

2020년 한국복지패널 심층분석

- 한국복지패널 종단 분석 및 표본 특성 분석

여유진·오미애

이원진·우선희·이병재·한겨레·손창균·송지은·신재동

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



【연구책임자】

여유진 한국보건사회연구원 선임연구위원

오미애 한국보건사회연구원 연구위원

【공동연구진】

이원진 한국보건사회연구원 부연구위원

우선희 한국보건사회연구원 전문연구위원

이병재 한국보건사회연구원 연구원

한겨레 한국보건사회연구원 연구원

손창균 동국대학교 응용통계학과 교수

송지은 한국보건사회연구원 전문위원

신재동 한국보건사회연구원 전문위원

연구보고서 2020-48

2020년 한국복지패널 심층분석

- 한국복지패널 중단 분석 및 표본 특성 분석

발행일 2020년 12월

발행인 조흥식

발행처 한국보건사회연구원

주소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)

전화 대표전화: 044)287-8000

홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>

등록 1994년 7월 1일(제8-142호)

인쇄처 ㈜현대아트컴

© 한국보건사회연구원 2020

ISBN 978-89-6827-769-6 93330

발|간|사

한국복지패널 데이터가 구축된 지도 어언 15년이 지났다. 지난 15년 동안 한국 사회는 그 어느 때보다도 역동적인 변화를 경험해 왔다. 사회경제적 양극화와 초저출산·고령화가 급속히 진행되는 가운데 4차 산업혁명이라는 또 다른 거대한 파고와 맞닥뜨렸다. 불확실성과 뉴노멀이 시대의 화두가 되었다. 이러한 넓고 깊은 변화의 파고에 대응하기 위해 정부 또한 분주히 움직였다. 2005년에 5.9%에 불과하던 공적 사회지출 수준은 2019년에 12.3%로 두 배 이상 급등했다. 제도로 보자면 기초연금, 장애인연금, 근로장려세제, 아동수당 등 많은 현금성 공적이전제도들이 새롭게 도입되었고, 공보육이 보편화되었으며, 장기요양서비스 등 수많은 사회서비스도 도입되거나 확대되었다. 이러한 사회경제적 변화와 복지제도의 확대가 가구와 개인의 안녕과 복지에 어떻게 얼마나 영향을 미쳤는지 학술적·정치적·정책적으로 핵심적 관심사가 되었음은 물론이다.

한국복지패널은 그 동안 이러한 관심에 부응하는 실증 연구 데이터로서 많은 기여를 해 왔다고 자부한다. 2006년 데이터가 처음 공개된 이래로 지금까지 본 데이터를 활용한 학술 논문과 정책 자료는 헤아리기 어려울 정도이다. 특히 데이터의 연차수가 높아짐에 따라 가구와 개인의 역동적 변화를 분석하는 패널 데이터 본연의 활용도가 더욱 커지고 있다. 이번에 발간되는 심층보고서는 한국복지패널 데이터를 활용한 종단 분석의 다양한 예시를 보여줌과 아울러 다양한 지표와 방법을 활용하여 데이터 질을 평가함으로써 향후 데이터의 활용성과 신뢰도 제고에 기여하고자 하는 시도로 읽혀진다.

이 보고서는 여유진 선임연구위원과 오미애 연구위원의 책임 하에 본원의 이원진 부연구위원, 우선희 전문연구원, 이병재 연구원, 한겨레 연구원, 송지은 전문원, 신재동 전문원이 연구진으로 참여하였으며, 동국대학교 손창균 교수가 외부 필진으로 집필에 참여하였다. 모든 연구진의 노고에 감사드리며, 아울러 보고서 작성과 관련하여 유익한 의견을 통해 적지 않은 비판과 자극을 주신 정해식 연구위원, 노법래 세명대 교수, 그리고 익명의 평가자에게도 감사의 말씀을 전한다. 이 보고서가 종단 분석의 좋은 활용례가 될 뿐 아니라 관련 정책의 기초자료로 기여할 수 있기를 기대한다.

2020년 12월

한국보건사회연구원 원장

조 흥 식



Abstract	1
요 약	3

제1장 서론	17
제1절 연구 필요성 및 목적	19
제2절 연구 내용 및 연구 방법	21

제1부 한국복지패널 종단분석

제2장 생애주기별 소득 분포 변화	27
제1절 문제 제기	29
제2절 분석 방법	30
제3절 분석 결과	32
제4절 소결	55

제3장 연령대별 빈곤 역동성	57
제1절 문제제기	59
제2절 분석 방법	60
제3절 분석 결과	62
제4절 소결	76

제4장 국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성	79
제1절 문제제기	81
제2절 분석 방법	82
제3절 분석 결과	83
제4절 소결	96

제5장 생애주기별 공적연금 가입 변화	99
제1절 문제제기	101
제2절 분석 방법	102
제3절 분석 결과	104
제4절 소결	112

제6장 생애주기별 주거실태 변화	115
제1절 문제제기	117
제2절 분석 방법	118
제3절 분석 결과	120
제4절 소결	136

제2부 한국복지패널 표본 특성

제7장 표본 이탈 특성 분석	141
제1절 문제제기	143
제2절 분석 방법	143
제3절 분석 결과	144
제4절 소결	160

제8장 한국복지패널자료의 대표성 평가	163
제1절 서론	165
제2절 대표성 평가를 위한 지표	167
제3절 자료 분석	173
제4절 소결	196



제9장 결론 및 시사점	199
제1절 분석 결과와 시사점	201
제2절 향후 분석 과제	205
참고문헌	207
부록	213
[부록 1] 표본 유형 분류표	211

표 목차

〈표 1-1〉 본문의 각 장별 주제, 활용데이터 및 주요 분석 지표	22
〈표 2-1〉 분석 설계	31
〈표 2-2〉 소득 정의	32
〈표 2-3〉 분석 지표	32
〈표 3-1〉 빈곤역동성 분석 지표	60
〈표 3-2〉 소득과 재산의 정의	61
〈표 4-1〉 분석설계	82
〈표 4-2〉 분석지표의 명목적·조작적 정의	83
〈표 4-3〉 2012년~2018년 국민기초생활보장제도 수급현황(2015년 제외)	84
〈표 4-4〉 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율	85
〈표 4-5〉 통합급여와 개별급여의 수급진입 및 탈수급, 지속수급 비율	86
〈표 4-6〉 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화	87
〈표 4-7〉 청년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율	89
〈표 4-8〉 장년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율	89
〈표 4-9〉 노년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율	90
〈표 4-10〉 연령대별 통합급여와 개별급여의 수급진입률(청년, 장년, 노년)	91
〈표 4-11〉 연령대별 통합급여와 개별급여의 탈수급률(청년, 장년, 노년)	92
〈표 4-12〉 연령대별 통합급여와 개별급여의 지속수급률	93
〈표 4-13〉 청년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화	95
〈표 4-14〉 장년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화	95
〈표 4-15〉 노년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화	95
〈표 5-1〉 코호트 분석 설계	103
〈표 5-2〉 기존 지표와 분석 지표	104
〈표 5-3〉 고용형태 변화에 따른 가입여부 변화	109
〈표 5-4〉 경제활동상태 변화에 따른 가입여부 변화	110
〈표 5-5〉 소득분위 변화에 따른 가입여부 변화	112
〈표 6-1〉 주거실태 분석 설계	119
〈표 6-2〉 주거실태 분석 지표	120
〈표 6-3〉 전체가구의 주거 점유형태 변화	121
〈표 6-4〉 코호트별 주거 점유형태 변화	122
〈표 6-5〉 자가가구의 주택가격 수준 변화	126



〈표 6-6〉 임차가구의 임대료 수준 변화	128
〈표 6-7〉 주거급여 포함여부에 따른 임대료 과부담 가구 비율 변화	133
〈표 6-8〉 임대료 부담 상태 변화별 가구 비율	135
〈표 7-1〉 원표본 7072가구의 1~14차 응답 패턴 빈도표	146
〈표 7-2〉 원표본 7072가구의 1~14차 응답 패턴 유형화 결과	147
〈표 7-3〉 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구특성 기초통계	151
〈표 7-4〉 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구주 사회·인구학적 특성 기초통계	152
〈표 8-1〉 한국복지패널의 표본설계 개요	174
〈표 8-2〉 웨이브별 조사응답 원패널가구의 규모	175
〈표 8-3〉 웨이브별 원 패널가구의 조사응답률	177
〈표 8-4〉 웨이브별 개인 원패널의 규모	180
〈표 8-5〉 웨이브별 개인 원패널의 응답률	182
〈표 8-6〉 원패널가구의 각 웨이브별 대표성 지표	184
〈표 8-7〉 개인 원패널의 각 웨이브별 대표성 지표	186
〈표 8-8〉 신규포함 가구패널의 웨이브별 응답규모	189
〈표 8-9〉 신규포함 가구패널의 웨이브별 응답률	191
〈표 8-10〉 신규포함 가구패널의 각 웨이브별 대표성 지표(7차 웨이브 기준)	192
〈표 8-11〉 신규포함 개인 패널의 웨이브별 응답규모	194
〈표 8-12〉 신규 개인 패널의 웨이브별 응답률	195
〈표 8-13〉 신규 개인 패널의 각 웨이브별 대표성 지표	196

부표 목차

〈부표 1〉 응답 패턴 유형에 따른 집단 유형별 분류	213
-------------------------------------	-----

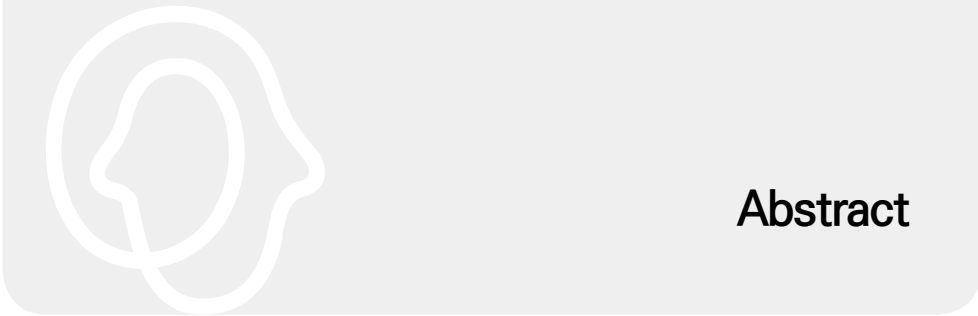
그림 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



[그림 2-1] 소득원천 평균, 절대액	34
[그림 2-2] 소득원천 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	35
[그림 2-3] 가처분소득 평균, 절대액 및 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	36
[그림 2-4] 소득 항목별 지니계수	37
[그림 2-5] 소득분위별 가처분소득 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	40
[그림 2-6] 소득분위 이동	42
[그림 2-7] 빈곤율	43
[그림 2-8] 빈곤지위 이동	44
[그림 2-9] 성별 소득원천 평균, 절대액	47
[그림 2-10] 성별 소득원천 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	48
[그림 2-11] 성별 가처분소득 평균, 절대액 및 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	49
[그림 2-12] 성별 소득 항목별 지니계수	50
[그림 2-13] 성별 소득분위별 가처분소득 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율	51
[그림 2-14] 성별 소득분위 이동	53
[그림 2-15] 성별 빈곤율	54
[그림 2-16] 성별 빈곤지위 이동	54
[그림 3-1] 소득 지속빈곤율 추이	63
[그림 3-2] 재산 지속빈곤율 추이	66
[그림 3-3] 소득과 재산의 결합 지속빈곤(2014년과 2018년, 중위 50% 기준)	68
[그림 3-4] 소득 및 재산 지속빈곤 인구의 연령대별 비중(2014년과 2018년, 중위 50% 기준)	69
[그림 3-5] 생애주기별 소득과 재산의 지속빈곤 경로(2018년, 중위 50% 기준)	69
[그림 3-6] 연령대별 빈곤 진입률과 빈곤 탈출률	72
[그림 4-1] 한국복지패널(8~14차) 국민기초생활보장제도 수급현황	84
[그림 4-2] 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화	87
[그림 4-3] 연령대별 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 비교	90
[그림 4-4] 연령대별 수급진입률(청년, 장년, 노년)	91
[그림 4-5] 연령대별 탈수급률(청년, 장년, 노년)	92
[그림 4-6] 연령대별 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 비교	93
[그림 4-7] 연령대별 통합급여와 개별급여 주된 수급상태 변화	94
[그림 5-1] 공적연금과 노인빈곤율의 관계	101
[그림 5-2] 공적연금 가입률 변화	105

[그림 5-3] 가입한 공적연금제도 변화	106
[그림 5-4] 코호트별 공적연금 가입 여부 변화	107
[그림 5-5] 성별 가입여부 변화	108
[그림 6-1] 코호트별 자가와 기타 점유형태 변화	123
[그림 6-2] 2006~2016년 점유형태 이동 가구 분포	125
[그림 6-3] 연소득 대비 주택가격 배율(PIR) 변화	127
[그림 6-4] 월소득 대비 임대료 비율(RIR) 변화	130
[그림 6-5] 임대료 과부담 가구 비율 변화	132
[그림 6-6] 2006~2016년 임대료 과부담 지속상태인 가구비율 변화	134
[그림 7-1] 원표본 7072가구의 유지율	144
[그림 7-2] 원표본 7072가구의 응답 패턴 그래프	145
[그림 7-3] 원표본 7072가구의 집단 유형별 응답 패턴 그래프	148
[그림 7-4] 원표본 7072가구의 집단 유형별 분포	148
[그림 7-5] 원표본 7072가구 집단 유형별 평균 응답 기간	149
[그림 7-6] 가구원 수에 따른 집단 구성비	154
[그림 7-7] 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구원수 상자그림	155
[그림 7-8] 가구 구분에 따른 집단 구성비	155
[그림 7-9] 거주 지역에 따른 집단 구성비	156
[그림 7-10] 주거형태에 따른 집단 구성비	157
[그림 7-11] 가구주의 연령대에 따른 집단 구성비	157
[그림 7-12] 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구주 연령대 상자그림	158
[그림 7-13] 가구주의 주된 경제활동에 따른 집단 구성비	158
[그림 7-14] 가구주의 혼인상태에 따른 집단 구성비	159
[그림 7-15] 가구주의 교육수준에 따른 집단 구성비	159
[그림 8-1] 원패널가구의 각 웨이브별 지역별 탈락률	178
[그림 8-2] 개인 원패널의 각 웨이브별 지역별 탈락률	183



Abstract

An In-depth Analysis of the 2020 Korea Welfare Panel Study (KoWePS)

: An Analysis of Longitudinal Data and Sample Characteristics

Project Head: Yeo, Eugene·Oh, Miae

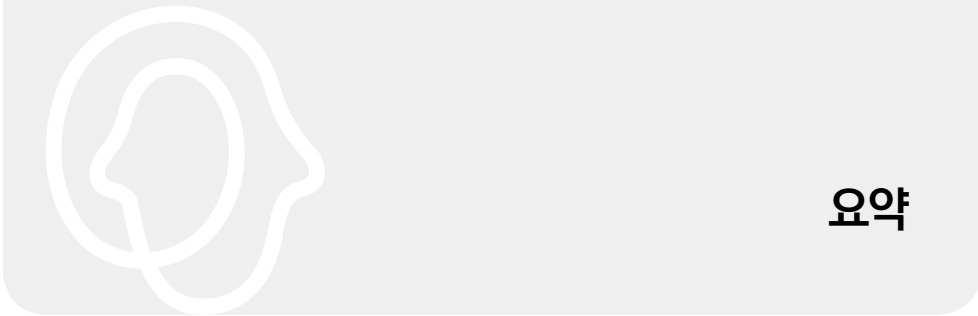
This study was conducted to produce the longitudinal indicators using Korean Welfare Panel Study (KoWePS) data and derive policy implications by longitudinal analysis. In addition, we intend to reduce errors in KoWePS data and produce high-quality panel data by representative verification.

This report consists of two parts. In Part I, an attempt was made to longitudinally analyze the dynamics of various life areas and welfare systems. Income distribution, public pension subscription, and housing status were analyzed through cohort analysis to examine age and generation effects. The dynamics of poverty and National Basic Livelihood Security benefits were also analyzed. Part 2 evaluated the sample characteristics of KoWePS data. First, the response patterns were analyzed by household characteristics to analyze the characteristics of the sample attrition, and the representation of KoWePS data was evaluated using some indicators.

Recently, the policy demand for the longitudinal indicators production and analysis has increased. It is necessary to establish more comprehensive longitudinal indicators. In addition, sample management should be carried out to supplement the sample representativeness and reliability of KoWePS data.

*** Key words:** Korea Welfare Panel Study(KoWePS) longitudinal analysis, Income distribution, Poverty dynamics, National Basic Livelihood Security benefit, Public pension subscription, Housing status, Sample attrition, Sample representativeness

Co-Researchers: Lee, Wonjin·Son, Chang-kyoon·Woo, Sunhee·Lee, Byeongjae·Kim, Seon·Han, Gyeong·Shin, Jaedong·Song, Jieun



요약

1. 서론

1. 연구 필요성 및 목적

본 보고서는 한국복지패널 원데이터를 활용하여 다양한 영역에 대한 패널 중단 분석을 실시함으로써 한국복지패널 데이터를 활용한 중단 지표 산출의 가능성을 타진함과 아울러 정책적 함의를 도출하고자 하는데 그 목적을 두고자 한다. 또한, 표본 마모의 특성과 표본 대표성 분석을 통해 데이터의 체계적 오류를 줄이고 가중치 설계를 고도화함으로써 좀 더 질 높은 패널 데이터를 생산하는데 기여하고자 한다.

2. 연구 내용 및 연구 방법

이 보고서는 서론과 결론을 제외하고 2부 7장 체계로 구성되어 있다.

1부는 다양한 삶의 영역과 복지제도의 역동성을 중단적으로 분석하는데 할애되었다. 2장(생애주기별 소득 분포 변화), 5장(생애주기별 공적연금 가입 변화), 6장(생애주기별 주거실태 변화)에서는 한국복지패널 2차(2006년)와 12차(2016년) 균형패널을 활용하여 각각 10년 간의 연령대별 소득, 공적연금 가입, 주거의 변화를 중단적으로 분석한다. 패널 데이터를 중단 분석함으로써 연령대별 10년 이후의 변화, 즉 연령 효과를 분석하였다. 또한, 10년의 간격을 두고 동일한 연령대의 과거와 현재의 차이, 즉 세대 효과도 분석하였다. 3장(연령대별 빈곤 역동성 분석)과 4장(기초보장 수급 역동성 분석)에서는 각각 빈곤과 기초보장 수급 역동성을 분석하였다.

2부는 표본 이탈과 대표성 측면에서 한국복지패널 데이터의 표본 특성을 평가하는 두 개의 장으로 구성되어 있다. 7장(표본 이탈 특성 분석)에서는 1차에서 14차까지의 전체 데이터를 대상으로 주요 가구 특성별 이탈률을 탐색하고 있다. 8장(한국복지패널 자료의 대표성 평가)에서는 대표성 평가를 위해 8가지 대표성 검증 지표를 분석하였다.

2. 생애주기별 소득 분포 변화

1. 분석 목적

이 장에서는 2000년대 중반 이후 시기 한국인의 생애과정에서 관찰되는 소득 분포 변화를 다각적으로 분석하였다. 이 분석은 생애과정에서 연령 증가에 따른 소득 수준, 빈곤, 불평등의 변화를 이해하고 이에 대응하는 사회정책을 설계하는 데 필요한 정보를 제공해준다는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 이 연구는 주로 노년기로의 이행에 따른 소득 분포 변화에 주목한 선행연구의 성과를 전체 생애주기로 확장하고자 하였다.

2. 분석 방법

이 연구는 균형패널 표본을 구축하여 출생 코호트의 시간에 따른 변화를 분석하였다. 한국복지패널조사 2차와 12차 자료를 개인 단위 균형패널 표본으로 구축한 후 여러 코호트의 변화를 종합하여 전체 생애주기의 모습을 파악하는 전략을 활용하였다. 이 연구는 개별 코호트의 시간에 따른 소득 평균 변화, 소득 불평등 변화, 소득분위 이동, 빈곤지위 이동을 분석하였다. 소득 불평등은 가장 대표적인 분배지표인 지니계수를 활용하여 분석하였다. 빈곤지위는 2006년과 2016년 각 시점별 전체 인구의 가처분소득 중위값의 50%를 빈곤선으로 설정하여 분석하였다.

3. 결론 및 정책적 시사점

분석 결과, 주로 노년기로의 이행이 소득 분포를 크게 변화시킨다는 사실이 분명하게 확인되었다. 노년기로 이행할 때 일자리 하향이동과 노동시장으로부터의 이탈에 따라 근로·사업소득의 수준이 감소하고 불평등이 크게 증가한다. 노년기에 확대되는 사적·공적이전이 근로·사업소득의 감소량을 벌충하기에는 많이 부족하기 때문에 노년기에 빈곤율이 크게 증가하지만, 사적·공적이전이 노년기로 이행할 때 소득 불평등이 증가하는 추세를 완화하는 데는 상당한 역할을 한다. 한편 성별 분석 결과는 중년기 이후 남성과 여성의 소득 분포 차이가 확대되는 경향을 보여준다. 중년기 이후 소득 수준이

감소하고 빈곤과 불평등이 증가하는 경향이 남성보다 여성에게 좀 더 강하게 나타나는 데, 이는 노동시장 지위 하락뿐만 아니라 배우자와의 사별이라는 추가적인 위험 요인이 여성의 소득을 감소시키는 상황에서 공적연금으로부터의 보호도 상대적으로 약하기 때문인 것으로 판단된다. 단, 대부분의 남성 노인이 노동시장에서 이탈하는 노년후기에는 성별 소득 분포 차이가 대체로 축소되는 것으로 나타났다. 이 장의 분석 결과는 노동시장과 가족, 복지국가가 2000년대 중반 이후 한국인의 생애주기별 소득 분포에 미치는 영향을 압축적으로 보여주며, 생애과정에서 소득을 평탄화하고 빈곤과 불평등을 완화하기 위한 정책을 발전시켜 나가는 과제에 필요한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

3. 연령대별 빈곤 역동성

1. 분석 목적

이 장에서는 연령 집단별로 지속 빈곤율, 빈곤 진입률, 빈곤 탈출률을 분석하고자 하였다. 중위 30%, 40%, 50%, 60% 기준으로 연령대별 가처분소득과 순재산의 지속 빈곤율의 추이를 살펴보고, 이들의 결합 지속빈곤율을 산출한다. 또한, 빈곤 진입률과 탈출률을 동시에 파악함으로써 생애주기별로 실효성 있는 빈곤 대책 수립에 함의를 주고자 하였다.

2. 분석 방법

이 장에서는 가구의 빈곤 역동성을 생애주기별로 파악하기 위해 한국복지패널 7차 웨이브에서 14차 웨이브까지의 불균형패널 개인표본 자료를 활용한다. 연령대별 빈곤 역동성을 변화를 살펴보기 위해 연령을 18세 미만, 18~25세, 26~40세, 41~50세, 51~65세, 66~75세, 76세 이상의 7개 집단으로 구분하였다. 빈곤 산정을 위한 소득과 재산은 각각 1인 균등화된 가처분소득과 순재산이다. 분석 지표로는 당해 연도와 과거 3년 중 2년 이상 빈곤한 사람의 비율인 ‘지속 빈곤율’, 전년도에 빈곤하지 않았으나 당

해 연도 빈곤한 사람의 비율인 ‘빈곤 진입률’, 그리고 전년도 빈곤하였으나 당해 연도 빈곤을 탈피한 ‘빈곤 탈출률’을 활용하였다.

3. 결론 및 정책적 시사점

분석 결과, 2014년에서 2018년의 비교적 짧은 기간 동안이지만 학교에서 노동시장으로의 이행기에 해당하는 18세에서 25세까지의 청년 지속빈곤율이 높아지는 추세를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 특히 2012년과 2018년 기간 동안 빈곤 탈출률이 크게 낮아지는 추세와 맞물려 있는 것으로 보인다. 이에 비해 동일 기간 동안 66세에서 75세까지 초기 노령기 노인의 지속빈곤율은 크게 하락했다. 모든 빈곤 기준에서 지속빈곤율의 큰 폭의 일관된 하락 추세를 확인할 수 있었다. 하지만 이러한 초기 노인의 지속빈곤율 감소는 주로 빈곤 탈출률의 증가보다는 빈곤 진입률의 감소에 기인하는 것으로 보인다. 또한, 인구 고령화로 인한 노인 인구 증가로 노인 지속빈곤율은 떨어짐에도 불구하고 전체 지속빈곤 인구에서 노인이 차지하는 비중은 오히려 더 늘어났다. 노인 빈곤율 감소가 노인 인구 증가 속도를 따라잡지 못했다는 의미이다. 그 결과 노인 지속빈곤율의 큰 폭의 하락에도 불구하고 전체 지속빈곤율은 오히려 정체 내지는 미미하게 증가한 것으로 나타났다. 전체적으로, 노년기 이전까지는 재산만 빈곤한 인구 비율이 높고 소득만 빈곤하거나 소득과 재산 모두 빈곤한 인구의 비율은 낮은 수준으로 유지되지만, 노년기에 이르면 소득과 재산이 모두 빈곤하거나 소득만 빈곤한 인구의 비율이 급격히 증가하는 것으로 나타났다.

여전히 낮은 수준이기는 하지만 청년의 장기 빈곤이 증가하는 추세라는 점은 정책적으로 좀 더 주의해서 보아야 할 부분이다. 이는 졸업 후 노동시장 진입과 정착의 어려움이 커지고 있는 징후를 의미할 수 있기 때문이다. 반면, 최근 진입하는 노인들의 공적 연금 수급률 증가, 기초연금 강화, 기초보장제도 개선, 사적 노후 준비 강화 등으로 노인 빈곤율이 감소하는 것은 긍정적으로 평가할 수 있는 부분이다. 하지만, 노인의 경우 한 번 빈곤에 빠지면 좀처럼 헤어내기 힘들다는 결과도 간과되어서는 안된다. 여전히 높은 노인 지속빈곤율과 노인 인구의 급격한 증가를 감안할 때 향후 전체 지속빈곤율을 낮추거나 안정적 수준으로 유지하기 위해서는 노후 소득보장 강화가 중요한 관건이 될 것이다.

4. 국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성

1. 분석 목적

국민기초생활보장제도가 2015년 7월에 맞춤형 개별급여로 개편되면서 기존 통합급여와 비교하여 수급역동성에 어떠한 변화가 나타났는지 파악하고자 하였다. 이를 위해 표본 내 인구집단전체와 연령대별로 나누어 제도 내 수급역동성과 제도 간 수급역동성을 제도개편 전후로 하여 비교 분석하였다.

2. 분석 방법

국민기초생활보장제도의 개편 전과 후의 수급역동성을 비교하고자 한국복지패널 8차에서 14까지 모두 관찰된 균형패널 개인표본을 활용하였다. 공공부조 제도 내 수급역동성은 ‘수급진입률’, ‘탈수급률’, ‘지속수급률’을 통해, 제도 간 수급역동성은 ‘주된 수급상태 변화’를 통해 살펴보았다.

3. 결론 및 정책적 시사점

제도 내 수급 역동성을 분석한 결과, 개별급여 전환 이후 절대적인 수급률 자체의 변화는 크지 않지만 간헐적 수급이 증가하고 지속수급이 감소하여 ‘빈곤의 덫(poverty trap)’ 효과가 감소하였음을 발견하였다. 연령대를 나누어 분석해보아도 마찬가지였다. 다만, 노년층의 수급진입률이 다른 연령대에 비해 높고, 청년층의 탈수급률이 압도적으로 높은 비율을 보였다. 표본 전체인구집단에서는 지속수급률이 제도 개편 이후에 감소했지만, 연령대별 분석에서는 노년층의 지속수급률은 개별급여 전환 이후 소폭 증가한 것으로 나타났다.

제도 간 수급 역동성을 분석한 결과, 연령대별 분석에서 노년층은 압도적으로 제도 개편과 무관하게 지속수급을 유지하는 경우가 많았다. 이는 OECD 최고의 노인빈곤국이라는 불명예와 무관하지 않으며, 절대적인 빈곤선 아래에 있는 노년층에게 공공부조가 최후의 사회안전망으로 역할하고 있음을 보여준다. 한편, 통합급여 당시 주로 지속

수급했던 청년층은 개별급여 전환 이후 탈수급을 유지하거나 간헐적으로 수급하게 되는 경우가 다른 연령대에 비해 많아 생애주기의 특성이 공공부조의 수급역동성에도 어느 정도 반영되고 있음을 알 수 있었다. 이상의 결과는 국민기초생활보장제도 개편의 정책효과를 수급역동성을 중심으로 파악함으로써 한국 복지국가의 공공부조를 발전시켜 나가는 데 기초자료로 활용될 수 있으리라 기대된다.

5. 생애주기별 공적연금 가입 변화

1. 분석 목적

이 장에서는 향후 공적연금을 수급할 집단의 가입 현황을 종단적으로 분석하고, 공적연금으로 보호받지 못하는 집단은 어떠한 특성을 보이고 있는지를 파악하고자 한다. 공적연금은 우리나라 노후소득보장제도 중 중요한 역할을 담당하고 있지만 대상자 포괄성, 급여의 충분성, 재정의 지속가능성에 대해서는 여전히 많은 논란을 남기고 있다. 이번 분석은 생애주기별로 공적연금에 가입한 집단의 특성을 분석하여 사각지대의 특성을 도출하고자 하였다.

2. 분석 방법

이번 분석에서는 한국복지패널자료를 균형패널로 구축하여 코호트 변화에 따른 공적연금 가입현황을 개인 단위로 분석하였다. 분석자료는 2차(2006년 기준)와 12차(2016년 기준) 데이터를 활용하며, 국민연금 가입연령이 만 18세 이상 60세 미만임을 고려하여 2016년 만 60세가 되는 인구를 기준으로 10년 단위의 코호트를 설정하였다. 코호트의 변화에 따른 공적연금 가입 여부의 변화를 분석하고, 인구학적 요인과 경제사회적 요인에 따라 공적연금 가입 집단의 구성이 어떻게 달라지는지 분석하였다.

3. 결론 및 정책적 시사점

분석결과를 종합하면, 먼저 우리나라의 공적연금 가입률은 2006년에서 2016년으로 흘러오면서 상승하였고, 그만큼 제도의 혜택을 볼 수 있는 여지도 증가했다고 볼 수 있다. 코호트에 따른 가입 현황을 비교해보면 청년층 코호트(20대→30대)에서 미가입→가입 비율이 높게 나타났는데 이것은 새롭게 경제활동을 시작하면서 공적연금에 가입하는 비율이 청년층에서 높기 때문인 것으로 보인다. 공적연금 가입 변화의 양상을 성별로 구분해보면 10년 동안 공적연금 가입을 유지하고 있거나 새롭게 가입하는 비율이 남성에서 매우 높게 나타나, 여전히 공적연금은 남성 중심으로 운영되고 있는 한계를 보였다. 고용형태와 경제활동상태에 따른 가입률 변화를 분석해보면 비정규직보다 정규직이, 비경제활동상태보다 경제활동상태에 있는 사람들이 가입하는 비율이 높게 나타났고, 경제활동상태가 공적연금 가입에 큰 영향을 주고 있음을 보여주었다. 공적연금 가입 변화는 소득수준에 따라서도 다른 형태를 보였는데, 소득분위가 상승하거나 유지될 때 공적연금 가입을 유지하거나 새롭게 가입하는 비율이 높게 나타났다.

이번 분석에서는 경제활동상태에 따라 공적연금 가입 여부가 크게 달라지는 경향을 보였는데, 노동시장 변화에 따른 비정규직 증가와 플랫폼 노동과 같은 고용형태의 다양화는 공적연금 가입의 불안정성을 더욱 증가시킬 것으로 예상된다. 경제사회적 변화 속에서 공적연금이 중요한 소득보장제도로서 기능을 수행하기 위해서는 유연한 고용형태의 노동자도 공적연금 가입할 수 있도록 법·제도적 측면에서 유연성을 강화하여야 하고, 남성중심으로 운영되고 있는 제도에서 여성에 대한 보장성도 강화할 수 있는 방향으로 개선되어야 한다. 분석 결과는 이와 같은 측면에서 공적연금의 사각지대 축소를 위한 정책 방안에 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

6. 생애주기별 주거실태 변화

1. 분석 목적

최근 주택을 둘러싼 문제는 거의 매일 언론을 통해 접할 수 있을 정도로 전 국민의

초미의 관심사가 되었다고 해도 과언이 아니다. 초저금리 시대에 오갈 데 없는 유동성 자금이 부동산 시장으로 유입되어 주택가격의 상승을 이끌었고, 초저금리 장기화는 전세의 월세 전환을 가속화하고 있다. 주택의 소유 및 점유를 위한 비용의 증가는 가장 기본적인 욕구 중의 하나인 주(住)의 해결을 위한 주거의 확보가 점점 더 어려워지고 있음을 보여준다 할 것이다.

주택의 구매 및 전월세 주거비 부담 능력은 가구 구성 및 규모에 따른 주거 욕구와 가구의 소득 수준과 직결된다고 할 수 있다. 주거욕구는 가구를 구성하는 청년층은 생애 첫 주택을 구매 및 임대하게 되고, 중장년층은 자녀의 출생 및 성장으로 가구규모가 증가하여 더 넓은 주택으로의 이동 욕구가 발생하게 되며, 노년층은 자녀의 출가 등으로 주택 규모를 줄여나가는 생애주기별 변화가 뚜렷하게 나타난다. 한편 가구의 소득은 청년층의 시기 상대적으로 낮은 소득에서 본격적인 경제활동을 시작하면서 소득이 급격히 증가하고, 이후 은퇴 시점까지 완만히 증가하다가 은퇴 이후에는 소득이 급감하는 등 생애주기에 따른 추세를 보인다. 생애주기에 따른 소득 수준의 변화는 일면 생애주기에 따른 주거욕구를 부담할 수 있는 변화의 양상을 띠는다고 볼 수 있다.

그러나 경제·사회적 측면에서 생애주기별 주거소비를 불안정하게 하는 요인들이 발생하고 있다. 경제적으로는 주택가격의 상승뿐만 아니라 저성장 기조가 이어지면서 청년층의 취업시점이 늦어지고, 조기 은퇴에 따라 소득불안정이 심화되고 있으며, 사회적으로는 1인가구의 증가, 고령화, 만혼 등이 그러한 요인들이라 할 수 있다(김민철, 2017). 이 장에서는 주거실태의 변화를 2006년과 2016년 두 시점의 출생 코호트별 비교를 통해 살펴보고자 한다. 주거실태는 주거를 소유하고 점유하는 비용의 측면에 초점을 맞춰 분석하고자 한다.

2. 분석 방법

제6장의 주거실태 분석은 한국복지패널 2차와 12차 조사 자료를 활용하여 출생코호트별 10년간의 변화를 분석한다. 분석 자료는 2차와 12차 모두 응답한 균형패널 표본이며, 분석 단위는 생애주기별 주거실태를 보다 잘 나타내는 가구를 기준으로 한다. 2차와 12차 균형패널을 통한 10년간의 비교 분석은 3개의 측면에서 분석이 가능하다. 먼저 특정 코호트의 연령이 10세 증가하며 나타나는 주거의 변화 양상이 분석 가능하

다. 2006년 30대가 2016년 40대, 2006년 40대가 2016년의 50대가 되면서 변화하는 주거실태를 분석할 수 있다. 둘째, 2006년과 2016년 동일 연령층의 비교 분석이 가능하다. 2006년의 30대와 2016년의 30대, 2006년의 70대와 2016년의 70대를 비교 분석함으로써 10년 전과 후의 주거여건을 가늠할 수 있다. 마지막으로 각 횡단자료, 즉, 2006년과 2016년의 각 연령층별 주거실태의 분석이 가능하다.

한편 주거비 부담 수준에 초점을 맞춘 주거실태 분석은 주거의 안정성을 보여주는 점유형태를 먼저 살펴보고, 다음으로 자가가구의 주거비 부담을 가늠할 수 있는 주택가격과 주택구매 능력(PIR)을 분석하며, 임차가구의 주거비 부담은 임대료 수준과 임대료 부담 수준(RIR), 그리고 임대료 과부담 가구 비율에 대한 분석을 통해 살펴보고자 한다.

3. 결론 및 정책적 시사점

이장의 분석 결과는 주거의 안정성 측면과 주택 구매능력 측면에서는 2006년에 비해 2016년의 주거 여건이 악화되었음을 보여주고 있으나, 임차가구의 임대료 부담 측면에서는 여건이 개선되었음을 보여주고 있다. 즉, 2006년 대비 2016년 자가의 점유율이 전반적으로 증가하였으나, 임차가구의 경우 전세 비중이 감소하고(보증부)월세 비중이 다소 증가하였고, 주택가격의 상승으로 주택구매 능력이 감소(연 소득으로 주택을 구매할 수 있는 소요 연수의 증가)한 것으로 나타나는 반면, 임대료 수준이 다소 증가하였음에도 불구하고 소득 증가폭이 상대적으로 더 증가하여 임대료 부담 수준은 낮아진 것으로 나타났다. 그러나 이러한 주거 여건은 연령층에 따라 다른 양상을 보이는 경우가 많았다. 분석 결과는 전반적으로 청년층과 노년층의 주거 여건이 열악함을 보여주고 있다고 말할 수 있는데, 청년층은 10년 전 청년층에 비해 주거 여건이 더 열악해졌다는 측면에서, 노년층은 10년 전 노년층에 비해서는 주거 여건이 개선되었으나 여전히 가구 소득의 급감으로 인한 주거비 부담이 상당하다는 측면에서 주거의 문제적 상황을 특징지을 수 있다.

조금 더 구체적으로 청년층과 노년층의 주거 문제를 살펴보면, 먼저 청년층은 주거의 안정성과 주택 구매 및 임대료 부담의 모든 측면에서 2006년의 청년보다 2016년의 청년이 열악하다는 것을 확인할 수 있었다. 전체 자가 점유율이 증가하였음도 불구

하고 2016년의 30대는 2006년 30대보다 자가에 거주하는 비율이 낮고, 주택구매능력이 가장 크게 하락하였으며, 월소득 대비 임대료 수준은 유일하게 상승한 연령층이다. 또한 주거의 하향이동이 가장 높은 비율로 이루어진 연령층이다. 이러한 결과는 청년층을 위한 주거지원 방안이 다양한 측면에서 마련되어야 함을 시사한다. 즉, 임차가구의 임대료 부담 완화를 위한 임대료 지원뿐만 아니라, 보다 적극적으로 청년층의 가구구성과 생활패턴에 맞는 주택의 공급과 금융접근성 제고를 통해 주거 상향이동을 위한 기반을 마련해주는 것이 필요하다.

한편 노년층 역시 청년층 못지않은 열악한 주거여건에 처해 있다고 할 수 있는데, 청년층의 경우 전반적인 주거여건의 악화가 주거의 안정성 및 주거비 부담능력의 악화를 가져왔다고 볼 수 있지만, 노년층의 경우는 그러한 주거 여건의 영향보다는 노후 소득 감소로 인한 주거비 부담 증가의 영향이 더 크다고 볼 수 있다. 따라서 노년층 임대료 부담 가구에겐 직접적인 임대료 지원이 필요할 것으로 보인다. 이를 위해서는 현재 임차가구에게 지급되고 있는 주거급여의 제도 개선을 먼저 고려해볼 수 있다. 주거급여는 2018년 부양의무자 기준을 폐지함으로써 대상자를 확대 한 바 있다. 이장의 분석에는 반영되지 못했지만 이러한 대상 확대는 임대료 과부담 노년층의 부담 완화에 기여했을 것으로 기대할 수 있다. 다만, 2016년 기준으로 주거급여의 임대료 과부담 가구 감소 효과가 미미하게 나타난 분석 결과는 대상의 포괄성뿐만 아니라, 급여수준의 인상이 필요함을 보여준다 하겠다.

7. 표본 이탈 특성 분석

1. 분석 목적

패널 조사는 조사 기간이 장기화 될수록 가구 소실, 응답 거부 등으로 인해 표본 유지가 매우 어렵고, 표본의 대표성과 신뢰성이라는 문제가 수반되기 때문에 표본 관리가 매우 중요하다. 따라서 한국복지패널의 표본 이탈 특성을 파악하여 효율적인 표본 유지 및 관리를 위한 일정한 방향성을 제시하고자 한다.

2. 분석 방법

본 분석은 1~14차까지의 원표본의 응답 패턴을 사건계열분석으로 분석하고, 군집 분석을 통해 네 개의 집단으로 분류하였다. 응답 패턴 특성에 따라 ‘초기이탈’, ‘중기이탈’, ‘후기이탈’, ‘지속응답’로 정의하였으며, 그 특성을 1차 패널 구축 당시의 가구특성 및 가구주의 사회·인구학적 특성으로 분석하였다.

3. 결론 및 정책적 시사점

본 분석에서는 응답 패턴 특성에 따라 분류된 집단의 특성이 패널 가구의 거주 지역이나 주거형태, 가구주의 연령대와 주된 경제활동 상태 등과 연관되어 있음을 확인하였다. 특히, 조사 구축 초기에 이탈하는 가구는 연령대가 낮은 가구들이 많았던 것으로 나타나고, 지속적인 응답을 하는 가구의 연령대가 이탈하는 가구보다는 상대적으로 높았음을 확인하였다. 패널 가구의 응답 패턴 분석을 통해 이탈 가구와 지속적으로 응답하는 가구의 특성을 분석함으로써 표본 관리에 있어서 고려되어야 할 사항을 제시하였고, 이는 효율적 표본유지 및 관리를 위한 방안 모색에 도움이 될 것이라 사료 된다.

8. 한국복지패널자료의 대표성 평가

1. 분석 목적

이 장에서는 2018년(14차 조사) 자료를 기반으로 한국 복지패널의 대표성을 횡단 및 종단적으로 평가하여 신뢰도 정보를 제공하고자 한다. 통계조사자료는 확률표본으로부터 도출된 결과로서 조사 자료의 품질은 결과적으로 대표성(representativeness)과 무관하다 할 수 없다. 한국복지패널의 경우 횡단적 관점에서 대표성을 평가할 수 있으며, 다른 한편으로는 종단면적인 관점에서 대표성을 평가할 수 있다. 올해로 15차 조사를 실시한 복지패널은 지속적인 표본의 탈락으로 대표성에 대한 문제가 제기될 수밖에 없으며, 이번 분석은 그러한 문제제기에 대한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

2. 분석 방법

한국복지패널 자료를 이용하여 시간이 경과함에 따라 원 패널의 소실에 따른 웨이브별 대표성을 평가 척도를 활용하여 분석하고자 한다. 분석 자료의 범위는 복지패널 1~14차 웨이브로서 1차 웨이브 이후 각각의 지표값에 따른 대표성을 평가하고, 이때 원 패널은 1차 웨이브 이후 14차 웨이브까지 대표성지표를 산출하고, 7차 웨이브 이후 새롭게 투입된 신규 패널을 포함하여 대표성 지표를 산출하고자 한다.

3. 결론 및 정책적 시사점

분석 결과, 단순히 응답률만으로 평가할 때 표본의 탈락이 지속적으로 발생함으로 인해 대표성은 감소한다고 볼수 있으나, 다른 지표들을 동시에 평가할 경우 한국 복지패널의 원가구 표본의 대표성에는 문제가 없는 것으로 판단된다. 즉, 원가구패널만으로 추정치를 산출할 경우 무응답 편향의 증가로 인한 위험성은 그리 크지 않은 것으로 판단된다. 한편 개인패널의 경우 가구 패널에 비해 상대적으로 대표성이 낮은 경향을 보이고 있는데 이는 패널가구로부터 분가한 개인의 추적 원칙에 따라 대표성이 영향을 받는 것으로 판단된다. 즉, 원가구에서 2회 이상 분가가 발생한 경우 추적을 중단함으로써 개인패널의 탈락이 자연스럽게 증가함으로 인해 무응답 편향의 위험도가 증가하는 경향성을 보여주고 있다. 신규가구를 포함한 패널의 경우 가구와 개인 패널에 대한 대표성은 원가구 패널보다는 상대적으로 낮게 나타나고 있는데, 이는 7차 웨이브 이후 횡단적으로 패널에 포함되는 가구 또는 개인의 영향으로 무응답 편향이 증가하는 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

한국복지패널은 고정형 패널이며, 원패널가구의 분가로 인한 신규가구의 출현을 허용한 개방형 패널이기 때문에 폐쇄형 패널에 비해 표본의 감소폭이 낮게 나타나는 특징이 있다. 또한 원 패널 가구원의 추적정책에 따라 개인 패널의 탈락이 상대적으로 크게 발생함으로 인해 개인 패널의 대표성이 상대적으로 낮게 나타나는 경향을 보이고 있다. 본 연구를 통해 한국복지패널이 대표성을 평가하여 이용자들에게 객관적인 지표를 제공함과 동시에 향후 패널 유지정책에 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

9. 결론 및 시사점

이 보고서는 15년 간 축적된 한국복지패널 자료의 성과를 바탕으로 체계적인 종단 분석을 시도함으로써 한편 종단 지표 체계화를 위한 기반을 마련하고, 다른 한편 복지패널 데이터의 마모를 줄이면서 대표성을 높이기 위한 기초 작업의 성격을 띤다. 분석 결과가 가지는 시사점은 몇 가지로 정리될 수 있다.

첫째, 소득 분포와 빈곤 분석 결과는 향후 생애과정에서 소득을 평탄화하고 빈곤과 불평등을 완화하기 위한 정책을 발전시켜 나가는 과제에 필요한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 둘째, 국민기초생활보장제도와 공적 연금의 수급 역동성과 가입 역동성을 파악함으로써 정책 개편의 효과를 가늠하고 향후 방향성을 제시하는데 기초자료로 활용될 수 있으리라 기대된다. 셋째, 주거 역동성 분석 결과는 전 생애, 특히 생애주기 양 끝의 주거문제의 난맥상을 적나라하게 보여줌으로써 정책 개입의 필요성을 역설하는 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 넷째, 한국복지패널이 유저들의 지속적인 신뢰를 확보함과 아울러 의미 있는 학술적, 정책적 자료를 생산해 나가기 위해서는 향후 효율적 표본유지 및 관리를 위한 방안 모색이 지속적으로 강구되어야 할 것이다.

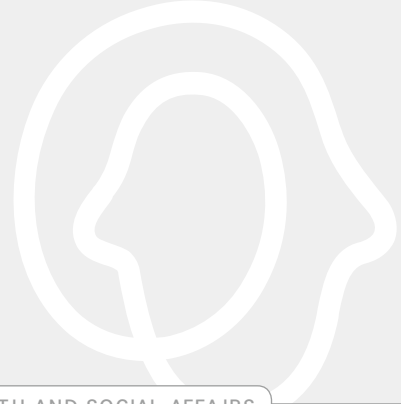
마지막으로 두 가지 향후 과제를 제안하면서 본 보고서를 마무리하고 한다. 그 하나는 최근으로 올수록 역동적인 지표의 체계적 생산과 종단 분석에 대한 정책적 수요가 지속적으로 증가하고 있다는 점에서, 좀 더 포괄적이고 체계적인 패널 역동성 지표를 구축하고 산출함으로써 이러한 수요에 대응할 필요가 있다는 것이다. 다른 하나는 패널 마모 과정에서의 표본 대표성과 신뢰도 손상을 최소화하고 부분적으로라도 보완하고 위해서는 좀 더 체계적인 표본 관리가 이루어질 필요가 있다는 것이다. 다양한 표본 관리를 위한 분석을 통해 표본 탈락을 최소화하고 체계적 오류를 점검하여 수정함으로써 좀 더 신뢰도 높은 패널데이터를 구축하는 것은 향후에도 한국복지패널의 중요한 목표이자 과제가 되어야 할 것이다.

* 주요 용어: 한국복지패널(KOWEPS) 종단분석, 소득분포, 빈곤 역동성, 국민기초생활보장제도 수급 역동성, 공적연금 가입, 주거실태, 표본 이탈, 표본 대표성

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제1절 연구 필요성 및 목적

제2절 연구 내용 및 연구 방법

제 1 장 서론

제1절 연구 필요성 및 목적

한국복지패널은 2006년 첫 조사 이래 2020년까지 15차에 걸친 조사가 이루어졌으며, 가구원과 가구 특성, 소득·자산·부채·지출, 주거, 복지수급, 삶의 만족도 등 광범위한 영역에 대한 패널 자료가 축적되어 왔다. 한국복지패널 데이터를 활용한 분석과 연구들은 실로 방대하게 축적되고 가고 있으며,¹⁾ 학술적, 정책적 기여도 역시 적지 않다. 특히 최근으로 올수록 패널데이터의 장점을 심분 활용한 패널 종단 분석 연구도 다양한 학문 영역에서 이루어지고 있다.

이와 같이, 지금까지 한국 복지패널을 활용한 많은 논문과 보고서가 생산되어 왔지만, 체계적인 패널 종단 분석 보고서²⁾는 의외로 많지 않다. 연구자의 관심 영역과 주제에 따라 특정 변수에 대한 심층적인 종단 분석은 많이 행해져 왔지만, 좀 더 포괄적인 영역에 대한 체계적인 종단 분석을 제시한 보고서는 드물다. 이에 비해, 15년에 이르는 패널 데이터가 축적되고 있는 만큼 체계적인 종단 분석 보고서에 대한 수요와 필요성은 크다 하겠다.

첫째, 주요 횡단데이터에 대한 시계열 지표 분석은 체계적으로 이루어지고 있으나, 역동성 지표 분석이 체계적으로 이루어지는 경우는 매우 드물다. 예를 들면, 통계청과 한국보건사회연구원에서는 매년 통계청 가계동향조사와 가계금융복지조사 원데이터 등을 활용하여 인구 특성과 가구특성별 빈곤 및 불평등 지표를 산출하여 제공하고 있다. 통계청에서는 국가통계포털(kosis.kr)을 통해 주요 분배 지표를 공개하고 있으며, 한국보건사회연구원에서는 매년 『빈곤통계연보』를 통해 분배 지표를 제공하고 있다. 이러한 지표들은 횡단 데이터 분석을 통해 얻어진 자료들의 추이이며, 좀 더 긴 기간 동안의 지속 빈곤이나 빈곤 진입·탈출, 생애주기별 소득 분포 변화 등 패널 데이터로만

1) 중복성 등을 감안해야 하겠지만 구글 학술검색(scholar.google.co.kr)으로 ‘한국복지패널’을 검색하면 약 24,000개의 학술 자료가 검색된다(2020.11.23. 기준).

2) 여기에서 패널 종단 분석이란 동일한 가구 또는 개인의 상태 변화나 궤적을 분석하거나, 여러 연도에 걸친 특정 변수의 지속성, 반복성, 진입과 탈출 등의 변화를 분석하는 것을 의미한다.

산출 가능한 지표는 체계적으로 제공되지 못하고 있는 것이 현실이다. 이에 패널 데이터의 장점을 살린 지표의 개발과 주기적 산출을 통해 좀 더 역동적인 변화에 대한 정보를 제공할 필요가 있다.

둘째, 정책적으로도 체계적인 패널 종단 분석에 대한 수요가 증가하고 있다. 급변하는 사회·경제 환경에서 대응성 높은 정책을 개발하고 시행하기 위해서는 좀 더 역동적인 변화에 대한 시의성 높은 분석이 요구된다. 예를 들면, 코로나-19와 같은 위기 상황 발생 전후 가구의 복지 상태 변화나, 특정 소득보장 제도나 정책 시행 이후 정책 효과를 보고자 할 때 종단 지표는 유용하게 활용될 수 있다. 특히 인구 특성과 가구 특성 등에 따른 정밀하고도 포괄적인 역동성 분석의 필요성이 커짐에 따라 향후에도 종단 지표에 대한 수요는 증가할 것으로 기대된다.

셋째, 패널 데이터 검증의 차원에서 다양한 영역에 대한 종단 분석이 필요하다. 데이터 수집과 에디팅 과정에서 많은 로직을 통해 데이터 오류를 검증하고 있으며, 가중치 작업과 이후 기초분석 보고서 작성 과정에서도 끊임없이 오류 검증이 이루어지고 있는 하다. 여기에 더해 패널데이터 마모분석, 대표성 분석, 주요 변수들에 대한 종단 분석을 포괄적이고 체계적으로 수행해 봄으로써 전체 패널데이터에서 체계적인 오류를 검증하고 수정하는 작업이 필요하다. 보다 질 높은 패널 데이터 생산을 위해서는 데이터를 가장 잘 알고 있는 데이터 생산자들이 종단 분석을 통해 데이터의 질을 평가하고 검증할 필요가 있다.

이에 본 보고서는 한국복지패널 원데이터를 활용하여 다양한 영역에 대한 패널 종단 분석을 실시함으로써 한국복지패널 데이터를 활용한 종단 지표 산출의 가능성을 타진함과 아울러 정책적 함의를 도출하고자 하는데 그 목적을 두고자 한다. 또한, 표본 마모의 특성과 표본 대표성 분석을 통해 데이터의 체계적 오류를 줄이고 가중치 설계를 고도화함으로써 좀 더 질 높은 패널 데이터를 생산하는데 기여하고자 한다.

제2절 연구 내용 및 연구 방법

1. 연구 내용

이 보고서는 서론과 결론을 제외하고 2부 7장 체계로 구성되어 있다. 각 장의 주제, 활용 웨이브, 주요 분석 지표, 연구 방법 등은 <표 1-1>에 간략하게 정리되어 있다.

1부는 다양한 삶의 영역과 복지제도의 역동성을 종단적으로 분석하는데 할애되었다.³⁾ 이와 관련하여, 2장(생애주기별 소득 분포 변화), 5장(생애주기별 공적연금 가입 변화), 6장(생애주기별 주거실태 변화)에서는 한국복지패널 2차(2006년)와 12차(2016년) 균형패널을 활용하여 각각 10년 간의 연령대별 소득, 공적연금 가입, 주거의 변화를 종단적으로 분석한다.⁴⁾⁵⁾ 관찰한 시간에 따른 변화를 충분히 활용하는 다양한 분석이 시도될 필요가 있다. 패널 데이터를 종단 분석함으로써 연령대별 10년 이후의 변화, 즉 연령 효과를 분석하였다. 또한, 10년의 간격을 두고 동일한 연령대의 과거와 현재의 차이, 즉 세대 효과도 분석가능하다. 예를 들면, 2006년에 30대였던 사람들이 2016년 40대로 변화함에 따라 소득, 공적연금 가입 현황, 주거 점유 형태 등이 어떻게 변화하였는지 파악가능하다. 더불어 2006년에 30대였던 사람들과 2016년에 30대인 사람들의 소득, 공적연금 가입 현황, 주거 점유 형태 등이 어떻게 다른지도 탐색가능하다. 이와 같이, 패널 자료를 활용하여 10년 단위 연령대의 역동적 변화상을 살펴봄으로써 정책적 함의를 얻고자 하였다. 좀 더 구체적으로, 2장에서는 10년 단위의 연령대별 소득 평균의 변화, 소득 불평등도의 변화, 소득 분위 이동, 빈곤 지위 변화 등을 분석하였다. 5장에서는 동일한 방식으로 공적 연금 가입률의 변화를 고용형태별, 소득분

3) 이후 괄호 안의 연도는 조사연도 기준이 아니라 소득 등 지표의 기준연도이다.

4) 이처럼 두 시점의 균형패널 표본을 분석하는 방법은 두 시점 사이에 발생한 변화를 고려하지 않아 정보를 손실한다는 한계를 갖는다. 하지만 첫째, 더 많은 차수의 데이터를 활용하여 균형패널 표본을 구축할 때 더 많은 표본이 탈락한다는 점과 둘째, 여러 코호트의 10년 간격의 두 시점 간 변화를 종합하여 전체 생애주기별 변화를 대체로 적절하게 파악할 수 있다는 점을 고려할 때 이와 같은 접근이 일정한 장점을 가질 수 있다. 후속연구에서는 14년 이상 누적된 한국복지패널조사 데이터로 관찰한 시간에 따른 변화를 충분히 활용하는 다양한 분석이 시도될 필요가 있다.

5) 이 보고서에서 최근 연도 기준으로 4차와 14차 데이터 대신 2차와 12차 데이터를 활용한 가장 큰 이유는 유효 표본을 최대한 확보하기 위한 것이다. 즉, 이러한 분석에서는 원표본을 기준으로 균형패널 데이터셋을 만들고 종단가중치를 부여한다. 이 때 차수가 올라감수록 원표본 유지율은 떨어지므로 분석 표본의 수가 줄어들게 된다. 이 경우 분석 셀이 세분화될수록 유효 표본 확보가 어려울 수 있다. 이를 감안하여 분석 표본 수를 최대한 확보함으로써 분석 결과의 신뢰도를 높이기 위한 방안으로 2차와 12차 데이터를 활용하였다.

위별로 살펴보았다. 6장에서는 연령대별 점유형태, 자가가구의 경우 주택 가격과 주택 구매 능력, 임차가구의 경우 임대료, 임대료 부담 수준, 임대료 과부담 가구의 비율 등을 분석하였다.

〈표 1-1〉 본문의 각 장별 주제, 활용데이터 및 주요 분석 지표

부	장	주제	활용 데이터	주요 지표
1부	2장	생애주기별 소득분포 변화	2차(2006년), 12차 (2016년) 균형패널	소득 평균 변화 소득 불평등 변화 소득분위 이동 빈곤지위 이동
	3장	연령대별 빈곤 역동성 분석	7차(2011년)~14차 (2018년) 불균형패널	지속빈곤율 빈곤 진입률 빈곤 탈출률
	4장	기초보장 수급 역동성 분석	8차(2012년)~14차 (2018년) 균형패널	수급 진입률 탈수급률 지속 수급률 주된 수급상태
	5장	생애주기별 공적연금 가입 변화	2차(2006년), 12차 (2016년) 균형패널	공적연금 가입 변화 고용형태별 변화 소득분위별 변화
	6장	생애주기별 주거실태 변화	2차(2006년), 12차 (2016년) 균형패널	점유형태 자가가구 - 주택가격 - 주택구매 능력(PIR) 임차가구 - (전·월세)임대료 - 임대료 부담 수준(RIR) - 임대료 과부담 가구 비율
2부	7장	표본 이탈 특성 분석	1차~14차 원표본	원표본 유지율 - 초기, 중기, 후기 이탈 및 지속응답
	8장	표본 대표성 분석	1차~14차 전체표본	표본 대표성 지표 - RR, CV, Var, V(w), Corr, AUS, R(ρ), EMI

3장(연령대별 빈곤 역동성 분석)과 4장(기초보장 수급 역동성 분석)에서는 각각 빈곤과 기초보장 수급 역동성을 분석하였다. 3장에서는 신규 표본이 추가된 7차(2011년)부터 14차(2018년)까지의 불균형패널을 활용하여 지속빈곤, 빈곤 진입, 빈곤 탈출

등의 빈곤 역동성을 분석하였다. 4장은 맞춤형 급여가 실시된 2015년을 기준으로 이전 3개년도(2012년~2014년)와 이후 3개년도(2016년~2018년)의 수급 진입률, 탈수급률, 지속 수급률 등의 수급 역동성을 분석하는데 활용되었다.⁶⁾

2부는 표본 이탈과 대표성 측면에서 한국복지패널 데이터의 표본 특성을 평가하는 두 개의 장으로 구성되어 있다. 7장(표본 이탈 특성 분석)에서는 1차에서 14차까지의 전체 데이터를 대상으로 주요 가구 특성별 이탈률을 탐색하고 있다. 원표본 7,072가구의 응답 패턴을 초기 이탈, 중기 이탈, 후기 이탈, 지속 응답으로 유형화하고, 가구규모별, 소득계층별, 거주지역별, 주거형태별 이탈 유형 특성을 파악함으로써 표본 유지 전략에 함의를 얻고자 하였다. 8장(한국복지패널 자료의 대표성 평가)에서는 대표성 평가를 위해 8가지 대표성 검증 지표-응답률, 부차그룹 응답률의 변동계수, 무응답 가중치의 분산, 사후층화 가중치의 분산, 무응답 가중치와 조사변수 간의 상관계수, 응답 성향점수 예측을 위한 로지스틱 회귀의 곡선영역, R-indicator-를 분석하였다.

이 보고서의 각 분석에서는 변수별로 결측이 존재하는 사례를 제외하는 접근을 채택하였다(listwise deletion). 원칙적으로는 결측의 무작위성을 검증하고 필요에 따라 다양한 대체(imputation) 방법을 활용하는 것을 고려해볼 수 있다. 하지만 이 보고서에서는 첫째, 장별로 분석 변수와 대상이 다양하기 때문에 일관된 대체 방법을 적용하기가 쉽지 않다는 점과 둘째, 전반적으로 한국복지패널조사의 결측 규모가 크지 않다는 점을 고려할 때 결측 대체의 실익이 크지 않을 것으로 판단하였다. 향후 세부 주제별 후속연구에서는 구체적인 결측 규모와 패턴에 대응하는 더 정교한 분석이 필요할 수 있음을 언급해 둔다.

6) 1부의 5개 장 중 제3장에서만 장 제목에 '연령대별'이라는 용어를 사용하였고, 2장, 5장, 6장에서는 '생애주기별'이라는 용어를 사용하였다. 이는 약간의 뉘앙스 차이를 살리고자 한 의도이다. 주지한 바와 같이, 2장, 5장, 6장에서는 2006년과 2016년 간 코호트별 변화, 즉 20대가 30대가 되고, 30대가 40대가 되어 가는 과정에서 소득, 공적연금 가입, 주거 실태의 변화를 보여 주는데 주력하였다는 점에서 '생애주기'라는 용어를 사용하였다. 이에 비해, 3장에서는 한 시점(당해 연도)에 연령대별 지속빈곤, 빈곤 진입과 탈출을 비교하는데 주안점을 두었다는 점에서 '연령대별'이라는 용어를 사용하였다.



제 1 부

한국복지패널 종단분석

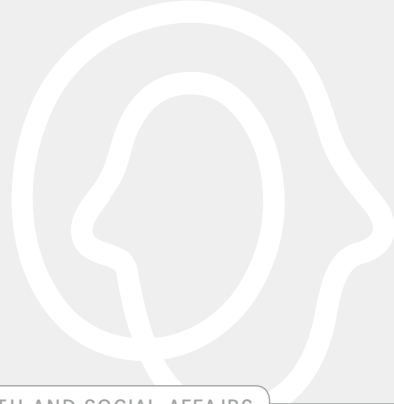
제2장 생애주기별 소득 분포 변화

제3장 연령대별 빈곤 역동성

제4장 국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성

제5장 생애주기별 공적연금 가입 변화

제6장 생애주기별 주거실태 변화



제2장

생애주기별 소득 분포 변화

제1절 문제 제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제2장 생애주기별 소득 분포 변화

제1절 문제 제기

이 장에서는 생애주기별 소득 분포 변화를 분석한다. 이 분석은 생애과정에서 연령 증가에 따른 소득 수준, 빈곤, 불평등의 변화를 이해하고 이에 대응하는 사회정책을 설계하는 데 필요한 정보를 제공해준다는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 전통적으로 산업사회에서 자녀를 출산·양육하는 시기와 근로능력이 감소하는 노년기에 빈곤위험이 증가하는 패턴이 나타나고, 아동수당과 공적연금과 같은 공적 개입이 강한 국가에서는 이와 같은 생애주기별 빈곤 패턴이 약해진다(Kangas & Palme, 2000). 특히 생애 초 중반의 사회경제적 지위와 생애과정에서 누적되는 다양한 혜택과 불리가 노년기의 불평등에 영향을 미치는데(Crystal & Shea, 1990; Pampel & Hardy, 1994; Prus, 2000), 복지국가의 공적이전 수준이 높을수록 노년기 불평등 수준이 낮게 나타난다(Brown & Prus, 2004). 한국의 경우, 교육수준과 중년기 노동시장 지위에 따른 집단 간 불평등이 증가하는 누적적 혜택/불리 과정에 따라 노년기에 소득 불평등이 증가하는 동시에(이원진, 2013) 노년기로 이행하는 시기에 소득순위의 변동이 활발하게 나타나기도 한다(이원진, 2012). 이 연구는 주로 노년기로의 이행에 따른 소득 분포 변화에 주목한 선행연구의 성과를 전체 생애주기로 확장하고자 한다.

