

2021년

# 한국복지패널 학술대회

The 2021 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) Conference

일 시 2021년 9월 30일(목) 11:00~17:30

개최방식 온라인 생중계  YouTube '한국보건사회연구원' 채널

주 관 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

공동주최 한국노인복지학회, 한국사회보장학회, 한국사회복지연구회, 한국사회복지정책학회  
한국사회복지학회, 한국장애인복지학회, 한국조사연구학회



**KIHASA**  
한국보건사회연구원



**서울대학교**  
SEOUL NATIONAL UNIVERSITY



## PROGRAM

11:00~12:00

Session 1

노인

좌장: 김수완(강남대학교)

### 제1주제

- 주택연금의 현세대 및 미래 노후 빈곤 완화 효과
  - 발표 : 김성아(한국보건사회연구원)
  - 토론 : 강성호(보험연구원)
- 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식 변화 연구
  - 발표 : 이민아(경희대학교), 신혜리(경희대학교)
  - 토론 : 윤태영(불평등과시민성연구소)

아동

좌장: 이봉주(서울대학교)

### 제2주제

- 아동의 학교적응에 영향을 미치는 요인:  
 한국복지패널에 참여한 1990년대생과 2000년대생의 차이를 중심으로
  - 발표 : 정선영(인천대학교)
  - 토론 : 김광혁(전주대학교)
- 아동 및 청소년의 행동평가척도(K-CBCL)의 5가지 하위 개념  
 (우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성) 각각의 변화궤적 유형 확인
  - 발표 : 유창민(한남대학교)
  - 토론 : 유민상(한국청소년정책연구원)

장애인

좌장: 강상경(서울대학교)

### 제3주제

- 자기회귀교차지연 모형을 활용한 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계 검증:  
 성별과 연령집단 간 차이를 중심으로
  - 발표 : 박병선(강릉원주대학교)
  - 토론 : 한기명(한국장애인개발원)
- 장애인에 대한 돌봄 부담이 가족의 경제활동에 미치는 영향
  - 발표 : 조상은(한경대학교), 오육찬(한국보건사회연구원)
  - 토론 : 신은경(단국대학교)

13:10~13:15

개회사 이태수(한국보건사회연구원 원장)

13:15~13:20

축사 구인회(한국사회복지학회 회장)

13:20~13:30

대학원생 우수논문 시상식 시상 강상경(서울대학교 사회복지연구소 소장)

13:30~13:40

한국복지패널 소개 정은희(한국보건사회연구원 연구위원)

13:40~15:10

특별강연: 패널연구에서 대상중심적 접근의 활용 정익중(이화여자대학교)

# PROGRAM

15:20~16:20

## Session 2

### 노동

좌장: 이상은(송실대학교)

#### 제1주제

1. 주52시간 상한제 시행과 부부의 노동공급 결정
  - 발표 : 함선유(한국보건사회연구원)
  - 토론 : 박미진(한국여성정책연구원)
2. 최저임금인상이 근로장려세제 수급에 미치는 영향
  - 발표 : 김재호(한국노동연구원)
  - 토론 : 전승훈(대구대학교)

### 빈곤 및 배제

좌장: 정원오(성공회대학교)

#### 제2주제

1. 청년의 다차원적 빈곤 변화: 2010년과 2019년 청년층의 빈곤 비교
  - 발표 : 변금선(서울연구원), 이혜림(서울연구원)
  - 토론 : 배정희(한국청소년정책연구원)
2. 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구:  
1~15차 복지패널 자료를 이용하여
  - 발표 : 한창근(성균관대학교), 맹성준(성균관대학교)
  - 토론 : 배지영(한국보건복지인력개발원)

### 건강

좌장: 유조안(서울대학교)

#### 제3주제

1. 중고령자의 주거환경과 자존감 및 건강에 관한 경로분석:  
장애인과 비장애인 집단의 차이를 중심으로
  - 발표 : 정은희(서울대학교 사회복지연구소), 이현주(대구대학교)
  - 토론 : 김남희(한국형사·법무정책연구원)
2. 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계에 관한 연구
  - 발표 : 허만세(계명대학교)
  - 토론 : 박병선(강릉원주대학교)

16:30~17:30

Session 3

대학원생

좌장 : 정은희(한국보건사회연구원)

제1주제

1. 담배소비세 인상정책에 따른 흡연 감소 효과는 일시적인가?
  - 발표 : 김범(서울대학교), 조영민(서울대학교)
  - 토론 : 이원진(한국보건사회연구원)
2. 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차에 관한 연구
  - 발표 : 이용호(부산대학교)
  - 토론 : 변금선(서울연구원)

부채와 소비

좌장: 강신욱(한국보건사회연구원)

제2주제

1. 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향:  
 한국복지패널 3차~15차 자료를 활용한 종단분석
  - 발표 : 박호준(서울대학교), 박정민(서울대학교)
  - 토론 : 황보람(부산대학교)

정책평가

좌장: 이병희(한국노동연구원)

제3주제

1. 인과관계에서 공간의 의미에 대한 연구
  - 발표 : 권혁창(경상국립대학교)
  - 토론 : 정용문(경상대학교)
2. 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향
  - 발표 : 김현경(한국보건사회연구원)
  - 토론 : 정성미(한국여성정책연구원)

# CONTENTS

## Session 1

### [제1주제] 노인

1. 주택연금의 현세대 및 미래 노후 빈곤 완화 효과 ..... 3
2. 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식 변화 연구 ..... 33

### [제2주제] 아동

1. 아동의 학교적응에 영향을 미치는 요인:  
한국복지패널에 참여한 1990년대생과 2000년대생의 차이를 중심으로 ..... 55
2. 아동 및 청소년의 행동평가척도(K-CBCL)의 5가지 하위 개념  
(우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성) 각각의 변화궤적 유형 확인 ..... 73

### [제3주제] 장애인

1. 자기회귀교차지연 모형을 활용한 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계 검증:  
성별과 연령집단 간 차이를 중심으로 ..... 93
2. 장애인에 대한 돌봄 부담이 가족의 경제활동에 미치는 영향 ..... 115

## Session 2

### [제1주제] 노동

1. 주52시간 상한제 시행과 부부의 노동공급 결정 ..... 135
2. 최저임금인상이 근로장려세제 수급에 미치는 영향 ..... 151

**[제2주제] 빈곤 및 배제**

1. 청년의 다차원적 빈곤 변화: 2010년과 2019년 청년층의 빈곤 비교 ..... 171
2. 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구:  
 1~15차 복지패널자료를 이용하여 ..... 201

**[제3주제] 건강**

1. 중고령자의 주거환경과 자존감 및 건강에 관한 경로분석:  
 장애인과 비장애인 집단의 차이를 중심으로 ..... 219
2. 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계에 관한 연구 ..... 241

**Session 3**

**[제1주제] 대학원생**

1. 담배소비세 인상정책에 따른 흡연 감소 효과는 일시적인가? ..... 261
2. 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차에 관한 연구 ..... 281

**[제2주제] 부채와 소비**

1. 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향:  
 한국복지패널 3차~15차 자료를 활용한 종단분석 ..... 303

**[제3주제] 정책평가**

1. 인과관계에서 공간의 의미에 대한 연구 ..... 321
2. 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향 ..... 333





[제1주제]

# 노인

- 1. 주택연금의 현세대 및 미래 노후 빈곤 완화 효과
- 2. 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식 변화 연구





# 주택연금의 현세대 및 미래 노후 빈곤 완화 효과<sup>1)</sup>

The Effect of the Home Pension on Current and Future Poverty Reduction of the Old

김성아(한국보건사회연구원)

이 연구는 주택연금의 점진적인 확대가 현세대 노인의 빈곤과 함께 노후를 준비하는 중년의 노후 빈곤에 미치는 효과를 분석하여 한국의 높은 노인 빈곤율을 완화하는 효과를 실증분석한다. 한국복지패널 원 자료를 분석하여, 주택연금 가입률 시나리오별 현세대 노인의 빈곤 및 불평등 완화 효과와 현 중년의 미래 노후 빈곤 및 불평등 위험 완화 효과를 추정하였다. 분석 결과, 현행 1% 정도의 주택연금 가입률을 확대할 경우 현세대 및 미래 노후 빈곤과 불평등을 점진적으로 완화하였다. 다만, 가입률을 전면적으로 확대하면 자산 불평등이 소득 불평등에 전이되어 현세대 및 미래 노후 불평등이 심화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 공적 노후소득보장정책으로서 주택이 있지만 소득이 부족한 고령층을 표적집단으로 하여 제도를 점진적으로 확대할 필요를 확인하였다. 경제활동기에 자산을 축적하고 노후에 자산을 활용하는 자산기반 복지체계와 공적연금을 중심으로 하는 다층 노후소득보장체계 속에서 주택연금의 미래지향적 정책 방안을 제안하였다.

## I. 서론

2019년 기준, 균등화 처분가능 중위소득은 연간 2,875만 원으로 중위소득의 50% 기준 상대빈곤선은 약 120만 원이다(통계청 보도자료, 2020.12.17., p.38).<sup>2)</sup> 2018년 국민연금 수령액은 1인당 평균 41만 원이고(최현수 외, 2020, p.254), 2019년 4월부터 인상된 기초연금 최고액은 30만 원으로(보건복지부 보도참고자료, 2019.4.1.) 두 제도의 수령액을 합해도 빈곤선에 미치지 못한다. 1963년에 군인연금, 1973년에 사립학교교직원연금과 국민연금을 각각 법제화하고, 2008년에 기초노령연금, 2014년에 기초연금을 도입하는 등 노후소득보장제도를 확대해왔고, 퇴직(연)금과 개인연금 등을 포함해 다층 노후소득보장체계를 구축해왔다. 공적이전과 직역연금을 포함한 다층 노후소득보장체계에 의한 소득은 한국 노인이 누리는 전체 소득의 25%에 불과하다(OECD, 2019).

우리나라의 국내총생산(Gross Domestic Product, GDP)은 2020년 기준 세계 10위 수준에 이르렀다(IMF, 2020.10.). 그리고 한국의 기대수명은 OECD 가입국 중에서 세 번째로 길다(OECD, 2019, p.173). 하지만 노인 빈곤율이 가장 높아 노인 10명 중 4명 정도가 빈곤하고(OECD, 2019, p.187), 65세 이상 노인 인구 가구소득에서 근로소득의 비중이 OECD 가입국 중 멕시코에 이어 두 번째로 높다(OECD, 2019, p.185). 그래서 은퇴 후에도 일하는 노인의 비중이 높다(OECD, 2019, p.177). 다시 말하면, 한국의 노인은 은퇴 이후에 여전히 소득을 벌기 위해 경제활동을 하면서도 빈곤한 상태에서 긴 노년기를 보내고 있다. 결국 40%가 넘는 높은 노인 빈곤율은 한국의 다층 노후소득보장체계가 적절히 기능하지 못하고 있다는 사실을 방

1) 이 논문은 한국보건사회연구원 수시과제 연구보고서 「주택연금의 노후 빈곤 완화 효과」의 내용을 보완한 것임.

2) (2,875만 원/12개월)×50%=119.8만 원

증한다. 선제적인 정책 대응이 없다면 이러한 추세가 미래에도 유지될 것으로 보인다(최현수, 여유진, 김태완, 임완섭, 오미애, 황남희, ... 김솔휘, 2016).

이러한 맥락에서 중장기적으로 다층 노후소득보장체계의 기능을 강화하기 위한 보조적 노후소득원으로 경제활동기에 축적한 자산을 활용하는 주택연금의 중장기적 소득보장 효과를 검증할 필요가 있다. 주택연금의 공식 제도명은 주택담보노후연금으로, 『한국주택금융공사법』 제2조(정의)에 따라 “주택 소유자가 주택에 저당권을 설정하고 금융기관으로부터 대통령령으로 정하는 연금”을 뜻한다. 주택연금은 농지연금 등과 함께 자산을 유동화하여 노후소득원으로 활용하는 자산활용 제도로, 은퇴 이후 사망할 때까지 주거 안정성과 노후소득을 동시에 담보하며, 다층 소득보장체계의 최상층에 위치한다. 주택연금은 노인 빈곤율을 약 11%포인트 감소시키는 효과가 있는 것으로 추정된다(최경진, 2021, p.20). 하지만 제도가 도입된 지 10년 이상 지났지만 현재 약 6만 가구가 주택연금을 이용하고 있어 주택을 소유한 60대 이상 가구주의 실질적인 이용률은 1% 정도로 매우 낮은 편이다. 이 시점에서 장기적인 관점에서 제도의 실효성을 재검토할 필요가 있다.<sup>3)</sup>

선행연구는 예산의 제약 범위 내에서 이루어지는 지원금 수준 결정 방식이나 주택연금의 수요 및 실태를 분석하고(고제현, 2015a; 안세룡, 2016), 현세대 노인의 소비 진작 효과나 빈곤율을 완화하는 소득보장 효과를 분석했다(백혜연, 김정주, 장인수, 2018; 백인걸, 최경진, 2019) 중장기적으로 주택연금 활성화를 견인하기 위해 현세대뿐 아니라 미래 세대를 고려한 이론적 합리성과 실증 근거가 필요한 시점이다.

이 연구의 목적은 생애주기 가설에 기반을 두면서 다층 노후소득보장체계의 최상위층에 위치하는 주택연금의 현세대 및 중년의 노후 빈곤 완화 효과를 추정하여 보조적 노후소득원으로서 주택연금제도의 장기적인 실효성을 담보할 수 있는 실증적인 근거를 마련하는 데에 있다. 특히 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과를 검증하는 대상자를 미래 노인 집단인 중년으로 확장한다는 점에서 다른 연구와 차이점이 있다.

연구의 목적을 달성하기 위해 2장에서는 생애주기 가설과 주택연금의 기능, 국내 주택연금의 정책 효과, 그리고 주택연금의 잠재수요 존재를 확인한다. 3장에서는 현세대 노인뿐 아니라 미래 세대 노인의 노후 빈곤 완화 효과를 실증분석하기 위한 분석모형과 분석자료를 소개한다. 4장에서는 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 5장에서 이 연구의 분석 결과를 바탕으로 결론과 함의를 도출한다.

## II. 이론적 배경 및 현황

### 1. 생애주기 가설과 주택연금의 기능

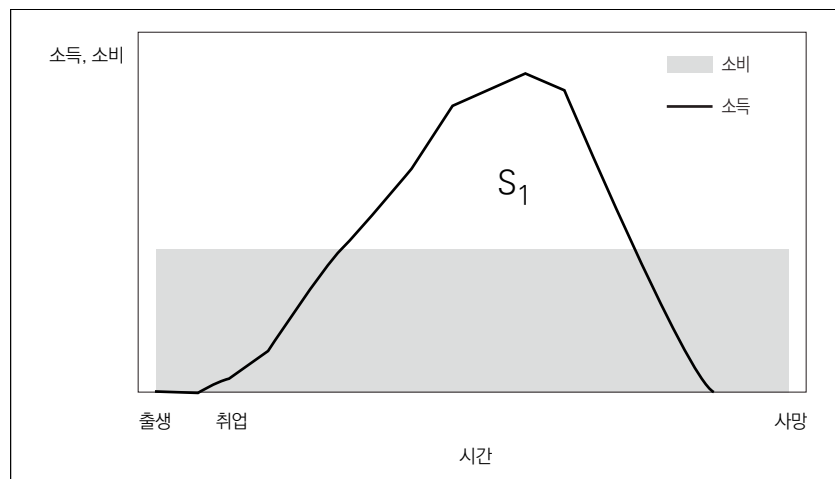
1985년 노벨경제학상 수상자인 모딜리아니는 프리드만의 항상소득 가설(Permanent Income Hypothesis)과 유사한 맥락에서 생애주기 가설(Life Cycle Hypothesis)을 발전시키면서 자산 유동화를 통해 노후소득원을 마련하는 자산기반 복지의 이론적 타당성을 마련했다. 항상소득 가설에 따르면(Friedman, 1957) 소비자는 경상소득, 혹은 벌어들일 것으로 기대되는 항상소득의 수준을 초과하지 않는 범위에서 항상소비(permanent consumption) 규모를 선택하고 생애 전 과정에 걸쳐 그 수준이 고르다. 항상소비 수준은 항상소득과 이자율, 소득과 자산의 비율, 그리고 자산 대비 소득 수준에 대한 개인의 선호

3) 2019년 통계청 주택소유통계 결과(통계청, 2020.11.17.), 전체 주택을 소유한 가구는 11,456천 가구로 전체 일반 가구 중 56.3% 임. 가구주 연령대가 70대인 가구의 70.0%(1,464천 가구), 60대인 가구의 68.2%(2,408천 가구), 50대인 가구의 63.4%(3,046천 가구)가 주택을 소유하고 있음.

에 따라 결정된다. 비정상소득, 혹은 일시적으로 발생한 임시소득이 있더라도 항상소득에 영향을 미칠 정도의 규모가 아니라면 기존의 소비 수준을 유지한다.

모딜리아니의 생애주기 가설은(Modigliani and Brumberg, 1954; Ando and Modigliani, 1963) 항상소득 가설에서 다루는 생애 전 기간의 소득과 소비 수준을 고려하면서 저축과 자산의 축적 및 활용을 논의의 범위로 끌어들인다. 출생 이후 개인소득이 부재한 상황에서 생존과 성장을 위해 소비하고, 취업부터 은퇴까지 소득활동을 지속하되, 중년기에 소득 최고점을 기록하고, 사망할 때까지 항상소비 수준을 유지하며 지출하는 것을 가정한다. 이에 따르면 [그림 1] 과 같이 경제활동기에는 소득이 항상소비 수준을 초과하여 양의 순 경제력 가치, 즉  $S_1$ 의 저축이 발생하여 금융자산이나 실물자산을 축적한다. 아동기와 노년기 등 경제활동기 이외의 시기에는 지출해야 하는 항상소비 수준이 소득을 초과하므로 저축을 현금으로 유동화하여 음의 순 경제력 가치를 만들어낸다( $-(S_2 + S_3)$ ). 그래서 개인이 경제활동기의 소득활동을 통해 축적한 저축, 즉 자산을 전 생애 기간에 전부 소비하게 되는 것이다( $S_1 - (S_2 + S_3) = 0$ ). Jappelli (1999) 등 다수의 실증분석을 통해 현실성이 입증된 이 가설은 경제활동기 동안 발생하는 양의 경제력 순 가치( $S_1$ )로 축적한 자산을 은퇴 이후 근로소득이 감소하여 항상소비 수준이 총소득을 초과하는 노후의 실질소득원( $S_3$ )으로 활용하는 자산기반 복지(Asset-based Welfare)의 이론적 근거가 된다(Deaton, 2005).

[그림 1] 모딜리아니의 생애주기 가설의 개념



자료: 저자 작성.

이 이론을 실제 데이터에 적용한 결과, 은퇴 이후 자산을 완전히 소비하기보다 일부는 후세대를 위한 상속분(bequest)으로 남겨두는 행태가 확인되기도 하지만, 노후소득원으로 축적한 자산을 활용하는 행태 또한 비교적 강건하게 확인된다(Modigliani, 1986, 김성아, 이태진, 최준영, 2021, pp.69-78). 그렇다면 노후 지출 수준을 유지하기 위해 확보해야 하는 소득 수준은 전 생애 기간에 누린 항상소비 수준과 함께 경제활동기에 축적한 자산에서 상속분을 감한 수준에서 선택된다. 다시 말하면, 실질적으로 경제활동기에 축적하는 자산( $S_1$ )은 은퇴 이후에도 지출 수준을 유지하기 위해 노후소득 혹은 음의 자산( $S_3$ )과 후세대를 위한 상속분( $B$ )의 합이다. 이 기간에 자신의 소득 수준 범위 내에서 노후소득( $S_3$ )과 상속분( $B$ )을 고려해 축적할 자산을 선택하고 소비 수준을 결정하여 소득과 소비의 차액을 저축( $S_1$ )하게 된다.

$$S_3 = S_1 - B \Leftrightarrow S_1 = S_3 + B$$

하지만 현실에서는 이와 같은 합리적인 행태가 적확하게 드러나지 않는다. Shefrin and Thaler(1988)는 행동학적 생애주기 가설로 그 이유를 설명한다. 경제활동기의 소비 수준은 항상소비 수준을 유지하되 은퇴 이후 노후를 준비하는 자산을 축적하기 위하여 소득에 비해 낮은 수준에서 현재 소득과 현재 자산, 그리고 미래 소득의 함수로 결정된다. 하지만 이 함수를 처리하는 과정에서 미래 노후를 위해 현재 지출을 인내하는 자기 통제, 장기적인 저축 혹은 자산 축적보다 직접적인 소득을 선호하는 심리적 회계, 그리고 자산을 인식하는 방식에 의한 프레이밍 등 심리적 기제가 작동하여 개인이 비합리적인 선택을 할 수 있다는 것이다. 은퇴 이후 그동안 적립한 연금을 활용하는 시점에 평균적인 기대여명이 증가하고 자신의 기대수명이 불확실한 상황에서도 매월 지급받아 여생 동안 누리는 연금보다 일시금을 선호하는 ‘연금퍼즐(Annuity Puzzle)’이 이런 맥락과 닿아 있다(Benartzi, Previtro, and Thaler, 2011).

이상의 내용을 종합하면 생애주기 가설에 따라 개인은 경제활동기에 벌어들이는 소득 수준의 범위에서 지출 수준을 결정한다. 그 초과분을 금융 및 실물자산으로 축적하여 은퇴 후 노후소득을 마련함으로써 생애 전 과정에 걸쳐 항상소비 수준을 유지한다. 경제활동기에 축적하는 자산의 양과 노후에 활용하는 자산의 양은 후세대를 위한 상속분이나 심리적 기제에 의해 영향을 받는다.

여유진(2017, p.276)은 “직접적으로 개인과 가족의 소득을 보장함으로써 빈곤과 안정의 위험에 대응하는 전략”으로서의 소득기반 복지와 비교하여 자산기반 복지를 “저축과 자산의 축적을 지원하고 개인과 가족은 이를 활용하여 소득을 창출함으로써 복지 증진을 도모하도록 하는 전략”으로 정의하였다. 즉, 자산기반 복지는 개인이 생애주기 전반에 걸쳐 자산을 축적하고 소득의 형태로 유동화함으로써 자립적인 삶의 궤적이 실현되게 하는 일련의 복지체제로, 자산을 형성하는 프로그램과 자산을 활용하는 프로그램을 포함한다. 이 연구는 경제활동기에 축적한 자산을 노후소득원으로 활용하는 유동화 프로그램인 주택연금과 그 정책 효과에 주목한다.

다음 [그림 2] 는 주택의 실물자산을 활용하는 제도인 주택연금을 포함하는 우리나라의 다층 노후소득보장체계이다. 이 체계는 Holzman and Hinz(2005, p.10)의 세계은행 보고서에서 제시된 다층 노후소득보장체계를 한국적 맥락에 맞게 확대, 적용한 것이다(강성호, 2017, p.25). 소득 기준에 따라 빈곤층과 저소득층을 대상으로 신청에 따라 지원하는 공공부조제도와 기초연금을 0층으로 한다. 근로자의 의무가입과 일반 국민의 임의가입에 의한 공적연금제도인 국민연금과 특수직역연금이 1층에 위치한다. 사적연금인 근로자와 자영자를 대상으로 하는 퇴직연금 프로그램이 2층에, 개인연금이 3층에 자리한다. 비연금제도인 은퇴 이후 지속하는 경제활동으로 얻은 근로·사업소득이나 재산소득, 사적이전 소득이 4층에, 그리고 자산을 유동화하는 주택연금과 농지연금이 최상층인 5층에 자리한다.

현재 우리나라 노후소득보장제도는 다층으로 설계되어 있으나, 주로 의무가입에 의한 (0)1~2층에 대한 논의가 중심이 되고, 중산층 이상을 주요 대상으로 하며, 개인이 자유로운 의지로 가입 여부를 선택하는 3~5층에 대한 논의나 검토는 충분하다고 보기 어렵다. 또한 사회경제적 지위에 의해 지원하거나 가입을 의무화하는 0~1층의 공적 제도는 노후소득의 적절성뿐 아니라 사각지대 축소를 통한 대상자 포괄성 확보가 주된 이슈일 수 있는 반면, 개인의 선택에 따라 자신의 자산을 활용하는 3~5층의 개별 제도의 실효성을 담보하기 위해서는 개인 행태에 대한 접근이 필요하다.

[그림 2] 우리나라의 다층 노후소득보장체계 및 현황

비연금	실물자산	5층	주택연금 (20.9. 66천 명), 농지연금 (20.12. 26백 건) 등				개인의 선택	중산층 이상
	소득	4층	근로·사업·재산소득, 사적이전소득 등					
연금	사적연금	3층	개인연금 (19.12. 702만 건)				의무 가입	신청에 의한 권리성 지원
		2층	퇴직연금 (19.12. 637만 명)	IRP (19.2. 381만 명)				
	공적연금	1층	국민연금 (19.12. 사업장 1,417만 명, 지역 723만 명)		특수지역연금 (19. 171만 명)	빈곤층		
		0층	기초연금 (65세 이상 소득 하위 70%) (18. 509만 명)					
공공부조	0층		기초생활보장 (빈곤층 지원)					
소득원	대상		근로자	자영자	기타 (비경활)	공무원 등	가입 기제	소득기준에 의한 대상 구분

주: 가입 기제와 소득 기준에 의한 대상 구분의 점선은 개별 요소가 복합적으로 작용할 수 있음을 의미함. 볼드체는 이 연구에서 주목하는 주택연금과 관련된 요소임. 제도별 현황과 기준 시점은 괄호 안에 표시하였음. 출처는 다음과 같음.  
 (기초연금) 사회보장위원회 사회보장통계 '성별 기초(노령)연금과 기초연금의 수급자 현황(2008~2018)(수급자 수)' ([https://www.ssc.go.kr/stats/infoStats/stats010100\\_view.do?indicator\\_id=443&listFile=stats010200&chartId=2198](https://www.ssc.go.kr/stats/infoStats/stats010100_view.do?indicator_id=443&listFile=stats010200&chartId=2198)에서 2021.3.31. 인출); (국민연금) 국민연금공단. (2020년 7월). 국민연금 2019년 통계연보. p.2; (특수지역연금) 국회예산정책처. (2020년 7월 15일). 4대 공적연금 장기재정전망. p.15. 및 별정우체국연금관리단 홈페이지(<https://www.popa.or.kr/popa/popaMmi>에서 2021.3.29. 인출); (퇴직연금) 통계청. (2020.12.24.). 2019년 퇴직연금통계 결과. p.31.; (IRP) 금융감독원 통합연금포털 연금통계 '퇴직연금' (<https://100lifeplan.fss.or.kr/board/pensionStat4.do>에서 2021.3.31. 인출); (개인연금) 금융감독원 통합연금포털 연금통계 '개인연금' (<https://100lifeplan.fss.or.kr/board/pensionStat3.do>에서 2021.3.31. 인출); (농지연금) 농림축산식품부 홈페이지 (<https://www.mafra.go.kr/mafra/1333/subview.do>에서 2021.3.31. 인출); (주택연금) 주택금융연구원 주택금융통계시스템 통계DB 간편통계 '주택연금 보증잔액 현황' (<https://www.hf.go.kr/research/portal/stat/easyStatPage.do>에서 2021.3.31. 인출)  
 자료: 강성호, (2017). 국민·퇴직·개인·주택연금 소득대체율 추정과 노후소득보장체계 충당방안, 예산정책연구, 6(2), pp.20~53의 25 쪽 그림을 토대로 현황과 요소를 수정, 보완함.

다층 노후소득보장체계의 최상층에 위치하며 이 연구에서 주목하는 주택연금은 자산을 소득으로 직접 유동화하여 은퇴 이후 사망할 때까지 주거 안정성과 노후소득을 동시에 담보한다. Merton and Lai(2016, p.2)는 주택을 소유하는 것이 일하는 중산층 가정이 경제활동기에 자산을 축적하는 주된 방법이므로, 은퇴 이후 활용할 수 있는 최적의 자산인 주택을 노후소득으로 유동화하는 주택연금 제도의 사회경제적 효용을 높게 평가했다.

이런 맥락에서 안세룡(2016)은 경제활동기에 저축한 금융자산과 사회보장급여로 은퇴 이후 노후 소비를 영위할 뿐 아니라 주택연금 제도를 통해 주택의 실물자산을 노후소득원으로 활용하는 등 생애 전 과정에 자산을 배분함으로써 개인의 효용을 높이는 방안을 구체화하였다. 강성호(2017, p.38, p.45)는 2015년 가계 금융복지조사 자료를 분석하여 국민연금과 퇴직연금, 개인연금의 실현소득대체율, 즉 은퇴 전 근로소득 혹은 사업소득 대비 실현된 노후소득의 비율을 각각 23.3%, 3.2%, 0.7%로 추정하고, 주택연금은 최소 1.15% 및 최대 100%의 가입률에 따라 0.1%부터 27.4%로 추정하여 우리나라 다층 노후소득보장체계의 실태를 분석하였다.

주택연금은 자산을 보조적인 노후소득원으로 활용하는 제도로, 가입 여부는 개인의 선택으로 결정된다. Brown(2001)은 합리적인 개인은 확실성 등가부(Certainty Equivalent Wealth, CEW)에 원칙에 따라 자산, 특히 주택을 현금으로 유동화하는 정책 기제를 선택하는 것으로 가정하였다. 확실성 등가(Certainty

Equivalent)는 불확실하지만 높은 확률로 예측할 수 있는 자산을 활용해 미래 은퇴 이후 필요한 소비 수준을 충당할 수준의 대가로, 이 기대치에 따라 공적연금 이외 개인연금 및 주택 유동화 활용 여부를 선택하는 것이다. 프레이밍 등 심리적 기제에 의하여 은퇴 이후 필요한 소비 수준을 예측하지 못하는 경우, 다층 노후소득보장체계를 통한 적정 노후소득을 확보하기보다 개인연금 혹은 주택연금 가입을 선택하지 않고 일시금 수령을 선택하는 연금피플 현상이 나타나는 것으로 보았다(Brown, Kling, Mullainathan, and Wrobel, 2008).

그런데도 주택연금은 노후소득과 안정적인 주거 확보라는 두 마리 토끼를 잡는 효과를 가진다는 점에서 유용하다고 평가받는다. Venti and Wise(1991)는 고령기에 주거를 이동하는 것은 이사에 쓰이는 금전적 비용뿐 아니라 익숙한 이웃과 환경에서 멀어지는 심리적 비용을 지불하는 행위라는 점에서 노후소득과 주거 안정성을 확보하는 주택연금이 이론적으로 유용하다고 보았다.

하지만 같은 연구(Venti and Wise, 1991)에서 1969년에 58~63세인 가구주 가구를 대상으로 1979년까지 2년 주기로 추적조사한 미국 은퇴사 조사(Retirement History Survey)를 분석하여, 고령자들이 주택연금을 이용하기보다 주택을 매매한 차액으로 규모를 줄이거나 질이 낮은 주택으로 이사하는 실태를 확인했다. 그 배경으로 실질적으로 은퇴나 배우자의 사망을 경험한 고령자가 집의 규모를 줄이는 방식의 이사를 선택하기 때문에 자산 유동화의 유인이 낮거나 보조적인 노후소득원이 필요한 저소득 노인이 보유한 주택 자산의 가치가 높지 않아 제도를 이용할 유인이 적을 수 있다고 보았다. 그리고 사망 직전까지도 주택자산을 소진하지 않고 질이 낮은 주택이라도 보유해서 불확실한 미래에 예상하지 못한 금전적 지출에 대비할 필요나 후세대를 위한 상속 동기에 따라 주택연금 제도를 이용하지 않을 수 있다.

## 2. 주택연금의 정책 효과

국내 선행연구에서 확인된 주택연금의 정책 효과는 크게 고령층의 생활 안정 및 소비 진작 효과와 빈곤 완화 효과로 구분할 수 있다. 첫째, 다수의 선행연구에서 주택연금이 은퇴한 고령자의 소득 확보 수단으로서, 생활을 안정시키고 소비 감축을 방지함으로써 소비 진작 효과를 나타내는 것으로 확인되었다. 마승렬(2011)은 외생변수를 이용해 주택연금 및 농지연금을 매월 지급받는 경우와 일시금으로 즉시연금을 받는 경우를 시뮬레이션하여 비교했다. 분석 결과, 수익자의 수익비를 즉시연금은 0.9723, 주택연금은 1.1126, 농지연금은 1.1979로 추정했다. 수익비가 1.0을 초과할 확률, 즉 주택 및 농지의 현재 가치 대비 지급받는 총금액이 높을 확률을 즉시연금은 8.83%, 주택연금은 73.18%, 농지연금은 100%로 추정했다(마승렬, 2011, p.21). 반면, 공급자의 수익비를 즉시연금 1.0285, 주택연금 1.0234, 농지연금 0.9087로 추정했다(마승렬, 2011, p.23). 수익비가 1.0을 초과할 확률은 즉시연금 91.17%, 주택연금 78.63%, 농지연금 0.00%로 추정했다(마승렬, 2011, p.24). 결국 공급자 입장에서는 농지연금이 가장 불리하고, 주택연금, 즉시연금의 순서로 유리하며, 수익자 입장에서는 농지연금이 가장 유리하고, 주택연금, 즉시연금의 순서로 불리한 것으로 확인하였다.

여운경(2013)은 Brown(2001)의 확실성 등가부(AEW) 모형을 활용해 주택연금의 재무적 가치를 추정했다. 주택연금의 소비효용, 즉 생활자금만을 고려할 경우, 순자산을 자가 연금화하는 전략이 유리할 수 있으나, 금융자산이 부족하면 주택연금에 일찍 가입하는 것이 유리하고, 주택을 처분한 이후 발생하는 주거 비용을 고려하면 주택연금 가입 후 자가에 안정적으로 거주하는 선택이 유리한 것으로 나타났다.

함상문과 고성수(2013)는 외생변수를 이용해 주택을 매각하고 차액을 투자하여 노후소득을 확보하는 것과 주택연금 수급을 비교, 시뮬레이션했다. 분석 결과 주택연금을 수급하는 경우 전자에 비해 노후 생활비



부족액이 적은 것으로 나타났는데, 이는 노후에 소비 여력을 확보할 수 있다는 것을 의미한다. 그리고 주택연금을 이용할 경우, 노후 주거 안정성이 확보되어 이에 대한 비재무적 가치에 대해서도 평가해야 한다고 주장했다.

고제현(2015b)이 2012~2014년 주택연금 수요실태조사 자료를 분석한 결과, 근로 및 사업소득의 소비성향 계수는 0.68인 데에 반해, 주택연금 월지급금의 한계소비성향은 0.80으로 추정되었다. 즉, 주택연금 월지급금으로 10만 원을 받는다면 그중에서 8만 원을 소비하는 반면, 근로 및 사업소득으로 10만 원을 받으면 그중에서 6만 8,000원을 소비하고 나머지는 저축이나 자산 축적에 활용하는 것이다(고제현, 2015b, p.17).

강성호(2017)는 2015년 가계금융복지조사 자료를 분석하여 다층 노후소득보장체계의 필요소득대체율(=필요 노후소득/은퇴 전 근로 혹은 사업소득) 대비 실질소득대체율(=실현된 노후소득/은퇴 전 근로 혹은 사업소득)을 추정하였다. 분석 결과 국민연금, 퇴직연금, 개인연금의 필요소득대체율은 전체 68.2~95.6%로 추정하였고, 국민연금의 실현소득대체율은 23.3%, 퇴직연금은 3.2%, 개인연금은 0.7%로 총합 27.2%에 불과한 것으로 나타났다. 한편, 저소득층의 총 실현소득대체율이 54.4%(국민연금 52.1%)로 중산층 30.4%(국민연금 27.1%), 고소득층 21.5%(국민연금 17.0%)에 비해 높게 나타나 소득 수준별로 누진적인 소득 대체 효과를 보였다(강성호, 2017, p.38).

가입률을 1.15%, 30%, 50%, 100%로 가정하여 주택연금의 실현소득대체율을 추정하면, 각각 0.1%, 7.3%, 12.9%, 27.4%로 나타나 국민연금, 퇴직연금, 개인연금에 가입했다고 가정한 다층 노후소득보장의 사각지대를 완화하는 데에 기여할 수 있을 것으로 확인되었다(강성호, 2017, p.45). 특히, 주택연금 가입률을 100%로 가정할 경우, 저소득층의 실현소득대체율은 37.3%, 중산층은 15.4%, 고소득층은 15.8%로 나타나 주택연금 가입이 저소득층의 노후소득원 확보에 유리한 것으로 확인되었다.

최경진, 성주호, 성기환(2019)은 외생변수를 이용해 생활 안정과 유산, 거주 안정 가치를 시뮬레이션했다. 주택가액이 높고 고연령 가입자일수록 생활 안정, 즉 월지급금과 유산의 현재 가치가 높고, 거주 안정의 현재 가치는 저연령 가입자일수록 높은 것으로 확인되었다.

백인걸, 최경진(2019)이 2016~2018년 주택연금 수요실태조사 자료를 분석한 결과, 주택연금의 소득대체율이 70%로 공적연금 31%의 2배 이상인 것으로 나타났다. 소득분위별로 1분위는 55%(공적연금 35%), 2분위는 65%(31%), 3분위는 69%(30%), 4분위는 74%(31%), 5분위는 89%(27%)로 나타나 소득분위가 높아질수록 주택연금의 소득대체율이 높다. 노후소득 원천별 한계소비성향을 분석한 결과, 공적연금의 한계소비성향은 0.755인 반면 주택연금은 0.958로 주택연금 가입이 고령 가구의 소비 진작에 기여하는 것으로 확인되었다. 이 모형에 근로소득을 추가하면 근로소득의 한계소비성향이 0.642이고 공적연금은 0.802로 감소하는 반면, 주택연금은 1.146으로 오히려 증가하였다. 즉, 근로소득이나 공적연금의 수령액은 소비로 이어지기보다 저축이나 금융자산 투자로 이어질 가능성이 높은 반면, 주택연금 월지급금월지급금은 전액 소비하고 추가 소비로 이어질 가능성이 높다.

둘째, 다수의 문헌에 따르면 주택연금을 활용하여 잠재적 빈곤 노인의 노후소득을 보충함으로써 노인 빈곤을 완화할 수 있다. 김안나(2007)가 2006년 가계자산조사를 분석한 결과를 보면, 주택연금 가입이 노인가구의 소득 상승 및 빈곤 감소에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 특히, 가구주 연령이 75세 이상이거나 주택가격이 최소 1억 원 이상일 때 빈곤 감소 효과가 뚜렷하게 나타났다.

이진경(2014)은 주택금융공사에서 공시하는 가입연령 및 주택가격별 주택연금 월지급금 예시를 활용하여 2013년 가계금융복지조사 자료를 분석했다. 이에 따라 중위 처분가능소득 50% 기준 상대빈곤율을 11.91%, 최저생계비 100% 기준 절대빈곤율을 13.67% 감소시키는 것으로 추정하였다. 그리고 처분가능소득

대비 소득대체율은 주택가격이 높을수록 높게 나타났다.

김홍대, 최진, 진창하(2014)는 주택금융공사 홈페이지에서 제공하는 실질주택자산 가치 대비 주택연금 수령 가능액을 산출하여 2001~2008년 한국노동패널을 분석하였다. 이에 따라 60세 이상 고령자 가구의 중위소득 50% 기준 상대빈곤율을 30.69%에서 27.96%로, 주택연금 가입 가능 가구의 상대빈곤율을 36.22%에서 33.33%로 감소시키는 것으로 추정하였다(김홍대 외, 2014, p.73). 지니계수로 측정하는 불평등은 60세 이상 고령자 가구의 지니계수를 0.517에서 0.443로, 주택연금 가입 가능 가구의 지니계수를 0.492에서 0.479로 감소시키는 것으로 추정하였다(김홍대 외, 2014, p.73).

강성호, 류건식(2016)은 2015년 가계금융복지조사를 분석하였다. 주택연금 가입을 고려하면 60세 이상 고령자의 평균 소득대체율은 23.9%, 실질소득대체율은 15.2%로 추정되었다. 1분위 48.1%, 2분위 28.2%, 3분위 22.1%, 4분위 18.4%, 5분위 12.3% 등 소득계층별로 저소득층의 소득대체율이 높아(강성호, 류건식, 2016, p.7), 장기적으로 불평등 해소에 기여할 것으로 평가하였다.

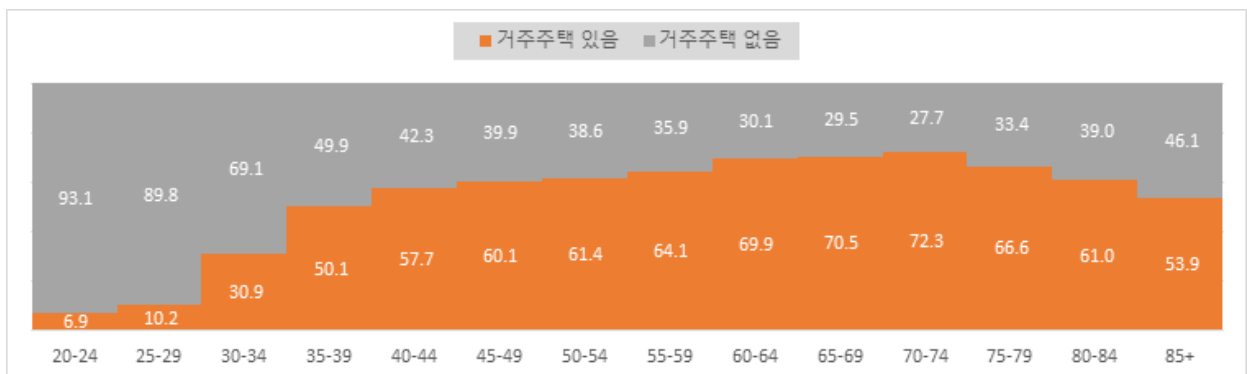
백혜연 외(2018)는 주택연금 가입률을 1%, 50%, 70%, 100%로 가정하여 2016년 한국노동패널 자료를 분석하였다. 분석 결과, 중위 경상소득 60% 미만 경제적 취약계층 비율이 각각 32.2%, 25.7%, 22.1%, 16.4%로 감소할 것으로 추정하였다(백혜연 외, 2018, p.62). 중도 인출 한도를 50%로, 주택연금 가입률을 1%, 50%, 70%, 100%로 각각 가정하면, 월지급금이 다소 감소하여 경제적 취약계층 비율은 각각 32.2%, 27.3%, 24.9%, 20.9%로 추정되었다(백혜연 외, 2018, p.62).

### 3. 주택연금의 잠재 수요

2020년 가계금융복지조사 원자료를 활용하여 가구주 5세 단위 연령집단별 거주주택을 보유한 가구의 현황을 분석한 결과이다. 20~24세 가구주 가구의 6.9%가 거주주택을 보유하였다. 주택담보대출을 포함한 신용부채가 증가하기 시작한 30~34세 가구주 가구의 거주주택 보유율이 30.9%로, 25~29세 가구주 가구의 10.2%에 비해 현저히 높아졌다. 주택담보대출을 포함한 신용부채가 가장 높은 35~39세 가구주 가구에서는 50% 이상이 거주주택을 보유하는 것으로 나타났다. 거주주택 보유율은 가구주의 연령이 높아질수록 점차 증가하고, [그림 2-3] 에서 살펴본 것과 같이, 실물자산을 포함한 총자산 수준이 가장 높은 70~74세 집단에서 거주주택을 보유한 비율이 72.3%로 높다.

[그림 3] 가구주 5세 단위 연령집단별 거주주택 보유 가구 현황

(단위: 가구, %)



주: 가구 가중치를 적용함. 거주주택이 있는 경우는 거주주택 실물자산액이 있는 경우로 정의함.  
 자료: 통계청, 2020년 가계금융복지조사(가구) 원자료를 저자가 분석함.

이 연구에서 주목하는 제도인 우리나라의 공적 노후소득보장제도로서 주택연금은 자산, 특히 주택은 있지만 소득이 부족한(Asset/house - rich and income/cash-poor) 고령층을 주요 표적 집단으로 한다.

〈표 1〉은 2020년 가계금융복지조사 원자료를 이용해 빈곤과 거주주택 보유 현황을 교차분석한 결과이다. 거주주택이 있는 가구는 전체의 60.9%이고 거주주택이 없는 가구는 39.1%이다. 한편, 상대빈곤율의 개념에서 빈곤한 가구는 23.7%이고 빈곤하지 않은 가구는 76.3%이다. 교차분석 결과, 주택연금의 표적 집단인 빈곤하지만 거주주택이 있는 가구는 전체 가구의 11.6%로 확인되었다.

〈표 1〉 빈곤 여부별 거주주택 보유 가구 현황

(단위: %)

구분	거주주택 있음	거주주택 없음	전체
비빈곤	49.3	27.0	76.3
빈곤	11.6	12.1	23.7
전체	60.9	39.1	100.0

주: 가구 가중치를 적용함. 거주주택이 있는 경우는 거주주택 실물자산액이 있는 경우로 정의함. 빈곤은 가구원 수의 루트값으로 균등화한 처분가능소득 중위소득 50% 미만인 경우로 정의함.

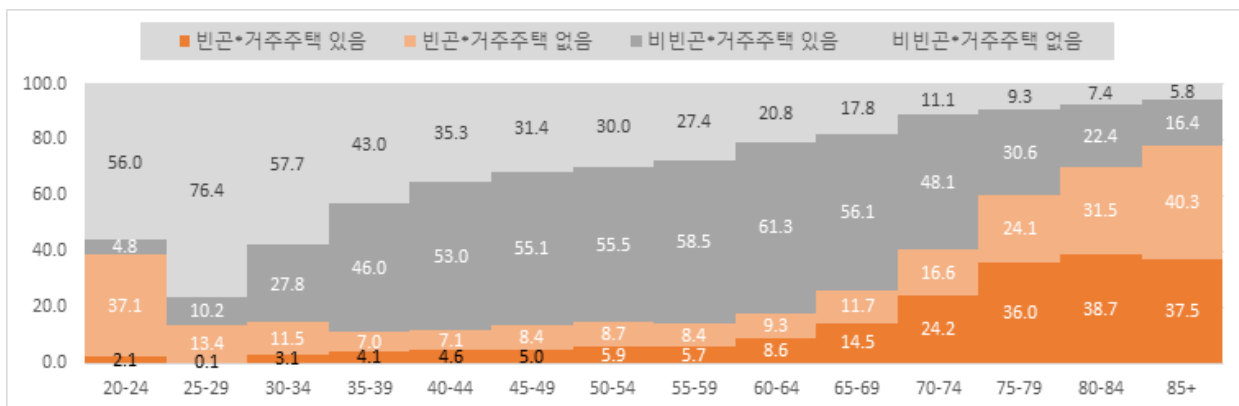
자료: 통계청, 2020년 가계금융복지조사(가구) 원자료를 저자가 분석함.

[그림 4]는 〈표 1〉을 통해 확인한 주택연금의 표적 집단, 즉 빈곤하지만 거주주택을 보유하고 있는 가구의 가구주 연령집단별 분포를 도식화하여 보여준다. 표적 집단은 60~64세 가구주 가구의 8.6%, 65~69세 가구주 가구의 14.5%로 가구주 연령이 높을수록 비중이 높아져서 75세 이상 가구주 가구 중 주택연금의 표적 집단은 36% 이상 수준을 유지한다.

55세 이상 가구주 가구가 약 1,000만 가구로 추정되고<sup>4)</sup>, 55세 이상 가구주 가구의 약 60% 이상이 거주주택을 보유하고 있는 것으로 보인다. 하지만 제3장 제3절에서 검토한 것과 같이 2020년 현재 약 6만 6,000가구가 주택연금을 이용하고 있으므로 55세 이상 거주주택이 있는 가구 중 약 1% 정도가 주택연금에 가입하고 있는 것으로 추정할 수 있다. 그렇다면, [그림 4]에서 확인한 것처럼 60세 이상 가구주 가구에서 거주주택이 있지만 빈곤한 가구의 유의미한 존재는 주택을 고려한 소득보장, 즉 주택연금의 잠재 수요로 볼 수 있다.

[그림 4] 가구주 5세 단위 연령집단별 빈곤 여부 및 거주주택 보유 여부별 가구 분포

(단위: %)



주: 가구 가중치를 적용함. 거주주택이 있는 경우는 거주주택 실물자산액이 있는 경우로 정의함. 빈곤은 가구원 수의 루트값으로 균등화한 처분가능소득 중위소득 50% 미만인 경우로 정의함.

자료: 통계청, 2020년 가계금융복지조사(가구) 원자료를 저자가 분석함.

4) 김성아, 이태진, 최준영 (2021, pp.151-153)

〈표 2〉는 가구주가 은퇴한 가구의 가구주 연령집단별 생활비 재원의 응답 결과를 보여준다. 주택연금의 대상 연령인 55세 이상 가구주 가구에 주목하면, 사적이전으로 생활비를 마련한다는 응답은 점차 감소하고, 공적연금의 응답률은 65~69세 가구주 가구의 44.1%까지 증가하다가 점차 감소한다. 금융자산을 이용한다는 응답률은 55~59세에서 16.4%로 가장 높다. 공적이전은 45~49세 가구주 가구에서 79.0%로 이상치를 보이고, 이후 연령이 높아질수록 점차 감소해 60~64세 가구주 가구에서 11.5%까지 내려갔다가 다시 증가해 85세 이상 가구주 가구에서 55.8%가 된다. 임대수입은 70대 가구에서 10% 이상으로 높은 수준을 보인다.

이 연구에서 주목하는 주택연금을 포함한 자산 유동화 기제를 이용한다는 응답은 전체의 0.8%에 불과하다. 60~64세 가구에서 0.2%, 70~74세 가구주 가구에서 0.8%가 이 방법을 활용하고 있다. 75~79세 가구주 가구, 80~84세 가구주 가구, 85세 이상 가구주에서 각각 1.4%, 1.7%, 1.4%로 나타나 가구주 연령이 높아지면 비로소 자산 유동화 기제를 활용하지만, 절대적인 규모가 〈표 1〉과 [그림 4]에서 확인한 잠재수요에 비해 작다. 결국, 주택연금을 확대할 수 있는 잠재수요가 존재한다고 볼 수 있다.

〈표 2〉 가구주 5세 단위 연령집단별 은퇴 가구주 가구의 생활비 재원 분포

(단위: %)

구분	사적이전	공적연금	금융자산	공적이전	자산 유동화	임대수입	빌린 돈	기타	전체
35~39	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
40~44	0.0	0.0	41.9	40.6	0.0	17.5	0.0	0.0	100.0
45~49	14.6	6.4	0.0	79.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
50~54	21.9	24.0	1.8	51.7	0.0	0.7	0.0	0.0	100.0
55~59	34.8	18.1	16.4	26.3	0.0	3.0	0.0	1.5	100.0
60~64	31.2	39.7	7.4	11.5	0.2	7.2	1.3	1.4	100.0
65~69	20.0	44.1	6.0	20.0	0.0	9.8	0.0	0.2	100.0
70~74	19.0	42.5	3.2	24.1	0.8	10.3	0.1	0.0	100.0
75~79	19.7	31.1	4.0	33.3	1.4	10.2	0.1	0.1	100.0
80~84	21.9	26.3	3.0	38.3	1.7	8.4	0.0	0.4	100.0
85+	16.2	18.7	1.1	55.8	1.4	6.0	0.0	0.8	100.0
전체	22.1	34.0	4.8	29.1	0.8	8.6	0.2	0.4	100.0

주: 개인 가중치를 적용함. 가구주가 은퇴한 3,790가구의 응답임. 가계금융복지조사 조사표에서 사적이전은 '가족의 수입, 자녀, 친지 등의 용돈'으로, 공적연금은 '국민연금, 공무원연금 등 공적연금'으로, 금융자산은 '개인 저축액 또는 사적연금(이자, 배당금 포함)'으로, 공적이전은 '공적 수혜금(기초생활보장수급금, 기초연금 등)'으로, 자산 유동화는 '연금형 부채(농지연금, 주택연금 등)'로 분류함. 이 연구에서 주목하는 주택연금이 포함된 '자산 유동화'의 응답값을 볼드체로 표시함.

자료: 통계청, 2020년 가계금융복지조사(가구) 원자료를 저자가 분석함.

### III. 분석모형과 분석자료

#### 1. 분석모형

은퇴 이후에 일정한 지출 수준을 유지하기 위한 노후소득의 재무 목표치는 최저선부터 적정선으로 설정할 수 있다. 노후에도 빈곤하지 않은 상태를 최소한의 목표로 설정한다면, 최저선은 빈곤선이 된다. 서론에서 살펴본 것처럼 2019년 기준 중위소득의 50% 기준 상대빈곤선은 약 120만 원 정도이다(통계청 보도자료, 2020.12.17., p.38).<sup>5)</sup> 2020년 가계금융복지조사 원자료를 분석한 결과, 가구주가 미은퇴한 가구에서 인식하는 가구주와 배우자의 적정한 노후 가구 생활비는 월평균 293.5만 원 정도이다.<sup>6)</sup> 같은 자료에서 가

5) (균등화 처분가능 중위소득 2,875만 원/12개월)×50%≒119.8만 원

6) 1만 8,064가구 중 가구주가 미은퇴한 1만 4,274가구를 대상으로 가계금융복지조사 원자료에서 제공하는 가중치를 적용하여 산

구주가 미은퇴한 가구의 처분가능소득이 월평균 448만 5,000원이므로 적정 노후 생활비의 은퇴 전 소득 대체율은 65.4% 정도이다.

여기에서는 우리나라 노인 10명 중 약 4명이 빈곤하여 OECD 가입국 중 노인 빈곤율이 가장 높다는 시급성을 고려하여, 최저선, 즉 빈곤선을 노후소득 재무 목표치로 설정하여 주택연금의 효과를 분석한다. 빈곤선은 절대빈곤선과 상대빈곤선으로 구분할 수 있다. 절대빈곤선은 국민기초생활보장제도 생계급여 선정 기준을 참고하여 중위소득 30%로 정의한다. 상대빈곤선은 국제비교에서 주로 중위소득 50% 기준을 쓰지만, 여기에서는 중위소득 40%, 50%, 60%의 빈곤선을 활용한다. 네 가지 네 가지 빈곤선과 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과를 다음의 수식을 활용해 분석한다. 여기에서  $PV_{pre}$ 는 주택연금 가입을 고려하지 않은 균등화 가구 처분가능소득 기준 빈곤율이다. 빈곤율은 전체 인구 중 균등화 가구 처분가능소득이 빈곤선 미만인 가구에 속한 인구의 비율이다.  $PV_{post}$ 는 주택연금 가입을 고려한 빈곤율이다. 이 장에서는 65세 이상 노인 인구의 빈곤율을 주 지표로 활용하되, 전체 인구 빈곤율을 보조지표로 검토한다. 주택연금 가입률이 1% 내외로 추정되므로, 여기에서는 수요자가 직접 주택연금 가입을 선택하는 제도의 점진적 확대를 가정하여 가입률을 1%, 3%, 10%, 30%, 50%, 100%로 설정한다.

$$\frac{PV_{pre} - PV_{post}}{PV_{pre}} \times 100$$

또 다른 보조지표로 다음의 수식을 활용해 지니계수로 측정하는 불평등에 대한 주택연금의 효과를 추가 분석한다. 앞선 수식과 동일하게,  $gini_{pre}$ 는 주택연금 가입을 고려하지 않은 균등화 가구 처분가능소득 기준 지니계수로 측정한 불평등 수준이다.  $gini_{post}$ 는 가입률 시나리오별 주택연금 가입을 고려한 지니계수이다.  $gini_{pre}$ 와  $gini_{post}$ 를 비교하여 그 차이를 불평등 완화 효과로 정의한다.

$$\frac{gini_{pre} - gini_{post}}{gini_{pre}} \times 100$$

분석을 수행하기 위해서는 각 가구에서 보유한 주택의 가치와 주택연금 제도의 계리모형을 고려하여 월지급금을 시뮬레이션해야 한다. 선행연구에서 사용한 방법은 네 가지로 분류할 수 있다. 첫째, 함상문, 고성수(2013), 최경진 외(2019)는 외생변수를 활용하여 월지급금을 시뮬레이션하였다. 둘째, 여윤경(2013), 김홍대 외(2014), 이진경(2014)은 가구주의 연령과 주택 가치를 집단으로 구분하여 한국주택금융공사 홈페이지에서 제공하는 월지급금 테이블 수치를 할당하여 월지급금을 시뮬레이션하였다. 셋째, 김안나(2007), 강성호, 류건식(2016), 강성호(2017), 백혜연 외(2018)는 가계금융복지조사와 노동패널 등 마이크로데이터 원자료에서 제공하는 가구 특성을 활용해 월지급금을 시뮬레이션하였다. 넷째, 고제현(2015b), 백인걸, 최경진(2019)은 한국주택금융공사에서 매년 실시하는 주택연금 수요실태조사 응답 자료를 이용하였다.

외생변수를 활용하는 방식은 거시적인 관점에서 제도의 효과를 분석하는 데에 효과적일 수 있지만, 가구 단위의 빈곤 여부를 분석하는 데에는 적절하지 않다. 한국주택금융공사에서 제공하는 월지급금 테이블은 가구주 연령 및 주택 가치가 연속변수임에도 범주화하여 처리하므로 정보를 누락할 수 있다. 주택연금 수요실태조사의 응답은 자료의 정확성을 담보할 수 있지만, 원자료에 대한 접근이 제한되어 있을뿐더러

출한 평균값이다.

7) Mitchell, D. (1991). *Income transfers in ten welfare states*. Avebury.

가입률 시나리오를 가정하기에 적절하지 않다. 따라서 여기에서는 한국복지패널의 마이크로데이터를 이용하여 가구 특성을 고려한 주택연금 월지급금을 시뮬레이션한다.

마승렬(2011, pp.12~13)과 함상문, 고성수(2013, pp.12~13)가 활용한 주택연금 월지급금 시뮬레이션을 위한 계리모형은 다음 수식과 같다.

$$PVMIP = UP_0 + \sum_{t=0}^{T(a)-1} \left[ \frac{mip_t \times {}_t p_a}{(1+i)^t} \right]$$

$$= \sum_{t=1}^{T(a)} \frac{\max[(OLB_t - H_t)q_{z+t}0] \times {}_t p_a}{(1+i)^t} = PVEL$$

여기서  $PVMIP$ 는 기대보험료의 현재이고,  $PVEL$ 은 기대손해액의 현재이다.  $UP_0$ 은 시점  $t=0$ 에서의 초기보험료이고,  $T(a)$ 는 연령  $a$ 인 가입자의 기대여명까지 남겨진 기간이다.  $mip_t$ 는  $t$ 기 초에서의 월보험료( $mip_t = (OLB_{t-1} - pmt) \times m$ )이고,  $pmt$ 는 월지급금(보험료)이다.  $m$ 은 보험료율이고,  $OLB_t$ 는 시점  $t$ 기 말에서의 대출잔액이다.<sup>8)</sup>  ${}_t p_a$ 는 연령  $a$ 인 가입자의 대출이  $a+t$ 세까지 생존할 확률이고,  $q_{a+t}$ 는 연령  $a+t$ 세까지의 조기 사망률이다.  $i$ 는 기대이율이고,  $H_t$ 는 시점  $t$ 에서의 주택가치( $H_t = H_0 \times (1+g)^t$ )이다.  $g$ 는 주택가격상승률이다.

상기 산식에 따른 월지급금 수준은 다음과 같이 표현할 수 있다(마승렬, 2011, p.13; 함상문, 고성수, 2013, pp.13~14).

$$pmt = \frac{NPL_0}{\sum_{t=0}^{T(a)-1} \left[ \frac{1}{((1+m)(1+i))^t} \right]}$$

$pmt$ 는 여기에서 주택연금의 월지급금이고,  $NPL_0$ 는 주택연금의 순대출한도액(총대출한도액-초기보험료( $=PL_0 - UP_0$ ))이다.

최경진(2021, p.13)에 따르면 현 제도에 의한 계리모형에서 주택연금의 월지급금은 가입자가 납입할 보증료 총액으로 장래 대위변제손실액이 모두 충당하도록 보증료 수입현재와 대위변제 손실현재가 같아지는 수지상등 지점에서 결정한다. 상세한 수식은 다음과 같다.

$$\sum_{t=1}^T \frac{E[MIP(t)]}{(1+i)^{t-1}} = \sum_{t=1}^T \frac{E[LOSS(t)]}{(1+i)^t}$$

여기서  $t$ 는 가입경과월수(연보증료가 지급되는 매기의 말)이고,  $T$ 는 보증신청인과 배우자의 연령 중 낮은 연령인 자가 완전생명표에서 최고 연령이 되는 년도 말까지의 잔여월수이다.  $i$ 는 월 단위 연금산정 이자율이고,  $E[MIP(t)]$ 는 수입의 기대, 즉 기대보증료이다.  $E[LOSS(t)]$ 는 손실의 기대, 즉 보증채무이행 기대손실금액이다.

이 연구에서는 최경진(2021, p.13)의 모형을 따르되, 월지급금 시뮬레이션을 위한 가정을 다음과 같이 설정한다. 제도와 관련해서는 일반 주택연금 형태는 종신지급 정액형을 가정한다. 뒤에서 설명하겠지만,-

8)  $OLB_t = [OLB_{t-1} + (pmt + mip_t)](1+i)$

주 분석자료로 활용하는 제14차 한국복지패널에서 거주주택의 가격은 현시가 기준으로 조사하기 때문에 국토교통부 공시가격 현실화율을 반영하여 공시지가를 계산한다.<sup>9)</sup> 한국복지패널 거주주택 유형 분류(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2020a, p.13)와 「주택법 시행령」(대통령령 제31468호, 2021.2.19., 일부개정) 제2조(단독주택의 종류와 범위) 및 제3조(공동주택의 종류와 범위)에 의한 별표1에 의하여, 단독주택은 일반단독주택, 다가구용 단독주택과 점포주택 등 복합용도주택, 비거주용 건물 내 주택, 비닐하우스 등 임시가건물 등을 포함하고, 공동주택은 다세대주택, 연립주택, 일반아파트, 영구임대아파트, 오피스텔, 국민임대아파트를 포함하는 것으로 정의한다. 통계청 (완전)생명표에 의한 2018년 기준 1세별 기대여명을 활용하고, 초기보증료율은 주택연금 제도에서 활용하고 있는 현 주택가격의 1.5%로 설정한다.<sup>10)</sup> 주택가격상승률과 연금산정이자율은 각각 2019년 주택연금 제도에서 가정하는 2.1%와 5.18%로 설정한다(최경진 외, 2019, p.8).

주택연금 제도에서는 가구주 혹은 배우자 중 1명 이상 55세 이상이어야 가입할 수 있도록 설정하고 있다. 여기에서는 가구주 혹은 배우자 중 1명 이상이 법정 은퇴연령인 60세 이상인 경우, 보충적 노후소득원으로서 주택연금을 가입하는 것으로 가정하였다. 같은 논리로 보충적 노후소득원으로서 주택연금 제도 자체의 효과를 분석하기 위해 여기에서는 현 제도에서 제한하고 있는 가입 주택가격 상한선(공시지가 9억 원)을 고려하지 않았다.<sup>11)</sup>

## 2. 분석자료

이 장에서 주택연금의 현세대 노인 및 중년의 노후 빈곤 완화 효과를 추정하기 위한 주 분석자료는 제14차 한국복지패널 원자료(2018년)이다. 코호트를 활용해 중년의 미래 노후 빈곤 위험 완화 효과를 추정하는 제3절에서는 제4차 한국복지패널 원자료(2008년 기준)를 추가 활용한다.<sup>12)</sup>

한국복지패널은 2005~2018년 기준 전국 가구 단위 패널자료로, 한국보건사회연구원에서 조사를 수행한다. 1차 조사 당시 섬이나 특수시설 조사구를 제외한 2005년 인구센서스 조사구의 90%를 조사 모집단으로 했다. 2018년 기준 조사에서는 전국에 거주하는 가구를 목표 모집단으로 설정했다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2020b, p.7). 연령 등 개인·가구 특성, 상세 소득, 상세 자산, 공적이전 정보를 조사했고, 저소득층을 과대표집하여 빈곤 연구에 적합하다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2020b, p.8).

〈표 3〉은 차수별 한국복지패널의 응답자 규모를 연령집단별로 구분한 것이다. 1차 조사에서 7,072가구를 조사하였고, 가구원 단위의 유효표본은 총 1만 8,856명이다. 초기 응답자 패널이 사망이나 거부 등의 이유로 자연 유실되면서 7차 조사(2011년 기준)에서는 1,800가구를 신규 표본으로 추가하였고, 이 중에서 1,477가구의 조사를 완료하였다. 제14차 조사(2018년 기준)에서는 제7차 조사에서 추가된 신규 표본을 포함해 총 6,331가구 1만 4,418명을 조사하였다. 제14차 자료를 기준으로 제7차 조사에서 추가된 신규 표본을 포함한 전체 표본은 통합표본으로, 신규 표본을 제외한 표본은 원표본으로 지칭한다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2020b, pp.4~6).

9) 2019년 기준 단독주택 51.8%, 공동주택 68.1%(국토교통부, 2020.11.3. p.2)

10) 한국주택금융공사 주택연금 소개 웹페이지([https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01\\_02\\_03.do#/contents-title](https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01_02_03.do#/contents-title)에서 2021.3.22. 검색)

11) 가입 주택가격 상한선을 고려한 분석 결과는 김성아, 이태진, 최준영(2021, pp.163-165에서 제시한다.

12) 제15차 한국복지패널 자료를 이용할 수 있지만, 이 자료는 코로나19 확산이 본격화된 2020년에 2019년 기준 소득을 회상하여 조사된 자료로서 여기에서는 중년의 미래 노후 빈곤 및 불평등 위험 완화 효과에 대한 강건성 검증을 위해 활용한다.

〈표 3〉 2005~2018년 한국복지패널 연령집단별 응답자 규모

(단위: 명)

연령 집단	1차 2005	2차 2006	3차 2007	4차 2008	5차 2009	6차 2010	7차 2011	8차 2012	9차 2013	10차 2014	11차 2015	12차 2016	13차 2017	14차 2018	전체
49세 이하	12,093	10,901	10,203	9,871	9,330	8,547	10,232	9,712	9,064	8,694	8,211	7,791	7,398	7,019	129,066
50~54세	993	977	895	933	920	917	1,173	1,169	1,119	1,091	1,006	943	895	885	13,916
55~59세	1,049	935	857	813	791	775	1,082	1,029	1,027	1,011	1,009	992	985	957	13,312
60~64세	1,196	1,082	969	886	870	843	1,113	1,043	989	948	925	955	914	924	13,657
65~74세	2,416	2,387	2,394	2,408	2,324	2,166	2,977	2,862	2,670	2,498	2,341	2,192	2,029	1,905	33,569
75세 이상	1,109	1,196	1,295	1,344	1,390	1,448	2,045	2,169	2,265	2,422	2,497	2,549	2,702	2,728	27,159
전체	18,856	17,478	16,613	16,255	15,625	14,696	18,622	17,984	17,134	16,664	15,989	15,422	14,923	14,418	230,679

주: 1차 조사는 2005년을 기준으로 2006년에 조사되었음. 표에 제시된 연도는 차수별 조사의 기준연도임. 회색 및 붉은 색 선으로 표시한 집단은 이 장의 제3절에서 활용하는 코호트 집단임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제1~14차 한국복지패널(머지) 원자료를 저자가 분석함.

### 3. 주택연금 월지급금 시뮬레이션

여기에서는 제14차 한국복지패널 마이크로데이터의 통합표본을 이용해 주택연금 월지급금을 다음과 같이 시뮬레이션하였다. 분석자료에서 거주주택의 유효값이 있는 표본은 5,470가구로 86.4%이다. 〈표 4〉는 시가로 조사된 주택가격을 공시지가로 변환한 결과의 기초통계량으로 평균값은 1억 2,600만 원 정도, 중위값은 8,200만 원 정도로 나타났다. 이 중에서 주택연금 가입 상한액 기준인 9억 원 이상 고가 주택은 19가구로 거주주택이 있는 가구 중 0.3%이다.

〈표 4〉 2018년 거주주택 가격(공시지가 기준) 기초통계량

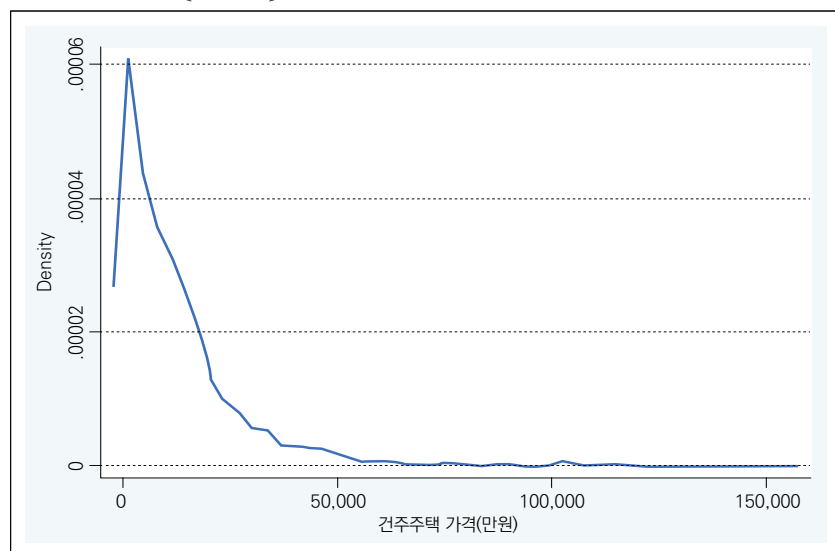
(단위: 가구, 만 원)

구분	유효표본	평균	중위값	최솟값	최댓값
거주주택 가격	5,470	12,613	8,172	3,405	155,400

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 6,331가구의 통합표본 중에서 거주주택 가격이 있는 5,470가구의 결과임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

[그림 5] 2018년 거주주택 가격 밀도 분포



주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 통합표본 중에서 거주주택 가격이 있는 5,470가구의 결과임.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.



가입률 시나리오를 가정하여 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 주택연금 가입 여부를 무작위로 할당하였다. 집단 배치로 생길 수 있는 우연의 효과를 배제하기 위해서 무작위 할당을 100번 반복하여 평균값을 활용했다. <표 5> 는 2018년 기준 연간 균등화 처분가능소득에 주택연금 가입률 시나리오별 주택연금 월지급금을 할당한 결과이다. 주택가격 상한액을 고려하지 않은 경우, 주택연금 가입률 시나리오별 월지급금을 합산한 가구의 처분가능소득이 주택가격 상한액을 고려했을 때에 비해 다소 높다. 고가주택의 가치를 월지급금으로 유동화한 영향으로 보인다.

<표 5> 주택연금 가입률 시나리오별 월지급금 시뮬레이션 결과

(단위: 만 원/년)

구분	+주택연금 월지급금	
	주택가격 상한액 미고려	주택가격 상한액 고려
2018년 균등화 가구 처분가능소득	3,330.7	3,330.7
+주택연금 가입률 1%	3,332.8	3,332.7
+주택연금 가입률 5%	3,341.5	3,340.6
+주택연금 가입률 10%	3,352.3	3,349.9
+주택연금 가입률 30%	3,395.5	3,388.7
+주택연금 가입률 50%	3,438.2	3,426.9
+주택연금 가입률 100%	3,545.8	3,525.2

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 통합표본 대상임. 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 개인 가중치를 적용함. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

#### IV. 분석결과

##### 1. 현세대 노인의 빈곤 불평등 완화 효과

<표 6> 은 가입률 시나리오별 주택연금의 65세 이상 노인 빈곤율 완화 효과를 보여준다. 중위소득 30% 기준 노인 빈곤율은 16.6%로 추정된다. 주택연금 가입률을 1%로 가정하면 노인 빈곤율은 0.06%포인트 감소한다. 가입률을 5%, 10%, 30%, 50%로 확대하면 노인 빈곤율은 각각 0.17%포인트, 0.38%포인트, 1.03%포인트, 1.87%포인트 완화된다. 거주주택을 가지고 있는 60세 이상이 모두 주택연금에 가입하여 가입률이 100%라면 노인 빈곤율은 3.95%포인트 감소하여 노인 빈곤 완화 효과는 23.8%로 추정된다.

빈곤선을 중위소득 40%로 가정하면, 노인 빈곤율은 31.6%로 확인된다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 주택연금 가입률 시나리오에 따라 노인 빈곤율은 각각 0.11%포인트, 0.50%포인트, 0.93%포인트, 2.59%포인트, 4.12%포인트 감소한다. 가입률이 100%라면 노인 빈곤율은 4.12%포인트 감소하여 노인 빈곤 완화 효과는 27.4%로 확인된다.

빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 노인 빈곤율은 44.2%이다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 노인 빈곤율은 각각 0.13%포인트, 0.40%포인트, 1.02%포인트, 3.19%포인트, 5.48%포인트 감소한다. 가입률이 100%면 노인 빈곤율은 11.23%포인트 감소하여 노인 빈곤 완화 효과는 25.4%가 된다.

빈곤선을 중위소득 60%로 가정한 노인 빈곤율은 53.8%이다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 노인 빈곤율은 각각 0.15%포인트, 0.70%포인트, 1.39%포인트, 3.98%포인트, 6.37%포인트 감소한다. 가입률이 100%면 노인 빈곤율은 12.71%포인트 감소하여 노인 빈곤 완화 효과는 23.6%다.

〈표 6〉 가입률 시나리오별 주택연금의 노인 빈곤율 완화 효과

(단위: %)

빈곤선 (중위 균등화 가구 처분가능소 득)	빈곤율 (A)	주택연금 가입률 시나리오											
		1%		5%		10%		30%		50%		100%	
		개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과
30% 미만	16.63	16.57	(0.35)	16.46	(1.05)	16.25	(2.31)	15.60	(6.19)	14.76	(11.23)	12.68	(23.76)
40% 미만	31.59	31.48	(0.35)	31.09	(1.57)	30.66	(2.95)	29.00	(8.20)	27.47	(13.05)	22.94	(27.39)
50% 미만	44.19	44.06	(0.29)	43.78	(0.91)	43.17	(2.31)	40.99	(7.23)	38.70	(12.41)	32.96	(25.41)
60% 미만	53.80	53.65	(0.29)	53.10	(1.31)	52.42	(2.58)	49.83	(7.39)	47.43	(11.84)	41.10	(23.62)

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 통합표본 대상임. 가구원 수의 루트값으로 균등화한 처분가능소득 기준임. 가구 가중치에 가구 내 65세 이상 노인 가구원 수를 곱한 노인 가중치를 적용한 노인 빈곤율임. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. 완화 효과는 빈곤율(A) 대비 주택연금 가입률 시나리오별 개선 빈곤율(B)과 빈곤율의 차이(B-A)의 비율((B-A)/A×100)임. 소수점 둘째 자리 이하 빈곤율을 활용하여 완화 효과를 산출하였음. 주택가격 상한액 기준을 고려하지 않음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

〈표 7〉은 보조지표로서 가입률 시나리오별 주택연금의 전체 인구 빈곤율 완화 효과를 보여준다. 중위 소득 30% 기준 빈곤율은 5.1%로 추정된다. 주택연금 가입률을 1%로 가정하면 빈곤율은 0.01%포인트 감소한다. 가입률을 5%, 10%, 30%, 50%로 확대하면 빈곤율은 각각 0.04%포인트, 0.08%포인트, 0.22%포인트, 0.38%포인트 완화된다. 거주주택을 가지고 있는 60세 이상이 모두 주택연금에 가입하여 가입률이 100%라면 빈곤율은 0.80%포인트 감소하여 빈곤 완화 효과는 15.8%로 추정된다.

빈곤선을 중위소득 40%로 가정하면, 빈곤율은 9.9%로 확인된다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 주택연금 가입률 시나리오에 따라 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.10%포인트, 0.19%포인트, 0.46%포인트, 0.75%포인트 감소한다. 가입률이 100%라면 빈곤율은 1.64%포인트 감소하여 빈곤 완화 효과는 16.6%로 확인된다.

빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 빈곤율은 15.1%이다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.08%포인트, 0.18%포인트, 0.58%포인트, 0.89%포인트 감소한다. 가입률이 100%면 빈곤율은 1.82%포인트 감소하여 빈곤 완화 효과는 12.1%가 된다.

빈곤선을 중위소득 60%로 가정한 빈곤율은 20.1%이다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.03%포인트, 0.17%포인트, 0.51%포인트, 0.84%포인트 감소한다. 가입률이 100%면 빈곤율은 1.58%포인트 감소하여 빈곤 완화 효과는 7.9%다.

〈표 7〉 가입률 시나리오별 주택연금의 빈곤율 완화 효과

(단위: %)

빈곤선 (중위 균등화 가구 처분가능소 득)	빈곤율 (A)	주택연금 가입률 시나리오											
		1%		5%		10%		30%		50%		100%	
		개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과	개선 빈곤율	완화 효과
30% 미만	5.09	5.08	(0.26)	5.04	(0.87)	5.01	(1.64)	4.87	(4.28)	4.71	(7.53)	4.29	(15.77)
40% 미만	9.86	9.83	(0.28)	9.76	(1.00)	9.66	(1.97)	9.40	(4.67)	9.11	(7.56)	8.22	(16.62)
50% 미만	15.07	15.03	(0.21)	14.98	(0.55)	14.89	(1.18)	14.49	(3.86)	14.17	(5.92)	13.24	(12.09)
60% 미만	20.11	20.07	(0.17)	20.08	(0.15)	19.94	(0.85)	19.60	(2.53)	19.27	(4.17)	18.53	(7.87)

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 통합표본 대상임. 가구원 수의 루트값으로 균등화한 처분가능소득 기준임. 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 개인 가중치를 적용한 전체 인구 빈곤율임. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. 완화 효과는 빈곤율(A) 대비 주택연금 가입률 시

나리오별 개선 빈곤율(B)과 빈곤율의 차이(B-A)의 비율((B-A)/A×100)임. 소수점 둘째 자리 이하 빈곤율을 활용하여 완화 효과를 산출하였음. 주택가격 상한액 기준을 고려하지 않음.

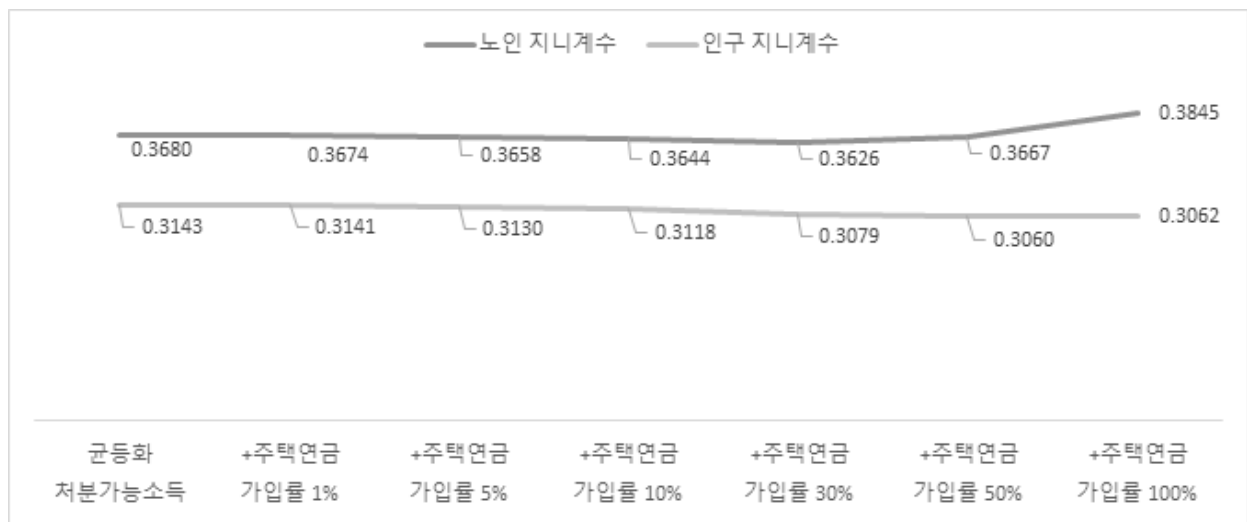
자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

여기에서는 <표 5>에서 제시한 가입률 시나리오별 월지급금 시뮬레이션 결과를 활용해 주택연금의 불평등 완화 효과를 추정한다<sup>13)</sup>.

[그림 6]은 주택연금 가입률 시나리오별 노인 인구의 지니계수와 전체 인구의 지니계수를 산출하여 불평등 완화 효과를 추정한 결과이다. 분석 결과, 현재 주택연금 가입률로 추정되는 1%부터 가입률이 높아질수록, 즉 점진적으로 정책 대상자 규모를 확대할수록 노인 지니계수와 전체 인구 지니계수는 점차 완화된다. 다만, 가입률 100%까지 지속해서 완화되는 전체 인구 지니계수와는 달리 노인 지니계수는 가입률이 일정 수준 이상이 되면 악화한다. 이 결과는 주택연금의 전면적 확대가 노인 불평등을 심화시킬 가능성이 있다고 보기보다, 상대적으로 숨겨져 있지만 소득 불평등에 비해 심각한 문제인 자산 불평등의 문제가(오민준, 2020) 주택이라는 자산을 소득으로 유동화하는 주택연금을 통해 전이된 것으로 볼 수 있다.

종합하면, 주택연금의 점진적 확대는 현세대 노인과 전체 인구 불평등을 완화한다. 하지만 주택연금의 전면적 확대는 숨겨진 자산 불평등의 심각성을 전이시켜 현세대 노인 불평등이 오히려 심화할 가능성이 있다. 하지만 주택연금의 빈곤 완화 효과는 여전히 유효하다. 즉, 주택연금은 중산층 이상 노인의 노후소득 확보에 효용이 높은 정책이라고 할 수 있다. 단 공적 재원과 행정력을 투입하는 공적 노후소득보장정책으로서 <표 1>에 의한 주택이 있지만 빈곤한 11.6%의 표적 집단을 대상으로 지원하는 방식이 바람직할 수 있다.

[그림 6] 가입률 시나리오별 주택연금의 인구 지니계수 완화 효과



주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 포함하는 통합표본 대상임. 가구원 수의 루트값으로 균등화한 처분가능소득 기준임. 가구 가중치에 (노인) 가구원 수를 곱한 (노인) 인구 가중치를 적용한 전체 인구의 지니계수임. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. 주택가격 상한액 기준을 고려하지 않음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

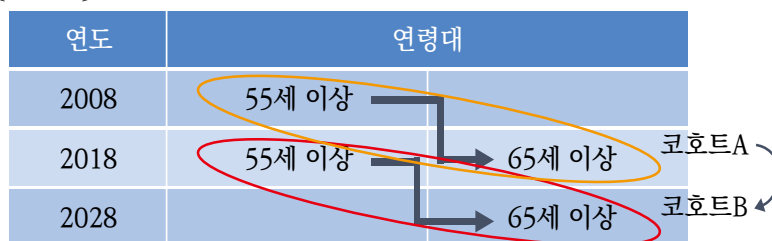
13) 이를 위해 통계패키지인 STATA의 DASP(Distributive Analysis Stata Package)에서 제공하는 igini 모듈을 사용해서 지니계수를 산출하였다(정은희, 백승호, 김성아, 2018, p.76)

## 2. 중년의 노후 빈곤 및 불평등 완화 효과

### 가. 주택연금의 중년 노후 빈곤 및 불평등 완화 효과 분석 단계

주택연금이 현세대 노인의 빈곤에 미치는 영향을 분석한 제2절에 이어 이 절에서는 현 중년이 은퇴 후 경험할 수 있는 노후 빈곤 위험에 대한 주택연금의 완화 효과를 추정하고자 한다. 분석자료에서 2018년 기준 중년 집단의 미래 노후소득을 추정하기 위해 코호트 개념을 활용한다. 코호트A는 2008년 55세 이상 중년을 포함한 집단으로, 2018년에 65세 이상 노인이 되는 집단이다. 코호트B는 2018년 기준 55세 이상 중년을 포함한 집단으로 10년 후인 2028년에 65세 이상 노인이 될 집단이다.

[그림 7] 중년 노후 빈곤 완화 효과 추정을 위한 연도별 코호트 개념



자료: 저자 작성.

구체적으로 다음과 같이 진행한다. 첫째, 분석자료의 기준연도 기준 2008년 집단(코호트A)의 인구사회학적 특성이 2018년 기준 균등화 가구 처분가능소득에 미치는 영향을 모형으로 분석하여 미래 소득을 추정하는 함수를 도출한다. 이 연구에서 주목하는 빈곤율은 전체 인구 대비 가구 소득이 빈곤선에 미치지 못하는 가구에 속한 인구의 비율로 산출하므로 전체 표본을 활용한다. 이를 위한 모형의 산식은 다음과 같다.

$$eqdin_{i,t_{18}} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t_{08}} + \epsilon_{i,t_{08}}$$

여기에서  $X_{i,t_{08}}$ 은 코호트A의 2018년 균등화 가구처분소득( $eqdin_{i,t_{18}}$ )을 결정하는 2008년 인구사회학적 특성의 벡터다. Miles(1997)는 영국 가족지출조사(Family Expenditure Survey)를 분석하여 가구소득을 결정하는 요인으로 가구의 인적 자원과 노동시장 특성, 부가소득의 역할을 강조하였다. 즉, 가구주의 성별, 가구 내 취업 가구원 수, 직업, 거주지역, 근로소득 이외 투자소득 등을 주요 요인으로 보았다. 여기에서는 분석자료의 이용가능성을 고려하여 가구의 인적 자원으로서 코호트A의 2008년 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주 교육 수준, 거주지역, 노동시장 특성으로서 가구주 종사상 지위, 가구주를 제외한 가구 내 취업자 수, 그리고 가구 경제력으로서 순자산, 균등화 가구 처분가능소득을 통제하였다.

<표 8> 기초통계량

구분		2008	2018
유효표본(가구)		4,274	4,892
성별	여성(%)	12.31	17.23
	만나이(세)	49.92	54.44
교육 수준	중졸 이하(%)	28.81	22.72
	고졸(%)	37.03	33.91
	대졸 이상(%)	34.16	43.37

구분		2008	2018
총사상 지위	상용직 임금근로자(%)	38.35	39.35
	임시일용직 임금근로자(%)	17.47	19.51
	자영자(%)	23.96	19.43
	실업자(%)	2.53	1.37
	비경제활동인구(%)	17.69	20.35
	가구주 외 취업가구원 수(명)	0.74	0.77
	순자산(=총자산-부채)(만 원)	23232.52	38323.08
	2008년 균등화 가구 처분가능소득(만 원/연)	2227.23	
	2018년 균등화 가구 처분가능소득(만 원/연)		3371.54
거주지역	서울(%)	19.16	18.83
	광역시(%)	25.41	24.06
	중소도시(%)	45.83	47.33
	농어촌(%)	8.55	8.32
	도농복합군(%)	1.05	1.45

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 인구 가중치를 적용함. 가구 처분가능소득은 가구원 수의 루트값으로 균등화함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

〈표 9〉는 코호트A의 미래 소득 추정 함수를 도출하기 위한 다중회귀분석의 결과이다. 모형은 통계적으로 유의미하고(F값=63.99), R2로 확인할 수 있는 모형의 설명력은 19.4% 정도이다. 가구주 성별이 여성인 가구의 미래 소득은 남성인 가구에 비해 126만 8,000원 적다. 가구주 나이가 1세 증가할수록 미래 소득은 27만 4,000원 감소하고, 가구주 교육 수준이 중졸 이하인 가구에 비해 고졸인 가구의 미래 소득은 395만 4,000원 대졸 이상인 가구는 755만 7,000원 높다.

〈표 9〉 2018년 균등화 가구 처분가능소득에 대한 2008년 인구사회학적 특성의 영향

구분	계수	표준오차	t	p> t	
가구주 성별	여성(남성=0)	-126.8	91.73	-1.38	0.167
가구주 만나이		-27.4	3.79	-7.22	0.000
가구주 교육 수준	중졸 이하(준거집단=0)				
	고졸	395.4	99.68	3.97	0.000
	대졸 이상	755.7	157.33	4.8	0.000
가구주 총사상 지위	상용직 임금근로자(준거집단=0)				
	임시일용직 임금근로자	-422.5	156.24	-2.7	0.007
	자영자	-195.7	151.75	-1.29	0.197
	실업자	-454.0	298.22	-1.52	0.128
	비경제활동인구	-571.5	180.26	-3.17	0.002
	가구주 외 취업가구원 수	66.7	71.30	0.94	0.350
	순자산(총자산-부채)(만 원)	0.004	0.00	2.21	0.027
	2008년 균등화 가구처분소득(만 원/연)	0.406	0.11	3.56	0.000
거주지역	서울(준거집단=0)				
	광역시	11.8	165.06	0.07	0.943
	중소도시	60.7	113.52	0.53	0.593
	농어촌	-118.3	145.37	-0.81	0.416
	도농복합군	33.4	271.85	0.12	0.902
상수		3455.6	313.23	11.03	0.000
유효표본			4,272		
F			63.99		
p-value			0.000		
R2			0.1942		

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 인구 가중치를 적용함. 오차항의 이분산성에 강건한 표준오차를 활용함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

가구주 종사상 지위가 상용직 임금근로자인 가구에 비해 임시·일용직 임금근로자인 가구의 미래 소득은 422만 5,000원, 자영자인 가구는 195만 7,000원, 실업자인 가구는 454만 원, 비경제활동인구인 가구는 571만 5,000원 적다. 가구주 외 취업가구원 수가 1명 늘어날수록 미래 소득은 66만 7,000원 증가한다. 총자산에서 부채를 감한 순자산이 1만 원 증가할수록 40원 증가하고, 연간 균등화 가구처분소득이 1만 원 증가할수록 미래 소득은 4,000원 증가한다. 거주지역이 서울인 가구에 비해 광역시에 거주하는 가구의 미래 소득은 11만 8,000원, 중소도시인 가구는 60만 7,000원, 도농복합군인 가구는 33만 4,000원 증가하고, 농어촌인 가구는 118만 3,000원 감소한다.

둘째, 첫 번째 단계에서 확보한 미래 소득 추정 모형을 활용해 2018년 기준 중년, 즉 코호트B의 2028년 미래 소득을 산출한다. 단, 자연 사망 등 인구 변화는 고려하지 않았다. 구체적인 산식은 다음과 같다.

$$eqdin_{t_{28}} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{t,t_{18}}$$

셋째, 2028년 기준 기대소득에 현재 보유하고 있는 주택에 주택가격상승률을 반영하여 2028년 기준 주택연금 가입률별 월지급금을 시뮬레이션하여, 주택연금 가입의 빈곤율 완화 효과를 추정한다. 제2절에서 주택연금의 현세대 노인 빈곤 완화 효과를 추정할 것과 같이, 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위로 할당하여 가정하되 이 과정을 100번 반복하여 평균값을 활용하였다.

〈표 10〉은 첫 번째 단계를 통해 추정한 코호트A의 2008년 및 2018년 균등화 가구 처분가능소득과 두 번째 단계를 통해 추정한 코호트B의 2018년 및 2028년 기대 균등화 가구 처분가능소득이다. 그리고 세 번째 단계를 통해 시뮬레이션한 주택연금 가입률 시나리오별 월지급금을 고려한 가구 소득이다.

〈표 10〉 코호트별 평균 (기대)소득

(단위: 만 원/년)

집단	균등화 가구 처분가능소득	소득(원/년)
코호트A	2008년 소득	2227.2
	2018년 소득	3310.1
코호트B	2018년 소득	3371.5
	2028년 기대소득	3753.3
	+주택연금 가입률 1%	3755.4
	+주택연금 가입률 5%	3764.0
	+주택연금 가입률 10%	3775.3
	+주택연금 가입률 30%	3819.7
	+주택연금 가입률 50%	3863.4
	+주택연금 가입률 100%	3975.0

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 가구원 수를 곱한 인구 가중치를 적용함. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함.  
 자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

나. 주택연금의 중년 노후 빈곤 및 불평등 위험 완화 효과

〈표 11〉에서 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 노인 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 중위소득 50% 기준 미래 노인 빈곤율은 46.5%로 추정된다. 〈표 6〉에서 동일한 빈곤선을 활용했을 때 노인 빈곤율이 44.2%로 나타난 것에 비해 2.3%포인트가량 증가한 것이다. 주택

연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정했을 때 노인 빈곤율은 각각 0.15%포인트, 0.64%포인트, 1.04%포인트, 3.56%포인트, 6.33%포인트 감소할 것으로 추정된다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 노인 빈곤율은 32.5%로, 주택연금 가입을 고려하지 않은 노인 빈곤율을 30.0% 개선한다.

〈표 11〉에서 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 중위소득 50% 기준 미래 빈곤율은 11.3%로 추정된다. 〈표 7〉에서 동일한 빈곤선을 활용했을 때 빈곤율이 15.1%로 나타난 것에 비해 3.8%포인트가량 감소한 것이다. 주택연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정했을 때 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.08%포인트, 0.07%포인트, 0.58%포인트, 1.20%포인트 감소할 것으로 추정된다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 빈곤율은 8.6%로 주택연금 가입을 고려하지 않은 빈곤율을 24.2% 개선하는 것이다.

〈표 11〉 가입률 시나리오별 주택연금의 미래 노인 및 인구 빈곤율 완화 효과

구분	노인 빈곤율			인구 빈곤율		
	빈곤율 (A)	차이 (B)	완화 효과 (B/A×100)	빈곤율 (A)	차이 (B)	완화 효과 (B/A×100)
균등화 처분가능소득	46.46			11.30		
+주택연금 가입률 1%	46.30	0.152	0.33	11.28	0.028	0.24
+주택연금 가입률 5%	45.81	0.641	1.38	11.23	0.076	0.67
+주택연금 가입률 10%	45.42	1.035	2.23	11.23	0.069	0.61
+주택연금 가입률 30%	42.90	3.557	7.66	10.73	0.576	5.10
+주택연금 가입률 50%	40.12	6.331	13.63	10.11	1.195	10.57
+주택연금 가입률 100%	32.51	13.95	30.02	8.57	2.733	24.17

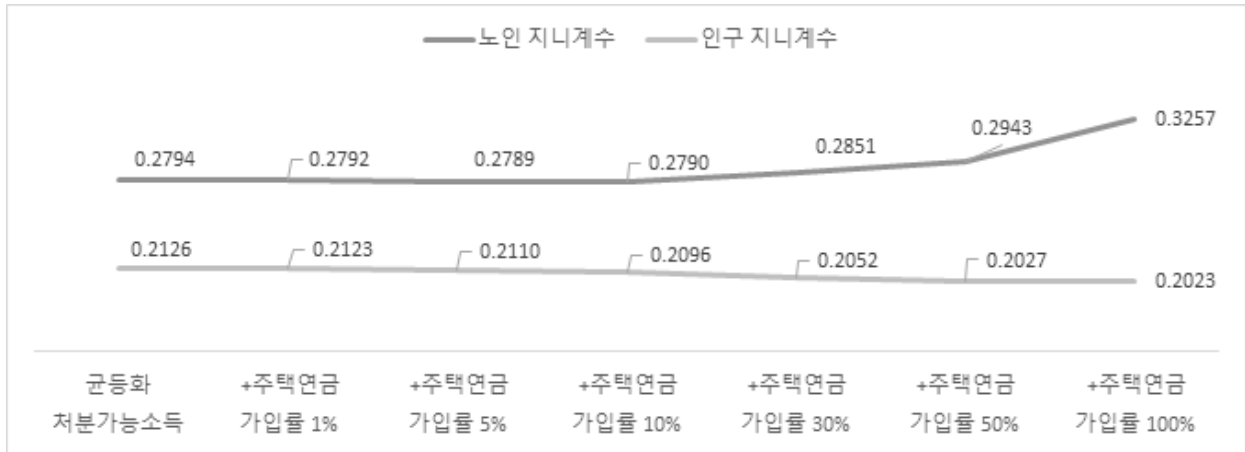
주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 (노인)가구원 수를 곱한 (노인)인구 가중치를 적용함. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. (노인) 빈곤율은 상대빈곤율로서 균등화 가구 처분가능 중위소득의 50% 미만 (노인) 인구의 전체 (노인) 인구 대비 비율임. 완화 효과는 빈곤율(A) 대비 주택연금 가입률 시나리오별 개선 빈곤율과 빈곤율의 차이의 비율임. 소수점 둘째 자리 이하 빈곤율을 활용하여 완화 효과를 산출하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

여기에서는 주택연금의 미래 불평등 완화 효과를 추정한다. [그림 8] 은 주택연금 가입률 시나리오별 노인의 미래 지니계수와 전체 인구의 미래 지니계수를 산출하여 주택연금의 불평등 완화 효과를 추정한 결과이다. 노인 불평등은 주택연금 가입률이 높아질수록 완화되다가 50% 이상부터 오히려 악화한다. 가입률이 100%면 노인 불평등은 오히려 16.6% 증가한다. 하지만 주택연금 가입률이 높을수록 전체 인구 불평등은 완화되어, 가입률이 100%면 지니계수를 4.9% 완화한다. 제2절의 결과와 같이 주택연금 확대로 소득 불평등에 비해 심각한 수준인 자산 불평등의 문제가 전이된 것으로 볼 수 있다.

종합하면, 주택연금의 점진적 확대는 미래 노인 세대와 전체 인구 불평등을 완화한다. 하지만 전면적 확대는 숨겨진 자산 불평등의 심각성을 전이시켜 미래 노인 불평등이 오히려 심화할 가능성이 있다. 그리고 노후 빈곤 위험 완화 효과는 미래 노인 세대인 현 중년에게도 유효하다. 이는 주택의 자산을 노후소득으로 유동화하는 주택연금은 사실상 중산층 이상 집단의 노후소득보장에 유리하다는 제2절의 해석을 지지하는 것으로, 주택연금 제도는 중산층을 포괄하되 공적 노후소득보장정책으로서 〈표 1〉에 의한 주택이 있지만 빈곤한 11.6%의 표적집단을 우선 지원하는 것이 바람직할 수 있다.

[그림 8] 가입률 시나리오별 주택연금의 미래 노인 및 인구 지니계수 완화 효과



주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 (노인) 가구원 수를 곱한 (노인) 인구 가중치를 적용한 전체 (노인) 인구의 지니계수임. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

### 3. 중년 노후 빈곤 및 불평등 위험 완화 효과에 대한 강건성 검증

이 연구에서는 한국복지패널 최근 자료를 활용하되, 직전연도 소득을 회고하는 응답시점에 미칠 수 있는 코로나19의 잠재적인 영향을 제거하기 위해 2019년에 2018년 기준 소득을 조사한 제14차 자료를 주자료로 하였다. 2020년에 2019년 기준 소득을 조사한 제15차 한국복지패널 원자료를 활용하여 주택연금의 현세대 중년 미래 노후 빈곤 및 불평등 위험 완화 효과에 대한 강건성을 검증하였다. 이때 주택연금 월지급금 시뮬레이션을 위한 완전생명표는 2019년 기준 자료를 활용하였다.

〈표 12〉에서 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 노인 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 중위소득 50% 기준 미래 노인 빈곤율은 42.2%로 추정된다. 〈표 6〉에서 동일한 빈곤선을 활용했을 때 노인 빈곤율이 44.2%로 나타난 것에 비해 2.0%포인트가량 감소한 것이다. 주택연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정한 때 노인 빈곤율은 각각 0.15%포인트, 0.55%포인트, 0.89%포인트, 3.23%포인트, 5.98%포인트 감소할 것으로 추정된다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 노인 빈곤율은 29.3%로, 주택연금 가입을 고려하지 않은 노인 빈곤율을 30.7% 개선한다.

〈표 12〉에서 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 중위소득 50% 기준 미래 빈곤율은 10.3%로 추정된다. 〈표 7〉에서 동일한 빈곤선을 활용했을 때 빈곤율이 15.1%로 나타난 것에 비해 4.8%포인트가량 감소한 것이다. 주택연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정한 때 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.11%포인트, 0.16%포인트, 0.70%포인트, 1.32%포인트 감소할 것으로 추정된다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 빈곤율은 7.6%로 주택연금 가입을 고려하지 않은 빈곤율을 26.9% 개선하는 것이다.



〈표 12〉 가입률 시나리오별 주택연금의 미래 노인 및 인구 빈곤율 완화 효과

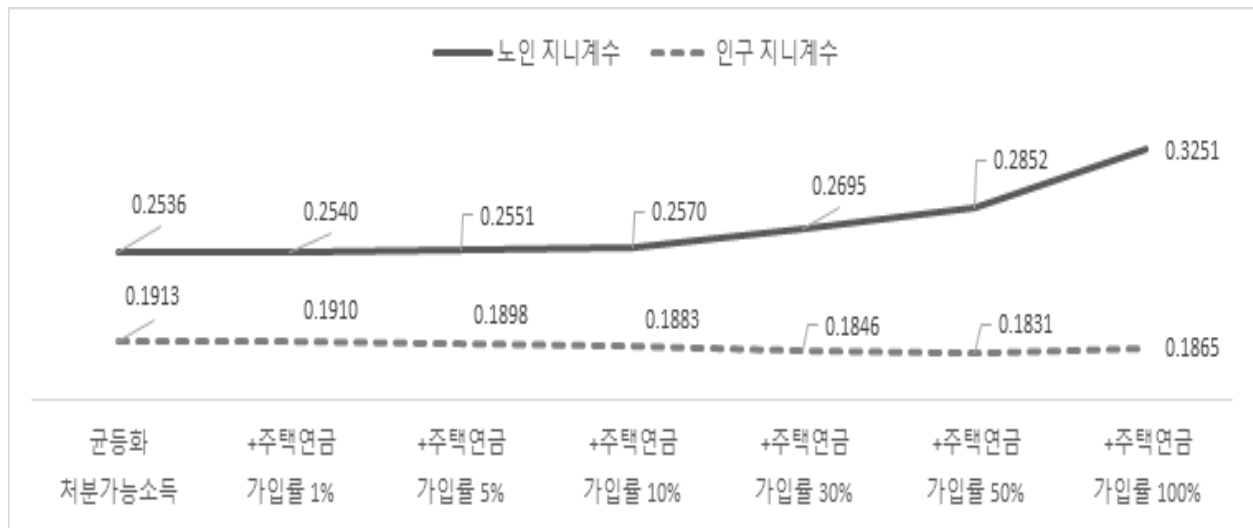
구분	노인 빈곤율			인구 빈곤율		
	빈곤율 (A)	차이 (B)	완화 효과 (B/A×100)	빈곤율 (A)	차이 (B)	완화 효과 (B/A×100)
균등화 처분가능소득	42.19			10.34		
+주택연금 가입률 1%	42.04	0.150	0.36	10.31	0.032	0.31
+주택연금 가입률 5%	41.65	0.550	1.30	10.23	0.113	1.09
+주택연금 가입률 10%	41.31	0.887	2.10	10.18	0.161	1.56
+주택연금 가입률 30%	38.96	3.234	7.67	9.64	0.707	6.84
+주택연금 가입률 50%	36.21	5.984	14.18	9.03	1.315	12.71
+주택연금 가입률 100%	29.25	12.946	30.68	7.56	2.782	26.89

주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 (노인)가구원 수를 곱한 (노인)인구 가중치를 적용함. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. (노인) 빈곤율은 상대빈곤율로서 균등화 가구 처분가능 중위소득의 50% 미만 (노인) 인구의 전체 (노인) 인구 대비 비율임. 완화 효과는 빈곤율(A) 대비 주택연금 가입률 시나리오별 개선 빈곤율과 빈곤율의 차이의 비율임. 소수점 둘째 자리 이하 빈곤율을 활용하여 완화 효과를 산출하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제5차 및 제15차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

[그림 9] 는 제15차 한국복지패널 원자료를 활용하여 주택연금의 미래 지니계수 완화 효과를 추정한 결과이다. 지니계수로 측정한 노인 불평등은 주택연금 가입률이 높아질수록 증가한다. 하지만 주택연금 가입률이 높을수록 전체 인구 불평등은 완화되어, 가입률이 100%면 지니계수를 2.5% 완화한다. 주택연금 확대로 소득 불평등에 비해 심각한 수준이고, 경제활동기 동안 자산을 축적한 노인 세대의 자산 불평등 문제가 전이된 것으로 이 연구의 주된 분석 결과와 일관된다.

〔그림 9〕 가입률 시나리오별 주택연금의 미래 노인 및 인구 지니계수 완화 효과



주: 7차 조사(2012)년에 신규 표집한 가구를 제외한 원표본 대상임. 가구 가중치에 (노인)가구원 수를 곱한 (노인)인구 가중치를 적용함. 가입률은 통계패키지(STATA)에서 난수를 생성해 가입 여부를 무작위 할당하여 가정하되, 이 과정을 100번 반복한 평균을 활용함. (노인) 빈곤율은 상대빈곤율로서 균등화 가구 처분가능 중위소득의 50% 미만 (노인) 인구의 전체 (노인) 인구 대비 비율임. 완화 효과는 빈곤율(A) 대비 주택연금 가입률 시나리오별 개선 빈곤율과 빈곤율의 차이의 비율임. 소수점 둘째 자리 이하 빈곤율을 활용하여 완화 효과를 산출하였음.

자료: 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제5차 및 제15차 한국복지패널(가구) 원자료를 저자가 분석함.

## 5. 결론과 함의

이 연구는 생애주기 가설에 기반을 두면서 다층 노후소득보장체계의 최상위층에 위치하는 주택연금의 현세대 및 중년의 노후 빈곤 완화 효과를 추정하여 보조적 노후소득원으로서 주택연금제도의 장기적인 실효성을 담보할 수 있는 실증적인 근거를 마련하는 목적을 두었다. 특히 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과를 검증하는 대상자를 미래 노인 집단인 중년으로 확장하여 선행연구 접근으로부터 진일보하였다.

연구목적 달성을 위해 한국복지패널 원자료를 이용해 주택연금 가입 여부를 1%, 5%, 10%, 30%, 50%, 100%로 무작위 할당한 가입률 시나리오별 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과를 분석했다. 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 노인 빈곤율은 44.2%였다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 노인 빈곤율은 각각 0.13%포인트, 0.40%포인트, 1.02%포인트, 3.19%포인트, 5.48%포인트 감소했다. 가입률이 100%면 노인 빈곤율은 11.23%포인트 감소하여 노인 빈곤 완화 효과는 25.4%가 된다. 2018년 기준 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 전체 인구 빈곤율은 15.1%였다. 1%, 5%, 10%, 30%, 50%의 가입률 시나리오에 따라 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.08%포인트, 0.18%포인트, 0.58%포인트, 0.89%포인트 감소했다. 가입률이 100%면 빈곤율은 1.82%포인트 감소하여 빈곤 완화 효과는 12.1%가 된다.

주택연금 가입률 시나리오별 노인 불평등과 전체 인구의 불평등을 추정한 결과, 노인 불평등은 주택연금 가입률이 높아질수록 완화되다가 50% 이상부터 오히려 악화되었고, 가입률이 100%면 노인 불평등은 오히려 4.5% 증가했다. 하지만 전체 인구 불평등은 주택연금 가입률이 높아질수록 완화되어 가입률이 100%면 지니계수를 2.6% 완화하였다. 이 결과는 주택연금의 확대가 노인 불평등을 심화시켰다기보다, 숨겨져 있지만 소득 불평등에 비해 심각한 수준인 자산 불평등의 문제가 주택이라는 자산을 소득으로 유동화하는 주택연금을 통해 전이된 것으로 해석했다.

또한 현 중년이 노인이 되었을 때 주택연금 가입 여부가 빈곤율을 완화하는 효과를 추정했다. 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 빈곤선을 중위소득 50%로 가정한 미래 노인 빈곤 위험과 주택연금 가입률 시나리오별 완화 효과를 추정한 결과, 중위소득 50% 기준 미래 노인 빈곤율은 46.5%로 추정되었다. 주택연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정했을 때 노인 빈곤율은 각각 0.15%포인트, 0.64%포인트, 1.04%포인트, 3.56%포인트, 6.33%포인트 감소할 것으로 추정되었다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 노인 빈곤율은 32.5%로 주택연금 가입을 고려하지 않은 노인 빈곤율을 30.0% 개선한 것이다. 중위소득 50% 기준 미래 전체 인구 빈곤율은 11.3%로 추정되었다. 주택연금 가입률을 1%, 5%, 10%, 30%, 50%로 가정했을 때 빈곤율은 각각 0.03%포인트, 0.08%포인트, 0.07%포인트, 0.58%포인트, 1.20%포인트 감소할 것으로 추정되었다. 주택연금 가입률을 100%로 가정하면 빈곤율은 8.6%로 주택연금 가입을 고려하지 않은 빈곤율을 24.2% 개선한 것이다.

주택연금의 미래 불평등 완화 효과를 추정한 결과, 노인 불평등은 주택연금 가입률이 높아질수록 완화되다가 50% 이상부터 오히려 악화되었고, 가입률이 100%면 노인 불평등은 오히려 16.6% 증가했다. 하지만 주택연금 가입률이 높을수록 전체 인구 불평등은 완화되어, 가입률이 100%면 지니계수를 4.9% 완화하였다. 제2절의 결과와 같이 미래 세대에서도 주택연금 확대가 노인 불평등을 심화시켰다기보다, 소득 불평등에 비해 심각한 수준인 자산 불평등의 문제가 주택연금을 통해 전이된 것으로 보였다.

종합하면, 주택연금의 노후 빈곤 위험 완화 효과는 현세대 노인뿐 아니라 미래 노인 세대인 현세대 중년에게 모두 유효하다. 또한 주택연금의 점진적 확대는 현세대뿐 아니라 미래 불평등을 완화한다. 하지만 전면적 확대는 노인 주택 자산을 노후소득으로 유동화하는 주택연금은 중산층 이상 집단의 노후소득보장

에 유리할 수 있다. 하지만 전체 인구 불평등과 달리 현세대 및 미래 노인 불평등을 악화할 가능성이 있다. 주택연금의 실질적인 이용률이 1% 내외에 그치고 있다는 점에서 주택연금 제도는 중산층을 포괄하여 점진적으로 확대되어야 한다. 단, 공적 노후소득보장정책으로서 주택연금은 주택이 있지만 빈곤한 11.6%의 집단을 표적 대상으로 하여 우선 지원하는 것이 바람직하다. 이를 위해 노후를 준비하는 개인이 자유로운 의지로 주택연금 가입을 선택할 수 있도록 공적 소득보장 기능을 강화하고 실질적인 접근성을 높이기 위한 정책 방안이 필요하다.

## 참고문헌

### 국내문헌

- 강성호, (2017). 국민·퇴직·개인·주택연금 소득대체율 추정과 노후소득보장체계 충당방안, 예산정책연구, 6(2), 20-53.
- 강성호, 류건식, (2016). 주택연금의 노후소득보장 수준 평가와 향후과제, 보험연구원 전문자료, 서울: 보험연구원.
- 고제현, (2015a). 주택연금 잠재수요층 특성 분석, 부산: 한국주택금융공사 주택금융연구소.
- 고제현, (2015b). 주택연금 가입이 고령층 소비 진작에 미치는 영향, 부산: 한국주택금융공사 주택금융연구소.
- 국토교통부, (2020.11.3.). 부동산 공시가격 현실화 계획, 세종: 국토교통부.
- 김성아, 이태진, 최준영, (2021). 주택연금의 노후 빈곤 완화 효과, 세종: 한국보건사회연구원.
- 김안나, (2007). 주택연금제도의 노인 빈곤 완화 효과 분석, 사회복지정책, 30(1), 371-391.
- 김홍대, 최진, 진창하, (2014). 주택연금가입에 따른 고령가구의 소득불평등 개선효과, 부동산학연구, 20(1), 57-77.
- 마승렬, (2011). 즉시연금과 역모기지(주택연금, 농지연금)의 수익비 비교, 리스크관리연구, 22(2), 1-37.
- 백인걸, 최경진, (2019). 주택연금의 국민 경제적 효과분석, 부산: 한국주택금융공사 주택금융연구원.
- 백혜연, 김정주, 장인수, (2018). 노후 생활 안정을 위한 주택연금제도 활용 방안 연구, 세종: 한국보건사회연구원.
- 보건복지부 보도참고자료, (2019.4.1.). 4월부터 6세 미만 모든 아동에 10만 원 아동수당 지급, 소득하위 20% 어르신(65세 이상) 기초연금 30만 원으로 인상. 세종: 보건복지부.
- 안세룡, (2016). 주택연금을 고려한 개인의 생애주기 자산배분 연구, 부산: 한국주택금융공사 주택금융연구원.
- 여유진, (2017). 자산기반복지, 다주제(多柱制)의 새로운 가능성. 여유진, 김미곤, 김수정, 박종현, 백승호, 이상호, 이승윤, 정준호, 주은선, 김성아, 조한나, (편). 한국형 복지모형 구축: 복지환경의 변화와 대안적 복지제도 연구 (pp.273-321), 세종: 한국보건사회연구원
- 여윤경, (2013). 주택연금의 가치분석, 한국증권학회지, 42(2), 341-371.
- 이진경, (2014). 주택연금의 노인가구 빈곤 완화 효과 분석, 부동산연구, 24(4), 91-101.
- 정은희, 백승호, 김성아, (2018). 아동가구 소득지원제도의 소득재분배 효과, 세종: 한국보건사회연구원.
- 최경진, (2021). 주택연금 개요 및 주요현안, 2021년 한국보건사회연구원 연구세미나 발표자료.
- 최경진, 성주호, 성기환, (2019). 주택연금의 가입연령별 재무적 가치 분석. 보험금융연구, 30(4), 3-29.
- 최현수, 여유진, 김태완, 임완섭, 오미애, 황남희, ... 김솔휘, (2016). 한국의 노인빈곤실태 심층 분석 및 정책적 시사점, 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원.

- 최현수, 이태진, 진재현, 김세진, 신지영, 안수인, 이지혜, 천미경, 한솔희, (2020). 통계로 보는 사회보장 2019, 세종: 보건복지부 사회보장위원회 사무국, 한국보건사회연구원.
- 통계청 보도자료, (2020.11.17.). 행정자료를 활용한 「2019년 주택소유통계」 결과, 대전: 통계청.
- 통계청 보도자료, (2020.12.17.). 2020년 가계금융복지조사 결과, 대전: 통계청.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (2020a). 2019년 한국복지패널 14차 조사표. 세종: 한국보건사회연구원.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, (2020b). 2019년 한국복지패널 14차 조사자료 User's Guide. 세종: 한국보건사회연구원.
- 함상문, 고성수. (2013). 고령화시대에 대비한 역모기지 활용에 관한 연구, 금융연구 Working Paper, 2013(2), 서울: 한국금융연구원.

## 국외문헌

- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84.
- Benartzi, S., Previtro, A., & Thaler, R. H. (2011). Annuitization Puzzles. *Journal of Economic Perspectives*, 25(4), 143-164. doi:10.1257/jep.25.4.143
- Brown, J. R. (2001). Private pensions, mortality risk, and the decision to annuitize. *Journal of Public Economics*, 82(1), 29-62. doi:10.1016/s0047-2727(00)00152-3
- Brown, J. R., Kling, J. R., Mullainathan, S., & Wrobel, M. V. (2008). Why Don't People Insure Late-Life Consumption? A Framing Explanation of the Under-Annuitization Puzzle. *The American Economic Review*, 98(2), 304-309. doi:10.1257/aer.98.2.304
- Deaton, A. (2005). Franco Modigliani and the life cycle theory of consumption. *BNL Quarterly Review*, LVIII(233-234), 91-107.
- Friedman, M. (1957). The Permanent Income Hypothesis. In: Friedman, M. (eds.), *A Theory of the Consumption Function* (pp.20-37). Princeton University Press.
- Holzmann, R. & Hinz, R. (2005). *Old Age Income Support in the 21st Century*. Washington D.C.: The World Bank.
- Jappelli, T. (1999). The Age-Wealth Profile and the Life-Cycle Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households. Centre for the Study of Economics and Finance (CSEF) Working Paper No. 14, 1999, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=156529> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.156529>
- Merton, R. C. & Lai R. N. (2016). *On an Efficient Design of Reverse Mortgages: A Possible Solution for Aging Asian Populations*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3075087> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3075087>

- Modigliani, F. (1986). Life cycle, individual thrift, and the wealth of nations. *The American Economic Review*, 76(3), 297-313.
- Modigliani, F. & Brumberg, R. H. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. In: Kurihara, K.K., (eds.), *Post-Keynesian Economics* (pp.388-436), Rutgers University Press, New Brunswick.
- Miles, D. (1997). A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption. *The Economic Journal*, 107(440), 1-25.
- Mitchell, D. (1991). Income transfers in ten welfare states. Avebury.
- OECD. (2019), *Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators*, Paris, OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/b6d3dcfc-en>.
- Shefrin, H. M., & Thaler, R. H. (1988). The behavioral life cycle hypothesis. *Economic Inquiry*, 26(4), 609-643.
- Venti, S. F., & Wise, D. A. (1991). Aging and the income value of housing wealth. *Journal of Public Economics*, 44(3), 371-397. doi : [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(91\)90020-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(91)90020-3)

## 데이터베이스

- 국민연금공단. (2020년 7월). 국민연금 2019년 통계연보. p.2.
- 국회예산정책처. (2020년 7월 15일). 4대 공적연금 장기재정전망. p.15. 및 별정우체국연금관리단 홈페이지 (<https://www.popa.or.kr/popa/popaMmi>)에서 2021.3.29. 인출)
- 금융감독원 통합연금포털 연금통계 '개인연금'(<https://100lifeplan.fss.or.kr/board/pensionStat3.do>)에서 2021.3.31. 인출)
- 금융감독원 통합연금포털 연금통계 '퇴직연금'(<https://100lifeplan.fss.or.kr/board/pensionStat4.do>)에서 2021.3.31. 인출)
- 농림축산식품부 홈페이지(<https://www.mafra.go.kr/mafra/1333/subview.do>)에서 2021.3.31. 인출)
- 사회보장위원회 사회보장통계 '성별 기초(노령)연금과 기초연금의 수급자 현황(2008~2018)(수급자 수)'([https://www.ssc.go.kr/stats/infoStats/stats010100\\_view.do?indicator\\_id=443&listFile=stats010200&chartId=2198](https://www.ssc.go.kr/stats/infoStats/stats010100_view.do?indicator_id=443&listFile=stats010200&chartId=2198))에서 2021.3.31. 인출)
- 주택금융연구원 주택금융통계시스템 통계DB 간편통계 '주택연금 보증잔액 현황'(<https://www.hf.go.kr/research/portal/stat/easyStatPage.do>)에서 2021.3.31. 인출)
- 통계청, 2018년 완전생명표(1세별)([https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1B42&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I3))에서 2021.3.22. 인출)
- 통계청, 2019년 완전생명표(1세별)([https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1B42&conn\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42&conn_path=I3))에서 2021.8.30. 인출)
- 통계청, 2020년 가계금융복지조사(가구) 원자료.

통계청. (2020.12.24.). 2019년 퇴직연금통계 결과. p.31.

한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 제4차 및 제14차 한국복지패널(가구) 원자료.

