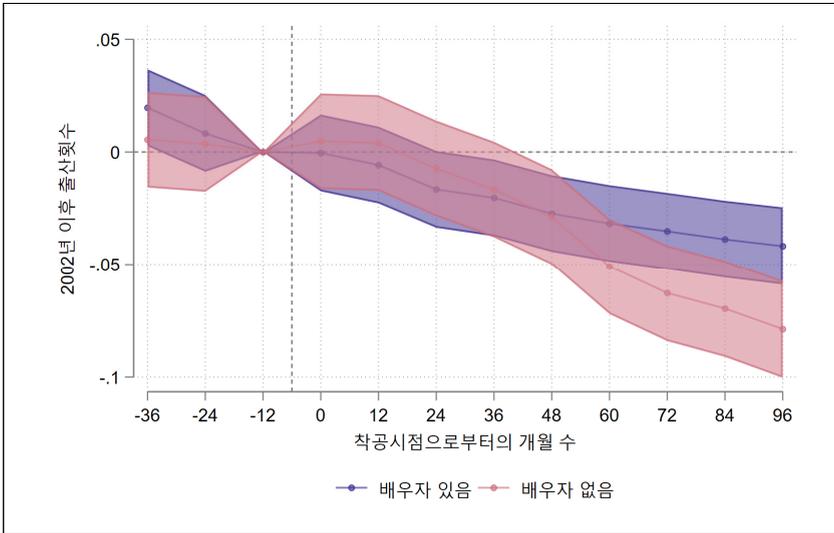
출산 결정은 유배우자 여부에 따른 영향을 받을 수 있으므로 착공 1년 전 주민등록세대에 배우자와 함께 있었는지 여부로 표본을 나누어 분석을 진행하였다. 유배우자 표본의 경우 출산 여부에는 유의한 효과가 없었지만 누적 출산 횟수는 유의하게 감소하는 것을 발견하였다. 반면 착공 1년 전에 배우자가 없었던 경우 출산 여부와 누적 출산 횟수 모두 유의하게 감소하는 것을 발견할 수 있다. 하지만 pre-trend가 발견되기 때문에 다양한 표본으로 강건성 분석을 진행할 필요가 있다.

[그림 7-21] 착공 1년 전 유배우자 여부별 누적 출산 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

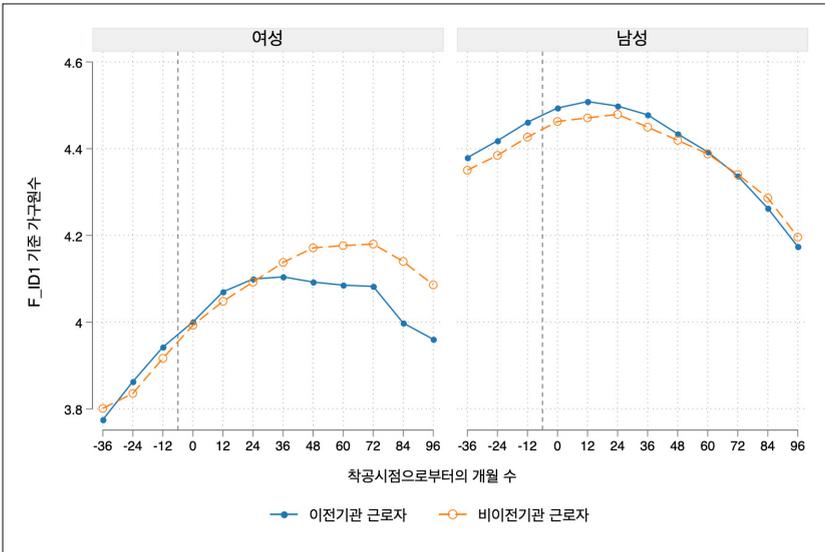
[그림 7-22] 착공 1년 전 유배우자 여부별 누적 출산 횟수 추정 결과

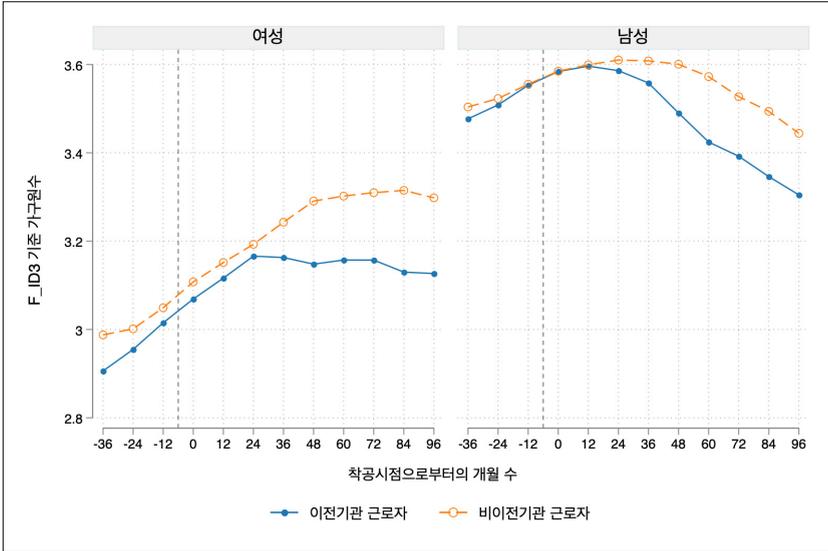
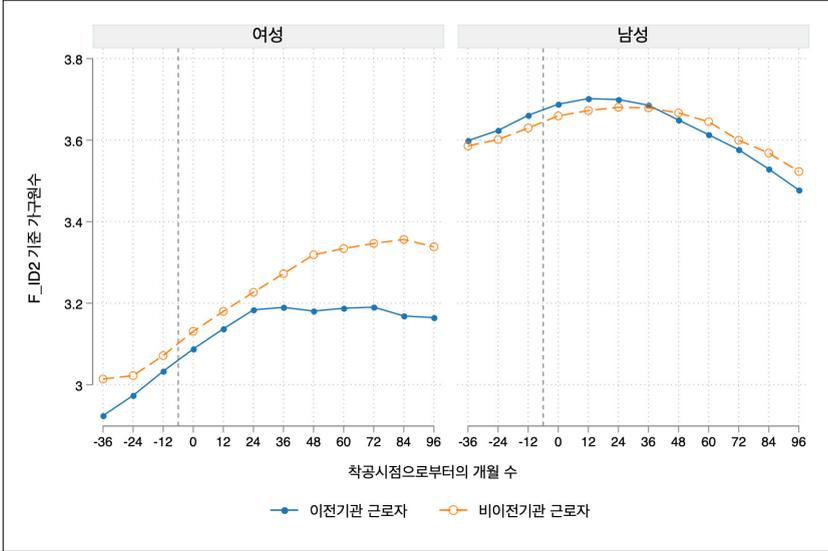


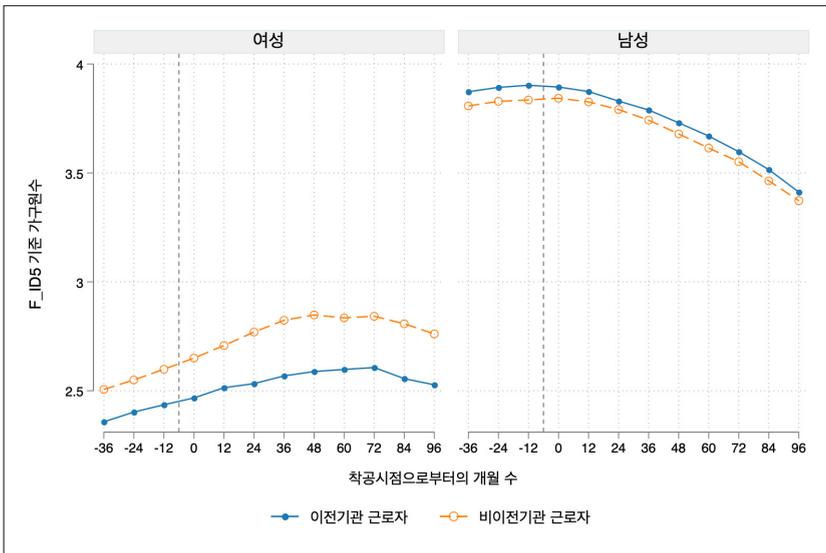
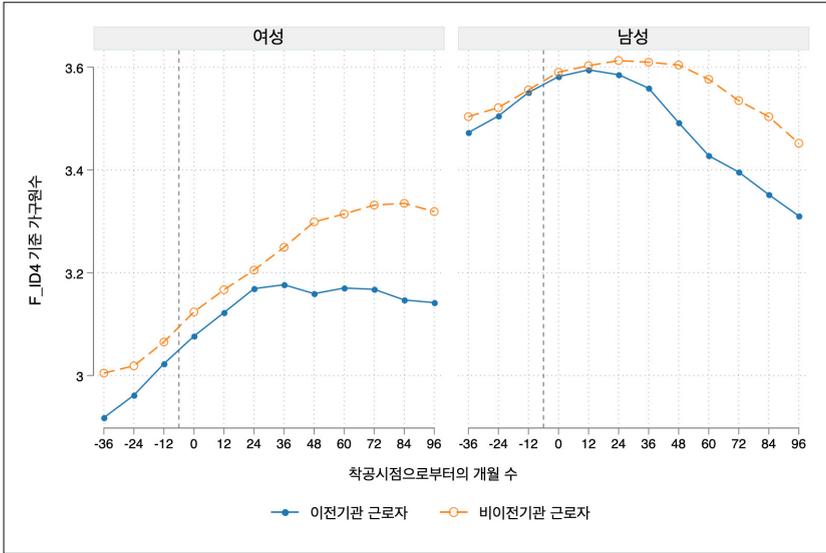
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

다음으로, 가구형태를 분석하기 위해 가구연결코드 안에 따른 차이를 특별히 조명한다. 가구안별로 평균 가구원 수의 값은 아래와 같다. 우선 주민등록세대를 기준으로 한 ‘가구 4인’을 살펴볼 때 이전 기관 근로자 남성과 여성 모두 착공 3년 이후부터 가구원 수가 급격히 감소하는 것을 알 수 있다. 가구원 수가 감소하는 원인은 이혼, 사망 등의 이유로 인한 가구 축소 또는 세대 분리로 인한 가구 해체를 모두 포함한다. 하지만 남성과 여성 모두 건강보험증을 기준으로 하는 ‘가구 5인’에 따른 가구원 수는 이전 기관 근로자와 비이전 기관 근로자 사이에 격차가 벌어지지 않았다는 점으로 미루어보아 ‘증 분리’보다는 ‘세대 분리’가 이루어졌음을 짐작해볼 수 있다. 또 하나 주목할 점은 ‘가구 1인’과 ‘가구 2인’에 따른 가구원 수가 여성은 빠르게 감소한 반면 남성은 그렇지 않다는 점이다.

[그림 7-23] 성별 가구안별 기준 가구원 수(가구 1~5인)



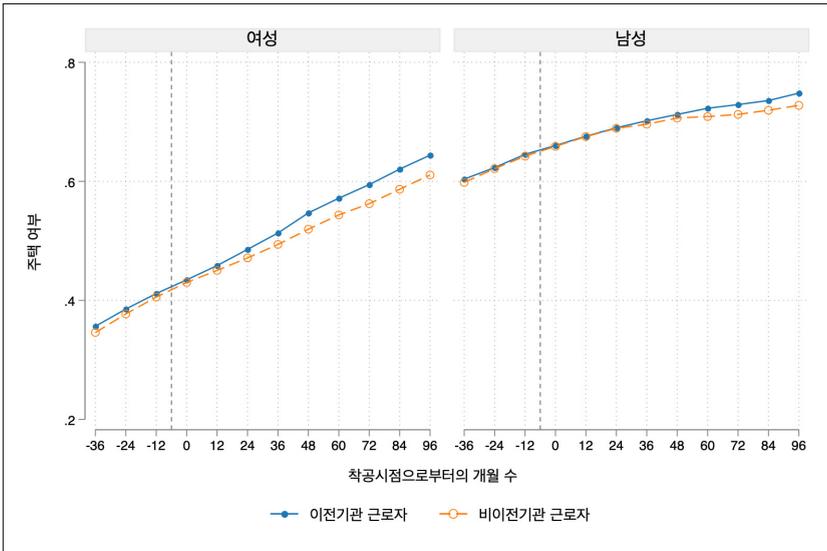




자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

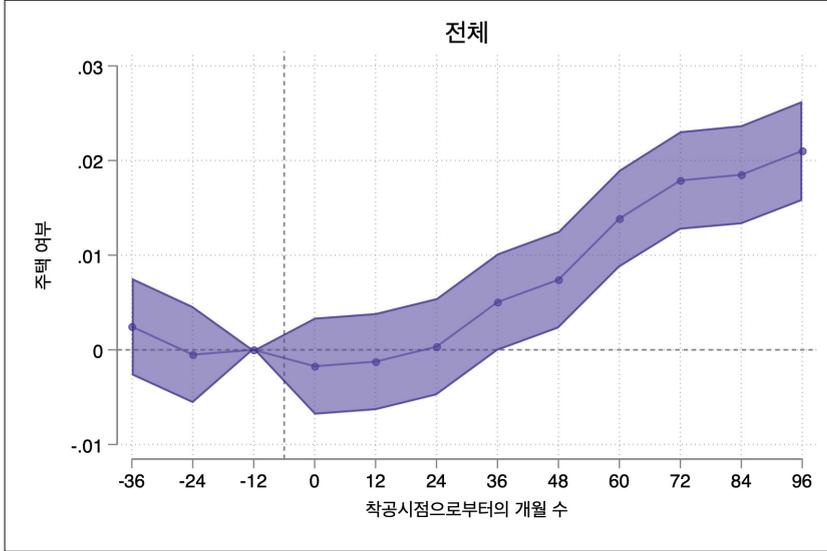
마지막으로 거주지 선택 또는 가구 형성과 관련된 흥미로운 발견은 주택 보유 여부의 변화이다. 남성과 여성에서 이전 기관 근로자 모두 주택을 보유하는 비율이 증가하였으며 주택 보유 여부가 2% 상승하였다.

[그림 7-24] 성별 주택 보유 비율



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-25] 주택 보유 여부 추정 결과

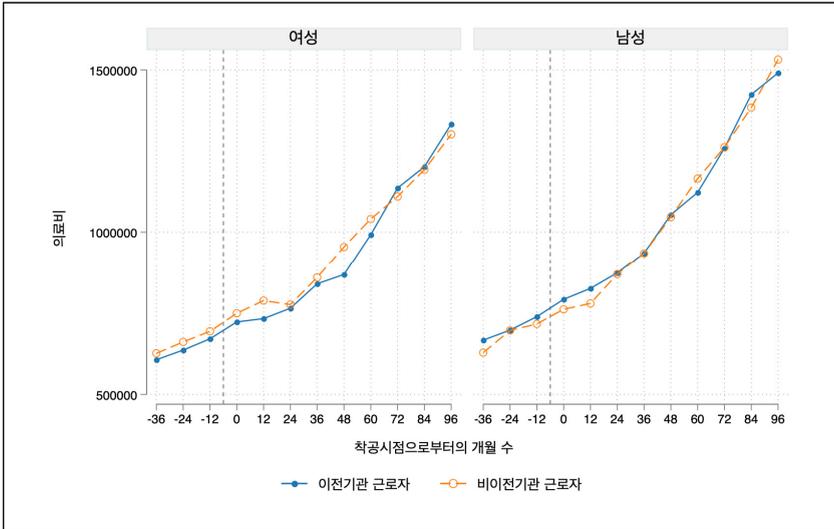


자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

라. 의료이용

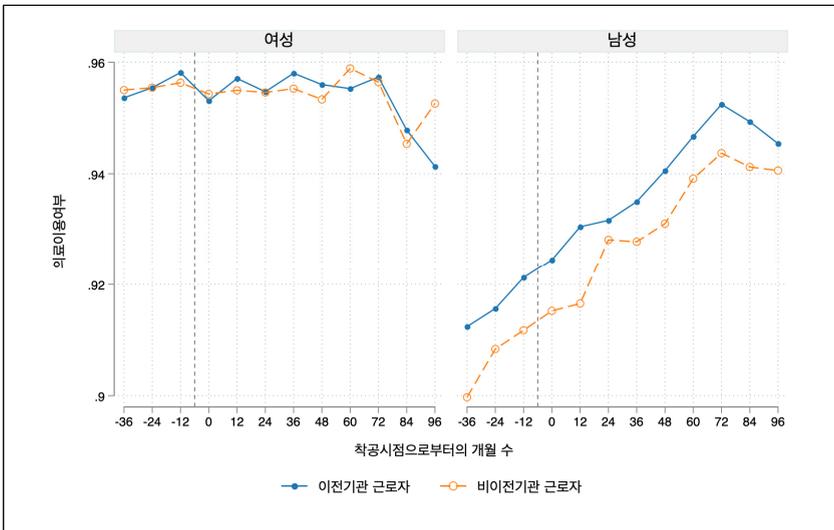
우선 1년간 지출한 총의료비를 살펴보았을 때, 이전 기관 근로자와 비이전 기관 근로자의 격차가 발견되지 않았다. 추정 결과도 유의한 효과를 보이지 않았으며 성별, 가구형태별 이질성 분석 역시 유의한 효과를 보이지 않았다. 직장이 이전을 하여도 연간 총의료비는 비슷한 수준을 유지하는 것으로 확인된다. 의료이용 여부와 총입내원일수를 살펴보아도 결과는 비슷하였다. 이때 매칭 변수로는 의료비만 활용되었기 때문에 두 집단 사이의 의료비에는 격차가 존재하지 않으나 입내원일수의 경우 기본적으로 두 집단 사이에 격차가 존재한다는 점을 확인할 수 있다. 이는 추후 의료이용과 관련된 분석을 위해 표본을 달리 정의할 필요가 있음을 시사한다.