방법론적 관점에서 연령과 소득 분포의 관계를 분석하는 방법에는 크게 두 가지가 있다. 첫째, 특정 시점의 횡단 데이터를 활용하여 여러 연령집단의 소득 분포를 비교하는 것이 가능하다. 예를 들어, 통계청(2020a)의 가계금융·복지조사 자료 분석 결과에 따르면 2018년 51~65세, 66~75세, 76세 이상의 균등화 가처분소득 평균은 각각 연 3441만 원, 2348만 원, 1798만 원으로 노년기에 소득 수준이 크게 하락한다는 사실이 확인된다. 또한 중위소득 50% 이하 빈곤율은 51~65세 13.7%, 66~75세 34.6%, 76세 이상 55.1%로 나타나 노년기에 빈곤위험이 커진다는 사실을 보여준다(통계청, 2020). 이와 같은 횡단 분석은 연령과 소득 분포의 관계를 쉽고 분명하게 보여주지만, 연령 효과와 코호트 효과를 구분하지 못한다는 한계를 갖는다.

둘째, 중단 데이터를 활용하여 특정 코호트의 시간에 따른 소득 분포 변화를 추적하는 것이 가능하다. 예를 들어, 이원진(2012, 194~197)은 한국노동패널조사 자료를 활용하여 1939~1943년 출생코호트가 55~59세(1998년)에서 65~69세(2008년)로 연령이 증가할 때 균등화 소득의 중위값이 연 1031만 원에서 1001만 원으로 소폭 감소하였고 지니계수가 0.347에서 0.391로 증가하였다고 보고하였다. 이와 같은 중단 분석은 특정 코호트가 생애과정에서 경험한 실제 변화를 보여주지만, 연령 효과와 시기 효과를 구분하지 못한다는 한계를 갖는다. 한편 패널자료를 활용하여 코호트 내 변화를 분석할 때는 코호트의 평균적인 변화뿐만 아니라 개인 수준의 시간에 따른 변화를 함께 관찰할 수 있다.

이 연구는 특정 코호트의 시간에 따른 변화를 분석하는 후자의 접근을 활용하여 2000년대 중반 이후 시기 한국인의 생애과정에서 관찰되는 소득 분포 변화를 다각적으로 분석하고자 한다.

제2절 분석 방법

1. 분석 설계

이 연구는 균형패널 표본을 구축하여 출생 코호트의 시간에 따른 변화를 분석한다. 그런데 한국복지패널조사는 현재 14차까지 조사되었으므로, 특정 코호트를 15년 이상 관찰하는 것은 불가능하다. 따라서 이 연구는 2차와⁷⁾ 12차 자료를 개인 단위 균형패널 표본으로 구축한 후 여러 코호트의 변화를 종합하여 전체 생애주기의 모습을 파악하는 전략을 채택한다. 예를 들어, 1987~1996년생 코호트의 소득 분포를 2006년과 2016년 시점에 관찰함으로써 10대에서 20대로 연령이 증가할 때의 소득 분포 변화를 파악한다. 동일한 방식으로 1977~1986년생, 1967~1976년생, ..., 1927~1936년생 코호트를 2006년과 2016년 시점에 관찰하면 20대에서 30대로의 이행, 30대에서 40대로의 이행, ..., 70대에서 80대로의 이행을 파악할 수 있다. 이 장에서는 패널탈락의 영향을 완화하기 위해 12차 종단가중치를 적용하여 균형패널 표본을 분석하였다.

7) 1차와 2차 이후 소득조사 항목에 다소 차이가 있어 2차 이후 시기를 분석하였음.

〈표 2-1〉 분석 설계

출생 코호트	분석 시점(소득 연도, 차수) 연령		사례 수(명)
	2006년, 2차	2016년, 12차	
1987~1996년생	10~19세	20~29세	979
1977~1986년생	20~29세	30~39세	792
1967~1976년생	30~39세	40~49세	1514
1957~1966년생	40~49세	50~59세	1401
1947~1956년생	50~59세	60~69세	1366
1937~1946년생	60~69세	70~79세	1719
1927~1936년생	70~79세	80~89세	842

주: 사례 수는 변수별 결측이 없고 12차 종단가중치가 존재하는 균형패널 표본의 수를 의미한다.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2. 분석 지표

이 장에서는 다양한 지표를 활용하여 가처분소득 분포의 시간에 따른 변화를 분석한다. 가처분소득은 경상총소득에서 세금 및 사회보험료를 차감한 값으로 정의하였고, 개별 소득 항목의 구체적인 조작적 정의는 〈표 2-2〉에 제시하였다. 모든 소득 항목은 가구 단위로 측정하였지만, 가구원 수의 제공근으로 나누어 균등화한 후 가구에 속한 개인에게 할당하여 개인 단위로 분석하였다. 이러한 접근은 아동이나 비취업 배우자 등과 같은 비경제활동인구를 포함한 전체 인구에 대한 소득 분포 분석을 가능하게 한다. 예를 들어, 1987~1996년생 코호트의 시간에 따른 변화는 주로 부모에게 경제적으로 의존하는 10대 시기에서 직접 경제활동에 참여하고 독립된 가구를 구성하기 시작하는 20대 시기로의 이행에 따른 소득 분포 변화를 보여줄 것이다.

이 연구는 개별 코호트의 시간에 따른 소득 평균 변화, 소득 불평등 변화, 소득분위 이동, 빈곤지위 이동을 분석한다. 소득 평균은 우선 절대액을 살펴본 후, 전체 인구에서의 상대적인 소득지위를 파악하기 위해 각 시점별 전체 인구의 가처분소득 평균 대비 비율을 함께 살펴본다. 소득 불평등은 가장 대표적인 분배지표인 지니계수를 활용하여 분석한다. 빈곤지위는 2006년과 2016년 각 시점별 전체 인구의 가처분소득 중 위값의 50%를 빈곤선으로 설정하여 분석한다.⁸⁾

8) 전체 인구의 가처분소득 평균과 중위값은 균형패널 표본을 구축하기 전 각 시점별 전체 표본을 대상으로 개인 횡단가중치를 적용하여 산출하였음.

〈표 2-2〉 소득 정의

소득 항목	정의	비고
근로·사업소득	상용·임시·일용 근로소득, 고용주·자영자 소득, 농림축산업 소득, 어업 소득, 기타 근로소득	· 고용주·자영자 소득, 농림축산업 소득, 어업 소득 개별 항목의 음의 값을 0으로 변환하였다. · 각 차수별로 근로·사업소득이 0원 초과 존재하는 가구의 근로·사업소득 중위값의 10배로 근로·사업소득을 탑코딩하였다.
재산소득	이자 및 배당금, 임대료, 개인연금, 퇴직연금, 기타 재산소득	-
사적이전소득	부모나 자녀로부터의 보조금, 기타 민간 보조금	-
공적이전소득	각종 사회보험 관련 급여, 국민기초생활보장제도 급여, 기타 정부보조금 등	-
가처분소득	근로·사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득 + 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료	· 음의 값을 0으로 변환하였다.

주: 모든 소득 항목은 소비자물가지수를 활용하여 2016년 실질가격으로 변환하였고, 가구원 수 제곱근으로 나누어 균등화한 후 개인 단위로 분석하였다.

〈표 2-3〉 분석 지표

분석 지표	조작적 정의
소득 평균 변화	· 2006년과 2016년 각 시점별 코호트 내 소득 평균
소득 불평등 변화	· 2006년과 2016년 각 시점별 코호트 내 소득 지니계수
소득분위 이동	· 2006년과 2016년 각 시점별 코호트 내 소득 5분위 구성 · 코호트 내 2006년과 2016년 사이 소득분위 이동
빈곤지위 이동	· 2006년과 2016년 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값 50% 기준 빈곤지위 구성 · 코호트 내 2006년과 2016년 사이 빈곤지위 이동

제3절 분석 결과

1. 전체 집단 분석

우선 [그림 2-1]에는 각 코호트의 2006년과 2016년 소득원천 평균을 보고하였다. 분석 결과는 다음과 같은 방식으로 해석할 수 있다. 1987~1996년생의 근로·사업소득 평균은 이들이 10대인 2006년에는 연 2352만 원, 20대인 2016년에는 3400만 원으로 나타났다. 이처럼 10년 동안 근로·사업소득이 크게 증가한 것은 10대에서 20대로의 이행이 소득을 증가시키기 때문일 수도 있지만 10년 동안 한국 사회의 평균적인 소

득 수준이 향상되었기 때문일 수도 있다. 횡단적으로 2006년의 10대(1987~1996년생)와 20대(1977~1986년생)를 비교해보면 10대보다 20대의 근로·사업소득 평균이 높게 나타났지만, 1987~1996년생 코호트 내 시간에 따른 차이보다는 횡단적 차이가 작았다. 출생연도에 따른 코호트 차이가 소득에 미치는 영향이 그다지 크지 않다고 가정한다면 10대와 20대의 횡단적 차이는 주로 연령 효과로 설명될 수 있다. 한편 2006년 20대(1977~1986년생)보다 2016년 20대(1987~1996년생)의 근로·사업소득 평균이 훨씬 큰데, 코호트 효과가 크지 않다면 이는 10년 동안 평균적으로 청년의 소득 수준이 향상되는 시기 효과가 주되게 반영된 결과로 해석할 수 있다. 이와 같이 분석 결과를 종합해보면 10대에서 20대로의 이행이 근로·사업소득을 증가시키는 연령 효과와 10년 동안 청년의 근로·사업소득 수준이 증가하는 시기 효과가 모두 존재하는 것으로 판단된다. 1987~1996년생의 코호트 내 시간에 따른 근로·사업소득 증가량은 연령 효과와 시기 효과가 결합된 결과이기 때문에 실제 연령 효과는 관찰된 코호트 내 변화량(연 2352만 원→3400만 원)보다는 작을 것이다.

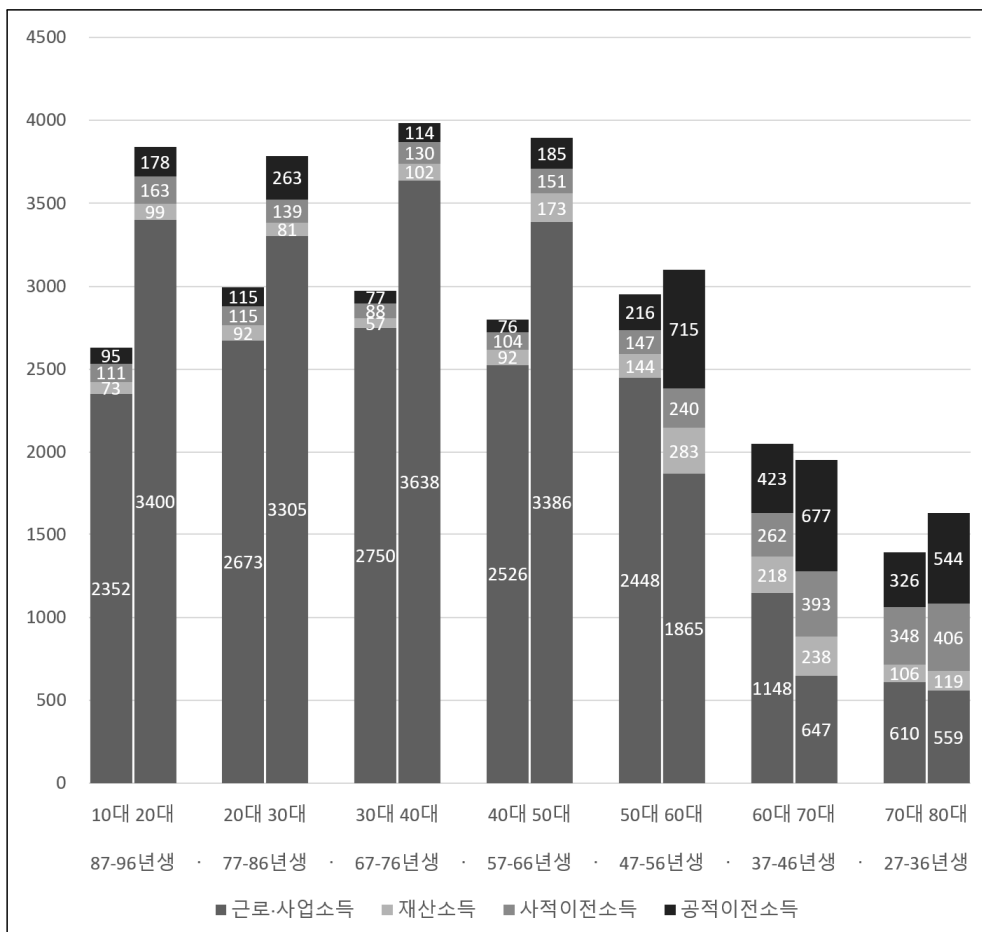
이와 같은 방식으로 그림을 해석하면 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다. 첫째, 노년기에 근로·사업소득의 규모가 크게 감소하고 재산소득과 사적이전소득, 특히 공적이전소득의 규모가 증가한다. 이는 노년기로 이행할 때 노동시장 의존도가 감소하고 노후소득보장제도의 역할이 커진다는 사실을 보여준다. 2016년 80대의 경우 근로·사업소득, 사적이전소득, 공적이전소득 평균이 각각 연 559만 원, 406만 원, 544만 원으로 나타나 근로·사업소득이 총소득에서 차지하는 비중이 약 3분의 1에 불과한 것으로 나타났다. 둘째, 노년기 공적이전소득과 사적이전소득의 확대에도 불구하고 중년기 이후 총소득이 감소하는 경향이 뚜렷하다. 이는 한국의 사회보장제도가 소득을 평탄화하는 기능이 그다지 강하지 않을 가능성을 시사한다.

[그림 2-1]에서는 소득원천 평균의 절대액을 분석하였기 때문에 시간에 따라 전반적인 소득 수준이 증가하는 시기 효과가 크게 반영되었다. 이러한 시기 효과의 영향을 일정하게 제거하기 위해 [그림 2-2]에는 [그림 2-1]의 수치를 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나눈 비율을 보고하였다. 예를 들어 2006년 20대와 2016년 20대의 근로·사업소득 평균 절대액은 각각 연 2673만 원, 3400만 원으로 큰 차이를 보이지만, 이를 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균으로 나눈 비율은 각각 1.06, 1.07로 거의 비슷하게 나타났다. 이는 20대의

근로·사업소득 평균 절대액이 시간에 따라 크게 증가하였지만 전체 사회의 평균적인 소득 수준과 비교한 상대적인 소득지위는 거의 변화하지 않았음을 의미한다. 이하에서는 서술의 편의상 소득 평균을 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균으로 나눈 비율을 상대소득으로 표현한다.

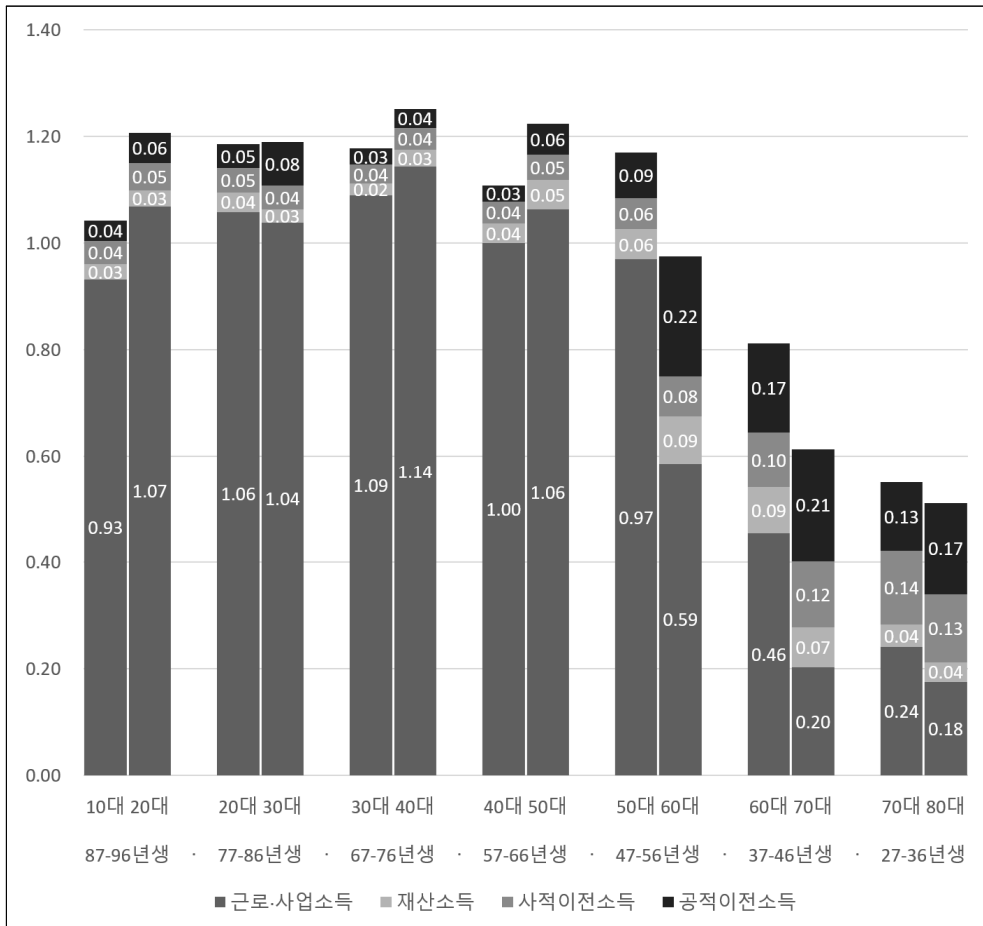
[그림 2-1] 소득원천 평균, 절대액

(단위: 만 원/년, 2016년 실질가액)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-2] 소득원천 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율



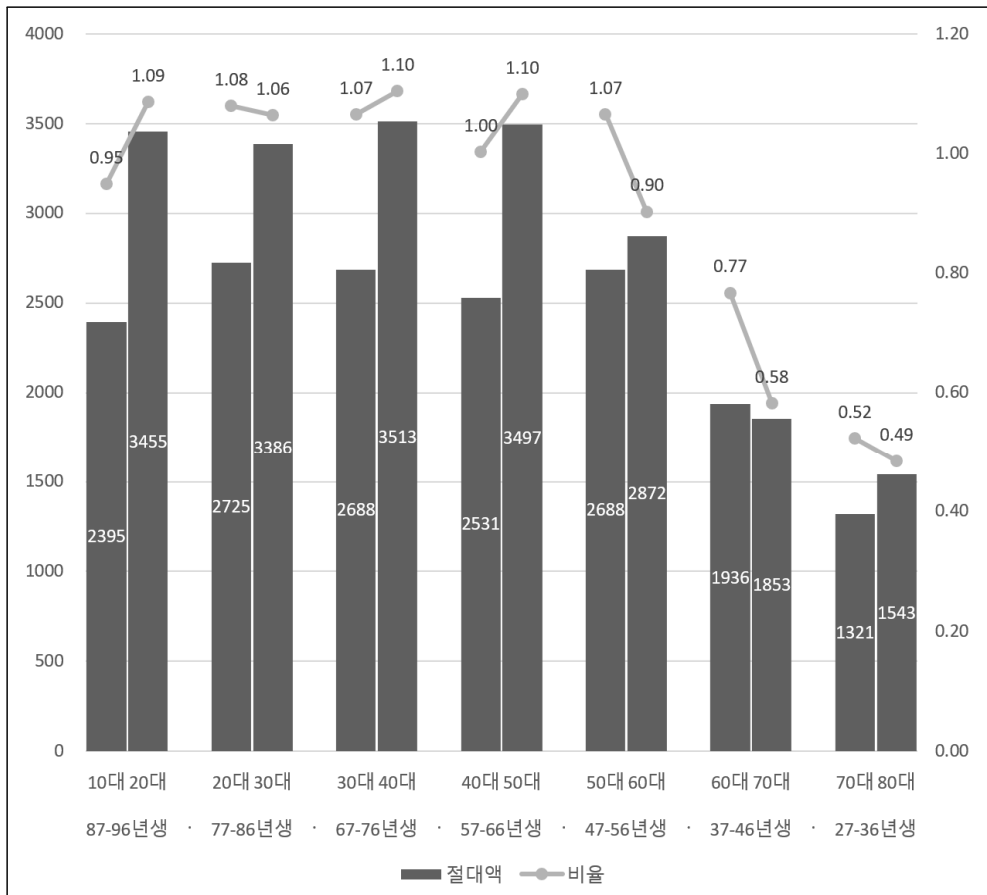
주: [그림 2-1]의 수치를 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나눈 값을 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

상대소득을 보고한 [그림 2-2]를 살펴보면 생애주기별 소득 수준 변화가 좀 더 분명하게 드러난다. 대체로 청년기와 장년기에는 근로·사업소득이 증가하고, 중년기를 거쳐 노년기로 이행할 때 근로·사업소득이 급감한다. 대체로 50대까지는 근로·사업소득 만으로도 전체 사회 가처분소득 평균에 가까운 수준의 소득을 확보할 수 있지만, 60대에는 근로·사업소득 평균이 전체 사회 가처분소득 평균의 대략 절반 수준으로 급감한다. 노년기에 사적이전소득과 공적이전소득이 증가하지만 근로·사업소득의 감소를 상쇄하기에는 크게 부족하다.

[그림 2-3] 가처분소득 평균, 절대액 및 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율

(단위: 만 원/년, 2016년 실질가액)



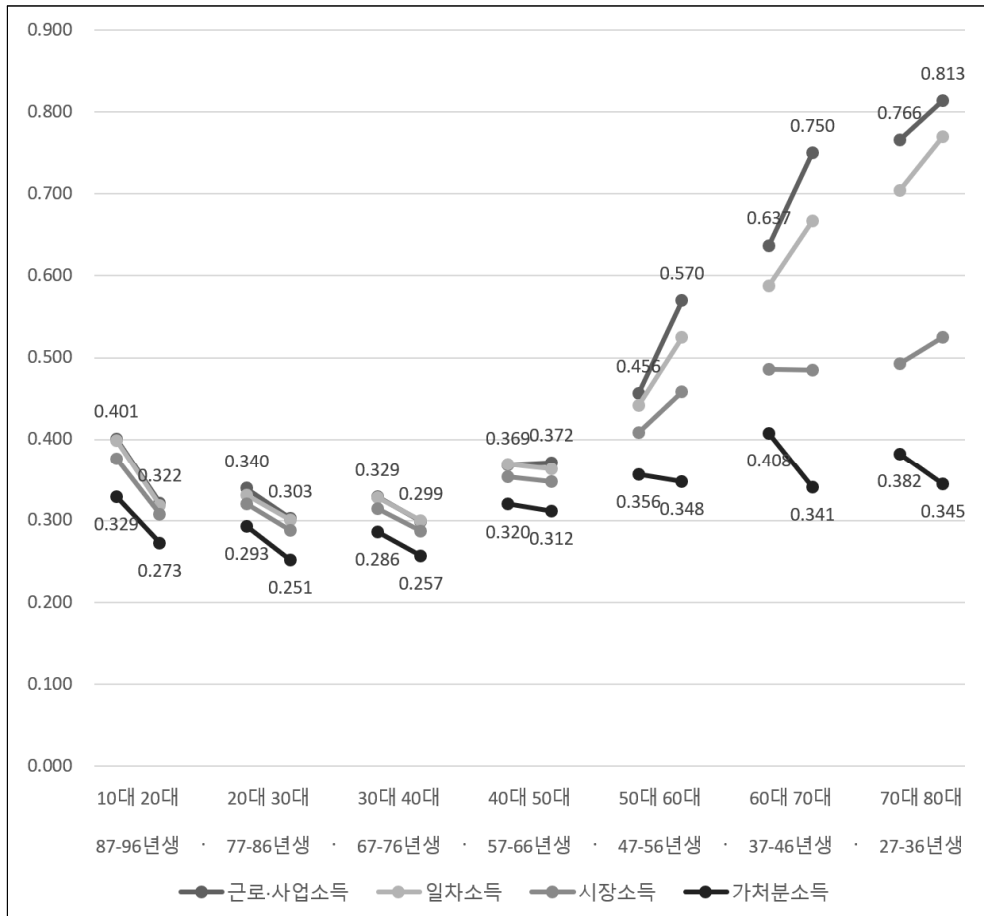
주: <절대액>은 가처분소득 평균을, <비율>은 가처분소득 평균을 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나눈 값을 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

지금까지 개별 소득원천의 평균을 살펴보았다면 [그림 2-3]에서는 근로·사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득의 합에서 세금 및 사회보험료를 차감한 가처분소득의 평균을 분석하였다. 분석 결과는 2006년에 비해 2016년에 가처분소득 평균 절대액이 증가하는 시기 효과를 뚜렷하게 보여준다. 이러한 영향을 일정하게 제거하기 위해 상대소득의 변화를 살펴보면 대체로 청년기에 소득 수준이 증가하고 노년기에 소득 수준이 하락하는 경향이 관찰된다. 10대의 가처분소득 평균은 전체 인구의 95% 수준이고, 20대~50대의 가처분소득 평균은 전체 인구의 100~110% 수준이며, 60대와

70대에 가처분소득이 급감하여 80대의 가처분소득 평균은 전체 인구의 49%에 불과한 것으로 나타났다.

[그림 2-4] 소득 항목별 지니계수



주: 각 소득 항목의 정의는 다음과 같다.

- 일차소득 = 근로·사업소득 + 재산소득
- 시장소득 = 근로·사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득
- 가처분소득 = 근로·사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득 + 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-4]에는 소득 항목별 지니계수를 보고하였다. 우선 근로·사업소득 지니계수를 살펴보면 청년기에 불평등이 감소하는 것으로 나타났다. 1987~1996년생이 10대에서 20대로 연령이 증가할 때 근로·사업소득 지니계수가 0.401에서 0.322로 감소하

고, 2006년의 10대와 20대를 횡단적으로 비교하더라도 20대의 근로·사업소득 지니계수가 0.340으로 10대의 0.401보다 낮았다. 10대의 근로·사업소득이 주로 동거하는 부모의 노동시장 지위에 따라 결정되었을 것이라는 점을 고려할 때, 청년이 노동시장에 입직하고 부모로부터 독립하거나 가구소득에 기여하기 시작하는 20대에 소득불평등이 감소하는 것으로 이해할 수 있다. 20대에서 30대로의 이행 역시 근로·사업소득 불평등을 감소시키는 것으로 나타났다. 한국인의 생애주기에서 30대는 대체로 소득 불평등 수준이 가장 낮은 시기라 할 수 있다. 하지만 30대에서 40대로의 이행이 근로·사업소득 불평등에 미치는 영향에 대해서는 분명한 결론을 내리기가 쉽지 않다. 그림에서 보듯이 1967~1976년생 코호트 내에서는 시간에 따라 불평등이 감소하지만 이러한 변화는 시기 효과로 설명될 가능성이 있고, 2006년과 2016년 각 시점의 30대-40대 간 횡단적 차이는 불평등이 감소하는 패턴을 보여주지 않았다. 한편 40대부터 노년기에 이르는 시기에는 근로·사업소득 불평등이 증가하는 변화가 뚜렷하게 관찰된다. 40대의 근로·사업소득 지니계수는 2006년 0.369, 2016년 0.299였으나 80대의 지니계수는 2016년 0.813으로 급증하였다. 특히 1947~1956년생의 50대에서 60대로의 이행, 1937~1946년생의 60대에서 70대로의 이행에 따른 근로·사업소득 지니계수 증가량이 매우 컸다. 이러한 분석 결과는 중년기 이후 은퇴와 일자리 하향이동이 소득 불평등을 크게 증가시킨다는 사실을 보여준다. 요컨대, 한국인의 생애과정에서 노동시장에서 결정되는 소득의 불평등은 청년기에 다소 감소하고 중년기 이후에 크게 증가하는 것이다. 근로·사업소득에 재산소득을 합산한 일차소득의 불평등 역시 비슷한 패턴을 보여주는데, 다만 노년기에는 재산소득이 불평등을 다소 완화하는 역할을 한다는 사실이 확인된다.

사적이전소득과 공적이전소득은 노년기 소득 불평등을 크게 감소시키기 때문에 시장소득과 가처분소득의 생애주기별 패턴은 일차소득과 상당히 다르게 나타났다. 가처분소득 지니계수를 살펴보면 10대부터 30대까지 대체로 감소하고 40대부터 60대까지 대체로 증가하지만, 사적이전소득과 공적이전소득의 규모가 커지는 60대 이후에는 가처분소득 지니계수가 그다지 증가하지 않는다. 예를 들어 1937~1946년생의 경우 공적연금이 성숙하고 기초연금이 도입·확대되는 2006~2016년 시기에 60대에서 70대로 연령이 증가하면서 가처분소득 지니계수가 0.408에서 0.341로 크게 감소하였다. 1927~1936년생 역시 70대에서 80대로 연령이 증가하면서 가처분소득 지니계수

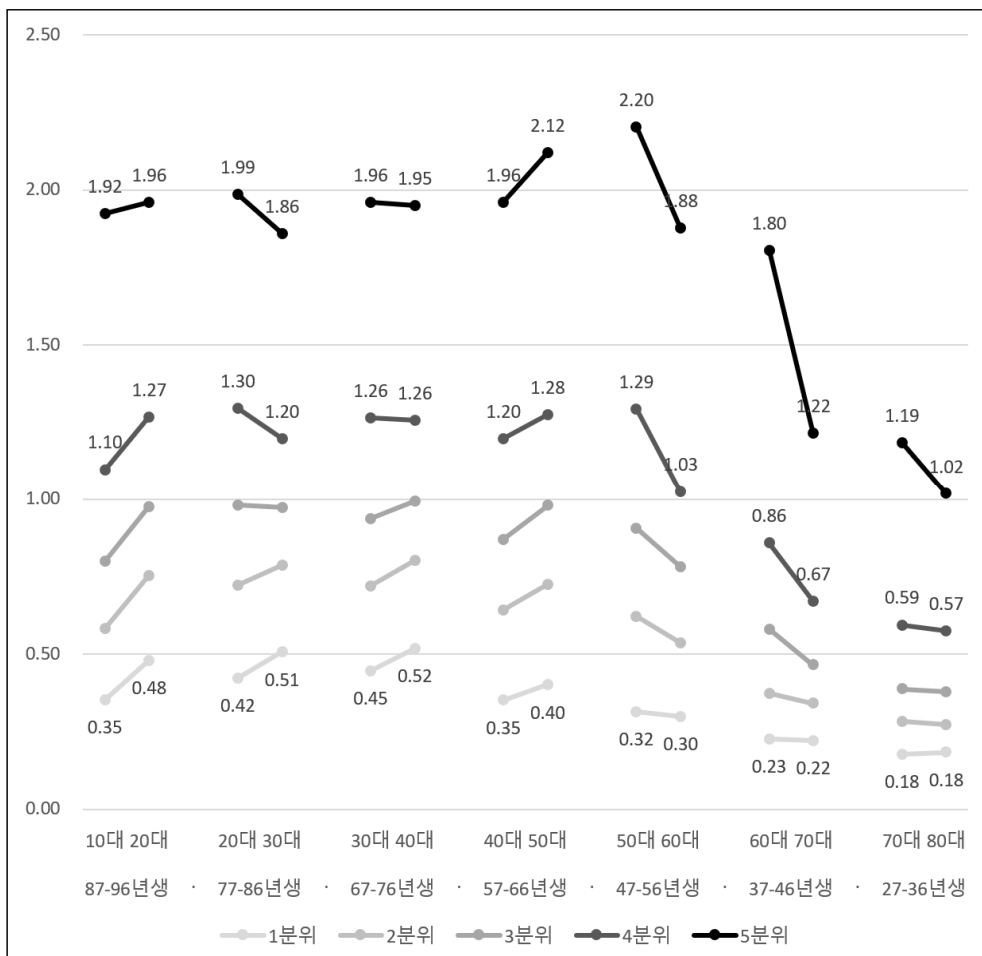
가 0.382에서 0.345로 감소하였다. 2006년과 2016년 각 시점의 60대-70대 간 횡단적 차이, 70대-80대 간 횡단적 차이를 살펴보더라도 노년기에 가처분소득 지니계수가 증가하지 않는다는 사실이 확인된다. 이러한 분석 결과는 노년기에 소득 불평등을 증가시키는 노동시장의 압력을 가족의 사적 부양과 공적 노후소득보장제도가 크게 완화한다는 사실을 보여준다. 단, 공적이전소득과 사적이전소득의 역할이 아직 크지 않은 중년기에는 가처분소득 불평등이 대체로 증가하는 것으로 판단된다. 1957~1966년생과 1947~1956년생 코호트 내에서는 40대에서 50대로 이행할 때, 50대에서 60대로 이행할 때 가처분소득 지니계수가 소폭 감소하지만, 2006년과 2016년 각 시점의 연령집단 간 횡단적 차이를 함께 고려하면 대체로 중년기에는 가처분소득 지니계수가 증가한다고 볼 수 있다.

지금까지 [그림 2-4]에서는 연령 증가에 따른 가처분소득 지니계수 변화를 살펴보았다. 그런데 시간에 따라 가처분소득 지니계수가 감소하는 것은 중간소득층에 비해 고소득층의 소득이 상대적으로 감소하기 때문일 수도 있고 중간소득층에 비해 저소득층의 소득이 상대적으로 증가하기 때문일 수도 있다. 이에 [그림 2-5]에서는 소득 불평등 변화의 구체적인 양상을 확인하기 위해 소득분위별 소득 평균 변화를 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 우선 1987~1996년생 코호트를 2006년(10대) 시점에 가처분소득 순서로 5등분하여 소득분위를 구성하면 가장 소득 수준이 낮은 1분위의 가처분소득 평균이 연 888만 원으로 나타나는데, 이를 2006년 전체 인구 가처분소득 평균인 연 2524만 원으로 나눈 값은 0.35이다. 즉, 1987~1996년생의 2006년 소득 1분위 상대소득 평균이 0.35이다. 마찬가지로 1987~1996년생의 2016년(20대) 시점 소득분위를 구성하면 소득 1분위의 상대소득 평균이 0.48로 나타났다. 따라서 1987~1996년생이 10대에서 20대로 연령이 증가할 때 소득 1분위의 상대소득이 증가하였다는 사실이 확인된다. 이와 같은 방식으로 살펴보면 1~4분위의 상대소득이 시간에 따라 증가하였고 5분위의 상대소득 증가량은 1~4분위에 미치지 못한 것으로 나타났다. 이처럼 고소득층의 소득이 상대적으로 덜 증가한 결과 가처분소득 지니계수가 0.329에서 0.273으로 감소한 것이다([그림 2-4] 참조).

[그림 2-4]에서는 1987~1996년생의 10대에서 20대로의 이행, 1977~1986년생의 20대에서 30대로의 이행이 모두 가처분소득 지니계수를 감소시키는 것으로 나타났는데 [그림 2-5]는 그 구체적인 양상이 다소 상이하다는 사실을 보여준다. 10대에서

20대로의 이행기에는 주로 중간소득층과 저소득층의 상대소득이 상승하지만, 20대에서 30대로의 이행기에는 저소득층의 상대소득 증가와 고소득층의 상대소득 하락이 함께 나타난다. 이 연구의 분석만으로 분명한 원인을 파악하기는 어렵지만, 20대 청년의 노동시장 입직이 주로 중하위 소득계층 가구의 근로소득을 상대적으로 많이 증가시킬 가능성, 부모로부터의 분가가 본격화되는 30대에 고소득층 부모의 자녀가 분가에 따라 상대적으로 큰 소득 감소를 경험할 가능성을 짐작해볼 수 있다.

[그림 2-5] 소득분위별 가처분소득 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율



주: 각 시점-코호트 내에서 가처분소득을 기준으로 소득분위를 구성한 후, 각 시점-코호트-분위별 가처분소득 평균을 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나누어 제시하였다.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

다음으로 장년기 이후의 변화를 살펴보면 중년기와 노년기에 고소득층의 상대소득이 상대적으로 크게 감소한다는 사실이 관찰된다. 예를 들어 가장 소득 수준이 높은 5분위의 경우 40대에서 50대로 이행할 때 상대소득이 1.95~1.96에서 2.12~2.20으로 증가하였다가 60대에는 1.80~1.88로, 70대에는 1.19~1.22로, 80대에는 1.02로 크게 감소하였다. 즉, 중년기의 5분위는 전체 사회 평균의 약 2배에 해당하는 소득을 갖지만 80대 5분위의 소득은 전체 사회 평균과 비슷한 수준이다. 또한 중년기의 4분위는 전체 사회 평균의 약 120~130% 수준의 소득을 갖지만 80대 4분위의 소득 수준은 전체 사회 평균의 57%에 불과하다. 이러한 분석 결과는 한국의 노후소득보장제도가 중년기 노동시장에서 결정된 소득 수준을 노년기로 연장하는 보험 기능이 매우 취약하다는 사실을 보여준다.

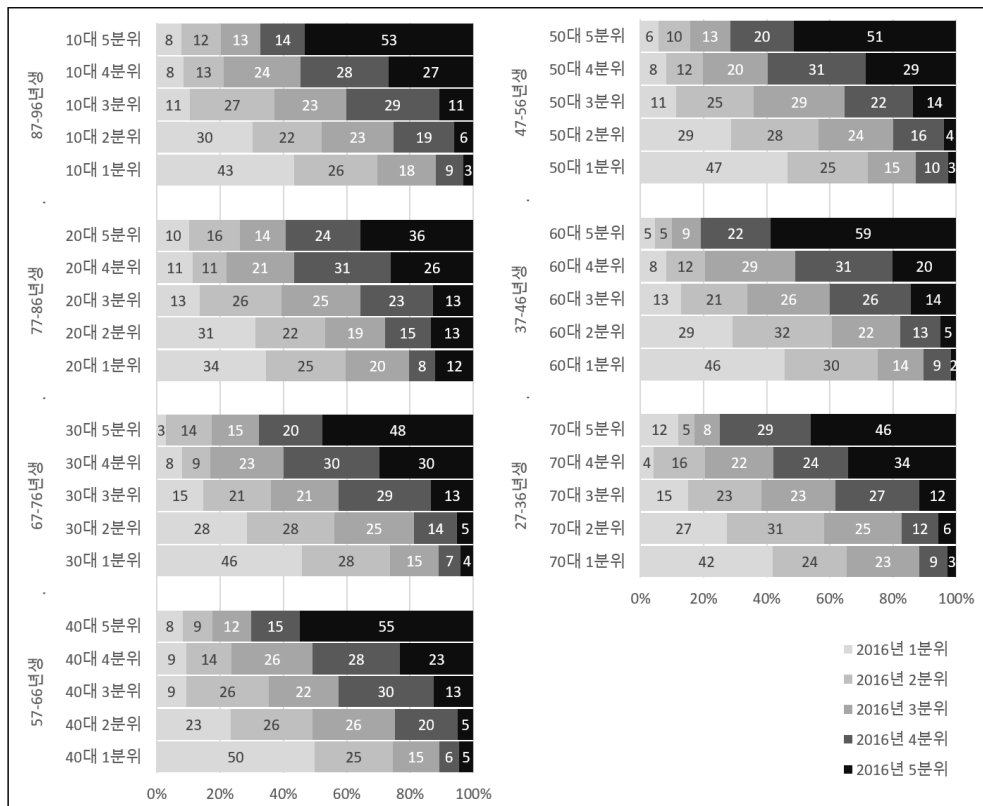
[그림 2-5]에서는 1937~1946년생 5분위의 상대소득이 2006년(60대) 1.80에서 2016년(70대) 1.22로 감소하였음을 확인하였다. 그런데 2006년 5분위와 2016년 5분위가 동일한 개인으로 이루어진 집단이 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 2006년 5분위 중에서 2016년 1~4분위로 소득분위가 하락하는 사례도 있고, 2006년 1~4분위 중에서 2016년 5분위로 소득분위가 상승하는 사례도 있기 때문이다. [그림 2-6]에서는 이와 같은 소득분위의 이동을 살펴보았다. 예를 들어 1987~1996년생을 분석한 결과를 살펴보면, 2006년(10대)에 가장 소득 수준이 높은 5분위 중 2016년(20대)에도 5분위를 유지한 비율은 53%이고, 14%, 13%, 12%, 8%는 각각 4분위, 3분위, 2분위, 1분위로 소득분위가 하락하였다. 2006년(10대)에 가장 소득 수준이 낮은 1분위 중 43%는 2016년(20대)에도 1분위에 속했고, 26%, 18%, 9%, 3%는 각각 2분위, 3분위, 4분위, 5분위로 이동하였다.

이와 같은 방식으로 분석 결과를 살펴보면 전반적으로 소득분위 이동이 작지 않은 수준임을 알 수 있다. 전체적으로 2006년과 2016년에 동일한 소득분위를 유지한 사례의 비율은 약 30~40%이고, 절반이 훨씬 넘는 사례는 소득분위의 이동을 경험하였다. 전체 사례의 약 20~30%는 2개 이상의 분위를 이동하였다. 여러 코호트 중에서 소득분위 이동이 가장 활발한 코호트는 1977~1986년생이다. 이들은 2006년(20대)과 2016년(30대) 사이에 5분위를 유지한 비율과 1분위를 유지한 비율이 각각 36%, 34%로 모든 코호트 중 가장 낮게 나타났다. 1977~1986년생 중 2006년(20대)과 2016년(30대) 사이에 1개 이상의 분위를 이동한 비율은 70%이고 2개 이상의 분위를 이동한

비율은 31%이다. 단언하기는 어렵지만, 이처럼 20대에서 30대로의 이행기에 소득분위 이동이 가장 활발하게 나타난 이유는 청년이 부모로부터 분가하여 독립가구를 형성하는 생애단계이기 때문일 가능성이 있다. 세대 간 경제적 지위의 이동이 존재하기 때문에 주로 부모의 노동시장 지위에 따라 결정된 20대의 소득지위와 취업 및 분가가 본격화되기 시작한 30대의 소득지위 간에 일정한 변동이 나타나는 것이다.

[그림 2-6] 소득분위 이동

(단위: %)



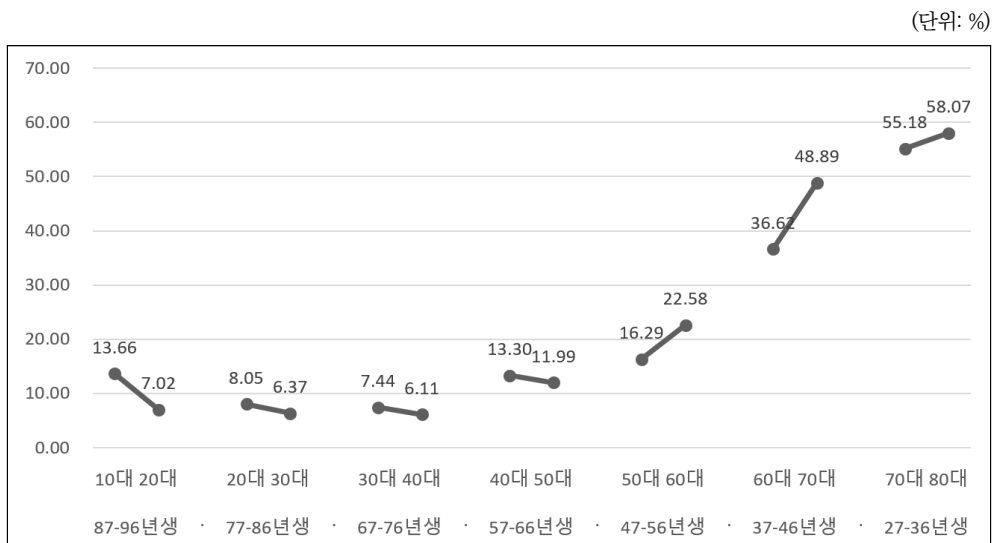
주: 각 시점-코호트 내에서 가처분소득을 기준으로 소득분위를 구성한 후, 각 코호트별로 2006년 q분위에 속한 개인이 2016년 q분위로 이동할 확률을 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

다음으로 [그림 2-7]에는 생애주기별 빈곤율을 보고하였다. 이때 빈곤선은 2006년 과 2016년 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값의 50%로 설정하였다. 분석 결과를 살펴보면 우선 10대에서 20대로의 이행기에 빈곤율이 14%에서 7~8%로 감소하는 것

으로 나타났다. 이는 소득능력이 없거나 부족한 10대 가구원을 포함하는 가구의 빈곤 위험이 상대적으로 크기 때문인 것으로 판단된다. 20대~30대의 빈곤율은 약 6~8%로 나타나 20~30대가 생애과정에서 빈곤위험이 가장 작은 시기임을 알 수 있다. 한편 중년기부터 노년기에 이르는 시기에는 빈곤율이 급격하게 증가하고, 그 결과 70대의 빈곤율은 49~55%, 80대의 빈곤율은 58%로 나타났다. 이는 소득능력이 감소하고 은퇴와 일자리 하향이동을 경험하는 중년기와 노년기에 빈곤위험이 크게 증가한다는 사실을 뚜렷하게 보여준다.

[그림 2-7] 빈곤율



주: 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값의 50%를 빈곤선으로 하여 빈곤지위를 구성한 후, 각 코호트별로 2006년과 2016년의 빈곤율을 제시하였다.

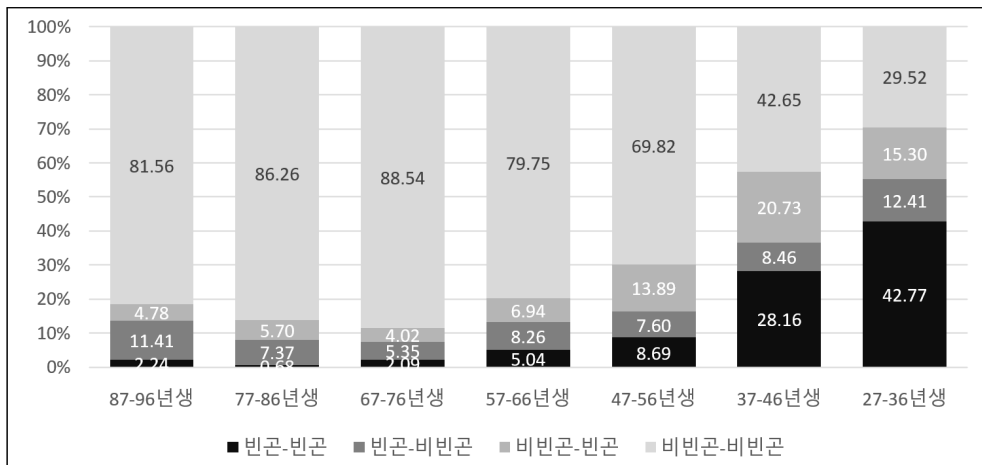
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

마지막으로 [그림 2-8]에는 각 코호트별로 2006년과 2016년 사이에 발생한 빈곤지위의 이동을 분석하였다. 예를 들어 1987~1996년생의 경우 2006년(10대)과 2016년(20대)의 두 시점 모두 빈곤한 비율은 2%에 불과하고 두 시점 모두 빈곤하지 않은 비율은 82%로 높게 나타났다. 2006년(10대)에 빈곤하였지만 2016년(20대)에 빈곤에서 탈출한 비율은 11%였고, 2006년(10대)에 빈곤하지 않았지만 2016년(20대)에 빈곤에 진입한 비율은 5%였다. 이와 같은 방식으로 분석 결과를 살펴보면 청년기와 장년기에는 전반적으로 빈곤율이 낮을 뿐만 아니라 빈곤진입집단보다 빈곤탈출집단의 규

모가 조금 더 크다는 사실이 확인된다. 반면 빈곤율이 증가하는 중년기와 노년기에는 빈곤탈출집단보다 빈곤진입집단의 규모가 크게 나타났다. 2006~2016년 빈곤율이 가장 크게 증가한 코호트인 1937~1946년생의 경우 2006년(60대) 빈곤율은 37%였고 2016년(70대)에 8%는 빈곤을 탈출하였지만 21%가 새롭게 빈곤에 진입한 결과 빈곤율이 49%로 높아졌다. 한편 1927~1936년생은 두 시점 모두 빈곤한 비율이 43%로 매우 높게 나타났다. 전반적으로 노년기에는 빈곤율이 증가함과 동시에 빈곤지위가 고착되는 경향이 강해지는 것으로 판단된다. 각 코호트별로 2006년과 2016년 두 시점 중 한 번이라도 빈곤을 경험한 집단 중에서 두 시점 모두 빈곤한 집단이 차지하는 비율을 계산해보면, 1957~1966년생, 1947~1956년생, 1937~1946년생, 1927~1936년생이 각각 25%, 29%, 49%, 61%로 나타났다.

[그림 2-8] 빈곤지위 이동

(단위: %)



주: 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값의 50%를 빈곤선으로 하여 빈곤지위를 구성한 후, 각 코호트별로 2006년 빈곤지위와 2016년 빈곤지위의 결합 분포를 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2. 성별 하위집단 분석

다음으로는 성별 하위집단 분석을 실시한다. 성별은 시불변 변수이므로 이하의 분석 결과는 출생년도와 성별을 조합하여 구성한 14개 코호트를 대상으로 위와 동일한 분석을 실시한 결과로 이해할 수 있다. [그림 2-9]~[그림 2-11]에는 개별 소득원천과

가처분소득 평균을 보고하였다. 분석 결과를 살펴보면 대체로 청년기와 장년기에는 남성과 여성의 소득 수준과 구성에 그다지 큰 차이가 없다는 사실이 확인된다. 이처럼 성별 소득 분포의 차이가 작은 이유는 다음과 같이 짐작해 볼 수 있다. 우선 부모와 분가하기 전 생애 초기의 소득 분포는 주로 부모의 노동시장 지위에 따라 결정될 것이므로 성별 차이가 나타날 가능성이 작다. 부모로부터의 독립이 시작되는 청년기의 경우에도 학력, 경제활동참여율, 임금 수준의 성별 차이가 크지 않다면 성별 소득 분포 역시 대체로 유사할 것이다. 혼인율이 크게 증가하는 30대와 40대에는 출산과 육아 부담으로 인해 여성이 비경제활동인구로 전환될 가능성이 증가하지만, 가구 내에서 여성이 남성 배우자의 소득을 공유하기 때문에 성별 소득 격차가 크게 확대되지는 않는다.

하지만 50대 이후에는 남성과 여성의 소득 분포가 달라지기 시작한다. 1957~1966년생의 2016년(50대) 소득 분포를 살펴보면, 남성과 여성의 가처분소득 평균은 대체로 비슷하지만 남성에 비해 여성의 근로·사업소득이 작고 공적이전소득이 크게 나타났다. 1947~1956년생의 경우 2006년(50대)과 2016년(60대) 모두 남성보다 여성의 근로·사업소득이 작고 공적이전소득이 클 뿐만 아니라 가처분소득 평균도 훨씬 작았다. 1937~1946년생의 2006년(60대) 소득 분포 역시 남성보다 여성의 근로·사업소득 수준이 상당히 낮다는 사실을 보여준다. 이러한 분석 결과가 나타난 것은 주로 중년기 이후 사별 여성의 규모가 증가하기 때문일 것으로 판단된다. 남성보다 여성의 기대수명이 길기 때문에 중년기 이후 여성의 유배우 비율이 감소하게 되고, 이는 여성의 가구소득을 감소시키는 요인으로 작용한다. 한편 1947~1956년생은 근로·사업소득 수준이 낮고 빈곤위험이 큰 여성이 더 많은 공적이전소득을 받았지만, 1937~1946년생은 공적연금 수급률이 높은 남성이 더 많은 공적이전소득을 받았다는 점도 눈에 띈다.

그런데 70대 이후에는 성별 소득 격차가 다시 좁혀지는 현상이 관찰된다. 남성 가처분소득 평균 대비 여성 가처분소득 평균의 비율을 계산해보면, 1947~1956년생은 2006년(50대)과 2016년(60대)의 값이 각각 91%, 82%로, 1937~1946년생은 2006년(60대)과 2016년(70대)의 값이 각각 68%, 78%로 나타났다. 그런데 1927~1936년생은 2006년(70대)과 2016년(80대)의 값이 각각 89%, 98%로 다시 증가하였다. 즉, 80대에는 성별 가처분소득 격차가 거의 사라지는 것이다. 노년후기에 사별 여성의 규모가 증가함에도 불구하고 성별 소득 격차가 축소되는 이유는 주로 남성 노인의 완전 은퇴 비율이 증가하기 때문일 것으로 짐작된다. 남성이 더 이상 노동시장에 참여하지

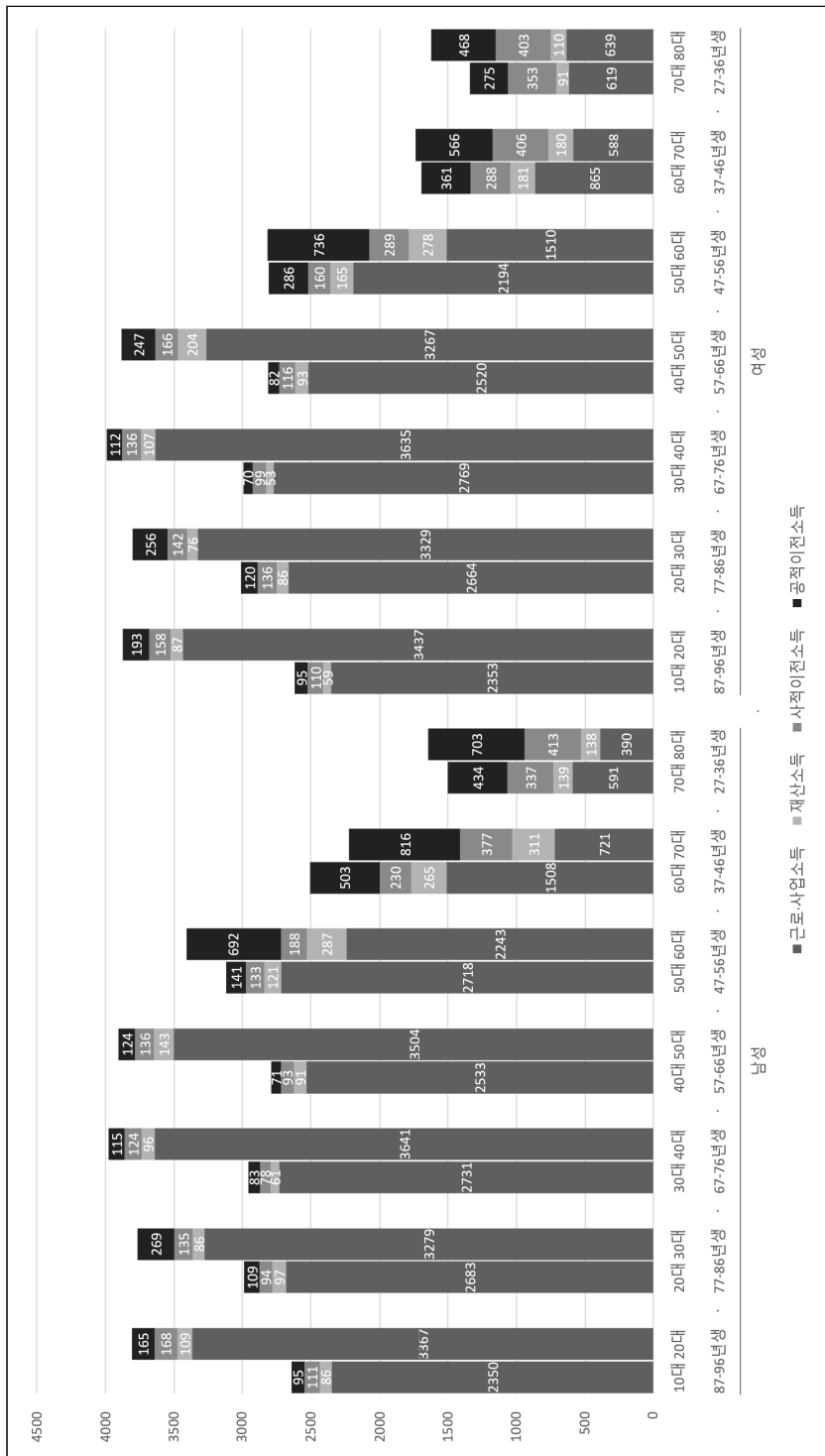
않는 노년후기에는 부부 노인과 무배우 여성 노인의 근로·사업소득 격차가 크게 감소하고, 오히려 무배우 여성 노인이 성인 자녀와의 동거를 통해 자녀의 근로·사업소득을 공유할 가능성이 상대적으로 클 수도 있다. 실제로 1927~1936년생의 2016년(80대) 소득 분포를 살펴보면 남성보다 여성의 공적이전소득이 작지만 근로·사업소득이 큰 것으로 나타났다.

[그림 2-12]에는 소득 항목별 지니계수를 보고하였다. 우선 근로·사업소득 지니계수를 살펴보면, 대체로 40대까지는 성별 차이가 그다지 크지 않지만 50대부터는 남성보다 여성의 근로·사업소득 불평등 수준이 상대적으로 높게 나타나는 현상이 관찰된다. 예를 들어 1957~1966년생의 경우 2006년(40대)과 2016년(50대) 사이에 남성의 지니계수는 0.354에서 0.341로 감소하였지만 여성의 지니계수는 0.383에서 0.402로 증가하였다. 1947~1956년생과 1937~1946년생 역시 남성보다 여성의 근로·사업소득 지니계수가 상당히 크게 나타났다. 이는 중년기와 노년기에 남성은 주로 은퇴와 일자리 하향이동에 따라 소득 불평등이 증가하지만 여성은 본인과 배우자의 은퇴와 일자리 하향이동뿐만 아니라 배우자와의 사별이 추가적으로 소득 불평등을 증가시키기 때문일 것으로 짐작된다. 한편 1927~1936년생의 경우 2006년(70대)에는 남성보다 여성의 지니계수가 컸지만 2016년(80대)에는 여성보다 남성의 지니계수가 컸다.

소득 불평등을 축소하는 역할을 하는 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득이 반영된 가처분소득의 지니계수를 살펴보면 대체로 노년기에 소득 불평등이 증가하는 경향이 남성보다 여성에게 상대적으로 강하게 나타나는 것으로 판단된다. 남성은 코호트 내 변화와 연령집단 간 횡단적 차이를 종합해 볼 때 대체로 60대 이후 가처분소득 지니계수가 감소한다는 결론을 내릴 수 있지만, 여성은 1937~1946년생과 1927~1936년생 코호트 내에서 가처분소득 지니계수가 감소하지만 횡단적으로 60대보다 70대의 가처분소득 지니계수가 크기 때문에 60대 이후 소득 불평등이 감소한다고 판단하기가 어렵다. 단언하기는 어렵지만, 이와 같은 노년기 소득 불평등의 성별 차이는 여성 노인보다 남성 노인이 더 많은 공적연금을 받기 때문일 가능성이 있다.

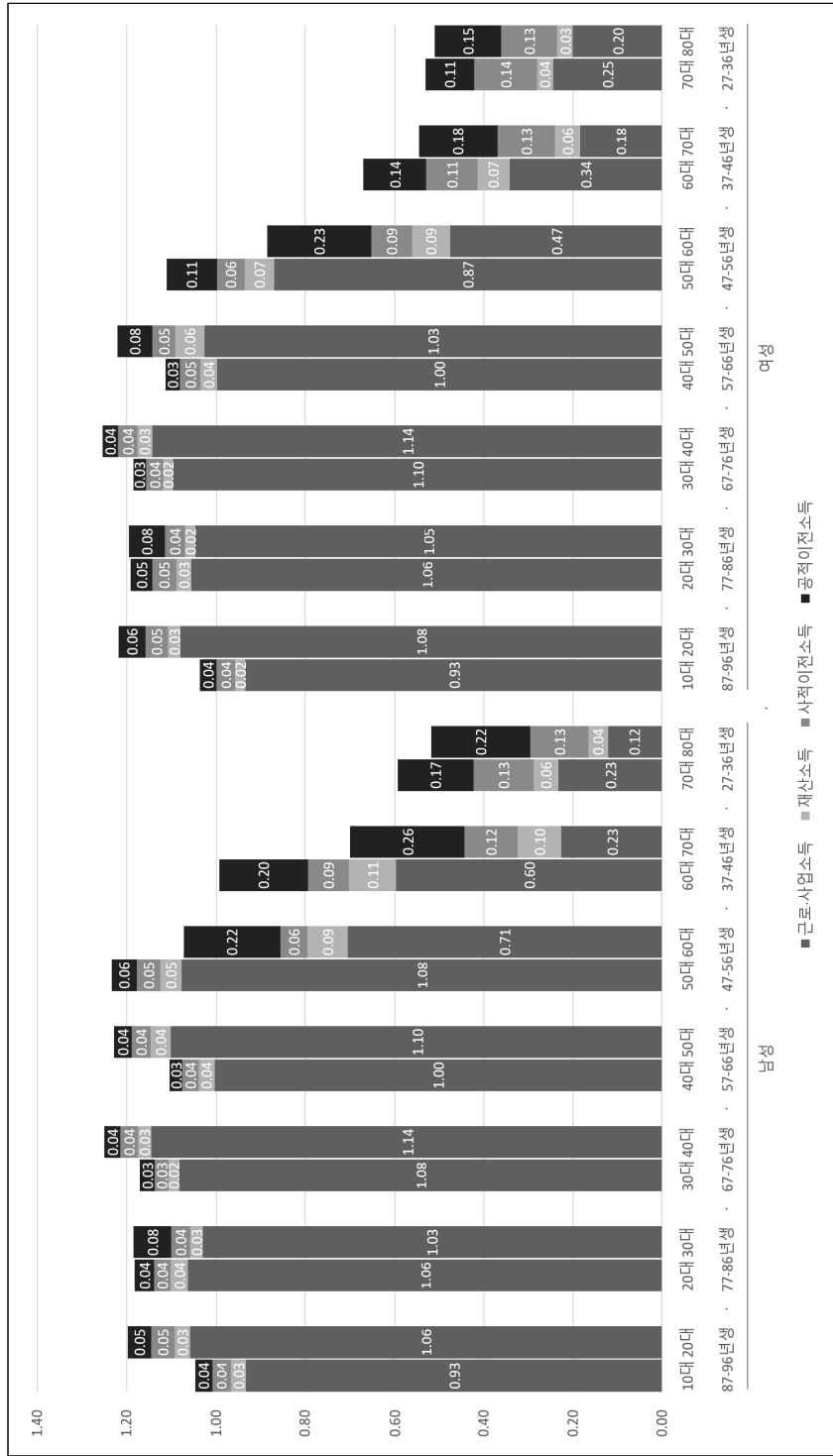
[그림 2-9] 성별 소득완전 평균, 절대액

(단위: 만 원/년, 2016년 실질가액)



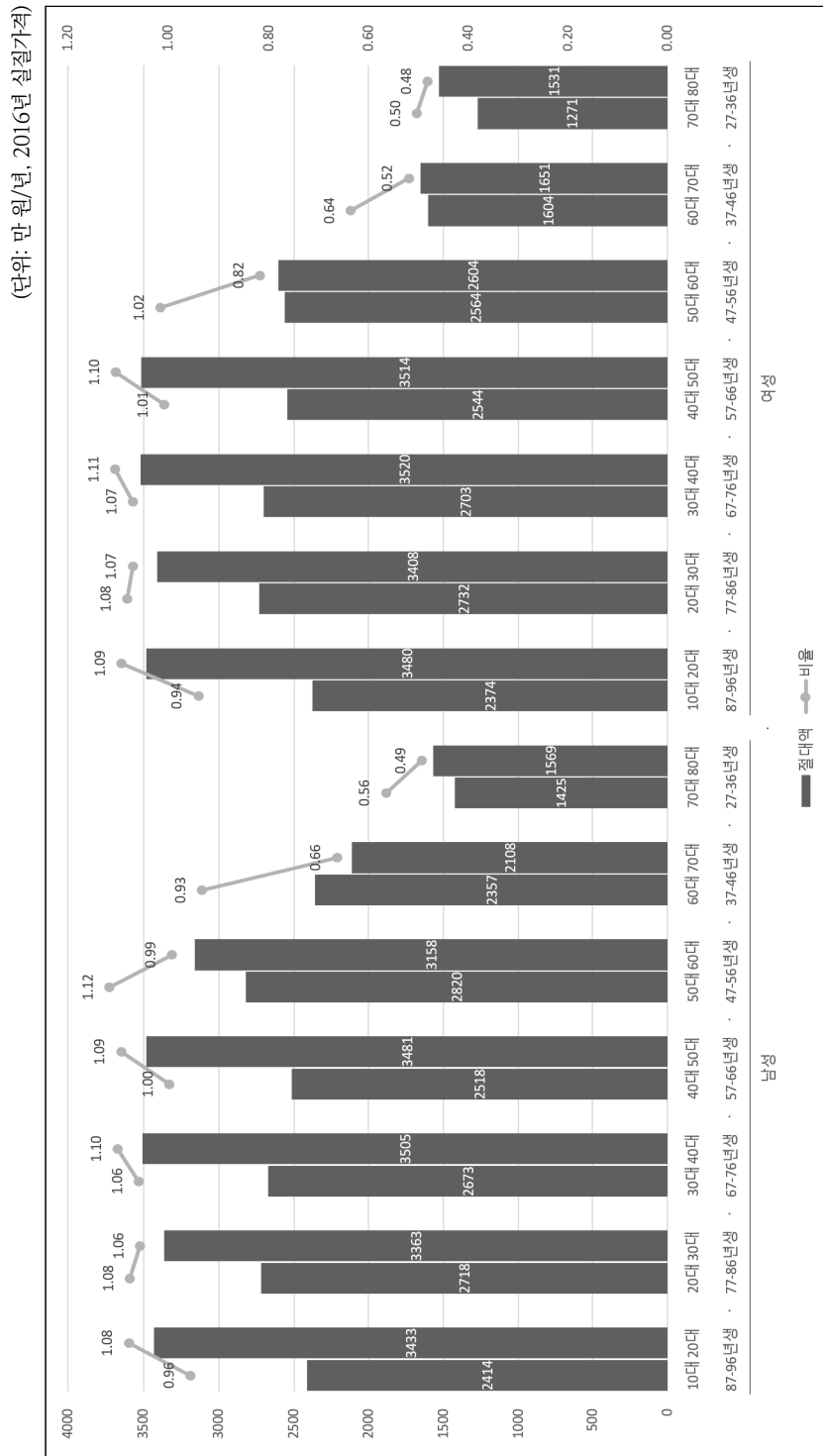
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-10] 성별 소득원천 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율



주: [그림 2-9]의 수치를 각 시·도별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나눈 값을 제시하였다.
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지패널 2차, 12차 원자료.