IMF. (2020.10.). World Economic Outlook Database: October 2020 Edition. (<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2020/October/download-entire-database>에서 2021.3.30. 인출)

### 인터넷 자료

한국주택금융공사 홈페이지 주택연금 소개 웹페이지([https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01\\_02\\_03.do#/  
contents-title](https://www.hf.go.kr/hf/sub03/sub01_02_03.do#/contents-title)에서 2021.3.22. 검색

### 법률 자료

「주택법 시행령」 (대통령령 제31468호, 2021.2.19., 일부개정)

「한국주택금융공사법」 (법률 제17637호, 2020.12.8., 일부개정)





# 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식 변화 연구

이민아(경희대학교), 신혜리(경희대학교)

본 연구는 준보편적 현금급여인 기초연금과 자산조사형 노인복지서비스 이용경험이 노인가구의 복지인식에 미치는 영향을 검증하였다. 연구목적의 달성을 위하여 한국복지패널 2차년도(2007년) 및 14차년도(2019년) 데이터를 활용, 기초연금과 노인복지서비스 이용여부를 기준으로 성향점수매칭(propensity score matching)을 통해 그룹간 성향차이를 조정한 후, 각각의 급여이용 전후 차이를 검증하기 위하여 이중차이 분석(difference-in-difference)을 시행하였다. 분석결과, 기초연금 수급경험은 정부의 노인복지지출 확대에 긍정적인 인식을 가지게 하였고, 소득격차 해소가 정부의 책임이라고 생각하는 경향이 있었으며, 성장보다는 분배가 더 중요하다고 생각하는 등 친복지적인 성향을 보이게 하는 것으로 나타났다. 다만 삶의 질 지표를 통한 정책평가에는 오히려 부정적인 영향을 가지게 하는 것으로 나타났다. 한편 노인복지서비스 이용경험은 복지인식에 유의한 결과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 기초연금이 가지는 준보편성이 노인의 복지인식에 긍정적인 영향을 미침을 확인할 수 있는 본 연구결과는 선행연구들보다 더 장기간에 걸친 복지인식 변화의 분석을 통해 기존 연구에서 유의하지 않았던 기초연금의 효과성을 확인했다는 데 그 의미가 있다.

\*주제어 : 복지인식, 기초연금, 노인복지서비스, 성향점수매칭, 이중차이분석

## 제1절 서론

한국의 선거에서 복지가 중요한 키 플레이어로서의 역할을 하게 된 지는 오래되었다. 대선이 1년여 남짓 남은 현재 기본소득이 가장 '핫'한 정치적 의제로 주목받는 것은 다름 아닌 보편적 급여수급에 대한 국민들의 경험적 태도에서 기인하고 있다고 볼 수 있을 것이다. 서울시장의 사퇴와 재투표로까지 이어졌던 지난 2011년의 서울시 초·중·고교 무상급식 이슈로부터 10년의 시간이 지났고, 그 동안 한국 국민들은 아동수당과 코로나19 재난지원금을 통해 보편적 복지를 직접 경험하였다. 소득 하위 88%에게만 지급할 것으로 결정된 제5차 재난지원금을 둘러싼 논쟁이 활발한 현 상황을 통해서도 알 수 있듯, 복지수급 경험은 사회구성원들의 복지제도에 대한 인식 또는 태도를 형성하는 주요한 설명변인일 것임을 어렵지 않게 추측할 수 있다.

정책적으로나 학문적으로 복지인식의 중요성은 바로 사회구성원들의 복지인식이 복지국가의 유지 또는 확장에 필수적이라는 점에 있을 것이다. 사회구성원들이 복지에 대한 국가책임에 우호적인 태도를 견지할 때 정책입안자들은 이들을 정치적으로 동원하기 위해서라도 복지확장으로 기울게 된다. Esping-Andersen(1990)이 권력자원이론(power resource theory)을 빌어 설명한 것처럼 유럽 국가들은 각기 추구하는 이념적 사상에 입각하여 각기 다른 계급연대의 양상을 보였고, 따라서 복지국가 유형에 대한 각 사회구성원들의 태도도 다르게 나타난다(Larsen, 2008; Staerklé et al., 2012; Roosma et al., 2014).

그렇다면 한국인들의 복지인식은 과연 어떻게 형성되었고 또 변화해왔을까? 복지국가가 제공하는 사회

복지급여가 수급자 집단 또는 공급을 담당한 공공부문 종사자의 복지인식을 형성하고 변화시켜왔다는 Pierson(1995; 2001)의 견해를 받아들이자면, 한국인들의 복지인식 형성 역시 그 역사가 오래지 않았다고 볼 수 있다. 전후시대 복지국가의 황금기를 경험한 바 있는 구미 '선진 복지국가'들과는 달리 정부주도형 국가시장경제를 앞세워 뒤늦은 경제적 성장을 경험한 한국·대만과 같은 국가의 경우 국가의 분배기제를 통한 복지급여, 즉 재분배와 경제적 성장은 많은 사회구성원들에게 양자택일의 문제로 제시되고는 하였다. 동시에 IMF 이후 경제위기를 겪으며 빈곤이 더 이상 개인 차원에서 발생하고 해결할 수 있는 문제가 아니라는 사회적 인식이 공유되면서 소득불평등과 빈곤해소에 대한 국가책임을 요구하는 목소리가 커져왔다. 김대중정부 이후 복지지출이 증가하고 사회보장제도의 확대가 이루어지면서 비로소 복지제도를 이용하고 경험하는 인구 역시 함께 증가하였다. 즉 한국의 복지국가가 기틀을 갖추어감에 따라 국민들의 복지인식 역시도 차츰 변화하였다(김태일·최하정, 2011; 노법래, 2014).

그동안 노인인구집단의 경우 노동시장 내부자를 중심으로 수립되고 차후 점진적 대상 확대를 경험한 사회보장제도의 바깥에 있는 경우가 많을 수밖에 없었다. 그러나 2000년대 중반 이후로 노인인구를 대상으로 한 보편적 복지제도라고 할 만한 제도들이 도입되었다. 기초연금은 2007년에 기초노령연금으로 도입되었다가 2014년에 대상과 급여수준 모두 확대되어 현재의 준보편적 프로그램으로 자리잡았고, 2008년에는 노인장기요양보험을 통해 독립적으로 일상생활을 수행하지 못하는 노인에 대한 돌봄서비스가 사회보험 급여로서 제공되기 시작하였다. 두 제도 이전에 노인복지서비스는 매우 잔여적인 형태로 일부 저소득층에만 한정되어 지급되어 왔으며, 따라서 노인들의 복지서비스 경험 역시도 제한적일 수밖에 없었다.

이에 착안하여 본 연구에서는 노인인구가 가지는 정책적·학문적 중요성을 고려, 노인대상 사회서비스 경험 여부가 복지인식 형성에 어떤 차이를 보이는지 검증하고자 한다. 복지인식이 가지는 지속성이라는 특성을 감안하여, 본 연구에서는 한국복지패널 2차 및 14차 데이터를 활용한 종단분석을 통해 현재 한국 노인인구의 복지인식 현황을 파악함과 동시에 노인대상 사회서비스 정책의 효과성을 측정하고자 하며, 본 연구결과가 노인대상 복지정책 발전을 위한 기초자료로 활용되기를 기대한다.

## 제2절 이론적 배경 및 선행연구 고찰

### 1. 자기이해와 복지인식

복지인식이란 통상 복지제도에 대하여 개인이 가지고 있는 의견, 가치, 사상 등을 모두 포괄하는 개념으로 설명한다. 이와 유사하게 많은 국내외 문헌에서는 복지의식(welfare consciousness), 또는 복지태도(welfare attitudes), 정치태도(public attitudes), 정책 선호(policy preferences) 등을 사용하고 있다. 복지태도에 대한 정의로는 Taylor-Gooby(1985)의 작업이 가장 많이 인용되는데, 그는 “복지제도에 대한 지지, 복지비용, 재분배, 복지국가의 정당성 등에 대한 사회적 흐름 또는 사회적 태도”를 복지태도로 정의내린 바 있다. 김영순·여유진(2011)은 복지의식과 복지태도를 구분하면서 전자는 복지에 대한 마음가짐으로, 후자는 이를 바탕으로 한 개인의 행동성향으로 정의하였는데, 대다수의 문헌에서는 복지인식 외 기타 유사 용어를 혼용하여 사용하고 있다. 본 연구에서는 복지인식이라는 용어를 사용할 것이나, 문헌고찰에서는 가능한 원문에서 활용한 용어를 옮겨 기재하도록 한다.

무엇이 복지인식을 설명하는지에 대한 많은 연구가 오래 전부터 수행되어 왔다. 많은 학자들이 복지인식을 설명하는 가장 주요한 설명변인으로 꼽는 것 중 하나는 바로 자기이해(self-interest)이다. 즉, 복지제도와 관련한 개인의 이익이 복지인식을 형성한다는 것이다. 이는 다시 크게 두 가지 방향에서 설명될 수

있는데, 첫 번째는 계급이론이고 두 번째는 복지수급의 경험이다. 계급이론은 노동계급의 복지지가 자본가보다 크기 때문에 노동계급의 이해관계를 정치에 반영하고자 하는 권력자원이론으로 다시 연결된다. 이는 필연적으로 계급에 따라 복지 선호도가 다르다는 것을 전제하고 있다. 국외 연구들은 저소득층일수록 국가의 복지책임 강화를 지지하는 경향을 보이는 것으로 나타났다(Hansenfeld & Rafferty, 1989; Svallfors, 1995; Habibov, 2014).

그러나 국내 대다수의 문헌들에서는 복지 계급 또는 소득계층과 복지인식 간 뚜렷한 상관관계를 발견하지 못하였는데(조돈문, 2001; 류진석, 2004; 김영순·여유진, 2011; 손병돈, 2016; Kim et al., 2018) 이는 서구 복지국가들의 경우와 비교하면 매우 이례적인 현상임이 지적된 바 있다(김영순·여유진, 2011). 즉 한국인의 복지인식은 서구에 비하여 탈계급적이라는 것이다(노법래, 2014). 다만 류만희·최영(2009)의 연구에서는 소득계층에 따른 복지정책 지지도에는 차이가 없었으나 종사상 지위, 즉 노동계급 내부에서의 정규직/비정규직이라는 새로운 지위 격차가 복지인식의 차이로 발현되고 있음을 포착하였고, 한국, 일본, 중국 및 대만 4개국을 대상으로 불평등 인식과 재분배 선호도 관계를 분석한 Kim et al.(2018)의 문헌에서는 한국에서만 사회경제적 지위 변수가 유의한 설명력을 가지지 못했으나, 기회의 불평등과 경제적 불평등에 대한 인식이 높을수록 재분배 선호도가 높은 정의 관계에 놓인 것으로 나타나기도 하였다.

## 2. 복지지위와 복지인식

서구와는 다른 역사적 배경에서 말미암은 이러한 한국인의 특징은 아래에서부터의 투쟁으로 형성된 노동계급, 복지국가 설립을 위한 계급연대를 경험한 같은 서구 국가들과의 차이에서 비롯된 계급 불일치성, 복지확대는 찬성하나 증세에는 반대하는 이중성을 통해서 설명되어왔다(김영순·여유진, 2011; 김사현, 2015; 김교성·김운민, 2016; 양종민, 2020). 즉, 계급이 아닌 다른 관점에서의 분석 필요성이 제기되었다.

계급 차원이 아닌 다른 관점에서 복지인식을 파악한 Pierson(2005)은 복지국가가 제공한 복지체험을 통해 시민들의 복지국가 선호도가 높아졌다고 설명한다. 복지급여를 수급받았거나 공공부문에 종사하면서 공급자 역할을 수행한 경험이 곧 복지인식을 강화한다는 것이다. 안상훈(2009)이 제시한 복지지위론은 이를 뒷받침하는데, ‘복지수급자’, ‘복지납세자’, 그리고 ‘복지서비스 제공자’ 세 가지 지위의 차원들이 가지는 권리와 의무의 결합을 통해 복지정치를 설명한다. 그의 이론에 따르면 더 많은 시민들이 공공복지를 경험할수록, 조세 및 사회보험 기여금에 대한 부담이 낮을수록, 복지공급을 담당하는 사회문화전문가가 보다 급진적일수록 복지국가 확대에 도움이 된다.

안상훈의 이론적 틀을 통해 분석한 최고은(2015)의 연구에서는 복지납세자가 가지는 복지부담이 복지혜택보다 클 때 복지책임 지지가 감소하였다. 이외에도 복지수급자라는 지위와 복지인식 간 관계를 특정 복지프로그램으로 구체화하여 분석한 국내 연구들이 몇몇 존재하는데, 주은선·백정미(2007)의 연구에서도 복지수급 경험이 복지지지로 연결되는 결과가 보고된 바 있다. 김사현(2012)은 한국복지패널 자료를 분석하여 노인복지서비스를 장기 수급할 경우 복지인식에 변화를 가져옴을 실증하였다. 서옥영 외(2017)의 연구는 의료서비스로 분석대상을 구체화하였는데, 의료이용 빈도가 더 높은 이들일수록 추가 세금부담 의향도 높은 것으로 나타났다. 권승(2012)의 연구에서는 6세 이하 자녀를 둔 응답자들이 보육서비스에 대한 국가 책임을 보다 더 요구하였고, 조세 추가납부 의향도 더 높다는 연구결과가 제시되기도 하였으며, 노르웨이에서 수행된 Daatland et al.(2012)의 연구에서는 연령이 노인복지제도 선호도와는 정적인 관계에 놓인 반면 아동복지제도 선호도와는 부적인 관계에 있는 것으로 나타나 연령별 복지수급자 지위에 따라 복지 선호도에도 뚜렷한 차이가 있음이 보고되었다.

그러나 여전히 국내 연구에서는 복지서비스 경험이 복지인식에 미치는 영향이 제한적으로만 확인되고 있는 것으로 보인다. 2007년 도입된 기초노령연금 수급 전후 노인인구의 복지인식 차이에 대해 분석한 남재욱·신혜리(2017)의 문헌에서는 복지인식 하위영역 중 일부에만 변화가 나타났다. 김사현(2012)의 분석결과 중 일부는 수급경험이 정부정책 평가에 도리어 부정적 영향을 미치기도 하였다. 한수정·문상호(2014)는 노인장기요양서비스 이용경험은 복지인식에 유의한 영향을 미치지 않는다는 연구결과를 제시하여, 노인대상 복지제도의 역할과 성과에 재고찰이 필요함을 보여주었다. 이는 복지수급자라는 동일한 지위 내에서도 어떤 복지제도를 경험하느냐에 따라 복지인식이 달라질 수 있음을 시사한다(남재욱·신혜리, 2017).

복지수급 경험 이외에도 각 개인이 가진 인구사회학적 요인이 복지인식에 미치는 영향에 대한 국내 연구들에서도 뚜렷한 경향성이 있다고 말하기에는 다소 어렵다. 이를테면 젠더의 경우 복지인식의 탈계급화 동향 이후 매우 큰 요인으로 다루어지고 있는데, 국외 문헌들에서는 대부분 여성들이 보다 친복지적이고 더 많은 국가책임을 요구하는 성향이 높게 드러나고 있다(Svallfors, 1997; Blekesaune & Quadagno, 2003; Daatland et al., 2012; Staerklé et al., 2012; Habibov, 2014). 이에 대해 학자들은 복지인식의 젠더 차이는 비공식 돌봄책임을 수행하는 여성이 복지수급자의 지위를 획득하기 때문이거나 또는 복지국가의 공공부문 고용확대가 여성취업을 보다 용이하게 하기 때문인 것으로 설명하고 있다(Blekesaune & Quadagno, 2003).

반면 국내 연구들은 국외 연구들과는 다소 차이를 보이고 있다. 한국인의 복지인식 관련 연구에서 성별은 계급 또는 소득계층만큼이나 복지인식에 대해 상반된 결과를 보여주는 변인 중 하나이다. 국외와 같이 여성의 국가 복지책임 지지가 더 크게 나타난 안상훈(2009), 함철호·이중섭(2010)의 연구가 있는가 하면 남성이 증세를 더 선호하는 연구결과도 있다. 남재욱·신혜리(2017)가 보고한 바에 따르면 남성이 소득격차 해소에 대한 정부책임 및 복지를 위한 세금증가에 동의하는 경향이 더 큰 것으로 나타났으며 손병돈(2016) 역시 남성의 증세찬성 경향이 보다 높다는 연구결과를 제시하여 맥을 같이한다. 이에 대하여 조문돈(2001)은 여성이 가게 관리를 하는 사례가 많기 때문에 가처분소득 감소와 직결되는 조세 증세에 반대하는 경향이 있는 것으로 해석하였다. 반면 김수정·남찬섭(2015), 박미경·조민호(2016)의 연구에서는 성별 간 차이는 있으나 통계적 유의수준 밖에 있어 여전히 검증의 여지가 있는 것으로 보인다.

연령 효과 역시 다소 상반된다. 국내문헌 중에서는 고령자일수록 분배보다는 성장에 가치를 두고 있거나(남재욱·신혜리, 2017; Kim et al., 2018) 선별복지를 선호한다거나(박미경·조민호, 2016; 남재욱·신혜리, 2017) 복지확대를 지지하지 않는 경향(류만희·최영, 2009)을 제시한 연구들이 있다. 그러나 한편 24개국을 비교분석한 Habibov(2014)의 연구에서는 고령자일수록 복지친화적인 태도를 보였으며, Kim et al.(2018)의 분석내용 중 중국의 경우에도 마찬가지로의 결과가 나타났다. 연령은 복지인식과는 무관하다(김희자, 2013)는 국내 문헌 역시 존재하는데, 주은선·백정미(2007)은 이러한 한국의 특수성에 대해 노인들의 정치적 보수성을 들어 설명하였다. 이외 학력의 경우에도 일관된 경향성이 나타난다기보다는 복지인식과는 무관하다(류진석, 2004; 남재욱·신혜리, 2017)는 연구와 저학력이 보다 친복지적(Habibov, 2014; 양종민, 2020)이라는 연구, 반대로 고학력일수록 복지친화적(주은선·백정미, 2007; 안상훈, 2009; Staerklé et al., 2012)이라는 연구결과들이 혼재하고 있었다.

이상 선행연구 고찰을 다음과 같이 정리하여 볼 수 있다. 첫째, 노인인구집단의 복지급여 수급 경험이 개인의 복지인식에 어떠한 영향을 미치는가 하는 여부는 여전히 검증의 필요가 있다. 둘째, 특정 복지프로그램을 넘어선 재분배와 보편복지에 대한 노인인구집단의 이중성 또는 불일치성의 확인이 요구된다. 셋째, 복지수급자라는 동일한 복지지위 내에서도 어떤 복지서비스를 경험하느냐에 따라서 복지인식은 달라질 수 있다.

이에 따라 본 연구에서는 노인가구가 경험한 현금급여인 기초연금과 노인복지서비스 이용 경험을 구분하여, 경험한 복지급여 유형에 따라 복지인식이 어떻게 달라지는지 실증하고자 한다. 급속한 인구고령화를 경험하고 있는 한국에서 그 비중이 매해 증가하고 있는 노인인구집단은 강력한 캐스팅 보트를 쥐고 있는 정치세력이기도 하지만, 동시에 미성숙한 노후보장제도로 말미암은 사각지대와 돌봄수요의 미충족을 경험하고 있는 복지급여의 수급자이기도 하다는 점에서 정책적으로도 학문적으로도 주목할 필요가 있다. 노인 인구를 대상으로 하여 복지서비스 경험과 복지인식을 연구한 김사현(2012), 남재욱·신혜리(2017)의 문헌의 기여를 간과할 수는 없으나 전자는 기초연금 도입 이전에 이루어진 연구이고, 후자는 현금급여인 기초연금만을 연구대상으로 한정했다는 점에서 다소 제한적이라고 할 수 있다. 이에 본 연구는 한국복지패널 2차년도와 14차년도 데이터를 활용하여, 노인을 대상으로 한 사회서비스를 모두 포함하여 연구범위와 대상을 확장하고자 하였다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 연구모형

본 연구는 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 특히 보편적 성격이 강한 기초연금과 선별적 성격이 강한 노인복지서비스들의 수급경험을 비교하여 복지급여의 특성의 특성에 따른 복지인식 변화 차이를 살펴보고자 한다.

연구목적을 위해 설정한 연구모형은 다음 [그림 1] 과 같다.

[그림 1] 연구모형



## 2. 조사대상 및 자료수집

본 연구에서 사용한 한국복지패널자료는 한국 노인의 생활 및 욕구를 파악하기 위해 한국보건사회연구원 및 서울대학교 사회복지연구소에서 수행한 조사이다. 한국복지패널은 2006년부터 매년 조사를 실시하고 있으나 부가조사인 복지인식 조사는 3년 단위로 실시하고 있다. 따라서 본 연구는 복지인식 조사를 최초로 실시한 2차(2007년)와 가장 최근의 복지인식 조사를 수행한 14차(2019년)자료를 활용하여 분석을 실시하였다.

본 연구의 분석대상자는 2차와 14차 모두 응답한 자를 대상으로, 14차년도에서의 서비스 경험자와 미경험자를 매칭한 뒤에, 2차에서는 서비스를 모두 경험하지 않은 자들이 14차에서의 서비스 경험 여부에 따른 노인복지인식과 일반복지인식에 대한 변화를 살펴보았다.

## 3. 분석변수

본 연구에서 사용한 종속변수는 복지인식으로 한국복지패널은 총 12개의 문항으로 복지국가 및 재분배 정책 일반에 대한 일반복지인식과 각 대상집단별 구체적인 복지프로그램별 인식을 묻고 있다. 본 연구에서는 그 중 김사현(2012)과 마찬가지로 복지인식 중 프로그램 특수적(program-specific)인 관점에서 노인복지와 직접적으로 관련된 정책에 대한 정부역할 및 정부정책에 대한 평가, 총체적인(holistic) 관점에서 일반화된 방식으로 복지인식을 묻고 있는 소득재분배와 성장-분배 문제를 대표적인 복지인식 문항으로 선정하였다.

〈표 1〉 종속변수

변수		조작적 정의
노인복지인식 *구체적인 복지 프로그램	정부지출	노인생활지원 지출을 정부가 해야 한다 (1)덜 지출해야 한다 -(5)더 지출해야 한다
	정책평가	노인의 삶의 질 정책평가 (1)잘하지 않는다 -(5)매우 잘하고 있다
일반복지인식 *복지국가 및 재분배정책 일반	소득격차 해소	소득격차 해소가 정부책임이다 (1)매우 반대한다 -(5) 매우 동의한다
	성장과 분배	성장과 분배 중 무엇이 중요한가 (1)성장만 중요 -(4)분배만 중요

본 연구에서는 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식에 미치는 영향을 살펴보기 위해 기초연금과 노인복지서비스로 구분하고, 각각의 집단변수와 시간변수의 상호작용항을 독립변수로서 분석하고자 한다.

노인복지서비스의 경우 의료비지원, 노인무료급식, 물품서비스, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 방문가정 및 간병서비스, 이동편의서비스, 주야간보호서비스 중 하나라도 이용시 노인복지서비스 수급(1), 한 개

도 이용하지 않을 시 노인복지서비스 미수급(0)으로 측정하였다. 노인복지서비스 문항 중 2차에서 노인일자리사업과 사회교육서비스를 묻지 않고있고, 14차에서는 단기보호서비스를 묻지 않아 세 문항은 제외하였다.

또한 성별, 연령, 교육, 장애, 배우자, 가처분소득, 만성질환, 종교, 저소득여부, 독거를 통제변수로 사용하였다.

〈표 2〉 독립변수 및 통제변수

변수	조작적 정의	
독립 변수 (1)	이중차이	집단(A)x시간(B)
	집단변수(A)	(1)기초연금 수급 (0)기초연금 비수급
	시간변수(B)	(1)2019 (0)2007
독립 변수 (2)	이중차이	집단(A)x시간(B)
	집단변수(A)	(1)노인복지서비스 수급 (0)노인복지서비스 비수급
	시간변수(B)	(1)2019 (0)2007
통제 변수	성별	(1)남 (0)여
	연령	연속변수
	교육수준	(2)무학 (3) 초등학교 (4)중학교 (5)고등학교 (6)전문대학 (7)대학교 (8)대학원(석사) (9)대학원(박사)
	장애	(1)장애 있음 (0)장애 없음
	배우자	(1)배우자 있음 (0)배우자 없음
	가처분소득	만원단위
	만성질환	(0)비해당 (1)3개월 미만 투병, 투약 (2)3~6개월 투병, 투약 (3)6개월 이상 투병, 투약
	종교	(1) 종교 있음 (0) 종교없음
	저소득가구	(1)저소득가구 (2)일반가구 *균등화소득에 따른 가구구분으로 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 기준
	독거	(1)독거 (0)비독거

## 4. 분석방법

실험집단(Treatment group)과 통제집단(Control group)의 성향을 별도로 설정하지 않고 집단을 비교하는 방법을 정책 또는 프로그램 경험 외의 다른 조건을 통제할 수 없는 문제를 가진다(김사현, 2012). 따라서 많은 연구자들은 정책 및 서비스 경험 효과를 살필 때 성향점수매칭(propensity score matching, PSM) 방법을 활용하여 문제를 제거하고자 하였다(한수정·문상호, 2014; 신혜리·이민아, 2018; 이호용·문용필, 2015). 특히 수급 대상자가 특정한 조건을 가져야 할 경우, 통제집단에 비해 실험집단의 특성이 매우 다를 수 있기 때문에 기초연금 및 노인복지서비스 수급경험에 대한 효과를 살펴본 선행연구에서 성향점수매칭 방법을 활용하였다(남재욱·신혜리, 2017; 김사현, 2012). 따라서 본 연구는 성향점수매칭 분석을 활용하여 기초연금 수급집단과 비수급집단, 노인복지서비스 수급집단과 비수급집단을 구분하여 비교하고자 하였다.

정책 또는 서비스 경험의 효과를 살펴보기 위해 성향점수매칭을 통해 그룹 간 성향 차이를 조정하고 나서, 정책 또는 서비스 경험 전후의 효과를 살펴보기 위해 이중차이분석(Difference-in-Difference)을 많은 연구들에서 사용한다(남재욱·신혜리, 2017; 김사현, 2012). 이중차이분석은 전후차이와 집단차이의 결과를 빼는 방식이며, 집단차이에서 전후차이를 빼거나 전후차이에서 집단차이를 빼면 이중차이 효과인  $\beta_3$ 의 값을 가진다(민기채, 2011). 종단패널회귀분석을 통해 시간의 흐름에 따른 독립변수와 종속변수 간 영향관계를 살펴볼 수도 있으나, 두 시점에 따른 변화 정도를 명확하게 비교하기에는 이중차이분석이 적합하기 때문에 본 연구는 이중차이분석을 활용하였다.

이에 따라 본 연구에서는 복지급여 수급경험에 따른 노인의 복지인식에 미치는 영향을 살펴보기 위해 성향점수매칭분석과 이중차이분석을 실시하였다.

〈표 3〉 이중차이분석 매커니즘

	2019년	2007년	전후차이
실험집단	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_2 + \beta_3$
통제집단	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_0$	$\beta_2$
집단차이	$\beta_1 + \beta_3$	$\beta_1$	$\beta_3$



### 제3절 연구 결과

#### 1. 성향매칭분석

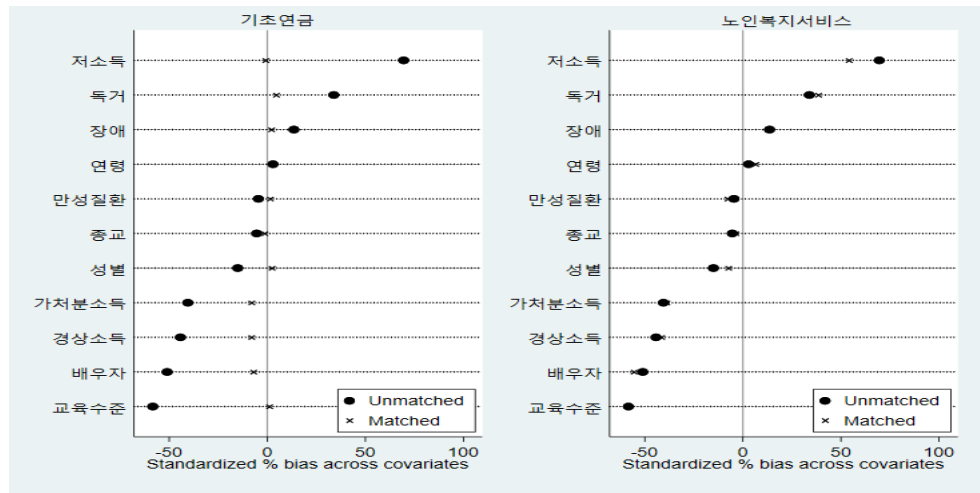
복지급여 수급경험과 복지인식 간의 관계를 살펴보기 위해 우선적으로 기초연금 및 노인복지서비스 수급집단(실험집단, Treatment group)과 비수급(통제집단, Control group)으로 설정하고자 하였다. 본 연구는 성별, 연령, 교육수준, 장애, 배우자, 가처분소득, 경상소득, 만성질환, 종교, 저소득가구, 독거로 구성된 설명요인을 활용하여 로지스틱 모형을 추정하였다.

〈표 4〉 로지스틱 분석 결과

구분	기초연금				노인복지서비스			
	Coef.	S.E	z	P>z	Coef.	S.E	z	P>z
성별	0.23	0.09	2.65	**	-0.01	0.14	-0.08	
연령	-0.02	0.00	-5.66	***	0.00	0.01	-0.09	
교육수준	-0.41	0.03	-12.46	***	-0.12	0.05	-2.30	*
장애	0.22	0.12	1.81	+	0.28	0.20	1.40	
배우자	-0.97	0.11	-8.88	***	-0.15	0.17	-0.86	
가처분소득	0.00	0.00	3.74	***	0.00	0.00	-2.93	**
경상소득	0.00	0.00	-3.81	***	0.00	0.00	2.85	**
만성질환	-0.12	0.04	-3.21	**	0.05	0.06	0.93	
종교	0.17	0.08	2.14	*	-0.08	0.13	-0.62	
저소득	1.37	0.10	13.51	***	0.69	0.16	4.29	***
독거여부	-0.40	0.15	-2.69	**	-0.23	0.22	-1.04	
_cons	3.21	0.36	8.92	***	2.38	0.54	4.41	***
LR chi2	734314***				67.63***			
Pseudo R2	0.15				0.03			
N	4450				4450			

성향점수매칭 전(Unmatched)에 비해 성향점수 후(Matched)의 값들이 비교적 0에 가깝게 수렴하여 두 그룹 간의 성향이 유사해졌음을 확인하였다. 기초연금은 대부분 0과 비슷하게 수렴하였으나, 노인복지서비스의 경우에는 성향수매칭 전과 비교적 유사한 분포를 보이는 한계점을 갖고 있다. 그럼에도 불구하고 성향점수매칭 전보다는 0에 가까워서 두 그룹 간의 성향이 제한적으로 유사해졌음을 확인하였다.

[그림 2] 성향점수매칭 그래프



## 2. 인구사회학적 특성

성향점수를 통해 매칭된 실험집단과 통제집단들을 대상으로 연구모형에 투입된 변수들의 기술통계를 분석하여 인구사회학적 특성을 파악하였다. 본 연구에서는 현금급여인 기초연금과 노인복지서비스 이용여부에 따른 복지인식의 차이를 별개의 연구모형으로 분리하여 분석하였으므로, 기술통계 역시 각기 따로 진행하였다.

우선 기초연금 모형의 경우, 네 가지 종속변수 중 5점 리커트 척도로 응답한 “노인생활지원 지출을 정부가 해야 한다”, “노인의 삶의 질 정책평가”, “소득격차 해소가 정부 책임이다”라는 세 가지 질문의 평균값은 각각 3.62(sd=), 3.34(sd=), 3.82(sd=)로 나타났다. 성장과 분배 중 어느 쪽을 더 중요하게 여기는지는 4점 척도로 측정되었고, 이에 대한 응답자들의 평균값은 2.42(sd=0.74)로 나타났다.

응답자 중 남성은 61.58%(250명), 여성이 36.42%(156명)이었으며 평균 연령은 66.05(sd=12.62)세였다. 교육수준은 초졸 이상 중졸 미만(36.95%(150명))으로 가장 많았고 고졸 이상 전문대졸 미만(20.69%, 84명)이 그 뒤를 이었다. 평균 가처분소득은 2448.71만원(sd=2174.93)이었으며 장애판정을 한 번이라도 받지 않은 사람(88.92%, 361명)이 장애판정을 받은 사람(11.08%, 45명)보다 압도적으로 많았다. 배우자가 없는 이들은 28.57%(290명)으로 배우자가 있는 경우(71.43%, 290명)에 비해 적었으며 6개월 이상 만성질환을 앓고 있는 이들이 66.26%(269명)로 만성질환없다고 응답한 이들(30.3%, 123명)에 비해 두 배 이상 많았다. 종교가 있다고 응답한 이들이(56.68%, 229명) 없는 이들(43.32%, 175명)보다 많았으며, 노인 1인가구의 비중은 15.76%(64명)으로 나타났다.

다음으로는 노인복지서비스 모형에 해당하는 연구대상자들의 특징을 살펴보도록 한다. 종속변수 중 “노인생활지원 지출을 정부가 해야 한다”, “노인의 삶의 질 정책평가”, “소득격차 해소가 정부 책임이다”, “성장과 분배”라는 네 가지 질문의 평균값은 각각 3.64(sd=0.80), 3.34(sd=0.87), 3.80(sd=0.93), 그리고 2.41(sd=0.75)로 나타났다. 남성은 61.95%(241명), 여성이 38.05%(148명)이었으며 평균 연령은 66.20(sd=12.21)세였다. 교육수준은 초졸 이상 중졸 미만이 36.76%(143명)으로 가장 많았고 고졸 이상 전문대졸 미만(19.54%, 76명)이 그 뒤를 이었다. 평균 가처분소득은 2486.25만원(sd=2502.60)이었으며 장애판정

을 한 번이라도 받지 않은 사람은 88.95%(346명), 장애판정을 받은 사람은 11.05%(43명)로 집계되었다. 27.76%(108명)는 배우자가 없다고 응답했으며 배우자가 있는 이들은 72.24%(2981명)이었다. 6개월 이상 만성질환을 앓고 있는 이들이 65.55%(255명)로 만성질환없다고 응답한 이들(31.36%, 122명)에 비해 두 배 이상 많았다. 종교가 있다고 응답한 이들이(56.56%, 220명) 없는 이들(43.44%, 169명)보다 많았으며, 노인 1인 가구의 비중은 15.42%(60명)으로 나타났다. 이상의 빈도분석 결과는 아래 <표 5>에 나타나 있다.

<표 5> 연구대상자 인구사회학적 특성 빈도분석 결과

구분		기초연금 모형		노인복지서비스 모형	
		N mean	% sd	N mean	% sd
종속 변수	노인생활지원 지출을 정부가 해야 한다	3.62	0.79	3.64	0.80
	노인의 삶의 질 정책평가	3.34	0.87	3.34	0.87
	소득격차 해소가 정부책임이다	3.82	0.93	3.80	0.93
	성장과 분배	2.42	0.74	2.41	0.75
성별	남성	250	61.58	241	61.95
	여성	156	38.42	148	38.05
연령		66.05	12.62	66.20	12.21
교육 수준	무학	66	16.26	66	16.97
	초졸	150	36.95	143	36.76
	중졸	64	15.76	64	16.45
	고졸	84	20.69	76	19.54
	전문대졸	12	2.96	11	2.83
	대졸	29	7.14	28	7.2
	석사졸	1	0.25	1	0.26
가처분소득		2448.71	2174.93	2486.25	2502.60
장애여 부	장애있음	361	88.92	346	88.95
	장애없음	45	11.08	43	11.05
배우자 유무	무배우자	116	28.57	108	27.76
	유배우자	290	71.43	281	72.24
만성질 환	비해당	123	30.3	122	31.36
	3개월 미만	7	1.72	7	1.8
	3~6개월	7	1.72	5	1.29
	6개월 이상	269	66.26	255	65.55
종교 여부	종교 없음	175	43.32	169	43.44
	종교 있음	229	56.68	220	56.56
독거 여부	비독거	342	84.24	329	84.58
	독거	64	15.76	60	15.42

### 3. 이종차이분석

#### (1) 기초연금 수급경험과 복지인식 간 관계

복지인식 중 노인복지인식에 대해 기초연금 수급경험에 따라 어떤 영향을 미치는지 살펴본 결과, 기초 연금을 수급받는 집단은 시간의 흐름에 따라 노인생활지원 지출을 정부가 더 해야 한다고 생각하는 것으로 변화하였다(Coef.=0.76, p-value<0.001). 이와 같은 결과는 기초연금 수급을 통해 빈곤 및 경제적인 복지부문에 대해 긍정적으로 변화하고 있다는 남재욱·신혜리(2017)의 연구결과와도 일치하는 결과이다.

하지만, 기초연금 수급경험 집단은 노인 삶의 질과 관련된 정책에 대해서는 부정적으로 평가하였다 (Coef.=-0.39, p-value<0.1). 이와 같은 결과는 현금급여를 지급받았을 때, 현금지출에 대해서는 긍정적인 복지 인식을 갖고 있지만 낮은 기초연금의 금액으로 인해 노인 삶의 질에 긍정적으로 평가하지 않았기 때문으로 추측된다. 다만 이와 같은 연구결과는 p-value<0.10수준으로 해석에 유의가 필요하다.

그 외의 교육수준, 가처분소득, 독거여부가 노인복지인식과 유의미한 결과를 갖는 것으로 나타났다. 이상 구체적인 분석결과는 다음 <표 6>과 같다.

<표 6> 기초연금수급경험과 노인복지인식 간 관계

구분		노인복지인식(1) 정부지출				노인복지인식(2) 정책평가			
		Coef.	S.E	z	P>z	Coef.	S.E	z	P>z
집단변수(A)		-0.06	0.11	-0.50		0.43	0.13	3.46	**
시간변수(B)		-0.09	0.01	-6.21	***	0.06	0.02	4.00	***
이종차이(A*B)		0.76	0.19	4.04	***	-0.39	0.20	-1.94	†
통제변수	성별	0.00	0.09	-0.03		-0.05	0.10	-0.52	
	연령	0.00	0.00	0.69		0.00	0.00	0.22	
	교육	0.03	0.03	1.02		-0.13	0.04	-3.52	***
	장애	-0.10	0.12	-0.84		0.18	0.13	1.37	
	배우자	-0.15	0.13	-1.12		-0.01	0.15	-0.09	
	가처분소득	0.00	0.00	-1.90	†	0.00	0.00	1.99	*
	만성질환	-0.02	0.03	-0.71		-0.01	0.03	-0.30	
	종교	0.11	0.08	1.45		0.07	0.09	0.85	
	저소득	0.02	0.09	0.16		0.09	0.10	0.88	
	독거	-0.31	0.17	-1.80	†	0.01	0.19	0.05	
상수		3.94	0.37	10.63	***	2.89	0.41	6.96	***
R-squared	Within	0.14				0.19			
	Between	0.20				0.16			
	Overall	0.19				0.14			
Wald chi2		88.77***				69.75***			
N		404				404			

† : p<0.1 \* : p<0.05, \*\* : p<0.01, \*\*\* : p<0.001

복지인식 중 일반복지인식에 대해 기초연금 수급경험에 따라 어떤 영향을 미치는지 살펴본 결과, 기초 연금을 수급받는 집단은 시간의 흐름에 따라 소득격차 해소는 정부의 책임(Coef.=0.46, p-value<0.05)으로 이라고 생각하였으며, 성장과 분배 중에서는 분배가 더 중요한 것(Coef.=0.36, p-value<0.1)으로 나타났다. 이와 같은 결과는 기초연금 수급을 통해 복지수혜계층이 복지를 지지하는 경향이 있다고 나타난 선행연구 (남재욱·신혜리, 2017; 주은석·백정미, 2007; 김희자, 2013)와도 일치된 경향을 보인다.

특히 ‘성장과 분배 중 어느 쪽을 중요하게 생각하는가’ 하는 질문에 대해서는 2007년과 2013년 사이의 복지인식 변화를 분석했던 남재욱·신혜리(2017)의 문헌에서는 유의미한 결과가 나타나지 않았으나, 6년의 시간이 지나 2019년 데이터를 활용하여 비교한 본 연구에서는 유의미한 결과가 나타났다. 이는 복지제도의 장기적 운영과 그에 따른 수급자들의 경험을 통해 시간의 흐름에 따라 복지인식의 긍정적인 변화가 실제로 일어나고 있는 것으로 볼 수 있다. 다만 이와 같은 연구결과는 p-value<0.10 수준으로 해석에 유의가 필요하다.

통제변수 중에서는 연령, 만성질환, 저소득이 일반 복지인식에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 다음 <표 7>에 구체적으로 나타나 있다.

<표 7> 기초연금수급경험과 일반복지인식 간 관계

구분	일반복지인식(1) 소득격차 해소				일반복지인식(2) 성장과 분배				
	Coef.	S.E	z	P>z	Coef.	S.E	z	P>z	
집단변수(A)	-0.34	0.14	-2.35	*	-0.20	0.11	-1.78	†	
시간변수(B)	-0.04	0.02	-2.18	*	-0.02	0.01	-1.16		
이중차이(A*B)	0.46	0.23	1.99	*	0.36	0.19	1.90	†	
통제변수	성별	0.02	0.11	0.17		-0.14	0.09	-1.53	
	연령	0.01	0.01	2.02	*	0.00	0.00	0.28	
	교육	0.02	0.04	0.47		0.00	0.03	0.11	
	장애	-0.05	0.15	-0.31		0.03	0.12	0.21	
	배우자	-0.11	0.17	-0.62		-0.09	0.14	-0.68	
	가처분소득	0.00	0.00	-0.59		0.00	0.00	0.43	
	만성질환	0.02	0.04	0.61		-0.06	0.03	-1.83	†
	종교	0.03	0.10	0.34		-0.01	0.08	-0.18	
	저소득	-0.02	0.12	-0.13		0.18	0.10	1.85	†
	독거	-0.24	0.22	-1.10		-0.01	0.17	-0.06	
상수	3.51	0.47	7.46	***	2.44	0.38	6.45	***	
R-squared	Within	0.08			0.21				
	Between	0.05			0.03				
	Overall	0.05			0.04				
Wald chi2	19.58			16.51					
N	404			404					

† : p<0.1 \* : p<0.05, \*\* : p<0.01, \*\*\* : p<0.001

(2) 노인복지서비스 수급경험과 복지인식 간 관계

복지인식 중 노인복지서비스 수급경험과 노인복지인식 간 관계를 살펴본 결과 집단변수 및 이중차이변수 모두 유의미하지 않게 나타났다. 이와 같은 결과는 선별적인 복지급여경험이 복지인식에 유의미한 결과를 미치지 못한 것을 확인할 수 있었다.

통제변수 중에서는 교육수준, 가처분소득이 노인복지인식에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 다음 <표 8>에 구체적으로 나타나 있다.

<표 8> 노인복지서비스 수급경험과 노인복지인식 간 관계

구분		노인복지인식(1) 정부지출				노인복지인식(2) 정책평가			
		Coef.	S.E	z	P>z	Coef.	S.E	z	P>z
집단변수(A)		-0.07	0.24	-0.28		-0.08	0.26	-0.29	
시간변수(B)		-0.05	0.03	-1.92	†	0.05	0.03	1.74	†
이중차이(A*B)		0.17	0.33	0.51		-0.17	0.35	-0.48	
통제변수	성별	0.00	0.09	-0.01		-0.01	0.10	-0.13	
	연령	0.00	0.00	-0.22		0.00	0.00	-0.08	
	교육	0.01	0.04	0.41		-0.14	0.04	-3.57	***
	장애	-0.06	0.13	-0.47		0.11	0.14	0.79	
	배우자	-0.06	0.15	-0.43		-0.17	0.16	-1.02	
	가처분소득	0.00	0.00	-2.22	*	0.00	0.00	1.82	†
	만성질환	-0.03	0.03	-1.03		0.01	0.04	0.40	
	종교	0.11	0.08	1.40		0.10	0.09	1.16	
	저소득	0.00	0.09	0.01		0.15	0.10	1.43	
	독거	-0.23	0.19	-1.23		-0.08	0.21	-0.37	
상수		4.18	0.46	9.06	***	3.43	0.51	6.80	***
R-squared	Within	0.20				0.16			
	Between	0.13				0.12			
	Overall	0.13				0.11			
Wald chi2		57.10***				50.58***			
N		389				389			

복지인식 중 노인복지서비스 수급경험과 일반복지인식 간 관계를 살펴본 결과 이중차이변수 모두 유의미하지 않게 나타났다. 노인복지서비스 수급집단은 성장과 분배 중 성장을 더 중요하게 여기는 것으로  $p<0.1$  수준에서 유의미하게 나타났지만, 이중차이 효과는 유의미하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 선별적인 복지급여경험이 복지인식에 유의미한 결과를 미치지 못한 것을 확인할 수 있었다. 통제변수 중에서는 연령이 일반복지인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 다음 <표 9>에 구체적으로 나타나 있다.

<표 9> 노인복지서비스 수급경험과 일반복지인식 간 관계

구분		일반복지인식(1) 소득격차 해소				일반복지인식(2) 성장과 분배			
		Coef.	S.E	z	P>z	Coef.	S.E	z	P>z
집단변수(A)		-0.39	0.29	-1.35		-0.44	0.23	-1.86	†
시간변수(B)		-0.02	0.03	-0.57		-0.01	0.03	-0.46	
이중차이(A*B)		0.16	0.39	0.41		0.20	0.32	0.64	
통제변수	성별	-0.02	0.11	-0.22		-0.15	0.09	-1.61	
	연령	0.01	0.01	2.26	*	0.00	0.00	0.09	
	교육	0.02	0.04	0.48		0.01	0.04	0.17	
	장애	-0.07	0.16	-0.43		0.12	0.13	0.92	
	배우자	-0.09	0.18	-0.52		-0.11	0.14	-0.75	
	가처분소득	0.00	0.00	-1.50		0.00	0.00	0.09	
	만성질환	0.02	0.04	0.44		-0.05	0.03	-1.60	
	종교	0.04	0.10	0.40		-0.04	0.08	-0.54	
	저소득	-0.14	0.12	-1.17		0.12	0.09	1.31	
	독거	-0.30	0.23	-1.32		0.01	0.19	0.08	
상수		3.70	0.57	6.54	***	2.84	0.46	6.21	***
R-squared	Within	0.05				0.18			
	Between	0.05				0.03			
	Overall	0.05				0.04			
Wald chi2		18.70				15.97			
N		389				389			

## 제4절 결론 및 제언

본 연구는 경험한 복지급여 유형에 따라 복지인식이 달라진다는 국내 문헌들의 연구결과에 착안(남재욱·신혜리, 2017), 현금급여인 기초연금과 서비스급여인 노인복지서비스 이용집단을 구분하여 노인들이 경험한 복지급여수급 또는 이용이 노인복지인식 및 일반복지인식에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널 2차(2007년) 및 14차(2015년) 자료를 이용하여 성향점수매칭(PSM) 및 이중차이분석을 실시하였다.

첫째, 기초연금 수급경험과 노인복지인식 간 관계를 살펴본 결과 기초연금 수급경험을 가질수록 노인복지인식에 대해서는 다소 상반된 인식을 갖고 있는 것으로 나타났다. 즉, 기초연금을 수급받는 집단은 시간의 흐름에 따라 노인생활지원 지출을 정부가 더 해야 한다고 생각하였으나 기초연금 수급경험 집단은 노인 삶의 질과 관련된 정책에 대해서는 부정적으로 평가하였다. 기초연금이라는, 당장 가치분소득을 증가시켜 가계에 직접적으로 영향을 미치는 현금급여 수급경험이 정부의 현금지출에 대해서는 긍정적인 복지인식을 가지게끔 유도한 것으로 보인다. 그러나 기초연금 수급경험이 삶의 질을 긍정적으로 평가하는 데에는 도움이 되지 않는다는 다소 상반되어 보이는 결과는 조심스럽게 접근하여 해석할 필요가 있는 것으로 보인다. 삶의 질이라는 것은 매우 복합적인 개념이며, 기초연금 수급집단에 비하여 기초연금 대상이 되지 않는 고소득층 또는 특수지역연금 수급집단과 같이 상대적으로 안정적인 노후소득을 누리고 있는 집단의 평가를 상회하기에는 부족한 것으로 평가하고 있는 것으로 사료된다.

둘째, 기초연금 수급경험과 일반복지인식 간 관계를 살펴본 결과 기초연금 수급경험이 있는 경우 전반적으로 보편주의적인 복지제도에 관한 인식이 긍정적인 방향으로 변화하여 왔음이 확인되었다. 즉, 기초연금 수급경험 집단일수록 소득격차 해소는 정부의 책임이라고 생각하는 경향이 비수급집단에 비하여 더 강하며, 성장과 분배 중에서는 분배가 더 중요하다고 생각하고 있었다. 2007년과 2013년의 복지인식 결과를 비교했던 남재욱·신혜리(2017)와 비교하였을 때, 복지국가 및 재분배정책 일반에 대한 지지가 조금 더 크게 나타난 것을 확인할 수 있었으며, 이는 기초노령연금에서 기초연금으로 제도가 변화하면서 적용대상과 급여수준의 확대 등을 경험한 노인가구들의 복지인식이 시간이 지나며 긍정적으로 변화하였음이 반영된 결과라고 할 수 있다.

셋째, 기초연금의 결과와 다르게 노인복지서비스 수급경험은 노인복지인식과 일반복지인식 간의 관계는 유의미한 이중차이를 가지지 않는 것으로 나타났다. 한국복지패널에서의 노인복지서비스가 자산조사형 선별복지서비스로 조작화되어있음을 감안하면, 이와 같은 본 연구결과는 노인들이 경험한 선별적 복지급여가 복지 인식 확대에는 유의미한 결과를 미치지 못한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 선별적인 급여경험보다는 보편적인 급여경험이 긍정적인 복지인식으로 유의미한 관계를 가질 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구에서는 준보편적 현금급여인 기초연금과 자산조사형 사회서비스인 노인복지서비스 경험에 따른 노인들의 복지인식을 종단적으로 분석하여 시간에 따른 변화를 파악하였다는 데에서 함의를 가진다. 특히 노인복지서비스와 관련된 기존 연구들에서는 선별적인 복지급여인 노인복지서비스와 보편적인 기초연금을 하나의 변수로서 살펴보았는데 본 연구에서는 성격이 다른 두 급여를 구분하고, 각각 다른 결과가 나타남을 발견한 것에 대한 함의를 가진다. 또한 복지인식이라는 것은 실제 급여수급 경험이 장기화되거나 제도 개편을 통해 적용대상이나 급여수준이 확대되면서 장기적으로 영향을 받아 변화할 수 있으므로, 기존의 연구들보다 더 긴 시간 간격(2007년과 2019년)에 따른 효과를 살펴봄으로써 기존 연구에서는 유의미하지



않았던 변수의 효과성을 확인하였다는 것에 의의를 가진다.

기존 연구들에서는 한국 노인의 부정적인 복지인식을 가졌던 원인이 한국 노인의 그동안 복지체험을 적절하게 제공받지 못하였다고 지적하고 있는데(남재욱·신혜리, 2017), 본 연구에서는 그로부터 더 나아가 장기적으로는 보편적인 성격의 장기적인 복지급여 제공을 통한 복지인식 강화를 통해 복지확대의 근거를 마련할 수 있다는 가능성을 발견하였다.

## 참고문헌

### 국내문헌

- 권승. (2012). 보육서비스에 대한 복지태도 형성의 결정요인에 관한 연구. *사회과학연구*, 28(4), 205-230.
- 김교성, & 김윤민. (2016). 복지태도의 이중성: '넙프'현상과 집단별 차이. *한국사회복지학*, 68(2), 27-51.
- 김사현. (2012). 노인복지서비스 수급경험이 복지인식에 미치는 효과: 성향점수매칭 (PSM) 을 활용한 이중차이분석. *한국사회정책*, 19(1), 9-38.
- 김수정, & 남찬섭. (2015). 서민은 복지확대를 지지하는가?: 비계급성과 비일관성 명제를 넘어서. *사회복지연구*, 46(4), 351-374.
- 김영순, & 여유진. (2011). 한국인의 복지태도: 비계급성과 비일관성 문제를 중심으로. *경제와사회*, 211-240.
- 김태일, & 최하정. (2011). 복지에 대한 정부역할 인식의 비교분석. *사회보장연구*, 27(2), 331-356.
- 김희자. (2013). 한국인의 복지태도에 대한 탐색적 연구. *동서언론* 16, 59-88.
- 남재욱, & 신혜리. (2017). 기초연금 수급경험에 따른 수급자의 복지인식 변화에 관한 연구. *사회보장연구*, 33 (2), 41-75.
- 노법래. (2014). 시기 및 계층간 복지인식 분포 변화에 관한 종단연구: Aldrich-McKelvey 척도법을 활용한 복지인식 측정과 선형분위혼합회귀모형 (linear quantile mixed regression model) 의 활용을 중심으로. *한국복지패널 학술대회 논문집*, 7, 381-400.
- 류만희, & 최영. (2009). 복지정책에 대한 지지도 연구: 복지인식, 계층, 자기이해 (self-interest) 의 영향을 중심으로. *한국정책과학학회보*, 13(1), 191-210.
- 류진석. (2004). 복지태도의 미시적 결정구조와 특성. *한국사회복지학*, 56(4), 79-101.
- 박미경, & 조민효. (2016). 잠재집단분석을 활용한 한국인의 복지태도 유형 연구. *한국사회와 행정연구*, 26(4), 137-164.
- 민기채. (2011). 노인장기요양보험제도가 가족관계의 변화에 미치는 영향에 대한 이중차이모델. *한국노년학회* 31(4), 999-1014.
- 서욱영, 문다슬, & 정혜주. (2017). 의료서비스에 대한 복지태도의 결정요인: 자기이해, 상징적 태도, 사회 지향적 인식요인들을 중심으로. *보건행정학회지*, 27(4), 324-335.
- 손병돈. (2016). 집단간 복지태도의 차이 결정요인: 복지확대 및 증세에 대한 찬성·반대를 중심으로. *보건사회연구*, 36(4), 5-34.
- 신혜리, & 이민아. (2018). 노인장기요양보험 급여이용이 노년기 삶의 질에 미치는 영향. *사회과학논총*, 21 (2), 99-124.
- 안상훈. (2009). 한국의 친복지태도 결정요인과 그 경로구조에 관한 탐색적 연구. *한국사회정책*, 16(1), 163-192.

- 양종민. (2020). 한국 사회의 복지태도에 대한 연구: 정부의 책임성, 증세, 조세시스템에 대한 태도를 중심으로. *비관사회정책*, (68), 79-112.
- 이호용·문용필, 2015, “노인장기요양보험의 도입 전 후 진료형태별 의료비 변화분석”, 『보건경제와 정책 연구』 21(3), 보건경제정책학회, 81-102.
- 조돈문. (2001). 노동시장과 계급의식 분석: 복지의식의 계급효과와 공사부문효과. *산업노동연구*, 7(1), 157-193.
- 주은선·백정미, 2007, “한국의 복지인식 지형: 계층, 복지수요, 공공복지 수급여부의 영향을 중심으로”, 『사회복지연구』 34, 한국사회복지연구회, 203-225.
- 최고은. (2016). 복지지위가 복지인식에 미치는 영향: 정부신뢰의 조절효과를 중심으로. *한국사회정책*, 23(1), 125-150.
- 함철호, & 이중섭. (2010). 지역별 복지의식에 영향을 미치는 요인 연구: 자기이해, 사회화, 이데올로기, 수급자에 대한 태도 요인을 중심으로. *사회과학연구*, 26(4), 299-325.
- 한수정. 문상호. 2014. “노인장기요양보험제도가 대상자의 삶의 질과 복지인식에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 이중차이모델 분석.” 『한국정책학회 추계학술발표논문집』. 2014. 221-251.

## 국외문헌

- Blekesaune, M., & Quadagno, J. (2003). Public Attitudes toward Welfare State Policies: A Comparative Analysis of 24 Nations. *European sociological review*, 19(5), 415-427.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton University Press.
- Daatland, S. O., Veenstra, M., & Herlofson, K. (2012). Age and intergenerational attitudes in the family and the welfare state. *Advances in life course research*, 17(3), 133-144.
- Kim, H., Huh, S., Choi, S., & Lee, Y. (2018). Perceptions of inequality and attitudes towards redistribution in four East Asian welfare states. *International Journal of Social Welfare*, 27(1), 28-39.
- Habibov, N. (2014). Individual and country-level institutional trust and public attitude to welfare expenditures in 24 transitional countries. *Journal of Sociology and Social Welfare*, 41(4), 23-48.
- Hasenfeld, Y., & Rafferty, J. A. (1989). The determinants of public attitudes toward the welfare state. *Social Forces*, 67(4), 1027-1048.
- Kim, H., Huh, S., Choi, S., & Lee, Y. (2018). Perceptions of inequality and attitudes towards redistribution in four East Asian welfare states. *International Journal of Social Welfare*, 27(1), 28-39.
- Larsen, C. A. (2008). The institutional logic of welfare attitudes: How welfare regimes influence public support. *Comparative political studies*, 41(2), 145-168.

- Pierson, P. (1995). *Dismantling the welfare state?: Reagan, Thatcher and the politics of retrenchment*. Cambridge University Press.
- Pierson, P. (2001). The new politics of the welfare state. *World politics*, 48(2), 143-179.
- Roosma, F., Van Oorschot, W., & Gelissen, J. (2014). The preferred role and perceived performance of the welfare state: European welfare attitudes from a multidimensional perspective. *Social science research*, 44, 200-210.
- Svallfors, S. (1995). The end of class politics? Structural cleavages and attitudes to Swedish welfare policies. *Acta Sociologica*, 38(1), 53-74.
- Svallfors, S. (1997). Worlds of welfare and attitudes to redistribution: A comparison of eight western nations. *European sociological review*, 13(3), 283-304.
- Staerklé, C., Likki, T., & Scheidegger, R. (2012). A normative approach to welfare attitudes. *Contested welfare states: Welfare attitudes in Europe and beyond*, 81.
- Taylor-Gooby, P. (1985). Attitudes to welfare. *Journal of Social Policy*, 14(1), 73-81.

## [제2주제]

# 아동

1. 아동의 학교적응에 영향을 미치는 요인:  
한국복지패널에 참여한 1990년대생과 2000년대생의 차이를 중심으로
2. 아동 및 청소년의 행동평가척도(K-CBCL)의 5가지 하위 개념  
(우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성) 각각의 변화궤적 유형 확인





# 아동의 학교적응에 영향을 미치는 요인: 한국복지패널에 참여한 1990년대생과 2000년대생의 차이를 중심으로

정선영(인천대학교)

본 연구는 1990년대생과 2000년대생 아동의 학교적응 수준에 차이가 있는지 그리고 이들의 학교적응 수준을 설명하는 요인의 영향력에 차이가 있는지 살펴보았다. 이를 위해 한국복지패널의 2006년 패널(2006년 초등학교 4, 5, 6학년; 2009년 중학교 1, 2, 3학년)과 2015년 패널(2015년 초등학교 4, 5, 6학년; 2018년 중학교 1, 2, 3학년)을 분석에 사용하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 초등 고학년의 학교적응 수준은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 없었다. 이들의 학교적응 수준을 설명하는 요인으로 성별, 연령, 자아존중감, 건강인식, 성적, 학교폭력 피해경험이 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 중학생의 학교적응 수준은 2000년대생이 1990년대생에 비해 높았다. 중학생의 학교적응 수준을 설명하는 요인은 초등 고학년과 동일하게 성별, 자아존중감, 건강인식, 성적이었으며, 연령과 학교폭력 피해경험의 영향력이 유의하지 않은 점은 초등 고학년 결과와 달랐다. 또한, 1990년대생은 학교적응이 좋다고 인식하더라도 학교적응 '중'과 '상' 집단에 분포되어 있는 것과 달리 2000년대생은 '상' 집단에 집중적으로 분포되어 있었다. 셋째, 초등 고학년 시기의 학교적응 수준을 비롯하여 모든 조건이 동일할 때 초등 고학년부터 중학생 시기까지의 긍정적 학교적응 변화 폭은 2000년대생이 1990년대생에 비해 컸다. 초등 고학년 시기에 비해 자아존중감과 성적이 높아질 때, 학교폭력 피해경험이 감소할 때 긍정적 학교적응 변화 폭도 커지는 것으로 나타났다. 1990년대생과 2000년대생의 학교적응 수준과 설명요인의 영향력 차이가 어디에서 기인하는지 논하였으며, 2000년대생의 학교적응 수준을 높이기 위한 방안을 제시하였다.

주요어: 학교적응, 자아존중감, 성적, 학교폭력, 한국복지패널

## 제1절 연구의 필요성 및 목적

학교가 주요 생활공간인 아동에게 학교적응은 아동의 웰빙과 발달에 주요한 영향력을 미친다(소선숙, 김청송, 2016; Currie et al., 2012). 초기의 학교적응 개념은 학업성적이나 성취수준과 같은 교육의 결과에 초점을 맞추었으나(이상직, 전영구, 정우연, 한신갑, 2016) 최근에는 개인의 학업동기, 우울과 같은 심리정서적 요인을 비롯하여 교사와 친구와의 관계와 같은 사회적 요인(박병선, 배성우, 박경진, 서미경, 김혜지, 2017)과 함께 학교생활에 대한 흥미와 규범준수 등을 다루고 있다(Woolley & Grogan-Kaylor, 2006).

학교적응에 영향력을 미치는 요인들은 아동개인 요인, 가족 요인, 학교생활 요인으로 나누어 살펴볼 수 있다. 아동개인 요인의 경우, 일반적으로 연령이 높아질수록 학교적응 수준이 낮아지고(윤여진, 정인경, 2014) 자아존중감이 높을수록 학교적응 수준도 높은 것으로 나타났다(원재순, 김진숙, 2016). 남자 아동은 여자 아동에 비해 학교적응에 영향을 미치는 것으로 알려진 학업 스트레스 수준은 낮지만(박새와, 2012) 또래 관계의 질도 낮아(김성화, 2015) 학교적응 수준에서 성별에 따라 유의미한 차이가 없다는 연구결과가

보고되고 있다(황인희, 2008). 비만과 같은 건강요인도 위축과 같은 사회정서적 요인을 매개하여 아동의 학교적응에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(유지희, 한창근, 2017). 가족 요인을 살펴보면, 가구의 소득이나 부모의 학력이 낮을수록, 양부모가정이 아닌 경우에 학교적응 수준이 낮았으며(전병규, 오주리, 2015) 부모의 방임과 학대(조운영, 2019)는 학교적응에 부적인 영향력을, 온정적이고 수용적인 태도(박영진, 2019)는 정적인 영향력을 미치는 것으로 알려져 있다. 학교생활 요인의 경우, 학업성적은 학교적응 수준에 정적인 영향을 미치며(양은별, 김태우, 박은혜, 이소연, 정익중, 2015), 전학경험은 아동의 우울 및 불안을 매개하여 학교생활 적응 수준을 낮추는 것으로 나타났다(이용택, 주현주, 유난영, 2014). 또래에 착은 학교적응에 정적인 영향력을 미치지만(황종호, 이향숙, 유숙경, 장성화, 2017) 학교폭력 피해경험은 부적인 영향력을 미치는 것으로 보고되고 있다(김재엽, 장용언, 민지아, 2011).

학교적응에 영향력을 미치는 이러한 요인들의 영향력은 누구를 대상으로 언제 측정하였는지와 상관없이 보편적이고 일관적일 것이다. 그러나 아동이 적응해야 하는 대상인 학교라는 제도와 아동을 둘러싼 사회가 변화하고 있다는 점에서 그 영향력의 크기에는 차이가 있으리라 짐작할 수 있다. 본 연구는 한국복지패널에서 3년마다 실시한 1차(2006년)부터 13차(2018년)까지의 아동부가조사 자료를 이용하여 아동의 학교적응 수준의 변화와 학교적응에 영향력을 미치는 요인을 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 2006년 1차 조사(초등학교 4, 5, 6학년), 4차 조사(중학교 1, 2, 3학년), 10차 조사(조사에 새롭게 참여한 초등학교 4, 5, 6학년), 13차 조사(중학교 1, 2, 3학년) 자료를 이용하였으며 2006년 1차, 4차 조사에 참여한 아동을 1990년대생, 10차, 13차 조사에 참여한 아동을 2000년대생으로 명명하였다. 2006년에 초등학교 4, 5, 6학년에 해당하는 1차 조사 참여 아동을 1993년~1997년생(주로 1994년~1996년생)이며 2015년에 초등학교 4, 5, 6학년에 해당하는 10차 조사 참여 아동을 2002~2006년생(주로 2003년~2005년생)이다.

1990년대에 출생한 집단과 2000년대에 출생한 집단이 경험하는 학교는 여러 측면에서 차이가 있는데, 2000년대에 출생한 집단은 무상급식<sup>1)</sup>의 혜택을 받았으며 2011년 초·중등교육법 시행령이 개정되면서 학교에서 체벌을 경험하지 않았다. 중학교 자유학기제가 실시되었으나 자율형 사립고와 특목고가 확대되면서 ‘일반고의 슬럼화’와 ‘고교 입시’ 과열을 경험하기도 하였다(김경근, 조상식, 정은희, 김유현, 2015; 허광영, 2018).

1990년대 중반 이후 학교폭력에 대한 관심이 높아지면서 2005년 학교폭력 예방 및 대책 5개년 기본계획이 수립되었으나 학교폭력이 즉각적으로 감소한 것은 아니었다. 아동종합실태조사에 나타난 학교폭력 피해경험은 2008년 9-11세 61.8%, 12-18세 39.2%에서 2013년 각각 38.6%와 29.7%, 2018년 각각 34.5%와 28.2%로 점차 감소하여(양태정, 2019) 1990년대생에 비해 2000년대생이 학교폭력에 노출되는 위험이 줄어들었음을 알 수 있다. 학업부적응과 관련있는 학업중단의 경우, 1990년대 출생집단과 2000년대 출생집단 모두 0.7%~1%의 학업중단률을 보여 큰 차이가 없으나 2000년대 중후반에 비해 2010년대 중후반에 초등학생의 학업중단률은 높아진 반면에 중학생의 학업중단률은 낮아진 특성을 보인다(한국교육개발원, n.d.). 체벌금지, 자유학기제, 학교폭력 피해경험을 살펴보았을 때 2000년대생의 학교적응 수준이 1990년대생에 비해 높을 것이라 예상되지만 초등학생 시기의 높은 학업중단률을 보았을 때 단정짓기 어렵다. 또한, 사교육 과열<sup>2)</sup>이 반영하는 학업성취에 대한 강조와 함께 학생, 학부모, 교사 모두 ‘옛날과는 달라졌다’는 현직 초, 중, 고 교사들의 응답(이자형, 2017)을 볼 때 1990년대 출생집단과 2000년대 출생집단의 학교적응을 설명하는 요인의 영향력도 다르리라는 점을 짐작할 수 있다.

1) 2007년 경상남도 거창에서 지자체 단위에서 최초로 무상급식을 실시하였으며 서울시는 2011년 공립초등학교를 시작으로 2012-2014년 모든 초등학교와 중학교, 2021년 고등학교까지 무상급식을 확대하였다.

2) 2007년 사교육 참여학생 1인당 월평균사교육비는 초, 중, 일반고 학생 각각 25.6만원, 31.4만원, 38.8만원이었으나, 2017년에는 각각 30.7만원, 43.2만원, 53.4만원으로 증가하였다(통계청, n.d.).



학교와 관련된 제도뿐 아니라 1990년대 출생집단과 2000년대 출생집단은 인구사회학적 차원에서도 차이를 보인다. 2002년은 처음으로 40만명대의 출생아 수를 기록하면서 우리나라가 초저출산 기준 출산율인 1.3에 미달하는 1.178의 합계출산율을 보인 해로 합계출산율은 이후에도 1.3을 넘지 못하다 2010년 1.226으로 마감하였다. 반면에 1990년대 초반에는 1.7 이상의 합계출산율을 보여 1980년대 후반 출산율을 능가하였으며 1990년대에는 전반적으로 매년 65만명 안팎의 출생아 수를 보였다(통계청, n.d.). 2003년 고령화 및 미래사회위원회가 설립되고 2006년 제1차 저출산 고령사회 기본계획이 발표되었는데, 이는 2000년대 중반 이후 출생 집단은 보육 및 유아 교육, 다자녀 가정을 위한 경제적 혜택 등 1990년대 출생집단에 비해 사회적 관심과 혜택에 더 많이 노출되었으리라는 점을 시사한다. 이러한 사회적 변화는 학교 관련 제도의 변화와 함께 2000년대 출생집단의 학교적응 수준에 정적인 영향력을 미쳤으리라 예상할 수 있다.

이 두 집단은 해당년도 여자 출생아 100명당 남자 출생아수를 보여주는 출생성비에서도 차이가 나타난다. 1980년대에 출생성비가 평균적으로 110을 넘지 않았던 것에 비해 1993년과 1994년에는 115명 이상을 기록하고 1990년대 전반적으로 출생성비가 평균 110을 넘는 양상을 보여준다. 2000년대에는 2000년에 가장 높은 110.2를 보인 이후 점차 낮아져 2010년에는 106.9의 출생성비를 보인다(통계청, n.d.). 가부장적 가정환경이 20대 남성의 우울에 직접적으로 영향을 미친다는 연구결과(성윤희, 정주리, 2019)를 통해 유추해 볼 때, 남아선호 사상이 최고 수준을 보인 1990년대에 출생한 남자 아동의 사회정서적 적응 수준은 2000년대 출생한 남자 아동에 비해 낮고 이로 인해 성별이 학교적응 수준에 미치는 영향력은 1990년대 출생집단과 2000년대 출생집단 사이에 차이를 보일 것이라 예측 가능하다. 그러나 남아선호 사상이 아동의 웰빙과 발달에 미치는 영향력을 다룬 직접적인 연구가 없는 상황에서 영향력의 크기와 방향성의 차이는 확실하지 않다.

본 연구는 1990년대 출생집단과 2000년대 출생집단의 학교적응 수준을 비교하고 학교적응 수준을 설명하는 요인의 영향력이 출생시기에 따라 차이가 있는지를 확인하고자 하였다. 이를 위해 1990년대 출생한 초등학교 고학년 집단과 중학생 집단을 2000년대 출생한 초등학교 고학년 집단과 중학생 집단과 각각 비교하였다. 또한, 초등학교 고학년에서 중학생 시기까지의 학교적응 수준의 변화가 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는지, 차이를 설명하는 요인은 무엇이며 이 요인의 영향력이 출생시기에 따라 차이가 있는지 살펴보았다. 일반적으로 아동의 학교적응 수준은 연령이 높아지거나 학교급이 올라갈수록 낮아지는 것으로 보고되고 있다(구장희, 안도희, 2017). 학업중단의 가장 큰 요인이 학교부적응임을 고려할 때 1990년대 출생 중학생에 비해 낮아진 2000년대 출생 중학생의 학업중단률은 2000년대 출생집단의 연령증가에 따른 학교적응 수준 감소폭이 1990년대 출생집단에 비해 작을 가능성을 시사한다. 그러나 2000년대 출생집단은 고교 다양화 정책으로 인해 '고교 입시'와 과열된 사교육을 이른 시기부터 경험하고 있다는 점에서 연령에 따른 학교적응 수준 감소폭이 1990년대 출생집단에 비해 작으리라고 예단하기는 어렵다.

본 연구는 출생시기가 다른 두 집단의 아동이 학교적응에 어떠한 차이가 있는지를 살펴봄으로써 학교 관련 제도와 인구사회학적 변화가 아동의 학교적응에 미치는 영향력을 고찰하고자 하였다. 1990년대생의 학교적응을 분석한 2000년대 연구와 2000년대생의 학교적응을 분석한 2010년대 연구를 비교하는 것도 이러한 차이에 대한 통찰을 제공할 수 있으나 분석에 사용한 척도나 변인의 측정에서 차이를 보이고 있어 비교 결과의 타당성이 떨어진다. 동일한 척도와 변인 측정을 통해 상이한 시기의 동일 연령대를 분석한 연구는 패널조사의 역사가 길지 않은 우리나라에서는 흔하지 않은 시도이다. 아동을 둘러싸고 있는 사회환경은 끊임없이 변화하고 있는 체계이며 아동은 그 안에서 적응하고 발달한다는 점에서 학교적응의 변화를 분석한 본 연구는 이후 아동의 웰빙과 발달에 사회환경이 미치는 영향력을 살펴보는 데에도 기여할 것이다. 본 연구에서 설정한 연구문제는 다음과 같다.

## 제2절 연구문제

1. 초등학교 고학년의 학교적응 수준과 학교적응에 영향력을 미치는 요인은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는가?
2. 중학생의 학교적응 수준과 학교적응에 영향력을 미치는 요인은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는가?
3. 초등학교 고학년과 중학생의 학교적응 수준의 차이와 이를 설명하는 요인은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는가?

## 제3절 연구방법

### 1. 연구대상

본 연구는 한국복지패널의 1, 4, 10, 13차년도 가구용 조사와 아동 부가조사 자료를 분석에 이용하였다. 한국복지패널은 2006년도부터 수집된 자료로 현재 15차까지 수집되었으며 인구사회학적 특성, 소득계층, 경제활동상태 등 다양한 인구집단별 생활실태 및 복지욕구와 관련된 정보를 조사하고 있다. 아동 부가조사의 경우 2006년에 구성된 패널이 1차(초등 고학년), 4차(중학생), 7차(고등학생)까지 진행되면서 연령이 높아짐에 따라 2015년에 초등 고학년 패널이 새롭게 구성되었다. 분석에 사용하는 변인에 결측치가 없는 아동이 분석에 포함되었는데, 초등학교 고학년에 해당하는 1차와 10차는 각각 754명과 391명이 분석대상이며 중학생 집단에 해당하는 4차와 13차는 각각 569명과 324명이 분석에 포함되었다. 이들의 인구사회학적 특성은 아래의 '주요변인의 기술통계 및 상관관계'에 제시되어 있다. 초등학교 고학년에서 중학생 시기까지의 학교적응 변화를 살펴보기 위해서는 두 시기 모두 결측치가 없는 자료가 사용되었는데 1차와 4차를 연합한 자료에서는 569명, 10차와 13차를 연합한 자료에서는 311명이 분석에 포함되었다.

### 2. 연구변인

#### 1) 학교적응

한국복지패널은 박현선(1998), 서울아동패널(2005), 한국청소년패널조사(2006)를 이용하여 '심리사회적 학교환경'이라는 학교적응 변인을 구성하고 있다. 총 9문항으로 구성되어 있으며 '학교생활이 즐겁다', '배우고 있는 대부분 과목을 좋아한다', '선생님을 존경한다'와 같은 문항이 포함되어 있다. 각 문항에 대해 '1: 전혀 그렇지 않다'부터 '4: 항상 그렇다'로 응답하도록 되어 있으며 역채점하도록 되어 있는 문항은 역코딩 후 9개 문항의 평균을 산출하였다<sup>3)</sup>. 평균이 높을수록 학교환경을 긍정적으로 인식하고 학교적응 수준이 높은 것을 의미한다. 2006년 패널의 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .72, .72였으며, 2015년 패널 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .76, .77이었다.

3) 합산을 해서 총점을 산출하는 경우, 결측치가 있는 문항이 하나라도 있는 경우 변인값이 결측처리가 되기 때문에 평균을 산출하였다. 이후 설명변인들도 이러한 이유로 평균을 산출하였다.

## 2) 학교적응 설명변인

### (1) 아동개인요인

선행연구를 기초로 아동개인요인으로 아동의 성별, 연령, 자아존중감, 건강인식을 고려하였다. 성별은 남자(=1)와 여자(=0)로 구별하였고, 연령은 조사가 진행된 년도에서 태어난 년도를 빼서 산출하였다. 자아존중감의 경우, 한국복지패널은 Rogenberg(1965)의 자아존중감 한국어판 아동용 10문항에 자기효능감 3문항(박현선, 1998)을 추가하여 자아존중감 변인을 구성하고 있다. 문항의 예로 '내가 좋은 자질을 많이 가지고 있다고 느낀다', '남들이 하는 만큼 뛰든지 할 수 있다', '대체로 나 자신에 만족한다'와 같은 문항이 있다. 각 문항에 대해 '1: 전혀 그렇지 않다'부터 '4: 항상 그렇다'로 응답하도록 되어 있으며 역채점하도록 되어 있는 문항은 역코딩 후 13개 문항의 평균을 산출하였다. 2006년 패널의 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .82, .89였으며, 2015년 패널 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .85, .92이었다. 건강인식은 현재 건강상태에 대한 인식으로 '1: 매우 좋다'에서 '5: 아주 나쁘다'로 응답하도록 되어 있으며 역코딩 후 분석에 투입하였다.

### (2) 가구특성

가구특성으로는 양부모가구 여부, 저소득가구 여부, 부정적 양육행동을 고려하였다. 양부모가구 여부는 양부모가구(=1)와 모자가구, 부자가구, 조손가구, 그 외의 가구(=0)로 측정하였으며, 저소득가구 여부는 가구소득이 공공부조 이전 균등화 경상소득의 60% 미만인 경우는 저소득가구(=1)로, 그 이상인 경우는 저소득가구 아님(=0)으로 측정하였다. 부정적 양육행동은 방임 및 학대적 양육행동을 통해 측정하였는데 서울 아동패널(2005)에서 구성한 8개의 문항(신체적 학대 1문항, 정서적 학대 3문항, 방임 4문항)이 사용되었다. 본 연구에 사용된 1차, 4차, 10차, 13차 조사에 공통적으로 사용된 문항을 분석에 이용해야 하기 때문에 신체학대를 신체학대 방식으로 조사한 1차 조사와의 통일성을 갖기 위하여 신체적 학대 1개 문항은 제외하였다. 일곱 문항을 대상으로 신뢰도 조사를 실시한 결과 신뢰도를 저해하는 2개 문항(예: '부모님은 내가 불량오락실에 출입하는 것을 알아도 모른체 한다')이 최종 문항 구성에서 제외되었다. 총 5개 문항이 분석에 포함되었으며 문항의 예로 '수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 일이 있다', '내가 늦게 와도 부모님은 관심이 없다'가 있으며 모든 문항에 대해 '1: 전혀 없었다'부터 '5: 일주일에 1~2번 정도'로 응답하도록 되어 있다. 2006년 패널의 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .50, .67였으며, 2015년 패널 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .64, .69이었다.

### (3) 학교생활특성

학교생활특성으로 아동의 성적, 전학경험, 학교폭력 피해경험을 고려하였다. 성적은 전과목 학교성적에 대해 아동이 '1: 아주 못함'부터 '5: 아주 잘함' 중에서 응답하도록 되어 있으며, 전학경험은 지난 1년간 전학을 한 적이 있음(=1)과 없음(=0)으로 측정하였다. 학교폭력 피해경험은 이상균(1999)이 제작한 척도를 활용하여 총 6개 문항으로 구성되어 있으며 '다른 아이들이 나를 놀리거나 조롱한 적이 있다', '다른 아이들이 나를 따돌리고 무시한 적이 있다', '다른 아이들이 나에게 대한 나쁜 소문을 퍼뜨린 적이 있다'와 같은 문항이 있다. 각 문항에 대해 '1: 전혀 없다'부터 '4: 4번 이상'까지 빈도로 응답하도록 되어 있으며, 2006년 패널의 초등 고학년, 중학생 대상 신뢰도 계수는 각각 .71, .72이었고, 2015년 패널 초등 고학년, 중학생

대상 신뢰도 계수는 각각 .72, .51이었다.

### 3. 분석방법

연구문제에 대한 답을 구하기 위하여 자료는 다음의 절차에 따라 분석되었다. 첫째, 분석에 사용된 변인의 기술통계와 상관관계를 살펴보았다. 초등학교 고학년과 중학생의 학교적응 수준의 분포를 살펴본 결과 정규분포의 조건을 충족하지 않아 각각 변곡점을 기준으로 적응 수준 높은, 중간, 낮은 세 집단으로 구분하였다. 각 집단에 해당하는 비율은 초등 고학년이 32.46%(상), 44.34%(중), 23.20%(하)이며 중학생은 25.87%(상), 48.94%(중), 25.20%(하)이었다. 둘째, 초등학교 고학년의 학교적응 수준과 영향력을 미치는 요인이 1990년대생(2006년 패널)과 2000년대생(2015년 패널) 간에 차이가 있는지 확인하기 위하여 순위로짓 분석(ordered logit analysis)을 실시하였다. 패널과 유의한 설명변인간의 상호작용항을 제작하여 설명변인의 영향력이 패널에 따라 상이한지 살펴보았다. 상호작용항을 제작할 때에는 설명변인의 값을 평균중심화(mean centering)하여 설명변인과 상호작용항의 다중공선성 위험을 줄였다. 셋째, 중학생의 학교적응 수준과 영향력을 미치는 요인이 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는지 확인하기 위하여 순위로짓분석(ordered logit analysis)을 실시하였으며 초등학교 고학년 대상 분석과정과 동일한 절차를 진행하였다. 넷째, 초등학교 고학년과 중학생의 학교적응 수준의 차이와 이를 설명하는 요인이 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 있는지 살펴보기 위하여 다중회귀분석을 실시하였다. 패널별 중학생의 학교적응 수준에서 초등 고학년의 학교적응 수준을 빼서 학교적응 수준의 차이를 산출하였으며, 설명변인도 중학생 시기에 측정된 값에서 초등 고학년 시기에 측정된 값을 빼서 설명변인의 변화가 학교적응 수준의 변화를 예측하는지를 살펴보았다. 모든 분석에는 Stata/SE 15.1을 사용하였다.

## 제4절 연구결과

### 1. 주요변인의 기술통계 및 상관관계

주요변인의 기술통계, 빈도분석, 상관관계 분석 결과는 다음과 같다. <표 1>은 2006년 패널과 2015년 모두 초등 고학년에 비해 중학생 시기에 학교적응을 비롯하여 설명변인의 수준이 감소하는 경향을 보여준다. 그러나 2006년 패널의 부정적 양육행동 수준은 초등 고학년(M=1.16, SD=.33)에 비해 중학생(M=1.23, SD=.46) 시기에 높아졌다. <표 2>의 빈도분석 결과는 2006년 패널과 2015년 패널은 저소득가구의 비율에서 가장 큰 차이가 있음을 보여준다. 2006년도에는 초등 고학년 기준 저소득가구의 비율이 33.29%였으나 2015년도에는 13.02%를 차지하였다. 소득수준과 가족구조의 연관성을 고려해 보았을 때, 2006년 패널의 높은 저소득가구 비율은 2015년 패널에 비해 상대적으로 낮은 양부모가구 비율(초등 저학년 기준 90.05%)과 일관성을 보인다.

<표 1> 학교적응과 설명변인의 기술통계 결과

변인	2006년 패널				2015년 패널			
	초등 고학년 (N=754)		중학생 (N=569)		초등고학년 (N=391)		중학생 (N=324)	
	M	(SD)	M	(SD)	M	(SD)	M	(SD)
학교적응(연속)	3.25	(.39)	3.21	(.37)	3.42	(.36)	3.40	(.37)
연령	10.91	(.92)	13.89	(.89)	11.06	(.84)	14.08	(.83)
자아존중감	2.97	(.43)	2.95	(.49)	3.19	(.44)	3.15	(.52)
건강인식	4.28	(.81)	4.13	(.81)	4.35	(.76)	4.28	(.78)
부정적 양육행동	1.16	(.33)	1.23	(.46)	1.16	(.38)	1.15	(.39)
전과목 성적	3.47	(.89)	3.04	(.96)	3.76	(.90)	3.46	(.99)
학교폭력 피해경험	1.29	(.43)	1.15	(.33)	1.16	(.36)	1.10	(.24)

<표 2> 설명변인의 빈도분석 결과

변인	2006년				2015년			
	초등 고학년 (N=754)		중학생 (N=569)		초등 고학년 (N=315)		중학생 (N=324)	
	여자 N(%)	남자 N(%)	여자 N(%)	남자 N(%)	여자 N(%)	남자 N(%)	여자 N(%)	남자 N(%)
성별	357 (47.35)	397 (52.65)	276 (48.51)	293 (51.49)	166 (52.70)	149 (47.30)	169 (52.16)	155 (47.84)
	아님 N(%)	양부모 N(%)	아님 N(%)	양부모 N(%)	아님 N(%)	양부모 N(%)	아님 N(%)	양부모 N(%)
양부모여부	75 (9.95)	679 (90.05)	61 (10.72)	508 (89.28)	14 (4.44)	301 (95.56)	15 (4.63)	309 (95.37)
	아님 N(%)	저소득 N(%)	아님 N(%)	저소득 N(%)	아님 N(%)	저소득 N(%)	아님 N(%)	저소득 N(%)
저소득가구 여부	503 (66.71)	251 (33.29)	399 (70.12)	170 (29.88)	274 (86.98)	41 (13.02)	286 (88.27)	38 (11.73)
	없음 N(%)	있음 N(%)	없음 N(%)	있음 N(%)	없음 N(%)	있음 N(%)	없음 N(%)	있음 N(%)
전학경험 여부	688 (91.25)	66 (8.75)	545 (95.78)	24 (4.22)	301 (95.56)	14 (4.44)	315 (97.22)	9 (2.78)

<표 3>은 설명변인 중 연속변인의 상관관계를 분석한 결과이다. 좌측상단에서 우측하단으로 이어지는 대각선을 기준으로 아래의 상관계수는 2006년 패널의 상관관계 분석결과를 보여주며 윗부분의 상관계수는 2015년 패널의 상관관계 분석결과를 보여준다. 초등 고학년과 중학생 시기의 동일변인간 상관관계(예: 초등 자아존중감과 중등 자아존중감)은 2006년 패널과 2015년 패널 모두 .001의 유의도 수준에서 관계가 있는 것으로 나타났으나, 2015년 패널의 초등학생 시기와 중학생 시기의 학교폭력 피해경험의 상관관계는 .01의 유의수준을 보였다( $r=.13$ ).

&lt;표 3&gt; 설명변인의 상관관계

	연령	초등 자아 존중감	초등 건강 인식	초등 부정적 양육행동	초등 전과목 성적	초등 학교폭력 피해경험	중등 자아 존중감	중등 건강 인식	중등 부정적 양육행동	중등 전과목 성적	중등 학교폭력 피해경험
연령		-.01	.05	-.07	-.04	-.04	-.01	-.06	-.03	-.09	.04
초등 자아 존중감	.04		.37***	-.24***	.38***	-.31***	.40***	.21***	-.08	.33***	-.13*
초등 건강인식	.01	.25***		-.14**	.15**	-.21***	.22***	.24***	.01	.14**	-.08
초등 부정적 양육행동	.04	-.17***	-.09**		-.11*	.33***	-.18***	-.11*	.19***	-.13*	.15**
초등 전과목 성적	.03	.41***	.12**	-.09*		-.11*	.17***	.11*	-.01	.47***	.01
초등 학교폭력 피해경험	-.11**	-.27***	-.17***	.23***	-.15***		-.13*	-.10*	.08	-.19***	.13**
중등 자아 존중감	-.04	.43***	.18***	-.13**	.23***	-.16***		.43***	-.23***	.33***	-.27***
중등 건강인식	-.05	.11**	.26***	-.01	.06	-.09*	.30***		-.13*	.16**	-.17***
중등 부정적 양육행동	-.08	-.11**	-.01	.21***	-.01	.18***	-.26***	-.11**		-.12*	.25***
중등 전과목 성적	-.04	.29***	.10*	-.10*	.55***	-.11**	.36***	.06	-.12**		-.01
중등 학교폭력 피해경험	-.13**	-.11**	-.01	.13**	-.06	.18***	-.26***	-.21***	.23***	-.10*	

\*\*\* p&lt;.001; \*\* p&lt;.01; \* p&lt;.05

## 2. 초등학교 고학년의 학교적응 수준과 영향력을 미치는 요인: 두 패널의 비교

초등 고학년 시기의 학교적응 수준이 패널에 따라 차이가 있는지 그리고 학교적응 수준을 설명하는 변인의 영향력은 패널에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과는 다음과 같다. 아동개인요인, 가구특성, 학교생활 특성을 동일하게 통제하였을 때, 2006년 패널과 2015년 패널의 학교적응 수준에는 차이가 없는 것으로 나타났다( $B=.21$ ;  $p>.05$ ). 패널에 참여한 아동의 출생시기와 상관없이 남자아동에 비해 여자아동이( $B=-.63$ ,  $p<.001$ ), 연령이 낮을수록( $B=-.23$ ,  $p<.01$ ), 자아존중감이 높을수록( $B=2.31$ ,  $p<.001$ ), 건강하다고 인식할수록( $B=.27$ ,  $p<.01$ ), 전과목 성적이 높다고 인식할수록( $B=.49$ ,  $p<.001$ ), 학교폭력 경험수준이 낮을수록( $B=-.51$ ,  $p<.01$ ) 아동의 학교적응 수준이 높은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 초등학교 고학년의 학교적응 수준에 영향을 미치는 요인의 패널간 비교

	B	(S.E.)
남자아동	-.63	(.12)***
연령	-.23	(.07)**
자아존중감	2.31	(.18)***
건강인식	.27	(.08)**
양부모가구	-.11	(.23)
저소득가구	.04	(.15)
부정적 양육행동	-.18	(.19)
전과목 성적	.49	(.07)***
전학여부	-.09	(.23)
학교폭력경험 수준	-.51	(.17)**
기간: 2015년 (vs. 2006년)	.21	(.13)
/cut1	4.52	(1.01)
/cut2	7.33	(1.03)
N	1,145	
LR chi-square	507.17***	
Pseudo R2	.21	

\*\*\* p&lt;.001; \*\* p&lt;.01; \* p&lt;.05

### 3. 중학생의 학교적응 수준과 영향력을 미치는 요인: 두 패널의 비교

중학생 시기의 학교적응 수준이 패널에 따라 차이가 있는지 그리고 학교적응 수준을 설명하는 변인의 영향력은 패널에 따라 차이가 있는지 살펴본 결과는 다음과 같다. 아동개인요인, 가구특성, 학교생활특성을 동일하게 통제하였을 때, 2000년대생으로 구성된 2015년 패널 아동은 1990년대생으로 구성된 2006년 패널 아동에 비해 학교적응 수준이 유의하게 높은 것으로 나타났다( $B=.36, p<.001$ ). 남자아동에 비해 여자아동이( $B=-.29, p<.05$ ), 자아존중감이 높을수록( $B=1.75, p<.001$ ), 건강이 좋다고 인식할수록( $B=.24, p<.01$ ), 전과목 성적이 좋다고 인식할수록( $B=.54, p<.001$ ) 중학생의 학교적응 수준은 높았다.

모형 2는 아동개인요인, 가구특성, 학교생활특성 중 유의한 요인들과 기간의 상호작용항을 투입한 모형으로 전과목 성적과 기간의 상호작용항이 한계적으로 유의한 것으로 나타났다. [그림 1]은 상호작용 효과를 그래프로 제시한 것으로, 2006년 패널과 2015년 패널 모두 아동이 전과목 성적을 높게 인식할수록 학교적응 수준도 높은 것은 동일하지만 2015년 패널은 성적이 '4: 잘함', '5: 아주 잘함'에 해당할 때 학교적응 '상' 집단에 해당할 확률이 2006년 패널에 비해 높은 것으로 나타났다. 반면에 2006년 패널은 '4: 잘함', '5: 아주 잘함'에 해당할 때 2015년 패널과 비교해서 상대적으로 학교적응 '중' 집단에 해당할 확률이 높았다.

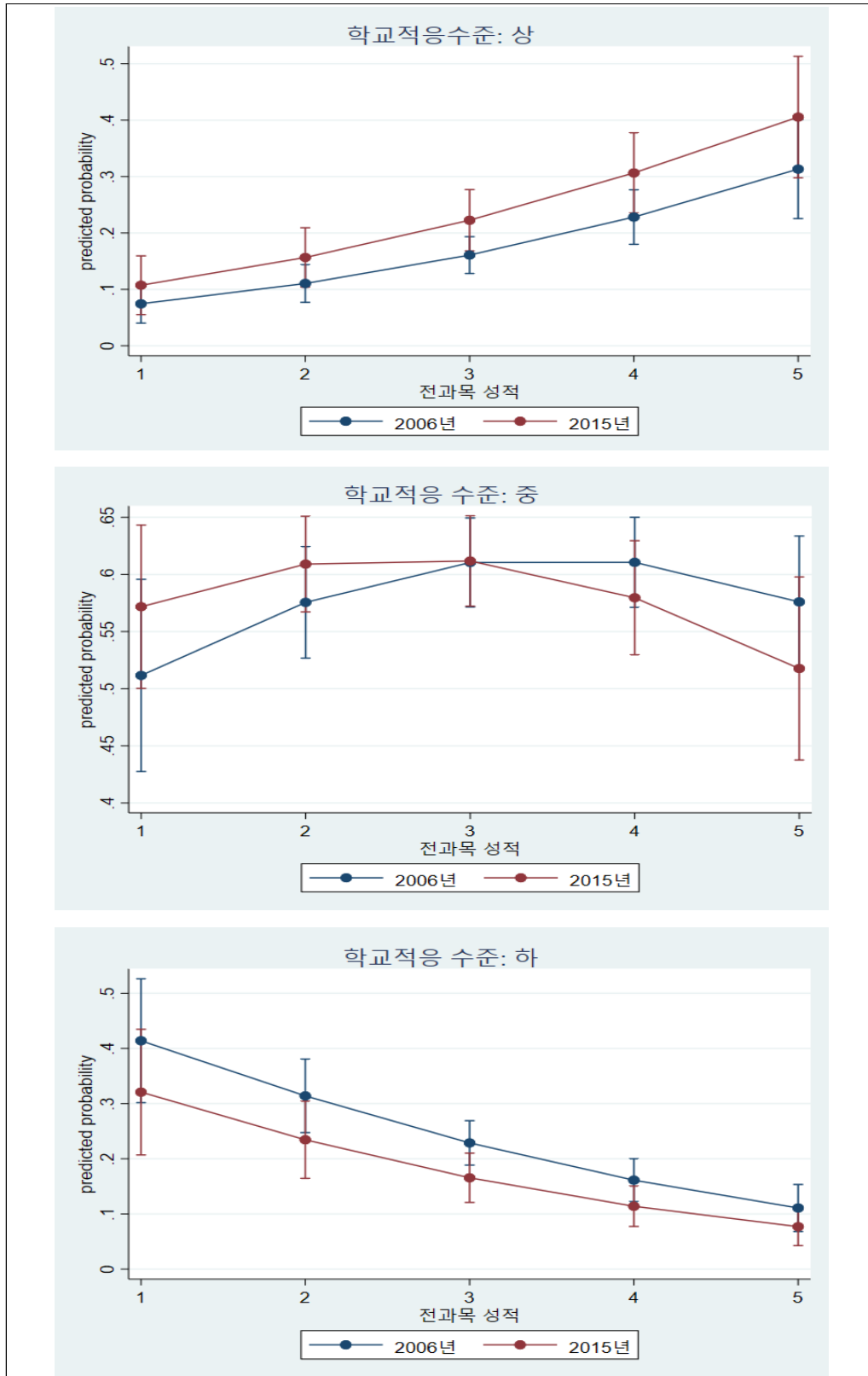
〈표 5〉 중학생의 학교적응 수준에 영향을 미치는 요인의 패널간 비교

	모형 1		모형 2	
	B	(S.E.)	B	(S.E.)
남자아동	-.29	(.14)*	-.23	(.17)
연령	-.05	(.08)	-.05	(.08)
자아존중감	1.75	(.17)***	1.79	(.22)***
건강인식	.24	(.09)**	.33	(.11)**
양부모가구	.02	(.26)	.02	(.26)
저소득가구	.02	(.17)	-.002	(.17)
부정적 양육행동	-.14	(.17)	-.13	(.17)
전과목 성적	.54	(.08)***	.43	(.10)***
전학여부	-.30	(.37)	-.33	(.37)
학교폭력경험 수준	-.24	(.25)	-.26	(.26)
기간: 2015년 (vs. 2006년)	.36	(.15)*	.40	(.21)
남자아동 X 기간			-.13	(.28)
자아존중감 X 기간			-.02	(.34)
건강인식 X 기간			-.27	(.20)
전과목 성적 X 기간			.28	(.16)+
/cut1	5.55	(1.22)	5.75	(1.31)
/cut2	8.41	(1.25)	8.62	(1.33)
N	893		893	
LR chi-square	331.61***		337.02***	
Pseudo R2	.18		.18	

\*\*\* p&lt;.001; \*\* p&lt;.01; \* p&lt;.05; + p&lt;.10



[그림 1] 전과목 성과와 기간의 상호작용



## 4. 초등학생 고학년과 중학생의 학교적응 수준의 차이를 설명하는 요인: 두 패널의 비교

중학생 시기의 학교적응 수준에서 초등학생 고학년 시기의 학교적응 수준을 빼 학교적응수준의 차이를 산출하고 이를 설명하는 요인의 영향력을 살펴보았다. 설명변인도 중학생 시기의 수준에서 초등 고학년 시기의 수준을 빼서 변화정도를 산출하였으며, 설명변인이 연속변인이 아닌 경우(예: 양부모가구 여부, 저소득가구 여부)에는 초등학생 시기와 중학생 시기의 교차분석을 통해 <표 6>에 제시된 것과 같은 변인을 제작하였다.

초등 고학년 시기의 학교적응 수준을 비롯하여 아동개인요인, 가구특성, 학교생활특성을 동일하게 통제하였을 때 2015년 패널 아동은 2006년 패널 아동에 비해 초등 고학년 시기부터 중학생 시기까지 긍정적 학교적응 변화 수준이 컸다. 구체적으로 살펴보면 초등 고학년 시기의 학교적응 수준이 높을수록 중학생 시기까지의 학교적응 변화 폭은 작았으며( $B=-.58, p<.001$ ), 초등 고학년 시기에 비해 중학생 시기에 자아존중감 수준이 높아졌을 때 학교적응 수준도 높아졌다( $B=.26, p<.001$ ). 전과목 성적에 대해 초등 고학년 시기에 비해 중학생 시기에 더 높게 인식할 때( $B=.06, p<.001$ ), 초등 고학년 시기에 비해 중학생 시기에 학교폭력 피해경험이 감소하였을 때( $B=-.07, p<.01$ ) 긍정적 학교적응 변화 수준도 컸다. 설명변인의 영향력이 패널에 따라 차이가 있는지 살펴보기 위해 모형 2에서 상호작용항을 투입하였으나 유의하지 않았다. 즉, 초등 고학년부터 중학생 시기의 학교적응 변화 수준을 설명하는 요인은 1990년대생이 포함된 2006년 패널이나 2000년대생이 포함된 2015년 패널 간에 차이가 없었다.

<표 6> 초등학교에서 중학생 시기까지 학교적응수준 차이를 설명하는 요인

	모형 1		모형 2	
	B	(S.E.)	B	(S.E.)
초등 고학년 학교적응 수준	-.58	(.03)***	-.60	(.03)***
남자아동	-.002	(.02)	.001	(.02)
연령	-.01	(.01)	-.01	(.01)
자아존중감 차이	.26	(.02)***	.24	(.03)***
건강인식 차이	.02	(.01)	.02	(.01)
지속적 양부모가구	.06	(.04)	.07	(.04)
저소득 유입 가구	-.05	(.04)	-.05	(.04)
저소득 탈출 가구	-.02	(.04)	-.02	(.04)
지속적 저소득가구	-.03	(.03)	-.03	(.03)
부정적 양육행동 차이	-.01	(.02)	-.01	(.02)
전과목 성적 차이	.06	(.01)***	.05	(.02)**
전학경험 없음	.01	(.03)	.01	(.03)
학교폭력경험 수준 차이	-.07	(.02)**	-.05	(.03)
기간: 2015년 (vs. 2006년)	.12	(.02)***	.12	(.02)***
초등 고학년 학교적응수준 X 기간			.07	(.06)
자아존중감 차이 X 기간			.02	(.05)
전과목 성적 차이 X 기간			.03	(.02)
학교폭력경험 수준 차이 X 기간			-.08	(.05)
절편	1.88	(.17)***	1.96	(.19)***
N	880		880	
F	64.41***		50.45***	
Adj. R-squared	.50		.50	

\*\*\*  $p<.001$ ; \*\*  $p<.01$ ; \*  $p<.05$

## 제5절 결론 및 논의

본 연구는 1990년대생과 2000년대생 아동의 학교적응 수준에 차이가 있는지 그리고 이들의 학교적응 수준을 설명하는 요인의 영향력에 차이가 있는지 살펴보았다. 이를 위해 한국복지패널의 2006년 패널(2006년 초등학교 4, 5, 6학년; 2009년 중학교 1, 2, 3학년)과 2015년 패널(2015년 초등학교 4, 5, 6학년; 2018년 중학교 1, 2, 3학년)을 분석에 사용하였다. 주요 연구결과와 그에 따른 함의는 다음과 같다.

첫째, 모든 조건이 동일할 때 초등 고학년의 학교적응 수준은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 없었다. 이들의 학교적응 수준을 설명하는 요인으로 성별, 연령, 자아존중감, 건강인식, 성적, 학교폭력 피해경험이 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 아동개인요인과 학교요인이 학교적응에 유의한 영향력을 미친다는 기존 연구(김재엽 외, 2011; 양은별 외, 2015; 윤여진, 정인경, 2014; 원재순, 김진숙, 2016)와 일치한다. 그러나 가족요인을 밝힌 연구들(전병규, 오주리, 2015; 조운영, 2019)과 달리 학교적응에 미치는 가족요인의 영향력이 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 가족요인과 상관이 높은 다른 요인(예: 자아존중감, 건강인식, 성적; <표 3> 참고)으로 인해 가족요인의 영향력이 감소되었거나 가족요인이 아동개인요인과 성적을 완전매개하여 학교적응에 영향력을 미쳤기 때문일 수 있다.

둘째, 모든 조건이 동일할 때 중학생의 학교적응 수준은 2000년대생이 1990년대생에 비해 높았다. 중학생의 학교적응 수준을 설명하는 요인은 초등 고학년과 동일하게 성별, 자아존중감, 건강인식, 성적이었으며, 연령과 학교폭력 피해경험의 영향력이 유의하지 않은 점은 초등 고학년 결과와 달랐다. 연령효과가 나타나지 않은 것은 전환기에 있는 중학교 1학년이 중학생 집단에 포함되어 있는 것에서 기인할 수 있는데, 학교급의 전환은 아동에게 과제성취, 관계맺기, 행동조절의 차원에서 도전적인 상황이며(Longobardi, Prino, Marengo, & Settanni, 2016) 학교부적응으로 인한 학업중단이 모든 교급에서 1학년이 가장 많다는 사실(한국교육개발원, 2018)은 이를 증명한다. 이로 인해 연령이 높아질수록 학교적응 수준이 낮아지는 현상이 중학생 1, 2, 3학년을 한 집단으로 한 분석에서는 발견되지 않았을 수 있다.

초등 고학년과 달리 중학생에게서는 학교폭력 피해경험의 부정적 효과가 나타나지 않은 것은 중학생 시기의 학교폭력 피해경험이 초등 고학년에 비해 낮은 데에서 기인한 것일 수 있다. 2006년과 2015년 패널의 중학생 학교폭력 피해경험 평균은 각각 1.15, 1.10이었는데 이는 대부분 학생의 학교폭력 피해경험 수준이 '1: 전혀 없다'에 가깝다는 것을 의미한다. 아동종합실태조사의 학교폭력 피해경험 통계(양태정, 2019)는 조사가 시작한 2008년 이후로 초등 고학년에 비해 중학생 이상의 학교폭력 피해경험율이 낮아지는 점을 보여준다. 2006년과 2015년 패널 모두 중학생의 학교폭력 피해경험은 충분한 변량을 갖고 있지 않아 학교적응 수준을 유의하게 설명하지 못한 것이라 짐작할 수 있다.

개인요인, 가구특성, 학교요인을 모두 동일하게 조정하였을 때 2000년대생 중학생의 학교적응 수준이 1990년대생에 비해 높은 결과는 학교 제도와 사회적 변화에서 비롯되었을 수 있다. 고등학교의 서열화와 그에 따른 고교 입시과열(김경근 외, 2015; 허광영, 2018)로 인해 2000년대생 중학생의 학교적응 수준이 더 낮을 것이라 예상하였으나 동시에 학교체벌금지, 자유학기제 실시와 같은 일반적인 변화를 포함하여 학교폭력과 학교부적응 관련 대책과 같이 학교적응과 직접적으로 관련되어 있는 제도의 실시 및 확대는 2000년대생 중학생의 학교적응 수준을 높이는 방향으로 작용하였으리라 해석할 수 있다. 학교적응 수준의 차이 뿐만 아니라 학교적응을 설명하는 요인의 설명력도 두 집단 차이를 보였는데, 1990년대생은 학교적응이 좋다고 인식하더라도 학교적응 '중'과 '상' 집단에 분포되어 있는 것과 달리 2000년대생은 '상' 집단에 집중적으로 분포되어 있었다. 즉, 2000년대생은 성적과 학교적응의 일치 정도가 더 높았다. 이는 앞서 언

급하였던 고교 서열화로 인한 현상으로 해석할 수 있을 것이다. 이후 새롭게 구성되는 패널은 자사고·외국어고·국제고가 일반고로 전환되는 2025년 이후 중학생의 학교적응 수준에 성적이 미치는 영향력이 2006년 패널, 2015년 패널과 어떠한 차이를 보이는지 살펴볼 필요가 있을 것이다.

셋째, 초등 고학년 시기의 학교적응 수준을 비롯하여 모든 조건이 동일할 때 초등 고학년부터 중학생 시기까지의 긍정적 학교적응 변화 폭은 2000년대생이 1990년대생에 비해 컸다. 이는 초등 고학년의 학교적응 수준은 두 패널간 차이가 없었으나 중학생의 학교적응 수준은 2000년대생이 유의하게 높았던 위의 결과와 일맥상통한다. 초등 고학년 시기에 비해 자아존중감과 성적이 높아질 때, 학교폭력 피해경험이 감소할 때 긍정적 학교적응 변화 폭도 커지는 것으로 나타났다. 그러나 각 변화의 영향력은 1990년대생과 2000년대생 간에 차이가 없었다. 교급이 올라가면 학교적응 수준은 떨어진다는 기존 연구결과(최정미, 김미란, 2003)를 볼 때 초등 고학년부터 중학생 시기까지 학교적응 수준이 상승하는 정도에 영향을 미치는 요인을 살펴본 본 연구결과는 초등 고학년 수준 이상의 학교적응 수준을 유지하기 위해 집중적으로 다루어야 할 영역을 밝혔다는 점에서 의의가 있다.

주관적 평가로 인해 높았던 아동기의 자아존중감이 청소년기가 되면서 타인과의 비교를 통해 낮아지는 경향(송인섭, 2013)이 있다는 점을 고려할 때 초등 고학년 시기의 자아존중감 수준을 이후에도 유지하는 것은 성취하기 쉽지 않은 과업임을 보여준다. 자아존중감 향상을 목적으로 하는 프로그램의 운영을 고려할 수 있는데, 자아존중감 향상 프로그램 효과 메타분석 연구(이상정, 정익중, 2018)는 미술, 음악과 같은 예능 활동을 포함하는 프로그램이 그렇지 않은 프로그램에 비해 더 효과적이라는 점을 보여준다. 또한, 학업성적이 자아존중감에 미치는 영향력(곽수란, 이경호, 2019)과 청소년활동 참여도 자아존중감 향상에 효과적이라는 연구결과(송수지, 김정민, 2018)를 보았을 때 학업성취도를 높이기 위한 지원하거나 청소년활동 참여를 독려하는 개입도 고려할 수 있을 것이다.

본 연구는 연령과 시기와 상관없이 보편적이라 여겨지는 학교적응 설명변인의 영향력이 1990년대생과 2000년대생 간에 어떠한 차이가 있는지 살펴보았다. 그리고 이러한 차이가 연령에 따라(초등 고학년 vs. 중학생) 그리고 초등 고학년부터 중학생 시기까지의 변화에서도 나타나는지 살펴보았다. 1990년대생과 2000년대생의 학교적응 및 설명변인의 영향력을 비교하였다는 본 연구의 의의에도 본 연구에는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 본 연구는 분석에 투입되지 않았으나 집단 간 차이를 설명하는 요인으로 학교 제도와 인구사회학적 변화를 들었다. 그러나 1990년대생과 2000년대생이 경험하는 사회는 더욱 광범위한 차원에서 차이가 있기 때문에(예: 스마트폰, SNS 사용) 추후 연구에서는 두 집단이 경험했던 혹은 경험하고 있는 학교는 어떠한가 학교적응은 어떤 의미인지 질적 연구를 통하여 당사자가 학교적응에 영향을 미치는 환경이라고 인식하는 요인을 확인할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 척도는 4차례의 아동부가조사(1, 4, 10, 13차)에 공통으로 사용되고 있는 문항으로 구성하였기 때문에 신뢰도가 낮은 척도가 분석에 사용되기도 하였다. 일관적으로 수집된 자료를 분석에 사용하기 위한 차선택이었으나 신뢰도가 낮은 척도가 포함된 경우도 있는 만큼 추후 연구에서는 신뢰도가 일정 수준 이상인 척도를 사용하여 연구결과를 재검토할 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 초등 고학년부터 중학생 시기까지의 학교적응 변화에 영향을 미치는 요인을 살펴보았으나 학교적응의 변화 궤적을 좀 더 면밀하게 살펴보기 위해서는 고등학생 시기의 학교적응도 분석에 포함할 필요가 있다. 2021년에 고등학생인 2015년 패널의 자료수집이 완료되면 추후 연구에서는 고등학생 집단까지 포함하여 2005년 패널과 2015년 패널의 학교적응과 이에 미치는 영향력을 비교분석하여야 할 것이다.

## 참고문헌

- 곽수란, 이경호(2019). 아동·청소년의 학업성적과 자존감이 우울감과 행복감에 미치는 영향. *청소년학연구*, 26(12), 177-199.
- 구장희, 안도희 (2017). 청소년의 낙관주의, 관계성, 대처양식 및 학교적응간의 관계: 학교급별 비교. *교육문화연구*, 23(1), 147-174.
- 김경근, 조상식, 전은희, 김유현(2015). 초중등교육 정상화를 위한 고교체제 개편방안 연구. 서울특별시교육연구정보원: 2015 교육정책 연구과제 연구보고서.
- 김성화 (2015). 중학생의 또래관계의 질과 학교적응의 관계에서 회복탄력성의 매개효과. 석사학위논문. 아주대학교.
- 김재엽, 장용언, 민지아(2011). 학교폭력 피해경험이 청소년의 학교적응에 미치는 영향; 부모-자녀 의사소통의 조절효과. *청소년학연구*, 18(7), 209-234.
- 박병선, 배성우, 박경진, 서미경, 김혜지 (2017). 청소년의 또래애착, 사회적 위축, 우울, 학교생활적응 간의 구조적 관계분석. *보건사회연구*, 37(2), 72-101.
- 박새와 (2012). 청소년의 문제행동에 영향을 미치는 일상적 스트레스와 자아탄력성, 희망감 및 사회적지지와의 관계. 석사학위논문. 이화여자대학교.
- 박영진 (2019). 개인, 가족, 사회변인이 초등학생의 학교적응에 미치는 설명력. *아동교육*, 28(1), 39-57.
- 박현선 (1998). 빈곤청소년의 학교적응유연성. 박사학위논문. 서울대학교.
- 서울아동패널 (2005). 서울 아동발달 및 복지실태조사 설문지. 서울대학교 사회과학연구원, [www.childpanel.com](http://www.childpanel.com).
- 성윤희, 정주리 (2019). 가부장적 가정환경이 남성의 우울에 미치는 영향: 성차별적 인식과 남성 성역할 갈등의 매개 효과. *아시아교육연구*, 20(2), 547-567.
- 소선숙, 김청송 (2016). 청소년의 심리적 안녕감과 학교적응의 보호요인 및 위험요인 연구. *청소년학연구*, 23(7), 375-400.
- 송수지, 김정민(2018). 중학생의 청소년활동 참여도가 자아존중감을 매개로 진로성숙도에 미치는 영향. *학습자중심교과교육연구*, 18(4), 169-184.
- 송인섭 (2013). 자아개념. 서울: 학지사
- 양은별, 김태우, 박은혜, 이소연, 정익중(2015). 청소년의 학교적응에 영향을 미치는 요인: 일반청소년 및 가정외보호청소년 비교를 중심으로. *학교사회복지*, 31, 311-331.
- 양태정(2019). 학교폭력 관련 통계. *교육정책포럼*, 318. <https://kess.kedi.re.kr/post/6689953>
- 유지희, 한창근 (2017). 아동의 비만이 학교적응에 미치는 영향: 위축의 매개효과를 중심으로. *한국아동복지학*, 59, 59-86.
- 윤여진, 정인경 (2014). 경기 일부 지역 중학생의 학업스트레스와 학업소진의 관계에서 학업적 자기효능감

- 의 매개효과. 한국지역사회생활과학회지, 25(2), 219-232.
- 이상균(1999). 학교에서의 또래 폭력에 영향을 미치는 요인. 박사학위논문. 서울대학교.
- 이상정, 정의중 (2018). 아동 자아존중감 향상 프로그램에 관한 메타분석. 보건사회연구, 38(3), 45-74.
- 이상직, 전영우, 정우연, 한신갑 (2016). 남녀 중학생의 학업성적과 사회적 관계, 그리고 행복감. 한국교육사회학연구, 26(1), 121-154.
- 이용택, 주현주, 유난영 (2014). 청소년의 전학경험과 학교생활부적응의 관계에서 우울·불안의 매개효과. 청소년문화포럼, 39, 92-113.
- 이자형 (2017). 교사들의 시선에서 본 학교부적응에 관한 연구. 한국교원교육연구, 34(3), 109-138.
- 전병규, 오주리(2015). 아동이 지각한 부모간 갈등이 학교부적응에 미치는 영향: 정서지능의 중재효과를 중심으로. 정서행동장애연구, 31(2), 571-589.
- 조윤영 (2019). 자기회귀 교차지연 모형을 적용한 부모의 방임과 학대, 학교적응, 청소년 비행간 종단관계 검증. 청소년문화포럼, 58, 145-172.
- 최정미, 김미란 (2003). 청소년의 친구관계 특성과 만족도 및 자아존중감에 관한 연구. 청소년학연구, 10(3), 373-394.
- 통계청(n.d.). 2019년 출생통계. [https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx\\_cd=1428](https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=1428)
- 통계청(n.d.). 인구동향조사. [http://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx\\_cd=2917&stts\\_cd=291702](http://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=2917&stts_cd=291702)
- 통계청(n.d.). 초·중고 사교육비조사 결과. [https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx\\_cd=2697](https://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=2697)
- 한국교육개발원 (2018). 교육통계분석자료집: 유·초·중등교육통계편.
- 한국교육개발원 (n.d.). 연도별 학업중단률. [kess.kedi.re.kr](http://kess.kedi.re.kr).
- 한국청소년패널조사(2006). “한국청소년패널조사” 설문지. 한국청소년정책연구원. [www.nypi.re.kr](http://www.nypi.re.kr)
- 허광영 (2018). 중학생의 진학 고등학교 유형 결정요인 변화 분석: 서울교육종단연구를 중심으로. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 황인희 (2006). 정서인식의 정도, 정서조절양식이 중학생의 학교적응에 미치는 영향. 석사학위논문. 연세대학교.
- 황중호, 이향숙, 유숙경, 장성화(2017). 초등학생의 부모애착, 또래관계가 학교생활적응에 미치는 영향. 아동교육, 26(2), 407-424.
- Crone, E., & Dahl, R. (2012). Understanding adolescence as a period of social-affective engagement and goal flexibility. *Nature Reviews Neuroscience*, 13(9), 636-650.
- Currie, C., Zanotti, C., Morgan, A., Currie, D., de Looze, M., Roberts, C., Samdal, O., Smith, O. R. F., & Barnekow, V. (2012). Social determinants of health and well-being among young people. Health behaviour in school-aged children (HBSC) study: International report from the 2009/2010 survey

- Longobardi, C., Prino, L. E., Marengo, D., & Settanni, M. (2016). Student-teacher relationships as a protective factor for school adjustment during the transition from middle to high school. *Frontiers in Psychology, 7*, 1-9.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-esteem*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Woolley, M. E., & Grogan-Kaylor, A. (2006). Protective family factors in the context of neighborhood: Promoting positive school outcomes. *Family Relations, 55*(1), 93-104.





# 아동 및 청소년의 행동평가척도(K-CBCL)의 5가지 하위 개념(우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성) 각각의 변화궤적 유형 확인

Classifying the Five Sub-Concepts Trajectories of the Child Behavioral Checklist

유창민(한남대학교)

본 연구는 우리나라 아동청소년의 행동평가척도(Child Behavioral Checklist: CBCL) 하위 개념인 우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성 각각의 변화궤적이 단 한 개의 유형으로 나타나는지 아니면 다양한 잠재 유형으로 나타나는지 탐색적으로 확인해보는 데 목적이 있다. 이를 위해서 한국복지패널의 아동부가 조사자료 1차 조사(복지패널 1차), 2차 조사(복지패널 4차), 3차 조사(복지패널 7차) 자료를 활용하였고, 본 연구에 최종적으로 사용된 연구참여자 수는 747명이다. 주요 연구문제를 분석하기 위해서 잠재계층성장분석을 적용하였다. 그 결과 우리나라 아동·청소년의 우울 및 불안 궤적의 잠재계층은 4개의 집단(고수준 우울 및 불안 유지집단, 고수준 우울 및 불안 감소집단, 저수준 우울 및 불안 유지집단, 저수준 우울 및 불안 증가집단), 주의집중 궤적의 잠재계층은 2개 집단(저수준 주의집중 유지집단, 고수준 주의집중 유지집단), 위축 궤적의 잠재계층은 2개 집단(저수준 위축 유지집단, 고수준 위축 유지집단), 비행 궤적의 잠재계층은 2개 집단(저수준 비행 빠른 증가집단, 저수준 비행 감소집단), 그리고 공격 궤적의 잠재계층은 3개 집단(저수준 공격 감소집단, 고수준 공격 빠른 감소집단, 중간수준 공격 빠른 증가집단)으로 구분되었다. 이러한 연구결과를 바탕으로 아동청소년의 심리사회적정서 및 행동 영역의 건강한 발달을 위한 함의와 제언을 논의하였다.

## 제1절 서론

### 1. 연구의 배경 및 필요성

아동 및 청소년기는 신체, 심리, 인지, 그리고 사회적 발달영역에서 모두 급격하게 변화하는 시기이다. 다양한 학자들은 인간의 발달에 대해 얘기하면서 아동청소년기의 중요성을 강조하였다(강상경, 유창민, 전해숙, 2021). 구체적으로 에릭슨은 아동 및 청소년기에 정체감을 성취하는 심리사회적 발달의 중요성을 강조했고, 피아제는 이 시기에 구체적 및 형식적 인지발달이 이루어지는 중요한 시기로 보았다(강상경, 유창민, 전해숙, 2021). 따라서 아동 및 청소년기는 이러한 다양한 발달영역이 잘 기능하고 성장할 수 있도록 필요한 발달과업을 성취해 나가는 시기이다. 그러나 이때 필요한 발달과업을 잘 성취한다면 좋겠지만 개인 및 환경적 요인으로 인해 발달과업을 성취하지 못하는 경우도 발생하게 된다. 이럴 때 아동 및 청소년들은 스트레스와 불안을 느끼고 정서적으로 불안정하게 될 수 있다(강상경, 유창민, 전해숙, 2021). 그리고 이러한 스트레스와 불안에 따른 반응으로 정서적 반응 또는 행동적 반응이 나타날 수 있는데 이를 '내재화' 또는 '외현화' 등으로 얘기를 한다. Achenbach (1991)에 의하면 내재화란 소극적이고 사회적으로 내재

화되어 과잉 통제된 상태를 의미하는 것으로써 불안, 우울, 사회적 위축 등의 증상을 포함한다. 반면, 외현화는 감정이나 행동의 적절한 억제가 결여되어 과소 통제된 상태를 의미하는 것으로써 공격성, 과잉행동 등의 증상을 포함한다(오경자·김영아·하은혜·이혜련·홍강의, 2010).