[그림 7-26] 성별 연간 총의료비



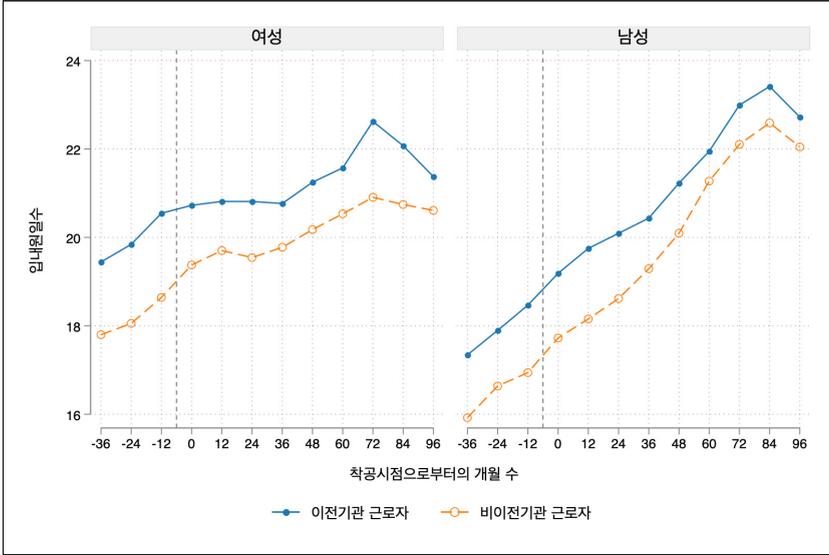
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-27] 성별 연간 의료이용 여부



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

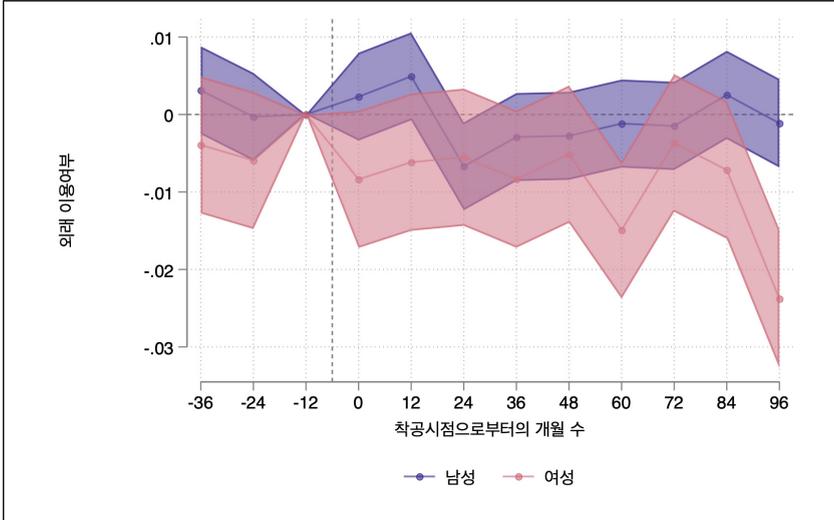
[그림 7-28] 성별 연간 총입내원일수



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

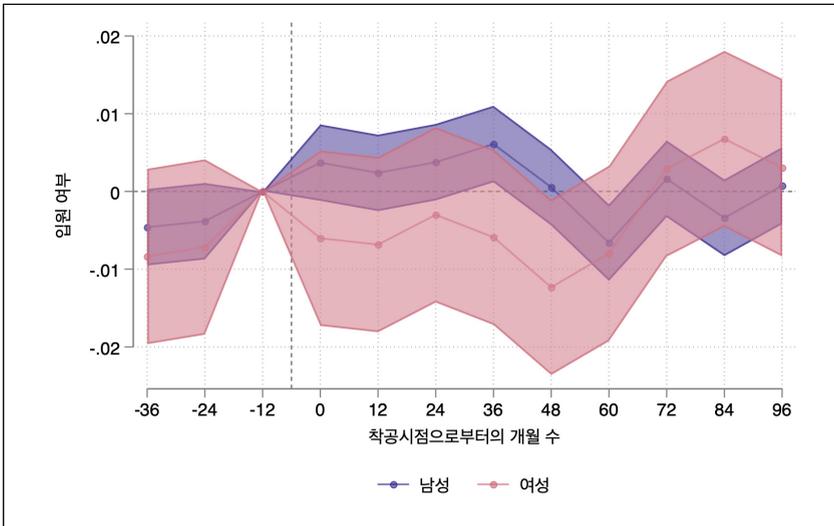
의료이용 여부를 외래 이용 여부, 입원 여부, 약국 이용 여부, 치과 이용 여부, 한방 이용 여부로 구분하여 살펴본 결과 유의한 패턴을 발견할 수 없었다. 다만 치과 이용 여부가 착공 1~3년 사이에 다소 증가하고 여성의 약국 이용 여부가 착공 3년 이후에 다소 감소하였다는 점이 발견되어 추가로 강건성 분석을 진행할 필요가 있다.

[그림 7-29] 1년간 외래 이용 여부 추정 결과



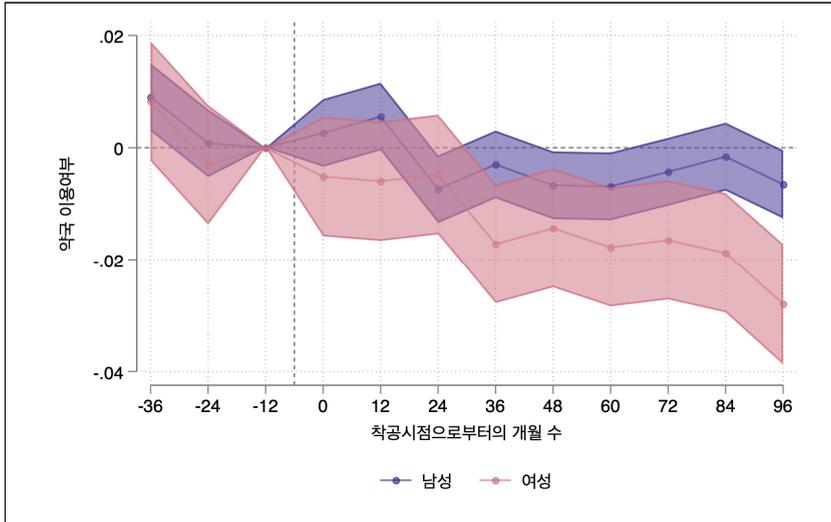
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-30] 1년 이내 입원 여부 추정 결과



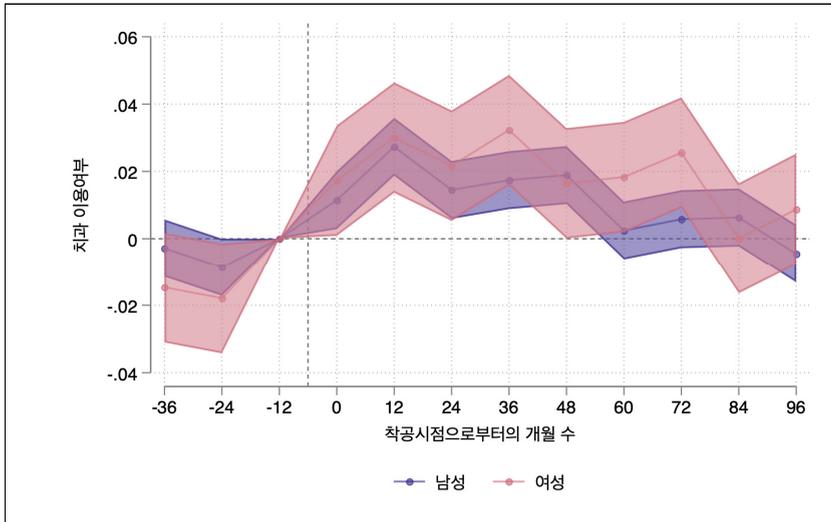
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-31] 1년간 약국 이용 여부 추정 결과



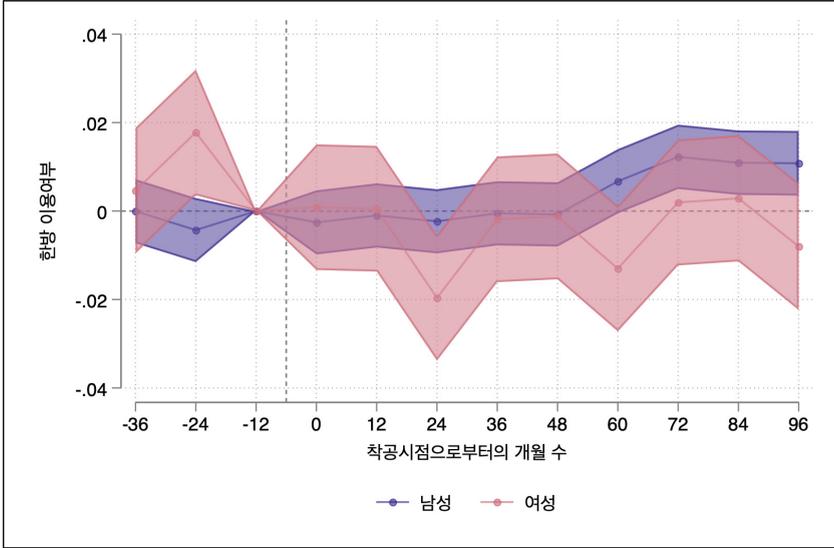
자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-32] 1년간 치과 이용 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

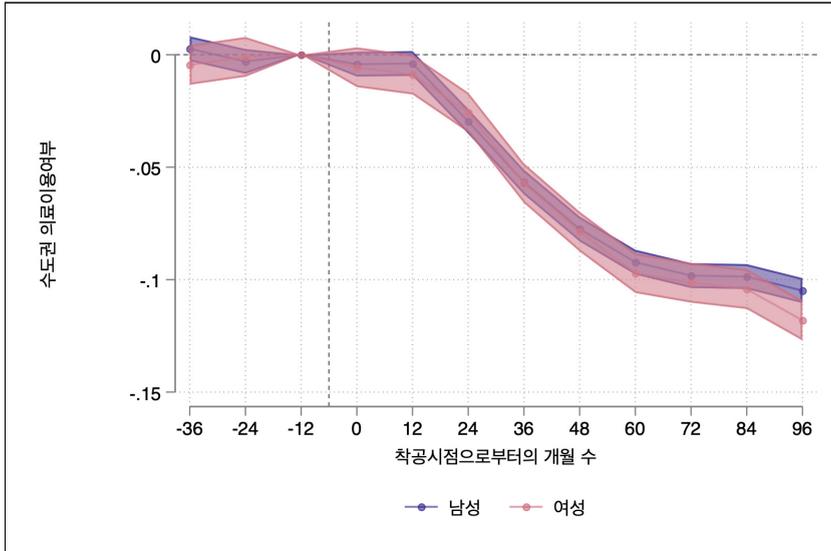
[그림 7-33] 1년간 한방 이용 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

총의료비 또는 의료이용 여부에서는 유의한 패턴을 발견할 수 없었으나 의료이용의 위치가 변경되었음을 확인할 수 있었다. 우선 기관의 기존 위치에 해당하는 수도권에서의 의료이용 여부가 착공 2년 시점에 0.5% 포인트 감소하기 시작하여 착공 8년 이후에는 10.8%포인트 감소하였다.

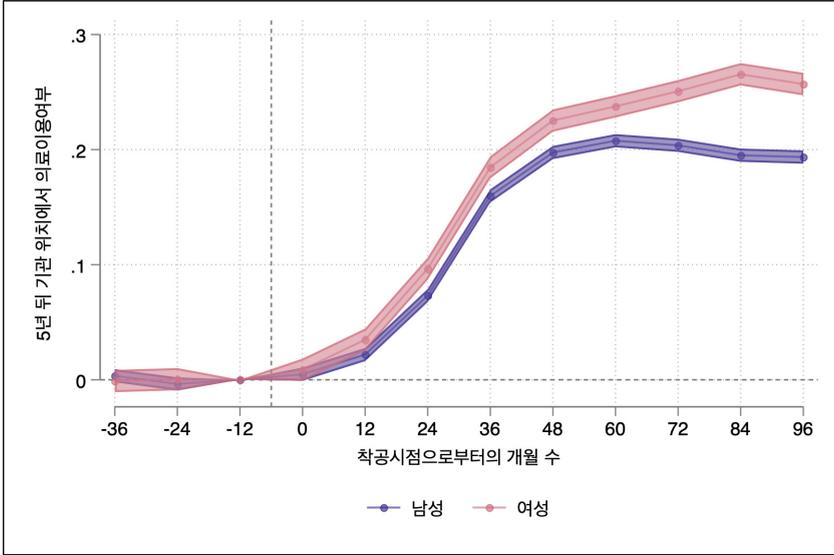
[그림 7-34] 1년간 수도권 요양기관 이용 여부 추정 결과



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

착공 이후의 위치를 착공 5년 이후 기관 위치(destination)의 시도로 정의한 뒤 살펴보니 해당 위치에서의 의료이용 여부는 빠르게 증가하여 착공 4년 이후에 20% 이상 증가한 것을 확인할 수 있다. 흥미로운 점은 수도권에서의 의료이용은 착공 4년 이후에도 꾸준히 감소하면서도 10% 정도 감소한 수준을 유지하는 반면 destination에서의 의료이용은 착공 이후 4년이 지난 시점에 20%에 도달한 후 비슷한 수준을 유지한다는 것이다. 이로써 약 10% 내외의 사람들은 수도권과 이전 위치 모두에서 의료이용을 하였음을 짐작해볼 수 있다.

[그림 7-35] 착공 5년 이후의 기관 위치(시도)에서의 1년간 의료 이용 여부 추정 결과

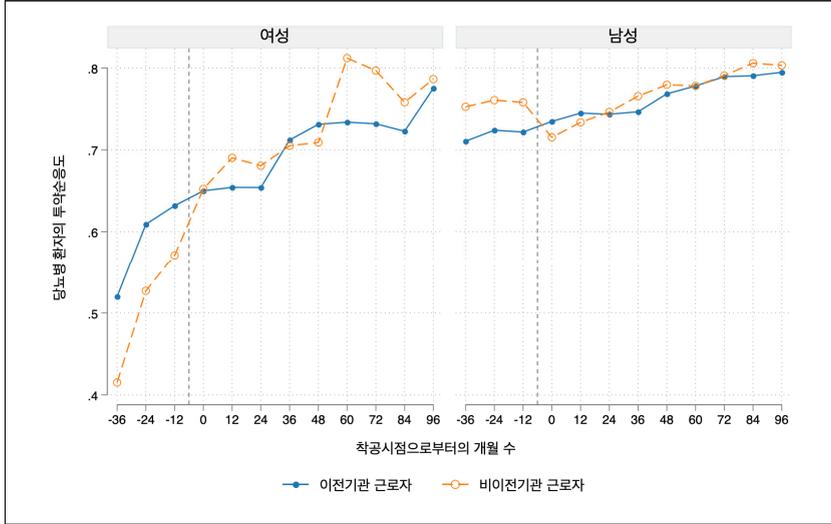


자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

마. 건강

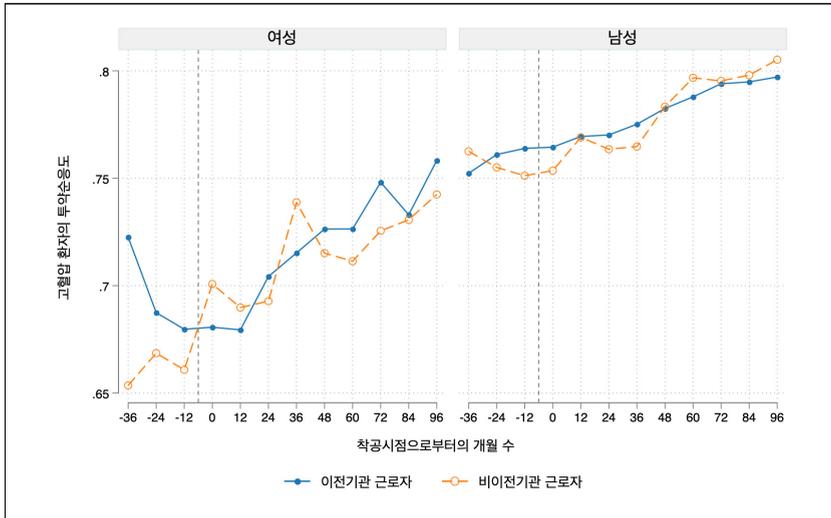
건강 결과를 살펴보기 위해 당뇨병과 고혈압 환자의 복약순응률을 살펴보았다. 당뇨병과 고혈압 환자는 매 시점 직전 1년 내에 해당 약제를 처방받은 적이 있는 사람으로 정의하였다. 복약순응률은 proportion of days covered(PDC)의 개념을 활용하여 1년 동안 해당 약제의 처방일수의 비율을 활용하였다(Lee et al., 2021). 복약 순응적인 환자는 일반적으로 복약순응률이 80%를 달성하였는지 여부로 정의된다. 분석 결과, 모든 당뇨병 환자와 고혈압 환자의 복약순응률에는 유의한 효과가 없는 것으로 발견되었다. 하지만 거주지 이전과 가구 해체가 건강에 미친 영향을 식별하기 위해 표본을 변경하는 등 다른 분석을 시도해볼 필요가 있다.

[그림 7-36] 성별 당뇨병 환자의 복약순응도



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 7-37] 성별 고혈압 환자의 복약순응도



자료: 국민건강보험공단. (2002~2022). 맞춤형 소득-재산 DB.

제5절 소결

본 장의 연구는 직장 이전이 근로자에게 미친 영향을 살펴보기 위해 비교적 외생적인 이유로 직장 이전을 경험한 공공기관 이전 정책의 대상자를 활용하였다. 공공기관 근로자 중 이전 대상 기관 근로자를 처치집단으로, 비이전 대상 기관 근로자를 통제집단으로 활용하였고 처치 시점은 착공 시점을 활용하였다. 착공 12개월 전의 다양한 인구사회경제학적 변수를 활용한 매칭을 통해 대조군을 설정했다.

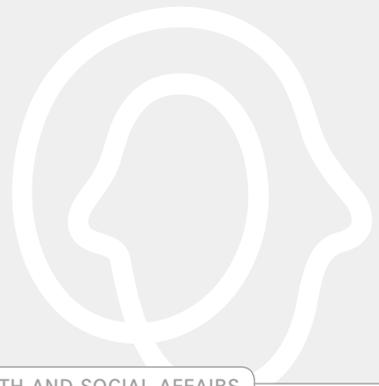
분석 결과 중 몇 가지 흥미로운 점을 확인할 수 있었다. 우선 직장 이전으로 인한 노동시장 반응이 근로자의 성별에 따라 상당히 다르게 나타난다는 사실을 발견했다. 여성의 경우 직장이 이전할 경우 이직을 할 확률이 높아졌으며, 특히 자녀가 있는 여성의 경우 이러한 경향성이 더 뚜렷하게 나타났다. 반면 남성의 경우 가구 특성에 따라 이직 확률에 변화가 없거나 다소 높아지는 것으로 나타났다. 1인 가구 남성의 이직 확률은 오히려 감소하는 것으로 나타났는데 이에 대한 원인은 추후 분석을 통해 살펴볼 필요가 있다. 여성의 경우에는 직장 이전으로 인해 이직뿐만 아니라 휴직을 할 확률도 통계적으로 유의하게 높아지는 것으로 나타났다.

두 번째로 직장 이전으로 인해 거주지를 수도권이 아닌 지역으로 이전할 비율이 유의하게 증가하였다. 의료이용 역시 수도권이 아닌 이전 지역에서 할 확률이 증가하였다. 그러나 그동안 정부 보고서나 언론에서 지적했듯이 기관의 이동에 따른 근로자의 이주율은 높지 않은 것으로 나타났다.

세 번째로 직장 이전은 가구의 형성에도 상당한 영향을 미친 것으로 나타났다. 평균 가구원 수가 감소하였으며 여성의 경우 출산 횟수가 감소하였다. 특히 유배우 여성의 출산 횟수가 감소한 반면, 배우자가 없었던 여성의 경우 출산 확률과 출산 횟수 모두 감소했다. 비록 공공기관 종사자

라는 특수한 집단에서 도출된 결과이지만 본 장에서 밝힌 혼인과 출산에 있어서 직장 위치가 가지는 중요성은 지역 정책과 저출산 정책이 긴밀히 관련되어 있다는 정책적 함의를 보여준다. 마지막으로 총의료비, 의료이용 여부, 복약순응률에 대해서는 유의한 변화를 발견하지 못하였다.

다음으로 향후 분석계획에 대해 논의한다. 연구 주제에 따라 표본을 달리 구축할 필요가 있다. 기존 분석은 연구 주제를 탐색하고자 하는 목적 하에 단일 표본을 활용하였는데 가구형태, 소득, 의료비를 전부 매칭 변수로 활용하다 보니 매칭률 유지를 위해 의료이용 또는 특정 가구형태의 소득 등에서 격차가 발생하는 것을 발견할 수 있었다. 향후 분석 중 의료이용과 건강을 종속변수로 살펴보는 연구 질문의 경우 의료비뿐만 아니라 의료이용과 만성질환 유병 여부 등 다양한 건강 관련 변수를 활용하여 매칭된 표본을 재구축하고, 반대로 가구 형성을 주요 연구 질문으로 하는 경우 더욱 다양한 가구형태와 다양한 소득수준을 매칭한 표본을 구축하여 활용할 필요가 있다.