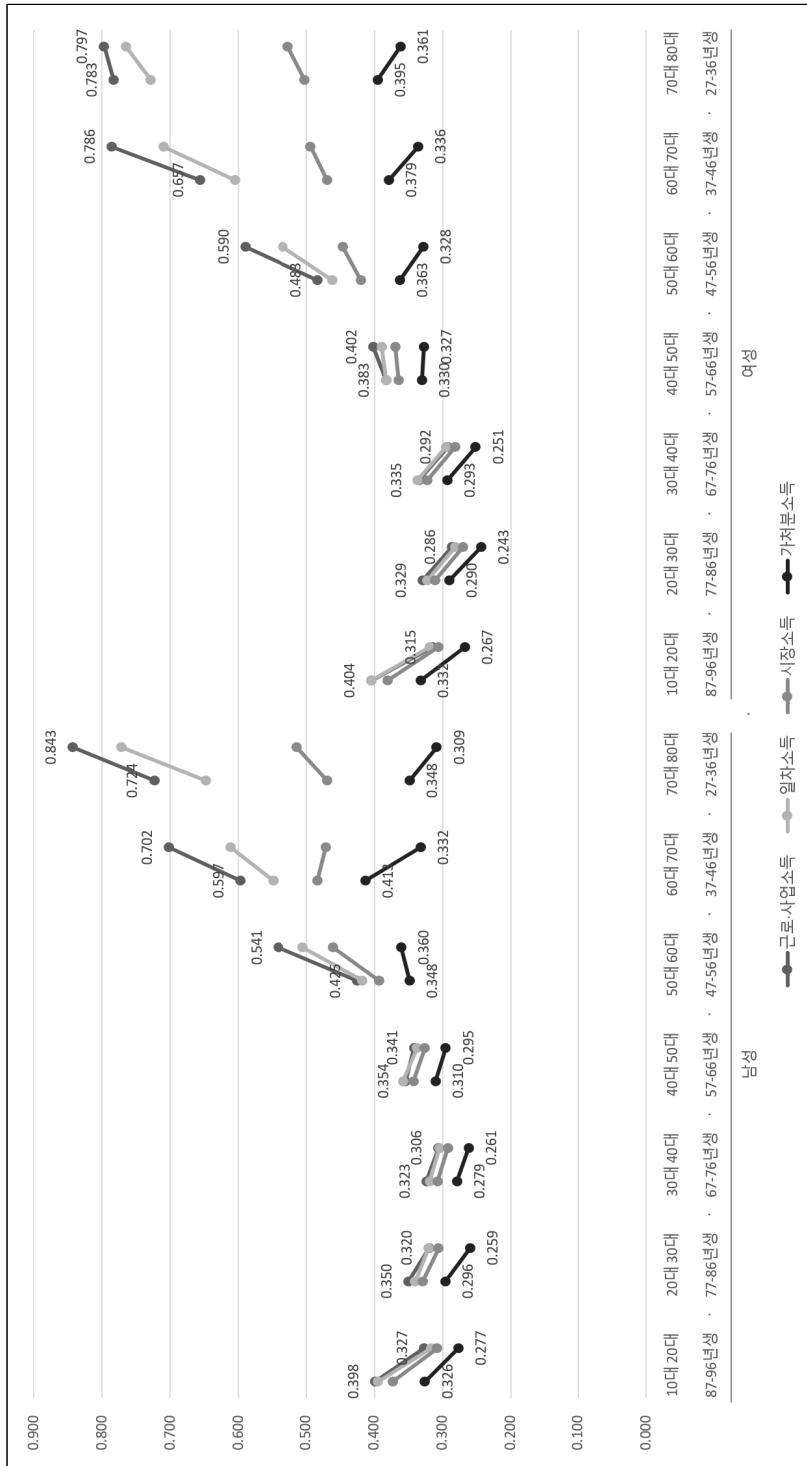
[그림 2-11] 성별 가처분소득 평균, 절대액 및 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율



주: <절대액>은 성별 가처분소득 평균을, <비율>은 성별 가처분소득 평균을 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원)으로 나눈 값을 제시하였다.

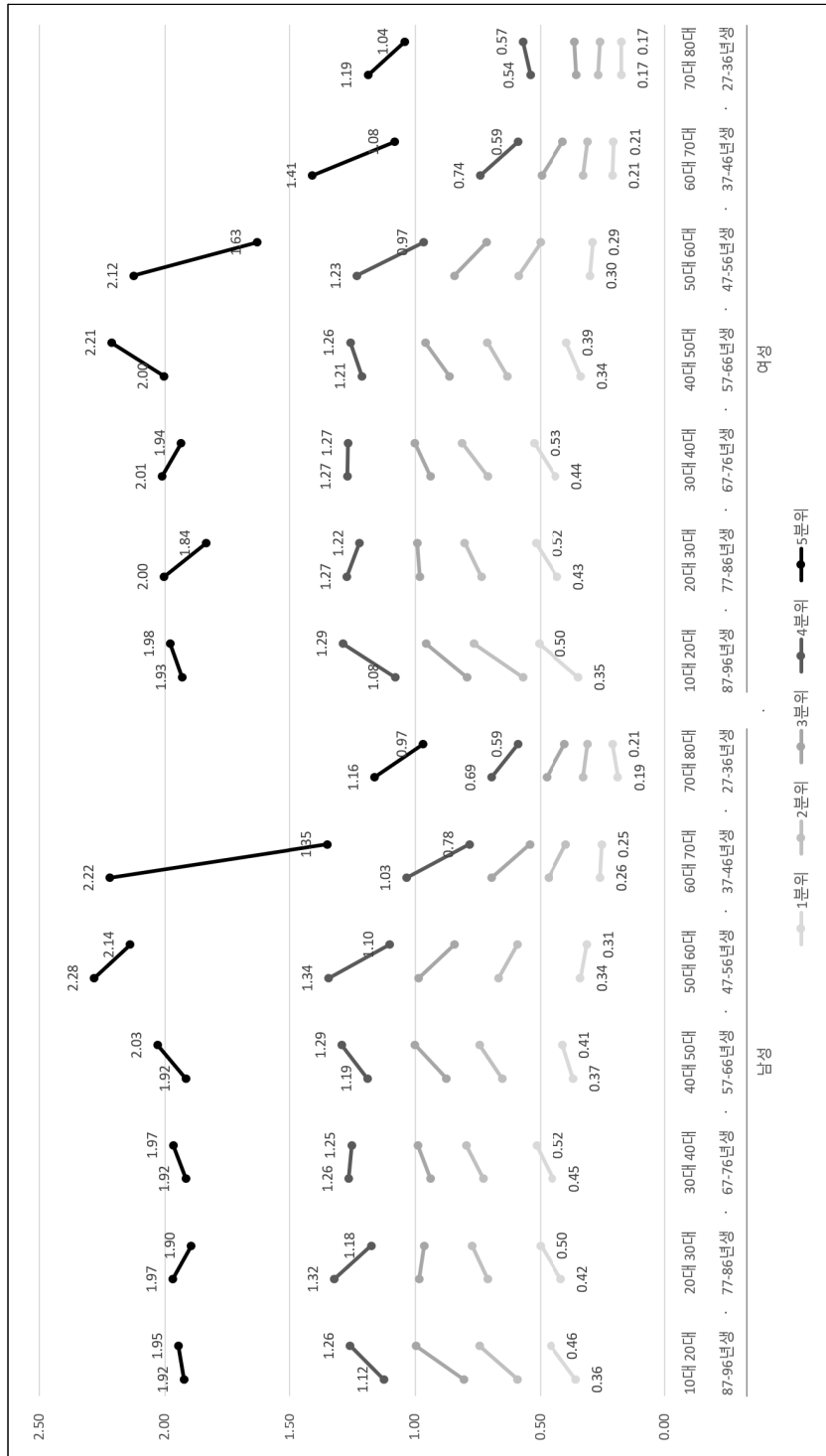
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-12] 성별 소득 항목별 지니계수



주: 각 소득 항목의 정의는 다음과 같다. 일차소득 = 근로·사업소득 + 재산소득 / 시장소득 = 근로·사업소득 + 재산소득 + 사회적전소득 + 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료
 산소득 + 사회적전소득 + 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-13] 성별 소득분위별 가처분소득 평균, 전체 인구 가처분소득 평균 대비 비율



주: 각 시점-코호트-성별 내에서 가처분소득을 기준으로 소득분위를 구성한 후, 각 시점-코호트-성별 분위별 가처분소득 평균을 각 시점별 전체 인구 가처분소득 평균(2006년 연 2524만 원, 2016년 연 3181만 원/년)으로 나누어 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

소득분위별 가처분소득 평균을 분석한 [그림 2-13]에서도 중년기 이후 성별 소득 분포 차이가 관찰된다. 1947~1956년생과 1937~1946년생의 코호트 내 변화를 살펴 보면, 남성은 노동시장으로부터의 이탈이 본격화되는 60대에서 70대로의 이행기에 소득 5분위의 상대소득 평균이 2.22에서 1.35로 급격하게 감소한 반면, 여성은 50대부터 70대에 이르기까지 소득 5분위의 상대소득 평균이 2.12에서 1.08로 점진적으로 감소하였다. 이는 고소득 남성과 비교할 때 고소득 여성은 노년기로의 이행에 따른 소득 감소의 충격이 조금 더 긴 기간에 걸쳐 분산된 형태로 나타날 가능성을 시사한다.

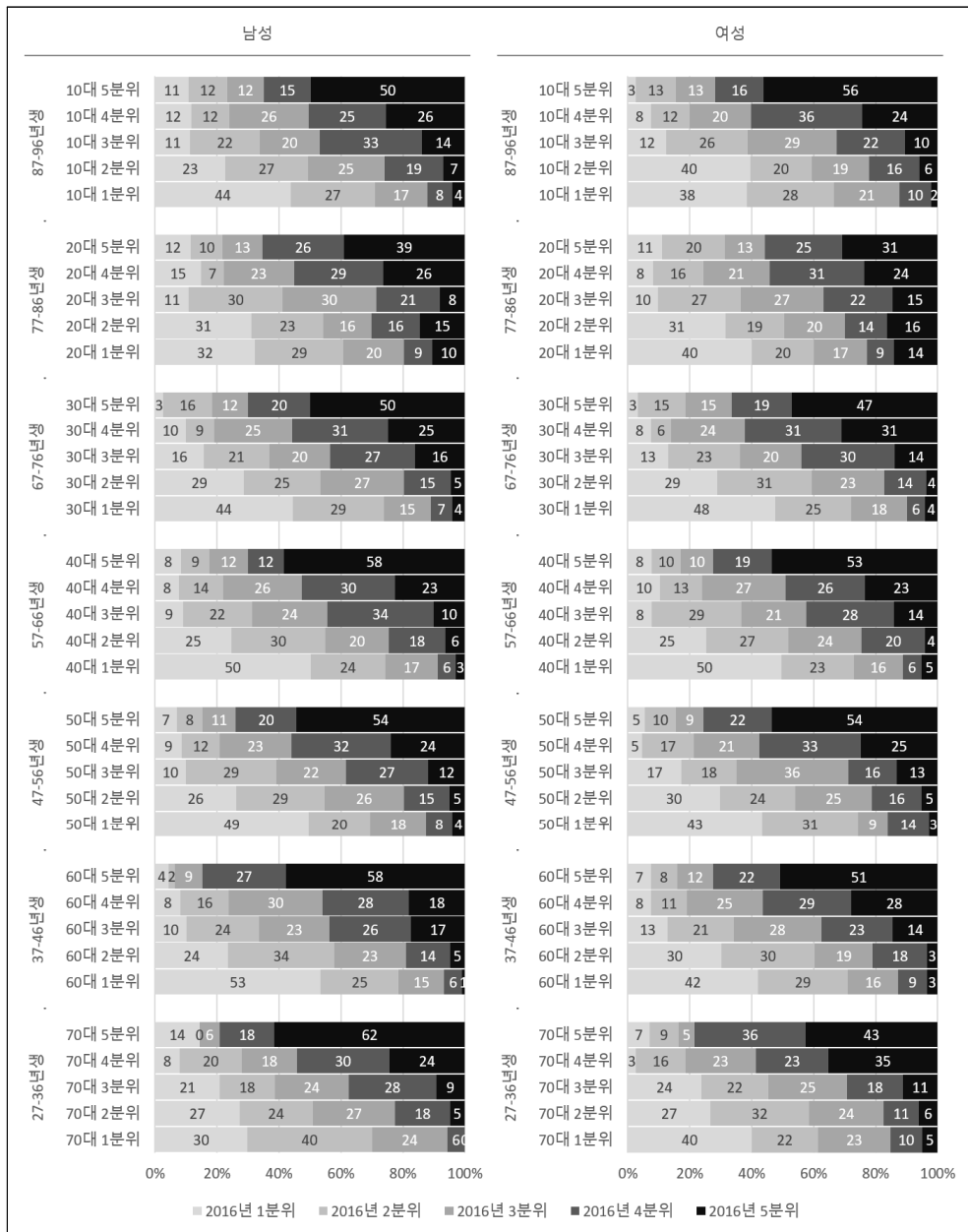
[그림 2-14]에는 소득분위 이동을 보고하였다. 전반적으로 소득분위 이동확률의 성별 차이가 그다지 크지 않은 가운데, 60대에서 70대로의 이행기에 남성보다 여성의 소득분위 이동이 조금 더 활발한 경향이 관찰되었다. 1937~1946년생 남성 중 2006년(60대)과 2016년(70대) 사이에 1개 이상의 소득분위를 이동한 비율과 2개 이상의 소득분위를 이동한 비율은 각각 61%, 21%였고, 1937~1946년생 여성의 해당 비율은 각각 64%, 25%로 나타났다.

[그림 2-15]에는 빈곤율을 보고하였다. 지금까지 여러 차례 확인한 바와 같이 중년기까지의 성별 차이는 그다지 크지 않았지만, 60대 이후에는 남성보다 여성의 빈곤율이 높아지는 현상이 관찰되었다. 예를 들어 1957~1966년생의 성별 빈곤율 격차는 2%포인트였지만, 1947~1956년생과 1937~1946년생의 성별 빈곤율 격차는 각각 3~4%포인트, 17%포인트로 크게 확대되었다. 이는 노년기로 이행할 때 전반적인 빈곤 위험이 증가할 뿐만 아니라 특히 여성의 빈곤율이 상대적으로 크게 증가한다는 사실을 보여준다. 단, 80대에는 이와 같은 성별 빈곤율 격차가 거의 사라지고 남성과 여성의 빈곤율이 57~58% 수준으로 수렴하는 것으로 나타났다.

마지막으로 [그림 2-16]에서는 빈곤지위의 이동을 분석하였다. 분석 결과를 살펴보면 1957년 이후에 출생한 코호트의 성별 차이는 크지 않았고, 1947~1956년생과 1937~1946년생은 2006년과 2016년 사이에 남성보다 여성의 빈곤진입확률, 빈곤탈출확률, 빈곤유지확률이 모두 높게 나타났다. 1927~1936년생은 남성보다 여성의 빈곤유지확률이 높았지만 빈곤진입확률은 낮았다. 대체로 노년후기에 빈곤지위가 고착화되는 경향은 남성보다 여성에게 조금 더 강하게 나타나는 것으로 판단된다.

[그림 2-14] 성별 소득분위 이동

(단위: %)



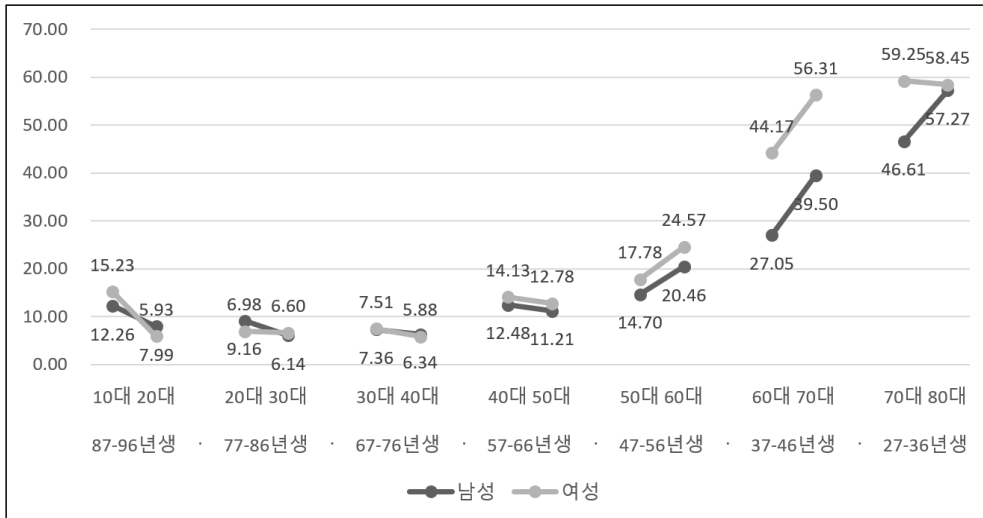
주: 각 시점-코호트-성별 내에서 가처분소득을 기준으로 소득분위를 구성한 후, 각 코호트-성별로 2006년 q분위에 속한 개인이 2016년 q분위로 이동할 확률을 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

54 2020년 한국복지패널 심층분석: 한국복지패널 중단 분석 및 표본 특성 분석

[그림 2-15] 성별 빈곤율

(단위: %)

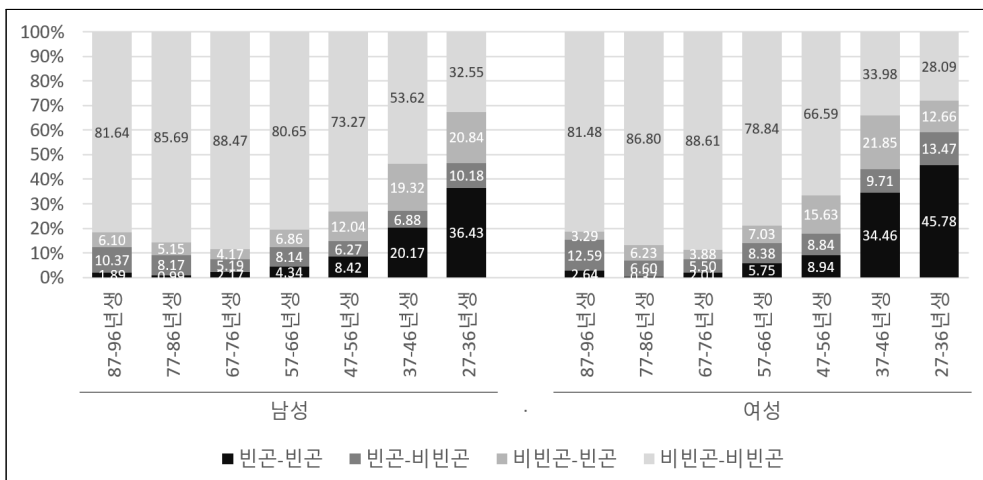


주: 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값의 50%를 빈곤선으로 하여 빈곤지위를 구성한 후, 각 코호트-성별로 2006년과 2016년의 빈곤율을 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

[그림 2-16] 성별 빈곤지위 이동

(단위: %)



주: 각 시점별 전체 인구 가처분소득 중위값의 50%를 빈곤선으로 하여 빈곤지위를 구성한 후, 각 코호트-성별로 2006년 빈곤지위와 2016년 빈곤지위의 결합 분포를 제시하였다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

제4절 소결

이 장에서는 한국복지패널조사 자료를 활용하여 생애주기별 소득 분포 변화를 분석하였다. 이를 위해 2006년과 2016년에 모두 관찰된 균형패널 표본을 활용하여 10세 구간으로 구축한 여러 출생 코호트의 시간에 따른 변화를 분석하는 전략을 채택하였다. 분석 결과, 주로 노년기로의 이행이 소득 분포를 크게 변화시킨다는 사실이 분명하게 확인되었다. 노년기로 이행할 때 일자리 하향이동과 노동시장으로부터의 이탈에 따라 근로·사업소득의 수준이 감소하고 불평등이 크게 증가한다. 노년기에 확대되는 사적·공적이전이 근로·사업소득의 감소량을 벌충하기에는 많이 부족하기 때문에 노년기에 빈곤율이 크게 증가하지만, 사적·공적이전이 노년기로 이행할 때 소득 불평등이 증가하는 추세를 완화하는 데는 상당한 역할을 한다. 한편 성별 분석 결과는 중년기 이후 남성과 여성의 소득 분포 차이가 확대되는 경향을 보여준다. 중년기 이후 소득 수준이 감소하고 빈곤과 불평등이 증가하는 경향이 남성보다 여성에게 좀 더 강하게 나타나는 데, 이는 노동시장 지위 하락뿐만 아니라 배우자와의 사별이라는 추가적인 위험 요인이 여성의 소득을 감소시키는 상황에서 공적연금으로부터의 보호도 상대적으로 약하기 때문인 것으로 판단된다. 단, 대부분의 남성 노인이 노동시장에서 이탈하는 노년후기에는 성별 소득 분포 차이가 대체로 축소되는 것으로 나타났다.

그동안 한국의 복지국가는 공적연금과 기초연금 등 주로 노후소득보장제도를 중심으로 분배 기능을 강화해 왔다. 이는 한국인의 생애주기에서 노년기의 빈곤과 불평등 수준이 높은 상황에 대한 정책적 대응으로 평가할 수 있다. 빠르게 진행되고 있는 고령화 역시 노후소득보장제도를 강화하는 과제의 중요성을 증가시켜 왔다. 하지만 시간이 지날수록 비노년층에 대한 소득보장제도의 중요성도 점차 커지고 있다. 경제 환경의 변화에 따라 노동시장의 불안정성이 커지고 있고, 소규모 가구나 여성 가구주가 증가하는 등의 인구학적 변화도 근로연령층의 소득분배에 대한 더 많은 관심을 요청한다. 현재 한국의 소득보장체계는 고용보험과 근로장려세제 등으로 근로연령층의 소득분배에 개입하고 있고, 특히 아동수당과 양육수당, 다양한 취약계층 아동 대상 공적이전제도를 활용하여 아동을 양육하는 생애주기의 소득분배를 조금씩 개선해 나가고 있다. 향후 여전히 심각한 노인빈곤을 더욱 완화해야 하는 과제, 이에 더해 근로연령층의 소득분배를 함께 개선해야 하는 과제를 수행하기 위한 많은 고민이 필요한 시점이다. 이

장의 분석 결과는 노동시장과 가족, 복지국가가 2000년대 중반 이후 한국인의 생애주기별 소득 분포에 미치는 영향을 압축적으로 보여주며, 생애과정에서 소득을 평탄화하고 빈곤과 불평등을 완화하기 위한 정책을 발전시켜 나가는 과제에 필요한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.



제3장

연령대별 빈곤 역동성

제1절 문제제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제3장 연령대별 빈곤 역동성

제1절 문제제기

이 장에서는 연령대별 지속 빈곤의 연도별 추이를 중점적으로 다루고자 한다. 패널 데이터의 장점 중 하나는 개인과 가구의 궤적을 추적함으로써 역동적인 변화 과정과 그 요인을 밝힐 수 있다는 것이다. 예컨대, 빈곤은 정책적 개입의 매우 중요한 대상이지만 그 성격에 따라 상이한 개입이 요구된다. 일시적인 실업으로 인해 단기적으로 빈곤에 처한 사람과 노령, 장애 등의 영구적인 근로능력 감소 또는 상실로 인해 지속적인 빈곤 위기에 처한 사람은 상이한 급여와 서비스가 주어지는 것이 타당할 것이다. 하지만 단년도의 횡단 데이터로는 빈곤한 집단을 기간에 관계없이 하나의 집단으로 파악할 수밖에 없는 한계를 가진다. 반면 패널 데이터로는 빈곤 기간과 반복성에 따라 단기 빈곤, 지속 빈곤, 반복 빈곤 등으로 구분해서 파악할 수 있다. 뿐만 아니라 연도별 빈곤 진입률과 빈곤 탈출률 추이를 분석함으로써 정책적 대응의 방향에 중요한 함의를 제공할 수 있다.

실제로 유럽연합(EU) 산하 기관인 유로스타트(Eurostat)는 1년에서 4년까지 기간에 따른 중위소득 60% 미만 지속 빈곤 인구 비율을 매년 제시함으로써, 유럽연합 차원의 사회적 포용(social inclusion) 목표와 정책 수립에 활용하고 있다(Eurostat Dec 15, 2020)⁹⁾ 영국은 거의 매년 정부 차원의 지속빈곤 관련 보고서를 생산하고 있는 대표적인 나라이다. 2019년 영국 통계청(Office for National Statistics: ONS)이 발간한 『영국과 EU의 지속빈곤』(Persistent poverty in the UK and EU: 2017) 보고서에 의하면, 영국에서 중위 균등화 가처분소득 60% 기준 3년 중 2년 이상 빈곤한 지속 빈곤 인구는 7.8%, 약 470만 명에 이르는 것으로 나타났다. 영국의 2017년 단년도 빈곤율은 유럽연합 28개 회원국 중 12번째로 높았지만 지속빈곤율은 20번째였다. 또한 근로빈곤의 가장 빈번한 이유는 동일 일자리와 근로시간을 유지하는 것이었으며 이들

9) Eurostat. (2020). Persistent at risk of poverty rate. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tespm150> 에서 2020. 12. 15. 인출.

의 시간당 임금을 증가시키면 탈출하는 사람은 44%에 이르는 것으로 나타났다(ONS, 2019). 영국 정부는 보고서의 이러한 결과를 정책 수립에 직·간접적으로 활용하고 있다. 이에 비해, 우리나라의 빈곤 관련 지표 연구들은 횡단 데이터를 통한 빈곤 지표 산출에 집중되어 있다. 주지한 바와 같이, 횡단데이터들은 대표성 있는 지표 산출이라는 장점에도 불구하고 빈곤의 역동성을 파악하는 데는 한계가 있다. 이에 이 장에서는 한국복지패널을 활용하여 지속 빈곤과 빈곤 진입률 및 탈출률의 연령대별 추이를 살펴봄으로써 다양한 정책적 함의를 이끌어내고자 한다.

제2절 분석 방법

1. 분석 지표

이 장에서는 소득과 재산의 지속 빈곤을 분석하는데 초점을 맞춘다. 이와 관련된 주요 분석 지표와 조작적 정의는 아래 표에 제시되어 있는 바와 같다. 먼저, 지속빈곤율은 ‘당해 연도와 과거 3년 중 적어도 2년 동안 빈곤한 사람의 비율’로 정의된다. 예를 들면, 2018년의 지속빈곤율은 2018년과, 2017~2015년 중 두 개 연도 이상 빈곤한 사람의 비율이다. 빈곤 진입률은 전년도에 빈곤하지 않았던 사람 중 당해 연도에 빈곤해진 사람의 비율로 계산된다. 반면 빈곤 탈출률은 전년도에 빈곤했던 사람 중 당해 연도에 더 이상 빈곤하지 않은 사람의 비율이다. 빈곤 진입률의 모수는 전년도 비빈곤자이고 빈곤 탈출률의 모수는 전년도 빈곤자라는 점에서 전자에 비해 후자의 비율이 더 클 가능성이 높다.

〈표 3-1〉 빈곤역동성 분석 지표

지표명	조작적 정의
지속빈곤율	당해 연도와 과거 3년 중 2년 동안 빈곤선 미만인 인구 비율
빈곤 진입률	빈곤선 위에 있던 사람이 그 다음 해에 빈곤선 아래로 떨어진 비율
빈곤 탈출률	빈곤선 아래 있었던 사람이 그 다음 해에 빈곤선 위로 올라오는 비율

빈곤 산정을 위한 소득과 재산은 각각 1인 균등화된 가처분소득과 순재산이다.¹⁰⁾ 가처분소득은 수정되기 전 OECD 기준 가처분소득으로 임금소득과 사업소득을 합한 근로소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득의 합산액에 세금과 사회보장기여금을 뺀 금액이다. 순재산은 소유부동산과 점유부동산, 금융재산, 농기계와 농축산물, 자동차, 기타재산을 합한 총재산에서 가구 부채 총액을 뺀 금액으로 산정되었다.

〈표 3-2〉 소득과 재산의 정의

소득 항목	정의	비고
가처분소득	임금·사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득 + 공적이전소득 - 세금 및 사회보험료	· LIS(Luxembourg Income Study) 방식으로 소득은 균등화된 평균소득의 1%에 대해 bottomcoding을, 균등화되지 않은 중위소득의 10배에 대해 topcoding을 실시.
순재산	거주주택 + 거주주택외부동산재산 + 금융재산 + 농기계및농축산물 + 자동차 + 기타재산 - 총부채	-

다양한 기준선이 가지는 정책적 함의를 이끌어 내기 위해 빈곤선은 소득 또는 재산의 중위 30%, 40%, 50%, 60% 기준을 활용하였다. 또한 연령대별 빈곤 역동성을 변화를 살펴보기 위해 OECD(2015)의 연령 구분방식에 따라 연령을 18세 미만, 18~25세, 26~40세, 41~50세, 51~65세, 66~75세, 76세 이상의 7개 집단으로 구분하여 분석을 실시하였다.

2. 분석 자료

이 장에서는 가구의 빈곤 역동성을 생애주기별로 파악하기 위해 한국복지패널 7차 웨이브에서 14차 웨이브까지의 원자료를 활용한다. 한국복지패널은 원데이터의 표본 마모를 보완하기 위해 7차 웨이브(조사연도 기준 2012년, 소득 및 재산 기준 2011년)에 1,800개 신규 가구를 추가로 조사하였다. 비록 가중치를 통해 보완하기는 하였지만 신규 가구 진입에 따라 이전 데이터와 비교할 때 표본 이질성이 높아질 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 신규 표본 보충 이후 연도인 7차~14차(소득 기준 연도 2011년~2018년) 데이터만을 활용하여 빈곤 역동성 분석을 실시하고자 한다.

10) 순재산은 균등화되지 않은 값이다.

제3절 분석 결과

1. 연령대별 지속빈곤율

가. 소득 지속빈곤율

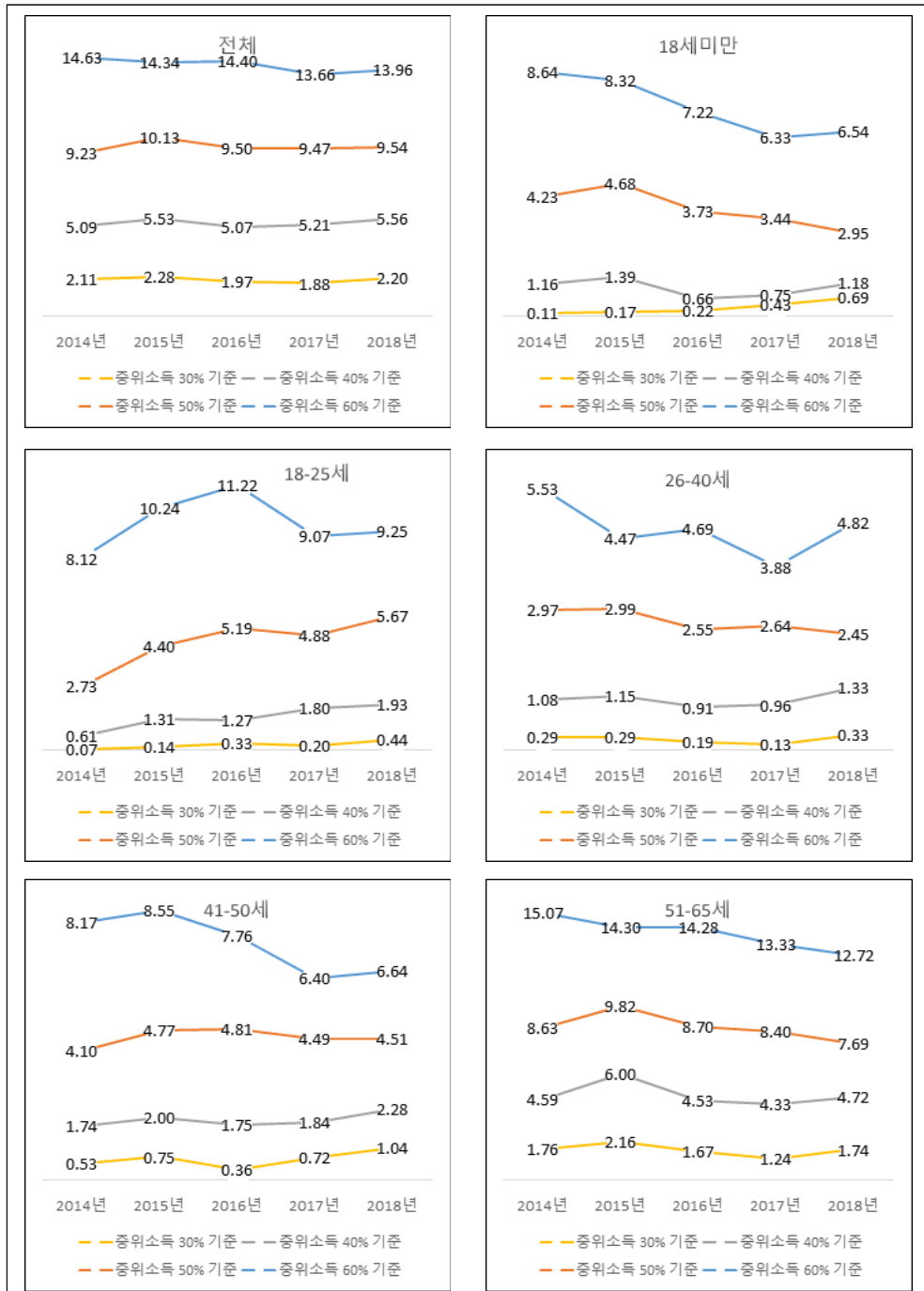
먼저, 아래 [그림 3-1]은 중위소득 30%, 40%, 50%, 60% 기준 생애주기별 지속빈곤율을 보여주고 있다. 전체적으로 볼 때, 2014년~2018년 기간 동안 지속빈곤율은 큰 변동 없이 대체로 평탄한 수준을 유지하고 있는 것으로 나타났다. 중위소득 30% 기준으로 당해 연도와 과거 3년 동안 2년 이상 빈곤한 인구는 2% 내외로 낮은 수준을 유지하고 있다. 중위소득 60% 기준 지속빈곤율 역시 13%~14%대로 1%p 이내의 변화를 보였다.

하지만 연령대별로 나누어 살펴보면 그 결과는 다소 달라진다. 18세 미만 아동의 지속빈곤율은 빈곤선 기준에 따라 상이했다. 중위소득 30% 기준 빈곤율은 매우 낮은 수준을 유지하고 있지만 2018년 0.7%로 2014년 0.1%에 비해서는 약간 상승했다. 이에 비해, 중위소득 40% 기준 지속빈곤율은 1% 내외의 안정적인 수준을 유지했고, 중위소득 50%와 60% 기준 지속빈곤율은 상당폭 감소한 것으로 나타났다. 중위소득 50% 기준 지속빈곤율은 2014년 4.2%, 2015년 4.7%였으나 2018년에는 3.0%로 떨어졌고, 중위소득 60% 기준 빈곤율은 2014년 8.6%에서 2018년 6.5%로 감소했다.

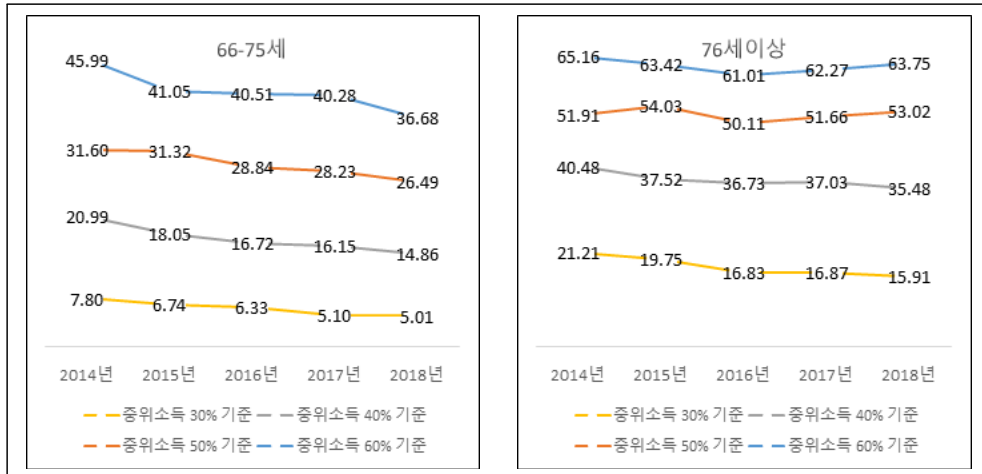
이에 비해, 18~25세 청년의 지속빈곤율은 이 기간 동안 전반적인 상승 추세를 보였다. 중위소득 30% 기준 지속빈곤율 역시 1% 미만의 극히 낮은 수준을 유지하기는 했지만 2014년 0.1%에서 2018년 0.4%로 상승하였다. 특히, 이 기간 동안 중위소득 40%와 50% 기준 지속빈곤율은 각각 0.6%에서 1.9%로, 2.7%에서 5.7%로 2배 이상 상승했으며, 중위소득 60% 기준 빈곤율 역시 8.1%에서 9.3%로 1.2%p 증가했다.

[그림 3-1] 소득 지속빈곤율 추이

(단위: %)



[그림 3-1] (계속)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

26~40세의 경우 이 기간 동안 중위소득 60% 기준 지속빈곤율이 다소의 파동을 그럴 뿐 전반적으로는 안정된 모습을 보였다. 41~50세의 경우 극빈층, 즉 중위소득 30%와 40% 기준 지속빈곤층의 비율이 증가한 반면 중위소득 60% 기준 지속빈곤층은 이 기간 동안 감소한 것으로 나타났다. 이 연령대의 자녀 세대가 대체로 20세 미만 점을 감안하면 18세 미만 아동과 41~50세의 중년층 지속빈곤율이 유사한 추이를 보인다는 점을 이해할 수 있을 것이다.

연령대별 지속빈곤율에서 주목할 만한 점은 66~75세 노인의 지속빈곤율이 길지 않은 기간임에도 불구하고 이 기간 동안 큰 폭의 하락세를 유지했다는 점이다. 물론 이 연령대의 빈곤율은 이전 연령대에 비해 여전히 매우 높은 수준이기는 하지만, 청년층의 지속빈곤율이 이 기간 동안 상승 추세인 것과 대조적인 결과이다. 2014년 중위소득 30%, 40%, 50%, 60% 기준 지속빈곤층의 비율은 각각 7.8%, 21%, 31.6%, 46%에 이르렀으나 5년 후인 2018년에는 각각 5.0%, 14.9%, 26.5%, 36.7%로 크게 감소했다.

초기 노령기의 지속빈곤율이 크게 낮아진 데 비해 후기 노령기인 76세 이상 노인의 지속빈곤율은 이 기간 동안 감소하기는 하였으나-상대적으로 덜 감소한 것으로 나타났다. 절대 빈곤층이라 할 수 있는 중위소득 30%와 40% 기준 지속빈곤 노인의 비율은 이 기간 동안 각각 21.2%에서 15.9%, 40.5%에서 35.5%로 감소한 것이 사실이다. 하지만 중위소득 50% 기준 지속빈곤층의 비율은 동 기간 동안 51.9%에서 53.0%로 오

히려 약간 증가한 것으로 나타났으며, 중위소득 60% 기준 지속빈곤층 비율은 65.2%에서 63.8%로 1.4%p 줄어드는데 그쳤다.

전체적으로 볼 때, 2014년에서 2018년 기간 동안 청년층의 지속빈곤율은 증가하는 추세로 나타났으며 이는 졸업 후 노동시장 진입 초기까지의 전환기 상황이 점점 더 열악해지고 있는 현실을 반영한 것으로 추정된다. 이에 비해, 노인의 경우 최근으로 올수록 지속빈곤층의 비율이 줄어들고 있음이 확연하게 나타났다. 이는 공적 연금의 성숙, 기초연금 증액 등 공적 노후소득보장 내실화의 영향과 더불어 최근 노인 진입 세대일수록 자신의 노후에 대한 준비를 더 착실히 한 결과로 보여 진다. 그럼에도 불구하고, 여전히 중위소득 50% 기준 지속빈곤율 수준은 청장년층에 비해 매우 높은 수준을 유지하고 있다는 것은 주지의 사실이다.

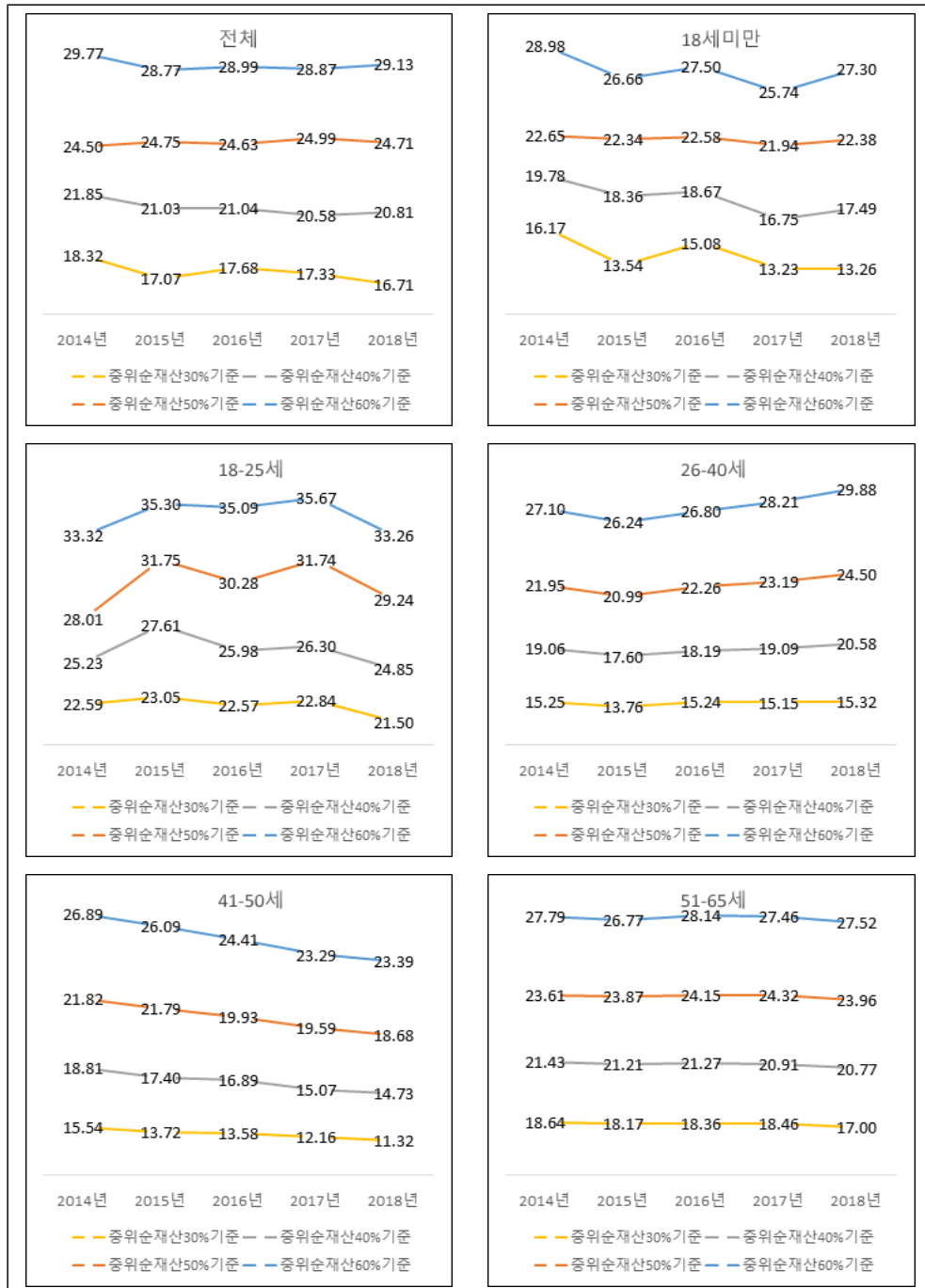
나. 재산 지속빈곤율

소득 지속빈곤율의 경우 연령대별 편차, 특히 청장년과 노인 간 편차가 매우 크게 나타나는 것과 대조적으로 재산 지속빈곤율의 경우 연령대별 편차가 그리 크지 않은 것이 특징이다. 예를 들면, 중위소득 50% 기준 재산 지속빈곤율은 전체적으로 25% 내외이며, 청년층은 30% 내외, 장년층은 20~25% 내외, 초기 노년층도 25~30% 내외의 수준을 유지하고 있으며, 다만 후기 노년층의 경우 45% 내외로 크게 높아졌다.¹¹⁾ 후기 노년기에 재산 지속빈곤율이 크게 상승하는 것은 배우자의 사망 등으로 노인부부가구에서 노인단독가구로 전환되면서 자녀에게 재산을 상속·증여하였거나, 노인기의 낮은 소득을 보충하기 위해 재산의 일부를 유동화한 결과로 추정된다.

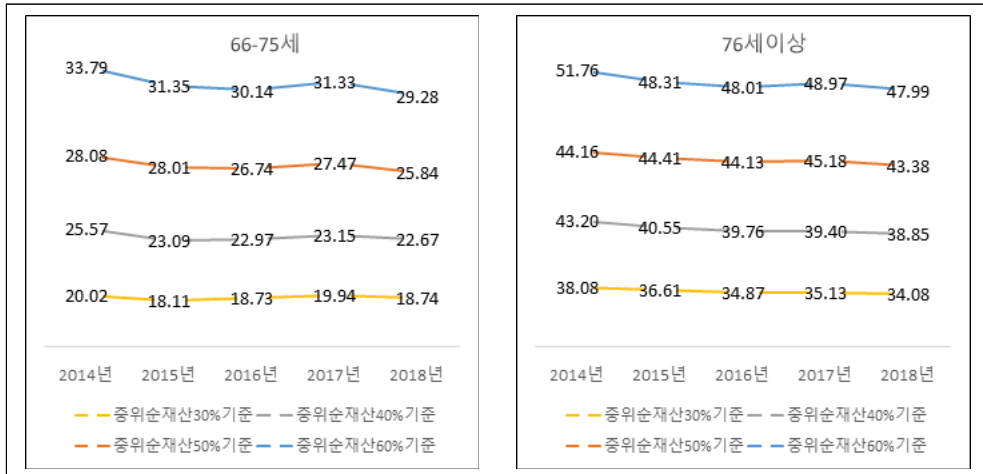
11) OECD 회원국 대부분이 청년층의 순재산은 중장년층에 비해 매우 낮은 수준인데 비해 장년층까지 순재산 수준이 지속적으로 높아진다. 예를 들면, 55~64세를 준거연령집단(1.0)으로 둘 때, 35세 미만 청년의 평균 순재산 수준은 미국 0.07, 네덜란드 0.10, 독일 0.12, 프랑스 0.20, 호주 0.22 등인데 비해 우리나라는 0.33에 이른다. 우리나라와 유사한 수준을 보이는 나라는 대부분 남유럽 국가들로 이탈리아 0.29, 스페인 0.30, 그리스 0.40 등이다(OECD, 2015, 그림 6.12(<http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>)). 가족주의 문화가 강한 나라들은 부모와 자녀가 동거하는 2~3세대 가구의 비율이 높고, 자녀가 독립할 때 주택마련 등을 위해 부모로부터 상당한 재산을 증여받을 가능성도 더 높기 때문인 것으로 추정된다.

[그림 3-2] 재산 지속빈곤율 추이

(단위: %)



[그림 3-2] (계속)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

재산 지속빈곤율의 또 다른 특징은 소득에 비해 평탄한 추이를 보인다는 점이다. 이는 유동성(flow)이 강한 소득에 비해 축적성(stock)이 강한 재산의 변동성(fluctuation)이 상대적으로 낮기 때문인 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 아동기와 청년기의 재산 지속빈곤율은 다른 연령대에 비해 변동성이 큰 것으로 나타났다.

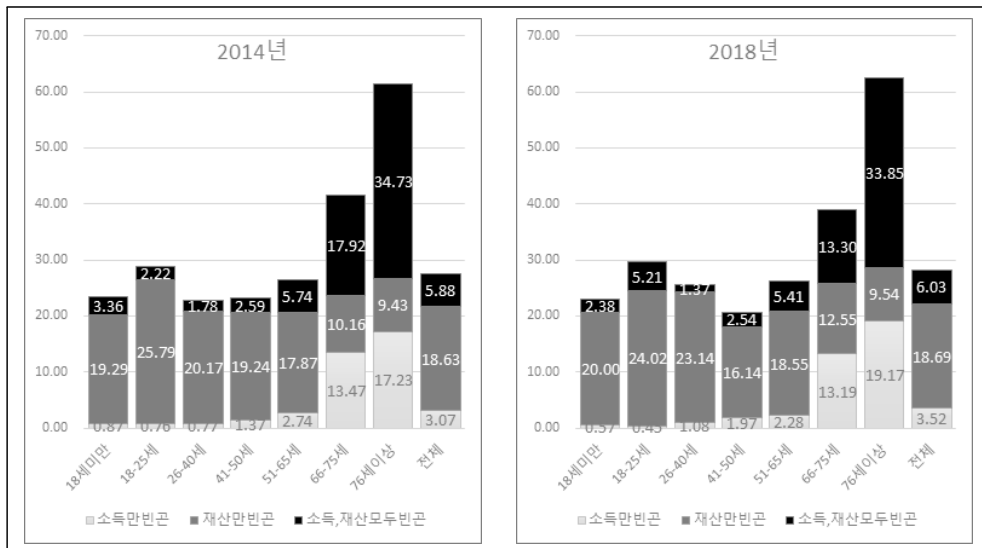
2. 소득과 재산 지속빈곤 결합 분석

[그림 3-3] 은 중위 50% 기준 소득과 재산의 지속빈곤율을 결합하여 분석한 결과를 보여준다. 2014년의 경우, 전체적으로 인구의 약 3.1%는 소득만 빈곤하고, 18.6%는 재산만 빈곤하며, 5.9%는 소득과 재산 모두 빈곤한 것으로 나타났다. 2018년에는 그 수치가 각각 3.5%, 18.7%, 6.0%로 2014년에 비해 미미한 증가를 보였다. 아동기와 청장년기의 경우 상대적으로 재산만 빈곤한 인구의 비율이 높게 나타난 반면, 노년기로 들어서면 소득과 재산이 모두 지속적으로 빈곤한 인구의 비율이 크게 높아지는 것으로 나타났다. 특이할 만한 점은 66~75세 초기 노인집단 중 소득과 재산이 모두 빈곤한 노인의 비중은 2014년에 17.9%에 이르렀으나 2018년에는 13.3%로 5년 사이에 4.6%p 감소하였다는 점이다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이, 이 기간 동안 이 연령집단의 소득 지속빈곤율이 크게 하락한 데 기인하는 것으로 보인다. 이에 비해 후기 노인의

경우 그 비율이 34.7%에서 33.9%로 미미하게 감소하는데 그쳤다. 2008년부터 완전 노령연금 수급자가 본격적으로 나오기 시작했다는 점을 감안할 때 초기 노인의 지속빈곤율은 당분간 감소 추세를 유지할 가능성이 크다.

[그림 3-3] 소득과 재산의 결합 지속빈곤(2014년과 2018년, 중위 50% 기준)

(단위: %)



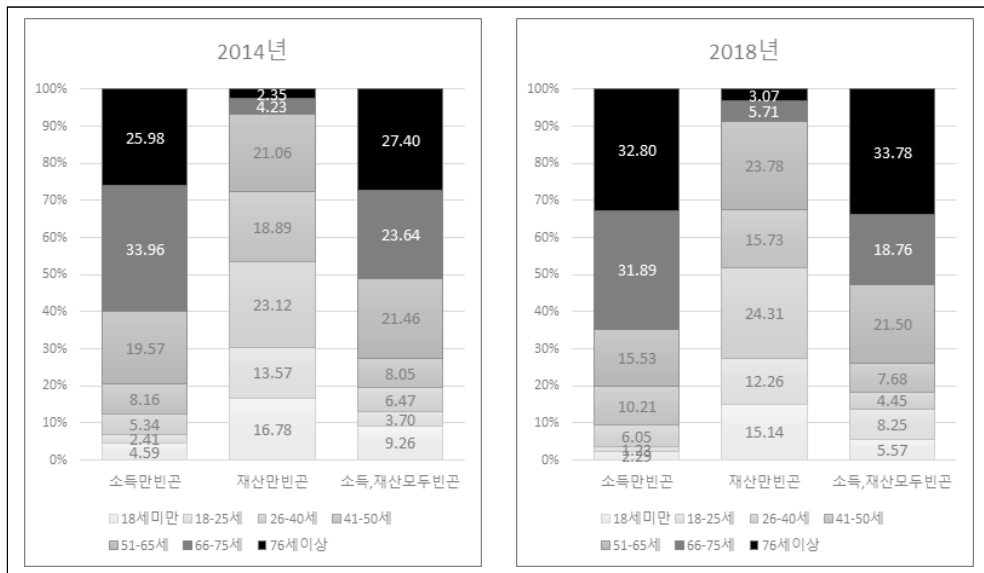
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

하지만 노인 빈곤율의 감소가 빈곤한 노인의 절대 수의 감소를 의미하지는 않는다는 점에 유의할 필요가 있다. 1차 베이비부머가 노년기에 접어들면서 노인인구가 크게 증가할 것으로 추산되기 때문이다. 노인 빈곤율 감소 폭과 노인 인구의 증가 폭 간의 상대적인 속도가 절대적인 빈곤 노인 수 증감 여부를 결정할 것이다. 현재까지는 노인 빈곤율 감소의 속도가 노인 인구의 증가 속도를 따라잡지 못하고 있는 것으로 보인다. 이는 아래 [그림 3-4]에서 분명하게 드러난다. 불과 5년의 시차임에도 불구하고, 소득만 빈곤한 사람 중 66세 이상 노인이 차지하는 비중은 60%에서 64.7%로 증가하였으며, 소득과 재산 모두 빈곤한 사람 중 노인이 차지하는 비중은 51.0%에서 52.6%로 증가하였다. 즉, 소득이 지속적으로 빈곤한 사람 중 노인이 차지하는 비중이 2014년에서 2018년 사이에 6.3%p 더 늘어난 것이다. 다만 이 중 66~75세의 초기 노인이 차지하는 비중이 줄어들고 있다는 점은 향후 전체 빈곤 노인의 비중을 줄이는데 긍정적으로

작용할 것이 분명해 보인다.

[그림 3-4] 소득 및 재산 지속빈곤 인구의 연령대별 비중(2014년과 2018년, 중위 50% 기준)

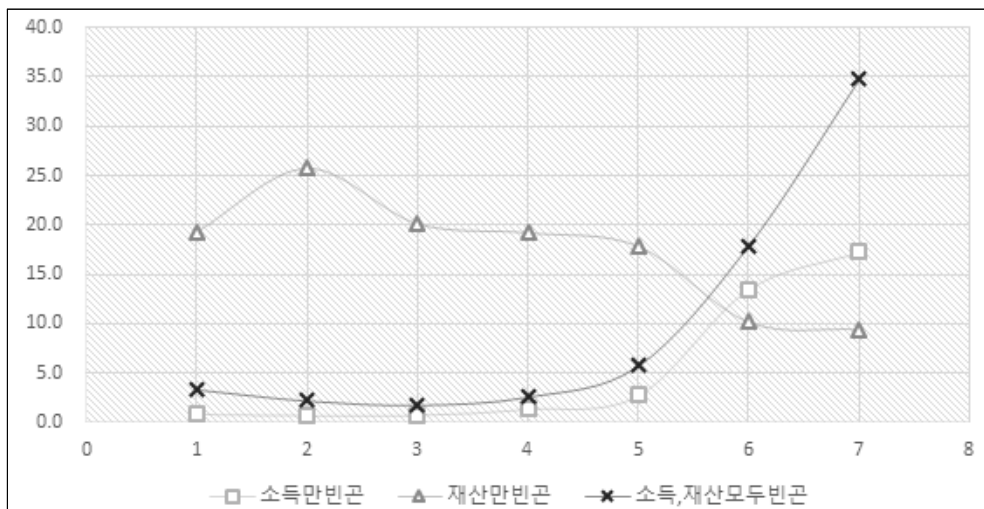
(단위: %)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

[그림 3-5] 생애주기별 소득과 재산의 지속빈곤 경로(2018년, 중위 50% 기준)

(단위: %)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

2018년 시점으로 기준으로 볼 때 우리나라의 연령대별 지속빈곤 분포는 [그림 3-5]와 같이 그려진다.¹²⁾ 즉, 아동기와 청장년기에 소득만 빈곤한 인구의 비율은 극히 낮고 재산만 빈곤한 인구의 비율은 상당히 높게 나타나지만 노인기에 접어들면서 소득과 재산 모두 빈곤한 사람의 비율이 급격히 증가한다. 일반적으로 노인기를 ‘소득은 빈곤하지만 재산은 풍요한’(income poor, asset rich) 시기로 일컫지만, 공적인 노후소득보장제도와 사적인 노후 준비가 미흡한 우리나라의 상황에서는 ‘소득도, 재산도 빈곤한’ 노인의 비중이 여전히 높게 나타난다. 이는 일부 자산의 유동화를 통해 부족한 소득을 보충하면서 재산이 줄어든 결과일 수도 있고, 자식에게로 자산을 증여함으로써 사적 이전소득을 교환하는 ‘암묵적 교환’의 결과일 수도 있다.

3. 빈곤 진입률과 빈곤 탈출률

다음으로 중위소득 30%, 40%, 50%, 60% 기준으로 빈곤 진입률과 탈출률을 산출한 결과는 [그림 3-6]에 제시되어 있다.¹³⁾

전체적으로 2012년과 2018년을 비교할 때 중위소득 30%와 40% 기준 빈곤 진입률은 약간 상승하였으며, 중위소득 50%와 60% 기준 빈곤 진입률은 약간 하락하였다. 하지만 이 기간 동안의 변동성으로 볼 때 일관된 추세를 확인하기는 어려웠다. 이에 비해, 빈곤 탈출률의 경우 모든 빈곤선 기준에서 다소 낮아지는 추세를 확인할 수 있다. 즉, 이 기간 동안 한 번 빈곤 수준 아래로 빠진 빈곤자의 경우 빈곤으로부터 헤어져 나오기가 약간 더 어려워졌음을 의미한다. 하지만 빈곤 탈출률 역시 이 기간 동안 일관된 하락세를 보였다고보다 등락을 거듭했다는 점에서 빈곤 탈출이 점점 더 어려워지고 있다고 속단하기는 어렵다. 앞서 지속빈곤율에 있어 대체로 평탄한 수준을 유지했음에도 불구하고 미미한 상승을 보인 것은 이와 같이 절대 빈곤선 수준에서 빈곤 진입률이 약간 증가하고, 전체적인 빈곤 탈출률은 낮아진 결과로 볼 수 있다. 예를 들면, 이 기간 동안 중위소득 30% 기준 빈곤 진입률은 2.3%에서 2.5%로 미미하게 증가하였으며 빈곤탈출률은 52.7%에서 47.3%로 5.5%p 상승했다.

12) 동일 집단의 연령대별 궤적이 아니라 한 시점에서의 연령대별 빈곤 분포라는 점에서 해석에 주의를 요한다.

13) 빈곤 진입률의 경우 분모가 이전년도 비빈곤자이고, 빈곤 탈출률의 경우 분모가 이전년도 빈곤자라는 점에서 진입률은 낮고 탈출률은 높게 나타나는 것이 통상적인 결과이다.

연령별로 살펴보면, 18세 미만 아동의 경우 2012년에서 2018년 기간 동안 전반적으로 빈곤 진입률이 증가하였다. 중위소득 30% 기준 빈곤 진입률은 2012년 0.96%에서 2018년 1.8%로 상승하였으며, 중위소득 60% 기준 빈곤 진입률도 동 기간 동안 5.8%에서 6.5%로 상승하였다. 빈곤 탈출률의 경우 소득 빈곤선에 따라 등락을 거듭하고 있는 것으로 나타났다. 특히, 중위소득 30% 기준 빈곤 탈출률은 2013년 85.5%까지 상승하였으나 2018년에는 61.9%로 하락하였다. 즉, 2012년에 빈곤하던 아동 100명 중 약 86명이 이듬해 빈곤에서 벗어났으나, 2018년에는 그 숫자가 62명으로 줄어든 것이다. 여타의 빈곤선에서는 그만큼 극적인 변화를 보이지는 않았다. 대체로 2011년과 2012년 사이 빈곤 탈출률이 높았다면 2014년에서 2015년 사이 빈곤 탈출률은 낮았다.