정서적으로 민감한 시기에 불안과 분노에 대한 표현으로써 나타나는 내재화와 외현화는 아동·청소년들이 스트레스에 대한 가장 흔한 정서적·행동적 반응 중 하나이고, 실제 많은 연구들에서 아동·청소년이 나타내는 대표적인 반응으로 선택하여 사용하고 있다(유창민·강상경·김성용, 2014; 이영애·정현희, 2015). 또한 다양한 선행연구들에서 내재화·외현화에 해당하는 우울, 불안, 분노와 공격적 행동을 '문제행동'으로 보기도 하지만 다른 관점에서 '대처의 한 유형'으로 분류하고 연구의 주요 변인으로 활용하기도 한다(유창민·강상경·김성용, 2014; Yoo, 2019). 이처럼 아동·청소년기의 내재화와 외현화에 대해 관심을 많이 두는 것은 이러한 정서적·행동적 반응이 아동·청소년들의 심리사회적 적응에도 영향을 줄 수 있기 때문이다. Yoo(2019)는 다차원 스트레스 대처모형을 검증하는 연구를 하면서 청소년들이 스트레스를 대처하는 과정에서 사용하는 대처의 유형(정서적, 행동적, 문제중심적)에 따라서 그 적응결과가 달라질 수 있음을 확인하였다. 따라서 아동 및 청소년들의 긍정적인고 건강한 적응과 발달을 위해서는 그 중간의 매개과정인 내재화와 외현화에 대한 연구가 중요하다.

이에 따라서 아동·청소년의 내재화 및 외현화에 대해 측정하기 위한 다양한 도구가 검증되고 발전되었다. 그중에서 가장 많이 사용되는 대표적인 측정도구는 Child Behavior Checklist (CBCL)이다. CBCL은 Achenbach(1991)에 의해 개발한 것으로 아동 및 청소년의 심리적 문제와 행동적 문제를 측정하기 위해서 사용하고 있다. 국내에서는 오경자 외(1998)가 번안 및 표준화한 K-CBCL을 많이 사용하고 있다. 구체적으로 이영애와 정현희(2015)는 중학교 2학년부터 고등학교 1학년까지 내재화 및 외현화 문제행동에 대한 변화궤적을 살펴보았다. 그 결과 시간이 지날수록 내재화 및 외현화 문제행동이 점차 감소하는 궤적인 것을 확인하였다. 좌현숙(2017)은 청소년의 내재화 문제 위험요인에 대한 연구들을 분석해서 종합적인 결과를 제시하는 메타분석을 실시하였다. 그 결과 청소년의 내재화 문제와 관련한 위험요인이 무엇이고 그러한 요인들의 효과크기는 어떠한지 확인하였다. 이러한 연구들은 우리나라 아동 및 청소년의 정서와 행동에 대해 횡단 및 종단분석을 함으로써 중요한 위험요인과 보호요인을 확인하고, 내재화와 외현화가 시간이 지남에 따라서 어떻게 변화하는지 그 궤적을 확인했다는 점에서 의의가 있다. 그러나 이러한 연구는 한 시점을 선택하여 분석하는 횡단분석이거나 또는 시간의 흐름에 따른 변화를 확인하는 종단분석일지라도 하나의 모집단에 대한 모수치를 추정함으로써 발견될 수 있는 다양한 잠재집단은 확인하지 못했다는 한계가 있다. 그러나 아동 및 청소년의 심리와 행동적 상태는 단순히 하나의 형태만 보이는 것이 아니라 다양한 잠재계층을 보일 수 있고, 만일 다양한 잠재계층이 확인된다면 각 계층의 특성을 고려한 개입이 이루어져야 한다. 무엇보다 기존의 연구들은 CBCL척도를 활용하면서 대부분 내재화 및 외현화로만 구분을 하였으나, 실제 CBCL척도는 보다 다양한 하위개념들(우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격 등)을 포함하고 있다.

따라서 본 연구에서는 아동 및 청소년의 심리와 행동적 상태를 측정하는 CBCL의 5가지 하위개념(우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격)들 각각의 종단적 변화궤적을 확인함과 동시에 이러한 변화궤적 자체가 다양한 유형으로 구분될 수 있는지 확인하고자 한다.

## 2. 연구문제

이 연구는 우리나라 아동 및 청소년의 CBCL 각 하위개념별 변화궤적 유형이 어떤지 살펴보는 데 목적이 있다. 이러한 연구목적을 달성하기 위해서 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

연구문제1: 아동·청소년의 우울 및 불안 궤적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

연구문제2: 아동·청소년의 주의집중 궤적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

연구문제3: 아동·청소년의 위축 궤적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

연구문제4: 아동·청소년의 비행 궤적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

연구문제5: 아동·청소년의 공격성 궤적 변화유형은 어떻게 나타나는가?

## 제2절 선행연구 고찰

CBCL은 만 4세에서부터 18세까지의 아동·청소년의 정서, 행동, 사회적 적응 등의 어려움을 양육자나 주변의 교사 등의 성인들이 쉽고 빠르게 평가해볼 수 있는 행동평가척도이다(오경자 외, 2010). 이 척도는 Achenbach(1991)에 의해 개발이 되었고 미국에서 주로 사용되는 CBCL 4-18의 형태가 이후 국내에서는 오경자 외(1998)가 번안 및 표준화한 K-CBCL 6-18의 형태를 많이 사용하고 있다.

이 외에도 CBCL은 아동의 연령대와 측정 주체 (부모, 교사, 자기보고식)에 따라서 다양한 평가체계로 확장되었다. 구체적으로 5세부터 18세의 아동·청소년을 교사가 평가하는 'Teachers Report Form: TRF', 11세부터 18세 청소년을 위한 'Youth Self Report: YSR', 학령기 아동의 행동을 10분간 관찰한 후 관찰자가 작성하는 'Direct Observation Form: DOF' 등이 있다.

CBCL은 한국어 외에도 프랑스어, 독일어, 이탈리아어, 중국어, 히브리어 등 다양한 국가의 언어로 번역되어 사용되고 있기 때문에 국가간 비교에도 용이하다는 장점이 있다. CBCL의 척도 중 문제행동과 내재화, 그리고 외현화 총점 척도의 경우 T점수가 64점 보다 높을 경우에는 임상 범위로 판단하고, T점수가 60~63에 있으면 준임상범위로 판단하며, 그리고 T점수 60보다 작을 경우 정상범위로 판단하게 된다(오경자, 김영아, 2010). 또한 CBCL은 다른 척도와 비교할 때 아동·청소년의 심리정서와 부적응행동을 더 잘 예측하는 것으로 알려져 있다(Roza, Hofstra, Ende & Verhulst, 2003). Roza 외(2003)에 따르면 아동의 우울과 불안을 예측하는 비율이 Beck Depression Inventory 등의 척도보다 CBCL 척도가 더 잘 예측하는 것으로 나타났다.

K-CBCL은 10개의 소척도로 구성되어 있는데, 구체적으로 위축, 신체증상, 불안/우울, 사회적 미성숙, 사고의 문제, 주의집중 문제, 비행, 공격성, 성문제, 정서불안정 등이다. 그런데 이러한 소척도를 크게 내재화와 외현화라는 두 개의 개념으로 범주화하여 주로 연구가 많이 진행이 되었다. 내재화란 소극적이고 사회적으로 지나치게 통제가 된 상태를 의미하며 대표적으로 불안, 우울, 사회적 위축 등의 증상을 의미한다. 반면 외현화란 감정과 행동 영역의 표출에 대한 적절한 억제가 되지 않고 과소 통제되는 상태를 뜻하는 것으로, 공격성과 과잉행동의 증상을 포함한다(Achenbach, 1991). 일반적으로 사람은 살아가면서 우울하거나 불안할 수 있고 분노를 경험하게 되며 이러한 정서적 감정을 경험하고 적절하게 표출하는 것은 자연스럽게 긴장을 해소하는 데 도움이 될 수 있다. 실제로 언어의 공격적 표현이 삶의 만족도와 긍정적 관계에 있다는 연구결과도 있다(서수균, 2012). 그러나 문제는 이러한 분노가 적절하게 표현되지 않고 공격

적이고 과잉 행동적으로 표출될 때이다. 다양한 선행연구에서 외현화 행동의 부정적인 측면에 대해 보고하고 있고(Hildingh & Baigi, 2010), 이러한 행동이 성인이 되어서도 지속적으로 영향을 주어 만성적인 심리사회적 어려움을 겪을 수 있다고 보고된다(Fanti & Henrich, 2010). 이러한 내재화 및 외현화 행동은 청소년 시기에 많이 나타나게 된다. 이것은 청소년기가 아동기에서 성인기로 넘어가는 과도기로서 다양한 발달과업에 직면함으로써 받는 압박(임인섭, 2012)이 있는 시기이고, 또한 청소년기는 감정 등에 영향을 주는 전두엽의 발달이 미숙하여 정서를 조절하는데에 어려움을 겪을 수 있기 때문이다(Yap, Allen, & Ladouceur, 2008).

이에 따라서 아동과 청소년의 내재화와 외현화에 관한 연구가 많이 진행되었다. Yoo(2019)는 다차원 스트레스 대처모형을 검증하는 연구를 하면서 청소년들이 스트레스를 대처하는 과정에서 어떠한 유형의 대처반응(정서적, 행동적, 문제중심적)을 하는지에 따라서 그 적응 결과가 달라질 수 있음을 확인하였다. 구체적으로 청소년들이 스트레스에 대해 정서적으로 반응하면 정신건강에 부정적인 영향을 준 반면, 문제중심적인 반응을 하면 정신건강에 긍정적 영향을 주었다. 또한 외현화 반응을 한 경우는 긍정적 또는 부정적 반응이 섞여 있을 것으로 예상되었다. 이영애와 정현희(2015)는 중학교 2학년부터 고등학교 1학년까지 내재화 및 외현화 문제행동에 대한 변화궤적을 살펴보았다. 그 결과 시간이 지날수록 내재화 및 외현화 문제행동이 점차 감소하는 궤적인 것을 확인하였다. 좌현숙(2017)은 청소년의 내재화 문제 위험요인에 대한 연구들을 분석해서 종합적인 결과를 제시하는 메타분석을 실시하였다. 그 결과 청소년의 내재화 문제와 관련한 위험요인이 무엇이고 그러한 요인들의 효과크기는 어떠한지 확인하였다. 이러한 연구들은 우리나라 아동 및 청소년의 정서와 행동에 대해 횡단 및 종단분석을 함으로써 중요한 위험요인과 보호요인을 확인하고, 내재화와 외현화가 시간이 지남에 따라서 어떻게 변화하는지 그 궤적을 확인했다는 점에서 의의가 있다. 하여진(2018)은 한국아동패널 연구자료를 활용해서 유아들의 문제행동 양상에 따른 하위집단을 분석한 결과, 저위험집단, 외현화 집단, 내재화집단, 그리고 고위험 집단 등으로 구분되는 것을 확인하였다. 민원홍과 손선옥(2018)은 우리나라 청소년들의 사회적 위축이 시간이 지남에 따라서 어떻게 변화하는지 확인하였다. 그 결과, 중학교 1학년에서 고등학교 1학년까지 시간이 지날수록 사회적 위축이 점차 증가하는 것으로 나타났고, 이러한 궤적이 부모의 지도감독 수준에 따라서 달라지는 것을 확인하였다.

이러한 연구들은 모두 CBCL에 해당하는 내재화와 외현화에 대한 변화궤적이냐 매개 또는 조절요인의 역할을 살펴보았다. 그리고 대부분의 연구는 하나의 모집단을 가정하고 해당 모집단의 모수치를 추정하는 것으로 하였다. 하여진(2018)의 연구는 하나의 모수치만 있을 것으로 가정하지 않고 다양한 하위 잠재유형이 있을 것으로 가정하여 분석하였지만, 이 연구는 한 시점을 대상으로 한 횡단분석이라는 한계가 있다. 또한 기존의 연구들은 '내재화'와 '외현화'라는 큰 두 개의 범주를 주요 변수로 활용하였지만, CBCL은 다양한 하위개념들로 구분이 될 수 있다. 이에 따라서 본 연구는 CBCL의 하위개념인 우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성 5가지의 개념 각각의 변화궤적을 살펴봄과 동시에 이러한 변화궤적이 하나의 모수치만을 나타내지 않고 다양한 잠재계층이 있을 수 있음을 가정하여 이를 확인하고자 한다.

## 제3절 연구방법

### 1. 연구대상 및 분석자료

이 연구의 주요한 연구목적은 다루기 위해서 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 자료 중 아동부가조사자료를 사용하였다. 한국복지패널은 전국을 대표할 수 있는 종단조사로서, 2006년부터 1차 조사가 진행되었다. 표본의 대표성을 확보하기 위해 소득 계층별로 중위소득 60% 이하인 저소득층 (3,500가구)와 중위소득 60%를 초과하는 일반 가구 (3,500가구)로 구분하여 추출하였고, 조사방법은 조사원이 가구를 방문하여 응답자가 응답한 것을 조사원이 기록하는 직접면접조사 형식으로 수행되었다.

본 연구는 한국복지패널의 부가조사 중 아동부가조사자료를 활용하였다. 아동부가조사는 2006년에 1차로 조사가 되었고, 2009년에 2차로 조사가 되었으며, 그리고 2012년에 3차로 조사가 진행되었다. 한국복지패널의 차수로는 1차, 4차, 그리고 7차에 해당한다. 이후 아동부가조사자료는 2015년부터 새로운 표본을 대상으로 조사가 진행되고 있다. 1차 조사(복지패널 1차)는 2006년 기준으로 초등학교 4, 5, 6학년에 재학 중인 아동으로 총 759명, 2차 조사(복지패널 4차)는 2009년 기준으로 중학교 1, 2, 3학년의 아동 총 608명, 3차 조사(복지패널 7차)는 1차, 2차 조사 응답자를 대상으로 하되, 학교에 다니지 않는 경우도 포함하여 조사를 하였고 총 512명이다. 본 연구는 종단분석으로 연구가 설계되었기 때문에 아동부가조사자료 1차 조사(복지패널 1차), 2차 조사(복지패널 4차), 3차 조사(복지패널 7차) 자료를 활용하였다. 본 연구에 최종적으로 사용된 연구참여자 수는 747명이다.

### 2. 측정도구

본 연구의 주요변수는 아동부가조사자료에서 사용된 아동·청소년의 생각 및 행동이다. 아동의 생각 및 행동에 대한 척도는 Achenbach(1991)가 정립하고 오경자 외(1998)가 번안한 개념인 Child Behavior Checklist (K-CBCL)을 사용하였다. 이 척도는 아동의 우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격성에 대해서 측정할 수 있는 문항을 가지고 있고, 각 문항은 (1) 전혀 아니다, (2) 그런 편이다, (3) 자주 그렇다 의 3점 척도로 측정되었다.

먼저 우울 및 불안의 경우 외롭다고 불평한다, 잘 운다, 불행하다고 생각하거나 슬퍼하고 우울해 한다 등 총 13개 문항이다(1차년도에 조사가 제외된 1문항은 제외하였다). 따라서 총점이 높을수록 우울 및 불안 수준이 높음을 의미한다. 내적신뢰도 값은 0.796, 0.859, 0.849로 나타났다.

주의집중의 경우 집중력이 없고 어떤 일에 오래 주의를 기울이지 못한다, 가만히 앉아 있지 못하고 안절부절하며 지나치게 많이 움직인다 등 총 11개 문항이다. 따라서 총점이 높을수록 주의집중 수준이 낮음을 의미한다. 내적신뢰도 값은 0.752, 0.823, 0.852로 나타났다.

위축의 경우 말을 하지 않으려 한다, 숨기는 것이 많고 남에게 속을 털어 놓지 않는다, 불행하다고 생각하거나 슬퍼하고 우울해 한다, 위축되서 남들과 어울리지 않으려고 한다 등의 총 9개 문항으로 측정되었고, 총점이 높을수록 위축수준이 높음을 의미한다. 내적신뢰도 값은 0.757, 0.783, 0.802로 나타났다.

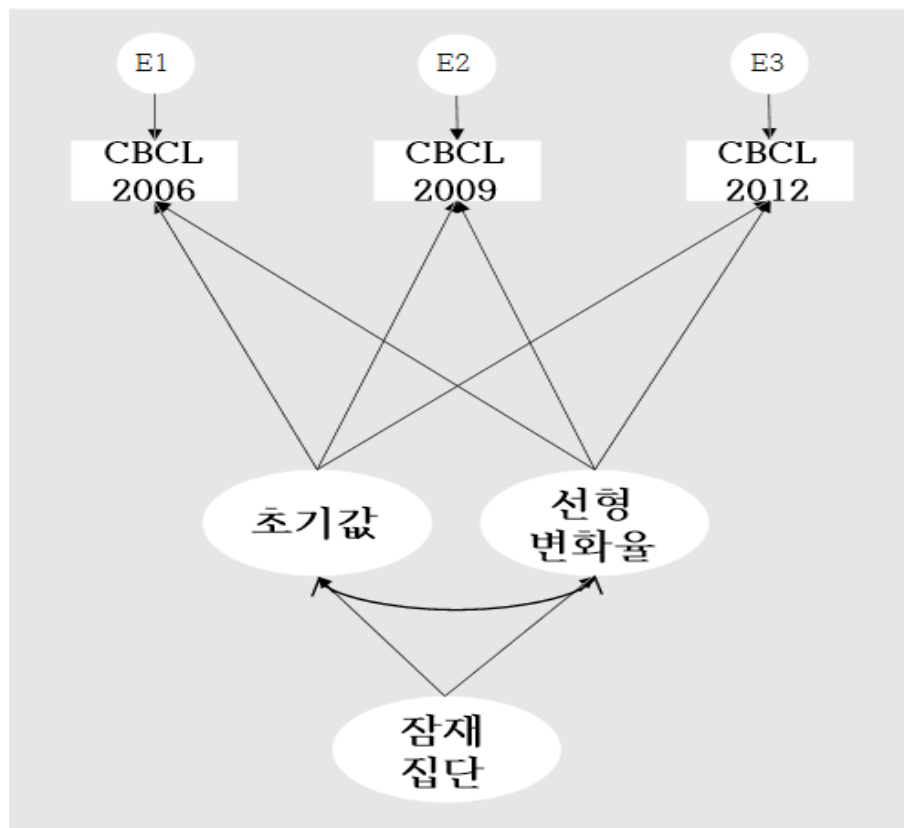
비행의 경우 나쁜 일을 저지르고도 아무렇지 않게 생각한다, 나쁜 친구들과 어울려 다닌다 등의 12문항으로 측정되었고, 점수가 높을수록 비행수준이 높음을 의미한다. 내적신뢰도 값은 0.549, 0.619, 0.811로 나타났다.

마지막으로 공격성의 경우 동물을 잔인하게 다룬다, 내 물건을 부순다, 가족이나 다른 아이의 물건을 부순다, 자주 싸운다, 남을 위협한다 등의 총 19문항으로 측정되었고, 점수가 높을수록 공격수준이 높음을 의미한다. 내적신뢰도 값은 0.840, 0.839, 0.878로 나타났다.

### 3. 연구모형 및 분석방법

연구의 주요 문제인 ‘아동 및 청소년의 행동평가척도 하위개념의 변화 유형’을 확인하기 위해서 잠재계층성장분석(Latent Class Growth Analysis: LCGA)을 활용하였다. LCGA는 잠재성장모형을 분석함과 동시에 변화궤적의 다양한 유형을 확인하는 방법이다 ( [그림 1] 참조).

[그림 1] 잠재계층성장분석 모형



잠재계층의 수는 정보지수, 분류의 질, 집단의 최소 비율, 해석 가능성 정도 등을 종합적으로 고려하여 결정하게 된다. 구체적으로 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)의 경우 그 수치가 작아질수록 모형이 더 좋은 것으로 판단한다(Muthén & Shedden, 1999).

$$AIC = -2\ln(L) + 2p$$

$$BIC = -2\ln(L) + p[\ln(n)]$$

Entropy 지수의 경우 분류가 질적으로 얼마나 좋은지를 확인하고, 그 수치가 0 ~ 1의 값을 가지게 되는데 이때 1에 가까울수록 분류의 질이 좋음을 의미한다(Clark, 2010). 잠재계층의 수가 k개인 경우와 k-1개인 경우를 비교하는 모형비교 검증을 하는데, 이를 위해서 Lo Mendell Rubinadjusted Likelihood Ratio Test(LMR-LRT)와 Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test(BLRT) 지수를 사용한다. 이때 p-value 값이 유의하지 않으면 k개의 집단 수를 갖는 모형보다 k-1개의 집단 수를 갖는 모형이 더 좋은 모형이라

고 판단한다. 잠재계층의 표본 대비 최소비율도 함께 확인해야 한다. Jung과 Wickrama(2008)는 표본 대비 최소비율이 5%보다 높아야 한다고 했지만, Nooner 외(2010)는 표본 대비 최소비율이 1%보다 높으면 유의미한 잠재계층이라고 보았다. 따라서 이러한 다양한 지수를 고려한 이후에 최종 잠재계층의 수를 결정하게 된다(Nylund et al., 2007).

본 연구는 결측값을 다루기 위해서 완전정보최대우도(full information maximum likelihood) 방식을 사용하였고, 잠재계층성장분석을 위해서 Mplus 7.0 통계패키지를 사용하였다.

## 제4절 연구결과

### 1. CBCL 변화에 따른 잠재집단 분류

CBCL 하위개념별 종단적 잠재 변화유형의 수를 확인하기 위해서 잠재계층성장분석을 하였다. 이를 위해서 잠재계층의 예상 수를 하나씩 증가시키면서 모형 적합도를 비교하였다(표 1 참고).

먼저 우울 및 불안의 경우, 잠재계층의 수가 4개가 될 때까지 AIC값과 BIC값이 모두 감소하였고 잠재계층의 수가 5개가 될 때에는 AIC값과 BIC값 모두 증가하였다. LMR-LRT 검증에서 잠재계층의 수가 4개일 때만 유의미하게 나왔고 나머지 모형에서는 유의미하지 않았다. Entropy값 역시 잠재계층의 수가 4개인 경우에도 1에 근사하게 나타나서 나쁘지 않은 값을 보였다. 그러나 잠재계층의 수가 5개인 경우 Entropy값이 0.705로 가장 낮은 값을 나타내었다. 이처럼 다양한 적합도 비교지수 및 사례 수의 적절성(Nooner 외, 2010) 등 종합적으로 고려하여 잠재계층의 수가 4개인 모형을 최적의 모형으로 판단하였다.

다음으로 주의, 위축, 비행의 경우, 잠재계층의 수가 2개가 될 때까지 AIC값과 BIC값이 모두 감소하였고, LMR-LRT 검증에서 잠재계층의 수가 2개일 때만 유의미하게 나왔고 나머지 모형에서는 유의미하지 않았다. Entropy값 역시 잠재계층의 수가 2개인 경우에도 1에 근사하게 나타나서 나쁘지 않은 값을 보였다. 이처럼 다양한 적합도 비교지수 및 사례 수의 적절성(Nooner 외, 2010) 등 종합적으로 고려하여 주의, 위축, 비행의 경우 모두 잠재계층의 수가 2개인 모형을 최적의 모형으로 판단하였다.

마지막으로 공격의 경우, 잠재계층의 수가 4개가 될 때까지 AIC값과 BIC값이 모두 감소하였고, LMR-LRT 검증에서 잠재계층의 수가 4개일 때까지 모두 유의미하게 나왔으며, Entropy값 역시 잠재계층의 수가 4개인 경우에도 1에 근사하게 나타나서 나쁘지 않은 값을 보였다. 그러나 잠재계층의 수가 4개인 경우 집단 3의 사례 수가 6명(0.8%)으로 매우 작게 나왔다. 이러한 다양한 적합도 비교지수 및 사례 수의 적절성(Nooner 외, 2010) 등 종합적으로 고려하여 잠재계층의 수가 3개인 모형을 최적의 모형으로 판단하였다.

〈표 1〉 잠재집단 모형의 적합도 비교

계층	AIC	BIC	Adjusted BIC	LMRT p-value	Entropy	계층별 사례 수와 비율				
						1	2	3	4	5
우울 및 불안										
1	10093.065	10116.146	10100.269	-	-	747 (100%)				
2	9744.626	9781.554	9756.151	0.0000	0.879	74 (9.9%)	673 (90.1%)			
3	9666.156	9716.933	9682.004	0.7348	0.879	66 (8.8%)	42 (5.6%)	639 (85.6%)		
4	9554.209	9618.834	9574.379	0.0037	0.850	27 (3.6%)	90 (12.1%)	589 (78.8%)	41 (5.5%)	
5	9560.204	9638.677	9584.696	0.8770	0.705	93 (12.4%)	27 (3.6%)	0 (0%)	45 (6.1%)	582 (77.9%)
주의집중										
1	9889.309	9912.389	9896.512	-	-	747 (100%)				
2	9590.144	9627.073	9601.670	0.0007	0.810	111 (14.9%)	636 (85.1%)			
3	9515.975	9566.752	9531.823	0.7348	0.811	89 (11.9%)	608 (81.4%)	50 (6.7%)		
위축										
1	8998.920	9022.000	9006.123	-	-	747 (100%)				
2	8665.763	8702.691	8677.288	0.0037	0.886	666 (89.2%)	81 (10.8%)			
3	8560.935	8611.712	8576.783	0.0627	0.863	44 (5.9%)	62 (8.3%)	641 (85.8%)		
비행										
1	7099.043	7122.123	7106.247	-	-	747 (100%)				
2	6679.907	6716.836	6691.433	0.0430	0.933	23 (3.1%)	724 (96.9%)			
3	6518.969	6569.746	6534.817	0.1955	0.930	696 (93.2%)	21 (2.8%)	30 (4.0%)		
공격										
1	10470.265	10493.346	10477.469	-	-	747 (100%)				
2	10127.707	10164.635	10139.232	0.0042	0.900	704 (94.2%)	43 (5.8%)			
3	9955.275	10006.051	9971.122	0.0041	0.888	642 (85.9%)	73 (9.8%)	32 (4.3%)		
4	9877.512	9942.137	9897.682	0.0037	0.875	625 (83.7%)	74 (9.9%)	6 (0.8%)	42 (5.6%)	



## 2. CBCL 하위개념별 잠재집단의 변화유형

CBCL 하위개념별로 확정된 잠재계층모형의 변화유형은 다음과 같다.

먼저 (1) 우울 및 불안의 경우, 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 27명으로 연구대상자의 3.6%가 속하고 있다. 계층 1의 우울 및 불안 초기값은 14.347( $p < 0.001$ )이고 변화율은  $-0.376$ ( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 높은 우울 및 불안 수준을 보였고 이후 6년 동안 지속적으로 우울 및 불안이 감소하였지만 유의미한 감소는 아니었으며 2012년도에 가장 높은 우울 및 불안 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 1을 '고수준 우울 및 불안 유지집단'으로 명명하였다.

계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 90명으로 연구대상자의 12.1%가 속하고 있다. 계층 2의 우울 및 불안 초기값은 10.120( $p < 0.001$ )이고 변화율은  $-1.357$ ( $p < 0.001$ )로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 두 번째로 높은 우울 및 불안 수준을 보였으나 이후 6년 동안 우울 및 불안 수준이 빠르게 감소하여 2012년에는 가장 낮은 우울 및 불안 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '고수준 우울 및 불안 감소집단'으로 명명하였다.

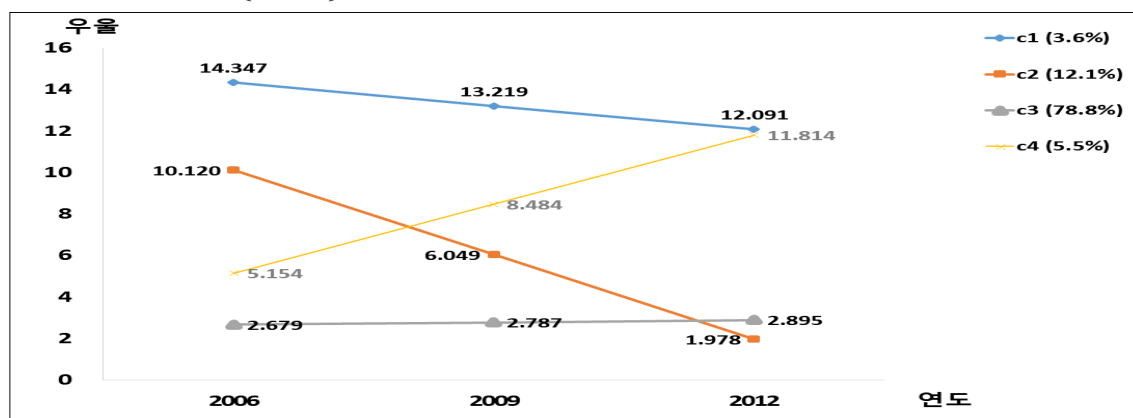
계층 3(class3)을 살펴보면, 사례 수는 총 589명으로 연구대상자의 78.8%가 속하고 있다. 계층 3의 우울 초기값은 2.679( $p < 0.001$ )이고 변화율은  $0.036$ ( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 3의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 낮은 우울수준을 보였고 이후 6년 동안 큰 변화없이 낮은 우울수준을 유지하였다. 이에 따라서 계층 3을 '저수준 우울 및 불안 유지집단'으로 명명하였다.

계층 4(class4)를 살펴보면, 사례 수는 총 41명으로 연구대상자의 5.5%가 속하고 있다. 계층 4의 우울 초기값은 5.154( $p < 0.001$ )이고 변화율은  $1.110$ ( $p < 0.001$ )로 나타났다. 계층 4의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 우울수준을 보였지만 이후 6년 동안 우울수준이 빠르게 증가하여 2012년도에는 우울수준이 매우 높은 수준을 나타냈다. 이에 따라서 계층 4를 '저수준 우울 및 불안 증가집단'으로 명명하였다.

〈표 2〉 CBCL 우울 및 불안 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (고수준 우울 및 불안 유지집단)		계층2 (고수준 우울 및 불안 감소집단)		계층3 (저수준 우울 및 불안 유지집단)		계층4 (저수준 우울 및 불안 증가집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	14.347***	0.821	10.120***	0.577	2.679***	0.139	5.154***	0.737
변화율	-0.376	0.256	-1.357***	0.146	0.036	0.044	1.110***	0.230

[그림 1] CBCL 우울 및 불안 변화에 따른 잠재집단 유형



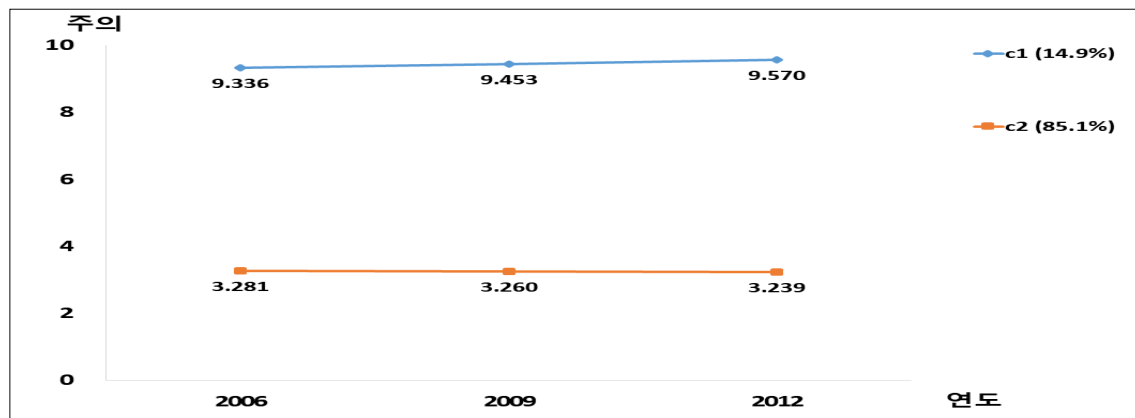
(2) 주의집중의 경우, 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 111명으로 연구대상자의 14.9%가 속하고 있다. 계층 1의 주의집중 초기값은 9.336( $p < 0.001$ )이고 변화율은 0.039( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 점수가 높기 때문에 낮은 주의집중 수준을 보였고 이후 6년 동안 낮은 주의집중 수준을 유지하였다. 이에 따라서 계층 1을 '저수준 주의집중 유지집단'으로 명명하였다.

계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 636명으로 연구대상자의 85.1%가 속하고 있다. 계층 2의 주의집중 초기값은 3.281( $p < 0.001$ )이고 변화율은 -0.007( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 점수가 낮기 때문에 높은 주의집중 수준을 보였고, 이후 6년 동안 주의집중 수준이 그대로 유지되어 2012년도에도 높은 주의집중 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '고수준 주의집중 유지집단'으로 명명하였다.

〈표 3〉 CBCL 주의집중 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (저수준 주의집중 유지집단)		계층2 (고수준 주의집중 유지집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	9.336***	0.688	3.281***	0.201
변화율	0.039	0.261	-0.007	0.060

[그림 2] CBCL 주의집중 변화에 따른 잠재집단 유형



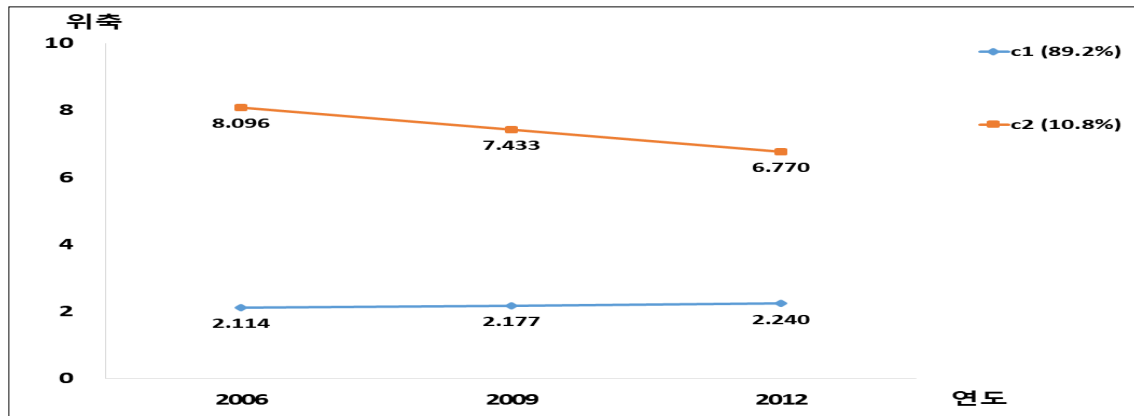
(3) 위축의 경우, 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 666명으로 연구대상자의 89.2%가 속하고 있다. 계층 1의 위축 초기값은 2.114( $p < 0.001$ )이고 변화율은 0.021( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 위축 수준을 보였고 이후 6년 동안 낮은 주의집중 수준을 유지하였다. 이에 따라서 계층 1을 '저수준 위축 유지집단'으로 명명하였다.

계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 81명으로 연구대상자의 10.8%가 속하고 있다. 계층 2의 위축 초기값은 8.096( $p < 0.001$ )이고 변화율은 -0.221( $p > 0.05$ )로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 높은 위축 수준을 보였고, 이후 6년 동안 위축 수준이 그대로 유지되어 2012년도에도 높은 주의집중 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '고수준 위축 유지집단'으로 명명하였다.

〈표 4〉 CBCL 위축 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (저수준 위축 유지집단)		계층2 (고수준 위축 유지집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	2.114***	0.121	8.096***	0.847
변화율	0.021	0.039	-0.221	0.268

[그림 3] CBCL 위축 변화에 따른 잠재집단 유형



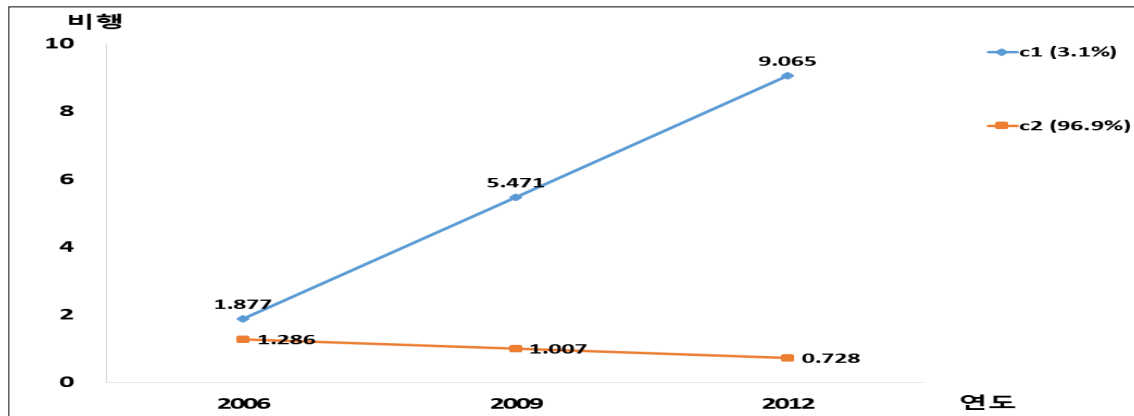
(4) 비행의 경우, 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 23명으로 연구대상자의 3.1%가 속하고 있다. 계층 1의 위축 초기값은 1.877( $p < 0.05$ )이고 변화율은 1.198( $p < 0.001$ )로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 비행 수준을 보였고 이후 6년 동안 비행이 빠르게 증가하여 2012년에는 높은 비행 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 1을 '저수준 비행 빠른 증가집단'으로 명명하였다.

계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 724명으로 연구대상자의 96.9%가 속하고 있다. 계층 2의 비행 초기값은 1.286( $p < 0.001$ )이고 변화율은  $-0.093$ ( $p < 0.001$ )로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 비행 수준을 보였고, 이후 6년 동안 비행수준이 감소하여 2012년에 낮은 비행 수준을 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '저수준 비행 감소집단'으로 명명하였다.

〈표 5〉 CBCL 비행 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (저수준 비행 빠른 증가집단)		계층2 (저수준 비행 감소집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	1.877*	0.903	1.286***	0.062
변화율	1.198***	0.192	-0.093***	0.015

[그림 4] CBCL 비행 변화에 따른 잠재집단 유형



마지막으로 (5) 공격의 경우, 계층 1(class1)을 살펴보면, 사례 수는 총 642명으로 연구대상자의 85.9%가 속하고 있다. 계층 1의 공격 초기값은 3.157(p<0.001)이고 변화율은 -0.128(p<0.01)로 나타났다. 계층 1의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 낮은 공격수준을 보였고 이후 6년 동안 지속적으로 공격수준이 감소하여 2012년도에 가장 낮은 공격수준을 보였다. 이에 따라서 계층 1을 '저수준 공격 감소집단'으로 명명하였다.

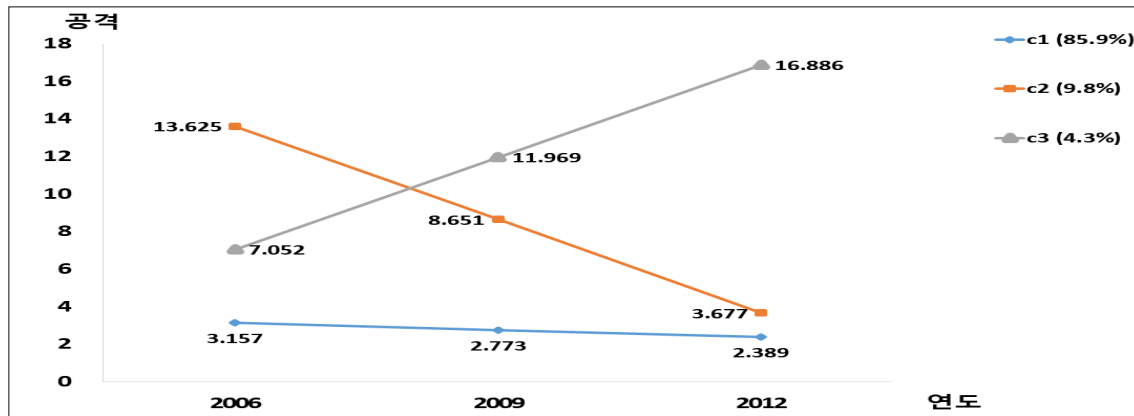
계층 2(class2)를 살펴보면, 사례 수는 총 73명으로 연구대상자의 9.8%가 속하고 있다. 계층 2의 공격 초기값은 13.625(p<0.001)이고 변화율은 -1.658(p<0.001)로 나타났다. 계층 2의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 높은 공격수준을 보였으나 이후 6년 동안 공격 수준이 빠르게 감소하여 2012년에는 매우 낮은 공격수준을 보였다. 이에 따라서 계층 2를 '고수준 공격 빠른 감소집단'으로 명명하였다.

계층 3(class3)을 살펴보면, 사례 수는 총 32명으로 연구대상자의 4.3%가 속하고 있다. 계층 3의 공격 초기값은 7.052(p<0.001)이고 변화율은 1.639(p<0.001)로 나타났다. 계층 3의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 중간 공격수준을 보였고 이후 6년 동안 공격수준이 빠르게 증가하여 2012년에는 가장 높은 수준의 공격수준을 보였다. 이에 따라서 계층 3을 '중간수준 공격 빠른 증가집단'으로 명명하였다.

〈표 6〉 CBCL 공격 잠재집단별 평균 추정치

평균	계층1 (저수준 공격 감소집단)		계층2 (고수준 공격 빠른 감소집단)		계층3 (중간수준 공격 빠른 증가집단)	
	estimate	S.E.	estimate	S.E.	estimate	S.E.
초기치	3.157***	0.168	13.625***	0.893	7.052***	1.271
변화율	-0.128**	0.038	-1.658***	0.177	1.639***	0.314

[그림 5] CBCL 공격 변화에 따른 잠재집단 유형



### 제5절 논의 및 결론

이 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study)의 아동부가조사 1차, 2차, 3차조사 자료(한국복지패널자료의 1차, 4차, 7차에 해당함)까지 총 7년간의 종단자료를 활용하여 우리나라 아동·청소년을 대상으로 CBCL의 각 하위개념들인 우울 및 불안, 주의집중, 위축, 비행, 공격의 궤적과 각 궤적들의 잠재계층을 확인하였다. 주요 연구결과와 관련된 논의는 다음과 같다.

(1) 우울 및 불안 변화궤적에 대한 잠재계층성장분석 결과를 살펴보면, ‘고수준 우울 및 불안 유지집단, 고수준 우울 및 불안 감소집단, 저수준 우울 및 불안 유지집단, 저수준 우울 및 불안 증가집단’ 등의 4개 계층으로 분류되었다. 먼저, ‘고수준 우울 및 불안 유지집단’은 총 27명으로 연구대상자의 3.6%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 높은 우울 및 불안수준을 보였고 이후 6년 동안 지속적으로 우울이 감소하였지만 유의미한 감소는 아니었으며 2012년도에 가장 높은 우울 및 불안수준을 보였다. ‘고수준 우울 및 불안 감소집단’은 총 90명으로 연구대상자의 12.1%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 두 번째로 높은 우울수준을 보였으나 이후 6년 동안 우울 수준이 빠르게 감소하여 2012년에는 가장 낮은 우울 및 불안수준을 보였다. ‘저수준 우울 및 불안 유지집단’은 총 589명으로 연구대상자의 78.8%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 낮은 우울수준을 보였고 이후 6년 동안 큰 변화없이 낮은 우울수준을 유지하였다. 마지막으로 ‘저수준 우울 및 불안 증가집단’은 총 41명으로 연구대상자의 5.5%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 우울수준을 보였지만 이후 6년 동안 우울수준이 빠르게 증가하여 2012년도에는 우울수준이 매우 높은 수준을 나타냈다.

이러한 결과는 아동·청소년의 우울 및 불안과 관련된 기존의 횡단 연구와 종단연구(고은영·최희철, 2019)에서는 발견하지 못한 다양한 변화궤적 유형을 새롭게 발견했다는 점에서 중요한 의의가 있다. 본

연구 결과를 구체적으로 살펴보면, 우울 및 불안과 관련된 총 4개의 잠재집단이 나타났고 이러한 집단은 낮은 우울 및 불안 수준을 유지하는 집단, 높은 우울 및 불안을 유지하는 집단, 그리고 우울 및 불안 수준이 빠르게 증가 또는 감소하는 집단으로 구분해볼 수 있다. 첫째, 약 78.8%에 해당하는 대부분의 아동·청소년들은 2006년의 낮은 우울 및 불안 수준이 6년이 지난 뒤에도 여전히 낮은 우울 및 불안 수준을 보이고 있다. 즉, 대부분의 아동·청소년들의 우울 및 불안 수준은 낮은 수준에서 유지가 되었다. 이 집단에 속해있는 학생들의 경우 아동 및 청소년 시기 동안 심리정서적으로 큰 불안함 없이 안정적인 상태에 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인한다면 낮은 우울 및 불안을 가지고 있는 집단의 '긍정적 요인'을 파악하고 추후 활용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 약 3.6%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 높은 우울 및 불안 수준의 6년이 지난 뒤에도 여전히 높은 우울 및 불안 수준을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉, 3.6%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 높은 우울 및 불안 수준의 상태에 있음을 의미한다. 이 집단에 속해있는 학생들의 경우 아동 및 청소년 시기 동안 심리정서적으로 큰 우울 및 불안 속에서 불안정한 상태에 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인한다면 높은 우울 및 불안을 가지고 있는 집단의 '부정적 요인'을 파악하고 추후 이러한 요인을 가지고 있는 집단의 우울 및 불안상태를 예측할 수 있고 따라서 조기에 개입하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 셋째, 약 5.5%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 낮은 우울 및 불안 수준의 6년이 지난 뒤에는 높은 우울 및 불안 수준을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉, 5.5%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 부정적인 방향으로 급격한 심리사회적 변화를 경험했음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 개인 내적 및 환경적 차원에서 어떠한 변화가 있었는지 확인한다면 추후 이러한 변화를 겪거나 겪을 것으로 예상되는 집단에 대한 개입에 도움이 될 수 있을 것이다. 넷째, 약 12.1%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 높은 우울 및 불안 수준의 6년이 지난 뒤에는 낮은 우울 및 불안 수준을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉, 12.1%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기 동안 긍정적인 방향으로 급격한 심리사회적 변화를 경험했음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 개인 내적 및 환경적 차원에서 어떠한 변화가 있었는지 확인한다면 추후 우울 및 불안이 높은 집단에게 이러한 변화를 유도하거나 개입함으로써 높은 수준의 우울 및 불안을 경험하는 아동·청소년들의 심리사회적 안정에 기여할 수 있을 것이다.

(2) 주의집중 변화궤적에 대한 잠재계층성장분석 결과를 살펴보면, '저수준 주의집중 유지집단과 고수준 주의집중 유지집단' 등의 2개 계층으로 분류되었다. 먼저, '저수준 주의집중 유지집단'은 총 111명으로 연구대상자의 14.9%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 점수가 높기 때문에 낮은 주의집중 수준을 보였고 이후 6년 동안 낮은 주의집중 수준을 유지하였다. 다음으로 '고수준 주의집중 유지집단'은 총 636명으로 연구대상자의 85.1%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 점수가 낮기 때문에 높은 주의집중 수준을 보였고, 이후 6년 동안 주의집중 수준이 그대로 유지되어 2012년도에도 높은 주의집중 수준을 보였다.

이러한 결과는 아동·청소년의 주의집중과 관련된 기존의 연구에서는 발견하지 못한 다양한 변화궤적 유형을 새롭게 발견했다는 점에서 중요한 의의가 있다. 본 연구 결과를 구체적으로 살펴보면, 주의집중과 관련된 총 2개의 잠재집단이 나타났고 이러한 집단은 낮은 주의집중을 유지하는 집단과 높은 주의집중을 유지하는 집단으로 구분해볼 수 있다. 첫째, 약 85.1%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 낮은 주의집중 값을 나타내어 주의집중을 잘 하는 상태를 보였고, 6년이 지난 뒤에도 여전히 주의집중을 잘 하는 것을 알 수 있다. 즉, 85.1%에 해당하는 대부분의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 주의집중을 잘 함을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확

인한다면 주의집중을 잘 하는 ‘긍정적 요인’을 파악하고 추후 활용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 약 14.9%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 높은 주의집중 값을 나타내어 주의집중을 하는 데 어려운 상태를 보였고, 6년이 지난 뒤에도 여전히 주의집중이 어려운 상태에 있음을 알 수 있다. 즉, 14.9%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 주의집중을 하는 데 어려움을 경험한다는 것이다. 따라서 이러한 집단은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인함으로써 주의집중을 어려워하는 집단의 ‘부정적 요인’을 파악한다면 추후 이러한 요인을 가지고 있는 집단의 주의집중 수준을 예측할 수 있고 따라서 조기에 개입하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

(3) 위축 변화궤적에 대한 잠재계층성장분석 결과를 살펴보면, ‘저수준 위축 유지집단과 고수준 위축 유지집단’ 등의 2개 계층으로 분류되었다. 먼저, ‘저수준 위축 유지집단’은 총 666명으로 연구대상자의 89.2%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 위축 수준을 보였고 이후 6년 동안 낮은 위축 수준을 유지하였다. 다음으로 ‘고수준 위축 유지집단’은 총 81명으로 연구대상자의 10.8%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 높은 위축 수준을 보였고 이후 6년 동안 높은 위축 수준을 유지하였다.

이러한 결과는 아동·청소년의 위축과 관련된 기존의 연구에서는 발견하지 못한 다양한 변화궤적 유형을 새롭게 발견했다는 점에서 중요한 의의가 있다. 본 연구 결과를 구체적으로 살펴보면, 위축과 관련된 총 2개의 잠재집단이 나타났고 이러한 집단은 낮은 위축을 유지하는 집단과 높은 위축을 유지하는 집단으로 구분해볼 수 있다. 첫째, 약 89.2%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 낮은 위축 수준을 보였고, 6년이 지난 뒤에도 여전히 낮은 위축 수준을 보였다. 즉, 89.2%에 해당하는 대부분의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 위축되지 않고 잘 지내고 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인한다면 위축되지 않는 ‘긍정적 요인’을 파악하고 추후 활용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 약 10.8%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 높은 위축 수준을 보였고 6년이 지난 뒤에도 여전히 높은 위축 수준을 보였다. 즉, 10.8%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 위축된 상태에서 어려움을 경험한다는 것이다. 따라서 이러한 집단은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인함으로써 위축되는 집단의 ‘부정적 요인’을 파악한다면 추후 이러한 요인을 가지고 있는 집단의 위축 수준을 예측할 수 있고 따라서 조기에 개입하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

(4) 비행 변화궤적에 대한 잠재계층성장분석 결과를 살펴보면, ‘저수준 비행 빠른 증가집단과 저수준 비행 감소집단’ 등의 2개 계층으로 분류되었다. 먼저, ‘저수준 비행 빠른 증가집단’은 총 23명으로 연구대상자의 3.1%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 비행 수준을 보였고 이후 6년 동안 빠르게 비행 수준이 증가하여 2012년에는 높은 비행 수준을 보였다. 다음으로 ‘저수준 비행 감소집단’은 총 724명으로 연구대상자의 96.9%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 낮은 비행 수준을 보였고 이후 6년 동안 지속적으로 비행 수준이 감소하여 2012년에 낮은 비행 수준을 보였다.

이러한 결과는 아동·청소년의 비행과 관련된 이동엽과 김재철(2019)의 연구결과와 일부 일치한다. 이동엽과 김재철은 한국아동청소년패널 조사자료를 바탕으로 청소년의 비행의 변화궤적에 대한 잠재계층분석을 실시하였다. 그 결과 비행이 빠르게 증가하는 집단, 유지하는 집단, 그리고 회귀하는 집단으로 구분되었다. 본 연구의 결과 역시 크게 비행이 빠르게 증가하는 집단과 낮은 비행수준을 유지 또는 감소하는 집단으로 구분된 것을 볼 때 이동엽과 김재철(2019)의 연구결과와 일치함을 알 수 있다. 본 연구 결과를 구체적으로 살펴보면, 비행과 관련된 총 2개의 잠재집단이 나타났고 이러한 집단은 ‘비행이 빠르게 증가하는

집단'과 '비행 감소 또는 비행을 하지 않는 집단'으로 구분해볼 수 있다. 첫째, 약 96.9%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 낮은 비행 수준을 보였고, 6년이 지난 뒤에도 여전히 낮은 비행 수준을 보였다. 즉, 96.9%에 해당하는 대부분의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 시기동안 지속적으로 비행을 하지 않고 잘 지내고 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인한다면 비행을 하지 않는 '긍정적 요인'을 파악하고 추후 활용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 약 3.1%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 낮은 비행 수준을 보였으나 이후 비행이 빠르게 증가하여 6년이 지난 뒤에는 높은 비행 수준을 보였다. 따라서 이러한 집단은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인함으로써 비행을 하게 되는 집단의 '부정적 요인'을 파악한다면 추후 이러한 요인을 가지고 있는 집단의 비행 수준을 예측할 수 있고 따라서 조기에 개입하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

(5) 공격 변화궤적에 대한 잠재계층성장분석 결과를 살펴보면, '저수준 공격 감소집단, 고수준 공격 빠른 감소집단, 중간수준 공격 빠른 증가집단' 등의 3개 계층으로 분류되었다. 먼저, '저수준 공격 감소집단'은 총 642명으로 연구대상자의 85.9%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 낮은 공격수준을 보였고 이후 6년 동안 지속적으로 공격이 감소하여서 2012년도에 가장 낮은 공격수준을 보였다. '고수준 공격 빠른 감소집단'은 총 73명으로 연구대상자의 9.9%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 가장 높은 공격수준을 보였으나 이후 6년 동안 공격 수준이 빠르게 감소하여 2012년에는 낮은 공격수준을 보였다. 마지막으로 '중간수준 공격 빠른 증가집단'은 총 32명으로 연구대상자의 4.3%가 속하고 있다. 해당 집단의 변화궤적을 살펴보면 2006년도에 중간 수준의 공격을 보였지만 이후 6년 동안 공격수준이 빠르게 증가하여 2012년도에는 매우 높은 공격수준을 보였다.

이러한 결과는 아동·청소년의 공격성에 대한 발달궤적 잠재계층을 분석한 기존 연구(김동하, 2016)와 유사한 결과이다. 김동하(2016)은 한국복지패널 자료를 사용하여 아동의 공격성에 대한 종단적 변화유형을 분석한 결과, 공격성 유지집단, 공격성 상승집단, 공격성 감소집단으로 분류가 되었다. 이러한 결과는 본 연구에서 3개 잠재계층으로 분류된 점과 공격성이 상승, 유지, 감소하는 집단으로 분류된다는 점에서 어느 정도 일치함을 알 수 있다. 본 연구 결과를 구체적으로 살펴보면, 공격성과 관련된 총 3개의 잠재집단이 나타났고 이러한 집단은 낮은 수준의 공격성을 유지 또는 감소하는 집단, 높은 수준의 공격성이 빠르게 감소하는 집단, 그리고 중간수준의 공격성이 빠르게 증가하는 집단으로 구분해볼 수 있다. 첫째, 약 85.9%에 해당하는 대부분의 아동·청소년들은 2006년의 낮은 공격성 수준을 보였고, 이후 6년이 지난 뒤에도 여전히 낮은 공격성 수준을 보이고 있다. 즉, 대부분의 아동·청소년들의 공격성이 낮은 수준에서 유지되거나 더 감소하였다. 이 집단에 속해있는 학생들의 경우 아동 및 청소년 시기 동안 공격적이지 않고 안정적인 상태에 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있는지 확인한다면 해당 집단의 '긍정적 요인'을 파악하고 추후 활용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 9.8%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 높은 공격성 수준을 보였으나 이후 6년이 지나면서 공격성이 빠르게 감소하였다. 즉, 9.8%의 아동·청소년이 아동 및 청소년기 초기에 공격성이 높았지만 이후 지속적으로 감소하는 상태에 있음을 의미한다. 따라서 이러한 학생들은 어떠한 개인 내적 자원과 외적 자원을 가지고 있고 어떤 변화를 경험했는지 파악한다면 추후 공격성이 높은 집단의 공격성을 감소시키는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 셋째, 약 4.3%에 해당하는 아동·청소년들은 2006년의 중간 수준의 공격성을 나타냈으나 이후 시간이 흐르면서 빠르게 공격성이 증가하였다. 따라서 이러한 학생들은 개인 내적 및 환경적 차원에서 어떠한 변화가 있었는지 확인함으로써 공격성 증가에 영향을 준 요인을 찾아낸다면 관련된 집단의 공격성 증가를 예방하는데 도움이 될 수 있을 것이다.



## 참고문헌

- 강상경 · 유창민 · 전혜숙. 2021. 『인간행동과 사회환경』. 서울: 학지사.
- 고은영 · 최희철. 2019. “아동기 우울의 성별 발달 궤적과 자존감의 종단적 관계”. 『학습자중심교과교육연구』 19(4), 1313-1332.
- 김동하. 2016. “빈곤 가구와 비빈곤 가구의 청소년 공격성 발달궤적 잠재계층 비교: 성장혼합모형(GMM)을 활용하여”. 『보건사회연구』 36(1), 89-117.
- 민원홍 · 손선옥. 2017. “청소년기 사회적 위축의 발달 궤적에 대한 부정적 또래관계의 영향: 부모지도감독의 조절효과 검증을 중심으로”. 『미래청소년학회지』 14(1), 75-99.
- 서수균. 2012. “공격성 및 분노대처행동과 주관적안녕감의 관계”. 『한국심리학회지 임상』 31(3), 849-867.
- 오경자 · 김영아. 2010. 『아동·청소년 행동평가척도 매뉴얼』 서울: (주)휴노.
- 오경자 · 김영아 · 하은혜 · 이해련 · 홍강의. 2010. 『아동 청소년 행동평가척도 부모용 CBCL 6-18』 서울: (주)휴노.
- 오경자 · 이해련 · 홍강의 · 하은혜. 1998. 『K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도』. 서울: 중앙적성연구소
- 유창민 · 강상경 · 김성용. 2014. “청소년기 학업스트레스가 내재화·외현화에 미치는 영향: 자기효능감의 매개역할과 성별차이”. 『사회복지연구』 45(3), 237-262.
- 이동엽 · 김재철. 2019. “청소년 비행의 변화궤적에 대한 잠재계층 분류 및 예측요인 탐색”. 『청소년학연구』 26(1), 227-251.
- 이영애 · 정현희. 2015. “청소년 내재화 및 외현화 문제행동의 변화양상과 영향요인”. 『청소년상담연구』 23(2), 253-276.
- 임인섭. 2012. “중학생의 부모양육행동 지각, 정서능력, 외현화 문제행동의 성차 및 관계”. 『한남대학교 대학원 박사학위논문』.
- 좌현숙. 2017. “청소년의 내재화 문제와 위험요인에 대한 메타분석”. 『청소년문화포럼』 49, 85-119.
- 하여진. 2018. “유아의 문제행동 양상에 따른 잠재계층분류와 영향요인 검증”. 『육아정책연구』 12(1), 125-149.
- Achenbach, T. M. 1991. 『Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile』. Burlington: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Clark, S. L. 2010. “Mixture modeling with behavioral data”. Unpublished doctoral dissertation, University of California, Los Angeles, CA.
- Fanti, K. A. & Henrich C. C. 2010. “Trajectories of pure co-occurring internalizing and externalizing problems from age 2 to age 12: Findings from the National Institute of Child Health and Human Development Study of Early Child Care”. *Developmental Psychology*, 46(5), 1159-1175.

- Hildingh, C., & Baigi, A. 2010. "The association among hypertension and reduced psychological well-being, anxiety and sleep disturbances: A population study". *The Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 24, 366-371.
- Jung, T. and Wickrama, K. A. S. 2008. "An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modelling". *Social and Personality Psychology Compass*, 2, 302-317.
- Muthén, B., and Shedden, K. 1999. "Finite mixture modeling with mixture outcomes using the EM algorithm". *Biometrics*, 55(2), 463-469.
- Nooner, K. B., Litrownik, A. J., Thompson, R., Margolis, B., English, D. J., Knight, E. D., and Roesch, S. 2010. "Youth self-report of physical and sexual abuse: A latent class analysis". *Child Abuse & Neglect*, 34(3), 146-154.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., and Muthén, B. O. 2007. "Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study". *Structural Equation Modeling*, 14(4), 535-569.
- Roza, S. J., Hofstra, M. B., Ende, J., & Verhulst, F. C. 2003. "Stable prediction of mood and anxiety disorders based on behavioral and emotional problems in childhood: A 14-year follow-up during childhood, adolescence, and young adulthood". *The American Journal of Psychiatry*, 160, 2116-2121.
- Yap, M. B., Allen, N. B., & Ladouceur, C. D. 2008. "Maternal socialization of positive affect: The impact of invalidation on adolescent emotion regulation and depressive symptomatology". *Child Development*, 79(5), 1415-1431.
- Yoo, C. 2019. "Stress Coping and Mental Health among Adolescents: Applying a Multi-Dimensional Stress Coping Model". *Children and Youth Services Review*. 99, 43-53.





# 자기회귀교차지연 모형을 활용한 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계 검증 : 성별과 연령집단 간 차이를 중심으로

박병선(강릉원주대학교)

본 연구의 목적은 자기회귀교차지연 모형을 활용하여 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계를 검증하는데 있다. 이를 위하여 한국복지패널의 2017년부터 2020년까지 4년 동안의 자료를 사용하여 분석을 실시하였다. 분석결과, 첫째, 장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀 효과가 통계적으로 유의하게 정적인 방향으로 나타났다. 둘째, 자아존중감과 우울의 교차지연 효과의 경우, 이전 시점의 자아존중감이 이후 시점의 우울에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울이 이후 시점의 자아존중감에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감과 우울의 관계에 관한 취약성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 셋째, 자아존중감과 우울의 관계가 남성장애인과 여성장애인 집단 간 비교 및 성인장애인과 노인장애인 집단 간 비교에서는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구의 결과에 대한 논의와 후속연구를 위한 제안을 하였다.

주제어 : 장애인, 자아존중감, 우울, 자기회귀교차지연모형, 다중집단분석

## 제1절 서론

우리나라 등록 장애인의 수가 2020년을 기준으로 260만명을 넘어섰으며, 이들 중 49.9%가 65세 이상이고, 27.2%가 1인 가구로 나타나는 등 고령화 및 다양화 되며 그 수가 매년 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다(통계청, 2021). 또한, 2020년 장애인실태조사 결과에 따르면, 장애인 중 자신의 건강상태가 '좋다'고 생각하는 경우가 14.0%로 전체 인구(32.4%)의 절반 이하로 낮고, 생활에서의 스트레스 경험률은 높을 뿐 아니라 우울을 경험하는 성인장애인(19~64세)이 17.9%, 노인장애인(65세 이상)이 18.5%로 나타나 전체 인구의 10.5%보다 훨씬 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다(보건복지부, 2021). 일반적으로 우울은 사회경제적 지위, 신체적, 심리적, 사회적 특성과 밀접한 관련이 있는 것으로 알려져 있는데, 장애인의 경우에는 낮은 사회경제적 지위뿐 아니라 신체적, 심리적, 사회적 기능의 저하, 스트레스, 인권침해, 차별 등으로 인해 비장애인에 비해 우울에 더욱 취약하다고 할 수 있다(전해숙·강상경, 2013). 이러한 장애인의 우울은 신체 건강과 장애의 수준을 더욱 악화시키고, 심각할 경우 자살로 연결될 수 있다는 점에서 조기에 발견하고 개입을 실시하는 것이 중요하다고 할 수 있다(조혜정·서인균, 2012).

한편, 자아존중감은 개인이 자기 자신에 대해 가지는 평가적 요소로서 스스로를 얼마나 가치있게 생각하는가로 정의될 수 있는데(Baumeister et al., 2003), 자아존중감이 높은 사람의 경우 낮은 사람보다 스트

레스, 우울, 자살 생각 등이 낮고 사회적응을 잘하는 것으로 알려져 있다(Wichstorm, 2000). 이러한 자아존중감은 장애인에게서 장애의 발생이나 차별 혹은 인권침해와 같은 스트레스 상황이 가져다주는 부정적인 영향을 완화하는 역할을 하는 것으로 나타나고 있다(Longmore and Demaris, 1997). 실제로 자아존중감과 관련한 국내의 여러 경험적 연구들에서 장애인의 우울을 유의하게 예측하거나(이현주·강상경, 2009; 조혜정·서인균, 2012), 종단적인 측면에서도 긍정적인 영향을 미치는 것(최희철, 2019)으로 나타나는 등 중요한 요인으로 다루어지고 있다.

이러한 중요성으로 인해 장애인의 우울과 자아존중감은 그들의 삶에 직접적이고도 중요한 영향을 미치는 요인으로서 다양한 연구들을 통해 다루어져 왔다. 장애인의 우울과 관련한 다수의 연구들에서 횡단적 혹은 종단적으로 우울에 영향을 미치는 요인을 탐색할 때 자아존중감을 포함하고 있으며, 대부분의 연구 결과들이 일관되게 자아존중감이 우울을 예측하고 있음을 보여주고 있다(유창민, 2017; 이현주·강상경, 2009; 전해숙·강상경, 2013; 조혜정·서인균, 2012). 반면, 지체장애인을 대상으로 한 최희철(2019)의 연구에서는 종단분석을 통해 자아존중감이 우울을 예측할 뿐 아니라 이전 시점의 우울이 이후 시점의 자아존중감에도 영향을 미칠 수 있다는 상호순환 효과를 검증한 바 있다. 이러한 자아존중감과 우울의 상호순환 효과에 관한 연구는 지체장애인(최희철, 2019)뿐 아니라 성인(김혜미, 2014), 청소년(김경호, 2019) 등 최근 들어 대상이 확대되어 적용되고 있다.

자아존중감과 우울의 상호순환 효과, 즉 인과적 관련성에 대한 논의는 두 가지의 상반된 접근과 더불어 상반된 접근에 대한 절충된 접근의 3가지 유형에 관한 논의가 활발히 이루어지고 있다. 먼저, 낮은 자아존중감이 우울의 선행요인이 된다는 관점으로 취약성 모형(Vulnerability Model)이 있는데, 자신에 대한 부정적 평가와 믿음이 우울의 중요한 원인이 된다고 보는 입장이다(김경호, 2019; Jayanthi and Rajkumar, 2014; Orth et al., 2008). 반면, 우울이 낮은 자아존중감의 원인이 된다고 보는 상처 모형(Scar Model)은 우울의 결과로 사람들의 자기개념 혹은 자아존중감의 변화가 나타나게 된다고 보는 입장이다(최희철, 2011; Shahar and Davidson, 2003). 마지막으로 최근 이 두 입장을 절충하는 측면에서 자아존중감과 우울의 관계가 상호순환하고 있다는 입장의 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model)을 제시하고 있다(김유현·신승현, 2019; Manna et al., 2016). 이러한 세 가지 모형 중 자아존중감과 우울의 관계를 검토하고 있는 상당수의 연구들이 상호인과성 모형을 지지하는 결과를 보여주고 있다(이난희·송태민, 2015. 최희철, 2011, 2019; Orth et al., 2008, Sowislo and Orth, 2013). 하지만, Shahar and Henrich(2010)의 연구에서는 자아존중감과 우울의 관계를 검토하는 선행연구들의 연구대상(청소년 vs. 성인), 증상의 측정방법(우울 증상 vs. 우울 장애) 등 연구방법의 차이로 인한 비일관된 결과가 나타날 수 있음을 주장하기도 하였다. 실제 청소년을 대상으로 한 Orth et al.(2008)의 연구에서는 낮은 자아존중감이 우울을 예측하는 취약성 모형을 지지하는 결과를 보여주었지만, Shahar and Henrich(2010)의 연구에서는 우울이 높을수록 이후의 자아존중감이 낮다는 상처 모형을 지지한다는 결과를 제시하였다.

국내의 경우 자아존중감과 우울의 관계에 대한 종단적 인과관계의 검증을 시도하고 있는 연구는 그리 많지 않은 실정이다. 청소년을 대상으로 한 김경호(2019)와 조준범·김동기(2010)의 연구에서는 취약성 모형을 지지하였고, 최희철(2011)의 연구는 상호인과성 모형을 지지하는 것으로 나타났으며, 성인을 대상으로 하는 김혜미(2014)의 연구와 지체장애인을 대상으로 최희철(2019)의 연구에서는 상호인과성 모형을 지지하는 것으로 나타났다. 이상의 자아존중감과 우울의 직접적인 인과관계를 검증하고 있는 선행연구의 결과에서도 나타나듯이 연구의 대상에 따라 두 변수의 관계가 서로 상이할 수 있음을 알 수 있다. 비록 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 인과관계에 관한 검증(최희철, 2019)이 수행된 바 있지만, 다음과 같은 몇 가지의 한계를 가진다고 할 수 있다. 첫째, 지체장애인만을 연구의 대상으로 하고 있다는 점에서 전체

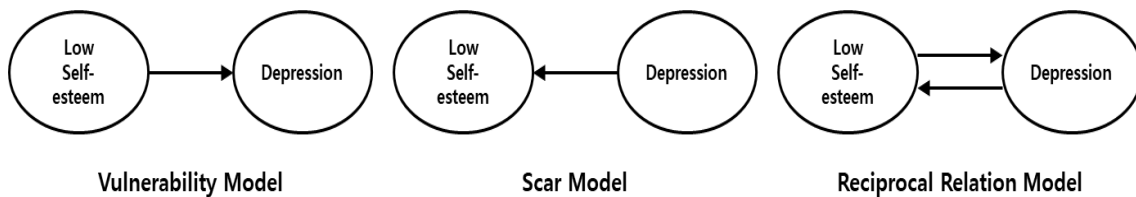
장애인을 포함하지 못하고 있다는 점, 둘째, 성별의 우울에 대한 효과를 통제된 후 분석을 함으로써 성별에 대한 차이를 전제하고 있다는 점, 셋째, 연령에 따른 차이를 검토하고 있지 못하다는 점 등의 한계를 가진다고 할 수 있다. 앞서 제시한 바와 같이, 자아존중감과 우울의 경우 연구대상에 따라 그 결과가 상이할 수 있다는 것을 고려하면 전체 장애 유형을 포함하는 일반적인 대상을 중심으로 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계뿐 아니라 이러한 차이가 성별과 연령대에 따라 어떻게 나타나는지를 종합적으로 검토할 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 한국복지패널 자료를 활용하여 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계를 검증하고자 자기회귀교차지연모형을 설정하여 분석을 실시하였다. 이와 더불어 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계가 성별집단과 연령집단에 따라 어떠한 차이가 있는지를 다중집단 분석을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계를 명확히 함으로써 향후 장애인을 대상으로 하는 사회복지적 개입의 방향에 대해 논의하고자 한다.

## 제2절 이론적 배경 및 선행연구 검토

### 1. 자아존중감과 우울의 관계

현재까지 자아존중감과 우울의 관계를 규명하기 위한 다양한 연구들이 진행되어 왔으나, 이 두 변수 간의 관계에 대한 명확한 답을 내리기는 어려운 실정으로 보인다(조춘범·김동기, 2010; 최희철, 2011; Orth et al., 2009; Shahar and Davidson, 2003). 자아존중감과 우울의 인과관계를 설명하는 여러 이론 모형 중 가장 많이 적용되고 있는 것은 취약성 모형(Vulnerability Model), 상처 모형(Scar Model), 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model)이 있으며 다음의 [그림 1]과 같다(Orth et al., 2008; Orth and Robins, 2013).



[그림 1] 자아존중감과 우울의 인과관계 모형(Orth and Robins, 2013)

먼저 취약성 모형(Vulnerability Model)은 낮은 자아존중감이 우울의 위험요인으로 작용하게 된다는 것이다(Orth and Robins, 2013). Rosenberg(1965)는 자아존중감이 높은 개인의 경우 자신감과 인내력, 대인관계 능력 등이 높지만, 자아존중감이 낮은 개인의 경우 우울하거나 불안한 정서를 보이는 경우가 많다고 설명하였다. Beck(1967)의 인지이론에서는 자기, 세상, 미래에 대한 부정적인 관점과 태도와 관련된 요인이 우울의 원인이자 유지 및 재발에 영향을 미치게 된다고 보았는데, 그 대표적인 요인이 자아존중감이라고 하였다(Orth et al., 2009). 이러한 취약성 모형에서 낮은 자아존중감이 우울에 미치는 영향을 대인관계적 측면과 개인내적 측면으로 구분하여 제시할 수 있다(김경호, 2019; Orth et al., 2008). 우선 대인관계적 측면에서 살펴보면, 자아존중감이 낮은 사람들은 중요한 사람들과의 관계에서의 거부와 같은 스트레스에 직면하게 될 때 우울에 취약해질 수 있다고 하며(Shahar and Davidson, 2003), 낮은 자아존중감으로 인해

사회적 회피, 공격성, 알코올 및 약물 남용 등과 같은 행동을 하게 되면서 자신들이 다른 사람들과로부터 소외 혹은 배제되었다는 생각을 갖게 되어 우울이 더욱 높아지게 된다(Donnellan et al., 2005). 다음으로 개인내적 측면에서는 자아존중감이 낮은 사람들은 자신의 부정적인 모습에 대한 지속적인 반추를 통해 우울해 질 수 있으며(김경호, 2019), 자신의 가치를 유지하기 위해 낮은 목표를 세움으로써 실패와 좌절의 경험을 회피하는 방식을 채택하는 경우가 많은데 결과적으로 높은 성취감이나 효능감을 느끼지 못하기 때문에 우울해 질 수 있다는 것이다(최희철, 2011). 반대로 자아존중감이 높은 사람들은 자기 자신에 대한 가치나 능력을 높게 평가하기 때문에 실패를 경험하더라도 더 잘 인내할 수 있을 뿐 아니라 스트레스 상황에서 더 빠르게 회복할 수 힘을 가지고 있을 것으로 기대된다(Baumeister et al., 2003).

다음으로 상처 모형(Scar Model)은 취약성 모형과는 상반된 것으로 우울이 낮은 자아존중감의 위험요인이 됨을 강조하는 모형으로서 우울로 인해 경험하게 되는 상처(Scar)가 낮은 자아존중감으로 이어진다고 보는 관점이다(Orth and Robins, 2013; Manna et al., 2016). 즉, 우울은 개인의 자아상(self-concept)에 지속적이고 영구적인 상처를 남기게 되는데, 이러한 우울의 상처는 시간이 경과함에 따라 자아존중감을 점점 더 많이 깎아내는 효과를 갖는다는 것이다(김경호, 2019; Manna et al., 2016). 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 대인관계적 측면과 개인내적 측면으로 나타날 수 있다(김경호, 2019; 최희철, 2011, Orth et al., 2008). 우선 대인관계적 측면을 살펴보면, 우울을 경험하고 있는 사람들은 일상생활에서 흥미와 즐거움을 상실하거나 활기가 없는 등의 행동들을 보이게 되는데, 이로 인하여 주변 사람들과의 관계에서 긍정적인 피드백을 받지 못하게 되는 등의 경험을 하게 됨으로서 자기 자신의 가치를 긍정적으로 평가하지 못하게 되어 자아존중감이 저하될 수 있다는 것이다(최희철, 2011). 개인내적인 측면을 살펴보면, 우울의 경험은 자기 자신과 관련된 정보를 처리하는 방식이 왜곡됨으로써 자신의 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있는데, 이는 우울이 야기하는 만성적인 부정적 기분이 개인으로 하여금 자신에 관한 부정적 정보를 선택적으로 더 많이 수용하도록 만들기 때문에 부정적인 자기평가가 더 많이 이루어진다는 것이다(김경호, 2019).

마지막으로 상호인과성 모형(Reciprocal Relation Model)은 자아존중감과 우울이 서로에게 동시에 영향을 미치는 과정을 설명하는 관점이다(김유현·신승현, 2019; 이난희·송태민, 2015; 최희철, 2011; Manna et al., 2016; Orth et al., 2008; Sowislo and Orth, 2013). 이는 앞선 취약성 모형과 상처 모형이 상호 배타적이지 아니라 이전 시점의 낮은 자존감이 다음 시점의 우울에 유의한 효과를 갖고, 낮아진 우울이 다음 시점의 낮은 자존감에 유의한 효과를 갖는 상호순환적 과정이 발생할 수 있음을 의미하는 것이다(최희철, 2011; Orth et al., 2008).

최근 들어 취약성 모형과 상처 모형에서 제시하는 자아존중감과 우울의 일방향성 관계보다는 두 변수의 상호순환적 관계에 관한 상호인과성 모형을 채택하고 있는 연구들이 증가하고 있다(김유현·신승현, 2019; 김혜미, 2014; 이난희·송태민, 2015; 조춘범·김동기, 2010; 최희철, 2011; Manna et al., 2016; Ormel et al., 2004; Orth et al., 2008, 2009; Shahar and Davidson, 2003). 이러한 상호인과성 모형을 적용하여 지역 아동센터 이용 아동(김유현·신승현, 2019), 성인(김혜미, 2014), 경제활동인구(이난희·송태민, 2015), 청소년(조춘범·김동기, 2010; 최희철, 2011, Orth et al., 2008; Steiger et al., 2015), 네델란드인(Ormel et al., 2004), 정신질환을 가진 성인(Shahar and Davidson, 2003), 지체장애인(최희철, 2019) 등 다양한 대상을 중심으로 자아존중감과 우울의 상호순환적 관계에 대한 분석을 시도하였다. 분석결과, 대부분의 연구들에서 자아존중감과 우울의 상호인과성 모형이 지지되는 결과(김유현·신승현, 2019; 김혜미, 2014; 이난희·송태민, 2015; ; 최희철, 2011, 2019; Manna et al., 2016; Steiger et al., 2015)를 보여주었으나, 김경호(2019)의 연구와 Ormel et al.(2004), Orth et al.(2008)의 연구에서는 자아존중감이 우울에 영향을 미친다는 취약성 모형



을 지지하는 것으로 나타났고, Shahar and Davidson(2003)와 의 연구에서는 우울이 자아존중감의 선행요인인 것으로 나타나 상처모형을 지지하는 것으로 나타났다.

이상에서 검토한 바와 같이, 자아존중감과 우울의 인과관계와 관련한 다양한 연구들에서 보여주고 있는 결과들이 서로 상이함을 알 수 있으며, 이는 연구대상 집단 및 지역 등에 따라 두 변수 간의 관계가 달라질 수 있음을 의미한다고 볼 수 있다(Shahar and Henrich, 2010). 이러한 측면에서 국내에서는 성인 및 아동, 청소년, 지체장애인 등 일부 대상으로 한 연구들만이 진행된 것으로 파악되고 있기 때문에 전체 장애인, 노인 등을 대상으로 한 자아존중감과 우울의 관계에 관한 연구를 통해 두 변수 간의 관계에 대한 좀 더 다양한 대상자에 대한 경험적 근거를 제공해 줄 필요가 있다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 국내에서 다루어지지 않은 전체 장애 유형이 포함되도록 하는 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 상호인과성 모형을 기반으로 두 변수 간의 인과관계를 종단자료 분석을 통해 검증하고자 한다.

## 2. 장애인의 자아존중감과 우울의 성별 및 연령대별 차이

최근 장애인을 대상으로 하는 연구에서 특정 변수 혹은 변수들 간의 관계에 대한 성별 및 연령대별 비교에 관한 연구가 증가하고 있는데, 이는 연구하고자 하는 각 변수의 특성이 성별집단 혹은 연령대별 집단에 따라 서로 상이하게 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들어, 우울과 관련하여 남일성·현다운(2014)의 연구에서는 남성에 비해 여성의 우울 수준이 높으며, 이현주(2013)의 연구에서는 50대에서 60대, 70대로 갈수록 우울 증상이 높아짐과 동시에 변화속도도 급격하게 증가한다는 결과를 보여주었다. 또한, 유창민(2018)의 연구에서 긍정적 자아존중감이 성인초기에는 증가하고, 중년기에는 유지되며, 노년기에는 감소하는 궤적을 보이고, 부정적 자아존중감은 성인초기에 유지되고, 중년기에는 감소하며, 노년기에는 증가하는 궤적을 보이는 것으로 나타났으며, 청소년을 대상으로 한 정은석·이주연(2014)의 연구에서 남학생의 경우 자아존중감이 시간의 흐름에 따라 변화가 없는 반면, 여학생은 시간의 흐름에 따라 감소하는 모습을 보인다는 결과를 제시하고 있다. 이상의 연구들이 비장애인을 대상으로 하고 있음에도 불구하고 성별 및 연령대 집단별로 자아존중감과 우울에서의 차이가 있을 수 있다는 것을 경험적으로 보여주고 있는데, 장애인의 경우에는 비장애인에 비해 사회경제적 지위, 차별, 낙인 등의 경험으로 인해 낮은 자아존중감을 가지게 되거나 더 우울하게 될 가능성이 높다고 볼 수 있다(이현주·강상경, 2009; 전해숙·강상경, 2013). 이러한 측면에서 장애인의 자아존중감과 우울의 특성이 성별 및 연령대에 따른 차이가 있는지에 대한 검토가 필요하다고 볼 수 있다.

실제로 장애인의 우울에 대한 종단적 변화를 연령대에 따라 구분하여 살펴보고 있는 전해숙·강상경(2013)의 연구에 따르면, 한국복지패널 자료를 활용하여 2008년부터 5년간의 성인장애인(65세 미만) 집단과 노인장애인(65세 이상) 집단의 우울 변화를 살펴보았을 때 성인장애인 집단에 비해 노인장애인 집단이 우울에 더 취약한 것으로 나타났다. 김정석 외(2017)의 연구에서는 중년장애인(40~64세)과 고령장애인(65세 이상)을 비교한 결과, 중년장애인의 우울수준이 고령장애인에 비해 높은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 장애인을 대상으로 한 우울의 성별간 차이와 관련해서는 여러 연구들에서 일관되게 남성보다 여성이 높은 수준으로 나타남을 보여주고 있다(권현수, 2010; 김예순 외, 2014; 이현주·강상경, 2009; 조혜정·서인균, 2012). 다음으로 자아존중감과 관련하여 장애인의 성별 및 연령대에 따른 차이를 검토하고 있는 연구가 거의 이루어지지 않은 한계가 있지만, 장애인을 대상으로 한 이문정·남정휘(2017)의 연구에서는 성별 간 자아존중감의 차이가 없는 것으로 나타났으나, 연은모·최효식(2019)의 연구에서는 여성이 남성보다 낮은 수준의 자아존중감 집단에 포함되는 것으로 나타나 결과가 상이한 것을 알 수 있으며, 노승현(2007)의

연구에서는 여성 지체장애인을 대상으로 자아존중감의 변화를 살펴본 결과, 40-50대에서는 자아존중감이 낮아졌다가 60대 이후에 다시 높아지는 U자형 패턴을 보여준다는 결과를 제시하였다.

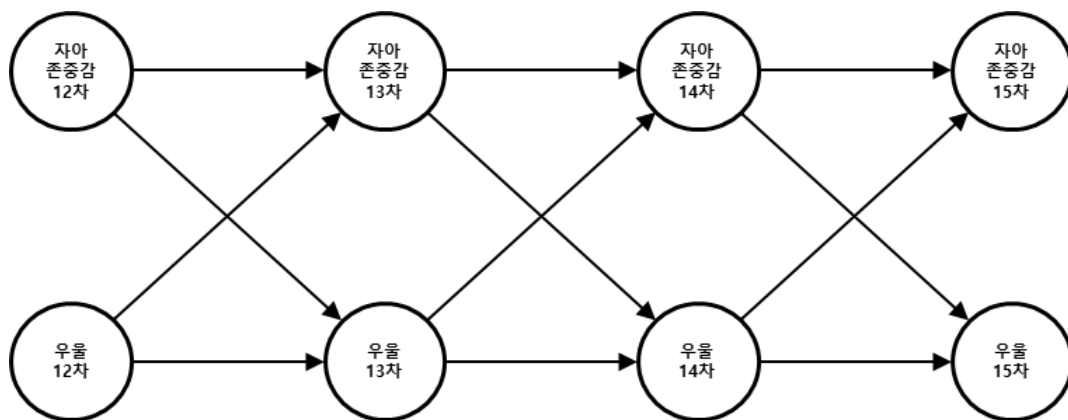
자아존중감과 우울의 관계에 대한 성별집단 간 차이를 살펴본 Orth et al.(2008)의 연구에서는 자아존중감이 우울에 미치는 취약성 모형이 지지되었으며 이 모형이 남녀집단 간 동일하게 유지되는 것으로 나타났다. 연령집단 간 차이를 살펴보고 있는 김경호(2019)의 연구에서는 청소년의 학교급에 따른 차이를 검토한 결과, 낮은 자아존중감이 우울을 예측하는 취약성 모형이 지지되는 것으로 나타났다. 그러나 Manna et al.(2016)의 연구에서는 우울과 불안이 남성에 비해 여성이 높았고, 연령이 높을수록 우울이 더욱 높은 것으로 나타났다.

이상에서 검토한 바와 같이 장애인을 대상으로 한 연구에서 자아존중감과 우울이 성별 및 연령집단 간에 차이가 있음을 단편적으로는 알 수는 있지만, 이 두 변수의 종단적 인과관계가 장애인의 성별 및 연령대별 집단 간에 어떻게 다르게 나타나는지에 대한 연구는 아직까지 수행되지 못한 것으로 보인다. 따라서, 본 연구에서는 장애인을 대상으로 자아존중감과 우울의 인과관계에 대한 검증과 더불어 두 변수의 관계가 성별 및 연령대 집단별로 어떠한 차이가 있는지를 탐색적으로 고찰해보고자 한다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 연구모형

본 연구는 장애인의 자아존중감과 우울의 변화를 살펴보고, 이들의 종단적 상호 인과관계가 나타나는지를 검증하고자 하였으며, 이러한 관계가 성별(남성, 여성)과 연령대별(65세 미만의 성인과 65세 이상의 노인)로 다르게 나타나는지를 검증하는데 목적이 있다. 이를 위하여 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형(ACLM: Autoregressive Cross-Lagged Modeling)에 대하여 [그림 2]와 같이 분석모형을 설정하여 분석하였고, 성별과 연령대별 집단에 대한 다중집단 분석을 실시하였다.



(그림 2) 연구모형

## 2. 연구대상

본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하고 있는데, 한국복지패널은 2006년(1차년도) 이후로 매년 조사가 진행되고 있으며, 현재 시점으로 2020년(15차년도) 자료까지 공개되어 있다. 한국복지패널의 자료는 전국을 대상으로 한 표본추출 등을 통해 대표성을 가질 뿐 아니라 자아존중감과 우울에 대한 종단적 측정이 이루어지고 있어 연구모형의 분석에 적합하다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계를 검증하기 위하여 장애인부가조사가 진행되었던 중간 시점이 되는 2017년(12차년도)부터 최근까지 공개된 2020년(15차년도)의 4개년도의 자료를 분석에 사용하였다. 12차년도 자료를 기준으로 장애가 있다고 응답한 참여자들 중, 자아존중감과 우울에 응답을 하지 않은 대상자를 제외하고 총 1,194명의 자료를 분석하였다.

## 3. 연구도구

### 1) 우울

한국복지패널에서 우울의 측정은 CES-D-11(Kohout et al., 1993)로 측정하고 있으며, 지난 일주일 동안의 우울 증상에 대한 경험을 11문항으로 측정하고 있다. 측정은 조사 시점을 기준으로 지난 1주일간의 심리상태에 근거하여 우울에 대한 인식을 묻고 있으며, ‘극히 드물다=1점’, ‘가끔 있었다=2점’, ‘종종 있었다=3점’, ‘대부분 그랬다=4점’의 리커트 척도로 측정하고 있다. 분석에서는 측정된 점수를 0점에서 3점으로 리코딩하여 사용하도록 하고 있으며, 2번과 7번 문항의 경우 역점처리하여 사용하도록 하고 있다. 본 연구에서는 우울의 잠재변수를 구성하기 위하여 측정변수에 대한 항목목록을 실시하였는데, 하위요인은 선행 연구(허만세 외, 2015)에서 제시된 4요인(우울감정, 긍정적감정, 신체행동둔화, 대인관계)으로 항목목록을 하여 측정변수로 모형에 투입하였다. 본 연구에 투입된 CES-D-11의 Cronbach  $\alpha$ 는 .897(12차), .893(13차), .884(14차), .871(15차)로 나타났다.

### 2) 자아존중감

한국복지패널에서 자아존중감은 Rosenberg Self-Esteem Scale의 10문항을 활용하고 있는데, 5문항의 긍정적 자아존중감(self-worth)과 5문항의 부정적 자아존중감(self-deprecation)으로 구분해볼 수 있다. 구체적인 문항으로 “나는 가치있는 사람이다”, “나는 좋은 성품을 지녔다”, “다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수 있다”, “긍정적인 태도를 가졌다”, “대체로 나 자신에 만족한다”의 5문항은 긍정적 자아존중감으로 볼 수 있으며, “나는 실패한 사람이라는 느낌이 든다”, “나는 자랑할 것이 별로 없다”, “내 자신을 존경할 수 있었으면 좋겠다”, “내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다”, “내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다”의 5문항은 부정적 자아존중감으로 볼 수 있다(권태연, 2009). 각 문항에 대해 조사 시점 현재일을 기준으로 ‘대체로 그렇지 않다=1점’, ‘보통이다=2점’, ‘대체로 그렇다=3점’, ‘항상 그렇다=4점’의 리커트 척도로 측정하고 있다. 일반적으로 전체 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 자아존중감 척도의 오류를 지적하고 있는 이자영(2009)의 연구와 지체장애인을 대상으로 수행된 최희철(2019)의 연구의 내용을 토대로 내용타당도, 신뢰도 측면에서 문제가 되는 8번 문항(나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있었으면 좋겠다)을 제외하였다. 자아존중감의 잠재변수 구성을 위하여 각 문항에 대하여 긍정적

자아존중감(5문항)과 부정적 자아존중감(4문항)을 합산한 값을 측정변수로 하여 연구모형에 투입하였다. 본 연구에 투입된 자아존중감의 Cronbach  $\alpha$ 는 .811(12차), .809(13차), .853(14차), .828(15차)로 나타났다.

#### 4. 분석방법

본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계를 검증하기 위하여 자기회귀교차지연모형(ACLM)을 적용하여 자료를 분석하였다. 자기회귀교차지연모형은 한 변수의 T-1 시점 값이 T 시점 값을 예측하는 자기회귀 효과뿐 아니라 한 변수와 다른 변수의 시간적 흐름에 따른 영향을 서로 예측하는 교차지연 효과를 함께 추정하는 것으로 변수들간의 인과관계를 예측하는데 유용한 방법이다(김민선·고은영, 2020, 배병렬, 2018).

구체적으로 자기회귀교차지연모형을 통해 장애인의 자아존중감과 우울 간의 종단적 인과관계의 검증을 위하여 연구모형에 대한 기저모형, 측정동일성 모형, 경로동일성 모형, 오차공분산동일성 모형에 대한 순차적인 검증을 통해 최적의 모형을 선택하고, 최종 모형의 분석결과를 통해 변수들 간의 자기회귀교차지연 효과를 검증하게 된다(조은별, 2019).

이와 더불어 자기회귀교차지연모형 검증 결과 가장 적합한 것으로 나타난 최종 모형을 기준으로 다중집단 분석을 통해 남녀의 성별 집단과 성인(65세 미만)과 노인(65세 이상)의 연령집단에 따른 자기회귀교차지연 효과의 차이가 있는지를 검토하고자 각 집단별로 기저모형, 측정동일성 모형, 경로동일성 모형, 오차공분산동일성 모형에 대한 순차적인 검증을 실시하였다. 주요 검증 모형에 대한 설명은 다음의 <표 1>과 같이 주요 경로에 대한 제약을 통해 각각의 모형을 설정하였다.

<표 1> 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형

모형		동일화 제약 내용
자기회귀 교차지연 모형	기저모형 모형1	아무런 제약을 가하지 않은 모형
	측정동일성 모형2	자아존중감 측정변수의 요인부하량을 시기별로 동일하게 제약한 모형
	모형3	우울 측정변수의 요인부하량을 시기별로 동일하게 제약한 모형
	모형4	자아존중감의 자기회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
	경로동일성 모형5	우울의 자기회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
	모형6	자아존중감에서 우울로 가는 교차회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
	모형7	우울에서 자아존중감으로 가는 교차회귀 계수를 동일하게 제약한 모형
	오차공분산동 일성 모형	모형8
성별, 연령대 다중집단 모형	기저모형 모형A	자기회귀교차지연 분석의 최종 모형을 기준으로 두 집단에 아무런 제약을 가하지 않은 모형
	측정동일성 모형B	자아존중감 측정변수의 요인부하량을 집단별로 동일하게 제약한 모형
	모형C	우울 측정변수의 요인부하량을 집단별로 동일하게 제약한 모형
	모형D	자아존중감의 자기회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
	경로동일성 모형E	우울의 자기회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
	모형F	자아존중감에서 우울로 가는 교차회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
	모형G	우울에서 자아존중감으로 가는 교차회귀 계수를 집단별로 동일하게 제약한 모형
	오차공분산동 일성 모형	모형H

연구모형의 분석을 위해 결측치 처리는 FIML(full information maximum likelihood)를 사용하였고, 각 모형에 대한 적합도는 TLI와 CFI는 0.90 이상이고 RMSEA는 0.08 이하를 기준으로 평가하였다(Hu and Bentler, 1999; Kline, 2016). 다음으로 주요 모형들 간의 적합도 차이를 살펴보기 위하여 CFI, RMSEA 지수를 사용하였으며, 차이 값의 비교기준으로 factor loading test에서는  $\Delta CFI \geq -.010$ ,  $\Delta RMSEA \geq .015$ , intercept and residual test에서는  $\Delta CFI \geq -.010$ ,  $\Delta RMSEA \geq .015$ 을 사용하였다(Chen, 2007). 모든 자료의

분석에는 SPSS 25.0과 AMOS 25.0 프로그램을 사용하였다.

## 제4절 연구결과

### 1. 연구대상자의 인구·사회학적 특성

본 연구의 분석 대상자의 일반적 특성 및 장애관련 특성을 간략히 살펴보면, <표 2>에 제시된 바와 같이 남성은 52.3%, 여성이 47.7%로 나타났고, 평균 연령은 67.79세(SD=13.38)로 나타났다. 학력은 초졸이 35.8%로 가장 많았고, 고졸이 22.4%, 중졸이 16.6%, 무학이 15.4%, 대졸이상 6.4%의 순으로 나타났다. 장애 유형으로는 지체장애가 58.2%로 가장 높았고, 시각장애가 11.8%, 청각장애가 10.7% 등의 순으로 나타났으며, 장애 정도에서는 심한 장애가 30.2%, 심하지 않은 장애가 65.4%로 나타났다.

<표 2> 연구대상자의 일반적 특성 및 장애관련 특성(N=1,194)

일반적 특성		명	%	장애관련 특성		명	%
성별	남성	624	52.3	장애 유형	지체장애	695	58.2
	여성	570	47.7		뇌병변장애	38	3.2
연령	평균(세)	67.79 (SD=13.38)			시각장애	141	11.8
	무학	184	15.4		청각장애	128	10.7
학력	초졸	427	35.8		언어장애	5	0.4
	중졸	198	16.6		정신지체(지적장애)	21	1.8
	고졸	267	22.4		정신장애	37	3.1
	전문대졸	41	3.4		신장장애	40	3.4
	대졸이상	77	6.4		심장장애	6	0.5
					호흡기장애	10	0.8
종교 유무	있음	625	52.3		간장애	4	0.3
	없음	569	47.7		안면장애	2	0.2
					장루,요루장애	9	0.8
			간질장애		6	0.5	
			비등록장애인 (보훈처등록장애인포함)		52	4.4	
			장애 정도		심한장애	361	30.2
				심하지 않은 장애	781	65.4	
				비등록 장애인 (보훈처등록장애인포함)	52	4.4	

### 2. 주요 변수의 상관관계 및 각 변수의 특성

본 연구의 주요 변수인 자아존중감과 우울의 시기별 상관관계를 분석한 결과가 다음의 <표 3>에 제시되어 있다. 자아존중감과 우울의 각 시점별 변수들 간에는 일관되게 정적인 상관관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 자아존중감과 우울의 각 시점별 변수들 간에는 통계적으로 유의한 부적인 상관관계가 일관되게 나타나는 것으로 나타났다. 다음으로 각 변수의 시점별 값들의 정규성을 검토하기 위하여 왜도(skew)와 첨도(kurtosis)를 확인한 결과, 각 시점별 자아존중감과 우울 변수에서 왜도와 첨도의 절대값 기준인 2와 7을 넘지 않아 정규성이 충족하는 것으로 판단하였다(Kline, 2016).

〈표 3〉 주요 변수간의 상관관계 및 주요 측정 값

	자존감 12차	자존감 13차	자존감 14차	자존감 15차	우울 12차	우울 13차	우울 14차	우울 15차
자존감 12차	1							
자존감 13차	.531**	1						
자존감 14차	.444**	.472**	1					
자존감 15차	.385**	.456**	.499**	1				
우울 12차	-.539**	-.375**	-.386**	-.301**	1			
우울 13차	-.419**	-.526**	-.391**	-.300**	.513**	1		
우울 14차	-.355**	-.349**	-.507**	-.328**	.441**	.433**	1	
우울 15차	-.251**	-.333**	-.363**	-.521**	.346**	.389**	.475**	1
사례 수	1194	1094	988	921	1194	1094	988	921
결측값	0	100	206	273	0	100	206	273
평균	28.15	28.67	28.81	28.41	5.64	5.52	5.63	5.60
표준편차	4.13	4.04	4.52	4.34	5.77	5.59	5.72	5.48
왜도	-0.31	-0.42	-0.24	-0.35	1.21	1.30	1.23	1.14
첨도	-0.23	0.49	-0.17	-0.01	1.26	1.77	1.12	0.88

\*\*p<.01

다음으로 주요 변수들의 성별 및 연령집단 간 평균의 차이를 다음의 <표 4>에 제시하였다. 자아존중감 및 우울에 대한 성별집단간 비교에서 전체 기간에서 통계적으로 유의하게 여성이 남성에 비해 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다. 다음으로 연령집단간 주요 변수의 평균 차이를 검토한 결과, 노인 장애인 집단이 성인장애인집단에 비해 통계적으로 유의하게 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 주요 변수들의 성별 및 연령집단간 평균 차이

구분		자존감 12차	자존감 13차	자존감 14차	자존감 15차	우울 12차	우울 13차	우울 14차	우울 15차
남성	평균	28.61	28.95	29.32	28.70	4.63	4.85	4.63	4.88
여성	평균	27.65	28.36	28.24	28.07	6.73	6.28	6.76	6.43
	t-test	4.076**	2.426**	3.776**	2.199*	-6.345**	-4.248**	-5.885**	-4.320**
성인	평균	28.81	29.02	29.23	28.91	4.67	4.75	4.55	4.70
노인	평균	27.80	28.48	28.58	28.13	6.15	5.94	6.22	6.11
	t-test	4.048**	2.049*	2.154*	2.616**	-4.260**	-3.396**	-4.408**	-3.800

\*\*p<.01, \*p<.05

### 3. 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연모형 분석

장애인의 자아존중감과 우울이 시간에 따른 변화의 정도와 두 변수 간의 인과관계를 검증하기 위하여 자기회귀교차지연 효과를 검증하였다. 분석을 위해 설정한 경쟁모형의 적합도 및 비교결과가 다음의 <표 5>에 제시되어 있다. 분석 결과, 모든 경쟁모형에서의 적합도가 수용가능한 수준에 있는 것으로 나타났으며, 각 경쟁모형에 대한 적합도의 비교에서 모든 모형에서 동일성 확보기준을 충족하는 것으로 나타났다. 이에 8개의 모형 중 가장 간명하면서도 동일성 제약 수준이 높은 오차공분산동일성 모형인 모형 8을 최종 모형으로 선택하였다.

<표 5> 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 모형 검증 및 모형 비교

model	Model fit index					Model comparison		
	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	
기저모형	모형1	1177.586	236	.900	.921	.058	-	-
측정동일성 모형	모형2	1182.018	239	.901	.921	.058	.000	.000
	모형3	1210.712	248	.902	.919	.057	-.002	-.001
경로동일성 모형	모형4	1213.236	250	.903	.919	.057	.000	.000
	모형5	1213.270	252	.904	.920	.057	+.001	.000
	모형6	1216.314	254	.905	.919	.056	-.001	-.001
	모형7	1226.250	256	.905	.919	.056	.000	.000
오차공분산동일성 모형	모형8	1229.026	258	.905	.919	.056	.000	.000

다음으로 최종 모형의 자기회귀계수와 교차회귀계수를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 시간의 흐름에 따른 결과를 다음의 <표 6>에 제시하였다. 분석결과, 자기회귀효과와 관련하여 이전 시점의 자아존중감과 우울은 각각의 이후 시점의 자아존중감과 우울에 통계적으로 유의한 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 자아존중감과 우울의 교차지연효과와 관련하여 이전 시점의 자아존중감이 높아지면 이후 시점의 우울이 낮아져 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울이 높아졌을 때 자아존중감의 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 결과적으로 장애인의 자아존중감과 우울의 교차지연 효과의 경우, 시간의 흐름에 따라 자아존중감이 우울에 영향을 미치는 취약성 모형을 지지하는 것으로 나타났다.

<표 6> 최종 모형의 경로계수

경로	$\beta$	B	S.E.	C.R.
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.780	.761	.031	24.498***
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.713	.761	.031	24.498***
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.740	.761	.031	24.498***
12차 우울 → 13차 우울	.437	.421	.027	15.559***
13차 우울 → 14차 우울	.413	.421	.027	15.559***
14차 우울 → 15차 우울	.438	.421	.027	15.559***
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.212	-.034	.005	-7.215***
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.203	-.034	.005	-7.215***
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.225	-.034	.005	-7.215***
12차 우울 → 13차 자아존중감	.018	.107	.178	.601
13차 우울 → 14차 자아존중감	.017	.107	.178	.601
14차 우울 → 15차 자아존중감	.016	.107	.178	.601

\*\*\*p<.001

#### 4. 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연모형에 대한 다중집단 분석

장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과를 분석한 최종 모형(모형 8)을 중심으로 성별집단 및 연령대집단별 차이가 있는지를 검증하기 위하여 다중집단분석을 실시하였다. 다중집단분석을 통해

장애인의 성별 및 연령대에 따라 자기회귀 효과와 교차지연 효과의 차이를 살펴보고자 하였다. 다중집단 분석은 앞서 <표 1>에 제시한 바와 같이 경쟁모형을 모형 A에서 모형 H까지 구성하여 분석을 실시하였는데, 이에 앞서 각 집단별 형태동일성이 유지되는 지에 대한 검증을 위하여 전체 집단의 최종 모형으로 채택된 모형 8에 대해 각 집단별로 각각 모형적합도를 살펴보았다.

1) 성별집단

다중집단분석에 앞서 남성 장애인과 여성 장애인의 집단별 분석모형의 형태동일성 분석결과를 다음의 <표 7>에 제시하였다. 남성 장애인의 경우, TLI지수가 약간 떨어지는 것으로 나타났으나 나머지 CFI 및 RMSEA 지수가 수용 가능한 수준으로 나타나 남성 장애인 집단을 수용 가능한 것으로 판단하였다. 그리고 여성 장애인 집단의 적합도도 수용 가능한 수준에 있는 것으로 나타나 최종적으로 두 집단의 형태동일성이 유지되는 것으로 판단하여 다중집단분석을 실시하였다.

<표 7> 성별집단에 대한 형태동일성 검증 결과

집단	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA
남성장애인	856.025	258	.892	.907	.061
여성장애인	670.192	258	.911	.923	.053

성별집단에 따라 자아존중감과 우울의 자기교차회귀지연 효과의 차이가 있는지를 검증하기 위하여 8개의 경쟁모형에 대한 검증을 실시하였고, 주요한 결과를 다음의 <표 8>에 제시하였다. 다중집단분석에서도 동일한 모형적합도 비교 기준을 적용하여 각 모형들을 비교한 결과, 기저모형인 모형 A에서부터 요인공분산동일성 모형인 모형 H까지 모두 모형적합도가 유의할 정도로 나빠지지 않는 것으로 나타나 가장 간단한 모형 H를 최종모형으로 선택되었다. 즉, 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연 효과가 성별 집단에 따른 차이가 없는 것으로 볼 수 있다.

<표 8> 성별집단에 대한 경쟁모형 검증 및 모형 비교

model	Model fit index					Model comparison		
	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	
기저모형	모형A	1526.207	516	.900	.914	.041	-	-
측정동일성 모형	모형B	1528.985	517	.900	.914	.041	.000	.000
	모형C	1533.911	520	.901	.914	.040	.000	-.001
	모형D	1534.176	521	.901	.914	.040	.000	.000
경로동일성 모형	모형E	1534.240	522	.901	.914	.040	.000	.000
	모형F	1535.595	523	.901	.914	.040	.000	.000
	모형G	1538.155	524	.901	.914	.040	.000	.000
오차공분산동일성 모형	모형H	1538.790	525	.902	.914	.040	.000	.000

최종 모형 H를 기준으로 성별집단에 대한 경로계수는 다음의 <표 9>에 제시되어 있다. 전체 집단의 모형 8에서와 같이 모든 경로가 유의하였고, 자기회귀 효과에서는 모두 정적인 영향이 나타났다. 자아존중감과 우울의 교차지연 효과에서도 전체 집단 분석과 동일하게 자아존중감이 우울에 미치는 영향은 부적인



효과를 보였고, 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과 관계에서 남녀집단 구분 없이 취약성 모형을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

<표 9> 성별집단에 대한 최종 모형의 경로계수

경로	공통			남성	여성
	B	S.E.	C.R.	$\beta$	$\beta$
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.778	.781
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.718	.706
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.761	.031	24.647***	.741	.736
12차 우울 → 13차 우울	.405	.027	14.910***	.404	.430
13차 우울 → 14차 우울	.405	.027	14.910***	.415	.386
14차 우울 → 15차 우울	.405	.027	14.910***	.396	.447
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.223	-.208
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.224	-.193
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.036	.005	-7.383***	-.232	-.230
12차 우울 → 13차 자아존중감	.121	.173	.701	.020	.023
13차 우울 → 14차 자아존중감	.121	.173	.701	.019	.020
14차 우울 → 15차 자아존중감	.121	.173	.701	.018	.020

\*\*\*p<.001

## 2) 연령집단

다음으로 65세를 기준으로 성인과 노인으로 구분한 연령집단에 대한 다중집단분석을 위하여 성인장애인과 노인장애인의 집단별 형태동일성 분석을 실시하여 다음의 <표 10>에 제시하였다. 성인장애인과 노인장애인의 각각의 모형 적합도가 수용가능한 수준으로 나타나 형태동일성이 유지되는 것으로 판단하였다.

<표 10> 연령집단에 대한 형태동일성 검증 결과

집단	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA
성인장애인	576.278	258	.921	.932	.055
노인장애인	867.262	258	.903	.917	.055

연령집단에 따라 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과에 차이가 있는지를 검증하기 위하여 8개의 경쟁모형에 대한 검증결과가 다음의 <표 11>에 제시되어 있다. 다중집단분석에서 기저모형인 모형 A에서부터 요인공분산동일성 모형인 모형 H까지 모두 모형적합도가 나빠지지 않는 것으로 나타나고 있어 가장 간명한 모형인 모형 H를 최종모형으로 선택하였다. 이는 성인장애인과 노인장애인의 자아존중감과 우울에 대한 자기회귀교차지연 효과에 차이가 없음을 보여주는 것이라고 할 수 있다.

〈표 11〉 연령집단에 대한 경쟁모형 검증 및 모형 비교

model	Model fit index					Model comparison		
	$\chi^2$	df	IFI	CFI	RMSEA	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA	
기저모형	모형A	1443.623	516	.910	.923	.039	-	-
측정동일성 모형	모형B	1443.663	517	.910	.923	.039	.000	.000
	모형C	1489.922	520	.907	.919	.040	-.004	+.001
경로동일성 모형	모형D	1492.998	521	.907	.919	.040	.000	.000
	모형E	1494.916	522	.907	.919	.040	.000	.000
	모형F	1496.612	523	.907	.919	.040	.000	.000
오차공분산동일성 모형	모형G	1497.062	524	.907	.919	.039	.000	-.001
	모형H	1497.339	525	.907	.919	.039	.000	.000

마지막으로 모형 H를 기준으로 연령집단에 대한 경로계수는 다음의 <표 12>에 제시되어 있다. 전체집단의 분석 모형인 모형 8에서와 같이 모든 경로가 유의하였고, 자아존중감과 우울의 자기회귀효과에서는 모두 정적인 영향이 나타났다. 자아존중감과 우울의 교차지연효과에서도 전제 분석과 동일하게 자아존중감이 우울에 미치는 영향은 부적인 효과를 보였고, 우울이 자아존중감에 미치는 영향은 정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연령에 관계없이 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계는 취약성 모형을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 12〉 연령집단에 대한 최종 모형의 경로계수

경로	공통			성인	노인
	B	S.E.	C.R.	$\beta$	$\beta$
12차 자아존중감 → 13차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.782	.759
13차 자아존중감 → 14차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.700	.696
14차 자아존중감 → 15차 자아존중감	.748	.031	24.341***	.722	.728
12차 우울 → 13차 우울	.417	.027	15.658***	.431	.431
13차 우울 → 14차 우울	.417	.027	15.658***	.429	.402
14차 우울 → 15차 우울	.417	.027	15.658***	.419	.441
12차 자아존중감 → 13차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.221	-.204
13차 자아존중감 → 14차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.218	-.194
14차 자아존중감 → 15차 우울	-.034	.005	-7.313***	-.234	-.220
12차 우울 → 13차 자아존중감	.053	.173	.303	.009	.009
13차 우울 → 14차 자아존중감	.053	.173	.303	.008	.008
14차 우울 → 15차 자아존중감	.053	.173	.303	.007	.008

\*\*\*p<.001

## 제 5절 논의 및 결론

본 연구는 장애인의 자아존중감과 우울의 종단적 인과관계를 검증하기 위하여 한국복지패널 12차년도(2017년)부터 15차년도(2020년)까지의 자료를 기준으로 자기회귀교차지연모형을 적용하여 분석을 실시하였다. 이와 더불어 남성 장애인 및 여성 장애인, 성인 장애인 및 노인 장애인으로 구분하여 다중집단 분석을 실시함으로써 자아존중감과 우울의 관계가 성별 및 연령대에 따른 차이가 있는지를 검증하였다. 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 장애인의 자아존중감과 우울의 측정시점별 평균을 비교한 결과, 전체 집단의 경우에 자아존중감은 28.15점에서 28.81점이고, 우울은 5.52점에서 5.64점으로 시간의 흐름에 따른 변화가 거의 일어나지 않고 있는 것을 알 수 있고, 성별 및 연령집단에 따른 평균의 차이에서는 여성장애인 집단이 남성장애인 집단에 비해, 그리고 노인장애인 집단이 성인장애인 집단에 비해 통계적으로 유의하게 자아존중감이 낮고 우울은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 장애인의 자아존중감이 남성에 비해 여성이 낮다는 연은모·최효식(2019)의 연구결과와 같으며, 40-50대에서는 자아존중감이 낮아졌다가 60대 이후에 다시 높아지는 U자형 패턴을 보여준다는 노승현(2007)의 연구결과와는 상반되는 것이며, 우울의 경우 남성보다 여성이 더 높다는 연구 및 성인장애인에 비해 노인장애인이 더 높다는 선행연구의 결과와 일치하는 것으로 볼 수 있다(김예순 외, 2014; 김정석 외, 2017; 이현주·강상경, 2009; 전혜숙·강상경, 2013; 조혜정·서인균, 2012).

둘째, 장애인의 자아존중감과 우울은 각각 이후 시점의 자아존중감과 우울에 정적(+인) 방향으로 유의한 자기회귀효과를 가지는 것으로 나타났으며, 영향력의 크기 또한, 자아존중감이 .780~.740, 우울이 .437~.438로 나타나 초기 측정 시점의 자아존중감과 우울이 시간의 흐름에 따라 그 수준이 유지되고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 다양한 대상자들의 자아존중감과 우울의 자기회귀 효과를 검증하고 있는 선행연구의 결과들과 일치하는 것으로 볼 수 있다(김경호, 2019; 김유현·신승현, 2019; 이형하, 2020; 정문경, 2021; 조춘범·김동기, 2010; 최희철, 2011, 2019).

셋째, 장애인의 자아존중감과 우울의 교차회귀효과를 통해 상호인과관계를 검증한 결과, 이전 시점의 자아존중감(t-1)이 높아지면 이후 시점의 우울(t)이 낮아져 부적인 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 이전 시점의 우울(t-1)이 높아졌을 때 이후 시점의 자아존중감(t)의 변화는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자아존중감과 우울의 관계에 관한 취약성 모형을 지지하는 것으로 청소년을 대상으로 한 김경호(2019), Orth et al.(2008) 및 신체장애인을 대상으로 한 조혜정·서인균(2012)의 연구의 결과와 같다고 할 수 있다. 이것은 자아존중감과 우울의 관계를 다루고 있는 연구들을 전체적으로 검토하고 있는 Orth and Robins(2013)의 연구에서와 같이, 상처모형 혹은 상호인과성 모형보다 낮은 자아존중감이 우울에 영향을 미친다는 취약성 모형에 관한 증거가 더욱 강함을 제시하고 있는 것과 그 맥을 같이한다고 할 수 있다.

넷째, 장애인의 자아존중감과 우울의 자기회귀교차지연 효과가 성별 및 연령집단에 따라 어떻게 나타나는지에 대한 다중집단 분석결과, 남녀집단 및 연령집단 모두에서 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감과 우울 각각의 자기회귀효과에서 성별집단 및 연령집단 모두 동일하게 이전 시점의 자아존중감과 우울이 이후 시점의 자아존중감과 우울에 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났고, 교차지연효과에서는 성별집단 및 연령집단 모두에서 자아존중감이 우울에 영향을 미친다는 취약성 모형을 지지하고 있음을 보여주었다. 이러한 연구의 결과는 자아존중감과 우울의 인과관계가 성별 간 차이가 없음을 제시하는 Orth et al.(2008)의 연구와 같은 맥락에서 이해할 수 있다.

이상의 연구결과를 바탕으로 장애인의 자아존중감 향상과 우울 증상의 개선을 위한 사회복지적 개입의 측면을 논의하면 다음과 같다.

첫째, 모든 사람의 자아존중감과 우울 수준이 같을 수는 없으며, 각 개인의 연령, 성별, 신체조건, 사회경제적 지위 등의 다양한 요인에 따라 차이가 발생할 수 밖에 없다. 그러나 이러한 차이가 단순히 수량적 차이가 아니라 불필요하고 피할 수 있으며 공정하지 못한 이유에 의해 발생하는 것이라면, 이는 불형평(inequity)이며 개선이 필요한 것이라고 할 수 있다(유창민, 2017). 이러한 측면에서 장애인의 경우에는 장애로 인한 기능 저하, 사회에서 경험하는 차별이나 낙인, 사회경제적 수준의 차이 등으로 인하여 자아존중감이 낮아지고 우울 수준이 높아질 가능성이 높기 때문에 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 개선을 위한 개입이 우선적으로 이루어져야 한다고 볼 수 있다(전해숙·강상경, 2013). 이러한 측면에서 본 연구의 결과와 같이 장애인의 자아존중감과 우울이 시간의 흐름에 따라 그 수준이 크게 변화하지 않는다는 것은 비장애인에 비해 낮은 수준에 있는 장애인의 자아존중감과 우울에 대한 직접적인 개입이 이루어지지 않는다면 그들의 자아존중감과 우울이 자연스럽게 개선되지 않을 수 있음을 시사한다. 이는 장애인이 우리 사회속에서 경험하고 신체적 측면 또는 사회경제적 측면에서의 차별과 불형평을 개선하는 것과 동시에 그들의 자아존중감과 우울의 문제를 직접적으로 해결하기 위한 개입이 동시에 필요하다는 것을 의미한다.

둘째, 장애인의 자아존중감과 우울의 수준이 성별과 연령대에 따라 차이가 나타나고 있다는 것은 여성장애인과 노인장애인이 이중적인 차별을 겪고 있을 가능성이 있음을 시사한다. 즉, 장애인은 장애로 인하여 비장애인과 신체적, 사회적, 직업적 측면 등 다양한 영역에서 차별을 경험하게 되는데, 이러한 차별이 장애를 가진 여성과 노인에게 더욱 가중되는 실정이 되고 있다. 이러한 이중적인 차별로 인해 더 낮은 수준의 자아존중감과 높은 수준의 우울을 가지게 되기 때문에 장애인의 자아존중감과 우울의 문제를 개선하기 위한 개입을 실시할 있어서 성별과 연령에 따른 고려가 필요하다고 할 수 있다. 예를 들면, 여성장애인이 남성장애인에 비해 스스로 외부활동을 하는 것에 대한 어려움을 더 많이 느끼고 있다는 측면에서 지역 사회와 상호작용할 수 있는 기회가 줄어들고 고립될 가능성이 높기 때문에 사회적 관계망을 확대하기 위한 노력이 더 많이 필요하다는 것이다(이성은, 2009). 뿐만 아니라, 전해숙·강상경(2013)의 연구에서 제시한 것과 같이 일상생활기능의 경우 성인장애인보다는 고령장애인의 우울에 더 많은 영향을 미치고 있기 때문에 일상생활기능 지원을 통한 개입은 고령장애인에게 더 큰 효과가 있을 수 있다는 것이다.

셋째, 장애인의 자아존중감과 우울의 관계는 취약성 모형을 지지하는 것으로 나타났는데, 이는 장애인을 대상으로 한 개입에서 자아존중감의 향상을 목표로 한 개입이 우울의 감소에도 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 의미한다. 특히, 자아존중감이 높은 장애인의 경우 우울 수준이 낮을 뿐 아니라 시간이 경과할수록 우울 수준을 빠르게 낮출 수 있는 요인(조혜정·서인균, 2012)이 될 수 있기 때문에 장애인의 자아존중감에 대한 개입을 확대할 필요가 있다는 것이다. 장애인에게 있어 자아존중감은 스스로가 가치있는 존재라는 인식을 갖도록 해줄 뿐 아니라 장애를 더 잘 수용할 수 있도록 함으로써 장애를 극복할 수 있도록 하는 중요한 심리적 자원이기 때문에(이상준, 안수영, 2011), 장애가 발생한 시점뿐 아니라 장애가 발생한 이후의 재활 및 사회복지의 과정에서도 자아존중감이 저하되지 않도록 하는 세심하고 꾸준한 노력이 필요하다고 할 수 있다(조혜정·서인균, 2012).