제8장

2018년 건강보험료 개편이 건강보험 재정 및 국민 건강에 미친 효과

제1절 분석 목적 및 개요

제2절 건강보험료 부과체계 개편

제3절 문헌조사

제4절 데이터 및 연구 방법

제5절 2018년 건강보험료 1단계 개편 이후 건강보험료
총수입의 변화

제6절 2018년 건강보험료 개편의 소득역진성 개선 효과

제7절 보험료 인상의 인과적 효과

제8절 소결

제 8 장

2018년 건강보험료 개편이 건강보험 재정 및 국민 건강에 미친 효과

제1절 분석 목적 및 개요

기존의 건강보험료는 직장가입자에게는 근로소득 위주, 지역가입자에게는 소득, 재산, 인구학적 특징 등을 활용한 부과방식이 적용되었는데 이에 대한 형평성 문제가 꾸준히 제기되었다. 소득역진성 문제가 발생한다는 문제 인식으로부터 시작된 보험료 부과체계 논의는 크게 (1) 지역가입자도 재산이 아닌 소득 위주로 보험료를 부과하고, (2) 소득과 재산이 많은 피부양자를 지역가입자로 분리하며, (3) 보수 외 소득이 많은 직장가입자에게 보험료를 추가 부과하는 방향으로 진행되었다.

그 결과, 2018년 7월과 2022년 9월에 1·2단계의 건강보험료 부과체계 개편이 추진되었다. 개편의 취지는 저소득 지역가입자의 재산으로 인한 보험료 부담을 줄이는 한편 고소득 피부양자와 직장가입자에게 보험료를 추가 징수함으로써 소득역진성을 개선하여 사회보험의 취지에 맞추어 소득재분배 역할을 하게 하는 것이다.

우선 건강보험료 개편의 직접적인 효과를 측정하는 것이 중요하다. 이를 위해 2018년 건강보험료 1단계 개편으로 인한 보험료 수입의 변화, 소득역진성 변화, 그리고 보험료 인상이 노동시장 반응과 의료이용량에 미친 효과를 살펴볼 필요가 있다. 본 연구는 자료의 한계로 인해 1단계 개편으로 인한 변화를 분석하였다.

본 보고서는 다음과 같이 진행된다. 제2절에서는 건강보험료 부과체계 개편 내용과 개편의 영향을 받는 대상자에 대해 설명한다. 제3절에서는 기존 문헌을 탐색한다. 제4절에서는 본 연구에서 활용한 국민건강보험

DB와 연구용 맞춤형 소득-재산 DB 데이터에 대해 설명한다. 제5절은 건강보험료 개편으로 인한 보험료 수입을 살펴보고 제6절은 개편의 목적이었던 소득역진성 개선 효과를 분석한다. 제7절은 보험료 인상을 겪은 집단의 반응을 살펴보고 제8절에서 결론과 향후 분석계획에 대해 논의한다.

제2절 건강보험료 부과체계 개편

2018년 이전 기존의 건강보험료는 직장가입자에게는 근로소득 위주, 지역가입자에게는 재산 위주의 부과방식이 적용되었는데, 이에 대한 형평성 문제가 꾸준히 제기되었다. 특히 재산과 인구학적 특징이 고려되는 지역가입자의 경우 저소득층임에도 보험료 부담이 크다는 일명 소득역진성 문제가 발생한다는 문제 인식으로부터 시작되어 건강보험료 부과체계 개편에 대한 논의가 진행되었다. 개편의 방향은 크게 다음 세 가지로 구분된다: (1) 지역가입자도 재산이 아닌 소득 위주로 보험료 부과; (2) 소득 또는 재산이 많은 피부양자를 지역가입자로 분리; (3) 보수 외 소득이 많은 직장가입자에게 보험료를 추가로 부과하는 것이다. 그 결과 2018년 7월과 2022년 9월에 1·2단계의 건강보험료 부과체계 개편이 추진되었다. 이때 본 연구는 자료의 한계로 인해 2018년 7월에 시행된 1단계 개편만을 분석하였다. 1단계 개편의 내용과 예상되는 영향은 <표 8-1>에 제시하였다.

〈표 8-1〉 2018년 7월 건강보험료 1단계 개편 내용

| 주요 부과 기준 (기준 기준) | | 1단계 개편 (2018.7.) | 주요 변화 |
|------------------|--|---|--|
| (A) 지역가입자 | 소득보험료 | 평기소득 폐지, 종합과세소득 적용 | 지역가입자 보험료 인하 (소득 상위 2%의 보험료 인상) |
| | 최저보험료 | 연소득 100만 원* 이하(월 1만 3,100원) * 필요경비율 90% 고려 시 총수입 연 1,000만 원 이하 | |
| | 경감 | 현행 보험료가 최저보험료보다 낮은 경우는 현행 수준 유지 | 저소득 지역가입자 보험료 인하 |
| | 재산보험료 | 재산과표 500만~1,200만 원 공제 (재산구간별 차등 공제) | 349만 세대 재산보험료 40% 인하 (재산 상위 3%의 보험료 인상) |
| (B) 피부양자 | 자동차보험료 | 1,600cc 이하 소형차 면제 / 1,600cc 초과 3000cc 이하 자동차보험료 △30% 인하 / 잔존가액 4,000만 원 이상 고가차 100% 부과 | 자동차 보험료 부담 55% 완화 |
| | 연소득 기준(금융, 연금, 근로+기타소득 중 어느 하나 각각 4,000만 원 초과) | 3,400만 원 초과 (2인 가구 기준 중위소득 100% 수준) | 6만 세대 피부양자 자격 박탈 |
| | 재산 기준 (과표 9억 원 초과) | 과표 5억 4,000만 원 초과 5억 4,000만 원(3억 6,000만 원)~9억 원 재산 보유자는 생계가능소득 (2인 가구 생계급여 기준 소득, 연 1,000만 원) 초과하는 경우만 지역가입자로 전환 | 1만 세대 피부양자 자격 박탈 |
| | 형제자매 인정 기준(소득 4,000만 원 초과, 재산 과표 3억 원 초과 시 탈락) | 취약계층 제외하고 형제자매 피부양자 탈락, 65세 이상, 30세 미만, 장애인인 형제자매 중 소득·재산 기준 충족 시 피부양자 자격 유지 | 25만 세대 피부양자 자격 박탈 |
| (C) 직장가입자 | 피부양자 경감 | 연소득 3,400만 원 초과 또는 재산 1억 8,000만 원 초과 시 탈락 | |
| | 보수 외 소득 보험료 부과 (연 7,200만 원 초과) | 피부양자 보험료 4년간 △30% 경감 3,400만 원 초과 | 월급 외 고소득 직장인 13만 세대 (전체의 0.8%) 보험료 인상 |
| | 본인부담 보험료 상한 (월 239만 원) | 전전년 직장가입자 보수보험료 평균의 30배에 연동 * 월 301.5만 원 | |

자료: 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 23.); 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 30.); 문심명. (2022). 건강보험료 부과체계 2단계 개편 시행과 향후 과제.

2018년 1단계 개편의 첫 번째 대상은 지역가입자이며 개편 내용은 <표 8-1>의 패널 (A)에서 확인할 수 있다. 지역가입자의 경우 개편으로 인한 가장 큰 변화는 평가소득이 폐지되고 최저보험료가 도입되었다는 점이다. 주목적은 저소득층에게 보험료를 인하해주는 것이었다. 2018년 6월까지의 연소득 500만 원 이하인 지역가입자의 경우 성, 연령, 재산, 자동차, 소득을 기준으로 추정된 평가소득 보험료가 부과되었다. 이에 따라 소득이 동일해도 자녀 출생, 연령 증가, 피부양자의 재산 증가 시 보험료가 인상되는 경우가 발생하였다. 2016년 2월 기준으로 지역가입자의 보험료 비율은 재산과 자동차 58%, 성과 연령이 10%, 소득이 32%만을 차지하였다(김진현, 2019). 2018년 7월 1단계 개편이 시행되면서 평가소득 보험료가 폐지되는 대신 최저보험료가 도입되어 연간 총수입이 1,000만 원 이하인 경우 월 13,100원의 최저보험료가 부과되기 시작하였다. 재산 보험료의 경우 500만 원에서 1,200만 원까지 차등 공제되었고 자동차 역시 차종에 따라 차등 공제되었다.¹⁾ 이로 인해 지역가입자 593만 세대(1,185만 명, 전체의 78%)가 평균 2.2만 원의 월 보험료 인하를 경험하고 32만 세대(75만 명, 전체의 4%)가 평균 5.5만 원의 월 보험료 인상을 경험할 것으로 예상되었다(보건복지부, 2017. 3. 30.).

두 번째로 피부양자를 대상으로 한 개편 내용은 <표 8-1>의 패널 (B)에서 확인할 수 있다. 그중 가장 큰 영향이 있었던 변화는 고소득 피부양자의 피부양자 자격이 박탈되고 보험료를 부과하기 시작하였다는 점이다. 기존에는 연소득 중 금융소득, 연금소득, 근로소득+기타소득 중 어느 하나 각각 4,000만 원을 초과하는 경우 피부양자 자격이 박탈되었지만 1단계

1) 본 연구에서는 분석하지 않으나 이후 2022년 9월 2단계 개편에서는 최저보험료 기준이 연간 총수입이 3,360만 원 이하인 경우 월 17,460원으로 변경되었고 재산 보험료는 5,000만 원 이하 공제, 자동차는 4,000만 원 이상 고가차만 부과하는 등 점차 소득 이외의 요인들이 보험료 산정에서 차지하는 비중이 감소하였다.

개편 이후 합산소득이 3,400만 원²⁾을 초과하는 경우 피부양자 자격이 박탈되는 것으로 변경되었다. 이로 인해 피부양자 약 32만 세대(36만 명, 전체의 2%)가 평균 4.2만 원의 월 보험료 인상을 경험할 것으로 예상되었다(보건복지부, 2017. 3. 30.).

개편의 마지막 부분은 보수 외 소득이 높은 직장가입자에게 보험료를 추가로 부과하는 것이며 변화 내용은 <표 8-1>의 패널 (C)에서 확인할 수 있다. 기존에는 보수 외 소득이 연 7,200만 원을 초과하는 경우에 보험료가 추가로 부과되었으나 1단계 개편 이후 3,400만 원³⁾을 초과하는 경우에 보험료가 추가로 부과되었다. 이로 인해 직장가입자 13만 세대(전체의 0.8%)가 평균 13만 원의 월 보험료 인상을 경험할 것으로 예상되었다(보건복지부, 2017. 3. 30.).

제3절 문헌조사

건강보험료 개편에 대한 논의로는 보건사회연구원의 정책보고서인 여나금, 신현웅, 오영호, 김상호, 오수진, 김혜윤(2020)이 건강보험료 개편에 대한 포괄적인 조사를 진행하였다. 이때 형평성 지수를 비롯하여 개편에 대한 설문조사를 진행하였다. 또한 최재우, 정재욱, 김재현, 김정림, 박은철(2015)에서 보험료 부과 기준을 종합소득으로 단일화함으로써 직장가입자와 지역가입자의 직역 간 보험료 부과 형평성이 확보된다는 결과가 있었는데, 이것이 실제로 발생하였는지를 검증할 필요가 있다.

2) 2022년 9월 2단계 개편에서 2,000만 원으로 감소하였다.

3) 2022년 9월 2단계 개편에서 2,000만 원으로 감소하였다.

건강보험료 개편의 인과효과를 밝히는 것이 중요한데, 전 세계적으로 건강보험료가 외생적으로 변화된 사례가 매우 드물기 때문에 보험료 변화의 인과효과를 밝힌 논문은 극소수에 불과하다. 건강보험의 보험료 (premium) 변화의 영향을 인과적으로 살펴본 논문의 거의 없으며, 주요 논문인 Baicker & Chandra (2005, 2006)⁴⁾ 역시 설문조사 자료 위주로 활용하였으며 의료이용과 관련된 부분은 살펴보지 못했다. 따라서 행정 자료에 해당하는 건강보험의 소득, 재산, 보험료, 건강보험 청구 내역까지 연계하여 노동시장에 미친 영향뿐만 아니라 건강과 의료이용에 미친 영향 까지 살펴본다면 상당한 학술적 기여가 가능할 것으로 기대된다. 한국의 건강보험료 개편은 보험료 인상의 인과효과를 연구하기에 매우 적합한 자연실험을 제공한다. 개편의 대상자 중 피부양자 자격 박탈자와 보수 외 소득이 높은 직장가입자가 특정 분절점 전후로 큰 변화를 겪은 점을 활용한다면 보험료 인상의 인과효과를 매우 설득력 있게 분석할 수 있다.

한편 건강보험료 개편은 세율(tax rate) 변화에 대한 개인의 반응을 연구하는 문헌과도 관계가 있다. 미국을 배경으로 한 연구는 고용주 후원 (employer-sponsored)이 많은 제도적 특성상 건강보험 가입 의무화로 인한 기업의 부담이 노동시장에 미친 영향에 관해 주로 연구되었다. 하지만 한국의 건강보험료는 소득과 재산에 따라 보험료가 부과되며 (community-rated) 건강보험료 증가는 기업의 부담보다는 개인의 부담으로 작용할 가능성이 높다. 한편 보험료가 연소득에 따라 책정되며 원천징수되는 특성은 세율과 더욱 밀접한 관계가 있다. 따라서 기존 문헌 중에서는 건강 보험료 개편 문헌보다는 세율 변화에 대한 개인의 반응을 중요시하였다.

4) 의료과실위기 (medical malpractice crisis)로 인한 보험료 인상을 활용하여 건강보험료 상승이 노동시장에 미치는 영향을 연구하였다. 건강보험료 변화는 노동자와 고용주 모두에게 영향을 미치며, 결론적으로 건강보험료가 10% 상승할 때 고용 확률이 1.2%포인트 감소하고, 근로시간이 2.4% 증가하며, 임시직으로 고용될 확률이 1.9%포인트 상승하는 것을 발견하였다.

기존 경제학 문헌은 소득세 증가가 근로유인 저하로 작동하는지를 살펴 보았다(Eissa, 1995; Bishop, Bradley, & Kata, 2009; Keane, 2011).⁵⁾

제4절 데이터 및 연구 방법

1. 국민건강보험 및 맞춤형 소득-재산 DB

본 연구에서 활용한 ‘맞춤형 소득-재산 DB’는 다양한 테이블(데이터 베이스의 일부)로 이루어져 있다. 본 연구에서 중점적으로 사용한 테이블은 건강보험 데이터베이스의 보험료 테이블, 자격 테이블, 명세서 테이블, 그리고 소득-재산 테이블이다.

보험료 테이블은 건강보험증 수준의 데이터베이스로서 증대표자 ID, 산정보험료, 정산보험료, 보수월액, 사업장코드 등 건강보험료와 보험료 산정과 관련된 다양한 변수들을 가졌다. 이때 연구 목적에 따라 산정보험료와 정산보험료를 구분하여 사용하는 것이 중요하다. 산정보험료는 개인이 실제로 매달 지불한 건강보험료를 의미하며 정산보험료는 매년 4월 진행되는 건강보험료 정산 이후 추가납부 또는 환급이 반영된 이후의 보험료로서 실제로 유효한 보험료를 의미한다. 따라서 건강보험료 총수입을 살펴볼 때(제5절)는 연도별, 월별 모든 건강보험증에서 징수된 총 정산보험료를 산출하는 것이 적절하며 가구 또는 개인이 시기마다 경험하는 보험료를

5) Eissa(1995)는 1986년 세금 개혁법이 기혼 여성들의 노동시장 참여에 양(+의) 영향을 미친 것을 발견하였다. Bishop et al.(2009)은 세율 변화와 세금 부담의 변화를 활용하여 미국 미혼 여성들의 노동 공급 탄력성을 연구하였다. 미혼 여성 노동 시간과 노동시장 참여를 포함한 노동 공급 탄력성이 큰 것을 확인하였으며 과거에는 탄력성이 더욱 컸음을 발견하였다. Keane(2011)은 세금과 노동 공급의 관계에 대한 경제학 연구들을 정리한 논문이다. 세금 정책은 근로자의 노동시장 참여, 근로시간, 근로자 간의 교체, 가족 구성원 간의 노동 분배 등 노동시장에 다양한 방식으로 영향을 미치는 것을 확인하였다.

살펴볼 때(제6절과 제7절)는 산정보험료를 활용하는 것이 적절하다.

자격 테이블의 경우 성별, 거주지, 출생연도 등 인구사회학적 특성과 관계된 변수들을 담고 있었는데, 개인식별번호, 건강보험증 식별번호, 기준 연월 변수를 이용해 보험료 테이블과의 결합이 가능했다.

명세서 테이블은 건강보험 청구 단위의 테이블이며 의료이용 여부, 입 내원일수, 의료비에 대한 정보가 제공되며 의료이용을 의과, 치과, 한방, 약국 등 세부적으로 구분할 수 있다. 다만 건강보험 데이터베이스를 기반으로 하기 때문에 급여 의료이용으로만 한정되어 있다는 한계가 있다.

소득-재산 테이블에는 개인별 세부적인 소득자산 수준과 5가지 안의 방식으로 생성된 가구 ID가 포함되어 있다. 소득 변수로는 근로소득, 사업소득, 이자배당소득, 기타소득, 연금소득(국민연금+직역연금), 분리과세 금융소득, 분리과세 주택임대소득, 총소득이 제공되며, 재산 변수로는 주택 시가표준액, 건물 시가표준액, 토지 시가표준액, 선박항공기 시가표준액, 전월세보증금, 총재산 변수가 제공된다. 자료는 개인-기준연도 수준으로 기록되어 있으며 제공되는 자료의 기간은 2002~2022년이다. 이때 기준연도는 발생 연도+1년으로 처리되어 있다.

가구연결코드로는 5개 방식으로 생성된 가구 ID가 제공된다: 1안 주민등록세대 보완 (건강보험 피부양자 포함); 2안 주민등록세대 보완 (비동거 가족 포함); 3안 주민등록세대 보완 (분리 세대 추정); 4안 주민등록세대 기준; 5안 건강보험증 기준이다. 추가로 주민등록 세대주와의 관계와 건강보험증 대표와의 관계 변수가 제공된다.

2. 연구 대상자

본 연구는 특히 건강보험료 부과체계 개편의 영향을 받은 세 집단에

집중한다. 첫째, 소득 위주로 보험료 부과체계가 개편되어 보험료가 인화된 저소득 지역가입자이다. 평가소득이 폐지되고 최저보험료가 도입되며 인구학적 특징과 재산보다 소득을 기준으로 보험료가 부과되면서 소득이 낮은 지역가입자의 보험료가 인하되었다.

둘째, 소득과 재산으로 인해 피부양자 자격이 박탈된 집단이다. 소득을 기준으로 2018년 6월 이전까지는 금융, 공적연금, 근로, 기타소득 중 하나가 연 4,000만 원을 초과할 경우 직장피부양자 자격이 박탈되었으나 보험료 개편 이후 2018년 7월부터는 합산소득 연 3,400만 원을 초과하는 경우, 2022년 9월부터는 합산소득 연 2,000만 원을 초과하는 경우 피부양자 자격이 박탈되었다. 재산을 기준으로 기존 과세표준 총재산 9억 원에서 2018년 7월부터는 과표 5억 4,000만 원 초과에 생계가능소득(연 1,000만 원) 초과자가, 2022년 9월부터는 과표 3억 6,000만 원 초과에 생계가능소득 초과자가 피부양자 자격을 잃었다.