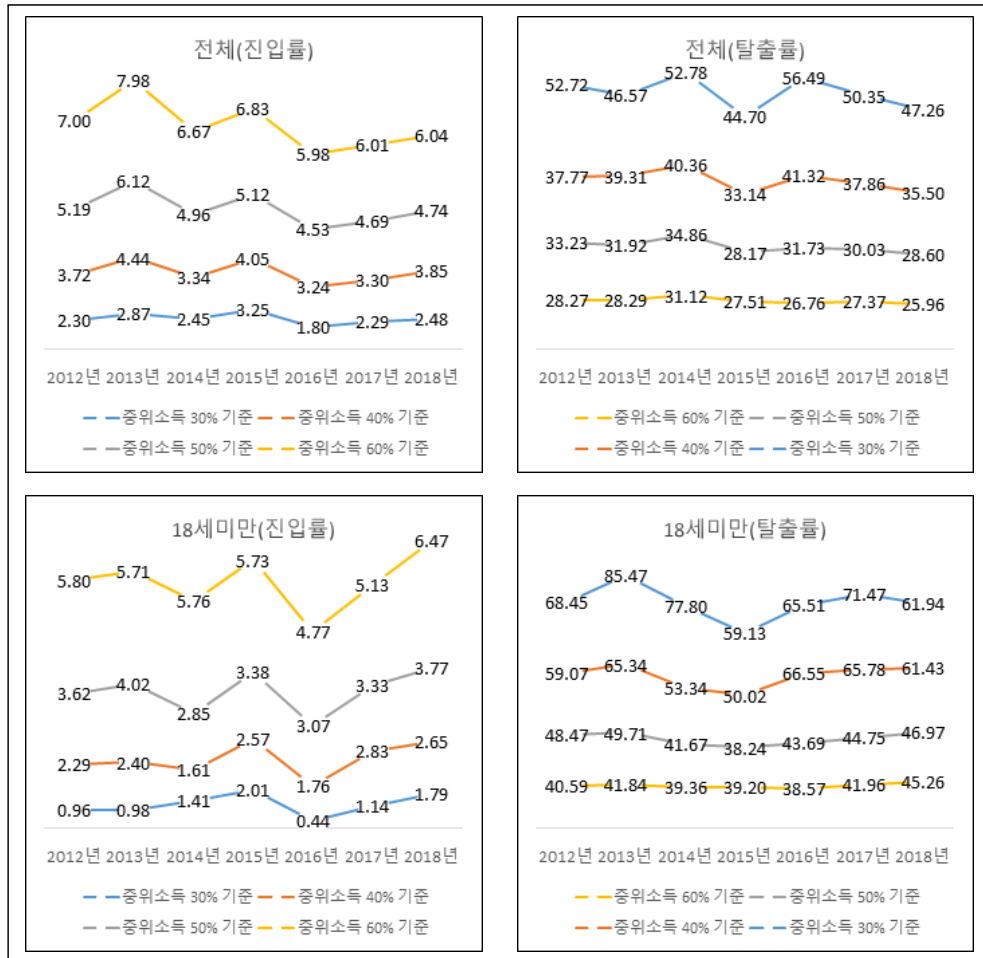
청소년에서 청년으로 이행하는 시기인 18세에서 25세까지의 빈곤 진입률은 2012년과 2018년 사이에 전체적으로 장년이나 노년에 비해 낮은 수준을 유지하고 있으며 등락을 거듭하고 있지만 약간 감소한 것으로 나타났다. 예를 들면 중위소득 60% 기준 청년의 빈곤 진입률은 2012년 6.1%에서 2018년 4.3%로 1.8%p 감소하였으며, 동 기간 동안 중위소득 50% 기준 빈곤 진입률 역시 약 1.1%p 감소하였다. 특이할 만한 점은 이 기간 동안 빈곤 탈출률이 대체로 큰 폭의 감소세를 보였다는 점이다. 중위소득 30% 기준 빈곤 탈출률은 동 기간 동안 87.3%에서 65.3%로 약 22%p 하락하였다. 이 연령대의 중위소득 30%와 40% 기준 지속빈곤율은 그 절대 수치의 낮음과는 별개로 다소 증가하였는데 이는 이들 연령대의 빈곤 탈출률이 떨어진 것과 무관치 않을 것이다. 이행기 청년의 빈곤 탈출률이 떨어진다는 것은 노동시장 진입과 안정적 정착의 어려움이 증가했음을 의미한다는 점에서 향후 그 추이를 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다.

26세에서 40세까지의 청년기는 본격적으로 노동시장에 진입하여 경제활동을 하는 시기이다. 이 시기는 지속빈곤율이 모든 연령대 중 가장 낮은 시기이다. 또한 대체로 빈곤 진입률이 낮고 빈곤 탈출률이 높은 시기이기도 하다. 실제로 빈곤 진입률은 1% 내외(중위소득 30% 기준)에서 5% 내외(중위소득 60% 기준)으로 낮고, 빈곤 탈출률은 70~80% 내외(중위소득 30% 기준)에서 40% 내외(중위소득 60% 기준)으로 높은 수준이다. 이 시기 동안 빈곤 진입률은 등락하면서 뚜렷한 증가세나 감소세를 보이지 않는 반면, 빈곤 탈출률은 대체로 증가한 것으로 나타났다. 특히, 앞선 18세 이상 25세 미만 청년과는 대조적으로 중위소득 30% 기준 빈곤 탈출률은 2012년 63.3%에서 2018년

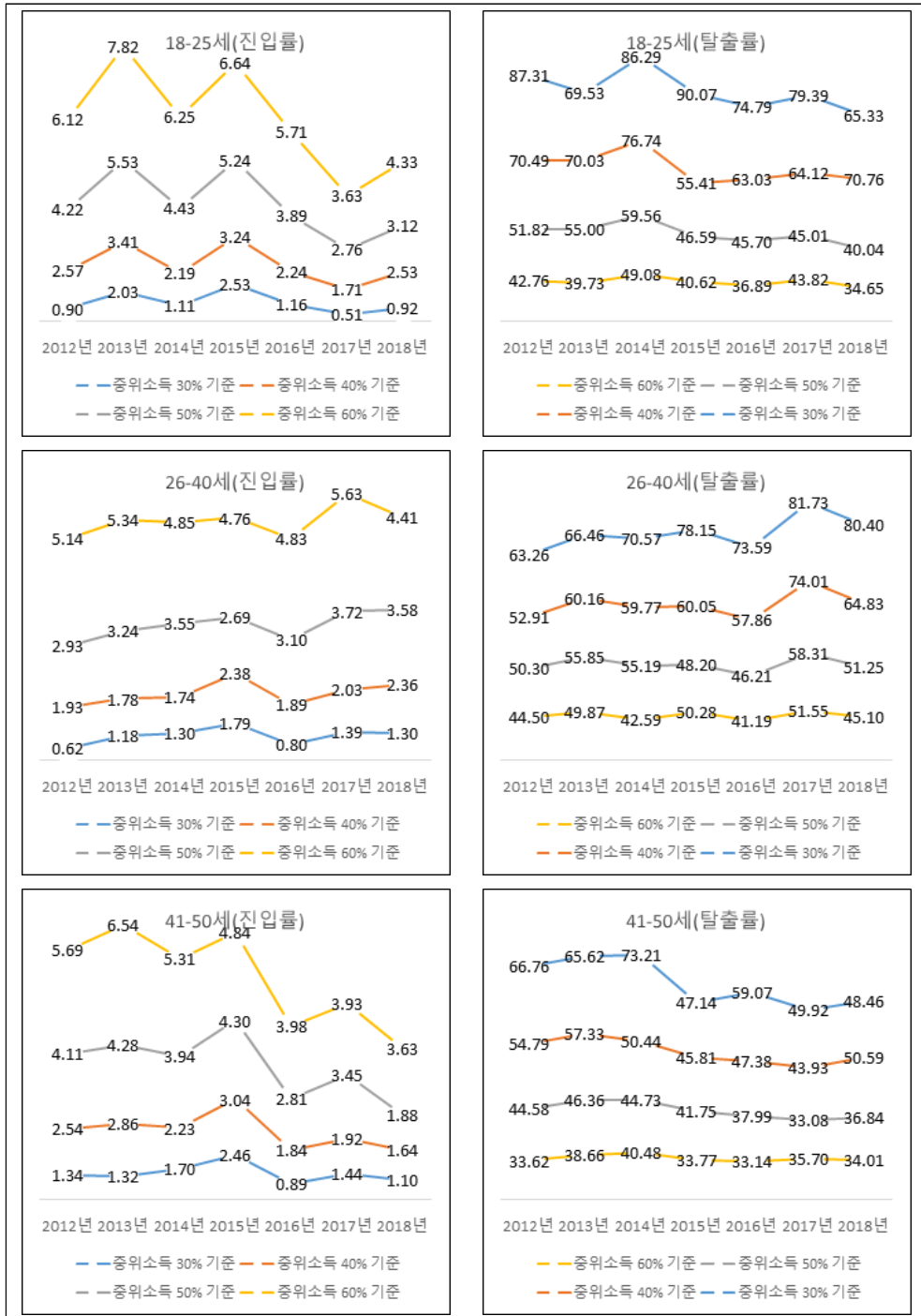
80.4%로 17.1%로 상승하였다. 그 결과 이 연령대가 극빈층에 오래 머물러 있는 비율은 극히 낮은 수준으로 유지되고 있는 것으로 보인다.

[그림 3-6] 연령대별 빈곤 진입률과 빈곤 탈출률

(단위: %)

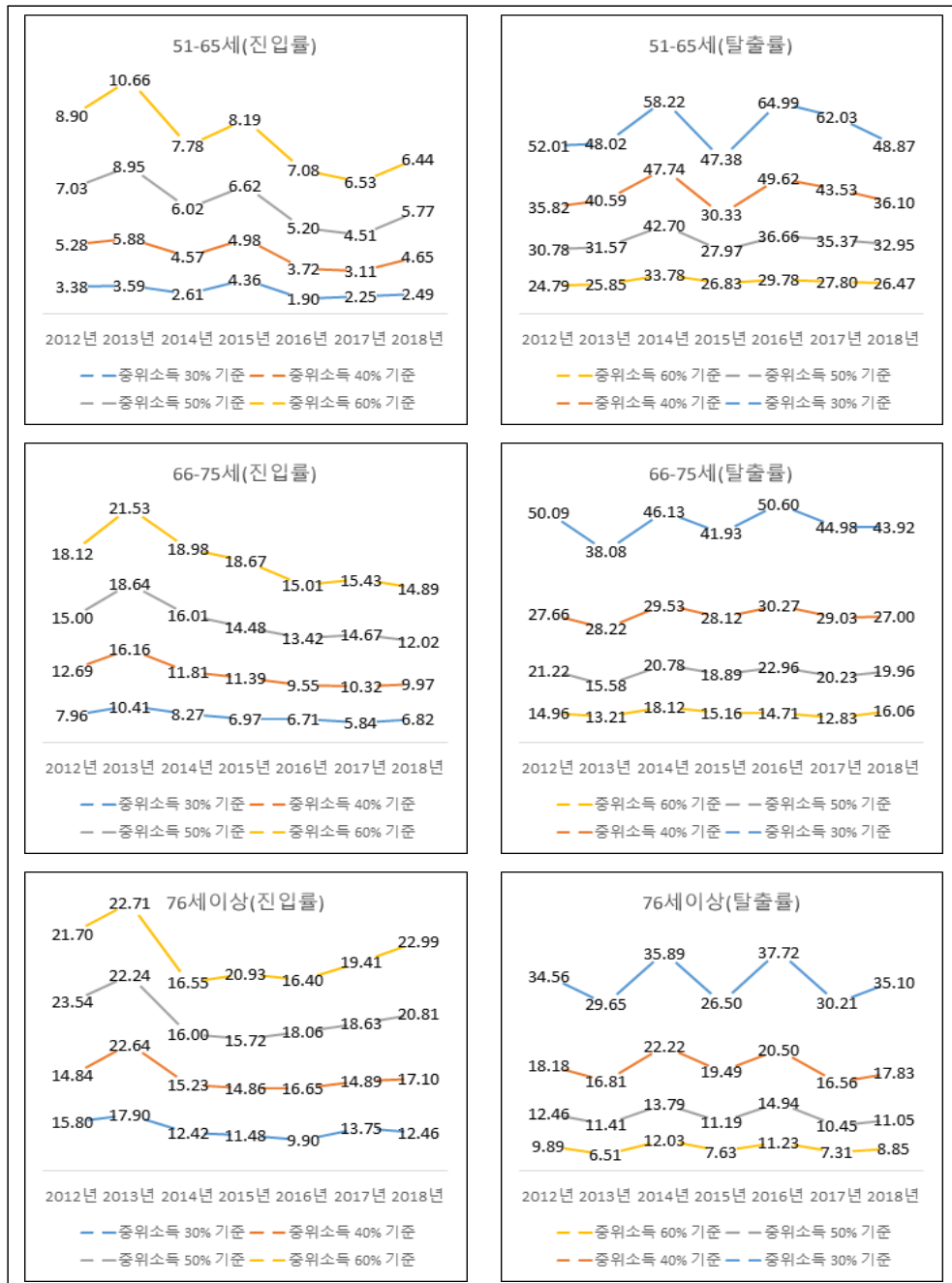


[그림 3-6] (계속)



74 2020년 한국복지패널 심층분석: 한국복지패널 중단 분석 및 표본 특성 분석

[그림 3-6] (계속)



주: 일목요연하게 진입률과 탈출률을 제시하기 위해 누적분포도를 활용하였으므로 수치와 그림의 높낮이가 일치하지 않음에 유의할 필요가 있다.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (2020). 한국복지패널 7차~14차 원자료.

41세 이상 50세까지의 연령대는 시기적으로 노동시장에서 대체로 최고점을 찍는 시기이지만 청년기를 넘어서면서 빈곤 역동성은 떨어지는 시기이다. 즉 한 번 빈곤에 빠져들면 탈출하기가 이전 시기보다 쉽지 않은 시기에 접어든다고 볼 수 있다. 실제로 빈곤 진입률은 1%대(중위소득 30% 기준)에서 3~5%대(중위소득 60% 기준)으로 이전 시기와 비슷하게 낮은 수준을 유지하고 있지만, 빈곤 탈출률은 50~60%대(중위소득 30% 기준)에서 30%대(중위소득 60% 기준)로 이전 시기에 미치지 못하는 수준이다. 2012년과 2018년 사이 빈곤 탈출률은 중위소득 60% 기준으로만 현상 유지를 하고 있을 뿐 다른 빈곤선 기준에서는 크게 낮아졌다. 특히, 중위소득 30%의 절대 빈곤선 기준으로 빈곤 탈출률은 동 시기 동안 66.8%에서 48.5%로 18.3%p 하락했다. 이는 2011년에 빈곤했던 100명 중 약 2/3이 이듬해 절대 빈곤 수준을 벗어났다면, 2017년에 빈곤했던 100명 중 이듬해 빈곤에서 벗어난 사람은 채 절반에 미치지 못함을 의미한다. 중년의 빈곤화와 향후 궤적을 좀 더 주목해야 보아야 이유이다.

51세 이상 65세 연령 집단은 노령에 접어드는 시기로 노동시장 은퇴기와 맞물려 있으면서 빈곤 진입률은 증가하고 빈곤 탈출률은 떨어지는 시기로 보아야 한다. 실제로 이 연령대의 빈곤 진입률은 2~3%대(중위소득 30% 기준)에서 6~10%대(중위소득 60% 기준)로 이전 연령대에 비해 크게 높아졌고, 빈곤 탈출률은 40~60%대(중위소득 30% 기준)에서 20%대(중위소득 60% 기준)로 이전 시기에 비해 낮아졌다. 중위소득 60%를 기준으로 볼 때 전년도에 빈곤하지 않았던 100명 중 6~10명이 당해 연도에 빈곤해졌다면, 전년도에 빈곤했던 100명 중 20~30명 정도만 당해 연도에 빈곤으로부터의 탈출에 성공한다. 다시 말해 70~80명은 적어도 2년 연속 중위소득 60% 미만의 빈곤한 상태에 머물러 있게 된다는 말이 된다. 2012년에서 2018년 사이 이 연령대의 빈곤 진입률은 전반적으로 하락세에 있었던 반면, 빈곤 탈출률은 매우 등락폭이 커서 일관된 경향성을 발견하기 힘들다.

66세 이상 75세까지는 본격적으로 은퇴 이후로 접어드는 시기이며 빈곤 진입률은 높고 빈곤 탈출률은 낮은 시기로 특징지어 질 수 있다. 실제로 절대 빈곤이라 할 수 있는 중위소득 30% 기준 빈곤 진입률은 5~10%대, 중위소득 60% 기준 빈곤 진입률도 14~20% 내외로 이전 연령대에 비해 높고, 중위소득 30% 기준 빈곤 탈출률은 40~50% 내외, 중위소득 60% 기준 빈곤 탈출률은 15% 내외로 이전 연령대에 비해 낮다. 그럼에도 불구하고, 긍정적으로 해석될 만한 부분은 2012년에서 2018년 기간 동

안 대체로 빈곤 진입률은 하락세를 보였고, 빈곤 탈출률은 중위소득 30% 기준에서만 다소 낮아지는데 그쳤다는 점이다. 즉, 초기 노년기에는 한 번 빈곤에 떨어지만 탈출하는 것은 쉽지 않지만, 이 시기 동안 빈곤에 진입하는 노인의 비율은 점차 감소했다는 것이다. 이러한 영향으로 앞서 살펴본 이 연령대의 지속빈곤율은 2014~2018년 기간 동안 상당히 감소한 것으로 보인다.

마지막으로 후기 노령기인 76세 이상 노인의 경우 예상할 수 있는 바와 같이, 빈곤 진입률은 높고 탈출률은 극히 낮은 시기라 할 수 있다. 2012년에서 2018년 기간 동안 이 연령대의 빈곤 진입률은 중위소득 30% 기준으로는 10~17% 내외, 중위소득 60% 기준으로는 16~22% 내외를 유지하고 있다. 빈곤 탈출률은 중위소득 30% 기준으로 20~30%대, 중위소득 60% 기준으로는 7~12% 내외 수준이다. 즉, 이 시기는 청장년기와는 반대로 빈곤하지 않던 노인이 빈곤하게 되는 비율은 높고, 한번 빈곤으로 떨어진 노인이 이로부터 탈출하기는 어렵다. 따라서 지속빈곤율도 높은 수준을 유지하게 되는 것이다.

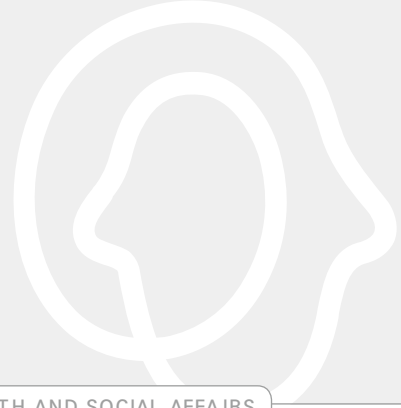
제4절 소결

이 장에서는 OECD 연령 구분 기준에 따라 연령을 18세 미만의 아동, 18~25세 청년 이행기, 26~40세 청년층, 41~50세 중년층, 51~65세 장년층, 66~75세 초기 노령층, 76세 이상 후기 노령층으로 구분하고, 한국복지패널 7차~14차 원데이터를 활용하여 이들 연령집단별 지속빈곤율, 빈곤 진입률과 탈출률을 산출하여 그 추이와 특징을 살펴보고자 하였다. 또한 소득 뿐만 아니라 재산의 지속빈곤율을 추정하고, 소득과 재산의 결합 지속빈곤율을 산정함으로써 연령에 따른 빈곤의 종합적인 특성을 탐색하였다. 이러한 분석 지표 분석의 목적은 동일 가구를 매년 반복적으로 조사하는 패널 자료만이 가진 특징을 십분 살려 빈곤 역동성을 분석함으로써 정책적 함의를 도출하고자 함이다.

분석 결과, 2014년에서 2018년의 비교적 짧은 기간 동안이지만 학교에서 노동시장으로의 이행기에 해당하는 18세에서 25세까지의 청년 지속빈곤율이 높아지는 추세를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 특히 2012년과 2018년 기간 동안 빈곤 탈출률이 크

게 낮아지는 추세와 맞물려 있는 것으로 보인다. 청년의 단기 빈곤이 아닌 장기 빈곤이 증가한다는 것은 정책적으로 좀 더 주의해서 보아야 할 부분이다. 이는 졸업 후 노동시장 진입과 정착의 어려움이 커지고 있는 징후를 의미할 수 있기 때문이다. ‘희망과 역동적 변화’를 특징으로 하는 청년기의 장기적인 빈곤 경험은 향후 궤적에 큰 영향을 미칠 수 있다는 점에서 이들에 대한 좀 더 적극적이고 통합적인 교육정책, 노동시장정책, 복지정책의 필요성을 제기한다.

이에 비해 동일 기간 동안 66세에서 75세까지 초기 노령기 노인의 지속빈곤율은 크게 하락했다는 점은 긍정적으로 평가할 수 있는 부분이다. 모든 빈곤 기준에서 지속빈곤율의 큰 폭의 일관된 하락 추세를 확인할 수 있었다. 이는 최근 진입하는 노인들의 공적 연금 수급률 증가, 기초연금 강화, 기초보장제도 개선, 사적 노후 준비 강화 등의 복합적 영향으로 추정된다. 하지만 이러한 초기 노인의 지속빈곤율 감소는 주로 빈곤 탈출률의 증가보다는 빈곤 진입률의 감소에 기인한다는 점에 주목해야 한다. 즉, 노인의 경우 소득 활동이 제한되어 있다는 점에서 한 번 빈곤에 빠지면 좀처럼 헤어내기 힘들다는 점을 간과해서는 안된다. 또한, 인구 고령화로 인한 노인 인구 증가로 노인 지속빈곤율은 떨어짐에도 불구하고 전체 지속빈곤 인구에서 노인이 차지하는 비중은 오히려 더 늘어났다. 노인 빈곤율 감소가 노인 인구 증가 속도를 따라잡지 못했다는 의미이다. 그 결과 노인 지속빈곤율의 큰 폭의 하락에도 불구하고 전체 지속빈곤율은 오히려 정체 내지는 미미하게 증가한 것으로 나타났다. 다시 말해 향후 전체 지속빈곤율을 낮추거나 안정적 수준으로 유지하기 위해서는 노후 소득보장 강화가 중요한 관건이 될 것임을 시사한다.



제4장

국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성

제1절 문제제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제 4 장

국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성

제1절 문제제기

지난 20여 년간 국민기초생활보장제도는 한국 복지국가의 대표적인 공공부조제도로서 국민의 최저생활을 보장하기 위한 핵심적인 역할을 담당해왔다. 도입 당시인 2000년부터 국민기초생활보장제도는 복지 사각지대를 해소하고자 수급대상의 범위와 급여수준을 지속적으로 확대해왔다. 이러한 제도 발전의 과정 속에서 욕구별로 급여의 선정기준을 다양화하고, 빈곤측정방식을 상대적 기준선방식으로 개편함과 동시에 부양의무자 기준을 완화하고자 2015년 7월을 기준으로 전면적인 제도 개편이 이루어졌다(강신욱, 2016; 김태완, 김문길, 여유진, 김미곤, 김현경, 임완섭, ..., 최민정, 2017). 최근, 제도개편 이후 맞춤형 개별급여로의 전환이 가구 혹은 개인에게 미치는 경제적·사회심리적 영향을 분석하고자 몇몇 연구들이 진행되었다(안서연, 조미라, 2019; 최요한, 2018; Nam and Park, 2020). 그럼에도 불구하고 국민기초생활보장제도가 통합급여에서 맞춤형 개별급여로 대폭 전환되면서 수급의 역동성에 어떤 변화를 일으켰는지에 대해서는 활발히 연구가 진행되지 않았다.

이에, 본 장에서는 공공부조의 제도적 변화가 수급 역동성에 어떤 변화를 추동했는지 실증적으로 살펴보고자 한국복지패널 자료를 활용하여 통합급여와 개별급여의 제도 내, 제도 간 수급 역동성을 표본 전체와 표본 내 연령대별로 나누어 분석한다. 구체적으로 ‘제도 내 수급 역동성’을 통합급여 당시와 개별급여 전환 이후의 지속수급률, 수급 진입률 및 탈수급률을 통해 비교하고, ‘제도 간 수급 역동성’을 통합급여 당시 주된 수급상태와 개별급여로의 전환 이후 주된 수급상태가 얼마나 변화했는지를 비교함으로써 파악하고자 한다.

제2절 분석 방법

1. 분석 설계

이 장은 한국복지패널(KOWEPS) 8차에서 14차까지의 균형 패널을 구축하여 20세 이상인 10,665명의 개인을 대상으로 분석한다.¹⁴⁾ 한국복지패널 데이터는 약 15년간 구축되었지만, 국민기초생활보장제도의 제도 개편 전과 후를 비교하고자 2015년을 기준으로 이전 3년, 이후 3년 총 6년의 패널자료를 이용하였다. 이때, 패널 탈락의 영향을 완화하기 위해 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였다. 국민기초생활보장제도가 2015년 7월을 기준으로 하여 맞춤형 개별급여(이하 개별급여)로 제도 개편이 되었는데, 한국복지패널 조사기간과 중첩됨을 고려하여 분석의 엄밀성을 위해 11차 데이터는 분석에서 제외하였음을 미리 밝혀둔다.

〈표 4-1〉 분석설계

구분	통합급여			(맞춤형)개별급여		
차수	8차	9차	10차	12차	13차	14차
연도	2012년	2013년	2014년	2016년	2017년	2018년
제도 내 수급역동성	통합급여 당시 지속수급률, 수급 진입/탈출률			개별급여 전환 이후 지속수급률, 수급 진입/탈출률		
제도 간 수급역동성	통합급여 당시 주된 수급상태 VS 개별급여 전환 이후 주된 수급상태					

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

2. 분석 지표

본 분석에서는 수급진입률, 탈수급률, 지속수급률, 그리고 주된 수급상태 변화를 중심으로 국민기초생활보장제도의 수급 역동성을 파악하고자 한다. 분석에서 활용한 지표들을 간략하게 설명하면 다음과 같다. 먼저, ‘수급 진입률’이란 비수급자가 그 다음 해에 수급자로 전환될 비율을 의미한다. 반면에 ‘탈수급률’은 수급자가 그 다음 해에 비수급자로 전환될 비율을 의미한다. ‘지속수급률’이란 통합급여 당시, 개별급여 전환

14) 한국복지패널은 7차 조사에서 신규패널을 추가로 구축하였다. 본 분석에서는 신규표본이 추가된 이후인 8차부터 14차까지의 통합표본 자료를 활용하였고, 이에 따라 통합표본 중단가중치를 분석에 활용하였다. 후술할 연령대별 분석을 위해 20세 이상의 개인을 대상으로 표본을 재구성하였다.

이후 각각 3년 동안에 2년 이상 수급한 비율을 의미한다. 마지막으로, ‘주된 수급상태 변화’는 국민기초생활보장제도의 주된 수급형태를 의미하는 것으로 3년 동안 모두 비수급한 경우를 ‘비수급’, 3년 동안 2회 이하로 수급한 경우 ‘간헐적 수급’으로, 3년 모두 수급한 경우 ‘지속수급’으로 명명하였다.¹⁵⁾

또한, 통합급여와 달리 개별급여로의 전환 이후에는 수급자의 욕구에 따라 생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여로 분리되어 수급하게 되는데, 본 분석에서 개별급여의 ‘수급’이라 함은 생계급여 수급을 의미한다.¹⁶⁾ 생계급여 수급을 기준으로 한 이유는 생계급여 선정기준인 기준중위소득 30%가 곧 최저보장수준을 의미하기 때문이다.

〈표 4-2〉 분석지표의 명목적·조작적 정의

분석 지표		명목적 정의	조작적 정의
제도 내 수급 역동성	수급 진입률	비수급자가 그 다음 해에 수급자로 전환될 비율	◦ t-1년에 수급하지 않은 사람이 t년에 수급한 비율
	탈수급률	수급자가 그 다음 해에 비수급자로 전환될 비율	◦ t-1년에 수급했던 사람이 t년에 탈수급한 비율
	지속 수급률	수급자가 공공부조를 지속적으로 수급한 비율	◦ 통합급여(2012-2014)와 개별급여(2016-2018) 3년 중 2년 이상 수급한 비율
제도 간 수급 역동성	주된 수급상태	공공부조의 주된 수급형태	◦ 비수급: 3년(2012-2014년, 2016-2018년) 모두 비수급인 경우
			◦ 간헐적 수급: 3년 중 2년 이하로 수급한 경우
			◦ 지속수급: 3년 모두 수급한 경우

제3절 분석 결과

1. 표본 전체 수급 역동성 분석

본 분석에서 활용한 한국복지패널자료 내 개인들의 2012년부터 2018년까지의 연도별 국민기초생활보장제도 수급현황은 〈표 4-3〉과 같다. 결과에 따르면, 국민기초생

15) 제도 내 역동성을 살펴보는 지표 중 ‘지속수급률’과 제도 간 역동성을 살펴보는 주된 수급상태 변화 지표 중 ‘지속수급’의 정의가 다를 수 있음을 유의하길 바란다.

16) 본 분석에서는 통합급여의 경우 조사표 상 “소득” 영역의 ‘국민기초생활급여 총액 이 0 이상인 자’를 수급자로 정의하고, 2015년 이후 맞춤형 개별급여의 경우 ‘연간 생계급여 수급액이 0 이상인 자’를 수급자로 조작적 정의하였다.

활보장제도의 개편 이후에 수급비율이 감소하는 경향을 보이지만, 전반적으로 제도 개편과 무관하게 약 5%의 개인들이 공공부조를 수급한 것으로 나타났다. 다만, 한국복지패널이 초기 표본 구축 당시에 복지 욕구를 보다 효과적으로 파악하고자 저소득층을 과대표집 하였기 때문에 행정데이터 상의 국민기초생활보장제도 수급현황과는 약간의 차이가 있을 수 있음은 유의해야한다.

〈표 4-3〉 2012년-2018년 국민기초생활보장제도 수급현황(2015년 제외)

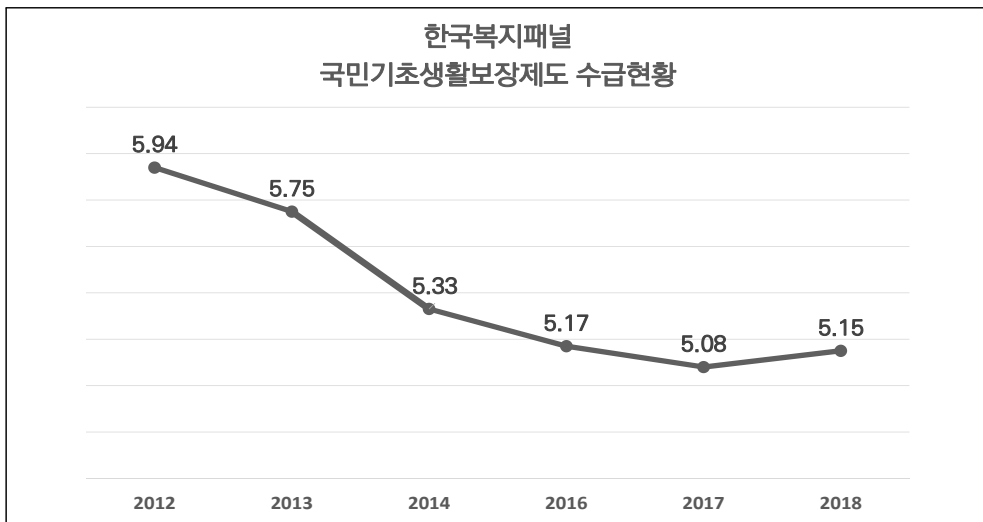
(단위: %)

	2012년	2013년	2014년	2016년	2017년	2018년
한국복지패널	5.94	5.75	5.33	5.17	5.08	5.15

주: 14차 통합표본 종단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈그림 4-1〉 한국복지패널(8~14차) 국민기초생활보장제도 수급현황



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

한국복지패널 8차~14차 내 개인들의 통합급여 당시(2012~2014년)와 개별급여 전환 이후(2016~2018년)의 공공부조 수급현황은 다음의 〈표 4-4〉와 같다. 분석결과에 따르면 통합급여와 개별급여에서 수급 비율은 0.35%p 미세하게 감소하였다. 통합급여 당시보다 개별급여로의 전환 이후 간헐적수급은 0.31%p 증가하고, 지속수급이 0.66%p 감소했다. 수급자만을 기준으로 볼 때, 통합급여 당시 3년 모두 지속적으로

수급한 경우는 78.58%였으나 개별급여 전환 이후 지속수급한 경우가 72.19%로 대략 6%p 감소했음을 보여준다.

추가적인 분석이 필요하긴 하나, 제도 개편 이후 수급률 자체는 큰 차이가 없다 하더라도 장기간 지속적으로 수급하는 개인들이 감소하고, 수급하다가 탈수급하거나 비수급하다가 수급하게 되는 개인들이 소폭 증가한 것은 맞춤형 개별급여의 정책적 목적에 부합하는 결과일 수 있다. 소위 ‘빈곤의 덫(poverty trap)’이라 일컫는 공공부조의 부정적인 정책효과가 감소하고, 개별적인 욕구에 따라 수급과 탈수급이 보다 자유로워졌다는 긍정적인 신호일 수 있다.

〈표 4-4〉 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율

(단위: %)

	통합급여(2012~2014년)		개별급여(2016~2018년)	
비수급	93.66		94.14	
수급	6.34	100.00	5.99	100.00
간헐적 수급	1.36	21.42	1.67	27.81
지속수급	4.98	78.58	4.32	72.19
계	100.00		100.00	

주: 14차 통합표본 종단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

한편, 통합급여와 개별급여 각각의 제도 내 역동성을 살펴보고자 2012년부터 2014년까지와 2016년부터 2018년까지의 수급진입률과 탈수급률, 지속수급률을 비교하였다. 본 장에서는 수급진입률과 탈수급률을 제도 내에서 개인들이 얼마나 수급권을 획득하고, 탈수급할 수 있는지를 확인할 수 있는 지표로서 제도 내 수급 역동성을 확인하는데 활용하였다. 수급진입률은 t-1년에 수급하지 않았던 사람이 t년에 수급하게 된 비율을 의미한다. 반면에 탈수급률은 t-1년에 수급했던 사람이 t년에 수급하지 않게 된 비율을 의미한다.

복지패널 자료 내 개인들의 통합급여 당시와 개별급여 전환 이후의 수급진입률과 탈수급률은 다음 〈표 4-5〉와 같다. 수급진입률은 통합급여 당시보다 개별급여로의 전환 이후 소폭 상승하였다. 보다 정확한 결과 해석을 위해서는 추가적인 분석이 필요하나 직관적으로 볼 때, 이 결과는 통합급여의 “all or nothing”이라는 속성으로 인해 급여를 수급하지 못하여 국민 최소한의 삶의 보장이 필요했던 사람들이 맞춤형 개별급여로

전환되면서 필요한 급여를 수급하게 되었기 때문이라고 추측할 수 있다. 한편, 탈수급률은 제도 개편과 무관하게 대략 8~9% 수준으로 나타났다.

지속수급률은 통합급여와 개별급여 당시 각각 3년 중 2년 이상 수급한 지속수급의 비율을 의미한다. 통합급여 당시 지속적으로 수급한 개인들의 비율은 5.81%이며, 맞춤형 개별급여 전환 이후 5.28%의 개인들이 지속적으로 공공부조를 수급한 것으로 나타나 제도 개편 이후 지속수급한 비율이 약 0.5%p 감소한 것으로 나타났다. 이는 앞서 각 연도별 국민기초생활보장제도 수급현황에서 살펴본 바와 같이 개별급여로의 전환 이후 장기수급 가능성을 낮춘 정책의 긍정적 효과가 반영된 결과로 짐작할 수 있다(〈표 4-4〉 참고).

〈표 4-5〉 통합급여와 개별급여의 수급진입 및 탈수급, 지속수급 비율

(단위: %)

구분	통합급여		개별급여	
	2012-2013	2013-2014	2016-2017	2017-2018
수급진입률	0.30	0.14	0.39	0.56
탈수급률	7.93	9.51	8.77	9.10
지속수급률	5.81		5.28	

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

각 지표의 정의는 다음과 같음.

- 수급진입률 = t-1년에 수급하지 않은 사람이 t년에 수급한 비율
- 탈수급률 = t-1년에 수급했던 사람이 t년에 탈수급한 비율
- 지속수급률 = 통합급여(2012-2014)와 개별급여(2016-2018) 당시 3년 중 2년 이상 수급한 비율

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

앞서 수급진입률과 탈수급률, 지속수급률을 통해 제도 내 수급역동성을 살펴보았다면, 제도 간 수급역동성을 비교하고자 통합급여 당시의 주된 수급상태와 개별급여 전환 이후 복지패널 내 개인들의 주된 수급상태의 변화를 비교분석 하였다. 2012년~2014년 통합급여 당시, 개별급여로의 전환 이후인 2016년~2018년 각 3년 동안 세 번 모두 비수급한 경우 주된 수급상태를 ‘비수급’, 2년 이하로 수급한 경우를 ‘간헐적 수급’, 3년 모두 수급한 경우 ‘지속수급’으로 명명하였다. 한국복지패널 자료 내 개인들의 주된 수급상태가 제도 개편 이후 어떻게 변화했는지를 살펴본 결과는 〈표 4-6〉 및 [그림 4-2]와 같다.

〈표 4-6〉 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화

(단위: %, 명)

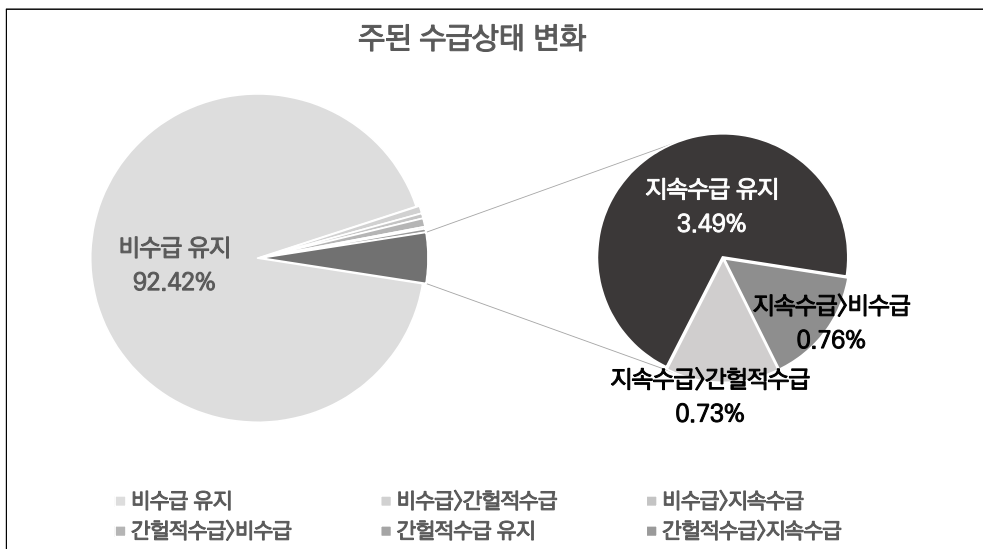
주된 수급상태 변화(통합급여→개별급여)									계
비수급 유지	비수급 ↓ 간헐적 수급	비수급 ↓ 지속 수급	간헐적 수급 ↓ 비수급	간헐적 수급 유지	간헐적 수급 ↓ 지속 수급	지속 수급 ↓ 비수급	지속 수급 ↓ 간헐적 수급	지속 수급 유지	
92.42	0.75	0.49	0.83	0.19	0.34	0.76	0.73	3.49	100 (10,665)
	9.84	6.48	10.92	2.47	4.54	10.05	9.68	46.03	100 (788)

주: 14차 통합표본 종단가중치를 적용하였음.

통합급여와 개별급여 전환 이후 간헐적수급을 지속한 경우, 통합급여 당시 주로 간헐적 수급 상태였다가 개별급여 전환 이후 지속수급을 유지한 경우 사례수가 극히 드물기 때문에 해석에 유의해야함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

[그림 4-2] 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

분석 결과에 따르면 제도 개편과 무관하게 비수급을 유지한 경우가 92.42%로 대다수를 차지했다. 통합급여 당시 수급하지 않았다가 개별급여 전환 이후 간헐적으로 수급하게 되거나 3년 지속하여 수급하게 된 경우는 각각 0.75%, 0.49%이다. 또한, 제도 개편 전에 간헐적으로 공공부조를 수급한 경험이 있었는데, 개편 이후 지속적으로 비수급하게 된 경우는 0.83%, 간헐적으로 수급하는 것을 유지한 경우는 0.19%, 지속수

급하게 된 경우는 0.34%이다. 통합급여 당시 지속수급하던 개인 중 0.73%는 개별급여 전환 이후 간헐적으로 수급하게 되었다. 통합급여 당시 지속적으로 국민기초생활보장제도를 수급하던 개인들 중 약 0.8% 만이 개별급여로의 전환 이후 지속적으로 비수급한 것으로 나타났으며, 제도 개편과 무관하게 공공부조를 장기간 수급한 개인의 비중은 전체의 약 3.5%를 차지했다.

통합급여와 개별급여에서 모두 비수급한 경우를 제외하고, 분석한 결과는 다음과 같다. 통합급여 당시, 그리고 개별급여 전환 이후 모두 지속적으로 수급한 개인들은 46.03%이다. 그리고 통합급여 당시에 간헐적으로 수급하다가 비수급하게 된 경우는 10.92%, 통합급여 당시에 지속적으로 수급하다가 비수급하게 된 경우는 10.05%를 차지한다. 또한, 아예 수급한 적이 없었지만 제도 개편 이후 간헐적으로 수급하게 된 경우는 9.84%, 지속적으로 수급했었지만 개별급여 전환 이후 간헐적으로 수급하게 된 경우는 9.68%로 나타났다. 이 같은 결과는 앞서 제도 내 수급 역동성에서 살펴본 바와 같이 제도 개편의 목적에 부합하는 긍정적인 정책효과일 수 있다.

2. 연령대별 수급 역동성 분석

선행연구에서 밝힌 바대로 ‘연령’은 공공부조의 수급 및 탈수급에 영향을 미치는 주요한 요인 중 하나다(이원진, 2010). 이에, 앞서 한국복지패널 8~14차 표본 전체의 수급역동성을 살펴본 데서 더 나아가 연령대별 국민기초생활보장제도의 제도 내, 제도 간 수급 역동성을 분석하고자 한다. 이때, 가급적 순수한 정책효과만을 파악하기 위해 2012년과 2016년을 기준으로 각각 20~30대를 청년층, 40~50대 장년층, 60대 이상 노년층으로 연령대를 나누어 연령효과를 통제하고자 하였다. 즉, 통합급여 당시 연령대별 수급역동성과 개별급여 전환 이후 연령대별 수급역동성을 비교하고자 하였다. 본 분석에 활용한 개인 중 청년층은 1,846명으로 17.31%, 장년층은 3,420명으로 32.07%, 노년층이 5,399명으로 50.62%를 차지해 상대적으로 노인 비율이 높게 나타났다. 패널 탈락 및 대표성 확보를 위해 모든 분석에 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였다.

먼저, <표 4-7>, <표 4-8>, <표 4-9> 및 [그림 4-3]은 연령대별 통합급여와 개별급여 당시 수급현황을 비교한 결과다. 분석결과에 따르면 노년층을 제외하고 청년층과 장년층에서 수급률이 각각 1.3%p, 0.25%p 감소하였다. 반면에 노년층은 통합급여 당

시 대비 개별급여 전환 이후 약 0.6%p 정도 수급률이 증가했다. 그럼에도 비수급을 제외하고 볼 때 모든 연령대에서 간헐적 수급이 증가하고 동시에 지속수급이 감소한 것은 제도 개편의 긍정적인 정책효과라 할 만하다. 구체적으로 청년 수급자 중에서 통합급여 당시보다 개별급여로의 전환 이후 간헐적으로 수급한 청년의 비중은 23.05%에서 38.68%로 증가하였고, 지속수급은 76.95%에서 61.32%로 상당히 많이 감소했다. 장년층 수급자만을 볼 때 제도 개편 전에 간헐적으로 수급한 장년층의 비중이 22.52%였으나 개편 후에 27.90%로 증가하였다. 동시에 지속수급한 장년층은 77.48%에서 72.10%로 감소하였다. 노인 수급자 중에서 통합급여 당시와 비교하여 개별급여 전환 이후에 간헐적으로 수급한 노인의 비중은 19.09%에서 21.17%로 증가하였고, 지속수급한 비중은 80.91%에서 78.83%로 감소하였다. 보다 면밀한 분석이 뒷받침 되어야하겠지만 이와 같은 결과는 제도 개편 이후에 전 연령층에서 장기수급자가 감소하고, 욕구에 따른 수급과 탈수급이 유연해졌음을 시사한다.

〈표 4-7〉 청년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율

(단위: %)

청년층	통합급여(2012~2014년)		개별급여(2016~2018년)	
비수급	93.83		95.13	
수급	6.17	100.00	4.87	100.00
간헐적 수급	1.42	23.05	1.88	38.68
지속수급	4.75	76.95	2.99	61.32
계	100.00		100.00	

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈표 4-8〉 장년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율

(단위: %)

장년층	통합급여(2012~2014년)		개별급여(2016~2018년)	
비수급	95.02		95.27	
수급	4.98	100.00	4.73	100.00
간헐적 수급	1.12	22.52	1.32	27.90
지속수급	3.86	77.48	3.41	72.10
계	100.00		100.00	

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈표 4-9〉 노년층 통합급여와 개별급여의 비수급 및 수급 비율

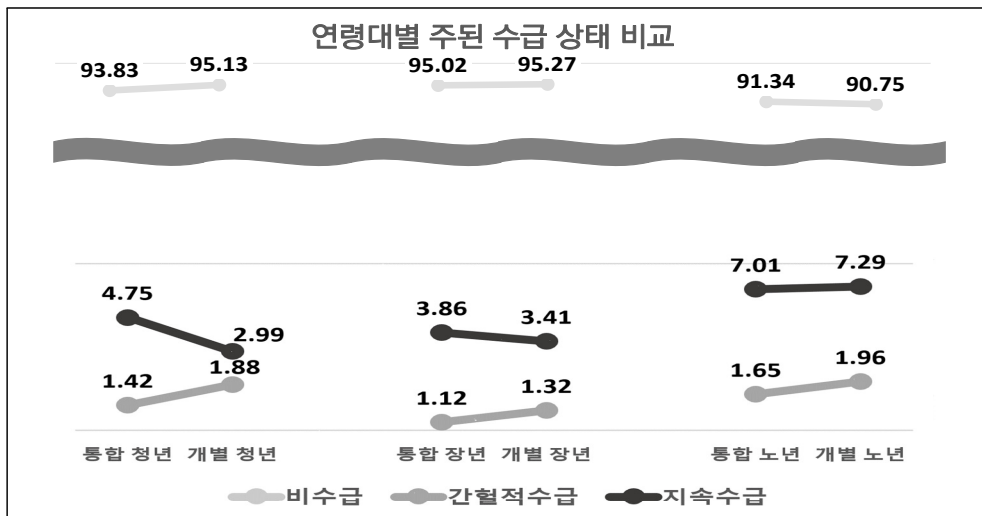
(단위: %)

노년층	통합급여(2012~2014년)		개별급여(2016~2018년)	
비수급	91.34		90.75	
수급	8.66	100.00	9.25	100.00
간헐적 수급	1.65	19.09	1.96	21.17
지속수급	7.01	80.91	7.29	78.83
계	100.00		100.00	

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈그림 4-3〉 연령대별 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 비교



주: 연령효과를 통제하고자 통합급여 당시 2012년 기준, 개별급여 당시 2016년 기준으로 각 연령대를 구분하였음. 14차 중단가중치를 적용함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

각 연령대별 제도 내 수급 역동성을 살펴보고자 통합급여 당시와 개별급여 전환 이후 수급진입률을 분석한 결과는 다음 〈표 4-10〉 및 [그림 4-4]와 같다. 청년층의 경우 2013년~2014년을 제외하고 약 0.3%가 t-1년에 수급하지 않았다가 t년에 수급하는 것으로 나타났다. 장년층과 노년층의 경우 통합급여 당시에 비해 개별급여 전환 이후 수급진입률이 증가했다. 절대적으로 노년층이 통합급여 당시와 개별급여 전환 이후에 평균적으로 가장 높은 수급진입률을 보이긴 했으나, 제도 개편 이후 2017년~2018년에는 장년층의 수급진입률이 0.68%로 노년층보다 아주 미세하게나마 높게 나타났다.

앞서 <표 4-5>와 같이 2015년 국민기초생활보장제도 개편 이후에 통합급여 당시에 비해 수급진입률이 소폭 증가하였는데, 연령대별 분석결과로 미루어 볼 때 수급진입률의 소폭 증가에는 40대 이상의 장년층, 노년층의 수급진입이 증가했기 때문일 것이다.

<표 4-10> 연령대별 통합급여와 개별급여의 수급진입률(청년, 장년, 노년)

(단위: %, 명)

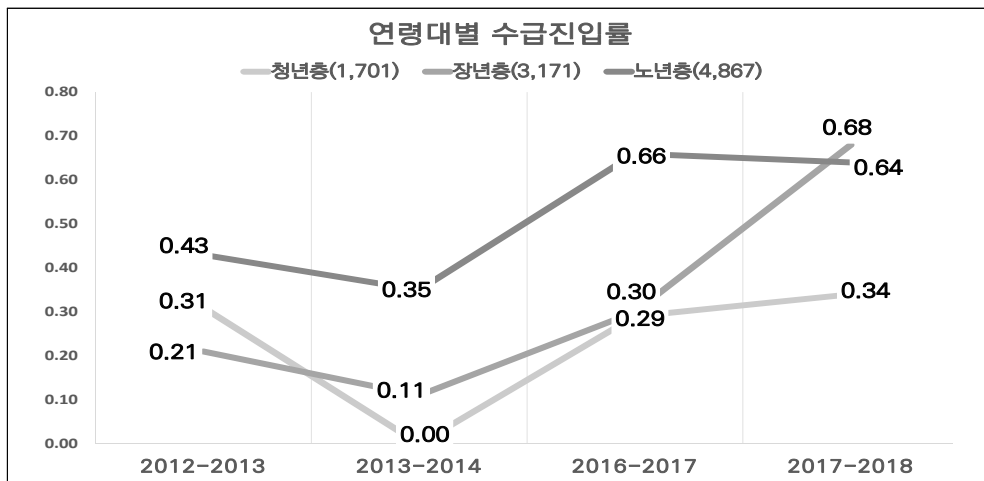
구분	수급진입률			
	통합급여		개별급여	
	2012-2013	2013-2014	2016-2017	2017-2018
청년층 (1,701)	0.31	0.00	0.29	0.34
장년층 (3,171)	0.21	0.11	0.30	0.68
노년층 (4,867)	0.43	0.35	0.66	0.64

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

음영처리된 셀은 각 시점 별 가장 높은 수급진입률을 보인 연령대를 의미함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

[그림 4-4] 연령대별 수급진입률(청년, 장년, 노년)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

한편, <표 4-11> 및 [그림 4-5]는 연령대별 통합급여 당시에 개별급여 전환 이후 탈수급률을 나타낸다. 전반적으로 t-1년에 공공부조를 수급하다가 t년에 탈수급하게 된 비율은 청년층에서는 괄목할만하게 증가하였고, 장년층과 노년층에서는 감소한 것으로

보인다. <표 4-10>에서 제도개편 이후 장년층과 노년층의 수급진입률이 증가한 것과도 맞는 결과다. 직관적으로 볼 때, 2015년을 기준으로 통합급여 당시 장년층 혹은 노년층의 탈수급률 대비 청년층의 탈수급률 차이보다 개별급여 전환 이후의 차이가 훨씬 더 큰 것으로 보인다. 물론, 생애주기 상 청년층은 노동시장에 진입하여 소득활동을 본격 시작하는 시기로서 다른 연령대에 비해 탈수급할 가능성이 높은 집단이라는 점을 감안할 필요가 있다. 이러한 연령대의 특성을 고려한다고 하더라도, 국민기초생활보장제도의 개편은 청년층의 탈수급을 보다 촉진했을 가능성이 있음을 보여주는 결과다.

<표 4-11> 연령대별 통합급여와 개별급여의 탈수급률(청년, 장년, 노년)

(단위: %, 명)

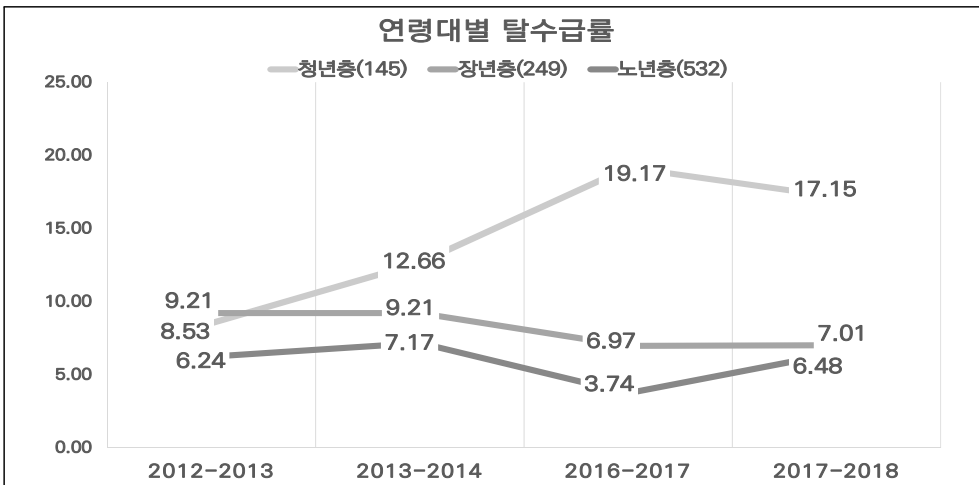
구분	탈수급률			
	통합급여		개별급여	
	2012-2013	2013-2014	2016-2017	2017-2018
청년층 (145)	8.53	12.66	19.17	17.15
장년층 (249)	9.21	9.21	6.97	7.01
노년층 (532)	6.24	7.17	3.74	6.48

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

음영처리된 셀은 각 시점 별 가장 높은 탈수급률을 보인 연령대를 의미함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

[그림 4-5] 연령대별 탈수급률(청년, 장년, 노년)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

연령대별로 통합급여 당시, 개별급여 전환 이후 각 3년 동안 2년 이상 지속적으로 공공부조를 수급한 비율은 <표 4-12> 및 [그림 4-6]과 같다. 2015년 맞춤형 개별급여로의 전환 이후에 노년층을 제외한 청년층과 장년층의 지속수급률이 감소했다. 특히, 청년층의 경우 통합급여 당시 대비 개별급여 전환 이후 지속하여 수급한 비율이 1.57%p 로 상당히 많이 감소했다. 장년층은 개별급여 전환 이후 지속수급률이 약 0.5%p 정도 감소했다. 반면에, 노년층의 경우 제도 개편 이후 0.58%p 지속수급률이 증가했다. 이와 같은 결과는 제도 개편이 젊은 연령대를 중심으로 장기수급을 방지하는데 어느 정도 영향을 주었을 것이라 짐작하게 한다.

<표 4-12> 연령대별 통합급여와 개별급여의 지속수급률

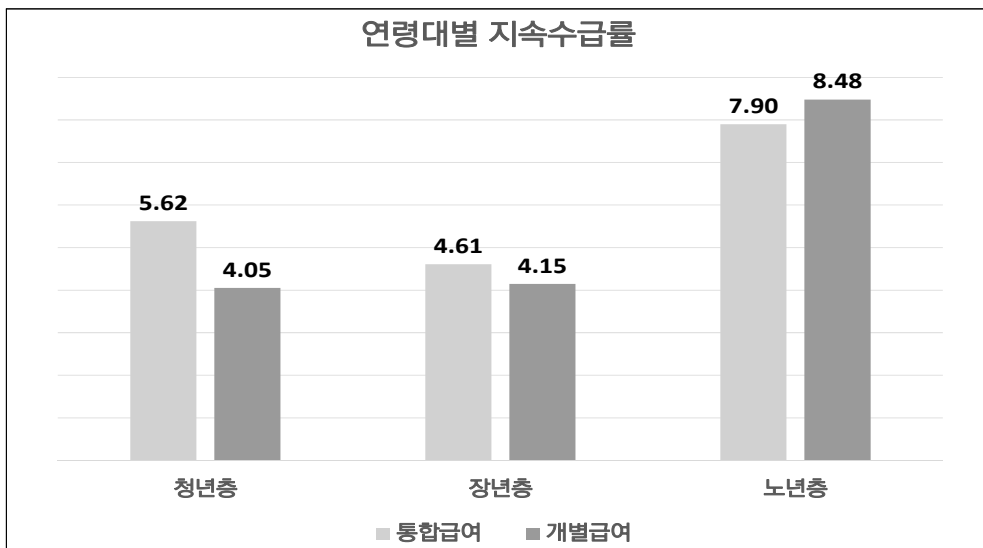
(단위: %, 명)

구분	지속수급률	
	통합급여(2012-2014년)	개별급여(2016-2018년)
청년층(1,846)	5.62	4.05
장년층(3,420)	4.61	4.15
노년층(5,399)	7.90	8.48

주: 14차 종단가중치를 적용하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

[그림 4-6] 연령대별 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 비교

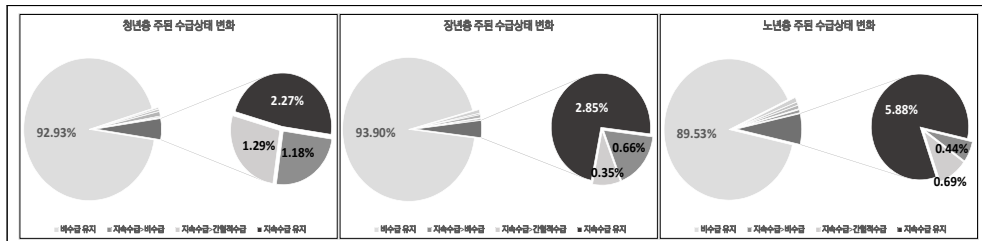


자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

다음으로, 연령대별 제도 간 수급 역동성을 살펴본 결과는 <표 4-13>, <표 4-14>, <표 4-15> 및 [그림 4-7]과 같으며, 주요한 결과를 중심으로 요약하면 다음과 같다. 먼저, 제도 개편과 무관하게 '비수급 유지'의 비율이 가장 높은 연령대는 40~50대 장년층으로 나타났다(93.90%). 반대로 '지속수급 유지'의 비율이 가장 높은 연령대는 60대 이상 노년층으로 나타났다(5.88%). 동시에 지속수급을 유지하다가 비수급하게 되는 경우가 다른 연령대에 비해 노년층이 가장 적었다(0.44%). 비수급을 유지한 노인들을 제외하고 분석한 결과, 지속수급을 유지한 노인들은 56.12%로 절반 이상을 차지했다. 물론, 비수급유지를 제외하고 지속수급을 유지한 개인들은 청년층 내부에서도 32.16%, 장년층 내부에서도 46.76%로 높은 수준을 보였다. 즉, 국민기초생활보장의 제도적 변화에도 불구하고 통합급여 당시에 지속적으로 수급했던 개인들은 개별급여로의 전환 이후에도 여전히 공공부조 수급을 지속했음을 의미한다. 아마도 이들은 절대적인 빈곤선 아래에 있는 국민일 가능성이 높으며, 최후의 사회적 안전망으로부터 보호받는 이들일 것이라 짐작할 수 있다.

또한, 청년층의 경우 통합급여 당시 지속수급하다가 개별급여 전환 이후 비수급 혹은 간헐적 수급하게 된 비율은 각각 1.18%, 1.29%이며, 비수급을 유지한 청년을 제외하고 볼 때 그 비중은 각각 16.73%와 18.31%이다. 즉, 청년층의 경우 통합급여 당시에 지속적으로 장기간 공공부조를 수급하다가 맞춤형 개별급여로의 전환 이후에 탈수급이 상당수 이루어졌을 가능성이 높다. 반면에 장년층과 노년층의 경우 통합급여 당시 비수급하다가 제도 개편 이후 간헐적으로 수급하거나(장년층 0.81%, 노년층 1.09%), 주로 간헐적으로 수급했었다가 개별급여 전환 이후 비수급하게 된 경우가(장년층 0.71%, 노년층 0.79%) 꽤 나타났다. 이는 장년층과 노년층의 경우 제도 개편 이후에 복지 욕구에 따라 공공부조를 수급하게 되거나 탈수급하게 되었음을 의미한다.

[그림 4-7] 연령대별 통합급여와 개별급여 주된 수급상태 변화



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈표 4-13〉 청년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화

(단위: %)

주된 수급상태 변화(통합급여→개별급여)									계
비수급 유지	비수급 ↓ 간헐적 수급	비수급 ↓ 지속 수급	간헐적 수급 ↓ 비수급	간헐적 수급 유지	간헐적 수급 ↓ 지속 수급	지속 수급 ↓ 비수급	지속 수급 ↓ 간헐적 수급	지속 수급 유지	
92.93	0.36	0.54	1.02	0.23	0.17	1.18	1.29	2.27	100
	5.09	7.59	14.46	3.22	2.45	16.73	18.31	32.16	100

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

연령은 2012년을 기준으로 하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈표 4-14〉 장년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화

(단위: %)

주된 수급상태 변화(통합급여→개별급여)									계
비수급 유지	비수급 ↓ 간헐적 수급	비수급 ↓ 지속 수급	간헐적 수급 ↓ 비수급	간헐적 수급 유지	간헐적 수급 ↓ 지속 수급	지속 수급 ↓ 비수급	지속 수급 ↓ 간헐적 수급	지속 수급 유지	
93.90	0.81	0.31	0.71	0.16	0.25	0.66	0.35	2.85	100
	13.25	5.09	11.64	2.69	4.06	10.82	5.70	46.76	100

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

연령은 2012년을 기준으로 하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

〈표 4-15〉 노년층 통합급여와 개별급여의 주된 수급상태 변화

(단위: %)

주된 수급상태 변화(통합급여→개별급여)									계
비수급 유지	비수급 ↓ 간헐적 수급	비수급 ↓ 지속 수급	간헐적 수급 ↓ 비수급	간헐적 수급 유지	간헐적 수급 ↓ 지속 수급	지속 수급 ↓ 비수급	지속 수급 ↓ 간헐적 수급	지속 수급 유지	
89.53	1.09	0.72	0.79	0.18	0.69	0.44	0.69	5.88	100
	10.40	6.90	7.53	1.67	6.59	4.17	6.62	56.12	100

주: 14차 통합표본 중단가중치를 적용하였음.

연령은 2012년을 기준으로 하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 8~10차, 12~14차 원자료.

제4절 소결

이 장에서는 한국복지패널 자료를 활용하여 2015년 7월에 개편된 국민기초생활보장제도 변화에 따른 수급 역동성을 통합급여 당시와 개별급여 전환 이후를 기준으로 분석하였다. 이를 위해 8차에서 14차까지 모두 관찰된 균형패널 개인표본을 활용하여 제도 변화에 따른 제도 내, 제도 간 수급 역동성을 전체 인구집단 분석과 연령대별로 구분하여 분석하였다. 궁극적으로 이와 같은 심층 분석을 통해 통합급여에서 개별급여로의 전환이 공공부조 수급 역동성에 어떠한 변화를 가져왔는지를 포착하고자 하였다.