정리하면, 장애인의 자아존중감과 우울은 그들의 삶과 직접적으로 연결된 중요한 심리적 요인이 되기 때문에 이를 개선하기 위해서는 장애인의 사회경제적 참여를 높이고 차별이 이루어지지 않도록 하는 인식 개선 및 사회적 시스템의 개선이 필요하며, 장애인 개개인이 지닌 강점을 최대한 활용하여 어려움과 갈등을 해결하고 사회의 구성원으로서 역할을 수행할 수 있도록 하는 적극적인 개입이 이루어져야 한다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 장애인의 자아존중감과 우울의 인과관계를 4년에 걸친 자료를 통해 검토하고 있는데, 비록 장애인을 대상으로 하지는 않았지만 30년이라는 기간을 중심으로 분석하고 있는 Steiger et al.(2015)의 연구에서와 같이 장기간의 흐름을 반영한 분석을 시도해볼 필요가 있다. 둘째, 장애인의 삶에 영향을 미칠 수 있는 심리적 요인이 자아존중감과 우울 외에도 다양하기 때문에, 후속 연구를 통해서 다양한 요인들의 자기회귀교차지연 효과에 대한 검증을 통해 인과관계를 검토하는 연구가 시도될 필요가 있다. 셋째, 장애인의 어려움은 장애의 유형과 정도, 사회경제적 지위 등 개개인이 처해있는 상황에 따라 상당히 다르게 나타날 수 있기 때문에 이들의 자아존중감과 우울의 관계에 대한 좀 더 세분화된 집단을 중심으로 검토해볼 필요가 있다. 이러한 점을 고려한 후속 연구를 통해 장애인의 자아존중감과 우울의 관계에 관한 좀 더 다양한 논의들이 진행되기를 기대한다.

## 참고문헌

- 권태연. 2009. 노년기 연소노인, 중고령노인, 초고령노인 집단의 스트레스 요인과 자아존중감이 우울에 미치는 영향: 자아존중감 2요인의 매개효과를 중심으로. 사회복지연구. 40(1): 163-196.
- 권현수. 2010. 장애인의 문제음주, 우울, 건강의 구조적 관계: 빈곤수준에 따른 다집단분석의 적용. 지역사회연구. 18(3): 131-153.
- 김경호. 2019. 청소년의 자아존중감과 우울 간의 관계: 한국아동·청소년패널조사의 3개 시점의 비교. 청소년복지연구. 21(2): 69-96.
- 김민선·고은영. 2020. 청소년의 자기효능감, 진로탐색 행동, 진로미결정 간 자기회귀 교차지연 효과 검증. 청소년문화포럼. 62: 51-79.
- 김예순·김선용·김명. 2014. 성인 장애인의 일상생활활동과 우울 영향 요인: 한국복지패널 장애인 부가조사를 이용하여. 대한보건연구. 40(4): 51-62.
- 김유현·신승현. 2019. 지역아동센터 이용 아동의 학업성취, 자아존중감, 우울의 종단적 인과관계. 아동교육. 28(1): 139-161.
- 김정석·신유리·노승현. 2017. 중고령 장애인의 우울 영향요인 연구: 중년기와 고령기의 비교를 중심으로. 인문사회과학연구. 54: 77-96.
- 김혜미. 2014. 한국 성인의 우울과 자아존중감의 종단적 상호관계에 관한 연구: 인지취약모델과 상처모델 검증. 사회복지연구. 45(2): 233-261.
- 남일성·현다운. 2014. 우울증의 성별 격차에 대한 분석: 사회 불평등의 설명. 사회보장연구. 30(2): 143-163.
- 노승현. 2007. 중·노령 여성지체장애인의 주관적 삶의 질에 영향을 미치는 요인연구. 한국비영리연구. 6(1): 205-241.
- 배병렬. 2018. Amos 24 고급 구조방정식모델링. 청람. 서울
- 보건복지부. 2021. 2020년 장애인실태조사 결과 보고서
- 연은모·최효식. 2019. 장애인의 자아존중감, 자기효능감, 장애 수용에 따른 잠재집단 탐색 및 잠재집단별 생활만족도, 직무만족도 차이 검증. 학습자중심교과교육연구. 19(3): 133-152.
- 유창민. 2017. 장애인과 비장애인의 우울 불형평 정도: 2006년부터 10년간의 변화궤적을 중심으로. 보건사회연구. 37(2): 150-183.
- 유창민. 2018. 이원적 자아존중감의 10년간의 변화과정: 성인초기, 중년기, 노년기를 중심으로. 보건사회연구. 38(3): 7-44.
- 이난희·송태민. 2015. 경제활동 참여상태에 따른 우울과 자아존중감의 상호 인과성 분석. 보건정보통계학회지. 40(3): 71-84.
- 이문정·남정휘. 2017. 에코부머 장애인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 재활복지. 21(2): 89-111.

- 이상준·안수영. 2011. 자아존중감과 우울이 중도지체장애인의 장애수용에 미치는 영향: 사회적 지지의 조절효과 검증. 장애와 고용. 21(3): 239-266.
- 이성은. 2009. 여성장애인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인. 한국가족복지학. 27: 209-242.
- 이자영·남숙경·이미경·이지희·이상민. 2009. Rosenberg의 자아존중감 척도. 한국심리학회지 상담 및 심리치료. 21(1): 173-189.
- 이현주. 2013. 노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인. 노인복지연구. 61: 291-318.
- 이현주·강상경. 2009. 장애인의 스트레스, 심리사회적 자원 및 우울의 관계. 정신건강과 사회복지. 33: 193-217.
- 이형하. 2020. 노인의 자산과 우울 및 삶의 만족 간의 종단적 인과관계: 자기회귀교차지연모형의 적용. 디지털융복합연구. 18(6): 513-522.
- 전해숙·강상경. 2013. 장애인의 우울케적 관련요인에 대한 탐색적 연구: 복지패널 장애인부가조사를 이용한 65세 이상과 65세 미만 비교. 재활복지. 17(2): 41-67.
- 정문경. 2021. 학교 밖 청소년의 사회적 낙인감과 자아존중감의 종단적 인과관계 검증: 자기회귀 교차지연 모형의 적용. 학교사회복지. 53: 55-79.
- 정은석·이주연. 2014. 아동·청소년의 자아존중감 발달 궤적: 성별 차이를 중심으로. 한국복지패널 학술대회 논문집. 7: 473-489.
- 조은별. 2019. 청소년의 예술경험과 창의성의 자기회귀교차지연 효과와 성별에 따른 차이 분석. 창의력교육연구. 19(3): 1-20.
- 조혜정·서인균. 2012. 신체장애인의 우울발달궤적 예측요인: 한국복지패널을 이용하여. 장애와 고용. 22(1): 87-112.
- 조춘범·김동기. 2010. 청소년의 우울과 자아존중감의 자기회귀교차지연 효과검증: 성별간 다집단 분석을 중심으로. 청소년복지연구. 12(4): 207-229.
- 최희철. 2011. 자기존중감과 우울의 상호적 관계 인지적 취약성 모델, 상처모델, 상호순환적 효과 모델의 검증. 상담학연구. 12(6): 2251-2271.
- 최희철. 2019. 성인기 지체장애인의 자기존중감과 우울 증상 사이의 상호순환 관계. 지체·중복·건강장애연구. 62(3): 55-74.
- 허만세·박병선·배성우. 2015. 한국어판 축약형 CES-D 척도의 측정불변성 검증. 정신보건과 사회사업. 43(2): 313-339.
- 통계청. 2021. <https://kosis.kr/index/index.do>
- Baumeister, R., F., Campbell, J., D., Krueger, J., I. and Vohs, K., D. 2003. Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or heal their lifestyles?. Psychological Science in the Public Interest. 4(1): 1-24.
- Beck, A. T. 1967. Depression: Clinical, experiential, and theoretical aspects. New York: Harper & Row.
- Chen, F. F., 2007, Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 14(3): 464-504.

- Donnellan, M. B., Trzesniewski, K. H., Robins, R. W., Moffitt, T. E. and Caspi, A. 2005. Low self-esteem is related to aggression, antisocial behavior, and delinquency. *Psychological Science*. 16(4): 328-335.
- Hu, L. and Bentler, P. M. 1999. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternative. *Structural Equation Modeling*. 6(1): 1-55.
- Jayanthi, P., and Rajkumar, R. 2014. Is low self-esteem a risk factor for depression among adolescents? An analytical study with interventional component. *International Journal of Medical Research & Health Sciences*. 3(3): 627-633.
- Kline, R. B., 2016, *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*(Fourth Ed), New York: The Guilford Press.
- Kohout, F. L., Berkman, L. f., Evans, D. A., and Cornoni-Huntley, J. 1993. Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*. 5: 179-193.
- Longmore, M. A., and DeMaris, A. 1997. Perceived inequity and depression in intimate relationships: The moderating effect of self-esteem. *Social Psychology Quarterly*. 60(2): 172-184.
- Manna, G., Falgares, G., Ingoglia, S., Como, M. R., and De Santis, S. 2016. The relationship between self-esteem, depression and anxiety: Comparing vulnerability and scar model in the Italian context. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*. 4(3): 1-17.
- Ormel, J., Oldehinkel, A. J., and Vollebergh, W. 2004. Vulnerability before, during, and after a major depressive episode. *Archives of General Psychiatry*. 61: 990-996.
- Orth, U., and Robins, R. W. 2013. Understanding the link between low self-esteem and depression. *Current Directions in Psychological Science*. 22(6): 455-460.
- Orth, U., Robins, L., and Meier, L. M. 2009. Disentangling the effects of low self-esteem and stressful events on depression: Findings from three longitudinal studies. *Journal of Personality and Social Psychology*. 97: 307-321.
- Orth, U., Robins, R. W., and Roberts, B. W. 2008. Low self-esteem prospectively predicts depression in adolescence and young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*. 95(3): 695-708.
- Rosenberg, M. 1965. *Society and The Adolescent Self-Image*. Princeton University Press. Princeton. N. J.
- Shahar, G., and Davidson, L. 2003. Depressive symptoms erode self-esteem in severe mental illness: A three-wave, cross-lagged study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. 71(5): 890-900.
- Shahar, G., and Henrich, C. C. 2010. Do Depressive Symptoms Erode Self-esteem in Early Adolescence?. *Self and Identity*. 9(4): 403-415.
- Sowislo, J. F., and Orth, U. 2013. Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*. 139(1): 213-240.
- Steiger, A. E., Fend, H. A., and Allemand, M. 2015. Testing the vulnerability and scar models of self-esteem and depressive symptoms from adolescence to middle adulthood and across generations. *Developmental psychology*. 51(2): 236-247.



Wichstorm, L. 2000. Predictor of adolescent suicide attempts: A nationally representative longitudinal study of Norwegian adolescent. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. 39(5): 603-610.



# 장애인에 대한 돌봄 부담이 가족의 경제활동에 미치는 영향

조상은(한경대학교), 오욱찬(한국보건사회연구원)

이 논문에서는 장애인에 대한 돌봄부담이 가족의 고용과 노동시간에 영향을 미치는지 확인하고, 돌봄부담과 고용 여부 간 관계와 돌봄부담과 노동시간 간 관계에서 성별에 따른 차이가 있는지 확인하였다. 기존 국외 문헌들을 통해 장애인에 대한 돌봄이 가족돌봄제공자의 고용 여부, 노동시간 등 경제활동에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인했으나 이러한 돌봄부담과 가족의 경제활동에 관한 국내 연구는 부족하다. 따라서 이 연구에서는 한국복지패널 장애인 부가조사 5개 차수 자료를 활용하여 18~64세의 근로연령대 비장애인을 대상으로 장애인에 대한 돌봄부담 정도가 경제활동에 미치는 영향을 분석하였다. 연구대상은 최대 13,336명(남성 6,424명, 여성 6,912명)이고 5개 차수의 개인-연도 사례수로는 최대 37,419명이었다. 자료 분석에서는 패널 회귀분석에 하이브리드 방법(hybrid method)을 적용했다. 주요 연구결과를 살펴보면, 첫째, 장애인에 대한 돌봄부담은 남성에 비해 여성이 더 높게 나타났고, 둘째, 기술통계에서 여성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률과 연간 노동시간이 상당히 낮아 매우 큰 악영향을 받는데, 남성의 경우에는 다소 낮을 뿐 큰 차이를 보이지 않았다. 셋째, 패널 회귀분석 결과 남성은 장애인에 대한 돌봄부담 수준에 따라 고용과 노동시간에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 반면, 여성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률은 6.5%포인트, 연간 노동시간은 364.8시간 적은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 실천적·정책적 제언을 제시하였다.

주요용어: 장애, 가족돌봄, 돌봄부담, 경제활동, 고용, 노동시간

## 제1절 서론

한국에서 장애인 가구원의 일차적 돌봄제공자는 대부분 같이 거주하고 있는 가족으로(76.9%), 배우자(38.7%), 부모(20.8%), 자녀(13.3%)가 높은 비중을 차지한다(한국보건사회연구원, 2021). 미국이나 유럽 등 서구 국가들에서도 장애 또는 건강문제 등으로 인해 특별한 욕구를 가진 아동에 대한 돌봄은 대부분 부모가 담당하고 있고 노인이나 성인장애인의 경우도 가족에 의해 돌봄이 제공되고 있어 한국과 마찬가지로 가족의 역할이 크다(Ciccarelli & Van Soest, 2018).

장애인에 대한 과도한 돌봄부담은 돌봄제공자에게 다양한 역기능적인 영향을 준다. Baldwin과 Glendinning(1981)은 중증장애인을 돌보는 돌봄제공자에 대한 역기능적인 영향을 비용(costs)으로 표현하며 그 영향들을 크게 돌봄제공자들의 사회활동 제한과 같은 기회비용(Opportunities costs), 스트레스 수준 증가와 같은 심리적 비용(Psychological costs), 임금의 감소 또는 추가비용 증가 등과 같은 재정적 비용(Financial costs)으로 구분하고 있다(Hirst, 1985 재인용). 이중 장애로 인한 재정적 비용이 장애인 가구에 가장 직접적이고 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석한 연구들이 많았으며 세계보건기구와 세계은행이

2011년에 발간한 《장애에 관한 세계보고서(World report on Disability)》에서도 장애가 안녕 상태와 빈곤과 복잡하게 얽혀 있어 그 관계성에 대한 관심이 증가하고 있다고 언급한 바 있다(World Health Organization & World Bank, 2011). 일반적으로 전체 인구에 비해 장애인이 있는 가구에서 빈곤은 빈번하게 발견되는 특징을 가진다(Farrell & Krahn, 2014). 이를 장애의 재정적 효과라고 하는데 이것은 장애가 장애인 당사자에게 또는 장애인의 비장애 파트너 또는 부모에게 임금의 손실을 초래해 전체 가구의 소득 감소를 야기할 수도 있고, 임금의 손실 유무에 관계없이 장애로 인한 지속적인 추가비용 때문에 전체 가구의 소득 감소로 이어질 수도 있다는 것이다(Large, 1991). 장애인 가구의 경제적 낙후는 한 가구원의 갑작스러운 장애 발생으로 인해 가구에 제공하던 임금을 더는 제공하지 못해서 일수도 있고 가구원의 장애 발생으로 인해 다른 가구원의 고용에 변화가 생겨서 일수도 있다. 연구들에 따르면 장애아동인 성인장애자녀, 돌봄이 필요한 노인을 돌봐야 하는 근로자의 경우 그렇지 않은 근로자 집단에 비해 지각, 조기 퇴근, 또는 짧거나 긴 휴직을 하는 경우가 발견되었으며 돌봄이 가능한 곳으로 이직을 하거나 조기은퇴, 심지어 직장을 그만두는 가능성이 상대적으로 더 높다는 것이 보고되었다(Chou et al., 2014; Earle & Heymann, 2012; Hirst, 1985; Saunders et al., 2015; Simeu et al., 2019). 이와 같은 과정을 통해 장애인 돌봄은 다른 비장애 가구원의 고용이나 노동시간, 고용형태나 임금수준 등에 부정적인 영향을 미치게 된다.

돌봄과 고용에 관한 연구들은 돌봄이 고용에 미치는 영향이 남녀 간에 차이가 있을 수 있음을 제시한다. 일반적으로 여성이 장애가구원에 대한 일차적 돌봄제공자가 될 가능성이 크기 때문에 성별 간 소득수준에는 지속적인 간극이 발생하게 된다는 것이다. Earle & Haymann(2012)의 연구에서 장애아동을 돌보는 여성은 남성에게 비해 두 배 이상의 임금손실이 발생했는데, 이는 양육책임이 여성의 임금에 부정적인 영향을 미친다는 연구들과 맥을 같이 한다(Ejiri & Matsuzawa, 2019; Simeu & Mitra, 2019). 여성이 남성에게 비해 장애아동에게 돌봄을 제공할 확률이 일반적으로 높다는 것을 전제할 때 놀라운 결과는 아니다(Earle & Haymann, 2012). 비장애 아동을 가진 남성의 경제상태에 대한 연구에서는 자녀가 생겼을 때 남성의 시간당 임금수준과 연간 근로시간은 증가하는 것으로 나타나(Lundberg & Rose, 2002), 자녀돌봄과 고용 간의 관계는 남녀 간 차이를 보일 것으로 예측할 수 있다.

국내외 문헌을 검토한 결과, 장애인 돌봄과 가족의 경제활동에 관한 기존 연구들은 국외에서 활발하게 진행되고 있음을 알 수 있다. 돌보는 장애인이 아동인 경우(Ejiri & Matsuzawa, 2019)와 성인인 경우(Chou et al., 2014; Hirst, 1985)로 구분하여 진행되었다. 연구대상은 장애인을 돌보는 어머니를 대상으로 한 경우(Chou et al., 2014; Ejiri & Matsuzawa, 2019)가 아버지를 대상으로 한 경우(Bourke-Taylor et al., 2021)보다 많았고, 장애인이 있는 가구 전체를 대상으로 하기도 했다(Simeu & Mitra, 2019). 또한 양적 연구로 진행한 연구가 대부분이었으나 질적 연구(Chou et al., 2014)도 있었으며 양적 연구는 국가데이터를 활용하여 종단으로 살펴본 연구들(Saunders et al., 2015; Simeu & Mitra, 2019)도 있었고 설문조사를 활용한 연구(Bourke-Taylor et al., 2021)도 있었다. 한편, 국내의 경우 장애인돌봄이 비장애 가구원의 고용에 미치는 영향에 관한 연구는 찾아보기 어려웠고 장애인의 양육부담이 경제활동에 미치는 영향(이종남, 김병년, 2011) 등 장애인 당사자를 대상으로 한 연구나 가구내 장애인 또는 요양환자의 수가 가구원의 임금에 미치는 영향(김경희, 강은애, 2010), 발달장애인 부모의 경제적 어려움에 관한 기술적 연구(김삼섭, 2016) 정도였다. 돌봄부담과 고용에 관한 연구는 소수일 뿐만 아니라 연구결과의 방향도 일치하지 않아 장애가구의 총 노동공급에 대한 영향에 관한 연구가 국내에서도 시작될 필요성을 시사한다.

장애의 가구에 대한 영향은 장기적으로 볼 때 그 영향이 강할 것이라는 것은 많은 연구에서 지지되고 있어 종단연구가 적합하다는 평가다(Meyer & Mok, 2019; Simeu & Mitra, 2019). 따라서 이 연구에서는 한국복지패널 장애인 부가조사 5개년도 자료를 활용하여 장애인에 대한 돌봄이 비장애 가구원의 고용 여

부와 노동시간에 미치는 영향을 종단으로 확인해보고자 하였다. 이때 장애인 가구가 경험하는 경제적 어려움은 돌봄이 필요로 하는 가구원이 많으면 가중되는데(Farrell & Krahn, 2014), 장애인에 대한 돌봄부담의 순효과를 추정하기 위하여 가구 내에 장애인 구성원 외에 아동, 노인, 만성질환자가 있는지 여부를 통제하고자 했다

따라서 본 연구에서는 첫째, 연구대상을 장애인에 대한 돌봄부담이 없는 가구(장애인이 없는 가구), 돌봄부담이 낮은 가구, 돌봄부담이 높은 가구로 구분하여 가족의 고용 여부와 노동시간에 장애 가구원에 대한 돌봄부담이 어떻게 영향을 미치는지 확인하고, 둘째, 장애인돌봄의 가족 경제활동에 대한 영향에서 남녀 간 차이가 있는지 확인하고자 하였다. 이러한 연구목적에 따른 연구질문은 아래와 같다.

첫째, 장애인에 대한 돌봄부담은 가족의 고용여부에 영향을 미치는가?

둘째, 장애인에 대한 돌봄부담은 가족의 노동시간에 영향을 미치는가?

셋째, 장애인에 대한 돌봄 부담과 가족의 고용여부 간 관계는 성별에 따른 차이가 있는가?

넷째, 장애인에 대한 돌봄 부담과 가족의 노동시간 간 관계는 성별에 따른 차이가 있는가?

## 제2절 이론적 검토

### 1. 장애인에 대한 돌봄부담과 가족의 경제활동

장애인에 대한 돌봄부담이 가족의 경제활동에 부정적 영향을 미친다는 것은 대부분의 기존 연구들을 통해 확인할 수 있었고, 가족의 경제활동은 고용 여부, 노동시간, 임금수준 등 선행연구들에서 다양하게 조작화되어 측정되고 있었다. Ejiri와 Matsuzawa(2019)의 연구에서는 6세에서 18세 장애아동을 돌보는 어머니들을 대상으로 그들의 고용률과 소득수준을 비장애아동의 어머니 집단과 비교하고, 취업에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 연구결과에 따르면, 비장애아동의 어머니 집단에 비해 장애아동의 어머니 집단의 고용률이 낮았고 낮은 소득 집단에 속하는 것으로 나타났다. 이는 장애아동에 대한 어머니의 돌봄이 그들의 고용을 방해한다는 Baldwin(1985)의 연구에서도 지지되고 있다(Hirst, 1985 재인용). 성인장애자녀의 어머니를 대상으로 한 Hirst(1985)의 연구도 성인장애자녀를 돌보는 어머니와 전체 여성 집단을 비교하여 분석했는데 성인장애자녀를 둔 어머니 집단이 전체 여성 집단에 비해 근로참여, 근로시간, 소득수준이 모두 낮게 나타났다. 한편, 성인장애자녀의 장애 정도는 어머니의 고용참여율, 근로시간, 소득에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보고되었다. Chou et al.(2014)에서는 지적 성인장애자녀를 가정에서 전적으로 돌보는 미취업 어머니들을 대상으로 질적 연구를 진행했는데, 장애성인자녀를 돌보는 어머니들의 안녕상태는 아버지들에 비해 낮으며 어머니의 고용참여도 아버지에 비해 낮다는 것을 확인했다.

장애아동이 있는 가구에서는 근로 중에 돌봄제공자로서 역할을 해야 하는 경우 지각을 하거나, 일찍 퇴근하는 경우가 많이 보고되었고 짧거나 긴 휴직을 하는 경우가 보고되었다(National Alliance for Caregiving and American Association of Retired People 2009; Earle & Heymann, 2012 재인용). 뿐만 아니라 장애아동에 대한 돌봄으로 인해 근로시간을 줄이기도 하고 직장을 그만두거나 돌봄이 가능한 직장으로 옮기는 경우도 빈번히 일어나고, 이러한 상황은 성인장애자녀를 돌보는 가구나 만성질환 또는 장애로 노인을 돌보는 가구에서도 예외는 아니다(Chou et al., 2014; Earle & Heymann; 2012; Hirst, 1985; Saunders et al., 2015; Simeu et al., 2019).

장애유형과 장애정도에 따라 집단비교를 한 연구도 있었는데, Saunders et al.(2015)의 연구에서는 연구집단을 자폐 스펙트럼 장애만 있는 장애자녀를 돌보는 돌봄제공자, 지적장애만 있는 장애자녀를 돌보는

돌봄제공자, 두 장애가 모두 있는 장애자녀를 돌보는 돌봄제공자를 구분하여 돌봄제공자의 취업여부, 근로시간과의 관계를 비교 분석했다. 연구결과를 보면, 두 장애를 동반하고 있는 장애자녀의 돌봄제공자 중 52%가 재정적 어려움을 경험했고 51%가 자녀를 돌보기 위해 일을 그만뒀다. 또한 자폐 스펙트럼 장애만 있는 장애자녀의 돌봄제공자에 비해, 자폐 스펙트럼 장애와 지적장애를 모두 동반한 장애자녀의 돌봄제공자는 재정적 어려움 수준도 더 높게 나타났으며 근로시간을 줄일 가능성이 크고 일을 그만둘 가능성도 더 컸다. 또한 자폐 스펙트럼 장애만 있는 장애자녀의 돌봄제공자 집단과 지적장애만 가진 장애자녀의 돌봄제공자 집단 간에는 차이를 보이지 않아 중복장애가 단일 장애보다 돌봄부담이 큼을 알 수 있다(Saunders et al., 2015).

국의 문헌 중에는 장애인에 대한 돌봄부담의 경제적 영향을 측정하기 위해 가족돌봄제공자의 고용여부나 노동시간 외에도 장애인 가구의 근로소득이나 자산, 의료지출의 증가나 비의료 영역의 지출 감소 등의 간접적인 변수들로 살펴본 연구들도 있었다. Indonesian Family Life Survey(IFLS) 국가데이터를 활용하여 3개년 종단연구 진행한 Simeu와 Mitra(2019)의 연구에서는 장애를 기본적 일상생활수행능력(Activities of Daily Living: ADL)으로 정의하고 ADL 수준이 낮은 가구원이 있는 가구 전체를 대상으로 장애인 가구원이 가구의 경제적 수준에 미치는 영향을 확인하였다. 연구결과, 장애가구원의 장애는 가구의 근로소득과 자산을 유의미하게 감소시키고 비장애 가구원들의 의료지출 외 음식, 교육, 기타 비음식 영역에서의 지출을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타나 상당한 부정적 영향이 확인되었다.

이처럼 가구원 내 돌봄이 필요한 장애인이 있을 때 그 돌봄은 가족의 경제활동에 유의미한 부정적 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 한편, 국내에서는 장애돌봄부담과 가족의 경제활동에 관한 직접적인 연구들은 없었고 가구내 장애인 또는 요양환자의 수가 가족돌봄제공자의 임금에 영향을 미치는지 살펴본 김경희, 강은애(2010)의 연구가 있었는데 연구결과는 통계적으로 유의하지 않아 돌봄대상의 수는 가구원의 임금수준과 관계가 없는 것으로 나타났다. 그리고 장애자녀를 둔 어머니의 경제활동에 영향을 미치는 요인을 분석한 박창제, 조남이(2004)의 연구에서는 장애자녀의 연령이 높을수록 어머니의 취업 확률이 높고, 장애등급이 높을수록 경제활동 악화 확률이 높다는 결과가 제시되었다. 하지만 이 연구는 장애인을 자녀로 둔 어머니로 분석대상이 제한되어 장애인에 대한 돌봄부담의 영향을 파악할 수 없었고, 표본의 대표성에 한계가 있고 단순 상관관계를 보는 것에 그쳤다는 한계가 있다. 그리고 김삼섭(2016)의 연구에서는 발달장애인 부모가 겪는 어려움 중 가장 큰 것이 소득활동 또는 경제활동 유지(31.6%)인 것으로 나타났으나 기술적 연구라는 한계를 가진다. 이처럼 장애인에 대한 돌봄부담과 가족의 경제활동을 주제로 한 국내 연구는 유사한 주제 몇 건을 제외하고는 없는 것으로 나타나 국외 연구에 비해 미흡함을 알 수 있다.

## 2. 요돌봄 가구원에 대한 돌봄부담과 가족의 경제활동

가구에는 장애 가구원뿐 아니라 도움이 요구되는 아동과 노인, 장애 외 건강문제가 있는 가구원이 있을 수 있다. 아동돌봄 자체는 부모의 고용상태에 영향을 미치는데, 가구 내 아동의 존재는 임금에 직접적으로 부정적인 영향을 미쳤으며(Korenman & Neumark, 1992) 아동이 있는 부부의 노동시간을 관찰한 결과 한 부모의 노동시간 증가는 상대 배우자의 노동시간 감소로 이어지는 것이 자주 관찰되는 것으로 나타나(Lundberg, 1988; Lundberg & Rose, 2002) 경제활동과 아동돌봄 간에 양립이 어려움이 확인되었다(Mullan, 2018). 이때 가구원 중에 만성질환 등 건강문제를 가진 경우가 있으면 가족의 경제상태에 심각한 영향을 가중시킨다. 물론 아동의 건강상태와 가구 소득 간에는 분명한 상관관계가 있지만 그 방향이 인과적이라는 것에 대해서는 모호하다는 주장도 있다(Mullan, 2018). 하지만 건강에 문제가 있는 아동 돌봄은

부모나 형제에 의해 부분적으로 또는 전적으로 제공되기 때문에 아동돌봄은 가족소득에 중요한 역할을 하게 된다(Mullan, 2018). 따라서 가족의 고용참여에 관해 논할 때 만성질환을 가진 가구원에 대한 돌봄부담은 고려할 필요가 있다. Earle와 Hayman(2000)은 저소득층 여성을 대상으로 15개년 종단연구를 진행했는데, 가구 내 건강문제를 가진 아동의 돌봄은 저소득층 여성의 고용유지에 유의미한 부정적 영향을 미치는 것을 확인했다(Earle & Hayman, 2012 재인용).

한국에서 일반적으로 노인의 돌봄은 대부분 가족 내 여성에 의해 행해진다. 따라서 가구 내 여성 돌봄제공자의 장기간의 돌봄제공은 그들의 경제활동 기회를 가로막아 노년기 빈곤으로 귀결되는 불이익(penalty)으로 작용하게 된다(공선희, 2013). 최근 통계에 따르면, 신체기능 저하로 돌봄을 받는 노인 중 74.5%는 동거가족원, 39.3%는 비동거 가족원으로부터 돌봄을 받고 있었으며(중복응답), 가사, 외출, 식사준비, 신체기능유지 등 일상생활의 대부분 영역에서 배우자로부터 가장 많은 돌봄을 받았고 그 다음은 딸로 나타났다(보건복지부, 한국보건사회연구원, 2020). 연령이 증가함에 따라 신체기능 저하뿐 아니라 복합 만성질환 유병률도 높아지고 있어(보건복지부, 한국보건사회연구원, 2020) 가족의 돌봄부담은 더 증가할 것으로 예측할 수 있다. 노인돌봄은 가족에 의한 비공식 지원에 의해 제공되는 경우가 많은데, 대부분의 기존 연구들을 통해 노인부양부담이 가족돌봄제공자의 경제활동에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 확인할 수 있었다. 즉, 고용을 중단하게 하거나 노동시간을 감소시키고 임금수준을 낮췄다(Carmichael et al., 2010; Crespo & Mitra, 2014, Nguyen & Connelly, 2014). 하지만 일부 연구에서는 고용 여부에는 영향을 미치나 노동시간이나 임금에는 영향을 미치지 않아 지속적인 검증은 요구된다(Lilly et al., 2010; Van Houtven et al., 2013). 성별을 비교한 연구도 있었는데, Ciccarelli와 Van Soest(2018)의 연구에서는 15개 유럽 국가의 50~70세 중고령자를 대상으로 가족 내 노인에 대한 돌봄이 가족돌봄제공자의 고용상태와 노동시간에 영향을 미치는지 살펴본 결과, 유의미한 영향을 미치고 있었고 그 영향은 여성에게서 특히 강하게 나타났다.

### 제3절 연구 방법

#### 1. 분석 자료

이 연구에서는 장애인에 대한 돌봄부담이 경제활동에 미치는 영향을 분석하기 위하여 한국복지패널 자료를 사용한다. 한국복지패널은 경제활동 상태는 물론 경제활동 상태에 영향을 주는 다양한 배경 요인을 측정하고 있고, 장애와 관련된 변수도 풍부하게 제공하고 있어 이 연구에 적합하다. 특히 3년마다 장애인 부가조사를 실시하고 있는데, 여기서 장애인에 대한 돌봄부담을 측정할 수 있는 변수를 사용할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 장애인 부가조사가 실시된 한국복지패널 3차, 6차, 9차, 12차, 15차의 5개 차수 자료를 사용한다. 조사 기준연도로는 2007년, 2010년, 2013년, 2016년, 2019년에 해당한다.

분석대상은 18~64세의 근로연령대 비장애인으로 한정하였다. 아직 학령기인 18세 미만의 경우 경제활동이 크게 의미가 없다고 판단하였고, 은퇴기의 65세 이상 노인은 근로연령층과 고용 구조가 상당히 다르기 때문에 분석에서 제외하였다. 따라서 이 연구에서는 18~64세 근로연령대 비장애인을 대상으로 장애인에 대한 돌봄부담 정도가 경제활동에 미치는 영향을 분석하며, 그 대상은 최대 13,336명(남성 6,424명, 여성 6,912명), 5개 차수의 개인-연도 사례수로는 최대 37,419명이 된다.

## 2. 변수의 정의

이 연구의 종속변수는 노동공급을 대표하는 변수로 고용과 노동시간으로 설정한다. 고용은 경제활동 참여 상태로 측정하며, 실업자와 비경제활동인구를 미취업으로, 나머지를 취업 상태로 구분하였다. 그런데 고용 여부만으로는 장애인에 대한 돌봄부담이 경제활동에 미치는 영향을 제대로 파악하기 어려울 수 있다. 장애인에 대한 돌봄부담으로 인해 경제활동을 포기하는 경우도 있겠지만, 경제활동 상태는 유지한 채 노동시간을 줄일 수도 있기 때문이다. 따라서 연간 노동시간을 두 번째 종속변수로 설정하였다. 한국복지패널에서 노동시간은 취업자의 연간 근로시간으로 측정하는데, 미취업자는 0시간의 값을 부여하였다.

독립변수는 장애인에 대한 돌봄부담이다. 우선 가구 내에 장애인이 없을 경우에는 장애인에 대한 돌봄부담이 없고, 가구 내에 장애인이 있을 경우에는 장애인에 대한 돌봄부담이 있는 것으로 정의하였다. 하지만 가구 내에 존재하는 장애인의 특성에 따라 비장애인 가구원의 돌봄부담에는 상당한 차이가 있을 수 있다. 따라서 장애인의 특성에 따라 돌봄 필요가 낮은 상태와 높은 상태로 구분하였다.

돌봄 필요의 정도는 장애인 부가조사에서 제공하는 두 가지 기준을 사용하여 측정하였다. 첫째는 장애인이 일상생활에서 타인의 도움이 필요한 정도를 측정하는 문항을 사용하였는데, 여기서 대부분 혹은 거의 모든 일에 남의 도움이 필요할 경우를 돌봄 필요가 높은 경우, 그렇지 않은 경우는 돌봄 필요가 낮은 경우로 구분하였다. 둘째는 기본적 일상생활 수행능력(Activities of Daily Living: ADL) 척도이다. 한국복지패널 장애인 부가조사에서 12개 항목으로 제시된 한국형 기본적 일상생활 수행능력 척도(K-ADL)는 12개 항목의 값을 모두 합하여 12~36점의 범위를 가지는데, 17점 이상인 경우를 중증으로 범주화할 수 있다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2021). 이러한 기준을 따라 K-ADL 점수가 17점 이상인 경우를 돌봄 필요가 높은 경우, 17점 미만인 경우를 돌봄 필요가 낮은 경우로 구분하였다. 최종적으로는 일상생활에서의 타인 도움 정도가 높은 경우와 ADL 중증의 두 가지 기준에 하나라도 해당하는 경우를 돌봄 필요가 높은 경우, 두 가지 기준 모두 해당하지 않을 경우는 돌봄 필요가 낮은 경우로 장애인을 구분하였다. 또한 가구 내 장애인 중 한 명이라도 돌봄 필요가 높은 상태인 경우 분석 대상인 비장애인 가구원의 돌봄부담이 높은 것으로, 가구 내 장애인 모두의 돌봄 필요가 낮은 경우 비장애인 가구원의 돌봄부담이 낮은 것으로 정의하였다.<sup>1)</sup>

<표 1> 변수의 정의

변수명	형태	측정	비고
종속변수	고용	범주형	미취업(ref.), 취업
	노동시간	연속형	연간 노동시간
독립변수	장애인 돌봄부담	범주형	없음(ref.), 낮음, 높음
			없음: 가구 내 장애인이 없는 경우, 낮음: 가구 내 장애인 모두 대부분 타인의 도움이 필요하지 않고 ADL 경증인 경우, 높음: 가구 내 장애인 중 대부분 타인의 도움이 필요하거나 ADL 중증인 사람이 있는 경우
통제변수	연령	연속형	만나이
	연령제곱	연속형	만나이*만나이
	결혼상태	범주형	유배우(ref.), 미혼, 사별, 이혼, 별거
	가구원수	연속형	가구원 수

1) 한국복지패널 장애인 부가조사에서 일상생활에서의 타인 도움 필요 정도와 ADL 외에도 장애인의 돌봄 필요를 측정할 수 있는 다른 변수를 고려할 수 있는데, 장애 정도(혹은 장애등급)와 수단적 일상생활 수행능력(Instrumental Activities of Daily Living: IADL)이 대표적이다. 하지만 장애 정도는 의학적 기준이라 실질적인 돌봄 필요도와 관련성이 높지 않으며, IADL은 지역 사회 생활능력에 초점을 두고 있어 가정 내 돌봄부담을 측정하기에 적합한 것은 아니라 볼 수 있다.



변수명	형태	측정	비고
가구소득	연속형	로그가구소득	본인의 근로소득을 제외한 가구 가처분소득을 가구 규모에 따라 균등화(제공근)하여 자연로그 전환
교육수준	범주형	중졸 이하(ref.), 고졸, 전문대졸, 대졸 이상	졸업 기준 최종학력
건강상태	연속형	1~5	주관적 건강 인식(높을수록 건강하다고 인식)
아동가구	범주형	비해당(ref.), 해당	가구 내 12세 이하 아동(장애인 제외)이 있는지 여부
노인가구	범주형	비해당(ref.), 해당	가구 내 75세 이상 노인(장애인 제외)이 있는지 여부
만성질환자가구	범주형	비해당(ref.), 해당	가구 내 만성질환자(본인 및 장애인 제외)가 있는지 여부
거주지역	범주형	대도시(ref.), 중소도시, 농어촌	대도시: 서울, 광역시, 중소도시: 시, 농어촌: 군, 도농복합군
연도	범주형	2007(ref.), 2010, 2013, 2016, 2019	

통제변수로는 고용과 같은 경제활동 상태가 종속변수일 때 일반적으로 사용하는 인구학적 특성, 가구 특성, 인적자본 특성 등을 고려하였다. 우선 인구학적 특성으로 연령을 고려하였는데, 연령에 따른 경제활동 상태의 일반적인 변화를 고려하여 2차 함수 형태로 포함하였다. 대표적인 인구학적 특성인 성별은 이 연구가 남성과 여성을 분리하여 분석하기 때문에 모형에는 포함하지 않는다. 다음으로 가구 특성으로는 결혼상태, 가구원 수, 가구소득을 포함하였다. 일반적으로 배우자가 있고 가구원 수가 많으면 부양 책임으로 인해 경제활동에 정적인 영향을 줄 수 있으나, 반대로 배우자와 타 가구원이 경제활동을 할 경우 본인의 경제활동에 부정적인 영향을 줄 수도 있다. 가구소득의 경우 단순히 가구의 전체 소득 수준보다는 타 가구원의 소득에 따라 본인의 경제활동이 영향을 받을 수 있다는 전제 하에, 본인의 근로소득을 제외한 가구소득을 사용하였다. 따라서 가구 가처분소득에서 개인의 근로소득을 제외한 후 가구 규모에 따라 균등화(제공근)한 후 자연로그값으로 전환하여 사용하였다.<sup>2)</sup> 인적자본 특성으로는 교육수준과 건강상태를 포함하였다. 교육수준의 경우 졸업 기준의 최종학력을 사용하였고, 중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상으로 구분하였다. 건강상태는 1~5로 측정된 주관적 건강인식을 사용하였으며 값이 높을수록 건강하다고 인식하는 것이다.

이 연구에서는 일반적으로 경제활동에 영향을 미치는 요인으로 고려되는 인구학적 특성, 가구 특성, 인적자본 특성 외에 돌봄부담을 추가로 고려하였다. 이 연구는 장애인에 대한 돌봄부담에 주목하고 있는데, 해당 장애인이 아동, 노인, 만성질환자 등 돌봄이 필요한 다른 특성을 공유하고 있다면 분석 결과를 순수하게 장애의 영향이라 해석하기 어렵다. 따라서 장애 이외의 요인으로 인한 돌봄부담의 영향을 통제할 필요가 있으며, 대표적으로 아동, 노인, 만성질환자에 대한 돌봄부담을 고려하였다. 다만 일반적으로 아동은 18세 미만, 노인은 65세 이상, 만성질환자는 3개월 이상 지속되는 경우로 측정하는데, 경제활동에 영향을 미칠 정도의 높은 돌봄부담을 측정하기 위해 아동은 12세 이하, 노인은 75세 이상, 만성질환은 6개월 이상 지속되는 경우로 하여 보다 엄격한 기준을 적용하였다. 이때 가구 내에 장애인을 제외한 아동, 노인, 만성질환자가 있는 경우를 측정하고, 만성질환자는 추가로 본인이 아닌 경우로 측정하였다.

2) 가구 규모에 따른 균등화를 하기 전에 가구소득(가처분소득-개인근로소득)은 0 미만을 0으로 전환한 후 모든 사례의 소득에 0.1을 더함으로써, 자연로그값으로 전환할 때 누락되는 사례가 없도록 하였다.

### 3. 분석 방법

장애인에 대한 돌봄부담이 경제활동에 미치는 영향을 분석하기 위하여 이 연구에서는 패널 회귀분석에 하이브리드 방법(hybrid method)을 적용한다. 하이브리드 방법은 패널 자료에서 개체 내 상관의 문제가 있을 때 확률효과 모형(Random-Effects Model), 일반화추정방정식(Generalized Estimating Equations: GEE) 등 종단분석 방법을 사용하면서 시변 변수를 개인 내 변량(within variation)과 개인 간 변량(between variation)으로 분해하여 추정하는 것이다(Allison, 2005; Neuhaus & Kalbfleisch, 1998). 이로 인해 Between-Within(BW) Method라고도 불린다. 이때 개인 내 변량 추정치는 고정효과(Fixed-Effects) 추정치와 동일하기 때문에 시간에 따라 변하지 않는 개인의 미관측 요인으로 인한 편의(bias)에서 자유롭다. 하이브리드 방법은 고정효과 추정치를 산출함과 동시에 시변 변수와 시불변 변수의 추정치를 동시에 산출할 수 있고, 고정효과 추정치를 산출할 수 없는 다양한 비선형 모형에 적용할 수 있다는 장점을 가진다(Allison, 2005).

추정 방법은 다음과 같다. 식(1)에서  $x_{it}$ 는 시변 변수,  $z_i$ 는 시불변 변수,  $\alpha_i$ 는 시불변의 미관측 요인인데, 시변 변수를 개인 내 변량( $x_{it} - \bar{x}_i$ )과 개인 간 변량( $\bar{x}_i$ )으로 구분하여 각각 모형에 포함한 것이다. 따라서  $x_{it}$ 가 종속변수에 미치는 영향은 개인 내 변화로 인한 영향( $\beta_W$ )과 개인 간 차이로 인한 영향( $\beta_B$ )으로 분리된다. 이때 식(1)을 식(2)의 형태로 변환할 수 있다. 식(2)는  $x_{it}$ 를 그대로 둔 채 개인 간 변량만을 추가한 것인데,  $x_{it}$ 에 대한 추정치는  $\beta_W$ 가 되며, 개인 간 변량 추정치는 개인 내 효과와 개인 간 효과의 차이( $\beta_W - \beta_B$ )가 된다. 따라서 식(2)에서는  $\beta_W - \beta_B$ 이 0인지에 대한 가설 검정 결과가 바로 확인되며, 만약  $\beta_W - \beta_B = 0$ 이라면 고정효과 추정치를 산출할 필요 없이 확률효과 추정치를 채택할 수 있다. 이 연구에서는 확률효과 모형 혹은 일반화추정방정식 모형을 기본으로 하되, 식(1)에 따른 하이브리드 방법을 적용한 결과를 함께 제시한다.

$$y_{it} = \mu_t + \beta_W(x_{it} - \bar{x}_i) + \beta_B \bar{x}_i + \gamma z_i + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \mu_t + \beta_W x_{it} + (\beta_W - \beta_B) \bar{x}_i + \gamma z_i + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

추정 방법은 종속변수의 형태에 적합한 방법을 선택하였다. 이분 변수인 고용의 경우 일반화추정방정식(GEE)을 사용하였고, 종속변수를 이항(binomial) 분포로, 연결함수는 로짓(Logit)으로 설정하였다. 노동시간의 경우 미취업자가 0의 값을 가지는데, 이러한 절단 자료(censored data)에 적용할 수 있는 패널 확률효과 토빗(Tobit) 추정을 적용하였다. 패널 회귀분석에 가중치는 적용하지 않았으나 기술통계를 제시할 때에는 횡단가중치를 적용하였다.<sup>3)</sup>

3) 일반화추정방정식(GEE)에는 표집가중치(sampling weight)의 적용이 가능하지만 패널 확률효과 토빗(Tobit)에는 표집가중치 적용이 불가능하다. 따라서 분석의 일관성을 위하여 일반화추정방정식(GEE)에도 가중치를 적용하지 않았다.

## 제5절 연구 결과

### 1. 기술통계

우선 장애인에 대한 돌봄부담 상태의 분포를 살펴보았다(<표 2>). 18~64세 비장애인 중 가구 내에 장애인이 없어 장애인에 대한 돌봄부담이 없는 사람은 전체의 93.22%였으며, 나머지 6.78%는 가구 내 장애인이 있어 돌봄부담이 있는 사람으로 확인된다. 가구 내 장애인이 일상생활에서 대부분 타인의 도움이 필요한지를 기준으로 할 경우 돌봄부담이 높은 비장애인의 비중은 0.83%로 나타나며, ADL 중증을 기준으로 할 경우 0.70%가 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 것으로 나타난다. 타인 도움과 ADL 기준 중 하나라도 충족하는 경우를 기준으로 하면 전체 18~64세 비장애인 중 0.92%가 돌봄부담 높음, 5.87%는 돌봄부담 낮음으로 구분된다.

<표 2> 장애인에 대한 돌봄부담 상태의 분포

(단위: 명, %)

구분		돌봄부담 없음	돌봄부담 낮음	돌봄부담 높음	전체	
타인 도움 기준	사례수 (비가중)	남성	16,360	1,053	151	17,564
		여성	18,213	1,432	210	19,855
		전체	34,573	2,485	361	37,419
	비율 (가중)	남성	93.51	5.71	0.78	100.00
		여성	92.92	6.20	0.88	100.00
		전체	93.22	5.95	0.83	100.00
ADL 기준	사례수 (비가중)	남성	16,360	1,087	117	17,564
		여성	18,213	1,459	183	19,855
		전체	34,573	2,546	300	37,419
	비율 (가중)	남성	93.51	5.90	0.60	100.00
		여성	92.92	6.28	0.80	100.00
		전체	93.22	6.09	0.70	100.00
타인 도움 + ADL 기준	사례수 (비가중)	남성	16,360	1,043	161	17,564
		여성	18,213	1,407	235	19,855
		전체	34,573	2,450	396	37,419
	비율 (가중)	남성	93.51	5.66	0.83	100.00
		여성	92.92	6.07	1.00	100.00
		전체	93.22	5.87	0.92	100.00

주: 고용 모형 분석에 포함되는 사례로 한정(listwise deletion)하여 분석함. ‘돌봄부담 없음’은 비장애인가구에 속한 비장애인을 의미함. 횡단가중치를 적용함.

자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

이러한 장애인에 대한 돌봄부담 정도에 따라 고용률과 노동시간이 어떻게 다른지 확인해보았다. 다음 <표 3>을 보면 장애인 돌봄부담의 수준에 관계없이 장애인 돌봄부담이 있을 경우 돌봄부담이 없을 경우에 비해 고용률이 낮고 노동시간이 짧은 것을 확인할 수 있다. 그런데 이러한 경향에서 남성과 여성의 차이가 두드러진다.

&lt;표 3&gt; 장애인 돌봄부담 상태에 따른 고용률 및 노동시간 차이

(단위: %, 시간/연)

구분		돌봄부담 없음 (A)	돌봄부담 낮음 (B)	차이 (B-A)	돌봄부담 높음 (C)	차이 (C-A)
고용률	남성	79.97	66.05	-13.92	77.85	-2.12
	여성	58.63	58.23	-0.39	50.19	-8.43
	전체	69.35	62.01	-7.34	62.72	-6.63
노동시간	남성	1,882.8	1,456.3	-426.5	1,874.5	-8.3
	여성	1,174.2	1,146.9	-27.3	801.5	-372.7
	전체	1,530.0	1,296.3	-233.7	1,287.4	-242.6

주: 고용 모형, 노동시간 모형 분석 각각에 포함되는 사례로 한정(listwise deletion)하여 분석함. '돌봄부담 없음'은 비장애인가구에 속한 비장애인을 의미함. 횡단가중치를 적용함.

자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

여성의 경우 장애인에 대한 돌봄부담이 낮을 경우 돌봄부담이 없을 경우와 비교하여 고용률과 노동시간이 짧긴 하지만 큰 차이는 아니다. 고용률은 0.39%포인트 낮고, 연간 노동시간은 27.3시간 적은 정도이다. 그런데 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우에는 돌봄부담이 없을 경우에 비해 고용률은 8.43%포인트 낮고, 연간 노동시간은 372.7시간 적다. 이는 매우 큰 차이이다. 하지만 남성의 경우에는 이와는 반대의 경향이 확인된다. 남성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없을 경우와 비교하여 고용률은 2.12%포인트 낮고, 연간 노동시간은 8.3시간 적어, 작은 차이를 보인다. 그런데 오히려 돌봄부담이 낮은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률은 13.92% 낮고 노동시간은 426.5시간 짧아 큰 차이를 보인다.

여성의 경우 장애인에 대한 높은 수준의 돌봄부담이 경제활동에 상당히 악영향을 미친다고 추론할 수 있는 결과인데, 같은 상황에서 남성의 경제활동에 큰 차이가 없는 것은 장애인에 대한 돌봄을 여성이 주로 부담하는 경향이 있기 때문인 것으로 판단된다. 다만 남성의 경우 장애인에 대한 돌봄부담이 낮은 경우 돌봄부담이 없을 때에 비해 왜 경제활동이 크게 저하되는지 기술통계 결과만으로 해석하기는 어렵다.

분석대상의 일반적 특성을 통제변수의 분포로 살펴보았다(<표 4>). 분석대상의 평균 연령은 40.1세이며, 유배우자가 62.1%를 차지한다. 가구원 수는 평균 3.4명이며, 본인의 근로소득을 제외한 가구 가처분소득을 균등화하면 평균 1,948.0만 원으로 나타난다. 여성의 가구소득이 남성에 비해 상당히 높아 약 1천만원의 차이가 난다. 교육수준을 보면 중졸 이하가 14.4%, 고졸이 43.8%, 전문대졸이 13.1%, 대졸 이상이 28.7%로 나타난다. 여성은 남성에 비해 중졸 이하 비중이 높고 대졸 이상 비중이 낮다. 1~5로 측정된 주관적 건강인식은 평균 3.9로 나타났다. 장애인 외에 돌봄부담을 통제하기 위해 아동(12세 이하), 노인(75세 이상), 만성질환자(6개월 이상 지속) 가구 여부를 측정하였는데, 아동가구는 28.8%, 노인가구는 5.4%, 만성질환자 가구는 39.9%로 나타났다. 마지막으로 거주지역은 대도시가 45.4%, 중소도시가 47.1%, 농어촌이 7.5%로 나타났다.

<표 4> 분석 표본의 특성

(단위: 세, %, 명, 만원)

구분		남성	여성	전체
연령		40.0	40.2	40.1
결혼상태	유배우	60.0	64.1	62.1
	미혼	35.3	27.0	31.2
	사별·이혼·별거	4.7	8.8	6.8
가구원수		3.4	3.4	3.4
균등화 가구소득		1,435.8	2,463.6	1,948.9
교육수준	중졸 이하	11.5	17.3	14.4
	고졸	44.4	43.2	43.8
	전문대졸	12.1	14.2	13.1
	대졸 이상	32.1	25.3	28.7
건강상태		4.0	3.9	3.9
아동가구 비율		28.3	29.3	28.8
노인가구 비율		6.1	4.7	5.4
만성질환자가구 비율		39.9	39.9	39.9
거주지역	대도시	44.4	46.4	45.4
	중소도시	47.7	46.5	47.1
	농어촌	7.9	7.0	7.5

주: 고용 모형 분석에 포함되는 사례로 한정(listwise deletion)하여 분석함. 횡단가중치를 적용함.  
 자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

## 2. 패널 회귀분석 결과

먼저 고용 여부를 종속변수로 하여 일반화추정방정식(GEE)을 추정한 결과를 제시하였다(<표 5>). 우선 남성의 분석 결과를 보면 장애인 돌봄부담이 낮은 경우는 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용 승산(odds)이 96.2%, 돌봄부담이 높은 경우는 없는 경우에 비해 고용 승산이 70.7%로 더 낮게 나타났으나 통계적으로 유의미한 차이는 아니다. 이는 기술통계에서 확인되었던 결과와는 상당히 다른데, 고용에 영향을 미치는 다른 영향을 충분히 통제한 결과로 보인다. 남성에 대한 분석에서 하이브리드 방법에 따라 장애인에 대한 돌봄부담을 개인 내 변량(W)과 개인 간 변량(B)으로 구분할 경우에도 통계적으로 유의미한 영향은 나타나지 않았다. 나머지 통제변수의 결과를 보면, 연령은 예상한대로 고용 확률과 2차 함수의 관계를 보였으며, 유배우에 비해 미혼이나 사별·이혼·별거인 경우 고용 확률이 낮고, 가구소득은 고용에 부적인 영향을 미치며, 중졸 이하의 저학력과 노인 돌봄부담이 고용 확률을 낮추는 등 대체로 예상되는 결과가 확인된다.

고용에 대한 여성의 분석 결과를 보면 장애인 돌봄부담이 낮은 경우에는 돌봄부담이 없는 경우와 고용 확률에 통계적으로 유의미한 차이가 없는데, 돌봄부담이 높은 경우에는 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용될 승산이 73.7% 수준으로 통계적으로 유의미하게 낮다. 이를 하이브리드 방법으로 개인 내 효과(W)와 개인 간 효과(B)로 분리해 보았다. 돌봄부담 낮음 상태의 영향은 개인 내 효과와 개인 간 효과 모두 유의미하지 않았다. 그런데 돌봄부담 높은 상태의 영향은 개인 내 효과는 유의미하지 않고, 개인 간 효과만 통계적으로 유의미한 결과를 보인다. 즉 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 개인이 돌봄부담이 없는 개인에

비해 고용될 승산이 53.4% 낮다는 의미이다. 추가적으로 통제변수의 결과에서 여성은 아동에 대한 돌봄부담의 영향을 받고 노인에 대한 돌봄부담 영향은 없는 것으로 나타난 것이 남성과 다른 점이다.

<표 5> 고용에 대한 패널 회귀분석(일반화추정방정식, GEE)

구분	남성		여성	
	OR (SE)	OR (SE)	OR (SE)	OR (SE)
장애인 돌봄부담 낮음(ref. 없음)	0.962 (0.089)		1.149 (0.083)	
장애인 돌봄부담 높음(ref. 없음)	0.707 (0.160)		0.737 (0.112) *	
장애인 돌봄부담 낮음(W)		1.037 (0.259)		1.307 (0.197)
장애인 돌봄부담 낮음(B)		0.952 (0.097)		1.140 (0.094)
장애인 돌봄부담 높음(W)		0.804 (0.340)		1.151 (0.271)
장애인 돌봄부담 높음(B)		0.676 (0.191)		0.534 (0.110) **
연령	1.479 (0.022) ***	1.479 (0.022) ***	1.367 (0.016) ***	1.368 (0.017) ***
연령 제곱	0.996 (0.000) ***	0.996 (0.000) ***	0.997 (0.000) ***	0.997 (0.000) ***
미혼(ref. 유배우)	0.164 (0.017) ***	0.164 (0.017) ***	2.221 (0.182) ***	2.219 (0.181) ***
사별·이혼·별거(ref. 유배우)	0.293 (0.031) ***	0.293 (0.030) ***	1.139 (0.075) *	1.139 (0.075)
가구원수	1.002 (0.029)	1.002 (0.029)	1.028 (0.019)	1.027 (0.019)
가구소득	0.797 (0.012) ***	0.797 (0.012) ***	0.725 (0.013) ***	0.725 (0.013) ***
고졸(ref. 중졸 이하)	1.119 (0.084)	1.119 (0.084)	1.072 (0.062)	1.071 (0.062)
전문대졸(ref. 중졸 이하)	2.675 (0.323) ***	2.673 (0.323) ***	2.071 (0.167) ***	2.067 (0.167) ***
대졸 이상(ref. 중졸 이하)	1.392 (0.131) ***	1.391 (0.131) ***	1.938 (0.144) ***	1.933 (0.143) ***
건강상태	1.684 (0.054) ***	1.685 (0.054) ***	1.192 (0.024) ***	1.192 (0.024) ***
아동가구(ref. 비해당)	1.085 (0.105)	1.086 (0.105)	0.567 (0.026) ***	0.567 (0.026) ***
노인가구(ref. 비해당)	0.840 (0.073) *	0.841 (0.073) *	1.009 (0.076)	1.010 (0.076)
만성질환자가가구(ref. 비해당)	1.057 (0.057)	1.056 (0.057)	1.116 (0.038) **	1.117 (0.038) **
중소도시(ref. 대도시)	1.138 (0.067) *	1.137 (0.067) *	1.126 (0.048) **	1.126 (0.048) **
농어촌(ref. 대도시)	1.181 (0.091) *	1.180 (0.091) *	1.545 (0.089) ***	1.544 (0.089) ***
2010(ref. 2007)	1.134 (0.082)	1.135 (0.082)	1.215 (0.049) ***	1.216 (0.049) ***
2013(ref. 2007)	1.132 (0.080)	1.133 (0.081)	1.223 (0.050) ***	1.224 (0.050) ***
2016(ref. 2007)	1.262 (0.092) **	1.263 (0.092) **	1.262 (0.055) ***	1.262 (0.055) ***
2019(ref. 2007)	1.621 (0.125) ***	1.623 (0.126) ***	1.435 (0.069) ***	1.436 (0.069) ***
상수	0.002 (0.001) ***	0.002 (0.001) ***	0.005 (0.001) ***	0.005 (0.001) ***
Chi-squared	2,960.628 ***	2,960.793 ***	1,815.568 ***	1,817.976 ***
개인수	6,424	6,424	6,912	6,912
사례수	17,564	17,564	19,855	19,855

주: \*\*\* p<0.001. \*\* p<0.01, \* p<0.05. W는 개인 내 변량, B는 개인 간 변량을 의미함.  
 자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

로짓 분석 결과를 확률로 해석하기 위하여 한계효과(marginal effects)를 제시하였다(<표 6>). 결과를 보면 앞선 분석 결과와 같이 남성은 장애인에 대한 돌봄부담 수준에 따라 고용에 영향이 없다. 하지만 여성은 장애인 돌봄부담이 높을 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률이 6.5%포인트 낮다. 여성의 장애인 돌봄부담을 개인 내 변량과 개인 간 변량으로 구분할 경우, 개인 내 변량은 통계적으로 유의미하지 않고 개인 간 변량은 경제활동에 매우 큰 차이를 발생시킨다. 즉 개인의 장애인에 대한 돌봄부담 상태가 없음에서 높음으로 변할 경우 고용률의 변화는 통계적으로 유의미하지 않았다는 의미이다. 대신 장애인에

대한 돌봄부담이 없는 개인에 비해 장애인에 대한 돌봄부담이 높을 경우 고용률은 13.2%포인트나 낮아 매우 큰 차이를 보인다.

<표 6> 고용에 대한 한계효과

구분	남성		여성	
장애인 돌봄부담 낮음(ref. 없음)	-0.004	(0.009)	0.029	(0.015)
장애인 돌봄부담 높음(ref. 없음)	-0.036	(0.024)	-0.065	(0.033) *
장애인 돌봄부담 낮음(W)	0.004	(0.024)	0.056	(0.032)
장애인 돌봄부담 낮음(B)	-0.005	(0.010)	0.027	(0.017)
장애인 돌봄부담 높음(W)	-0.021	(0.041)	0.030	(0.050)
장애인 돌봄부담 높음(B)	-0.038	(0.028)	-0.132	(0.043) **

주: \*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05. W는 개인 내 변량, B는 개인 간 변량을 의미함. 평균한계효과(average marginal effect, AME)를 제시하였으며, 개인 내 변량과 개인 간 변량으로 나누지 않은 돌봄부담 변수의 경우 돌봄부담 없음과 비교한 이산 변화(discrete change)를 제시함. 통계변수 결과는 생략함.  
 자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

다음으로 장애인에 대한 돌봄부담이 노동시간에 미치는 영향을 패널 확률효과 토빗(Tobit)으로 추정하였다(<표 7>). 우선 남성의 분석 결과를 보면 장애인에 대한 돌봄부담 수준은 고용과 마찬가지로 노동 시간에도 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 하이브리드 방법을 적용하여 개인 내 효과와 개인 간 효과로 분리하더라도 장애인에 대한 돌봄부담은 남성의 노동시간에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았다.

반면 여성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 연간 노동시간이 364.8시간 적으며 통계적으로 유의미하게 나타났다. 기술통계에서 나타났던 큰 차이가 다른 특성들을 통제 한 상태에서도 크게 달라지지 않은 것이다. 장애인에 대한 돌봄부담 수준을 개인 내 변량과 개인 간 변량으로 분리하여 추정한 결과도 함께 제시하였다. 고용에 대한 하이브리드 방법 결과와 마찬가지로 개인 내 효과는 통계적으로 유의미하지 않았으며, 개인 간 효과만이 통계적으로 유의미하게 나타난다. 즉 장애인에 대한 돌봄부담이 없는 상태에서 높은 상태로 변할 경우 노동시간의 변화는 통계적으로 유의미하지 않으나, 장애인 돌봄부담이 높은 개인은 부담이 없는 개인에 비해 연간 노동시간이 742.2시간 더 낮다는 의미이다. 이러한 개인 간 효과는 기술통계에서 나타난 것의 2배에 달하는 차이이다.

<표 7> 노동시간에 대한 패널 회귀분석(패널 확률효과 Tobit)

구분	남성			여성		
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	
장애인 돌봄부담 낮음(ref. 없음)	-25.4 (47.1)		109.2 (61.8)			
장애인 돌봄부담 높음(ref. 없음)	-86.0 (100.4)		-364.8 (131.4) **			
장애인 돌봄부담 낮음(W)		-74.8 (90.9)		109.3 (111.5)		
장애인 돌봄부담 낮음(B)		-7.6 (54.9)		143.5 (74.4)		
장애인 돌봄부담 높음(W)		-105.0 (147.4)		-58.7 (186.2)		
장애인 돌봄부담 높음(B)		-91.2 (140.8)		-742.2 (195.0) ***		
연령	264.9 (6.8) ***	264.9 (6.8) ***	309.4 (9.7) ***	309.8 (9.7) ***		
연령 제곱	-2.9 (0.1) ***	-2.9 (0.1) ***	-3.3 (0.1) ***	-3.3 (0.1) ***		
미혼(ref. 유배우)	-716.3 (38.9) ***	-716.5 (38.9) ***	743.3 (62.2) ***	743.0 (62.2) ***		
사별·이혼·별거(ref. 유배우)	-599.6 (47.6) ***	-599.8 (47.6) ***	229.7 (53.8) ***	231.3 (53.9) ***		

구분	남성			여성		
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
가구원수	-94.8 (10.8) ***	-94.6 (10.8) ***	11.1 (15.0)	10.6 (15.0)		
균등화 가구소득	-37.6 (2.7) ***	-37.6 (2.7) ***	-121.6 (6.8) ***	-121.5 (6.8) ***		
고졸(ref. 중졸 이하)	209.0 (37.5) ***	209.6 (37.5) ***	25.7 (52.7)	26.3 (52.7)		
전문대졸(ref. 중졸 이하)	632.8 (51.5) ***	633.5 (51.5) ***	682.9 (70.8) ***	684.6 (70.9) ***		
대졸 이상(ref. 중졸 이하)	330.1 (43.9) ***	331.1 (43.9) ***	534.5 (66.0) ***	534.9 (66.0) ***		
건강상태	170.0 (12.1) ***	170.0 (12.1) ***	136.8 (16.1) ***	137.0 (16.1) ***		
아동가구(ref. 비해당)	23.7 (26.8)	23.5 (26.8)	-540.1 (36.3) ***	-540.8 (36.3) ***		
노인가구(ref. 비해당)	-52.5 (39.0)	-53.0 (39.0)	-5.5 (60.1)	-4.1 (60.0)		
만성질환자가가구(ref. 비해당)	65.3 (20.3) **	65.3 (20.3) **	89.5 (27.6) **	90.3 (27.6) **		
중소도시(ref. 대도시)	55.2 (25.3) *	55.2 (25.3) *	81.0 (37.3) *	80.9 (37.3) *		
농어촌(ref. 대도시)	-5.2 (34.9)	-5.2 (34.9)	242.6 (50.4) ***	241.0 (50.4) ***		
2010(ref. 2007)	-68.3 (23.7) **	-68.6 (23.7) **	81.3 (31.7) *	80.8 (31.7) *		
2013(ref. 2007)	-167.0 (24.0) ***	-167.5 (24.0) ***	0.7 (32.8)	-0.1 (32.8)		
2016(ref. 2007)	-147.7 (25.3) ***	-148.1 (25.3) ***	-6.9 (35.1)	-8.2 (35.1)		
2019(ref. 2007)	-184.9 (27.3) ***	-185.9 (27.4) ***	-12.8 (38.4)	-14.0 (38.5)		
상수	-3874.7 (157.9) ***	-3876.9 (158.0) ***	-6001.6 (231.5) ***	-6008.5 (231.6) ***		
Chi-squared	5,863.7 ***	5,864.5 ***	2,542.6 ***	2,549.0 ***		
개인수	6,412	6,412	6,908	6,908		
사례수	17,536	17,536	19,841	19,841		

주: \*\*\* p<0.001. \*\* p<0.01, \* p<0.05. W는 개인 내 변량, B는 개인 간 변량을 의미함.  
자료: 한국복지패널 3, 6, 9, 12, 15차 원자료 분석.

## 제5절 결론 및 논의

이 연구에서는 한국복지패널 자료를 사용하여 장애인에 대한 돌봄부담이 가족의 경제활동에 미치는 영향을 분석하였다. 노동공급의 측면에서 고용과 노동시간에 대한 영향을 분석하였으며, 18~64세 비장애인을 분석대상으로 하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 18~64세 비장애인 중 가구 내 장애인이 있는 경우는 6.78%이며, 0.92%는 가구 내 장애인이 높은 돌봄을 필요로 하고 있는 경우로 나타난다. 장애인에 대한 돌봄부담이 있는 경우, 그리고 돌봄부담이 높은 경우는 남성에 비해 여성이 더 높게 나타났다.

둘째, 기술통계에서 확인된 결과는 장애인에 대한 돌봄부담이 경제활동에 미치는 영향이 성별에 따라 차이가 큼을 짐작하게 한다. 특히 여성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률은 8.43%포인트, 연간 노동시간은 372.7시간이 적어 매우 큰 악영향을 받는 것으로 짐작되는데, 남성의 경우에는 다소 낮을 뿐 큰 차이를 보이지 않았다.

셋째, 패널 회귀분석에서 나타난 결과는 기술통계에서 드러난 결과를 더욱 극명하게 확인시켜준다. 남성은 장애인에 대한 돌봄부담 상태에 따라 고용과 노동시간에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 반면, 여성은 장애인에 대한 돌봄부담이 높은 경우 돌봄부담이 없는 경우에 비해 고용률은 6.5%포인트, 연간 노동시간은 364.8시간 적은 것으로 나타났다. 이는 기술통계에서 드러난 차이와 크게 다르지 않은 것이다. 한편 여성에게 나타나는 이러한 영향은 개인의 장애인에 대한 돌봄부담 변화에 따른 영향이라기보다는 대부분 돌봄부담 상태에 따른 개인 간 차이로 나타났다.



이러한 분석 결과는 우선 그동안 장애인에 대한 돌봄부담이 가족에게 미친 영향, 그 중에서도 경제활동에 대한 영향을 계량적으로 명확히 드러냈다는 점에서 의미가 있다. 또한 가족의 경제활동을 저해하지 않도록 돌봄서비스를 통해 장애인에 대한 가족 돌봄을 사회화하는 것이 국가 경제의 관점에서도 충분히 가치가 있다는 점을 보여준다. 돌봄서비스에 투입되는 예산은 단지 비용이 아니라 여성의 경제활동을 통해 사회적으로 회수될 수 있는 것이다.

그렇기 때문에 장애인의 돌봄 필요가 높더라도 가족에게 돌봄부담이 전가되지 않도록 하는 것이 무엇보다 중요하다. 이를 위해서는 돌봄 서비스의 확대, 특히 돌봄 필요도가 매우 높은 장애인의 욕구를 대폭 수용할 수 있을 정도의 개선이 필요하다. 대표적으로 현재의 장애인 활동지원 서비스가 제공하는 급여량으로는 한계가 있다. 현재 장애인 활동지원 서비스는 하루 최대 급여시간이 16시간이라 그 이상의 돌봄을 필요로 하는 경우에는 그 부담을 가족이 떠안을 수밖에 없다. 또한 활동지원 서비스는 하루 최대 급여시간 16시간 중 절반 이상을 가족의 돌봄부담으로 책정하고 있다. 돌봐줄 가족이 없을 경우에만 하루 급여시간 16시간이 가능하고, 그렇지 않을 경우 최대 8시간이 되지 않기 때문이다.<sup>4)</sup> 활동지원 서비스만으로는 아니더라도 다양한 수단의 돌봄서비스 확충을 통해 매우 높은 돌봄 욕구를 가진 장애인에 대한 지원을 확대하고, 활동지원 서비스에서는 급여시간 산정시 가족 돌봄의 몫을 최소화하는 방향의 제도 개선이 필요한 상황이다.

또한 직장의 유연한 근로환경도 고려될 필요가 있다. 장애아동 또는 성인장애자녀의 부모들은 그들의 직장이 유급휴가, 유연한 정책, 돌봄수당 등이 잘 되어 있다면 근로와 돌봄 간에 균형을 맞출 수 있을 것이라고 강조한다(Galinsky, 2008; Heymann, 2000; Earle & Heymann, 2012 재인용). Hofferth(1996)에 따르면 유연근무(flexible spending account), 재택근무, 아동돌봄이 가능한 직장은 출산 후 여성 근로자가 직장으로 돌아오는데 통계적으로 유의미한 영향들이었고, 휴가기간, 상급자와 동료의 지지도 여성 근로자의 근로유지에 긍정적인 영향을 미쳤다(Glass & Riley, 1998). 이와 같이 여성의 가족돌봄에 우호적이고 유연한 근로환경은 장애아동의 부모 특히 여성의 고용유지에 중요한 요인임을 알 수 있다.

여성의 경제활동을 위한 특별한 제도적 지원도 요구된다. 여성의 사회적, 경제적 지위가 과거에 비해 많은 발전이 있었다고 하더라도 여전히 남성보다 고용률, 노동시간, 임금수준이 낮은 것이 사실이다. 뿐만 아니라 여성은 여전히 가족돌봄과 가족돌봄 외의 무급의 가사활동에 남성에 비해 많은 시간을 투입하고 있다(Baxter, 2005). 한 가구에서 여성이 일을 할 수 없다면 또는 노동시간 단축으로 인해 임금수준이 낮아진다면 남녀 간 격차는 계속 벌어질 것이다. 또한 궁극적으로는 가구 소득에 부정적인 영향을 미칠 것이다, 여성의 고용은 가족과 가구소득의 많은 부분을 보충하며 가족이 빈곤으로 떨어지는 것을 예방한다(Cattan, 1998). 따라서 장애인 가구의 안녕과 경제적 안정(economic security)을 촉진하기 위해 여성의 경제활동을 위한 다양한 방법들이 모색되어야 한다. 향후에는 후속 연구를 통해 장애인 돌봄을 지원하는 국내 서비스들이 장애인 돌봄부담과 가족의 경제활동 관계를 완화시키는지 살펴볼 필요가 있다.

마지막으로 이 연구에서 나타난 결과에서 개인 내 효과가 통계적으로 유의미하지 않은 것에 대해 최종적인 결론은 유보할 필요가 있다. 장애인 돌봄부담의 개인 내 변량 자체가 작기 때문에 추정에서 효율성(eficiency)을 확보하기 어려운 상황이다. 실제로 장애인 돌봄부담 전체 변량에서 개인 내 변량이 차지하는 비중은 15% 정도이다. 따라서 실제로 장애인에 대한 돌봄부담의 변화가 경제활동에 미치는 영향이 있을 가능성이 있으며, 이는 후속 연구의 과제일 것이다. 추가적으로 이 연구는 장애인에 대한 돌봄부담이 노동공급에 미치는 영향만을 분석하였는데, 고용의 질에 대한 영향도 탐색될 필요가 있을 것이다.

4) 이는 장애인 활동지원 서비스의 월 한도액 산정식에서 서비스 지원 종합조사 영역별로 적용되는 배점과 계수를 사용하여 계산할 수 있다(보건복지부, 2021).

## 참고문헌

- 공선희. (2013). 노인들의 가족돌봄에 대한 기대변화와 정책욕구. *한국사회학*, 47(1), 277-312.
- 김경희, 강은애. (2010). 가족 내 돌봄책임이 성별 임금에 미치는 영향. *아시아여성연구*, 49(2), 121-155.
- 김삼섭. (2016). 발달장애인 부모의 가족생활 어려움. *발달장애연구*, 20(4), 1-25.
- 박창제, 조남이. (2004). 장애아동 어머니의 경제활동에 영향을 미치는 요인. *한국가족복지학*, 14, 203-224.
- 보건복지부. (2021). 2021년 장애인활동지원 사업안내.
- 보건복지부, 한국보건사회연구원. (2020). 2020년도 노인실태조사. 한국보건사회연구원.
- 이종남, 김병년. (2011). 장애인의 양육부담이 경제활동에 미치는 영향에 관한 연구: 대인적 지지의 조절효과. *세미나 토론회*, 423-438.
- 한국보건사회연구원. (2021). 2020년 장애인 실태조사. 보건복지부 보도 참고자료.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. (2021). 한국복지패널 15차년도 조사자료 User's Guide.
- Allison, P. D. (2005). *Fixed effects regression methods for longitudinal data using SAS*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Baxter, J. (2005). To marry or not to marry: Marital status and the household division of labor. *Journal of Family Issues*, 26(3), 300-321. doi: 10.1177/0192513X04270473
- Bourke-Taylor, H. M., Cotter, C., Joyce, K. S., Reddihough, D. S., & Brown, T. (2021). Fathers of children with a disability: Health, work, and family life issues. *Disability and Rehabilitation*, 1-11. doi: 10.1080/09638288.2021.1910739
- Carmichael, F., Charles, S., & Hulme, C. (2010). Who will care? Employment participation and willingness to supply informal care. *Journal of Health Economics*, 29(1), 182 - 190. doi: 10.1016/j.jhealeco.2009.11.003
- Cattan, P. (1998). The effect of working wives on the incidence of poverty. *Monthly Labor Review*, 121, 22-29.
- Chou, Y. C., Wang, S. C., Chang, H. H., & Fu, L. Y. (2014). Working but not employed: Mothers of adults with intellectual disability as hidden workers. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 39(4), 353-362. doi: 10.3109/13668250.2014.940862
- Ciccarelli, N., & Van Soest, A. (2018). Informal caregiving, employment status and work hours of the 50+ population in Europe. *De Economist*, 166(3), 363-396. doi: 10.1007/s10645-018-9323-1
- Crespo, L., & Mira, P. (2014). Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women. *Review of Economics and Statistics*, 96(4), 693 - 709. doi: 10.1162/REST\_a\_00426
- Earle, A., & Heymann, J. (2012). The cost of caregiving: Wage loss among caregivers of elderly and

- disabled adults and children with special needs. *Community, Work & Family*, 15(3), 357-375. doi: 10.1080/13668803.2012.674408
- Ejiri, K., & Matsuzawa, A. (2019). Factors associated with employment of mothers caring for children with intellectual disabilities. *International Journal of Developmental Disabilities*, 65(4), 239-247. doi: 10.1080/20473869.2017.1407862
- Hirst, M. (1985). Young adults with disabilities: health, employment and financial costs for family carers. *Child: Care, Health and Development*, 11(5), 291-307. doi: 10.1111/j.1365-2214.1985.tb00471.x
- Hofferth, S. L. (1996). Effects of public and private policies on working after childbirth. *Work and Occupations*, 23(4), 378-404. doi: 10.1177/0730888496023004004
- Farrell, A. F., & Krahn, G. L. (2014). Family life goes on: Disability in contemporary families. *Family Relations*, 63(1), 1-6. doi: 10.1111/fare.12053
- Glass, J. L., & Riley, L. (1998). Family responsive policies and employee retention following childbirth. *Social Forces*, 76(4), 1401-1435. doi: 10.1093/sf/76.4.1401
- Large, P. (1991) 'Paying for the additional costs of disability', in G. Dalley (ed.) *Disability and Social Policy*. London: Policy Studies Institute.
- Lilly, M., Laporte, A., & Coyte, P. (2010). Do they care too much to work? The influence of caregiving intensity on the labor force participation of unpaid caregivers in Canada. *Journal of Health Economics*, 29(6), 895 - 903. doi: 10.1016/j.jhealeco.2010.08.007
- Lundberg, S. (1988). Labor supply of husbands and wives: A simultaneous equations approach. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 224-235. doi: 10.2307/1928306
- Lundberg, S., & Rose, E. (2002). The effects of sons and daughters on men's labor supply and wages. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 251-268. doi: 10.1162/003465302317411514
- Meyer, B. D., & Mok, W. K. (2019). Disability, earnings, income and consumption. *Journal of Public Economics*, 171, 51-69. doi: 10.1016/j.jpubeco.2018.06.011
- Mitra, S., Palmer, M., Kim, H., Mont, D., & Groce, N. (2017). Extra costs of living with a disability: A review and agenda for research. *Disability and Health Journal*, 10(4), 475-484. doi: 10.1016/j.dhjo.2017.04.007
- Mullan, K. (2018). Impacts of child health on caregiver labor supply. *University Grant Program Reports*. 38. <https://scholarworks.umt.edu/ugp-reports/38>
- Neuhaus, J. M., & Kalbfleisch, J. D. (1998). Between- and within-cluster covariate effects in the analysis of clustered data. *Biometrics*, 54(2), 638-645. doi: 10.2307/3109770
- Nguyen, H., & Connelly, L. (2014). The effect of unpaid caregiving intensity on labor force participation: Results from a multinomial endogenous treatment model. *Social Science & Medicine*, 100, 115 - 122. doi: 10.1016/j.socscimed.2013.10.031
- Saunders, B. S., Tilford, J. M., Fussell, J. J., Schulz, E. G., Casey, P. H., & Kuo, D. Z. (2015). Financial

and employment impact of intellectual disability on families of children with autism. *Families, Systems, & Health*, 33(1), 36-45. doi: 10.1037/fsh0000102

Simeu, N., & Mitra, S. (2019). Disability and household economic wellbeing: Evidence from Indonesian longitudinal data. *Oxford Development Studies*, 47(3), 275-288. doi: 10.1080/13600818.2019.1575348

Van Houtven, C., Coe, N., & Skira, M. (2013). The effect of informal care on work and wages. *Journal of Health Economics*, 32(1), 240 - 252. doi: 10.1016/j.jhealeco.2012.10.006

World Health Organization & World Bank (2011). *World Report on Disability*. Geneva, Switzerland: World Health Organization.

[제1주제]

# 노동

- 1. 주52시간 상한제 시행과 부부의 노동공급 결정
- 2. 최저임금인상이 근로장려세제 수급에 미치는 영향





# 주52시간 상한제 시행과 부부의 노동공급 결정

함선유(한국보건사회연구원)

본 연구는 2018년 7월부터 실시된 주52시간 상한제가 부부의 노동시간에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴 보았다. 장시간 노동체제에서 부부의 노동공급은 남성과 여성에게 균일하게 이뤄지기보다는 비대칭적으로 분업화될 가능성이 높다. 이러한 맥락에서 장시간 노동을 금한 주52시간 상한제 및 전반적인 노동시간 감소는 우리나라 부부의 노동공급에도 변화를 일으켰을 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 한국복지패널 자료를 활용하여 주52시간 상한제 도입을 전후로 도입 대상기업 종사자들의 개인의 노동시간과 부부의 노동시간에 변화가 있었는지를 살펴보았다. 그 결과, 주 52시간 상한제가 본격적으로 논의된 이후 남성 배우자가 법이 제일 먼저 적용된 300인 이상 특례가 아닌 사업장에 종사하는 이들의 노동시장 참여가 유의하게 증가하였다. 다만 제도 변화 기간 동안 본인과 배우자의 노동 시간에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 본 연구에서는 이러한 결과의 원인을 탐색해 보았다.

## I. 연구배경

우리나라의 장시간 노동체제는 익히 알려져 있다. 2020년 기준 연간 노동시간은 1,908시간으로 OECD 가입국 평균인 1,687시간보다 221시간이나 더 일하며, OECD국가 중 멕시코 다음으로 가장 긴 국가다(OECD, 2021). 비록 여전히 긴 시간을 일하지만, 장시간 노동체제를 개선하기 위한 노력 역시 꾸준히 이뤄져 왔다. 현 정부는 ‘일·생활 균형 및 1,800시간대 노동시간 실현’을 국정과제로 삼았으며, 진통 끝에 2018년 2월 28일 노동시간을 주 최대 68시간에서 52시간으로 단축하는 ‘근로기준법’ 개정안을 통과시켰다. 그 결과 2018년 7월 1일부터 기업 규모와 업종에 따라 단계적으로 연장, 휴일 근로를 포함하여 1주 최대 52시간을 초과하여 일할 수 없게 되었다.

부부의 노동공급은 상호적으로 결정된다는 점에서 최대 노동시간을 단축하는 정책 변화는 가구 노동공급 양상에도 변화를 일으켰을 가능성이 있다. 자녀돌봄과 같은 가구 내 상당한 시간을 할애해야 하는 공통의 과업이 있을 경우 부부의 시간 배분은 단순히 본인의 선호나 의사에 의하여 결정되는 것이 아니라, 가구가 가장 효율적으로 운영될 수 있는 방향으로 함께 선택되게 된다. 가령, 장시간 노동체제에서 부부가 모두 일할 경우 가사와 돌봄의 공백이 생기게 되며, 부부는 가장 효율적인 방식으로 분업체제를 선택할 가능성이 있다. 실제로 장시간 노동체제에서 부부의 노동시간 격차가 증가하며(Landivar, 2015), 배우자의 장시간 근로는 여성의 노동시장 재진입의 걸림돌이 된다는 점(Buchler and Lutz, 2021)이 실증된 바 있다. 이에 본 연구에서는 주52시간 상한제 도입 이후 부부의 노동공급에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보고자 한다.

실제로 주52시간 도입 전후로 평균 노동시간 감소가 관측되고 있으며, 주 52시간 상한제도 도입으로 단기적으로 고용이 늘었다는 연구(심재선, 김호현, 2020)와 주52시간 적용대상이 비대상에 비하여 출산의도가 높고(손지현, 2020), 여가시간의 길다는 연구(최승묵, 2020) 등이 이뤄진 바 있다. 본 연구의 관심과 같이 맞벌이 부부의 초과노동시간 격차가 줄어들었다는 연구(이진우, 금종예, 2021)도 있다. 이러한 연구 결

과들은 주 52시간 상한제도의 개인적인 영향과 산업적인 영향을 두루 살펴보고 있다는 점에서 의의가 있다. 다만, 주 52시간 상한제도가 노동참여를 포함한 부부의 전체적인 노동공급에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보지 못한다는 점에서 추가적인 연구를 필요로 한다.

본 연구는 이러한 맥락에서 한국복지패널 2012~2020년 자료를 활용하여 매년 2000~3000쌍 정도의 부부 총 2만 3천여 부부의 노동공급을 분석하였다. 주52시간 전후로 본인과 배우자의 노동시간이 어떻게 변화하였는지를 주로 분석하였는데 특히 여성의 노동공급이 남편의 주52시간 상한제 적용에 따라 어떻게 달라졌는지를 중점적으로 살펴보았다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

### 1. 부부의 노동공급 결정과 장시간 노동체제

가구의 구성원들은 일상생활의 다양한 결정을 함께 하는데, 누가, 얼마나 노동시장에 참여할 것인지 역시 부부는 함께 결정을 한다(Ehrenberg & Smith, 2012). 노동경제학에서는 개인의 의사결정과 마찬가지로 가구의 의사 결정 역시 취향과 예산 제약 하에서 가구의 효용을 극대화 하는 방식으로 노동 공급 결정을 한다고 본다. 다만 개인의 노동공급 결정과 달리 가구의 노동공급 결정, 특히 부부의 노동공급 결정은 누가 어떻게 시간을 보낼 것인지 합의를 해가는 과정이라 할 수 있다. 만약 은퇴를 앞둔 부부라면 여가 시간을 부부가 함께 보내는 취향에 따라 동반은퇴를 선택하거나 가구소득의 감소에 따라 추가노동자효과(added worker effect)가 나타날 수 있다(ibid, p.244). 반면, 어린 자녀가 있는 경우와 같이 가구 내에 절대적으로 돌봄 및 가사를 위해 할애되는 시간이 증가하는 상황에서 부부 중 한 명의 노동시간 증가는 필연적으로 배우자의 가사노동 시간을 늘리면서 가정 내 한계 생산성을 변화시키게 된다(ibid, 218).

이처럼 부부의 노동시간이 경쟁적 관계에 놓인 상황에서 각자 가장 효율적으로 수행할 수 있는 일을 선택하는 것이 합리적으로 여겨지게 된다. 즉, 통상 임금이 낮은 여성은 노동시장을 이탈하여 가사를 전담하고, 임금이 높은 남성은 노동시간을 늘리는 분업을 선택하게 된다(Killewald & García-Manglano, 2016). 물론 이러한 경제적으로 반드시 합리적인 선택이 아니더라도 자녀 돌봄에 대한 가치관, 즉 엄마가 자녀를 전적으로 돌보는 것이 더 적절하다는 문화적 인식 하에서 여성과 남성은 시장노동과 가사노동으로 분업화된다.

남성과 여성의 분업과 관련한 또다른 맥락으로는 노동 문화다. 우리나라처럼 장시간 노동이 미덕으로 여겨지는 사회에서 부부의 분업은 더욱 가중될 공산이 크다. Brinton and Oh (2019)은 한국과 일본의 고학력인 젊은 부부를 대상으로 인터뷰를 한 결과 장시간 노동을 이상적인 노동자로 여기는 분위기 하에서 남편이 평균적으로 9시나 9시 30분쯤 귀가하면서 주중에 자녀를 돌보거나 가사에 기여할 수 있는 것이 불가능한 상황을 묘사하고 있다. 이처럼 일반적인 노동시간이 장시간으로 유지되는 상황에서 돌봄을 필요로 하는 자녀가 있을 경우 여성은 노동시장을 이탈하게 될 가능성이 높아지게 되며, 이는 곧 가구 소득 감소에 따른 소득 효과로 남성의 노동시간을 더 늘리는 요인이 될 수 있다.

실증연구들 역시 장시간 노동체제가 여성과 남성의 불균형적인 분업화를 가중시킨다는 점을 확인한 바 있다. Landivar (2015)는 2002년 국제사회조사프로그램(International Social Survey Programme) 자료를 활용하여 각 국가의 정규노동시간 등 노동시간 규정이 가구 내 젠더간 노동시간 불평등에 유의한 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 특히 최대 노동시간이 짧은 국가일수록 부부간 노동시간 불평등이 줄어들었는데, 허용되는 초과노동시간이 한 시간 늘어날 때마다 부부간 노동시간 격차는 20분씩 늘어나게 되었



다. 이러한 결과는 장시간 노동 체제 하에서 남녀간 불평등이 심화되고, 부부의 가사노동과 시장노동의 분업화가 가중된다는 점을 의미한다.

장시간 노동체제와 더불어 노동시간의 유연성과 같은 특성 역시 부부의 노동시간 분배에 영향을 미친다는 연구 결과도 있다. Buchler and Lutz (2021)는 독일의 사회경제패널(German Socio-Economic Panel)을 활용하여 남편의 노동시간과 노동시간 유연성이 여성의 자녀 출산 이후 노동시장 재 참여에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 그 결과, 남편의 노동시간 길이가 짧을수록 아내의 전일제와 파트타임으로의 재진입 모두에 정적인 영향을 미쳤다. 한편, 배우자의 근로시간 자율성은 여성의 파트타임으로의 재진입에 긍정적인 영향을 미쳤다.

이러한 결과를 종합하면, 여성의 노동참여, 특히 자녀가 있는 여성의 노동참여는 가구의 동반 의사 결정을 통하여 결정되므로, 개인의 학력이나 경력 등 개인의 인적자본의 특성 이외에도 배우자의 노동시간의 길이와 자율성 등의 특성에 영향을 받게 된다. 특히 사회적으로 긴 노동시간을 용인하고, 이를 이상적인 노동자로 인식하는 문화규범 하에서 부부의 노동시간 격차는 커지고, 불균등한 분업화의 상황에 놓일 여지가 있다. 이러한 맥락에서 우리나라에서 2018년 7월부터 실시된 주당 52시간 근로시간 상한제도는 평균적으로 노동시간을 줄임으로써 여성의 노동참여시간을 늘렸을 가능성이 있다.

## 2. 주 52시간 상한제와 노동시간 변화

### 1) 주 52시간 상한제 시행 경과

국제적으로도 가장 긴 근로시간을 기록하고 있는 우리나라에서 장시간 근로를 줄이기 위한 정책적 노력은 상당히 꾸준히 이뤄져왔다. 우선 2004년 7월부터 1,000인 이상 대기업을 시작으로 주40시간 근무제가 시작되었다. 기업규모에 따라 단계적으로 시행되어 2011년 7월 상시근로자 5인 이상 20인 미만 사업장에도 주 40시간 근로제가 확대적용 되었다(심재섭, 김호현, 2020). 이 때 주 40시간 정규시간 이외에 주당 12시간까지 연장근로를 할 수 있도록 법이 정해졌다. 문제는 이러한 연장근로가 주중으로 제한되고 토요일과 일요일의 각 8시간씩 16시간 휴일특근이 허용되면서 주당 총 68시간 근로시간 관행이 만들어지게 된다.

고용노동부는 연장근로 한도인 12시간 안에 휴일근로를 포함시키는 방안을 2012년부터 시도해 왔다. 그러나 기업의 반대는 물론이고, 근로자의 입장에서 임금 감소할 수 있다는 우려에서 본격적인 논의가 이뤄지지 못하였다. 이후 박근혜 정부에서도 국정과제로 근로시간 단축을 과제로 하였으나, 역시 기업의 반대로 국회에서 통과되지 못하였으며, 이후에도 진전된 논의가 이뤄지지 못하였다. 이후 2017년 5월 문재인 정부가 들어서면서 진통 끝에 2018년 2월 주당 노동시간을 최대 52시간으로 하는 개정 근로기준법을 통과시켰다.

이러한 법개정으로 우선 2018년 7월 1일부터 300인 이상 사업장 중 26개 특례업종을 제외한 사업장에서 주 52시간 상한제가 적용되었으며, 1년 후인 2019년 7월 1일에는 21개 업종을 특례업종에서 제외하여 5개 특례업종을 제외하고 300인 이상 사업장에 주 52시간 상한제를 시행하였다. 그 후 2020년 1월 1일부터는 50인 이상 사업장, 2021년 7월 1일부터는 5인 이상 사업장으로 그 대상을 단계적으로 확대해나가기로 결정하였다.

〈표 1〉 개정 근로기준법 주요 내용

시행일자	2018.7.1.	2019.7.1.	2020.1.1.	2021.7.1.
기업규모	300인 이상		50인 이상	5인 이상
산업	26개 특례업종 제외	5개 특례업종 제외		

자료: 대한민국정책브리핑. <https://www.korea.kr/special/policyCurationView.do?newsId=148855270> 에서 2021.9.7. 추출

실제 법의 집행은 2018년 7월부터 시작되었으나<sup>1)</sup>, 2017년 대선 정국에서 모든 후보가 주 52시간 근로시간 단축을 공약했을만큼 근로시간 단축은 우리사회의 주요한 과제로 대두되었다.<sup>2)</sup> 대선이 치러지기 전인 2017년 3월 국회 환경노동위원회에서는 국회4당이 주 52시간 단축에 원칙적으로 합의하였으며, 휴일 수당 문제로 최종적으로 개정안에 합의가 불발되었을 뿐, 노동시간 단축이 짧은 시간 내에 이뤄질 것이 예고되어 있었다. 이러한 상황에서 기아<sup>3)</sup>, 삼성<sup>4)</sup>, 신세계<sup>5)</sup> 등 주요 대기업과 공공기관<sup>6)</sup>은 2017년 하반기부터 이미 노동시간 단축 체제에 들어가는 등 법이 바뀌기 전부터 기업의 변화의 움직임이 감지되었다. 본 연구에서는 이러한 맥락에서 2018년 법 개정 전후뿐만 아니라 2011년부터 매년 노동시간이 어떻게 변화하였는지를 살펴보고, 특히 2018년의 법 시행시점 이전인 2017년부터 이러한 변화가 감지되는지를 함께 살펴보았다.

## 2) 주 52시간 상한제과 노동시간 연구

2018년 7월 1일부터 주 52시간 상한 제도가 300인 이상 대기업을 우선으로 시행된 상황에서 이의 제도 효과를 살펴보고자 하는 연구들도 이어졌다. 관련 연구는 크게 노동생산성과 고용률 변화가 한 축을 이룬다(심재선, 김호현, 2020; 김남현, 이해춘, 김승택, 2017). 심재선과 김호현(2020)은 주 52시간 상한제도 시행이 노동생산성과 고용률에 미치는 영향을 파악하기 위하여 정책 적용 대상 집단과 비교집단이 정책 시행 전후에 어떠한 차이가 있었는지를 이중차분법(Difference in Differences, DiD)으로 살펴보았다. 분석 대상 시점은 2017년 3월 말과 2019년 3월 말로 정하였으며, 분석자료는 TS2000(한국상장회사협의회)의 데이터베이스를 활용하였으며, 100인 이상 500인 미만 기업을 대상으로 하였다. 분석 결과, 주 52시간 상한제의 도입은 노동생산성에는 유의한 영향을 미치지 않았으나, 비정규직의 고용증가가 단기적으로 관측되었다.

주52시간 상한제도의 다른 한축의 연구는 개인의 삶에 초점을 맞추는 연구가 다른 한 축을 이룬다(손지현, 2020; 최승묵, 2020). 손지현(2020)은 20-44세 취업중인 기혼남녀 453명을 대상으로 2019년 8월 설문조사를 하였으며, 이 중 결측치를 제외한 388명을 분석 자료로 응답자와 응답자의 배우자의 주52시간 상한

- 1) 물론 300인 이상 기업일지라도 시행 이후 6개월의 유예기간이 부여되었고, 이후 3개월의 추가 유예기간이 부여되어 최종적으로 9개월 뒤인 2019년 4월부터 적용되었다(심재선, 김호현, 2020).
- 2) 김상수. (2017.2.24.) 정갈, 진짜 법정노동시간 '주52시간' 될까?. 헤럴드경제. <http://news.heraldcorp.com/view.php?ud=20170224000376> 에서 2021.9.7. 추출
- 3) 김준. (2017.9.21.). 기아차 25일부터 모든 공장에서 잔업과 특근 사실상 폐지. [http://biz.khan.co.kr/khan\\_art\\_view.html?artid=201709211239001&code=920508](http://biz.khan.co.kr/khan_art_view.html?artid=201709211239001&code=920508) 에서 2021.9.7. 추출
- 4) 이윤주. (2017.9.5.). 삼성전자, 근로시간 축소 '예행연습' 중. 경향비즈. [http://biz.khan.co.kr/khan\\_art\\_view.html?artid=201709052143005&code=920501](http://biz.khan.co.kr/khan_art_view.html?artid=201709052143005&code=920501) 에서 2021.9.7. 추출
- 5) 조준일, 김소연. (2017.12.8.). 신세계의 파격행보' 대기업 처음으로 주 35시간 시행. 한겨레. [https://www.hani.co.kr/arti/economy/economy\\_general/822709.html](https://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/822709.html) 에서 2021.9.7. 추출
- 6) 이인준. (2017.9.4.) 사회보장정보원, 정식퇴근 위한 '주52시간 근무 시스템' 도입. [https://newsis.com/view/?id=NISX20170904\\_0015049886&cID=10219&pID=10200](https://newsis.com/view/?id=NISX20170904_0015049886&cID=10219&pID=10200) 에서 2021.9.7. 인출

제 도입 여부가 출산의도에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과, 주당 근로시간이 52시간 이하인 경우, 52시간을 초과하는 경우보다 출산의도가 유의하게 높았으며, 사업장 내 주52시간제도 도입 시 출산의도가 유의하게 증가하였다. 최승묵(2020)은 「2019 국민여가활동조사」를 활용하여 주 52시간 상한제 실시 집단과 비실시 집단의 여가활동 시간, 비용, 휴가사용, 만족도 등의 차이가 있는지를 살펴보았다. 다만, 이 두 연구는 한 시점의 횡단면 자료를 활용하고 있으므로, 주52시간 상한제 도입 적용 대상 기업(즉, 대기업)과 비대상 기업에 취업한 이들의 이전 차이를 확인할 수 없다는 점에서 이를 온전히 주52시간 상한제의 효과로 보기 어렵다는 한계점이 있다.

주52시간 시행이 부부의 노동시간에 미친 영향을 살펴보고자 한 연구도 있었다. 이진우와 금종예(2021)의 연구는 한국노동패널 20~22차 자료를 활용하여, 2017년을 제도 도입 시행 전으로, 2019년을 제도 도입 시행 이후로 보고 제도 대상과 비대상 집단의 전후 차이를 살펴보는 이중 차분법을 실시하였다. 이 때 연구 대상은 임금근로자인 맞벌이 부부가구로 하였으며, 자녀가 미성년이거나 없는 가구만을 대상에 포함하였다. 이 연구는 부부의 초과근로시간 격차 변화를 분석하였는데, 남편의 초과근로시간에서 아내의 초과근로시간을 뺀 값이 종속변수가 된다. 분석 결과, 제도 도입시행 이후 맞벌이 부부의 주당 초과근로시간 격차가 2시간 정도 감소함을 확인할 수 있었다. 이 연구는 본 연구에서 살펴보고자 하는 바와 같이 주52시간 상한제도가 부부의 노동공급 결정에 변화를 일으킴을 확인한다는 측면에서 의미 있다. 다만, 분석 대상을 맞벌이 부부로 제한하고 있으며, 초과근로시간만을 연구의 초점으로 삼고 있다는 점에서 추가적인 연구를 필요로 한다. 본 연구에서는 앞서 살펴본 바와 같이 배우자의 근로시간의 변화가 본인의 취업여부를 포함한 근로시간에 영향을 미칠 것으로 예상하기 때문이다.

### III. 분석방법

#### 1. 분석방법

본 연구는 정책시행의 효과를 살펴보고자 하는 연구로 주52시간 상한제의 효과를 살펴보고자 한 심제선과 김호현(2020), 손지현(2020)의 연구와 같이 이중차분법을 활용하였다. 이중차분법은 제도의 대상집단과 비대상집단의 제도 도입 이후 차이를 제도 도입 이전의 차이로 빼주는 방법이다. 이를 수식으로 나타내면 아래 수식(1)과 같다.

$$(1) Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 T_t + \beta_3 D_i + \delta(T_t \times D_i) + u + \lambda_t$$

이 수식에서 T는 제도 도입 이후로 2018년 말 또는 2019년 말이 되며, D는 제도의 대상 기업과 비대상 기업이 된다. 이 수식에서 T와 D의 상호작용항의 계수인  $\delta$ 가 제도 도입의 효과라 할 수 있다. 이 때 대상 기업은 2018년 7월경 300인 이상 대기업 중 특례업종을 제외한 업종이 된다. 300인 미만 기업과 300인 이상 기업 중 특례업종은 비대상 기업으로 처리하였다. 한국복지패널에서는 산업 관련 변수를 중분류까지 분류하고 있는데, 일부 특례업종은 세분류까지 내려가야 구분할 수가 있다. 이러한 경우 상위분류 전체를 특례업종으로 보았다. 특례업종은 2018년과 2019년에 다르게 적용되므로 이러한 차이를 반영하여 집단 구분을 2가지로 나누었으며, 시점도 2018년과 2019년 각각을 적용하였다. 다만, 앞서 살펴본 바와 같이 제도 도입 이전부터 대기업과 공공기관을 중심으로 이미 주 52시간제도가 시행되었다는 점을 고려하여 2017년 말을 기준으로 분석을 추가하였다. 그 외에도 주요 통제변수 개인의 교육수준과 연령을 포함하였으며, 연

도의 더미를 포함하였다.

〈표 2〉 처치집단 구분

기업규모	산업	집단 구분	
		①	②
300인 이상	특례 업종 아님	처치 집단	처치 집단
	1차 특례 업종(21개 업종)	통계 집단	
	2차 특례 업종(5개 업종)		
300인 미만	모든 산업		통계 집단
시점		2018년 이후	2019년 이후

이중차분법을 활용하는 방식은 제도가 도입되지 않았더라면 제도 도입 이전의 두 집단 간 차이가 유지되었을 것으로 가정하고, 제도가 도입된 이후 두 집단의 줄어들거나 늘어난 차이는 제도 도입의 효과로 보는 것이다. 기본적으로 두 집단이 공통추세(common trend)는 가정에 기반을 두는 것이다(Anglist & Pschke, 2008). 이에 본 연구에서는 제도 도입 직전과 직후가 아닌 보다 긴 시점에서 제도 도입 이전에 두 집단에 공통추세를 그리는지를 확인하고, 제도 도입 이전에는 유의한 차이가 없었는지를 확인하는 추가 분석을 실시하였다.

## 2. 분석자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 매년 실시하고 있는 「한국복지패널」 자료를 활용하였다. 「한국복지패널」은 외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 가구형태, 소득수준, 취업상태를 동태적으로 확인하기 위하여 매년 반복, 추적 조사를 실시하고 있다. 개인의 경제활동 상태에 대하여 취업시간과 종사하는 기업의 규모, 산업 등에 대하여 묻고 있으므로 이를 활용하여 주52시간 상한제 도입 이전과 이후에 노동시간이 어떻게 변화하였는지를 살펴볼 수 있었다.

분석대상은 「한국복지패널」 응답자 중 부부 모두 65세 미만인 커플이다. 부부 여부를 보다 용이하게 파악하기 위하여 본 연구는 가구주와 가구주의 배우자만을 부부로 보고 한 가구당 한 쌍을 부부만을 추출하였다. 즉, 가구주의 부모님 부부나 가구주의 자녀 부부는 분석대상에 포함되지 않았다. 분석 대상시점은 가능한 사전추세를 확인하기 위하여 2012년 조사 자료부터 2020년 조사 자료까지를 포괄하였다.

2012년 1,800가구의 신규패널이 구축되었으므로 2012년 이전과는 표본이 이질적일 수 있으므로 2012년 이후 조사자료만을 분석대상으로 삼았다. 「한국복지패널」에서는 경제활동과 관련한 문항을 조사 시점 당시가 아닌 이전 년도의 12월을 기준으로 하고 있으므로 2012년 조사자료는 2011년말의 경제활동상태를 나타내며, 2020년 자료는 2019년 말의 경제활동상태를 나타내게 된다.

최종적으로 분석대상은 2011년 3,101쌍 부부에서 2019년 2,035쌍의 부부까지 대략 2천에서 3천쌍의 부부가 매년 분석대상에 포함되었으며, 2011~2019년 연도별 분석사례를 모두 합치면 23,004 사례가 된다. 본 연구에서는 패널자료를 활용하고는 있으나 실제 분석은 각 연도별 횡단자료를 활용하고 있기 때문에 모든 분석은 패널간 가구의 반복측정을 감안하는 클러스터 표준오차를 적용하였다. 또한 분석의 대표성을 확보하기 위하여 횡단면 가중치를 적용하여 분석하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 기초분석

본 연구는 본 분석 결과에 앞서서 주 52시간 상한제 전후로 처치집단과 통제집단에서 노동시간이 어떻게 변화하였는지를 살펴보았다. 만약 주 52시간 상한제 이전부터 두 집단의 차이가 특정한 추세로 발생하고 있다면 이중차분법의 결과를 주 52시간 상한제의 효과로 보기 어렵기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 우선 부부로 샘플을 한정하기 이전에 조사 대상자 전체 집단 내에서 노동시간의 추세가 어떠한지, 주 52시간 상한제를 전후로 노동시간 감소가 확인되는지를 살펴보았다. 이 때 분석 대상은 65세 이하 전체 응답자 중 노동시장에 참여하고 있는 이들로 각 해마다 대략 5천명(2020년 조사, 2019년 기준)에서 6천 8백명(2012년 조사, 2011년 기준)이 된다. 모든 분석에는 가중치가 적용되었다.

먼저 2011~2019년 사이 노동시간의 변화를 살펴보았다. 2011년 주당 평균 남성은 43.2시간, 여성은 38.2시간 근로하였는데 이러한 수치는 2019년에 이르러 남성은 40.6시간, 여성은 35.9시간으로 줄어들었다. 전반적으로 노동시간이 감소했음을 가늠케 한다. 통제집단과 처치 집단을 살펴보면, 처치집단은 통제집단에 비하여 노동시간이 더 길게 나타나는데, 대략 4시간 정도의 노동시간 차이를 나타낸다. 이러한 노동시간 차이는 점차 줄어들어 2017년말 기준 2.96시간으로 줄어들었다가 이후 점차 다시 증가하여 2019년말에는 4.13시간으로 늘어난다. 이는 통제집단과 처치집단 모두 시간이 흐름에 따라 노동시간이 점차 줄어들고 있으나 2017년경에는 처치집단에 더 크게, 2019년 경에는 통제집단에 더 크게 감소함에 따른 결과로 보인다.

〈표 3〉 평균 노동시간 변화

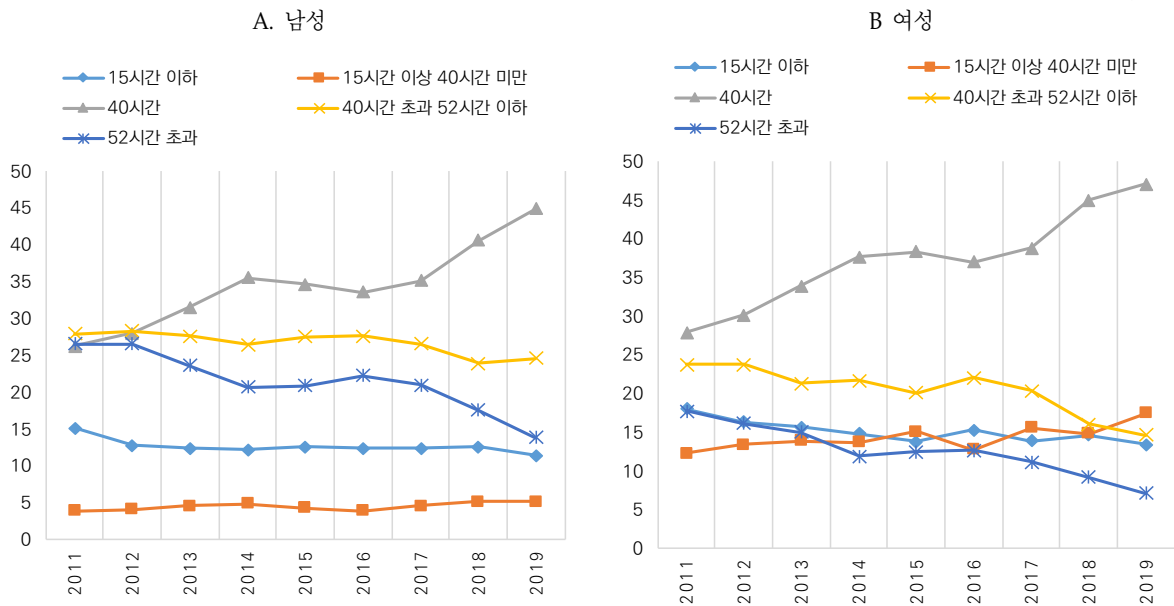
(단위: 시간)

	전체	성별		집단별		
		남성	여성	통제(A)	처치(B)	(B)-(A)
2011	41.13	43.24	38.25	40.67	44.55	3.88
2012	41.63	43.89	38.46	41.17	45.12	3.96
2013	40.89	43.00	37.96	40.44	44.39	3.95
2014	40.28	42.39	37.38	39.86	43.65	3.79
2015	40.47	42.38	37.82	40.10	43.63	3.53
2016	40.58	42.70	37.70	40.22	43.62	3.41
2017	40.15	42.17	37.40	39.82	42.79	2.96
2018	39.20	41.24	36.48	38.80	42.32	3.51
2019	38.57	40.60	35.87	38.08	42.21	4.13

평균 노동시간에 비하여 노동시간의 분류를 통해 살펴보면 주 52시간 상한제의 효과가 더욱 명확하게 나타난다. 아래 그림1은 15시간 이하 초단시간 근로자와 15시간 이상 40시간미만 근로자, 40시간 정규 노동시간 근로자, 40시간 초과 52시간 이하 근로자, 52시간 초과 근로자로 나누어 시간이 흐름에 따라 비율이 어떻게 변화하는지를 살펴보았다. 그림을 살펴보면 2016년 이후 주40시간 정규 근로자는 늘어나는 반면, 주 52시간 근로자의 비율은 지속적으로 줄어들게 된다. 다만, 2014년부터 2017년까지는 평행한 추세를 그리지만, 2011~2014년 남녀 모두 정규근로시간 노동자들이 한 차례 큰 폭으로 증가하는 것을 확인할 수 있다.

[그림 1] 노동시간 범주별 비율

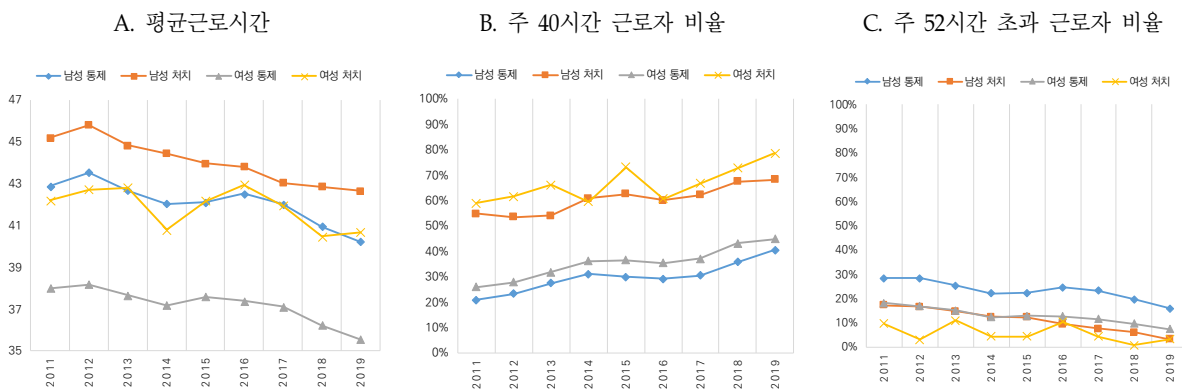
(단위: %)



이처럼 제도 변화 이후 노동시간이 줄어들고 장시간 노동이 감소하는 양상이 나타나고는 있으나, 보다 엄밀히 제도 변화의 영향을 확인하기 위해서는 이러한 변화가 통제집단과 처치집단 사이에 차등적으로 발생하는지 역시 살펴볼 필요가 있다. 그림 2를 살펴보면, 처치집단과 통제집단 사이 노동시간의 차이가 제도 도입 전후로 변화하는 양상을 찾아보기 어려웠다.

[그림 2] 처치집단과 통제집단의 근로시간 변화

(단위: 시간, %)



수식 (1)을 활용한 분석 결과 역시 주 52시간 상한제의 효과를 살펴본 결과에서도 유의한 제도 효과를 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 주 52시간 상한제 도입으로 전반적으로 노동시간이 감소하였으며, 특히 표준적인 근무시간을 따르는 40시간 근무자의 비율이 점차 높아지고, 주 52시간을 넘어서는 이들의 비율이 크게 낮아졌다는 점을 확인할 수 있었다. 다만, 이러한 효과가 제도의 적용대상인 300인 이상 특례산업을 제외한 이들에게만 나타나는 것이 아니라 300인 미만 기업 역시 아직 제도의 도입 대상은 아니나 전반적으로 유사한 양상을 나타내고 있음을 시사한다.

〈표 4〉 전체 표본의 주 52시간 상한제 효과

	(1) 주당 노동 시간	(2) 주당 노동 시간	(3) 주당 노동 시간	(4) 주 40시간	(5) 주 52시간 초과
대상 집단	3.661*** (0.292)	2.816*** (0.300)	1.053** (0.311)	0.227*** (0.0150)	-0.0610*** (0.00898)
대상 기간	-2.596*** (0.361)	-1.975*** (0.367)	-2.770*** (0.345)	0.184*** (0.0109)	-0.108*** (0.00884)
대상 집단 × 대상 기간	0.154 (0.390)	0.0289 (0.397)	0.538 (0.389)	-0.00414 (0.0234)	-0.0146 (0.0121)
연도 고정효과	○	○	○	○	○
연령, 교육수준 통제		○	○	○	○
산업 고정효과			○		
N	53123	53123	53123	53123	53123

주1 : 괄호 안은 개인 아이디를 기준으로 한 클러스터 표준오차임.

주2: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.001, \*\*\* p < 0.0001

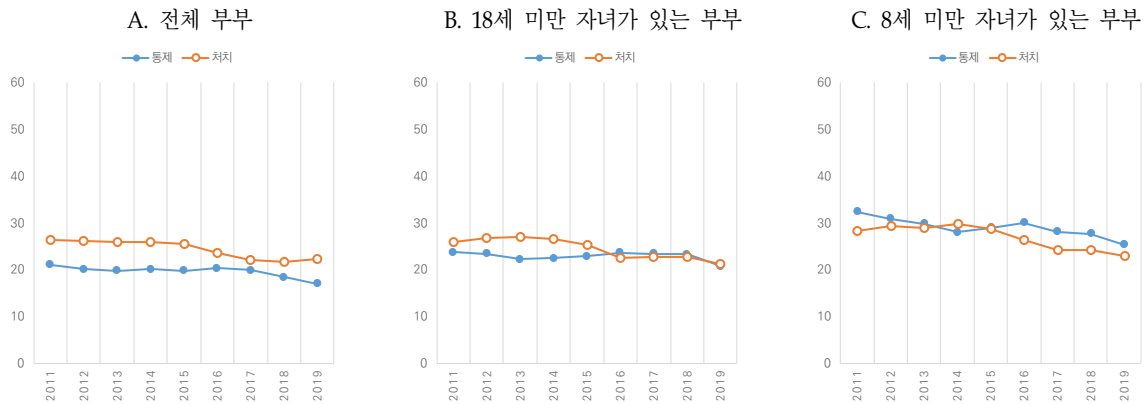
## 2. 부부의 노동공급 분석

앞서 살펴보았듯 분석 기간 동안 15시간 이하 초단시간 근로자들이 증가하지 않은 반면, 주 40시간 근로하는 비율이 늘어났고, 주 52시간을 넘기는 비율은 줄어들었다. 다만 이러한 변화는 주 52시간제 도입 이후 이 제도의 우선 적용대상인 집단에 국한하지 않고 전집단의 평균적인 노동시간 감축에 기여한 것으로 보인다. 그렇다면 이러한 노동시간변화가 부부의 노동시간에는 어떠한 영향을 미쳤을까?

본 연구에서는 주로 남편의 처치집단 여부에 따른 아내와 부부의 노동참여를 살펴보았다. 그 이유는 아내 중에서 처치집단에 해당하는 이들에 전체 654사례로 남편의 3,246 사례에 비하여 작았으며, 이를 각 년도별로 계산해보면 그 사례가 100사례 미만으로 작아 신뢰할 수 있는 결과로 해석하기 어렵다고 보았다. 더불어 여성의 처치여부와 관련 없이 남편의 노동참여율은 95%를 상회한다는 점, 주로 전통적인 방식에서의 분업이 여성은 가구 내 노동이나 이차소득자의 역할을, 남편은 주소득자의 역할을 한다는 점, 같은 맥락에서 아내의 노동시간에 따라 남편의 노동시간이 조정되는 효과보다 남편의 노동시간에 따라 아내의 노동시간이 조정될 여지가 있다는 점에서 남편의 처치 여부에 따른 가구의 상황을 살펴보았다.

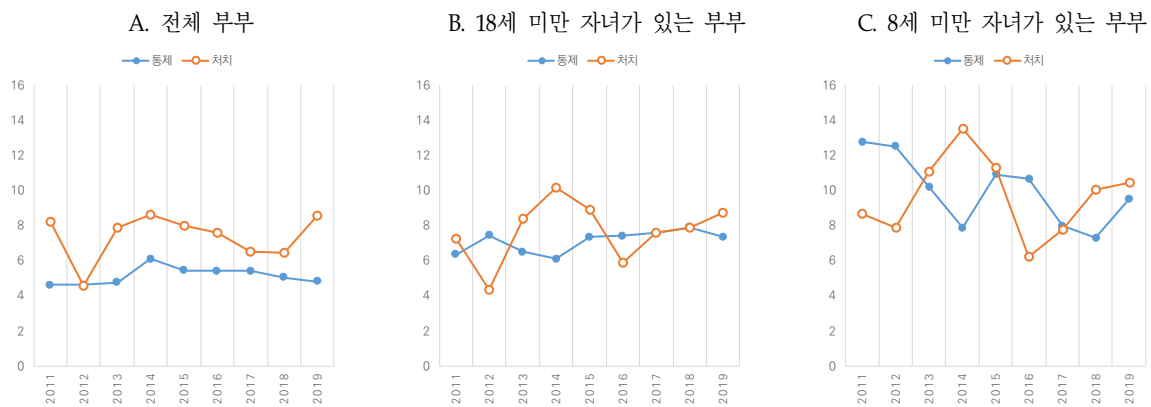
우선 그림 3의 남편이 노동시장 내 처치집단인지 여부에 부부의 노동시간 차이의 변동이 있는지를 살펴보자. 여기서 미취업일 경우 근로시간을 0으로 코딩하였을 때 부부의 노동시간 차이는 평균적으로 20시간~30시간 내외로 나타나고 있다. 연도별 변화 양상을 살펴보면, 2015년 이전까지 통제집단과 처치집단 모드 대체로 평행한 수준에서 부부의 노동시간 격차가 관측되다가 2015년이 지난 시점부터 처치집단의 부부 노동시간 격차가 줄어들기 시작하고, 2018년부터는 통제집단의 노동시간 격차가 줄어들기 시작한다. 이는 앞서 살펴보았듯 300인 이상 대기업에 종사하고 있는 이들은 주 52시간 상한제 도입 이전부터 점차 노동시간이 줄어들기 시작하였으며, 주 52시간 상한제가 본격도입된 2018년경에는 통제집단과 처치집단 모두 전반적 노동시간이 줄어들에 따른 결과로 보인다. 그렇다면 자녀가 있어 시간제약이 더 큰 부부는 어떨까? 18세 미만 자녀가 있는 집단의 경우 처치집단의 부부간 노동시간 차이가 통제집단에 비하여 더 길다가 2016년에 이르러 통제집단과 동일한 수준이 되었으며, 그 이후로는 두 집단이 동일한 양상으로 움직이고 있다. 미취학 자녀가 있는 집단은 통제집단과 처치집단간 부부의 노동시간 차이가 2016년 이전까지 거의 동일하게 유지되다가 2016년 이후 그 차이가 벌어진 뒤 유지되고 있다.