셋째, 보수 외 소득이 높아 보험료가 추가로 부과된 집단이다. 보수 외 소득은 보수를 제외한 종합소득(근로, 사업, 금융, 연금, 기타소득의 합)을 의미한다. 개편 전에는 보수 외 종합소득이 연간 7,200만 원을 초과하는 경우 보험료가 추가되었으나 2018년 7월부터는 보수 외 종합소득 연 3,400만 원 초과자, 2022년 9월부터는 보수 외 종합소득 연간 2,000만 원 초과자에게 추가 보험료가 부과되었다.

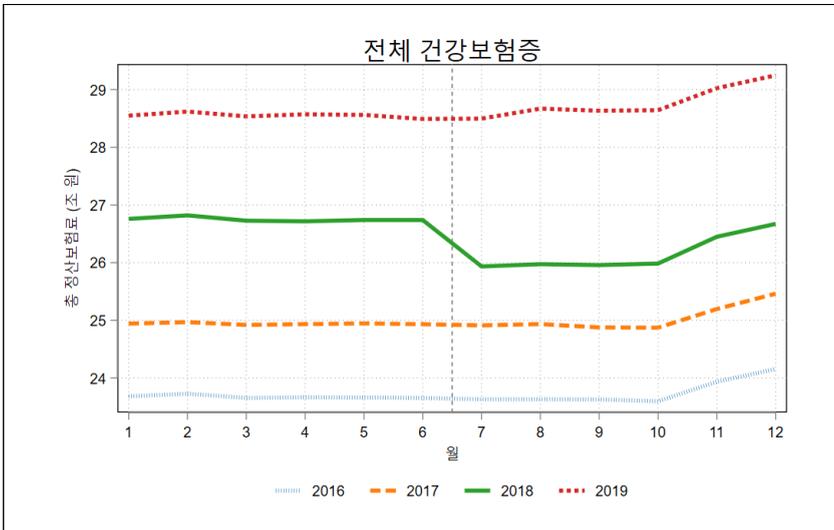
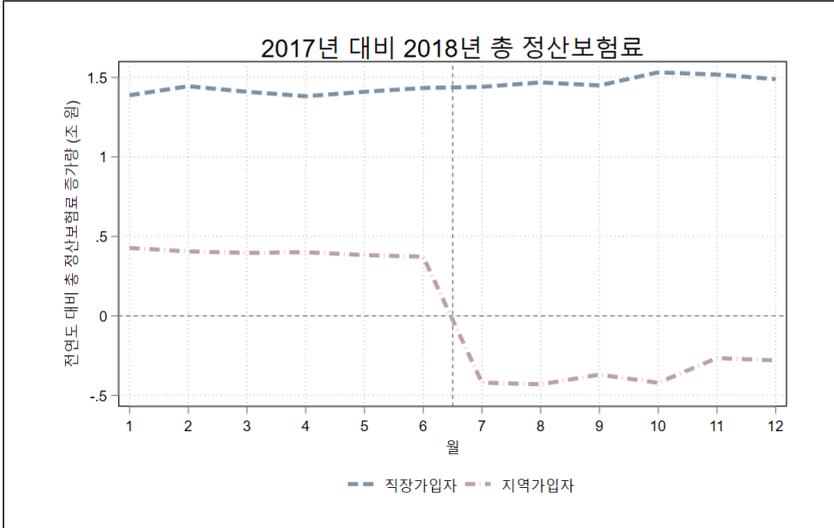
제5절 2018년 건강보험료 1단계 개편 이후 건강보험료 총수입의 변화

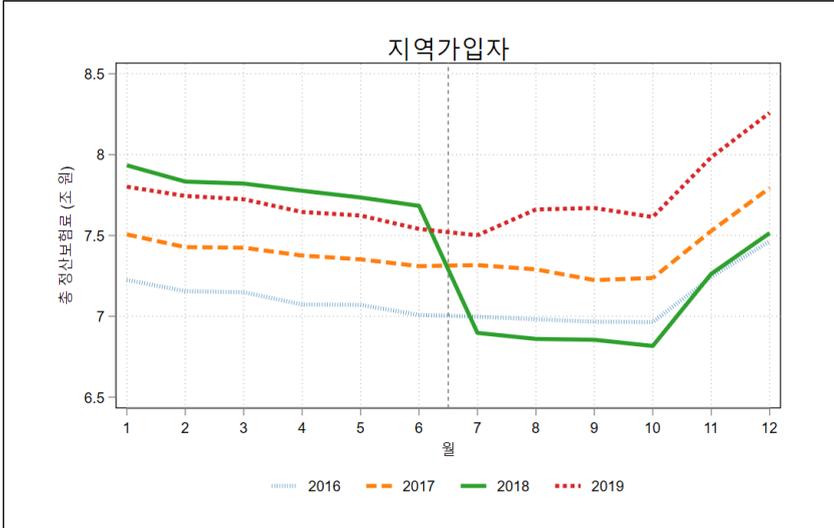
본 절에서는 건강보험료 개편이 보험료 수입에 영향을 주었는지 그 변화를 살펴본다. 건강보험증 자료를 활용하여 총보험료를 계산하였으며 총정산보험료를 계산할 수 있는 1단계 개편만을 살펴보았다. 이때 직장가입자의 건강보험료가 매년 5월 전년도의 연말정산 결과에 반영되면서 산정보험료의 총액이 급격히 증가하여 2018년 7월 보험료 개편으로 인한 변화를 가늠하기 어렵기 때문에 [그림 8-1]에서는 산정보험료가 아닌 정산보험료를 활용하였다. 이에 따라 직장가입자의 총정산보험료와 전체 총보험료의 12월과 다음 해 1월의 값이 연결되지 않을 수 있다.

첫 번째 그림은 건강보험증 대표자가 직장가입자와 지역가입자인 경우의 총정산보험료의 2017년 대비 2018년의 증가분을 나타낸다. 직장가입자의 총보험료는 전년도 대비 매월 약 1.5조 원씩 증가하였으며 2018년 8월을 기점으로 명확한 변화가 관찰되지 않는다. 직장가입자의 경우 고소득 직장가입자에게 추가보험료 징수가 이루어졌음에도 불구하고 대상자의 수가 작아 총보험료 징수액에 유의미한 증가를 발견할 수 없는 것으로 해석된다. 지역가입자의 총보험료는 6월까지의 전년도 대비 5천억 원씩 증가하다가 7월 이후 전년도 대비 매월 5천억 원씩 감소한 것을 확인할 수 있다.

두 번째 그림은 총보험료 수입의 2016~2019년 월별 추이를 나타낸다. 2018년 7월에만 총보험료가 감소하는 것을 확인할 수 있다. 세 번째 그림은 건강보험증 대표자가 지역가입자인 경우의 총보험료 수입만을 보여주는데, 지역가입자의 보험료 수입 감소로 인해 보험료 추이가 약 2년 수준을 역행한 것을 확인할 수 있다.

[그림 8-1] 전년도 대비 증가량, 2016~2019년 총정산보험료(전체), 2016~2019년 총정산보험료(지역가입자)



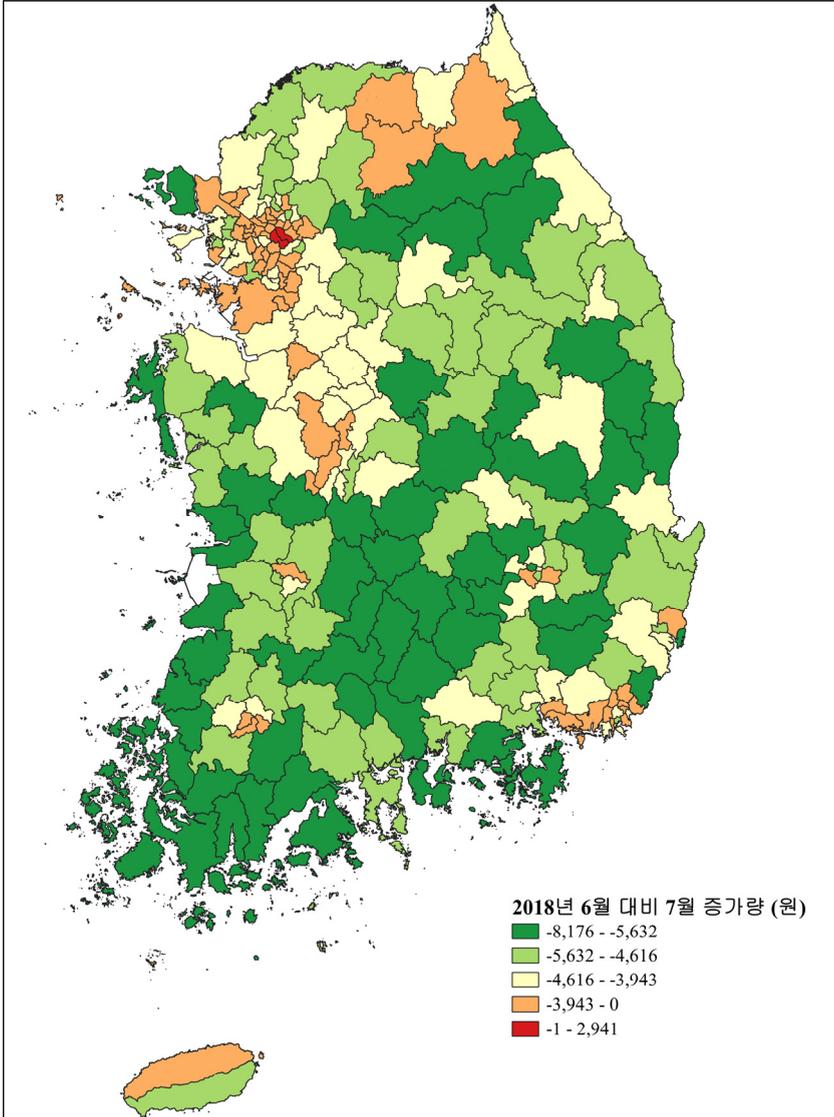


자료: 국민건강보험공단. (2016~2019). 맞춤형 소득-재산 DB.

이와 같은 현상은 지역별 평균 보험료를 살펴보았을 때 더욱 명확하게 나타난다. 아래 그림은 증 대표자의 거주지(시군구)를 기준으로 2018년 7월의 평균 산정보험료에서 2018년 6월 평균 보험료를 차분한 값을 나타낸다. 서초구와 강남구를 제외한 모든 지역의 평균 보험료가 감소하였고 군 지역의 보험료 감소 패턴이 명확하다.

개편의 영향 중 보험료 인상을 겪는 대상자는 보수 외 소득이 많은 직장 가입자나 고소득 피부양자이다. 반면 저소득 지역가입자는 보험료 인하를 겪는다. 즉, 고소득자는 보험료 인상을 겪고 저소득층은 보험료 인하를 겪는다. 이에 따라 소득이 높고 보수 외의 소득이 많을 것으로 예상되는 강남구와 서초구는 평균적으로 보험료가 인상되었을 것이다. 반면 그 외 나머지 지역과 특히 저소득 지역가입자가 많을 것으로 예상되는 군지역은 평균 보험료가 인하되었을 것으로 추정해볼 수 있다.

[그림 8-2] 시군구별 증 대표자의 평균 산정보험료의 증가량



주: 증가량은 2018년 7월 평균 산정보험료에서 2018년 6월 평균 산정보험료를 차분한 값이다. 보험료가 증가한 지역은 빨간색으로 표시되었고 나머지는 보험료가 감소한 지역을 4분위(등개수)로 나누었다.

자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득·재산 DB.

제6절 2018년 건강보험료 개편의 소득역진성 개선 효과

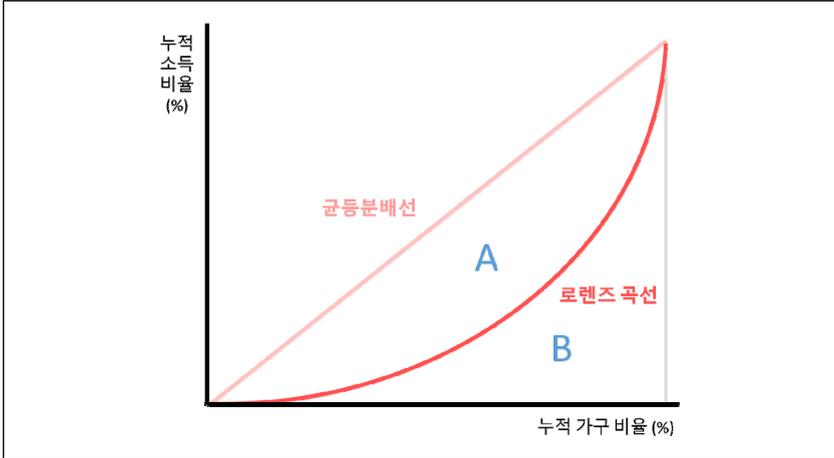
1. 형평성 평가 지표

건강보험료 부과체계 개편의 가장 큰 목적은 소득역진성 개선이었는데, 개편을 통해 사회보험으로서 소득재분배 역할을 수행하였는지 살펴본다. 우선 건강보험료 부과형평성 측정을 위해 기존에 사용되었던 도구인 카쿠와니 지수(Kakwani index)와 팔마 비율(Palma ratio)를 활용할 것이다(여나금 외, 2020).

카쿠와니 지수는 사회보험의 누진성(progressivity)를 측정하는 지수이며 음(-)의 값이 보이는 경우 역진적임을 의미하는데, 사회보험 개편의 지니계수와 개편 전의 소득의 지니계수를 비교하여 소득 대비 재정 부담이 얼마나 누진적인지 또는 역진적인지를 측정하는 지수이다. 카쿠와니 지수는 보험료 집중도에서 소득 집중도를 제외하여 산출할 수 있는데 이때 '집중도'란 균등분배선 아래의 면적(A+B) 중 균등분배선과 로렌츠 곡선⁶⁾ 사이의 면적(A)의 비율을 나타내어 $A/(A+B)$ 를 활용하여 산출할 수 있다.

6) 로렌츠 곡선이란 소득의 분포를 [그림 8-3] 같은 형태로 나타내는 그래프로 X축은 모든 가구의 누적 비율이고 Y축은 각 비율에 포함되는 가구가 전체 소득의 얼마를 소유하고 있는지를 보여준다. 로렌츠 곡선을 통해 소득 불평등을 시각적으로 표현할 수 있으며 로렌츠 곡선이 균등분배선에 가까울수록 소득이 균등하게 배분되어 있음을 나타낸다.

[그림 8-3] 로렌츠 곡선 개념도

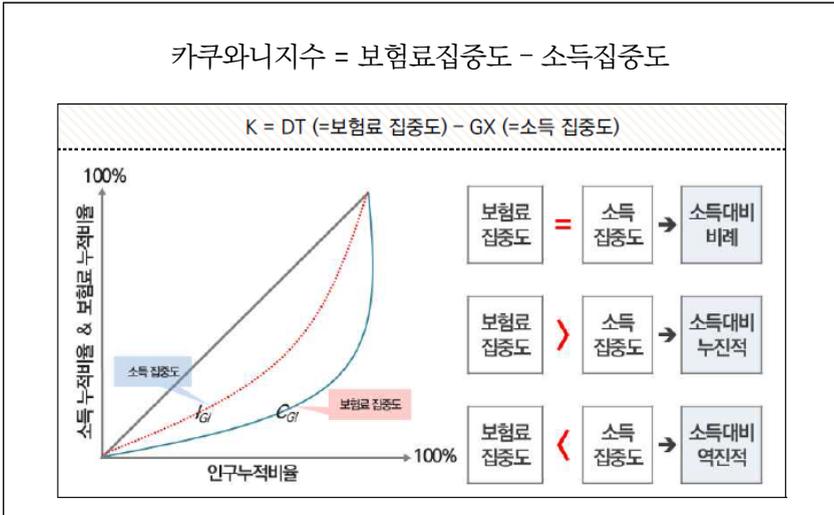


자료: 저자 작성.

보험료 집중도, 소득 집중도, 그리고 카쿠와니 지수는 아래의 그림과 같이 산출할 수 있다. 이때 가로축은 인구를 소득 순서대로 누적시킨 값이며 세로축은 인구 누적 비율에 따라 소득을 누적시킨 값 또는 건강보험료를 누적시킨 값이다. 측정된 모든 사람의 소득이 동일할 경우 45도 선과 같은 분포가 나타나지만, 현실에서는 소득의 격차가 존재하므로 로렌츠 곡선의 분포가 나타난다. 이때 소득의 집중도는 0에 가까울수록 소득분배가 평등하게 이루어진 것이나(지니계수와 마찬가지로), 건강보험료의 경우 집중도가 1에 가까울수록 소득이 많은 집단에서 보험료를 많이 부담하는 것이므로 반대의 방향성을 가진다.

이렇게 계산된 보험료 집중도에서 소득 집중도를 빼면 카쿠와니 지수를 산출할 수 있는데, 그 값이 양(+)의 값을 가지면 보험료 부과가 소득에 비해 누진적이라고 해석할 수 있고 음(-)의 값을 가지면 역진적이라고 해석할 수 있다.

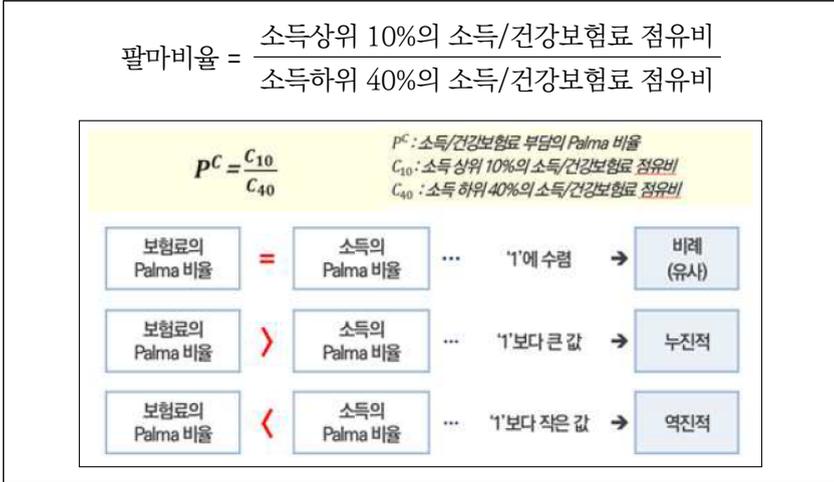
[그림 8-4] 카쿠와니 지수 산출식



자료: 여나금 외. (2020). 건강보험료 부과제도 적정성 평가 방안 연구.

형평성을 측정하기 위한 또 다른 지수는 팔마 비율이다. 팔마 비율 (Palma ratio)은 소득 상위 10%의 소득 점유율을 하위 40%의 점유율로 나누는 값인데, 고소득층과 저소득층 간의 차이 분석에 용이하며 지니계수가 중산층에 지나치게 민감하다는 한계를 보완하기에 좋은 지표이다. 팔마 비율의 산출식은 아래와 같다. 만약 보험료의 팔마 비율이 소득의 팔마 비율보다 크다면 소득 하위 40% 대비 상위 10%의 보험료 부담이 소득의 상대적 점유 비율보다 적기 때문에 보험료 부과체계가 누진적임을 의미하고, 보험료의 팔마 비율이 소득의 팔마 비율보다 작다면 역진적임을 의미한다.