먼저, 제도 내 수급역동성은 제도 개편을 전후로 하여 절대적인 수급현황에는 큰 변화가 없어 보이지만, 수급자를 중심으로 보면 간헐적 수급이 증가함과 동시에 지속수급이 감소하여 ‘빈곤의 덫’이라는 부정적 효과가 조금이나마 줄어들었음을 짐작할 수 있다. 이러한 결과는 연령대별로 분석해보아도 마찬가지로 나타났다. 표본 전체로 볼 때는 크게 두드러지지 않았지만 연령대를 나누어 분석해보았을 때 노년층의 수급진입률이 상대적으로 높고, 청년층의 탈수급률이 압도적으로 높은 비율을 보여 연령대별 특성이 공공부조의 수급역동성에도 그대로 반영됨을 보여주었다. 지속수급률의 경우에도 표본 전체로 볼 때는 제도 개편 이후에 지속수급률이 감소했지만, 연령대를 구분하여 본 결과 다른 연령대와 달리 노년층에서는 소폭 증가하는 것으로 나타났다. 이는 OECD 회원국 중 최고 수준의 노인빈곤율을 기록하고 있는 우리나라의 현실과 무관하지 않은 결과다.

한편, 제도 간 수급역동성을 살펴보면 표본 전체의 결과보다 연령대별로 나누어 분석한 결과가 보다 구체적인 정책적 시사점을 주었다. 청년층과 장년층의 결과 그리고 표본 전체의 결과와 비교해보아도 압도적으로 노년층의 경우 제도 개편과 무관하게 지속적으로 공공부조를 수급한 경우가 많았다. 이는 노년층의 절대적인 빈곤에 국민기초생활보장제도가 최후의 보루로 역할하고 있음을 시사한다. 한편, 청년층은 비교적 다른 연령대에 비해 지속적으로 수급했다가도 비수급하거나 간헐적으로 수급하게 된 경우가 많았다.

이와 같이 본 장의 분석에 사용된 ‘수급진입률’, ‘탈수급률’, ‘지속수급률’ 그리고 ‘주된 수급상태의 변화’는 국민기초생활보장의 제도적 개편이 제도 내, 제도 간 수급 역동성에 어떤 변화를 추동했는지 보여주는 지표로서 의미가 있다. 물론, 제도가 개편 된

지 5년 밖에 되지 않았기에 맞춤형 개별급여로의 개편 효과를 엄밀하게 평가하기에는 선부르다. 그럼에도 불구하고 통합급여에서 맞춤형 개별급여라는 제도의 대대적인 개편이 공공부조 수급의 역동을 어떻게 바꾸었는지를 살펴본 본 분석의 결과는 학문적, 실천적인 함의를 시사한다. 특히, 이 장에서는 제도 개편 이후 공공부조의 장기수급이 감소했는지 그리고 맞춤형 개별급여로의 전환 이후에 기존 통합급여의 ‘all or nothing’이라는 속성으로 인한 부정적 효과가 감소했는지를 중심으로 살펴보았다. 이러한 결과는 복지욕구를 가진 개인에게는 더 많은 수급의 기회를 제공하고, 필요 이상의 수급은 방지함으로써 탈수급을 자유롭게 함과 동시에 자립의 기회를 충분히 제공하고 있는지를 판단할 수 있는 지표가 될 것이다. 따라서 이상의 결과는 내실 있는 사회적 안전망으로서 국민기초생활보장제도를 발전시켜 나가는 데 기초자료로 활용될 수 있으리라 기대된다.



제5장

생애주기별 공적연금 가입 변화

제1절 문제제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

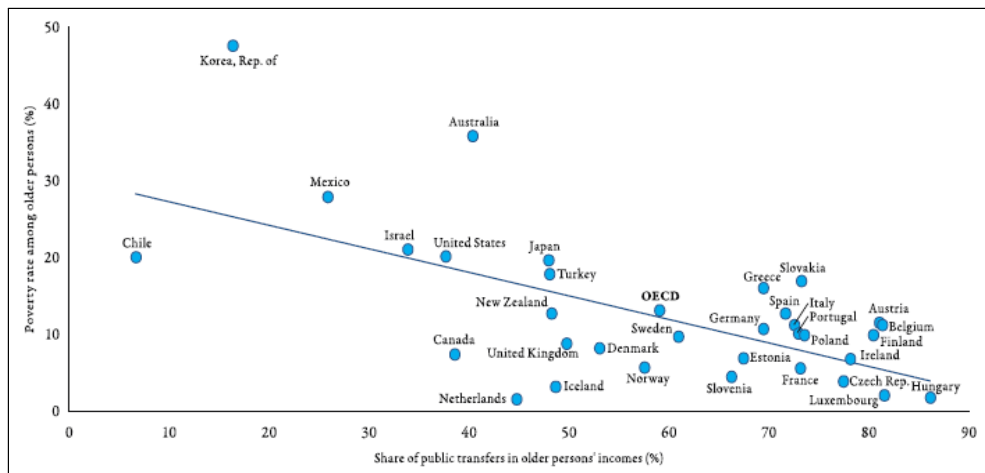
제4절 소결

제5장 생애주기별 공적연금 가입 변화

제1절 문제제기

인구 고령화 문제는 국내 뿐만 아니라 OECD 국가에서 전반적으로 나타나고 있는 현상이지만 우리나라를 포함한 몇몇 국가에서는 그 속도가 현저히 빠르다는 것에 문제가 있다(OECD, 2019, p.16).¹⁷⁾ 우리나라 고령화 문제의 또 다른 측면은, 고령화가 진행되고 있는 많은 국가에서 전체 인구 대비 고령자 인구가 벌어들이는 소득과 보유하고 있는 재산의 비율 또한 증가하기 마련인데 우리나라는 그 평균치 또한 크게 뒤떨어져있다는 것이다(OECD, 2019, p.17). 기형적이라고 볼 수 있는 우리나라의 노인 빈곤율 수치가 그것을 뒷받침하고 있다.

[그림 5-1] 공적연금과 노인빈곤율의 관계



자료: ILO. (2014). Social protection for older persons: Key policy trends and statistics. Social protection policy papers, paper 11, ILO Social protection department, Geneva. Social protection for older persons: Key policy trends and statistics. Social protection policy papers, paper 11, 3. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_310211.pdf에서 20. 8. 12. 인출

17) 특히 그리스, 한국, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인에서 인구 고령화가 매우 빠르게 진행되는 것으로 보고되고 있음(OECD, 2019, p.16).

노인빈곤 문제에 큰 영향을 미치는 요인을 공적이전소득이라고 본다면 우리나라 노인 빈곤 문제의 심각성은 당연한 결과로도 볼 수 있다. OECD 국가를 중심으로 비교해보면, [그림 5-1]에서 볼 수 있듯이 공적연금의 보장성이 높을수록 노인빈곤율은 감소하는 경향을 보이는데(ILO, 2014, p.3), 우리나라는 20%에 미치지 못하는 공적연금 보장성과 50%에 가까운 노인빈곤율 수치를 보여주고 있어 그 심각성이 두드러지고 있다.

우리나라의 공적연금은 국민연금과 특수직역연금이 중심적인 역할을 하고 있는데, 1986년 시행된 국민연금은 이미 제도의 성숙기에 접어들었으며 두 차례에 걸쳐 공적연금 재정개혁 또한 실시되었다(국회예산정책처, 2019, p.1). 그러나 여전히 연금의 지속가능성에 대해서는 의심이 앞서고 있으며, 그 보장성을 어디까지, 어떻게 확대할 수 있을 것인지에 대해서는 공감대가 모아지지 않고 있다. 이러한 문제의식에 따라 이 장에서는 향후 공적연금을 수급할 집단의 가입 현황을 종단적으로 분석하고, 공적연금으로 보호받지 못하는 집단은 어떠한 특성을 보이고 있는지를 파악하고자 한다.

제2절 분석 방법

1. 분석 설계

이 장에서는 한국복지패널자료를 균형패널로 구축하여 코호트 변화에 따른 공적연금 가입현황을 개인 단위로 분석한다. 분석자료는 2차(2006년 기준)와 12차(2016년 기준) 데이터를 활용하며, 국민연금 가입연령이 만 18세 이상 60세 미만임을 고려하여 2016년 만 60세가 되는 인구를 기준으로 10년 단위의 코호트를 설정한다. 국민연금은 18세 이상부터 가입이 가능하지만 현실적으로 국민연금 가입을 위해서는 경제활동을 시작해야 한다는 것을 감안하여 만 20세부터의 인구 집단을 대상으로 한다.¹⁸⁾ 이에 따라 설정된 코호트는 2006년 기준 만 20~29세(1977~1986년생), 만 30~39세(1967~1976년생), 만 40~49세(1957~1966년생) 세 집단이며, 12차 종단가중치를 적용하였다. 다음 절에서 분석결과를 설명할 때 편의상 1977~1986년생 코호트를 1

18) 국민연금은 법적으로 18세 이상부터 가입이 가능하지만 현실적으로 국민연금 가입자의 연령은 27세 이상으로 보는 것이 타당하며, 59세까지 보험료 납부의무가 적용됨(강성호, 2011, p.102).

번, 1967~1976년생 코호트를 2번, 1957~1966년생 코호트를 3번으로 지칭한다.¹⁹⁾

〈표 5-1〉 코호트 분석 설계

코호트(출생연도)	분석 시점 연령		N	비고
	2006년(2차)	2016년(12차)		
1977~1986	20~29세	30~39세	814	1번 코호트
1967~1976	30~39세	40~49세	1,531	2번 코호트
1957~1966	40~49세	50~59세	1,416	3번 코호트

주: N(사례수)은 한국복지패널 자료를 개인 단위 long type의 균형패널로 구축했을 때 각 코호트별 인구 수를 의미함.
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2. 선행연구와 분석 지표

공적연금과 관련하여 선행연구를 검토한 결과 공적연금 사각지대를 분석한 연구가 다수 이루어지고 있고(강성호, 2011; 구인회·손병돈, 2005; 권혁진, 2012; 김태일·최영준, 2015; 석재은, 2003; 정인영, 2015), 연금 수급의 효과 분석(권혁창·이은영, 2012; 강소량, 2014; 임병인·강성호, 2005), 개인연금 가입의 영향요인에 관한 연구(오창수·강정실, 2018; 김혜진, 2018, 문용필, 2012) 등을 발견할 수 있다. 공적연금의 가입과 관련된 중단 연구는 사각지대의 규모를 추정하는 일부 연구를 제외하면 찾아보기 힘들며, 공적연금 가입과 관련된 구체적인 정보를 제공하는 중단자료가 부족한 것 또한 그 이유로 볼 수 있다.

공적연금 관련하여 기존의 선행연구에서 활용한 지표는 〈표 5-2〉와 같다. 주로 가입률과 수급률을 중심으로 살펴보고 있고, 일부 연구에서 연금갭(Pension gap), 최소대체율(Minimum replacement rates) 등의 지표를 찾을 수 있으나 패널자료를 활용하여 이러한 지표를 나타내는 데는 한계가 있다. 이 연구에서는 코호트의 시간 변화에 따른 공적연금 가입 여부의 변화를 분석하고, 인구학적 요인과 경제사회적 요인에 따라 집단의 구성이 어떻게 달라지는지 분석한다.

19) 2006년 기준 만 50~59세(1947~1956년생)를 4번 코호트로 지정하여 분석할 수도 있지만, 4번 코호트는 2016년이 되면 모두 만 60세가 넘어서 원칙적으로 공적연금 가입 연령에서 제외됨. 이러한 경우 분석 결과를 해석하기 어려워지므로 분석 대상에서 제외함. 예컨대, 2006년 50대인 대상자가 공적연금에 가입하였을 경우 2016년에는 대부분 수급상태로 전환될 것인데 이 때 4번 코호트의 공적연금 가입률이 감소했다고 해석할 수는 없는 문제가 발생함. 그러므로 2006년과 2016년 모두 공적연금에 가입할 수 있는 대상으로 한정하여 분석함.

공적연금은 국민연금과 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정직우체국연금을 포함하며, 각 코호트별 전체 대상자 중 공적연금에 가입하고 있는 사람의 비율을 가입률로 제시한다. 국민연금 가입은 직장가입 및 지역가입 외에 임의가입자, 임의계속가입자를 포함하며, 납부예외자, 국민연금에 가입하였으나 보험료를 미납한 경우도 가입자에 포함한다.

〈표 5-2〉 기존 지표와 분석 지표

구분	지표명	조작적 정의	데이터	비고
기존 지표	가입률	공적연금(국민연금+특수직역연금) 가입률	각년도 세로머지데이터	
	수급률	공적연금(국민연금+특수직역연금) 수급률		국민연금공단 (각 연도)
	연금갭 (pension gap)	연금수급액 비율(적은 금액/많은 금액)		OECD(2019)
	최소대체율(minimum replacement rates)	연금소득이 빈곤선을 넘도록 보장하는데 필요한 최소대체율(%)		ILO(2018)
분석 지표	공적연금 가입 변화	2006년, 2016년 공적연금 가입상태의 변화	4차, 14차 세로머지데이터	
	고용형태 변화	2006년, 2016년 고용형태 변화		
	소득분위 변화	2006년, 2016년 소득분위 변화		가처분소득

주: 우리나라의 공식적인 공적연금 가입현황을 알 수 있는 자료는 국민연금공단의 「국민연금통계연보」, 공무원연금공단의 「공무원연금통계」, 사립학교교직원연금공단의 「2017 사학연금통계연보」 등이 있지만 이들 자료 모두 가입자 수를 공표하고 가입률을 발표하지는 않음. 다만 수급률은 발표하고 있음.

자료: 국민연금공단. (각 연도). 국민연금통계연보. https://www.nps.or.kr/jsppage/info/resources/info_resources_03_01.jsp?cmsId=statistics_year에서 2020. 7. 15. 인출; 공무원연금공단.(각 연도). 공무원연금통계. https://m.geps.or.kr/g_data/cms_list.jsp?gm=a148&cate1=static&cate2=에서 2020. 7. 15. 인출; 사립학교교직원연금공단. (각 연도). 2017 사학연금통계연보. https://www.tp.or.kr:9088/tp/news/news_st_tab4.jsp에서 2020. 7. 15. 인출; OECD.(2019). Pension at a Glance 2019, p.22; ILO.(2018). Social protection for older persons, p.25. https://www.ilo.org/secsoc/information-resources/publications-and-tools/policy-papers/WCMS_645692/lang-en/index.htm에서 2020. 8. 12. 인출

제3절 분석 결과

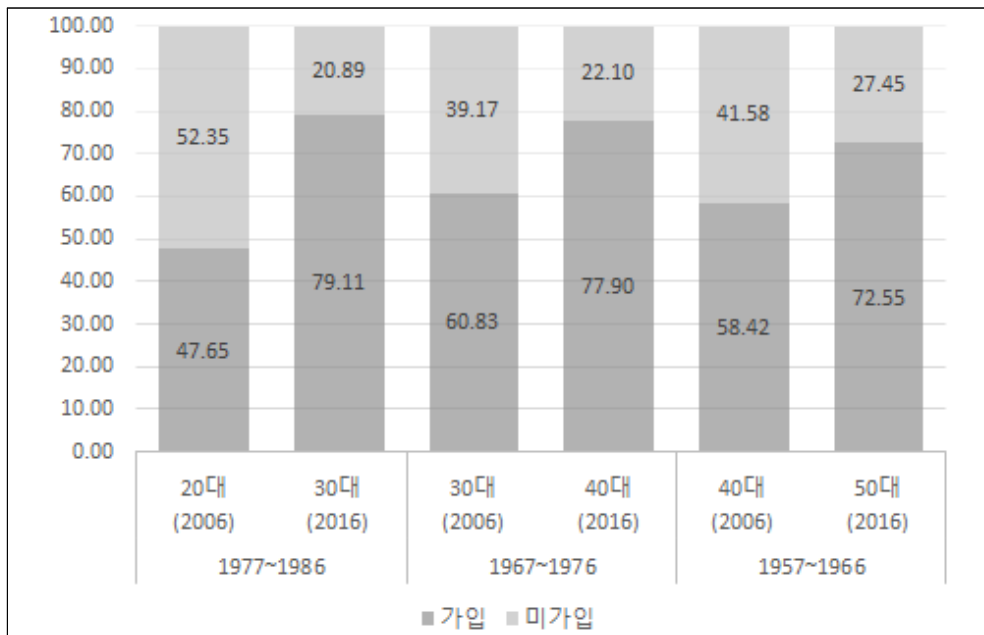
먼저 코호트별 공적연금 가입률의 변화를 살펴보면 10년의 시간이 흐름에 따라 전반적으로 가입률이 상승한 것을 알 수 있다. 특히 1번 코호트가 20대→30대로 이동하면서 가입률이 47.65%에서 79.11%로 약 30%p 이상 증가하였는데 이것은 20대에서 30대로 이행하는 과정에서 미취업→취업 변화가 큰 영향을 준 것으로 보인다. 그 외에 2번 코호트는 약 17%p, 3번 코호트는 약 14%p 이상 증가하여 우리나라의 공적연금

가입률이 과거에 비해 최근으로 올수록 전반적으로 상승하고 있는 것으로 볼 수 있다.

공적연금 가입률의 전반적인 상승은 동일한 연령대를 비교해보아도 확인할 수 있는데, 2006년의 30~40대보다 2016년의 30~40대는 가입률이 약 19%p 높다. 2006년 30대와 40대의 가입률 차이, 2016년 30대와 40대의 차이가 크게 변화하지 않았다는 점을 볼 때 10년 동안 평균적으로 모든 연령대의 공적연금 가입률이 상승한 것으로 설명할 수 있다.

[그림 5-2] 공적연금 가입률 변화

(단위: %)



주: 1) 공적연금은 국민연금과 특수직역연금(공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정직우체국연금)을 포함. 국민연금은 직장가입 및 지역가입 외에 임의가입, 임의계속가입, 납부예외, 보험료 미납도 가입으로 포함.

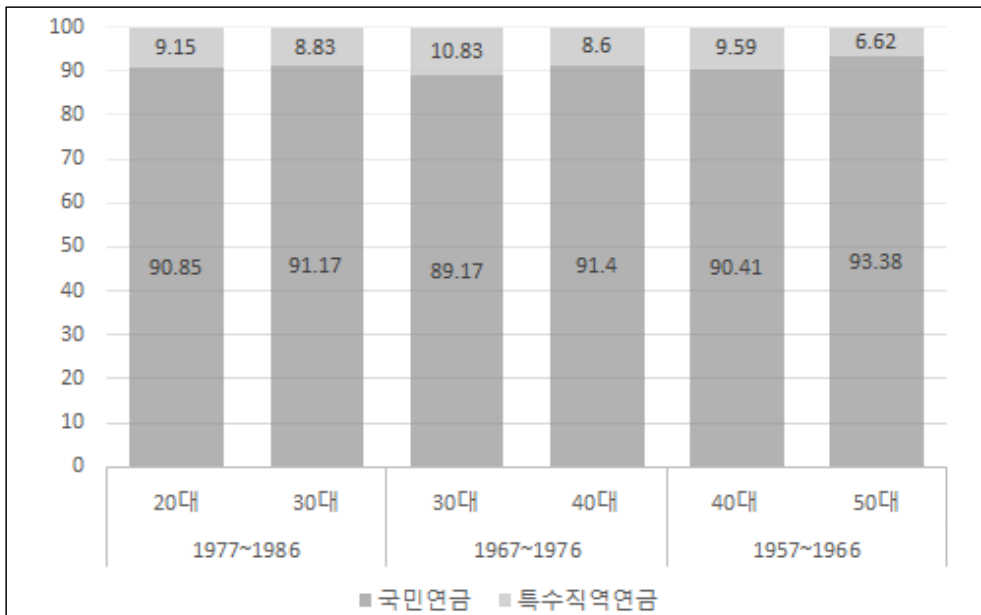
2) 가입률은 각 코호트별 전체 인구 중 위 공적연금에 가입하고 있는 사람의 비율을 의미함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

공적연금제도를 국민연금과 특수직역연금으로 구분하여 가입의 변화를 보면 코호트별 차이가 발견되기는 하지만 전반적으로 제도별 가입률 자체는 큰 변동이 없는 것으로 확인되었다. 모든 코호트에서 10년 후에 국민연금에 가입한 비율이 소폭 증가하였고 특수직역연금은 감소하였다. 특수직역연금의 경우 한번 가입하면 이탈하는 경우가 거의 나타나지 않을 것이라고 생각되었으나 예상과는 다른 결과라고 볼 수 있다.

[그림 5-3] 가입한 공적연금제도 변화

(단위: %)



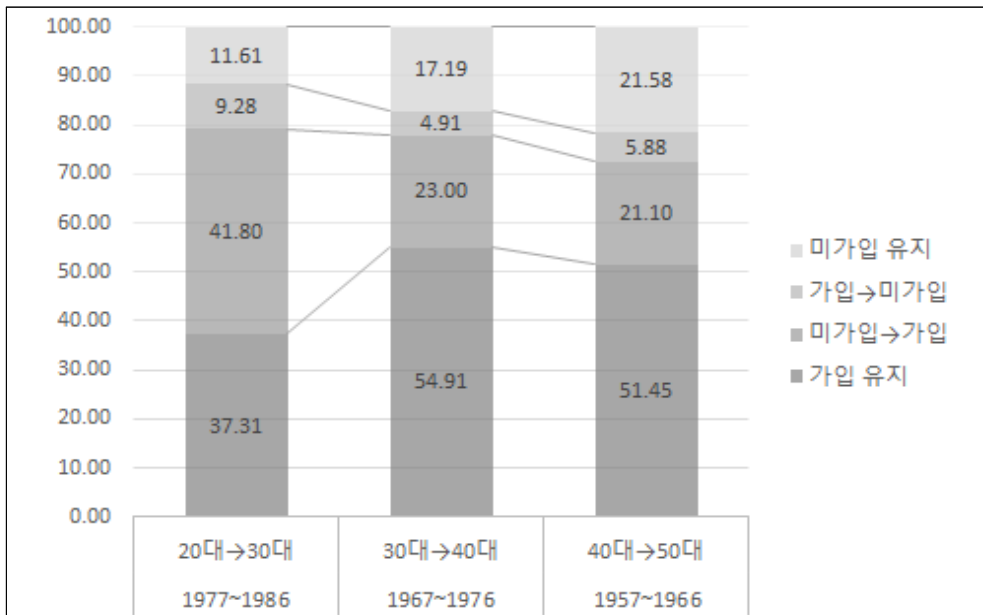
주: 각 %는 공적연금에 가입한 사람들 중 국민연금과 특수지역연금에 가입한 사람의 비율을 의미함.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

다음은 코호트의 공적연금 가입률이 변화한 것을 4가지 유형으로 구분하였다. 구분된 유형은 2006년에서 2016년으로 변화하는 동안 가입 또는 미가입 상태를 유지하고 있는 경우와 미가입에서 가입으로 변화한 경우, 그리고 가입에서 미가입으로 변화한 경우이다. 1번 코호트는 [그림 5-2]에서 알아본 것과 같이 20대에서 30대로 이행하는 동안 미가입에서 가입으로 변화한 집단이 41.80%로 매우 높다. 이는 우리나라의 전반적인 공적연금 가입률이 상승한 것과 함께 고용상태가 변화하면서, 즉 미취업 상태에서 취업 상태로 변화하면서 동시에 공적연금에도 가입한 영향으로 보인다. 반면 소수이긴 하지만 가입에서 미가입으로 변화한 유형도 3개 코호트 중 가장 비율이 높다. 이것은 20대에서 30대로 이행하는 동안 구직 활동이 활발한 만큼 이직 활동 또한 높기 때문인 것으로 판단된다.

2번 코호트는 가입을 유지하고 있는 비율이 가장 높으며 미가입→가입, 미가입 유지 순으로 나타났다. 반면 3번 코호트는 미가입에서 가입으로 변화한 경우와 미가입이 유지된 경우의 비율이 유사하게 나타났다.

[그림 5-4] 코호트별 공적연금 가입 여부 변화

(단위: %)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

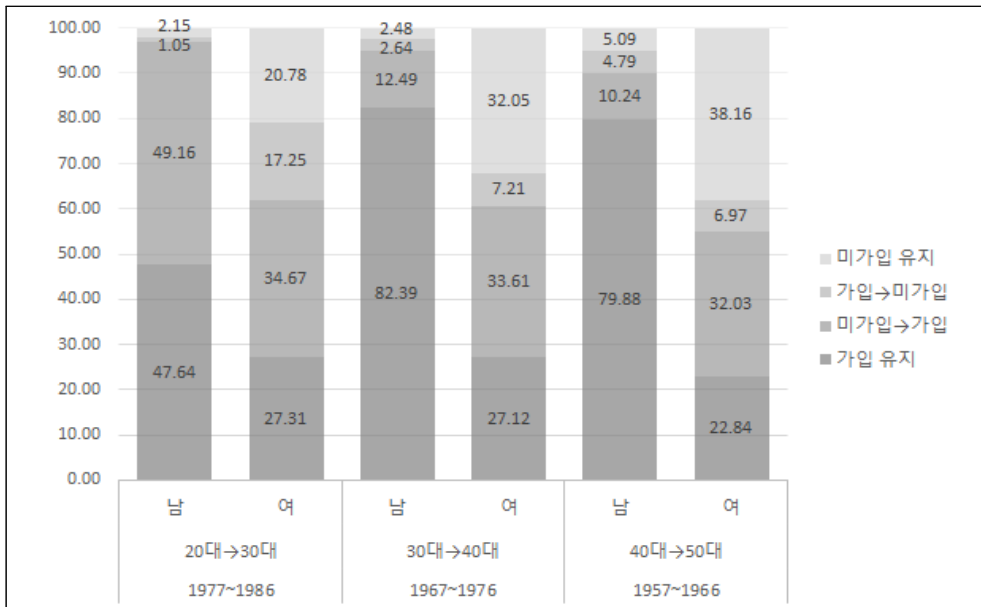
코호트별 공적연금 가입 변화 유형을 성별로 나누어 분석하였다. 먼저 모든 코호트에서 가입 유지는 남성이, 미가입 유지는 여성이 높은 것으로 나타났으며 특히 2번 코호트는 남성의 경우 가입 유지가 82.39%, 여성이 27.12%로 나타나 공적연금이 남성 중심의 제도로 운영되고 있는 것을 알 수 있다. 물론 2006년에서 2016년으로 이행하면서 여성의 미가입→가입 비율이 남성을 크게 웃도는 것을 확인할 수 있지만 미가입을 유지하고 있는 비율 또한 여성이 크게 높기 때문에 아직 그 차이가 크게 좁혀지지 않았다고도 볼 수 있다.

1번 코호트는 미가입에서 가입으로 변화한 경우가 성별로 큰 차이가 나지 않았는데 이것은 1번 코호트가 전체적으로 고용 상태가 변화하면서 공적연금 제도권 안으로 유입된 효과로 해석할 수 있다. 특이한 점은 1번 코호트에서 남성은 가입→미가입 유형이 1.05%로 그 비율이 매우 낮은데 비해 여성은 17.25%로 모든 코호트 중 가장 높은 비율을 보이고 있는 것이다. [그림 5-4]를 해석하면서 1번 코호트의 경우 20대에서 30대로 이행하는 동안 구직 활동만큼 이직 활동 또한 높을 것이라고 추측하였는데, 그러한 변화가 여성에게만 나타나고 있는 것은 노동시장의 불안정성이 여성에게 특히 불

리하게 작용하고 있는 것으로 해석된다.

[그림 5-5] 성별 가입여부 변화

(단위: %)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

이처럼 공적연금 가입과 그 변화는 노동시장과 밀접한 연관이 있는 것으로 해석이 되는데, 그렇다면 고용형태가 변화함에 따라 가입 유형이 어떻게 변화하였는지를 세부적으로 파악해볼 필요가 있다. 다만 복지패널 자료는 정규직과 비정규직을 구분하는 방법이 조사 시점별로 조금씩 변화하였고, 일부 결측값이 존재하였다. 이 때문에 고용형태 변화까지 파악된 표본수는 충분히 확보되지 않았으나 분석은 가능한 수준이었기 때문에 각 유형에 따른 비율을 <표 5-3>과 같이 도출하였다.

먼저 모든 코호트에서 10년 동안 정규직을 유지하고 있는 경우는 대부분 공적연금도 가입 상태를 유지하였다. 1번 코호트는 88.15%, 2, 3번 코호트는 90% 이상의 비율을 보이고 있어 특별한 경우가 아니라면 고용형태가 정규직을 유지하고 있는 사람이 공적연금제도에서 이탈하는 경우는 발생하지 않는 것으로 해석된다.

비정규직에서 정규직으로 변화한, 즉 고용형태가 개선된 경우에는 여전히 가입을 유지하고 있는 경우가 많지만 미가입에서 가입으로 변화하는 경우도 상당 비율을 보이고

있다. 이것은 고용형태가 비정규직일 때는 공적연금에 가입하지 못하다가 정규직으로 변화하면서 공적연금 제도로 유입된 경우로 볼 수 있다. 이러한 경우는 1번 코호트에서 그 비율이 가장 높게 나타났고, 고용형태가 비정규직에서 정규직으로 변화하는 동안 공적연금 가입형태가 가입에서 미가입으로 변화하거나 미가입을 계속 유지하고 있는 경우는 거의 발견되지 않았다.

반대로 고용형태가 정규직에서 비정규직으로 변화한 경우는 공적연금 또한 가입에서 미가입으로 변화한 경우가 모든 코호트에서 크게 증가하였다. 특히 1번 코호트는 표본의 한계를 감안하더라도 가입에서 미가입으로 변화한 비율이 다른 코호트에 비해 상당히 높은 것으로 나타나 청년층의 공적연금 가입 여부는 고용형태에 크게 영향을 받는 것으로 보인다.

10년 동안 비정규직을 유지하고 있는 집단은 공적연금을 계속 가입 상태로 유지하고 있는 비율이 모든 코호트에서 낮다. 그러나 2, 3번 코호트에서는 비정규직을 유지하고 있음에도 공적연금에 새롭게 가입하는 비율이 높았는데, 이것은 중장년층의 경우 비록 고용형태가 안정적이지 않더라도 공적연금으로 노후를 준비해야 한다는 의도가 반영된 결과로도 볼 수 있다.

〈표 5-3〉 고용형태 변화에 따른 가입여부 변화

(단위: %)

코호트 (출생연도)	연령 변화	고용형태 변화 (2006→2016)	N	가입 변화 유형 (2006→2016)				
				가입 유지	미가입 →가입	가입 →미가입	미가입 유지	계
1977 ~1986	20대 →30대	정규직 유지	139	88.15	11.85	0.00	0.00	100.00
		비정규→정규	62	79.53	20.47	0.00	0.00	100.00
		정규→비정규	39	59.19	25.57	15.23	0.00	100.00
		비정규직 유지	29	41.42	33.46	16.79	8.32	100.00
1967 ~1976	30대 →40대	정규직 유지	361	93.07	4.61	1.51	0.81	100.00
		비정규→정규	128	84.30	13.35	1.00	1.34	100.00
		정규→비정규	84	79.30	10.26	5.95	4.49	100.00
		비정규직 유지	86	52.80	27.68	0.00	19.52	100.00
1957 ~1966	40대 →50대	정규직 유지	195	94.27	4.58	1.15	0.00	100.00
		비정규→정규	102	80.21	18.40	1.13	0.26	100.00
		정규→비정규	82	68.52	14.28	8.13	9.07	100.00
		비정규직 유지	138	53.59	26.84	5.21	14.37	100.00

주: 2차 조사에서는 직접고용, 전일제, 근로가 지속가능할 때 정규직, 그 외의 경우를 비정규직으로 분류. 12차 조사에서는 직접고용, 전일제, 무기계약, 근로가 지속가능할 때 정규직, 그 외의 경우를 비정규직으로 분류함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

경제활동상태에 따른 가입 여부 변화를 보면 경제활동상태를 유지하고 있는 집단이 공적연금 가입을 유지하고 있는 비율이 가장 높고, 비경제활동상태를 유지하고 있는 집단에서 미가입을 유지하는 비율이 높게 나타났다. 반면 모든 코호트에서 비경제활동→경제활동 상태로 전환된 집단은 공적연금에 새롭게 가입하는 비율이 매우 높게 나타났고, 반대로 경제활동→비경제활동 상태로 전환된 집단은 공적연금에서 이탈하는 비율이 높게 나타났다. 공적연금 가입은 주로 경제활동인구를 중심으로 이루어진다는 측면에서 자연스러운 현상으로 설명할 수 있지만, 반대로 해석하면 주요한 소득보장제도로 기능하는 공적연금이 경제활동상태에 따라 크게 좌우되어 사각지대 발생 확률을 높인다고도 볼 수 있다.

〈표 5-4〉 경제활동상태 변화에 따른 가입여부 변화

(단위: %)

코호트 (출생연도)	연령 변화	경제활동상태 변화 (2006→2016)	N	가입 변화 유형 (2006→2016)				
				가입 유지	미가입 →가입	가입 →미가입	미가입 유지	계
1977 ~1986	20대 →30대	경활 유지	380	69.08	24.77	4.89	1.26	100.00
		비경활→경활	261	8.59	83.51	1.07	6.83	100.00
		경활→비경활	81	18.76	9.57	49.33	22.34	100.00
		비경활 유지	87	1.75	21.35	15.55	61.35	100.00
1967 ~1976	30대 →40대	경활 유지	1006	77.29	15.36	2.46	4.88	100.00
		비경활→경활	232	11.82	68.20	3.77	16.21	100.00
		경활→비경활	86	33.42	11.98	26.50	28.10	100.00
		비경활 유지	202	2.17	13.75	9.20	74.89	100.00
1957 ~1966	40대 →50대	경활 유지	957	69.01	19.61	3.59	7.78	100.00
		비경활→경활	113	10.24	55.30	0.90	33.56	100.00
		경활→비경활	166	30.09	15.76	21.53	32.63	100.00
		비경활 유지	178	3.10	12.26	6.74	77.91	100.00

주: 한국복지패널에서 경제활동은 상용·임시·일용직 임금근로자, 자활·공공근로 및 노인일자리, 고용주 및 자영업자, 무급가족종사자까지 포함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

마지막으로 소득분위 변화에 따른 공적연금 가입의 변화를 분석해보았다. 먼저 소득분위는 2006년과 2016년 각각의 균등화한 가처분소득을 활용하여 5분위로 구분하였다. 2006년에서 2016년으로 이행하면서 소득분위가 상승한 집단, 그대로 유지한 집

단, 소득분위가 하락한 집단으로 구분하여 각각의 코호트에서 소득분위 변화에 따라 공적연금 가입상태가 어떻게 변화하였는지를 분석하였다.

먼저 소득분위가 상승한 집단에서는 1번 코호트의 경우 가입을 유지한 집단보다 새롭게 가입한 집단이 가장 많고, 다른 코호트에서는 가입을 유지한 경우가 가장 많았다. 소득이 높아지면 공적연금에 새롭게 가입을 하거나 가입 상태를 유지하는 경우가 대부분이지만, 코호트별로 약 20% 정도는 굳이 가입을 하지 않거나 이탈하는 경우도 적지 않게 발생하고 있다. 미가입 상태에서도 소득분위 상승이 적지 않게 있는 것은 고용주 및 자영업자 비율이 높은 우리나라의 특성이 반영된 것으로 생각된다.

소득분위가 그대로 유지된 집단에서는 모든 코호트에서 공적연금 가입을 유지하고 있는 비율이 가장 높았으나, 2, 3번 코호트에서는 ‘미가입→가입’ 집단보다 미가입을 유지하는 집단의 비율이 그 다음으로 높았다. 앞서 설명한 것과 같이 자영업자가 많은 특성이 반영되었을 수도 있지만, 공적연금에 가입하지 않은 사람은 소득수준이 상승하지 않을 경우 스스로 공적연금제도에 가입하려는 동기가 강하게 작용하지 않은 것으로 해석할 수도 있다.

마지막으로 소득분위가 하락한 집단은 코호트별로 경향이 다르게 나타났는데, 20대에서 30대로 이행한 집단은 소득분위가 하락했음에도 공적연금에 새롭게 가입한 경우가 30% 이상으로 나타났고, 반대로 가입에서 이탈한 경우도 13.5%로 모든 코호트 중 가장 높았다. 미가입에서 가입으로 변화한 경우는 청년 집단이 부모의 소득수준이 반영되는 것이 아닌 본인의 소득을 가지게 되면서 소득분위는 하락하였지만 독립을 하면서 공적연금에 가입한 경우가 많기 때문인 것으로 보이고, 가입에서 미가입으로 변화한 경우는 소득하락이 공적연금 이탈에 직접적으로 영향을 준 것으로 해석하였다. 2번 코호트는 소득분위가 하락했음에도 가입을 계속 유지하거나 새롭게 가입한 경우가 많았는데, 소득분위가 하락하더라도 공적연금을 통해 노후를 준비하겠다는 의도로 파악되었고 3번 코호트에서도 유사한 경향이 나타난 것으로 보인다.

〈표 5-5〉 소득분위 변화에 따른 가입여부 변화

(단위: %)

코호트 (출생연도)	연령 변화	소득분위 변화 (2008→2018)	N	가입 변화 유형 (2006→2016)				
				가입 유지	미가입 →가입	가입 →미가입	미가입 유지	계
1977 ~1986	20대 →30대	소득분위 상승	565	35.17	46.82	6.75	11.27	100.00
		소득분위 유지	153	44.21	25.76	16.11	13.92	100.00
		소득분위 하락	91	39.06	37.58	13.50	9.86	100.00
1967 ~1976	30대 →40대	소득분위 상승	1142	54.10	24.56	4.35	16.98	100.00
		소득분위 유지	283	59.96	16.38	5.82	17.85	100.00
		소득분위 하락	101	49.86	23.81	8.66	17.66	100.00
1957 ~1966	40대 →50대	소득분위 상승	986	51.57	23.14	4.65	20.63	100.00
		소득분위 유지	321	51.72	14.76	8.28	25.25	100.00
		소득분위 하락	107	49.52	21.28	9.96	19.24	100.00

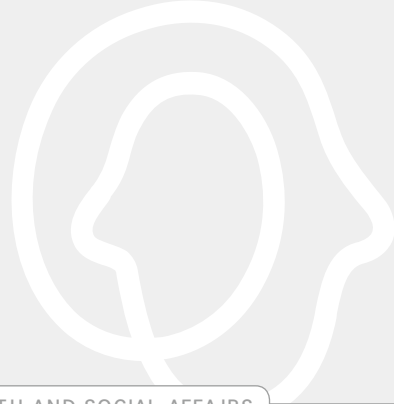
주: 소득분위 변화는 가처분소득 5분위를 활용하였으며, 균등화한 가구소득을 개인단위로 분석하였음.
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

제4절 소결

이 장에서는 한국복지패널 2차(2006년 기준), 12차(2016년 기준) 자료를 활용하여, 공적연금 가입 상태에 따른 인구학적·경제사회적 특성이 어떻게 변화하는지를 분석하였다. 분석결과를 종합하면, 먼저 우리나라의 공적연금 가입률은 시간의 흐름에 따라 상승하였고, 그만큼 제도의 혜택을 볼 수 있는 여지도 증가했다고 볼 수 있다. 코호트에 따른 가입 현황을 비교해보면 청년층 코호트(20대→30대)에서 미가입→가입 비율이 높게 나타났는데 이것은 새롭게 경제활동을 시작하면서 공적연금에 가입하는 비율이 청년층에서 높기 때문인 것으로 보인다. 공적연금 가입 변화의 양상을 성별로 구분해보면 10년 동안 공적연금 가입을 유지하고 있거나 새롭게 가입하는 비율이 남성에서 매우 높게 나타나, 여전히 공적연금은 남성 중심으로 운영되고 있는 한계를 보였다. 고용형태와 경제활동상태에 따른 가입률 변화를 분석해보면 비정규직보다 정규직이, 비경제활동상태보다 경제활동상태에 있는 사람들이 가입하는 비율이 높게 나타났고, 경제활동상태가 공적연금 가입에 큰 영향을 주고 있음을 보여주었다. 공적연금 가입 변화는 소득수준에 따라서도 다른 형태를 보였는데, 소득분위가 상승하거나 유지될 때 공적연금 가입을 유지하거나 새롭게 가입하는 비율이 높게 나타났다. 반면 소득분위

변화와 무관하게 미가입을 유지하고 있는 집단도 높게 나타났는데 이것은 고용주 또는 자영업자의 비율이 높은 특성이 반영된 것으로 해석하였다.

공적연금은 기초연금과 함께 우리나라의 대표적인 노후소득보장제도로 기능하고 있지만 상대적으로 안정적인 경제활동상태를 유지하고 있는 집단만을 대상으로 하고 있다는 비판과 함께 사각지대 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 이번 분석에서도 경제활동상태에 따라 공적연금 가입 여부가 크게 달라지는 경향을 보였는데, 노동시장 변화에 따른 비정규직 증가와 플랫폼 노동과 같은 고용형태의 다양화는 공적연금 가입의 불안정성을 더욱 증가시킬 것으로 예상된다. 경제사회적 변화 속에서 공적연금이 중요한 소득보장제도로써 기능을 수행하기 위해서는 유연한 고용형태의 노동자도 공적연금 가입할 수 있도록 법·제도적 측면에서 유연성을 강화하여야 하고, 남성중심으로 운영되고 있는 제도에서 여성에 대한 보장성도 강화할 수 있는 방향으로 개선되어야 한다. 분석 결과는 이와 같은 측면에서 공적연금의 사각지대 축소를 위한 정책 방안에 시사점을 제공할 수 있을 것이다.



제 6 장

생애주기별 주거실태 변화

제1절 문제제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제 6 장 생애주기별 주거실태 변화

제1절 문제제기

최근 주택을 둘러싼 문제는 거의 매일 언론을 통해 접할 수 있을 정도로 전 국민의 초미의 관심사가 되었다고 해도 과언이 아니다. 초저금리 시대에 오갈 데 없는 유동성 자금이 부동산 시장으로 유입되어 주택가격의 상승을 이끌었고, 초저금리 장기화는 전세의 월세 전환을 가속화하고 있다. 주택가격의 변화를 나타내는 주택매매가격변동률은 2006년 76.9에서 지속적으로 상승하여 2019년 100.9(2017년 11월 기준)를 기록하고 있으며(한국부동산원, 2020), 전세의 비중은 2006년 22.4%에서 2019년 15.1%로 감소하였고(강미나 외, 2020, p. 64), 2011년 33%에 불과했던 월세 거래량은 2016년 8월 45.9%로 증가하였다(정건섭·김성우·배정환, 2018). 이와 같은 상황은 가장 기본적인 욕구 중의 하나인 주(住)의 해결을 위한 주거의 확보가 점점 더 어려워지고 있음을 보여주고 있다. 특히 최근 증대된 청년층 주거문제에 대한 사회적 관심은 안정적이고 부담가능한 주거의 확보가 점점 어려워지는 상황에서 청년층이 가장 열악한 위치에 처해있다는 것을 보여준다 하겠다. 이러한 상황은 다수의 연구들에서 확인할 수 있다(이수옥, 2016; 이소영·정의철, 2017; 김민철, 2017; 이현정·김영주, 2018; 이상운·곽민주, 2020).

한편 주택의 구매 및 전월세 주거비 부담 능력은 가구 구성 및 규모에 따른 주거 욕구와 가구의 소득 수준과 직결된다고 할 수 있는데, 가구의 주거욕구 뿐만 아니라 소득 수준은 생애주기에 따른 추세를 보인다. 즉, 가구를 구성하는 청년층은 생애 첫 주택을 구매 및 임대하게 되고(가구 형성기), 중장년층은 자녀의 출생 및 성장으로 가구규모가 증가하게 되어 더 넓은 주택으로 이동하게 되며(가구 성장기), 노년층은 자녀의 출가 등으로 주택 규모를 줄여나가는 생애주기별 변화가 뚜렷하게 나타난다(가구 축소기). 가구의 소득 또한 청년층은 상대적으로 낮은 소득에서 본격적인 경제활동을 시작하면서 소득이 급격히 증가하고, 이후 은퇴 시점까지 완만히 증가하다가 은퇴 이후에는 소득이 급감하게 된다. 생애주기에 따른 소득 수준의 변화는 일면 생애주기에 따른 주거

육구에 대응할 수 있는 변화의 양상을 띠다고 볼 수 있으나, 최근으로 올수록 경제·사회적 측면에서 생애주기별 주거소비를 불안정하게 하는 요인들이 발생하고 있다. 경제적으로는 저성장 기조가 이어지면서 청년층의 취업시점이 늦어지고, 조기 은퇴에 따라 소득불안정이 심화되고 있으며, 사회적으로는 1인 가구의 증가, 고령화, 만혼 등이 그러한 요인들이라 할 수 있다(김민철, 2017, p. 2).

이에 이장에서는 2006년과 2016년 두 시점 간의 주거의 안정성과 주거의 소유 및 점유를 위한 비용을 코호트(출생연도)와 연령대별로 살펴봄으로써, 10년간의 주거실태의 변화 양상을 파악해보고자 한다. 주거실태의 측면은 주거의 안정성 및 비용뿐만 아니라 주거의 물리적 수준이 포함될 수 있으나, 최저주거기준을 미달하는 가구의 비율이 2006년 16.6%에서 2016년 5.4%, 2019년 5.3%(강미나 외, 2020, p. 87)로 감소추세에 있기 때문에 이장에서는 주거의 안정성 및 비용 측면에 초점을 맞춰 분석하고자 한다.

제2절 분석 방법

1. 분석 설계

이장의 주거실태 분석은 한국복지패널 2차와 12차 조사 자료를 활용하여 출생코호트별 10년간의 변화를 분석한다. 분석 자료는 2차와 12차 모두 응답한 균형패널 표본이며, 분석 단위는 생애주기별 주거실태를 보다 잘 나타내는 가구를 기준으로 한다. 개인을 분석단위로 할 경우, 부모와 같이 사는 청년 및 자녀와 같이 사는 노부모 등의 영향으로 생애주기별 주거의 변화 양상을 포착하기 어려운 측면이 있다. 이에 이장의 분석은 가구주의 연령을 기준으로 코호트를 구분하여 주거실태를 분석한다.

2차와 12차 균형패널을 통한 10년간의 비교 분석은 3개의 측면에서 분석이 가능하다. 먼저 특정 코호트의 연령이 10세 증가하며 나타나는 주거의 변화 양상을 분석할 수 있다. 2006년 30대가 2016년 40대, 2006년 40대가 2016년의 50대가 되면서 변화하는 주거실태를 파악할 수 있다. 둘째, 2006년과 2016년 동일 연령대의 비교 분석이 가능하다. 2006년의 30대와 2016년의 30대, 2006년의 70대와 2016년의 70대를 비

교 분석함으로써 10년 전과 후의 주거여건 차이를 가늠할 수 있다. 마지막으로 각 횡단 자료, 즉, 2006년과 2016년의 각 연령층별 주거실태의 분석이 가능하다.

〈표 6-1〉 주거실태 분석 설계

(단위: 가구)

출생연도	2006년	2016년	사례 수
1977~1986년생	20~29세	30~39세	102
1967~1976년생	30~39세	40~49세	663
1957~1966년생	40~49세	50~59세	756
1947~1956년생	50~59세	60~69세	689
1937~1946년생	60~69세	70~79세	951
1927~1936년생	70~79세	80~89세	512
전체	3,673		

주: 출생연도는 가구주 기준이며, 균형패널 표본의 수를 의미함. 따라서 분석 대상은 1927년생부터 1986년생까지를 포함하고 있음.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2. 분석 지표

이장에서는 앞서 언급한 대로 주거실태의 측면 중 주거비 부담 수준에 초점을 맞춰 분석하고자 하는데, 먼저 주거비 부담 수준과 직결되는 문제임과 동시에 주거의 안정성 측면을 파악할 수 있는 점유형태를 살펴보고자 한다. 점유형태는 한국복지패널조사 자료에서 자가, 전세, 보증부월세, 월세(사글세), 비가구원 명의주택, 기타로 구분하고 있는데, 보증부월세와 월세는 묶어 (보증부)월세로, 비가구원 명의주택과 기타 점유형태는 기타로 묶어 분석한다. 주거비 부담 수준은 자가와 임차가구로 나눠 분석하며, 자가가구의 경우는 주택가격과 주택구매능력을 통해 가장 안정적인 점유형태인 자가 소유의 여건을 분석하고, 임차가구의 경우는 임대료 수준, 임대료 부담 수준, 그리고 임대료 과부담 가구의 규모를 통해 임차가구의 주거비 부담 실태를 파악한다. 여기서 주택구매 능력(PIR)은 가구의 연 가처분 소득 대비 주택가격(배)을 의미하고, 임대료 과부담 가구는 월 소득 대비 임대료 비율이 30% 이상을 초과하는 가구로 정의한다. 각 지표에 대한 보다 상세한 설명은 해당 부분 분석에 앞서 제시하고자 한다.

〈표 6-2〉 주거실태 분석 지표

분석 지표		조작적 정의/ 변수 구성
점유형태		자가, 전세, (보증부)월세, 기타
자가가구	주택가격	거주하고 있는 소유 주택의 가격
	주택구매 능력(PIR)	각 가구의 연 가처분 소득 대비 주택가격(배)
임차가구 (전·월세)	임대료	월 기준의 임대료(주거관리비 등 미포함) - 전세금 및 보증부월세의 보증금은 정기예금(1~2년 미만) 연리 2006년 4.50%, 2016년 1.56%를 적용하여 월세로 환산
	임대료 부담 수준(RIR)	각 가구의 월 가처분 소득 대비 월 임대료(%)
	임대료 과부담 가구 비율	임차가구 중 월 소득 대비 임대료 비율이 30% 이상인 가구 비율

자료: 저자 작성

제3절 분석 결과

1. 점유형태 변화

한국복지패널 자료에서 2006년부터 2016년까지 10년간의 전반적인 점유형태의 변화는 자가 가구와 (보증부)월세의 소폭 증가와 전세 가구의 감소로 특징지을 수 있다. 자가 가구 비율은 53.89%에서 56.41% 증가하였고, (보증부)월세는 18.46%에서 20.52%로 소폭 증가하였으며, 전세 가구는 비율은 19.17%에서 14.18%로 감소하였다. 국토교통부의 주거실태조사 결과에 따르면, 자가 가구 비중이 2006년 55.6%에서 2016년 56.8%로 1.2%p 증가(강미나 외, 2020, p. 62)한 것으로 나타나는 반면, 한국복지패널 자료에서는 자가 점유율 2.52%p 증가하여 증가폭이 다소 높게 나타나고 있다. 이는 한국복지패널 가구의 특성에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 주거의 안정성이 높은 가구의 경우 표본에서 이탈할 가능성이 낮기 때문으로 유추할 수 있다. 따라서 이장의 주거실태 변화에 대한 분석 결과는 이러한 한계를 고려하여 경향성에 초점을 두고 해석에 유의할 필요가 있다.

〈표 6-3〉 전체가구의 주거 점유형태 변화

(단위: %)

구분	2006년	2016년
자가	53.89	56.41
전세	19.17	14.18
(보증부)월세	18.46	20.52
기타	8.47	8.89
전체	100.00	100.00

주: 전체 한국복지패널 2차, 12차 가구 대상이며, 각 차수의 가구 가중치 적용한 수치임.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2006년과 2016년의 코호트별 점유 형태 분포를 보여주는 아래 표는 앞서 언급하였듯이 2006년과 2016년 모두 조사에 응답한 가구, 즉 균형패널을 분석한 결과이다. 코호트별 점유형태를 살펴보면, 1977~1986년생, 1967~1976년생, 1957~1966년생, 1947~1956년생은 2006년보다 2016년 자가에 거주하는 가구가 증가한 반면, 1937~1946년생과 1927~1936년생은 자가 거주 비중이 감소한 것으로 나타났다. 이는 2006년 20~50대는 2016년 30~60대가 되면서 자가에 거주하는 비율이 증가한 반면, 2006년 60대와 70대는 10년이 지나며 자가에 거주하는 비율이 상당히 큰 폭으로 감소한 것을 뜻한다. 노년층으로 접어드는 시점을 기준으로 자가 비율이 감소하고 있음을 보여준다.

이러한 경향은 2006년과 2016년 각 횡단 자료 분석 결과에서도 발견되는데, 대체로 연령이 높을수록 자가 점유율이 높지만, 70대 이상에서는 자가 점유율이 낮게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 자가 점유율의 변화는 노년 시기에 자가 점유율이 감소하는 연령효과가 나타나고 있다고 볼 수 있다. 이는 퇴직 후 근로 및 사업소득이 급격히 하락하는 상황에서 주택자산의 일부를 소득으로 전환하여 생활비로 활용하거나, 자녀 등에게 주택자산을 증여하는 경우가 발생하기 때문으로 유추할 수 있다.

〈표 6-4〉 코호트별 주거 점유형태 변화

(단위: %)

구분	2006년					2016년				
	연령	자가	전세	(보증부) 월세	기타	연령	자가	전세	(보증부) 월세	기타
1977~1986년생	20대	20.56	37.49	33.53	8.42	30대	39.36	28.82	23.44	8.38
1967~1976년생	30대	42.25	30.57	18.73	8.44	40대	62.51	16.49	16.75	4.25
1957~1966년생	40대	54.81	19.46	20.51	5.22	50대	61.58	10.70	22.97	4.74
1947~1956년생	50대	66.67	9.96	18.50	4.87	60대	69.93	8.08	19.00	2.99
1937~1946년생	60대	73.52	9.11	11.60	5.76	70대	69.17	8.54	13.14	9.16
1927~1936년생	70대	59.85	13.52	11.53	15.10	80대	49.83	10.27	12.66	27.24

주: 1) '기타'에는 비가구원 명의 주택이나 사택 등의 주택에 무상으로 거주하는 경우를 포함함.

2) 2차, 12차 균형패널을 분석하였으며, 12차 가구 가중치를 적용한 수치임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

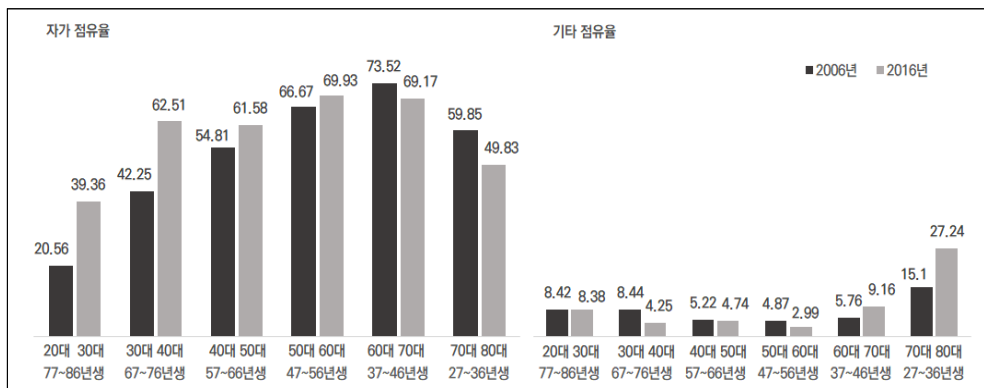
특히 자녀 등에게 주택자산을 이전하는 경향에 대한 추측은 1927~1936년생 코호트에서 기타 유형의 비율이 높게 나타나고 있는 사실과도 관련된다고 볼 수 있다. 1927~1936년생 코호트에서 기타 유형의 비율은 2006년 15.10%에서 2016년 27.24%로 상당히 큰 폭으로 증가하였다. 그러나 이와는 다르게 2016년에 70대인 1937~1946년생 코호트는 기타 유형 비율이 9.16%로 낮게 나타나는 것을 볼 수 있는데, 이 코호트는 60대인 2006년에도 기타 유형 비율이 5.76%로 나타나 증가폭도 상대적으로 작다. 이러한 결과는 고연령층 점유형태에 연령효과와 더불어 코호트 효과가 있는 것으로 해석할 수 있다. 이는 보다 정직한 분석이 요구되지만, 1937~1946년생 코호트가 자가 점유를 지속할 수 있는 제반 여건이 1927~1936년생 코호트에 비해 상대적으로 양호할 수 있다는 추측을 가능하게 한다. 가구의 점유형태는 개인의 선택에 의해 결정될 수도 있으나, 가구의 경제적인 여건 속에서 선택에 제약이 발생하는 경우가 일반적이라고 볼 수 있다. 2장의 [그림 2-1]과 [그림 2-2]를 보면 1927~1936년생이 70대일 때의 소득 수준은 1937~1946년생이 70대일 때의 소득 수준보다 낮은 것을 확인할 수 있다. 그러나 한편 앞서 언급한 것과 같이 고연령층의 자가 주택의 처분은 자녀 등에 대한 주택자산의 증여 인식과도 연관되는 것으로 1927~1936년생 코호트의 증여에 대한 선호가 1937~1946년생 코호트보다 높을 수 있다는 가능성을 완전히 배제할 수는 없을 것이다.

한편 40대와 70대 연령층을 제외한 다른 연령층의 자가 점유율은 2006년에 비해

2016년 감소한 것을 볼 수 있다(2006년 30대와 2016년 30대 등). 전체 자가 점유율이 증가한 것을 감안하여 각 연도 한국복지패널 전체 자가 점유율(각각 20.56%, 39.36%)로 각 코호트의 자가 점유율을 나눈 비율의 변화를 살펴봐도 그 양상은 유사하다(30대 -0.09, 40대 0.09, 50대 -0.15, 60대 -0.12, 70대 0.12). 이는 전체적인 자가 점유율이 증가했음에도 불구하고, 2016년 30대, 50대, 60대의 경우 자가를 점유하는 비중이 10년 전의 동일 연령층에 비해 낮아졌음을 의미한다.

[그림 6-1] 코호트별 자가와 기타 점유형태 변화

(단위: %)



주: 1) '기타'에는 비가구원 명의 주택이나 사택 등의 주택에 무상으로 거주하는 경우를 포함함.

2) 2차, 12차 균형패널을 분석하였으며, 12차 가구 가중치를 적용한 수치임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2006년과 2016년 각 가구별 점유형태의 이동을 살펴보면, 전반적으로 점유형태의 상향이동이 이루어지고 있다. 주거의 안정성 측면에서 월세 보다는 전세, 전세보다는 자가의 안정성이 높다고 볼 수 있다. 물론, 개인의 선호가 점유형태를 결정하는 요인이 될 수 있지만, 여기서는 경제적 제약 하에서 점유형태의 선택과 이동이 이루어진다는 가정 하에 그 이동 경향을 살펴보고자 한다. 기타 가구를 제외한 분석 대상 가구의 89.15%가 점유형태가 동일하게 유지되거나, 안정성이 높은 점유형태로 상향 이동한 것으로 나타났다.

이를 출생 코호트별로 살펴보면, 모든 코호트에서 85% 이상의 가구가 동일 점유형태를 유지하거나 상향 이동한 것으로 나타나는데, 그 비율은 대체로 연령이 낮을수록 낮게 나타나고 있다. 즉, 연령이 낮을수록 2006년에 비해 2016년 주거의 안정성이 낮

은 점유형태로 하향 이동하는 가구 비중이 높게 나타나고 있는 것이다. 2006년 20대는 2016년 30대가 되면서 14.79%가 하향 이동하였으며, 30대는 40대가 되면서 12.38%, 40대는 50대가 되면서 12.73%, 50대는 60대가 되면서 9.81%가 하향 이동하는 경향을 보여준다. 20~40대 계층은 사회·경제활동이 활발하고 가구를 구성하는 등의 생애주기에 따른 변화가 빈번히 일어나기 때문에 경제적 제약 이외의 이유로 점유형태의 하향 이동이 있었을 가능성을 배제할 수 없으나, 다른 연령층에 비해 점유 안정성의 하향 이동 비율이 높은 점은 이들 가구에 대한 정책적 관심의 필요성을 제기한다.

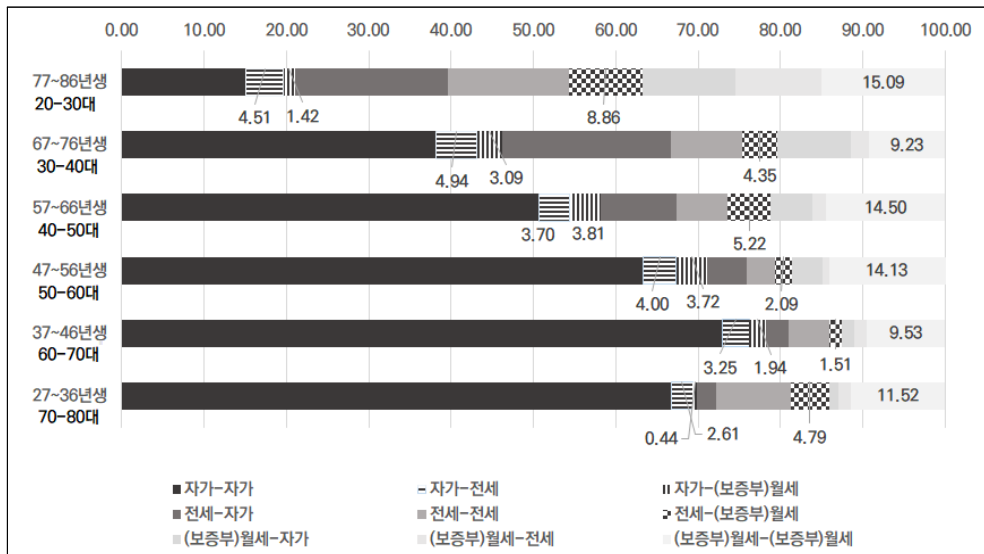
특히, 최근 저금리 기조가 지속되면서 임대인들은 전세보증금을 받는 대신 월세를 선호하게 되고, 이것이 전세의 월세 전환을 이끌고 있는 추세이다. 주거실태조사 결과에 따르면 월세의 비중이 2006년 19.0%에서 23.7%로 증가하였으며(강미나 외, 2020, p. 63), 한국감정원 부동산시장 분석 결과에서도 낮은 월세의 경우 확정일자를 미신고하는 경우가 고려되지 않음에도 불구하고 확정일자를 신고한 자료 기준으로 월세의 거래량이 2011년 33.0%에서 2016년 46.0%로 증가하였다고 보고하고 있다(한국감정원, 2017, p.133).

아래 그림에서 전세에서 월세로 하향 이동한 가구의 비율을 보면, 1977~1986년생이 20대에서 30대가 될 때 가장 높게 나타나고 있다(8.86%). 40대에서 50대가 될 때 5.22%, 70대에서 80대가 될 때 4.79%로 그 다음 순으로 나타나지만, 20대에서 30대가 되는 시기는 경제활동 시작으로 소득이 증가하여 주거의 상향이동 욕구가 높은 연령층이기 때문에 다른 연령층에 비해 전세에서 월세로 하향 이동한 가구 비율이 가장 높다는 사실은 그 수치 이상의 의미를 지닌다고 할 수 있을 것이다.

한편 지난 10년 동안 주거의 안정성이 가장 낮은 (보증부)월세를 유지하고 있는 가구는 각 코호트에서 9.23%~15.09%로 나타나고 있는 것을 볼 수 있다. 코호트별로 특정한 경향성은 발견되지 않으나, 각 코호트의 약 10% 내외의 가구가 월세에 고착화되어 있다는 사실은 눈여겨 볼 점이라 할 수 있다. 60대 이상의 가구는 소득활동이 감소하여 주거의 상향이동이 어려울 수 있으나, 경제활동을 하고 있을 60대 미만 가구의 월세 고착화는 보다 상세한 분석을 통해 그 원인을 파악하고 주거의 상향이동을 유도할 수 있는 지원 방안을 마련할 필요가 있다 하겠다.