[그림 3] 남편의 처치집단 여부별 부부의 노동시간차이



그렇다면 이러한 노동시간 차이의 변화가 맞벌이 부부의 부부 노동시간 차이에 의하여 발생하는 것인지, 아니면 맞벌이 여부에 의하여 발생하는 것인지를 살펴보았다. 우선 맞벌이 부부의 노동시간 차이를 살펴보았다. 맞벌이 부부의 노동시간 차이는 연도에 따라 다소 변동폭은 있으나 시간이 흐름에 따라 특정한 추세로 전환되지는 않는 것으로 보인다.

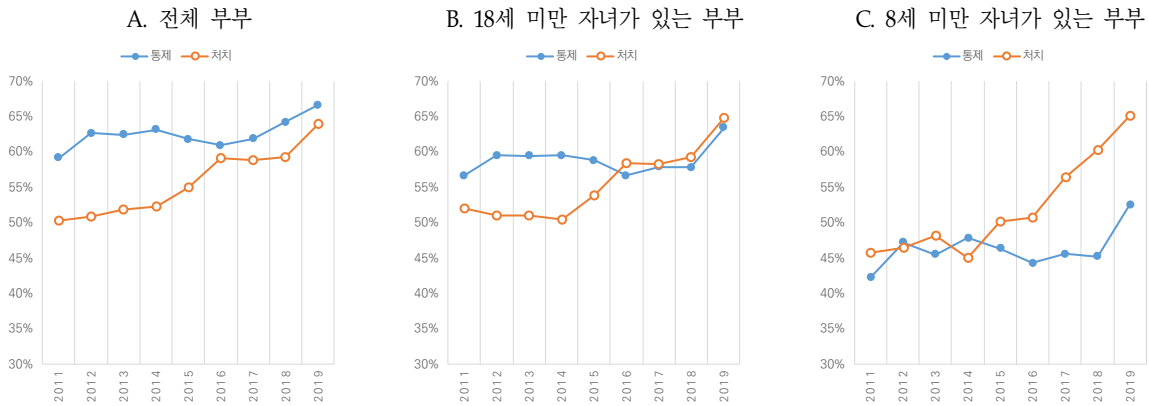
[그림 4] 남편의 처치집단 여부별 노동시간



반면, 노동참여율은 시간이 흐름에 따라 남편의 처치 여부에 따른 변화가 부각된다. 그림4를 보면 아내의 노동시장 참여율은 시간이 흐름에 따라 대체로 증가하고 있는데, 특히 처치집단의 노동시장 참여율이 눈에 띈다. 통제집단에 비하여 처치집단은 2011년경 노동시장 참여율이 50%내외에 이를 정도로 낮았으나, 시간이 흐름에 따라 통제집단과 동일한 수준으로 그 격차가 줄어들었으며, 특히 2014~2016년 사이 노동참여율이 크게 늘어났다. 특히 주목할 만한 점은 8세 미만 자녀가 있는 부부다. 8세 미만 자녀가 있을 경우 남편이 노동시장 내 주 52시간 상한제의 우선 시행대상 여부와 관련 없이 대략 45% 내외의 노동시장 참여율을 나타낸다. 그러다가 2017년 이후 여성의 노동시장 참여율이 급격하게 높아진다. 같은 기간 통제집단은 노동시장 참여율의 큰 변화가 나타나지 않으면서 두 집단간 여성의 노동시장 참여율 격차가 큰 폭으로 벌어지게 된다.



[그림 5] 남편의 처치집단여부별 아내의 노동참여율



수식(1)을 적용한 분석 결과를 담은 표5는 이러한 결과를 일부를 확인시켜 준다. 분석 대상기간동안 여성의 고용률은 늘어나는데, 전체 여성의 경우 8.5%포인트, 18세 미만 자녀가 있는 경우 7.47%포인트, 8세 미만 자녀가 있는 여성은 11.7%가 증가한다. 더불어 통계적으로 유의한 수준은 아니나, 대상집단과 2018년 이후의 시기의 교차항의 크기는 전체 여성에 비하여 18세 미만 자녀가 있는 여성에게, 8세 미만 자녀가 있는 여성에게 커진다. 특히 8세 미만 자녀가 있는 여성의 경우 그 크기가 대략 6.75%포인트가 된다. 이러한 결과는 그림4에서 나타난 추세를 대략적으로 설명해준다고 볼 수 있다.

<표 5> 여성의 노동참여율 분석

	전체 여성		18세 미만 자녀가 있는 여성		8세 미만 자녀가 있는 여성	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
대상 집단	-0.0863** (0.0236)	-0.0777* (0.0241)	-0.0524+ (0.0282)	-0.0437 (0.0283)	0.0241 (0.0365)	0.00824 (0.0358)
대상 기간	0.0852*** (0.0162)	0.0805*** (0.0170)	0.0747* (0.0234)	0.0482* (0.0240)	0.117* (0.0356)	0.0983* (0.0370)
대상 집단 × 대상 기간	0.0235 (0.0291)	0.0105 (0.0295)	0.0516 (0.0349)	0.0424 (0.0347)	0.0675 (0.0514)	0.0694 (0.0514)
연도 고정효과	○	○	○	○	○	○
연령, 교육수준 통제		○		○		○
N	20724	20724	11862	11862	6154	6154

주1 : 괄호 안은 개인 아이디를 기준으로 한 클러스터 표준오차임.

주2: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.001, \*\*\* p < 0.0001

다만 18세 미만 자녀가 있는 여성은 2016년 이전 처치집단과 통제집단 사이의 격차가 크고 2016년 이후의 변화는 통제집단과 처치집단이 동일하다는 점에 유념할 필요가 있다. 즉 처치집단과 통제집단간의 전후 차이가 발생하더라도 만약 분석 대상 시점을 2014년 정도로 이동할 경우 이의 효과는 사라지게 되는 것이다. 따라서 본 연구에서는 사전 추세가 비교적 동일하게 나타나는 8세 미만 자녀가 있는 부부를 대상으로 세부 분석을 실시하였다.

표6은 8세 미만 자녀가 있는 이들을 대상으로 처치집단과 기준 시점을 다르게 분석하였다. (1) 열의 분석은 앞서 표5의 (6)열 분석과 동일하고, (2)열의 분석은 표2에서 구분한 바와 같이 처치집단을 2019년 특

레 대상에서 제외된 이들을 포함하여 2019년 이후 변화를 분석한 것이다. 3번 열은 앞서 II장에서 살펴보았듯 주 52시간제 논의가 이미 2016년 말부터 활발하게 진행되었으며, 2017년 하반기에 이르러 주요 대기업과 공공기관이 선제적으로 주52시간제를 시행하였다는 점을 감안하여 2017년을 처치기간으로 보고 분석한 결과이다. 이 세 분석 모두에서 대상 집단과 대상 기간의 효과는 대략 6.9%포인트에서 8.7%포인트 정도로 나타난다. 다만, 2017년 이후를 대상기간으로 설정한 모델(3)에서만 교차항의 계수가 유의하게 나타난다. 다만 계수의 유의도는 표준오차의 영향을 받는데, 본 연구는 패널자료를 사용하는 관계로 패널간 개인의 반복측정을 고려하여 클러스터 표준오차를 구하였으며 이로 인하여 표준오차가 커지면서 계수의 유의도가 감소하였다는 점을 언급해 둔다. 일반적인 표준오차를 적용할 경우 8세 미만 아동이 있는 이들을 대상으로 한 표6의 모델(1)~(3)은 모두 유의한 수준으로 나타난다.

〈표 6〉 8세 미만 자녀가 있는 여성의 남편의 주52시간제 영향 분석

	(1) 처치집단1		(2) 처치집단2, 2019년		(3) 처치집단1, 2017년	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE	Coefficient	SE
대상 집단	0.00824	(0.0358)	0.0244	(0.0312)	-0.00476	(0.0366)
대상 기간	0.0983*	(0.0370)	0.0887*	(0.0388)	0.0941*	(0.0366)
대상 집단 × 대상 기간	0.0694	(0.0514)	0.0814	(0.0548)	0.0872+	(0.0450)
연도 고정효과	○		○		○	
연령, 교육수준 통제	○		○		○	
N	6154		6154		6154	

주1 : 괄호 안은 개인 아이디를 기준으로 한 클러스터 표준오차임.

주2: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.001, \*\*\* p < 0.0001

이처럼 남편이 특례업종이 아닌 대기업에 종사할 경우 2017년 이후 노동참여율이 대조집단에 비하여 유의한 수준으로 대략 8%포인트가량 증가하는 까닭은 무엇일까? 앞서 살펴보았듯, 주 52시간제의 효과가 본인에게는 직접적인 영향을 미치지 못하는 것과는 대조적이다. 본 연구에서는 표6의 (3)번 모델에 여러 가지 통제변수를 추가하였다. 우선 배우자의 노동시간 감소가 실제 발생하였을 가능성을 고려하여 배우자의 노동시간을 통제변수로 추가하였다. 그 결과 배우자의 노동시간 감소는 직접적인 효과를 나타내지 않았다. 주 52시간의 장시간 노동을 통제한 결과도 동일하게 나타난다. 이들 변수를 통제하여도 대상 집단과 대상 기간의 교차항 변수는 거의 변화하지 않는다. 마지막으로 배우자의 임금을 통제하였는데, 주 52시간제로 인하여 특근 등의 감소로 인하여 가구 소득이 감소하였을 경우 소득효과로 인하여 여성의 추가노동자효과가 나타날 수 있기 때문이다. 그러나 남편의 로그임금을 추가한 (4) 열의 분석 결과 역시 대상집단과 대상기간의 교차항 변수는 (1)번 열과 비교해 계수의 유의도와 크기 측면에서 전혀 변화가 나타나지 않았다.

7) 표 4의 분석을 표6의 모델(3)과 같이 2017년으로 대상기간을 설정하여도 동일하게 유의한 결과를 얻지는 못한다.

〈표 7〉 전체 표본의 주 52시간 상한제 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)
대상 집단	-0.00476 (0.0366)	-0.00518 (0.0365)	-0.00765 (0.0365)	-0.00500 (0.0385)
대상 기간	0.0941* (0.0366)	0.0919* (0.0366)	0.0905* (0.0367)	0.0519 (0.0388)
대상 집단 × 대상 기간	0.0872+ (0.0450)	0.0873+ (0.0450)	0.0872+ (0.0450)	0.0875+ (0.0455)
남편의 노동시간		-0.000934 (0.000761)		
남편의 주 52시간 이상 근로 여부			-0.0257 (0.0234)	
남편의 임금				0.00517 (0.0105)
연도 고정효과	○	○	○	○
연령, 교육수준 통제		○	○	○
산업 고정효과				
N	6154	6153	6153	4701

1 : 괄호 안은 개인 아이디를 기준으로 한 클러스터 표준오차임.

주2: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.001, \*\*\* p < 0.0001

#### IV. 논의

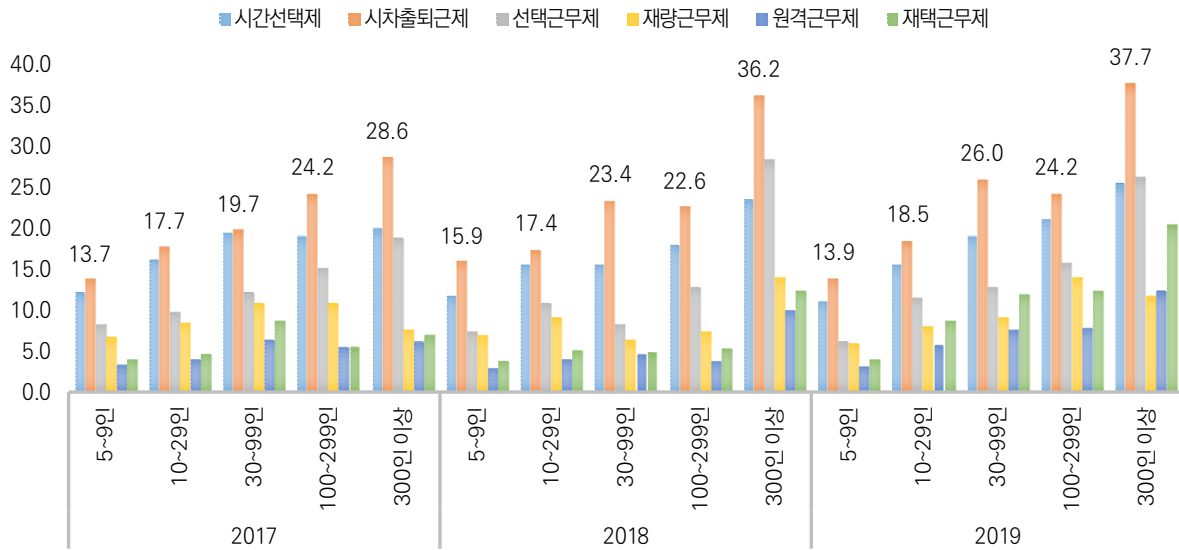
본 연구는 주 52시간 상한제 시행을 전후하여 개인과 부부의 노동시간이 어떻게 달라졌는지를 살펴보고자 하였다. 이에 이중차분법을 활용하여 2011년~2019년 사이 개인과 가구의 노동시간을 분석하였다. 분석결과를 종합하면 주 52시간 상한제가 본격적으로 논의된 2017년 말부터 주 52시간을 초과하는 노동자의 비율은 줄고 주 40시간의 표준 노동시간을 나타내는 이들의 비율이 큰 폭으로 증가하였다. 특히 주 52시간 상한제 법의 우선 적용대상인 대기업뿐만 아니라 전체 근로자의 평균적인 근로시간 단축을 확인할 수 있었다. 이러한 전반적인 노동시간 감소로 인하여 법의 처치집단에 해당하는 우선 적용대상 기업과 통제 집단에 해당하는 특례업종 또는 300인 미만 사업장 사이의 유의한 차이는 확인 할 수 없었다.

부부의 관점에서 주 52시간 상한제를 살펴보면, 미취학 자녀가 있는 부부 중에서 남편이 주 52시간제 도입 대상 기업에 종사할 경우 주 52시간 상한제가 본격적으로 논의된 2017년 말 이후 아내의 고용률이 주 52시간 상한제 비대상 기업에 다니는 남편에 비하여 유의하게 증가하였음을 확인하였다. 이 때 여성의 고용률 증가 효과는 남편의 노동시간 변화나, 초과근로시간 변화, 소득 수준을 통제하여도 유지된다는 점에서 본 연구에서 파악하지 못한 여타 요인에 따른 변화일 것으로 예상된다.

한 가지 가능성은 주 52시간 상한제도 도입으로 여타 기업에 비하여 노동시간 감소가 더 큰폭으로 나타나지는 않더라도 근로시간 단축에 동반하여 대기업을 중심으로 유연근로제도가 도입되었다는 점에 주목해볼 수 있다. 주52시간 시행 및 장시간 노동체제에 대한 논의는 단순히 근로시간을 축소시키는 것에 국한하지 않고, 시간선택제와 시차출퇴근제, 선택근무제 등을 확대하는 계기로 작동하기도 하였다. 아래 그림 5는 기업 규모별로 유연근무제를 도입한 비율을 나타내고 있다. 300인 이상 대규모 사업장에서 관련 제도 도입의 비율이 가장 높을뿐만 아니라 2017년 이후 대기업과 여타 기업간의 차이가 점차 커지는 양상을 나타내고 있다. 가장 빈번한 유연근로형태인 시차출퇴근제의 경우 300인 이상 사업장은 2019년 현재 37.7%를 사용하고 있으나, 100~299인 기업은 도입률이 24.2%에 불과하며, 이 비율은 2017~2019년 사이 증

가 없이 유지되고 있다. 이 같은 근로시간 관련 부가적인 제도의 도입은 대기업과 중소기업 간 근로시간의 자율성에 영향을 미쳤으며, 이는 Buchler and Lutz (2021)의 연구결과가 확인하듯, 미취학 자녀를 둔 여성의 노동참여와도 연결될 여지가 있다.

[그림 6] 기업규모별 유연근로제도 도입률



자료: 고용노동부, 「일가정양립실태조사」. 각년도. [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=118&tblId=DT\\_118045\\_A091&con\\_n\\_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=118&tblId=DT_118045_A091&con_n_path=I3)에서 2021.9.7. 추출

물론 현재 한국복지패널 조사자료의 한계로 유연근무제의 시행 여부 등을 통제하지 못하였다는 점에서 위와 같은 결론을 내리기는 조심스럽다. 추후 유연근무제의 활용 여부를 변수로 포함하여 남편의 주52시간 상한제 적용 대상 여부가 2017년 이후 왜 아내의 노동공급 촉진에 영향을 미치는지를 살펴볼 필요가 있다. 다만, 본 연구의 결과는 여성의 노동공급이 단순히 여성의 인적자본에 대한 접근이나, 시설 돌봄의 대안을 제시하는 것 이외에도 노동시장 내 장시간 노동체제를 개선하고, 특히 남성의 노동시간 특성에 영향을 받을 수 있다는 점에서 의의를 지닌다.

## 참고문헌

- 김남현. 이해춘. 김승택. (2017). 장시간 근로 개선의 고용효과 추정. *노동정책연구*, 17(2), pp. 115-142.
- 손지현. (2020). 주 52시간 근무제가 기혼남녀의 출산의도에 미치는 영향. *사회복지정책*, 47(1), pp. 169-195.
- 심재선. 김호현. (2020). 이중차분법(Difference-in-differences, DiD)을 활용한 주 52시간 상한제 시행의 고용 및 노동생산성 영향 분석. *生産性論集*, 34(4), pp. 197-224.
- 이진우. 금종예 (2021). 주 52시간 근로시간 단축제도가 가구 내 부부의 노동시간 격차에 미친 영향. *정부학연구*, 27(1), pp. 219-247.
- 최승묵. (2020). 주 52시간 상한제 실시 여부에 따른 여가 활동 참여 실태 및 만족도 분석: 2019 국민여가 활동조사 자료를 중심으로. *관광레저연구*, 32(4), pp. 389-406.
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. New Jersey: Princeton University Press.
- Brinton, M. C., & Oh, E. (2019). Babies, work, or both? Highly educated women's employment and fertility in East Asia. *American Journal of Sociology*, 125(1), 105-140.
- Buchler, S., & Lutz, K. (2021). Fathers' Job Flexibility and Mothers' Return to Employment. *European Sociological Review*, 37(4), 659-672.
- Ehrenberg, R. G., & Smith, R. S. (2012). *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy* (11 ed.). Boston: Pearson Education, Inc.
- Killewald, A., & García-Manglano, J. (2016). Tethered lives: A couple-based perspective on the consequences of parenthood for time use, occupation, and wages. *Social Science Research*, 60, 266-282. doi:<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.03.007>
- Landivar, L. (2015). The gender gap in employment hours: Do work-hour regulations matter? *Work, Employment & Society*, 29(4), 550-570. Retrieved September 7, 2021, from <https://www.jstor.org/stable/26655121>



## 최저임금인상이 근로장려세제 수급에 미치는 영향<sup>1)</sup>

김재호(한국노동연구원 초빙연구위원)

최근 코로나19 확산과 4차 산업의 확산으로 산업부문간 불균형과 양극화가 고착되는 양상을 보이고 있는 가운데 최근 저소득층가구의 근로촉진과 소득지원을 위해 최저임금인상과 근로장려세제확대가 이루어졌다. 본 연구에서는 최저임금과 근로장려세제의 상호 작용하여 긍정적인 효과를 가져올 수 있는지를 확인하기 위해 『한국복지패널조사』 10차부터 15차자료를 활용하여 최저임금 증가가 근로장려세제의 수급과 수급액에 미치는 효과를 살펴보았다. 이를 위해 최저임금과 근로장려세제의 제도변화과정과 관련 선행연구를 살펴보았다. 이를 통해 근로장려세제와 최저임금간의 연계성이 있음을 확인할 수 있었으며 이를 바탕으로 최저임금인상의 근로장려세제수급과 급여액에 미치는 효과를 실증분석하였다. 근로장려세제수급 결정요인은 패널 고정효과분석(분석1)을 급여액 결정요인은 패널고정회귀분석(분석2)를 각각 실시했다. 최저임금의 인상효과를 반영하기 위해 수급시점( $t$ )의 전기( $t-1$ )의 최저임금수급가구여부, 전전기( $t-2$ )의 최저임금 수급가구여부, 그리고 전년도( $t-1$ )와 전전기( $t-2$ ) 모두 최저임금 수급가구여부를 정책변수로 사용했다. 최저임금 인상은 결국 시간당임금의 인상을 나타내기 때문에 시간당임금의 자연대수값과 가구주의 성별, 학력, 연령, 가구 시장소득의 자연대수값, 지역, 등의 통제변수들을 사용했다. 분석결과는 분석1의 모형1에서 전년에 최저임금 수급자는 높아진 최저임금의 효과로 최저임금 미적용자에 비해 1.2배의 수급가능성을 나타냈다. 모형2에서도 학력수준은 근로장려세제수급에 음의 효과를 나타냈으며 역시 배우자의 존재는 수급의 가능성을 3배정도 더 높게 만들었다. 전전년 최저임금 수급가구는 미수급가구보다 1.4배로 전년보다 더 높은 효과를 나타냈다. 좀 더 확실하게 최저임금인상의 효과를 살펴보기 위해 전년도와 전전년도 모두 최저임금 수급가구일 경우 모두 비수급인 가구에 비해 1.6배의 높은 수급가능성을 나타냈다. 근로장려세제의 수급액을 결정하는 요인을 분석2의 모형1과 모형2에서 전년도, 전전년도의 최저임금수급가구 여부도 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했지만 모형3에서 전전년과 전년에 모두 최저임금 수급가구라면 최저임금이 인상되어 가구소득이 늘어나 수급액이 감소하여야 하겠지만 8.6%의 수급액 증가를 가져온다는 것은 수급자들이 점증구간에 주로 분포함을 알 수 있다.

### 1. 서론

최근 코로나19 확산 따라 중숙련·중임금 노동자의 일자리가 점차 줄어들면서 소득양극화의 우려가 더욱 심화되고 있다. 한국은행(2020)은 코로나19 이후 중소기업의 생산 감소폭이 대기업의 두 배 이상 커지면서 부문간 불균형과 양극화가 고착되어 '경제 이중구조'가 심화될 수 있다고 지적했다. 또한 4차 산업의 확산으로 비대면·디지털화가 가속화되는 과정에서 산업·직업간 불균형이 고착화되고 소득계층간 양극화가 심화, 자동화·스마트화도 빠르게 확산되면서 중숙련·중위임금 일자리가 소멸되는 직업구조 양극화(job polarization)가 심화, 노동소득분배율 하락에 따른 가계·기업간(노동·자본간) 소득분배 격차도 확대될 수 있을 것이라고 전망했다. 실제로 코로나19 확산 이후로 서비스업 분야에서 플랫폼과 온라인 시장의 성장

1) 본 연구는 연구자 인의 의견으로 소속기관과 무관하며 현재 연구가 진행중으로 인용은 자제해주시기 바랍니다.

이 확산되면서 배달을 전담하는 이동노동자의 수가 늘어났다. 영세소상공인은 코로나19확산에 따른 매출액 감소, 최저임금 인상에 따른 영업비용증가, 부동산대책에 따른 대출억제로 3중고에 시달리며 자본력의 차이에 따라 사업의 성과가 엇갈리고 있다. 기존의 오프라인 중심의 영세한 소상공인 매장의 매출은 급격히 줄어들면서 폐업 또는 고용감소 등으로 이어져 이들이 고용하던 저소득층가구의 고용환경이 크게 변하고 있다.

따라서 저소득층가구의 근로촉진을 통한 소득지원을 위한 다양한 정부적 차원의 지원이 필요하며 대표적으로 최저임금과 근로장려세제를 들 수 있다. 두 제도 모두 저소득층의 근로진작을 통해 소득을 지원한다는 공통점이 있지만 최저임금제도는 개인을 대상으로 하고 근로장려세제는 가구를 단위로 지원 한다. 그러다 보니 최저임금제도의 저소득 근로자의 지원이 고소득 가구의 저소득 근로자 가구원의 소득지원으로 연계되어 최저임금은 역효과를 가져올 수 있어 저소득가구의 소득지원효과는 근로장려세제가 더 효과적이라는 주장들이 제기되고 있다. 하지만 최근에는 최저임금제도와 근로장려세제의 효과를 비교하기보다는 상호연계되어 있는 제도로서 상호효과에 대한 관심이 높아지고 있다(기재량·김진희·김재호, 2015; 남재량·전영준, 2019; 김문정·김빛마로, 2020). 즉 최저임금인상과 근로장려세제의 인상이 동시에 이루어짐으로써 근로진작과 소득지원의 목적을 달성할 수 있음을 보여주고 있다.

정부는 가계소득 불평등 완화와 가계소비 진작을 위해 2018년과 2019년에 최저임금수준을 크게 인상했다. 하지만 근로장려세제의 수급요건(소득기준)이 낮을 경우 최저임금인상으로 가구근로소득이 늘어나 근로장려세제 수급액이 줄어들거나 낮은 근로장려세제의 수급요건을 초과하여 수급자격을 상실할 수 있어 오히려 근로를 기피하는 유인이 될 수 있다<sup>2)</sup>. 이 경우 근로장려세제의 소득자격을 인상할 필요가 있어 2018년 근로장려세제의 소득자격조정이 이루어져 2019년도부터 적용되면서 2018년도의 최저임금수급자의 2019년 근로장려세제 수급과 수급액이 크게 늘어났다. 이처럼 최저임금과 근로장려세제의 상호 작용하여 긍정적인 효과를 가져올 수 있다면 두 제도를 서로 연계하여 운영할 필요성이 높아진다. 따라서 본 연구에서는 『한국복지패널조사』를 활용하여 최저임금 증가가 근로장려세제의 수급과 수급액에 미치는 효과를 살펴본다.

최저임금의 수급과 관련되어 몇 가지 논점이 존재한다. 첫째, 실질적으로 최저임금수급자는 이론상으로 존재할 뿐 명확하게 구분할 수 없다. 가령 1년 동안 상용임금근로자로 매달 월급과 근로시간이 일정하다면 이를 통해 시간당임금을 산출하여 최저임금수급, 미만, 초과를 구분할 수 있지만 비정규직으로 일한 경우 1년간 다양한 종류의 일을 할 수 있고 각각의 임금과 근로시간이 차이가 발생해 본 연구에서는 『복지패널조사』에서 응답한 ‘규칙적으로 일한 경우’의 ‘주당 평균 근로시간’과 ‘일한 달의 월 평균 임금’을 기준으로 시간당 임금을 추계하고 불규칙적으로 일한 경우에는 ‘일한 날의 시간당 임금’을 바탕으로 최저임금수급, 미만, 초과를 구분한다. 둘째, 일반적으로 최저임금이 인상되면 고용주의 인건비 부담으로 인해 근로시간을 감소시키거나 고용을 중단시켜 최저임금을 수급하던 근로자의 근로소득이 오히려 감소할 수 있고 또는 실업이나 비경활로 이어질 수 있다. 따라서 2017년의 최저임금수급자가 2018년에도 인상된 최저임금을 수급받는다고 볼 수 없다. 따라서 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 2017년의 최저임금 수급자를 대상으로 2018년에도 최저임금의 수급대상이라고 가정한다. 셋째, 최저임금을 명확하게 정의할 수 없다. 『복지패널조사』가 회고적 가기기입식의 설문조사의 한계로 근로소득이나 근로시간 또는 시간당 임금수준을 확실히 기억하거나 기억한 금액이 실제 시간당 임금이라고 확신할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 추계된 시간당임금이 공식적인 시간당 최저임금의  $\pm 5\%$ 수준 내에 존재할 경우 최저임금 수급자로 정의한

2) 2018년 늘어난 최저임금에 따르면 홀벌이 18,885,240원, 맞벌이 37,770,480원으로 맞벌이가구의 경우 근로장려세제의 수급요건인 홀벌이 2,100만원 맞벌이 2,500만원 미만을 초과



다. 넷째, 최저임금 초과자와 미만자의 경우 최저임금인상의 영향을 일정부분 받을 수 있지만 본 연구에서는 분석의 편의상 초과자는 영향을 받지않으며 받더라도 미비하며 미만자는 최저임금의 인상으로 임금인상의 압박이 높아져 영세한 고용주더라도 일부 인상이 이루어져 최저임금의 영향을 받는 다고 가정하여 본 연구에서는 최저임금 수급대상으로 최저임금 수급자와 미만자를 모두 포함한다.

## 2. 최저임금제도 및 근로장려세제의 변화

### 가. 최저임금

최저임금제도는 근로자에 대하여 임금의 최저수준을 보장하여 근로자의 생활안정과 노동력의 질적향상을 꾀함으로써 국민경제의 건전한 발전에 이바지하게 함을 목적으로 한다(최저임금법 제1조). 2010년 이후 평균 5~7%정도의 인상률을 보이던 최저임금은 2018년에 전년 대비 16.4%의 높은 인상률을 보이며 시급 7,530원으로 2019년은 전년 대비 10.9%가 인상된 8,350원으로 결정되었다. 정부는 최저임금 인상을 통해 임금불평등을 완화하고 소득증가와 소비, 생산증가로 이어지는 선순환 구조를 구축함으로써 경제성장률을 제고할 수 있을 것으로 기대했다. 하지만 최저임금의 빠른 인상이 소상공인의 경영악화로 이어지면서 2020년에는 2.9%인상(8,590원)으로 줄어들었고 코로나19가 확산이 되면서 2021년에는 1.5%(8,720원) 인상되었고 2022년에는 5.0%(9,160원)인상될 것이다. 최저임금 인상을 추이를 살펴보면 2010년부터 기존의 최저임금의 인상율은 꾸준히 오르기 시작해 2016년에는 8.3%의 인상율을 보였고 2017년에도 7.3%의 인상율을 보였다. 현 정부의 최저임금연평균증가율을 2017년을 기준으로 계측하면 2021년 7.7%, 2022년에는 7.2%수준 증가로 추세적으로 살펴볼 때 2017년의 인상율보다도 낮은 수준이며 오히려 2018년, 2019년의 갑작스런 충격으로 영세소상공인의 인건비 부담을 증대시켰다.

<표 1> 최저임금 수준 및 인상율

(단위: 원, %)

구분	시급		월급		전년대비인상율	CGAR (2017년기준)
	금액	인상액	금액	인상액		
2022년	9,160	440	1,914,440	91,960	5.0	7.2
2021년	8,720	130	1,822,480	27,170	1.5	7.7
2020년	8,590	240	1,795,310	50,160	2.9	9.9
2019년	8,350	820	1,745,150	171,380	10.9	13.6
2018년	7,530	1,060	1,573,770	221,540	16.4	16.4
2017년	6,470	440	1,352,230	91,960	7.3	-
2016년	6,030	450	1,260,270	94,0560	8.3	-
2015년	5,580	370	1,166,220	77,330	7.1	
2014년	5,210	350	1,088,890	73,150	7.2	
2013년	4,860	280	1,015,740	58,520	6.1	
2012년	4,580	260	957,220	54,340	6.0	
2011년	4,320	210	902,880	43,890	5.1	
2010년	4,110	-	858,990	-	-	

나. 근로장려세제

근로장려세제는 일반 국민을 대상으로 하는 사회보험제도와 국민층을 대상으로 하는 국민기초생활보장제도 사이에서 혜택을 받지 못하는 근로빈곤층의 근로를 촉진시키기 위해 도입되었다(「조세특례제한법」 제10절의2). 이를 통해 기존의 사회복지제도하에서 복지혜택에서 배제되었던 차상위계층이 복지혜택을 받을 수 있는 여건을 마련하였다(김문정·김빛마로, 2020). 뿐만 아니라 근로장려세제는 저소득 근로자와 자영업자들의 경제활동을 유도하여 시장소득 증대를 통해 탈빈곤을 유도한다는 측면에서 중요한 의의를 갖는다.(남재량 외, 2009)

근로장려세제는 2006년 「조세특례제한법」 개정으로 시행근거를 마련하였으며 1년 동안 제도 집행을 위한 준비과정을 거친 후 2008년 시행, 2009년 최초 신청 및 근로장려금을 지급하게 되었다. 이후 적용대상, 부양자녀요건, 재산요건, 주택요건을 점차 완화하여 확대되었다. 먼저 적용대상은 2006년 도입당시에는 근로소득자만을 대상으로 하였으나 2011년 세법개정에는 보험모집인과 방문판매원을 포함시켜 적용대상의 범위를 확대하였고, 2012년 개정에서는 자영업자까지 확대 되었다. 2017년부터는 종교인, 대한민국 국적의 부양자녀가 있는 외국인도 포함되었다. 부양자녀는 2006년 도입당시에는 18세 미만의 2인 이상의 부양자녀와 동거해야했지만 2008년 개정에서는 1인 이상으로 2011년에는 무자녀가구(배우자는 필요)도 추가되었으며 2012년에는 배우자나 부양자녀가 없어도 수급대상이 되었다. 이후 2013년에는 50대 이상, 2016년 개정에서는 30에 이상가구에서 무자녀도 수급이 가능해졌으며 2018년 개정에서는 단독가구에 대한 나이제한이 완전히 폐지되었다.

주택요건은 2006년에는 무주택자만 가능했으나 2008년 개정시 5천만원 이하 1주택자는 포함되었으며 2011년 개정부터는 6천만원 이하 1주택으로 확대되었으며 2013년 개정에서는 주택가격과 상관없이 무주택 또는 1주택자만 가능했고 2016년부터는 주택요건이 폐지되었다. 재산요건도 도입당시 토지, 건물, 자동차, 전세금 등 합계 1억원 미만이었으나 2013년부터는 1억 4천만원 미만, 1억원 초과시 장려금의 50%만 수급되었다. 2018년 개정에서는 2억원 미만, 1억 4천만원 초과시 장려금의 50%만 수급되도록 확대되었다.

소득요건 및 최대지원금액은 2006년 도입당시에는 부부합산 1,700만원 미만 근로 소득자가구에게 최대 80만원 지급이었으나 2008년에 120만원으로 확대되었다. 2008년에는 120만원으로 확대되었으며 2011년 개정에서는 부양자녀가 3인인 경우 소득기준 2,500만원 미만일 경우 최대 200만원, 2013년 개정에서는 맞벌이가구가 2,500만원의 소득기준에서 210만원, 2016년 개정에서는 230만원 2017년에는 250만원으로 꾸준히 늘어났으며 2018년 개정에 2019년부터 적용되어 2021년 현재 가구원 구성에 따라 연간 부부합산 총소득금액<sup>1)</sup>이 단독가구 2,000만원, 홑벌이가구 3,000만원, 맞벌이가구 3,600만원 미만이어야 한다.

<표 2> 근로장려금 및 자녀장려금 수급 가구원 요건(2018년개정기준)

가구명칭	가구 구분	가구원 구성
단독 가구		배우자 <sup>1)</sup> 와 부양자녀 <sup>2)</sup> , 70세 이상 직계존속 <sup>3)</sup> 이 없는 가구
홑벌이가구	배우자의 총급여액 등이 3백만원 미만인 가구	배우자 또는 부양자녀 또는 70세 이상 직계존속이 있는 가구
맞벌이 가구	배우자의 총급여액 등이 3백만원 이상인 가구	신청인과 배우자 각각의 총급여액등이 3백만원 이상인 가구

1) 총급여액 등에 의하여 장려금액을 산정한다.(조특령 별표 11) 총소득금액은 신청인과 배우자의 ①근로(총급여액) ②사업소득(사업수입금액x업종별조정률) ③종교인소득(총수입금액) ④이자·배당·연금(총수입금액) ⑤기타소득(총수입금액-필요경비)을 모두 합한 금액이며 총급여액 등은 ①근로(총급여액) ②사업소득(사업수입금액x업종별조정률) ③종교인소득(총수입금액)만 합한 금액이다.

<표 3> 근로장려금 및 자녀장려금 수급 소득요건(2018년개정기준)

가구원 구성		(연간) 총급여액 등	지급액
단독가구	근로장려금	4 ~ 2,000만원	3 ~ 150만원
	근로장려금	4 ~ 3,000만원	3 ~ 260만원
홀벌이가구	자녀장려금	4 ~ 4,000만원	50 ~ 70만원 (자녀 1인당)
	근로장려금	600 ~ 3,600만원	3 ~ 300만원
맞벌이가구	자녀장려금	600 ~ 4,000만원	50 ~ 70만원 (자녀 1인당)
	근로장려금		

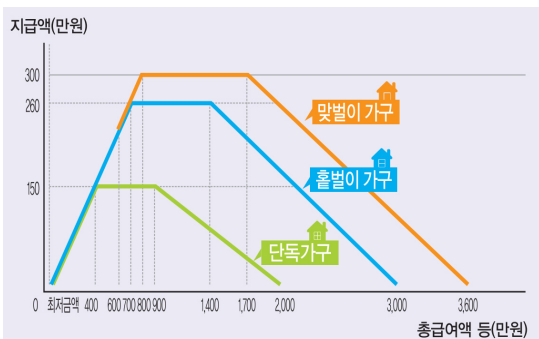
<표 4> 근로장려금 지급액(2018년개정기준)

가구원 구성	구간	총급여액 등	근로장려금
단독가구	점중	400만원 미만	총급여액 등 x400분의 150
	평탄	400만원 이상 ~ 900만원 미만	150만원
	점강	900만원 이상 ~ 2,000만원 미만	150만원 - (총급여액 등 - 900만원) x 1,100분의 150
홀벌이가구	점중	700만원 미만	총급여액 등 x700분의 260
	평탄	700만원 이상 ~ 1,400만원 미만	260만원
	점강	1,400만원 이상 ~ 3,000만원 미만	260만원 - (총급여액 등 - 1,400만원) x 1,600분의 260
맞벌이가구	점중	800만원 미만	총급여액 등 x800분의 300
	평탄	800만원 이상 ~ 1,700만원 미만	300만원
	점강	1,700만원 이상 ~ 3,600만원 미만	300만원 - (총급여액 등 - 1,700만원) x 1,900분의 300

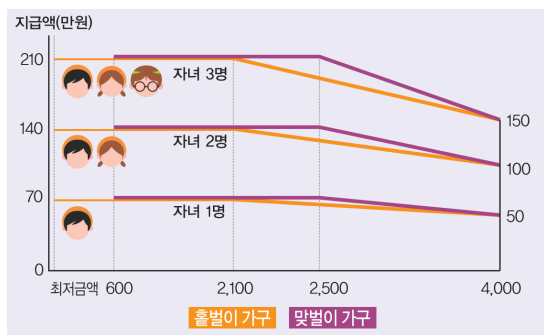
<표 5> 자녀장려금 지급액(2018년개정기준)

가구원 구성	총급여액 등	자녀장려금
홀벌이가구	2천100만원 미만	부양자녀수 x 70만원
	2천100만원 이상 4천만원 미만	부양자녀수 x [70만원 - (총급여액 등 - 2천100만원)x 1천900분의 20]
맞벌이가구	2천500만원 미만	부양자녀수 x 70만원
	2천500만원 이상 4천만원 미만	부양자녀수 x [70만원 - (총급여액 등 - 2천500만원)x 1천500분의 20]

[그림 1] 근로장려금 지급액



[그림 2] 자녀장려금 지급액



<표 6> 근로장려세제 수급기준 개정 연혁

개정 연도	2006년	2008년 개정 (2009년 적용)	2011년 개정 (2012년 적용)	2012년 개정 (2013년 적용)		
적용 대상	근로소득자		근로소득자 보험모집인, 방문판매원	(좌동) 2015년부터 자영업자까지 확대 적용시(고소득전문직과 일정소득금액 이상 사업자 제외)		
부양 자녀	2인(18세미만) (4인 가족 기준)	1인(18세 미만) (3인 가족 기준)	무자녀가구 추가 (단, 배우자 필요)	(좌동) (60세 이상은 배우자 또는 부양자녀 없어도 가능)		
소득 요건, 최대 지급액	부부합산 1,700만원 미만 최대 80만원 지급	부부합산 1,700만원 미만 최대 120만원 지급		부양 자녀	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)
				없음	1,300	70
				1인	1,700	140
				2인	2,100	170
				3인~	2,500	200
				(좌동)		
재산 요건	토지, 건물, 자동차, 전세금 등 합계 1억원 미만					
주택 요건	무주택	무주택 (5천만원 이하 1주택 포함)	무주택 (6천만원 이하 1주택 포함)			
개정 연도	2013년 개정 (2014년 적용)	2016년 개정 (2017년 적용)	2017년 개정 (2018년 적용)	2018년 개정 (2019년 적용)		
적용 대상	(좌동)		종교인, 대한민 국 국적의 부 양자녀가 있는 외국인도 포함			
부양 자녀	(좌동) (단, '16년 50대이상, '17년 40대이상 가능)	2018년부터 30세 이상 가구 포함		단독가구에 대 한 나이 제한 폐지(30세 미만 단독가구도 수급가능)		
소득 요건, 최대 지급액	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)
	단독 가구	1,300	70	단독 가구	1,300	77
	홀벌이	2,100	170	홀벌이	2,100	185
	맞벌이	2,500	210	맞벌이	2,500	230
	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)
	단독 가구	1,300	85	단독 가구	1,300	85
	홀벌이	2,100	200	홀벌이	2,100	200
	맞벌이	2,500	250	맞벌이	2,500	250
	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)	구성	소득 기준 (만원)	최대 지급액 (만원)
	단독 가구	2,000	150	단독 가구	2,000	150
	홀벌이	3,000	260	홀벌이	3,000	260
	맞벌이	3,600	300	맞벌이	3,600	300
재산 요건	1억 4천만원 미만 (1억원 초과시 장려금의 50%만 수급)			2억원 미만(1억 4천만원 초과 시 장려금 50%만 수급)		
주택 요건	무주택 또는 1주택 (주택가격기준 삭제)	주택 요건 폐지				

## 2. 선행연구

최저임금과 근로장려세제 관련한 기존의 선행연구 대부분은 각각의 고용효과와 소득불평등 효과에 대한 분석이 주를 이루고 있으며 소비와 관련된 추정결과를 제시한 연구도 일부 있다. 최근에는 두 제도간의 상호효과를 분석한 연구들이 조금씩 이루어지고 있다.

최저임금의 고용효과 관련 실증연구들은 일관된 결론을 제시하지 못하고 있다. Allegretto et al.(2011)와 Dube(2010)는 미국에서 최저임금이 고용에 미치는 영향은 없거나 매우 미미하다고 주장했다. 하지만 Neumark et al.(2014)는 이들의 연구들의 방법론적 한계를 지적하며 최저임금이 고용을 낮추는 분명한 효과가 존재한다고 주장했다. Manning(2015)는 영국사례에서 최저임금이 고용에 미치는 영향을 규정하기 어렵다고 주장했다. 결론적으로 최저임금이 고용에 미치는 영향에 대한 어떠한 일관된 결론이 존재하지 않는다. 최근 우리나라 최저임금 인상과 고용에 관한 연구로 이정호·김지환·최지훈(2019)은 우리나라 노동시장의 높은 경직성 때문에 최저임금의 인상으로 인한 부정적 영향이 신규근로자에게 전이될 수 있고, 임금 인상에 따른 근로시간 조정으로 기업이 대응할 수 있기 때문에 이를 고려하여 2008년~2017년 「고용형태별 근로실태조사」 원자료를 사용하여 추정하였다. 분석 결과 최저임금 인상이 신규근로자 고용을 감소시키고 초단시간(주 15시간 미만) 신규근로자의 비중을 증가시키는 부정적인 효과가 나타나고 있다. 특히 최저임금의 인상에 취약한 계층인 여성, 청년층과 고령층, 고졸 이하 등 저임금·저숙련 근로자의 비중이 큰 집단에서 주로 나타나고 있었다.

한편, 실증연구들은 최저임금의 인상이 빈곤의 완화에 대하여 다음의 이유들로 인하여 기여하지 못함을 보여준다(Sabia, 2015). 첫째, 다수의 빈곤 가구는 최저임금의 혜택을 받지 못한다. 그 이유는 빈곤한 가구들이 빈곤한 주된 이유가 시간당 임금이 낮아서가 아니라, (a) 적은 노동시장, (b) 소득 대비 너무 많은 가구 구성원, (c) 2차(또는 3차) 소득자의 부재이기 때문이다. 둘째, 노동시장이 경쟁적이면 최저임금 인상은 고용을 감소시키고 또한 고용된 근로자들의 노동시간을 감소시킬 수 있다. 일부의 선행연구들은 최저임금이 저소득 가구의 소득에 오히려 부정적인 영향을 미침을 보여준다(Neumark & Wascher, 2001; Burkhauser et al., 1996; Neumark & Wascher, 2008). 반면, Romich(2018)는 최저임금제도의 빈곤 빈곤감소효과가 작기는 하지만, 그 효과가 저소득가구에 집중되어 있음을 보여준다.

Burkhauser(2015)에 따르면 최저임금 인상은 빈곤을 줄이는 효과적인 메커니즘이 아니며 최저임금 인상은 빈곤을 줄이는 인과적 증거는 거의 없다. 그 이유는 최저임금 인상으로 얻는 대부분의 근로자는 가난한(또는 거의 가난한) 가정에 살지 않으며, 가난한 가정에 사는 일부 근로자는 오히려 최저임금 인상으로 직장을 잃게 된다. 반면 근로장려세제는 빈곤을 줄이는 효과적인 방법으로 저소득층과 중위소득 가정의 근로자의 세후 임금 비율만 인상하고, 부양 자녀 수에 따른 세금 공제 증가, 그리고 이러한 가족의 노동력 참여와 고용을 증가시킨다는 증거가 있습니다.

또한 최저임금 인상과 소득불평등에 관한 연구로 조경엽(2018)은 완전동태모형을 이용하여 최저임금의 경제적 영향을 분석하였다. 최저임금 인상은 우리나라의 산업구조의 특성, 최저임금 대상자의 구성, 고용구조 등을 고려하면 최저임금의 인상에 따른 소득불평등 확대는 당연한 결과로 분석하고 있다. 더욱이 최저임금의 급격한 증가로 근로장려금을 반납하거나 수혜대상에서 제외되는 경우 실질적인 소득증가 없이 빈곤에서 벗어나지 못하는 악순환을 초래할 수도 있다고 보고 있다. 홍민기(2018)는 최저임금 인상이 고용에는 유의미한 영향을 미치지 않았으나 노동시간을 유의하게 감소시킨다는 것을 발견하였다. 황선웅(2019)은 가구별 최저임금 영향을 차이를 이용한 비선형 이중차분모형을 추정한 결과 2018년의 최저임금 인상이

저소득 가구의 소득증가와 빈곤율을 감소시키고 소득불평등을 완화하는데 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기존의 연구들에서는 주로 최저임금과 EITC의 고용과 빈곤에 미치는 각각의 영향을 기초로 두 제도를 비교하거나 또는 보완적인 시각에서 바라보았지만, 최근에는 두 제도의 상호작용에 대한 관심도 나타나고 있으며 Neumark & Wascher(2011)는 이에 대한 선도적인 연구를 수행한 바 있다. 가장 대중적으로는 EITC의 증가로 인하여 임금이 감소되는 효과를 최저임금의 인상으로 대응함으로써 EITC의 효과성을 증진시킬 수 있다는 논의가 있을 수 있으나, 엄밀히 말하면 이는 단순히 최저임금의 분배적 효과일 뿐이며, 최저임금이 EITC의 효과성을 증진시키는 효과는 아니다(Neumark & Wascher, 2011).

최저임금과 EITC의 상호작용은 특정 집단에 대한 고용을 증가시킴으로써 분배적 효과를 가져오는 측면에서 찾을 수 있다(Neumark & Wascher, 2011). 예를 들어, 인상된 최저임금 수준이 한부모 여성의 의중임금(reservation wage)보다 아래일 경우, 최저임금의 인상은 한 부모 여성을 노동시장에 참여시키게 할 수 없다. 그러나 높은 최저임금과 높은 EITC의 결합은 한 부모 여성의 의중임금보다 실효임금(effective wage)을 높게 함으로써, 한부모 여성을 노동시장으로 진입시킬 수 있으며, 이는 10대로부터 한 부모 여성으로의 분배적 효과를 가져올 수 있다. 그러나 EITC의 수급권이 없는 저숙련 노동자는 높은 최저임금과 높은 EITC 각각으로부터 이중적인 부정적 고용 영향을 받을 수 있다.

### 3. 자료 및 기술통계

#### 가. 자료

본 연구에서는 최저임금인상이 근로장려세제수급에 미친 효과를 분석하기 위해 『한국복지패널조사』(10차~15차)를 사용한다. 근로장려세제에 대한 주요 연구 자료로 『한국복지패널조사』, 『한국노동패널조사』, 『재정패널조사』를 주로 사용하고 있는데 차상위계층을 과다표집하는 『한국복지패널조사』에서 관측치가 가장 많아 근로장려세제관련 연구에 가장 적합하다. 하지만 패널조사의 경우 조사 시점과 발표 시점 간 2년간의 간극이 존재하여 근로장려금을 지급받는 가구수가 제한적이어서 구성효과 혹은 수혜 집단의 이질성에 따른 이질적인 노동공급 효과 등을 고려할 수 없는 등의 한계점이 존재한다(김문정·김빛마로, 2020).

『한국복지패널조사』를 10차(2014년)부터 가장 최근 자료인 15차(2019년)를 사용하는 이유는 13차(2017년)에 2018년 최저임금수준이 공표되었으며 『한국복지패널조사』가 2014년부터 경제활동관련 변수들이 통일성 있게 조사됐기 때문이다. 특히 주당 근로시간, 월평균 임금 등이 안정되게 조사되고 있다. 『한국복지패널조사』는 조사시 이전 1년 동안의 경제활동과 자산상태 그리고 소비를 조사하고 가구주와 가구원에 대한 인적자원도 전년도 12월 31일을 기준으로 한다. 따라서 2021년도에 발표된 15차 조사는 2020년에 조사가 이루어지고 2019년의 경제활동과 근로장려세제를 포함한 가구소득을 조사하기 때문에 실제 근로장려세제의 판단기준이 되는 근로소득은 2018년의 근로소득임을 알 수 있다. 따라서 13차 조사와 14차 조사에서 시간당임금의 변화가 크게 나타날 것이며 이에 따른 근로장려세제의 변화는 15차에서 근로장려금 수급과 지급액을 통해 알 수 있다. 근로장려세제수급과 수급액에 직접적으로 영향을 미치는 변수는 전년도 근로변수 본 연구에서는 가구의 전년도 시간당임금을 사용한다.

<표 7> 『한국복지패널조사』 차수별 소득발생시점

	10차	11차	12차	13차	14차	15차
발표시점	2016	2017	2018	2019	2020	2021
조사시점	2015	2016	2017	2018	2019	2020
소득발생시점	2014	2015	2016	2017	2018	2019

나. 변수 및 기술통계

본 연구에서는 최저임금인상의 근로장려세제수급에 미치는 영향을 살펴보기 위해 근로장려세제수급여부와 수급액을 종속변수로 하여 가구구성원의 노동시장에서의 성과를 가구단위로 통합하여 가구원 중에 최저임금수급자가 있는 가구를 최저임금수급가구로 분류하여 최저임금의 효과를 살펴보았다. 최저임금은 그 크기의 차이가 있지만 매년 계속해서 오르기 때문에 최저임금의 수급자는 전년도에 비해 수급자보다 인상된 최저임금을 수급한다.

급격한 최저임금의 인상이 공표된 2017년 규칙적인 근로자의 시간당 임금은 시간당 1.7만원 수준으로 일반가구는 1.8만원, 중위소득의 60%이하에 해당하는 저소득층가구는 0.8만원으로 일반가구의 절반에도 미치지 못했다. 불규칙 근로자의 시간당임금은 전체 근로가구가 1.5만원, 일반가구가 1.7만원 그리고 저소득층가구는 1.1만원으로 역시 저소득층가구의 시간당 임금의 차는 매우 크게 나타났다. 하지만 최저임금이 크게 오른 2018년의 시간당임금은 그 이전에 비해 큰 차이를 나타내지 않았다. 특히 저소득층가구의 경우 규칙적 근로자의 시간당임금이 0.9만원 수준으로 큰 차이가 없으며 불규칙 근로자의 시간당임금도 2018년에는 0.9만원으로 비슷한 수준이며 2019년에 1.4만원으로 일반가구의 1.5만원과 비슷한 수준으로 늘어났다. 이는 2014년 이후 일반가구의 경우 주당 근로시간은 44.6시간에서 2019년 41.7시간으로 줄어들었지만 월 평균임금은 동기에 260.2만원에서 302.0만원으로 꾸준히 늘어나 시간당 임금도 1.6만원에서 1.9만원으로 올랐다. 이는 앞서 언급한대로 기술수준에 따라 임금수준이 양극화되고 있음을 단적으로 보여준다.

<표 8> 균등화소득에 따른 가구구분별 평균 시간당임금

(단위: 명, 만원)

년도	구분	전체가구			일반가구			저소득층가구		
		빈도	평균	표준편차	빈도	평균	표준편차	빈도	평균	표준편차
2014	주당 근로시간	5,629	43.5	(15.0)	4,974	44.6	(14.0)	655	34.8	(19.2)
	월 평균임금	4,634	241.1	(181.7)	4,144	260.2	(181.8)	490	80.3	(61.6)
	시간당임금	4,620	1.5	(1.1)	4,130	1.6	(1.1)	490	0.7	(0.5)
	불규칙 시간당임금	361	1.1	(0.9)	237	1.2	(1.1)	124	0.8	(0.4)
2015	주당 근로시간	5,407	43.6	(14.7)	4,869	44.7	(13.4)	538	33.5	(20.4)
	월 평균임금	4,543	251.5	(191.4)	4,098	270.2	(191.3)	445	79.1	(63.5)
	시간당임금	4,529	1.6	(1.6)	4,084	1.6	(1.7)	445	0.7	(0.5)
	불규칙 시간당임금	377	1.3	(1.6)	276	1.5	(1.8)	101	0.8	(0.4)
2016	주당 근로시간	5,299	43.2	(15.1)	4,758	44.6	(13.9)	541	31.3	(19.8)
	월 평균임금	4,507	258.0	(192.7)	4,058	277.6	(192.2)	449	80.6	(64.1)
	시간당임금	4,492	1.6	(1.2)	4,044	1.7	(1.2)	448	0.7	(0.5)
	불규칙 시간당임금	382	1.1	(0.8)	266	1.3	(0.9)	116	0.8	(0.5)
2017	주당 근로시간	5,343	41.9	(15.4)	4,726	43.7	(13.8)	617	28.5	(19.9)
	월 평균임금	4,563	263.6	(210.1)	4,024	289.2	(209.9)	539	72.2	(59.0)
	시간당임금	4,555	1.7	(1.5)	4,016	1.8	(1.6)	539	0.8	(0.6)
	불규칙 시간당임금	336	1.5	(2.0)	229	1.7	(2.1)	107	1.1	(1.7)

년도	구분	전체가구			일반가구			저소득층가구		
		빈도	평균	표준편차	빈도	평균	표준편차	빈도	평균	표준편차
2018	주당 근로시간	5,309	41.0	(15.2)	4,687	43.0	(13.4)	622	26.0	(19.0)
	월 평균임금	4,534	268.5	(198.0)	3,985	294.9	(195.5)	549	76.7	(68.4)
	시간당임금	4,527	1.7	(1.3)	3,978	1.8	(1.3)	549	0.9	(0.5)
	불규칙 시간당임금	358	1.3	(0.7)	255	1.4	(0.7)	103	0.9	(0.4)
2019	주당 근로시간	5,250	39.1	(14.6)	4,569	41.7	(12.4)	681	22.2	(17.0)
	월 평균임금	4,487	271.6	(200.5)	3,897	302.0	(196.3)	590	70.8	(68.2)
	시간당임금	4,478	1.7	(1.2)	3,888	1.9	(1.2)	590	0.9	(0.6)
	불규칙 시간당임금	277	1.4	(0.8)	207	1.5	(0.7)	70	1.4	(1.1)

주: 균등화 소득에 따른 가구구분은 공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 기준

최저임금수급여부를 가구구성원 단위로 살펴보면 가구전체에서 최저임금 수급자와 최저임금마저도 받지 못하는 미수급자의 비중이 점차 확대 되고 있다. 특히 저소득가구의 경우 2014년 최저임금보다 높은 임금을 받는 근로자의 비율이 95.6%였으나 계속해서 줄어들어 2019년에는 89.4%로 늘어났고 미수급자의 비율도 7.1%로 매우 높은 수준이다.

최저임금수급 또는 미수급의 구성원이 있는 가구를 최저임금 가구로 가정했을 때 역시 초과가구의 비중이 2014년 93.0%에서 86.5%로 크게 줄어들었으며 저소득층가구에서는 93.1%에서 84.6%로 더 크게 줄어들어 저소득층가구의 최저임금 수급을 강화할 필요가 있다.

<표 9> 균등화소득에 따른 가구구분별 최저임금 수급자 비율

(단위: 명, %)

년도	구분	전체가구		일반가구		저소득가구	
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
2014	초과	16,146	(96.9)	11,436	(97.4)	4,710	(95.6)
	수급	139	(0.8)	92	(0.8)	47	(1.0)
	미수급	379	(2.3)	210	(1.8)	169	(3.4)
2015	초과	15,443	(96.6)	11,065	(97.3)	4,378	(94.8)
	수급	189	(1.2)	99	(0.9)	90	(2.0)
	미수급	357	(2.2)	206	(1.8)	151	(3.3)
2016	초과	14,769	(95.8)	10,580	(96.5)	4,189	(94.0)
	수급	162	(1.1)	102	(0.9)	60	(1.4)
	미수급	491	(3.2)	285	(2.6)	206	(4.6)
2017	초과	14,309	(95.9)	10,240	(96.9)	4,069	(93.5)
	수급	253	(1.7)	122	(1.2)	131	(3.0)
	미수급	361	(2.4)	209	(2.0)	152	(3.5)
2018	초과	13,661	(94.8)	9,857	(95.9)	3,804	(91.8)
	수급	299	(2.1)	130	(1.3)	169	(4.1)
	미수급	458	(3.2)	288	(2.8)	170	(4.1)
2019	초과	12,590	(93.5)	9,051	(95.3)	3,539	(89.4)
	수급	288	(2.1)	151	(1.6)	137	(3.5)
	미수급	582	(4.3)	300	(3.2)	282	(7.1)

<표 10> 최저임금 이하 시간당 임금 수급가구 비율

연도	구분	전체가구		일반가구		저소득층가구	
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
2014	초과	6,432	(93.0)	3,713	(93.0)	2,719	(93.1)
	수급	482	(7.0)	280	(7.0)	202	(6.9)
2015	초과	6,200	(92.2)	3,622	(92.6)	2,578	(91.7)
	수급	523	(7.8)	291	(7.4)	232	(8.3)



연도	구분	전체가구		일반가구		저소득층가구	
		빈도	비율	빈도	비율	빈도	비율
2016	초과	5,969	(90.7)	3,493	(90.7)	2,476	(90.7)
	수급	612	(9.3)	359	(9.3)	253	(9.3)
2017	초과	5,902	(91.2)	3,461	(92.0)	2,441	(90.0)
	수급	572	(8.8)	302	(8.0)	270	(10.0)
2018	초과	5,620	(88.8)	3,297	(89.3)	2,323	(88.0)
	수급	711	(11.2)	395	(10.7)	316	(12.0)
2019	초과	5,215	(86.5)	3,048	(87.9)	2,167	(84.6)
	수급	814	(13.5)	420	(12.1)	394	(15.4)

근로장려세제 수급의 빈도는 최초지급이 이루어진 2009년 큰 변화가 없었지만 2012년에 개정되어 2015년부터 적용된 자영업자확대로 인해 수급자의 빈도가 크게 늘어났으며 이후 2018년까지 소득기준액이 고정됨에 따라 수급자 빈도가 다소 낮아지지만 2019년에 소득기준이 크게 완화되면서 수급자의 빈도가 높아졌다. 평균지급액도 2015년 이전까지는 비스하게 85만원 내외에서 지급되었지만 이후에는 수급빈도는 높아졌지만 지원금액이 점차 줄어들다가 2019년부터 수급자수 뿐만 아니라 수급액도 크게 늘어났다.

<표 11> 연도별 근로장려세제 및 자녀장려세제 수급 빈도 및 평균지급액

(단위: 명, 만원)

분류	연도	빈도	평균지급액	최소값	최대값
근로장려세제	2009	104	81.0	39.0	120
	2010	78	85.0	39.8	144
	2011	91	91.9	34.2	120
	2012	129	87.1	46.7	200
	2013	87	85.6	46.4	200
	2014	151	89.7	50.6	200
	2015	230	84.8	54.1	240
	2016	294	74.3	50.4	210
	2017	344	69.4	52.6	270
	2018	329	72.6	56.4	270
2019	667	96.1	64.0	330	
자녀장려세제	2015	231	66.1	36.0	200
	2016	210	70.1	36.4	200
	2017	225	60.0	36.0	180
	2018	199	62.1	36.5	150
	2019	168	93.1	45.9	250

최저임금인상이 급격히 오른 2018년의 근로장려세제가 지급되는 2019년을 기준으로 근로장려세제 수급 여부를 기준으로 기초통계를 살펴보면 다음과 같다. 수급가구의 남성가구주 비율이 59.9%, 비수급가구의 남성가구주비율이 65.3%로 비수급가구의 남성가구주비율이 다소 높게 나타났으며 가구주 평균 연령은 수급가구가 61.1세, 비수급가구가 64.4세로 비수급가구의 가구주연령이 다소 높게 나타났다. 가구주 학력은 수급가구보다 비수급가구의 학력수준이 대학졸 및 대학원이상에서 더 높게 나타났다. 배우자는 비수급가구에서 55.9%가 있고 수급가구에서는 49.2%만이 있다고 응답했다. 가구유형은 비수급가구에서 단독가구비율이 35.2%로 수급가구의 단독가구비율 30.7%보다 다소 높게 나타났으며 수급가구는 모자, 부자가구에서 더 높게 나타났다. 거주지는 비수급가구의 경우 서울에 거주비율이 비수급가구에 비해 높도 수급가구는

광역시 거주비율이 더 높게 나타났다. 정기적 근로의 주당 근로시간은 수급가구가 39.5시간 비수급가구가 33.3시간으로 수급가구가 더 높게 나타났으며 월평균임금은 수급가구가 171.8만원 비수급가구가 206.2만원으로 수급가구의 급여가 더 높았으며 시간당임금은 수급가구와 비수급가구가 1.3만원으로 비슷하게 나타났다. 전체 가구에서 근로장려세제(아동수당포함)수급의 비율은 12%수준이며 수급가구의 평균 근로장려수급액(아동수당포함)은 109.9만원으로 나타났다. 최저임금이하의 시간당임금을 수급한 가구주 또는 가구원이 있는 가구비율은 13.5%이며 수급가구는 36.1%, 비수급가구는 10.4%로 나타났으며 2018년의 경우에는 수급가구가 23.2%, 수급가구는 7.2% 였으며 2017년에는 수급가구가 15%비수급가구가 3.6%로 수급가구에서 훨씬 높게 나타났다.

<표 12> 2019년기준 근로장려세 수급여부별 가구특성

변수	전체가구		비수급가구		수급가구	
	평균	(표준편차)	평균	(표준편차)	평균	(표준편차)
가구구성	64.7	(47.8)	65.3	(47.6)	59.9	(49.0)
가구주 연령	64.0	(16.4)	64.4	(16.4)	61.1	(16.1)
학력						
고졸이하	4,588	(76.1)	3,990	(75.2)	598	(82.4)
전문대졸	391	(6.5)	340	(6.4)	51	(7.0)
대학졸이상	1,050	(17.5)	973	(18.3)	77	(10.7)
배우자(유=1)	55.1	(49.7)	55.9	(49.7)	49.2	(50.0)
가구유형						
단독	2,092	(34.7)	1,869	(35.2)	223	(30.7)
모자	46	(0.8)	25	(0.5)	21	(2.9)
부자	23	(0.4)	18	(0.3)	5	(0.7)
조손또는소년소녀가장	16	(0.3)	14	(0.3)	2	(0.3)
기타	3,852	(63.9)	3,377	(63.7)	475	(65.4)
거주지						
서울	793	(13.2)	717	(13.5)	76	(10.5)
광역시	1,632	(27.1)	1,407	(26.5)	225	(31.0)
시	2,331	(38.7)	2,059	(38.8)	272	(37.5)
군	1,102	(18.3)	966	(18.2)	136	(18.7)
도농복합군	171	(2.8)	154	(2.9)	17	(2.3)
주당 근로시간	34.1	(39.7)	33.3	(40.0)	39.5	(36.7)
월평균임금	202.1	(294.2)	206.2	(306.0)	171.8	(183.7)
시간당임금	1.3	(1.9)	1.3	(1.9)	1.3	(1.2)
비정기 시간당임금	0.1	(0.4)	0.1	(0.3)	0.1	(0.4)
근로장려세제수급	12.0	(32.5)	0.0	(0.0)	100.0	(0.0)
근로장려수급액	13.2	(45.1)	0.0	(0.0)	109.9	(79.2)
최저임금수급여부	13.5	(34.2)	10.4	(30.5)	36.1	(48.1)
최저임금 수급여부 (2018년)	11.5	(32.0)	8.9	(28.5)	30.6	(46.1)
최저임금수급여부 (2017년)	9.1	(28.8)	7.2	(25.9)	23.2	(42.2)
최저임금 수급여부 (2017, 2018년 모두)	5.0	(21.7)	3.6	(18.6)	15.0	(35.7)
관측치	6,029		5,303		726	

주: 학력, 가구유형, 거주지는 범주형 변수로 빈도와 비율을 나타냄

#### 4. 실증분석

##### 가. 분석모형

본 연구에서는 최저임금 인상의 근로장려세제 수급에 미치는 효과를 살펴보기 위해 분석1에서 근로장려제도 수급여부를 종속변수로 하는 이항 로지스틱 회귀분석을 실시한다. 최저임금인상의 효과를 나타낼 독립변수로 (1) 2017년 최저임금수급여부, (2) 2018년 최저임금수급여부 그리고 (3) 2017년과 2018년 모두 수급 또는 비수급 여부를 사용한다. 또한 최저임금 인상은 결국 시간당임금의 인상을 나타내기 때문에 시간당임금의 자연대수값을 통제변수에 사용한다.

이항 로지스틱 회귀분석은 종속변수가 예(1)/아니오(0)의 이항명목변수일 경우 유용하게 쓰이는 통계적 방법으로 근로장려세제의 수급여부를 종속변수로 즉 수급을 1로, 비수급을 0으로 설정하여 FE 패널로짓모형을 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\Pr(y_{it} = 1|x_{it}, \beta, \alpha_i) = \Lambda(\alpha_i + x_{it}'\beta) \quad (1)$$

$\Pr(y_{it} = 1|x_{it}, \beta, \alpha_i)$ 는 근로장려세제수급 여부의 확률이며  $x_{it}$ 는 근로장려세제의 수급여부에 영향을 미치는 특성변수로 본 연구의 주된 정책변수인 최저임금관련 변수들과 가구주의 성별, 학력, 연령, 가구 시장소득의 자연대수값, 지역, 등의 통제변수들을 나타낸다.

분석2에서는 최저임금 인상에 따른 근로장려세제수급액의 변화를 분석하기 위해 회귀분석을 사용한다. 종속변수  $y_{it}$ 는 근로장려세제액의 자연대수값을 사용하고 독립변수로는 앞서 사용한 (1) 2017년 최저임금수급여부, (2) 2018년 최저임금수급여부, (3) 2017년과 2018년 모두 수급 또는 비수급 여부를 정책변수로 사용하고 역시 시간당임금의 자연대수값과 가구주의 성별, 학력, 연령, 가구 시장소득의 자연대수값, 지역, 등의 통제변수들을 사용한 고정효과(FE)모형을 사용한다.

$$y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + u_{it}$$

##### 나. 분석결과

<표 13> 최저임금인상의 근로장려세제 수급에 미치는 영향

	모형1	모형2	모형3
가구구성 (남성=1)	-0.574 (0.5633)	-2.0367*** (0.1305)	-0.6292 (0.5330)
가구주연령	0.0481 (1.0492)	-0.1588 (0.8532)	0.0203 (1.0205)
가구주연령 제곱	-0.0003 (0.9997)	0.0009 (1.0009)	-0.0001 (0.9999)
가구주학력 (고졸이하기준) 전문대졸	-0.5245 (0.5918)	-3.7367** (0.0238)	-0.5253 (0.5914)

	모형1	모형2	모형3
대학졸이상	-2.3803** (0.0925)	-1.8046 (0.1645)	-2.2969* (0.1006)
배우자 (유=1)	0.7778** (2.1767)	1.1132** (3.0441)	0.8166** (2.2628)
가구유형 (단독기준) 모자	-0.9718 (0.3784)	-1.0409 (0.3532)	-0.9932 (0.3704)
부자	1.1642 (3.2034)	0.7601 (2.1386)	1.1069 (3.0251)
조손또는소년소녀가장	0.8839 (2.4202)	0.4126 (1.5107)	0.7463 (2.1091)
기타	-0.7263** (0.4837)	-0.8723** (0.4180)	-0.7147** (0.4893)
거주지 (서울기준) 광역시	0.5197 (1.6815)	0.7172 (2.0486)	0.587 (1.7986)
시	0.7804 (2.1824)	0.9878 (2.6853)	0.8687 (2.3837)
군	0.9556 (2.6002)	0.8895 (2.4340)	1.0388 (2.8260)
도농복합군	0.1862 (1.2047)	-0.0817 (0.9216)	0.2829 (1.3270)
ln 전기시간당임금	0.2126** (1.2369)	0.1221 (1.1299)	0.148 (1.1595)
최저임금 수급여부 (전년)	0.1937* (1.2137)		
최저임금 수급여부 (전전년)		0.3166** (1.3725)	
최저임금 수급여부 (모두)			0.4473*** (1.5641)
관측치	3,302	2,315	3,105
가구수	787	665	764

주: 괄호안은 Odd Ratio

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

먼저 모형1에서 학력수준이 높을수록 시장에서 시간당 임금수준이 높아 근로장려세제 수급을 받을 가능성은 상대적으로 낮게 나타났다. 하지만 배우자가 있을 경우 수급의 가능성이 무배우자에 비해 거의 두 배 이상으로 높게 나타났다. 전기의 시간당 임금은 근로장려세제의 수급가능성을 더 높이는 것을 알 수 있다. 전년에 최저임금 수급자는 높아진 최저임금의 효과로 최저임금 미적용자에 비해 1.2배의 수급가능성을 나타냈다. 모형2에서도 학력수준은 근로장려세제수급에 음의 효과를 나타냈으며 역시 배우자의 존재는 수급의 가능성을 3배정도 더 높게 만들었다. 전전년 최저임금 수급가구는 미수급가구보다 1.4배로 전년보다 더 높은 효과를 나타냈다. 좀 더 확실하게 최저임금인상의 효과를 살펴보기 위해 전년도와 전전년도 모두 최저임금 수급가구일 경우 모두 비수급인 가구에 비해 1.6배의 높은 수급가능성을 나타냈다.

근로장려세제의 수급액을 결정하는 요인을 분석하는 모형1에서 전년도 최저임금수급여부는 근로장려세제 수급에 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못했다. 모형2에서 전전년도의 최저임금수급가구여부도 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했지만 모형3에서 전전년과 전년에 모두 최저임금 수급가구라면 당연히 최저임금이 인상되어 가구소득이 늘어나 수급액이 감소하여야 하겠지만 8.6%의 수급액 증가를 가져온다는 것은 수급자들이 점증구간에 주로 분포함을 알 수 있다.

<표 14> 최저임금인상의 근로장려세제 수급액에 미치는 영향

	모형1	모형2	모형3
가구구성 (남성=1)	-0.3747 (0.3660)	-0.0027 (0.5830)	-0.3352 (0.3650)
가구주연령	0.1181 (0.1100)	-0.0017 (0.1380)	0.1132 (0.1100)
가구주연령 제공	-0.0009 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	-0.0008 (0.0010)
가구주학력 (고졸이하기준) 전문대졸	0.9454 (0.6090)	1.4843* (0.7980)	0.9834 (0.6070)
대학졸이상	-0.9796 (0.6960)	-0.8965 (0.7090)	-0.9922 (0.6940)
배우자 (유=1)	0.4431 (0.3400)	0.2438 (0.5550)	0.4393 (0.3390)
가구유형 (단독기준) 모자	0.2223 (0.3330)	0.1146 (0.3590)	0.2216 (0.3330)
부자	-0.2838 (0.3970)	-0.3968 (0.4160)	-0.3128 (0.3960)
조손또는소년소녀가장	-0.2109 (0.8070)		(0.0000)
기타	-0.0892 (0.2650)	-0.1067 (0.2780)	-0.1118 (0.2640)
거주지 (서울기준) 광역시	0.4787 (0.4730)	1.0756** (0.5410)	0.4874 (0.4710)
시	0.6296 (0.3830)	0.9207** (0.4470)	0.6263 (0.3820)
군	0.7978 (0.6290)	1.2848* (0.7070)	0.7892 (0.6500)
도농복합군	-0.4187 (0.6320)	-0.0002 (0.7950)	-0.4193 (0.6290)
ln 전기시간당임금	-0.0875 (0.0570)	-0.0431 (0.0660)	-0.0527 (0.0600)
최저임금 수급여부 (전년)	0.0117 (0.0600)		
최저임금 수급여부 (전전년)		0.0973 (0.0680)	
최저임금 수급여부 (모두)			0.1623* (0.0860)
상수값	0.0569 (3.5440)	3.9217 (4.5770)	0.2071 (0.5320)
관측치	1,894	1,589	1,849
R^2	0.02	0.028	0.023
가구수	997	907	984

주: 괄호안은 표준오차

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 5. 요약 및 결론

최근 코로나19 확산과 4차 산업의 확산으로 산업부문간 불균형과 양극화가 고착되는 양상을 보이고 있는 가운데 최근 저소득층가구의 근로촉진과 소득지원을 위해 최저임금인상과 근로장려세제확대가 이루어졌다. 본 연구에서는 최저임금과 근로장려세제의 상호 작용하여 긍정적인 효과를 가져올 수 있는지를 확인하기 위해 『한국복지패널조사』 10차부터 15차자료를 활용하여 최저임금 증가가 근로장려세제의 수급액과 수급액에 미치는 효과를 살펴보았다. 이를 위해 최저임금과 근로장려세제의 제도변화과정과 관련 선행연구를 살펴보았다. 이를 통해 근로장려세제와 최저임금간의 연계성이 있음을 확인할 수 있었으며 이를 바탕으로 최저임금인상의 근로장려세제수급액과 급여액에 미치는 효과를 실증분석하였다. 근로장려세제수급액 결정요인은 패널 고정효과분석(분석1)을 급여액 결정요인은 패널고정효과귀분석(분석2)를 각각 실시했다. 최저임금의 인상효과를 반영하기 위해 수급시점( $t$ )의 전기( $t-1$ )의 최저임금수급가구여부, 전전기( $t-2$ )의 최저임금 수급가구여부, 그리고 전년도( $t-1$ )와 전전기( $t-2$ ) 모두 최저임금 수급가구여부를 정책변수로 사용했다. 최저임금 인상은 결국 시간당임금의 인상을 나타내기 때문에 시간당임금의 자연대수값과 가구주의 성별, 학력, 연령, 가구 시장소득의 자연대수값, 지역, 등의 통제변수들을 사용했다.

분석결과는 모형1에서 학력수준이 높을수록 근로장려세제 수급을 받을 가능성은 상대적으로 낮게 나타났지만 배우자가 있을 경우 수급의 가능성이 무배우자에 비해 거의 두 배 이상으로 높게 나타났다. 전기의 시간당 임금은 근로장려세제의 수급가능성을 더 높이는 것을 알 수 있다. 모형1에서 전년에 최저임금 수급자는 높아진 최저임금의 효과로 최저임금 미적용자에 비해 1.2배의 수급가능성을 나타냈다. 모형2에서도 학력수준은 근로장려세제수급액에 음의 효과를 나타냈으며 역시 배우자의 존재는 수급의 가능성을 3배정도 더 높게 만들었다. 전전년 최저임금 수급가구는 미수급가구보다 1.4배로 전년보다 더 높은 효과를 나타냈다. 좀 더 확실하게 최저임금인상의 효과를 살펴보기 위해 전전년도와 전전년도 모두 최저임금수급가구일 경우 모두 비수급인 가구에 비해 1.6배의 높은 수급가능성을 나타냈다.

근로장려세제의 수급액을 결정하는 요인을 분석하는 모형1에서 전년도 최저임금수급여부는 근로장려세제 수급액에 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못했다. 모형2에서 전전년도의 최저임금수급가구여부도 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했지만 모형3에서 전전년과 전년에 모두 최저임금 수급가구라면 당연히 최저임금이 인상되어 가구소득이 늘어나 수급액이 감소하여야 하겠지만 8.6%의 수급액 증가를 가져온다는 것은 수급자들이 점증구간에 주로 분포함을 알 수 있다.

이를 통해 최저임금제도는 근로장려세제에 일정한 영향을 주고 있으며 근로장려세제를 통한 저소득층의 소득지원을 위해서는 최저임금인상이 근로장려세제의 제도변화에 반영되어 효과를 확대시킬 필요가 있다. 이는 근로장려제도의 소득기준을 최저임금 인상폭과 연동을 고려해야하며 지급액을 고려할 때는 최저임금인상에 따른 고용효과를 적절히 반영할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 기재량, 김진희, 김재호(2015), 『근로장려세제가 수급자의 시간당 임금에 미치는 효과』, 『정책분석평가학회보』 제25권 제3호: 289~312
- 김문정·김빛마로(2020), 「2019년 확대·개편된 근로장려세제의 노동공급 효과」, 한국조세재정연구원
- 남재량·전영준(2019), 「최저임금제와 근로장려세제의 관련성 및 정책과제」, 한국노동연구원
- 남재량(2017), 「근로장려세제(EITC)의 성과연구」, 한국노동연구원
- 한국은행(2020), 「코로나19 위기 이후의 성장불균형평가」





[제2주제]

# 빈곤 및 배제

- 1. 청년의 다차원적 빈곤 변화: 2010년과 2019년 청년층의 빈곤 비교
- 2. 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구:  
1~15차 복지패널 자료를 이용하여





# 청년의 다차원적 빈곤 변화: 2010년과 2019년 청년층의 빈곤 비교<sup>1)</sup>

Changes in Multidimensional Poverty among Young adult

변금선(서울연구원), 이해림(서울연구원)

본 연구는 한국복지패널조사자료를 활용하여 2010년 20~30대 청년과 2019년 20~30대 청년이 경험한 다차원적 빈곤 실태와 다차원적 빈곤 요인의 변화를 분석하였다. 청년의 다차원적 빈곤 지표 선정을 위해 36인의 전문가 패널을 대상으로 2라운드 델파이 조사를 하여, 총 7개 영역 15개의 빈곤 지표를 선정하였고, 이를 기반으로 합산방식과 조정방식을 적용한 다차원적 빈곤율을 산출하였다. 분석결과, 최근 청년의 다차원적 빈곤 위험이 높아진 것을 확인하였으며, 이는 노인집단과 전체 연령집단의 다차원적 빈곤율 혹은 빈곤 위험이 감소하는 경향을 보인 것과 대조적이다. 20대 청년은 과거보다 최근 주거, 경제, 교육역량 차원 빈곤율이 증가하였으며, 30대 청년은 사회적 자본과 건강의 상대적 빈곤 위험이 높아진 것을 확인하였다. 이와 더불어 청년의 특성별 다차원 빈곤 변화를 확인한 결과, 고등학교 졸업 이하의 저학력, 여성, 실업 등과 같은 전통적 빈곤 위험집단 외에도 30대, 부모와 동거하는 청년의 빈곤 위험이 증가한 것을 확인하였다. 본 연구는 전통적 빈곤 연구의 관점에서 소득 빈곤이라는 단일한 빈곤 지표를 적용할 때보다 다차원적 빈곤을 적용할 때 이행기 청년의 결핍과 박탈 상태를 더욱 정확하게 파악할 수 있음을 보여준다. 또한, 본 연구는 코로나19로 인해 이행기 청년의 사회적 위험이 가중될 우려가 큰 상황에서 청년층의 빈곤 위험을 실증자료를 이용해 분석하였다는 점에서 의미가 있다. 청년층의 다차원적 빈곤에 대응하고, 청년의 삶의 질을 높이기 위한 정책을 마련할 필요가 있다.

Keyword : 청년, 이행기 청년, 빈곤, 다차원적 빈곤, 실현능력접근

## 1. 서론

본 연구는 한국복지패널자료를 이용해 2010년과 2019년 20~30대 청년이 경험하는 다차원적 빈곤 실태를 비교 분석하고, 이를 통해 청년기에 경험하는 이행기의 사회적 위험과 자원의 결핍과 배제 양상이 어떻게 변화하였는지 확인하는 것을 목적으로 한다.

전통적으로 빈곤은 아동, 노인 빈곤을 중심으로 연구되었고, 풍요의 시대, 선진국으로 도약한 한국사회의 청년에게 빈곤은 주된 사회적 문제가 아니라고 여겨져 왔다. 청년의 빈곤은 한부모 청년이나 보호시설 퇴소 청년 등 일부 집단에 한정되거나, 부모에게서 독립하는 과정에 관측되는 일시적 현상으로 치부되었으며, 청년 빈곤에 관한 실증연구도 청년 가구의 소득 빈곤(김수정, 2010; Byun, 2020) 혹은 근로 빈곤(변금선, 2012)을 중심으로 제한적으로 이루어졌다. 사회에 첫발을 내딛는 시기에 성인으로 이행에 필요한 자원과 기회가 박탈, 배제, 결핍되는 청년의 다차원적 빈곤의 위험이 어떤 영역에 집중되고, 얼마나 커졌는지, 그리고 이를 촉발한 요인은 무엇인지 확인할 필요성이 있다.

1) 이 연구는 변금선·이해림(2021)의 '서울시 청년의 다차원적 빈곤 실태에 관한 연구'(서울연구원, 발행예정) 일부를 발췌, 전면 재분석한 연구이므로 인용할 경우 저자에게 연락해주시길 부탁드립니다.

코로나19는 아동에서 성인으로 전환을 경험하고, 삶을 계획해 나가는 청년에게 더 큰 위협으로 다가오고 있으며, 청년의 미래를 '봉쇄'하고 있다. OECD(2021)에 따르면 코로나19로 인한 실직과 소득감소의 위험은 특히 여성, 청년, 저임금 노동자에게 집중되어 나타났다. 코로나19의 시작과 함께 청년의 노동시간은 26% 이상 감소하였는데, 이는 중·장년 성인 노동자의 약 2배 수준에 달한다. 교육을 마치고 노동시장 진입을 앞둔 청년의 구직상황이 나빠지면서 15~29세 니트 비율은 2019년 10%에서 2020년 말 12%로 증가하였다(OECD, 2021). ILO는 '노동시장 밖으로 밀려난 채 남겨진' 청년들이 단절되고 격리된, '락다운 세대(Lock down generation)'가 될 우려가 있음을 경고했다(ILO, 2020). 이 같은 상황은 우리나라 청년에게서도 관측된다. 2020년 서울시에 거주하는 19~39세 청년을 대상으로 코로나19로 인한 경험을 조사한 결과, 코로나19로 취업과 창업 준비 계획에 차질이 생긴 경험(39.3%), 교육·역량 강화의 어려움(46.6%)과 더불어 건강 악화(10.8%), 생활 유지의 어려움(29.6%)을 겪은 청년의 비율이 높았고, 절반에 가까운 청년들이 단절·고립으로 인한 정서적 문제(46.3%)를 경험하였다(변금선 외, 2020).

코로나19로 인한 사회적 위험의 증가는 청년에게만 국한된 문제가 아니다. 청년기에 경험하는 거대한 재난은 중장년, 노년으로 이어지는 전 생애에 부정적 영향을 미칠 뿐만 아니라, 부모세대와 다음 미래세대의 부담으로 확대, 재생산된다. 스스로 삶을 꾸려나갈 역량을 상실한 청년이 노년, 중년이 된다면, 사회의 핵심적 성장동력이 되어야 할 이들을 사회가 부양해야 하는 또 다른 재난에 봉착할 수 있기 때문이다. 전 생애에서 가장 건강한 시기, 풍부한 역량과 능력을 바탕으로 다양한 기회를 마주하고 끊임없는 선택을 통해 삶의 여정을 시작해야 하는 시기에 닥친 코로나19는 청년이 그 어떤 세대보다 더 암울한 현실을 마주하고, 미래를 부정적으로 전망하게 만들고 있다.

이와 더불어 생애과정, 노동, 산업, 경제영역 등 사회구조의 변화는 청년이 이행기에 경험하는 사회적 위험의 양상을 질적으로 변화시킬 수 있다. 노동시장 불안정성 증대와 학력 인플레이션, 그리고 가족에 관한 청년세대의 인식 변화는 청년기 핵심적 사회적 과업의 이행-교육자격의 획득, 직업의 탐색 및 노동시장 진입과 정착, 부모로부터의 경제적, 물리적 독립, 새로운 가족의 형성과 자녀의 출산과 양육-을 지연시키거나, 불이행하도록 만들고 있고, 그 결과 청년의 생애과정은 탈표준적으로 변화하고 있다(이병희 외, 2010; 변금선, 2018). 졸업, 독립, 결혼, 출산으로 대표되는 청년기의 대표적 사회적 과업 이행이 관측되는 연령이 점차 늦춰지고 있다. 대졸자의 학업 기간은 '07년 46개월에서 '20년 51개월로, 첫 취업 소요기간은 '05년 9개월에서 '20년 10개월로 늘어났으며, 졸업 후 취업 경험이 없는 비율도 '05년 8.3%에서 '20년 15%로 약 2배가량 증가하였다(통계청 경제활동인구조사 청년층 부가조사 각 년도). 여성의 초혼 연령은 '09년 28.7세에서 '19년 30.6세로 증가했고, 첫 자녀 출산 연령은 '95년 26.4세에서 '18년 31.9세로 높아졌다(통계청 인구동향조사 각 년도). 이는 결혼에 대한 인식 변화를 통해서도 확인 가능한데 20대의 '반드시 결혼해야 함' 응답 비율은 '08년 16.2%에서 '20년 8.1%로 약 10년 사이 절반 수준으로 감소하였다(통계청 사회조사 각 년도). 이러한 교육, 노동, 결혼 이행의 지연은 독립의 지연으로 이어지고 있다<sup>2)</sup>. 이에 따라 청년이 생각하는 청년 연령도 점차 높아져, 청년 연령의 상한 범위는 2016년 29.5세에서 2019년 32.5세로 증가하였다(변금선 외, 2019).

청년정책이 특정 연령을 대상으로 하는 경직된 방식의 사회정책이 아니라, 자율적이고 독립된 시민으로 이행하는 청년의 변화에 대응하는 혁신적 사회정책으로 기능해야 하는 이유도 여기에 있다. 이행기 청년의 변화와 새로운 사회적 위험에 대응하기 위한 청년정책을 마련하기 위해서는 현재의 청년이 어떤 사회

2) 통계청 사회조사에 따르면 자녀와 동거하는 65세 이상에게 그 사유를 조사한 결과, '자녀 독립이 어려워서'라고 응답한 비율이 2018년 24.8%에서 2019년 31.9%로 증가하였다. 한편, 전통적으로 주거의 독립을 측정하는 대리지표로 사용되는 첫 주택 구입 연령은 2008년 40.9에서 2018년 43.3세로 증가하였다(주거실태조사 각 년도).

적 위험에 직면하고, 그러한 양상이 과거의 청년과 어떻게 다른지 확인할 필요성이 있다. 그러나 청년의 문제와 청년을 위한 지원에 관한 높은 사회적 관심에도 불구하고, 청년의 변화한 삶을 총체적으로 조망하는 실증연구는 드물다. 일부 연구가 청년의 다차원적 삶의 실태를 분석하고 있으나(김문길 외, 2017; 변금선·김기현, 2019), 단일시점 횡단적 분석에 그친다는 점에서 과거와 현재 청년의 삶을 진단하고 미래를 예측하기 위한 근거로 활용하기에 미흡하다.

본 연구의 궁극적 목적은 청년의 사회적 위험을 자원과 기회의 결핍이라는 빈곤의 관점에서 분석하고, 코로나19 이전 이행기 청년에게서 관측된 다차원 빈곤의 특성과 그 변화를 실증적으로 확인하여, 청년이 코로나19 이후 록다운 세대로 전락하지 않도록 하기 위한 청년정책의 방향을 모색하는 것이다. 따라서 본 연구는 다음 두 가지 측면에서 기존 연구의 한계를 보완하고자 하였다.

첫째, 본 연구는 청년기 삶을 총체적 관점에서 진단하였다. 2020년 청년기본법 시행으로 청년정책이 사회정책으로 자리매김하였으며, 정책영역도 고용 이외의 영역으로 확장되었다. 그러나 청년연구는 여전히 고용정책 중심, 정책 공급자의 관점에 머물러 있는 것으로 보인다. 본 연구는 청년의 관점에서 청년 개인을 둘러싼 다차원적 삶의 영역에서 자원과 기회의 결핍과 배제 실태를 파악하여 청년의 삶을 진단하였다. 이를 위해 본 연구는 청년의 삶을 Sen의 실현능력 접근을 기반으로 한 ‘다차원적 빈곤(Multidimensional Poverty)’ 개념을 적용해 분석하였다. 다차원적 빈곤은 이행기 사회적 과업을 수행하는 과정에서 청년이 경험하는 사회적 위험을 특정 영역의 자원과 기회의 결핍과 배제를 통해 관측할 수 있게 해준다는 점에서 이행기 청년의 삶을 진단하는데 매우 유용한 개념이다. 둘째, 본 연구는 코로나19 이전 청년의 다차원적 빈곤 특성을 체계적으로 분석한다는 점에서 코로나19의 시기 효과가 청년의 삶에 미친 부정적 영향을 실증적으로 검증하기 위한 사전연구로서 의미를 갖는다. 본 연구는 현재의 청년세대와 과거의 청년세대의 빈곤 특성의 차이를 확인하기 위해 연령-시기-코호트(Age-Period-Cohort) 분석방법의 개념적 틀을 차용하였다. 본 연구의 주된 관심은 현재의 청년과 과거의 청년이 경험하는 빈곤을 비교하는 것이므로 시기 효과를 통제하기 위하여 2008년 글로벌 금융위기의 충격이 완화된 2010년, 그리고 코로나19 직전인 2019년 청년세대의 다차원적 빈곤 변화를 분석하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 빈곤 개념의 확장에 관한 논의를 검토하고 이를 통해 청년 빈곤을 개념적으로 정의하였다. 이어서 청년 빈곤에 관한 실증연구를 검토하여 기존 연구의 한계를 보완하기 위한 연구전략을 마련하고, 연구방법과 분석대상을 제시하였다. 마지막으로, 청년의 다차원적 빈곤의 변화 추이를 체계적으로 분석하고, 정책적 함의를 도출하였다.

## 2. 연구배경

### 1) 빈곤 개념의 확장 : 소득빈곤에서 다차원적 빈곤으로

빈곤이란 무엇인가? 빈곤은 자유로운 개인의 권리가 침해된 상태로, 사회구성원의 권리 보장 수준을 반영하는 핵심적 개념이다(Townsend, 2005). 오랫동안 국제 빈곤 문제에 대응해온 유니세프(UNICEF)는 “빈곤은 인권과 인간의 존엄을 거부하는 것으로 최저선의 교육, 건강, 안전과 위생을 넘어 사회 주류로부터의 배제, 나아가 주변부에서 사회적 의사결정에 목소리를 내지 못하고 스티그마를 갖고 살게 되는, 빈곤선 그 이상의 의미를 갖는다”고 설명했다(UNICEF, 2000).

빈곤은 인간다운 삶을 영위하는데 필요한 최소한의 자원이 부족한 상태로 정의할 수 있다. 하지만 빈곤을 하나의 개념으로 정의하는 것은 상당히 어렵다. ‘인간다운 삶’의 포괄 범위, ‘최소한’의 기준, ‘자원’의

종류, '부족한 상태'를 평가하는 기준은 사회, 경제, 문화, 역사적 맥락에 따라 변하기 때문이다<sup>3)</sup>.

전통적으로 빈곤은 절대적 수준에서 최저생계에 필요한 물질적 자원이 없는, '가난한 상태'로 인식되어 왔다. 이러한 맥락에서 빈곤은 인간에게 필요한 물질적 욕구를 충족하기 위한 소득이 없는 경우로 정의되며, 빈곤에 관한 대부분의 연구는 빈곤 여부를 판단하기 위한 단일한 기준선을 정하고, 빈곤선 아래에 있는 사람들이 몇 명이고, 그들의 삶이 기준선 위에 있는 비빈곤 집단과 어떤 차이가 있는지 분석한다. 단일한 기준선을 정하는 방식은 절대적 방식과 상대적 방식이 있는데, 초기에는 절대적 방식으로 생존에 필요한 필수자원(식품, 옷, 집 등의 의식주)을 장바구니에 담고 그 물건의 가격으로 최저생계비를 산출해 빈곤선을 정하는 전물량 방식(market basket, Rowntree 방식)을 적용하였다. 절대적 방식은 인구 대부분이 생존을 위한 기본욕구가 충족되지 않은 저개발 국가에는 유용하지만, 일정 수준 이상의 경제 성장을 이룬 국가의 빈곤을 측정하는 데 적합하지 않다. 따라서 우리나라를 포함하여 주요 선진국들은 사회구성원이 평균적인 삶의 수준을 빈곤 기준선에 적용하여, 상대적으로 'standard of living'에 미치지 못하는 집단을 빈곤한 것으로 간주하는 상대적 방식으로 빈곤선을 정하고 있다. 한편, 빈곤 정책대상을 특정하기 위한 빈곤율 산출은 단일한 화폐 기준-가처분소득이 중위소득의 특정 비율 미만-을 이용한 소득 빈곤으로 측정한다<sup>4)</sup>.

1970년대 이후 빈곤 개념은 단일차원 소득 빈곤에서 상대적 박탈, 배제, 결핍을 포괄하는 다차원적 빈곤으로 확대되었고, 인간다운 삶을 유지하는데 필요한 최소한의 자원의 범위도 화폐적 소득에서 인간의 삶 전반으로 확장되었다. 다차원적 빈곤의 개념은 타운센드(Townsend)의 사회적 배제 개념을 통해 본격적으로 학술적 논의가 시작되었으며, 아마르티아 센(A Sen)의 역량 이론(theory of capability)을 토대로 체계화되었다. 센은 역량을 "개인이 가치를 두고 추구하는 행위나 상태(doings and beings)를 달성할 수 있도록 하는 기회의 집합(Robeyns, 2005; 구교준 외, 2017 : 88 재인용)"이라고 정의하였으며, 자원의 투입과 산출이 아닌 실현되지 않은 기회의 집합으로서 삶의 역량을 통해 인간의 삶을 평가해야 한다고 제안하였다. 이후 누스바움(Nussbaum)은 삶의 역량을 기초역량(basic capability)과 상위역량(advanced capability)으로 조작적으로 개념화하였다. 기초역량에는 생명과 건강, 안전, 환경, 경제가 포함되고, 상위역량에는 교육, 관계, 여가, 정치참여가 포함된다(구교준 외, 2017: 92-94). 센의 역량 관점은 UNDP(United Nations Development Programme)의 다차원적 빈곤 지표(MPI, Multidimensional Poverty Index), 인간개발지수(Human Development Index), OECD의 삶의 질 지표(Quality of Life Index) 등에 영향을 미쳤다.

<표 1>은 단일차원의 소득 빈곤과 다차원 빈곤의 특성, 강점, 한계를 요약한 것이다. 소득 빈곤은 빈곤층과 비빈곤층을 구분하고, 인간다운 삶을 위해 요구되는 물질적 욕구를 명확하게 계량화된 수치로 보여줄 수 있다. 그러나 인간이 일상생활에서 경험하는 빈곤의 실제 현상을 정확하게 측정하지 못하고, 개인이 처한 다양한 욕구에 관한 고려 없이 단일한 빈곤선을 적용한다는 제약이 있다. 소득 빈곤은 가구의 가처분소득이 빈곤선에 미달하는지 파악하여 빈곤율을 계산하는데, 이때 활용하는 소득정보는 자기보고 소득으로 응답자의 회고오류와 소득 문항의 측정오류에서 자유롭기 어렵다<sup>5)</sup>. 이에 더해 소득은 인간다운 삶을 영위하는데 필요한 자원과 기회를 구매하는데 필요한 경제적 구매력을 보여줄 뿐, 실제 개인이 어떤

3) 빈곤연구는 빈곤에 관한 과학적 연구의 시초라고 할 수 있는 찰스 부스(Charles Booth)의 'Life and Labour of the People in London'(1889)과 시볼 라운트리(Seebohm Rowntree)의 'Poverty, A Study of Town Life'(1901) 이후 한 세기 넘게 이어져 왔으나, 빈곤의 정의와 측정에 관해서는 1970년대 후반에서야 중요한 연구주제로 다루어지기 시작하였다(Kakwani and Silber, 2008, xiv-xv).

4) OECD의 상대적 빈곤 기준선은 중위소득의 40~60%를 활용하며, 우리나라의 국민기초생활보장제도 생계급여 기준선은 중위소득의 30%이고, 주거급여는 45%, 교육급여는 50%를 적용하고 있다.

5) 우리나라의 공식 빈곤율은 행정데이터를 이용해 보정한 가계금융복지조사 자료의 소득정보를 이용해 산출하므로 정보 정확성이 확보되지만, 자기기입식 조사자료의 소득은 신뢰도를 확보하기 어렵다는 제약이 있다.

자원과 기회가 부족한지 알 수 없다. 요컨대, 소득 빈곤은 경제적 자원 이외에 인간의 삶에 필요한 다양한 욕구를 반영하기 어렵고, 시장에서 구매하기 어려운 재화(건강 등)의 결핍을 직접 측정하기 어렵다.

다차원적 빈곤은 소득 이외의 다양한 삶의 영역에서 발생하는 결핍, 박탈, 배제를 포괄한다는 점에서 소득 빈곤의 한계를 보완할 수 있다. 그러나 영역과 지표 선정의 모호성, 영역을 구성하는 요소(지표)의 상호작용성, 시간 차원의 영향, 그리고 빈곤 수준 차이 측정 측면에서 한계가 있다. 첫째, 다차원적 빈곤을 어떤 영역과 지표를 이용해 측정할지에 관한 합의된 기준이 없어서 결과의 일관성을 유지하기 어렵고, 지역, 대상에 따른 빈곤 수준을 비교하는데 제약이 있다. 둘째, 영역과 지표의 상호작용성과 관련하여 다차원 영역이나 영역에 포함된 지표가 대체 혹은 보완관계를 형성할 경우, 개인의 빈곤 상태를 명확하게 파악하기 어렵다. 예를 들어, 식사를 거르고 집세를 조금 더 많이 내는 경우는 대체적 관계인데 이 경우 영역별 빈곤은 달라지지만, 개인의 총 효용(utility)은 같다. 반면, 대출을 받아서 대학에 가는 경우 단기적으로는 소득을 줄이기 때문에 경제적 빈곤과 대체적이거나, 중장기적으로는 미래 소득을 증가시키는 보완적 관계를 형성한다. 이 경우 교육의 한계효용을 더 높아져 총효용이 변화한다(Kakwani & Silber, 2008, xiv-xv). 셋째, 다차원 빈곤은 현시점 기준의 영역별 빈곤을 측정하지만, 현재의 특정 영역의 빈곤이 시간이 지남에 따라 다른 영역에 어떤 영향을 미치는지 고려하기 어렵다. 마지막으로 가장 핵심적인 제약은 다차원적 빈곤의 '다차원성'으로 인해 '빈곤' 연구의 목적인, 누가 얼마나 가난한지에 관한 수직적 격차를 식별하기 어렵다는 점이다. 예를 들어, 경제적 영역에서 빈곤한 A와 노동과 건강영역에서 빈곤한 B에 대해 누가 더 빈곤한 것인지 판단하기 어렵다는 제약이 있다. 이를 보완하기 위해 알키에르(Alkire)와 포스터(Foster)는 차원 계수를 적용해 조정지수를 산출하는 방법을 제안하였으며(Alkire and Foster, 20015), 퍼지셋 분석(fuzzy-set ideal type analysis)을 이용해 다차원 지표를 하나의 단일지수로 전환하는 방식을 이용하기도 한다(Lemmi & Betti, 2006).

<표 1> 소득 빈곤과 다차원적 빈곤의 비교

구분	소득 빈곤	다차원적 빈곤
영역	단일영역	다차원 영역
빈곤선 기준	계량화된 단일 빈곤선	자원·기회의 결핍, 박탈, 배제
특성	간접적 지표 절대적 최소한의 삶 혹은 상대적 평균	직접적 지표 상대적 혹은 적정수준의 삶 가정
강점	공식적 소득분배지표로 활용 정책대상 빈곤층 선별의 정확성	빈곤의 실질적 상대 반영 개인의 다양한 욕구 반영 가능
한계	소득정보의 불확실성 경제 이외 욕구 수준 미반영 비화폐적 재화의 결핍 측정 어려움	빈곤 영역과 지표선정의 모호성 영역과 요소간 상호작용, 시점 문제 빈곤의 수직적 격차 식별의 어려움

출처: 변금선·이혜림(2021) 표 2-1 발췌

## 2) 청년빈곤의 정의 : 이행기 청년의 다차원적 빈곤

생애과정 관점(Life-course perspective)에서 청년은 생애주기 중간단계에 위치하며, 초기성인기, 성인이행기, 발현성인기를 경험한다(변금선, 2018). 청년이 경험하는 이행기는 다양한 사회적 역할을 획득하는 시기라는 점에서 다른 연령층이 경험하는 이행기와 구분되고, '아동'에서 '성인'으로의 생애 전환기라는 점에서 차별성이 있다. 이 시기 청년은 부모 가구(원가구)로부터 공간적, 경제적으로 자립하는 과정에서 다양한 상태(state)와 지위(status) 변화를 경험하며, 학교 졸업, 취업, 주거독립, 부모로부터의 경제적 자립, 새로운 가구의 형성과 자녀 양육 등 다양한 사회적 과업을 수행한다(변금선, 2020).

이러한 청년의 특성을 고려할 때 청년 빈곤은 다차원적 빈곤 관점에서 정의할 필요가 있다. 첫째, 소득 빈곤은 청년의 빈곤 수준을 왜곡할 수 있다. 우리나라는 법적인 성년이 되면 경제적, 물리적으로 독립하는 서구 국가와 달리, 경제적으로 자립할 준비가 되기 전까지 대학진학이나 취업, 결혼 등 특별한 사유가 없으면 부모와 함께 사는 것이 일반적이다<sup>6)</sup>. 우리나라 청년의 높은 부모동거 비율로 인해 단일차원의 소득 빈곤으로 청년 빈곤을 정의할 경우, 독립한 청년의 빈곤은 과대추정되고, 부모에게서 독립하지 않은 청년의 빈곤은 과소추정될 우려가 있다. 독립한 청년은 사회초년생으로 근로 생애에서 소득수준이 가장 낮으며, 부모와 함께 사는 청년은 부모의 소득에 가려져 청년 개인의 실질적인 경제적 능력을 판단하기 어렵다. 둘째, 청년의 이행기 특성을 고려할 때, 청년이 경험하는 빈곤은 다른 연령집단이 경험하는 빈곤보다 역동적이다. 교육자격의 획득, 노동시장 진입과 정착, 새로운 가구의 형성과 주거의 독립 등 다양한 사회적 과업을 이행하는 과정에서 발생하는 기회자원의 결핍과 그 결과 발생하는 사회적 배제는 화폐 자원인 소득만으로 설명하기 어렵다. 일례로, 청년기 경험하는 실업은 근로소득의 상실뿐만 아니라 ‘일자리 기회’의 결핍과 미래 사회경제적 지위 획득 가능성에도 부정적 영향을 미친다.

따라서 본 연구에서는 청년 빈곤을 청년의 이행기 특성과 센의 역량 관점을 적용하여 ‘성인초기 사회적 과업 이행에 필요한 다차원적 자원과 기회가 결핍, 박탈, 배제된 상태’로 정의하였다, 다음 <그림 1>은 앞에서 서술한 청년의 이행기 사회적 과업에 따른 다차원 영역의 빈곤 위험요인과 그 결과를 간략히 도식화한 것이다.

[그림 1] 이행기 청년의 사회적 위험

사회적 과업	교육자격 획득	구직과 일자리 이행		주거 분리(독립)	가족 형성
	교육자격	직업 정보	일자리	독립된 주거	새로운 가구 형성
위험요인	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 학비 부담</li> <li>• 일·학업 병행</li> <li>• 학업중단</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 구직비용 부담</li> <li>• 하향 취업</li> <li>• 정보 비대칭성(부정확한 채용정보)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 저임금</li> <li>• 불안정노동</li> <li>• 위험한 일터환경(직장내 괴롭힘, 성희롱, 감정노동, 산업재해)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 주거비 부담</li> <li>• 범죄 위험 노출</li> <li>• 열악한 주거 환경</li> <li>• 주거정보 부족</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1인가구 위험 가중</li> <li>• 가족돌봄으로 인한 소득상실, 경력단절</li> </ul>
결과	저학력 경제적 자립역량 상실	장기실업 구직 포기	근로빈곤 잦은 이직 이직 포기	주거 빈곤 독립 포기	가족형성 포기 일·생활 균형 포기
니트, 사회적 고립, 부채부담, 불건강 등					

출처: 변금선·이혜림(2021) 그림2-1 발췌

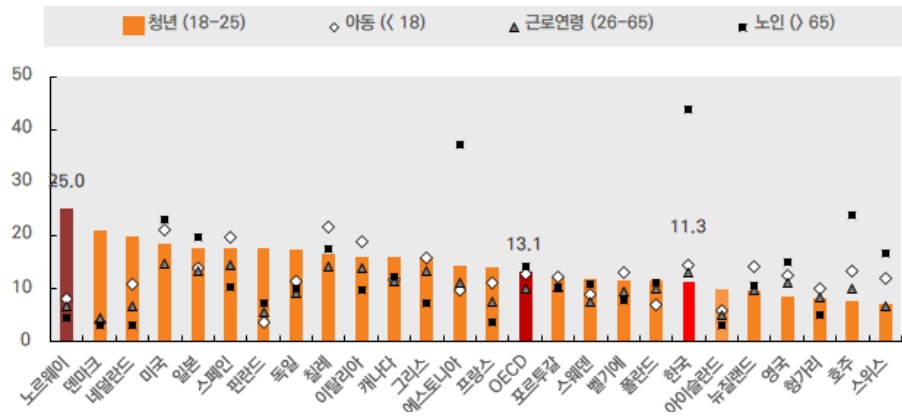
### 3) 청년 빈곤 추이와 실증연구 검토

청년은 전통적으로 빈곤의 주된 관심 대상이 아니었다. 청년 빈곤율은 다른 연령대보다 높지 않다. [그림 2]는 2017년 기준 OECD 국가의 연령대별 빈곤율이다. 대부분 청년보다 아동이나 노인 빈곤율이 높다. 우리나라의 경우, 청년 빈곤율은 11.3%로 65세 이상 노인 빈곤율(43.8%)의 1/4 수준이고, OECD 국가의 평균 청년 빈곤율(13.1%)보다 낮았다<sup>7)</sup>.

6) 2019년 기준으로 유럽의 25~34세 청년의 부모 동거비율은 남유럽을 제외하고 대부분 20%를 넘지 않았는데(독일 16.6%, 프랑스 11.1%, 스웨덴 5.1%(Eurostat, 2020), 2020년 같은 연령대 서울 청년의 부모 동거비율은 49.7%였다(서울시, 2020).



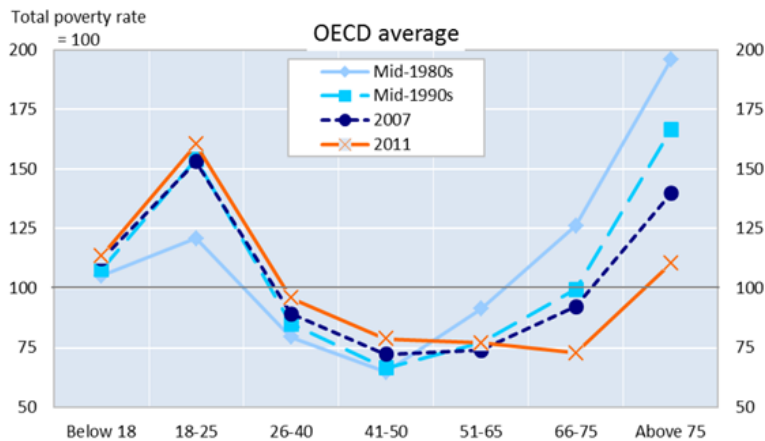
[그림 2] OECD 국가의 연령대별 빈곤율 (2017)



주: 빈곤선은 가구균등화 가처분소득 기준 중위소득 50%임. 한국은 2016년도 빈곤율임  
 자료: OECD Income Distribution Database (IDD), <http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=IDD>  
 출처: 변금선·이혜림(2021) 그림2-2 발췌

그러나 1980년대부터 최근까지 빈곤율 변화 추이는 청년 빈곤 문제가 심화되고 있음을 보여준다. 2000년대부터 본격화된 저성장과 노동시장 불안정성과 불평등 증대는 근로 빈곤(근로 연령대의 빈곤, working poor) 문제를 심화시켰고, 2008년 금융위기 이후 청년 실업과 니트(NEET, Not in Education, Employment, or Training)의 증가는 근로빈곤 문제가 노동시장 진입 초기 청년에 집중되도록 만들었다. 다음 [그림 3]은 1980년대부터 2011년까지 OECD 국가의 연령대별 상대적 빈곤 위험률이다. 상대적 빈곤 위험률은 전체 연령 빈곤율 대비 각 연령대 빈곤율이다. 1980년대에는 청년보다 65세 이상 노인의 빈곤 위험률이 높았지만, 1990년대에는 노인과 청년의 빈곤 위험률 유사한 수준으로 변화하였고, 금융위기 이후인 2011년 청년의 빈곤 위험률이 전체 연령집단 중 가장 높아졌다. 이러한 경향은 한국에서도 유사하게 관측된다(Byun, 2020).

[그림 3] OECD 국가의 연령대별 상대적 빈곤위험율 변화



주: 상대적 빈곤위험율은 전체 빈곤율을 100으로 했을 때 빈곤율 수준을 의미함  
 자료: <https://www.oecd.org/social/OECD2014-Income-Inequality-Update.pdf>  
 출처: 변금선·이혜림(2021) 그림2-3 발췌

청년 빈곤에 관한 초기 연구들은 주로 계급과 사회이동성의 관점에서 가족자원이 이행기 청년의 자립

7) 그러나 이는 앞에서 서술한 바와 같이 소득 빈곤의 측정단위가 가구여서 비롯되는 문제로, 부모와 동거비율이 높은 우리나라 청년의 특성을 고려할 때 소득 빈곤 외의 영역에서 결핍과 배제를 경험하는 청년은 더 많을 것으로 예상된다.

과 소득 빈곤, 노동시장 성과에 미치는 영향력을 검증하거나, 불안정 노동시장 확대에 따른 청년의 일자리 이행과 근로빈곤에 주목하였다. 선행연구는 저소득, 저학력, 여성 청년의 노동시장 지위와 소득수준이 상대적으로 더 열악하며(여유진 외, 2007; 방하남·김기현, 2001; 권혁진·유호선, 2011; 김태완 외, 2012), 빈곤 위험은 불안정한 고용지위를 가진, 초기청년기, 1인 가구에서 더 크게 나타남을 밝혔다(김수정, 2010; 남재량 외, 2011; 박미희·홍백의, 2014; 반정호, 2010; 변금선, 2012; 김태완·최준영, 2017). 여타 연령계층과 차별화되는 청년의 객관적·물질적 빈곤 실태를 측정하고자 하는 연구들은 특히 동거 가구의 소득수준에 가려진 ‘감춰진 빈곤(김문길 외, 2017)’에 주목하여 청년 당사자의 경제적 능력을 포착하고자 하였다. 특히 이태진 외(2016)는 연구들은 ‘청년단독’, ‘청년부부’, ‘청년부부+자녀’, ‘청년+부모’, ‘기타’와 같은 방식으로 혼인상태와 가구 유형을 세분화하여 부모에게서 독립한 청년의 빈곤 실태를 파악하였다.

2010년 중후반부터 경제적 불안요인을 중심으로 한 빈곤접근을 넘어 청년 삶의 다차원적 영역에서 나타나는 빈곤으로 연구 영역이 확대되었다. 주거(최은영, 2014; 김태완, 최준영 2017; 정민우·이나영, 2017), 부채(이세미·이지연, 2016; 변금선, 2019), 건강(정세정, 2016, 김기태, 2010), 사회적 관계(노혜진, 2018) 등의 연구가 수행되었고, 최근에는 박탈, 배제의 관점에서 경제적 차원과 비경제적 차원을 동시에 고려하여 다차원적 빈곤을 측정하고 빈곤 차원의 중첩성을 파악하고자 하는 시도가 이루어졌다(이주미·김태완, 2016; 김문길 외, 2017; 변금선·김기현, 2019). 경제, 주거, 건강, 고용, 사회문화, 자본, 안정성 6개 영역의 다차원적 빈곤을 측정한 김문길 외(2017)의 연구는, 청년의 경우 소득 빈곤율보다 다차원적 빈곤율이 더 높음을 밝혀 청년의 실질적 삶의 양상을 파악하기 위한 다차원적 접근의 실효성을 규명했다. 변금선과 김기현(2019)은 경제, 교육·노동, 건강, 사회관계, 시민참여, 행복 6개 영역에서의 다중격차 집단을 식별하여 그들의 특징을 체계적으로 분석하였는데, 3개 이상의 영역에서 삶의 질이 낮은 위험집단은 전체의 약 14%에 달하는 것으로 나타났다. 한편, 다차원 빈곤의 세대간 차이를 확인하는 연구도 시도되고 있는데, 관련하여 이용호 외(2021)는 밀레니얼 세대와 베이비붐 세대의 경제, 고용, 주거, 건강, 사회적 관계의 사회적 배제 실태를 측정하고 그 영향요인을 검토하였다. 전반적인 사회적 배제 수준은 베이비붐 세대가 청년층인 밀레니얼 세대보다 높았으나, 주거 배제의 경우 밀레니얼 세대가 더 높았다.

이상의 연구들은 청년의 삶을 다차원적 관점에서 조망하고 각 시기 청년의 생활여건을 확인하는데 중용한 정보를 제공하였다는 점에서 의미가 있다. 그러나 기존 연구들은 청년 이행기의 특성을 고려한 빈곤의 측정에 있어서 다소 제약이 있거나(김문길 외, 2017), 제한적인 지표를 중심으로 청년의 삶을 진단하여(변금선 외, 2019), 청년이 이행기에 경험하는 다차원 빈곤의 실태를 파악하기에는 미흡하다. 또한, 코로나 19 이전 청년층이 경험하는 다차원 빈곤이 어떻게 변화하였는지를 분석한 연구는 드물다. 따라서 본 연구는 청년 이행기의 특성을 고려한 다차원적 빈곤 지표를 적용하여 과거의 청년과 최근 청년이 직면한 다차원 빈곤의 양상을 실증적으로 분석하고, 이를 통해 코로나19 이후 청년을 위한 정책 방향을 모색하고자 한다.

### 3. 분석방법

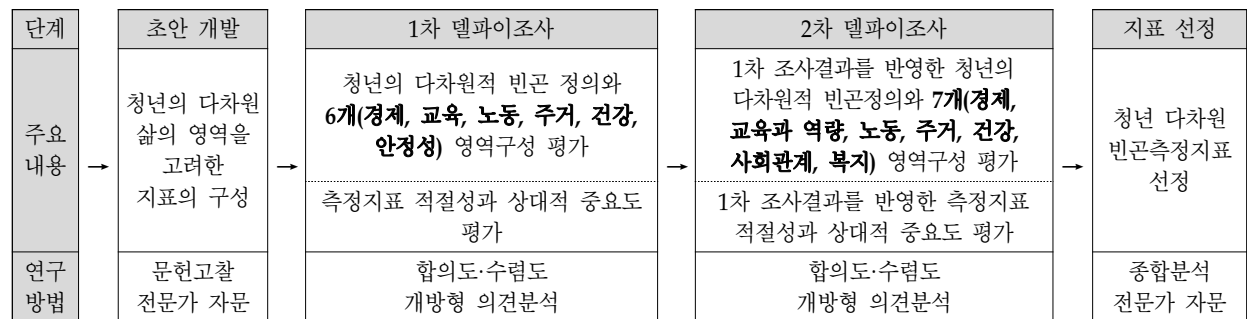
#### 1) 다차원 빈곤 측정 방법

##### (1) 다차원적 빈곤 차원 지표의 선정

본 연구는 다차원적 빈곤 연구에서 제기되는 빈곤 영역(차원)과 지표 선정의 모호성과 자의성을 보완하기 위해 전문가 델파이조사를 통해 청년의 다차원적 빈곤 차원과 지표를 선정하였다. 델파이조사 대상은 빈곤연구자(9명), 청년정책 전문가(19명), 현장전문가(8명)를 포함한 총 36명이며, 1차조사는 2021년 2월 1일부터 10일, 2차조사는 2월 25일부터 3월 3일에 실시하였다.

우선 기존의 다차원적 빈곤, 청년 빈곤 관련 선행연구 검토와 전문가 자문을 통해 빈곤 측정지표 초안을 개발하였고, 이를 기반으로 청년 빈곤의 정의, 영역의 구성, 측정지표의 타당성·적절성·상대적 중요도를 평가하였다. 1차 델파이 조사에서는 초안을 바탕으로 6개 영역(경제, 교육, 노동, 주거, 건강, 안정성)의 36개 지표에 대해 의견을 수렴하였다. 2차 조사에서는 1차 델파이조사 결과를 반영한 7개 영역(경제, 교육과 역량, 노동, 주거, 건강, 사회관계, 복지) 31개 지표에 대한 재조사를 시행하였고, 최종적으로 패널 간 합의도와 수렴도, 지표 측정과 비교 가능성 등을 고려하여 7개 영역 15개 지표를 선정하였다. 다음 [그림 4]는 델파이 조사를 통한 청년의 다차원적 빈곤 영역과 측정지표 선정 과정을 요약한 결과이다.

[그림 4] 다차원적 빈곤 영역과 지표의 선정 과정



최종 선정된 영역과 지표의 내용은 <표 2>와 같다. 첫째, 경제영역 빈곤은 3개의 지표(① 소득 빈곤, ② 순자산 빈곤, ③ 부채부담)로 측정하였다. 경제영역의 청년 빈곤측정을 위해서는 소득, 자산, 부채의 측정 단위를 선택해야 한다. 소득은 생계를 함께하는 가구의 경제적 구매력을 나타내는 지표이므로 가구를 기준으로 측정할 필요가 있으나, 자산과 부채는 가구에 속한 청년 개인의 자산수준과 미래 자산형성 기회를 측정한다는 점에서 개인을 단위로 측정할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 소득은 가구를 기준으로, 자산과 부채는 개인을 기준으로 빈곤 여부를 측정하였다. 소득 빈곤은 OECD 기준을 따라 가구균등화 가처분소득 기준 중위소득의 50% 미만인 경우를 기준선으로 적용하였으며, 순자산빈곤은 개인의 총자산에서 부채를 차감한 순자산이 3개월간 최저생활(중위소득 50% 미만의 소득)을 유지할 수준에 못 미치는 경우를 기준선으로 적용하였다(Balestra, 2018). 부채부담은 고금리 부채가 있는 경우로 측정하였다.