[그림 8-5] 팔마 비율 산출식



자료: 여나금 외. (2020). 건강보험료 부과제도 적정성 평가 방안 연구.

2. 가구 합산소득 기준 소득역진성

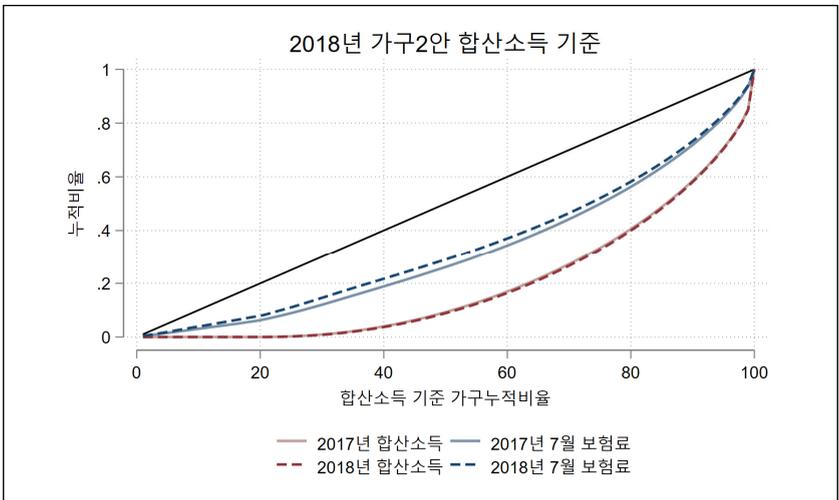
우선 가구 합산소득을 기준으로 보험료의 소득역진성을 분석하였다. 이때 합산소득과 보험료는 가구 내에서 합산하고 가구원 수 제곱근으로 나누어 균등화한 가구 합산소득을 활용하였다. 가구는 ‘가구 2인’을 기준으로 합산하였는데 ‘가구 2인’을 선택한 이유는 ‘가구 2인’이 지니계수 등의 소득분배 지표에 활용되는 등 가구의 사회경제적 수준을 가장 대표성 있게 파악하는 자료인 가계금융복지조사와 가장 유사한 형태이기 때문이다.⁷⁾ 가구 1~5안을 사용한 결과는 부록에 제시한다. 합산소득은 근로소득,

7) 가계금융복지조사에서의 가구란 1인 이상이 모여 주거 또는 소득과 지출 등 생계를 같이 하는 경제적 생활 단위를 말한다. 가계금융복지조사에서의 가구란 학업 때문에 떨어져 살고 있는 미혼 자녀와 직장 때문에 외지에 살고 있는 배우자는 포함하고, 함께 살고 있는 가사사용인 등 동거인은 제외한다. 가구 2안은 이러한 정의를 모사하여 하나의 세대에 비동거 가족을 합하여 가구를 구성하는 안으로 일명 ‘세대보완 2인(비동거 가족 포함)’이다 (강신욱 외, 2022).

사업소득, 이자배당소득, 기타소득, 연금소득이 합산된 총소득이다. 보험료는 각 연도의 7월 산정보험료를 활용하였다.

가구 합산소득을 활용하여 그린 로렌츠 곡선(Lorentz curve)은 [그림 8-6]과 같다. 이때 X축은 해당 연도의 합산소득을 기준으로 누적 가구 비율을 나타내며 Y축은 누적 가구 비율별 합산소득의 누적 비율과 보험료의 누적 비율을 나타낸다. 소득의 경우 로렌츠 곡선이 45도 선과 먼 볼록(convex) 형태일수록 고소득자의 소득 점유율이 높아 소득의 집중도가 높은 것을 의미한다. 보험료의 경우 볼록한 형태일수록 고소득자가 부담하는 보험료가 더욱 높은 것을 의미한다. 2017년 7월과 2018년 7월의 로렌츠 곡선 모두 합산소득의 곡선보다 볼록한 것을 확인할 수 있다. 2017년 7월에 비해 2018년 7월의 로렌츠 곡선이 볼록한 형태를 띠는데 이는 2017년 7월에 비해 2018년 7월에 소득이 높을수록 더 많은 보험료를 부담한 것을 의미한다.

[그림 8-6] 2018년 가구 2인 합산소득 기준 로렌츠 곡선



자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

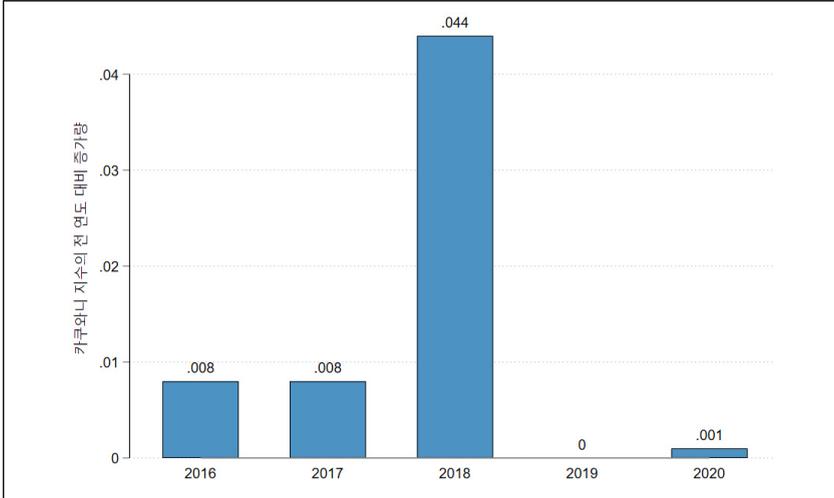
위와 같은 로렌츠 곡선의 면적을 활용하여 카쿠와니 지수를 산출할 수 있다. 균등분배선과 로렌츠 곡선 아래의 면적을 사용하여 계산한 집중도와 카쿠와니 지수는 <표 8-2>에서 확인할 수 있다. 카쿠와니 지수가 음(-)의 값을 가지므로 보험료가 소득에 대한 역진적임을 의미하는데, 카쿠와니 지수가 2017년 7월 -0.283에서 2018년 7월 -0.238로 0.044 상승한 것을 확인할 수 있으며 [그림 8-7]에서 볼 수 있듯이 다른 연도에 비해 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이는 건강보험료의 소득역진성이 개선된 것을 의미한다.

<표 8-2> 연도별 카쿠와니 지수

| 기준연월 | 소득 집중도 | 보험료 집중도 | 카쿠와니 지수 |
|-----------------|--------------|--------------|---------------|
| 2015년 7월 | 0.618 | 0.319 | -0.299 |
| 2016년 7월 | 0.611 | 0.321 | -0.291 |
| 2017년 7월 | 0.603 | 0.320 | -0.283 |
| 2018년 7월 | 0.597 | 0.358 | -0.238 |
| 2019년 7월 | 0.588 | 0.350 | -0.238 |
| 2020년 7월 | 0.582 | 0.345 | -0.237 |

자료: 국민건강보험공단. (2015~2020). 맞춤형 소득-재산 DB

[그림 8-7] 카쿠와니 지수의 전년도 대비 증가량



자료: 국민건강보험공단. (2015~2020). 맞춤형 소득-재산 DB.

현재까지 진행된 분석에서는 가구의 총소득을 계산하였다. 따라서 가구의 소득이 가구원 수의 가중을 받는다. 하지만 일반적으로 지니계수 등을 계산할 때는 가구의 사회경제적 수준을 반영하고 가계의 실질적 부담능력을 대표할 수 있도록 가구균등화지수를 적용한다. 통계청은 가구 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누는 OECD 방식으로 가구균등화를 적용한다. 본 연구 역시 향후 분석에서는 균등화된 가구소득을 활용하여 형평성 지수를 산출해볼 필요가 있다.

다음으로 소득 상위 10% 가구의 보험료 점유비, 소득 하위 40% 가구의 보험료 점유비, 그리고 팔마 비율은 다음과 같다. 우선 전반적으로 보험료의 팔마 비율이 1보다 크다는 점에서 소득 하위 40% 대비 상위 10%의 보험료 부담이 소득의 상대적 점유 비율보다 적다는 것을 의미하여 보험료 부과가 누진적임을 의미한다. <표 8-3>에서 볼 수 있듯이 소득 하위 40%의 보험료 점유비가 0.217에서 0.189로 낮아지고 소득 상위 10%의 보험료

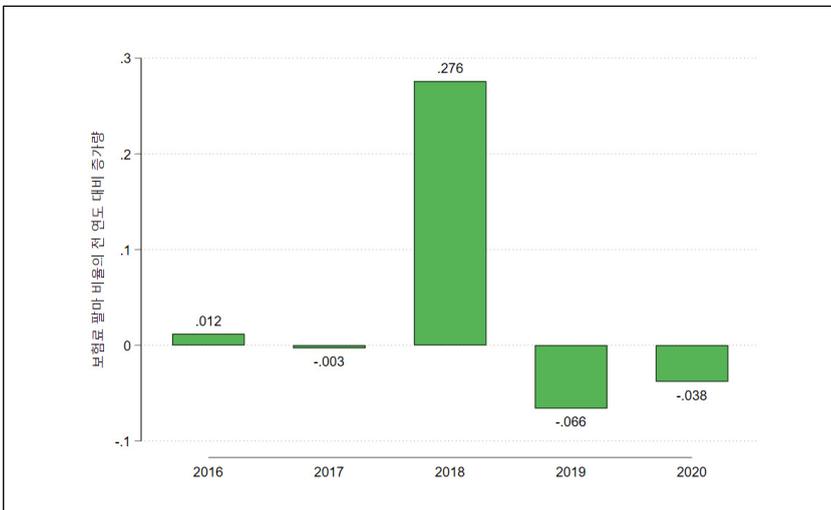
점유비가 0.285에서 0.299로 높아졌다. 이에 따라 팔마 비율은 2017년 7월 1.310에서 2018년 7월 1.587로 0.276 상승하여 역진성이 개선된 것으로 해석된다. [그림 8-8]과 같이 연도별 보험료 팔마 비율의 증가량 역시 2018년이 다른 연도에 비해 높은 것을 알 수 있다.

〈표 8-3〉 연도별 팔마 비율

| 기준 연월 | 상위 10%의 보험료 점유비 | 하위 40%의 보험료 점유비 | 팔마 비율 |
|-----------------|--------------------|--------------------|--------------|
| 2015년 7월 | 0.285 | 0.219 | 1.302 |
| 2016년 7월 | 0.285 | 0.217 | 1.314 |
| 2017년 7월 | 0.285 | 0.217 | 1.310 |
| 2018년 7월 | 0.299 | 0.189 | 1.587 |
| 2019년 7월 | 0.296 | 0.194 | 1.521 |
| 2020년 7월 | 0.294 | 0.198 | 1.483 |

자료: 국민건강보험공단. (2015~2020). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 8-8] 보험료 팔마 비율의 전년도 대비 증가량



자료: 국민건강보험공단. (2015~2020). 맞춤형 소득-재산 DB

카쿠와니 지수와 팔마 비율을 가구 1~5안을 활용하여 산출한 결과는 <부표 8-2>와 <부표 8-3>에서 확인할 수 있다. 개편으로 인해 변화된 카쿠와니 지수와 팔마 비율의 크기는 가구안에 따라 크게 다르지 않은 것으로 판단된다. 다만 동일한 연도 내에서의 카쿠와니 지수와 팔마 비율을 비교해보았을 때는 건강보험증안인 가구 5안의 경우 카쿠와니 지수와 팔마 비율 모두 다른 안에 비해 작다. 건강보험료 개편으로 인한 카쿠와니 지수와 팔마 비율의 증가량은 모든 가구안에서 비슷한 수준인 것으로 확인된다.

3. 원천별 소득역진성 및 재산역진성

소득 위주로 보험료를 부과하는 방식으로 개편한 것이니 소득역진성 개선은 당연한 결과일 수 있다. 따라서 소득역진성을 해소한 대신 재산역진성이 얼마나 악화되었는지도 동시에 확인해볼 필요가 있다. 아래 표는 ‘가구 2안’을 기준으로 산출한 2017년 7월 카쿠와니 지수, 2018년 7월 카쿠와니 지수, 그리고 2017년 7월과 2018년 7월의 차이를 보여준다. 원천별 소득과 총재산 모두에서 2017년 대비 2018년의 카쿠와니 지수가 증가한 것을 확인할 수 있다. 이때 주목할 점은 합산소득의 카쿠와니 지수 증가량은 다른 소득원보다도 근로소득으로 산출한 카쿠와니 지수의 증가량과 가장 유사한 것을 확인할 수 있다.

<표 8-4> 소득원천별 카쿠와니 지수

| 항목 | 2017년 7월 카쿠와니 지수 | 2018년 7월 카쿠와니 지수 | 차이 |
|------|---------------------|---------------------|-------|
| 합산소득 | -0.283 | -0.238 | 0.044 |
| 근로소득 | -0.402 | -0.371 | 0.031 |
| 사업소득 | -0.795 | -0.779 | 0.016 |

| 항목 | 2017년 7월 카쿠와니 지수 | 2018년 7월 카쿠와니 지수 | 차이 |
|------|---------------------|---------------------|-------|
| 금융소득 | -0.947 | -0.936 | 0.011 |
| 연금소득 | -0.926 | -0.917 | 0.009 |
| 기타소득 | -0.962 | -0.960 | 0.002 |
| 총재산 | -0.530 | -0.516 | 0.013 |

자료: 국민건강보험공단. (2017~2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

다음으로 아래의 표는 2017년 7월 보험료의 팔마 비율, 2018년 7월의 팔마 비율, 그리고 그 둘의 차이를 보여준다. 팔마 비율과 팔마 비율의 증가량 역시 근로소득으로 산출한 값이 합산소득으로 산출한 값과 가장 유사한 것을 확인할 수 있다.

〈표 8-5〉 소득원천별 보험료의 팔마 비율

| 항목 | 2017년 7월 보험료의 팔마 비율 | 2018년 7월 보험료의 팔마 비율 | 차이 |
|------|------------------------|------------------------|--------|
| 합산소득 | 1.310 | 1.587 | 0.276 |
| 근로소득 | 0.921 | 1.039 | 0.118 |
| 사업소득 | 0.590 | 0.638 | 0.048 |
| 금융소득 | 0.349 | 0.389 | 0.040 |
| 연금소득 | 0.313 | 0.330 | 0.017 |
| 기타소득 | 0.323 | 0.311 | -0.012 |
| 총재산 | 0.896 | 0.940 | 0.044 |

자료: 국민건강보험공단. (2017~2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

제7절 보험료 인상의 인과적 효과

앞의 제5절과 제6절에서는 건강보험료 개편이 총보험료 수입과 소득 역진성 개선에 미친 영향을 살펴보았다. 개편의 주된 영향을 받은 집단은

보험료 인하를 겪은 지역가입자이다. 하지만 보험료 인하를 겪은 대상 뿐만 아니라 보험료 인상자의 반응을 살펴보는 것 역시 중요하다. 본 절에서는 보험료 인상의 인과효과를 분석한다. 첫 번째로 연구할 대상은 개편으로 인해 보험료를 새로 내기 시작한 피부양자 자격 박탈자이다. 두 번째 대상은 개편으로 인해 보수 외 소득이 높아 보험료가 인상된 직장 가입자이다.

1. 피부양자 자격 박탈자

가. 대상자 및 기초 통계량

첫 번째 분석 대상은 피부양자 자격 박탈자이다. 2018년 7월 1단계 개편의 경우 전년도인 2017년의 합산소득(데이터상 2018년 합산소득)을 기준으로 피부양자 자격 박탈 여부가 결정되었다. 이에 따라 신고된 소득에 아무런 변화가 없었음에도 불구하고 합산소득이 3,400만 원 이상인 사람은 가입자격이 2018년 6월 피부양자에서 2018년 7월 지역가입자로 변경이 되고, 이에 따라 보험료가 부과되기 시작한다. 이때 전년도에 3,399만 원을 벌었던 사람과 3,401만 원을 벌었던 사람 사이에는 실질적인 소득의 차이가 없음에도 불구하고 3,399만 원을 벌 사람 피부양자가 되고 3,401만 원을 벌었던 사람은 지역가입자가 되는 것이다. 본 연구는 이와 같이 거의 무작위에 가까운 기준을 활용하여 인과효과를 추정한다. 따라서 본 분석에서의 표본은 2018년 6월 피부양자 자격을 가졌던 사람이며 특히 전년도에 3,400만 원 인근의 소득을 가졌던 사람이 주요 대상자이다.

〈표 8-6〉 기초 통계량

| 연령 | 성별 | 변수 | N | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 |
|---------------------------------|----|----|------------|-------------|--------------|------------|-----|
| 연령 | | | 20,328,340 | 37.2 | 26.0 | 126 | 0 |
| 여성 | | | 20,328,340 | 0.58 | - | 1 | 0 |
| 2018년 총소득 | | | 20,328,340 | 2236999.29 | 9039627.331 | 2428680000 | 0 |
| 2018년 근로소득 | | | 20,328,340 | 1186148.21 | 6672487.327 | 1412023163 | 0 |
| 2018년 사업소득 | | | 20,328,340 | 339522.74 | 3974780.865 | 2428680000 | 0 |
| 2018년 금융소득 | | | 20,328,340 | 38858.95 | 2575328.320 | 1331830000 | 0 |
| 2018년 연금소득 | | | 20,328,340 | 651980.77 | 3350557.914 | 77030160 | 0 |
| 2018년 기타소득 | | | 20,328,340 | 20488.61 | 1072455.610 | 1216200000 | 0 |
| 2018년 근로소득>0 여부 | | | 20,328,340 | 0.09 | 0.279 | 1 | 0 |
| 2018년 사업소득>0 여부 | | | 20,328,340 | 0.09 | 0.290 | 1 | 0 |
| 2018년 근로소득>0 대상 근로소득 | | | 1,735,408 | 13894383.43 | 18572908.383 | 1412023163 | 1 |
| 2018년 사업소득>0 대상 사업소득 | | | 1,881,486 | 3668341.75 | 12589137.663 | 2428680000 | 1 |
| 2018년 근로소득>0 대상 최소 연봉 미만 여부 | | | 1,735,408 | 0.77 | 0.423 | 1 | 0 |
| 2018년 근로소득>0 대상 2019.7 직장가입자 여부 | | | 1,735,404 | 0.00 | 0.000 | 0 | 0 |
| 2018년 신고월 평균보수 총합 | | | 20,328,340 | 489131.69 | 2784153.442 | 1081107161 | 0 |
| 2018년 증 개수 | | | 20,328,340 | 0.15 | 0.446 | 13 | 0 |
| 2018.6월 피부양자 여부 | | | 20,328,231 | 1.00 | 0 | 1 | 1 |

자료: 국민건강보험공단. (2018~2019). 맞춤형 소득-계산 DB.

〈표 8-7〉 의료이용 관련 기초 통계량

| 변수 | N | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 |
|-------------|---------|---------|---------|-------------|-----|
| 의료이용 | | | | | |
| 2018.6 외래 | 241,609 | 0.54 | 0.498 | 1 | 0 |
| 2018.6 전체 | 241,609 | 0.61 | 0.489 | 1 | 0 |
| 2018.6 약 처방 | 241,609 | 0.48 | 0.499 | 1 | 0 |
| 이용일수 | | | | | |
| 2018.6 외래 | 241,609 | 1.47 | 2.431 | 61 | 0 |
| 2018.6 전체 | 241,609 | 3.15 | 4.912 | 111 | 0 |
| 2018.6 약 처방 | 241,609 | 0.93 | 1.397 | 30 | 0 |
| 총급여비 | | | | | |
| 2018.6 외래 | 241,609 | 66,372 | 258,037 | 12,890,015 | 0 |
| 2018.6 전체 | 241,609 | 200,863 | 982,752 | 121,485,134 | 0 |
| 2018.6 약 처방 | 241,609 | 43,072 | 136,712 | 20,289,274 | 0 |

주: 1) 2018년 소득이 2,800만 원에서 4,000만 원 사이에 해당하는 사람들을 대상으로 조사함. 2) 의료비용 변수의 경우 실질화 작업을 거침 (2020=100).