[그림 6-2] 2006~2016년 점유형태 이동 가구 분포

(단위: %)



주: 기타 가구를 제외한 자가, 전세, (보충부)월세의 2006~2016년 점유형태 이동임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

2. 자가가구의 주택가격 및 주택구매능력 수준 변화

국토교통부의 주거실태조사 결과에 따르면, 자가가구의 주택 평균가격은 2006년 17,325만원에서 2016년 24,353만원으로 상승한 것으로 나타났다(강미나 외, 2020, p. 97). 이러한 전반적인 주택가격 상승의 시기효과로 균형패널 모든 코호트의 거주 주택가격이 10년이 지나면서 증가하였으며, 동일 연령층의 거주 주택가격을 비교해도 2006년보다 2016년 주택가격이 모든 연령층에서 높게 나타나고 있다(2006년 30대 14,761만원, 2016년 30대 25,994만원). 한편 횡단 자료의 주택가격을 연령층별로 살펴보면 연령이 증가하면서 거주 주택가격이 증가하다가 50대에 최고점을 찍고, 60대 이후 감소하고 있다. 이러한 경향은 2006년, 2016년 횡단 자료 모두에서 나타나고 있는데, 이는 생애주기에 따른 가구구성의 변화 등과 맞물려 나타나는 연령효과로 볼 수 있다. 즉, 60대부터는 자녀의 독립 등으로 가구규모가 작아지고 이에 따라 거주하는 주택의 규모를 줄여가게 된다.

〈표 6-5〉 자가가구의 주택가격 수준 변화

(단위: 만원)

구분	2006년		2016년	
	연령	주택가격	연령	주택가격
1977~1986년생	20대	8,629	30대	25,994
1967~1976년생	30대	14,761	40대	26,590
1957~1966년생	40대	16,299	50대	26,849
1947~1956년생	50대	19,131	60대	24,765
1937~1946년생	60대	16,330	70대	22,368
1927~1936년생	70대	12,004	80대	18,841

주: 주택가격은 각 코호트의 평균값으로서, 12차 가구 가중치를 적용한 수치임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

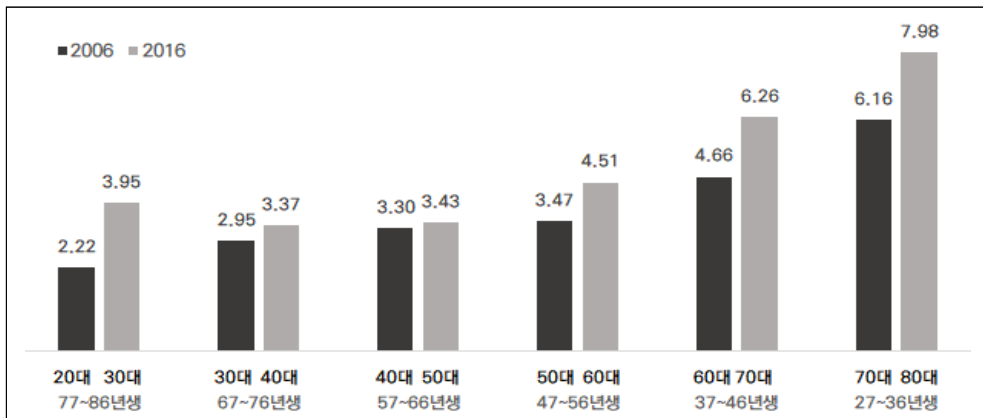
자가 소유를 위한 주택구매능력은 연소득 대비 주택가격 배율(PIR; Price to Income Ratio)을 통해 그 수준을 가늠할 수 있는데, 이는 주택을 구매하기 위해 가구가 1년 동안 번 소득을 하나도 쓰지 않고 몇 년을 모아야 하는지를 의미한다. 국토교통부의 주거실태조사 결과에 따르면, 2006년 4.2배, 2016년 5.6배²⁰⁾ 상승하였다(강미나 외, 2020, p. 100).

주택구매능력 지표는 생애 첫 주택을 구입할 가능성이 높은 저연령층에 초점을 맞춰 살펴볼 필요성이 있다. 아래 그림에서 주목할 점은 2006년에 30대인 1967~1976년생 코호트에 비해 2016년에 30대인 1977~1986년생 코호트의 연소득 대비 주택가격 배율이 2.95배에서 3.95배로 증가하였다는 점일 것이다. 이러한 경향은 2006년 40대 연령층에서도 발견되지만 그 증가폭이 매우 작은 것을 볼 수 있다. 이는 1967~1976년생 코호트보다는 1977~1986년생 코호트가 주택을 마련하는데 더 많은 시간을 소요할 것이라는 것을 말해 준다. 다시 말해, 자가의 점유형태가 증가하고 있음에도 불구하고 청년세대의 주택마련은 이전 세대보다 어려울 수 있다는 것이다.

20) 주거실태조사 연구보고서의 연소득 대비 주택가격 배율(PIR)은 주택가격의 중위값과 소득 중위값을 통해 산출한 반면, 이장의 분석에서는 각 가구의 PIR을 계산 후 PIR의 중위값을 산출하였다. 이는 보다 개별 가구의 특성을 반영한다고 볼 수 있음.

[그림 6-3] 연소득 대비 주택가격 배율(PIR) 변화

(단위: 배)



주: 각 가구의 PIR(주택가격/연 가처분 소득)의 중위값임(소득 0 이하인 가구 제외하고 분석함).
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

3. 임차가구의 임대료 및 임대료 부담 수준

가. 임대료 수준 변화

먼저, 전세와 월세가구의 월 임대료 수준의 비교를 위해서는 전세금 또는 보증부 월세의 보증금을 월세로 환산해야 하는데, 환산 방법에 따라 전세와 월세의 월환산 임대료 수준의 역전이 발생한다. 전월세 환산율을 적용하는 경우 전세의 환산 임대료 수준이 월세의 임대료 수준보다 높게 나타나고, 전세 및 보증금의 기회비용을 고려한 예금금리를 적용하는 경우는 (보증부)월세의 임대료 수준이 전세의 환산 임대료 수준보다 높게 나타난다(한국감정원, 2016, p. 75). 전세보다 (보증부)월세의 임대료 부담이 높은 것이 사회적 통념에 부합하기 때문에 본 분석에서는 기회비용 측면에서 해당 연도의 예금금리를 활용하여 전세금 및 보증부 월세 보증금을 월세로 환산하도록 한다. 또한 본 분석에서는 관리비 및 광열·수도비 등의 주거비를 제외한 순수 월세만을 분석한다.

임차가구 전체를 기준으로 보면 1957~1966년생을 포함한 이후 코호트에서는 2006년 보다 2017년 임대료 수준이 다소 상승하였으나, 1947~1956년생을 포함한 이전 코호트에서는 임대료 수준이 다소 하락한 것을 볼 수 있다. 이러한 결과의 한 요인은 저연령층의 경우 가구원수의 증가로 인한 주택 규모의 증가나 소득 증가에 따라 주택

의 질적 측면의 상향 이동 가능성이 높은 반면, 고연령층의 경우 가구원수의 감소 등으로 주택 규모를 줄이거나, 노후화된 기존 주택에 거주하는 경향이 높기 때문에 추측할 수 있다. 그러나 전세와 (보증부)월세로 나눠 살펴보면 두 점유형태 간 임대료 수준이 조금 다른 양상으로 변화하였음을 확인할 수 있다. 전세의 경우는 1957~1966년생을 포함한 이전 코호트에서 임대료 수준이 2006년보다 2016년이 낮아진 것으로 나타나지만, (보증부)월세의 경우는 1927~1936년생을 제외한 모든 코호트에서 임대료 수준이 높아진 것으로 나타나고 있다.

한편 2006년과 2016년 동일 연령층을 비교하면 전세의 경우는 2006년 40대에 비해 2016년 40대의 임대료 수준만 높아졌을 뿐 다른 연령층에서는 모두 낮아진 반면, (보증부)월세의 경우는 모든 연령층에서 임대료 수준이 높아진 것을 볼 수 있다. 이는 10년 전 동일 연령층에 비해 전세의 경우는 그 부담이 40대에서만 증가하였으나, (보증부)월세의 경우는 모든 연령층에서 부담이 높아졌다는 것을 의미한다. 특히, (보증부)월세 가구 중 2006년의 30대의 임대료 수준은 23.75만원이나, 2016년 30대는 38.90만원으로 증가하여 30대 월세가구의 부담이 증가하였음을 확인할 수 있다. 대체로 (보증부)월세 가구의 연령대가 높아질수록 임대료 증가폭은 감소하는 것으로 나타나고 있다.

〈표 6-6〉 임차가구의 임대료 수준 변화

(단위: 만원/월)

구분	전세		(보증부)월세		임차가구 전체	
	2006년	2016년	2006년	2016년	2006년	2016년
1977~1986년생	9.38	10.40	25.19	38.90	16.13	17.00
1967~1976년생	15.00	19.50	23.75	28.40	18.75	23.40
1957~1966년생	11.25	10.40	20.50	22.39	16.88	17.34
1947~1956년생	10.50	7.80	18.00	18.33	15.38	15.30
1937~1946년생	11.25	6.50	15.11	15.13	13.13	10.91
1927~1936년생	7.13	3.90	13.00	11.30	8.00	6.50

주: 1) 임대료는 극단치의 영향을 덜 받는 중위값임.

2) 전세와 (보증부)월세의 경우, 정기예금(1~2년 미만) 연리 2006년 4.50%, 2016년 1.56%를 적용한 임대료임²¹⁾.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

21) 전세의 경우, 2년 계약이 통상적인 것을 감안하여 정기예금(1~2년 미만)의 금리를 적용하였음(통계청, 2020b. 신규취급액 기준 정기예금(1~2년 미만)의 금리[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_005Y001&conn_path=I3에서 2020. 11. 16. 인출.).

나. 임대료 부담 수준 변화

임대료 부담 수준을 평가하는 객관적 접근 방법은 크게 ‘비율 접근법’과 ‘잔여소득 접근법’으로 구분할 수 있는데, 전자는 가구소득 대비 주거비용의 수준, 후자는 비주거 소비를 위한 잔여소득의 수준 측정하는 방식으로 이루어진다. 비율 접근 방식인 가구 월소득 대비 월임대료(RIR, Rent to Income Ratio) 측정 방식은 일정 비율을 기준으로 임대료 과부담 여부를 판단할 수 있다는 편리성을 가지고 있어 국제비교를 위해서도 자주 활용되는 지표이다. 다만 비율 접근법은 과부담을 평가하는 특정비율이나 개념에 대한 이론적 근거가 없다는 점이 지적되고 있으나, 논리적으로 보다 타당한 잔여소득 접근법은 특정 시공간에 따라 다르게 정의되는 비주거 품목에 대한 적절한 최소기준이 정해져야 한다는 문제가 있다(Stone, 2006). 본 분석에서는 비율 접근법을 사용하여 임대료 부담 수준을 평가하고자 한다. 또한 소득 대비 임대료 비율(RIR) 산정 시, 주요국은 임대료 부분에 월임대료뿐만 아니라, 광열·수도비를 포함한 유지수선비 등이 포함되나, 해당 변수는 한국복지패널 3차 조사부터 활용 가능하여, 본 분석에서는 월임대료(전세 및 보증금의 월세 환산 임대료 포함)로 한정하여 분석하고자 한다.

국토교통부의 주거실태조사에 따르면 전체 임차가구의 월소득 대비 임대료비율은 2006년 18.7%, 2016년 18.1%로 감소한 것으로 나타났다(강미나 외, 2020, p.101). 본 코호트별 분석에서도 전반적으로 월소득 대비 임대료 비율이 감소한 것으로 나타나고 있으며, 1937~1946년생과 1927~1936년생 코호트의 임대료 부담 감소폭이 다른 코호트에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있다. 1937~1946생 코호트 전체 임차가구의 월소득 대비 임대료 비율은 2006년(60대) 15.10%에서 2016년(70대) 8.77%로 6.33%p 감소하였고, 1927~1936년생 코호트는 2006년(70대) 16.96%에서 2016년(80대) 8.06%로 8.90%p 감소한 것으로 나타났다. 이는 다른 코호트에서 대략 3.50%p 이하의 감소폭을 보이는 것과 대조적이다. 이러한 경향은 전세와 (보증부)월세로 임차 유형을 나눠 살펴봐도 마찬가지이다. 이러한 결과는 앞서 살펴보았듯이 1937~1946생과 1927~1936년생 코호트의 전체 임차가구 임대료 수준이 낮아진 것이 하나의 요인을 짐작하게 한다.

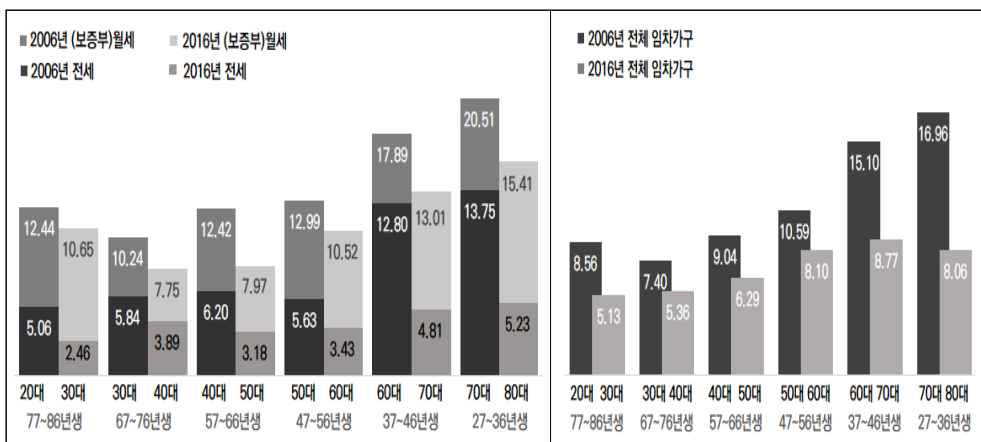
2006년과 2016년의 동일 연령층의 소득 대비 임대료 수준을 비교해도 고연령층의 임대료 부담 감소폭이 큰 것을 볼 수 있다. 즉, 2006년의 60대와 2016년의 60대, 그

리고 2006년의 70대와 2016년의 70대의 임대료 부담 수준은 다른 연령층에 비해 상대적으로 크게 감소한 것으로 나타나고 있다(각각 7.00%p, 8.18%p 감소). 그러나 동일 연도 비교 시 30대는 2.28%p가 감소했을 뿐이다. (보증부 월세) 가구로 한정하면 30대의 임대료 부담이 다른 연령층에 비해 상대적으로 크다는 것을 다시 한 번 확인하게 되는데, 소득 대비 임대료 비율이 2006년 30대는 10.24%였으나, 2016년 30대는 10.65%로 미미하지만 그 비율이 상승한 것으로 나타나고 있다. 이는 다른 모든 연령층(보증부)월세 가구의 임대료 부담 비율이 감소한 것과 상반되는 결과로서, 30대(보증부)월세 가구의 임대료 부담 수준이 상대적으로 더 높을 수 있음을 보여준다 하겠다. 30대의 임대료 부담 증가는 이들의 저축 수준을 감소시키는 요인으로 작용할 우려가 있으며, 이는 장기적으로 주거의 상향이동에 부정적 영향을 미칠 수 있다.

한편 각 횡단 자료에서 연령층별 임대료 부담 수준을 보면, 2006년과 2016년 모두 다른 연령층에 비해 60대 이상 고연령층에서 임대료 부담 수준이 높게 나타나고 있다. 2006년 60대는 15.10%, 70대는 16.96%이고, 2016년 60대는 8.10, 70대는 8.77%로 나타나는데, 고연령층의 경우 임대료 수준도 낮지만 소득 수준이 상대적으로 낮기 때문에 임대료 부담이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

[그림 6-4] 월소득 대비 임대료 비율(RIR) 변화

(단위: %)



주: 각 가구의 RIR(월 임대료/ 월 가처분 소득×100)의 중위값임(소득 0 이하인 가구 제외하고 분석함).
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

다. 임대료 과부담 가구 비율 변화

전·월세 임차가구의 임대료 과부담은 일반적으로 월소득 대비 임대료(RIR)가 30% 이상인 경우로 정의한다. 이는 이론적인 근거에 의해 기준이 마련되었다기보다 경험법칙(rules of thumb)에 의한 기준이지만, 정책적·학술적으로 널리 활용되고 있다. 미국 HUD에서는 30% 이상을 많은 주거지원 프로그램의 기준선으로 활용하고 있으며, 50% 이상인 경우는 ‘심각한 주거비 부담’ 수준으로 보고 우선 지원의 대상으로 삼기도 한다(HUD, 2020). 다만, 이러한 과부담 비율은 국가와 시기에 따라 비율의 기준이 다르게 적용될 수 있는데, 영국은 가처분소득 대비 35%를 과부담 기준으로 활용하고 있으며(Baxter & Murphy, 2017; Reynolds, 2011; Padley and Marshall, 2018에서 재인용), 런던 등에서는 40~45% 사용하기도 한다(Alakeson & Cory, 2013; Padley and Marshall, 2018에서 재인용). 본 연구에서는 일반적으로 사용되고 있는 소득 대비 임대료 비율이 30% 이상인 가구를 주거비 과부담 가구로 정의하고자 한다.

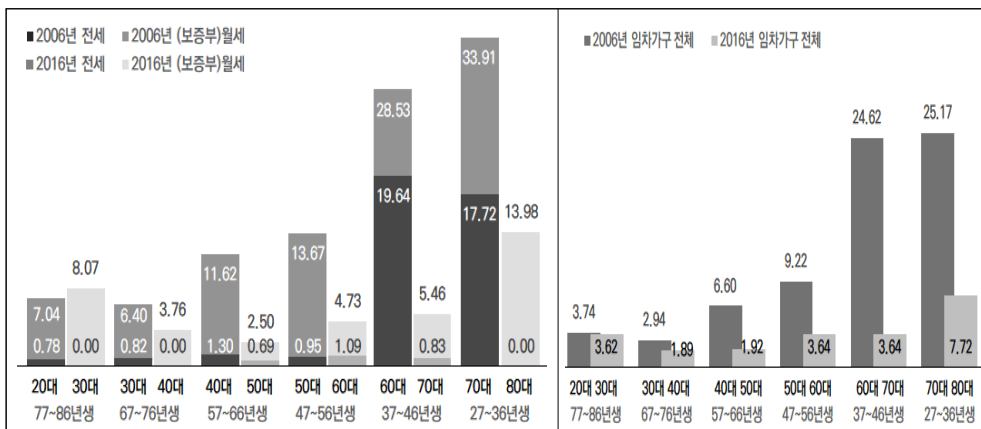
전·월세 임차가구의 전체 과부담 가구 비율은 2006년에 비해 2016년 모든 코호트에서 상당히 감소한 것으로 나타났다. 특히, 1937~1946년생과 1927~1936년생 코호트의 경우 그 폭이 다른 코호트에 비해 상당히 크게 감소하였다. 1937~1946년생은 2006년(60대)에 임대료 과부담 가구 비율은 24.62%였으나, 2016년(70대)에는 3.64%로 감소하였으며, 1927~1936년생은 2006년(70대)에 25.17%였으나, 2016년(80대)에 7.72%로 감소한 것을 볼 수 있다. 모든 코호트에서 2006년보다 2016년, 즉 연령이 10세 증가하면서 과부담 가구 비율이 감소하고 있는 것을 볼 때, 시기효과가 크게 나타나고 있다고 해석할 수 있다. 특히 이러한 과부담 가구의 감소는 전세가구의 과부담 가구 비율의 감소의 영향으로 볼 수 있는데, 1977~1986년생, 1967~1976년생, 1927~1936년생 코호트에서 2016년에 전세 가구 중에는 과부담 가구가 없는 것으로 나타나고, 나머지 코호트 전세가구도 1% 전후로 그 비율이 매우 낮게 나타나고 있다. 이러한 결과는 정기예금(1~2년 미만) 연리의 감소(2006년 4.50%, 2016년 1.56%)에 따라 전세가구의 환산된 임대료 수준이 낮아진 것을 하나의 요인으로 볼 수 있다.

한편 2006년과 2016년 동일 연령층(2006년 30대와 2016년 30대, 2006년 40대와 2016년 40대)을 비교하면, 대부분 과부담 가구 비율이 감소한 반면 2006년 30대와 2016년 30대의 임대료 과부담 가구 비율은 미미하지만 그 비율이 증가한 점은 눈

여겨 볼만한 점이라 할 수 있다(2006년 30대 2.94%, 2016년 30대 3.62%). 이는 앞서 살펴보았듯이 2006년 30대 (보증부)월세 가구의 월소득 대비 임대료 비율이 2016년 30대 보다 미미하지만 높게 나타났던 결과와 맥을 같이하는데, 2016년 30대 (보증부)월세 가구의 과부담 가구 비율 8.07%이나 10년 전 30대 (보증부)월세 가구의 과부담 가구 비율은 6.40%로 1.67%p 낮았다. 2016년 30대 (보증부)월세 가구의 과부담 가구 비율은 같은 해 80대 과부담 가구 비율 13.98% 다음으로 높은 수준이다.

[그림 6-5] 임대료 과부담 가구 비율 변화

(단위: %)



주: 임대료 과부담 가구는 가구의 월 가처분 소득 대비 월 임대료 비율(RIR)이 30%이상인 가구를 의미함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

위 그림에서 고연령층의 임대료 과부담 가구 비율이 상대적으로 크게 감소한 것을 확인할 수 있었는데, 이는 앞서 언급하였듯이 고연령층의 임대료 감소폭이 다른 연령층에 비해 컸던 것이 하나의 요인일 수 있으나, 다른 한편으로는 고연령층 대상의 공적 이전의 확대가 이들 가구의 가처분 소득을 증가시켜 임대료 부담을 낮췄을 가능성도 생각해볼 수 있을 것이다. 특히, 2014년 도입된 기초연금이 고연령층 공적이전 소득의 가장 큰 부분을 차지할 것으로 추측할 수 있다.

아래에서는 저소득층의 임대료 부담 완화를 위한 주거급여의 효과를 살펴보고자 한다. 2015년 하반기 제도가 개편되면서 주거급여의 대상은 가구의 소득인정액이 기준 중위소득의 43%로 확대되어 임대료 부담 완화 효과를 기대할 수 있다(2020년 현재 45%). 개편 전 주거급여의 대상은 생계급여의 대상과 동일한데, 대략 기준 중위소득의

32%에 해당 된다²²⁾. 한국복지패널조사 자료의 제약 하에서 주거급여의 효과를 분석해보면, 고령층에서 주거급여의 효과가 상대적으로 크게 나타나는 것을 볼 수 있다.

아래 표에서 주목할 점은 2016년 30대를 포함한 저연령층의 임대료 부담이 상대적으로 높지만([그림 6-4], [그림 6-5]), 주거급여의 개편 이후에도 1977~1986년생(2006년 20대, 2016년 30대)과 1967~1976년생(2006년 30대, 2016년 40대) 코호트에서는 주거급여의 효과가 나타나고 있지 않다는 점이다. 비록 저연령층의 과부담 가구 비율이 다른 연령층에 비해 낮은 수준이기는 하지만, 이러한 결과는 상대적으로 소득 활동이 활발한 저연령층이 주거급여의 대상으로 포함되는 것이 여전히 쉽지 않거나, 주거급여의 수준을 과부담에서 적정부담 수준으로 이끌지 못한다는 것을 의미한다고 할 수 있다. 또한 저연령층에 비해서는 고연령층에서 주거급여의 효과가 나타나는 것을 볼 수 있으나, 그 수준이 크지 않은 것을 확인할 수 있다. 보다 효과적인 임대료 과부담 가구 지원을 위해서는 제도의 대상 및 급여 수준에 대한 검토가 필요함을 보여준다.

〈표 6-7〉 주거급여 포함여부에 따른 임대료 과부담 가구 비율 변화

(단위: %, %p)

구분	2006년				2016년			
	연령	주거급여 미포함	주거급여 포함	차이	연령	주거급여 미포함	주거급여 포함	차이
1977~1986년생	20대	3.74	3.74	0.00	30대	3.62	3.62	0.00
1967~1976년생	30대	2.94	2.94	0.00	40대	1.89	1.89	0.00
1957~1966년생	40대	7.01	6.60	-0.41	50대	2.48	1.92	-0.56
1947~1956년생	50대	9.22	9.22	0.00	60대	4.04	3.64	-0.40
1937~1946년생	60대	25.92	24.62	-1.30	70대	5.48	3.64	-1.84
1927~1936년생	70대	28.30	25.17	-3.13	80대	9.23	7.72	-1.51

주: 1) 2006년 주거급여액은 기초보장수급액의 22.032%로 계산함. 개편 전 국민기초생활보장제도의 현금급여액은 생계급여 77.968%, 주거급여 22.032%로 상정하였음.

2) 12차 조사에서는 주거급여의 수급 개월이 조사되었으나, 2차 조사에서는 국민기초생활보장제도의 수급 개월이 조사되지 않아 각 연도 주거급여 총액을 12개월로 나누어 주거급여액을 계산함.

3) 자가 및 기타 점유형태의 주거급여 수급가구는 분석에서 제외함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

22) 2015년 맞춤형 급여체제로의 개편 전, 생계 및 주거급여의 대상자는 현재의 기준 중위소득이 아닌 최저생계비에서 타지원금액을 제외한 현금급여를 기준으로 하였음. 2015년 제도 개편 전 현금기준선은 4인 가구 기준 1,349,428원으로 2015년 기준중위소득 4,222,533원의 약 32%에 해당함.

2006년과 2016년 모두 전·월세 임차가구인 가구를 대상으로 임대료 과부담 상태의 변화를 살펴보면, 두 해 모두 임대료가 과부담 상태인 가구는 1927~1936년생 코호트에서 4.61%로 가장 높게 나타나고 1977~1986년생 코호트에서 4.43%로 나타나 두 번째로 높게 나타나고 있다. 이는 2006년과 2016년 10년 동안, 70대에서 80대, 20대에서 30대가 되는 연령층의 경우 다른 연령층에 비해 각 코호트의 임차가구 중 과부담 상태가 지속되고 있는 가구가 많은 것을 의미한다. 과부담 상태가 지속되는 가구의 비율은 중간연령층보다는 저연령과 고연령층에서 상대적으로 높게 나타나는데, 1947~1956년생 코호트에서 가장 낮게 나타나는 것을 볼 수 있다. 아래 그림에서도 주목해야 할 점은 가구의 소득 활동 가능성이 높은 1977~1986년생 코호트 임차가구에서 과부담 상태에 머무르는 가구 비율이 높게 나타난다는 점일 것이다. 이들 가구는 과부담에서 적정부담으로 변화하는 비율도 다른 연령층에 비해 상대적으로 낮게 나타나고 있어 과부담 가구 지원 시 주요 정책대상으로 포함되어야 할 것으로 보인다. 아래 <표 6-8>에서는 코호트 전체 가구 중에서의 과부담 상태의 변화 비율을 보여주고 있는데, 1977~1986년생 코호트 과부담 지속 가구는 전체 코호트 가구 중에서도 1.89%를 차지하고 있어 제도적 개입이 필요한 집단임을 다시 한 번 확인할 수 있다(자가가구 비율이 높은 1927~1936년생 코호트의 경우, 과부담 지속 가구 비율은 0.85%).

[그림 6-6] 2006-2016년 임대료 과부담 지속상태인 가구비율 변화

(단위: %)



주: 임대료 과부담 가구는 가구의 월 가처분 소득 대비 월 임대료 비율(RIR)이 30%이상인 가구를 의미함.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

한편, 1937~1946년생(60~70대), 1927~1936년생(70~80대) 코호트의 경우, 2006년 임대료 과부담 상태에서 2016년 적정부담 상태로 이동하는 가구 비율이 해당 코호트 내 임차가구 중에서 각각 21.84%, 18.34%로 가장 높게 나타나고 있다. 앞서 과부담 가구 비율의 감소폭을 봐도 고연령층에서 과부담에서 적정부담 상태로 이동한 가구가 많은 것을 볼 수 있었다. 임대료 과부담 상태에서 적정부담 상태로 이동한 가구만을 추가분석 한 결과, 대부분의 가구에서 소득 증가분이 임대료 감소분보다 큰 것을 발견할 수 있었다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 고연령층 가구의 가처분 소득, 특히 공적이전 소득의 증가와 관련된다고 볼 수 있다. 그러나 전반적으로 고연령층의 경우 임대료 과부담 가구의 비율이 높을 뿐만 아니라([그림 6-5]), 과부담 지속 가구의 비율이 높게 나타나고 있는 사실은 고연령층이 임대료 부담 완화를 위한 지원 제도의 주요 대상에서 제외되어서는 안 된다는 사실을 보여준다고 할 수 있다.

〈표 6-8〉 임대료 부담 상태 변화별 가구 비율

(단위: %)

구분	2006년 → 2016년				임차가구 중 (전체가구 중)
	적정부담 지속	적정부담 → 과부담	과부담 → 적정부담	과부담 지속	
1977~1986년생 (20대~30대)	94.47 (40.36)	0.00 (0.00)	1.10 (0.47)	4.43 (1.89)	100.00 (47.72)
1967~1976년생 (30대~40대)	94.94 (20.71)	0.00 (0.00)	2.70 (0.59)	2.36 (0.51)	100.00 (21.81)
1957~1966년생 (40대~50대)	90.90 (23.08)	0.66 (0.17)	7.23 (1.84)	1.21 (0.31)	100.00 (25.40)
1947~1956년생 (50대~60대)	86.00 (16.26)	3.37 (0.64)	10.16 (1.92)	0.47 (0.09)	100.00 (18.91)
1937~1946년생 (60대~70대)	74.45 (11.38)	0.72 (0.11)	21.84 (3.34)	2.98 (0.46)	100.00 (15.29)
1927~1936년생 (70대~80대)	75.30 (13.85)	1.75 (0.32)	18.34 (3.37)	4.61 (0.85)	100.00 (18.39)

주: 1) 임대료 과부담 가구는 가구의 월 가처분 소득 대비 월 임대료 비율(RIR)이 30%이상인 가구를 의미함.

2) 괄호는 코호트별 전체 가구(자가, 전세, (보증부)월세, 기타) 중 해당 가구 비율을 의미함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 2차, 12차 원자료.

제4절 소결

이상의 분석 결과는 주거의 안정성 측면과 주택 구매능력 측면에서는 2006년에 비해 2016년의 주거 여건이 악화되었음을 보여주고 있으나, 임차가구의 임대료 부담 측면에서는 여건이 개선되었음을 보여주고 있다. 즉, 2006년 대비 2016년 자가의 점유율이 전반적으로 증가하였으나, 임차가구의 경우 전세 비중이 감소하고 (보증부)월세 비중이 다소 증가하였고, 주택가격의 상승으로 주택구매 능력이 감소(연 소득으로 주택을 구매할 수 있는 소요 연수의 증가)한 것으로 나타나는 반면, 임대료 수준이 다소 증가하였음에도 불구하고 임대료 부담 수준은 낮아진 것으로 나타났다.

그러나 이러한 주거 여건은 연령층에 따라 다른 양상을 보이는 경우가 많았다. 대체로 분석 결과는 청년층과 노년층의 주거 여건이 열악함을 보여주고 있다고 말할 수 있다. 청년층은 10년 전 청년층에 비해 주거 여건이 더 열악해졌다는 측면에서, 노년층은 10년 전 노년층에 비해서는 주거 여건이 개선되었으나 여전히 가구 소득의 급감으로 인한 주거비 부담이 상당하다는 측면에서 주거의 문제적 상황을 특징지을 수 있다.

조금 더 구체적으로 청년층과 노년층의 주거 문제를 살펴보면, 먼저 청년층은 전체적으로 자가 점유율이 증가하였음에도 불구하고 2016년의 30대는 2006년의 30대보다 자가 점유율이 낮고, 2006년과 2016년의 점유형태 이동 분석 시 주거의 하향이동(자가→전세, 전세→(보증부)월세)이 이루어진 가구의 비율이 가장 높은 코호트는 1977~1986년생으로 이들은 2006년에 20대, 2016년 30대가 되는 코호트이다. 또한 2006년과 2016년 동일 연령층의 주택구매와 임대료 부담 능력 비교 시 30대가 주택 구매 능력이 가장 크게 하락하였고, 월소득 대비 임대료 수준은 모든 연령층에서 하락하였지만 30대의 경우만 상승하였으며, 임대료 과부담 가구 비율 역시 30대에서만 미미하지만 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 2006년의 청년보다 2016년의 청년이 주거의 안정성과 주택 구매 및 임대료 부담의 모든 측면에서 열악하다는 것을 보여주는 것으로 청년층을 위해 다양한 측면에서 주거지원 방안이 마련되어야 함을 시사한다. 즉, 임차가구의 임대료 부담 완화를 위한 임대료 지원뿐만 아니라, 보다 적극적으로 청년층의 가구구성과 생활패턴에 맞는 주택의 공급과 금융접근성 제고 및 자산형성 지원을 통해 주거 상향이동을 위한 기반을 마련해주는 것이 필요하다.

한편, 노년층 역시 청년층 못지않은 열악한 주거여건에 처해 있다고 할 수 있는데,

청년층의 경우 전반적인 주거여건의 악화가 주거의 안정성 및 주거비 부담능력의 악화를 가져왔다고 볼 수 있지만, 노년층의 경우는 그러한 주거 여건의 영향보다는 노후 소득 감소로 인한 주거비 부담 증가의 영향이 더 크다고 볼 수 있다. 분석 결과 70대 이상에서 자가 점유 비중이 감소하고 기타 점유 비중이 급증하고 전세가 다소 증가하는 양상을 보이는데, 이는 자녀 등에 대한 증여와 가처분 소득의 감소로 인해 주택자산을 소득으로 전환하여 쓰고자 하는 목적의 결과로 추측 가능하다. 또한 노년층의 경우 상대적으로 임대료 수준이 낮음에도 불구하고 가처분 소득이 급격히 낮아지기 때문에 임대료 부담 수준이 높고 과부담 가구 비율이 높게 나타났으며, 과부담 지속 가구의 상대적인 비중도 다른 연령층에 비해 높게 나타났다. 이러한 결과는 노년층의 가처분소득의 감소가 임대료 부담 능력을 낮추는 주요인임을 분명하게 보여주기 때문에 노후소득보장 및 직접적인 임대료 지원 측면에서 접근할 필요성이 있다 하겠다. 이를 위해서는 현재 임차가구에게 지급되고 있는 주거급여의 제도 개선을 먼저 고려해볼 수 있다. 주거급여는 2018년 부양의무자 기준을 폐지함으로써 대상자를 확대 한 바 있다. 이장의 분석에는 반영되지 못했지만 이러한 대상 확대는 노년층의 임대료 부담 능력을 향상시키는데 기여했을 것으로 기대된다. 다만, 2016년 기준의 주거급여의 임대료 과부담 가구 감소 효과를 분석하였지만 그 효과가 미미하였다는 점은 대상의 포괄성뿐만 아니라, 급여수준의 인상이 필요함을 보여주는 결과라 할 수 있다.



제2부

한국복지패널 표본 특성

제7장 표본 이탈 특성 분석

제8장 한국복지패널자료의 대표성 평가



제7장

표본 이탈 특성 분석

제1절 문제제기

제2절 분석 방법

제3절 분석 결과

제4절 소결

제 7 장 표본 이탈 특성 분석²³⁾

제1절 문제제기

패널 조사는 조사가 장기적으로 지속됨에 따라 패널 가구의 응답 피로도가 누적된다. 이로 인해 응답자의 응답 기피 현상이 발생한다. 한국복지패널조사는 매해 3년 전 조사가 완료되지 않은 가구의 복귀시도를 통해 표본감소를 줄임과 동시에 표본 유지율 제고를 위한 노력을 하고 있다. 그럼에도 조사가 장기화됨에 따라 가구 소실, 응답 거부와 같은 표본의 이탈은 불가피하므로, 패널 데이터의 표본 유지는 매우 중요하다. 체계적 표본 이탈이 발생한다면 표본의 대표성 문제를 초래할 수 있고, 표본감소 및 자료의 불균형으로 인해 분석 결과의 편의(bias)가 발생할 수 있다. 이는 조사 자료의 신뢰도가 저하됨을 의미한다. 이에 본 분석에서는 조사 응답 여부에 영향을 줄 수 있는 표본의 특성인 가구특성과 가구주의 사회·인구학적 특성을 1차 원표본 7072가구를 중심으로 분석하고, 효율적인 표본유지 및 관리를 위한 방안을 모색하고자 한다. 분석 자료는 1~14차 원자료를 활용하였다.

제2절 분석 방법

사건계열분석은 시계열분석이나 사건사 분석처럼 특정한 시점에서 어떤 사건이 일어날지를 확률적으로 파악하는 방식이 아니라, 시계열적으로 관찰되는 일련의 사건들을 총체적(holistic)으로 파악하고자 하는 분석 기법이다(장지연, 이혜정 2008, p.78). 본 분석에서는 1~14차에 걸친 한국복지패널조사의 응답 패턴을 사건계열의 하나로 보고 사건계열분석 후 분류된 집단의 차이가 있는지 분석하고자 한다. 사건계열분석의 절차를 요약하면, 먼저 각각의 사건계열을 구성하는 요소를 (응답:1, 무응답:0)로 정의

23) 이 분석은 한국노동패널의 패널브리프 제9호 “한국노동패널조사 98표본 원가구의 표본이탈 유형화”(이혜정, 2017)의 분석 프레임워크를 포괄적으로 인용하였음.

한 후 기본적인 특성, 예컨대 응답 패턴의 빈도나 비율 등을 살펴본 후 그래프를 통해 전반적인 사건계열의 특성을 확인한다. 이후 최적일치법(Optimal Matching Method)을 이용하여 각각의 사건계열을 서로 비교한다. 마지막으로 사건계열 간의 거리를 매트릭스로 구성한 후, 유사한 사건계열을 군집분석(Cluster analysis)을 통해 그룹화 한다(Brzinsky-Fay, Kohler, Luniak 2006, p.436). 이후 집단별 차이를 1차 구축 당시의 가구특성과 가구주의 사회·인구학적 특성에서 탐색해보고자 한다.

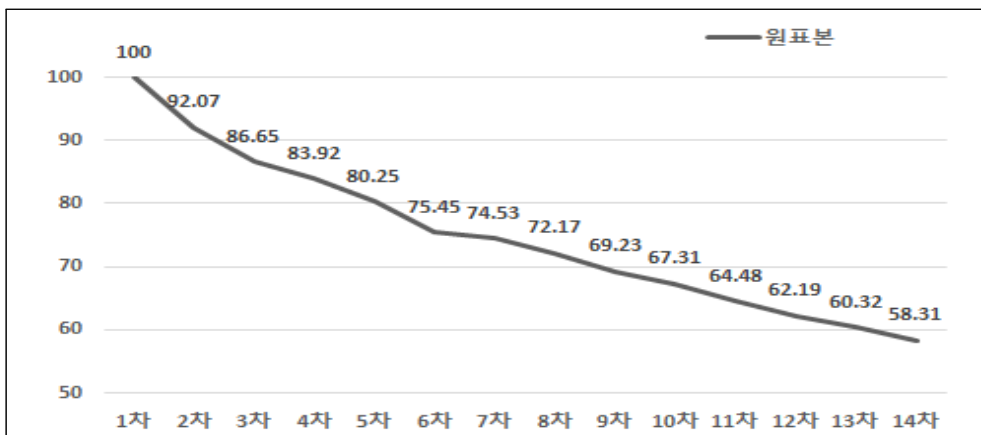
제3절 분석 결과

1. 원표본유지율

[그림 7-1] 원표본 유지율 그래프를 살펴보면, 조사 초기 2~3년 내에 표본 이탈이 많고, 그 이후로 표본 유지율은 2~3%p 내외로 감소하는 경향을 보인다. 구축 이후 조사 초기시점에 표본 유지를 위한 노력이 중요하다는 것을 파악할 수 있다. 또한, 1~8차까지 원표본 유지율은 70%대를 유지하고 있음을 알 수 있다. 14차 원표본의 유지율은 58.31%이다.

[그림 7-1] 원표본 7072가구의 유지율

(단위: %)

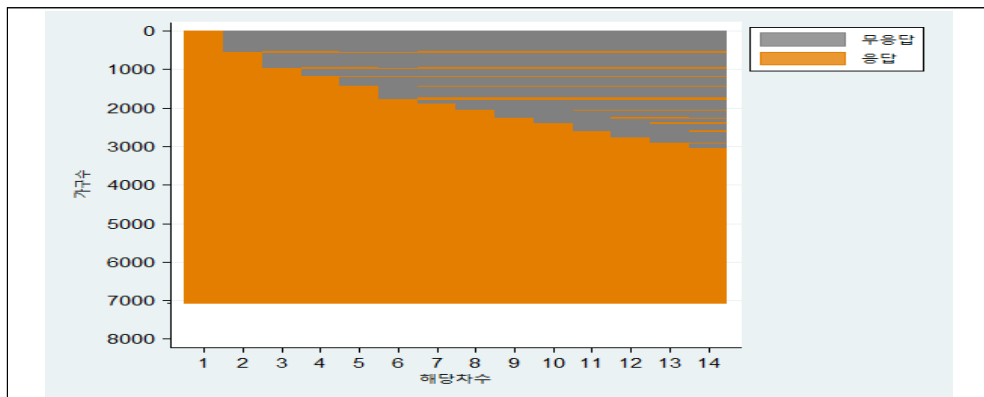


자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-2] 원표본 응답 패턴 그래프는 1~14차까지 원표본 7072가구의 응답 패턴을 그래프로 나타낸 것이다. 해당 차수에 조사에 응답한 경우는 ‘1’, 응답하지 않은 경우는 ‘0’으로 정의하였다. 그래프를 살펴보면, 1차부터 14차까지 지속적으로 응답하는 가구, 일정기간 응답한 이후 무응답이 유지되는 가구, 응답과 무응답을 반복하는 가구가 있는 것으로 나타났다.

[그림 7-2] 원표본 7072가구의 응답 패턴 그래프

(단위: 가구)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료

2. 사건계열분석

가. 원표본의 1~14차 응답 패턴 형태

먼저 원표본 7072가구의 응답 패턴의 형태를 살펴보고자 한다. 1~14차까지의 응답 패턴을 분석하므로 응답 패턴은 총 14자리로 구성되어있고, 각 자리는 해당 차수의 응답 상태를 의미 한다. ‘1’은 해당 차수에 조사를 응답한 것이고, ‘0’은 해당차수에 조사를 응답하지 않은 것을 의미한다. 예를 들어 ‘11000000000000’의 경우는 1,2차 조사에는 응답하고, 3차부터 14차까지는 응답하지 않은 가구의 응답 패턴이다.

〈표 7-1〉은 1~14차까지 원표본 가구의 응답 패턴에 따른 빈도를 나타낸 것이다. 응답 패턴의 형태는 총 56개 이다. 가장 빈도가 높은 응답 패턴 형태는 1~14차까지 조사를 유지한 가구로 원표본 7072가구의 56.82%인 4018가구가 이에 속한다. 반면 1차

만 응답하고 이후 응답하지 않은 가구는 527가구로 전체 가구 중 7.45%에 달한다. 이외에도 1차와 2차에만 응답, 1차~5차까지만 응답, 1~4차까지만 응답, 1~3차까지만 응답한 원표본이 각 384가구(5.43%), 289가구(4.09%), 251가구(3.55%), 205가구(2.90%) 순으로 나타난다. 일부 조사응답과 무응답을 반복하는 가구가 있으나, 특정시점까지는 꾸준히 조사에 응답하고, 그 이후에는 조사에 응답하지 않는 가구가 많은 비중을 차지하는 것으로 나타난다.

〈표 7-1〉 원표본 7072가구의 1~14차 응답 패턴 빈도표

(단위: 가구, %)

응답 패턴	빈도	비율	응답 패턴	빈도	비율
11111111111111	4,018	56.82	10000011111111	3	0.04
10000000000000	527	7.45	11010000000000	2	0.03
11000000000000	384	5.43	10111111110000	2	0.03
11111000000000	289	4.09	11110011000000	2	0.03
11110000000000	251	3.55	11111011111100	2	0.03
11100000000000	205	2.90	10000010000000	2	0.03
11111111110000	192	2.71	11011000000000	2	0.03
11111111000000	191	2.70	10111000000000	2	0.03
11111111110000	165	2.33	11111111000110	2	0.03
11111111111110	152	2.15	11111110001000	2	0.03
11111110000000	146	2.06	11101111111111	2	0.03
11111111111100	138	1.95	11111010001111	2	0.03
11111100000000	131	1.85	10000011111110	1	0.01
11111111000000	124	1.75	11000011000000	1	0.01
11111011111111	26	0.37	11011110000000	1	0.01
11111111110001	14	0.20	11100011111111	1	0.01
10111111111111	13	0.18	11000011111000	1	0.01
11011111111111	12	0.17	10000011100000	1	0.01
11111111000111	10	0.14	10111110001111	1	0.01
11111110001111	8	0.11	11111110001100	1	0.01
11111110001111	7	0.10	11111011111110	1	0.01
10110000000000	5	0.07	11100011100000	1	0.01
11000011111111	5	0.07	11011111110000	1	0.01
11111011000000	4	0.06	11111111111101	1	0.01
11111010000000	4	0.06	10111110000000	1	0.01
11111011111000	4	0.06	11110011110000	1	0.01
10100000000000	3	0.04	11011111111110	1	0.01
11111011110000	3	0.04	11110011111111	1	0.01

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

나. 원표본의 1~14차 응답 패턴 유형화

원표본 7072가구의 1~14차까지의 응답 패턴을 사건계열분석(Event sequence analysis) 후 군집분석을 통해 네 개의 집단²⁴⁾으로 구분하였다. 단, 1~14차 모두 응답한 4018가구는 집단 구분이 명확하므로 분석에서 제외하고, 나머지 3054가구로 사건계열분석을 수행 하였다. 또한, 분석 시 응답과 무응답의 패턴만 고려하였으며, ‘사망’, ‘요양소 입소’ 등의 무응답 사유는 고려하지 않았다.

〈표 7-2〉는 원표본 7072가구의 1~14차 응답 패턴을 유형화한 결과이며, 각 집단의 명칭은 응답 패턴의 특성에 따라 (1)초기이탈, (2)중기이탈, (3)후기이탈, (4)지속응답으로 부여²⁵⁾하였다.

〈표 7-2〉 원표본 7072가구의 1~14차 응답 패턴 유형화 결과

구분	특성
(1) 초기이탈	조사 초기 1~2차까지는 응답하고, 이탈 후 거의 재진입이 없었던 집단
(2) 중기이탈	조사 중기까지는 응답하고, 이탈 후 거의 재진입이 없었던 집단으로 일부 응답과 무응답을 반복하는 표본은 있으나, 최근 2년간 조사에서는 응답하지 않은 집단
(3) 후기이탈	조사 후기까지는 응답하고 이탈하거나, 일부 응답과 무응답을 반복하는 표본이 있으나 응답 횟수가 무응답 횟수보다 많고 최근 2년간 조사에 참여한 가구가 일부 있음.
(4) 지속응답	조사 구축시점부터 14차 조사까지 단 한 번의 이탈 없이 응답을 유지한 집단

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

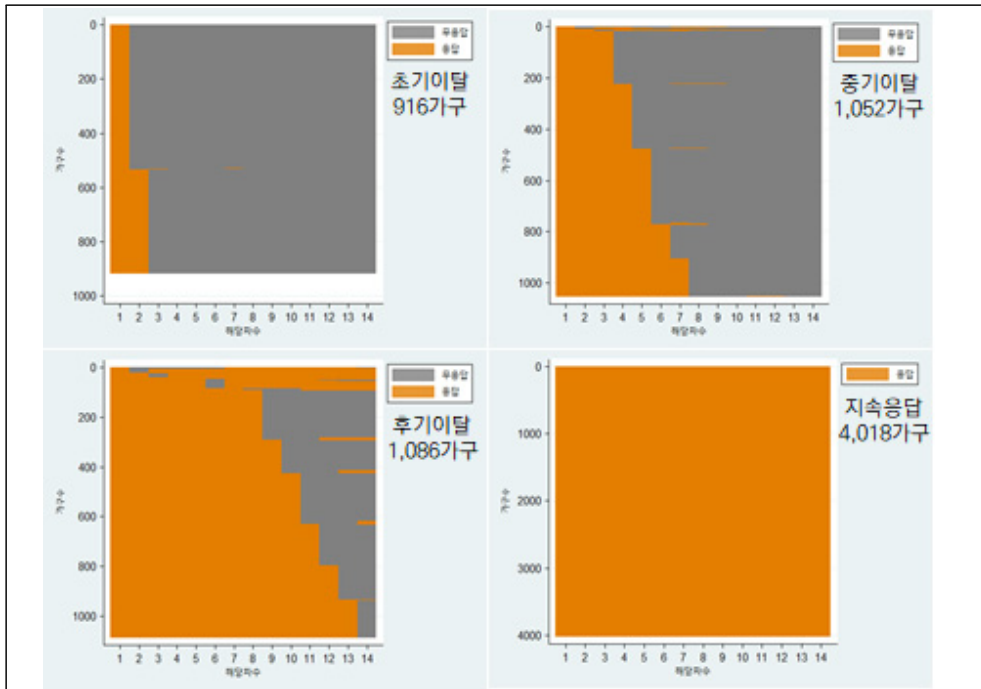
[그림 7-3]는 집단 유형별 응답 패턴을 그래프로 나타낸 것이다. 초기이탈과 중기이탈의 경우 이탈 후 재진입이 거의 없었고, 후기이탈의 경우 일부 이탈 후 재진입 및 14차까지 조사에 응답한 가구가 있는 것으로 나타난다.

24) 집단 수의 결정은 Calinski-Harabasz pseudo-F값이 가장 큰 값을 가지는 군집수로 선정하였음.

25) 상세 응답 패턴은 [부표 1] 응답 패턴 유형에 따른 집단 유형별 분류를 참조.

[그림 7-3] 원표본 7072가구의 집단 유형별 응답 패턴 그래프

(단위: 가구)

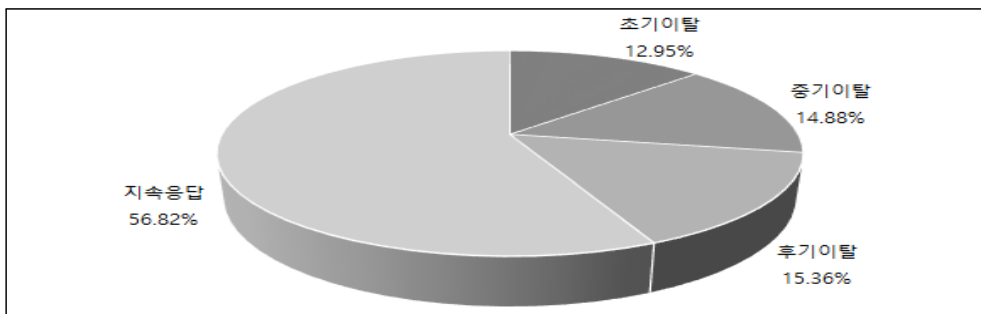


자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-4]는 집단 유형별 분포를 그래프로 나타낸 것이다. 집단 유형별 분포를 살펴보면, 지속응답 비율이 56.82%로 가장 많고, 초기이탈 비율은 12.95%, 중기이탈 비율은 14.88%, 후기이탈 비율은 15.36%로 구성되어있다.

[그림 7-4] 원표본 7072가구의 집단 유형별 분포

(단위: 가구, %)

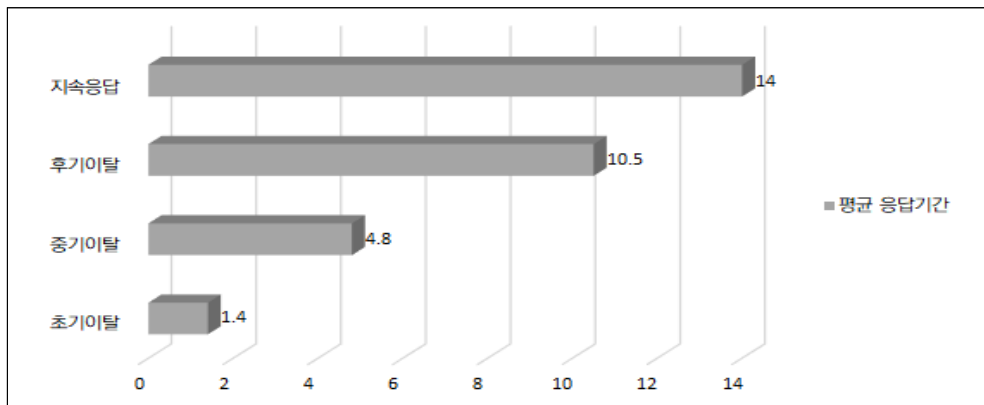


자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-5]는 집단 유형별 평균 응답 기간을 그래프로 나타낸 것이다. 집단 유형별 평균 응답 기간을 살펴보면, 초기이탈은 1.4년, 중기이탈은 4.8년, 후기이탈은 10.5년을 응답한 것으로 나타났다. 단, 응답과 무응답을 반복하는 표본은 응답한 총 횟수만 고려하였다. 평균 응답 기간을 고려해보았을 때, 초기이탈이 12.95%를 차지하는 것은 적지 않은 비율이라고 판단된다.

[그림 7-5] 원표본 7072가구 집단 유형별 평균 응답 기간

(단위: 년)



자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

3. 원표본 7072가구의 집단 유형별 특성

- 가구특성 및 가구의 사회·인구학적 특성을 중심으로 -

본 절에서는 앞서 분석한 네 개의 집단의 특성을 가구 및 가구의 사회·인구학적 특성을 중심으로 살펴보고자 한다. 가구특성 변수로는 1차 조사 당시 균등화소득에 따른 가구 구분(공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60%기준), 거주지역, 주거형태, 가구원 수가 포함된다. 가구의 사회·인구학적 특성 변수로는 1차 조사 당시 가구의 연령대, 주된 경제활동, 혼인상태, 교육수준이 포함된다. 주거형태의 경우, 자가, 전세, 보증부 월세·월세, 기타의 형태로 재코딩하여 분석하였고, 가구의 주된 경제활동은 상용직, 임시·일용직·자활 및 공공근로, 고용주·자영업자, 무급가족종사자·비경제활동인구·실업자로 재코딩하여 분석하였다. 마찬가지로 가구의 혼인상태는 유배우, 사별·이혼·별거, 미혼(비해당 제외)으로, 교육수준은 중졸 미만, 중졸, 고졸, 전문

대졸이상으로 재코딩하여 분석하였다. 단, 교육수준에서 재학 또는 휴학의 경우 해당 교육수준 아래로 코딩하였다. 예를 들어, 대학교 휴학 중인 경우는 고졸로 코딩하였다.

〈표 7-3〉과 〈표 7-4〉는 네 개의 집단과 가구특성 및 가구주의 사회·인구학적 특성에 대한 이변량 분석의 결과로 통계적으로 유의미한 차이 및 연관성이 있는 것으로 확인되었다.

〈표 7-3〉 원표본 70722구의 집단 유형별 가구특성 기초통계

(단위: 가구, %)

변수명	변수설명	전체		초기이탈		중기이탈		후기이탈		지속응답		$\chi^2(d)/F$
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	
전체	평균 가구원 수(명)	7,072	100	916	12.95	1,052	14.88	1,086	15.36	4,018	56.82	-
		2.66		2.86		2.51		2.53		2.69		15.55***
	1인	1,521	100	183	12.03	325	21.37	319	20.97	694	45.63	221.69 (12)***
	2인	2,095	100	199	9.50	241	11.50	277	13.22	1,378	65.78	
	3인	1,357	100	187	13.78	192	14.15	178	13.12	800	58.95	
가구특성	4인	1,555	100	273	17.56	227	14.60	237	15.24	818	52.60	
	5인 이상	544	100	74	13.60	67	12.32	75	13.79	328	60.29	131.75 (3)***
	일반	3,789	100	651	17.18	541	14.28	531	14.01	2,066	54.53	
	저소득	3,283	100	265	8.07	511	15.57	555	16.91	1,952	59.46	
	서울	1,335	100	241	18.05	253	18.95	198	14.83	643	48.16	192.32 (12)***
거주 지역	광역시	1,818	100	258	14.19	285	15.68	244	13.42	1,031	56.71	
	시	2,264	100	329	14.53	323	14.27	349	15.42	1,263	55.79	
	군	1,431	100	71	4.96	156	10.90	256	17.89	948	66.25	
	도농복합군	224	100	17	7.59	35	15.63	39	17.41	133	59.38	
주거형태	자가	3,744	100	443	11.83	420	11.22	513	13.70	2,368	63.25	180.67 (9)***
	전세	1,176	100	188	15.99	214	18.20	192	16.33	582	49.49	
	보통부 월세·월세	1,349	100	213	15.79	249	18.46	224	16.60	663	49.15	
	기타	800	100	72	9.00	168	21.00	157	19.63	403	50.38	

주: 1) ***는 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄. 2) 그룹 간 이분산성으로 Welch's ANOVA 결과를 제시함 3) 비가중(unweighted) 표본의 비율임 4) 주거형태 무응답 3개 제외
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 7-4〉 원표본 70727구의 집단 유형별 가구주 사회·인구학적 특성 기초통계

(단위: 가구, %)

변수명	변수설명	전체		초기이탈		중기이탈		후기이탈		지속응답		$\chi^2(df)/F$	
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율		
가구주 특성	평균나이	53.37		46.33		53.45		55.26		54.43		85.31***	
		연령대	25세 이하	106	100	33	30.56	18	16.67	15	13.89	42	38.89
	26세 이상 40세 이하			1,719	100	329	19.14	306	17.80	279	16.23	805	46.83
	41세 이상 50세 이하		1,460	100	253	17.33	229	15.68	203	13.90	775	53.08	
	51세 이상 65세 이하		1,791	100	192	10.72	146	8.15	179	9.99	1,274	71.13	
	66세 이상 75세 이하		1,450	100	70	4.83	177	12.21	255	17.59	948	65.38	
	76세 이상		544	100	39	7.17	176	32.35	155	28.49	174	31.99	

주: 1) ***는 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄. 2) 그룹 간 이분산성으로 Welch's ANOVA 결과를 제시함 3) 비가중(unweighted) 표본의 비율임.
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 7-4〉 (계속)

(단위: 가구, %)

변수명	변수설명	전체		초기이탈		중기이탈		후기이탈		지속응답		$\chi^2(d.f.) F$
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율	
주된 경제활동 상태	상용직	1,562	100	300	19.21	232	14.85	247	15.81	783	50.13	189.49 (9)***
	임시·일용 등	1,435	100	220	15.33	212	14.77	182	12.68	821	57.21	
	고용주· 자영업자	1,745	100	172	9.86	197	11.29	220	12.61	1,156	66.25	
	무급가족 종사자 등	2,329	100	224	9.62	411	17.65	437	18.76	1,257	53.97	
가구주 특성	유배우	4,735	100	619	13.07	601	12.69	644	13.60	2,871	60.63	180.38 (6)***
	사별·이혼· 별거	1,844	100	182	9.87	353	19.14	373	20.23	936	50.76	
	미혼	491	100	115	23.42	97	19.76	69	14.05	210	42.77	
교육수준	중졸 미만	2,487	100	153	6.15	376	15.12	439	17.65	1,519	61.08	219.88 (9)***
	중졸	843	100	98	11.63	96	11.39	112	13.29	537	63.70	
	고졸	2,212	100	370	16.73	324	14.65	305	13.79	1,213	54.84	
	전문대졸 이상	1,530	100	295	19.28	256	16.73	230	15.03	749	48.95	

주: 1) ***는 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄. 2) 비가중(unweighted) 표본의 비율임. 3) 주된 경제활동 상태 결측값 1개 제외 4) 혼인상태 비해당 2개 제외
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

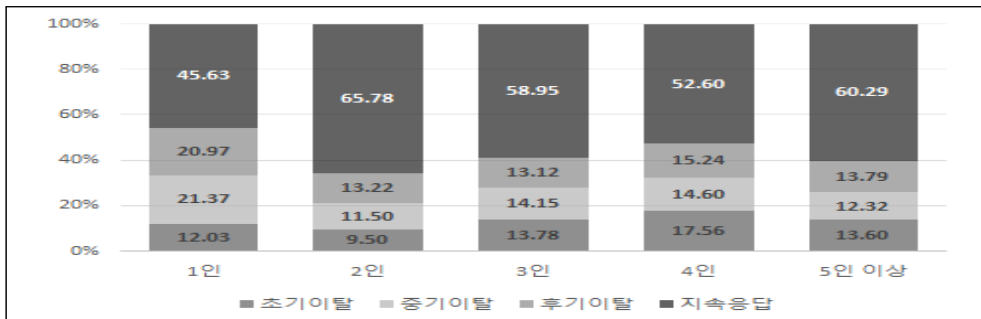
가. 가구특성

가구의 특성인 가구원 수, 균등화 소득에 따른 가구 구분, 가구의 거주 지역, 주거형태를 살펴보고자 한다.

원표본 7072가구는 1인 가구 21.51%(1521가구), 2인 가구 29.62%(2095가구), 3인 가구 19.19%(1357가구), 4인 가구 21.99%(1555가구), 5인 이상 가구 7.69%(544가구)로 구성되어있다. [그림 7-6]은 가구원 수에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 1인 가구는 초기이탈이 12.03%, 중기이탈이 21.37%, 후기이탈이 20.97%, 지속응답이 45.63%로 이탈 가구 비율이 54.37%이며, 1인 가구를 제외한 2인 이상의 가구는 이탈 가구보다 지속응답 가구 비율이 높게 나타난다. 특히, 2인 가구의 경우 지속응답이 65.78%로 높게 나타난다. 4인 가구의 경우 초기이탈 17.56%, 중기이탈 14.60%, 후기이탈 15.24%로 이탈 가구의 비율이 비교적 높게 나타난다.

[그림 7-6] 가구원 수에 따른 집단 구성비

(단위: %)

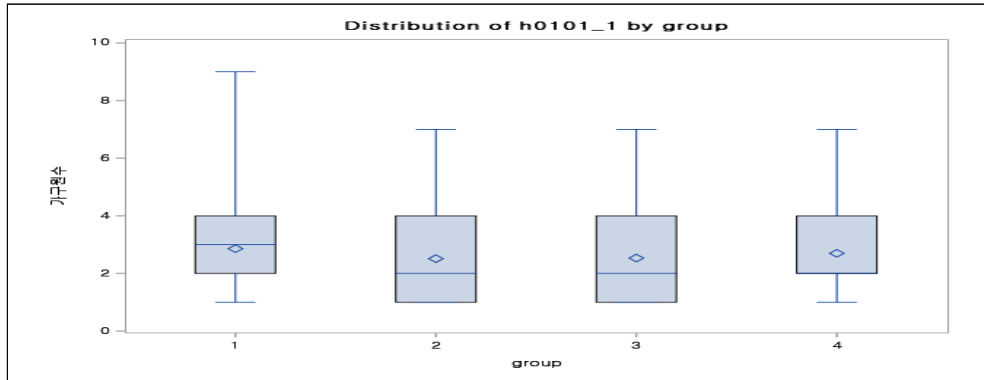


주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 7-3〉에서 각 집단의 평균 가구원 수를 살펴보면, 초기이탈은 평균 가구원 수가 2.86명, 중기이탈은 2.51명, 후기이탈은 2.53명, 지속응답은 2.69명으로 나타난다. [그림 7-7]은 집단 유형별 가구원 수를 상자그림으로 나타낸 것이다. 상자그림을 통해 집단의 분포를 살펴보면, 초기이탈과 지속응답은 2~4인 가구에 집중되어있는 반면, 중기이탈과 후기이탈의 경우 1~4인 가구에 집중되어있는 것으로 나타났다. 중위값은 초기이탈이 높은 것으로 나타난다.