둘째, 교육·역량 영역 빈곤은 2개의 지표(①니트, ②자율성)로 측정하였다. 니트는 OECD(2019) 기준을 따라 미취업자이면서 비재학생인 경우(형식교육을 받지 않는 경우)로 측정하였다. 학원에 통학하거나, 혼자서 취업을 준비하고 있는 경우에도 니트에 포함되어 엄격한 기준의 비활동상태의 니트가 아니므로 해석에 주의가 필요하다. 자율성은 자아존중감으로 측정하였다. 셋째, 노동 영역 빈곤은 2개의 지표(① 실업(구직단념자 포함), ②고용안정)로 측정하였다. 실업은 ILO의 기준을 따라 미취업자 중 지난 4주간 구직경험이 있는 경우로 측정하였으며, 장기실업으로 인한 구직단념자도 실업자에 포함하였다. 고용안정성은 취업자의 고용형태로 측정하였으며, 종사상 지위가 비정규직인 경우 그리고 비임금근로자이지만 1인 자영업자이거나, 프리랜서인 경우도 고용안정성이 결여된 것으로 판단하였다(이승윤 외, 2017; 변금선, 2018). 넷째,

주거영역 빈곤은 2개의 측정지표(①최저주거기준(면적) 미달, ②비적정주거)로 측정하였다. 최저주거기준은 주택법 제5조의2 및 동법시행령 제7조에 따른 국토부의 '최저주거기준' 면적 기준을 적용해 측정하였으며, 비적정주거는 안전한 주거 자원의 결핍을 반영하기 위해 고시원 등 비주택거주를 기준으로 측정하였다. 비주택이란 아파트, 단독주택 등 주택 이외의 거처 중 오피스텔을 제외한 판잣집·비닐하우스, 여관·여인숙 등 숙박업소의 객실, 고시원·고시텔, 쪽방, 일터의 일부 공간 등을 의미한다(최은영 외, 2018). 다섯째, 건강영역 빈곤은 3개의 측정지표(①우울, ②자살생각, ③미충족 의료)로 측정하였다. 우울은 우울 측정 척도를 기준으로 우울 증상이 의심되는 경우로 측정하였으며, 자살 생각은 심각하게 자살을 할 생각을 한 적이 있거나, 자살 충동 경험 여부로 측정하였다. 미충족 의료는 아픈데도 병원에 가지 못한 경험이 있는 경우로 측정하였다. 마지막으로, 사회적 자본 영역은 1개의 지표(① 사회적 관계망)로 측정하였으며, 마지막으로, 복지 영역은 2개의 지표(①식생활 결핍, ②주관적 행복)로 측정하였다. 식생활 결핍은 경제적 이유로 균형 잡힌 식사를 하지 못하거나, 식사를 거른 경험으로 측정하였으며, 주관적 행복은 삶의 만족도가 낮은 경우로 측정하였다.

〈표 2〉 청년의 다차원적 빈곤 측정지표

영역	지표명	지표 정의	측정 방법 및 기준선(Cutoff)	비고
경제	소득 빈곤	인간다운 생활을 하는데 필요한 적정수준의 소득 결핍	가구균등화 가처분소득이 중위소득 50% 미만인 경우	가구/객관
	순자산 빈곤	불충분한 소득안정성 및 자산형성 기회 결핍	총자산에서 부채를 제외한 순자산이 3개월간 최저생활(중위소득 50% 미만의 소득)을 유지할 수준에 못 미치는 경우	가구/객관
	부채부담	자산형성 기회 박탈	고금리 대출(대부업체 대출)이 있는 경우	가구/객관
교육·역량	니트(NEET)	일, 교육·훈련, 구직활동 등 사회활동 배제	현재 취업하지 않고, 형식교육(학교 교육)에 참여하지 않음	개인/객관
	자율성	미래를 스스로 계획하고 실현하는 역량의 결핍	주체적이고 자율적인 삶을 살 수 있는 역량(자아존중감)이 낮은 경우	개인/주관
노동	실업	일할 기회로부터의 배제	실업(지난 4주간 구직경험 있는 미취업자) 혹은 구직단념자(1년 이내 구직경험이 있는 비경활상태 청년 중 취업 의사가 있으나 노동시장 조건 때문에 지난 4주간 구직활동을 하지 않음)	개인/객관
	고용안정	안정적으로 일할 기회의 박탈	[취업자만 응답] 종사상 지위가 비정규직, 기간제, 임시·일용근로자이거나 한 명의 직원도 고용하고 있지 않은 자영업자(1인 자영업자, 프리랜서 포함)	개인/객관
주거	비적정주거	안전 등 적정 주거 자원 결핍	비주택(고시원, 반지하, 옥탑방 등) 거주	가구/객관
	최저주거기준	인간다운 삶을 위해 필요한 최소한의 주거 자원 결핍	최저주거기준의 가구원 수에 따른 면적 기준에 미달하는 경우	가구/객관
건강	자살 생각	인간다운 삶을 유지하는데 필요한 기초적 건강 박탈	자살 생각을 한 적이 있는 경우	개인/주관
	우울	인간다운 삶을 유지하는데 필요한 기초적 정신건강 결핍	우울 증상 수준이 우울증 의심인 경우	개인/주관
	미충족 의료	건강을 위한 기초적 의료서비스 자원의 결핍	아프지만 병원에 가지 못한 경우	개인/주관
사회적 자본	사회적 관계망	사회적 관계의 결핍	사회적 관계가 충분하지 않은 경우	개인/주관
복지	식생활 결핍	인간다운 삶 유지에 필요한 기초자원 결핍	식생활 결핍 (경제적 이유로 인해 균형 잡힌 식사 혹은 식사를 거른 경험이 있는 경우)	개인/객관
	주관적 행복	삶의 회복력 결핍	주관적 행복 수준 혹은 삶의 만족 낮음, 매우 낮음	개인/주관

## (2) 다차원 빈곤율 산출방법

본 연구는 다차원 빈곤율을 다차원 빈곤 지표와 빈곤한 차원의 수를 산술적으로 합산하는 방식(counting approach)을 적용하였다. 이는 다차원적 빈곤의 전통적 측정 방법(Atkinson, 2003: 51)으로, 빈곤한 차원 혹은 지표의 수를 합산하여 다차원 빈곤 집단의 규모를 산출하는 것이다. 청년의 삶의 영역에서 발생하는 결핍, 박탈, 배제를 평가하기 위해 각 차원에 포함된 개별 지표 빈곤율이 아닌 차원의 빈곤율을 합산하는 방식을 채택하였다(Wagle, 2014). 차원빈곤 합산방식은 각 차원을 구성하는 지표 빈곤 판단을 위한 기준선(cutoff)과 몇 개의 차원에서 빈곤할 경우 다차원 빈곤으로 판단할지에 관한 다차원 빈곤 기준선을 이용하므로 이중 기준선 방식(dual-cutoff)이다. 본 연구에서는 Alkire와 Foster가 제시한 다차원 빈곤선의 기준(전체 차원 중 30% 이상 빈곤한 경우 다차원 빈곤 집단으로 식별)을 적용하여 7개 영역 중 3개 이상 차원에서 빈곤한 중복빈곤 청년을 다차원 빈곤 상태로 정의하였으며, 빈곤 차원 수를 합산하는 방식의 다차원 빈곤율과 Alkire와 Foster의 차원계수조정 방식을 반영한 조정 다차원빈곤율을 모두 제시하였다. 한편, 차원 빈곤 여부를 결정할 때 교집합 방식과 합집합 방식을 적용할 수 있는데(김경혜 외, 2010), 차원에 포함된 지표의 개별적 의미를 반영하기 위하여 교집합이 아닌 합집합 방식을 적용해 차원 빈곤 여부를 판단하였다. 예를 들어, A와 B 지표로 구성된 C차원의 빈곤은 A 혹은 B 지표 중 하나라도 빈곤한 경우로 측정하였다<sup>8)</sup>.

## 2) 분석자료 및 분석방법

본 연구의 분석대상은 2010년과 2019년 기준 19~39세 청년이다. 청년의 다차원 빈곤 변화를 비교하기 위해 15세 이상 전체 연령의 다차원 빈곤을 산출하고, 이를 연령대별, 시점별로 비교 분석하였으며, 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널조사자료를 이용하였다. 한국복지패널조사는 다차원적 빈곤을 구성하는 영역별 지표 측정을 위해 필요한 정보를 충분히 담고 있다는 점에서 다차원 빈곤 연구에 적합하다<sup>9)</sup>. 본 연구는 한국복지패널자료의 5~6차와 14~15차 자료를 이용해 2개 시점의 자료를 구축하였다. 한국복지패널 5차 조사의 조사연도는 2010년, 14차 조사의 조사연도는 2019년이다. 소득의 경우, 전년도 연간 소득을 묻고 있어, 2010년의 정보는 5차 조사의 개인·가구 상태와 6차년도의 소득정보를 결합한 자료를 활용하고, 2019년의 정보는 14차 조사의 개인·가구 상태와 15차 조사의 소득정보를 결합한 자료를 활용하였다. 모든 분석에는 횡단면 가중치를 적용하였다. 7개 영역의 모든 지표에 응답한 최종 분석대상은 2010년 10,791명, 2019년 10,619명이었으며, 19~34세 청년은 각각 3,189명, 2,307명이었다.

8) 기존 다차원 빈곤연구에서는 지표를 활용해 다차원 빈곤율을 산출하는 방식을 적용하는 경우가 일반적이다. 이는 각 차원에 동일가중치 부여하고, 영역에 포함된 n개의 지표에 다시 동일가중치를 부여하여 개인별로 지표별 행렬(빈곤 여부 0, 1)이 만들어지고, 전체 지표와 대상자 행렬을 기반으로 조정가중치를 적용해 빈곤율을 산출하는 방식이다(Alkire and Foster, 2015). 이 방식의 장점은 단일한 빈곤율을 산출해 간명하고, 다수 명목변수로 이루어진 지표를 적용할 때 빈곤한 집단을 식별하고, 빈곤집단내 다차원 빈곤 심도를 고려해 빈곤율을 산출할 수 있다는 점, 그리고 국가간 비교가 가능하고, 분석대상 표본의 전체 지표 발생 분포를 고려해 다차원 빈곤 수준을 조정할 수 있다는 점이다. 예를 들어, A국가 50%, B국가 50%, 인데 A는 다차원 빈곤집단의 평균 빈곤 발생률이 20%이고, B는 70%라고 할 때, 이를 반영해 A국가보다 B국가의 다차원 빈곤 수준이 더 심각하다고 해석할 수 있다. 그러나 이 방식의 단점은 단일지표를 산출하여 각 지표의 정보를 충분히 활용하지 못하고, 정책 활용도가 낮다는 점이다. 높고 낮고의 판단, 즉, 누가 더 빈곤한 상태에 취약한지 식별할 수 있지만, 다차원 빈곤율의 높고 낮음이 정확히 무엇을 의미하는지 직관적으로 해석하는 데 한계가 있다. 다차원 빈곤은 다차원 빈곤을 구성하는 차원과 지표 선정 과정이 자의적이고 모호한데, 차원과 지표의 수에 따라 가중치가 결정되고 그 가중치로 최종 빈곤율을 산출한다는 점에서 제약이 있다(Wagle, 2014).

9) 한국복지패널조사자료는 다차원 빈곤을 측정할 수 있는 풍부한 정보를 갖고 있으나, 패널자료의 특성상 이탈(attrition)의 문제가 발생한다. 이로 인해 대표성을 확보하기 어려우며, 이로 인해 결과를 일반화하는데 제약이 있다. 따라서 본 연구의 분석결과는 잠정적이며, 분석결과를 일반화하기 위해서는 충분한 청년 사례 수가 확보된 횡단면 자료를 활용한 연구가 요구된다.

다음 <표 3>은 본 연구의 연구문제, 분석대상, 분석방법을 간략히 요약한 것이다. 본 연구의 연구문제는 첫째, ‘청년의 다차원 빈곤은 어떻게 변화했는가?’, 둘째, ‘청년의 다차원 빈곤에 영향을 미치는 요인은 어떻게 변화했는가?’ 이다. 첫 번째 연구문제를 확인하기 위하여 2010년 20대와 30대, 그리고 전체 연령집단의 차원 빈곤율, 다차원 빈곤율, 그리고 상대적 빈곤 위험 변화를 비교 분석하였다. 상대적 빈곤 위험은 전체 빈곤율을 100으로 했을 때 개별 연령집단의 빈곤율 비율로 측정하였다. 두 번째 연구문제는 다차원 빈곤 여부를 종속변수로, 주요 인구사회학적 특성을 독립변수로 구성된 선형확률모형으로 분석하였다.

본 연구의 분석대상은 1971~2000년생으로 1970~1980년대생과 1981~2000년생이 청년기에 경험한 다차원 빈곤의 변화를 분석하였다. 이를 위해 2009년과 2010년 2개 시점의 자료를 구축하였으며, 각 시점의 자료에는 동일사례(1981~1988년생)가 포함되어 있으나 개별 사례로 간주하였다. 세대의 관점에서 1980~2000년생은 MZ세대에 해당하며, 1970년대생은 X세대에 해당한다.

<표 3> 연구문제 및 분석방법 개요

연구문제	분석대상	분석전략	분석방법
연구문제1) 청년의 다차원 빈곤은 어떻게 변화했는가?	2010년 20대: 1981~1988년생 30대: 1971~1980년생	연령집단 비교	- 차원빈곤율 다차원 빈곤율, 상대적 빈곤 위험 변화 비교
	2019년 20대: 1990~2000년생 30대: 1980~1989년생		
연구문제2) 청년의 다차원 빈곤 영향요인은 어떻게 변화했는가?	2010년 20대: 1981~1988년생 30대: 1971~1980년생	다차원 빈곤 결정요인 변화 비교	- 다차원 빈곤 결정요인 : 선형확률모형
	2019년 20대: 1990~2000년생 30대: 1980~1989년생		

#### 4. 분석결과

##### 1) 일반 특성

분석대상의 일반적 특성은 <표 4>와 같다. 청년의 성별·연령 구성을 살펴보면, 2010년과 2019년 모두 20대보다 30대의 비율이 다소 높다. 2010년은 여성이 비율이 다소 높았는데, 2019년에는 남녀비율이 유사했다. 패널조사 대상의 나이듦(ageing) 결혼, 취업 등의 사유로 가구분리를 하고, 조사대상에서 이탈한 사례의 영향으로 해석된다. 교육수준의 경우 두 시점 모두 고졸의 비율이 가장 높았다. 2010년 분석대상의 절반가량이 기혼이었고, 2019년은 기혼율이 37%대로 다소 낮았다. 자가보유비율은 50% 이상으로 2019년에 상대적으로 높아졌다. 이는 부모와 동거하는 청년이 증가하여, 청년이 속한 가구의 특성에 부모세대인 중장년과 노년의 특성이 반영된 결과라고 할 수 있다. 혼인상태, 부모동거 등 독립과 관련된 특성은 30대에서 기혼, 부모 비동거의 비율이 크게 높아 20대와 30대의 차이가 두드러지게 나타났는데, 이는 최근 청년의 결혼과 부모로부터 독립이 지연되는 경향이 반영된 것이라고 할 수 있다. 한편, 주거점유형태를 살펴보면 20대에서 자가와 월세 비율이 비교적 높게 나타나고 있는데 이는 부모와 동거하는 경우 그리고 20대 1인 가구의 영향으로 보인다. 경제활동상태는 두 시점 모두 정규직의 비율이 가장 높았고, 30대의 경우 정규직 비율이 높아 안정적인 직업 지위를 가졌지만, 20대의 경우 비경제활동 상태의 비율이 높았다. 청년 1

인 가구의 비율은 2010년 6.4%, 2019년 8.4%로 다소 높아졌고 특히 20대 1인 가구의 비율이 상대적으로 높다. 마지막으로 가구 중위소득 60%이하 저소득 가구 비율은 2010년 8.5%, 2019년 7.6% 수준이었고, 특히 20대보다 30대의 저소득가구 비율이 상대적으로 높아졌음에 주목할 필요가 있다. 전반적으로 30대가 주거독립, 가족구성, 직업 지위에서 20대보다 안정적인 이행을 달성한 것으로 보이나, 자가 여부, 가구 소득수준 등 '부모 동거'의 영향에서 벗어나는 특성에서는 30대가 상대적으로 더 취약한 것으로 나타났다.

<표 4> 분석대상 일반적 특성

(단위: 명, %)

구분	2010년				2019년					
	전체	계	청년		전체	계	청년			
			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)		
사례 수(명)	10,791	3,189	1,242	1,946	10,619	2,307	1,136	1,171		
여성	52.3	53.8	57.1	51.0	51.4	49.5	50.2	48.9		
교육수준	고등학교 졸업 이하	67.3	49.7	56.6	43.9	66.9	42.5	58.1	27.8	
	전문대 졸업	10.2	19.0	19.1	19.0	10.7	21.4	16.6	25.9	
	4년제 졸업	19.2	27.0	21.3	31.9	20.1	31.7	22.9	40.0	
	대학원 재학 이상	3.3	4.2	3.0	5.2	3.3	4.4	2.3	6.3	
거주지역	대도시	45.3	47.1	50.0	44.5	43.4	44.3	45.7	42.9	
	중소도시	44.8	46.1	41.5	49.9	47.6	48.1	47.9	48.3	
	읍면동	9.9	6.9	8.4	5.6	8.9	7.6	6.4	8.7	
혼인상태	미혼	22.2	50.4	86.6	19.8	25.3	63.5	92.7	35.9	
	기혼	77.8	49.6	13.4	80.3	74.7	36.6	7.3	64.1	
주거점유 형태	자가	60.6	52.8	57.3	48.9	64.3	57.1	57.5	56.6	
	전세	19.1	26.0	19.0	31.9	14.0	17.9	13.9	21.8	
	월세 기타	20.3	21.3	23.7	19.2	21.7	25.0	28.6	21.6	
경제활동 상태	경활	정규직	29.0	38.1	28.8	46.0	33.3	41.5	30.1	52.2
		비정규직	34.0	26.8	29.5	24.6	31.8	25.1	24.9	25.2
		실업	1.6	2.6	3.8	1.7	1.8	3.3	3.0	3.7
	비경활	재학	4.3	9.9	21.1	0.4	3.6	9.7	20.1	0.0
		비재학	30.7	22.6	16.9	27.5	29.6	20.4	22.0	18.9
부모동거	부모와 동거함	56.8	65.0	80.3	52.0	56.3	68.7	81.2	57.0	
가구원 수	1인	7.7	6.4	7.5	5.4	10.5	8.4	9.5	7.4	
	2인	20.0	10.4	10.8	10.0	23.5	14.5	8.7	19.9	
	3인	24.4	27.2	27.5	26.9	26.6	29.9	29.7	30.1	
	4인 이상	47.9	56.1	54.1	57.7	39.4	47.2	52.2	42.5	
소득수준	가구 중위소득 60% 이하	18.6	8.5	8.9	8.1	15.6	7.6	6.4	7.0	

## 2) 차원 빈곤율

지표를 적용해 산출한 7개의 차원 빈곤율은 다음과 같다(<표 5>, [그림 5])<sup>10)</sup>. 전체 연령집단과 청년 모두 경제 차원 빈곤율이 가장 높았다. 이는 경제차원 빈곤율을 산출한 소득, 부채, 자산 중 자산 빈곤율이 높은 것으로 인한 영향이다. 이어서 교육·역량, 노동, 주거, 건강 순으로 빈곤율이 높았는데, 전체 연령집단은 사회적 자본 빈곤율이 복지 빈곤율보다 높았으나, 청년은 복지차원 빈곤율이 사회적 자본 빈곤율 보

10) 차원별 지표 빈곤율은 <부록 1>을 참조하기 바란다.

다 높았다.

2010년과 2019년의 차원 빈곤율을 분석한 결과, 경제차원 빈곤율은 전체 연령집단과 30대보다 20대 청년의 빈곤율이 크게 증가한 것으로 확인되었다. 20대의 경제차원 빈곤율은 2010년 56.8%에서 2019년 64.5%로 7.7%P 증가하였는데, 이는 30대(6.3%P), 전체 연령(4.0%P) 변화량보다 높은 수준이다. 니트 비율과 자아존중감으로 측정된 교육·역량 차원 빈곤율은 경제 차원 빈곤율보다 연령별 변화의 차이가 더 두드러지게 나타났다. 20대 청년의 교육·역량 차원 빈곤율은 2010년 32.0%에서 2019년 38.9%로 6.9%P 증가하였는데 전체 연령집단과 30대의 교육·역량 차원 빈곤율이 모두 감소한 것과 대조적이다. 이는 앞에서 서술한 이행기 노동시장 이행의 지연으로 인한 결과로, 노동시장에 진입해 안착해야 할 시기의 20대 청년 중 다수가 교육을 받거나 일을 하지 않고 있고, 자아존중감이 낮은 상태를 경험할 위험이 더 커졌음을 의미한다.

노동차원 빈곤율의 변화는 이러한 경향이 30대로 확장되고 있음을 보여준다. 노동차원 빈곤율은 교육·역량차원 빈곤율과 달리 전체 연령집단과 20대는 모두 감소하였는데, 30대만 유일하게 증가하는 경향을 보였다. 2010년 30대 청년의 노동 차원 빈곤율은 26.2%로 20대 청년(33.2%)보다 낮았는데, 2019년에는 28.9%로 증가하고 20대 청년(27.8%)의 빈곤율을 넘어섰다. 30대 빈곤율이 20대 빈곤율보다 높아지는 경향은 건강과 복지 차원 빈곤율에서도 유사하게 관측되었다. 이는 노동, 건강, 복지 차원의 결핍과 배제가 주된 사회적 과업의 이행이 발생하고 이로 인한 사회적 위험이 집중되는 것으로 알려진 20대를 넘어서 30대 청년에게 확장될 수 있음을 보여준다. 특히 2019년 사회적 자본 차원 빈곤율은 30대에게서 더 높게 나타났다. 모든 차원 빈곤율은 청년이 전체 연령집단보다 낮은 수준이었는데, 다른 집단에서 사회적 자본 차원 빈곤율이 감소할 때 30대만 유일하게 증가하여 30대의 사회적 자본 차원 빈곤율이 전체 연령집단 빈곤율보다 높게 나타났다. 한편, 주거 차원 빈곤율은 전체 연령집단과 20대와 30대 청년 모두 유사한 수준에서 감소하는 경향으로 나타났다.

〈표 5〉 청년의 차원 빈곤율 변화

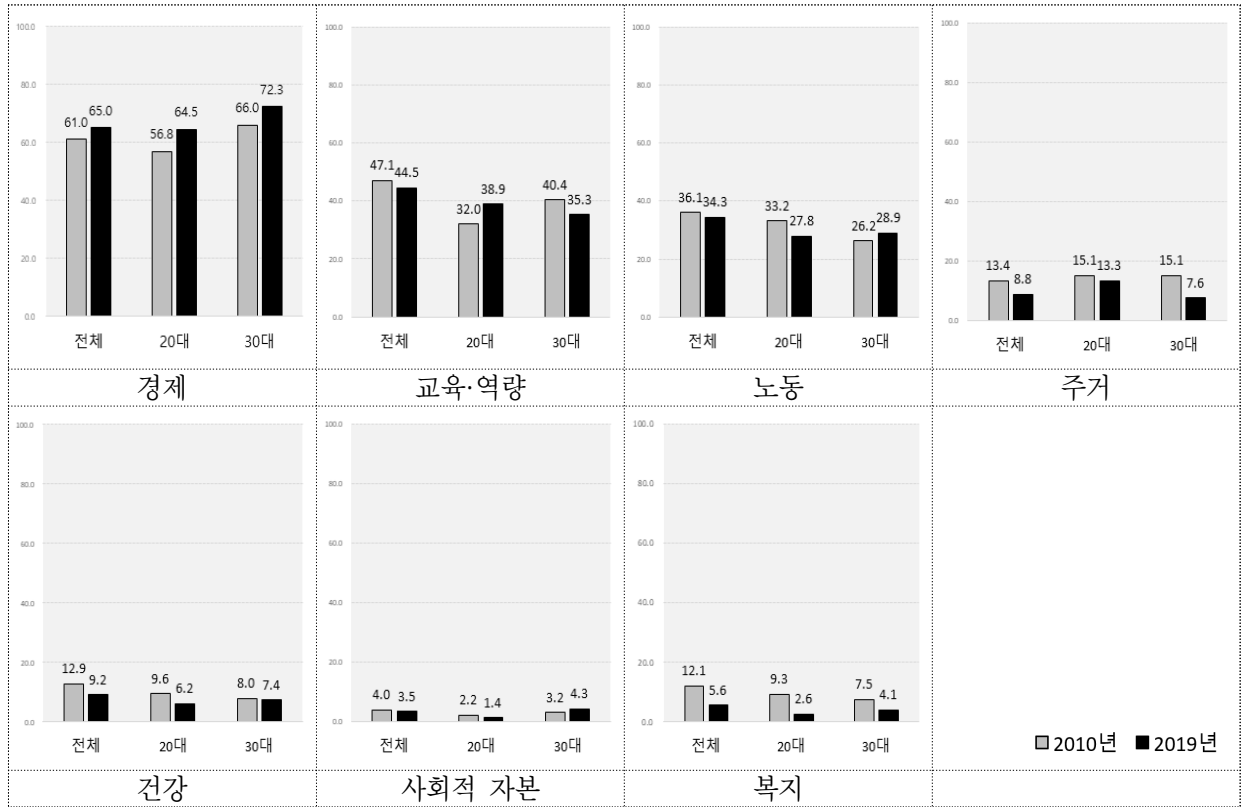
(단위: %)

지표명	2010년(A)				2019년(B)				변화(B-A)		
	전체	청년			전체	청년			전체	20대	30대
		계	20대 (19~29세)	30대 (30~39세)		계	20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			
경제	61.0	61.8	56.8	66.0	65.0	68.5	64.5	72.3	4.0	7.7	6.3
교육·역량	47.1	36.6	32.0	40.4	44.5	37.0	38.9	35.3	-2.6	6.9	-5.1
노동	36.1	29.4	33.2	26.2	34.3	28.4	27.8	28.9	-1.8	-5.4	2.7
주거	13.4	15.1	15.1	15.1	8.8	10.3	13.3	7.6	-4.6	-1.8	-7.5
건강	12.9	8.7	9.6	8.0	9.2	6.8	6.2	7.4	-3.7	-3.4	-0.6
사회적 자본	4.0	2.7	2.2	3.2	3.5	2.9	1.4	4.3	-0.5	-0.8	1.1
복지	12.1	8.4	9.3	7.5	5.6	3.4	2.6	4.1	-6.5	-6.7	-3.4

이어서 연령대별 상대적 차원 빈곤 위험의 변화를 확인하였다(<표 6>, [그림 6]). 상대적 빈곤위험은 전체 빈곤율을 1이라고 했을 때, 하위집단의 빈곤율 비율을 보여주며 각 차원의 전체 빈곤율로 각 집단의 빈곤율을 나누는 방식으로 산출하였다. 경제 차원 빈곤 위험은 노인, 30대 청년, 20대 청년, 중장년 수준으로 높았는데, 중장년과 노인의 빈곤 위험이 2010년보다 2019년에 감소하는 경향을 보인 반면, 청년은 모두 증가한 것으로 나타났다. 교육·역량 차원 빈곤 위험은 비경제활동 인구가 많은 노인이 다른 연령집단보다



[그림 5] 청년의 차원 빈곤율 변화(전체/20대/30대)



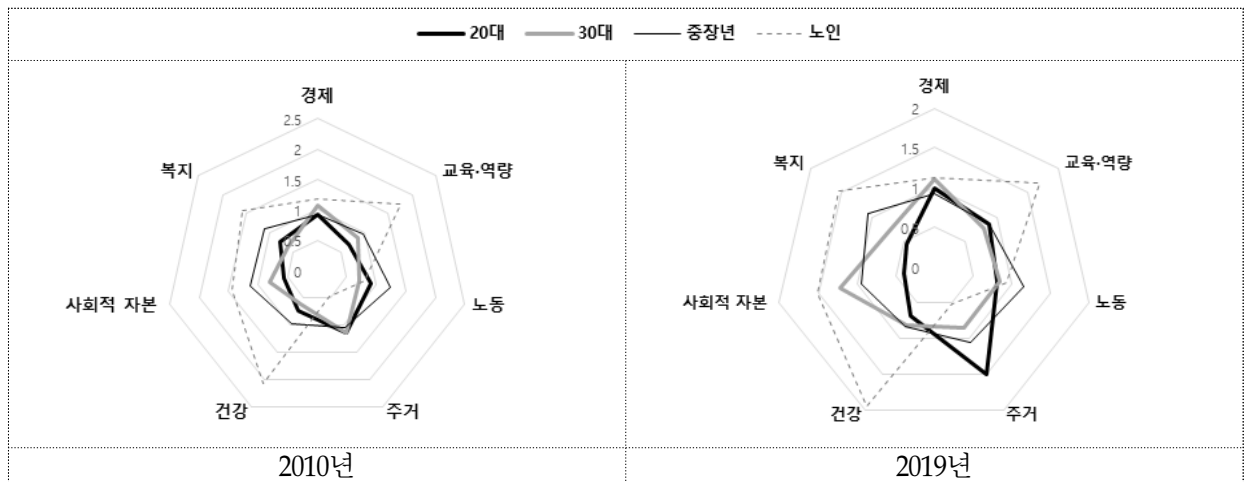
높은 수준인 것으로 나타났는데, 20대를 제외하고 모든 연령층에서 빈곤 위험이 감소하는 경향을 보였다. 2010년 20대의 교육·역량 빈곤 위험은 0.68에서 2019년 0.87로 증가해, 청년 중에서도 20대의 교육·역량 빈곤 위험이 높음을 보여준다. 노동의 경우, 20대 청년의 빈곤 위험은 감소하고 30대 청년의 빈곤 위험은 증가하였는데 20대 청년의 비경제활동 인구 증가 경향이 반영된 결과로 보인다. 주거의 경우, 청년이 중장년, 노인보다 빈곤 위험이 높았는데 주거 소유의 생애주기와 일치하는 결과이다. 특히 20대의 주거 빈곤 위험은 2010년 1.13에서 2019년 1.51로 크게 증가하였다. 건강의 경우, 20대의 빈곤 위험은 감소하고 30대의 빈곤 위험이 증가하는 경향을 보였다. 특히 중장년과 노인의 건강 위험이 모두 감소할 때, 유일하게 30대 청년만 건강 위험이 높아진 것으로 확인되었다. 사회적 자본의 경우도 건강과 유사하게 20대의 빈곤 위험은 감소하고 30대의 빈곤 위험이 높아졌다. 복지도 유사한 경향을 보였다. 이러한 결과는 앞에서 확인한 20대에서 30대로 전이되는 다차원 빈곤의 경향이 상대적 빈곤 위험에서도 일관된 방향으로 나타남을 보여준다.

<표 6> 연령대별 상대적 빈곤 위험 변화 : 차원 빈곤

(단위: %)

구분	2010년				2019년(B)				변화(B-A)			
	20대	30대	중장년	노인	20대	30대	중장년	노인	20대	30대	중장년	노인
경제	0.93	1.08	0.93	1.19	0.99	1.11	0.92	1.12	0.06	0.03	-0.01	-0.06
교육·역량	0.68	0.86	0.96	1.77	0.87	0.79	0.87	1.69	0.20	-0.06	-0.10	-0.08
노동	0.92	0.72	1.23	0.80	0.81	0.84	1.15	0.93	-0.11	0.12	-0.08	0.12
주거	1.13	1.13	1.05	0.48	1.51	0.86	1.06	0.51	0.38	-0.27	0.01	0.03
건강	0.74	0.62	0.97	2.06	0.68	0.81	0.83	1.95	-0.07	0.19	-0.13	-0.10
사회적 자본	0.56	0.81	1.13	1.44	0.40	1.22	0.94	1.51	-0.16	0.41	-0.19	0.07
복지	0.77	0.62	1.10	1.57	0.45	0.73	1.08	1.54	-0.32	0.11	-0.01	-0.03

[그림 6] 연령대별 상대적 차원 빈곤 위험 비교(20대/30대/중장년/노년) : 2010년과 2019년



3) 다차원 빈곤 변화

결핍, 박탈, 배제가 확인된 차원 수의 분포와 평균 개수의 변화를 분석한 결과는 <표 7>과 같다. 7개 차원 중 하나라도 결핍을 경험한 인구의 비율은 2010년 88.2%였으며, 2019년에는 87.6%로 다소 감소하였다. 전체 연령집단의 경우, 2개 차원에서 결핍을 경험한 집단이 가장 높은 비중(31.9%)을 차지하였으며, 2019년에는 35.4%로 증가하였다. 청년은 2010년 1개 차원(35.1%)에서 결핍을 경험한 집단이 가장 높은 비중을 보였으나, 2019년에는 2개 차원(35.4%)에서 결핍을 경험한 집단이 더 높은 비중을 차지하였다. 한편, 2010년 전체 연령의 평균 결핍 차원의 수는 1.87개였으며, 청년은 1.63개로 2019년에는 모든 집단에서 다소 감소하는 경향을 보였다.

〈표 7〉 청년의 빈곤 차원 수 변화

(단위: %)

구 분	2010년				2019년			
	전체	계	청년		전체	계	청년	
			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)
0개	11.83	15.19	17.30	13.40	12.41	15.94	18.14	13.86
1개	30.00	35.09	36.00	34.32	32.23	34.98	31.85	37.92
2개	31.86	29.97	25.88	33.43	35.39	30.76	32.52	29.11
3개	16.12	13.44	14.29	12.73	14.17	13.75	13.20	14.26
4개	6.97	4.41	5.08	3.84	3.92	3.41	3.28	3.53
5개	2.67	1.64	1.23	1.99	1.60	1.10	1.01	1.18
6개	0.55	0.25	0.20	0.29	0.27	0.07	0.00	0.13
7개	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
결핍 차원 수 평균	전체	1.87	1.63	1.58	1.66	1.71	1.54	1.60
	1개 이상 결핍 집단	2.12	1.92	1.91	1.92	1.95	1.89	1.86
	3개 이상 결핍 집단	3.53	3.43	3.39	3.46	3.40	3.31	3.33

3개 이상 차원에서 결핍을 경험한 집단의 비율로 측정된 다차원 빈곤율 변화를 분석한 결과는 다음과 같다(〈표 8〉). 2010년과 2019년을 비교할 때 다차원 빈곤율이 감소하는 경향을 보였고, 청년의 다차원 빈곤율이 전체 연령보다 높지 않았다. 그러나 청년의 다차원적 빈곤 위험은 전체 연령보다 더 높아졌다. 전체 연령 집단 빈곤율은 2010년 26.3%에서 2019년 20.0%로 6.3%p 감소했지만, 청년의 다차원적 빈곤율의 감소폭은 0.2%p에 불과했다. 낮았다. 2010년에는 20대 청년 빈곤율(20.8%)이 30대 청년(18.9%)보다 높은 수준이었는데, 2019년에는 30대 청년(19.1%)이 20대 청년(17.5%)보다 높았다. 조정된 다차원 빈곤율 분석결과도 이와 유사하게 나타났다. 이러한 결과는 소득 빈곤과 마찬가지로 청년의 다차원 빈곤율이 다른 연령 집단보다 높지 않지만, 2010년과 2019년 다차원 빈곤율을 비교한 결과, 10여 년 사이에 청년의 빈곤 위험이 더 커졌으며, 이러한 경향은 20대 청년보다 30대 청년에 집중되었음을 보여준다.

〈표 8〉 청년의 다차원 빈곤율 변화

(단위: %)

구분	2010년				2019년			
	전체	계	청년		전체	계	청년	
			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)
다차원 빈곤율 (3개 이상 결핍)	26.3	19.8	20.8	18.9	20.0	18.3	17.5	19.1
조정 다차원 빈곤율 <sup>1)</sup>	13.3	9.7	10.1	9.3	9.7	8.7	8.3	9.1

주 1) 조정 다차원 빈곤율은 Alkire와 Foster(2007)의 방식을 적용해 산출한 것으로 개인별로 빈곤한 차원의 수와 전체 인구집단에서 발생할 수 있는 최대 빈곤 차원의 수를 이용해 계산한 빈곤의 수준을 고려해 조정한 것이다. 자세한 산출방식은 서병수와 권중희(2015)를 참조하기 바란다.

이어서 연령집단을 20대, 30대, 중장년, 노인으로 구분하여 다차원 빈곤율과 상대적 빈곤 위험의 변화를 비교하였다(〈표 9〉). 2010년과 2019년 모두 노인의 다차원적 빈곤율이 가장 높았다. 그러나 2010년보다 2019년 청년의 다차원 빈곤 위험이 매우 증가했다. 65세 이상 노인의 다차원 빈곤율은 39.8%에서 2019년

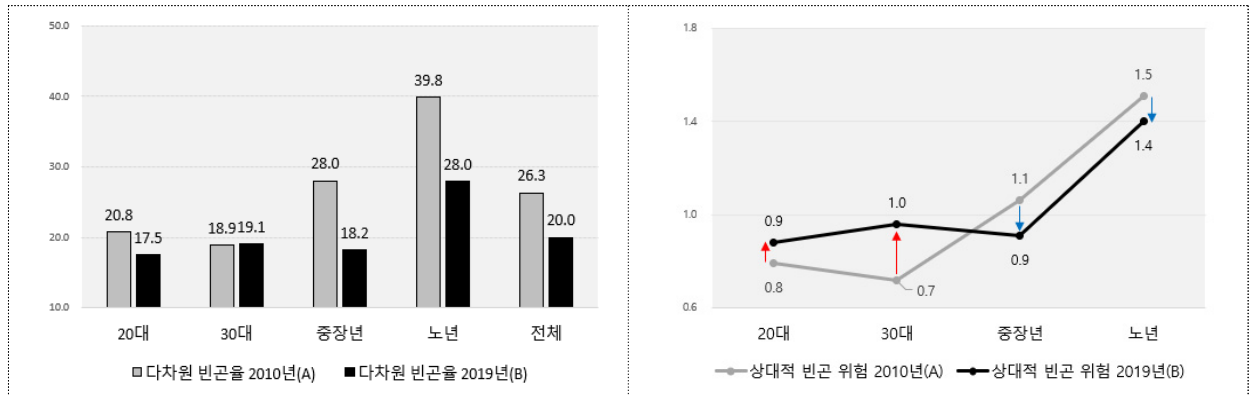
28.0%로 11.9%p 감소하였으며, 중장년도 9.8%p 감소하였다. 그러나 20대 청년은 3.3%p 감소하는 데 그쳤으며, 30대 청년의 다차원 빈곤율은 2010년 18.9%에서 19.1% 소폭이지만 증가하였다. 이러한 경향은 상대적 빈곤 위험 변화에서도 명확하게 확인되었다. 노인의 상대적 빈곤 위험은 2010년 1.5배에서 2019년 1.4배로 감소하였으나, 청년의 상대적 빈곤 위험은 증가하였다. [그림 7]은 <표 9>의 결과를 도식화한 것이다. 청년의 다차원적 빈곤 위험이 다른 연령대보다 증가하였음을 명확하게 보여준다<sup>11)</sup>.

<표 9> 연령대별 다차원 빈곤율 및 상대적 빈곤 위험 변화

(단위: %)

구분	다차원 빈곤율		상대적 빈곤 위험		변화(B-A)	
	2010년(A)	2019년(B)	2010년(A)	2019년(B)	빈곤율	빈곤위험
20대	20.81	17.49	0.79	0.88	-3.32	0.08
30대	18.85	19.11	0.72	0.96	0.26	0.24
중장년	28.00	18.22	1.06	0.91	-9.78	-0.15
노인	39.84	27.99	1.51	1.40	-11.85	-0.11
전체	26.31	19.98	1.00	1.00	-6.33	-

[그림 7] 연령대별 다차원 빈곤율 및 상대적 빈곤 위험 변화



다차원 빈곤의 기여도를 분석한 결과는 다음과 같다(<표 10>, [그림 8]). 기여도는 집단별 조정 다차원 빈곤율이 1이라고 했을 때, 차원별 빈곤이 차지하는 비중을 보여준다. 즉, 다차원 빈곤이 어느 차원의 결핍에서 기인하는지에 관한 정보를 제공해준다. 2010년을 기준으로 전체 연령집단의 다차원 빈곤은 경제, 교육·역량, 노동, 건강, 복지, 주거, 사회적 자본 순으로 기여율이 높았다. 이와 달리 20대 청년의 다차원 빈곤은 경제, 교육·역량, 노동, 복지, 건강, 사회적 자본 순으로 차원 기여율이 높았으며, 30대 청년은 경제, 교육·역량, 노동의 기여율 순위는 같았으나, 건강이 복지보다 높게 나타났다.

2019년의 경우, 전체 연령집단과 20대는 기여율 순위는 같았으나, 30대 청년의 다차원 빈곤은 주거보다 건강의 기여율이 더 높아져 순위에 변화가 있었다. 이에 더해 30대는 2010년보다 2019년에 경제(+0.039)와 교육·역량(0.063)의 기여율이 증가하고, 다른 차원의 기여율은 모두 감소하였다. 이는 30대 청년의 다차원 빈곤 위험 증가는 주로 경제와 교육·역량의 자원과 기회의 결핍에서 기인함을 유추하게 해준다. 한편, 20대는 경제, 교육·역량, 노동, 건강, 사회적 자본 기여율이 증가하였으며, 기여율 증가 폭이 가장 큰 차원은 교육·역량이었다.

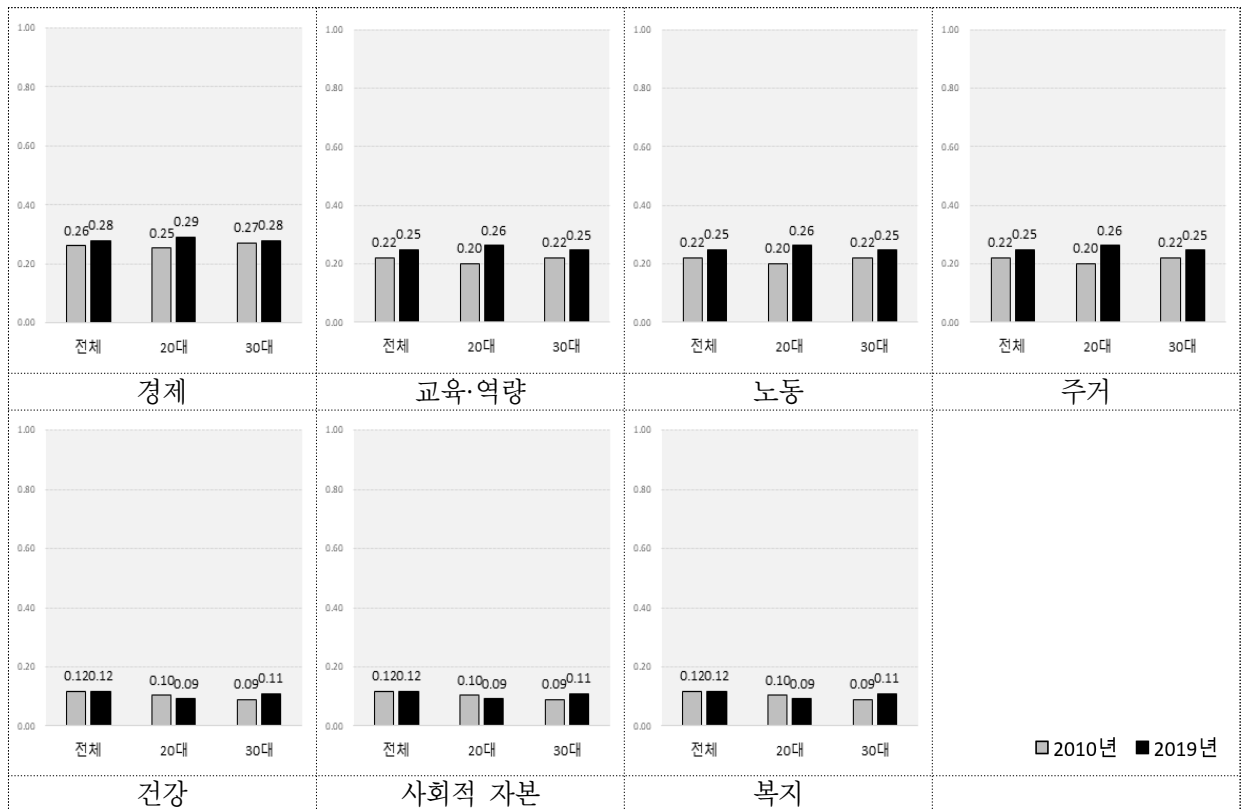
11) 조정 다차원 빈곤율의 상대적 빈곤 위험도 다차원 빈곤율을 이용한 분석결과와 대동소이하였으며, 조정 다차원 빈곤율을 적용한 분석결과는 <부록 2>를 참조하기 바란다.

〈표 10〉 청년의 다차원 빈곤 차원 기여도 변화

(단위: %)

지표명	2010년(A)				2019년(B)				변화(B-A)		
	전체	계	청년		전체	계	청년		전체	20대	30대
			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			
경제	0.260	0.261	0.252	0.271	0.277	0.284	0.291	0.278	0.017	0.023	0.039
교육·역량	0.221	0.211	0.199	0.221	0.249	0.253	0.262	0.246	0.028	0.042	0.063
노동	0.161	0.170	0.192	0.15	0.163	0.179	0.185	0.174	0.002	0.009	-0.007
주거	0.094	0.135	0.126	0.143	0.070	0.087	0.114	0.065	-0.024	-0.048	-0.012
건강	0.116	0.096	0.103	0.090	0.118	0.101	0.091	0.110	0.002	0.005	-0.012
사회적 자본	0.035	0.029	0.021	0.035	0.047	0.043	0.019	0.063	0.012	0.014	-0.002
복지	0.113	0.098	0.106	0.091	0.076	0.052	0.039	0.064	-0.037	-0.046	-0.067

[그림 8] 청년의 다차원 빈곤 차원 기여도 변화(전체/20대/30대)



다음으로 청년의 특성별 다차원 빈곤을 변화를 확인하였다. 성별 다차원 빈곤율을 분석한 결과, 여성이 남성보다 다차원 빈곤율이 높게 나타났다. 청년과 전체 여성, 그리고 전체 남성과 20대 남성의 다차원 빈곤율은 모두 감소하였으나, 30대 남성 청년의 다차원 빈곤율은 증가하였다. 30대 남성 청년의 다차원 빈곤율은 2010년 14.5%에서 2019년 18.3%로 3.7%p 증가하였다.

교육수준이 낮을수록 다차원 빈곤율이 높은 것으로 나타났다. 고등학교 졸업 이하의 다차원 빈곤율은 전체 연령집단과 20대에서는 감소하는 경향을 보였으나, 30대 청년에게서는 크게 증가한 것으로 나타났다. 30대 고등학교 졸업 이하 청년의 빈곤율은 2010년 28.5%에서 2019년 36.9%로 8.4%p 증가하였다. 한편, 20대 4년제 졸업 청년의 다차원 빈곤율도 2010년 11.9%에서 2019년 18.2%로 증가하였다. 이는 2010년보다

2019년에 교육수준에 따른 다차원 빈곤 경향이 질적으로 변화할 수 있음을 보여준다. 인적자본 수준이 낮은 30대와 대학을 졸업하고도 취업에 어려움을 겪고 있는 4년제 대학을 졸업한 20대 청년의 빈곤 위험이 크게 증가하였는데, 이는 학력 인플레이션이 연령대별로 서로 반대의 방향으로 영향을 미치고 있음을 유추하게 해준다.

거주지역에 따른 다차원 빈곤율을 분석한 결과, 전체 연령 집단의 경우 2010년에는 읍면동, 중소도시, 대도시 순으로 빈곤율이 높았고 2019년에는 읍면동, 대도시, 중소도시 순으로 빈곤율이 높게 나타났다. 그러나 청년은 대도시와 중소도시의 다차원 빈곤율이 더 높아지는 경향을 보였다. 2010년 20대 청년의 다차원 빈곤율은 21.5%로 중소도시(20.5%), 읍면동(18.4%)보다 높은 수준이었으며, 2019년에는 중소도시와 대도시의 순위가 바뀌었으나 대도시와 읍면동의 다차원 빈곤율 격차는 더 커졌다. 30대 청년의 경우, 이러한 경향이 더욱 명확히 드러났다. 2010년 대도시 30대 청년의 다차원 빈곤율은 17.5%로 읍면동(27.3%)보다 현저하게 낮았는데, 2019년에는 대도시 청년의 빈곤율(19.6%)이 읍면동(18.6%)을 추월하였다. 이는 기회와 자원이 집중된 도시로 이주하는 청년이 그만큼 더 다차원 빈곤 위험에 직면할 가능성이 높다는 점을 유추하게 해준다.

주거 점유형태의 경우, 월세 거주자의 다차원 빈곤율이 현저히 높았으며, 연령대별 변화도 유사하게 나타났다. 그러나 자가로 거주하는 20대와 30대 청년의 다차원 빈곤율은 다소 증가하는 경향을 보였는데, 주택구매로 인한 자산빈곤율 증가와 부모로부터 독립하지 않은 청년의 교육역량 차원 빈곤이 증가한 것으로 인한 영향일 수 있다.

경제활동 상태에 따른 다차원 빈곤율을 확인한 결과, 비정규직과 실업자의 다차원 빈곤율이 매우 높은 수준이었다. 특히 실업자의 빈곤율이 가장 많이 증가하였다. 20대 실업 청년의 다차원 빈곤율은 2010년 64.5%에서 2019년 96.4%로 31.9%P 증가하였다. 이는 20대에 실직 청년의 다차원 빈곤 위험이 커졌음을 보여준다.

가구 유형의 경우, 전체 연령집단은 1인 가구의 빈곤율이 2인 이상 가구의 빈곤율보다 높게 나타났고, 2010년보다 2019년에 크게 감소하는 경향을 보였다. 그러나 청년 1인 가구의 빈곤율은 2인 이상 부모동거 청년 혹은 비동거 청년의 빈곤율보다 낮은 수준이었으며, 이러한 경향은 2010년과 2019년 두 시점 모두 동일하였다. 특히 2인 이상 부모와 동거하는 30대 청년의 빈곤율이 2010년 15.9%에서 2019년 19.9%로 4.0%P 증가하였다. 이는 가구유형과 연령을 교차해 구성한 모든 유형의 집단의 다차원 빈곤율이 감소한 것과 대조적이다. 소득빈곤 연구에서 부모와의 동거는 빈곤 위험을 낮추는 것으로 알려져 있으나, 다차원 빈곤에 있어서는 다른 결과가 나타날 수 있음을 보여준다.

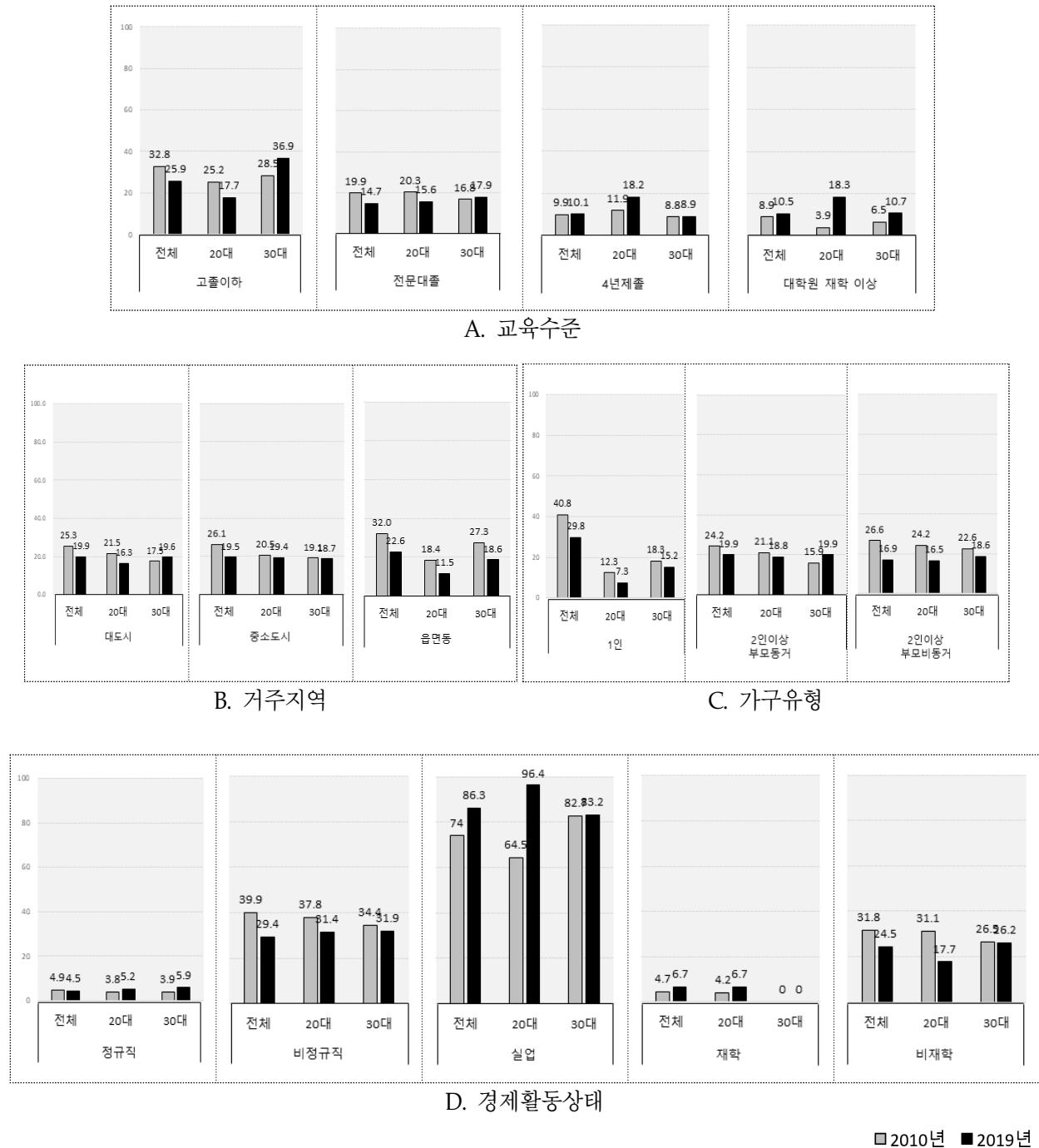
마지막으로 저소득가구와 비저소득 가구 청년의 다차원 빈곤율을 분석한 결과, 저소득 가구의 다차원 빈곤율이 매우 높은 것으로 나타났다. 다차원 빈곤율은 모두 감소하는 경향을 보였는데, 저소득 가구 청년의 다차원 빈곤율이 크게 감소한 것과 다르게 비저소득 가구 청년의 다차원 빈곤율은 매우 미미하게 감소하거나, 30대 비저소득 가구 청년은 다차원 빈곤율이 오히려 증가하였다. 이는 2009년 이후 다양한 사회보장제도가 확충되면서 저소득 가구의 빈곤 위험이 감소하고, 사회안전망의 영향이 상대적으로 적은 비저소득 가구의 빈곤 위험이 증가한 것으로 설명할 수 있다.

〈표 11〉 청년의 특성별 다차원 빈곤율 변화

(단위: 명, %)

구분	2010년(A)				2019년(B)				변화(B-A)				
	전체	계	청년		전체	계	청년		전체	20대	30대		
			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)					
사례 수(명)	10,791	3,189	1,242	1,946	10,619	2,307	1,136	1,171	-	-	-		
남성	23.3	16.2	18.6	14.5	18.0	16.1	13.8	18.3	-5.2	-4.7	3.7		
여성	29.1	22.8	22.5	23.0	21.8	20.6	21.1	20.0	-7.3	-1.4	-3.0		
교육 수준	고등학교 졸업 이하	32.8	26.8	25.2	28.5	25.9	24.2	17.7	36.9	-6.9	-7.5	8.4	
	전문대 졸업	19.9	18.4	20.3	16.8	14.7	17.1	15.6	17.9	-5.2	-4.7	1.1	
	4년제 졸업	9.9	10.0	11.9	8.8	10.1	12.1	18.2	8.9	0.2	6.3	0.1	
	대학원 재학 이상	8.9	5.6	3.9	6.5	10.5	12.7	18.3	10.7	1.6	14.4	4.2	
거주 지역	대도시	25.3	19.4	21.5	17.5	19.9	18.0	16.3	19.6	-5.4	-5.2	2.1	
	중소도시	26.1	19.7	20.5	19.1	19.5	19.1	19.4	18.7	-6.6	-1.1	-0.4	
	읍면동	32.0	22.3	18.4	27.3	22.6	15.7	11.5	18.6	-9.4	-6.9	-8.7	
혼인 상태	미혼	22.0	19.7	20.2	17.7	20.9	18.9	17.4	22.7	-1.1	-2.8	5.0	
	기혼	27.5	19.8	24.5	19.1	19.7	17.3	19.2	17.1	-7.8	-5.3	-2.0	
주거 점유 형태	자가	19.4	13.2	13.4	13.1	14.8	14.3	14.9	13.7	-4.6	1.5	0.6	
	전세	26.8	20.0	22.0	18.9	19.6	16.0	15.2	16.5	-7.2	-6.8	-2.4	
	월세 기타	46.5	35.6	37.8	33.4	35.6	29.2	23.8	35.9	-10.9	-14.0	2.5	
경제 활동 상태	경활	정규직	4.9	3.8	3.8	3.9	4.5	5.6	5.2	5.9	-0.4	1.4	2.0
		비정규직	39.9	36.1	37.8	34.4	29.4	31.7	31.4	31.9	-10.5	-6.4	-2.5
		실업	74.0	70.7	64.5	82.7	86.3	88.9	96.4	83.2	12.3	31.9	0.5
	비경활	재학	4.7	4.2	4.2	0.0	6.7	6.7	6.7	0.0	2.0	2.5	0.0
		비재학	31.8	28.0	31.1	26.5	24.5	21.8	17.7	26.2	-7.3	-13.4	-0.3
가구 유형	1인	40.8	15.0	12.3	18.3	29.8	10.9	7.3	15.2	-11.0	-5.0	-3.1	
	2인이상 부모동거	24.2	18.8	21.1	15.9	19.9	19.3	18.8	19.9	-4.3	-2.3	4.0	
	2인이상 부모비동거	26.6	22.9	24.2	22.6	16.9	18.2	16.5	18.6	-9.7	-7.7	-4.0	
소득 수준	비저소득	19.2	16.5	18.1	15.2	15.6	16.8	16.4	17.2	-3.6	-1.7	2.0	
	저소득	57.5	54.5	48.5	60.0	43.4	38.1	30.4	46.6	-14.1	-18.1	-13.4	

<그림 9> 청년의 특성별 다차원 빈곤율 변화(전체/20대/30대)



4) 다차원 빈곤에 영향을 미치는 요인의 변화

여기서는 지금까지의 분석결과를 종합하기 위하여, 청년의 다차원 빈곤에 영향을 미치는 요인이 어떻게 변화하였는지를 선형확률모형을 이용해 분석하였다. 동일시점 자료를 이용해 분석한 결과이므로, 변수간 엄격한 인과관계를 적용하기 어렵다. 따라서 본 연구의 분석결과는 해석에 유의할 필요가 있다<sup>12)</sup>.

다음 <표 12>는 전체 연령집단과 청년, 20대 청년과 30대 청년으로 구분하여 2010년과 2019년 각 변수

12) 동일 연령집단의 시기별 변화를 확인하기 위해 각 시점 회귀모형의 계수가 통계적으로 유의미한 차이가 있는지 확인하기 위해 Chow-test를 실시하였으며, 모든 모형에서 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 그럼에도 불구하고 각 시점별 표본구성 등의 차이로 인해 회귀계수의 크기 변화를 직접 비교하기 어려우므로 해석에 주의가 필요하다.



가 다차원 빈곤 집단에 속할 확률에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는지 분석한 결과이다. 전체 연령을 대상으로 분석한 모형1에서는 연령을 5개 유형으로 구분하여 변수로 투입하였으며, 청년을 대상으로 한 모형2에서는 연령대를 구분하는 변수를 투입하였다. 모형1의 연령변수 분석결과, 2010년에는 10대를 제외한 모든 집단이 노인보다 다차원 빈곤 집단에 속할 가능성이 낮은 것으로 나타났는데, 2019년에는 20대는 계수의 크기가 감소하고 30대는 통계적 유의도를 상실하였다. 이는 다차원 빈곤에 영향을 미치는 주요 변수를 통제하였을 때, 노인과 청년의 다차원 빈곤 위험의 차이가 최근 들어 감소하거나 사라질 수 있음을 보여준다. 즉, 앞에서 기술통계를 이용한 분석에서 확인한 연령대별 다차원 빈곤율의 차이는 연령 자체의 영향이라기보다 각 연령집단이 가진 연령 이외의 특성에서 비롯된 차이일 수 있다.

성별의 경우, 모든 모형에서 여성이 남성보다 다차원 빈곤 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 특히 2010년보다 2019년 계수의 크기가 더 커졌음을 알 수 있다. 청년을 대상으로 한 분석에서, 2010년에는 여성이 남성보다 다차원 빈곤 집단에 속할 확률이 높았는데, 2019년에는 그 값이 다소 증가하였다. 20대와 30대 집단을 각각 분석한 모형3과 모형4의 결과에서 알 수 있듯, 이러한 경향은 20대 청년의 다차원 빈곤 성별 격차에 기인한 것으로 해석할 수 있다.

교육수준 분석결과, 고등학교 졸업 이하인 경우, 4년제 대학 졸업자보다 다차원 빈곤 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 청년만을 대상으로 한 분석(모형2)을 보면, 2010년보다 2019년에 고등학교 졸업 이하의 계수 크기가 감소하였고 통계적으로 유의미한 차이가 있음을 알 수 있다. 이는 20대 청년이 아니라 30대 청년의 변화에서 기인한다. 30대 청년만을 대상으로 한 분석결과(모형4), 2010년 고등학교 졸업 이하의 청년이 4년제 대학 졸업 청년보다 다차원 빈곤 집단에 속할 가능성이 높았는데, 2019년에는 다소 증가하였다. 한편, 전문대 졸업자와 4년제 대학 졸업자의 차이는 2019년 통계적 유의도를 상실하였으며, 20대 청년은 그 방향도 반대로 바뀌었다. 4년제 대학 졸업이 갖는 학위효과의 영향이 감소하였거나, 전문대 졸업자의 이른 취업(좋은 일자리를 위해 대기하지 않고 여건이 좋지 않은 일자리에 취업하는 등의)으로 인한 영향일 수 있다. 청년의 교육수준과 다차원 빈곤의 관계는 기존의 소득 빈곤 연구에서 교육과 소득의 관계가 정적(+), 비례 관계로 나타나는 것과는 다르게 접근할 필요성이 있으며, 심층적인 추가 연구가 필요하다.

거주지역의 경우, 대부분 통계적으로 유의하지 않았는데, 앞에서 기술통계 분석결과 나타난 대도시 청년의 다차원 빈곤 위험의 증가가 대도시에 이주하는 청년의 특성에서 기인한 것일 수 있음을 유추하게 해준다. 혼인상태 역시 유의하지 않은 것으로 나타났다.

가구 유형의 경우, 부모와 동거하는 2인 이상 청년 가구보다 1인 가구가 다차원적 빈곤 집단에 속할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이는 전통적으로 알려진 청년 1인 가구의 취약성이 다차원적 빈곤의 맥락에서는 오히려 가려질 수 있음을 보여준다. 경제적으로 독립할 준비가 되었을 때 부모 가구에서 독립하는 한국의 사회문화적 맥락을 고려할 때, 1인 가구 청년은 자립준비 정도가 낮은 부모 동거가구 청년보다 다차원 빈곤 위험이 낮게 측정될 수 있다. 또 다른 한편으로 이는 한국복지패널자료의 특성이 반영된 결과일 수 있다. 한국복지패널자료는 저소득 가구를 과대표집한 가구단위 패널조사자료로 저소득 가구의 자녀인 청년이 독립을 미루고 부모와 동거하는 사례로 인해, 부모동거 가구가 빈곤을 낮추는 것이 아니라 빈곤위험을 높이는 형태로 경제적 상태에 귀속되는 경향이 다른 경우보다 더 크게 나타날 수 있다.

경제활동 상태의 경우, 실업, 비정규직, 비재학 미취업자 순으로 다차원적 빈곤 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났는데, 2010년보다 2019년에 실업 청년이 다차원 빈곤 집단에 속할 가능성이 더 커졌다. 경제활동 상태는 노동 차원, 교육·역량 차원 빈곤과 중첩되므로 해석에 주의가 필요하다.

〈표 12〉 청년의 특성별 다차원 빈곤에 영향을 미치는 요인의 변화

구분		모형1(전체)		모형2(청년)		모형3(20대)		모형4(30대)	
		2010	2019	2010	2019	2010년	2019년	2010년	2019년
성별	여성	0.046***	0.070***	0.032#	0.051*	0.024	0.065*	0.056#	0.001
연령 (노인)	10대	-0.074	-0.097						
	20대	-0.103***	-0.080**	0.008	-0.059*				
	30대	-0.078***	0.015						
	중장년	-0.047***	-0.013						
교육수준 (4년제)	고등학교 졸업 이하	0.145***	0.105***	0.141***	0.101***	0.153***	-0.001	0.130***	0.189***
	전문대학 졸업	0.100***	0.037*	0.086***	0.026	0.120***	-0.017	0.062**	0.052
	대학원 재학이상	0.030	-0.014	0.018	-0.021	0.01	0.016	0.015	-0.03
거주지역 (읍면동)	대도시	-0.014	0.009	-0.004	0.058#	0.036	0.057	-0.056	0.072
	중소도시	-0.002	0.02	0.001	0.081*	0.046	0.085	-0.051	0.083*
혼인상태	기혼	-0.003	-0.03	0.028	-0.006	0.042	-0.011	0.038	-0.012
가구유형 (부모동거)	1인 가구	0.000	-0.049**	-0.076**	-0.142***	-0.120**	-0.166***	-0.025	-0.136*
	2인 이상 부모 비동거	-0.090***	-0.122***	-0.069**	-0.054#	-0.069	-0.03	-0.088*	-0.035
주거 점유형태 (자가)	전세	0.116***	0.071***	0.087***	0.059*	0.095**	0.081*	0.076***	0.059#
	월세	0.243***	0.181***	0.201***	0.158***	0.235***	0.139***	0.168***	0.176***
경제 활동상태 (정규직)	비정규직	0.295***	0.214***	0.281***	0.234***	0.292***	0.260***	0.271***	0.217***
	실업	0.673***	0.773***	0.663***	0.803***	0.611***	0.896***	0.781***	0.715***
	재학	-0.038#	-0.026	-0.051*	-0.04	-0.041	0.006	-0.114***	0.000
	비재학·미취업	0.215***	0.174***	0.221***	0.145***	0.226***	0.119**	0.217***	0.195***
Cons		-0.019	-0.014	-0.102**	-0.061	-0.153**	-0.072	-0.047	-0.083
N		10,791	3,189	10,619	2,307	1,242	1,136	1,946	1,171

주 : #p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

### 5. 결론

본 연구는 청년의 다차원적 빈곤의 변화를 확인하기 위해 한국복지패널자료를 이용해 2010년과 2019년 19~39세 청년의 다차원적 빈곤율을 비교 분석하였다. 분석결과, 최근 청년의 다차원적 빈곤 위험이 높아진 것을 확인하였으며, 이는 노인집단과 전체 연령집단의 다차원적 빈곤율 혹은 빈곤 위험이 감소하는 경향을 보인 것과 대조적이다. 65세 이상 노인의 다차원 빈곤율은 39.8%에서 2019년 28.0%로 11.9%P 감소하였으며, 중장년도 9.8%P 감소하였다. 그러나 20대 청년이 다차원 빈곤율은 2010년 20.8%에서 2019년 17.5%로 3.3%P 감소하는 데 그쳤으며, 30대 청년의 다차원 빈곤율은 2010년 18.9%에서 19.1%로 소폭 증가하였다. 이러한 경향은 상대적 빈곤 위험 변화에서도 명확하게 확인되었다. 노인의 상대적 빈곤 위험은 2010년 1.5배에서 2019년 1.4배로 감소하였으나, 청년의 상대적 빈곤 위험은 증가하였다. 차원 빈곤율 상대적 빈곤 위험을 분석한 결과, 20대 청년은 과거보다 최근 주거, 경제, 교육역량 차원 빈곤율이 증가하였으며, 30대 청년은 사회적 자본과 건강의 상대적 빈곤 위험이 높아진 것을 확인하였다. 이와 더불어 청년의 특성별 다차원 빈곤 변화를 확인한 결과, 고등학교 졸업 이하의 저학력, 여성, 실업 등과 같은 전통적 빈곤 위험집단 외에도 30대, 부모와 동거하는 청년의 빈곤 위험이 크게 증가한 것을 확인하였다. 본 연구는

전통적 빈곤 연구의 관점에서 소득 빈곤이라는 단일한 빈곤 지표를 적용할 때보다 청년이 이행기에 경험하는 다차원적 삶의 영역에서 나타나는 결핍과 박탈의 실태를 파악하고, 코로나19로 인해 청년의 이행기 사회적 위험이 가중될 우려가 큰 상황에서 청년층의 빈곤 위험을 실증자료를 이용해 분석하였다는 점에서 의미가 있다.

이상의 결과를 고려할 때, 향후 이행기 청년을 위한 정책 추진에 있어서 다음과 같은 점을 고려할 필요가 있다. 첫째, 청년의 이행기 특성을 고려한 정책지원이 필요하다. 본 연구의 분석결과, 연령, 노동시장 이행 상태, 주거독립 여부에 따라 다차원 빈곤 위험이 다르게 나타났다. 이는 다양한 사회적 과업을 수행하는 청년의 특성이 반영된 결과이다. 생애주기 관점에서 연령별 이행기 변화와 정책 욕구를 진단하여, 청년의 빈곤 위험을 선제적으로 예방할 필요가 있다. 둘째, 청년층의 내적 이질성을 고려한 맞춤형 전략이 필요하다. 청년은 1인 가구와 부모동거 가구, 그리고 청년은 연령과 교육수준, 성별에 따라 빈곤 차원과 다차원 빈곤 위험이 다른 것으로 확인되었다. 셋째, 다른 연령대보다 청년이 취약한 비경제적 차원의 결핍을 완화하기 위한 집중지원이 필요하다. 본 연구의 결과, 청년은 전통적 빈곤인 소득 빈곤 이외에 청년 사회적 과업과 직결된 차원의 빈곤에 더 취약할 수 있음을 확인하였다. 이에 더해 청년이 속한 가구를 기준으로 빈곤 청년을 식별하는 것이 아니라 개인의 특성을 기준으로 빈곤을 식별하고, 이를 기반으로 청년의 정책 욕구를 진단하고 정책지원 전략을 수립할 필요성이 있다. 청년기본법 시행으로 청년정책이 명실상부 대표적인 사회정책으로 자리매김하고 있는 상황에서 이행기 청년의 삶의 최저선을 마련하여 보장해야 한다. 청년의 다차원적 빈곤 지표를 구축하고, 이에 대해 지속적이고 안정적인 조사와 공표가 이루어져야 할 것이다.

본 연구는 그러나 다음과 같은 점에서 한계가 있다. 첫째, 한국복지패널조사자료를 이용하여 청년층의 대표성을 확보하기 어려우므로 본 연구의 결과는 잠정적으로 해석할 필요가 있다. 한국복지패널조사는 저소득 가구를 과대표집하여, 저소득 가구 부모와 동거하는 성인 자녀인 청년 그리고 사회안전망에 의해 다양한 지원을 받는 가구의 청년 등이 다수 포함되어 있을 수 있다. 이에 더해 한국복지패널조사는 조사원이 가구를 직접 방문하여 가구주와 가구원을 조사하는 방식으로 이뤄지므로 청년의 실제 생활여건과 상태를 충분히 반영하기 어려울 수 있다. 일례로, 본 연구의 다차원 빈곤 지표 중 우울 증상 비율은 최근 이루어진 청년을 대상으로 한 온라인 자기기입식 조사의 결과보다 상당히 낮은 수준이었는데, 조사방식의 차이에서 비롯된 차이일 수 있다. 올해 첫 조사가 이루어지는 '서울청년패널조사', 청년기본법에 의해 내년 부터 시작되는 '(가칭)청년의 삶 실태조사' 등 청년을 대상으로 한 체계적인 조사데이터가 구축되면 청년의 다차원적 빈곤 실태를 보다 객관적으로 파악할 수 있을 것으로 예상된다. 둘째, 본 연구의 분석대상은 2010년과 2019년 2개 시점의 연령을 기준으로 한 청년층이다. 이 때문에 본 연구에는 1970~2001년생이 20대와 30대에 각기 다른 시점에 경험한 다차원적 빈곤 실태가 혼재되어 있다. 최근 논의가 확장되고 있는 MZ세대의 특성과 삶의 양태 변화 등을 고려할 때, 세대의 관점에서 청년의 다차원적 빈곤 실태와 변화를 파악할 필요성이 있다. 후속연구에서는 이를 고려한 연구 설계가 필요하다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 전통적으로 빈곤연구의 대상으로 여겨지지 않았던 청년을 대상으로 다차원적 삶의 영역에서 발생하는 자원과 기회의 결핍, 배제, 박탈을 실증자료를 이용하여 분석하였다는 점에서 의미를 갖는다. 후속연구에서는 개인을 기준으로 한 다차원적 빈곤의 종단적 변화와 세대간 청년기의 다차원 빈곤 위험 변화 등에 대해서도 심층적인 연구가 이루어질 필요가 있다.

<부록 1> 청년의 다차원적 빈곤 변화 : 지표 빈곤율

(단위: %)

영역	지표명	2010년				2019년			
		전체	계	청년		전체	계	청년	
				20대 (19~29세)	30대 (30~39세)			20대 (19~29세)	30대 (30~39세)
경제	소득 빈곤	12.9	4.9	5.8	4.1	14.7	5.9	7.5	4.3
	순자산 빈곤	56.0	59.1	53.2	64.2	60.4	66.4	61.6	70.9
	부채부담	3.5	3.7	3.6	3.8	1.4	1.4	2.0	0.9
교육·역량	니트(NEET)	32.3	25.2	20.6	29.1	31.1	23.7	25.0	22.6
	자율성	27.7	17.2	16.3	18.0	24.6	19.7	20.2	19.3
노동	실업	1.5	2.6	3.8	1.6	1.8	3.3	3.0	3.7
	고용안정(비정규)	34.5	26.8	29.5	24.6	32.5	25.1	24.9	25.2
주거	비적정주거	10.7	12.2	11.1	13.2	5.9	8.3	10.8	6.0
	최저주거기준	3.3	3.5	4.6	2.5	3.2	2.5	3.0	2.0
건강	자살 생각	1.9	2.0	1.9	2.1	1.6	1.3	1.2	1.4
	우울	10.8	6.3	6.8	5.9	8.5	6.6	6.1	7.2
	미충족 의료	1.3	1.1	1.6	0.7	0.3	0.3	0.1	0.4
사회적 자본	사회적 관계망	4.0	2.7	2.2	3.2	3.5	2.9	1.4	4.3
복지	식생활 결핍	5.8	3.8	4.8	2.9	1.6	1.0	0.9	1.0
	주관적 행복	7.8	5.3	5.4	5.3	4.4	2.7	2.1	3.2

<부록 2> 연령대별 조정 다차원 빈곤율 및 상대적 빈곤 위험 변화

(단위: %)

구분	조정 다차원 빈곤율		상대적 빈곤 위험		변화(B-A)	
	2010년(A)	2019년(B)	2010년(A)	2019년(B)	빈곤율	빈곤위험
20대	10.10	8.30	0.76	0.86	-1.80	0.08
30대	9.30	9.10	0.70	0.94	-0.20	0.24
중장년	14.30	9.00	1.08	0.93	-5.30	-0.15
노인	20.20	13.60	1.52	1.40	-6.60	-0.11
전체	13.30	9.70	1.00	1.00	-3.60	-

## 참고문헌

- 구교준·임재영·최슬기. 2017. 「2017, 무엇이 우리를 행복하게 하는가?」. 집문당.
- 권혁진·유호선. 2011. “청년층이 학교에서 고용으로의 이행 특성: 성, 학력별 이행과정 차이를 중심으로”. 「사회복지정책」. 38(1), 1-31.
- 김경혜·김준현·박은철. 2010. 「다차원적 빈곤 관점에서의 서울시 빈곤과 정책과제」. 서울연구원.
- 김기태. 2020. “청년의 식생활, 정신건강 및 정책 과제”. 보건복지포럼. 2020(6), 33-46.
- 김문길·김태완·임완섭·정은희·김재호·안주영·김성아·이주미·정희선·최준영. 2017. 「청년빈곤의 다차원적 특성분석과 정책대응 방안」. 한국보건사회연구원.
- 김수정. 2010. “청년층의 빈곤과 이행의 곤란”. 「사회보장연구」. 26(3), 49-72.
- 김태완·김문길·정진욱·강성호·윤상용·이주미·정희선, 2012, 「청년층 근로빈곤 실태 및 지원방안 연구」, 한국보건사회연구원.
- 김태완·최준영. 2017. “청년의 빈곤 실태: 청년, 누가 가난한가?”. 보건복지포럼. 2017(2), 6-19
- 남재량·이철인·전영준·우석진. 2011. 「청년층 노동시장 진입 및 정착방안 연구」. 한국노동연구원.
- 노혜진. 2018. “청년 1인가구의 사회적 관계”. 「보건사회연구」. 38(2), 71-102.
- 박미희·홍백의. 2014. “청년층의 노동시장 이행 유형과 그 결정요인”. 「사회복지정책」. 41(4), 21-49.
- 반정호. 2010. “청년고용과 소득불평등”. 노동리뷰. 53-64.
- 방하남·김기현. 2001. “변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조”. 「한국사회학」, 35(3), 1-30.
- 변금선. 2012. “청년층의 근로빈곤 요인에 관한 연구: 고용불안정과 고용상태가 빈곤이행에 미치는 영향을 중심으로”. 「한국사회복지학」. 64(3), 257-279.
- 변금선. 2018. “학교에서 노동시장으로 이행의 계층화: 1970-80년대 출생코호트의 청년기 노동계적 비교”. 「한국사회복지학」. 70(3), 113-137.
- 변금선·김기현·하형석·이용해. 2019. 「청년정책 체계성 강화 방안 연구」. 국무조정실국무총리비서실·한국청소년정책연구원.
- 변금선·김기현. 2019. “청년층의 삶의 질 격차에 관한 연구: 1988-1998년생 청년의 다중격차 실태 분석”, 한국사회복지정책학회 춘계학술대회자료집, 2019, 527-554.
- 변금선. 2020. 이행기 청년, 어떻게 연구할 것인가?, 김선기 편(2020). 「청년학개론, 청년 연구자 되기」. 서울특별시·신촌문화정치그룹.
- 변금선·김승연·박민진·이혜림. 「2025 서울시 청년정책 비전과 전략」. 서울연구원.
- 변금선·이혜림. 2021. 「서울시 청년의 다차원적 빈곤 실태에 관한 연구(발행예정)」. 서울연구원.

- 서병수·권종희. 2013. 한국 다차원 빈곤의 중단분석: 차원계수방식에 의한 실현능력접근. 「사회보장연구」, 29(3), 195-224.
- 서울시. 2020. 「2020 서울청년실태조사」. 서울특별시.
- 여유진·김수정·구인화·김계연. 2007. 「교육불평등과 빈곤의 대물림」. 한국보건사회연구원.
- 이병희·장지연·윤자영·성재민·안선영. 2010. 「우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태」. 한국노동연구원·한국청소년정책연구원.
- 이세미·이지연. 2016. “청년의 부채부담이 삶의 만족도에 미치는 영향: 소비의 매개효과를 중심으로”. 한국복지패널 학술대회 논문집. 9, 285-299.
- 이승윤·백승호·김미경·김윤영. 2017. “한국 청년노동시장의 불안정성 분석”. 「비관사회정책」. (54), 487-521.
- 이용호·김민수·장지현. 2021. “세대 간 사회적 배제의 실태와 격차에 관한 연구 -밀레니얼세대와 베이비부머세대를 중심으로-”. 「사회복지정책」, 48(2), 37-70.
- 이주미·김태완, 2016. “다차원 빈곤개념을 통한 청년빈곤의 측정”. 한국사회복지정책학회 춘계학술대회. 한국사회복지정책학회.
- 이태진·김태완·정의철·최은영·임덕영·윤여선·최준영·우선희. 2016. 「청년빈곤해소를 위한 맞춤형 주거지원 정책방안」. 한국보건사회연구원
- 정민우·이나영. 2011. “청년 세대, ‘집’의 의미를 묻다: 고시원 주거 경험을 중심으로”. 「한국사회학」. 45(2), 130-175.
- 정세정. 2016. “청년근로자의 고용형태, 차별경험과 건강과의 관계에 관한 연구”. 「한국사회복지조사연구」. 51, 197-224.
- 최은영. 2014. “서울의 청년 주거문제와 주거복지 소요”. 「도시와 빈곤」. 107, 5-61.
- 최은영·정진선·이원호·강지영·김기태·이채운·김두겸·이강훈·구형모. 「비주택 주거실태 파악 및 제도개선 방안」. 국가인권위원회.
- Alkire, S., Roche, J. M., Ballon, P., Foster, J., Santos, M. E., & Seth, S., 2015. Multidimensional poverty measurement and analysis. Oxford University Press, USA.
- Atkinson, A. B. .2003. “Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches”, *Journal of Economic Inequality*, 1(1): 51 - 65.
- Balestra, C., 2018, *ASSET-BASED POVERTY: INSIGHTS FROM THE OECD WEALTH DISTRIBUTION DATABASE*, Social Situation Monitor Research Semina.
- Booth, C. (Ed.). 1889. *Labour and Life of the People*. (Vol. 1). Williams and Norgate.
- Byun, G. 2020. “Changes in household poverty among South Korean young adults: Decomposition analysis for 1995, 2006 and 2016”. *International Journal of Social Welfare*, 29(2), 179-191.
- Eurostat. 2020. 「Age of young people leaving their parental household」. <https://ec.europa.eu/eurostat/>
- ILO. 2020. *ILO Monitor: COVID-19 and the world of work*. Fourth edition Updated estimates and analysis. ILO.

- Kakwani, N., & Silber, J. (Eds.). 2008. *Many dimensions of poverty*. Springer.
- Lemmi, A. A., & Betti, G. (Eds.). 2006. *Fuzzy set approach to multidimensional poverty measurement (Vol. 3)*. Springer Science & Business Media.
- OECD. 2021. *OECD Employment Outlook 2021*. OECD.
- UNICEF. 2000. *2000 report Poverty Reduction Begins with Children*. UNICEF.
- Rowntree, B. S. 1902. *Poverty: A study of town life*. Macmillan.
- Townsend, P. 2005. "The struggle for independent statistics on poverty". In *Interpreting Official Statistics* (pp. 35-52). Routledge.
- Wagle, U. R. 2014. "The counting-based measurement of multidimensional poverty: The focus on economic resources, inner capabilities, and relational resources in the United States". *Social Indicators Research*, 115(1), 223-240.





# 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 1~15차 복지패널자료를 이용하여

한창근(성균관대학교), 맹성준(성균관대학교 박사과정)

본 연구는 베이비부머의 노년기 진입이 본격적으로 시작되고 있는 상황에서 베이비부머 가구주의 빈곤 탈출에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 규명하고자 한다. 본 연구문제를 규명하기 위해 한국복지패널 1-15차년도(2006-2020년)자료를 활용하여 총 1,262명을 분석대상으로 하였으며, 빈곤탈출의 발생여부와 빈곤탈출까지의 기간을 함께 고려하고자 생존분석의 일종인 콕스비례위험모델과 Kaplan-Meier 방법을 수행하였다. 분석결과 베이비부머 가구주의 종사상 지위, 가구의 자산, 가구 내 취업자가 빈곤탈출확률에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 베이비부머 가구주의 교육수준은 빈곤탈출확률에 부적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 연구자들은 상술한 연구결과를 바탕으로 베이비부머 세대의 빈곤탈출을 위한 정책적 제언을 제시하였다.

Keyword : 베이비부머, 빈곤탈출, 콕스비례위험모델, Kaplan-Meier 방법

## 제1절 서론

기대수명의 증가에 따른 인구의 고령화<sup>1)</sup>는 그동안 겪어 보지 못한 많은 새로운 것들을 경험하게 만들며 또 한편으로 사회 제반 분야에서 새로운 도전과제를 던져주기도 한다. 특히 길어진 노후에 대비해 은퇴 이후의 경제적 문제에 대한 준비는 예비 은퇴자들에게는 준비해야 하는 과제이고, 이미 은퇴를 한 은퇴자들에게는 당면한 생활의 문제로 다가온다(김병태, 2018). 따라서 은퇴 이후의 삶을 준비해오지 못한 고령층은 은퇴 후 빈곤의 늪에 빠질 가능성이 높다. 현재 우리나라 노인 빈곤율 지표<sup>2)</sup>를 살펴보면 상황은 심각하다. 시장소득 기준 은퇴연령층 66세 이상 노인인구의 상대적 빈곤율(중위소득 50% 기준) 추이를 살펴보면 2011년에는 47.8%에서 2019년 43.2%로 전반적으로 감소하였지만 여전히 높은 수준이다(통계청, 2020).

노인 빈곤율이 높은 수준으로 나타나는 원인을 분석해보면 산업화·도시화와 함께 가족주의 문화가 약해지면서 자녀로부터의 사적 부양이 점차 감소하고 있지만 이를 대체할 공적 노후소득보장제도<sup>3)</sup>는 아직 충분히 성숙하지 못한 것이 그 이유 중 하나일 것이다. 높은 노인빈곤율과 미흡한 사회보장제도에 대한 대책으로 정부는 기초연금급여의 인상, 국민기초생활보장제도의 부양의무자 기준 완화 등 노인 대상 소득보장 정책 확대 계획을 세우고 있지만 이러한 조치만으로 노인 빈곤 해소에 한계가 있는 것으로 평가된다(손병

1) 우리나라의 인구는 2017년부터 65세이상 인구가 15세미만 인구보다 많은 단계로 진입하였다. 1960년에는 65세이상 인구의 비중이 2.9%에 불과하던 것이 2020년에는 15.7%, 그리고 2067년에 이르러서는 46.5%수준에 도달할 것으로 전망된다. 저출산과 고령인구의 증가로 우리나라의 중위 연령 역시 매우 빠른 상승추세를 보이는데 1960년대 19세에 불과했으나, 2020년 43.7세로 높아졌고, 2067년에는 62.2세에 도달할 것으로 예측된다. 노년부양인구비도 살펴보면 1960년대는 5.3수준이었으나 2020년 21.7로 증가하였고, 2067년에는 102.4수준에 도달하여 생산연령인구 1명이 노인1명을 부양해야 하는 상황이 된다. 또한 고령화지수 역시 1960년 6.9, 2020년 129, 2067년 574.5로 급격한 증가추세를 나타낸다. 이러한 수치를 통해서 우리나라는 짧은 기간 동안 급격하게 고령화가 진행되고 있음을 알 수 있다(통계청, 2020).

돈, 이원진, 한경훈, 2019).

더욱이 소득 1분위 가구(소득수준 하위20%)의 고령인구에 베이비부머 세대<sup>2)</sup>가 2020년부터 본격적으로 편입되기 시작하면서 이들 세대의 '준비되지 않은 노후' 문제가 우리사회의 새로운 화두로 떠오르고 있다. 특히 중·고령층을 아우르는 우리 사회 최대 연령 집단인 베이비부머 세대 대부분이 전통적 가족부양체계의 와해, 인구고령화, 급변하는 노동시장의 변화 속에서 자녀양육과 부모부양에 전념하다가 자신들의 노후 준비는 하지 못한 채 노동시장에서 빠르게 퇴출되고 있다(강욱모, 김지훈, 2020). 베이비부머 세대 가구는 현재 노동시장에 진출해 있는 청·장년층인 에코세대<sup>3)</sup> 가구주와 비교하여 절대적 빈곤율은 3배 이상, 상대적 빈곤율은 2배 이상 높다는 것을 알 수 있다(김지훈, 강욱모, 2021). 또한 개인 뿐 아니라 국가적 수준에서도 이들을 위한 경제적 준비가 매우 부족한 상황이다. 국민연금수급자의 증가로 장기적인 재정불안이 가중되고 있는 가운데 베이비부머 세대가 완전히 은퇴하는 2025년에는 급여지출이 보험료 수입을 초과하기 시작하고, 2026년에는 재정수지 적자로 전환되어 2047년에는 기금이 고갈될 것이라는 최악의 예측을 내놓고 있는 상황이다(삼성경제연구소, 2010)

이를 통해 현재 우리나라 노년층의 대다수를 차지하고 있는 베이비부머 세대의 빈곤문제를 해결하지 않으면 우리 사회 전반의 노인문제가 더욱 악화될 수 있다는 것을 알 수 있다. 또한 이는 자녀 세대에 부양부담으로 작용하는 문제로 이어질 수 있기 때문에 베이비부머 세대의 빈곤문제는 노인빈곤문제의 주요 화두로 다루어야 할 이슈이다. 2020년부터 베이비부머 세대는 기업뿐 아니라 대부분의 노동시장에서 은퇴하기 시작한, 즉 베이비부머 세대가 본격적으로 노년기에 진입하였기 때문에 이와 관련된 연구는 필수적이라 할 수 있다. 이러한 상황에서 최근 2~3년 동안 베이비부머 세대의 빈곤문제에 대해 재조명 하면서 이에 대한 연구들이 이루어지고 있다.

이와 관련하여 한국복지패널 1-11차년도 자료를 활용하여 베이비부머 세대의 노동경력에 따른 빈곤위험을 분석한 연구(지은정, 2018), 베이비부머세대와 해방전쟁세대와의 비교분석을 통해 자산 및 소득빈곤 영향요인을 분석한 연구가 있다(이영라, 이숙중, 2018). 하지만 이 연구들은 베이비부머 세대가 본격적으로 노년기에 진입하기 전 예측 연구라는 점에서 이제는 본격적으로 베이비부머 세대가 노년기에 진입한 현재의 상황에서 노동시장에서의 지위와 빈곤과의 연구가 필요해 보인다. 이러한 측면에서 베이비부머세대와 그들의 자녀 세대인 에코세대와의 비교분석을 통해 빈곤 및 소득불평등 영향요인을 분석한 연구들이 이루어졌다(김지훈, 강욱모, 2021). 그렇지만 아직 베이비부머 세대의 빈곤문제에 관한 연구들이 양적측면에서나 질적측면에서 충분히 누적되지 못하여 실효성 있는 대책이 제시되지 못하고 있다.

또한 베이비부머 세대의 빈곤문제가 심각한 상황에서 빈곤율의 급증과 함께 고려되어야 할 것은 빈곤의 '동태적 양상(dynamics of poverty)'이다. 동일한 수치의 빈곤율을 가진 사회라 할지라도 빈곤층의 다수가 2년 미만의 일시적 빈곤을 경험한 후 빈곤을 탈출하는 이동성이 높은 경우가 있는 반면 이동성이 낮아 장기적 빈곤을 경험하는 경우가 있다. 후자와 같이 장기적인 현상으로 고착되는 경우 빈곤의 악영향을 더욱 커질 수 있다(구인회, 2005). 특히 베이비부머 세대처럼 은퇴 후 노년기에 빈곤에 진입할 경우 신체·심리·인지적 변화로 인해 직업군 선택에 제약이 있고, 자녀세대인 에코세대가 자립하는 시점이 늦어지는 현실 속에서 그 부담까지 떠안게 되어 빈곤상황에서의 탈출이 더욱 어렵게 된다. 다시 말해 빈곤이 장기화되어 빈곤에서 벗어나기 어려운 굴레가 된다. 특히 베이비부머 세대가 은퇴 후 임금수준이 낮은 비정규

2) 2020년부터 베이비부머 세대(1955년~1963년 출생)의 노년기 진입이 시작되었다. 베이비부머 세대는 6.25전쟁이 끝난 1955년부터 베트남 전쟁 참전 전까지인 1963년 사이에 태어난 사람들이며 이들은 우리나라 노령인구의 상당부분을 차지하는 세대이다.

3) 에코세대(1979~1993년 출생)는 베이비부머 세대의 자녀세대이다. 베이비부머 관련 연구들에서 이 에코세대들과의 비교연구가 포함되는 것은 베이비부머 세대의 현재가 에코세대의 미래의 모습이기 때문이다.

직 단순노무직으로 재취업하는 사례가 늘고 있다는 결과로 미루어보아(박영란 외, 2011), 낮은 고용의 질로 일하는 베이비부머 세대는 나이가 들수록 더 쉽게 빈곤층으로 전락할 수 있음을 알 수 있다. 한편 빈곤탈출과 관련하여 연령세대별로 빈곤의 진출입 결정요인에 대해 분석한 연구(김기승, 조용수, 2007), 가계 빈곤탈출요인에 대해 분석한 연구(윤정윤, 박나량, 2014)가 있으나 이는 베이비부머 세대를 중심으로 빈곤탈출 요인을 분석한 연구가 아니므로 한계가 있다.

따라서 본 연구는 베이비부머 세대의 노동시장은퇴와 더불어 본격적으로 노년기에 진입하기 시작한 현 시점에서 베이비부머 세대의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인에 대해 실증적으로 분석해보고자 한다.

## 제2절 이론적 배경

### 1. 베이비부머의 정의 및 특성

베이비붐(baby boom)은 어떤 시기에 출생하는 아이의 수가 폭증하는 현상으로, 이 시기에 태어난 출생 코호트를 베이비부머(baby boomer)라 부른다. 제2차 세계대전이 끝나면서 대부분의 선진국에서 출산율이 급증하고 출생아 수도 급증하는 베이비붐을 경험하였는데 이는 전쟁동안 별거하던 젊은 부부들이 재결합하거나 미루었던 결혼과 출산을 한꺼번에 하면서 출산율이 급증하였기 때문이다(통계청, 2012).

그렇기 때문에 서로 다른 역사적 사건을 겪은 각 나라의 상황에 따라 베이비부머의 연령대가 다르다. 미국은 합계출산율이 높았던 1946~1964년생을, 일본에서는 출생아수 기준으로 1947~1949년생을 제1차 베이비부머 세대(단카이세대), 1971~1974년생을 제2차 베이비부머 세대(에코세대)로 보고 있다. 우리나라의 경우는 출생아수를 기준으로 다른 연도에 비해 출생 코호트가 많이 나타나는 1955년~1963년생 까지를 1차 베이비부머 세대로, 가임여성수의 증가로 출생아수가 크게 늘어나는 1964~1974년생 까지를 2차 베이비부머 세대로 보고 있다(통계청, 2012). 작년 2020년을 기준으로 1차 베이비부머 세대가 노년기에 진입하였고, 이들의 은퇴와 국민연금 수령 등 노동시장 문제와 맞물려 특히 이들에 대한 관심이 높아지고 있다.

이렇듯 인구학적 관점에서 살펴볼 경우 베이비부머는 제2차 세계대전 이후 출산율이 급증하던 시기에 태어난 사람을 말한다. 반면 사회학적 관점의 베이비부머는 이전 세대와 역사적, 사회적, 문화적 측면(소비문화, 삶의 방식, 문화, 교육수준, 직업이력, 건강 등)에서 다른 집단, 즉 사회적으로 분류된 집단이다(Phillipson, 2007; Pruchno, 2012). 사회학적 관점에서 다시 살펴보면 우리나라 베이비부머 세대는 노년기의 기본적인 신체, 심리, 정서, 사회적 특성을 가지고 있으나 앞서 언급하였듯이 기존의 세대와는 다른 사회적, 역사적 경험을 하였기에 공통적으로 나타나는 그들만의 특성이 있다. 사회적 역할 측면에서는 산업화·선진화로 인해 다양한 제도 및 인프라의 혜택을 누렸으나 외환위기와 글로벌 금융위기 등 성장에 따른 진통을 경험하였고, 가족관계 측면에서는 부모 부양과 자녀 교육의 이중 부담을 지고 있고 자녀 결혼비용도 자신의 책임으로 인식하고 있다. 사회경제적 지위 의식에 대해 대다수가 중간층 이상이라고 인식하고 있고, 부동산 자산의 비율이 높은 편이며, 향후 소득수준의 감소를 예측하면서도 연금 이외에 노후준비가 부족한 상황이다. 사회적 활동을 위한 체력과 활력이 충분하다고 생각하며 경제적·실리적 혜택과 안정을 추구한다. 급속한 선진화와 문화적 풍요를 경험한 세대이지만 은퇴 후 소득 감소와 증대된 문화욕구 간의 차이로 인해서 갈등을 경험할 것으로 예상되는 특성을 가지고 있다(삼성경제연구소, 2010).

베이비부머 세대를 노후준비의 관점에서 부모부양과 자식부양에 치여 자신의 노후를 준비하지 못하고 ‘끼인 세대’라고 부르기도 하지만 다른 관점에서는 ‘중간 세대’라는 별칭으로 특성을 구분 짓기도 한다, 중

간 세대로서의 그들의 특성을 정리하자면 빈곤과 풍요를 모두 경험한 중간 세대, 전통적 가족가치와 근대적 개인주의 가치를 모두 경험한 중간 세대, 민주화의 전후를 모두 경험한 중간 세대라고 볼 수 있다(차성란, 2012).

앞서 언급하였듯이 한국 베이비부머 세대의 만형격인 1955년생들이 2010년 기업의 일반적 정년연령인 55세에 도달하면서 '베이비부머 세대 대량은퇴의 시대'가 개막되었다. 10년에 걸쳐 기업의 근로현장을 떠나는 이른바 '쌀물 은퇴'가 시작된 것이다. 베이비부머 세대는 인구 쓰나미와 같은 역할을 수행하여 베이비부머 세대가 젊은 층이었을 때는 우리 인구에서 생산인구 비중이 월등히 높았다가, 이들이 노년층이 되면 생산인구 비중이 급격히 감소하면서 이 베이비부머 세대 노년인구가 전체 인구의 중심세력으로 전환되었다(김용하, 임성은, 2011). 베이비부머 세대가 동시에 노동시장을 떠나게 됨에 따라 이로 인한 경제·사회적 과급효과에 대한 우려가 고조되고 있다. 생산현장에서 노동력이 감소하고, 자산시장의 수급불균형으로 인해 자산 가격의 하락 압력이 확대되고, 사회복지비용을 증대시켜 국가 재정을 압박할 가능성이 크다는 예측들이 있다(삼성경제연구소, 2010).

이렇게 본격적으로 베이비부머 세대가 노년인구에 진입하기 전 베이비부머 세대에 대한 낙관적인 시각이 많았다. 베이비부머 세대는 이전세대보다 고등교육과 경제성장의 혜택으로 직업적 성취도가 높고 전문·관리직의 비율이 높아서 경제적으로 안정되었을 것이라는 기대가 컸던 것이 사실이다. 그러나 한편에선 베이비부머 세대가 노년기에 진입하면 안정된 노동시장경력을 바탕으로 축적한 자산과 사회보장제도의 발달에 힘입어 높은 노인 빈곤율이 낮아질 것이라는 기대는 결국 희망에 그칠 것이라는 부정적인 의견도 있었다(지은정, 2018). 따라서 우리사회가 베이비부머 세대의 본격적인 은퇴 전에 이들에 대한 차별화된 노후정책을 준비해야 할 것이라는 우려의 목소리가 많았지만, 준비되지 않은 채 이러한 우려는 현재 부정적인 현실로 다가오고 있다.

게다가 평균수명은 세계평균보다 더 높아 은퇴 후 노년기 기간이 늘어나고 있다. 2020년 기준 베이비부머 세대에 해당하는 55-59세의 기대수명은 27.44년, 60-64세의 기대수명은 23.12명으로 현재 베이비부머 세대는 앞으로 평균 25년간의 노년기에 대한 경제적 준비가 필요할 것으로 보인다(통계청, 2017). 국민연금, 퇴직연금 등 공적·사적 노후소득보장제도가 모두 미흡한 상태에서 퇴직 후 25년의 노후생활을 대비해야 하는 상황에 놓여 있다. 고령층의 재취업률이 높기는 하나 대부분 고용이 불안정하고, 임금수준이 낮은 비정규직 일자리어서 재취업기간동안에도 노후생활을 안정적으로 영위해나가기에는 어려움이 있는 것이 현실이다(방하남 외, 2010).

우리나라 베이비부머 세대는 빈곤했던 유년기를 거쳐 지나 산업화, 민주화, 외환위기, 글로벌 금융위기 등 급격한 경제, 사회 변화 속에서도 국가와 자신의 발전을 위해 끊임없이 노력했던 성장 동력 세대, 가계 경제의 주된 수입원으로 부모와 지식을 모두 부양해야 하는 버팀목 역할을 하였으나 정작 본인을 위한 노후준비에는 소홀, 불안한 노후를 극복하기 위해 정년퇴직 후에도 활발한 경제활동에 대한 요구가 높으며 국가의 정책적 지원을 기대하는 세대이다(통계청, 2010). 따라서 이들을 빈곤의 늪에서 빠져나오게 하기 위한 연구가 이루어지고 실효성이 있는 대책이 강구되어야 할 것이다.

## 2. 베이비부머 세대의 빈곤에 관한 선행연구

2010년 전후는 베이비부머 세대가 만55세에 진입하면서 기업 정년퇴직의 연령에 이른 때이므로 이 시기부터 베이비부머 세대의 은퇴와 노후문제들에 대한 선행연구가 존재했다. 선행연구들에서는 베이비부머

세대의 근로생애를 분석하거나, 베이비부머 세대의 은퇴대비를 위한 정책방향을 제시하고 있다(나일주, 임찬영, 박소화, 2008; 한국노동연구원, 2010; 김기현, 2011). 베이비부머 세대의 노후 준비에 관한 연구는 경제적 상태와 관련하여 우리나라 베이비부머세대의 자산보유현황을 분석한 연구(남상호, 2011), 베이비부머 세대의 소득 및 자산 결합분포 특성을 살펴본 연구(김민정, 2016), 베이비부머와 전(前)베이비부머의 재무적 노후준비에 관한 연구(박창제, 2014), 베이비부머 세대의 노후소득에서 1,2차 베이비부머 간 은퇴 시 자산 적정성을 비교한 연구(최장훈, 이태열, 김미화, 2017), 베이비부머 은퇴에 따른 재무행동 변화와 자산선택 결정요인 연구(백은영, 2017)들이 이루어졌다.

또한 노년기의 빈곤문제와 빈곤상황에서의 진출입경험에 주목하여 분석한 연구(김기승, 조용수, 2007)가 있는데, 베이비부머 세대만을 대상으로 분석한 연구는 아니지만 노년기 빈곤문제를 통해서 베이비부머 세대의 빈곤진출입 요인을 살펴볼 수 있어 유용한 연구이다. 10여 년 전 연구이므로 베이비부머 세대가 40, 50대일 경우의 연구결과를 살펴보면 함의를 도출해 낼 수 있고, 60대의 경우에도 향후 노년기 빈곤상황을 예측해 볼 수 있다. 40대 가구주 세대의 경우 가구주의 학력이 높고, 배우자가 있는 경우, 취업상태인 경우 빈곤 진입 위험성이 낮아지고, 50대 가구주 세대의 경우 가구 내 취업자 수가 많고 가구주의 학력수준이 높을 경우 빈곤 진입 위험성이 낮아지는 것으로 분석되었다. 60대 이상 가구주 세대의 경우 연령이 많아질수록 빈곤 진입 위험성이 높아졌고, 가구 내 취업자 수가 많고 가구주의 학력이 높을 경우 취업상태에 있을 경우 빈곤진입 위험성이 낮아지는 것으로 나타났다. 40대 가구주 세대의 경우 연령이 많아질수록 빈곤탈출확률은 낮아지고, 가구 내 취업자 수가 많을수록 빈곤탈출확률이 높아지는 것을 알 수 있었다. 50대 가구주 세대의 경우 가구 내 취업자 수가 많은 수록 빈곤탈출 확률이 높아졌으며, 60대 이상 가구주 세대의 경우는 연령이 많아질수록 빈곤탈출 확률은 낮아지고, 가구 내 취업자 수가 많을수록 취업상태에 있을 경우 빈곤탈출 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

그리고 최근 들어 베이비부머 세대의 쉼물 은퇴가 본격화되면서 이들을 둘러싼 경제적 문제가 화두가 되고 있다. 이와 관련한 연구들을 시기별로 나누어 보면 베이비부머 세대가 본격적으로 노년기에 진입해 은퇴하는 시기가 몰려있는 작년 2020년을 전후로 해서 분류해 볼 수 있다. 베이비부머 세대를 그전 세대인 해방전쟁세대(1945~1954년 출생)와 비교하여 자산빈곤과 소득빈곤의 영향 요인을 살펴본 연구에 따르면 베이비부머 세대의 경우 해방전쟁세대에 비해 자산빈곤율이 높으며, 고령화에 따라 소득창출의 어려움이 증가하고 있어 소득빈곤 역시 증가할 가능성이 높다고 분석하였다. 따라서 베이비부머 세대 빈곤층의 노후정책에 있어서 소득대책 뿐 아니라 자산빈곤을 해결하기 위한 대안도 필요하다고 보고 있다. 좀 더 구체적으로 살펴보면 베이비부머 세대의 소득빈곤 결정요인은 가구주의 연령, 가구주의 경제활동상태, 부양가족수, 개인의 장애여부, 교육수준, 근로능력, 총 가구원수로 나타났고, 자산빈곤 결정요인은 가구주의 성별, 가구주의 경제활동 상태, 가구주의 교육수준, 배우자유무, 건강상태, 개인의 경제활동 상태로 나타났다(이영라, 이숙중, 2018).

다른 한편에선 베이비부머 세대와 그들의 자녀 세대인 에코세대와의 비교분석을 통해 빈곤 및 소득불평등을 분석한 연구들이 이루어졌다(김지훈, 강욱모, 2021). 주목할 만한 연구결과들을 살펴보면 우선 절대적 빈곤율 측면에서 베이비부머세대가 에코세대 보다 3배 이상, 상대적 빈곤율 측면에서도 2배에 가깝게 빈곤율이 높음을 알 수 있었다. 또한 자영업자, 상용직 근로자, 비활동경제인구 집단이 이들 세대 가구주의 소득불평등에 직접적으로 기여하고 있음을 알 수 있었는데, 이를 통해서 구성 집단별 특화된 정책이 마련될 필요가 있음을 알 수 있다. 이와 비슷한 맥락에서 베이비부머 세대를 소득, 교육, 건강의 차원에서 다른 세대와 세대내 불평등 정도가 어떻게 다른지를 분석한 연구가 있는데 이를 통해 소득차원에서 다른 세

대에 비해 불평등도가 높다는 것을 알 수 있다. 이 연구에서 가장 중요한 분석적 함의는 베이비부머 세대가 전후 세대에 비해 상대적으로 혜택 받은 세대라는 통념이 분석결과를 통해 지지되지 못한다는 것이다(정해식, 김수완, 안상훈, 2014).

베이비부머 세대의 노동경력을 중심으로 빈곤 결정요인을 분석한 연구에서는 근로기간이 길수록 베이비부머의 빈곤경험 확률이 낮게 나타났다. 10여 년간 미취업상태인 경우 빈곤위험은 약60%로 높지만, 10여 년간 취업상태인 경우 빈곤위험은 약6%로 10배가량 낮아졌다. 베이비부머의 빈곤위험이 낮을 것이라는 기대는 고용단절 없이 안정적으로 일을 지속한 계층에 한정되고, 노동경력에 따라 빈곤위험이 크게 다른 것을 알 수 있다. 생애 첫 종사장의 지위가 비임금 근로자인 베이비부머에 비해 정규직으로 일을 시작한 경우 빈곤확률이 평균 7.6%로 낮게 나타났다. 첫 직장의 안정성은 소득, 교육훈련에 대한 투자, 승진 등에도 영향을 미치는데 정규직은 고용안정성을 기반으로 고령에도 빈곤위험이 낮지만, 임시일용직이나 비임금근로자로 시작한 베이비부머는 60세를 전후한 시점에 빈곤위험에 빠질 확률이 높아진다. 다음으로 가구 내 근로자수가 많을수록 빈곤경험 확률이 낮아지는 것을 알 수 있었는데 가구 내 근로자가 2명이하인 베이비부머에 비해 3명이상인 베이비부머의 빈곤경험 확률이 평균 19% 낮게 나타났다. 베이비부머가 노년기에 진입한 후 성인자녀가 독립하면 가구 소득이 감소하여 빈곤위험확률이 높아질 수 있음을 말해준다(지은정, 2018).

이외에도 남성베이비부머에 비해 여성베이비부머의 빈곤확률이 평균 12%정도 높고, 유배우자의 빈곤경험 확률이 무배우자보다 21% 낮게 나타났다. 배우자의 유무는 다른 연구에서도 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 빈곤경험 확률이 낮아진다고 보고하고 있다(이영라, 이숙중, 2018).

여기서 특히 주목할 대목은 연령 변수인데 많은 연구들에서도 밝혔듯이 고령노인이 좀 더 경제적으로 취약하고 빈곤할 가능성이 크다는 것이다(최현수 등, 2016; 손병돈 외, 2018). 따라서 점점 고령화되고 있는 베이비부머 세대는 빈곤에 한번 진입하면 빈곤상황에서 탈출하기 어렵다는 것을 예측해 볼 수 있다. 또한 가구 내 취업자 수도 중요한 변수인데 성인 자녀와의 동거감소가 노인빈곤증가의 원인이라고 분석하는 견해들도 있는데(박경숙, 김미선, 2016), 이는 공적 노후소득보장제도가 미흡한 우리나라의 노인들이 자녀로부터의 사적부양에 의존해왔던 예전의 경향성을 반영한 것이다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료 및 표본

본 연구에서는 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위해 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study)의 1차년도(2006년)부터 15차년도(2020년)까지 총 15년간의 조사자료를 활용하였다. 특히 본 연구의 목적을 달성하고자 1차년도 가구주 및 가구원 데이터를 결합하였고, 2-15차년도 가구주 데이터를 결합하여 활용하였다. 한국복지패널은 국내의 패널조사 중 규모가 큰 편에 속하고 전국적인 대표성을 지니고 있다. 또한 한국복지패널은 소득, 자산, 가계부채와 같은 가구의 경제적 상황을 살펴볼 수 있는 변수와 더불어 종사상 지위, 건강상태 등 개인적 요인 등을 비롯한 다양한 요인들을 측정하고 있다는 장점이 있다. 특히 한국복지패널은 조사자료가 오랫동안 축적되어 본 연구의 분석대상인 베이비부머가 인생의 전성기라 간주되는 장년기시절을 비롯하여 노년기에 진입하기 시작한 2020년도 자료를 포함하고 있어, 생애주기 변화에 따른 베이비부머의 경험을 살펴볼 수 있을 것이라 예상되어 본 연구에

적합하다고 판단했다. 한국복지패널의 1차년도(2006년)에서는 총 7,072 가구, 1955년부터 1963년 사이에 출생한 베이비부머 가구주는 1,316 가구가 조사되었으며, 본 연구에서 활용하는 변수에 결측이 있는 사례를 제외하고 총 1,262 가구를 분석대상으로 하였다.

본 연구에서의 주요 연구문제 베이비부머 가구주의 빈곤탈출까지 소요되는 기간과 이에 영향을 미치는 요인을 파악하는 것이기 때문에 연구문제에 적합한 분석방법인 생존분석(survival analysis)을 활용하였다(채구묵, 2018: 76-79). 생존분석을 활용하기 위해서는 중도절단(censored)된 자료를 어떻게 처리하는지가 중요한 이슈이다. 생존분석에서의 중도절단된 자료는 크게 우측절단(right censored)자료와 좌측절단(left censored)자료로 나뉜다. 우선 우측절단자료는 표본이 중도포기, 사망 등 다양한 이유로 표본이 탈락하거나, 연구자의 관찰이 종료되는 시점까지 특정사건(event)이 발생하지 않는 경우를 의미한다. 생명표 분석을 사용하는 경우에는 우측절단자료를 분석대상에 포함하는지 여부가 문제가 될 수 있지만, Kaplan-Meier 방법의 경우에는 문제가 되지 않기 때문에 본 연구에서는 우측절단자료를 분석대상에 포함한다. 반면 좌측절단자료는 관찰을 시작하기 이전 시점부터 사건이 발생하여 발생 시점을 파악할 수 없는 사례를 의미한다. 일반적으로 생존분석에서는 좌측절단자료는 분석대상에서 제외한다. 하지만 빈곤 연구에서는 좌측절단자료를 분석대상에서 포함하기도 하는데 이는 좌측절단의 사례들은 지속적인 빈곤을 경험하고 있을 가능성이 높기 때문이다. 따라서 이들을 분석대상에서 제외하게 되면 분석대상 선정에 편의(bias)가 발생할 수 있기에(Iceland, 1997), 본 연구에서는 좌측절단자료 역시 분석대상에 포함하였다. 또한 빈곤에서 탈출하였더라도 빈곤으로의 재진입과 재탈출이 매우 활발하게 발생한다는 선행연구들(홍경준, 2004; 김교성, 노혜진, 2009; Stevens, 1994; Mood, 2015)의 지적에 따라 위와 같은 사례들을 분석대상에 포함하였다.

## 2. 변수의 정의 및 측정

### (1) 종속변수 : 빈곤탈출 상태로의 이행 확률

본 연구에서의 종속변수는 빈곤에서 탈출할 확률(hazard ratio)이다. 따라서 빈곤에서 탈출은 사건의 발생여부인 빈곤 탈출여부와 이행기간인 빈곤탈출까지 소요된 시간(빈곤기간)을 고려해야 된다. 이를 위해 빈곤 여부는 OECD의 상대적 빈곤선을 활용하여 가구 경상소득의 60%를 기준으로 측정하였다. 또한 가구의 규모와 같은 가구의 상이한 특성을 고려하고자 OECD의 가구균등화를 적용하였다. 따라서 빈곤 탈출여부의 경우 매년 마다 가구주가 빈곤에 진입했는지를 파악하였다. 또한 이행기간을 살펴보고자 빈곤 진입시점에서부터 빈곤에서 탈출한 시점까지의 기간은 연 단위로 계산하였으며, 조사종료시점(15차년도)까지 빈곤에서 탈출하지 못하였거나 우측절단된 사례를 구분하고자 더미변수를 변수를 생성하여 분석에 활용하였다.

### (2) 독립변수

본 연구에서 독립변수는 기존 선행연구에서(김교성, 2007; 김기승, 조용수, 2007; 윤정운, 박나랑, 2014; 이영라, 이숙중, 2018; 지은정, 2018; 김지훈, 강욱모, 2021) 빈곤 및 빈곤탈출에 영향을 미치는 것으로 보고된 변수들 중 성별, 연령, 교육수준, 종사상 지위, 건강상태, 배우자 유무, 가구 내 취업자 수, 우울 수준, 총자산, 가처분소득 대비 가계부채비를 선정하였다. 우선 성별의 경우 '0=여성, 1=남성'로 더미처리하였으

며, 연령의 경우 한국복지패널은 생년월일을 조사하였기 때문에, '2006 - 출생년도'를 통해 연령변수를 생성하였다. 교육수준은 빈도를 고려하여 '1=무학, 초등학교, 중학교, 2=고등학교, 3=전문대학, 대학교, 대학원(석사, 박사)'으로 재구성하였으며, 건강상태의 경우 '1=매우 안좋다 ~ 5=매우 건강하다'로 측정하였다. 배우자 유무의 경우 '0=없음, 1=있음'으로 더미처리하였으며, 가구 내 취업자 수는 베이비부머 가구주를 제외한 가구 내 취업자 수로 연속변수로 측정되었다. 우울 수준의 경우 임상에서 흔히 활용되는 척도인 'CESD-11' 측정되어 총 11문항으로 구성되었으며 4점 척도로 측정되었다. 복지패널 유저가이드의 변수활용에 따라 역채점 문항을 고려하여 총 11문항을 합산한 값을 사용하였으며 점수가 높을수록 우울 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .896으로 신뢰할 수 있는 수준인 것으로 나타났다. 총자산의 경우 부동산 자산, 금융자산, 기타자산 등의 세부항목을 합하였으며, 자산 변수에서 흔히 발생하는 높은 왜도와 첨도 등 분포의 특성을 고려하여 총자산액을 자연로그(log) 함수로 변환하였다. 가계부채의 경우 총액보다는 가구가 경험하는 가계부채의 채무상환 부담(건전성)을 살펴보는 것이 더욱 중요하기 때문에 자산과 소득을 고려한 결합분포를 살펴볼 필요가 있다(맹성준, 한창근, 2019). 이러한 측면에서 박정민, 박호준, 오욱찬(2017)의 연구와 같이 가계부채를 가처분소득 대비 가계부채비, 비우량부채비, 부채상환비로 세분화하여 접근하는 것이 타당하다. 하지만 본 연구에서는 자료의 한계로 가처분소득 대비 가계부채비를 활용하였으며, 박정민 외(2017)의 지적과 같이 변수의 분포가 편중되어 있어 '0=0-100% 이하, 1=100% 이상 - 200% 이하, 2=200% 이상 - 400% 이하, 3=400% 이상'으로 범주화하였다.

### 3. 분석방법

본 연구에서는 분석자료 및 표본에서 간략하게 기술한 것과 같이 가구주의 빈곤탈출이라는 특정사건의 발생여부와 빈곤탈출까지의 기간을 함께 고려하여 빈곤에서 탈출할 확률을 종속변수로 분석을 진행하기 때문에 이에 적합한 생존분석을 활용하였다. 따라서 선행연구들을 통해 빈곤탈출에 영향을 미칠 것으로 예상되는 독립변수들을 함께 투입하여 각 변수들이 빈곤탈출에 미치는 영향을 살펴보고자 콕스비례위험모델(Cox proportional hazard model)을 활용하였다. 콕스비례위험모델은 다중회귀분석이나 로지스틱회귀분석과 비슷하지만, 종속변수가 사건이 발생하기까지의 기간과 사건발생여부, 2개라는 점에서 차이가 있으며, 중도절단된 표본도 분석에 포함하여 추정할 수 있다는 특징이 있다(김양진, 2016; 채구묵, 2018). 다음으로 콕스비례위험모델을 통해 통계적으로 유의미한 것으로 나타난 독립변수들을 Kaplan-Meier 방법을 이용하여 빈곤탈출 시점에서 독립변수의 범주에 따른 빈곤탈출에 대한 위험률을 비교해보고자 한다.