자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-계산 DB

나. 분석 모형

위에서 구현한 연구 설계를 정확히 추정하기 위해 회귀단절모형(regression discontinuity design)을 추정하고자 한다. 회귀단절모형을 위한 추정식은 아래와 같다:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \times 1\{x_i > k\} + f(x_i) + \epsilon_{it}$$

여기서 배정 변수인 x_i 는 총소득 또는 과세표준으로 변환한 총재산이다. 총소득의 경우 단절점에 해당하는 k 는 2018년 7월 1단계 개편에서는 3,400만 원이고 2022년 9월 2단계 개편에서는 2,000만 원이다. ϵ 는 오차항을 의미하며 하첨자 i 는 개인을, 하첨자 t 는 시점을 각각 의미한다. 핵심은 건강보험료 개편으로 인해 기준점 직후에 피부양자에서 지역가입자로 자격이 변동된 사람과 기준점 직전에 피부양자 자격을 유지한 집단의 반응을 비교하여 인과효과를 추정하는 것이다. 본 연구에서 추정하고자 하는 것은 β 의 추정값이며 자격 박탈자의 반응의 인과효과를 나타낸다.

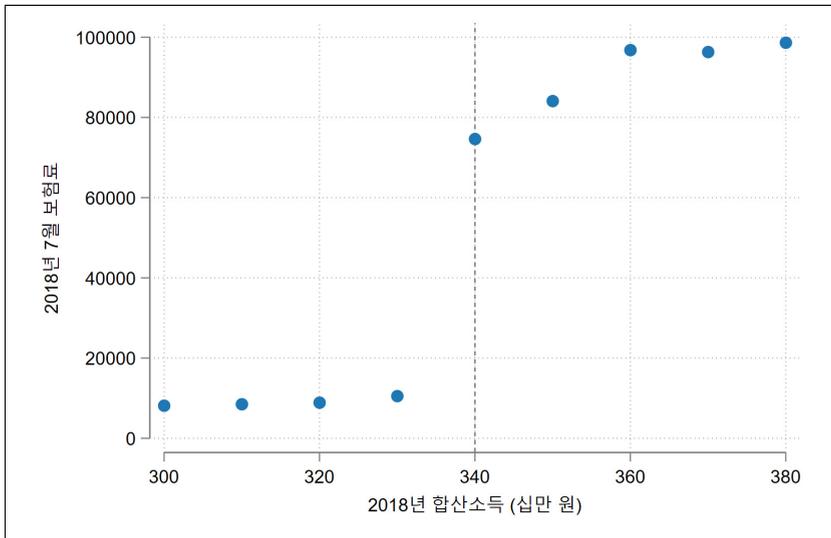
다. 분석 결과

1) 보험료

본 장에서는 건보 DB를 활용하여 구현한 연구 설계를 보여준다. 첫 번째로 개편 직전 월에 직장가입자의 피부양자였던 집단의 개편 직후 보험료를 소득수준별로 살펴보았다. 1단계 개편에서는 총소득 3,400만 원을 기준으로 피부양자 자격이 박탈되었다. 왼쪽 그림은 2018년 6월에

피부양자였던 모든 표본을 대상으로 2017년 총소득을 X축에, 2018년 7월 평균 보험료를 Y축에 그린 그림이다. 이때 피부양자의 보험료는 0원으로 처리하였다. 오른쪽 그림은 동일한 그림을, 2018년 6월에는 피부양자였던 사람들 중 2018년 7월에 지역가입자가 된 표본으로 제한하여 그린 그림이다. 3,400만 원 전후로 평균 산정보험료가 급격히 증가하는 것을 확인할 수 있다. 단절점인 3,400만 원 직후의 평균 보험료는 72,186원이며 총소득 3,400만 원을 초과하는 지점부터 기존의 기준이었던 4,000만 원 사이 구간에서의 평균 보험료는 약 소득 만 원당 보험료 67원의 기울기로 증가한다. 추정식을 활용하여 회귀단절모형을 추정한 결과 3,400만 원 분절점에서의 jump의 크기는 65,732원으로 추정되었다. 이는 보험료 개편으로 인해 피부양자 자격이 박탈된 사람에게 평균적으로 65,732원의 건강보험료가 부과되었음을 의미한다.

[그림 8-9] 2018년 합산소득 구간별 산정보험료



자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 8-8〉은 회귀식 추정 결과를 보여준다. 2018년 7월을 기준으로 분절점 이하의 사람들에 비해 분절점 이상의 사람들의 산정보험료는 65,732원 높은 것을 확인할 수 있다. 또한 2018년 7월 피부양자가 될 확률은 37.1% 높았으며 증 개수는 평균적으로 0.248개 증가하는 것을 확인할 수 있다.

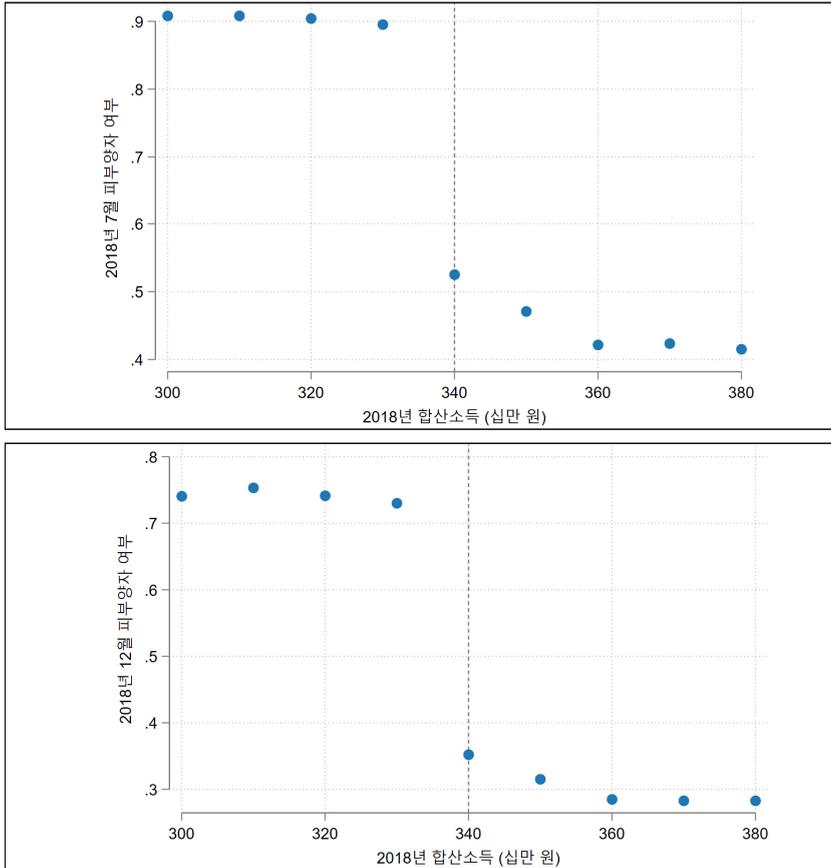
〈표 8-8〉 보험료 및 건강보험자격 관련 회귀분석 결과

| 종속변수 | Coefficient | Std. Err | N |
|-----------------|-------------|----------|---------|
| 2018.7 산정보험료 | 65,732*** | 1970.268 | 189,768 |
| 2019년 증 개수 | 0.248*** | 0.018 | 189,167 |
| 2018.7 피부양자 여부 | -0.371*** | 0.01 | 189,768 |
| 2018.12 피부양자 여부 | -0.371*** | 0.011 | 189,167 |

주: 2018년 총소득 3,000만 원에서 4,000만 원 사이 구간에 해당하는 표본만을 대상으로 추정함.
자료: 국민건강보험공단. (2018, 2019). 맞춤형 소득-재산 DB.

하지만 원칙적으로는 피부양자가 될 확률은 100% 차이가 나와야 한다. 특히 분절점 이전에서 피부양자가 되지 않을 확률이 낮은 것은 자연스러우나 아래 그림과 같이 분절점 이후에 피부양자가 될 확률은 0%인 것이 원칙이다.

[그림 8-10] 합산소득 구간별 피부양자 비율 (2018년 7월, 2018년 12월)



자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

2) 소득 및 노동시장 반응

세율 변화에 대한 개인의 반응을 연구한 문헌에서 가장 중요한 것은 노동 공급이다. 경제학적 시선에서 세율의 증가는 시간당 임금의 감소로 체감될 수 있어 근로유인 저하로 작동할 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구 역시 노동 공급과 관련된 다양한 지표를 살펴보았다.

〈표 8-9〉 노동시장 변수의 회귀분석 결과

| 종속변수 | Coefficient | Std. Err | N |
|-------------------------------|--------------|----------|---------|
| 2018.7 직장가입자 여부 | 0.001 | 0.004 | 189,768 |
| 2019.7 직장가입자 여부 | -0.011 | 0.011 | 188,294 |
| 2019 근로소득 | -38,205 | 203,118 | 189,167 |
| 2019 사업소득 | -53,403 | 128,742 | 189,167 |
| 2019 금융소득 | -83,171 | 142,814 | 189,167 |
| 2019 연금소득 | 1,768,382*** | 511,513 | 189,167 |
| 2019 기타소득 | 18,578 | 24,918 | 189,167 |
| 2019 총소득 | 273,463 | 398,053 | 189,167 |
| 2019 근로소득>0 여부 | -0.033** | 0.014 | 189,167 |
| 2019 사업소득>0 여부 | -0.020** | 0.009 | 189,167 |
| 2019 신고월평균보수 총합 | -64,387 | 334,978 | 189,167 |
| 2019 근로소득 intensive | 216,308 | 384,923 | 66,723 |
| 2019 사업소득 intensive | 280,382 | 838,091 | 32,175 |
| 2019 최소연봉 미만 여부(근로소득) 0인 경우만) | 0.001 | 0.013 | 66,723 |

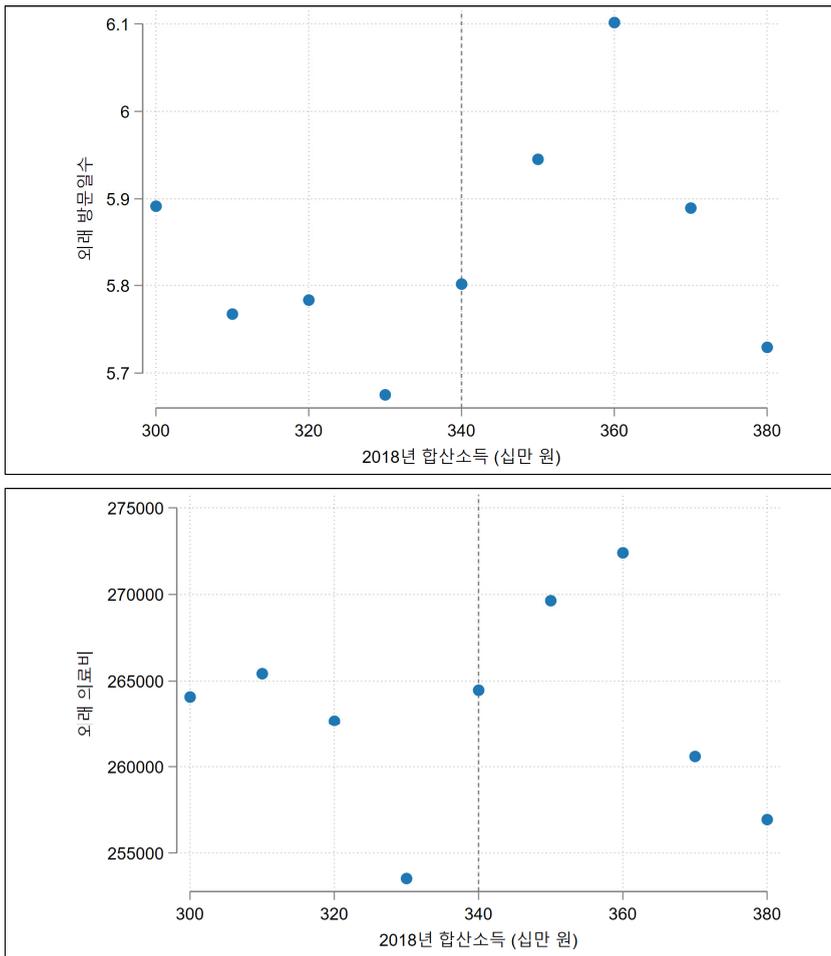
주: 2018년 총소득 3,000만 원에서 4,000만 원 사이 구간에 해당하는 표본만을 대상으로 추정함.
자료: 국민건강보험공단. (2018, 2019). 맞춤형 소득-재산 DB.

3) 의료이용

건강보험을 통해 의료이용을 할 때의 비용은 의료이용 후 현장에서 대면하는 의료비(spot price)에 대한 본인부담금이 가장 대표적이지만, 보험료 역시 개인이 지불하는 일종의 비용이다. 특히 보험료는 매달 고정된 비용을 반드시 지불하기 때문에 일종의 매몰 비용(sunk cost)이라고 볼 수 있다. 이때 의료이용 여부와는 무관하게 보험료를 지불하는 것임에도 불구하고 보험료를 지불했다는 사실로 인해 추가적인 비용을 지불해서라도 의료이용을 하게 되는 일종의 매몰 비용 오류(sunk cost fallacy)가 발생할 수 있다. 따라서 의료이용량의 변화를 살펴볼 필요가 있다.

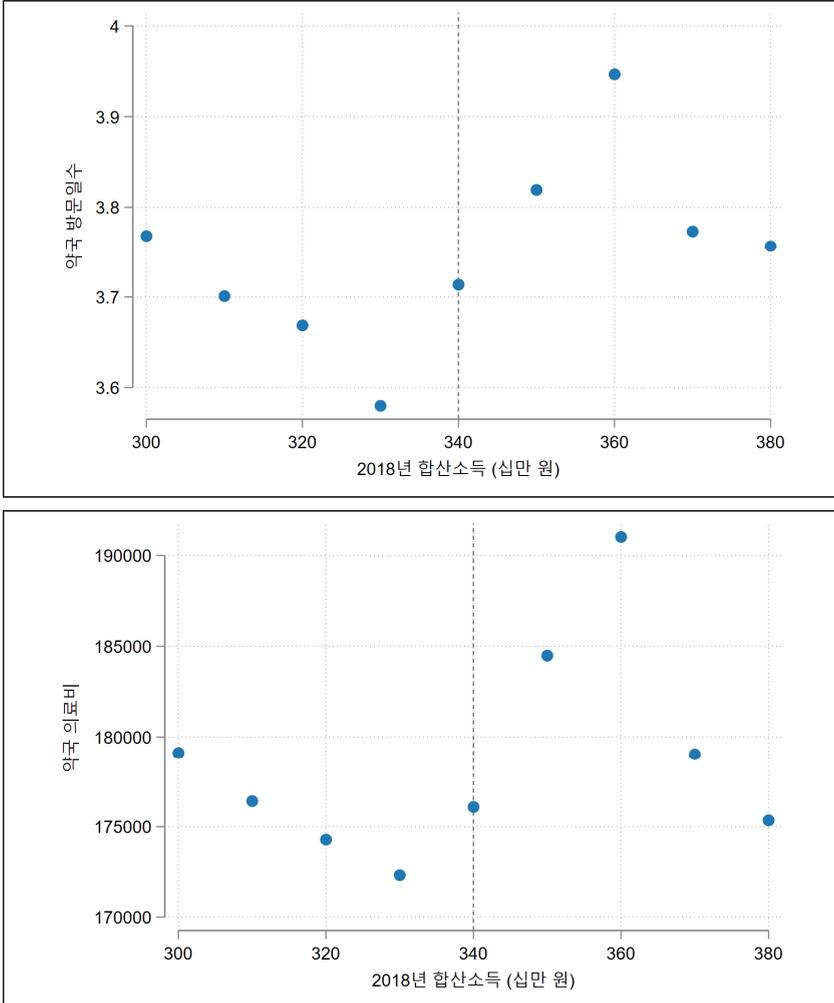
[그림 8-11]과 [그림 8-12]는 2018년 합산소득 구간별로 2018년 7~10월 4개월 동안의 외래 방문일수, 외래 의료비, 약국 방문일수, 약국 의료비의 평균값을 보여준다. 이때 3,400만 원 이상 구간에서 방문일수 및 의료비가 다소 증가하는 발견할 수 있다.

[그림 8-11] 2018년 7~10월의 외래 방문일수, 외래 의료비



자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

[그림 8-12] 7~10월의 약국 방문일수, 약국 의료비



자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈표 8-10〉의 결과는 다소 흥미로운 사실을 보여준다. 외래 이용 여부, 외래 방문일수, 외래 의료비, 약국 이용 여부, 처방일수 모두 2018년 7월과 8월 유의하게 증가하였다가 2018년 9월과 10월에는 통계적으로 유의한

변화를 보이지 않는다. 이는 2018년 7월분의 고지서가 발행되면서 처음으로 6만 원 이상의 보험료를 지불하게 될 때 더욱 눈에 띄게 반응하는 일종의 현저성 효과(salience effect)로 해석할 수 있다.

〈표 8-10〉 의료이용 변수의 회귀분석 결과

| 종속변수 | Coefficient | Std. Err | N |
|---------|-------------|----------|---------|
| 외래이용 | | | |
| 2018.7 | 0.028** | 0.013 | 189,768 |
| 2018.8 | 0.038*** | 0.013 | 189,647 |
| 2018.9 | 0.014 | 0.012 | 189,524 |
| 2018.10 | 0.005 | 0.012 | 189,425 |
| 외래 방문일수 | | | |
| 2018.7 | 0.142** | 0.066 | 189,768 |
| 2018.8 | 0.107* | 0.061 | 189,647 |
| 2018.9 | 0.061 | 0.053 | 189,524 |
| 2018.10 | 0.032 | 0.064 | 189,425 |
| 외래 의료비 | | | |
| 2018.7 | 18,415*** | 6,585 | 189,768 |
| 2018.8 | 12,559** | 5,885 | 189,647 |
| 2018.9 | 5,046 | 4,419 | 189,524 |
| 2018.10 | 2,929 | 4,820 | 189,425 |
| 약국 이용 | | | |
| 2018.7 | 0.031** | 0.012 | 189,768 |
| 2018.8 | 0.042*** | 0.013 | 189,647 |
| 2018.9 | 0.032** | 0.012 | 189,524 |
| 2018.10 | 0.005 | 0.012 | 189,425 |
| 처방일수 | | | |
| 2018.7 | 0.105*** | 0.038 | 189,768 |
| 2018.8 | 0.110*** | 0.036 | 189,647 |
| 2018.9 | 0.065** | 0.031 | 189,524 |
| 2018.10 | 0.035 | 0.037 | 189,425 |

| 종속변수 | Coefficient | Std. Err | N |
|---------|-------------|----------|---------|
| 조제 의료비 | | | |
| 2018.7 | 1,182 | 3,649 | 189,768 |
| 2018.8 | -3,983 | 6,447 | 189,647 |
| 2018.9 | 2,846 | 2,655 | 189,524 |
| 2018.10 | -4,769 | 3,360 | 189,425 |

주: 2018년 총소득 3,000만 원에서 4,000만 원 사이 구간에 해당하는 표본만을 대상으로 추정함. 의료 변수 중 급여비 항목은 실질 변수화 작업을 거침(2020=100).
자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB

제8절 소결

본 연구는 2018년 7월에 진행된 건강보험료 부과체계 1단계 개편의 영향을 살펴보았다. 건보료 개편으로 인해 (1) 저소득 지역가입자의 보험료가 인하되었고, (2) 소득 또는 재산이 많은 피부양자의 피부양자 자격이 박탈되어 보험료가 추가로 부과되기 시작하였고, (3) 보수 외 소득이 높은 직장가입자에게 보험료가 추가로 부과되었다.