[그림 7-7] 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구원수 상자그림



주: 1) group1: 초기이탈, group2: 중기이탈, group3: 후기이탈, group4: 지속응답

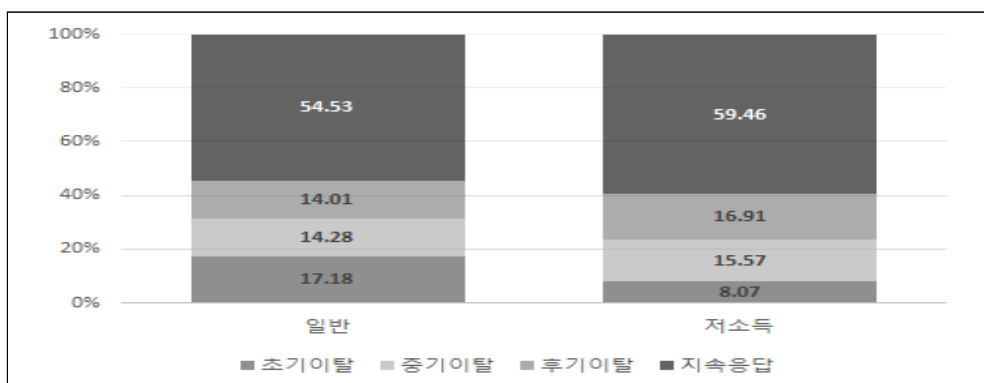
2) Box plot option : SAS SKELETAL

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-8]은 가구 구분에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 일반 가구의 지속응답 가구 비율은 54.53%, 저소득 가구의 지속응답 가구 비율은 59.46%로 저소득 가구 보다는 일반 가구의 이탈 비율이 높은 것으로 나타났다. 특히 <표 7-3>에서 초기이탈 가구 중 일반 가구는 71.07%(651가구), 저소득 가구는 28.93%(265가구)로 일반 가구의 이탈이 많은 것으로 나타난다. 중기이탈과 후기이탈 가구는 저소득 가구와 일반 가구의 차이가 크지 않은 것으로 나타난다.

[그림 7-8] 가구 구분에 따른 집단 구성비

(단위: %)



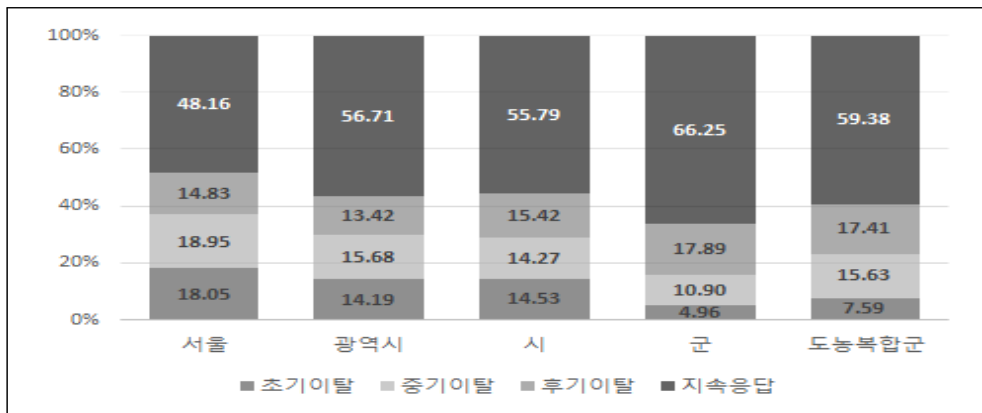
주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-9]은 거주 지역에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 서울 거주 가구는 지속응답 가구 비율이 48.16%로 서울 외 지역 거주 가구보다는 서울 거주 가구의 이탈이 많은 것으로 나타난다. 서울 거주 가구 중 초기이탈은 18.05%, 중기이탈은 18.95%로 조사 구축 후 5년 이내 탈락이 두드러지는 것으로 보인다. 군 거주 가구는 지속응답 가구 비율이 66.25%로 이탈 가구 대비 그 비율이 높은 것으로 나타난다.

[그림 7-9] 거주 지역에 따른 집단 구성비

(단위: %)



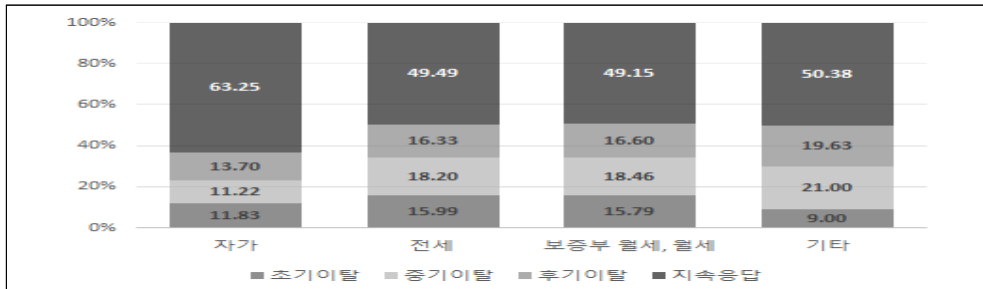
주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-10]은 주거형태에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 자가 거주 가구는 지속응답 가구 비율이 63.25%로 높게 나타나며, 전세, 보증부 월세 등의 거주 가구는 지속응답 가구의 비율이 각각 49.49%, 49.15%로 이탈 가구 비율이 높은 것으로 나타난다. <표 7-3>에 제시하였듯이, 자가 거주 가구 중 지속응답 가구는 2368가구로 자가 가구의 63.25%이며, 전세와 보증부 월세 등 거주 가구 2525가구 중 이탈 가구는 1280가구로 50.69%인 것으로 나타났다. 전세나 보증부 월세 등의 주거형태는 자가보다는 상대적으로 이사가 잦을 가능성이 높다. 잦은 이사는 패널 가구 관리에 있어서 표본이탈 가능성을 높이는 요인으로 볼 수 있으며, 주거의 안정성이 표본이탈과 관련성이 있는 것으로 판단된다.

[그림 7-10] 주거형태에 따른 집단 구성비

(단위: %)



주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

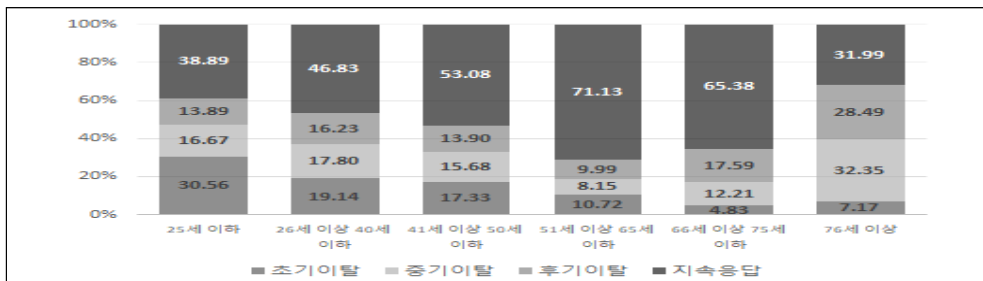
나. 가구주 특성

가구주의 특성인 가구주의 연령, 가구주의 주된 경제활동 상태, 가구주의 혼인상태, 가구주의 교육수준을 살펴보고자 한다.

[그림 7-11]은 가구주의 연령에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 전체 7072가구 중 26세~40세 가구주는 초기이탈이 19.14%, 중기이탈이 17.80%, 후기이탈이 16.23%, 지속응답이 46.83%로 이탈 가구 비율이 53.17%인 것으로 나타났다. 또한, 51세~65세 가구주는 초기이탈 10.72%, 중기이탈 8.15%, 후기이탈 9.99%, 지속응답이 71.13%로 지속응답의 비율이 매우 높게 나타났다. 76세 이상 고령 가구주는 중기이탈이 32.35%, 후기이탈이 28.49%로 높게 나타났는데 이는 사망, 요양소 입소 등 가구 소실의 영향인 것으로 판단된다.

[그림 7-11] 가구주의 연령대에 따른 집단 구성비

(단위: %)

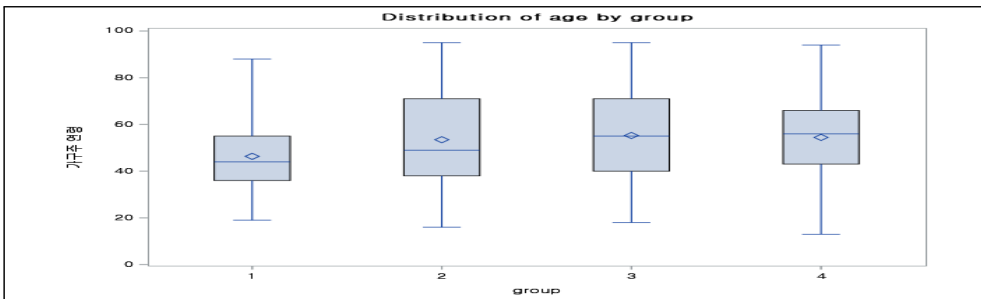


주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-12]은 집단 유형별 가구주 연령대를 상자그림으로 나타낸 것이다. 초기이탈이 다른 집단보다 가구주의 연령대가 평균적으로 낮은 것으로 나타나며, 분포 역시 다른 집단보다 30대~50대에 집중 되어있는 것으로 보인다. 중기이탈과 후기이탈은 다른 집단보다 연령대가 높은 것으로 나타난다.

[그림 7-12] 원표본 7072가구의 집단 유형별 가구주 연령대 상자그림



주: 1) group1: 초기이탈, group2: 중기이탈, group3: 후기이탈, group4: 지속응답

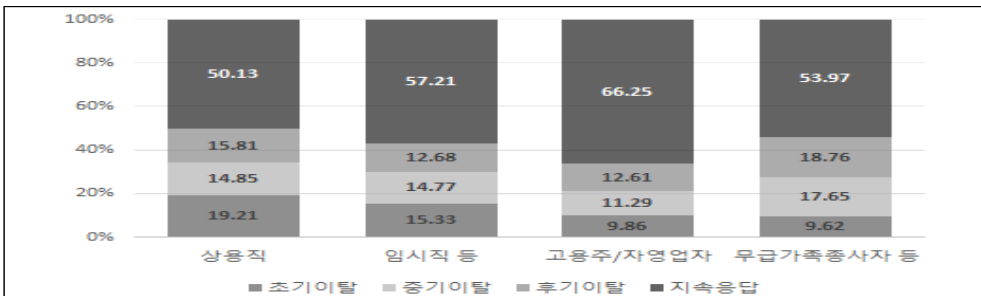
2) Box plot option : SAS SKELETAL

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-13]은 가구주의 주된 경제활동에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 가구주의 주된 경제활동을 살펴보면, 상용직 근로자 중 50.13%는 지속응답 가구였으며, 49.87%는 이탈 가구인 것으로 나타난다. 특히, 상용직 근로자 중 초기이탈 비율은 19.21%로 높다. 고용주·자영업자인 가구주가 지속응답 가구에 속한 비율은 66.25%로 높게 나타난다. 시간적인 면에서 조사 응답이 비교적 쉬운 직군에 속한 고용주·자영업자 비율이 높게 나타난 것으로 판단된다.

[그림 7-13] 가구주의 주된 경제활동에 따른 집단 구성비

(단위: %)



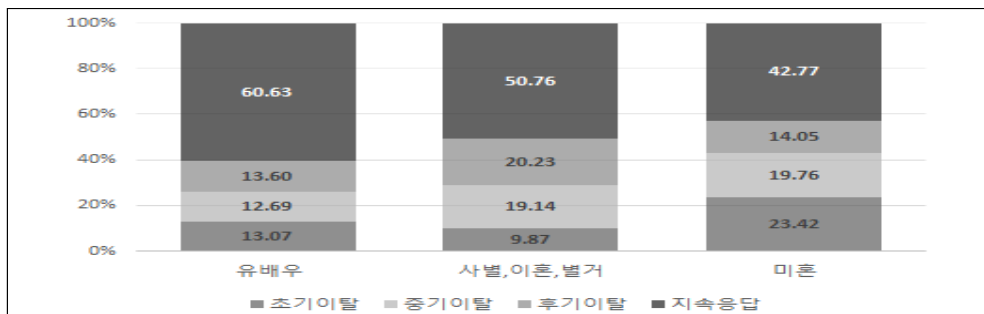
주: 1) 비가중(unweighted)표본의 비율임. 2) 주된 경제활동 상태 결측값 1개 제외

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-14]은 가구주의 혼인상태에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 혼인상태가 유배우인 가구주는 4735가구로 전체 7070가구의 66.97%에 달한다. 이중 지속응답의 비율은 60.63%이다. 사별·이혼·별거를 경험한 가구주 중 이탈 가구는 49.24%, 미혼 가구주 중 이탈 가구는 57.23%인 것으로 나타난다.

[그림 7-14] 가구주의 혼인상태에 따른 집단 구성비

(단위: %)

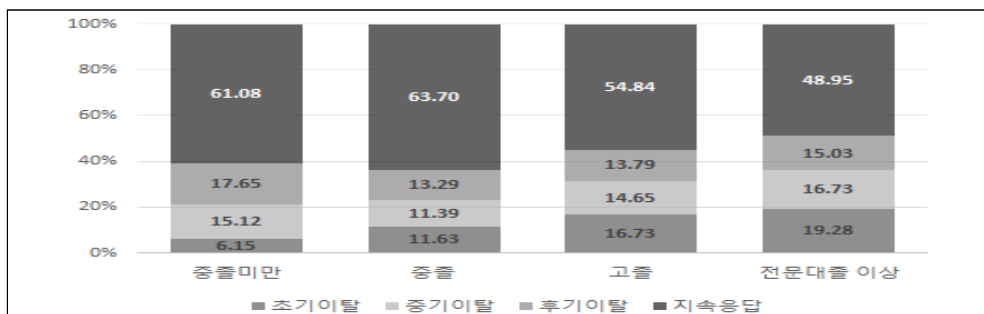


주: 1) 비가중(unweighted)표본의 비율임. 2) 혼인상태 비해당 2개 제외
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

[그림 7-15]은 가구주의 교육수준에 따른 집단 구성비를 나타낸 것이다. 교육수준이 중졸 미만인 가구주와 중졸인 가구주 중 지속응답에 속한 비율이 각각 61.08%, 63.70%로 나타났다. 고졸인 가구주 중 이탈 가구에 속한 비율은 45.16%, 전문대졸이상 가구주 중 이탈 가구의 비율은 51.05%로 나타난다. 교육수준이 낮은 경우 지속응답 가구에 속한 비율이 높았으며, 교육수준이 높은 경우 이탈 가구에 속한 비율이 높은 것으로 해석된다.

[그림 7-15] 가구주의 교육수준에 따른 집단 구성비

(단위: %)



주: 비가중(unweighted)표본의 비율임.
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

제4절 소결

이 장에서는 원표본 7072가구의 1~14차까지 응답 패턴을 사건계열분석으로 분석한 후, 분류된 집단의 특성을 1차 조사 당시 가구특성 및 가구주의 사회·인구학적 특성을 중심으로 살펴보았다. 분류된 집단은 총 4개로 응답 패턴 특징에 따라 ‘초기이탈’, ‘중기이탈’, ‘후기이탈’, ‘지속응답’으로 정의하였다. 본 분석은 표본 이탈에 영향을 줄 수 있는 요인을 탐색하고, 그 특성을 파악함으로써 효율적인 표본유지 및 관리를 위해 활용 가능한 방안을 제안하는데 목적이 있다. 분석 결과, 초기이탈, 중기이탈은 이탈 후 복귀하는 가구가 거의 없었으며, 후기이탈은 일부 복귀하는 가구가 있었다. 집단의 주요한 특성 차이는 다음과 같다.

- (1) 연령대가 낮은 가구주가 이탈집단에 속한 비율이 높았으며, 특히, 40세 이하 가구주 가구의 초기이탈이 두드러진다. 51세~65세 가구주의 경우 지속응답에 속한 비율이 높았으며, 76세 이상 고령 가구주의 경우, 중기이탈, 후기이탈에 속한 비율이 높게 나타난다.
- (2) 일반 가구의 경우 이탈집단 중 초기이탈 비율이 높았으며, 일반 가구보다 저소득 가구의 지속응답 비율이 높은 것으로 나타난다.
- (3) 서울과 같이 도시지역에 거주하는 가구의 경우 초기이탈과 중기이탈에 속하는 비율이 높았으며, 후기이탈, 지속응답의 경우 군지역의 비율이 높았다.
- (4) 자가 가구보다 주거 안정성이 상대적으로 낮은 전세, 보증부 월세 등에 거주하는 가구는 이탈 가구에 속하는 비율이 높게 나타난다.
- (5) 상용직 근로자는 초기이탈에 속하는 비율이 높게 나타난다. 시간적인 면에서 조사 응답에 비교적 용이한 직군에 속한 고용주·자영업자의 경우 지속응답에 속하는 비율이 높게 나타난다.
- (6) 교육수준이 낮은 경우 지속응답 가구에 속한 비율이 높았으며, 교육수준이 높은 경우 이탈 가구에 속한 비율이 높은 것으로 해석된다.

표본 이탈로 발생하는 편의(bias)는 가중치 조정 등의 통계적인 방법으로 보완이 가능 하지만, 근본적으로 표본의 유지를 위한 노력이 매우 중요할 것으로 판단된다. 특

히, 조사 구축 초기 이탈하는 가구는 연령대가 낮은 가구들이 많았던 것으로 나타나므로, 젊은 층의 조사거부를 낮추는 방안이 필요할 것으로 보인다. 또한, 지속적으로 응답하는 가구의 연령대가 점점 고령화됨에 따라 노령으로 인한 가구의 소실이 예상되는 바, 가구 고령화에 대한 방안을 마련해야 할 것으로 판단된다. 가구의 거주 지역이나 주거형태 등을 고려하여 패널 가구 관리를 달리할 필요성이 있을 것으로 보인다. 특히, 이사로 인해 추적 불가로 인한 이탈방지를 위해 이사가 빈번한 거주 특성을 고려하여 가구 추적을 위한 방안을 모색할 필요가 있을 것으로 보인다.

본 분석은 1차 구축 당시 가구특성 및 가구주의 사회·인구학적 특성에 초점을 두었으므로 조사 응답에 영향을 줄 수 있는 가구의 동태적 변화를 파악하지 못하는 한계가 있다. 또한, 조사환경, 면접자의 특성 등 조사 응답에 영향을 미칠 수 있는 외부적인 요인은 고려하지 않았다. 향후, 가구의 동태적 변화와 조사환경 등 조사 응답에 영향을 주는 요인을 추가적으로 분석하여 좀 더 체계적인 표본 유지 방안을 모색해야 할 것이다.

본 분석은 패널 가구의 응답 패턴 분석을 통해 이탈 및 지속적으로 응답하는 가구의 특성을 분석함으로써 표본 관리에 있어서 고려되어야 할 사항을 살펴보고, 이는 효율적 표본유지 및 관리를 위한 방안 모색에 도움이 될 것이라 사료된다.



제8장

한국복지패널자료의 대표성 평가

제1절 서론

제2절 대표성 평가를 위한 지표

제3절 자료 분석

제4절 소결

제 8 장 한국복지패널자료의 대표성 평가²⁶⁾

제1절 서론

통계조사 자료의 품질에 영향을 끼치는 요인들은 다양하다. 특히 확률추출에 의해 추출된 표본조사의 경우 조사결과의 품질에 영향을 주는 요인으로서 비표본오차의 발생원인과 밀접한 관계가 있다. 조사과정에서 발생할 수 있는 다양한 비표본오차 뿐만 아니라, 집계과정에서도 비표본오차가 발생할 수 있다. 하지만, 조사 결과의 품질에 가장 중요한 영향을 주는 요인 중 하나는 조사과정에서 발생할 수 있는 조사 무응답(survey nonresponse)이다. 특히 통계조사자료에 대해 표본통계값의 추정오차 발생 원인 중의 하나가 조사 무응답이다. 한편 통계조사자료는 확률표본으로부터 도출된 결과로서 조사자료의 품질은 결과적으로 대표성(representativeness)과 무관하다 할 수 없다. 즉, 조사무응답에 따른 조사자료의 품질평가는 대표성평가와 동일선상에서 검토 가능한 이슈라 할 수 있다. 이러한 관점에서 조사 응답률(response rate)은 무응답 편향(nonresponse bias)의 위험과 조사 자료의 품질 및 대표성을 평가하는 주요한 지표로 활용될 수 있다(Biemer and Lyberg, 2003).

통상적으로 응답률이 높을수록 대표성이 높다고 가정할 수 있으며, 이와 더불어 낮은 무응답 위험이 있음을 가정할 수 있다. 하지만 조사 무응답 편향이 응답률(또는 응답성향)과 관심변수(조사변수)에 대해 응답자와 무응답자간의 차이(difference)의 함수이기 때문에 실제로 응답률의 감소는 무응답 편향을 증가시키는 요인이 되며, 결과적으로 조사 자료의 대표성능 낮추는 원인으로 작용한다. 그러나 조사 응답률만으로는 무응답 증가에 기인한 잠재적인 오차의 증가를 측정하기 위한 지표로서는 충분하지 않다. 즉, 전국단위 조사와 같이 표본의 크기가 큰 대규모 조사의 경우 무응답 편향을 측정하기 위한 척도로 평균제곱오차(mean square error:MSE)는 직관적으로 편향의 크기가 분산의 크기에 비해 적기 때문에 실제적으로 무응답 편향을 나타내기에는 한계

26) 본 연구는 한국복지패널 자료를 분석하여 패널의 대표성을 평가한 내용으로 조태경, 손창균(2015)와 이현주 외(2017)의 내용을 인용하였음. 복지패널 자료(가구 및 개인)의 대표성을 평가하였으며, 한국보건사회연구원의 의견과는 다를 수 있음을 미리 밝힘.

가 있다(Schouten, Shlomo and Skinner, 2011). 이와 더불어 조사 품질을 평가하기 위한 척도로 응답률을 적용한 다수의 연구에서 높은 조사 응답률을 보였음에도 불구하고 무응답 편향으로 인해 조사품질을 응답률만으로 평가하는 것에는 한계가 있음을 지적하였다(Curtin, Presser and Singer, 2000; Keeter, Miller, Kohut, Groves and Presser, 2000).

또한 Grove and Peytchva(2008)의 연구에 따르면 통계 조사 자료에 대한 품질평가를 위해 무응답 위험도에 대해 특정한 무응답 편향에 관한 메타 분석을 통해 높은 응답률을 보인다하더라도 무응답편향은 감소하지 않았음을 지적하고 있다. 결과적으로 통계조사자료의 품질 또는 대표성과 관련하여 응답률만을 사용하는 것은 한계가 있음을 지적하였다.

이러한 다수의 연구자들의 관점은 통계조사자료의 무응답 편향의 위험성을 평가와 조사 자료의 품질을 연관시켜 해석하고 있으며, 관련하여 다양한 평가 척도를 제시하고 있다. 하지만, 이들의 연구에서도 언급한 바와 같이 단일한 하나의 척도로 무응답 위험도와 품질을 평가하는데는 한계가 있기 때문에 다수의 평가척도를 활용하여 통계 조사 자료의 품질 및 대표성을 평가하는 척도로 활용할 수 있음을 제안한 바 있다. 한편 무응답 위험도의 증가는 결과적으로 통계조사 자료의 대표성의 감소로 판단하며, 대표성 측정의 지표로 무응답 위험도 평가 척도를 활용하고자 한다.

한국복지패널의 경우 횡단적 관점에서 대표성을 평가할 수 있으며, 다른 한편으로는 종단면적인 관점에서 대표성을 평가할 수 있다. 즉, 한국복지패널조사는 주기성 횡단면 조사이면서, 동일한 단위를 지속적으로 관찰하는 종단면 조사이기 때문에 두가지 측면에서 대표성을 평가할 수 있을 것이다. 특히 종단조사의 경우 횡단조사와는 달리 초기에 구축된 조사 표본이 시간이 지남에 따라 표본 탈락으로 인해 조사 무응답이 지속적으로 증가하는 경향성이 있기 때문에 단순히 조사 응답률만으로 조사자료의 품질과 대표성을 평가하는 것은 한계가 있음은 자명하다.

이와 관련하여 이현주 외(2017)는 한국복지패널자료 중 1~11차(2015년) 자료를 이용하여 복지패널의 대표성을 평가하였으며, 특히 기존의 패널에 대한 평가와 더불어 신규 패널에 대한 대표성 평가를 실시한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 연구를 바탕으로 2018년(14차 조사) 자료를 기반으로 한국복지패널의 대표성을 횡단 및 종단적으로 평가하여 신뢰도 정보를 제공하고자 한다.

제2절 대표성 평가를 위한 지표²⁷⁾

1. 응답률(Response Rate : RR)

조사자료의 응답률은 엄밀히 평가하고자 한다면 표본으로 선정된 개체에 대해 조사 불가능, 부재, 부적격 등의 다양한 원인으로 무응답이 발생할 수 있기 때문에 이러한 원인들을 응답률에 포함시켜야 한다. 이러한 기준은 초기표본을 어떻게 정의하는가에 따라 IGEN98(Interagency Group on Establishment Nonresponse), BLS(Bureau of Labor Statistics), Census Bureau, BCS(Bethlehem, Cobben and Schouten, 2011), OMB 등의 다양한 기준이 존재한다. 즉, 사업체 조사 또는 가구단위 조사에 따라 응답률의 정의는 달라 질수 있음을 의미한다.

일반적으로 통계조사 자료의 대표성을 평가하기 위한 지표로서 응답률은 적격성(eligible)여부를 판정하여 표본에 포함된 단위 중에서 응답한 단위들의 수의 비율로 다른 척도에 비해 직관적인 정보를 제공한다. 즉, 표본크기를 n 이라 하고, R_i 를 표본에 있는 i 번째 단위에 대해 지시 변수라 하자.

$$R_i = \begin{cases} 1, & i\text{번째 단위가 응답한 경우} \\ 0, & \text{그외} \end{cases}$$

그러면 조사 응답률(response rate: RR)은 다음과 같다.

$$RR = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{n} = \frac{n_r}{n}.$$

이러한 응답률은 응답률이 높을수록 표본 자료의 대표성이 높다고 볼 수 있으나, 분모에 포함된 표본이 적격 표본만을 포함하는지 아니면, 비적격 표본을 포함하는가에 따라 대표성은 달라질수 있다. 또한 응답자의 조사변수와 공변량과 같은 다양한 정보를 이용하지 않으며, 조사환경이 반영되지 않는다는 단점을 가지고 있다.

27) 대표성 평가 척도의 내용은 이론적 바탕을 설명하는 것으로 조태경, 손창균(2015)와 이현주 외(2017) 중 다수 내용을 직접 인용하여 작성하였음.

또한 종단면 조사의 경우 1차 조사 표본을 기준으로 각 차수별 응답 표본에 대한 비율로 응답률을 산정하기 때문에 차수가 지속될수록 응답률이 감소하는 것이 일반적인 현상이다(조태경·손창균, 2015, p.2462; 이현주 외, 2017, 82-83). 하지만, 횡단면 관점에서는 적격표본인 경우 해당 조사 차수에 표본으로 포함될 수 있기 때문에 종단면적 특징과는 다른 점이 있다. 즉, 종단면적인 특징과 횡단면적인 특징을 가진 패널조사의 경우 응답률만으로 대표성을 평가하는데는 한계가 있기 때문에 다른 지표를 동시에 고찰하는 것이 필요하다.

2. 부차그룹 응답률의 변동계수

부차그룹(subgroup) 응답률 변동계수는 부차그룹 응답률의 요약된 척도로서 이 척도는 서로 다른 부차 그룹 간에는 서로 다른 응답률을 가진다는 가정 하에서 응답자와 무응답자에 대한 보조정보(층화변수)를 이용하여 계산된다. 이러한 측면에서 부차그룹 응답률의 변동계수(coefficient of variation : CV)는 응답률의 수준 차이가 높을수록 무응답 편향의 위험이 높아짐을 의미하기 때문에 이 값의 변동이 클수록 대표성은 떨어진다고 볼 수 있다.

RR_k 를 전체 K 개의 부차 그룹으로 부터 k 번째 부차그룹의 응답률이라 하고, 이들은 n_k 개의 표본으로 구성된다. 그러면 부차그룹 응답률의 변동계수는 다음과 같다.

$$CV(RR_{sub}) = \frac{\sqrt{\frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (RR_k - RR)^2}}{RR}.$$

이 척도는 부차그룹을 어떻게 형성하는가에 따라 대표성 척도가 좌우되며, 따라서 조사변수와 관련이 있는 보조정보를 이용하여 적절한 규모의 부차그룹을 형성하는 것이 중요하다.

가구 또는 개인정보의 경우 거주지역, 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육수준, 가구원수 등이 부차그룹을 형성하는 보조정보로 활용이 가능하다(조태경·손창균, 2015, 2462-2463; 이현주 외, 2017, 84).

3. 무응답 가중치의 분산

무응답을 다루기 위한 방법 중의 하나는 앞에서 설명한 두 척도와 같은 방법으로 보조 정보를 이용하여 구성된 무응답 조정 셀(nonresponse adjustment cell)이라 하는 부차 그룹 내에 있는 무응답자들을 보상하기 위해 응답자들에게 가중치를 부여하는 것이다.

주어진 무응답 조정 셀에 대해 무응답 가중치는 해당 셀의 응답률의 역수로서 $w_{nr,k} = (RR_k)^{-1}$ 이다. 따라서 이전의 척도와 마찬가지로 이러한 가중치의 변동이 클수록 무응답 편향의 위험도는 증가하게 되므로, 자료의 대표성은 떨어지게 된다. n_r 개의 응답수와 K 개의 무응답 조정셀을 가정하고, 각각은 n_k 개의 응답자들에 대해 무응답 가중치의 분산(Var)은 다음과 같다.

$$V(w_{nr}) = \frac{1}{n_r - 1} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (w_{nr,ki} - \bar{w}_{nr})^2,$$

여기서 $\bar{w}_{nr} = \frac{1}{n_r} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} w_{nr,ki}$ 이다.

이 척도는 무응답 조정 셀의 규모를 결정하는 것이 중요한데, 주로 무응답 가중치를 조정할 때 사용한 부차그룹을 이용하게 된다(조태경·손창균, 2015, p.2463; 이현주 외, 2017, p.85).

4. 사후층화 가중치의 분산

무응답 조정을 위한 또 다른 방법으로 사후층화(poststratification)방법이 있다. 이 방법은 무응답 조정셀의 모집단 크기 N_k 들이 기지(known)라고 가정하고, 사후층화 가중치는 $w_{ps,k} = N_k/n_k$, $k = 1, \dots, K$ 이며, 여기서 n_k 는 k 번째 조정셀에 있는 응답자들의 수이다. 비록 무응답과 사후층화 무응답 가중치간의 명확한 관계는 없지만, 이러한 가중치들의 변동이 클수록 무응답 편향의 위험은 커지며 결과적으로 대표성은 감소하게 된다. 따라서 또 다른 하나의 지표로서 가중치의 분산($V(w)$)으로 다음과 같이 주어진다.

$$V(w_{ps}) = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (w_{ps,ki} - \bar{w}_{ps})^2,$$

여기서 $\bar{w}_{ps} = \frac{1}{n_r} \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} w_{ps,ki}$ 이다.

사후층화 가중치 분산의 경우 무응답 가중치 조정 후 최종적으로 모집단 층의 정보를 이용하여 가중치를 조정하게 되며, 이때 산출된 사후층화 가중치의 분산을 이용하게 된다. 따라서 본 연구에서 사후층화 가중치는 가구와 개인 패널의 각 조사차수별로 산정된 표준화 횡단면 가중치를 이용하여 분산을 구하도록 하였다(조태경·손창균, 2015, 2463-2464; 이현주 외, 2017, 85-86).

5. 무응답 가중치와 조사변수 간의 상관계수

Little, Vartivarian(2005)는 무응답 조정 효과가 무응답 조정에 사용된 보조변수와 관련이 있는 조사변수와 응답 성향에 사용된 조사변수에 의존함을 보였다. 무응답 가중치와 조사변수 간의 상관계수(correlation coefficient: Corr)를 무응답 효과 평가에 사용될 수 있다. 결과적으로 관심변수와 가중치간의 상관관계가 높을수록 대표성은 감소하게 된다(조태경·손창균, 2015 재인용).

y 를 관심변수라 하면, 관심변수와 무응답 가중치간의 상관계수는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$Corr(w_{nr}, Y) = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (w_{nr,ki} - \bar{w}_{nr})(y_{ki} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (w_{nr,ki} - \bar{w}_{nr})^2 \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (y_{ki} - \bar{y})^2}}.$$

무응답매커니즘(nonresponse mechanism)이 임의결측(missing at random: MAR)인 경우 조사변수와 무응답 조정 가중치간의 상관관계가 높게 나타난다. 이러한 특성을 반영한 척도로서 상관관계수가 클수록 표본의 대표성은 낮아진다고 볼 수 있다(조태경·손창균, 2015, p.2464; 이현주 외, 2017, 87-88). 상관계수를 구하기 위해 가구

경상소득과 횡단가중치를 적용하였다.

6. 응답 성향점수 예측을 위한 로지스틱 회귀의 곡선영역

응답률 또는 부차그룹 응답률은 조사문항에 응답하기 위해 선택된 응답자의 확률인 응답성향 점수(response propensity score)를 추정하는데 있어 대략적인 추정치로 간주할 수 있다. 따라서 앞에서 언급한 무응답 가중치의 일반화된 형태로서 주어진 공변량을 이용하여 응답자들의 응답성향을 예측하기 위해 이항 변수에 대해 로지스틱 모형과 같은 통계모형을 사용한다. 이와 같이 예측된 응답 성향점수의 역수를 무응답 가중치로 사용할 수 있다. 따라서 이러한 측면에서 로지스틱 회귀모형의 예측력을 무응답 편향에 대한 하나의 지표로 사용할 수 있다. 민감도와 특이도를 평가하는 지표중의 하나인 AUC(Area Under the Curve)는 이항변수에 대한 C통계량이 하나의 척도가 된다.

$$c = (n_c + 0.5(t - n_c - n_d))/t,$$

여기서 n_c 는 concordant, n_d 는 discordant, t 는 tie를 나타낸다.

이 값의 범위는 0.5~1.0이며 AUC값이 높을수록 예측력이 높으며, 로지스틱 회귀에서 무응답을 '0'으로 코딩한 경우 특이도는 증가하지만 민감도는 낮아지므로 결과적으로 1에 가까울수록 대표성은 떨어진다고(조태경·손창균, 2015, p.2464; 이현주 외, 2017, 82-83).

7. R-indicator

Schouten, Cobben and Bethlehem (2009)은 조사의 품질을 나타내는 척도로서 예측 응답 성향 점수의 변동성을 사용하는 방법을 제안하였다. 기본적인 개념은 만일 예측된 응답성향점수가 변동성이 크지 않다면, 응답자와 무응답자간에 구별되는 응답과 특성들 간의 연관성이 낮을 것이며, 따라서 무응답 편향의 위험이 낮을 것이라는 것이다. 이러한 개념은 MCAR(missing completely at random) 또는 MAR(missing at random) 상황과 유사하다. 또 다른 측면에서 만일 예측된 응답성향 점수간의 변동

성이 크다면 응답자와 무응답자간의 차이를 나타내는 응답변수들 간의 관계가 높을 것이며 이는 무응답 편향의 위험이 크을 의미한다. 이러한 개념으로 다음과 같은 R-지표를 제안하였다.

$$R(\rho) = 1 - 2S(\rho),$$

여기서 $S(\rho) = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\rho_i - \bar{\rho})^2}$, $\bar{\rho} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \rho_i$ 으로서 각각은 응답 성향점수의 표준편차와 평균이다.

이 값의 범위는 0~1사이로서 대표성이 높을수록 큰 값을 갖게 된다(조태경·손창균, 2015, p.2465; 이현주 외, 2017, p.88).

8. 결측 정보의 비(FMI)

FMI(Fraction of Missing Information)은 결측자료와 다중대체이론에서 개발된 것으로 결측 단위에 대해 대체된 값에 관한 불확실성의 측도이다(조태경·손창균, 2015 재인용). 보다 정확히 말해서 대체값(imputed value)들 간의 변동성으로 설명되는 조사 추정치의 전체 분산의 비율을 의미한다. Wagner(2010)는 수집된 자료를 검토하기 위해 조사항질 척도로서 FMI를 이용할 것을 제안하였다. 기본적인 개념은 만일 FMI가 크면 무응답자들의 대체값에 대한 불확실성이 크을 의미하며, 결과적으로 무응답 편향의 위험도가 커지기 때문에 대표성은 감소한다. FMI를 추정하기 위한 가장 직접적인 방법은 각각의 다중대체 된 데이터 세트에 대해 $\hat{\theta}_m$ 에 의해 모수 θ 를 추정하는 모형하에서 무응답자들에 대해 결측자료를 M 개 다중 대체한 것으로 FMI 추정치는 다음과 같다(조태경·손창균, 2015 재인용).

$$\hat{\gamma} = \frac{\left(1 + \frac{1}{M}\right) V_B(\hat{\theta})}{V(\hat{\theta})}$$

여기서 $V_B(\hat{\theta}) = \sum_{m=1}^M (\theta_m - \bar{\theta}_m)^2 / (M-1)$ 는 대체 데이터세트 간의 분산이며,

$\bar{\theta}_m = \sum_{m=1}^M \hat{\theta}/M$ 은 M 개의 대체값들을 이용한 추정치의 평균이고, $V(\hat{\theta}) = V_w(\hat{\theta}) + ((M-1)/M)V_B(\hat{\theta})$ 은 추정치의 총분산이며, $V_w(\hat{\theta}) = \sum_{m=1}^M V_m(\hat{\theta})/M$ 은 대체값내 분산으로서 M 개의 대체 데이터세트를 사용하여 구한 M 개의 추정치의 분산 $V_m(\hat{\theta})$ 의 평균이다.

FMI값은 무응답률이 높을수록 큰 값을 가지게 되며, 결과적으로 대표성은 낮아지게 된다(조태경·손창균, 2015, p.2465; 이현주 외, 2017, p.89).

제3절 자료 분석

본 절에서는 한국 복지패널 자료를 이용하여 시간이 경과함에 따라 원 패널의 소실에 따른 웨이브별 대표성을 2절에 소개한 척도들을 이용하여 분석하고자 한다. 분석 자료의 범위는 복지패널 1~14차 웨이브로서 1차 웨이브 이후 각각의 지표값에 따른 대표성을 평가하고, 이때 원패널은 1차 웨이브 이후 14차 웨이브까지 대표성지표를 산출하고, 7차 웨이브 이후 새롭게 투입된 신규 패널을 포함하여 대표성지표를 산출하고자 한다.

1. 한국복지패널 개요

한국복지패널조사(KOWEPS)는 1998년 외환위기 이후 빈곤층(또는 근로빈곤층) 및 차상위 계층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있어 이들의 규모와 상태변화를 동적으로 파악하여 정책지원을 위한 기초자료를 생산하고, 소득계층별 경제활동 상태별, 연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하여 복지 정책의 효과를 평가함으로써 정책형성과 피드백에 기여하기 위한 전국 규모의 조사이다²⁸⁾

28) 한국복지패널 홈페이지. 한국복지패널 소개. <https://www.koweps.re.kr:442/about/introduce.do>에서 2020. 12. 18. 인출

〈표 8-1〉 한국복지패널의 표본설계 개요

	2005년 인구주택총조사(90%)	2006년 최저생계비조사	한국복지패널
조사구	230,000	500	446
가구	14백만	24,711	7,000
표본추출	-	2단계층화집락추출	층화계통추출

자료: 조태경, 손창균. (2015), 한국복지패널조사 자료를 이용한 패널자료의 대표성평가, Journal of the Korean Data Analysis Society, 17(5), 2466.

이와 같이 저소득층의 복지수요 및 욕구를 적절히 조사하기 위해 조사대상 가구를 일반가구와 저소득층 가구를 각각 50%씩 추출하여 패널 표본가구를 구축하였다.

패널 구축과정을 개략적으로 살펴보면, 〈표 8-1〉과 같이 소득 집단에 따라 패널을 구축하기 위해 표본대상 가구에 대한 소득 자료가 요구되었다. 이를 위해 “2005년 인구주택총조사 90% 자료”로부터 확률비례추출한 “2006년 국민생활실태조사”의 최종 조사완료 가구인 24,711가구의 소득 자료를 기준으로 일반가구와 저소득층 가구를 구분하여 두 층으로 부터 각각 3,500가구씩 총 7,000가구를 표본으로 선정하였고, 최종 패널가구로 구축된 표본가구는 7,072가구였다. 표본추출과정에서 저소득층 가구는 향후 패널 소실과 통계적 의미성을 고려하여 과대표집하였다(조태경·손창균, 2015, p.2466).

2. 한국복지패널의 조사현황

한국복지패널은 2006년에 1차 웨이브 조사를 실시하여, 2018년 현재 14차 웨이브 조사가 완료되었다. 본 연구에서는 1차 웨이브 이후 패널 소실에 따른 패널 표본의 대표성을 평가하기 위해 1차 웨이브부터 14차 웨이브까지의 데이터를 이용하여 다양한 대표성 지표들을 산출하고자 한다. 이와 더불어 원패널 가구 및 신규패널에 대한 대표성을 분석하기 위해 1차부터 14차 웨이브까지의 원패널(가구 및 개인)과 7차부터 14차 웨이브까지의 신규패널을 포함한 가구 및 개인에 대해 분석하였다.

가. 가구 패널

〈표 8-2〉 웨이브별 조사응답 원패널가구의 규모

변수	웨이브	1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
전체		7,072	6,511	6,128	5,935	5,675	5,336	5,271	5,104	4,896	4,760	4,560	4,398	4,266	4,124
지역	1	1,335	1,182	1,070	990	922	850	844	791	762	731	680	659	622	596
	2	1,569	1,403	1,312	1,279	1,215	1,144	1,124	1,097	1,035	1,011	969	936	909	873
	3	1,219	1,143	1,067	1,045	987	908	904	868	846	816	783	752	737	721
	4	915	856	812	790	758	715	702	676	651	639	622	598	579	568
	5	529	499	490	462	477	455	448	403	380	367	347	342	319	356
	6	456	429	410	400	390	375	371	367	352	347	325	325	322	310
	7	1,049	999	967	969	926	889	878	902	870	849	834	786	778	700
가구주 성별	남	5,351	4,872	4,539	4,353	4,113	3,817	3,761	3,630	3,441	3,302	3,134	2,999	2,874	2,746
	여	1,721	1,639	1,589	1,582	1,562	1,519	1,510	1,474	1,455	1,458	1,426	1,399	1,392	1,378
가구원 수	1인	1,521	1,418	1,363	1,337	1,324	1,304	1,316	1,298	1,289	1,294	1,293	1,258	1,270	1,283
	2인	2,095	1,914	1,809	1,760	1,693	1,594	1,597	1,557	1,510	1,476	1,435	1,426	1,396	1,328
	3인	1,357	1,249	1,156	1,085	1,011	930	901	860	812	764	724	711	684	672
	4인	1,555	1,409	1,303	1,261	1,183	1,078	1,033	998	918	867	793	712	655	601
	5인이상	544	521	497	492	464	430	424	391	367	359	315	291	261	240
가구주 교육 수준	초졸이하	2,350	2,262	2,200	2,138	2,067	1,953	1,915	1,831	1,748	1,691	1,625	1,556	1,509	1,440
	중졸이하	876	814	797	785	758	718	712	695	677	658	648	635	618	611
	고졸이하	2,168	1,936	1,790	1,728	1,635	1,536	1,518	1,482	1,413	1,377	1,313	1,273	1,247	1,207
	대졸이상	1,678	1,499	1,341	1,284	1,215	1,129	1,126	1,096	1,058	1,034	974	934	892	866
가구주 연령대	20대이하	336	235	152	107	73	43	29	19	6	7	9	4	5	6
	30대	1,352	1,143	998	901	758	616	497	406	331	244	173	131	94	66
	40대	1,466	1,316	1,211	1,173	1,110	1,025	1,028	978	902	876	801	751	672	602
	50대	1,102	1,027	957	948	958	969	1,010	995	975	946	897	864	847	827
	60대	1,502	1,388	1,307	1,217	1,134	1,023	972	912	870	854	840	831	806	800
	70대이상	1,314	1,402	1,503	1,589	1,642	1,660	1,735	1,794	1,812	1,833	1,840	1,817	1,842	1,823

주: 1) 지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주

2) 원패널 가구는 1차 웨이브(2006)에서 패널가구로 구축된 가구를 말함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

가구 패널에 대한 분석에서는 1차 웨이브를 기준으로 원패널 가구에 대해 무응답이 발생한 2~14차 웨이브의 자료를 이용하며, 관심 변수는 y 는 가구소득(경상소득)이며, 보조변수로서는 가구의 일반적 특성인 지역(7개 권역), 가구주 성별(2개 범주), 가구원수(5개 범주), 가구주 교육수준(4개 범주), 가구주 연령대(6개 범주)를 고려하였다.

1차 웨이브에서 구축이 완료된 원 가구(7,072)를 중심으로 각 웨이브에서 원가구의 응답률을 산정하였으며, 각 웨이브별 원 가구에 부여된 횡단면 표준가중치를 분석에 활용하였다.

〈표 8-2〉와 〈표 8-3〉으로부터 1차 웨이브에서 구축된 원 패널가구인 7,072가구가 웨이브가 지속될수록 패널에서 탈락하고 있으며, 5차 웨이브까지 80%를 유지하다가 9차 웨이브에서 69%인 4,896가구로 떨어지고 있으며, 최종적으로 14차 웨이브에서는 4,124 가구인 58%를 유지하고 있다. 부차그룹에 대한 응답률을 살펴보면 지역별로는 서울지역(=1)의 응답률이 4차 웨이브 이후 60%대로 떨어지며, 8차 웨이브에서는 50%대로 떨어졌으며, 12차 웨이브에서는 40%대로 떨어져 다른 지역에 비해 상대적으로 응답률이 빠르게 낮아지고 있다. 반면에 응답률이 가장 높은 지역은 충북/강원권역(=6)으로 14차 웨이브에서 68%의 응답률을 나타내고 있다. 가구주 성별에 대해서는 남성 가구주 가구의 응답률이 상대적으로 여성가구주 가구의 응답률에 비해 낮게 나타나고 있으며, 14차 웨이브를 기준으로 볼 때 남성가구주는 51%인 반면, 여성가구주는 80%의 응답률을 보이고 있어 시간의 흐름에 따라 가구주의 성별이 여성으로 전환되고 있음을 보여준다. 가구원수에 대해서는 14차 웨이브를 기준으로 1인가구의 응답률이 84%로 가장 높게 나타나고 있으며 상대적으로 4인가구의 응답률이 빠른 속도로 낮아지고 있는 것으로 보이며, 14차 웨이브를 기준으로 비교할 때 4인가구의 응답률이 39%로 가장 낮게 나타나고 있다.

〈표 8-3〉 웨이브별 원 패널가구의 조사응답률

변수	웨이브	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
		전체												
지역	1	0.92	0.87	0.84	0.80	0.75	0.75	0.72	0.69	0.67	0.64	0.62	0.60	0.58
	2	0.89	0.80	0.74	0.69	0.64	0.63	0.59	0.57	0.55	0.51	0.49	0.47	0.45
	3	0.89	0.84	0.82	0.77	0.73	0.72	0.70	0.66	0.64	0.62	0.60	0.58	0.56
	4	0.94	0.88	0.86	0.81	0.74	0.74	0.71	0.69	0.67	0.64	0.62	0.60	0.59
	5	0.94	0.89	0.86	0.83	0.78	0.77	0.74	0.71	0.70	0.68	0.65	0.63	0.62
	6	0.94	0.93	0.87	0.90	0.86	0.85	0.76	0.72	0.69	0.66	0.65	0.60	0.67
	7	0.94	0.90	0.88	0.86	0.82	0.81	0.80	0.77	0.76	0.71	0.71	0.71	0.68
가구주 성별		0.95	0.92	0.92	0.88	0.85	0.84	0.86	0.83	0.81	0.80	0.75	0.74	0.67
	남	0.91	0.85	0.81	0.77	0.71	0.70	0.68	0.64	0.62	0.59	0.56	0.54	0.51
가구주 수	여	0.95	0.92	0.92	0.91	0.88	0.88	0.86	0.85	0.85	0.83	0.81	0.81	0.80
	1인	0.93	0.90	0.88	0.87	0.86	0.87	0.85	0.85	0.85	0.85	0.83	0.83	0.84
가구주 교육 수준	2인	0.91	0.86	0.84	0.81	0.76	0.76	0.74	0.72	0.70	0.68	0.68	0.67	0.63
	3인	0.92	0.85	0.80	0.75	0.69	0.66	0.63	0.60	0.56	0.53	0.52	0.50	0.50
가구주 연령대	4인	0.91	0.84	0.81	0.76	0.69	0.66	0.64	0.59	0.56	0.51	0.46	0.42	0.39
	5인 이상	0.96	0.91	0.90	0.85	0.79	0.78	0.72	0.67	0.66	0.58	0.53	0.48	0.44
가구주 연령대	초졸이하	0.96	0.94	0.91	0.88	0.83	0.81	0.78	0.74	0.72	0.69	0.66	0.64	0.61
	중졸이하	0.93	0.91	0.90	0.87	0.82	0.81	0.79	0.77	0.75	0.74	0.72	0.71	0.70
	고졸이하	0.89	0.83	0.80	0.75	0.71	0.70	0.68	0.65	0.64	0.61	0.59	0.58	0.56
	대졸이상	0.89	0.80	0.77	0.72	0.67	0.67	0.65	0.63	0.62	0.58	0.56	0.53	0.52
가구주 연령대	20대이하	0.70	0.45	0.32	0.22	0.13	0.09	0.06	0.02	0.02	0.03	0.01	0.01	0.02
	30대	0.85	0.74	0.67	0.56	0.46	0.37	0.30	0.24	0.18	0.13	0.10	0.07	0.05
	40대	0.90	0.83	0.80	0.76	0.70	0.70	0.67	0.62	0.60	0.55	0.51	0.46	0.41
	50대	0.93	0.87	0.86	0.87	0.88	0.92	0.90	0.88	0.86	0.81	0.78	0.77	0.75
	60대	0.92	0.87	0.81	0.75	0.68	0.65	0.61	0.58	0.57	0.56	0.55	0.54	0.53
	70대이상	1.07	1.14	1.21	1.25	1.26	1.32	1.37	1.38	1.39	1.40	1.38	1.40	1.39

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

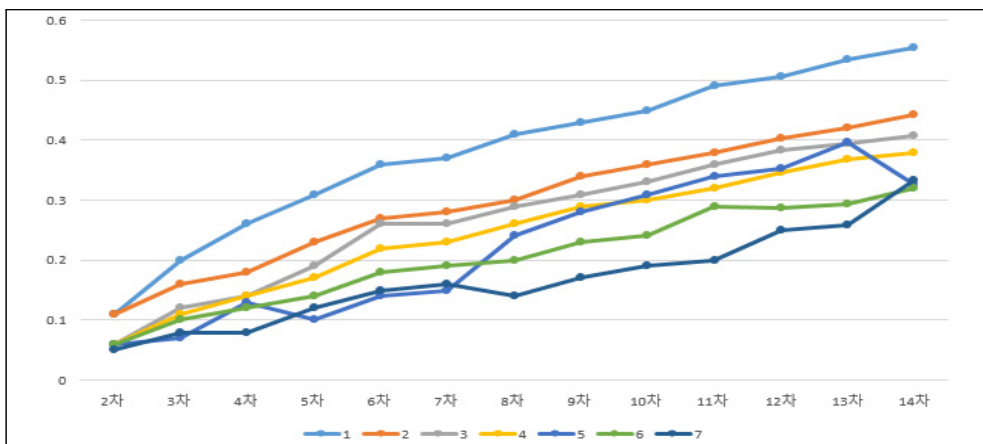
(주: 원패널 가구는 1차 웨이브(2006)에서 패널가구로 구축된 가구를 말함.)

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

다음으로 가구주의 교육수준에 대해서는 14차 웨이브에서 대졸이상 학력인 가구주의 가구에서 52%로 가장 낮은 응답률을 보이고 있으며, 가구주의 연령대별로는 웨이브가 지속될수록 가구주의 연령이 증가하기 때문에 고령자의 응답률이 높아지며, 상대적으로 20~40대의 응답률은 낮아지는 경향을 보이고 있다. 특별히 50대의 응답률이 14차 웨이브에서 75%로 가장 높게 나타났으며, 60대의 응답률이 낮은 원인은 가구주의 연령층이 초기 웨이브에서 40대와 60대 후반 연령층이 다수를 차지하다가 시간이 지나면서 이들이 각각 50대와 70대로 편입됨으로 인한 효과로 보인다. 한편 2차 웨이브에서 70대 이상의 응답률이 100%를 초과하는 경우는 1차 웨이브에서 패널 구축당시 60대 후반의 가구주 패널을 상대적으로 많이 선정하여 나타난 현상으로 보인다.

한편 응답률의 하락과는 반대로 무응답률(또는 탈락률)을 지역별로 살펴보면 [그림 8-1]과 같이 1차 웨이브 이후 지속적으로 무응답률이 증가하고 있는 지역은 서울(=1)로서 다른 지역에 비해 가파르게 상승하고 있다. 다음으로 무응답률이 증가하는 지역은 수도권(=2)으로서 4차 웨이브 이후 지속적인 증가추세를 보이고 있으나, 서울지역의 증가속도에 비해 둔화된 추세를 나타내고 있다. 대전/충남지역(=5)은 무응답률이 4차 웨이브 때 크게 증가했다가 5차 웨이브에서는 다시 안정되었으며, 이후부터는 전반적인 증가 추세를 보이고 있다. 14차 웨이브를 중심으로 대전충남권(=5)과 광주호남권(=7)의 경우 탈락률이 역전되고 있는데, 이러한 현상은 세종시의 영향으로 대전충남권 역으로의 이주자들의 증가로 인한 것으로 판단된다.

[그림 8-1] 원패널가구의 각 웨이브별 지역별 탈락률



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.(2020). 한국복지패널 1~14차 원자료.

나. 개인패널

개인 패널에 대한 분석에서는 1차 웨이브를 기준으로 개인 원패널에 대해 무응답이 발생한 2~11차 웨이브의 자료를 이용하며, 관심 변수는 y 는 가구소득(경상소득)이며, 보조변수로서는 가구의 일반적 특성인 지역(7개 권역), 개인성별(2개 범주), 가구원수(5개 범주), 개인 교육수준(4개 범주), 개인 연령대(6개 범주)를 고려하였다.

1차 웨이브에서 구축이 완료된 개인 원 패널(18,856명)을 중심으로 각 웨이브에서 개인 원 패널의 응답률을 산정하였으며, 각 웨이브별 개인 원패널에 부여된 횡단면 표 준가중치를 대표성 분석에 활용하였다.

〈표 8-4〉 웨이브별 개인 원패널의 규모

웨이브 번호	1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
전체	18,856	17,024	15,671	14,866	13,971	12,928	12,607	12,096	11,447	11,021	10,390	9,911	9,487	9,077
지역	1	3,669	3,191	2,842	2,608	2,390	2,161	2,127	2,000	1,881	1,804	1,644	1,570	1,471
	2	4,368	3,856	3,545	3,394	3,189	2,955	2,862	2,780	2,632	2,526	2,395	2,281	2,188
	3	3,213	2,948	2,663	2,552	2,370	2,155	2,123	2,005	1,924	1,846	1,736	1,637	1,581
	4	2,291	2,106	1,957	1,852	1,726	1,585	1,545	1,462	1,381	1,348	1,280	1,219	1,152
	5	1,421	1,308	1,278	1,199	1,195	1,131	1,103	976	914	873	817	789	723
	6	1,240	1,140	1,050	998	959	903	875	868	810	785	724	728	679
	7	2,654	2,475	2,336	2,263	2,142	2,038	1,972	2,005	1,905	1,839	1,794	1,687	1,660
성별	남	8,858	7,941	7,239	6,821	6,383	5,850	5,681	5,439	5,146	4,933	4,626	4,378	4,176
	여	9,998	9,083	8,432	8,045	7,588	7,078	6,926	6,657	6,301	6,088	5,764	5,533	5,311
가구원 수	1인	1,521	1,452	1,436	1,445	1,466	1,445	1,458	1,448	1,432	1,448	1,450	1,433	1,467
	2인	4,190	3,812	3,630	3,528	3,382	3,187	3,205	3,121	3,030	2,963	2,868	2,849	2,784
	3인	4,071	3,617	3,242	2,974	2,786	2,560	2,476	2,359	2,251	2,124	2,034	2,015	1,936
	4인	6,220	5,519	4,971	4,674	4,296	3,874	3,688	3,532	3,236	3,045	2,806	2,475	2,287
	5인이상	2,854	2,624	2,392	2,245	2,041	1,862	1,780	1,636	1,498	1,441	1,232	1,139	1,013
교육 수준	초졸이하	7,497	6,760	6,145	5,682	5,214	4,691	4,400	4,010	3,609	3,322	2,993	2,721	2,489
	중졸이하	2,419	2,176	2,079	1,995	1,904	1,785	1,720	1,700	1,665	1,595	1,500	1,413	1,351
	고졸이하	5,034	4,541	4,165	4,020	3,762	3,496	3,449	3,365	3,208	3,117	3,002	2,940	2,848
	대졸이상	3,906	3,547	3,282	3,169	3,091	2,956	3,038	3,021	2,965	2,987	2,895	2,837	2,799
연령대	20대이하	6,525	5,574	4,853	4,379	3,899	3,460	3,238	2,995	2,713	2,569	2,329	2,130	1,960
	30대	2,987	2,585	2,322	2,137	1,930	1,670	1,506	1,371	1,222	1,038	896	806	734
	40대	2,581	2,336	2,164	2,097	2,009	1,845	1,868	1,809	1,722	1,689	1,584	1,510	1,410
	50대	2,042	1,894	1,725	1,694	1,642	1,603	1,664	1,624	1,590	1,543	1,480	1,411	1,388
	60대	2,585	2,377	2,238	2,113	1,979	1,808	1,704	1,586	1,487	1,447	1,412	1,383	1,298
70대이상	2,136	2,258	2,369	2,446	2,512	2,542	2,627	2,711	2,713	2,735	2,689	2,671	2,697	2,657

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

(주: 원패널은 1차 웨이브(2006)에서 패널로 구축된 개인을 말함.)

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

개인 원 패널의 경우 <표 8-5>와 같이 전체적으로 6차 웨이브에서 응답률이 70% 아래로 떨어졌으며, 11차 웨이브에서는 원 패널의 약 55%만이 남아있고, 최종 14차 웨이브에서는 48%가 패널에 남아있음을 보여주고 있다. 부차그룹별로 응답률을 살펴보면 서울 및 수도권 지역의 응답률이 타지역에 비해 급격히 낮아지고 있는 것으로 보이며, 가구원수별로는 4인 이상 가구의 응답률이 타 그룹에 비해 감소폭이 크게 나타나고 있다. 한편 1인 가구의 응답률은 타 그룹에 비해 높게 나타나고 있으며, 14차 웨이브를 기준으로 볼 때 1인가구는 98%의 응답률을 보인 반면, 가구원수가 증감함에 따라 응답률은 하락하고 있는데, 이는 원 가구에서 분가한 가구원이 새로운 가구를 형성하면서 1인가구의 응답률이 높게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 교육수준별로는 대졸 이상 가구원의 응답률이 다른 그룹에 비해 높게 나타나고 있는데, 이는 웨이브가 지속될수록 패널가구에 속한 가구원이 조사 대상이 되면서 학력도 향상되는 것으로 판단된다.

연령그룹에 대해서는 20대와 30대의 응답률이 다른 그룹에 비해 감소폭이 매우 높게 나타나고 있으며, 다른 한편으로는 70세 이상의 연령그룹에 속하는 가구원의 응답률은 웨이브가 지속될수록 증가하는 추세를 보이고 있으며, 이는 과거 하위 연령대에 속했던 응답자들이 상위연령그룹으로 이동하기 때문으로 판단된다.

〈표 8-5〉 웨이브별 개인 원패널의 응답률

변수	웨이브	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
지역	전체	0.90	0.83	0.79	0.74	0.69	0.67	0.64	0.61	0.58	0.55	0.53	0.50	0.48
	1	0.87	0.77	0.71	0.65	0.59	0.58	0.55	0.51	0.49	0.45	0.43	0.40	0.38
	2	0.88	0.81	0.78	0.73	0.68	0.66	0.64	0.60	0.58	0.55	0.52	0.50	0.47
	3	0.92	0.83	0.79	0.74	0.67	0.66	0.62	0.60	0.57	0.54	0.51	0.49	0.47
	4	0.92	0.85	0.81	0.75	0.69	0.67	0.64	0.60	0.59	0.56	0.53	0.50	0.49
	5	0.92	0.90	0.84	0.84	0.80	0.78	0.69	0.64	0.61	0.57	0.56	0.51	0.57
	6	0.92	0.85	0.80	0.77	0.73	0.71	0.70	0.65	0.63	0.58	0.59	0.57	0.55
성별	7	0.93	0.88	0.85	0.81	0.77	0.74	0.76	0.72	0.69	0.68	0.64	0.63	0.55
	남	0.90	0.82	0.77	0.72	0.66	0.64	0.61	0.58	0.56	0.52	0.49	0.47	0.45
가구원 수	여	0.91	0.84	0.80	0.76	0.71	0.69	0.67	0.63	0.61	0.58	0.55	0.53	0.51
	1인	0.95	0.94	0.95	0.96	0.95	0.96	0.95	0.94	0.95	0.95	0.94	0.96	0.98
	2인	0.91	0.87	0.84	0.81	0.76	0.76	0.74	0.72	0.71	0.68	0.68	0.66	0.64
	3인	0.89	0.80	0.73	0.68	0.63	0.61	0.58	0.55	0.52	0.50	0.49	0.48	0.47
	4인	0.89	0.80	0.75	0.69	0.62	0.59	0.57	0.52	0.49	0.45	0.40	0.37	0.34
교육 수준	5인이상	0.92	0.84	0.79	0.72	0.65	0.62	0.57	0.52	0.50	0.43	0.40	0.35	0.32
	초졸이하	0.90	0.82	0.76	0.70	0.63	0.59	0.53	0.48	0.44	0.40	0.36	0.33	0.31
	중졸이하	0.90	0.86	0.82	0.79	0.74	0.71	0.70	0.69	0.66	0.62	0.58	0.56	0.51
	고졸이하	0.90	0.83	0.80	0.75	0.69	0.69	0.67	0.64	0.62	0.60	0.58	0.57	0.54
연령대	대졸이상	0.91	0.84	0.81	0.79	0.76	0.78	0.77	0.76	0.76	0.74	0.73	0.72	0.72
	20대이하	0.85	0.74	0.67	0.60	0.53	0.50	0.46	0.42	0.39	0.36	0.33	0.30	0.27
	30대	0.87	0.78	0.72	0.65	0.56	0.50	0.46	0.41	0.35	0.30	0.27	0.25	0.23
	40대	0.91	0.84	0.81	0.78	0.71	0.72	0.70	0.67	0.65	0.61	0.59	0.55	0.51
	50대	0.93	0.84	0.83	0.80	0.79	0.81	0.80	0.78	0.76	0.72	0.69	0.68	0.67
	60대	0.92	0.87	0.82	0.77	0.70	0.66	0.61	0.58	0.56	0.55	0.54	0.50	0.49
	70대이상	1.06	1.11	1.15	1.18	1.19	1.23	1.27	1.27	1.28	1.26	1.25	1.26	1.24

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

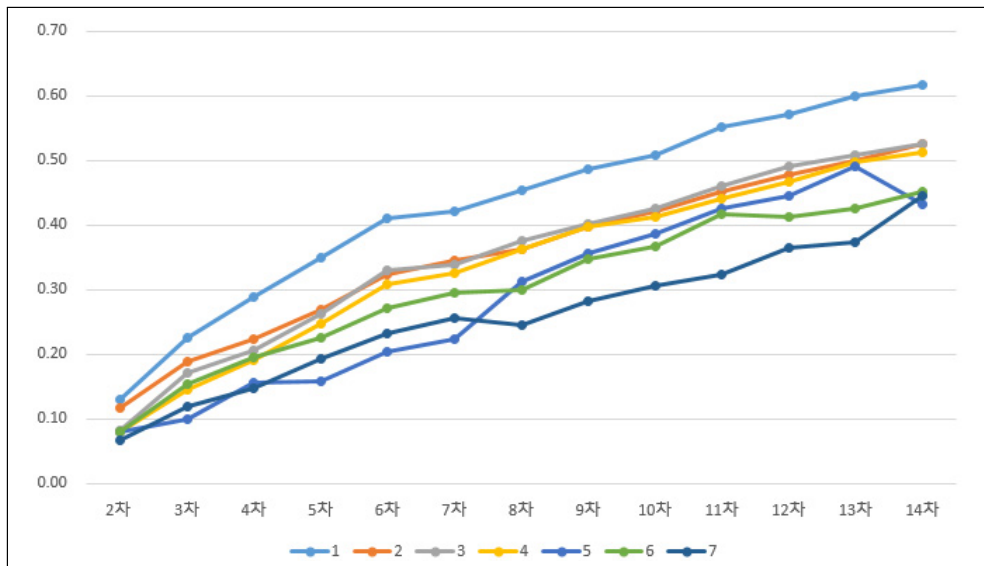
(주: 원패널은 1차웨이브(2006)에서 패널로 구축된 개인을 말함.)