## 제4절 연구결과

### 1. 기초통계분석

본 연구대상자들의 인구사회학적 특성과 분석에 투입한 변수들의 특성을 살펴보기 위해 빈도분석 및 기술통계분석을 실시하였고, 그 결과는 다음 <표 1>에 제시하였다. 연구대상자들이 인구사회학적 특성 중 성별은 남성이 1,038명(82.3%)으로 여성 224명(17.6%)에 비해 더 높게 나타났다. 연령의 최솟값은 42세, 최댓값은 50세로 나타났으며 평균은 45.779, 표준편차는 2.575로 확인되었다. 교육수준의 경우 고등학교 556명(44.1%)로 가장 높게 나타났으며, 무학, 초등학교, 중학교가 379명(30.0%), 전문대, 대학교, 대학원9석사,



박사)가 327명(25.9%) 순으로 나타났다. 종사상 지위의 경우 상용직 임금근로자가 375명(29.7%)로 가장 높게 나타났으며, 임시직·일용직, 자활근로, 공공근로 360명(28.5%), 고용주, 자영업자 342명(27.1%), 비경제활동자 185명(14.6%)로 나타났다. 건강상태의 경우 평균 3.677, 표준편차는 1.072로 확인되었으며, 배우자 유무의 경우 있음이 933명(73.9%)로 없음 329명(26.1%)에 비해 높게 나타났다. 가구 내 취업자 수의 경우 평균 .418, 표준편차는 .579로 확인되었으며 우울 수준의 경우 평균 5.853, 표준편차는 6.209로 나타났다. 자연로그를 취한 총자산의 경우 평균 8.394, 표준편차는 2.341로 나타났으며, 가처분소득 대비 가계부채비의 경우 0-100% 이하가 861명(68.2%)로 가장 높게 나타났으며, 100% 이상 - 200% 이하 185명(14.7%), 200% 이상 - 400% 이하 122명(9.7%), 400% 이상 94명(7.4%) 순으로 확인되었다. 콕스 비례위험모델에서의 종속변수중 하나인 본 연구에서 활용하는 조사자료의 마지막년도(15차년도)에서의 빈곤여부의 경우 빈곤 및 중도절단이 728명(57.7%)으로 비빈곤 534명(42.3%)보다 높게 나타났으며, 빈곤에 진입한 시점부터 빈곤탈출까지의 시점 혹은 중도절단된 시점까지의 빈곤기간의 평균은 6.840년으로 나타났다.

<표 1> 주요 변수들의 기초통계 (n=1,262)

구분	변수명	구분 혹은 범위	빈도(%) 또는 평균(SD)	
1차년도 당시 가구주 특성 독립변수	성별	여성	224(17.7%)	
		남성	1,038(82.3%)	
	연령	42 - 50	45.779(2.575)	
	교육수준	1(무학 - 중학교)	379(30.0%)	
		2(고등학교)	556(44.1%)	
		3(전문대 - 대학원(석·박사))	327(25.9%)	
	종사상 지위	1(비경제활동)	185(14.7%)	
		2(임시직·일용직, 자활근로, 공공근로)	360(28.5%)	
		3(고용주·자영업)	342(27.1%)	
		4(상용직)	375(29.7%)	
	건강상태	1=매우 안좋다 - 5=매우 건강하다	3.677(1.072)	
	배우자 유무	없음 있음	329(26.1%) 933(73.9%)	
	가구 내 취업자 수	0 - 3	.418(.579)	
	우울 수준	0 - 33	5.853(6.209)	
	ln(총자산)	0 - 16.12	8.394(2.341)	
	가처분소득 대비 가계부채비	0-100% 이하	861(68.2%)	
		100% 이상 - 200% 이하	185(14.7%)	
		200% 이상 - 400% 이하 400% 이상	122(9.7%) 94(7.4%)	
	종속변수	15차년도 조사에서의 빈곤 여부	0=비빈곤 1=빈곤 및 중도절단	534(42.3%) 728(57.7%)
		빈곤기간(연)	0 - 15	6.840(5.650)

## 2. 베이비부머 가구주의 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인: 콕스비례위험모형

콕스비례위험모형의 분석결과는 다음 <표 x>와 같다. 우선 모형의 적합도를 살펴보면 독립변수가 하나도 없는 기저모형의 -2Log Likelihood는 7376.553(p<.001)로 나타나 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었고, 독립변수가 모두 투입된 분석모형의 -2Log Likelihood는 7316.677(p<.001)로 나타났다. 콕스비례위험모형에서는 -2Log Likelihood 값이 낮을수록 모형의 적합도가 좋기 때문에(채구묵, 2018), 분석모형은 분석에 문제가 없는 것으로 나타났다.

독립변수들이 종속변수에 미치는 영향에 대해 살펴보면, 교육수준, 종사상 지위, 가구 내 취업자 수, 총 자산이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 우선 교육수준이 높을수록 빈곤을 탈출할 확률이 낮아지는 것으로 나타났는데, 교육수준이 1수준 높아질수록 빈곤탈출위험률이 0.849배 감소한다. 반면 종사상 지위의 경우 기준집단인 비경제활동자에 비해 상용직 근로자의 빈곤탈출위험률이 1.585배 증가하는 것으로 나타나 상용직 근로자가 비경제활동자보다 빈곤탈출이 높은 것으로 나타났다. 또한 가구 내 취업자 수 역시 빈곤탈출을 높이는 것으로 나타났는데, 가구 내 취업자 수가 1명 증가할수록 빈곤탈출위험률이 1.210배 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 총자산(log) 역시 빈곤탈출을 높이는 것으로 나타났는데, 총자산이 1로그포인트 높을수록 빈곤탈출위험률이 1.066배 증가하는 것으로 나타났다.

반면 성별, 연령, 비경제활동을 기준으로 상용직인 경우를 제외한 임시직·일용직·자활근로·공공근로 및 고용주·자영업인 경우, 건강상태, 배우자 유무, 우울 수준, 가처분소득 대비 가계부채비는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 확인되었다.

<표 2> 빈곤 진입 후 빈곤탈출 기간에 대한 생존분석 (n=1,262)

변수명		계수(B)	S.E	Hazard ratio	
독 립 변 수	성별(ref. 여성)	.154	.165	1.166	
	연령	-.011	.018	.989	
	교육수준	-.164	.066	.849*	
	종사상 지위 (ref. 비경제활동)	임시직·일용직·자활근로·공공근로	.211	.174	1.235
		고용주·자영업	.289	.162	1.335
		상용직	.461	.173	1.585**
	건강상태	.069	.050	1.072	
	배우자 유무(ref.없음)	.043	.152	1.044	
	가구 내 취업자 수	.190	.075	1.210*	
	우울 수준	-.007	.009	.993	
	ln(총자산)	.064	.026	1.066*	
	가처분소득 대비 가계부채비 (ref. 0-100%)	100-200%	.074	.121	1.077
		200-400%	-.052	.154	.949
		400% 이상	-.077	.183	.926
기저모형	-2Log L		7376.553***		
분석모형	-2Log L		7316.677***		

\*p<.5, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

### 3. 베이비부머 가구주의 특성에 따른 빈곤탈출: Kaplan-Meier Curve

베이비부머 가구주의 특성에 따른 빈곤 탈출 양상에 대한 차이를 살펴보고자, 콕스비례위험모형을 통해 통계적으로 유의미한 독립변수들을 기반으로 다음 <그림 1>과 같이 베이비부머 가구주의 특성에 따라 Kaplan-Meier Curve를 도출하였다. 가로축은 시간(연)의 경과를 나타내며, 빈곤상태를 유지하고 있는 사례들의 비율을 나타낸다. 모든 그래프에서 시간의 경과함에 따라 빈곤을 탈출한 사례들이 발생하면서 빈곤을 유지하고 있는 사례의 비율이 점차 줄어들어 전체적으로 우하향하는 형태의 곡선을 보였다.

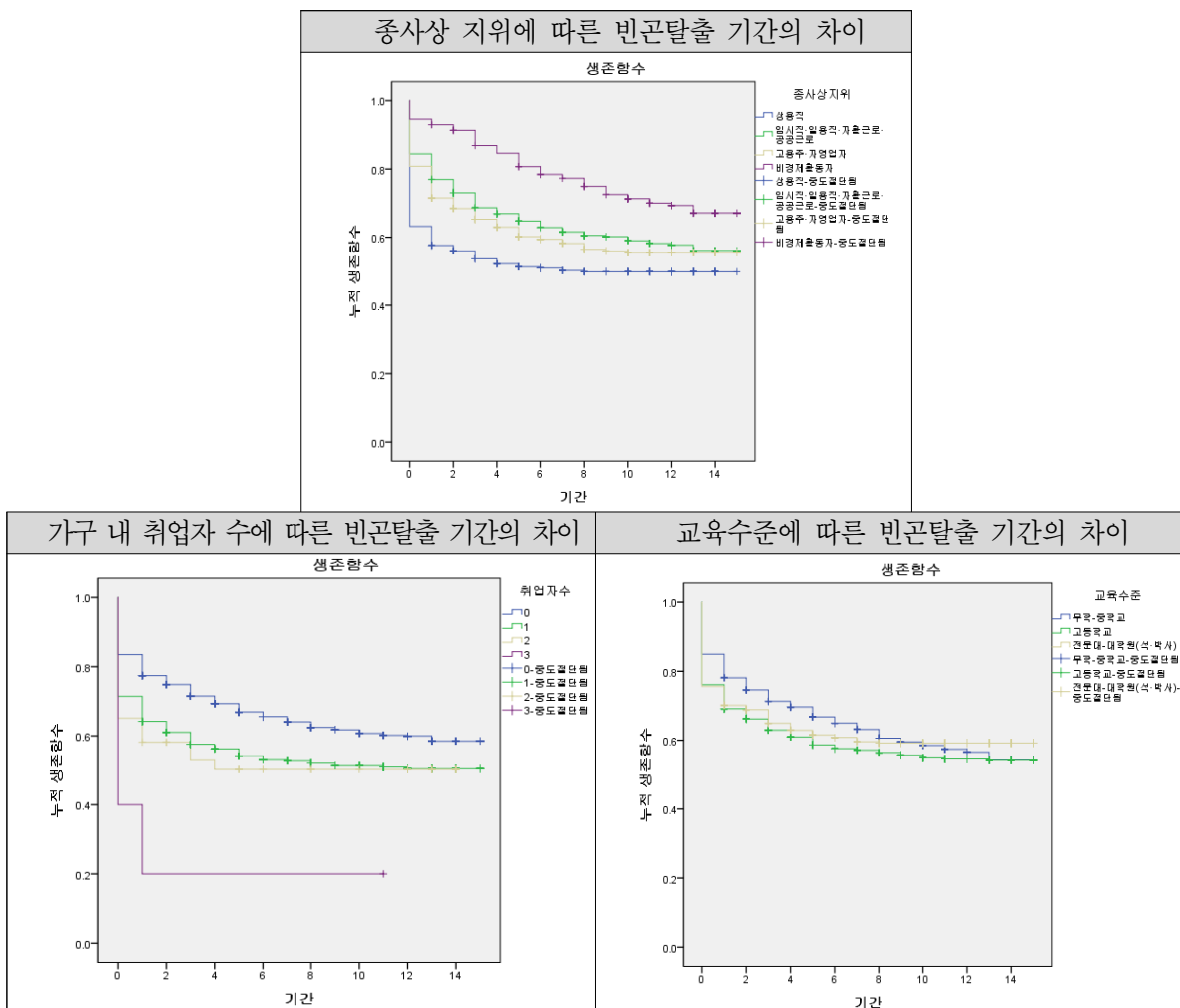
우선 <그림 1>에서의 상단에 베이비부머 가구주의 종사상 지위에 따른 빈곤탈출에 대한 양상이 제시했다. 종사상 지위가 상용직인 경우(파란색선) 빈곤탈출이 활발하게 발생하여 빈곤상태에 남아있는 사례의 비율이 가장 빠르게 감소하여 4개의 곡선 중 가장 밑에 위치하고 있다. 반대로 비경제활동자의 경우(보라

색선) 빈곤탈출이 가장 덜 활발하게 발생하여 빈곤상태에 남아있는 사례의 비율이 상대적으로 높게 나타났으며 곡선이 제일 위에 위치하고 있는 것으로 나타났다. 즉 상용직, 고용주·자영업자, 임시직·일용직·자활근로·공공근로, 비경제활동자의 순으로 빈곤탈출이 활발하게 발생하는 것을 시각적으로 확인할 수 있으며, 이러한 시각적인 차이가 통계적으로 유의미한지를 Log Rank(Mantel-Cox) 검정을 통해서도 유의미한 것으로 나타났다( $\chi^2=31.010$ ,  $p<.001$ ).

다음으로 베이비부머 가구 내 취업자 수에 따른 빈곤탈출에 대한 양상을 [그림 1]의 좌측에 제시하였다. 가구 내 취업자 수가 3명인 경우(보라색선) 빈곤탈출이 가장 활발하게 발생하여 빈곤상태에 남아있는 사례의 비율이 급격하게 감소하여 4개 곡선 중 가장 밑에 위치하였다. 반대로 가구 내 취업자 수가 없는 경우(파란색선) 빈곤탈출이 제일 적게 발생하여 빈곤상태에 남아있는 사례의 비율이 제일 높게 나타났으며 곡선이 제일 위에 위치하고 있는 것으로 확인되었다. 따라서 가구 내 취업자 수가 많을수록 빈곤탈출이 활발하게 발생할 수 있음을 시각적으로 확인할 수 있으며, 이러한 시각적 차이는 Log Rank(Mantel-Cox) 검정을 통해서도 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다( $\chi^2=21.106$ ,  $p<.001$ ).

마지막으로 베이비부머 가구주의 교육수준에 따른 빈곤탈출에 대한 양상을 살펴보았으며 [그림 1]의 우측에 제시하였다. 곡선을 살펴보았을 때 교육수준에 따른 빈곤탈출 양상은 시각적으로 명확하게 차이가 확인되지 않았으며, 서로 교차되는 모습도 보였다. 또한 이러한 차이는 Log Rank(Mantel-Cox)를 통해서도 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다( $\chi^2=1.929$ ,  $p=.381$ ).

[그림 1] 베이비부머 가구주의 특성에 따른 빈곤 탈출 기간 차이(Kaplan-Meier Curve)



## 제5절 결론 및 제언

한국의 노인빈곤율이 2015년 45.7%로 OECD 회원국 중 가장 높은 수준인 것으로 나타난 상황에서(유진성, 2019), 2020년부터 베이비부머 세대가 노년기에 본격적으로 진입하였기 때문에 베이비부머 세대의 빈곤과 관련된 연구는 필수적이라 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 노인 빈곤에 대한 연구와 달리 상대적으로 베이비부머 세대의 빈곤에 대한 연구가 활발하게 진행되지 않았다. 이를 위해 본 연구는 한국복지패널 1-15차년도 자료를 이용하여 베이비부머 세대의 빈곤진입 후 빈곤탈출에 대해 분석하여 유의미한 영향을 미치는 요인들을 실증적으로 살펴보았다. 본 연구의 연구결과를 바탕으로 제언을 하면 다음과 같다.

첫째, 베이비부머 가구주의 종사상 지위와 가구 내 취업자 수가 빈곤탈출확률에 정적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 고용과 빈곤탈출은 밀접한 관련이 있는 것으로 확인되었다. 우선 베이비부머 가구주의 종사상 지위와 관련해서는 비경제활동자에 비해 상용직 근로자가 빈곤에서 탈출할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 기존 베이비부머 세대의 종사상 지위가 빈곤위험에 영향을 미친다는 기존의 선행 연구들(이영라, 이숙중, 2018; 지은정, 2018)의 결과를 지지한다. 상용직 근로자는 직업안정성이 비정규직을 비롯한 타 지위자에 비해 직업안정성과 임금 및 근로환경이 양호하다. 따라서 상용직 근로자는 교육훈련과 같은 인적자본에 투자할 수 있는 여력이 상대적으로 높으며 이는 승진 및 재취업 기회의 상승으로 이어진다. 또한 높은 고용안정성과 임금은 자산의 축적으로 귀결될 수 있으며 이는 자산소득의 창출로 이어져 타 지위자에 비해 빈곤탈출확률을 감소시킬 수 있다. 따라서 베이비부머 세대의 노후생활은 상대적으로 길기 때문에 이들의 빈곤문제를 해결하기 위해서는 노동시장으로의 재진입이 필요하다. 하지만 고령층의 재취업율이 높으나 대다수가 낮은 임금과 고용불안을 경험할 수 있는 비정규직 일자리에 취업하기 때문에 안정적인 노후생활을 영위하기에는 현실적으로 어렵다(방하남 외, 2010). 따라서 연구결과 및 상술한 현실로 미루어보아 은퇴 및 은퇴예정인 베이비부머 세대가 괜찮은 일자리(decent job)에 진입할 수 있도록 교육훈련을 비롯한 인적자본을 향상시킬 수 있는 정책과 동시에 괜찮은 일자리의 창출이 필요하다. 가구 내 취업자 수가 빈곤탈출에 영향을 미치는 것 역시 기존 연구들(김기승, 조용수, 2007; 지은정, 2018)의 결과와 맥을 같이 한다. 따라서 베이비부머 세대만을 위한 괜찮은 일자리의 창출뿐만 아니라 다양한 세대를 위한 일자리의 확대가 필요할 것이다.

둘째, 가구의 자산이 빈곤탈출확률에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자산의 긍정적인 효과는 Sherraden(1991)의 자산효과이론을 통해 검증되었으며, 자산형성지원제도는 이미 장기적인 탈빈곤 전략의 일환으로 우리나라에서도 다양한 형태로 운영되고 있다. 베이비부머 세대는 소득빈곤율보다 자산빈곤율이 더 높게 나타나기 때문에(이영라, 이숙중, 2018), 소득이 사라지는 은퇴 이후에는 불안정한 노후생활을 보낼 것으로 예상된다. 비록 베이비부머 세대가 2020년을 기점으로 노년기에 진입하였지만, 현시점에서 베이비부머 세대의 비중을 살펴보았을 때 노년기에 진입하지 않은 비중이 더 높다. 따라서 은퇴를 앞두고 있는 베이비부머 세대를 대상으로 한 자산형성사업과 함께 자산형성의 중요성과 방법 등에 대한 금융교육 프로그램 운영이 필요하다.

셋째, 가구주의 교육수준이 빈곤탈출확률에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 일반적으로 교육수준이 빈곤탈출에 정적인 영향을 미친다는 기존의 연구들(김기승, 조용수, 2007; 윤정윤, 박나량, 2014; Mihai et al., 2015)과는 상이한 결과이다. 상이한 결과가 나온 이유로는 한국의 경우 베이비부머 세대가 노동시장에 진입할 당시에는 전통적인 1차 제조산업이 주를 이루었기에 교육수준과는 상관없이 안정적인 일자리에서 근로할 수 있었기 때문인 것으로 추측된다(지은정, 2018). 또한 사무직근로자가 생산직근로자보다 퇴직연령이 빠르기 때문에(이호창, 2016), 교육수준이 높아 사무직근로를 했던 베이비부머 세대

의 은퇴가 더 빠르게 진행되었기 때문인 것으로 보인다. 하지만 본 연구결과는 제한적이기 때문에 선불리 일반화하기에는 무리가 있다.

본 연구는 상술한 것과 같이 다양한 의의가 있음에도 불구하고 몇 가지 한계를 지니고 있다. 콕스비례 위험모델은 중도탈락된 자료도 분석에 포함할 수 있으며 사건이 발생한 시점까지의 기간을 고려한다는 장점이 있다. 하지만 콕스비례위험모델은 첫 번째 기간의 변수값을 독립변수로 사용한다는 제약이 있어 독립변수의 변화에 따른 영향의 변화 양상을 살펴볼 수 없다는 한계가 있다(채구목, 2018). 따라서 이러한 한계를 극복할 수 있는 이산시간위험모델(discrete-time hazard model)을 비롯한 분석방법을 활용한다면 보다 의미 있는 연구가 될 것이라 생각한다.

한편, 베이비부머 세대의 노년기 진입은 2020년부터 본격적으로 시작되었기 때문에 본 연구의 분석대상에서 노년기에 진입한 베이비부머 세대의 비중은 매우 적다. 노년기의 진입여부에 따라 인간은 다양한 변화를 경험할 수 있기 때문에 본 연구의 결과는 매우 제한적이라 할 수 있다. 따라서 지속적인 자료 축적을 통해 종단연구를 진행한다면, 베이비부머 세대의 증가에 따른 사회문제의 해결에 실마리를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

## 참고문헌

- 강욱모, 김지훈. (2020). 베이비붐세대의 소득불평등관련 중단 연구 : 베이비붐 이전 및 이후세대의 비교분석. *사회보장연구*, 36(3), 55-77.
- 구인회. (2015). 빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인. *한국사회복지학*, 57(2), 351-374.
- 김교성, 노혜진. (2009). 빈곤 탈피와 지속기간에 관한 실증적 연구: 생존표 분석과 위계적 일반화선형 분석. *사회복지정책*, 36(3), 185-212.
- 김교성. (2007). 도시 근로자 가구의 빈곤 추이와 원인에 관한 연구: 조세와 이전소득의 빈곤완화효과를 포함하여. *한국사회복지학*, 59(2), 143-169.
- 김기승, 조용수. (2007). 연령세대별 빈곤 진출입(entry-exit) 결정요인. *응용경제*, 9(3), 189-221.
- 김기현. (2011). 베이비붐세대의 근로생애 분석. *노동리뷰*, 71, 22-37.
- 김민정. (2016). 베이비부머 세대의 소득 및 자산 결합분포 특성 분석. *소비자정책교육연구*, 12(4), 225-248.
- 김병태. (2018). 베이비부머 은퇴자의 은퇴적응유형과 은퇴자산인출전략 연구. 박사학위논문, 서울대학교.
- 김양진. (2016). *생존분석..* 파주: 자유아카데미.
- 김용하, 임성은. (2011). 베이비붐 세대의 규모, 노동시장 충격, 세대간 이전에 대한 고찰, *보건사회연구*, 31(2), 36-59.
- 김지훈, 강욱모. (2021). 빈곤 및 소득불평등의 궤적과 요인분해 : 베이비붐세대 및 에코세대간 비교분석. *사회과학연구*, 31(1), 39-59.
- 나일주, 임찬영, 박소화. (2008). 한국베이비붐세대의 은퇴대비를 위한 정책방향: 국가인적자원개발차원에서. *노인복지연구*, 42, 151-173.
- 남상호. (2011). 우리나라 베이비붐 세대의 자산보유 현황과 시사점. *보건·복지 Issue & Focus*, 115, 1-8.
- 맹성준, 한창근. (2019). 가계부채가 가족갈등수준에 미치는 영향: 자산과 소득의 조절효과를 중심으로. *사회복지정책*, 46(1), 57-81.
- 박경숙, 김미선. (2016). 노인 가구형태의 변화가 노인 빈곤율 변화에 미친 영향. *한국사회학*, 50(1), 221-253.
- 박영란, 홍백의, 심우정, 부가청. (2011). 베이비부머 은퇴 후 생활지원을 위한 신복지모형 개발 연구. 서울: 보건복지부.
- 박정민, 박호준, 오욱찬. (2017). 가계부채가 부부폭력의 위험에 미치는 영향: *사회복지연구*, 48(4), 33-57.
- 박창제. (2014). 베이비부머와 전(前)베이비부머의 재무적 노후준비에 관한 연구. *노인복지연구*, 63, 309-335.
- 방하남, 신동균, 이성균, 한준, 김지경. (2010). *한국 베이비붐세대의 근로생애 연구*. 서울: 한국노동연구원.
- 백은영. (2017). 베이비부머 가계 은퇴 진전에 따른 재무행동 변화와 자산선택 행동 결정 요인. *사회보장연구*, 33(4), *사회보장연구*, 133-161.
- 삼성경제연구소. (2010). *베이비붐세대 은퇴의 파급효과와 대응방안*. 서울: 삼성경제연구소.
- 손병돈, 이원진, 한경훈. (2019). 노인일자리가 노인빈곤 완화에 미치는 영향 연구. *고양: 한국노인인력개발원*.

- 유진성. (2019). 고령화시대 가구특성 분석과 노인빈곤을 완화를 위한 시사점. 서울: 한국경제연구원.
- 윤정운, 박나랑. (2014). 가계 빈곤탈출요인에 관한 중단적 연구. 한국복지패널 학술대회 자료집, 7, 433-451.
- 이영라, 이숙중. (2018). 고령층의 자산빈곤과 소득빈곤에 미치는 영향요인 연구 : 베이비붐 세대와 해방전쟁 세대를 중심으로. 사회과학연구, 57(2), 111-156.
- 이호창. (2016). 고령화에 대한 기업의 인식과 대응: 기업체 설문조사 분석. 월간노동리뷰, 2016(8), 41-53.
- 정해식, 김수완, 안상훈. (2014). 다차원적 불평등의 세대간 특성: 현 노인세대, 베이비붐 세대, 이후 세대의 비교를 중심으로. 노인복지연구, 63, 337-369.
- 지은정. (2018). 베이비부머는 빈곤위험으로부터 안전한가 : 노동경력을 중심으로. 정부학연구, 24(2), 365-391.
- 차성란. (2012). 베이비붐 세대를 위한 미래 사회적 자본: 베이비붐 세대의 집단적 특성을 중심으로. 가족자원경영과 정책, 16(1), 67-83.
- 채구묵. (2018). SPSS와 AMOS를 이용한 고급통계학. 파주: 양서원.
- 최장훈, 이태열, 김미화. (2017). 베이비부머 세대의 노후소득: 1,2차 베이비부머 간 은퇴 시 자산 적정성 비교분석, 서울: 보험연구원.
- 최현수, 여유진, 김태완, 임완섭, 오미애, 황남희, 고제이, 정해식, 김재호, 손병돈, 이상봉, 최옥금, 진재현, 천미경, 김솔희, (2016). 한국의 노인빈곤실태 심층 분석 및 정책적 시사점. 세종: 한국보건사회연구원.
- 통계청. (2010). 통계로 본 베이비붐세대의 어제, 오늘 그리고 내일. 대전: 통계청.
- 통계청. (2012). 베이비부머 및 에코세대의 인구·사회적 특성분석. 대전: 통계청.
- 통계청. (2017). 장래생명표. [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_1BPA202](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPA202).에서 20 21. 08. 16. 인출.
- 통계청. (2020). 2020 한국의 사회지표. 대전: 통계청.
- 통계청. (2020). 가계금융복지조사 보고서. 대전: 통계청.
- 통계청. (2021). 경제활동 인구조사 고령층 부가조사 결과. 대전: 통계청
- 홍경준. (2004). 빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로. 사회복지연구, 24, 187-210.
- Iceland, J. (1997). The dynamics of poverty spells and issues of left-censoring. PSC Research Report Series, 97-378, 1-10.
- Mihai, M., Titan, E., and Manea, D. (2015). Education and poverty. Procedia Economics and Finance, 32, 855-860.
- Mood, C. (2015). The not-very-rich and the very poor: Poverty persistence and poverty concentration in Sweden. Journal of European Social Policy, 25(3), 316-330.
- Phillipson, C. (2007). Understanding the Baby Boom Generation: Comparative Perspectives. International Journal of Ageing and Later Life, 2(2), 7-11.
- Pruchno, R. (2012). Not Your Mother's Old Age: baby Boomers at Age 65. The Gerontologist, 52(2), 149-152.
- Sherraden, M. (1991). Assets and the poor: A new american welfare policy. Armonk, NY: M.E. Sharpe.
- Stevens, A. H. (1994). The dynamics of poverty spells: Updating Bane and Ellwood. The American Economic Review, 84(2), 34-37.





## [제3주제]

# 건강

1. 중고령자의 주거환경과 자존감 및 건강에 관한 경로분석:  
장애인과 비장애인 집단의 차이를 중심으로
2. 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계에 관한 연구





# 중고령자의 주거환경과 자존감 및 건강에 관한 경로분석:

## 장애인과 비장애인 집단의 차이를 중심으로

정은희(서울대학교), 이현주(대구대학교)

본 연구는 중고령자의 주거환경과 건강의 관계가 자존감의 매개과정을 통해 설명되는지와, 이 과정에서 장애와 비장애인 집단의 차이가 있는지를 실증적으로 분석하기 위한 연구이다. 이를 위해 한국 복지패널 7-15차년도 자료를 활용하여 구조방정식모형 분석을 실시하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 인구사회학적 특성을 모두 고려했을 때, 중고령 비장애인 집단에서는 부적절한 주거환경과 주거비과부담은 높은 우울수준에 대해 직접적으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 자가가 아니면서, 부적절한 주거환경 및 주거비 과부담이 더 오래 지속되었을 경우, 자존감이 낮고 이를 매개로 하여 높은 우울수준과 낮은 건강상태를 보이는 것으로 나타났다. 둘째, 중고령 장애인 집단에서는 주거환경이 건강에 미치는 직접효과는 유의하지 않았고 자존감을 통한 간접효과만 유의한 것으로 나타났다. 즉 중고령 장애인 집단에서는 자가가 아니면서, 부적절한 주거환경이 더 오래 지속되었을 경우, 낮은 자존감으로 이어지고 이를 매개로 하여 우울수준과 건강상태에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 주거환경이 중고령자의 건강에 미치는 영향에서 자존감이 중요한 과정요인으로 설명될 수 있다는 이론적 근거와 실천적 제언 및 주거환경 지원을 위한 정책적 지원방안을 논하였다.

### 제1절 서론

주거환경은 건강상태를 결정짓는 주요한 요인이다(Palacios et al, 2020). 적절하지 못한 주거환경은 호흡기질환, 신체적 부상 등의 건강문제뿐만 아니라, 개인의 자존감을 낮추고 우울을 증가시키는 등 정신건강문제를 악화시키기도 한다(Chen et al, 2021). 특히 중고령자의 주거환경은 신체적 정신적 건강에 미치는 영향이 더 큰 것으로 보고된다(Palacios et al, 2020; Howden-Chapman et al, 2011;). 고령화 사회로 접어든 주요국가들은 수명증대에 따라 의료비용지출도 증가할 것으로 전망되는데(Dieleman et al., 2017), 고령화사회로 빠르게 접어든 한국에서도 이러한 전망은 동일하다. 한국의 국내총생산(GDP) 대비 경상의료비 지출 비율은 2000년 3.9%에서 2019년 8.2%로 빠르게 증가하였으며, 이 중에서 개인이 부담하는 의료비 부담이 특히 높은 것으로 보고된다(OECD Health Statistics 2021). 따라서 중고령자의 건강향상을 위한 다양한 정책 중 주거환경에 대한 개입을 통해 고령자와 장애인의 건강향상과 돌봄비용 감소 효과를 보고하는 분석결과들은 보건정책의 주요관심사가 되기도 한다(Donald, 2009; Shaw, 2004).

한편, 적절한 주거보장은 인권의 기본적인 요소로 모든 국민에게 해당하며 연령과 장애 등의 이유로 차별이 있어서는 안된다. 중고령 장애인의 건강취약성은 더 높은 것으로 보고되는 바 주거환경이 적절하지 않을 경우 통증을 야기할 수 있고, 사고에 대한 두려움 및 무력감은 우울을 증대시킬 수 있다(Heywood, 2010). 유엔 장애인권리협약(UNCRPD)에서는 장애인이 지역사회에서 통합적으로 살아가기 위한 요소로 거주지 환경의 적절성을 비장애인과 차별없이 보장해야한다는 원칙을 제시한다. 그러나 장애인과 비장애

인의 주거격차를 다룬 연구들에 따르면, 지역사회에서 거주하는 장애인의 주거환경이 비장애인에 비해 구조적 측면에서 여전히 더 열악함을 보여주고 있다(오욱찬, 2021; 이선우 2010). 나아가 장애와 비장애의 다중격차를 살펴본 연구에서는(오욱찬 외, 2020) 소득, 노동, 주거, 건강분야의 격차들이 전반적으로 존재함을 알 수 있다. 특히 노년기는 그동안 생애과정에서 누적되어온 주거 및 사회경제적 자원의 차이에 따른 영향이 극대화되는 시기임을 고려할 때(김동배 외, 2012), 소득과 직업 등이 장애로 인해 격차가 비교적 생애초기에 결정될 수 있으며 이에 따라 주거환경이 달라질 수 있고 이는 궁극적으로 건강의 문제로 이어질 수 있다. 따라서 노년기는 중고령자에 대한 주거와 건강의 관계를 다양한 측면에서 분석하는 연구들이 확장될 필요가 있다.

주거환경이 건강에 주는 영향은 그동안 여러 방식으로 분석되어왔다. 기존 연구에서 주거와 건강의 관계는 주거환경에 대한 기준과 건강의 특성, 주거의 직접적 영향 및 간접적 경로, 분석시점 및 연구대상 등에 따라 다양하게 분석되었다. 이를 정리하면 다음과 같다. 첫째 주거환경과 건강 특성을 다양하게 정의하고 관계를 살펴본 연구들이 있다. 주거의 특성을 주거 빈곤으로 규정하는 연구에서는 주거의 특성을 물리적 환경과 경제적 환경으로 구분하여 건강에 대한 영향을 분석하였다(김동배 외, 2012; 김승연 외, 2013; 박정민 외, 2015). 주거의 물리적 특성을 주거환경으로 규정한 연구에서는 난방이나 채광, 습도, 소음 등을 주요한 주거환경으로 설정하여 건강에 미치는 영향을 살펴보았다(정은희 외, 2017; Chen et al, 2021). Kang(2021)은 주거불안정성을 주거상태의 잦은 이동, 비자발적인 퇴거로 규정하고 건강에 미치는 영향을 살펴보았다. 따라서 주거특성은 연구자에 따라 주거빈곤, 주거환경, 주거불안정성 등 다양하게 규정되고 있음을 알 수 있다. 한편 주거환경과 건강의 관계를 다룬 연구에서 건강 특성은 크게 신체적 건강(British Medical Association, 2003)과 정신적 건강(김동배 외, 2012; Kang, 2021; Howden-Chapman, et al, 2011)을 구분하거나 둘 다 포함(김승연 외, 2013; 박정민 외, 2015; Palacios et al, 2020)하여 살펴본 연구들이 있다. 주거환경이 우울 등의 정신건강에 영향을 준다는 연구가 상대적으로 많으며, 신체적 건강에 미치는 연구들은 보다 세부적인 기준에 따라 제시되는 경향이 있다.

둘째, 주거와 건강의 관계는 횡단적 또는 종단적 방법으로 다양하게 분석되고 있다. 초기에는 주거가 건강에 미치는 영향을 특정 시점에서 상관관계를 살펴본 연구들이 진행되었다(김동배 외, 2012; 김승연 외, 2013; Chen et al, 2021; Phillips et al, 2005). 그러나 주거의 특성이 단기간에 변화되기보다는 지속되는 경우가 많음을 가정한 연구들에서는 종단적인 방법으로 주거의 영향을 분석하였다(정은희 외, 2017; Bently et al, 2011; Kang, 2021; Palacios et al, 2020; Pevalin et al, 2017). 종단적 분석에서는 지속적인 주거환경의 영향을 어떻게 측정하느냐에 초점을 두어, 주거환경문제의 지속성이 신체적 정신적 건강에 영향을 줄 수 있음을 보다 구체적으로 보여주었다.

셋째, 주거의 영향이 어떠한 경로를 통해 건강에 영향을 주는지를 살펴보는 연구들이 있다. 이러한 연구들은 주거환경이 자존감(Yin et al, 2020)이나 자기통제감(Manturuk, 2012) 등을 통해 건강에 영향을 주는 것으로 보고한다. 그러나 주거와 건강의 관계가 어떠한 매커니즘으로 설명될 수 있는지를 구체적으로 살펴본 연구는 많지 않다.

넷째, 주거와 건강의 관계는 연령이 증가함에 따라 영향이 더 크다고 보고하는 연구들이 있다. 주거와 건강의 관계를 전체 연령으로 살펴본 연구(Howden-Chapman et al, 2011; Palacios et al, 2020)들은 중고령자 집단에서 주거가 건강에 미치는 영향이 더 큰 것으로 보고한다.

기존 연구들을 종합해보면, 주거의 특성은 비교적 일관적으로 건강에 영향을 주는 것으로 확인된다. 그러나 연구의 분석방법이나 대상에 따라서 영향력의 차이가 발견된다. 즉 주거환경은 단기간에도 영향을

주지만 지속적으로도 영향을 줄 수 있으며, 상대적으로 고령자에게 더 큰 영향이 있는 것으로 보고된다. 또한 주거가 건강에 영향을 주는 과정을 경로와 메커니즘을 통해 살펴본 연구 및 장애인과 비장애인의 주거 특성이 건강에 미치는 영향을 비교한 연구는 드물다. 이에 본 연구에서는 주거환경의 지속성이 자존감을 통해 중고령자의 주관적 건강과 우울에 영향을 주는지를 살펴보고 이러한 경로가 장애와 비장애인에 따라 차이가 있는지를 분석하고자 한다.

본 연구의 분석전략은 다음과 같다. 첫째, 연구의 분석대상은 주거와 자존감 및 건강의 관계에서 연령의 영향이 클 수 있음을 고려하여 중고령자로 설정하였다. 특히 중고령 장애인의 경우 비장애인에 비해 중고령시기를 앞당겨 설정하는 연구들을 바탕으로(김세봄, 2017; 송인욱·원서진, 2015) 45세 이상을 중고령자로 분류하였다. 둘째, 분석자료는 한국복지패널 자료를 활용하여 대표성을 확보하고자 한다. 한국복지패널은 확률적 표집방법으로 장애인에 대한 표집 및 중고령자에 대한 표집이 대표성을 지니도록 설계되어 있다. 셋째, 본 연구에서는 중고령 장애인과 비장애인을 대상으로 주거환경의 지속성이 자존감과 건강에 미치는 영향의 경로를 살펴보고자 한다. 주거환경의 지속성이 건강에 미치는 영향만을 대상으로 한다면 중단분석을 활용하는 것이 효과적이다. 그러나 주거환경과 건강을 매개하는 자존감의 경로를 확인하기 위해서 본 연구에서는 중고령자를 대상으로 9년동안의 주거환경의 지속성을 살펴보고 9년 뒤의 자존감과 건강 영역에 미치는 영향을 장애집단과 비장애집단 표본별로 경로분석을 통해 살펴보는 전략을 가진다.

연구문제는 다음과 같다.

[연구문제 1] 주거환경의 지속성이 중고령자의 건강에 영향을 주는가?

[연구문제 2] 자존감이 주거환경과 건강의 관계를 매개하는가?

[연구문제 3] 장애와 비장애 집단별 주거환경과 자존감 및 건강의 경로는 어떠한가?

## 제2절 이론적 논의

### 1. 중고령자의 주거환경과 건강

고령화사회로 접어든 국가들은 점차 중고령자에게 친화적인 주거환경 디자인에 주목하고 있다(Demirkan, 2007). 이는 주거환경이 중고령자의 삶의 질과 건강에 미치는 영향이 다양하게 연구되고 있기 때문이다. 나쁜 주거환경은 호흡기, 천식, 심장질환, 뇌혈관질환, 낙상, 화상 등의 사고, 감염질환, 정신질환, 일부 암까지에 걸쳐 건강에 영향을 주는 것으로 보고된다(British Medical Association, 2003; Chen et al., 2021). 중고령자를 대상으로 주거가 건강에 미치는 영향을 살펴본 연구들은 크게 분석방법과 주거 및 건강의 특성에 따라 구분할 수 있다. 우선 횡단 연구를 수행한 연구 중에서 주거의 특성을 주거환경으로 살펴본 연구들이 있다(Chen et al, 2021; Phillips et al, 2005). Chen 등(2021)은 60세 이상을 대상으로 주거환경이 우울에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서 주거환경은 개인이 인식하는 주거의 물리적, 사회적, 심리적 환경을 다면적으로 측정된 것이다. 연구결과 주거의 채광, 환기, 면적, 거주기간, 주거만족도 등과 같은 주거환경이 우울에 영향을 주는 것으로 확인되었다. Phillips 등(2005)의 연구에서도 고령자 대상으로 주거환경과 주거에 대한 만족도가 심리적 건강에 영향을 주는지를 분석하였는데, 주거환경에 대한 만족도 높으면 심리적 건강이 높은 것으로 나타났다. 주거의 특성을 주거 빈곤으로 정의한 연구(김동배

외, 2012; 김승연 외, 2013)에서도 주거와 건강의 관계가 확인된다. 김동배 등(2012)의 연구에서는 노년기 주거 불안정, 최저 주거 기준 미달과 주거비 과부담을 주거 빈곤으로 정의하고 주거 빈곤 수준이 높을수록 우울이 높다는 결과를 보고한다. 김승연 등(2013)의 연구에서는 주거 빈곤을 주거환경의 물리적, 사회경제적 특성으로 규정하고 신체 및 정신건강에 미치는 영향을 확인하였다. 이 연구에서는 필수설비와 구조성능 및 환경기준 미충족 시 주관적 불건강 상태 인식과 만성질환 유병 확률이 높고, 최소 주거면적과 필수설비 기준 미충족 시 우울감 경험확률이 높은 것으로 보고한다. 횡단 연구에서도 주거환경과 주거 빈곤의 요인이 우울과 신체 건강 모두에 영향을 주고 있음을 확인할 수 있지만, 주거환경의 지속성과 건강의 관계를 살펴보기 못한 한계가 있다.

주거특성이 건강에 미치는 영향을 종단적으로 살펴본 연구들은 주거환경이 지속해서 열악할 경우 건강에 더 큰 영향을 줄 수 있음을 가정한다. Bently 외(2011)의 연구에서는 주거 부담 스트레스를 주거특성 요인으로 설정하고 주거 부담 스트레스에 개인이 지속해서 노출될 경우 정신건강이 나빠질 수 있음을 밝혔다. 특히 8년간의 기간에 지속적으로 주거 부담 스트레스에 노출되는 기간이 긴 집단에서 정신건강이 악화할 수 있음을 보여주었다. Palacios 외(2020)의 연구에서는 독일인 25,000명을 대상으로 25년간의 종단 데이터를 분석하였는데, 40세 이후 시기의 주거환경과 건강의 영향이 증가하는 것을 보여주었다. 주거환경 상태가 좋지 않으면 전반적 신체 건강과 정신건강이 나빠 뿐만 아니라 의사를 방문할 확률이 11% 증가하고, 65세 이상 노년층에서는 20%까지 증가하는 것으로 나타났다. 이는 주거환경이 건강에 미치는 영향이 노년기에 더욱 클 수 있음을 보여주는 결과이다. Pevalin 등(2017)의 연구에서도 13년간의 기간 동안 주거 상태가 정신건강에 미치는 영향을 추적하였다. 주거상태는 구조, 채광, 난방 등의 조건으로 설명되며, 주거 상태가 지속해서 나빠 경우 우울도 증가하며 역시 고령자에게 그 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 특히 이 연구에서는 최근 1년의 주거환경과 과거 주거환경 및 주거환경의 문제가 새롭게 생겨난 변화가 있을 시 등 주거상태의 장단기 및 변화의 영향이 모두 정신건강에 영향을 줄 수 있음을 보여주어 열악한 주거상태 기간의 지속 정도(density)가 건강에 영향을 줄 수 있음을 보여주었다. 주거불안정성을 주거특성으로 살펴본 Kang(2021)의 연구에서는 주거의 잦은 이동과 비자발적 퇴거 등이 어느 정도로 지속하는지에 따라 정신건강에 미치는 영향이 다를 수 있음을 보여준다. 이 연구는 특히 주거불안정성이 연속적으로 혹은 불연속적으로 지속하는지에 대한 특성을 종단자료를 통해 확보한 후, 실제 정신건강에 대한 영향은 횡단적으로 분석을 시도하였다. 분석 결과 연속적으로 주거불안정성이 지속되는 경우에 우울이 훨씬 증가한 것으로 확인된다. 또한, 영국의 Whitehall II 자료를 활용하여 35~55세 코호트를 대상으로 주거환경이 정신건강에 미치는 영향을 살펴본 연구(Howden-Chapman, et al., 2011)에서는 1985년부터 2009년 동안 주거비 부담 및 주거환경문제가 지속될 경우 정신건강이 더 나빠지고, 이러한 결과가 연령이 증가할수록 더 큰 영향을 주는 것으로 확인되었다. 따라서 종단적 분석방법을 활용한 연구에서는 주거환경이 지속적으로 열악하거나 나쁘게 변화하는 경우 우울과 신체 질환을 증가시킬 수 있으며 연령증가에 따라 그 영향이 더 클 수 있음을 보다 명확하게 보여주고 있다. 그러나 종단적 분석방법에서도 주거환경의 영향이 어떠한 과정을 통해 신체 및 정신건강에 영향을 주는지는 충분히 다루지 못하고 있다.

## 2. 주거와 자존감 및 건강의 경로

자존감이란 자신이 얼마나 가치 있는가에 대해 스스로가 내리는 정서적, 심리적 평가이다(Coppersmith, 1967; Rosenberg, 1979; Rohe & Stegman, 1994). Rosenberg(1979:62-78)는 자기개념이 4가지 원칙에 따라

형성된다고 주장한다. 즉 자신에 대한 반영적 평가(reflective self), 사회적 비교(social comparison), 자기 귀인(self-attribution) 및 심리적 중심성(psychological centrality)을 통해 자존감이 형성된다고 설명한다. 이에 따르면 개인이 인식하는 자기(self)는 다른 사람에게 비치는 자신의 모습이 어떠한지에 대한 평가(반영적 평가), 자신이 참조하고 있는 집단의 특성과 자신이 속한 집단의 특성 등이 어떠한지에 대한 비교(사회적 비교), 자신의 행동과 성취에 대한 관찰을 토대로 내리는 자기평가(자기 귀인) 및 자신에게 더욱 중요하다고 인식되는 대상(심리적 중심성)을 통해 경험하는 자부심과 수치심 등을 통해 형성되며 이러한 자기 인식에 대한 정서적 심리적 태도가 자존감이 된다. 즉 자신에 대한 가치는 현재 처해있는 상황에서 스스로에 대한 정체성과 사회적 비교를 통해 평가될 수 있다고 본다. 집은 자신에 대한 상징으로 인식되기도 하는데(Rohe & Stegman, 1994), 노년기에 접어든 개인에게 현재 살고 있는 집은 살아온 기억과 거주경험을 통해 자신의 정체성으로 이어질 수 있다(박정훈 & 유재우, 2011). 이를 주거환경과 자존감의 관계로 설정해보면, 개인이 지금껏 살아온 주거환경이 자신을 형성하는 하나의 부분으로 인식되고, 주거에 대한 심리적 중요도가 높으며, 주거와 관련된 사회적 위치에 대한 평가를 통해 자부심 또는 수치심의 정서를 경험한다면 주거는 자존감에 영향을 주는 유의미한 대상이 될 수 있다.

Yin 등(2020)은 주거환경이 우울에 미치는 영향을 자존감이 어떻게 매개하는지를 설명하고자 하였다. 즉 주거환경의 적절성은 자존감을 향상시키는 것으로 나오는 데 자존감의 긍정적 심리는 다시 우울 수준을 낮출 수 있다고 보는 것이다. 그러나 실제 자존감이 주거와 건강의 경로를 매개하는지에 대한 실증분석 자료는 많지 않다. 다만 몇몇 관련 연구들을 통해 자존감의 매개 경로를 유추해볼 수 있다. 먼저 주거환경이 자존감에 영향을 주는 연구들에 따르면, 주거환경 또는 주거 빈곤이 자존감에 영향을 주어 생활만족도로 이어질 수 있고(최병숙 & 박정아, 2012; 남기민 & 남현정, 2013), 주거 소유 및 주거비부담이 자신에 대한 믿음과 통제감을 높이고 정신건강 문제 감소로 이어질 수 있다는 연구(Manturuk, 2012) 등은 주거와 자존감이 관계가 있음을 보여준다.

다음으로 자존감이 건강에 영향을 준다는 연구들이 있다. Marmot(2003)은 인간은 자율성과 자존감에 대한 기본적인 욕구를 지니며, 자존감은 건강과 연결되어있다고 주장한다. 이런 주장을 뒷받침하기 위해 자존감 증진 프로그램이 비만이나 혈중 당뇨 수치 등에 영향을 주고, 자존감 저하가 우울을 증가시킨다는 연구결과들을 소개하며 자존감과 건강의 관련성을 제시하고 있다. 나아가 자존감이 신체적, 정신적 건강뿐만 아니라 직업이나 대인관계와 같이 삶의 다양한 영역들에 영향을 주는 원인이 될 수 있음을 보고하는 연구도 있다(Orth et al., 2012). 종합하면, 그동안 주거 빈곤이나 주거환경 등은 건강에 직접적인 영향을 주는 것으로 보고됐으나 어떠한 과정으로 영향을 주는지에 대한 영향을 살펴본 연구들은 많지 않았다. 본 연구에서는 생애과정을 통해 획득한 주거환경이 중고령자 스스로에 대한 정서적 인지적 평가인 자존감에 영향을 주는지, 나아가 자존감이 건강영역에서의 결과로도 이어질 수 있는지를 탐색적으로 확인하고자 한다.

### 3. 주거와 건강에서 장애 및 비장애 집단의 차이

UN CRPD에서 제시하는 주요 원칙들은 장애를 이유로 장애인이 삶의 다양한 영역에서 차별받지 않을 권리를 강조한다. 그러나 장애와 비장애에 따라 기본적인 소득, 주거, 건강, 노동, 사회참여에 있어 격차가 있음을 보여주는 연구들이 지속해서 제시되고 있다(이선우, 2010; 유창민, 2016; 오욱찬, 2021; Inman et al, 1994). 우선 주거 분야에서 장애가구와 비장애가구를 비교하여 살펴본 이선우(2010)의 연구에서는 2007년

을 기준으로 장애인 가구와 비장애인 가구의 주택방수나 주거면적 기준에서는 집단 간 차이가 없고 시설 설비, 구조·성능 및 환경, 주거비부담비율에서는 장애 가구가 비장애 가구보다 미충족비율이 높음을 제시하였다. 특히 최저 주거 기준에 더해 각 가구의 주거특성을 감안하여 보다 적절한 수준의 주거에 거주하기 위해서는 장애인 가구가 비장애인 가구보다 주거비부담률이 훨씬 높아 주거비부담 격차가 높은 것으로 나타났다. 그러나 최근의 연구에 따르면 주거 분야의 격차는 점차 완화되고 있음을 보여준다. 오욱찬(2021)의 연구에 따르면 2011~2018년까지 최저 주거 기준과 주거비부담률에 있어 장애 가구와 비장애 가구의 격차가 있으나 시간이 지날수록 차이가 줄어들고 있음을 제시하며, 2012년 이후 장애인과 고령자를 위한 주거지원제도가 나름 효과를 나타내고 있는 것으로 평가하기도 하였다. 그러나 장애인 집단이 비장애인 집단에 비해 주거환경의 적절성이 낮으며 그 차이는 시간이 지나도 지속된다는 연구(유창민, 2016)와 장애와 비장애 집단 간 소득, 노동, 주거, 건강 분야에 걸쳐 다중격차가 시간이 지나도 지속해서 존재함을 보여주는 연구 역시 존재한다(이원진, 2021; 오욱찬, 2021). 나아가 나이의 증가와 장애가 결합하는 조건에서 주거의 격차가 건강에 주는 영향이 비장애인 집단과 차이가 있음을 보여주는 연구가 있다. Inman 등(1994)의 연구에서는 고령의 장애인은 비장애인보다 공공주택 거주비율이 높고, 주거보조비를 받는 비율이 높은 것으로 나타나, 고령과 장애라는 이중위험에 속한 집단으로 규정될 수 있음을 보여주었다. 중고령 장애인의 경우 신체적 활동의 제한으로 인해 거주지에서 보내는 시간이 더욱 길고, 거주지에서 만드는 사회적 관계와 유대가 신체적 정신적 건강에 영향을 더 많이 줄 수 있다.

장애 여부에 따라 자존감(Bhattacharjee와 & Chhetri, 2014), 신체적 건강(유창민, 2016, 김수진, 2021) 및 우울(유창민, 2017; Cree et al, 2020; Rotarou, & Sakellariou, 2018) 역시 차이가 있음을 보고하는 연구들이 있다. Bhattacharjee와 Chhetri(2014)의 연구에서는 장애 종류에 따른 자존감의 차이는 유의하지 않았지만 장애 유무에 따라 자존감의 차이는 유의한 결과를 보고한다. 유창민(2016)의 연구에서는 한국복지패널자료를 활용하여 1차부터 9차까지의 주관적 건강상태 변화를 살펴보았는데 장애인이 비장애인에 비해 유의미하게 주관적 건강상태가 나쁜 것을 보고한다. 김수진(2021)의 연구에서도, 장애인은 비장애인보다 건강검진 수검률, 이동상 제약으로 인한 미충족 의료 경험률, 입원 발생률 등에서의 격차가 시간이 갈수록 증가하였음을 보고한다. 특히 이러한 건강 격차는 노인에서 더 크고 시간이 갈수록 격차가 더 증가한 것으로 나타났다. 우울 수준 역시 장애와 비장애의 차이가 큰 것으로 보고된다. 장애인이 비장애인보다 우울 수준이 약 2.24.6배 더 높은 것으로 보고하는 연구(Cree et al, 2020; Rotarou, & Sakellariou, 2018)와 10년간의 종단적 변화추이에서 장애인이 비장애인보다 지속적으로 우울 수준이 높음을 보고하는 연구(유창민, 2017)는 우울 수준 역시 장애에 따라 차이가 큼을 보여준다. 따라서 본 연구에서는 중고령의 장애인 집단과 비장애인 집단 각각을 대상으로 주거환경과 자존감 및 건강의 관계를 구분하여 살펴보려고 한다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료

본 연구의 분석자료는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 7-15차 데이터이다. 한국복지패널은 제주도와 농어가를 포함한 전국규모의 가구 패널조사이며 2006년 원 표본 7,072가구와 그 가구원을 대상으로 지금까지 매년 조사되고 있으며, 원표본의 가구 규모의 유지율 감소에 대비하기 위하여 2012년부터 신규 표본가구 1,500가구가 신규 진입하였다. 본 연구에



서는 45세 이상 중고령자의 주거환경과 건강 간의 관계를 살펴보는 가운데, 주거환경의 지속성을 측정하기 위하여 한국복지패널 7차(2012년)부터 15차(2020년)까지의 총 9년의 자료를 결합(merge)하여 활용하였다. 본 연구는 2012년부터 2020년까지 지속된 중고령자의 주거환경이 2020년의 건강상태에 어떠한 영향을 미치는지 분석하기 위하여 주거환경 특성에 대해 7차에서 15차까지 모든 시점에 응답한 사람들을 대상으로 하였고, 주거환경에서 건강에 이르는 경로에서 장애 여부에 따라 어떠한 차이가 있는지 분석하기 위하여 비장애에서 장애로 혹은 장애에서 비장애로 변동된 사례를 제외한 최종 6,222명을 분석대상으로 하였다.

## 2. 변수의 측정

### 1) 건강

본 연구의 종속변수는 신체적 건강과 정신적 건강으로 구분되며 둘 다 마지막 시점인 15차의 변수를 사용하였다. 신체적 건강은 본인의 건강상태에 대해 주관적으로 인식하는 건강상태로 1점에서 5점의 범위를 가진다. 본 연구에서는 건강이 아주 안 좋다(1), 건강하지 않은 편이다(2), 보통이다(3), 건강하다(4), 아주 건강하다(5)로 역 코딩하여 사용하였으므로 점수가 높을수록 건강이 좋은 것을 의미한다.

우울 증상은 Radloff(1977)가 20문항으로 개발한 CES-D(The Center for Epidemiologic Studies of Depression)의 단축형(11문항) 척도를 활용하였다. 단축형 척도에 대한 타당화 연구에서는 단축형 척도가 원척도의 요인구조가 유사한 것으로 나타났으며, 하위요인은 우울 정서, 긍정적 정서, 신체적 불편함 및 대인관계에 대한 인식의 4개 요인으로 구성된다(Covinsky et al., 2010; Gellis, 2010). 세부항목을 살펴보면 '식욕이 없음', '비교적 잘 지냈다', '상당히 우울', '모든 일이 힘들게 느껴짐', '잠을 설침', '외로움', '불만 없이 생활', '사람들이 차갑게 대하는 것 같은 느낌', '마음이 슬펐다', '사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌', '뭘 해나갈 엄두가 나지 않음'으로 구성되어 있으며, 각 문항은 '1=극히 드물다', '2=가끔 있었다', '3=종종 있었다', '4=대부분 그랬다'와 같은 4점 척도로 측정하였다. 본 연구에서는 1-4점 척도로 측정된 문항을 0-3으로 전환하였고 긍정적인 문항은 역코딩하였다. 최종 구조모형에는 4개 하위요인의 평균값을 사용하였고, 기술통계분석에서는 모든 문항을 합산한 후 20/11을 곱해준 점수로 우울 수준을 측정하여 총점은 60점이고 점수가 높을수록 우울 증상이 높은 것을 의미한다. 우울척도의 문항 간 신뢰도를 나타내는 Cronbach  $\alpha$ 값은 .862로 나타났다.

### 2) 자아존중감

본 연구의 매개변수인 자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도 10문항을 사용하였다. 이 척도는 자신에 대해 긍정적으로 평가하는 긍정적 자아존중감(self-worth) 5개 문항과 자신에 대해 부정적으로 평가하는 부정적 자아존중감(self-deprecation) 5개 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 4점 리커트 척도(1=대체로 그렇지 않다~4=항상 그렇다)로 측정하였고, 본 연구에서 부정적 자아존중감은 역코딩하여 점수가 높을수록 자아존중감이 높은 것을 의미하며 마지막 시점인 15차의 변수를 사용하였다. 자아존중감 척도의 문항간 신뢰도를 나타내는 Cronbach  $\alpha$ 값은 .748로 나타났다.

### 3) 주거 관련 특성

독립변수인 주거 관련 특성은 자가 여부, 주거환경 지속성, 그리고 주거비 과부담 지속성으로 구분된다. 먼저 자가 여부는 자가(0), 전세 및 월세 등 자가가 아닌 경우(1)로 구분하였다.

부적절한 주거환경 및 주거비 과부담 지속성은 <주택법>에 따라 2011년 개정 고시한 최저 주거 기준과 선행연구를 참고하였다(박정민 외, 2015). 최저 주거 기준은 가구 구성별 최소 주거면적 및 용도별 방의 개수, 필수적인 설비의 기준, 그리고 구조·성능 및 환경기준의 세 가지 기준으로 구성된다. 본 연구에서는 방의 개수와 면적은 장애 여부에 따른 차이가 유의하지 않음을 보고하는 결과들을 바탕으로(이선우, 2010; 오욱찬 외, 2020) 주관적으로 평가를 할 수 있는 채광, 환기, 난방, 방음 및 필수설비 기준에 대해서만 주거환경으로 변수화하였다. 먼저 필수적인 설비의 기준은 단독 상·하수도, 단독입식 부엌, 단독 수세식 화장실, 단독목욕 시설의 기준을 모두 충족하는 경우(0)와 하나라도 충족하지 못하는 경우(1)로 구분하였다. 다음으로 구조·성능 및 환경기준의 경우 한국복지패널에 포함된 ‘내열·내화·방열 및 방습’, ‘방음·환기·채광 및 난방설비’, ‘소음·진동·악취 및 대기오염’, ‘해일·홍수·산사태 및 절벽의 붕괴 등과 같은 자연재해’의 4가지 지표를 사용하여 이 중 2개 이상 미달이면 구조·성능 및 환경기준이 미달(1)인 것으로 구분하였다. 그리고 필수적인 설비의 기준과 구조·성능 및 환경기준의 두 지표 중 하나라도 미달이면 주거환경 기준이 미달(1)인 것으로 정의하였고, 7차(2012년)부터 15차(2020년)까지 주거환경 기준 여부를 합산하여 주거환경 지속성 변수를 생성하였다.

주거비 과부담은 ‘소득 대비 주거비의 비중’을 사용하여 이 값이 30%를 초과하는 경우를 주거비 과부담(1)으로 구분하였다. 소득은 가구의 가처분소득을 사용하였고, 소득이 0 이하인 경우에는 0으로 변환하였으며, 주거비는 주거 관련 부채의 이자, 월세, 주거관리비, 광열수도비의 총합으로 사용하였다. 주거비 과부담 역시 7차(2012년)부터 15차(2020년)까지 주거비 과부담 여부를 합산하여 주거비 과부담 지속성 변수를 생성하였다.

#### 4) 통제변수

본 연구에서 통제변수는 마지막 시점의 연령, 성별, 학력, 소득, 배우자 유무, 가구원 수, 거주지역, 만성질환을 투입하였다. 성별은 남성(0)과 여성(1)으로 구분하였고, 학력은 초등학교 졸업이하(0)와 중학교 재학 이상(1)으로 구분하였다. 소득은 편포된 분포를 보이므로 가중치를 부여한 후 가처분소득의 중위값을 산출하고 0 이하는 0으로 하한값을 설정하고, 중위값의 10배 이상은 상한값으로 윈저화(winsorization)하였다. 이렇게 구해진 가구가처분소득을 가구원 수로 균등화한 연 소득을 월 가구균등화소득으로 환산한 뒤 자연로그를 취하여 분석에 투입하였다. 배우자 유무는 배우자가 없는 경우(0)와 배우자가 있는 경우(1)로 구분하였고, 거주지역은 서울과 광역시에 거주하는 경우 도시(0)로, 군과 노동복합군에 거주하는 경우 비도시(1)로 구분하였다. 만성질환은 3개월 이상 투병·투약하는 만성질환이 없는 경우(0)와 있는 경우(1)로 구분하였다.

### 3. 자료분석방법 결측치 처리

본 연구에서는 자료 분석을 위해 IBM SPSS 23.0과 AMOS 23.0 통계패키지를 사용하였다. 먼저 기술통계를 통해 연구대상자의 인구 사회학적 특성을 살펴보고 주요변수에 대한 정규성 검증을 시행하였으며, 주요 변수 간 상관관계 분석을 실시하였다. 최종 분석모형에 잠재변수로 투입되는 자아존중감과 우울에 대해서는 확인적 요인분석을 하였고 그 결과를 바탕으로 구조모형 분석을 실시하였다.

본 연구는 중고령자의 주거환경이 자아존중감을 통해 건강상태에 이르는 경로에서 장애인과 비장애인 집단 간 차이를 살펴보는 연구이므로, 최종 구조모형에서 장애 여부에 따른 다중집단분석을 시행하고 각 집단에서 자아존중감의 매개 효과가 통계적으로 유의한지 검증하였다. 매개 효과의 유의성은 붓스트래핑(Bootstrapping)을 활용하였다. 분석자료에 결측치가 있는 경우 붓스트래핑을 수행할 수 없으므로 본 연구에서는 간접효과의 표준오차 및 유의도를 확인하기 위하여 AMOS에 의한 회귀대체법(regression imputation)으로 결측치 처리를 하였다.

자료에 대한 연구모형의 적합도를 평가하기 위하여 절대적합지수인  $\chi^2$  값과 RMSEA(root mean square error of approximation), 그리고 증분적합지수인 IFI(incremental fit index), CFI(comparative fit index)에 근거하여 판단하였다.  $\chi^2$  값은 표본 크기에 민감하여 모형이 적절한 경우에도 유의하게 나타날 수 있으므로, 여러 적합도 지수를 함께 고려해야 한다. RMSEA는 일반적으로 .08미만일 때 수용할 수 있는 것으로 간주하지만 Steiger(1990)은 이 값이 0.10 이하이면 자료를 어느 정도 적합하고 0.05 이하이면 잘 적합하고, 0.01 이하이면 가장 좋은 적합도라고 하였다(배병렬, 2017에서 재인용). 증분적합지수는 .9이상일 때 모형이 적합하다고 판단할 수 있다(Hu and Bentler, 1999).

## 제4절 연구결과

### 1. 연구대상자의 특성

#### 1) 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성은 <표 1>에 제시하였다. 장애인의 평균 연령이 73세로 비장애인의 평균 연령 71세보다 유의하게 높았다. 성별 분포를 보면 비장애인 집단에서 여성의 비율이 61%인 반면 장애인 집단에서 여성 비율은 49%로 장애인 집단에서 여성 비율이 유의하게 낮았다. 학력과 소득 모두 장애인보다 비장애인 집단에서 유의하게 높았고, 무배우자 비율 역시 비장애인 37%, 장애인 43%로 장애인 집단에서 유의하게 높았다. 가구원 수는 비장애인 평균 2.2명, 장애인 평균 1.9명으로 비장애인 집단에서 더 많았고, 거주지역에서 집단 간 차이는 없었으며, 만성질환이 있는 비율은 장애인 집단에서 91%로 비장애인 81%보다 유의하게 높았다.

&lt;표 1&gt; 연구대상자의 일반적 특성 (N=6,222)

변수명	비장애 (N=5,391)				장애 (N=831)				집단차이
	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대	$\chi^2/t$
연령	71.01	10.46	53	113	73.21	9.49	53	97	-6.130***
성별(1=여성)	.61	.49	0	1	.49	.50	0	1	41.087***
학력(1=중학교 재학 이상)	.54	.50	0	1	.39	.49	0	1	61.957***
소득	5.08	.74	.00	7.85	4.87	.64	.00	7.54	8.589***
배우자유무 (1=무배우자)	.37	.48	0	1	.43	.50	0	1	11.594**
가구원수	2.19	1.04	1	7	1.94	.925	1	7	7.070***
거주지역 (1=비도시)	.25	.43	0	1	.24	.43	0	1	.593
만성질환 (1=있음)	.81	.40	0	1	.91	.29	0	1	51.741***

\*\*\*p&lt;.001, \*\*p&lt;.01, \*p&lt;.05

## 2) 주요변수의 특성

본 연구의 주요변수인 주거환경 특성과 건강 특성에서의 집단 간 차이는 <표 2>에 제시하였다. 먼저 비장애인 집단에서 자가가 아닌 비율은 32%지만 장애인의 경우 43%로 장애인 집단에서 자가가 아닌 비율이 유의하게 높았다. 주거환경 기준 구성하는 하위지표인 필수설비기준과 구조·성능·환경기준을 보면 필수설비기준에 미달하는 비율은 비장애인과 장애인 모두 3%였고, 구조·성능·환경기준을 충족하지 못하는 비율은 비장애인 11%, 장애인 13%로 장애 집단에서 높았다( $p<.10$ ). 주거환경 기준으로 살펴보면 주거환경 기준 미달 비율은 비장애인 13%, 장애인 14%로 통계적으로 유의한 차이가 없었고, 주거비 과부담 비율 역시 비장애인 12%, 장애인 12%로 통계적인 차이가 없었다.

주거환경 기준 미달이나 주거비 과부담의 9년간의 지속성을 측정하기 위한 지표인 주거환경 지속성은 비장애인이 1.11인 반면 장애인은 1.32로 장애인 집단에서 유의하게 높았고, 주거비 과부담 지속성에서는 두 집단 간 유의한 차이가 없었다.

주관적 건강상태의 경우 비장애인 3.09점, 장애인 2.61점으로 비장애인이 장애인보다 건강상태를 더 좋게 인식하고 있었고, 자아존중감은 비장애인 20.22점, 장애인 18.17점으로 비장애인 집단에서 유의하게 높았다. 우울 역시 비장애인 7.63점, 장애인 10.77점으로 장애인의 우울이 유의하게 높은 것으로 나타났다.

&lt;표 2&gt; 주요변수의 특성

변수명	비장애 (N=5,391)				장애 (N=831)				집단차이
	평균	표준편차	최소	최대	평균	표준편차	최소	최대	$\chi^2/t$
자가 여부 (1=자가 아님)	.3185	.47	0	1	.43	.50	0	1	36.644***
부적절한 주거환경 지속성	1.11	1.79	0	9	1.32	1.93	0	9	-3.039**
주거비 과부담 지속성	1.32	1.94	0	9	1.41	1.87	0	9	-1.276
건강상태	3.09	.90	1	5	2.61	.89	1	5	14.322***
자아존중감	20.22	3.74	3	30	18.17	4.18	2	29	12.470***
우울	7.63	8.69	0	52	10.77	10.10	0	49	-7.962***

\*\*\*p&lt;.001, \*\*p&lt;.01, \*p&lt;.05, +&lt;.10

## 3) 주요변수의 정규성 검증

주요변수의 분포를 살펴보면, 주거환경 지속성, 주거비 과부담 지속성, 주관적 건강상태, 자아존중감, 우울 모두 분포의 정규성을 만족하는 것으로 나타났다. 변수 간의 상관관계 분석 결과 상관계수의 절대값이 모두 0.6 이내에 있는 것으로 나타났고, VIF(Variance Inflation Factors)계수는 1.063-1.723의 범위로 나타나 변수 간의 다중 공산성 문제가 나타나지 않는 것으로 판단하였다.

&lt;표 3&gt; 주요변수의 정규성 검증

변수	빈도	최소	최대	평균(표준편차)	왜도(표준오차)	첨도(표준오차)
주거환경 지속성	6222	0	9	1.14(1.81)	2.22(.03)	5.11(.062)
주거비 과부담 지속성	6222	0	9	1.33(1.93)	1.8(.03)	2.96(.062)
건강상태	6222	1	5	3.03(.914)	-.19(.03)	-.88(.06)
자아존중감	5893	2	30	19.97(3.85)	-.59(.03)	.43(.06)
우울	5892	0	52.73	8.01(8.93)	1.50(.03)	2.18(.06)

## 2. 측정모형 분석

최종 구조모형에 잠재변수로 투입될 자아존중감과 우울의 지표들이 이론적 개념을 잘 반영하고 있는지 확인하기 위해 확인적 요인분석(confirmational factor analysis)을 실시하였다. 먼저 자아존중감의 측정모형 분석 결과 원칙도의 10문항을 모두 사용하였을 때 모형 적합도가 수용 가능하지 않은 것으로 나타났다. 구체적으로 8번 문항(내 자신을 존경할 수 있으면 좋겠다)이 원칙도에서 부정적 측면의 자아존중감으로 개발된 것과 달리 분석자료에서는 긍정적 측면의 자아존중감으로 인식되면서 반대의 부호로 나타나 해당 문항을 제외하는 모형수정을 실시하였다. 그 결과 RMSEA가 0.1미만이고 NFI, IFI 등의 증분적합지수도 모두 수용가능한 범위에 있었고, 모든 요인적재량이 유의수준 .001에서 유의하였으며, 측정모형의 오차는 모두 양으로 나타나 오차나 잔차의 문제는 없었다.

우울에 대한 확인적 요인분석 결과 모든 요인적재량이 유의수준 .001에서 유의하였으며, RMSEA와 증

분적합지수들이 모두 자료를 잘 적합시키는 것으로 나타났고, 오차나 잔차의 문제도 없는 것으로 확인되었다.

<표 4> 측정모형의 모형적합지수

구분	$\chi^2$ (df)	p-value	RMSEA	NFI	IFI	CFI
자아존중감	1427.665(df=27)	.000	.091	.905	.907	.907
우울	77.256(df=2)	.000	.076	.990	.991	.991

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05

### 3. 구조모형 분석

측정모형 분석 결과를 토대로 주거환경이 자아존중감을 통하여 건강상태에 이르는 관계에 대한 최종 구조모형을 설정하여 분석하였고, <표 5>에 모형적합도를 제시하였다. 모형적합도를 보면  $\chi^2$  값이 통계적으로 유의하였지만 이 값은 표본 크기에 민감하게 영향을 받는다는 점이 고려되어야 한다. 대안적 적합지수인 RMSEA가 .057이고 증분적합지수들도 수용 가능한 범위에 있어 구조모형은 적합한 모형으로 나타났다. 본 연구에서는 주거환경에서 자아존중감을 통해 건강에 이르는 경로에서 장애인과 비장애인 간에 어떠한 차이가 있는지 검증하고자 하는 연구이므로 최종구조모형에서 장애 여부에 따라 다중집단분석(multi-group analysis)을 실시하였다. 장애 여부에 따라 경로계수에 제약을 가한 모형과 제약을 가하지 않은 모형 간에 유의한 차이가 있었다(CMIN=81.001, df=12, p=.000).

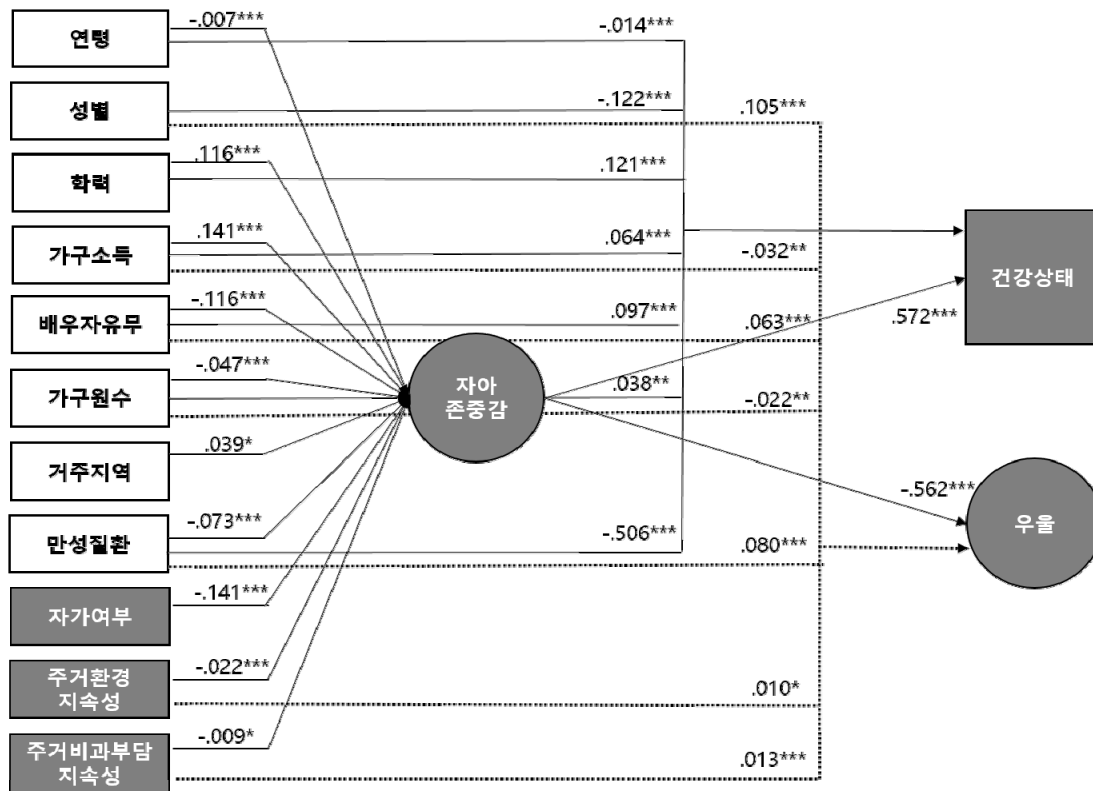
<표 5> 구조모형의 모형적합지수

$\chi^2$ (df)	p-value	RMSEA	NFI	IFI	CFI
4372.149(df=207)	.000	.057	.901	.905	.905

장애 여부에 따른 집단별 구조모형 분석 결과는 <그림 1>과 <그림 2>에 제시하였다. 분석 시에는 모든 경로와 상관관계를 다 설정한 후 분석하였고, 그림에는 유의미하게 나타난 경로만을 제시하였다. 먼저 <그림 1>에 제시된 바와 같이 비장애인 집단에서 자아존중감에 대한 주거 관련 특성들의 영향력을 살펴보면, 자가가 아닐수록 자아존중감이 낮았고( $b=-.141$ ,  $p<.001$ ), 부적절한 주거환경이 지속될수록 자아존중감이 낮았으며( $b=-.022$ ,  $p<.001$ ), 주거비 과부담 지속성이 높을수록 자아존중감이 낮았다( $b=-.009$ ,  $p<.05$ ). 비장애인 집단에서 주거 관련 특성들이 건강상태에 직접적인 영향을 미치지 않았다. 우울과 관련해서 자가 여부는 우울과 직접적인 관련이 없었고, 부적절한 주거환경이 지속될수록 우울이 유의하게 높았고( $b=.010$ ,  $p<.05$ ), 주거비 과부담 상태가 지속될수록 우울이 유의하게 높았다( $b=.013$ ,  $p<.001$ ). 비장애인 집단에서 자아존중감이 높을수록 건강상태가 좋았고( $b=.572$ ,  $p<.001$ ), 자아존중감이 높을수록 우울은 낮았다( $b=-.562$ ,  $p<.001$ ).

비장애인 집단에서 자아존중감에 대한 통제변수의 영향력을 살펴보면, 연령이 높을수록 자아존중감이 낮았고( $b=-.007$ ,  $p<.001$ ), 성별과는 관련이 없었다. 학력( $b=.116$ ,  $p<.001$ )과 가구소득( $b=.141$ ,  $p<.001$ )이 높을수록 자아존중감이 높았고, 배우자가 없을수록 자아존중감이 낮았다( $b=-.116$ ,  $p<.001$ ). 가구원 수가 많을수록 자아존중감이 낮았고( $b=-.047$ ,  $p<.001$ ), 비도시지역에 거주할수록 자아존중감이 높았으며( $b=.039$ ,  $p<.05$ ),

만성질환이 있을수록 자아존중감이 낮았다( $b=-.073, p<.001$ ). 통제변수와 건강상태 간 관계를 살펴보면, 연령이 높을수록( $b=-.014, p<.001$ ), 여성이 남성보다( $b=-.122, p<.001$ ) 건강상태를 안 좋게 인식하였고, 중학교 졸업이상이 중학교 졸업 미만보다 건강상태가 좋았다( $b=.121, p<.001$ ). 소득이 높을수록( $b=.064, p<.001$ ), 배우자가 없는 경우( $b=.097, p<.001$ ), 그리고 가구원 수가 많을수록( $b=.038, p<.01$ ) 건강상태가 좋았고, 만성질환이 있는 경우 건강상태를 안 좋게 인식하였다( $b=-.056, p<.001$ ). 통제변수와 우울과의 관계를 살펴보면, 여성이 남성보다 우울이 높았고( $b=.105, p<.001$ ), 가구소득이 높을수록 우울이 낮았다( $b=-.032, p<.01$ ). 배우자가 없는 경우 우울이 높았고( $b=.063, p<.001$ ), 가구원 수가 많을수록 우울이 낮았으며( $b=-.022, p<.001$ ), 만성질환이 있는 경우 우울이 높은 것으로 나타났다( $b=.080, p<.001$ ).



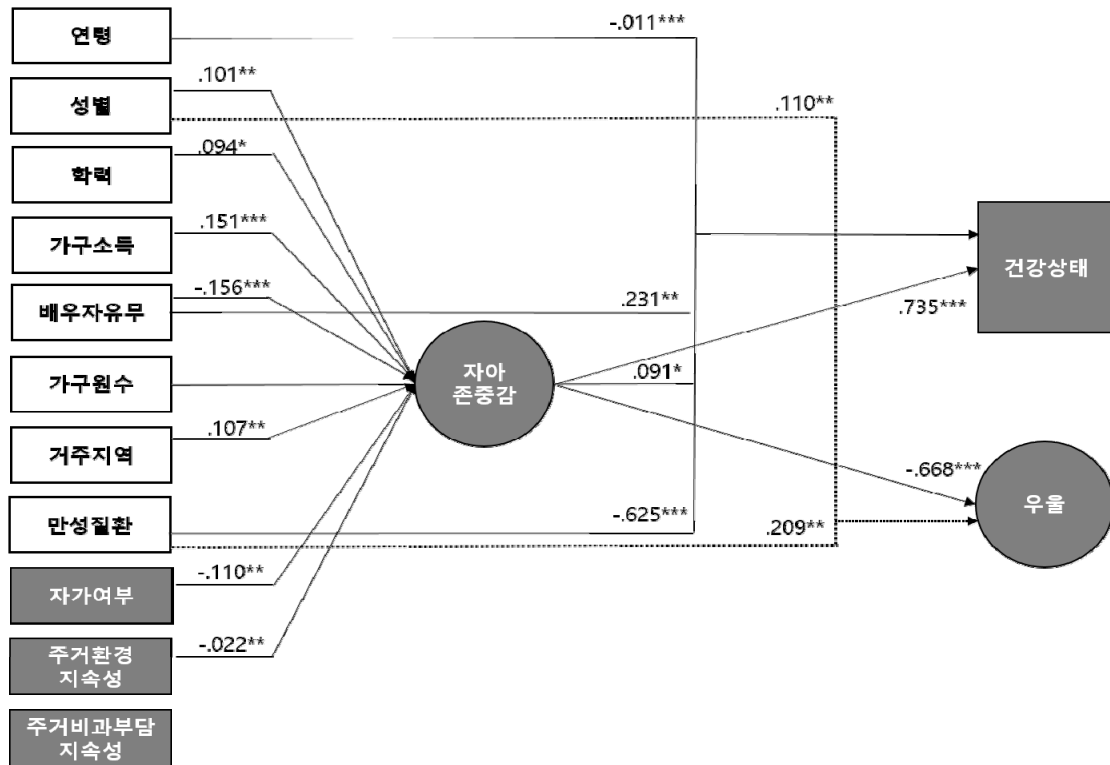
- 1) \*\*\* $p<.001$ , \*\* $p<.01$ , \* $p<.05$
- 2) 제시된 수치는 비표준화 계수이고, 상관계 계수는 제시하지 않았음.
- 3) 분석 시 모든 경로와 상관관계를 설정하였으며, 그림에는 유의하게 나타난 경로만 제시하였음.

[그림 1] 비장애인의 구조모형 결과

다음으로 <그림 2>에 제시된 바와 같이 장애인 집단에서 주거 관련 특성과 자아존중감의 관계를 살펴보면, 자가가 아닌 경우 자아존중감이 유의하게 낮았고( $b=-.110, p<.001$ ), 부적절한 주거환경이 지속될수록 자아존중감이 낮았다( $b=-.022, p<.01$ ). 장애인 집단의 경우 주거비 과부담 지속성은 자아존중감에 유의한 영향을 주지 않았다. 또한, 장애인 집단에서는 주거 관련 특성들이 건강상태와 우울에 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 비장애인 집단에서와 마찬가지로 장애인 집단에서도 자아존중감이 높을수록 건강상태가 좋았고( $b=.735, p<.001$ ), 우울은 낮았다( $b=-.668, p<.001$ ).

장애인 집단에서 통제변수와 자아존중감의 관계를 살펴보면, 여성이 남성보다 자아존중감이 높고

( $b=.101, p<.01$ ), 중학교 졸업 이상이면서( $b=.094, p<.05$ ), 가구소득이 높을수록( $b=.151, p<.001$ ) 자아존중감이 높았다. 배우자가 없는 경우 자아존중감이 낮았고( $b=-.156, p<.001$ ), 비도시지역에 거주하는 경우 자아존중감이 높았다( $b=.107, p<.01$ ). 연령과 만성질환은 자아존중감과 유의한 관계가 나타나지 않았다. 통제변수들과 건강상태와의 관계를 살펴보면, 연령이 높을수록 건강상태가 안 좋았고( $b=-.011, p<.001$ ), 무배우자인 경우( $b=.231, p<.001$ ), 가구원 수가 많을수록 건강상태가 좋았고( $b=.091, p<.05$ ), 만성질환이 있을수록 건강상태를 안 좋게 인식하였다( $b=-.625, p<.001$ ). 우울과의 관계를 살펴보면, 여성이 남성보다 우울이 높았고( $b=.110, p<.01$ ), 만성질환이 있는 경우 우울이 더 높았다( $b=.209, p<.01$ ).



- 1)  $***p<.001, **p<.01, *p<.05$
- 2) 제시된 수치는 비표준화 계수이고, 상관계 계수는 제시하지 않았음.
- 3) 분석 시 모든 경로와 상관계수를 설정하였으며, 그림에는 유의하게 나타난 경로만 제시하였음.

[그림 2] 장애인의 구조모형 결과

#### 4. 간접효과 분석

본 연구모형에서 매개 효과의 유의성 검증은 붓스트레핑을 통해 확인하였다. 붓스트레핑은 모집단으로부터 무작위로 추출한 표본 데이터를 바탕으로 표본의 반복적인 재추출을 통해 표준오차를 추정하는 방법이다. 모집단의 분포를 모르는 상태에서 표본 데이터를 바탕으로 모수의 분포를 생성시킨 후 모수를 추정하는 방식으로 붓스트레핑을 통한 편차교정 신뢰구간(biased-correct bootstrapping confidence interval)이 0을 포함하지 않으면 간접효과가 유의한 것으로 판단할 수 있다(우종필, 2012).

먼저 비장애인 집단에서 자가 여부가 자아존중감을 통하여 건강상태와 우울에 이르는 간접효과가 모두 통계적으로 유의하였다. 즉 자가가 아닐수록 자아존중감이 낮아지고 이를 통하여 건강상태와 우울에도 부정적인 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 주거환경미달 지속성이 자아존중감을 통하여 건강상태와 우울에



미치는 간접효과도 통계적으로 유의하였다. 즉 주거환경미달상태가 길어질수록 자아존중감이 낮아지고 이로 인하여 건강상태와 우울도 악화되는 것으로 이해할 수 있다. 마지막으로 주거비 과부담 지속성 역시 자아존중감을 통하여 건강상태와 우울에 이르는 간접효과가 통계적으로 유의하였다. 주거비 과부담 상태가 지속될수록 자아존중감이 낮아지고 이로 인하여 건강상태와 우울의 악화를 경험하는 것으로 나타났다.

<표 6> 비장애인 구조모형에서 간접효과 및 유의도

간접효과 경로	추정치	표준오차	P	BC 신뢰구간
자가 여부 -> 자존감 -> 건강상태	-.081	.010	.001	-.102 ~ -.063
자가 여부 -> 자존감 -> 우울	.079	.009	.002	.062 ~ .099
부적절한 주거환경 지속성 -> 자존감 -> 건강상태	-.013	.002	.002	-.017 ~ -.008
부적절한 주거환경 -> 자존감 -> 우울	.012	.002	.003	.008 ~ .017
주거비 과부담 지속성 -> 자존감 -> 건강상태	-.005	.002	.008	-.009 ~ -.001
주거비 과부담 지속성 -> 자존감 -> 우울	.005	.002	.009	.001 ~ .009

장애인 집단의 경우 자가 여부와 부적절한 주거환경 지속성에서 자아존중감을 통해 건강상태와 우울에 이르는 간접효과가 유의한 것으로 나타났다. 즉 자가가 아닐수록 자아존중감이 낮아지고 이를 통하여 건강상태와 우울에도 부정적인 결과가 나타나고 있었다. 또한, 부적절한 주거환경이 지속될수록 자아존중감이 낮아지고 이를 통하여 건강상태와 우울도 악화하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 7> 장애인 구조모형에서 간접효과 및 유의도

간접효과 경로	추정치	표준오차	P	BC 신뢰구간
자가 여부 -> 자존감 -> 건강상태	-.081	.027	.001	-.136 ~ -.029
자가 여부 -> 자존감 -> 우울	.073	.024	.002	.025 ~ .123
부적절한 주거환경 지속성 -> 자존감 -> 건강상태	-.016	.006	.007	-.031 ~ -.005
부적절한 주거환경 -> 자존감 -> 우울	.015	.006	.008	.004 ~ .027

## 제5절 결론

집이라는 공간은 안전과 휴식 및 가족과 함께할 수 있는 중요한 장소로 개인의 행동과 정서에 영향을 줄 수 있다. 특히 연령이 증가하면서 실내 주거환경이 개인의 신체적 정신적 건강에 더 큰 영향을 줄 수 있다는 연구들은 중고령자의 주거환경 개선을 위한 정책들의 근거가 될 수 있다. 본 연구에서는 주거의 특성이 중고령기를 거쳐 고령기로 접어드는 개인의 건강에 미치는 영향이 개인에 대한 심리적 정서적 태도인 자존감을 통해 매개되는지를 경로 분석을 통해 살펴보고, 이러한 경로가 장애 및 비장애 집단에 따라 차이가 있는지를 살펴보았다. 본 연구의 주요 연구결과는 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째, 인구 사회학적 특성을 전반적으로 비교한 결과 장애인이 비장애인보다 더욱 취약한 것으로 파악되었다. 장애인이 비장애인보다 학력과 소득수준이 낮으며, 만성질환이 높은 것으로 나타났다. 또한, 장애인 집단은 비장애인 집단에 비해 배우자가 없는 비율이 높으며, 가구원 수도 적은 것으로 나타났다. 나아가 본 연구의 주요변수인 주거환경과 자존감 및 건강상태에서도 차이가 발견된다. 장애인 집단이 비장애인 집단보다 부적절한 주거환경 지속성이 길고, 자존감이 낮으며 주관적 건강상태가 나쁘고, 우울 수준이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선행연구에서도 일관적으로 확인되는 장애와 비장애 집단 간의 차이와 유사한 결과이다(김수진, 2021; 오욱찬 외, 2020; 오욱찬, 2021; 이원진, 2021; 이선우, 2010; 유창민, 2017).

둘째, 주거환경 특성이 건강에 미치는 영향이 중고령 장애인과 비장애인 집단 간에 차이가 있었다. 먼저, 중고령 비장애인 집단의 경우, 부적절한 주거환경과 주거비 과부담의 지속성이 우울에 직접적인 영향을 주었으나 주관적 건강상태에는 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다. 선행연구에서도 부적절한 주거환경의 지속성은 신체 건강보다는 우울과 같은 정신건강에 더 유의한 영향을 주는 것으로 확인된다(정은희 외, 2017; Bently et al, 2011; Howden-Chapman et al, 2011; Pevalin et al, 2017). 본 연구에서도 주거환경의 지속성이 우울에 직접적인 영향이 있음을 중고령 비장애인 집단에서 확인할 수 있었다. 반면, 중고령 장애인 집단의 경우 주거의 특성은 주관적 건강상태와 우울 수준 모두에 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리나라에서 2012년부터 시행된 [장애인·고령자 등 주거약자 지원에 관한 법률 ( 약칭: 주거약자법 )]에 따라 중고령장애인 가구에 대한 지원이 지속적으로 이루어져 중고령 장애인 집단 내에서는 주거의 특성이 건강과 우울 수준에 직접적인 영향을 줄 만큼 큰 차이를 가지지 못한 것일 수 있다.

셋째, 주거환경과 건강의 관계를 설명하는 간접요인으로 자존감의 효과가 확인되었다. 중고령 비장애인 집단의 경우 자가 여부, 부적절한 주거환경 및 주거비 과부담 지속성은 모두 자존감을 낮추고, 낮은 자존감은 다시 주관적 건강상태와 우울 수준에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 주관적 건강 수준은 주거환경에 의해 직접적 영향이 없었으나 자존감을 매개로 하였을 때는 간접효과가 유의하게 나타났다. 이는 선행연구에서 주거 소유 여부가 우울에 영향을 줄 수 있고(오서안, 2018), 주거환경이 자존감에 영향을 주며(최병숙 & 박정아, 2012; 남기민 & 남현정, 2013), 자존감이 건강에 영향을 줄 수 있다는 (Marmot, 2003) 결과를 바탕으로 자존감이 주거환경과 건강의 관계를 설명하는 중요한 요인이 될 수 있음을 보여주는 결과이다. 한편 중고령 장애인 집단에서도 자존감은 주거환경과 건강의 관계를 매개하는 요인으로 확인되었다. 즉 본 연구결과에 따르면 중고령 장애인 집단 내에서 주거의 필수설비나 채광, 난방, 환기, 소음 등의 주거환경의 부적절성이 장기간 지속될 경우 중고령 장애인의 개인에 대한 심리적 정서적

태도에 부정적인 영향을 줄 수 있으며 신체적 정신건강으로도 이어질 수 있다. 그러나 주거의 특성 중 주거비 과부담의 지속성 여부는 중고령 장애인의 자존감과 건강 모두에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 앞서 설명된 바와 같이 주거약자법을 근거로 중고령 장애인을 위한 주거 지원이 임대료 지원이나 주거비 지원 등의 소득지원이 지속적으로 개선되어왔음을 고려할 때, 중고령 장애인 집단 내에서 주거비 과부담의 영향은 차이가 크지 않은 것으로도 해석할 수 있다. 실제 주거약자법이 제정된 2012년 이전의 2011년 기준 한국복지패널 자료와, 1년뒤에 해당하는 2013년 기준의 한국복지패널 자료를 횡단 분석한 연구들(김동배, 2012, 김세봄, 2017)에서는 중고령 장애인의 주거비 과부담이 우울에 영향을 준다고 보고되나, 이후 장애인과 비장애인 간 주거비 격차가 상당 부분 감소하였음을 보여주는 연구(오옥찬, 2021)들이 있다.

위 결과를 바탕으로 본 연구가 지니는 중고령자를 위한 주거복지정책과 실천에 관한 함의와 제안 점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 주거환경이 중고령자의 건강에 미치는 영향에서 중고령 장애인 집단과 중고령 비장애인 집단을 구분하여 살펴볼 필요성을 제안한다. 중고령기에 접어든 개인의 여러 특성을 기준으로 집단을 구분하여 살펴본 연구들은 많지만 장애 여부에 따라 주거와 건강의 관계를 살펴본 연구는 그동안 많지 않았다. 장애인과 고령자의 특성에 따라 주거환경이 개선될 경우 부상을 방지하고, 돌봄 필요를 감소시키며, 자립심을 증가시켜 우울감을 개선할 수 있다는 연구들이 있다(palacios et al, 2020; Carnemolla & Bridge, 2019; Liu & Lapane, 2009). 주거환경개선을 지원하는 정책에서도 장애 여부에 따른 주거환경 기준들이 구체적으로 마련될 필요가 있다.

둘째, 중고령 장애인과 비장애인 집단을 대상으로 한 주거와 건강의 관계에서 자존감이 중요한 과정요인으로 설명될 수 있음을 실증적으로 분석한 결과는 본 연구의 이론적 기여이다. 집이라는 공간은 누구에게나 중요하지만, 특히 중고령자에게 있어서 집은 지금까지 살아온 삶에 대한 정체성이 담겨있는 공간으로 인식될 수 있다. 자신에 대한 인지적 정서적 태도인 자존감은 심리적 중심성의 소재, 사회적 비교, 자신의 삶에 대한 평가 및 타인과 주위환경으로부터 반영된 자신의 모습 등을 통해 형성된다(Rosengerg, 1979). 우리 사회에서 집이 개인에게 주는 중요성은 상당하며, 주거의 소유와 주거환경의 적절성 여부가 자신의 정체성과 자존감을 형성하는 요인이 될 수 있음을 본 연구에서 실증적으로 확인할 수 있었다. 그동안 주거환경과 건강의 관계를 살펴본 많은 연구는 주거환경의 직접적인 영향을 주요 관심으로 다루었으나 주거환경이 개인의 자존감을 통해 간접적으로 건강에 영향을 줄 수 있음을 보여준 연구는 많지 않았다. Mantruck(2012)은 주거환경과 정신건강의 관계를 설명할 수 있는 '블랙박스(black box)'가 존재할 수 있다고 언급하며, 자아 통제감과 자존감을 그 대상으로 설명하였다. 본 연구에서는 주거환경은 자존감을 매개로 중고령자의 신체적 건강상태 평가와 우울 수준에도 영향을 줄 수 있는 것으로 나타나 중고령 시기에 자존감의 중요한 역할을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 주거환경의 개선과 주거비 과부담을 경감시키는 정책들이 중고령자의 자존감 향상에 기여하면서 결과적으로 중고령자의 건강을 향상할 수 있다는 근거가 될 수 있을 것이다. 나아가 중고령자를 대상으로 지나온 삶에 대한 조망과 통찰을 통해 주거환경뿐만 아니라 자존감을 향상할 수 있는 접근들을 다양하게 시도할 필요가 있다. 자존감이 높은 노인은 자신감 있는 모습과 힘든 상황에서도 긍정적 요소를 찾으려 하는 태도를 보인다는 연구(김태현·한은주, 2004), 자존감 향상을 위한 프로그램들의 효과를 메타 분석한 연구(김신향·김형수, 2014)를 바탕으로 주거 빈곤에 처한 중고령 장애인과 비장애인 대상으로 다양한 실천적 접근이 적용될 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 부적절한 주거환경과 주거비 과부담의 지속성이 건강에 주는 영향을 바탕으로 주거환경개선 정책지원의 근거를 제공해 준다. 주거환경은 생애과정을 통해 누적적으로 경험되는 환경이므로 개

인의 자존감과 건강에 상당한 영향을 미칠 수 있다. 지속성의 고리를 끊기 위해서는 주기적인 점검과 보수를 위한 정책들이 지원될 필요가 있다. 다양한 주거 지원정책 중 공공임대주택이나 주거비지원 등의 서비스에 비해 집의 수리 및 개선을 위한 관련 법안들은 상대적으로 활발하지 않다(황주희 외, 2020). 영구 임대주택이나 지원 주택 등의 물리적 공간과 경제적 지원 이후에도 지속해서 주거환경개선이 안정적으로 지원될 수 있도록 관련 정책 마련이 필요하다. 특히 중고령 장애인 집단에서 필수설비나 구조성능문제가 지속될 경우 자존감과 건강에 부정적 영향을 주는 것으로 확인된 결과를 바탕으로 장애의 영향을 최소화할 수 있는 주거환경 기준을 구체적으로 마련할 필요가 있다. 이를 통해 지역사회 내에서 생활하는 중고령자의 장애 여부에 따른 주거 격차를 좁히고 주거의 영향이 자존감과 건강에 긍정적으로 기여할 수 있는 방향을 모색할 수 있을 것이다.

본 연구가 지니는 몇 가지 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 한국복지패널 7차연도부터 15차연도까지 9개년도의 자료를 활용하였지만, 분석에서는 횡단 분석으로 제한된 한계가 있다. 즉 부적절한 주거환경과 주거비 과부담 지속성에 대해서만 종단적인 영향력을 살펴보고자 하였다. 따라서 자존감과 건강에 영향을 주는 통제요인들의 종단적 영향을 함께 살펴보지 못하였다. 둘째, 주거환경의 지속성 변수와 관련하여 9년간의 기간에서 어느 시점의 지속성이 특히 영향을 주는지를 구체적으로 밝히지 못한 한계가 있다. 셋째, 중고령의 장애인과 비장애인의 집단을 비교함에 있어 장애인 집단은 비장애인 집단에 비해 비교적 동질한 집단으로 볼 수 있으나 비장애인 집단은 개인 간 상이성이 클 수 있다. 향후 연구에서는 장애와 비장애의 비교 적확성을 위해 경향점수매칭 방법 등 비교 동질성을 확보한 연구방법 등을 시도해 볼 필요가 있다. 그러나 몇 가지 한계에도 불구하고 본 연구는 주거환경의 지속성이 자존감과 건강으로 이어지는 경로 분석에 더욱 초점을 두어, 주거환경의 지속성 영향과 자존감의 간접효과를 실증적으로 검증하고 장애와 비장애 간의 차이를 좁히기 위한 정책적 실천적 제언을 마련한 점에서 의의가 있다.

## 참고문헌

- 김동배, 유병선, & 신수민. (2012). 노년기 주거빈곤이 우울에 미치는 영향. *한국노년학*, 32, 1041-1061.
- 김수진. (2021). 장애인과 비장애인의 보건의료 및 건강수준 격차와 시사점. *보건복지포럼*, 2021(4), 49-61.
- 김새봄. (2017). 주거빈곤이 중고령 장애인의 우울에 미치는 영향. 석사학위논문. 전북대학교 대학원, 전북.
- 김승연, 김세림, & 이진석. (2013). 주거환경이 건강수준에 미치는 영향. *보건과 사회과학*, 34(1), 109-133.
- 김신향, & 김형수. (2014). 노인의 자아존중감과 우울 프로그램의 효과성에 대한 메타분석. *사회과학연구*, 40(3), 77-97.
- 김태현, & 한은주. (2004). 독거노인의 자아존중감, 스트레스, 사회적 지원 경험유무에 따른 심리적 복지감. *한국가족관계학회지*, 9(3), 81-106.
- 남기민, & 남현정. (2013). 노인의 주거환경 만족요인이 삶의 질에 미치는 영향-자존감과 우울의 매개효과를 중심으로. *사회복지연구*, 44(3), 395-420.
- 박정민·허용창·오욱찬·윤수경 (2015). 주거빈곤이 건강에 미치는 영향에 관한 종단연구. *한국사회복지학*, 67(2), 137-159.
- 박정훈, & 유재우. (2011). '자아정체성'개념으로 본 독거노인의 주의식과 주거행태에 관한 연구. *대한건축학회 논문집-계획계*, 27(10), 111-120.
- 배병렬 (2017). *Amos 24 구조방정식 모델링*. 서울: 도서출판 청람.
- 송인옥, & 원서진. (2015). 중고령 장애인의 사회적 배제가 빈곤에 미치는 영향: 도시와 농촌지역 비교를 중심으로. *한국콘텐츠학회논문지*, 15(8), 226-235.
- 오서안 (2018). 주거비 부담이 우울에 미치는 영향: 주택점유형태의 조절효과를 중심으로. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
- 오욱찬, 김수진, 김현경, 이원진, & 오다은. (2020). 한국 장애인의 다중격차와 사회정책의 대응. 한국보건사회연구원.
- 오욱찬. (2021). 장애인과 비장애인의 주거 격차와 정책 방향. *보건복지포럼*, 2021(4), 34-48.
- 우종필 (2012). *구조방정식모델 개념과 이해*. 서울: 한나래.
- 유창민. (2016). 한국복지패널로 본 한국 성인의 건강궤적과 예측요인: 장애인과 비장애인의 집단 내, 집단 간 불평등 정도를 중심으로. *보건사회연구*, 36(1), 440-472.
- (2017). 장애인과 비장애인의 우울 불행평 정도: 2006년부터 10년간의 변화궤적을 중심으로. *보건사회연구*, 37(2), 150-183.
- 이원진. (2021). 장애인과 비장애인의 소득 격차와 정책 방향. *보건복지포럼*, 2021(4), 6-20.
- 이선우. (2010). 장애인가구와 비장애인가구의 주거복지수준 비교: 최저주거기준과 주거비부담능력을 중심

- 으로. 한국사회복지행정학, 12(2), 1-21.
- 정은희, 임은정, & 채철균. (2017). 실내 주거 환경의 지속적 적절성과 우울의 종단적 관계: 저소득 가구를 중심으로. 한국생활환경학회지, 24(2), 171-178.
- 최병숙, & 박정아. (2012). 한국복지패널연구 자료를 기초로 주거환경과 우울감 및 자존감과의 관계 분석. 한국주거학회논문집, 23(5), 75-86.
- 황주희 외(2020). 고령장애인의 커뮤니티케어 적용을 위한 주거지원 방안 연구. 연구보고서.보건사회연구원.
- Bentley, R., Baker, E., & Mason, K. (2012). Cumulative exposure to poor housing affordability and its association with mental health in men and women. *J Epidemiol Community Health*, 66(9), 761-766.
- Bhattacharjee, A., & Chhetri, K. (2014). Self-esteem of disabled and abled: a comparative analysis. *Voice of Research*, 3(2), 11-14.
- British Medical Association. (2003). *Housing and health: building for the future*. London: British Medical Association.
- Carnemolla, P, Bridge, C. Housing design and community care: how home modifications reduce care needs of older people and people with disability. *Int J Environ Res Public Health*. 2019;16(11):1951.
- Chen, Y., Cui, P. Y., Pan, Y. Y., Li, Y. X., Waili, N., & Li, Y. (2021). Association between housing environment and depressive symptoms among older people: a multidimensional assessment. *BMC geriatrics*, 21(1), 1-10.
- Coopersmith, S.(1967). *The antecedents of self-esteem*. San Francisco, CA: Freeman
- Covinsky, K. E., Yafe, K., Lindquist, K., Cherkasova, E., Yelin, E., and Blazer, D. G., 2010, "Depressive symptoms in middle age and the development of later life functional limitations: The long term effect of depressive symptoms", *Journal of the American Geriatrics Society*, 58(3): 51-56.
- Cree, R. A., Okoro, C. A., Zack, M. M., & Carbone, E. (2020). Frequent mental distress among adults, by disability status, disability type, and selected characteristics—United States, 2018. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 69(36), 1238.
- Dieleman, J. L., Campbell, M., Chapin, A., Eldrenkamp, E., Fan, V. Y., Haakenstad, A., & Murray, C. J. (2017). Future and potential spending on health 2015 - 40: development assistance for health, and government, prepaid private, and out-of-pocket health spending in 184 countries. *The Lancet*, 389(10083), 2005-2030.
- Demirkan, H. (2007). Housing for the aging population. *European review of aging and physical activity*, 4(1), 33-38.
- Donald, I. P. (2009). Housing and health care for older people. *Age and ageing*, 38(4), 364-367.

- Gellis, Z. D. (2010). Assessment of a brief CES-D measure for depression in homebound medically ill older adults. *Journal of gerontological social work*, 53(4), 289-303.
- Heywood, F. (2004). The health outcomes of housing adaptations. *Disability & Society*, 19(2), 129-143.
- Howden-Chapman, P. L., Chandola, T., Stafford, M., & Marmot, M. (2011). The effect of housing on the mental health of older people: the impact of lifetime housing history in Whitehall II. *BMC public health*, 11(1), 1-8.
- Hu, L. and P. M. Bentler. 1999. "Cutoff Criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives," *Structural Equation Modeling* 6(1): 1-55.
- Inman, M., Shea, J., & Peaslee, J. (1994). Elderly and Disabled-A Double Risk Group. *Housing and Society*, 21(2), 52-61.
- Kang, S. (2021). The Cumulative Relationship between Housing Instability and Mental Health: Findings from the Panel Study of Income Dynamics. *Journal of Social Distress and Homelessness*, 1-13.
- Liu, SY, Lapane, KL.(2009). Residential modifications and decline in physical function among community-dwelling older adults. *Gerontologist*.49(3):344 - 354.
- Manturuk, K. R. (2012). Urban homeownership and mental health: mediating effect of perceived sense of control. *City & Community*, 11(4), 409-430.
- Marmot, M. (2003). Self esteem and health, 574-575. *BMJ*
- OECD(2021). Health Expenditure. *OECD Health Statistics 2021*.  
<https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SHA>
- Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1271 - 1288.
- Palacios, J., Eichholtz, P., Kok, N., & Aydin, E. (2020). The impact of housing conditions on health outcomes. *Real Estate Economics*.
- Pevalin, D. J., Reeves, A., Baker, E., & Bentley, R. (2017). The impact of persistent poor housing conditions on mental health: A longitudinal population-based study. *Preventive medicine*, 105, 304-310.
- Phillips, D. R., Siu, O. L., Yeh, A. G., & Cheng, K. H. (2005). The impacts of dwelling conditions on older persons' psychological well-being in Hong Kong: the mediating role of residential satisfaction. *Social science & medicine*, 60(12), 2785-2797.
- Radloff, L. S., 1977, "The CES-D scale a self-report depression scale for research in the general population", *Applied Psychological Measurement*, 1(3): 385-401.
- Rohe, W. M., & Stegman, M. A. (1994). The effects of homeownership: On the self-esteem, perceived control and life satisfaction of low-income people. *Journal of the American Planning Association*, 60(2), 173-184.
- Rotarou, E. S., & Sakellariou, D. (2018). Depressive symptoms in people with disabilities; secondary

analysis of cross-sectional data from the United Kingdom and Greece. *Disability and health journal*, 11(3), 367-373.

Rosenberg, M.(1979). *Conceiving the Self* Malabar, Florida:Robert E. Krieger Publishing Company.

Shaw, M. (2004). Housing and public health. *Annu. Rev. Public Health*, 25, 397-418.

Yin, X., Li, C., & Jiang, S. (2020). The mediating effect of self-esteem on the relationship of living environment, anxiety, and depression of underprivileged children: A path analysis in Chinese context. *Journal of health psychology*, 25(7), 941-952.



# 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계에 관한 연구

허만세 (계명대학교)

본 연구는 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화가 어떻게 관계하고 있는지를 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 본 연구는 한국복지패널 2017년12차부터 2020년 15차까지 4년간 동안 조사자료의 60세 이상 노인들(N=5727)을 대상으로 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계를 Bivariate Latent Change Score Model을 사용하여 분석하였다. 연구의 주된 결과는 다음과 같다. 조사 기간 동안 노인의 삶의 만족도의 변화 방향은 전반적으로 증가를 보이고 있지만 이전 연도의 삶의 만족도 수준이 높으면 다음 연도의 만족도 수준의 증가가 낮아지는 패턴을 가지고 있으며, 이전 연도의 우울 수준이 높을수록 당해 연도의 삶의 만족도 수준의 증가가 낮아지고 있었다. 이와는 달리 우울은 전반적인 수준에서 일정한 변화를 보여주고 있지 않으며 단지 개인의 변동이 있을 뿐이고 삶의 만족도의 변화와도 유의한 관계를 보여주지 않았다. 이러한 결과에 대한 함의를 본문에 논의하였다.

주제어: 삶의 만족도; 우울; Bivariate Latent Change Score Model; 한국복지패널

## I. 서론

현재 우리가 가장 주목할 만한 인구 변화 중 하나는 노인 인구 자체의 점진적인 인구 고령화 일 것이며 거의 모든 국가에서 노인 세대는 젊은 세대 보다는 더 빠르게 성장하고 있다(Gwozdz & Sousa-Poza, 2010). 특히 한국의 고령화속도는 OECD 37개국 중 가장 빠르다(OECD, 2021). 2020년 65세 이상 고령인구는 한국 인구의 15.7%로, 향후에도 계속 증가하며 2025년에는 20.3%에 이르러 한국이 초고령사회로 진입할 것으로 전망된다(통계청,2020). 노인 인구가 빠르게 증가로 인하여 노년기 삶의 만족도를 향상시키기 위한 관심이 개인적, 사회적으로 높아지며 삶의 만족도에 대해 체계적인 연구의 필요성이 강조되고 있다(허원구, 2017). 높은 만족도를 가지고 있는 사람은 성공적인 노화가 이루어졌다고 볼 수 있기 때문이다(김진훈, 2019a). 그러나 OECD 주요국을 비교하면 한국인의 삶의 만족도는 2017~2019년 평균 5.87점으로 같은 기간 OECD 평균(6.71점)보다 0.8점 정도 낮게 나왔다고 보이 수 있고(OECD,2020) 중고령자의 삶의 만족도는 젊은 층보다 더 낮다(박선애, 2019). 노년기는 인간의 발달단계 중 마지막 단계이고 취약한 단계로서 사회적, 신체적 기능뿐만 아니라 만족도와 같은 정신건강에 있어서도 다양한 변화를 가져오게 된다(Cavanaugh & Blanchard-Fields, 2010). 개인의 특성 차이로 인해 각 개인의 변화는 이질성을 보일 수 있었지만 그 이질성은 연령에 따라 증가한다고 주장되어 왔다(Angela M. O'Rand, 1996; E. Anne Nelson & Dale Dannefer, 1992). 그 결과 노년기는 다른 연령층보다 만족도의 이질성이 더 분명해져 성공적 노화를 달성하기 위한 중요한 문제로 대두되고 있다.

오래전부터 외국에서는 노인의 삶의 만족도가 시간에 따른 변화를 논의하여 왔다. 미국사회조사

(1972~2004년) 결과에 따르면 노인들은 조사에 참여한 28,000 명 연구대상 중 가장 만족한 집단이고 전체적으로 나이가 10세 증가하면 만족도는 5%씩 증가하고 있음을 보여주고 있다. 또한 많은 연구에서 연령과 삶의 만족도 사이에 U- 형태를 보인다고 보고하고 있다(Easterlin, 2006; Frey & Stutzer, 2010). 이와는 달리 국내의 노인의 삶의 만족도에 대한 연구는 대부분이 횡단적인 접근을 통한 연구들이며, 이러한 연구들은 시간의 흐름에 따른 노인의 삶의 만족도의 변화 정도를 제시할 수 없다는 한계가 있었다(김진훈, 2019a). 근자에 들어서는 몇몇 패널데이터가 구축됨에 따라 국내에서도 종단적인 연구들이 조금씩 시작되어 진행되어 지금까지 11편의 연구를 찾아볼 수 있었다. 노인의 삶의 만족도의 중요성을 볼 때 여전히 더 많은 연구결과들이 필요할 뿐 아니라 선행연구의 결과들이 일관된 연구결과를 보여주지 않고 있어서 후속 연구가 필요한 실정이다.

다른 한편으로 노인의 삶의 만족도는 낮은 기분, 불안 및 기타 같은 우울 증상과 부정(-)적인 상관관계를 보여주고 있다고 보고되고 있다(An, An, O'connor, & Wexler, 2008; Sivertsen, Bjørkløf, Engedal, Selbæk, & Helvik, 2015). 나이가 노인의 삶의 만족도와 우울에 대한 종단적인 연구도 국외에서 진행되었는데, 노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계를 보여주는 연구로서 80세 이상 412명 노인을 6년 동안 추적 관찰한 연구는 시간이 지남에 따라 우울 점수가 높을수록 삶의 만족도가 낮아진다고 보고하고 있다(Anne Ingeborg Berg et al., 2009). 그러나 국내에서 노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계를 종단적으로 분석한 논문을 찾아보기 어려웠다. 따라서 본 연구는 한국복지패널 데이터를 통해서 시간이 지남에 따라 노인의 삶의 만족도의 변화가 우울의 변화와 어떻게 관련되는지를 분석하고자 하였다. 특히 조사 기간 동안 각각의 조사 시점에서 노인의 삶의 만족도 변화에 우울이 어떻게 영향을 주는지를 살펴보고자 하였다.

## II. 이론적 배경

### 1. 노인의 삶의 만족도

삶의 만족도는 하나의 단독적이고 최종적으로 더 중요한 개인 복지 기준으로 묘사된다(Felce & Perry, 1995). 삶의 만족도는 사람의 삶에 대한 의식적 인지적 판단이며 판단 기준은 개인에 의해 결정된다(Pavot & Diener, 2009). Diener는 삶의 만족도가 주관적 웰빙(Well-being) 연구의 중요한 내용이며 주관적 웰빙의 인지적 구성 요소라고 주장하였다. Chen은 삶의 만족은 삶에 대한 긍정적인 감정과 태도를 말한다(Y. Chen, Lehto, & Cai, 2013). 삶의 만족도는 크게 두 가지로 나눌 수 있는데, 일반적인 삶의 만족도는 개인의 삶의 질에 대한 전반적인 평가이고, 특별한 삶의 만족은 가족 만족도, 직업 만족도, 지역 사회 만족도 등 다양한 삶의 영역에 대한 구체적인 평가이다(Shin & Johnson, 1978). Huebner는 삶의 만족도를 측정할 때 먼저 각 특정 분야의 구체적인 삶의 만족도를 계산한 다음 각 분야의 점수를 더하여 일반적인 삶의 만족도를 구할 수 있다고 주장한다(Huebner, 1994). Diener(1984)는 단순히 플러스 방법은 사람들이 각 특수 생활 세부에 부여하는 중요성의 차이를 무시한다고 생각하므로 응답자의 일반적인 삶의 만족도를 더할 때 가중치(weight) 계산을 고려해야 한다고 말한다. 그렇지만 Andrew와 Robinson의 연구 결과에 따르면 단순 더하기와 가중 플러스는 일반적인 삶의 만족도를 예측하는 데 동일한 효과가 있음을 보여준다.

삶의 만족도에 관한 연구는 주로 정신건강 연구, 삶의 질 연구, 노년학 연구의 세 가지 영역으로 나타났다. 노년학에서 삶의 만족은 노인의 삶의 질을 평가하는 데 자주 사용되거나(Y. Chen et al., 2013) 주관적인 행복감을 평가하고 개인의 성공적인 삶을 이해하는 데 자주 사용되는 개념이다. 노인의 삶의 만족

도는 노인의 물질적, 정신적 상태를 더 잘 반영할 수 있으며, 기대했던 수준과 현재 달성한 목표 간의 차이에 대한 판단 또는 복잡한 감정의 표현이라 할 수 있다(소광섭, 2007). 왜냐하면 일상 생활의 모든 측면에 대한 노인의 삶의 만족도는 일상 생활의 능력과 태도를 보일 수 있으며, 삶의 만족도가 높은 노인은 정서적으로 활동적이고 건강하며 사망 위험이 낮기 때문이다(X. Bai, Yang, & Knapp, 2018; Jingyue & Shicun, 2021; Kimm, Sull, Gombojav, Yi, & Ohrr, 2012; Koivumaa-Honkanen et al., 2000). 실제로 많은 연구에서 삶의 만족을 성공적인 노화하고 노인 생활을 잘 적응의 중요한 요소인 일반적인 삶의 질에 대한 주관적인 평가로 간주했다고 한다(Meggiolaro & Ongaro, 2014). 선행연구를 한마디로 정리하면 노인의 삶의 만족도는 삶의 모든 영역에서 노인의 전반적인 상황에 대한 주관적인 평가이며, 이는 노인의 삶의 질과 그들의 능력과 태도를 반영할 수 있다.

## 2. 노인의 삶의 만족도 변화

인생 발달 관점(Life-course perspective)에서 삶의 만족도에 대한 연구는 개인적 및 사회적 수준에서 시간의 지남에 따라 변화 요인을 측정해야 한다(Elder & Johnson, 2018). 생애주기이론은 사람이 태어나서 죽을 때까지 각 단계에서 변화하는 특성을 설명할 수 있으나, 짧은 조사 기간 4년에 삶의 만족도 변화 궤적은 개인 차이(Individual Differences)를 반영하므로, 생애주기이론은 왜 노인의 삶의 만족도가 단기간 안에 변화하는지 설명할 수 없다.

앞서 언급한 바와 같이 노인의 삶의 만족도는 삶의 모든 영역에서 노인의 전반적인 상황에 대한 주관적인 평가이다. 이 것은 본질적으로 복잡한 사람-환경 상호 작용이다(Kleinspehn-Ammerlahn, Kotter-Grühn, & Smith, 2008). 실제로 삶의 만족도는 개인의 열망에 영향을 받으며, 이는 차례로 환경의 변화에 따라 조정되는 개인의 선호와 가치에 따라 달라진다(Meggiolaro & Ongaro, 2014). 그래서 현재 그 순간에 일어나는 사건에 대해 노인마다 수용하는 수준도 다르며, 느끼는 삶의 만족도도 차이가 있다.

시간이 지남에 따라 노인의 삶의 만족도에 긍정적인 영향(F. Chen & Short, 2008; Chou & Chi, 1999; Luo & Li, 2011; Viguer, Satorres, Fortuna, & Meléndez, 2017)을 주거나 영향이 없거나 부정적(Baird, Lucas, & Donnellan, 2010; Anne Ingeborg Berg, Hoffman, Hassing, McClearn, & Johansson, 2009; C. Chen, 2001; Gerstorf, Ram, Estabrook, et al., 2008; Gerstorf, Ram, Röcke, Lindenberger, & Smith, 2008; Schilling, 2005)인 영향을 미친다는 다양한 연구결과를 보여주고 있다. 영국 BHPS(1991-2004)의 데이터를 기반으로 한 연구에 따르면 16-64세 인구의 삶의 만족도는 U-형태이라는 것을 나타냈고(Clark & Oswald, 2006) 최근에 미국의 한 연구에 따르면 145개국 표본을 대상으로 한 연구에서 삶의 만족도와 연령의 관계는 U-형태라고 보고했다(Blanchflower, 2021). 또한 70세 이상 노인들을 대상으로 한 종단연구는 시간에 경과함에 따라 노인들은 삶의 만족도가 높아졌다고 보고하고 있다(Chou & Chi, 1999). 뿐 만 아니라 2002년, 2005년, 2008년 중국 고령자 건강 및 장수 조사 데이터(CLHLS)를 사용한 연구에 의하면 65세 이상 노인들은 한 해 지날 때마다 삶의 만족도가 증가할 가능성이 1%에서 1.3%로 증가한다고 밝혔다. 그러나 일반적으로 노년기가 인생의 종점에 가까워지기 때문에 질병 고통, 수입 감소, 사회적 접촉 감소 등과 같은 스트레스가 많은 사건을 경험하고(Baltes & Mayer, 2001), 따라서 노인의 삶의 만족도는 젊은이들 보다 더 낮은 것으로 보고되고 있다(Zaninotto, Falaschetti, & Sacker, 2009). 또한 기존 연구에 따르면 많은 연구에서 노인의 삶의 만족도는 시간이 흐르면서 나이가 들수록 감소하는 경향이 있다고 주장한다(Baird et al., 2010). 예를 들면 4년간의 종단 연구를 바탕으로 65세 이상 노인의 삶의 만족도는 감소하여(C. Chen,

2001), Campbell 등은 노인의 삶의 만족도가 70세 이후에 약간 감소하기 시작한다고 보고하고 있다. 영국(British)과 독일(German)의 패널 데이터를 기반으로 한 비교 연구에 따르면 두 국가의 노인 삶의 만족도는 조금 다르지만 70세 이상 노인 삶의 만족도가 급격히 떨어지는 것으로 나타났다(Baird et al., 2010). 이 상에서 살펴본 바와 같이, 시간이 경과함에 따라 노인 삶의 만족도의 변화에 대한 연구들 사이에 상반된 결과들이 제시되어 왔다. 이에 대한 후속연구가 필요한 실정이다.