이에 관한 분석은 크게 세 가지를 진행하였다. 첫 번째로 개편 이후 총보험료 수입의 변화를 살펴보았다. 개편의 영향이 가장 컸던 부분은 지역가입자의 보험료 인하였는데, 이로 인해 지역가입자에게서 징수되는 총보험료가 크게 감소하였다. 반면 피부양자 자격 박탈자 또는 보수 외 소득이 높은 직장가입자의 보험료 인상은 거시적인 측면에서는 총보험료 수입에는 큰 변화를 주지 않았기에 총보험료는 크게 감소하였다.

두 번째로는 소득역진성 개선 효과를 살펴보았다. 대표적인 형평성 지표인 카쿠와니 지수와 팔마 비율을 활용하여 분석을 진행한 결과, 개편으로 인해 소득역진성이 개선된 것을 발견하였다. 다양한 가구 단위 또는 원천별 소득 또는 재산을 활용하여도 역진성이 개선된 것을 확인할 수

있었다. 다만 가구의 사회경제적 배경을 더욱 잘 반영하기 위해 가구균등화 소득을 활용하여 역진성을 다시 평가해볼 필요가 있다.

세 번째로는 보험료 인상을 경험한 피부양자 표본을 활용하여 보험료 변화의 인과효과를 추정하였다. 전년도 합산소득이 분절점을 소액 초과하여 피부양자 자격이 박탈되어 외생적으로 보험료 증가를 겪은 사람의 반응을 살펴보았다. 우선 보험료 인상이 근로유인 저하로는 작동하지 않았다. 보험료 증가 후 첫 두 달 동안 의료이용량을 늘리지만 석 달이 지난 이후부터는 의료이용량에 차이가 없음을 발견하였다.

본 연구에는 포함하지 못하였지만 몇 가지 추가 분석을 진행할 필요가 있다. 첫 번째로 건강보험료 부과체계 개편은 전 국민의 25%가 영향을 받는 대규모 정책인 만큼 다방면으로 영향을 미칠 수 있어 다양한 전이 효과(spillover effect)까지 고려가 되어야 한다. 특히 보험료가 인상되는 피부양자 자격 박탈자와 고소득 직장가입자 모두 증대표가 직장가입자인 가구에서 발생하는 만큼 가구 구성원에게 미친 가구 내(within-household) 전이효과를 살펴보는 것이 중요하다. 두 번째로 보험료 인상의 근로유인 저하 효과를 살펴볼 때 성별 이질성을 연구할 필요가 있다. 세울을 연구한 기존 문헌에서는 여성의 탄력성이 더욱 큰 것으로 발견되며 (Keane, 2011), 특히 기혼 여성(Eissa, 1995)과 미혼 여성(Bishop et al, 2009)을 특별히 조명한 연구들과의 비교가 의미 있을 것이다. 마지막으로 보험료 변화의 인과효과를 검증하기 위해 다양한 분석 모형을 통해 강건성 분석을 진행할 필요가 있다.



제9장

결론과 자료 활용의 시사점

제1절 각 장의 주요 결론

제2절 자료의 활용도 제고를 위한 모색

제 9장 결론과 자료 활용의 시사점

제1절 각 장의 주요 결론

이 연구는 국민건강보험공단이 구축한 행정자료인 <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 그동안 자료의 한계로 인해 이뤄지지 못했던 사회정책의 주요 영역별 연구를 수행하는 것을 목적으로 하였다. 이 자료를 이용한 연구는 본 연구의 직접적 선행연구인 강신욱 외(2022)에서도 이뤄진 바 있다. 그러나 본 연구에서는 자료의 활용도를 더 넓힘과 동시에 더욱 다양한 주제에 대해 심층적 분석을 시도하였다. 각 장별로 논의된 주요 내용은 다음과 같다.

제2장에서는 세대와 가구(세대+비동거 배우자 및 직계가족 일부 포함) 단위로 측정된 소득 불평등이 차이가 있다는 점에 주목하여 세대 및 가구 구성의 어떠한 차이가 소득 불평등의 차이를 발생시키는지 분석하였다. 그 결과 '2세대-1가구 유형'에서 가구주와 함께 사는 세대와 가구주와 따로 사는 세대 사이에 인적 특성은 물론 소득 지위의 차이가 크다는 점을 확인하였다. 이 차이는 '1세대-2가구 유형'에서 두 가구 사이에 발견되는 차이의 정도를 상회한다. 이 차이는 주로 세대 중심의 행정자료를 이용한 소득분배 연구에서 중요한 자료상의 한계로 고려되어야 하며, 이 한계를 극복하기 위해서는 행정자료와 인구주택총조사 자료의 연계·활용이 필요하다.

제3장에서는 강신욱 외(2022)의 가구 구성안 가운데 다른 세대에 거주하는 개인까지도 가구원으로 포함시키는 안들을 집중 비교하였고, 특히 비동거 존속까지를 가구원에 포함시키는 안과 제외시키는 안을 비교

하였다. 그 결과 세대가 분리된 가족을 가구로 포함시킨 안들은 비동거 존속까지 포함한 안에 비해 소득분위 분류의 측면에서 25~30%의 오차가 있을 수 있음을 추정하였다. 주민등록세대는 분리되어 있으면서 건강보험 증은 직계비속과 연결된 노인집단이 이러한 차이를 발생시키는 데 결정적인 역할을 하는 것으로 나타났다.

제4장에서는 맞춤형 소득-재산 DB를 활용하여 2010~2020년 인구·가구 구조 변화와 소득분배 추이를 분석하였다. 2010~2020년의 개인 성·연령 분포 변화는 2020년 전체 인구의 균등화 가구총소득 증윗값을 148만 원/년 감소시켰고, 전체 인구의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.017, 1.4%포인트 증가시켰다. 개인 성·연령 분포 변화를 통제할 때 2010~2020년의 가구원 수 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증윗값을 228만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.024, 4.1%포인트 증가시켰다. 개인 성·연령 분포 변화를 통제할 때 2010~2020년의 가구주 연령 분포 변화는 2020년 노인의 균등화 가구총소득 증윗값을 157만 원/년 감소시켰고 노인의 지니계수와 빈곤율을 각각 0.019, 3.1%포인트 증가시켰다. 이는 고령화에 따른 인구 구조 변화가 주로 전체 인구의 소득분배를 악화하고, 노인-자녀 동거 감소 등 같은 가구 구조 변화가 주로 노인의 소득분배를 악화한다는 사실을 보여 준다. 이 장의 분석 결과는 인구·가구 구조 변화가 소득분배를 악화하는 효과를 완화하기 위한 정책적 대응의 필요성을 시사한다.

제5장에서는 시·도 및 시·군·구 단위의 소득수준과 소득분배 지표를 산출하고 이를 이용하여 지역별 경제·사회 지표와의 상관관계를 분석하였다. <맞춤형 소득-재산 DB>를 이용하여 산출된 가구 평균소득과 소득분배 지표들은 일부 한계에도 불구하고 타 자료에서 산출할 수 없는 지역 정보를 제공해준다. 기존의 연구에서 유일한 지역 단위 소득 변수로

활용되었던 (일인당) 지역총생산과 본 연구에서 산출된 평균소득의 상관계수는 0.297에 불과했다. 평균소득은 다른 경제·사회적 지표들과 더 높은 상관관계를 보였다. 나아가 평균소득은 일인당 지역총생산에 비해 더 많은 경제·사회 지표들과 더 높은 상관관계를 보였다. 이러한 사실은 향후 지역에 대한 사회정책 연구에서 소득 변수의 선택이 매우 중요하며, 미시 행정자료를 이용한 지역별 소득 통계의 산출이 지속적이고 안정적으로 이뤄질 필요가 있음을 시사한다.

제6장에서는 2009~2021년에 걸쳐 소득수준에 따른 사망률의 차이를 확인하고, 건강보험증 세대 기준을 적용한 결과와 비교하여 결과의 안정성을 검토하였다. 연도별 독립적 비교에서, 최고소득 대비 최저소득의 사망률로 측정하는 상대격차가 2009년 3.98에서 2021년 8.71로 증가했다. 2009년 대상자의 소득분위별 2021년까지 누적 사망률을 비교한 결과, 남성에서는 하위 소득 1~3분위의 사망률과 기타 소득분위 사망률 수준이 두 개의 그룹으로 구분되는 반면, 여성에서는 하위 1, 2분위, 하위 3분위, 기타 분위, 최상위 분위로 사망률 수준이 구분되었다. 아울러, 50대에서 소득 3분위의 사망률이 급격히 증가하는 현상과 최하위와 최상위 분위 간 사망률 차이가 더욱 벌어지는 변화를 재확인했다. 건강보험증 세대를 적용한 결과와 비교한 것에서도 다소 정도의 차이는 있지만, 최저 소득분위에서 사망률이 증가하고, 중간 소득분위에서 큰 차이가 없으며, 최고 소득분위에서 사망률이 감소하여 사망률 격차가 증가하는 변화는 같았다.

제7장은 공공기관 지방이전 정책의 대상자를 활용하여 직장 이전이 근로자에게 미친 효과를 살펴보았다. 이전 대상 공공기관 근로자를 처치군으로 비이전 대상 공공기관 근로자를 대조군으로 정의하고 이전하는 공공기관이 실제로 착공하는 시점 전후의 변화를 분석하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫 번째로 노동시장 반응은 근로자의 성별에 따라

상당히 다르게 나타났다. 여성의 이직 또는 휴직 확률이 유의하게 증가하였으며 특히 자녀가 있는 여성의 이직 확률이 더욱 크게 증가하였다. 반면 남성의 이직 또는 휴직 확률은 감소하지 않았다. 두 번째로 거주지를 비수도권으로 이전할 비율이 유의하게 증가하였고 의료이용 역시 비수도권 지역의 요양기관에서 할 확률이 증가하였다. 그러나 전체 이주율은 높지 않았다. 세 번째로 직장 이전은 가구의 형성에도 상당한 영향을 미친 것으로 나타났다. 평균 가구원 수가 감소하였으며 여성의 경우 출산 횟수가 감소하였다. 특히 유배우 여성의 출산 횟수가 감소한 반면, 배우자가 없었던 여성은 출산 확률과 출산 횟수 모두 감소했다. 마지막으로 총의료비, 의료이용 여부, 복약순응률에 대해서는 유의한 변화를 발견하지 못하였다.

제8장은 2018년 7월 진행된 건강보험료 부과체계 1단계 개편의 영향을 살펴보았다. 첫 번째로 2018년 개편 이후 지역가입자의 보험료 인하로 인해 총보험료가 크게 감소하였다. 지역별 평균 보험료는 서초구와 강남구를 제외한 모든 지역에서 감소하였다. 두 번째로 카쿠와니 지수와 팔마비율을 활용하여 가구균등화 소득의 역진성을 분석한 결과 개편으로 인해 보험료의 소득역진성이 개선된 것을 발견하였으며 다양한 원천별 소득·재산 또는 가구 단위를 활용하여도 역진성이 개선된 것을 확인할 수 있었다. 세 번째로 피부양자 자격 박탈자 표본을 활용하여 보험료 인상의 인과 효과를 추정하였다. 보험료 인상이 근로유인 저하로는 작동하지 않았다. 의료이용과 관련해서는 보험료 증가 후 첫 두 달 동안 외래와 약국 이용량이 증가하였지만 석 달 이후부터는 유의한 변화가 없음을 발견하였다.

제2절 자료의 활용도 제고를 위한 모색

본 연구에서는 국민건강보험공단의 <맞춤형 소득-재산 DB>와 이 자료를 이용하여 강신욱 외(2022)에서 제시한 가구 구성안을 주로 활용하였다. 따라서 자료의 활용도를 개선하기 위한 제안은 위 연구에서 제시한 바와 크게 다르지 않다. 오히려 주제별로 심층적인 분석을 진행하면서 자료가 갖는 한계와 그것을 극복하기 위한 개선 방향은 좀 더 분명해졌다고 보아야 할 것이다. 반복의 가능성을 전제하고 자료의 한계와 개선 방향을 설명하자면 다음과 같다.¹⁾

본 연구에서 다양한 가구 구성안을 활용하고자 했으나 각 방안이 갖고 있는 한계를 근본적으로 해소하지는 못했다. 제2장에서 세대 단위는 세대와 비동거 직계비속을 합한 단위에 비해 소득 불평등을 높게 평가하는 편향이 나타남을 지적하였다. 제3장에서는 비동거 존속을 가구 구성에서 제외할 경우 소득 불평등이나 빈곤을 높게 평가할 편향이 나타날 수 있음을 지적하였다. 그러나 가구 단위의 소득분배에 대한 모집단 정보가 없는 상태에서 이러한 발견들은 행정자료를 사용할 때 고려해야 할 지점을 지적하는 의미가 강할 것이다. 다양한 가구 구성안 가운데 어떤 것이 사실에 가장 적합한지를 판정하기 어려운 상황에서는 <맞춤형 소득-재산 DB>가 갖는 자료상의 한계와 다양한 가구 구성안들이 갖는 장점과 한계를 객관적으로 제시하고, 그것을 전제로 자료의 활용도를 높여가는 노력이 필요할 것으로 생각한다.

그러나 그렇다고 하더라도 가구 구성안의 개선을 위한 노력은 지속되어야 할 것이다. 이 노력은 크게 두 방향으로 진행될 수 있다고 생각한다.

1) 전년도 연구에서 제안한 자료의 활용도 제고 방안은 강신욱 외(2022)의 pp.231~234를 참조할 것.

첫째는 제2장에서도 지적한 바와 같이 <맞춤형 소득-재산 DB>를 인구 주택총조사 자료 등과 연계함으로써 좀 더 정확한 가구 구성 정보를 얻는 것이다. 그 경우 비동거 세대 가구원을 정확히 확정할 수 있을 것이고 또한 동일 세대 분리가구가 실제 동일 가구인지 여부도 확정할 수 있을 것이다. 그렇다면 소득분배 실태를 설명하는 데 있어서 본 연구에서 언급된 다섯 가지 가구 구성안 중 어느 것이 적절할지를 판단하는 데 필요한 노력은 크게 절감될 것으로 기대한다.

다른 하나의 방향은 경제적 생활공동체를 더욱 유연하게 정의할 수 있도록 더 많은 자료가 연계되고 활용되도록 하는 방법이다. 여기서 경제적 생활공동체라는 표현을 사용한 이유는 전통적인 가구 규정을 넘어서는 다양한 생활 방식이 있을 수 있다는 점을 염두에 둔 것이다. 전통적으로 가구를 규정할 때는 같은 주거 공간 안에 거주한다는 사실이 가장 중요한 요건이 되어 왔다. 그러나 같은 공간에 주거하지 않더라도 다양한 방식으로 소득이나 소비를 공유할 수단들이 생겨나고 있다. 본 연구에서는 동일한 건강보험증을 소유하고 있는지가 분리된 세대의 가족을 하나의 가구로 묶는 데 활용한 주요 정보였다. 건강보험증을 공유하고 있다는 것이 소득이나 소비를 공유하고 있다는 것과 동일시될 수는 없으나 개인 간에 경제적 유대 정도를 파악하는 의미 있는 정보임에는 틀림없다. 이와 같은 정보는 얼마든지 더 있다. 개인 간 혈연관계, 거주지역의 근접성, 소득·소비·재산 등과 관련된 더 다양한 행정자료들이 연계되고 활용될 수 있다면 연구자들이 분석 목적에 따라 다양한 생활공동체를 규정할 수 있을 것이고, 그 결과 행정자료의 활용도도 높아질 것이다.

<맞춤형 소득-재산 DB>의 원천이 된 행정자료가 개인 및 가구 소득 전체를 포괄하지 못하고 저소득층의 소득 정보를 충분히 담지 못하고 있다는 사실은 앞에서 여러 차례 지적한 바 있다. 이 자료의 한계는 특히

지역별로 소득수준이나 소득분배 실태를 비교할 때 제약으로 작용한다. 지역별로 노인인구의 비율이나 일인 가구의 비율이 동일하지 않을 때 어떤 소득 원천이 자료에 포함되는가는 소득 비교의 엄밀성에 영향을 미쳤을 것으로 본다. 현재로서는 자료의 한계를 전제로 지역 간, 집단 간 소득 격차를 분석할 수밖에 없으나 사회정책적으로 풍부한 함의를 끌어내기 위해서는 더 많은 소득 원천 정보들이 <맞춤형 소득-재산 DB>에 결합 되도록 해야 할 것이다.



- 강민진, 손강주. (2018). 압, 심뇌혈관 질환자의 소득수준에 따른 사망 및 이차 질환 발생 위험. 한국콘텐츠학회논문지, 18(10), 145-157.
- 강신욱, 이원진, 이정민, 강희정, 하은솔, 문석준, ...김지혜. (2022). 국민건강보험공단 행정자료의 사회정책적 활용을 위한 탐색적 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 강정희, 김철웅, 권순석. (2022). 국가 암검진 사업의 주요 암종별 5년 생존율과 사회경제적 수준 및 요약병기의 관련성: 광주·전남 지역암등록본부 자료를 중심으로. Journal of Korean Academy of Community Health Nursing, 33(2), 237-246.
- 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.
- 김대일, 이석배, 황윤재. (2014). 가구구성과 소득 불평등. 노동경제논집, 37(3), 1-44.
- 김대일. (2015). 가구 구성의 불평등 완화 효과와 그 변화. 노동경제논집, 38(3), 23-51.
- 김동준. (2020). 우리나라 조기 대장암 환자의 소득수준이 사망에 미치는 영향. 석사학위논문, 순천향대학교 대학원.
- 김진현. (2019). 건강보험 보험료 부과체계. 보건복지포럼. 2019.6, 15-24.
- 김필, 최한별. (2022) 소득에 대한 열망이 행복에 미치는 영향: 지역경제수준 (GRDP) 차이를 중심으로. 지방정부연구 제25권 4호, 401~433.
- 문심명. (2022). 건강보험료 부과체계 2단계 개편 시행과 향후 과제. 국회입법조사처 이슈와 논점 제2031호.
- 반정호. (2011). 가구 구성 방식의 다양화가 소득 불평등에 미친 영향에 관한 연구. 사회복지정책, 38(1), 85-111.
- 보건복지부. (각 연도). 통계로 본 기초(노령)연금.
- 보건복지부. (각 연도). 국민기초생활보장 수급자 현황.