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

한편 응답률의 하락과는 반대로 무응답률(또는 탈락률)을 지역별로 살펴보면 [그림 8-2]와 같이 1차 웨이브 이후 지속적으로 무응답률의 증가폭이 가장 큰 지역은 서울 (=1)로서 다른 지역에 비해 가파르게 상승하고 있다. 한편 대전/충남권(=5)과 호남권 (=7)의 경우 웨이브 초기에는 호남권의 탈락률이 증가하다가 7차 웨이브 이후 대전, 충남권(=5)의 탈락률이 호남권에 비해 높아지는 것으로 나타났다.

따라서 원 패널가구와 같이 개인 패널의 탈락률은 웨이브가 지속될수록 증가하는 것으로 나타나며, 지역적으로 증가속도가 상대적으로 빠른 지역이 서울지역(=1)과 대구 경북권(=4)으로 나타났으며, 상대적으로 증가속도가 둔화된 지역은 7차 웨이브 이후 호남권(=7)로 나타났다. 14차 웨이브에서 지역별 개인 패널의 탈락율이 급격히 증가 또는 감소하는 경향을 보이는 지역은 가구 패널과 같이 대전충남지역(=5)과 광주호남(=7)이며, 대전충남은 세종시의 영향으로 탈락률이 감소한 반면, 광주호남지역은 해당지역의 고령층의 패널탈락으로 판단된다.

[그림 8-2] 개인 원패널의 각 웨이브별 지역별 탈락률



자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

3. 원 패널에 대한 대표성 지표 계산

2절에서 제시한 8가지의 대표성 평가 지표에 대해 복지패널 2~14차 웨이브의 가구 및 개인 패널 자료에 대해 지표를 산출하였다.

앞에서 기술한 바와 같이 1차 웨이브에서 구축된 원 패널을 기준으로 14차 웨이브까지 대표성을 평가하였으며, 7차차 웨이브에서 새롭게 투입된 신규 패널은 기존의 패널과 기준시점이 다르기 때문에 별도로 신규 패널을 포함하여 대표성을 평가하였다.

가. 가구 패널기준

가구 패널은 1차 웨이브에서 구축된 7,072 가구를 기준으로 14차 웨이브 까지 패널에 남아 있는 원 패널 가구에 대해 복지패널 2~14차 웨이브의 가구 자료를 이용하여 대표성 지표를 산출하였다.

〈표 8-6〉 원패널가구의 각 웨이브별 대표성 지표

지표	2차 (‘06)	3차 (‘07)	4차 (‘08)	5차 (‘09)	6차 (‘10)	7차 (‘11)	8차 (‘12)	9차 (‘13)	10차 (‘14)	11차 (‘15)	12차 (‘16)	13차 (‘17)	14차 (‘18)
RR	0.92	0.87	0.84	0.80	0.75	0.75	0.72	0.69	0.67	0.64	0.62	0.60	0.58
CV	0.07	0.13	0.18	0.22	0.26	0.29	0.32	0.35	0.37	0.39	0.41	0.44	0.45
Var	0.01	0.06	0.17	0.48	1.74	4.07	9.86	98.23	98.24	43.10	283.66	182.87	133.93
V(w)	0.44	0.56	0.57	0.59	0.64	0.67	0.54	0.56	0.56	0.56	0.57	0.58	0.58
Corr	0.36	0.40	0.44	0.42	0.30	0.44	0.35	0.35	0.22	0.19	0.30	0.23	0.28
AUS	0.68	0.68	0.68	0.67	0.67	0.66	0.66	0.66	0.66	0.66	0.66	0.66	0.67
R(ρ)	0.91	0.85	0.83	0.81	0.78	0.78	0.77	0.76	0.76	0.74	0.74	0.72	0.71
FMI	0.06	0.13	0.02	0.33	0.45	0.20	0.19	0.17	0.19	0.56	0.29	0.12	0.21

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-6〉으로부터 1차 웨이브를 기준으로 2~14차 웨이브까지의 각 지표를 산출한 결과 응답률(RR)은 2차 웨이브의 0.92에서 11차 웨이브의 0.64로 약 28%p 감소하였고, 14차 웨이브까지 58%의 응답률을 유지한 것으로 나타났다. 웨이브별로 응답률이 급격히 낮아지는 시점을 보면 2→3차, 5→6차로 넘어가는 시점에 약 5%p 감소하는 것으로 나타났다.

다음으로 부차그룹 응답률의 변동계수(CV)은 2차 웨이브 7%에서 11차 웨이브 39%로 증가하였으며, 5차 웨이브와 8차 웨이브에서 20%대와 30%대로 증가폭이 상승하는 시점으로 나타났다. 12차 웨이브에서 41%로 40%대로 증가하였으며, 14차 웨이브에서는 45%로 2차 웨이브 기준 약 6.5배 정도 변동성이 커진 것으로 나타났다.

부차그룹의 응답률 역수로 계산된 응답 가중치의 분산(Var)은 2차 웨이브의 0.01에서 14차 웨이브의 133.93로 증가하여 가중치의 분산증가가 급격히 발생하고 있음을 보여주고 있다.

한편 사후가중치의 분산($V(w)$)은 가구 패널의 각 웨이브별 표준가중치를 기준으로 평가하였다. 2→3차 웨이브에서 증가폭이 가장 크고, 5→6차, 6→7차 순이었으며, 8차부터는 상대적으로 사후가중치의 분산이 낮아짐을 볼 수 있다.

다음으로 가중치와 관심변수간의 상관계수의 변화를 살펴보면 2차 웨이브 0.36에서 5차 웨이브 0.42까지 증가하다가 6차 웨이브에서 0.30으로 감소하였다. 이후 8~9차에서 0.35를 유지하였고, 10차 웨이브에서 0.22, 11차 웨이브에서 0.19로 감소하고 있다. 상관계수의 증가폭을 기준으로 판단할 때 상관계수의 증가폭이 가장 큰 시점이 7차 웨이브이며, 상대적으로 그 이후에는 안정화 되고 있음을 나타내고 있다.

응답 성향점수의 C-통계량인 AUS는 2차 웨이브 0.68에서 14차 웨이브 0.67로 거의 변화가 없음을 나타내고 있어 C-통계량 기준으로 볼 때 가구 패널의 대표성에는 변화가 없게 나타나고 있다.

응답성향 점수에 기반한 R-지표의 경우 2차 웨이브 0.91에서 14차 웨이브 0.71로 감소 추세를 보이고 있어 대표성 지표만으로 보면 시간이 지남에 따라 대표성은 낮아지고 있음을 보여준다.

마지막으로 다중 대체 방법에 기반한 통계량으로 FMI는 2차 웨이브 0.06에서 14차 웨이브 0.21로 증가하여 2차 웨이브 기준 분산증가가 약 3.5배정도 높아짐을 알 수 있다.

나. 개인패널 기준

개인 패널은 원 패널가구를 기준으로 패널 가구의 가구원을 개인 원패널로 고려하였으며, 2차 웨이브에서 14차 웨이브까지 8가지 대표성 지표를 산정하여 개인 원패널의 대표성을 평가하였다.

〈표 8-7〉 개인 원패널의 각 웨이브별 대표성 지표

지표	2차 (‘06)	3차 (‘07)	4차 (‘08)	5차 (‘09)	6차 (‘10)	7차 (‘11)	8차 (‘12)	9차 (‘13)	10차 (‘14)	11차 (‘15)	12차 (‘16)	13차 (‘17)	14차 (‘18)
RR	0.90	0.83	0.79	0.74	0.69	0.67	0.64	0.61	0.58	0.55	0.53	0.50	0.48
CV	0.04	0.08	0.11	0.15	0.19	0.21	0.25	0.28	0.30	0.33	0.36	0.39	0.42
Var	0.002	0.007	0.02	0.03	0.05	0.07	0.10	0.14	0.20	0.29	0.40	0.53	0.64
V(w)	0.48	0.53	0.55	0.60	0.68	0.70	0.66	0.68	0.71	0.74	0.76	0.77	0.78
Corr	0.35	0.37	0.41	0.35	0.24	0.38	0.38	0.38	0.25	0.23	0.34	0.25	0.31
AUS	0.62	0.62	0.62	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.63	0.57	0.64	0.65
R(ρ)	0.92	0.88	0.85	0.83	0.80	0.80	0.79	0.78	0.78	0.77	0.88	0.75	0.74
FMI	0.29	0.30	0.55	0.25	0.60	0.28	0.63	0.72	0.19	0.65	0.56	0.26	0.61

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-7〉로부터 개인 원패널의 응답률은 2차 웨이브 90%에서 14차 웨이브 48%로 약 42%p 가 낮아진 것으로 나타났으며, 응답률 감소율이 가장 높은 시점은 2~3차 웨이브이며, 다음으로 5~6차 웨이브인 것으로 나타났다.

다음으로 부차그룹 응답률의 변동계수(CV)은 2차 웨이브 4%에서 14차 웨이브 42%로 증가하였으며, 평균적으로 약 3년 주기로 변동계수폭이 증가하는 것으로 나타났다.

부차그룹의 응답률 역수로 계산된 응답 가중치의 분산(Var)은 2차 웨이브의 0.002에서 11차 웨이브의 0.29로 증가하며, 14차 웨이브에서는 0.64로 2차 웨이브 기준 약 320배 정도 증가하여 개인패널의 탈락에 의한 분산증가효과가 가구 패널보다 크게 작용하는 것으로 나타났다.

한편 사후가중치의 분산(V(w))은 개인 원 패널의 각 웨이브별 표준가중치(p_wcs)를 기준으로 평가하였으며, 2차 웨이브에서 0.48, 7차 웨이브에서 0.7로 증가하다가, 8차 웨이브에서 0.66으로 감소하며, 14차 웨이브에서는 0.78로 상대적으로 증가폭이 크기 않아 패널이 안정화됨을 알 수 있다.

다음으로 가중치와 관심변수간의 상관계수의 변화를 살펴보면 2차 웨이브 0.35에서 4차 웨이브의 0.41로 증가하다가 6차 웨이브에서 0.24로 급격히 감소하며, 그 이후 0.23에서 0.38까지 증감을 반복적으로 나타내고 있다.

응답 성향점수의 C-통계량인 AUS는 2차 웨이브 0.62에서 12차 웨이브 0.57로 감소하고, 다시 13차 웨이브에서 0.64로 14차 웨이브에서 0.65로 증가하는 경향을 보이고 있다. 응답성향 점수에 기반한 R-지표의 경우 2차 웨이브 0.92에서 지속적으로 감

소하는 경향을 보이다가 12차 웨이브 0.88로 증가하였으며 다시 13차 이후에는 서서히 감소하는 경향을 보이고 있다.

마지막으로 다중 대체 방법에 기반한 통계량으로 FMI는 2차 웨이브 0.29에서 14차 웨이브에서는 0.61로 시간의 흐름에 따라 탈락 패널의 대체에 따라 조사변수의 분산 증가가 약 2배 정도 증가한 것으로 나타났다.

4. 신규포함 패널에 대한 대표성

한국복지패널은 7차 웨이브에서 약 1,800가구를 신규로 투입하여 패널 표본을 보완하였다. 이러한 작업을 통해 패널의 탈락으로 발생하는 횡단적 대표성을 보완하고, 종단적으로는 기존의 원 패널과 신규패널 간의 비교가능성 등을 통해 패널 분석의 효과성을 기대할 수 있다. 따라서 본 절에서는 기존의 원 패널과 신규패널이 동시에 출현하는 7차 웨이브를 기준(11)으로 14차 웨이브 까지(18) 가구와 개인 패널의 대표성을 앞에서와 같은 차원에서 분석하였다.

가. 가구패널

본 절에서의 분석 대상은 가구 패널은 7차 웨이브에서 기존의 원 가구 및 2~7차 웨이브 사이에 새롭게 패널 가구로 편입된 가구를 비롯하여 7차 웨이브에서 14차 웨이브까지 신규 패널로 구축된 가구를 모두 포함한다. 이는 앞의 3.2절에서 분석한 1차 웨이브 이후 지속적으로 패널에 남아있는 원가구 패널 5,271가구와 2~6차까지 신규로 들어온 482가구 중에서 7차에 응답한 가구와 마지막으로 7차 웨이브에서 신규로 구축된 패널 1,800가구 등을 포함한 규모이다.

7차 웨이브를 기준으로 응답한 패널 가구는 7,532가구이며, 이 규모는 1차 웨이브 원 패널의 7,072 가구를 초과하기 때문에 앞서 3.2절에서 분석한 응답률에서는 7차 웨이브에서 신규로 투입된 가구는 제외한 것이다. 7차 웨이브를 기준으로 8차 웨이브~11차 웨이브까지의 응답률은 <표 8-9>와 같이 제시되어 있다.

전체적으로 응답률은 약 90% 수준을 유지하고 있으며, 특히 지역별로는 호남권(=7)의 응답률이 100%를 초과하는 경우도 발생하며, 이러한 현상은 연령대에서도 발생하

고 있다. 원패널 가구의 응답률이 특히 낮았던 범주중의 하나는 가구주의 연령대의 20대 이하였는데, 신규 패널 투입으로 이러한 현상이 완화 되었고, 특히 1차 웨이브 이후 약 14년간의 패널 유지로 인해 신규 가구의 가구원의 연령대가 응답대상으로 편입되는 경우가 발생한 영향으로 보인다.

〈표 8-8〉 신규포함 가구패널의 웨이브별 응답규모

변수	웨이브	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
		7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
전체	1	7,532	7,312	7,048	6,914	6,723	6,581	6,474	6,331
	2	1,132	1,066	1,030	996	940	917	884	859
	3	1,510	1,479	1,414	1,392	1,367	1,346	1,342	1,304
	4	1,312	1,261	1,238	1,211	1,181	1,149	1,130	1,116
	5	1,002	976	928	910	885	862	841	823
	6	694	630	598	588	562	570	546	602
	7	590	580	555	552	532	529	527	519
지역		1,292	1,320	1,285	1,265	1,256	1,208	1,204	1,108
		5,301	5,112	4,873	4,722	4,550	4,410	4,285	4,160
성별	남	2,231	2,200	2,175	2,192	2,173	2,171	2,189	2,171
	여	2,010	2,000	1,990	2,017	2,030	2,033	2,094	2,122
가구원수	1인	2,422	2,319	2,237	2,193	2,123	2,096	2,039	1,969
	2인	1,275	1,244	1,187	1,114	1,084	1,071	1,027	990
	3인	1,323	1,275	1,192	1,157	1,099	1,023	978	933
	4인	502	474	442	433	387	358	336	317
	5인 이상	2,683	2,575	2,467	2,398	2,311	2,224	2,171	2,079
교육 수준	초졸이하	1,008	985	953	929	916	896	872	863
	중졸이하	2,083	2,034	1,952	1,903	1,830	1,791	1,774	1,725
	고졸이하	1,758	1,718	1,676	1,684	1,666	1,670	1,657	1,664
	대졸이상	170	143	108	112	130	144	160	172
연령대	20대이하	922	842	778	690	600	552	519	481
	30대	1,336	1,255	1,168	1,149	1,095	1,067	990	935
	40대	1,310	1,283	1,244	1,216	1,167	1,120	1,088	1,066
	50대	1,414	1,290	1,220	1,183	1,155	1,136	1,099	1,082
	60대	2,380	2,499	2,530	2,564	2,576	2,562	2,618	2,595
	70대 이상								

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

(주: 원패널과 신규패널을 포함한 규모임)

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-9〉로부터 지역별로는 7차 웨이브 이후 14차 웨이브 기준으로 서울(=1)이 가장 낮았고, 다음으로 대구/경북(=4)이 82%로 낮았다. 대전/충남(=5)의 경우 13차 웨이브에서 응답률이 0.79였다가 14차 웨이브에서 0.87로 상승하였는데 이는 세종시의 영향으로 판단된다. 가구주의 성별에 대해서는 1차 웨이브 당시 성별의 차이가 거의 없었으나, 시간이 지남에 따라 성별에 따른 응답률의 차이가 증가하고 있는데 이는 남성 가구주가 상대적으로 패널가구에서 탈락하는 경향성이 높음을 보여준다. 가구원수의 경우 1인 가구의 비율이 10차 웨이브 이후 높아지고 있음을 보여주며, 상대적으로 4인 이상의 가구의 응답률이 낮아지는 경향을 보이고 있다. 가구주 교육수준에서는 대졸이상의 응답률이 지속적으로 유지되고 있으며, 상대적으로 고졸이하의 응답률이 낮아지고 있다. 이는 초기에 구축된 노인가구의 비중이 상대적으로 초기에 비해 낮아짐으로 인한 영향으로 보인다.

가구주의 연령대에서는 30대 이하의 응답률이 다른 연령대에 비해 낮아지고 있으며, 20대 이하의 응답률이 급격히 낮아지다가 11차 웨이브에서 다시 76%로 높아짐을 볼 수 있다.

〈표 8-10〉은 신규 가구가 투입된 7차 웨이브를 기준으로 대표성을 평가한 결과를 보여주고 있다.

〈표 8-9〉 신규포함 가구패널의 웨이브별 응답률

변수	웨이브	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
지역	전체	7,532	0.97	0.94	0.92	0.89	0.87	0.86	0.84
	1	1,132	0.94	0.91	0.88	0.83	0.81	0.78	0.76
	2	1,510	0.98	0.94	0.92	0.91	0.89	0.89	0.86
	3	1,312	0.96	0.94	0.92	0.90	0.88	0.86	0.85
	4	1,002	0.97	0.93	0.91	0.88	0.86	0.84	0.82
	5	694	0.91	0.86	0.85	0.81	0.82	0.79	0.87
	6	590	0.98	0.94	0.94	0.90	0.90	0.89	0.88
가구주 성별	7	1,292	1.02	0.99	0.98	0.97	0.93	0.93	0.86
	남	5,301	0.96	0.92	0.89	0.86	0.83	0.81	0.78
가구원수	여	2,231	0.99	0.97	0.98	0.97	0.97	0.98	0.97
	1인	2,010	1.00	0.99	1.00	1.01	1.01	1.04	1.06
	2인	2,422	0.96	0.92	0.91	0.88	0.87	0.84	0.81
	3인	1,275	0.98	0.93	0.87	0.85	0.84	0.81	0.78
	4인	1,323	0.96	0.90	0.87	0.83	0.77	0.74	0.71
	5인이상	502	0.94	0.88	0.86	0.77	0.71	0.67	0.63
가구주 교육 수준	초졸이하	2,683	0.96	0.92	0.89	0.86	0.83	0.81	0.77
	중졸이하	1,008	0.98	0.95	0.92	0.91	0.89	0.87	0.86
	고졸이하	2,083	0.98	0.94	0.91	0.88	0.86	0.85	0.83
	대졸이상	1,758	0.98	0.95	0.96	0.95	0.95	0.94	0.95
가구주 연령대	20대이하	170	0.84	0.64	0.66	0.76	0.85	0.94	1.01
	30대	922	0.91	0.84	0.75	0.65	0.60	0.56	0.52
	40대	1,336	0.94	0.87	0.86	0.82	0.80	0.74	0.70
	50대	1,310	0.98	0.95	0.93	0.89	0.85	0.83	0.81
	60대	1,414	0.91	0.86	0.84	0.82	0.80	0.78	0.77
	70대이상	2,380	1.05	1.06	1.08	1.08	1.08	1.10	1.09

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

(주: 원패널과 신규패널을 포함한 규모로서 7차 웨이브를 기준으로 산정함.)

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-10〉 신규포함 가구패널의 각 웨이브별 대표성 지표(7차 웨이브 기준)

지표	8차 (‘12)	9차 (‘13)	10차 (‘14)	11차 (‘15)	12차 (‘16)	13차 (‘17)	14차 (‘18)
RR	0.97	0.94	0.92	0.89	0.87	0.86	0.84
CV	0.04	0.09	0.09	0.10	0.12	0.14	0.16
Var	0.002	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.04
V(w)	0.947	0.958	1.006	0.948	0.949	1.046	1.017
Corr	0.30	0.28	0.20	0.16	0.24	0.19	0.22
AUS	0.95	0.90	0.86	0.83	0.81	0.79	0.78
R(ρ)	0.22	0.28	0.34	0.39	0.44	0.48	0.51
FMI	0.14	0.56	0.70	0.39	0.19	0.56	0.31

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

7차 웨이브를 기준으로 8차~14차 웨이브까지 신규가구가 포함된 패널 가구의 대표성을 평가한 결과 모든 지표에서 매우 안정적으로 나타나고 있으며, 웨이브의 경과 기간이 짧기 때문에 앞에서 평가한 원패널 가구의 대표성 보다는 매우 높게 평가되고 있다. 응답률(RR)은 웨이브가 경과할수록 낮아지는 경향을 보이며, AUS(응답 성향점수)는 10차 웨이브부터 안정적으로 나타나고 있다. 상관계수(corr)는 11차 웨이브까지 지속적으로 감소하다가 12차부터 소폭 증가하는 추세를 보였고, CV, FMI, Var 등은 시간에 경과함에 따라 증가함으로 인해 대표성 지표는 낮아지는 경향을 보이고 있어, 7차 웨이브를 기준으로 판단할 때 신규 가구가 포함된 패널가구의 경우 원패널 가구에 비해 대표성이 낮게 나타나고 있음으로 보여준다(〈표 8-10〉 참조).

나. 개인패널

7차 웨이브 기준의 개인 패널의 규모는 18,622명이며, 이 규모는 1차 웨이브 기준의 개인 원 패널 18,856명과 유사한 규모이다. 가구 패널과 마찬가지로 2~7차 까지 응답한 개인 및 그 사이에서 신규로 진입한 개인과 7차 웨이브에서 신규 가구의 투입으로 대상이 되는 개인을 모두 포함한 인원수이다.

신규 개인 패널의 응답률을 〈표 8-12〉에서 살펴보면 8차 웨이브에서 지역별로는 호남권, 가구원수에서는 1인 가구, 가구주 연령대는 70대 이상에서 응답률이 100%를 상회하는 것으로 나타나며, 가구패널과 마찬가지로 11차 웨이브를 기준으로 85% 이상

의 응답률을 보이고 있다. 한편 가구원수에서는 가구패널과 같이 1인 가구의 응답률이 10차 웨이브 이후 100%를 상회하고 있는데, 이러한 현상은 복지패널 가구의 가구원들의 분가로 인해 1인 가구의 응답률이 높은 것으로 사료된다. 7차~14차 웨이브 전체에 대한 응답률을 파악해보면, 전체적으로 응답률이 가구 패널에 비해 높게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 이는 신규패널이 투입된 영향으로 판단된다. 한편 70대 이상의 개인 패널들의 응답률이 상대적으로 높아지고 있는 현상은 앞서서도 언급한바 있지만, 패널 가구의 가구원들의 고령화 현상으로 보이며, 교육수준별로 볼 때 대졸이상의 응답률이 높게 나타나고 있는 것이 특징적이다.

가구원수별로 볼 때 4인 이상 가구의 개인들의 응답률이 상대적으로 낮은 반면에 1인가구의 응답률이 높아지고 있는데 이러한 현상은 4인 이상 가구의 가구원들이 분가하면서 1인가구로 편입되는 현상에 기인한 것으로 보인다.

〈표 8-11〉 신규포함 개인 패널의 웨이브별 응답규모

변수		웨이브	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
지역	전체	1	18,622	17,984	17,134	16,664	15,989	15,422	14,923	14,418
		2	2,927	2,756	2,597	2,486	2,308	2,208	2,096	2,002
		3	4,030	3,952	3,797	3,711	3,598	3,492	3,396	3,246
		4	3,154	2,996	2,882	2,785	2,683	2,564	2,508	2,448
		5	2,322	2,211	2,080	2,036	1,953	1,874	1,783	1,728
		6	1,735	1,588	1,500	1,467	1,379	1,355	1,278	1,391
		7	1,416	1,379	1,295	1,257	1,187	1,180	1,159	1,137
성별	남	3,038	3,102	2,983	2,922	2,881	2,749	2,703	2,466	
	여	8,546	8,215	7,816	7,576	7,267	6,983	6,749	6,506	
가구원수		10,076	9,769	9,318	9,088	8,722	8,439	8,174	7,912	
	1인	2,010	2,000	1,989	2,017	2,030	2,033	2,094	2,122	
	2인	4,844	4,638	4,475	4,386	4,246	4,192	4,078	3,938	
	3인	3,825	3,732	3,561	3,342	3,252	3,213	3,081	2,970	
	4인	5,292	5,100	4,768	4,628	4,396	4,092	3,912	3,732	
교육 수준	5인이상	2,651	2,514	2,341	2,291	2,065	1,892	1,758	1,656	
	초졸이하	7,120	6,702	6,238	5,938	5,567	5,253	4,976	4,710	
	중졸이하	2,411	2,360	2,287	2,196	2,086	1,986	1,910	1,814	
	고졸이하	4,770	4,650	4,418	4,315	4,188	4,083	3,984	3,849	
연령대	대졸이상	4,321	4,272	4,191	4,215	4,148	4,100	4,053	4,045	
	20대이하	5,396	5,123	4,743	4,583	4,353	4,115	3,940	3,739	
	30대	2,310	2,165	2,013	1,832	1,680	1,567	1,446	1,356	
	40대	2,525	2,423	2,305	2,278	2,177	2,109	2,012	1,924	
	50대	2,254	2,198	2,146	2,101	2,015	1,935	1,880	1,842	
	60대	2,509	2,291	2,130	2,042	1,995	1,940	1,844	1,810	
	70대이상	3,628	3,784	3,797	3,828	3,769	3,756	3,801	3,747	

지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

(주: 원페널과 신규페널을 포함한 규모임.)

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소 (각 연도), 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-12〉 신규 개인 패널의 웨이브별 응답률

변수	웨이브	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차
전체	1	18,622	0.97	0.92	0.89	0.86	0.83	0.80	0.77
	2	2,927	0.94	0.89	0.85	0.79	0.75	0.72	0.68
	3	4,030	0.98	0.94	0.92	0.89	0.87	0.84	0.81
	4	3,154	0.95	0.91	0.88	0.85	0.81	0.80	0.78
	5	2,322	0.95	0.90	0.88	0.84	0.81	0.77	0.74
	6	1,735	0.92	0.86	0.85	0.79	0.78	0.74	0.80
	7	1,416	0.97	0.91	0.89	0.84	0.83	0.82	0.80
성별	남	3,038	1.02	0.98	0.96	0.95	0.90	0.89	0.81
	여	8,546	0.96	0.91	0.89	0.85	0.82	0.79	0.76
가구원수	1인	10,076	0.97	0.92	0.90	0.87	0.84	0.81	0.79
	2인	2,010	1.00	0.99	1.00	1.01	1.01	1.04	1.06
	3인	4,844	0.96	0.92	0.91	0.88	0.87	0.84	0.81
	4인	3,825	0.98	0.93	0.87	0.85	0.84	0.81	0.78
	5인이상	5,292	0.96	0.90	0.87	0.83	0.77	0.74	0.71
교육 수준	초졸이하	2,651	0.95	0.88	0.86	0.78	0.71	0.66	0.62
	중졸이하	7,120	0.94	0.88	0.83	0.78	0.74	0.70	0.66
	고졸이하	2,411	0.98	0.95	0.91	0.87	0.82	0.79	0.75
	대졸이상	4,770	0.97	0.93	0.90	0.88	0.86	0.84	0.81
연령대	20대이하	4,321	0.99	0.97	0.98	0.96	0.95	0.94	0.94
	30대	5,396	0.95	0.88	0.85	0.81	0.76	0.73	0.69
	40대	2,310	0.94	0.87	0.79	0.73	0.68	0.63	0.59
	50대	2,525	0.96	0.91	0.90	0.86	0.84	0.80	0.76
	60대	2,254	0.98	0.95	0.93	0.89	0.86	0.83	0.82
연령대	70대이상	2,509	0.91	0.85	0.81	0.80	0.77	0.73	0.72
		3,628	1.04	1.05	1.06	1.04	1.04	1.05	1.03

(지역 1=서울, 2=경기/인천, 3=부산/울산/경남, 4=대구/경북, 5=대전/충남, 6=충북/강원, 7=광주/전남/전북/제주)

(주 : 원패널과 신규패널을 포함한 규모로서 7차웨이브를 기준으로 산정함.)

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소.. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

〈표 8-13〉 신규 개인 패널의 각 웨이브별 대표성 지표

지표	8차 (‘12)	9차 (‘13)	10차 (‘14)	11차 (‘15)	12차 (‘16)	13차 (‘17)	14차 (‘18)
RR	0.97	0.92	0.89	0.86	0.83	0.80	0.77
CV	0.030	0.049	0.066	0.085	0.10	0.13	0.14
Var	0.001	0.003	0.005	0.009	0.014	0.023	0.030
V(w)	0.67	0.70	0.73	0.76	0.78	0.81	0.82
Corr	0.33	0.32	0.22	0.17	0.29	0.19	0.24
AUS	0.94	0.89	0.85	0.82	0.79	0.78	0.76
R(ρ)	0.19	0.28	0.34	0.41	0.45	0.49	0.52
FMI	0.08	0.53	0.66	0.31	0.46	0.36	0.26

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

신규 가구원 패널에 대한 대표성 평가 결과는 〈표 8-13〉에 제시되어 있다. 전체적으로 신규 가구 패널과 유사하게 대표성이 확보된 것으로 나타나고 있다. 7차 웨이브 기준으로 응답률은 86% 이상으로 나타났고, 응답률의 변동계수 또한 웨이브별로 3~14%로 안정적인 경향을 보이고 있다. 분산(V(w))은 매우 낮게 나타나며, 사후 가중치의 분산 또한 증가 추세가 안정적으로 나타났다. 상관계수(corr)은 감소 추세를 보이고 R-지표는 0.19에서 0.52로 증가하는 경향을 보여 대표성이 증가하고 있음을 보여 준다. 마지막으로 FMI는 결측으로 인한 분산증가를 나타내는 지표로서 8차 웨이브 0.08에서 11차 웨이브 0.31, 14차 웨이브 0.26으로 증가 폭이 크기는 하지만 절대수준으로 볼 때 높은 수준이 아니기 때문에 신규 패널 투입으로 인해 안정적으로 나타나고 있다.

제4절 소결

본 연구에서는 한국복지패널의 대표성 평가를 위해 8가지 지표를 이용하여 원패널과 신규 패널로 구분하여 분석하였다. 대표성 지표는 횡단적 측면에서 평가되지만, 각 웨이브별 지표를 비교함으로써 종단적 지표로 해석할 수 있다. 시간의 흐름에 따라 패널의 탈락으로 인해 응답률 기준으로 관찰할 때 대표성은 감소하는 경향을 보이지만, 단순히 응답률만으로 종단 조사의 대표성을 평가하는 것은 한계가 있으며, 따라서 본

연구에서 고찰한 다양한 지표를 통해 대표성을 평가하는 것이 바람직할 것이다. 또한 특정 시점에서 대표성이 급격히 감소하게 되면 해당 시점에서 신규패널을 투입하는 기준시점으로 평가가 가능할 것이다. 이러한 측면에서 각 웨이브별로 패널탈락에 따른 패널 자료의 대표성을 지속적으로 평가함으로써 보다 객관적인 기준을 제시하고, 이와 더불어 원 패널에 대한 신규 패널의 효과성을 평가하여 이용자들로부터 보다 신뢰성 높은 자료를 제공하고자 하였다.

1. 요약

본 연구에서 분석한 결과로부터 가구 패널과 개인 패널로 구분하여 대표성을 평가하였다. 먼저 원가구 패널의 경우 응답율은 하락, 변동계수는 상승, 분산은 급격히 상승, 사후가중치 분산의 변동은 거의 없으며, 상관계수는 증가하다가 감소하는 추세, 상관계수는 7차까지 증가하다가 그 이후는 감소한 후 일정 수준을 유지, c-통계량 값은 거의 변동이 없고, R-지표는 0.9에서 감소 추세를 보이며, FMI는 6차, 11차에서 증가하는 추세를 보인다.

단순하게 응답률만으로 평가할 때 표본의 탈락이 지속적으로 발생함으로 인해 대표성은 감소한다고 볼 수 있으나, 다른 지표들을 동시에 평가할 경우 한국 복지패널의 원가구 표본의 대표성에는 문제가 없는 것으로 판단된다. 즉, 원가구 패널만으로 추정치를 산출할 경우 무응답 편향의 증가로 인한 위험성은 그리 크지 않은 것으로 판단된다.

한편 개인 패널의 경우 가구 패널에 비해 상대적으로 대표성이 낮은 경향을 보이고 있는데 이는 패널가구로부터 분가한 개인의 추적 원칙에 따라 대표성이 영향을 받는 것으로 판단된다. 즉, 원가구에서 2회 이상 분가가 발생한 경우 추적을 중단함으로써 개인 패널의 탈락이 자연스럽게 증가함으로 인해 무응답 편향의 위험도가 증가하는 경향을 보여주고 있다.

신규가구를 포함한 패널의 경우 가구와 개인 패널에 대한 대표성은 원가구 패널보다는 상대적으로 낮게 나타나고 있는데, 이는 7차 웨이브 이후 횡단적으로 패널에 포함되는 가구 또는 개인의 영향으로 무응답 편향이 증가하는 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

2. 시사점 및 한계

본 연구를 통해 종단조사의 하나인 패널조사의 경우 횡단적 대표성뿐만 아니라 종단적 분석 가능성을 동시에 만족할 수 있는 패널 설계가 요구되며, 현재 한국복지패널은 고정형 및 개방형 패널로서 1차 웨이브 이후 패널 지속에 따른 패널 탈락이 계속 발생하기 때문에 이용자들로부터 패널의 대표성에 의문이 제기되고 있다.

이러한 관점에서 현재 패널의 대표성을 보다 개관적인 지표로 제시함으로써 이용자들로부터 보다 신뢰성을 담보할 수 있는 계기를 마련하였다고 평가할 수 있을 것이다. 그러나 본 연구는 횡단적 측면에서 대표성을 평가한 결과이기 때문에 종단면적 대표성을 논하기에는 한계점이 있음을 밝힌다. 또한 대표성 분석에 적용한 무응답 및 분석 변수의 선택에 따라 지표값이 달라질 수 있기 때문에 본 연구에서 제시한 값이 유일하지 않음에 유의해야 한다.

끝으로 한국복지패널은 고정형 패널이며, 원패널 가구의 분가로 인한 신규가구의 출현을 허용한 개방형 패널이기 때문에 폐쇄형 패널에 비해 표본의 감소폭이 낮게 나타나는 특징이 있다. 또한 원 패널 가구원의 추적정책에 따라 개인 패널의 탈락이 상대적으로 크게 발생함으로 인해 개인 패널의 대표성이 상대적으로 낮게 나타나는 경향을 보이고 있다. 본 연구를 통해 한국복지패널의 대표성을 평가하여 이용자들에게 객관적인 지표를 제공함과 동시에 향후 패널 유지정책에 활용할 수 있을 것으로 기대된다.



제9장

결론 및 시사점

제1절 분석 결과와 시사점

제2절 향후 분석 과제

제9장 결론 및 시사점

이 보고서는 15년 간 축적된 한국복지패널 자료의 성과를 바탕으로 체계적인 종단 분석을 시도함으로써 한편 종단 지표 체계화를 위한 기반을 마련하고, 다른 한편 복지패널 데이터의 마모를 줄이면서 대표성을 높이기 위한 기초 작업의 성격을 띤다. 분석 결과가 가지는 시사점은 몇 가지로 정리될 수 있다.

제1절 분석 결과와 시사점

1. 소득 분배 역동성 분석과 시사점

먼저, 생애주기별 소득 분포 변화를 분석한 2장의 분석 결과에 의하면, 노년기로 이행이 소득 분포를 크게 변화시킨다는 사실이 분명하게 확인되었다. 노년기로 이행할 때 일자리 하향이동과 노동시장으로부터의 이탈에 따라 근로·사업소득의 수준이 감소하고 불평등이 크게 증가한다. 노년기에 확대되는 사적·공적이전이 근로·사업소득의 감소량을 벌충하기에는 많이 부족하기 때문에 노년기에 빈곤율이 크게 증가하지만, 사적·공적이전이 노년기로 이행할 때 소득 불평등이 증가하는 추세를 완화하는 데는 상당한 역할을 한다. 한편 성별 분석 결과는 중년기 이후 남성과 여성의 소득 분포 차이가 확대되는 경향을 보여준다. 중년기 이후 소득 수준이 감소하고 빈곤과 불평등이 증가하는 경향이 남성보다 여성에게 좀 더 강하게 나타나는데, 이는 노동시장 지위 하락 뿐만 아니라 배우자와의 사별이라는 추가적인 위험 요인이 여성의 소득을 감소시키는 상황에서 공적연금으로부터의 보호도 상대적으로 약하기 때문인 것으로 판단된다. 단, 대부분의 남성 노인이 노동시장에서 이탈하는 노년후기에는 성별 소득 분포 차이가 대체로 축소되는 것으로 나타났다.

다음으로 연령대별 빈곤 역동성 분석 결과, 2014년에서 2018년의 비교적 짧은 기간 동안이지만 학교에서 노동시장으로의 이행기에 해당하는 18세에서 25세까지의 청

년 지속빈곤율이 높아지는 추세를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 특히 2012년과 2018년 기간 동안 빈곤 탈출률이 크게 낮아지는 추세와 맞물려 있는 것으로 보인다. 이에 비해 동일 기간 동안 66세에서 75세까지 초기 노령기 노인의 지속빈곤율은 크게 하락했다. 모든 빈곤 기준에서 지속빈곤율의 큰 폭의 일관된 하락 추세를 확인할 수 있었다. 하지만 이러한 초기 노인의 지속빈곤율 감소는 주로 빈곤 탈출률의 증가보다는 빈곤 진입률의 감소에 기인하는 것으로 보인다. 또한, 인구 고령화로 인한 노인 인구 증가로 노인 지속빈곤율은 떨어짐에도 불구하고 전체 지속빈곤 인구에서 노인이 차지하는 비중은 오히려 더 늘어났다. 노인 빈곤율 감소가 노인 인구 증가 속도를 따라잡지 못했다는 의미이다. 그 결과 노인 지속빈곤율의 큰 폭의 하락에도 불구하고 전체 지속빈곤율은 오히려 정체 내지는 미미하게 증가한 것으로 나타났다. 전체적으로, 노년기 이전까지는 재산만 빈곤한 인구 비율이 높고 소득만 빈곤하거나 소득과 재산 모두 빈곤한 인구의 비율은 낮은 수준으로 유지되지만, 노년기에 이르면 소득과 재산이 모두 빈곤하거나 소득만 빈곤한 인구의 비율이 급격히 증가하는 것으로 나타났다.

소득 분포와 빈곤 분석 결과는 향후 생애과정에서 소득을 평탄화하고 빈곤과 불평등을 완화하기 위한 정책을 발전시켜 나가는 과제에 필요한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 예컨대, 청년의 장기 빈곤이 증가하는 추세라는 점은 정책적으로 좀 더 주의해서 보아야 할 부분이다. 이는 졸업 후 노동시장 진입과 안착의 어려움이 커지고 있는 징후를 의미할 수 있기 때문이다. 반면, 최근 진입하는 노인들의 공적 연금 수급률 증가, 기초연금 강화, 기초보장제도 개선, 사적 노후 준비 강화 등으로 노인 빈곤율이 감소하는 것은 긍정적으로 평가할 수 있는 부분이다. 하지만, 노인의 경우 한 번 빈곤에 빠지면 좀처럼 헤어내기 힘들다는 결과도 간과되어서는 안된다. 여전히 높은 노인 지속빈곤율과 노인 인구의 급격한 증가를 감안할 때 향후 전체 지속빈곤율을 낮추거나 안정적 수준으로 유지하기 위해서는 노후 소득보장 강화가 중요한 관건이 될 것이다.

2. 복지제도 가입 및 수급 역동성 분석과 시사점

기초보장제도와 공적연금은 우리나라 소득보장제도의 근간이 되는 제도이다. 이 중, 2015년 맞춤형 급여로의 개편을 단행한 국민기초생활보장제도는 개편 이후 절대적인 수급률 자체의 변화는 크지 않았지만 간헐적 수급이 증가하고 지속수급이 감소하여

‘빈곤의 덫(poverty trap)’ 효과가 다소나마 감소한 것으로 나타났다. 연령대를 나누어 분석해보아도 마찬가지였다. 다만, 노년층의 수급진입률이 다른 연령대에 비해 높고, 청년층의 탈수급률이 압도적으로 높은 비율을 보였다. 전체 인구집단에서는 지속수급률이 제도 개편 이후에 감소했지만, 연령대별 분석에서는 노년층의 지속수급률은 개별급여 전환 이후 소폭 증가했다. 노년층은 제도 개편과 무관하게 지속수급을 유지하는 경우가 압도적으로 많았다. 한편, 개편 전 주로 지속 수급했던 청년층은 급여 개편 이후 탈수급을 유지하거나 간헐적으로 수급하게 되는 경우가 다른 연령대에 비해 많아 생애주기의 특성이 공공부조의 수급역동성에도 어느 정도 반영되고 있음을 알 수 있었다. 한편, 공적연금은 기여력에 의해 급여가 이루어지는 제도로서 경제활동시기의 가입 이력을 통해 노후시기 연금 수급 가능성과 수급액을 가늠케 한다. 생애주기별 공적연금 가입의 변화를 분석한 결과 최근으로 올수록 모든 코호트에서 가입률이 상승한 것으로 나타났다. 하지만 10년의 분석 기간 동안 공적 연금 가입을 유지하거나 새롭게 가입한 비율에 있어 남성이 여성에 비해 월등히 높게 나타남으로써 여전히 공적 연금은 남성 중심으로 운용되고 있는 한계를 보였다. 또한, 비정규직이나 자영자에 비해 정규직의 가입률이 높게 나타나, 비정형 근로 형태가 증가하고 있는 현재의 노동시장에서 공적 연금의 가입률과 보장성을 높이는 것이 쉽지 않은 과제임을 시사하고 있다.

이상의 결과에서 국민기초생활보장제도와 공적 연금의 수급 역동성과 가입 역동성을 파악함으로써 정책 개편의 효과를 가늠하고 향후 방향성을 제시하는데 기초자료로 활용될 수 있으리라 기대된다. 공적연금의 사각지대를 해소하고 보장성을 높이는 것과 기초보장의 역동성과 탈수급률을 높이는 것은 별도의 과제가 아니다. 최후 안전망으로써의 국민기초생활보장제도는 다른 소득보장제도가 커버리지와 보장성 차원에서 제대로 기능한다면 그 역할이 축소될 수도 있지만, 탈근대의 불안정성과 격차가 커질수록 그 기능이 확대될 가능성도 높다. 제도별, 생애주기별 역동성을 통합적으로 분석함으로써 좀 더 정교하고 시의성 있는 대안 도출과 시사점 제시가 가능할 것이다.

3. 주거 역동성 분석과 시사점

생애주기별 주거실태 분석 결과, 주거의 안정성 측면과 주택 구매능력 측면에서는 2006년에 비해 2016년의 주거 여건이 악화되었으나, 임차가구의 임대료 부담 측면에

서는 여건이 개선된 것으로 나타났다. 그러나 이러한 주거 여건은 연령층에 따라 다른 양상을 보이는 경우가 많았다. 특히, 청년층은 주거의 안정성과 주택 구매 및 임대료 부담의 모든 측면에서 2006년의 청년보다 2016년의 청년이 열악하다는 것을 확인할 수 있었다. 전체 자가 점유율이 증가하였음도 불구하고 2016년의 30대는 2006년 30대보다 자가에 거주하는 비율이 낮고, 주택구매능력이 가장 크게 하락하였으며, 월소득 대비 임대료 수준은 유일하게 상승한 연령층이다. 또한 주거의 하향이동이 가장 높은 비율로 이루어진 연령층이다. 한편 노년층 역시 청년층 못지않은 열악한 주거여건에 처해 있다고 할 수 있는데, 청년층의 경우 전반적인 주거여건의 악화가 주거의 안정성 및 주거비 부담능력의 악화를 가져왔다고 볼 수 있지만, 노년층의 경우는 주거 여건의 영향보다는 노후 소득 감소로 인한 주거비 부담 증가의 영향이 더 크다고 볼 수 있다.

주택은 우리 시대의 또 하나의 화두가 되었다. 주거 문제를 해결하지 않고서는 청년층의 불안정과 저출산 문제도, 노후 불안정과 빈곤 문제도 근본적으로 해소되기 어렵다. 주거 역동성 분석 결과는 전 생애, 특히 생애주기 양 끝의 주거문제의 난맥상을 적나라하게 보여줌으로써 정책 개입의 필요성을 역설하는 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

4. 한국복지패널 데이터 질 고도화를 위한 분석과 시사점

한편, 이 보고서에서는 한국복지패널 데이터 품질을 진단하고 향상시키기 위해 두 가지 접근 방식을 취하였다. 하나는 원표본의 응답 패턴을 ‘초기이탈’, ‘중기이탈’, ‘후기이탈’, ‘지속응답’으로 유형화하고 원표본 가구 특성별로 응답패턴을 분석하는 전략이다. 다른 하나는 다양한 대표성 지표를 통해 한국복지패널의 대표성을 진단하는 전략이다. 전자의 분석 결과, 응답 패턴 특성에 따라 분류된 집단의 특성이 패널 가구의 거주 지역이나 주거형태, 가구주의 연령대와 주된 경제활동 상태 등과 연관되어 있음을 확인하였다. 특히, 조사 구축 초기에 이탈하는 가구는 연령대가 낮은 가구들이 많았던 것으로 나타나고, 지속적인 응답을 하는 가구의 연령대가 이탈하는 가구보다는 상대적으로 높았음을 확인하였다. 다음으로 대표성 분석 결과, 단순히 응답률만으로 평가할 때 표본의 탈락이 지속적으로 발생함으로 인해 대표성은 감소한다고 볼 수 있으나, 다른 지표들을 동시에 평가할 경우 한국 복지패널의 원가구 표본의 대표성에는 문제가 없는 것으로 판단되었다. 한편 개인패널의 경우 가구 패널에 비해 상대적으로 대

표성이 낮은 경향을 보였는데 이는 패널가구로부터 분가한 개인의 추적 원칙에 따라 대표성이 영향을 받는 것으로 추정된다. 신규가구를 포함한 패널의 경우 가구와 개인 패널에 대한 대표성은 원가구패널보다는 상대적으로 낮게 나타나고 있는데, 이는 7차 웨이브 이후 횡단적으로 패널에 포함되는 가구 또는 개인의 영향으로 무응답 편향이 증가하는 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

지금까지 한국복지패널 데이터 구축 과정에서 이탈가구 유형 분석, 대표성 지표 분석 등 패널데이터 품질을 진단하는 노력들이 체계적으로 이루어지 못해 온 것이 사실이다. 한국복지패널이 사용자들의 지속적인 신뢰를 확보함과 아울러 의미 있는 학술적, 정책적 자료를 생산해 나가기 위해서는 향후 이러한 노력들이 좀 더 체계화되고 제도화되어야 한다. 이를 통해 효율적 표본유지 및 관리를 위한 방안 모색이 지속적으로 강구되어야 할 것이다.

제2절 향후 분석 과제

이 보고서는 지금까지 한국복지패널 심층 과제에서 시도된 바 없었던 패널 종단 분석을 통해 학술적, 정책적 시사점을 제공하고, 아울러 패널 데이터의 품질을 진단해 보았다는 데 의의가 있다. 그럼에도 불구하고 본 보고서가 다루고 있는 주제는 한국복지패널이 가진 방대한 데이터 영역에 비해서는 턱없이 제한적인 것이 사실이다. 이러한 점에서 몇 가지 향후 과제를 제안하면서 본 보고서를 마무리하고 한다.

첫째, 서론에서도 언급했듯이 최근으로 올수록 역동적인 지표의 체계적 생산과 종단 분석에 대한 정책적 수요가 지속적으로 증가하고 있다. 좀 더 포괄적이고 체계적인 패널 역동성 지표를 구축하고 산출함으로써 이러한 수요에 대응할 필요가 있다. 본 보고서에 포함된 소득, 주거 관련 분배 지표 뿐 아니라 자산, 부채, 지출 등 가구 복지를 나타내는 지표들, 국민기초생활보장제도와 공적 연금 뿐 아니라 실업급여, 아동수당, 근로장려세제, 장애연금, 각종 사회서비스 등 복지 제도나 서비스 관련 지표들, 가구원의 경제활동 관련 지표들, 건강과 보건의료 관련 지표들 등이 그러한 예들이다.

둘째, 패널은 그 특성상 마모가 불가피하며 표본의 체계적, 비체계적 탈락 과정에서 표본의 대표성과 신뢰도가 손상받게 된다. 이를 최소화하고 부분적으로라도 보완하고

위해서는 좀 더 체계적인 표본 관리가 이루어질 필요가 있다. 이 연구에서 시도된 표본 마모 분석과 대표성 분석 이외에도 다양한 표본 관리를 위한 분석을 통해 표본 탈락을 최소화하고 체계적 오류를 점검하여 수정함으로써 좀 더 신뢰도 높은 패널데이터를 구축하는 것은 향후에도 한국복지패널의 중요한 목표이자 과제가 되어야 할 것이다.



- 강미나, 김혜승, 박미선, 이재춘, 김지혜, 이길제...이명진. (2020). 2019년 주거실태조사 연구 보고서. 세종: 국토교통부·국토연구원.
- 강성호. (2011). 국민연금 사각지대 규모추정과 연금제도 성숙에 따른 노후빈곤완화 효과. 재정학연구, 4(2), 89-121.
- 강소랑. (2014). 국민연금이 고령자의 노동시장 참여에 미치는 영향. 정책분석평가학회보, 25(2), 165-195.
- 강신욱. (2016). 기초생활보장 개편의 효과: 선정기준 변화를 중심으로. 보건복지포럼, 241, 20-31.
- 공무원연금공단.(각 연도). 공무원연금통계. https://m.geps.or.kr/g_data/cms_list.jsp?gm=a148&cate1=static&cate2=에서 2020. 7. 15. 인출.
- 구인회, 손병돈. (2005). 노후 소득보장의 사각지대: 1990년대 후반기의 변화 추이와 변화 요인. 한국노년학, 25(4), 35-52.
- 국민연금공단. (각 연도). 국민연금통계연보. https://www.nps.or.kr/jsppage/info/resources/info_resources_03_01.jsp?cmsId=statistics_year에서 2020. 7. 15. 인출.
- 국회예산정책처. (2019). 2019~2060년 국민연금 재정전망.
- 권혁진. (2012). 비정규 고용과 국민연금 사각지대. 응용경제, 14(2), 85-120.
- 권혁창, 이은영. (2012). 국민연금 수급이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구. 사회복지연구, 43(2), 61-85.
- 김민철. (2017). 생애주기별 주거소비 특성을 반영한 주거지원 방안. 국토정책 Brief, 603.
- 김태완, 김문길, 여유진, 김미곤, 김현경, 임완섭, ...최민정. (2017). 2017년 기초생활보장 실태조사 및 평가연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 김태일, 최영준. (2015). 국민연금의 형평성 분석과 사각지대 해소 대안. 한국정책분석평가학회 학술대회, 67-89.
- 김혜진. (2018). 국민연금가입과 사적연금가입과의 관계: 국민연금 가입 및 납부여부를 중심으로. 한국사회복지정책학회 춘계학술대회. 433-446.
- 문용필. (2012). 중고령자의 개인연금 가입에 영향을 미치는 요인: 패널 자료를 활용한 분석. 노인복지연구, 58, 89-110.
- 사립학교교직원연금공단. (각 연도). 2017 사학연금통계연보. https://www.tp.or.kr:9088/tp/news/news_st_tab4.jsp에서 2020. 7. 15. 인출.

- 석재은. (2003). 공적연금의 사각지대: 실태, 원인과 정책방안. 한국사회복지학, 53, 285-310.
- 안서연, 조미라. (2019). 국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 건강상태: 주관적 건강상태와 우울을 중심으로. 보건사회연구, 39(2), 519-547.
- 오창수, 강정실. (2018). 개인연금의 보유 행태에 관한 연구. 보험학회지, 116, 67-94.
- 이상운, 박민주. (2020). 청년층 1인 임차가구의 주거비부담 영향요인 분석. 금융소비자연구, 9(3), 33~54.
- 이소영, 정의철. (2017). 청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축 결정요인에 관한 연구. 부동산학연구, 23(3), 41~53.
- 이수옥. (2016). 청년 주거문제 완화를 위한 주택정책 방안. 국토정책 Brief(560).
- 이원진. (2010). 국민기초생활보장제도 수급동태의 특성 및 수급탈출의 결정요인 분석. 한국사회복지학, 62(3), 5-29.
- 이원진. (2012). 노년기로의 이행에 따른 소득불평등 변화와 소득이동성. 한국사회복지학, 64(2), 185-212.
- 이원진. (2013). 노년기 소득불평등 증가의 원인: 누적적 혜택/불리 모형에 대한 탐색적 분석. 한국사회학, 47(5), 241-275.
- 이현정, 김영주. (2018). 주택점유형태에 따른 청년층 가구의 사회경제적 차이 및 주택자산효과 분석. 도시행정학보, 31(2), 73~95.
- 이현주, 오미애, 정은희, 정해식, 김현경, 손창균, ...박형준. (2017). 한국복지패널의 진단과 향후 개선 과제. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이혜정. (2017). 한국노동패널조사 98표본 원가구의 표본이탈 유형화-사건계열분석기법을 이용한 응답이력 분석, 2017 패널브리프, 9.
- 임병인, 강성호. (2005). 국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과. 보험개발연구, 16(3), 89-121.
- 장지연, 이혜정. (2008). 중고령자의 근로생애 유형-사건계열분석기법을 이용한 취업력 분석. 2008 노동리뷰 6월호(통권 제 42호), 76-86.
- 정건섭, 김성우, 배정환. (2018). 주택 임대시장의 월세화 진행과정에서 점유형태의 변화 요인 분석. 정책분석평가학회보, 28(2), 165-183.
- 정인영. (2015). 국민연금 사각지대 완화를 위한 제도적 개선방안 연구. 사회복지정책, 42(2), 33-62.
- 조태경, 손창균. (2015). 한국복지패널조사 자료를 이용한 패널자료의 대표성평가, Journal of the Korean Data Analysis Society, 17(5), 2461-2471.
- 최요한. (2018). 국민기초생활보장제도의 수급이 우울에 미치는 영향. 사회보장연구, 34(4),

259-293.

통계청. (2020a). 가계금융·복지조사 소득분배지표(연령계층별)[데이터파일]. 국가통계포털 <http://kosis.kr>에서 2020. 6. 14. 인출.

통계청. (2020b). 신규취급액 기준 정기에금(1~2년 미만)의 금리[데이터파일]. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_005Y001&conn_path=I3에서 2020. 11. 16. 인출.

한국감정원. (2016). 한국감정원 부동산시장 분석보고서-2016년 상반기 동향 및 하반기 전망. 4.

한국감정원. (2017). 한국감정원 부동산시장 분석보고서-2016년 동향 및 2017년 전망. 5.

한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

한국부동산원. (2020). 매매가격지수(종합주택유형)[데이터파일]. http://www.r-one.co.kr/rone/resis/statistics/statisticsViewer.do?menuId=HOUSE_21111에서 2020.11.17. 인출.

Alakeson, V., & Cory, G. (2013) Home Truths: How Affordable is Housing for Britain's Ordinary Working Families?. Resolution Foundation.

Baxter, D., & Murphy, L. (2017) Priced Out? Affordable Housing Institute for Public Policy Research. <https://www.ippr.org/files/2017-11/priced-out-england-november-2017.pdf>에서 2020.10.20. 인출

Bethlehem, Jelke G, Cobben, Fannie, & Schouten, Barry. (2011). Handbook of nonresponse in household surveys. New Jersey: John Wiley & Sons.

Biemer, P. P., & Lyberg, L. (2003). Introduction to Survey Quality. Hoboken, NJ: Wiley.

Brown, R. L., & Prus, S. G. (2004). Social transfers and income inequality in old age: A multinational perspective. North American Actuarial Journal, 8(4), 30-36.

Brzinsky-Fay Christian, Kohler Ulrich, & Luniak Magdalena. (2006) Sequence analysis with Stata. The Stata Journal(2006) 6, Number4, 435-460.

Crystal, S., & Shea, D. (1990). Cumulative advantage, cumulative disadvantage, and inequality among elderly people. The Gerontologist, 30(4), 437-443.

Curtin, R., Presser, S., & Singer, E. (2000). The effects of response rate changes on the index of consumer sentiment. Public Opinion Quarterly, 64, 413-428.

Eurostat. (2020). Persistent at risk of poverty rate[데이터파일]. <https://ec.europa.eu/>

- eurostat/web/products-datasets/-/tespm150 에서 2020. 12. 15. 인출.
- Groves, R. M., & Peytcheva, E. (2008). The Impact of Nonresponse Rates on Nonresponse Bias – A Meta-Analysis. *Public Opinion Quarterly*, 72(2), 167-189.
- ILO. (2014). Social protection for older persons: Key policy trends and statistics. Social protection policy papers, paper 11, ILO Social protection department, Geneva. Social protection for older persons: Key policy trends and statistics. Social protection policy papers, paper 11, https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_310211.pdf에서 2020. 8. 12. 인출.
- ILO. (2018). Social protection for older persons: Key policy trends and statistics 2017-19. Social protection policy papers, paper 17, ILO Social protection department, Geneva. https://www.ilo.org/seccsoc/information-resources/publications-and-tools/policy-papers/WCMS_645692/lang-en/index.htm에서 2020. 8. 12. 인출.
- Kangas, O., & Palme, J. (2000). Does social policy matter? Poverty cycles in OECD countries. *International Journal of Health Services*, 30(2), 335-352.
- Keeter, S., Miller, C., Kohut, A., Groves, R. M., & Presser, S. (2000). Consequences of reducing non-response in a national telephone survey. *Public Opinion Quarterly* 64, 125-148.
- Nam, J., & Park, H. (2020). The 2015 welfare reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea: Effects on economic outcomes. *International Journal of Social Welfare*, Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/ijsw.12416>.
- OECD. (2015), *In It Together: Why less Inequality Benefits All*, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264235120-en>.
- OECD. (2019), *Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/b6d3dcfc-en>.
- Office for National Statistics. (ONS). (2019). Persistent poverty in the UK and EU: 2017, <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/personalandhouseholdfinances/incomeandwealth/articles/persistentpovertyintheukandeu/2017>에서 2020. 12. 15. 인출
- Padley, M. & Marshall, L. (2018). Defining and measuring housing affordability

- using the minimum income standard housing studies. *Housing Studies*, 34(1), 1307-1329.
- Pampel, F. C., & Hardy, M. (1994). Changes in income inequality during old age. *Research in Social Stratification and Mobility*, 13, 239-263.
- Prus, S. G. (2000). Income inequality as a Canadian cohort ages: An analysis of the later life course. *Research on Aging*, 22(3), 211-237.
- Reynolds, L. (2011) Private Rent Watch. Report 1: Analysis of local rent levels and affordability. Shelter.
- Roderick J. Little, & Sonya Vartivarian. (2005). Does Weighting for Nonresponse Increase the Variance of Survey Means? *Survey Methodology*, vol. 31, no.2. University of Michigan.
- Schouten, B., Cobben, F., & Bethlehem, J. (2009). Indicators for the representativeness of survey response. *Survey Methodology*. 35(1), 101-113.
- Schouten, B., Shlomo, N., & Skinner, C. J. (2011). Indicators for monitoring and improving representativeness of response. *Journal of Official Statistics*, 27(2), 1-24.
- Stone, Michael E. (2006). what is housing affordability? The case of the residual income approach. *Housing Policy Debate*, 17(1), 151-184.
- U.S. Department of Housing and Urban Development(HUD). (2020). Rental burdens: Rethinking affordability measures. Available at: https://www.huduser.gov/portal/pdredge/pdr_edge_featd_article_092214.html에서 2020.8.20. 인출
- Wagner, J. (2010). The Fraction of Missing Information as a Monitoring Tool for Survey Data Quality. *Public Opinion Quarterly*. 74(2), 223-243.



[부록 1] 표본 유형 분류표

〈부표 1〉 응답 패턴 유형에 따른 집단 유형별 분류

(단위: 가구)

구분	응답 패턴	가구수	합계
초기이탈	10000000000000	527	916
	11000000000000	384	
	10100000000000	3	
	10000010000000	2	
중기이탈	11111000000000	289	1,052
	11110000000000	251	
	11100000000000	205	
	11111110000000	146	
	11111100000000	131	
	10110000000000	5	
	11111010000000	4	
	11111011000000	4	
	10111000000000	2	
	11010000000000	2	
	11011000000000	2	
	11110011000000	2	
	11111110001000	2	
	10000011110000	1	
	10111110000000	1	
	11000011000000	1	
	11000011111000	1	
	11011110000000	1	
	11100011100000	1	
	11111110001100	1	
후기이탈	11111111110000	192	1,086
	11111111000000	191	
	11111111111000	165	
	11111111111110	152	
	11111111111100	138	
	11111111110000	124	
	11111011111111	26	

214 2020년 한국복지패널 심층분석: 한국복지패널 종단 분석 및 표본 특성 분석

구분	응답 패턴	가구수	합계
	11111111110001	14	
	10111111111111	13	
	11011111111111	12	
	11111111100011	10	
	11111111000111	8	
	11111110001111	7	
	11000011111111	5	
	11111011111000	4	
	11111011110000	3	
	10000011111111	3	
	10111111110000	2	
	11111011111100	2	
	11111111000110	2	
	11101111111111	2	
	11111010001111	2	
	10000011111110	1	
	11100011111111	1	
	10111110001111	1	
	11111011111110	1	
	11011111110000	1	
	11111111111101	1	
	11110011110000	1	
	11011111111110	1	
	11110011111111	1	
지속응답	11111111111111	4,018	4,018

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. (각 연도). 1~14차 한국복지패널 원자료.

간행물 회원제 안내

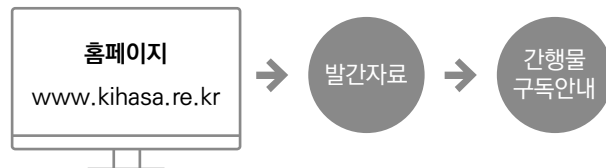
회원제 특전

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

회원 종류

전체 간행물 회원 120,000원	보건 분야 간행물 회원 75,000원
사회 분야 간행물 회원 75,000원	정기 간행물 회원 35,000원

가입방법



문의처

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

KIHASA 도서 판매처

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