- 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 23). “건강보험료 부과체계 개편 최종단계 2년 앞당겨 시행”.
- 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 30). “내년 7월부터 지역가입자 593만 세대 월 평균 보험료 2.2만 원 인하”.
- 성명재, 박기백. (2009). 인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향. *경제학연구*, 57(4), 5-37.
- 여나금, 신현웅, 오영호, 김상호, 오수진, 김혜윤. (2020). 건강보험료 부과제도 적정성 평가 방안 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이원진, 김현경, 함선유, 성재민, 하은솔, 한겨레. (2022). 소득분배 변화와 원인 분석 연구. 서울, 세종: 소득주도성장특별위원회, 한국보건사회연구원.
- 최재우, 정재욱, 김재현, 김정립, 박은철. (2015). 우리나라 국민건강보험제도의 보험료 부담 형평성에 관한 연구. *보건사회연구*, 35(3), 199-221.
- 통계청. (2021). 가계금융복지조사(2020년 소득 기준). https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=INH_1HDAA01_01&conn_path=13. 2023. 8. 17. 반출.
- 통계청. (2021). 2021년 가계금융복지조사 원자료(인가용). DOI번호: 10.23333/R.930001.002.에서 2024. 3. 12. 반출.
- 통계청. (2023). 『지역소득』 통계정보보고서(2021. 12).
- 질병관리청. (2022). 2022 지역건강통계 한눈에 보기. <https://chs.kdca.go.kr>.
- 통계청. (각 연도). 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.
- Baicker, Katherine, and Amitabh Chandra. (2005). The Consequences of the Growth of Health Insurance Premiums. *American Economic Review* 95 (2): 214-18. <https://doi.org/10.1257/000282805774670121>.
- Baicker, Katherine, and Amitabh Chandra. (2006). The Labor Market Effects of Rising Health Insurance Premiums. *Journal of Labor Economics*, July. <https://doi.org/10.1086/505049>.
- Bishop, Kelly, Bradley Heim, and Kata Mihaly. (2009). “Single Women’s

- Labor Supply Elasticities: Trends and Policy Implications.” *ILR Review* 63 (1): 146-68. <https://doi.org/10.1177/001979390906300108>.
- Carter, Susan Payne and Abigail Wozniak. (2021). Making big decisions: The impact of moves on marriage among U.S. army personnel. *Journal of Human Resources*, 919.
- Eissa, Nada. (1995). Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment. SSRN Scholarly Paper. Rochester, NY. <https://papers.ssrn.com/abstract=225802>.
- Glei DA, Lee C, Weinstein M. (2022). Assessment of Mortality Disparities by Wealth Relative to Other Measures of Socioeconomic Status Among US Adults. *JAMA Netw Open*. 2022 Apr 1;5(4):e226547. doi: 10.1001/jamanetworkopen.2022.6547. PMID: 35394513; PMCID: PMC8994125.
- Hrehová, K., Sandow, E., & Lindgren, U. (2023). Firm relocations, commuting and relationship stability. *Regional Studies, Regional Science*, 10(1), 194-216.
- Keane, Michael P. (2011). Labor Supply and Taxes: A Survey. *Journal of Economic Literature* 49 (4): 961-1075. <https://doi.org/10.1257/jel.49.4.961>.
- Lee, H., Yano, Y., Cho, S. M. J., Heo, J. E., Kim, D. W., Park, S., ... & Kim, H. C. (2021). Adherence to antihypertensive medication and incident cardiovascular events in young adults with hypertension. *Hypertension*, 77(4), 1341-1349. Available at: <https://doi.org/10.1161/HYPERTENSIONAHA.120.16784>.
- Lyle, David S. (2006). Using military deployments and job assignments to estimate the effect of parental absences and household

relocations on children's academic achievement. *Journal of Labor Economics*, 24 (2), 319-350.

Martikainen P, Mäkelä P, Koskinen S, Valkonen T. (2001). Income differences in mortality: a register-based follow-up study of three million men and women. *Int J Epidemiol*. 2001 Dec; 30(6):1397-405. doi: 10.1093/ije/30.6.1397. PMID: 11821353.

Sabanayagam C, & Shankar A. (2012). Income is a stronger predictor of mortality than education in a national sample of US adults. *J Health Popul Nutr*. 2012 Mar;30(1):82-6. doi: 10.3329/jhpn.v30i1.11280. PMID: 22524123; PMCID: PMC3312363.



〈부표 4-1〉 균등화 가구총소득 분포

| 구분 | | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|-----------------------|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 증릿값 (만 원/년, 명목) | 전체 | 1087 | 1200 | 1324 | 1439 | 1558 | 1674 |
| | 아동 | 1239 | 1381 | 1528 | 1669 | 1821 | 1962 |
| | 성인 | 1189 | 1316 | 1449 | 1574 | 1705 | 1831 |
| | 노인 | 201 | 204 | 246 | 289 | 323 | 358 |
| 지니계수 (포인트) | 전체 | 0.596 | 0.592 | 0.582 | 0.573 | 0.566 | 0.560 |
| | 아동 | 0.566 | 0.559 | 0.545 | 0.533 | 0.522 | 0.513 |
| | 성인 | 0.582 | 0.577 | 0.566 | 0.556 | 0.548 | 0.541 |
| | 노인 | 0.739 | 0.742 | 0.733 | 0.725 | 0.719 | 0.714 |
| 빈곤율 (%, %포인트) | 전체 | 36.5 | 36.1 | 35.5 | 35.0 | 34.4 | 33.9 |
| | 아동 | 33.1 | 32.3 | 31.4 | 30.5 | 29.2 | 28.4 |
| | 성인 | 33.7 | 33.1 | 32.4 | 31.7 | 30.9 | 30.3 |
| | 노인 | 61.1 | 61.5 | 61.0 | 60.6 | 60.6 | 60.5 |
| 구분 | | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | |
| 증릿값 (만 원/년, 명목) | 전체 | 1807 | 1922 | 2068 | 2198 | 2245 | |
| | 아동 | 2108 | 2227 | 2380 | 2523 | 2604 | |
| | 성인 | 1981 | 2118 | 2286 | 2438 | 2514 | |
| | 노인 | 401 | 460 | 509 | 568 | 594 | |
| 지니계수 (포인트) | 전체 | 0.552 | 0.548 | 0.541 | 0.535 | 0.538 | |
| | 아동 | 0.503 | 0.500 | 0.493 | 0.486 | 0.489 | |
| | 성인 | 0.531 | 0.526 | 0.517 | 0.509 | 0.511 | |
| | 노인 | 0.708 | 0.702 | 0.696 | 0.688 | 0.685 | |
| 빈곤율 (%, %포인트) | 전체 | 33.3 | 32.9 | 32.4 | 32.1 | 32.3 | |
| | 아동 | 27.5 | 27.0 | 26.2 | 25.5 | 25.1 | |
| | 성인 | 29.6 | 28.9 | 28.1 | 27.7 | 27.6 | |
| | 노인 | 60.2 | 59.6 | 59.5 | 59.3 | 59.5 | |

주: 가구 내에서 합산·균등화한 가구소득의 개인 단위 분포이다.
 자료: 국민건강보험공단. (각 연도). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈부표 5-1〉 5장에서 사용된 지표와 출처

| 분야 | 지표명 | 단위 | 출처 | 비고 |
|------------|----------------------|-------|---------------------------------------|---|
| 주택, 도로, 환경 | 주민 1인당 생활폐기물 배출량 | kg/일 | 환경부, 전국폐기물 발생 및 처리현황 행정안전부, 주민등록인구 현황 | 2020년까지만 있음 |
| | 도로포장률 | % | 국토교통부, 도로 현황 | 2013년부터 있음 |
| | 아파트 평균 단위매매가격 | 천 원/㎡ | 한국부동산원, 주택가격동향조사 | 월별 조사의 각 연도 12월 기준 |
| | 아파트 중위 단위매매가격 | 천 원/㎡ | | |
| | 아파트 평균 단위전세가격 | 천 원/㎡ | | |
| 건강 | 미충족의료율 | % | 질병관리청, 지역사회건강조사 | 전국 수치 따로 없음 |
| | 인구 천 명당 의료기관 종사 의사 수 | 명 | 건강보험심사평가원 자원평가실 | |
| | 인구 천 명당 의료기관 병상 수 | 개소 | 건강보험심사평가원 자원평가실 | |
| | 주관적 건강수준 인지도 | % | 질병관리청, 지역사회건강조사 | 제주특별자치도의 경우 시도 데이터 없음. |
| | 흡연율 | % | 질병관리청, 지역사회건강조사 | 전국 수치 없음 |
| | 1인 가구 비율 | % | 통계청, 인구총조사 | |
| | 조혼인율 | % | 통계청, 인구동향조사 | 2010, 2015~2021만 있음 |
| 가족 | 혼인 건수 | 건 | 통계청, 인구동향조사 | |
| | 독거노인가구 비율 | % | 통계청, 인구총조사 | 2010, 2015~2021만 있음 |
| | 총인구 | 명 | 행정안전부, 주민등록인구현황 | |
| 인구 | 65세 이상 인구수 | 명 | 행정안전부, 주민등록인구현황 | |
| | 고령인구 비율 | % | 행정안전부, 주민등록인구현황 | |
| | 농가인구 | 명 | 통계청, 농림어업조사 | 시부의 경우 각 지역에 1/N로 할당 |
| | 사망률 | 명 | 통계청, 인구동향조사 | |
| | 순인구이동 | 명 | 통계청, 국내이동통계 | 2018년 인천 남구(-388), 미추홀구(-2587) 값이 모두 있어서 두 값을 합산함 |

| 분야 | 지표명 | 단위 | 출처 | 비고 |
|----------|-------------------|----|---------------------------------|--|
| | 인구증가율 | % | 행정안전부, 주민등록인구현황 법무부, 체류외국인통계 | |
| | 출생아 수 | 명 | 통계청, 인구동향조사 | |
| | 평균 연령 | 세 | 통계청, 인구총조사 | 2015년부터 있음 |
| | 합계출산율 | % | 통계청, 인구총조사 | 2015년부터 있음 |
| | 초혼연령_남편 | 세 | 통계청, 인구동향조사 | |
| | 초혼연령_아내 | 세 | 통계청, 인구동향조사 | |
| | 일반회계 중 사회복지예산 비중 | % | 행정안전부, 지방재정연감 | |
| | 인구 심만 명당 자살률 | 명 | 통계청, 사망원인통계 | |
| | 수급률 | % | 보건복지부, 통계로 본 기초연금 | 2014년부터 |
| | 일반수급가구 | 가구 | 보건복지부, 국민기초생활보장수급자 현황 | 일반수급자 |
| 사회 통합 | 일반수급자 | 명 | 보건복지부, 국민기초생활보장수급자 현황 | 일반수급자 |
| | 경제활동참가율(%) | % | | |
| | 경제활동참가율 (%)_남성 | % | | |
| | 경제활동참가율 (%)_여성 | % | | |
| | 고용률 (%) | % | | |
| | 고용률 (%)_남성 | % | | |
| | 고용률 (%)_여성 | % | | |
| | 15~64세 고용률 (%) | % | | |
| | 15~64세 고용률 (%)_남성 | % | | |
| | 15~64세 고용률 (%)_여성 | % | | |
| 고용 | 실업률 | % | | |
| | 임금근로자/취업자 | % | | |
| | 상용/임금근로자 | % | | |
| | | | 통계청, 지역별 고용조사 | 상, 하반기 조사 중 하반기 통계, 특광 역시 구(군)은 2021년부터 |

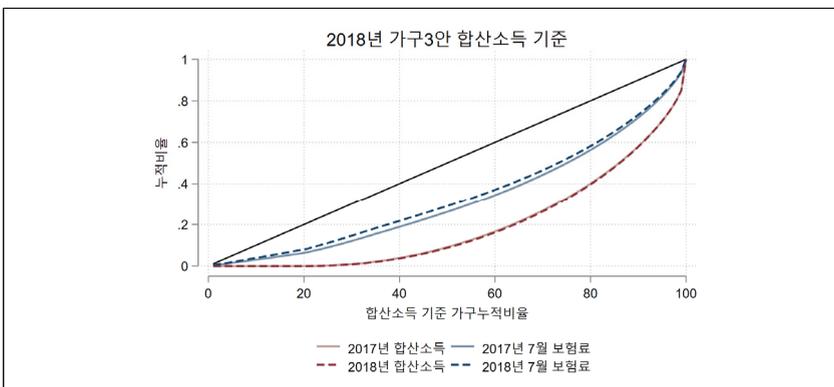
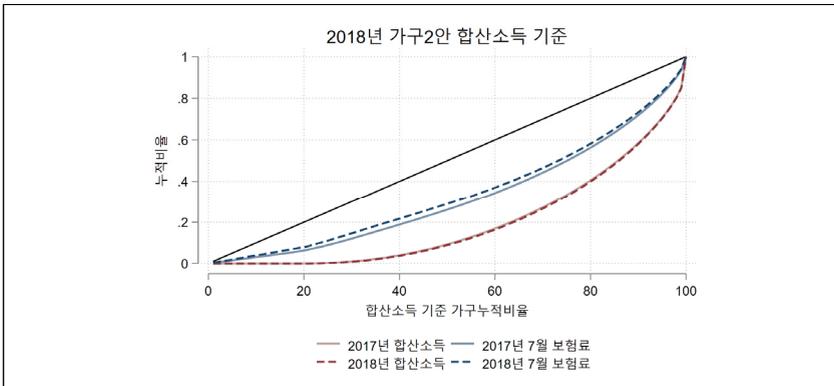
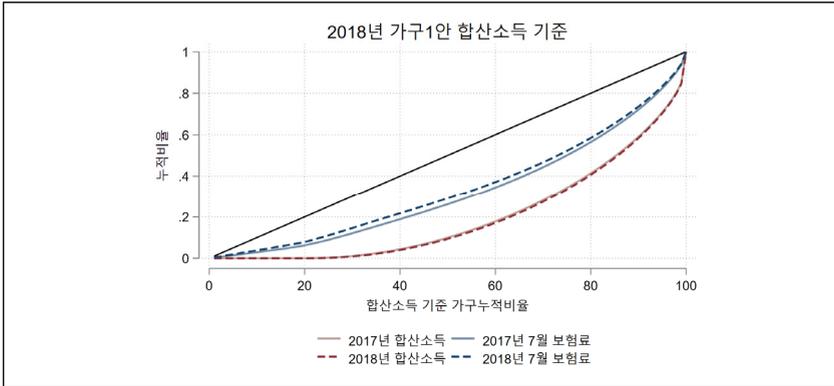
자료: 통계청, (각 연도), 국가통계포털 e 지방지표 주제별 통계. <https://kosis.kr/index>.

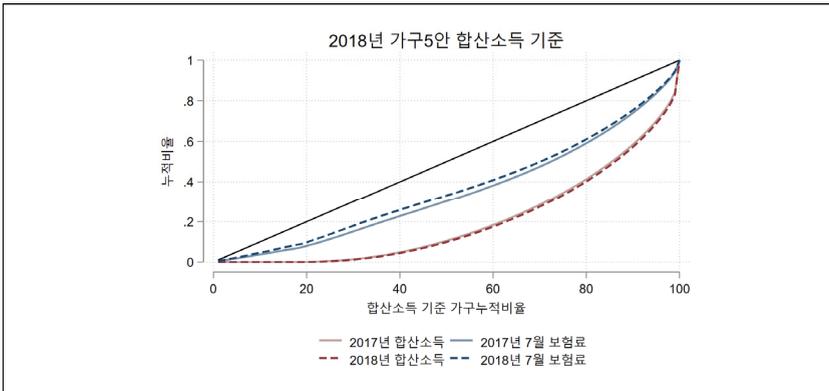
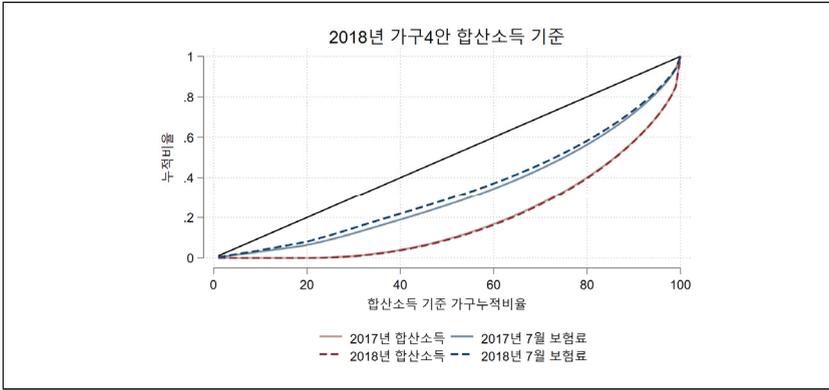
〈부표 8-1〉 건강보험료 2단계 개편 내용

| 주요 부과 기준 (기존 기준) | | 2단계 개편 (2022.9.) |
|------------------|---|---|
| 지역 가입자 | 소득보험료 | 평가소득 폐지, 종합과세소득 적용 |
| | 최저보험료 | 연소득 336만 원 이하(월 1만 7,460원) * 연간 총수입 3,360만 원 이하 |
| | | 경감 |
| | 재산보험료 | 5,000만 원 공제 |
| | 자동차보험료 | 4,000만 원 이상 고가차만 부과 |
| 피부양자 | 연소득 기준 (금융소득, 연금소득, 근로+기타소득 중 어느 하나 각각 4,000만 원 초과) | 2,000만 원 초과 (2인 가구 기준 중위소득 60% 수준) |
| | 재산 기준 (과표 9억 원 초과) | 과표 3억 6,000만 원 초과 |
| | | 5억 4,000만 원(3억 6,000만 원)~9억 원 재산 보유자는 생계가능소득(2인 가구 생계급여 기준 소득, 연 1,000만 원) 초과하는 경우만 지역가입자로 전환 |
| | 형제자매 인정 기준 (형제자매 소득 각 4,000만 원 초과, 재산 과표 3억 원 초과 시 탈락) | 취약계층 제외하고 형제자매 피부양자 탈락, 65세 이상, 30세 미만, 장애인인 형제자매 중 소득·재산 기준 충족 시 인정 연소득 2,000만 원 초과 또는 재산 1억 2,000만 원 초과 시 탈락 |
| | 피부양자 경감 | - |
| 직장 가입자 | 보수 외 소득 보험료 부과 (연 7,200만 원 초과) | 2,000만 원 초과 |
| | 본인부담 보험료 상한 (월 244만 원) | |

자료: 김진현. (2019). 건강보험 보험료 부과 체계; 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 23.); 보건복지부 보도자료. (2017. 3. 30.); 문שמ. (2022). 건강보험료 부과체계 2단계 개편 시행과 향후 과제.

[부도 8-1] 2018년 합산소득 기준 가구안별 로렌츠 곡선(가구 1안, 가구 2안, 가구 3안, 가구 4안, 가구 5안)





자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈부표 8-2〉 가구안별 카쿠와니 지수

| 항목 | 2017년 7월 카쿠와니 지수 | 2018년 7월 카쿠와니 지수 | 차이 |
|--------------|------------------|------------------|--------------|
| 가구 1안 | -0.278 | -0.231 | 0.047 |
| 가구 2안 | -0.283 | -0.238 | 0.044 |
| 가구 3안 | -0.285 | -0.243 | 0.042 |
| 가구 4안 | -0.285 | -0.243 | 0.042 |
| 가구 5안 | -0.331 | -0.279 | 0.052 |

자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.

〈부표 8-3〉 가구안별 팔마 비율

| 항목 | 2017년 7월 팔마 비율 | 2018년 7월 팔마 비율 | 차이 |
|--------------|-------------------|-------------------|--------------|
| 가구 1안 | 1.296 | 1.571 | 0.275 |
| 가구 2안 | 1.310 | 1.587 | 0.276 |
| 가구 3안 | 1.308 | 1.582 | 0.275 |
| 가구 4안 | 1.295 | 1.571 | 0.276 |
| 가구 5안 | 1.014 | 1.214 | 0.200 |

자료: 국민건강보험공단. (2018). 맞춤형 소득-재산 DB.