국내에서 진행된 노인 삶의 만족도 변화에 대한 종단연구를 정리하여 <표 1>에 제시하였다. <표 1>에 나타난 바와 같이, 노인 삶의 만족도 변화궤적에 대한 종단연구는 지금 (2021년) 까지 11편의 연구가 진행되어 있고, 이용된 패널데이터는 한국노동패널조사, 전국노인생활실태 및 복지욕구조사, 국민노후보장패널조사, 그리고 한국고령화연구패널 있지만 그 중에 한국복지패널데이터를 사용한 노인 삶의 만족도 변화에 대한 종단연구는 한 편도 없다. 게다가 정리했던 11편 연구 중 4편은(김진훈, 2019b; 임정기 & 홍은진, 2011; 정순돌 & 이선희, 2011; 허원구, 2017) 감소한다고 보고되어 있고 6편은(김교성 & 유재남, 2012; 김진원 & 이금룡, 2020; 염지혜, 2016; 유재남, 2015; 임정기 & 홍은진, 2011; 조원희 & 한창근, 2019) 증가하는 것으로 확인했다고 한다. 그리고 한 편 연구에서는 노인의 삶의 만족도는 시간이 경과에 따라 전반적으로 성장하지만 성장세가 시간이 흐름에 따라 다소 둔화되는 블록 포물선의 형태로 성장함을 알 수 있었다고 보고되어 있다(박순미 et al., 2009). 한국에서 노인 삶의 만족도의 변화궤적에 대한 연구는 시간에 따라 대부분 증가하는 것으로 나타나며, 국외의 다양한 연구에 비해 결과는 일치하지 않는다. 따라서 한국에서 시간이 지남에 따라 노인의 삶의 만족도의 변화하는지를 다시 검증할 필요가 있다.

<표1> 노인 삶의 만족도의 종단적 변화 연구

저자(년도)	자료출처	연구대상	척도	연구방법	변화
박순미 손지아 배성우 2009	한국노동패널조사 (2-9차)	65세 이상	단일항목	잠재성장곡선모형	성장하다가 다소 둔화되는 블록 포물선
정순돌 이선희 2011	전국노인생활실태 및 복지욕구조사 (1994,2004, 2008년)	65세 이상	단일항목	다중회귀분석	감소
임정기 홍은진 2011	국민노후보장패널조사 (2005, 2007, 2009년)	65세 이상	단일항목	잠재성장모형	감소
김교성 유재남 2012	국민노후보장패널조사 (1-3차)	55세 이상	단일항목	잠재성장모형	증가
임정기 2013	한국노후패널 (1-3차)	65세 이상	단일항목	잠재성장모델과 다중집단분석	증가
유재남 2015	국민노후보장패널조사 (1-3차)	55세 이상	단일항목	잠재성장모형	증가
염지혜 2016	고령화연구패널조사 (1-4차)	65세 이상	단일항목	다집단 잠재성장모형	증가
허원구 2017	고령화연구패널조사 (1-5차)	65세 이상	단일항목	잠재성장모델	감소
김진훈 2019	고령화연구패널조사 (2-4차)	65세 이상	단일항목	잠재성장모형	감소
조원희 한창근 2019	국민노후보장패널조사 (1-6차)	65세 이상	단일항목	잠재성장모형	증가
김진원 이금룡 2020	고령화연구패널조사 (2- 6차)	60- 80세	다항목	잠재성장모형	증가

### 3. 노인 우울의 종단적 변화

국내에서 진행된 노인 우울의 변화에 대한 종단연구를 정리하여 <표2>제시하였다. <표2>에 제시 된

것처럼 우울 증상 변화에 대한 종단연구는 2013년부터 현재까지 10편의 연구가 진행 되어 왔고, 사용된 패널조사 자료는 한국복지패널(5편), 고령화연구패널조사(5편)이다. 연구기간 중 제일 긴 기간은 10년(1편)이며 두 번째는 9년(1편), 세 번째로는 7년(1편), 네 번째로는 5년(1편), 다섯 번째로는 4년(3편), 마지막으로 3년(3편)이다. 3~4년 기간이 가장 많은 것으로 나타났다. 연구대상은 60세 이상(2편), 65세 이상(5편), 60세~74세(2편), 60세~79세(1편)이며, 척도는 CES-D11 문항(6편), CES-D 10문항(4편)이며 CES-D 11문항의 척도는 신체적 저하(2문항), 우울정서(4문항), 긍정적 정서(2문항), 대인적 실패감(3문항)의 하위 요인으로 구성되어 있다. 분석모형으로는 잠재성장모형이 가장 많았으며(4편), 다음으로는 자기회귀교차지연, GLS의 고정효과모형, 시차효과모형, residyalized regression, 패널회귀분석, 이중변화형태모형으로 각 1편씩 분석모형을 이용하였다. 이상의 연구들의 결과를 살펴보면 노인의 우울이 종단적으로 감소한다는 연구결과가 7편이었으며, 노인의 우울이 증가한다는 연구가 3편이었다.

<표2> 노인 우울의 종단적 변화 연구

저자(년도)	자료출처	연구대상	척도	분석모형	우울도변화
김선숙, 최희철 (2013)	한국복지패널 (1~4차년도)	60세 이상 79세 이하	CES-D 11문항	자기회귀 교차지연	증가
김혜경,성준모 (2014)	한국복지패널 (1~4차년도)	65세 이상	CES-D 11문항	GLS의 고정효과 모형	감소
전혜정, 김명용 (2014)	고령화연구 패널조사 (2008~2010년)	60세 이상	CES-D 10문항	시차효과 모형	감소
이민아 (2014)	고령화연구 패널조사 (2006~2008년)	60세 이상	CES-D 10문항	residualized regression	증가
이난희, 방기현,송혜숙 (2017)	한국복지패널 (2006~2014년)	65세 이상	CES-D 11문항	잠재성장 모형	감소
정규형(2017)	고령화연구 패널조사 (2010~2014년)	65세 이상	CES-D 10문항	패널회귀 분석	감소
허원구(2017)	고령화연구패널 (2006~2012년)	65세 이상	CES-D 11문항	잠재성장 모형	증가
김수진(2019)	한국복지패널 (2014~2017년)	60세 이상 74세 이하	CES-D 11문항	잠재성장 모형	감소
김진훈 (2019)	고령화연구 패널 조사 (3~6차)	65세	CES-D 10문항	잠재성장 모형	감소
김명일(2020)	한국복지패널 (2006~2015년)	65세 이상 74세 이하	CES-D 11문항	이중변화 형태모형	감소

노인의 우울은 보편적인 정신건강 문제이며, 삶의 시간이 경과할수록 지인들의 죽음, 자녀와의 분리, 경제적 어려움 등 다양한 문제로 우울감이 증가할 수 있다는 점을 고려할 때 선행연구들에서는 우울이 감소한다는 결과가 상대적으로 더 많이 발표된 것은 주목할 만하다. 발표된 연구결과를 조금 자세히 살펴보면 다음과 같다. 먼저 우울감이 증가하는 이민아(2014)의 연구를 살펴보면 배우자의 사별의 요인으로 우울감이 증가하는 경우도 나타나고 있다. 배우자간의 관계만족도가 긍정적일수록 사별 후 우울의 수준이 증가하는 모습이 보였다. 정규형(2017)의 연구를 살펴보면, 도시노인이 농촌노인보다 우울이 낮다는 것으로 나타났고, 그 이유는 비동거자녀들이 농촌노인들에게 찾아가거나 연락하는 빈도가 도시노인보다 낮은 것으로 나타나, 우울감이 더 높은 것으로 나타났다. 가족 뿐만 아니라 경제적으로 부터 오는 우울 변화도

있는데 그 우울의 변화되는 요인들을 살펴보니, 전해정, 김명용(2014)에서는 노년기 취업변인으로 노년기 취업에 따른 우울 특성을 살펴봄에 우울을 낮추는 효과는 있지만, 긍정적인 면모는 보이지 않는다고 한다. 이 연구와 유사한, 허원구(2017) 연구에서는 사회활동참여가 줄어들면서 우울감이 증가한다고 연구되어 있다. 이 두 연구를 보면, 취업과 사회활동참여에는 우울에 연관되어 있지만 전해정, 김명용(2014)는 우울이 감소되고 허원구(2017)은 증가하는 이유를 찾아보면 취업, 사회활동참여 여부에 따른 우울 감소 증가가 차이를 있는 것으로 확인된다. 또한 빈곤에 문제로 인해 우울을 느끼는 연구 김명일(2020)을 살펴보면 취업 사회활동 참여 뿐 만 아니라 빈곤에 대한 우울이 감소되는 현상을 볼 수 있다.

#### 4. 삶의 만족도와 우울의 관계

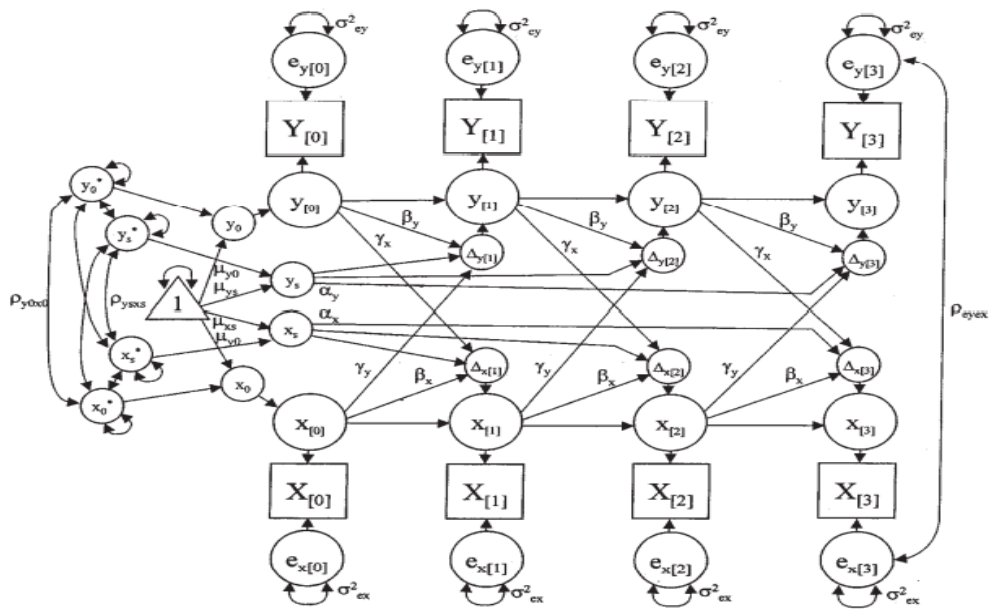
노인을 대상으로 한 연구에서 삶의 만족도는 낮은 기분, 불안 및 기타 같은 우울증상 간의 부정(-)적인 상관관계를 보일 수 있다(An, An, O'Connor, & Wexler, 2008; Sivertsen, Bjørkløf, Engedal, Selbæk, & Helvik, 2015). 노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계를 보여주는 연구로서 80세 이상 412명 노인을 6년 동안 추적 관찰한 연구는 시간이 지남에 따라 우울 점수가 높을수록 삶의 만족도가 낮아진다고 보고했다 (Anne Ingeborg Berg et al., 2009). 그러나 국내에서 노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계를 종단적으로 분석한 논문을 찾아보기 어려웠다. 다만 노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계에 대한 많은 횡단적 국내 연구들의 결과에서 이 두변수의 종단적 관계가 우리나라에서도 발견될 수 있음을 시사한다.

노인의 삶의 만족도와 우울과의 관계에 대한 국내의 횡단적 연구결과들을 소개하면 다음과 같다. 박인숙, 오경옥, 김종임(1989), 박재홍, 정지홍(2010), 노현중, 조태곤, 서봉언 등(2019), 오영경(2019), 이현지(2020)의 연구에서 삶의 만족도가 높으면 우울이 낮아짐을 보고하고 있다. 이를 조금 자세히 살펴보면 먼저 노현중, 조태곤, 서봉언 등(2019)은 노년기 부부의 경제활동이 활발하면, 삶의 만족도가 높으며, 우울감이 낮고 상호의존모형형태가 나타났고, 오영경(2019)에서는 경제활동 하는 노인의 우울은 삶의 만족도에 영향을 끼치며, 삶의 만족도가 높으면 일의 만족도도 증가하고 있다고 보고하고 있다. 박인숙, 오경옥, 김종임(1989)에서는 노인의 사회적 지지가 높으면 우울이 낮으며, 우울이 낮으면 삶의 만족도가 높은 것으로 확인되고 있다. 음주의 매개효과를 연구한 박재홍, 정지홍(2010)에서는 독거노인의 문제음주가 우울에 영향이 미치며 우울이 높을수록 삶의 만족도가 낮은 것으로 보고하고 있다. 초고령 대상으로 한 이현지(2020)는 초고령 노인들의 주관적 만족도는 연령증가와 함께 함께 저하되고, 삶의 만족도와 우울은 밀접한 연관이 있다고 보고하고 있다. 이러한 결과들은 노인의 삶의 만족도와 우울은 분명히 관련있음을 증거하고 있지만 그 종단적 관계에 대한 말하지 못하는 한계가 있기에 두 변인의 종단적 관계에 대한 경험적 연구가 필요한 실정이다.

#### 5. 두 변인의 종단적 변화 관계 모형: Bivariate Latent Change Score Model

노인의 삶의 만족도 변화와 우울의 변화의 관계를 알아보고자 한 본 연구에서는 Bivariate Latent Change Score Model을 사용한다(McArdle & Hamagami, 2004). 두 변인의 종단적 변화를 함께 분석하는 방법으로 가장 널리 사용되는 방법은 Bivariate Latent Growth Model과 Cross Lagged Regression Model

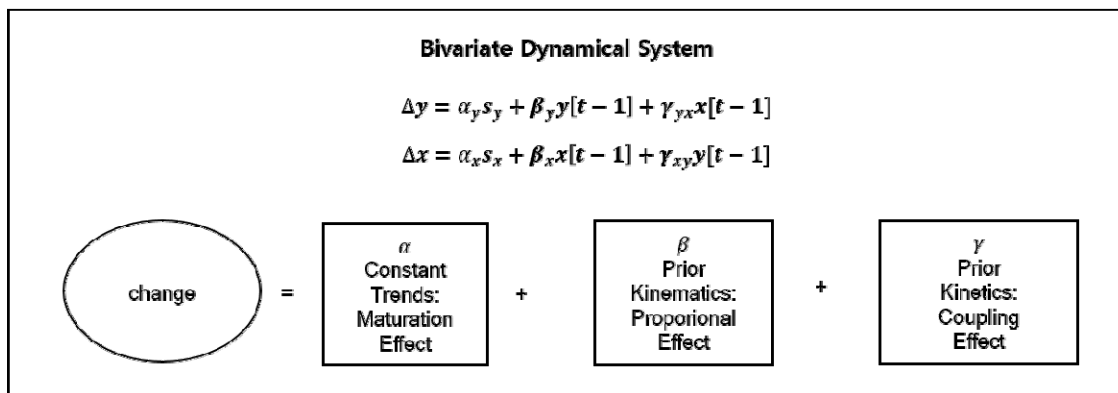
을 들 수 있는데, Bivariate Latent Change Score model은 이 두 모형의 특징을 모두 담고 있으며 동시에 시간에 따라 변화하는 두 변인의 역동적 변화 가설(dynamic change hypothesis)을 분석할 수 있는 장점이 있다(Ferrer & McArdle, 2003; McArdle & Hamagami, 2004). McArdle에 의하여 개발된 Bivariate Latent Change Score Model은 <그림 1>에 제시한 분석모형으로서 기본적으로 두 변인에 대해 각각의 Latent Change Score Model을 설정하고 이 두 모형을 결합하여 두 변인이 상호영향력을 함께 분석하고자 하는 모형이다.



[그림 1] Bivariate Latent Change Score Model

Latent Change Score Model은 기본적으로 한 변인의 종단적 변화를 잠재변화점수(Latent Change Score: <그림 1>에서 잠재변수  $\Delta y$  또는  $\Delta x$ )를 통하여 수량화하고 그 수량화된 잠재변화점수를 기반으로 기존의 Latent Growth Model과 같이 변화량과 변화 초기치를 요인분석의 구조모형으로 추정해 내는 분석모형이다. 이러한 Latent Change Score Model을 확장시킨 Bivariate Latent Change Score Model은 두 개의 변인에 대한 변화 관계를 연관시켜서 분석하고자 할 때 사용하는 것으로, 두 변인에 대해 각각의 Latent Change Score Model에 시간에 따라 반복측정되는 두 변인의 교차지연 효과를 포함시킴으로써 두 변인의 역동적 변화(dynamic change)를 분석할 수 있다.

Bivariate Latent Change Score Model의 장점을 부연하면 <그림 2>와 같은 개념화 할 수 있다. 이를 구체적으로 설명하면 반복 측정되는 한 변인의 변화는 성숙효과(maturation effect), 비례효과(proportional effect) 그리고 커플링효과(coupling effect)로 분해할 수 있다는 의미이며, 특히 커플링효과는 한 변인의 자체 변화 양태(kinematics)를 나타내는 성숙효과 및 비례효과와는 달리 한 변인의 변화에 미치는 외부 변인의 영향력(kinetics)을 모델링할 수 있게 해주는 우수한 장점이 있다. 다시 말해, 커플링 효과는 종단자료상의 각 측정시점에서 한 변인의 현 시점의 수준에 다른 변인의 이전 시점의 수준이 영향을 미치는지를 체계적으로 살펴볼 수 있기에 두 변인간의 역동적 변화 관계를 보다 구체적으로 분석할 수 있게 해 준다.



[그림 2] Bivariate Latent Change Score Model의 수식과 그 개념적 도식

### III. 연구방법

#### 1. 연구대상

본 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study: KOWEPS)의 12, 13, 14, 15차년도 (2017-2020년) 데이터를 사용하였다. 패널 데이터는 동일 연구대상에게 일정 기간을 두고 같은 문항을 반복적으로 측정 한 자료로 구성되기 때문에 종단접근에 적합하다고 볼 수 있다. 한국복지패널은 서울을 포함한 7개 광역 시와 제주도를 포함한 9개 도에 거주하는 2006년에 7,072가구의 가구원 14,469명이 참석한 전국적인 대표 성을 지닌 종단적 조사이다. 12차년도(2017) 조사는 17개 시·도, 209개 시·군·구에 거주하고 있어 거의 전국적으로 분포하고 있음을 확인할 수 있다. 2017년 발생한 추가 분 가구를 포함한 683가구, 신규 패널 가구인 1,534가구 중에서 조사가 완료된 1,500가구까지 총 6,581가구에 대한 조사를 완료하였고 조사 대상이었던 6,879가구 중에서 6,581가구가 조사 완료(95.67%) 가구이다. 현재 복지패널은 2020년에 15차까지의 종단 데이터를 구축하였다. 본 연구에서는 지금까지 조사가 완료되어 종단적 데이터로 완성된 한국복지패널의 2017년에 12차, 2018년에 13차, 2019년에 14차, 2020년에 15차의 데이터를 사용하며, 노인의 삶의 만족도의 종 단적 변화를 살펴보고, 삶의 만족도의 궤적을 예측하는 초기 변수를 고려하기 위해서 2017년인 12차년도 기준으로 연령이 만 60세 이상이며 주요변수 삶의 만족도의 응답한 노인들은 5,727명을 대상으로 분석하였다.

#### 2. 측정도구

##### (1) 삶의 만족도

노인의 삶의 만족도는 삶의 모든 영역에서 노인의 전반적인 상황에 대한 주관적인 평가이다. 본 연구에서는 노인의 삶의 만족도 변화궤적을 알아보기 위한 종속변수는 노인의 삶의 만족도이다. 신뢰도와 타당도를 파악하기 위해서 Satisfaction With Life Scale: SWLS(Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985)으로



노인의 삶의 만족도 변수를 측정되어 있으며, SWLS는 개인의 삶의 만족도에 대한 전반적인 판단을 평가하기 위해 고안되었으며, 이론적으로는 삶의 상황과 자신의 기준을 비교하는 데 의존할 것으로 예측된다(Pavot & Diener, 2009). 본 연구는 복지패널에서 있는 7개(응답자는 건강, 가족의 수입, 주거 환경, 가족 관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가생활 및 전반적 생활에 대한 얼마나 만족하는가?) 항목을 척도로서 각 문항은 리커트 척도(Likert Scale) (1-매우 불만족; 2-대체로 불만족; 3-그저 그렇다; 4-대체로 만족; 5-매우 만족)를 통해 7개 항목의 점수를 더한 총점(최소=8; 최대=40)을 사용한다. 점수가 높을 수록 노인의 삶의 만족도가 많다는 것을 의미한다. 각 연도별 노인의 삶의 만족도의 신뢰도는 Cronbach's alpha를 사용하여 12차년도(0.826), 13차년도(0.816), 14차년도(0.820), 15차년도(0.801)으로 나타난 노인의 삶의 만족도 척도의 신뢰도가 높다고 판단된다.

## (2) 우울

우울증상은 복지패널에서 있는 CES-D 11 문항을 구성되어, 각 문항은 리커트척도를 통해 측정하였다. 변수 값을 0점에서 3점으로 코딩변경하고, 이 중 두 가지 긍정적인 문항을 대한 역코딩하여, 본 연구는 각 문항의 점수를 합하여, 점수를 높을수록 우울 증상은 심각하다는 것을 의미한다. 우울 척도의 Cronbach's alpha는 0.89으로 드러나 척도 신뢰도가 적당한 것으로 판단한다. 복지패널에서 가족관계평가를 묻는 “가족생활 및 배우자와의 관계 및 자녀와의 관계 및 자녀들의 형제자매 관계에 대해 얼마나 만족하는가?” 4개 항목 변수로서 측정하며, 변수값은 1부터 5까지 리코딩 Likert 척도를 사용하였다. 점수가 높을수록 좋은 가족관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 본 연구의 2017년도 12차 자료에서는 가족관계평가 척도의 Cronbach's alpha는 0.80으로 나타났다.

## 3. 자료분석 방법

본 논문의 연구목적인 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계를 알아보기 위해 Bivariate Latent Change Score Model을 사용하였다(McArdle & Hamagami, 2004). 기술통계 분석에는 SPSS Statistics 25를 사용하였고, Bivariate Latent Change Score Model 분석은 AMOS 23을 사용하였다. 모형적합도를 판단하기 위하여 CFI (Comparative Fit Index), TLI (Tucker Lewis coefficient), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) 지수를 활용하여 평가하였다.

## 제4절 결과분석

### 1. 연구대상자의 일반적 특성 및 주요변수의 기술 분석

2017년 12차(baseline) 데이터를 기준으로 <표3>는 전체 연구대상자의 기본적 특성을 보여주고 있으며, 5727명의 연구대상자 중 평균 연령은 74세였고 여자 노인 (61.60%)였다. 현재 배우자가 있는 사람 61.30%이고, 종교 있는 사람 57.00%이고, 저소득가구의 노인은 55.30%으로 나타났다. 노인들의 교육수준은 초등학교 2263명(39.50%), 중학교 1093명(19.1%), 고등학교 1013명(17.7%), 무학 973명(17%), 전문대학 64명(1.1%), 대학교 264명(4.6%), 대학원 57명(1.0%) 순이었다.

<표 3> 연구대상자의일반적 특성(복지패널 12차년도 기준) (N=5,727)

구분	변수명	영역	빈도(명)	비율(%)
인구 사회 학적 요인	연령 (M=74)	60-70세	1990	34.7
		71-80세	2382	41.6
		80세 이상	1355	23.7
	성별	남자	2197	38.4
		여자	3530	61.6
	교육수준	무학	973	17
		초등학교	2263	39.5
		중학교	1093	19.1
		고등학교	1013	17.7
		전문대학	64	1.1
		대학교	264	4.6
		대학원	57	1.0
	배우자유무	있음	3511	61.3
		없음	2216	38.7
	종교	있음	3264	57
		없음	2463	43
	가구형태	일반가구	2558	44.7
저소득가구		3168	55.3	

삶의 만족도 점수와 우울 점수에 대한 각 측정시점에서의 평균과 표준편차가 <표4>에 제시되어 있다. 삶의 만족도의 평균점수는 기준시점인 12년차 자료에서 26.83에서 그 다음연도에는 27.05로 약간의 증가를 보인 후 유사한 수준을 유지하고 있음을 보여주었다. 우울의 평균점수는 12년차 자료에서 19.67 그 다음 연도는 19.65로 유사한 수준을 보여주었고, 14년차에 19.87, 15년차에 19.95로 기준년도에 비교할 때 별 차이가 없는 것으로 나타나고 있다.

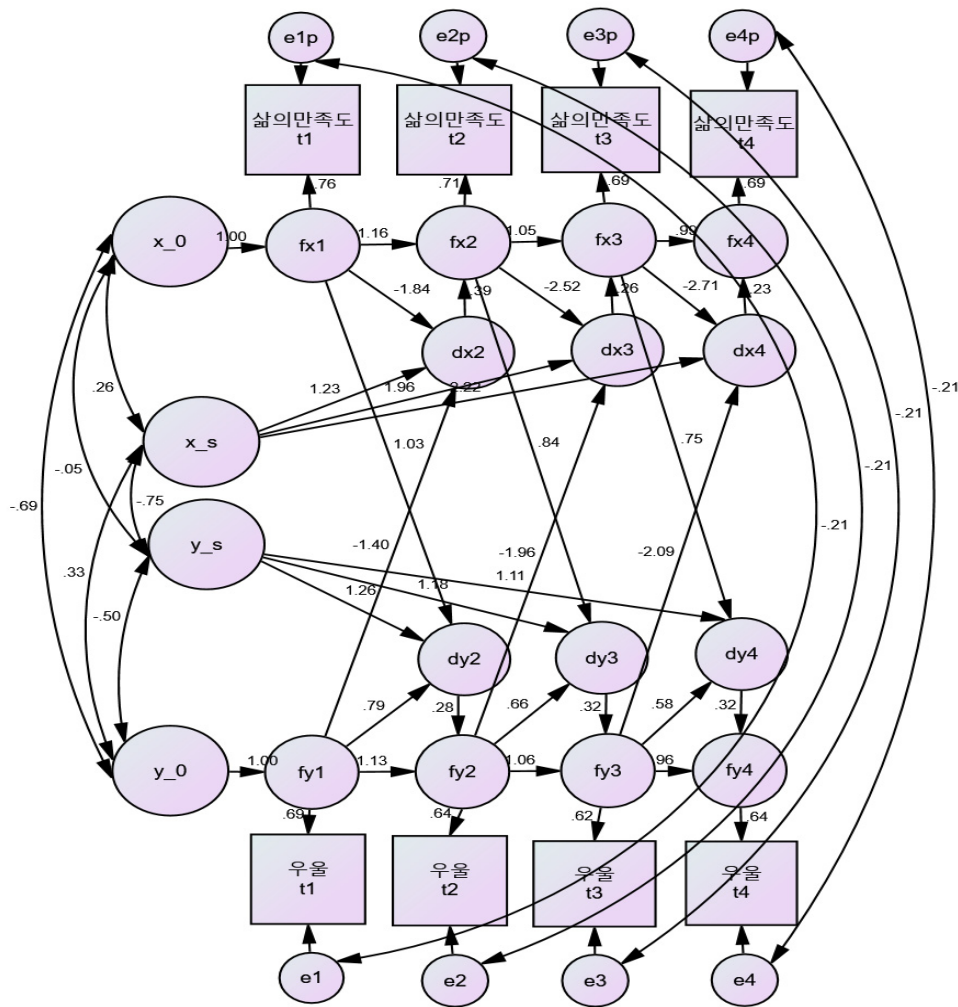
<표 4> 삶의 만족도와 우울 점수의 연차별 평균

	삶의 만족도	우울
	평균(표준편차)	평균(표준편차)
12년차	26.87(3.96)	19.67(3.34)
13년차	27.05(3.75)	19.65(3.21)
14년차	26.93(3.75)	19.87(3.29)
15년차	26.89(3.41)	19.95(3.11)

## 2. 연구의 주요결과

본 연구의 주된 관심인 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 관계에 대한 분석결과가 <그림 3>과 <표 5>에 제시되어 있다. 먼저 모형 적합도를 살펴보면 세 개의 모형적합도 지수 모두가 그 임계치를 만족하여 (RMSEA = .04; CFI = .98; TLI = .98) 모형이 자료에 잘 부합하고 있음을 알 수 있다. 세부적인 결과를 살펴보면 먼저 삶의 만족도 변화의 초기치 평균(그림에서 잠재변수  $x_0$ 의 Initial Mean  $\mu_0 = 26.90$ )과 기울기 평균(그림에서 잠재변수  $x_s$ 의 Mean Slope  $\mu_s = 28.81$ )이 모두 유의하였고 각각의 변량(Initial

Deviation  $\phi_0 = 9.13$ ; Slope Deviation  $\phi_s = 1.59$ )들 역시 유의하였다. 이는 삶의 만족도가 시간에 평균적으로 증가하고 있으며 개인들 간의 삶의 만족도 변화 양태가 차이가 있음을 의미한다. 이와는 달리 우울의 초기치 평균(그림에서 잠재변수  $y_0$ 의 Initial Mean  $\mu_0 = 19.63$ )은 유의하였지만 그 기울기 평균(그림에서 잠재변수  $y_s$ 의 Mean Slope  $\mu_s = -9.12$ )은 유의하지 않았으며 트렌드레벨 수준의 통계적 유의성을 보였다. 우울의 초기치 평균과 기울기 평균의 변량(Initial Deviation  $\phi_0 = 5.47$ ; Slope Deviation  $\phi_s = .53$ )은 모두 유의하였다. 이러한 결과는 노인의 우울 변화는 개인차이가 있으며 이러한 변동으로 평균적인 변화량은 현저하게 드러나지 않음을 의미한다. 삶의 만족도와 우울 모두 그 변화궤적의 초기치와 기울기 사이의 상관관계는 유의하지 않았으며, 삶의 만족도 초기치와 우울의 초기치는 유의한 부적 상관(Correlation  $\rho_{0,0} = -.69$ )을 보여주고 있었다. 이러한 결과는 삶의 만족도와 우울이 전반적으로 상관성이 있음을 의미한다. 연구의 주된 관심인 삶의 만족도와 우울의 변화 관계에 대한 분석결과를 살펴보면, 먼저 삶의 만족도 수준은 이전 연도(이전 측정시점)에 의하여 유의한 부적 영향력(proportion  $\beta = -.62$ )을 받으면서 동시에 이전 연도의 우울 수준에 의해 유의한 부적 영향력(Coupling  $\gamma = -.61$ )을 받고 있는 것으로 나타났다. 이와는 달리 우울 수준의 변화는 이전 시점의 우울 수준에 유의한 영향력을 받지 않고 있었으며 이전 시점의 삶의 만족도 수준에도 유의한 영향력을 받고 있지 않았다.



[그림 3] 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 Bivariate Latent Change Score Model

&lt;표 5&gt; 삶의 만족도 변화와 우울 변화의 Bivariate Latent Change Score Model 분석 결과

Parameter & Fit indices	삶의 만족도(x)				우울(y)			
	계수	표준화 계수	s.e.	t	계수	표준화 계수	s.e.	t
Loading $\alpha$	1	-	-	-	1	-	-	-
proportion $\beta$	-.62	-1.84	.10	-6.13***	.19	.78	.14	.18
Couping $\gamma$	-.61	-1.39	.13	-4.63***	.19	1.03	.11	1.71
Initial Mean $\mu_0$	26.90		.05	523.63***	19.63		.04	477.17***
Mean Slope $\mu_s$	28.81		4.94	5.83***	-9.12		5.56	-1.64
Initial Deviation $\Phi_0$	9.13		.30	30.27***	5.47		.19	27.48***
Slope Deviation $\Phi_s$	1.59		.42	3.75***	.53		0.2	2.66**
Correlation $\rho_{0,s}$	.26		.53	1.83	-.50		.47	-1.81
Correlation $\rho_{0,0}$	-.69		.19	-25.10***	좌동			
$\rho_{s,s}$	-.75		.29	-2.35*				
$\rho_{s,0}$	-.05		.62	-.19				
$\rho_{s,0}$	.33		.42	2.26*				
Parameters	21							
Degrees Freedom	23							
RMSEA	.04							
CFI	.98							
TLI	.98							

이상의 분석 결과를 종합하면 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 노인의 삶의 만족도는 일정정도 평균적으로 증가를 하는 경향이 있으며 이러한 증가 경향에 우울은 지속적으로 부적인 영향력을 미치고 있다. 이를 조금 자세히 설명하면 조사 기간 동안 노인의 삶의 만족도의 변화 방향은 전반적으로 증가를 보이고 있지만 이전 연도의 삶의 만족도 수준이 높으면 다음 연도의 만족도 수준의 증가가 낮아지는 패턴을 가지고 있으며, 더욱 중요한 것은 이전 연도의 우울 수준이 높을수록 당해 연도의 삶의 만족도 수준은 낮아지고 있었다. 이와는 대조적으로 우울은 전반적인 수준에서 일정한 방향의 변화를 보여주고 있지 않으며 단지 개인의 변동이 있을 뿐이고 삶의 만족도의 변화와도 유의한 관계를 보여주지 않고 있었다.

## 제5절 논의

본 논문은 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화가 어떻게 연관이 있는지를 분석하였다. 주요 분석결과를 논의하면 다음과 같다. 첫째, 노인의 삶의 만족도는 조사시간동안 증가하는 경향을 보여주었지만 우울은 일정한 변화 경향성을 보여주지 않았다. 흥미로운 점은 노인의 삶의 만족도 변화와 우울 변화 모두에서 개인 간의 차이가 뚜렷하다는 점이다. 특히 우울 변화 기울기의 평균은 통계적으로 유의하지 않았지만 그 분산은 통계적으로 유의하다는 결과는 우울 변화에 이질성이 매우 크다는 의미이며 이러한 결과는 연구대상의 이질성을 통제한다면 통계적으로 유의한 우울 변화의 기울기를 볼 수 있을 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 이질성은 노인 연구에서 잘 알려진 사실이며(Angela M. O'Rand, 1996; E. Anne Nelson

& Dale Dannefer, 1992), 삶의 만족도와 우울에 대한 종단적 변화의 연구들이 일치되지 않는 결과들의 발표되는 한 원인일 수 있다. 이러한 논의가 함의 하는 것은 노인들에 대한 사회정책 및 서비스 개발에 있어서 노인집단의 이질성이 고려되어야 함을 시사한다.

둘째, 노인의 삶의 만족도의 변화가 조사기간 동안 전반적으로 증가하는 경향을 가지고 있지만 이전 시점의 삶의 만족도 수준이 높을수록 다음시점의 삶의 만족도 수준이 낮아진다는 분석 결과는 기존의 국내 연구에서 드러내지 못하는 새로운 연구 성과이다. 이러한 새로운 연구 결과가 의미하는 바는 연구기간 동안 연구대상자들의 삶의 환경속에서 삶의 만족도는 전반적으로 상향되었다는 것을 의미하며 동시에 그러한 삶의 만족도의 증가 경향 속에서 개인이 인식하는 삶의 만족도는 이전시점에 삶의 만족도 수준이 높을수록 현 시점에서 일정정도 감소하고 있음을 의미한다. 이러한 연구 결과는 Latent Change Score Model 이 주는 장점으로써 삶의 만족도 변화가 내포하는 역동성을 의미하며, 노인의 삶의 만족도를 위한 사회정책 및 서비스에 이러한 역동성을 반영할 필요가 있음을 시사한다.

마지막으로 노인의 삶의 만족도 변화에서 이전 시점의 우울 수준이 다음 시점의 삶의 만족도 수준에 유의한 부적인 영향을 지속적으로 주고 있었다. 이 결과는 기존의 국내 연구에서 보여주지 못한 연구 성과로서 Latent Change Score Model의 분석이 주는 장점이다. 이를 부연하면 노인의 삶의 만족도 변화는 조사기간 동안 전반적으로 증가 경향이 있는데, 우울은 그러한 삶의 만족도 증가를 지속적으로 방해하고 있음을 의미하며, 현재 시점에서 우울이 높은 사람일수록 다음 시점에서 삶의 만족도 향상이 더 적어짐을 의미한다. 이러한 결과는 Latent Change Score Model 커플링 효과에 대한 해석으로서 본 연구의 결과에서는 우울이 어떻게 삶의 만족도 변화에 영향을 주는지를 잘 보여주고 있는 것이다. 또한 이전 시점의 우울 수준이 다음 시점의 삶의 만족도 수준에 지속적으로 부적인 영향을 주지만 그 반대인 이전 시점의 삶의 만족도가 다음 시점의 우울 수준을 유의한 영향력이 없다는 결과까지를 종합 하면 우울은 삶의 만족도 변화에 선행 요인임을 근거할 수 있는 연구 결과이다. 따라서 노인의 삶의 만족도 향상을 위한 사회정책 및 서비스에서 우울 문제를 반드시 함께 고려해야 할 것이다.

본 연구는 노인의 삶의 만족도와 우울의 종단적 관계에 대한 새로운 분석 결과를 보여주고 있지만 다음과 같은 연구한계가 있다. 먼저 노인의 삶의 만족도는 연령대별 차이가 있을 수도 있는데(Luo & Li, 2011), 본 연구에서 60세 이상 노인의 삶의 만족도 변화만을 검증하였으며, 노년층 안에서의 연령대에 따른 삶의 만족도 변화의 차이를 고려하지 못했다. 후속 연구는 노년층에서 연령대에 따른 다집단 종단연구 분석을 통해서 삶의 만족도 연령대별 차이를 탐색할 필요가 있다. 또한 삶의 만족도는 역동적이고 우울 이외의 여러 심리적 요인 및 사회적 요인과의 관련성이 있는데 본 연구는 그러한 변인들을 고려하지 못하였다. 이에 대한 후속 연구를 기대한다.

## 참고문헌

- An, J.-Y., An, K., O'connor, L., & Wexler, S. (2008). Life satisfaction, self-esteem, and perceived health status among elder Korean women: Focus on living arrangements. *Journal of transcultural nursing*, 19(2), 151-160.
- Angela M. O'Rand, P. (1996). The Precious and the Precocious: Understanding Cumulative Disadvantage and Cumulative Advantage Over the Life Course. *Gerontologist*, 36, No. 2, 230-238.
- Bai, X., Yang, S., & Knapp, M. (2018). Sources and directions of social support and life satisfaction among solitary Chinese older adults in Hong Kong: the mediating role of sense of loneliness. *Clinical interventions in aging*, 13, 63.
- Baird, B. M., Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2010). Life satisfaction across the lifespan: Findings from two nationally representative panel studies. *Social Indicators Research*, 99(2), 183-203.
- Baltes, P. B., & Mayer, K. U. (2001). *The Berlin aging study: Aging from 70 to 100*: Cambridge University Press.
- Berg, A. I., Hoffman, L., Hassing, L. B., McClearn, G. E., & Johansson, B. (2009). What matters, and what matters most, for change in life satisfaction in the oldest-old? A study over 6 years among individuals 80+. *Aging and Mental Health*, 13(2), 191-201.
- Blanchflower, D. G. (2021). Is happiness U-shaped everywhere? Age and subjective well-being in 145 countries. *Journal of Population Economics*, 34(2), 575-624.
- Blascovich, J., Tomaka, J., Robinson, J., Shaver, P., & Wrightsman, L. (1991). Measures of self-esteem. *Measures of personality and social psychological attitudes*, 1, 115-160.
- Borg, C., Fagerström, C., Balducci, C., Burholt, V., Ferring, D., Weber, G., . . . Hallberg, I. R. (2008). Life satisfaction in 6 European countries: the relationship to health, self-esteem, and social and financial resources among people (Aged 65-89) with reduced functional capacity. *Geriatric Nursing*, 29(1), 48-57.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological methods & research*, 21(2), 230-258.
- Cavanaugh, J. C., & Blanchard-Fields, F. (2010). *Adult Development and Aging Sixth Edition*.
- Chen, C. (2001). Aging and life satisfaction. *Social Indicators Research*, 54(1), 57-79.
- Chen, F., & Short, S. E. (2008). Household context and subjective well-being among the oldest old in China. *Journal of family issues*, 29(10), 1379-1403.
- Chen, Y., Lehto, X. Y., & Cai, L. (2013). Vacation and well-being: A study of Chinese tourists. *Annals*

- of *Tourism Research*, 42, 284-310.
- Chou, K.-L., & Chi, I. (1999). Determinants of life satisfaction in Hong Kong Chinese elderly: A longitudinal study. *Aging & mental health*, 3(4), 328-335.
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. (2006). The curved relationship between subjective well-being and age.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of personality assessment*, 49(1), 71-75.
- E. Anne Nelson, E., & Dale Dannefer, P. (1992). Aged heterogeneity fact or fiction The fate of diversity in gerontological research. *The Gerontologist*, 32, No. 1, 17-23.
- Easterlin, R. A. (2006). Life cycle happiness and its sources Intersections of psychology, economics, and demography. *Journal of Economic Psychology*, 27(4), 463-482.
- Elder, G. H., & Johnson, M. K. (2018). The life course and aging: Challenges, lessons, and new directions. In *Invitation to the life course: Toward new understandings of later life* (pp. 49-81): Routledge.
- Felce, D., & Perry, J. (1995). Quality of life: Its definition and measurement. *Research in developmental disabilities*, 16(1), 51-74.
- Ferrer, E. & McArdle, J. J. (2003). Alternative structural models for multivariate longitudinal data analysis. *Structural Equation Modeling*, 10, 493-524.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2010). *Happiness and economics: How the economy and institutions affect human well-being*: Princeton University Press.
- Gerstorf, D., Ram, N., Estabrook, R., Schupp, J., Wagner, G. G., & Lindenberger, U. (2008). Life satisfaction shows terminal decline in old age: longitudinal evidence from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP). *Developmental psychology*, 44(4), 1148.
- Gerstorf, D., Ram, N., Röcke, C., Lindenberger, U., & Smith, J. (2008). Decline in life satisfaction in old age: longitudinal evidence for links to distance-to-death. *Psychology and Aging*, 23(1), 154.
- Gwozdz, W., & Sousa-Poza, A. (2010). Ageing, health and life satisfaction of the oldest old: An analysis for Germany. *Social Indicators Research*, 97(3), 397-417.
- Hu, L. t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Huebner, E. S. (1994). Preliminary development and validation of a multidimensional life satisfaction scale for children. *Psychological assessment*, 6(2), 149.
- Jingyue, Z., & Shicun, X. (2021). The Influence of Social Capital Factors on Life Satisfaction among Chinese Rural Older Adults. *POPULATION Journal*, 43.
- Kimm, H., Sull, J. W., Gombojav, B., Yi, S.-W., & Ohrr, H. (2012). Life satisfaction and mortality in elderly people: the Kangwha Cohort Study. *BMC public health*, 12(1), 1-6.

- Kleinspehn-Ammerlahn, A., Kotter-Grühn, D., & Smith, J. (2008). Self-perceptions of aging: Do subjective age and satisfaction with aging change during old age? *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 63(6), P377-P385.
- Koivumaa-Honkanen, H., Honkanen, R., Viinamäki, H., Heikkilä, K., Kaprio, J., & Koskenvuo, M. (2000). Self-reported life satisfaction and 20-year mortality in healthy Finnish adults. *American Journal of Epidemiology*, 152(10), 983-991.
- Lim, H. J., Min, D. K., Thorpe, L., & Lee, C. H. (2017). Trajectories of life satisfaction and their predictors among Korean older adults. *BMC geriatrics*, 17(1), 1-14.
- Luo, W., & Li, J. (2011). Age Differences in Life Satisfaction among the Elderly. *Population Research*, 35, No. 6 November 2011.
- McArdle, J. J. & Hamagami, F. (2004). Methods for dynamic change hypotheses. In K. van Montfort, J. Oud & A. Satorra (Eds.), *Recent Developments on Structural Equation Models: Theory and Applications* (pp. 295-336). Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Meggiolaro, S., & Ongaro, F. (2014). Life satisfaction among older people in Italy in a gender approach. *Ageing and Society*, 35(7), 1481-1504.
- Ng, S. T., Tey, N. P., & Asadullah, M. N. (2017). What matters for life satisfaction among the oldest-old? Evidence from China. *PLoS One*, 12(2), e0171799.
- OECD. (2021). Elderly population (indicator) doi:10.1787/8d805ea1-en (Accessed on 27 June 2021)
- Pavot, W., & Diener, E. (2009). Review of the satisfaction with life scale. In *Assessing well-being* (pp. 101-117): Springer.
- Schilling, O. K. (2005). Cohort-and age-related decline in elder's life satisfaction: is there really a paradox? *European Journal of Ageing*, 2(4), 254-263.
- Shin, D. C., & Johnson, D. M. (1978). Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life. *Social Indicators Research*, 5, pages475 - 492 (1978).
- Sivertsen, H., Bjørkløf, G. H., Engedal, K., Selbæk, G., & Helvik, A.-S. (2015). Depression and quality of life in older persons: a review. *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 40(5-6), 311-339.
- Strawbridge, W. J., Wallhagen, M. I., & Cohen, R. D. (2002). Successful aging and well-being: Self-rated compared with Rowe and Kahn. *Gerontologist*, 42(6), 727-733.
- Viguer, P., Satorres, E., Fortuna, F. B., & Meléndez, J. C. (2017). A follow-up study of a reminiscence intervention and its effects on depressed mood, life satisfaction, and well-being in the elderly. *The Journal of Psychology*, 151(8), 789-803.
- Zaninotto, P., Falaschetti, E., & Sacker, A. (2009). Age trajectories of quality of life among older adults: results from the English Longitudinal Study of Ageing. *Quality of Life Research*, 18(10), 1301-1309.
- 강상경. (2012). 삶의 만족도와 관련요인의 세대 간 차이에 대한 탐색적 연구 한국복지패널 자료를 이용한



- 베이비 붐 세대와 이전 및 이후 세대간 비교. 사회복지연구, 43(4),2012.
- 강상경, & 권태연. (2008). 사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰. 정신건강과 사회복지, 30, 332-355.
- 김교성, & 유재남. (2012). 노년기 삶의 만족도와 소득 계층에 관한 종단연구. 노인복지연구, 58, 163-187.
- 김명일. (2020). 노인의 빈곤과 우울의 종단적 변화궤적에 관한 연구 : 가구형태를 중심으로, 알코올과 건강행동 연구20(1), 93-103
- 김선숙, 최희철. (2013). 노인의 자기존중감과 우울의 상호순환적 종단관계. 한국복지패널 14(4) 2417-2430
- 김수진. (2019). 사회적 배제, 가정생활스트레스, 우울의 종단적 관계 : 노인부부가구의 성별차이를 중심으로. 박사학위 논문 이화여자대학교 대학원
- 김진원, & 이금룡. (2020). 노인의 여행 및 관광활동이 삶의 질에 미치는 영향 종단연구. 관광레저연구, 32(7), 49-68.
- 김진훈. (2019a). 노인가구 노인의 삶의 만족도 변화에 미치는 영향 요인-잠재성장모형을 이용한 종단연구. 한국콘텐츠학회논문지, 19(1), 339-349.
- 김진훈. (2019b). 노인가구 노인의 삶의 만족도 변화에 미치는 영향 요인: 잠재성장모형을 이용한 종단연구. 한국콘텐츠학회논문지, 19(1), 339-349.
- 김혜경, 성준모. (2014). 노년기 우울에 영향을 미치는 종단적 요인 전기 후기 노인의 비교를 중심으로. 노인복지연구66, 427-449
- 노현중, 조태곤, 서봉언, 박상은. (2019). 노년기 부부의 경제활동과 삶의 만족, 우울 간의 구조적인 관계 : APIM 모형의 적용. 여성경제연구, 16(3), 55~76.
- 박선숙. (2021). 대응일치분석을 적용한 노인의 삶의 만족도 유형과 건강관련 요인과의 관계 연구. 인문사회 21, 12(2), 229-243.
- 박선애. (2019). 노인의 경제상태와 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 종교성의 조절효과 -개신교를 중심으로. 신학과 사회, 33(1) 2019 pp. 151 - 190.
- 박순미, 손지아, & 배성우. (2009). 노인의 생활만족도 변화에 대한 종단적 접근-인구사회학적 변인을 중심으로. 사회과학연구, 25(3), 1-24.
- 박재홍, 정지홍 (2010). 독거노인의 우울이 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 문제음주의 매개효과 검증. 노인복지연구, 0(47), 309-329.
- 박인숙, 오경옥, 김종임. (1989). 노인의 사회적 지지, 삶의 만족도 및 우울의 관계분석 연구. 충남의대, 16(1), 245-259.
- 소광섭. (2007). 도농복합도시 노인의 사회적 지지와 생활만족도 연구. 노인복지연구, 38, 7-30.
- 이난희, 방기현, 송혜숙. (2017) 종단자료를 활용한 우리나라 노인의 우울 변화요인 분석. 43(3), 13~25
- 이민아. (2014). 사별과 우울에 대한 종단분석 : 성차와 배우자와의 관계만족도를 중심으로 한국인구학, 37(1), 109~130
- 이현지. (2020). 초고령 노인의 삶의 만족도와 우울 : 노년초월의 매개효과. 노인복지연구, 75(3), 9-29.

- 염지혜. (2016). 농촌노인의 삶의 만족도 변화에 관한 종단연구: 도시노인과의 비교를 중심으로. 농촌사회, 26(1), 157-200.
- 오영경. (2019). 경제활동 노인의 우울이 삶의 만족도에 미치는 영향에 있어 일 만족도의 매개효과. 한국콘텐츠학회, 19(6).
- 유재남. (2015). 중고령자 주관적 건강상태와 삶의 만족도의 종단분석. 노인복지연구, 68, 331-356.
- 임정기, & 홍은진. (2011). 중고령층의 부모수발 여부에 따른 삶의 만족도 변화에 대한 종단적 연구: 잠재성장모형의 적용. 노인복지연구, 51, 215-245.
- 전혜정, 김명용. (2014). 노년기 취업이 우울에 미치는 종단적 영향의 성차. 한국노년학, 34(2) 315~331.
- 정규형. (2017) 노인의 비동거자녀 관계망이 우울에 미치는 영향에 대한 종단 연구 : 도시·농촌비교, 박사 학위 논문, 연세대학교 대학원
- 정순돌, & 이선희. (2011). 노인 삶의 만족도 변화: 전국노인생활실태 및 복지욕구조사 3 개년도 (1994, 2004, 2008 년) 결과비교. 한국노년학, 31, 1229-1246.
- 조원희, & 한창근. (2019). 자택소유 및 자택유형에 따른 노인의 삶의 만족도 변화에 관한 종단연구-잠재성장모형을 적용한 초기값 및 변화율의 영향을 중심으로. 사회복지정책, 46(4), 91-123.
- 허원구. (2017). 노인의 삶의 만족도 발달궤적과 건강특성요인. 사회복지정책, 44, No. 2, 2017. 6. pp. 297-318.

[제1주제]

# 대학원생

1. 담배소비세 인상정책에 따른 흡연 감소 효과는 일시적인가?
2. 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차에 관한 연구





# 담배소비세 인상정책에 따른 흡연 감소 효과는 일시적인가?

Is the Smoking Reduction Effect of the Tobacco Consumption Tax Temporary?

김 범(서울대학교 박사과정), 조영민(서울대학교 박사과정)

본 연구의 목적은 2015년 1월 1일 시행된 담배소비세 인상이 흡연량 감소에 미친 장기적, 단기적 영향을 분석하는 것이다. 또한, 소득구간을 3분위로 구분하여 흡연량의 장단기적 효과의 추정량을 기반으로 담배소비세의 역진성이 실재하는가를 확인하고자 했다. 본 연구는 담배소비세의 효과를 추정하기 위해 단절적 시계열 설계를 적용한 통합최소제곱모형, 일원확률효과모형, 일원고정효과모형을 사용했고, F-검정과 Hausman 검정을 거쳐 일원고정효과모형을 본 연구의 분석모형으로 채택했다. 일원고정효과모형으로 담배소비세의 효과를 추정한 결과 전체표본은 -3.84 개비, 저소득 -4.08 개비, 중소득 -4.73 개비, 고소득 -2.57 개비의 단기적 효과가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 장기적인 효과는 전체표본, 저소득, 중소득이 각각 -0.23 개비, -0.31개비, -0.44개비였고, 고소득은 통계적으로 유의미하지 않았다. 담배소비세의 장기적 효과는 음의 값을 가졌지만, 단절적 시계열 설계를 통해 추정한 정책 전후 기울기를 기반으로 소비세 인상을 하지 않았을 때의 대응사실(counterfactual)과 비교했을 때 담배소비세 인상에 따른 장기적 효과는 2029년부터 사라지는 것을 확인할 수 있었다. 또한, 추정량을 활용하여 소득구간 별 가격탄력성 및 담배지출 비중의 변화를 분석한 결과 저소득의 가격탄력성이 다른 소득구간에 비해 탄력적이지만, 담배지출의 비중은 오히려 증가한 것을 통해 담배소비세의 역진성이 존재하는 것을 확인할 수 있었다. 2015년 담배소비세 인상은 장단기적으로 흡연량 감소효과를 갖고 있지만, 80% 가격인상과 같은 지나친 가격정책은 저소득의 부담을 가중할 수 있다. 담배소비세의 장기적 효과 크기가 작고 담배소비세의 역진성이 존재하는 만큼 비교적 저소득에게 부담이 적은 물가연동제를 비롯하여 다양한 비가격정책과의 정책도구 조합이 이루어져야 할 것이다.

Keyword: 정책도구 조합, 담배소비세, 단절적 시계열 설계, 고정효과모형, 장기적 효과

## 제1절 서론

담배는 기호품의 하나로 유사하게 구매할 수 있는 술이나 커피 등 소비재에 해당한다. 기본적으로 성인들은 본인들의 기호에 따라 담배를 구매하여 흡연할 수 있으며, 이는 법적으로 보장된 권리이다. 그런데 담배를 구매하여 흡연하게 되면 일반적으로 흡연하는 개인의 건강에 악영향을 미칠 수 있음은 이미 널리 받아들여지는 사실이며 이는 사실 흡연을 하는 개인의 책임이라고 생각할 수 있다. 그런데, 다른 소비재 혹은 기호품과는 달리 담배를 소비하는 흡연의 경우 개인의 건강에의 악영향에 더하여 간접흡연을 통하여 주변 사람들에게 부정적인 영향을 끼칠 수 있다. 이러한 간접흡연으로 인한 주변 비흡연자의 피해를 최소화하기 위하여 금연구역을 지정하여 개인의 흡연권에 대한 제한조치를 취할 수 있는 정당성이 국가에게 부여된다고 할 수 있다.

한편, 개인의 흡연기간이 지속됨에 따라 개인의 건강에는 지속적인 악영향이 계속되며, 이는 의학적으로 잘 알려진 바에 따르면 다양한 암과 만성질환을 유발하는 주된 원인으로 지목되고 있다. 이 또한 개인이 자유롭게 흡연한 개인의 책임으로 생각할 수 있으나 이러한 개인의 생존을 건강보험 등의 여러 복지제도를 통하여 보장해야하는 정부의 입장에서 지속적인 개인의 흡연과 건강 악화는 정부 복지예산에 부담을 가져올 수 있으며 이를 위하여 담배가격의 인상을 통해 개인들의 흡연량을 줄이기 위한 노력을 지속할 정당성이 부여될 수 있다.

위와 같은 상황에서 한국 정부는 국민들의 흡연 감소 혹은 금연 등 국민건강증진을 위하여 가격, 비가격 정책의 담배규제 정책을 시행하여 왔다. 2015년 1월 1일 자로 시행된 담배소비세 2,000원 인상은 이러한 노력의 일환으로 이해된다. 한편에서는 이러한 담배소비세 인상이 부족한 세수를 충당하기 위한 수단이었다는 의혹을 제기하기도 하였다(연합뉴스, 2017.06.21.; 한겨레, 2018.5.27.). 담배가격 인상이 담배 소비에 영향을 주는 것은 단순한 담배의 연도별 판매량의 추이에서도 확인할 수 있다. 담배가격 인상 직후에는 담배의 판매량이 감소하다가 다시 점차 증가하고, 다시 감소하는 패턴을 반복하고 있기 때문이다. 담배가격 인상의 효과를 확인하고자 시도한 일련의 선행연구에서도 담배가격 인상은 단기적으로는 분명히 흡연을 단념하게 만드는 효과가 있는 것으로 확인되었다(김원년 외, 2006; 김원년 외, 2007; 최병호·이근세, 2015; 김영직 외, 2017; 임재욱·김동주, 2017). 또한, 국민들이 소비하는 담배소비량과 판매량 그리고 개인들의 흡연량이 감소하는 추세가 있는 것도 사실이다. 그런데 여기에서 면밀히 살펴봐야 하는 점은 과연 몇차례 이어져 온 담배가격 인상 정책이 정말 홀로 이러한 흡연량을 지속적으로 줄이는 효과를 가져왔으며, 그 정책효과가 장기적으로 지속되고 있는가라는 질문이다. 이러한 의문은 본 연구의 연구질문에 해당한다.

본 연구는 국민들의 흡연율에 관심이 치중되어 있는 현실에서 흡연이 개인의 선택이며, 담배의 중독성과 그로 인한 가격비탄력성을 고려하여 흡연량에 관심을 가지고자 한다. 또한, 앞서 간략히 언급한 선행연구와 함께 여러 연구에서는 가격정책과 함께 진행되어 온 비가격정책을 담배소비량을 줄이는 정책목표의 주요한 수단으로 함께 연구하고 있다<sup>1)</sup>는 점을 고려하여 정책도구 조합의 측면에서 담배가격 인상 정책효과와 지속성에 대하여 살펴보고자 한다.

본 연구의 진행은 다음과 같다. 먼저 한국에서 추진된 담배규제 정책을 정책도구 조합의 측면에서 살펴보고, 담배가격 인상 정책과 비가격정책에 관해 이미 진행되어 온 효과에 대하여 논의한다. 이어지는 장에서는 담배가격인상 정책의 효과가 단기적인 효과만을 가지는지 아니면 장기적인 효과를 가지는지를 흡연의 추세를 고려한 1인당 담배흡연량에 대한 일원고정효과모형을 통하여 살펴본다. 이후 분석의 결과를 언급하고 정책적 함의를 제시하고자 한다.

## 제2절 이론적 배경과 선행연구 검토

### 1. 이론적 배경: 담배규제 정책과 정책도구 조합

한국은 1986년 담배사업법에 의해 담뱃갑 경고문구 표기 및 담배광고의 제한으로 금연정책을 시작하였다. 이후 1995년 국민건강증진법의 제정과 함께 본격적으로 담배규제 정책이 시작되었다고 볼 수 있으며(최선희·김윤정·오경원, 2017), 그 구체적인 모습은 담배가격의 인상과 이외 비가격 정책으로 대분된다.

1) 담배규제 정책의 효과의 파악을 계량적 분석 모형에 세부적이고, 명시적으로 비가격정책을 함께 반영한 연구는 드물다.

이러한 담배규제 정책의 목표는 국민건강증진에 있으며, 다시 말해 개인의 담배소비량을 줄이려는 목적이 가장 크다고 할 수 있다.

담배가격<sup>2)</sup> 인상과 관련된 추진현황은 다음과 같다. 한국 정부는 지금까지 약 7회의 담배가격 인상을 진행하였다. 이 중 연초라고 불리는 켈런의 경우에는 1997년, 2002년, 2004년, 그리고 2015년까지 총 4회 인상하여 현재의 갑당 4,500원에 이르고 있다. 켈런 담배가격의 유통마진 및 제조원가는 1,182원으로 약 26.3%에 그치고, 나머지 3,318원에 해당하는 73.7%는 조세 및 부담금이 차지한다. 이러한 조세 및 부담금에는 지방세에 해당하는 담배소비세, 지방교육세가 해당되며, 이는 1,450원으로 32.2%에 해당한다. 나머지 조세 및 부담금은 국세로 건강증진기금(841원, 18.7%), 폐기물부담금(24원, 0.5%) 그리고 2015년 담뱃값 인상으로 추가된 개별소비세(594원, 13.2%)가 포함된다.

이러한 담배가격 정책 외에 흔히 담배규제 정책의 비가격 정책에는 다양한 조치들이 해를 거듭하면서 추가로 진행되어 왔으며, 그 범위와 강도도 강화되어 왔다고 할 수 있다. 여기에는 흡연의 위험성에 대한 경고문구 및 그림, 금연구역 지정, 금연클리닉, 군면세담배 보급 중지, 금연교육 등이 해당된다고 할 수 있으며 이에 대한 자세한 내용은 아래 <표 1>와 같다.

한편, 담배소비량 감소를 목표로 진행된 일련의 가격·비가격 정책<sup>3)</sup>은 일종의 정책도구(policy instrument or tool)를 어떻게 적절히 활용하여 원하는 정책목표를 달성하고자 하는지에 대한 논의의 연장선으로 생각할 수 있다. 정책도구는 학자에 따라, 연구의 맥락에 따라 다양한 정의를 시도<sup>4)</sup>해왔다(하연희·문명재, 2007; 전영한, 2007a). 아울러 학자에 따라 정책도구의 유형을 다양하게 정의하고 있으며, 어떤 연구에서는 정책도구에 따라 정부의 역할을 재조명하고 있기도 하다. 정책도구의 유형은 국·내외 여러 학자들에 의해 연구되어 왔으며, 유형의 분류를 기준에 따라 명목형으로 분류하는지, 혹은 연속형으로 구분하는지로 유형 구분에서의 큰 차이가 나타난다. 그 중 대표적인 몇가지 유형구분의 예를 들면 다음과 같다.

먼저, Hood(1986)는 정부자원 정보적(information), 강제적(coercive), 재정적(financial), 그리고 조직적(organizational) 자원으로 나누고 이에 따라 정책도구를 중심형(nodality), 권위형(authority), 재원형(treasure), 그리고 조직형(organization)으로 구분하였으며, 이러한 구분은 실제 활용되고 있는 정책도구에 대한 분류로 이해된다(문명재, 2008). Vedung(1998)은 Etzioni의 조직에서의 권력에 대한 분류인 강제적 권력(coercive), 보상적 권력(remunertative), 규범적 권력(normative)에 따라 규제적 도구(stick), 경제적 도구(carrot), 그리고 정보적 도구(sermons)로 구분하였다. Howlett(2005)는 Hood의 분류를 응용하여 절차적 도구의 유형화를 진행하였으며, 이는 사회네트워크를 촉진하거나 제한하는 형태로 중심형, 권위형, 재원형, 조직형으로 구분된다. 이상의 유형 구분은 명목형 유형 구분에 해당된다고 할 수 있다. 한편, 연속형으로 정책도구를 구분하려는 시도는 주로 국내 학자들에 의하여 이루어졌다. 대표적인 예시로 전영한(2007b)과 하연희·문명재(2007)를 들 수 있다.

2) 담배에는 켈런, 파이프 담배, 엽켈런, 각련, 씹는 담배, 냄새 맡는 담배, 물담배, 머금은 담배, 전자담배 등 여러 종류로 세분화되어 있으나(보건복지부·한국건강증진개발원, 2019), 본 연구에서 특별한 언급이 없이 담배가격이라고 언급하는 것은 켈런 담배에 한정하도록 한다.

3) 이러한 정책도구 연구의 관점에서 담배규제 정책의 정책도구를 가격·비가격으로 대분하는 것은 정책도구 연구가 받고 있는 비판에 따라 지나친 단순화(Landry&Varone, 2005; 전영한, 2007a)의 현실적 양태라고도 생각할 수 있다.

4) Vedung(1998)은 “정부기관이 사회 안녕을 지키고 사회변화에 영향을 미치거나 혹은 예방하기 위하여 권력을 행사하는 일련의 기법들(techniques)”로 정의하였고, Howlett&Ramexh(2003)은 “정부가 정책집행을 위해 갖고 있는 재량으로서의 실제적인 수단(means)”로 그리고 Salamon(2002)는 “공공의 문제를 해결하기 위하여 구조화된 집합적인 행동을 통해서 동일함을 증명할 수 있는 방법(idenifiable method)”으로 정의하였다(하연희·문명재, 2007). 이렇듯 정책도구를 다양하게 정의할 수 있지만, 각각의 정의에서 큰 의견 차이가 나타나고 있지 않아(하연희·문명재, 2007; 전영한, 2007a), 본 연구는 전영한(2007a)의 정의와 같이 정책목표를 달성하기 위해 정부가 활용하는 수단으로 간주한다. 이는 본 연구목적이 정책도구의 새로운 정의와 관련된 것이 아니라 정책도구의 관점에서 담배규제 정책에 대한 일종의 평가이기 때문이다.

&lt;표 1&gt; 한국의 비가격 정책의 세부적 추진내용과 시행연도

연도	정책 추진 내용	시행연도
1986	담뱃갑 경고문구표기 및 담배광고 제한	1987, 88
1995	국민건강증진법 제정, 금연구역 지정(금연구역 지정, 담배광고제한 및 경고문구 표시, 담배자동판매기 설치 규정 등)	1995
2002	담배성분 중 타르와 니코틴 성분 공개	2003
2003	WHO 담배규제기본협약(FCTC) 서명	-
	금연구역 강화	2003
	담배자동판매기에 성인인증장치 부착	2003, 04
2005	WHO 담배규제기본협약(FCTC) 비준	2005
2007	발암성 물질 경고문구 표시	2008
2009	군 면제담배 폐지	-
2010	지자체에 금연구역 지정 권한 부여(조례)	2010
2011	담배광고 제한 강화(60회→10회) 경고문구 강화, 가향물질 표시 제한 공중이용시설 전체 금연구역 지정	2011
2012	고속도로 휴게시설 금연구역 추가지정	2012
2013	불법거래 근절에 관한 의정서 서명	2013
2014	금연지도원 제도 도입	2014
	면적 100m <sup>2</sup> 이상 음식점 등 전면금연실시	2013
	전자담배 등 경고문구 내용, 방법, 형태 별도 규정 신설	2014
2015	담뱃갑에 오도문구 사용금지	2015
	화재안전(저발화성) 담배 도입	2015
	금연구역 모든 일반음식점으로 확대(흡연석 폐지)	2015
	담뱃갑 경고그림 도입	2016
2016	공동주택 금연구역 지정 절차 도입	2016
	니코틴 용액의 용량 표시 의무화	2017
	담배모양 제품을 청소년 유해물건으로 지정	2017
	실내 체육시설 금연구역 확대 시행	2017
2017	금연구역 지정의무 위반 시 시정명령 제도 시행	2017
2018	흡연카페(식품자동판매기 영업소) 금연구역 지정	2018
	유치원·어린이집 경계선 10미터 이내 금연구역 지정	2018
2019	실내 휴게공간이 있는 모든 식품자동판매기 영업소 금연구역 지정	2019
2020	과태료 가중기준 구체화	2020
	금연지도원 자격기준 완화	2020
	금연구역 흡연자 과태료 감면제도 시행	2020
	실외 흡연구역 지정 권고기준 제정	-

자료: 보건복지부, 한국건강증진개발원(2019) 자료

한국이 추진하고 있는 담배규제 정책(금연정책)은 여러 정책도구 유형 구분 중 Vedung(1998)의 구분에 따라 진행되고 있는 것으로 생각할 수 있다. 예를 들면, 규제적 도구(stick)에는 비가격 정책에 해당하는 담배광고규제, 금연구역 지정 및 확대, 군 담배보급 중단 및 면세 폐지, 금연구역 흡연자 과태료 부과 등이 해당되며, 경제적 도구(carrot)에는 가격정책인 담배소비세 인상이, 그리고 정보적 도구(sermon)에는 비가격 정책인 금연캠페인, 담배 성분 표시, 경고문구 및 그림 등이 해당된다.

이러한 정책도구는 여러 가지 유형이 이론적·실제적으로 존재하고 있으나, 정책도구에 대하여 연구한 여러 학자들의 논의에 따르면, 실질적으로 정책목표 달성 즉, 정책성공에 영향을 미치는 것은 여러 가지 정책도구들의 적절한 조합과 활용이라고 볼 수 있다(Howlett, 2005; 전영한, 2007a; 박정수·김준기, 2018).



이는 Rist(1998)가 Vedung의 정책도구 유형 구분에 따라 정책문제 해결을 위해 정책도구를 선택하는데 있어서 한가지 정책도구(예: stick 유형의 정책도구 하나만 사용 혹은 carrot 유형의 정책도구 하나만 사용)만을 사용하는 것이 정책문제를 해결하는데 불충분하다는 주장과도 맞닿아 있다.

조금 더 생각해보면 적절한 정책도구 조합을 활용하는 것에서 더 나아가 지속적인 관찰과 수정이 요구된다고 볼 수 있다. 정책과 정책환경 그리고 정책수단이 기본적으로 계속 변화하는 상황에 놓여있어 정책도구를 활용하는 설계 단계에서도 맥락을 고려하는 것이 중요(Rist, 1998; Bemelmans-Videc&Vedung, 1998)하다는 의미는 곧 변화하는 상황에 맞추어 정책도구의 조합을 변경하거나 이미 활용되고 있는 어떤 유형의 정책도구의 강도를 변화하는 것이 필요하다는 논의와 연결된다. 이는 정책도구들은 획일적(one-size-fits-all)이라는 주장(전영한, 2007a)에 대한 해결책으로도 적절하다고 본다).

van de Doelen(1998)은 정책도구 조합을 활용하는데 있어서 정당성(legitimacy)과 효과성(effectiveness)을 give-and-take 전략에 있어서 최적화(optimizing) 및 균형을 맞추는 것이 중요하다고 언급하고 있다. 정책도구 조합 내에 각 정책도구들(stick, carrot, sermon)끼리 강도의 균형을 맞추는 것이 필요하며, 이러한 조치들이 정책효과의 지속성과 더 나아가서 정책의 성공과 연결된다고 추정할 수 있다.

## 2. 담배규제 정책에 관한 선행연구 검토

담배규제 정책에 관련해서 다수의 선행연구에서는 각각의 정책도구에 집중하여 그 효과를 추정해온 것으로 생각된다. 아울러 정책의 효과의 지속성에 대해서 명시적으로 다룬 연구는 드물다고 할 수 있으며, 이는 가격정책과 비가격정책 모두에 해당된다. 일부 가격정책에 대한 실증연구에서 비가격정책이 연도별로 강화되었음에 착안하여 이를 시간변수로 통제한 경우가 존재하나 이는 각각의 정책도구의 효과를 별도로 추정하려고 시도하였다기 보다는 모형에 포함시킨 정도에 그친다고 봐야할 것이다.

기존의 담배가격과 관련된 연구는 담배가격이 생산원가와 다양한 종류의 담배세로 구성되어있음에 착안하여 담배수요의 가격탄력성을 분석하는 연구, 담배가격이 담배소비에 미치는 영향에 대한 연구, 더 나아가 담배가격이 변화할 때 담배소비가 어떻게 변할 것인지를 분석하는 연구가 주를 이룬다. 분석대상에서도 차이가 존재한다. 데이터의 공간적 범위가 전 세계인 경우, 한 국가에 국한한 경우가 이에 해당된다. 예를 들어 국외 여러나라의 데이터를 포함하여 국가의 개별적 특성에 덜 영향을 받는 담배의 가격탄력성을 추정하려고 시도하거나 각 국가 내에서의 담배의 가격탄력성을 추정하려는 연구가 있다(김원년 외, 2006; 김원년 외, 2007). 이러한 일련의 연구는 초기에는 담배가 가진 중독성이라는 특징 때문에 다른 재화와 달리 가격변화에 비탄력적인 성격을 갖는다고 보고하고 있으나, 강동관(2009)은 이러한 비탄력성 때문에 과거 유럽에서는 세수 총당의 재원으로 간주된 적이 있다고 언급한 바 있다.

담배가격이 주로 세금으로 이루어져 있고, 이러한 세금의 크기가 각 국 정부의 세율 결정에 따라 달라진다는 점에 주목한 연구들도 존재한다(신운정, 2005; 강은정 2009). 이러한 연구는 주로 담배가격 인상의 목적이 담배 소비를 줄일 것이라는 기대에 초점을 맞춘 것이다. 보건정책의 관점에서 개인의 담배소비는 개인의 건강에 악영향을 끼치고, 이 때문에 국가가 개인의 담배 소비를 줄일 수 있는 정책을 펼치게 된다는 논리이다. 아울러, 성인이 되기 전 청소년의 흡연이 성인보다 더 큰 악영향을 끼칠 수 있음에 주목하여 담배가격의 인상이(이 경우 담배세율의 인상) 청소년의 담배소비를 줄이고 더 나아가 흡연을 단념시키는

5) 정책문제 해결을 위한 정책도구의 선택에서 맥락을 고려하지 못하는 양태를 획일적이라고 언급하고 있으며, 이는 정책도구에 관한 논의가 도구주의적 관점에서 진행되어 왔다는 것을 중요하게 다룬다. 이러한 획일성은 단순히 한가지 정책도구만을 활용한다는 의미도 포함되지만, 그 정책도구의 강도와 범위에 있어서의 변화가 없다는 의미도 포함된다고 생각된다.

효과가 있을 것이라는 주장도 있다.

이러한 흐름에 있어서 주요한 연구의 관심은 담배세율 인상에 따른 담배소비 감소 효과가 존재하는가? 존재한다면 그 크기는 어느 정도인가? 가 된다. 이러한 연구에는 강동관(2009)과 같이 단년도의 데이터를 활용하였거나, 김영직·정기덕·조민효(2017)와 같이 다년도의 데이터를 활용하였지만 단기적인 효과만 추정하거나, 임재욱·김동주(2017)의 연구와 같이 다년도의 데이터를 통해 그 추세까지 고려하여 단기적인 효과를 추정한 경우가 존재한다. 그러나 담배가격 인상의 담배소비 감소에의 효과는 정책의 본격적인 도입 전에 반드시 존재하는 계도기간과 담배가격을 오랜 기간에 걸쳐 지속적으로 조금씩 인상하지 않았던 현실을 고려하였을 때, 장기적인 효과와 단기적인 효과가 다르게 나타날 것이라고 추측할 수 있다. 더욱이 여기에 담배세를 둘러싸고 시간에 따라 변화하는 물가, 최저임금 등은 이러한 담배가격 인상의 효과를 엄밀하게 추정하지 못하게 할 가능성이 높다.

비가격정책에 대한 연구는 금연종합대책의 일부인 판매업체의 마케팅(광고, 홍보, 판촉 등) 규제, 경고그림 삽입, 그리고 금연프로그램에 주로 집중되어 있다. 판매업체의 마케팅 관련 연구는 국내에서 거의 이루어진 바 없지만, 국외에서는 여러 차례 연구가 이루어져 왔다. 이에 따르면 나이가 어린 흡연자일수록 담배 브랜드의 이미지, 유행 여부, 최신 디자인 등에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다(Hastings & MacFadyen, 2000). 낮은 타르 브랜드는 오히려 낮은 타르 수준을 강점으로 활용하여 건강을 의식하는 사람이 낮은 타르 제품을 사용한다는 이미지를 홍보로 활용한다는 연구결과도 있다(Marketing Trends, 1995). 또한, 담배 판매업체는 행복, 육체적 건강, 자연과의 조화, 지적인 모습 등을 담배에 투영하여 '건강을 걱정하는' 흡연자로 하여금 금연 의욕을 떨어트렸다(Pollay, 2000; Pollay & Dewhirst, 2002). 비가격정책 시행에 따른 연구를 보면 담배 브랜드 광고의 금지가 법안이 시행된 국가의 흡연율을 감소시키는 결과를 가져온 것을 확인할 수 있다(Smee et al., 1992; Pekurinen, 1989; Saffer & Chaloupka, 2000).

경고 문구 및 그림에 대한 연구에 따르면 흡연자들의 경고문구 및 그림에 대한 인식 정도는 문구와 그림의 크기, 종류, 위치에 따라 크게 다른 것으로 나타났다(Boralnd & Hill, 1997; Hammond et al., 2007). 또한 이에 대한 인식수준은 시간이 지남에 따라 점차 열리는 것으로 밝혀졌다(Health Canada, 2005; Hammond et al., 2007). Evans et al.(2015)은 경고그림이 경고문구에 비해 금연효과에 있어 더 효과적인 것을 밝혀내며, 국내에서는 경고 그림이 흡연자의 흡연량을 감소시키보다는 비흡연자의 흡연 진입을 억제하는 효과가 더 크다는 것을 분석한 바 있다(엄남현, 2017).

금연프로그램에 대한 연구로는 금연프로그램의 효율성을 높이기 위한 연구, 금연프로그램의 효과를 연구하는 연구 등으로 구분될 수 있다. 초기 국내 연구는 금연프로그램의 성공을 위해 필요한 요소가 무엇인지를 탐구하는 것으로, 체계적인 교육과 금연의지를 높일수록 금연 성공이 높아지는 것으로 나타났다(Kim, 1998; Moon, 1994; Sim, 1987). 금연프로그램의 효과를 분석한 연구들은 일관적으로 금연프로그램의 효과가 통계적으로 유의한 것으로 보고 있으며, 금연프로그램이 단독 또는 단기적으로 시행되는 것보다는 다른 정책과 종합적이면서 장기적으로 시행될수록 금연 비중이 증가하는 것으로 나타났다(김윤경 외, 2008; 김현욱, 2002; 김선애, 1998).

본 연구는 개인의 흡연량을 종속변수로 분석하는 연구로 담배 판매량, 가격탄력성 등을 사용했던 연구들과 차이가 있으며, 장기적 효과를 추정하고자 한 연구는 찾아보기 어려웠다. 이에 따라 단절적 시계열 설계를 적용한 패널분석 모형을 활용하여 단기적 효과뿐만 아니라 장기적 효과를 추정한다는 점에서 기존의 연구들과 차별성을 갖는다. 본 연구가 정책도구인 담배소비세에 초점을 두고 있는 만큼 비가격정책의 효과를 추정하는 데 한계가 있지만, 선행연구의 방법을 수용하여 본 연구의 모형에서도 시간변수를 통해 비가격정책의 효과를 통제한 후 담배소비세의 장단기적 효과와 역진성을 추정하고자 한다.

### 제3절 연구설계

#### 1. 변수의 설정

본 연구를 진행하기 위해 한국보건사회연구원에서 조사하고 있는 한국복지패널을 사용했다. 한국복지패널은 2006년부터 실시된 패널자료로, 전국 446개 조사구에서 7,072가구의 가구원을 대상으로 진행되었다. 2012년 원표본의 이탈로 인한 표본 감소를 대비하기 위해서 1,800가구가 추가되었으며 마지막 2020년 15차 조사에서는 조사대상 6,460가구 중 6,029가구가 조사에 응답했다. 다음의 <표 2>는 모형에서 사용된 각 변수에 대한 조작적 정의와 변수명을 나타낸다.

<표 2> 분석모형에 포함된 변수

유형	변수	조작적 정의	변수명
종속변수	흡연량	1일 평균 흡연량(개비)	smoking
독립변수	정책(담배소비세)	2015년 이전=0, 2015년 이후=1	policy
	사전추세	2008년=1, 2009년=2 ~ 2019=12	year
	사후추세 변화량	정책*사전추세	policy*year
통제변수	성별	남자=1, 여자=2	sex
	교육수준	초졸이하=0, 중졸=1, 고졸=2, 전문대졸=3, 대졸 이상=4	edu
	지역	서울=1, 광역시=2, 시=3, 군=4, 도농복합군=5	reg
	소득	가처분 소득	income
	건강 수준	양호=1, 양호하지 않음=2	health
	음주량	월 1회 이하=1, 월 2~4회=2, 주 2~3회=3, 주 4회 이상=4, 전혀 마시지 않음=5	drinking
	배우자 유무	배우자 없음=0, 배우자 있음=1	marriage
	삶의 전반적 만족도	1=매우불만족, 2=불만족, 3=보통, 4=만족 5=매우만족	satisfaction
소비자물가지수	CPI (2015=100)	cpi	

본 연구의 종속변수인 하루 평균 흡연량은 2008년부터 조사되기 시작했다. 따라서 본 연구에서는 2008년 이후의 복지패널 조사 대상자 중 2015년 1월1일 종합금연대책이 시행되기 이전 2010년부터 2014년까지 흡연을 경험한 2,588명을 대상으로 연구범위를 한정한다. 종속변수는 하루 평균 흡연량을 개비로 측정하였으며 흡연을 한다고 응답했으나 흡연량이 결측치인 경우 가장 최근 연도의 흡연량으로 결측치를 대체했다.

통제변수는 기존 선행연구를 고려하여 개인특성을 통제하기 위해 성별, 교육수준, 지역, 가처분소득, 건강수준, 음주량, 배우자 유무를 모형에 포함시켰으며, 이 외에 흡연량에 영향을 끼칠 수 있는 삶의 만족도, 소비자물가지수를 모형에 추가했다. 소비자물가지수는 통계청의 데이터를 활용했다. 금연구역 확대 등 비가격정책을 서열형 변수로 추가하려고 했으나 광고 제한, 금연구역 추가 지정 등 비가격정책이 2009년부터 매년 추가되었기 때문에 독립변수로 포함되는 사전추세변수와 다중공선성의 우려가 있어 모형에서는 제외했다(보건복지부, 2019). 다만 사전추세 변수가 각 연도를 통제하는 변수로 작용하며 시간이 지남에 따라 지속적으로 강화되고 있는 비가격정책은 모형내에서 통제되었다고 할 수 있다(최병호·이근세, 2015; 임재욱·김동주, 2017).

독립변수는 2015년 1월1일부터 시행된 담배소비세이며, 2014년 이전은 0, 2015년 이후는 1인 더미 변수로 코딩했다. 본 연구의 목적이 정책 시행 이전과 이후의 흡연량 변화를 파악하는 것이기 때문에 사전추세를 파악하기 위한 연도 변수와 정책개입 직후 변화한 사전추세변수의 변화수준의 크기를 의미하는 정책 더미 변수와 연도의 곱으로 이루어진 상호작용 변수를 추가했다.

<표 3> 기초통계량

변수		전체	저소득	중소득	고소득
관측 개수		2588	857	857	874
흡연량(개비)		11.89 (9.54)	10.56 (9.42)	13.14 (9.68)	11.97 (9.37)
성별	남자	88.76%	79.46%	91.83%	94.85%
	여자	11.24%	20.54%	8.17%	5.15%
연령(세)		51.60 (15.04)	62.48 (15.04)	47.85 (14.05)	44.61 (12.07)
교육수준	초졸이하	18.74%	42.94%	10.27%	3.32%
	중졸	11.82%	16.57%	12.95%	6.06%
	고졸	38.06%	29.17%	43.99%	40.96%
	전문대졸	11.44%	4.20%	14.00%	16.02%
	대졸 이상	19.94%	7.12%	18.79%	33.64%
거주지역	서울	16.69%	14.70%	15.52%	19.79%
	광역시	27.63%	25.67%	28.47%	28.72%
	시	37.25%	33.61%	39.91%	38.22%
	군	15.61%	22.99%	14.35%	9.61%
	도농복합군	2.82%	3.03%	1.75%	3.66%
가처분소득(만원)		4363.41 (4499.63)	1442.08 (729.39)	3699.00 (657.12)	7879.40 (6153.48)
건강상태	양호	16%	35.01%	9.33%	3.89%
	양호하지 않음	84%	64.99%	90.67%	96.11%
음주량	월 1회 이하	9.81%	8.63%	9.80%	10.98%
	월 2~4회	23.38%	16.22%	25.20%	28.60%
	주 2~3회	25.19%	15.87%	27.30%	32.27%
	주 4회 이상	15.46%	16.45%	16.80%	13.16%
	전혀 마시지 않음	26.16%	42.82%	20.89%	14.99%
배우자 유무	배우자 있음	35.82%	50.53%	33.02%	24.14%
	배우자 없음	64.18%	49.47%	66.98%	75.86%
삶의 만족도 (5점 척도)		3.47 (0.68)	3.20 (0.71)	3.49 (0.66)	3.72 (0.54)
소비자물가지수 (2015=100)		99.26 (0.4)	99.28 (0.27)	99.29 (0.13)	99.21 (0.63)

주: ( )의 수치는 표준편차

2,588명의 표본은 2014년 가처분소득 기준으로 3분위로 분류되었으며, 이에 따른 각 구간의 소득은

저소득이 2,564만원 이하, 중소득이 2,565만원 이상이고 4,848만원 이하, 고소득이 4,849만원 이상이다. 고소득자의 최고 소득은 99,874만원으로 나타났다. 2014년에 설문응답을 하지 않은 38명의 표본은 가장 최근 양측 연도의 평균으로 대체하여 해당 소득구간에 삽입했다. 종속변수인 흡연량의 전체 평균은 11.89개비, 표준편차는 9.54로 나타났으며, 소득구간 별 흡연량의 평균은 저소득부터 10.56개비, 13.14개비, 11.97개비로 중소득이 가장 높은 흡연량을 보이는 것으로 확인되었다. 전체 및 각 소득구간 별 기초통계량은 <표 3>과 같다.

## 2. 분석방법

본 연구에서는 정책시행에 따른 흡연량의 단기적 변화와 정책시행의 장기적 효과를 분석한다. 따라서 본 연구의 분석틀은 패널분석모형에 기초한 단절적 시계열 설계이다. 단절적 시계열 설계는 전국민을 대상으로 하는 정책과 같이 비교집단과 처리집단을 설정할 수 없는 상황에서 처리시점이 명확한 경우 사용할 수 있는 방법론이다(노화준, 2015). 단절적 시계열 설계는 시계열 추세변수, 정책시행 더미변수, 두 변수 간의 상호작용항을 모형에 포함시켜 정책의 단기적, 장기적 효과를 추정할 수 있다(Bernal et al., 2017; Harper and Bruckner, 2017).

담배소비세는 전국적으로 시행되는 정책으로써 정책을 비교집단과 실험집단으로 구분하여 적용할 수 없는 대표적인 사례라고 할 수 있다. 본 연구에서는 패널분석모형에 단절적 시계열 설계를 적용하였으며 패널 데이터의 이점을 활용하여 다양한 추정모형을 활용한 패널 분석을 시행하였다. 본 연구에서 활용하는 분석모형은 통합최소제곱모형(Pooled OLS), 일원 임의효과모형(One Way Random Effects Model), 일원고정효과모형(One Way Fixed Effects Model)으로, 모형검정을 통해 최적 모형을 선택하여 담배소비세의 인과관계를 추정하고자 한다.

먼저 통합최소제곱모형의 추정량은 시기별 OLS추정량에 가중치를 곱한 값의 평균이라고 할 수 있기 때문에 OLS의 추정방법과 큰 차이가 없다. 이때 가중치는 해당 시기의 독립변수의 공분산 크기에 따라 결정된다. OLS와 동일하게 오차항의 외생성 및 정규분포를 가정하고 있는데, 동일 개체 내의 오차항이 시간에 걸쳐 독립이라는 가정은 무리가 있다(한치록, 2018:27). 오차항의 독립성 가정이 충족되지 않은 상태에서 계산된 추정량은 불편성을 충족하지만, 효율성이 떨어지는 문제가 발생할 수 있다(고길근, 2019). 통합최소제곱모형의 회귀모형은 다음과 같다.

$$\text{통합최소제곱모형: } Y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \beta_p Policy_t + \beta_y Year_t + \beta_{py} Policy_t * Year_t + u_{it}$$

다음으로 패널분석의 기본 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

패널분석에서는 OLS에서 가정하고 있는 오차항  $u_{it}$ 를 개별효과  $\alpha_i$ 와 고유효과  $\epsilon_{it}$ 로 분해하고 이를 오차성분모형(error component model)이라고 한다(한치록, 2018: 39).  $\alpha_i$ 는 개인의 시간불변 특성을 종합해서 나타내는 변수로,  $\alpha_i$ 를 어떻게 가정하느냐에 따라 임의효과모형과 고정효과모형이 결정된다. 일원임의효과모형은  $\alpha_i$ 가 독립변수와 상관되지 않는다는  $Cov(X, \alpha_i)=0$ 을 가정한다. 즉 개별효과와 독립변수의 외생성을 가정하는 것이며, 이와 더불어  $\alpha_i$ 가 정규분포를 따르는 확률변수로 가정한다. 만약  $\alpha_i$ 가 위와

같은 가정을 따른다면 고정효과모형보다 훨씬 효과적인 추정량이 될 수 있다(전해정, 2015). 하지만 모든 시점에 대해  $\alpha_i$ 가 독립변수와 상관관계가 없다는  $\text{Cov}(X, \alpha_i)=0$  가정은 매우 강한 가정이며 독립변수와 상관관계가 있을 경우 회귀계수 추정량은 편의추정량이 되며 일치성도 만족하지 못하기 때문에 임의효과를 사용할 때는  $\alpha_i$ 가 독립변수와 상관관계가 없다는 가정이 타당한지를 면밀하게 검사해야한다.

일원고정효과모형<sup>6)</sup>은 앞선 모형과 다르게  $\alpha_i$ 가 독립변수와 상관된다는  $\text{Cov}(X, \alpha_i) \neq 0$ 을 가정한다. 이를 OLS로 추정할 경우 독립변수와  $\alpha_i$ 의 내생성으로 인해 일치추정량을 얻을 수가 없다. 따라서 고정효과 모형은 차분을 통해  $\alpha_i$ 를 제거하여 모형을 추정한다. 패널모형의 선택은 전통적으로 하우스만 검정을 통해 이루어진다. 하우스만 검정은  $\text{Cov}(X, \alpha_i)=0$  이라는 귀무가설을 검정하는 것이며, 귀무가설을 기각할 경우 고정효과모형이 적합하다는 것을 의미한다.

$$\text{고정 또는 임의효과모형: } Y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \beta_p \text{Policy}_t + \beta_y \text{Year}_t + \beta_{py} \text{Policy}_t * \text{Year}_t + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

전통적인 패널분석과 본 연구 모형의 차이점은 단절적 시계열 분석을 적용하기 위해 개체와 상관없이 시계열로만 변화하는 개체불변 변수가 포함되었다는 점이다.  $\text{Year}_t$  변수는 2008년부터 2019년을 1부터 12까지로 재코딩한 변수로 정책시행 이전의 기울기를 추정하여 종속변수가 연간  $\beta_y$ 만큼 변화한다고 해석할 수 있다(한치록, 2018: 135).  $\text{Policy}_t$ 는 2014년까지는 0, 2015년부터는 1로 코딩된 변수로  $\beta_p$ 는 2015년 1월1일 시행된 담배소비세의 단기적 효과를 의미한다. 두 변수의 상호작용항( $\text{Policy}_t * \text{Year}_t$ )은 정책시행 이전과 이후의 기울기 차이를 의미하는 것으로,  $\beta_y + \beta_{py}$ 는 정책시행 이후의 기울기를 의미하여 정책의 장기적 효과를 파악할 수 있다(Huitema & Mckean, 2000; 김광휘 외, 2015; 송준모·이도훈, 2021).

### 3. 가설의 설정

본 연구의 목적은 담배소비세 정책의 효과를 파악하는 것에 있다. 담배소비세로 인한 단기적 흡연 감소 효과는 이미 여러 선행연구를 통해 알려져있다(이진석, 2005; 신윤정, 2005; 김영직 외, 2017; 임재욱·김동주, 2017). 하지만 흡연의 감소가 지속되는지, 또는 다시 흡연량이 증가하는지 등 담배소비세의 장기적 효과에 대한 연구는 미진한 상황이다. 따라서 본 연구는 단절적 시계열 설계를 적용한 패널분석을 통해 담배소비세의 장기적 정책효과를 파악하고자 하며, 더 나아가 담배소비세의 역진성이 실제하는가를 소득 구간 별로 분석하여 확인하고자 한다. 이에 따른 본 연구의 가설은 다음과 같다.

가설 1. 장기적 정책효과는 양의 기울기를 갖는다.

가설 2. 저소득 계층일 수록 담배소비세 증가로 인한 세금 부담이 커질 것이다.

## 제4절 담배소비세 효과 실증분석

6) 이원고정효과모형은  $Y = \sum_{k=1}^K \beta_k X_k + \alpha_i + \delta_t + \epsilon$ 을 가정하는 모형으로 개별효과  $\alpha_i$ 뿐만 아니라 시간별 효과  $\delta_t$ 를 모형에 포함시켜 시간의 효과를 통제하는 모형이다. 이원고정효과를 사용할 경우 일원고정효과모형에서 개별효과를 평균으로 차분하여 제거하는 것과 동일한 방법으로 시간별 효과를 제거한다. 본 연구의 분석은 시간에 따른 정책의 단기적, 장기적 효과를 추정하는 것이기 때문에 이원고정효과모형은 적합하지 않아 분석모형에서 제외했다.

1. 상관관계 분석

변수들 간의 관계를 살펴보기 위해 상관관계 분석을 실시했다. 독립변수 간의 상관관계가 높은 경우 다중공선성이 발생하여 추정량의 효율성을 낮출 수가 있기 때문에 변수 간에 선형관계가 낮아야 한다. 본 분석에서 사용된 변수들의 상관관계는 절대값으로 가장 큰 수치를 보인 변수가 교육수준과 연령으로 -0.6082의 상관계수를 가졌다. 상관계수가 모두 0.9를 넘지 않는바 다중공선성은 의심되지 않는 것으로 확인되었다(Hair et al., 2005).

<표 4> 상관관계 분석

	흡연량	성별	나이	교육수준	거주지역	가처분소득	건강수준	음주량	배우자 유무	삶의 만족도	물가지수
흡연량	1.0000										
성별	-0.2133 <.0001	1.0000									
나이	-0.0996 <.0001	0.1448 <.0001	1.0000								
교육수준	0.046 0.0192	-0.2538 <.0001	-0.6082 <.0001	1.0000							
거주지역	0.047 0.0168	0.0008 0.9661	0.1023 <.0001	-0.1552 <.0001	1.0000						
가처분소득	0.0539 0.0060	-0.1079 <.0001	-0.2506 <.0001	0.2923 <.0001	-0.0547 0.0053	1.0000					
건강수준	0.1015 <.0001	-0.1850 <.0001	-0.3851 <.0001	0.3155 <.0001	-0.0242 0.2179	0.2156 <.0001	1.0000				
음주량	-0.0066 0.7342	0.1784 <.0001	0.3348 <.0001	-0.2779 <.0001	0.0580 0.0032	-0.1810 <.0001	-0.2343 <.0001	1.0000			
배우자 유무	0.058 0.0031	-0.2570 <.0001	0.1997 <.0001	-0.0117 0.5517	0.0427 0.0298	0.1545 <.0001	0.0411 0.0364	0.0434 0.0272	1.0000		
삶의 만족도	-0.00470 0.8109	-0.1315 <.0001	-0.1151 <.0001	0.2061 <.0001	0.0824 <.0001	0.2225 <.0001	0.2502 <.0001	-0.0951 <.0001	0.172 <.0001	1.0000	
소비자 물가지수	-0.0383 0.0511	0.0133 0.4971	0.1014 <.0001	-0.0496 0.0115	-0.0175 0.3723	-0.0041 0.8333	-0.0003 0.9867	0.0247 0.2077	0.0768 <.0001	-0.0101 0.6044	1.0000

2. 모형의 선정

아래 표는 담배소비세의 효과를 분석하기 위해 사용된 3가지 패널분석모형의 결과표이다. 통합최소제 곱모형에 대한 F-검정 결과 유의수준 1% 하에서 '고정효과는 0이다'라는 귀무가설을 기각하였다. 이에 따라 고정효과가 존재한다고 해석할 수 있으며, 고정효과모형과 임의효과모형을 선택하기 위해 Hausman 검정을 실시했다. Hausman 검정 또한 유의수준 1% 하에서  $Cov(X, \alpha_i)=0$ 이라는 귀무가설을 기각하였고, 이에 따라 본 연구의 모형으로 일원고정효과모형이 채택되었다.

일원고정효과모형의 분석결과를 살펴보면 본 연구의 독립변수인 사전 추세, 정책시행, 사후 추세 변화량 모두 유의수준 1% 하에서 통계적으로 유의미했다. 이를 해석하면 정책 이전의 흡연량은 연간 -0.5개비씩 감소하는 추세를 보이고 있었으며, 정책의 단기적 효과로 2015년 흡연량이 평균적으로 -3.84개비가 감소한 것을 확인할 수 있다. 정책의 지속적인 효과는 정책이후 추세 변화량 변수와 정책 이전 추세 변수의 추정량의 합으로 나타나는데, 장기적 효과는 -0.23으로 정책시행 이후에도 흡연량이 지속적으로 감소하고 있다고 해석할 수 있다(표 5).

&lt;표 5&gt; 단절적 시계열모형을 적용한 패널분석 모형

	통합최소제곱모형	일원임의효과모형	일원고정효과모형
Intercept	5.70624	6.106197	5.521287
<b>사전 추세</b>	-0.53606***	-0.52994***	-0.50461***
<b>정책시행</b>	-3.74357***	-3.77848***	-3.83737***
<b>사후 추세 변화량</b>	0.268424**	0.263264***	0.269814***
성별(남자)	0	0	0
성별(여자)	-5.34924***	-5.08586***	0
연령	-0.04022***	0.00371	0
초졸 이하	-0.4697**	-0.38235	-1.47441
중졸	0.046851	-0.42966	-1.72843**
전문대졸	-1.59201***	0.678084*	5.153419***
고졸	0	0	0
대졸 이상	-1.50937***	0.268903	5.006734***
서울특별시	-1.93575***	-1.29533***	-0.43498
광역시	0.175693	0.066291	-0.07348
시	0	0	0
군	0.000849	-0.16466	-0.33997
도농복합시	-0.74657**	0.299209	1.202575
가처분소득(만원)	0.000015	0.000021*	0.000024**
건강(양호하지 않음)	-1.07722***	-0.46213***	-0.42562***
건강(양호)	0	0	0
월 2~4회	0.657374***	-0.88435***	-0.85621***
월 1회 이하	0.85272***	-1.5268***	-1.57473***
주 2~3회	1.788981***	0	0
전혀 마시지 않음	0	-2.77217***	-2.82827***
주 4회 이상	3.739904***	0.900875***	0.805012***
배우자 유무(있음)	0	0	0
배우자 유무(없음)	-0.29382**	0.172729	0.36334
삶의 전반적 만족도	-0.8645***	-0.11561*	-0.018
소비자 물가지수	0.1553*	0.114017*	0.091548
<b>Root MSE</b>	9.2303	6.4061	6.4528
<b>R-Square</b>	0.1042	0.0865	0.6021
<b>F-Test</b>	-	-	12.46***
<b>Hausman Test</b>	-	191.25***	-
<b>OBS</b>	2588	2588	2588

\*\*\* p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05, \*p&lt;0.1



일원고정효과모형을 활용하여 소득구간 별로 분석한 결과는 아래 <표 6>와 같다. 단기적 효과인 정책시행의 추정량을 살펴보면 중소득이 -4.73 개비 감소로 효과가 가장 컸고, 저소득 -4.08개비, 고소득 -2.57개비 순으로 나타났으며 모두 유의수준 1% 하에서 통계적으로 유의미했다. 저소득과 중소득의 정책 이전 추세와 정책 이후 추세 변화량 모두 통계적으로 유의미했으며, 각각의 장기적 효과는 -0.31, -0.44로 중소득의 장기적 효과가 더 큰 것을 알 수 있다. 반면 고소득의 정책 이전 추세와 정책 이후 추세 변화량은 통계적으로 유의미하지 않았다.

<표 6> 소득구간 별 분석결과

	전체	저소득	중소득	고소득
정책 이전 추세	-0.50461***	-0.6226***	-0.84679***	0.001921
정책시행	-3.83737***	-4.07859***	-4.72987***	-2.5746***
정책 이후 추세 변화량	0.269814***	0.308793**	0.411209***	0.062848
Root MSE	6.4528	6.3255	6.5969	6.4046
R-Square	0.6021	0.6067	0.5908	0.6034
F-Test	12.46***	11.40***	11.79***	12.99***
OBS	2588	856	856	873

\*\*\* p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

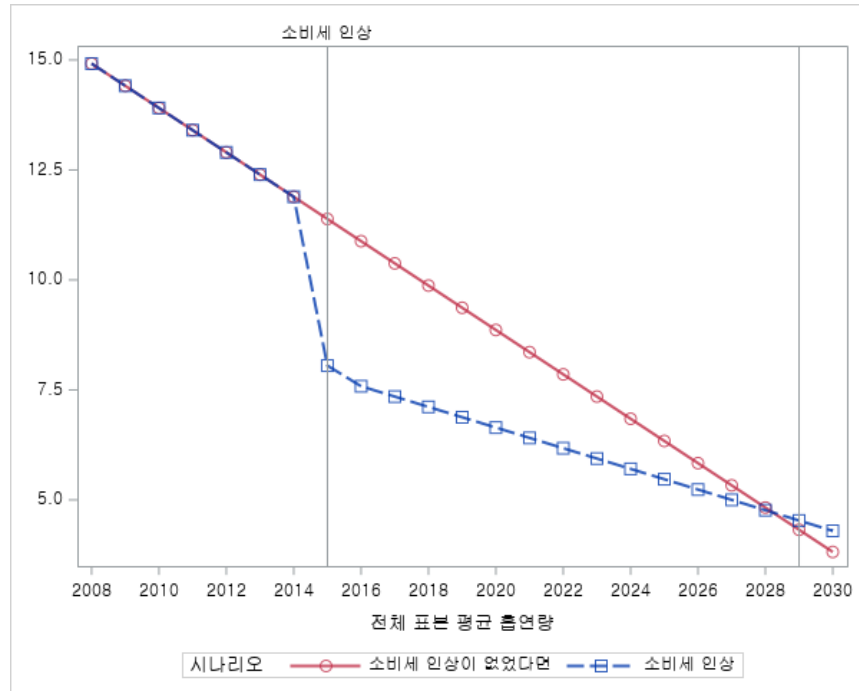
### 3. 분석결과 및 해석

모형검정결과로 채택된 일원고정효과모형으로 전체표본의 흡연량에 대한 정책의 영향력을 추정한 결과 단기적 효과와 장기적 효과 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 단기적 효과는 2015년 1월 1일 시행된 담배소비세의 즉각적인 효과로 흡연량이 -3.84개비 감소한 것으로 확인되었다. 장기적인 효과는 -0.23개비로 매년 흡연량이 -0.23개비 감소한다고 해석할 수 있다. 0.23개비는 그 흡연량 자체가 매우 작다고 할 수 있다. 하지만 정책의 단기적 효과가 즉각적으로 발생했고, 장기적으로 흡연량이 증가하는 것이 아니라 감소하고 있는 만큼 현재 논란이 되고 있는 것과 같이 담배소비세 인상을 완전한 정책실패라고 규정하기는 어렵다.

그렇다면 담배소비세는 성공한 정책인가? 장기적 효과가 음의 값을 갖기 때문에 담배소비세 인상이 장 단기적으로 모두 성공했다는 착시효과를 줄 수 있지만 이를 대응사실(counterfactual)과 비교해본다면 전혀 다른 해석을 가능하게 할 수 있다. x축을 연도, y축을 평균 흡연량이라고 가정했을 때, 2014년 평균 흡연량 11.89개피와 정책 시행 이전의 기울기인 -0.50461의 값을 가지고 소비세 인상이 없었을 때의 시나리오 즉, 대응사실을 만들 수 있으며, 정책 이후의 기울기인 -0.234796 값으로 소비세 인상 후의 시나리오를 추정할 수 있다. 각각의 시나리오를 시각화하면 [그림 1]과 같다. 그림에서 볼 수 있듯이 2015년 정책시행에 따라 흡연량은 -3.84개비 만큼 감소한 후 매년 -0.23개비씩 감소를 한다. 반면 소비세 인상을 하지 않았을 때는 이미 추세가 -0.5의 기울기를 갖고 있었기 때문에 소비세를 인상했을 때의 추세선보다 더 빠르게 흡연량이 감소하며, 2029년에는 소비세 인상을 했을 때보다 평균 흡연량이 더 적어질 수 있음을 확인할 수 있다. 이를 해석하면, 소비세 인상은 2015년부터 2028년까지 대응사실에 비해 흡연량 감소의 효과가 있지만 2029년부터는 오히려 흡연량 증가의 효과가 있다고 할 수 있다. 물론 단절적 시계열 설계의 추정 결

과는 실험설계가 아니기 때문에 완전한 대응사실이라고 할 수 없으며, 2020년부터 2030년까지의 기간 동안 발생할 수 있는 추가적인 정책개입, 외부 충격 등은 고려되지 않았기 때문에 아래 시나리오는 엄밀한 예측이라고 할 수 없다. 하지만 앞선 분석에서 사용된 변수들이 통제되었을 때 충분히 발생할 수 있는 시나리오다. 이와 같은 시나리오가 발생하지 않기 위해서는 정부의 지속적인 정책개입이 필요하다고 할 수 있다. 특히 담배 소비는 가격정책에 더 민감한 것이 알려진 만큼 물가연동제를 비롯한 지속적인 비가격정책의 강화가 동반되어야 2015년에 시행된 금연종합대책이 정당화될 수 있을 것이다.

[그림 1] 시나리오 별 흡연량 추세 예측



다음으로 담배소비세의 역진성을 살펴보기 위해 소득구간 별로 분석을 실시했다. 소득구간 별 분석결과에서도 단기적 효과는 모든 소득 구간에서 통계적으로 유의미했다. 저소득부터 각각 -4.07, -4.73, -2.57개 비가 단기적 효과로 확인되었다. 장기적 효과의 경우 중소득이 -0.44로 -0.31인 저소득에 비해 장기적 효과가 큰 것으로 나타났으며, 고소득의 경우 장기적 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다.

국세청에 따르면 세금의 역진성이란 소득액 또는 재산액이 적어짐에 따라 이에 대한 조세의 비율이 점차 증가하는 것을 의미한다. 추정량을 기반으로 소득구간 별 담배에 대한 가격탄력성을 계산하면 전체 0.4034, 저소득 0.5599, 중소득 0.36, 고소득 0.2689로 저소득 구간의 담배소비량이 가장 민감하게 가격에 반응하는 것을 확인할 수 있다. 하지만 평균소득 대비 담배지출비용의 비중을 살펴보면 담배소비세의 역진성이 드러난다. 소득구간 별 담배지출 비중의 변화를 산출한 결과 연 평균소득에서 연 담배지출비용이 차지하는 비중은 전체 0.0273%p, 저소득 0.0351%p, 중소득 0.0246%p, 고소득 0.0284%p 증가한 것으로 나타났다. 중소득의 비중 증가가 가장 적었고, 고소득이 아닌 저소득에서의 지출비중이 가장 많이 증가한 것을 볼 때 담배소비세에 역진적인 성격이 있다고 해석할 수 있으며, 이로 인해 저소득 집단의 상대적 부담이 증가했다고 할 수 있다.

<표 7> 분석결과의 요약(가격탄력성과 담배지출 비중 차이)

	전체	저소득	중소득	고소득
가격탄력성	0.4034	0.5599	0.36	0.2689
2014년 담배지출 비중	0.1245%	0.3346%	0.1620%	0.0688%
정책시행 후 담배지출 비중	0.1517%	0.3696%	0.1867%	0.0972%
담배지출 비중 차이	0.0273%p	0.0351%p	0.0246%p	0.0284%p

### 제5절 결론

본 연구는 2015년 1월1일부터 시행된 담배소비세의 단기적 효과와 장기적 효과를 추정하고자 했다. 한국에서 담배규제 정책은 정책도구 조합에 따라 가격과 비가격 정책이 함께 진행되고 있다고 볼 수 있으며, 가격정책이 지금까지 4차례 정도 진행되었지만, 비가격 정책은 시간이 지남에 따라 강도와 범위가 강해지고 있는 것으로 나타났다. 양자를 비교했을 때, 상대적인 관심의 균형이 이루어지지 못하고 있다고 판단된다. 선행연구에서는 각 정책도구에 집중하여 정책효과를 추정하려고 시도하였고, 일부 연구에서 담배가격 정책과 함께 비가격 정책을 고려하기도 하였으나, 그 효과의 지속성을 명시적으로 고려하고자 시도한 연구는 드물었다. 이에 따라 본 연구는 정책도구인 담배소비세와 개인의 흡연량에 초점을 두고 분석을 진행하였으며, 단절적 시계열 설계를 고정효과모형에 적용하여 장기적 효과를 추정하는 데 있어 효율적인 추정량을 얻고자 했다.

본 연구가 시사하는 바는 다음과 같다.

첫째, 담배소비세는 최초 목표를 달성하지 못했지만, 실패한 정책이라고 할 수 없다는 것이다.7) 본 연구는 단절적 시계열 설계를 적용한 일원고정효과모형을 활용하여 담배소비세의 단기적 효과를 재확인하였고, 더 나아가 장기적으로도 담배 소비가 감소하는 것을 실증적으로 보여주었다. 정부와 언론에서 주목하고 있는 흡연을 지표는 흡연자의 흡연량 감소를 포착할 수 없기 때문에 정책의 효과를 과소평가할 수밖에 없다. 특히 담배는 중독성이 강한 비탄력적인 제품으로, 담배소비세로 인한 금연을 효과 크기로 본다면 정책의 효과를 과소추정하여 실패한 정책이라고 결론 내릴 수 있다. 하지만 담배소비세는 단기적으로 흡연량을 -3.84개비 감소시켰고, 단기적 충격 이후 담배소비량이 증가할 것이라는 우려와는 다르게 정책 시행 이후에도 흡연량이 매년 평균적으로 -0.23개비 감소하고 있었다. 따라서 정부에서 최초 계획한 흡연율은 달성하지 못했지만, 흡연자의 흡연량이 감소하고 있는 만큼 담배소비세 인상을 실패한 정책이라고 단정하기는 어렵다.

둘째, 추정량을 기반으로 한 시나리오를 통해 담배소비세의 효과가 14년 이후 소멸할 수 있다는 것을 보여주었다. 즉, 14년 이후인 2029년에는, 담배소비세를 인상하든 인상하지 않든 비슷한 양의 흡연량을 보여줄 것을 의미한다. 단기적으로 대폭 하락한 흡연량의 효과를 지속적으로 유지시키기 위해서는 가장 효율적인 가격정책을 지속적으로 활용할 필요가 있다. 하지만 2015년 가격 인상처럼 80%에 달하는 가격

7) 2014년 9월 11일 '법정부, 금연종합대책 발표' 보도자료에 따르면 금연종합대책을 통해 2020년까지 성인남성흡연율을 29% 수준으로 낮추기로 계획하였지만, 현재 통계청 조사에 따른 2019년 성인남성흡연율은 35.7%로 조사되었다.

인상은 여론의 극심한 반대를 야기할 것이기 때문에 정치적인 부담이 매우 크다고 할 수 있다. 따라서 물가연동제를 활용한 점진적인 담배가격 인상이 가장 효율적으로 현 정책의 효과를 유지시킬 수 있는 방법이라고 할 수 있다.

셋째, 소득에 따라 담배소비세에 대한 반응이 크게 달랐다. 소득구간 별 정책효과를 추정해본 결과, 중소득 집단은 정책 시행 전 흡연량이 일 평균 13.78개비로 가장 높았지만, 장단기적 효과가 각각 -4.73, -0.44로 감소량이 가장 컸고 저소득이 -4.07, -0.31의 감소량을 보였다. 반면 고소득의 경우 단기적 효과가 -2.8개비로 가장 적었고, 장기적 효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 담배소비세 인상이 고소득자에게는 큰 부담으로 작용하지 않는다는 것이며, 이에 따라 담배소비세가 고소득자보다는 중소득 및 저소득 집단에 대해 흡연량 감소를 위한 정책도구로 더 효율적이라는 것을 의미한다.

넷째, 담배소비세의 역진성을 확인할 수 있었다. 정책시행 이전인 2014년 기준으로 소득구간 별 평균 소득 대비 담배지출 비중은 저소득 0.33%, 중소득 0.16%, 고소득 0.07%로, 이미 역진적인 성격을 갖고 있었다. 담배소비세가 증가한 이후의 담배지출 비중의 차이를 계산한 결과 저소득이 0.0351%p, 중소득이 0.0246%p, 고소득이 0.0284%p로, 저소득의 탄력성이 가장 높았음에도 불구하고 저소득의 담배지출 비중 증가가 가장 큰 것을 확인할 수 있었다. 흡연량 감소가 국민건강증진을 목표로 하는 만큼 역진성만으로 담배소비세라는 정책도구를 포기하기는 어렵겠지만 저소득 집단을 고려한 비가격정책이 수반될 필요가 있다고 할 것이다.

본 연구는 단절적 시계열 설계를 고정효과모형에 적용하였다는 것과 담배소비세의 단기적 효과뿐만 아니라 시계열 자료의 부족으로 파악하기 어려웠던 장기적 효과를 실증분석했다는 의의가 있지만, 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 2015년 1월 1일 시행된 정책은 금연종합대책으로 담배소비세는 금연종합대책 내의 하나의 정책도구라고 할 수 있다. 담배소비세 외에도 비가격 정책으로 경고 그림, 문구, 금연치료에 따른 상담 비용과 약물 비용 지원 등이 금연종합대책이라는 이름 하에 동시에 진행되었다. 하지만 비가격 정책을 분리할 수 있는 설문문항이 없고, 더미변수로 코딩할 경우 시간추세 변수와 다중공선성을 발생시킬 수 있는 우려가 있기 때문에 비가격정책의 효과를 정책변수에서 분리시키지 못했다. 둘째, 한국복지패널은 표본추출 시 중위소득 60% 미만 저소득층에 전체 표본의 약 50%를 할당하여 저소득층이 과대 표집되었다. 즉, 표본집단이 전국민을 대표하기보다는 저소득층에 편향된 대표성을 갖고 있기 때문에 해석할 시 주의를 할 필요가 있다. 셋째, 본 연구의 종속변수인 흡연은 응답자가 실제 흡연량보다 적게 응답하는 경향을 갖는 것으로 알려져 있다. 이로 인해 분석에 사용된 자료에 비해 실제 흡연량은 많을 수 있다는 한계를 갖는다.

## 참고문헌

- 감신. (2006). 금연정책에 있어서의 가격정책의 효과 및 정책방향. 보건복지포럼, 2006(6), 24-36.
- 강동관. (2009). 담배세가 담배소비에 미치는 영향: 각국자료를 이용한 실증분석. 재정정책논집, 11(3), 191-214.
- 강은정. (2009). 담배가격의 효율성과 형평성 분석. 보건복지포럼, 2009(6), 22-37.
- 고길곤. (2019). 통계학의 이해와 활용. 문우사.
- 김광휘, 이승수, & 고상진. (2011). 단절적 시계열분석과 패널분석을 통한 전라북도 쓰레기종량제 정책효과 실증 연구-쓰레기배출량과 재활용량, 예산 등을 중심으로. 한국자치행정학보, 25(1), 169-189.
- 김선애. (1998). 금연 프로그램의 장기 효과 분석 (Doctoral dissertation, 연세대학교 보건대학원).
- 김성준. (2002). 수요모형의 계량적 추정을 통한 효과적인 담배소비억제 정책 연구. 한국행정학보, 36(3), 167-185.
- 김연수, 강민아. (2016). 정책목적과 정부자원에 따른 정책도구의 선택과 조합: 한국 주민등록제도 사례를 중심으로. 한국공공관리학보, 30(2), 29-58.
- 김영직, 정기덕, & 조민호. (2017). 담배 가격 인상 정책의 흡연 감소 효과: 가처분소득 분위별 흡연 감소 효과를 중심으로. 한국사회와 행정연구, 27(4), 31-52.
- 김윤경, 박인혜, & 박정수. (2008). 청소년 금연프로그램 효과의 메타분석. Journal of Korean Academy of Nursing, 38(2), 204-216.
- 김원년, 김양중, & 강현구. (2007). 담배가격 인상시 성인 남성 흡연율의 예측에 관한 연구. Journal of The Korean Data Analysis Society, 9(5), 2245-2255.
- 김원년, 서정하, & 김양중. (2006). 담배가격인상이 흡연수요에 미치는 영향. 한국인구학, 29(2), 195-213.
- 김현옥. (2002). 금연프로그램이 성인 흡연자의 금연 및 흡연행위 변화에 미치는 영향. Community Nursing, 13(1).
- 노화준. (2015). 정책 평가론. 법문사.
- 문명재. (2008). 정책도구연구의 학문적 좌표와 이론적 연계성: 새로운 분야 아니면 새로운 시각?. 정부학 연구, 14(4), 321-346.
- 박정수, 김준기. (2018). 복합적 정책지원체계에서 정책조합의 효과 실증연구: 중소기업 정책자금 용자와 혁신단지 클러스터 효과를 중심으로. 한국행정학보, 52(4), 177-201.
- 보건복지부. (2019). 『2019년 지역사회 통합건강증진사업 안내 [금연]』. 보건복지부.
- 보건복지부, 한국건강증진개발원. (2019). 『2020년 지역사회 통합건강증진사업 안내 [금연]』. 보건복지부.
- 보건복지부, 기획재정부, & 안전행정부. (2014.09.11.). “범(凡)정부, 「금연 종합대책」 발표”. 보도자료

- 송준모, 이도훈. (2021). 비례대표제는 비례적인가?: 정당명부 비례대표제 도입이 법안 발의 및 통과에 미치는 영향. *경제와사회*, 163-207.
- 신윤정. (2005). 담배가격 인상이 흡연에 미치는 영향. *보건복지포럼*, 2005(7), 24-36.
- 엄남현. (2017). 흡연자와 비흡연자 남녀 대학생 비교: 국내외 담배 경고그림 비교를 중심으로. *광고PR실학연구*. 10(3): 196-216.
- 임재욱, 김동주. (2017). 담배가격 인상이 흡연율과 담배 소비에 미치는 영향분석: 2015 년 가격인상정책의 성과. *Journal of The Korean Data Analysis Society (JKDAS)*, 19, 1419-1430.
- 전영한. (2007a). 정책도구의 다양성: 도구유형분류의 쟁점과 평가. *정부학연구*, 13(4), 259-295.
- 전영한. (2007b). 정책도구연구의 의의와 과제. *정부학연구*, 13(2), 39-50.
- 최선희, 김윤정, & 오경원. (2017). 우리나라 담배규제 정책과 흡연현황. *주간 건강과 질병*, 10(21), 530-533.
- 최병호, 이근재. (2015). 우리나라 담배수요함수의 추정과 담뱃세 정책에 관한 함의. *경제학연구*, 63(4), 53-80.
- 하연희, 문명재. (2007). 정책목표의 변화에 따른 정책도구의 전략적 선택과 효과: 우리나라 인구정책을 중심으로. *정부학연구*, 13(2), 73-106.
- 한치록. (2019). *패널데이터강의 제 2 판*, 박영사.
- Alessi, R., A. Lusardi, and T. Aldershof. 1997. "Income and Wealth over the Life Cycle: Evidence from Panel Data", *Review of Income and Wealth*, Series 43, No. 1, March, 1-32.
- Ando, A., and F. Modigliani. 1963. "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*.
- Beach, C.M., and R. Davidson. 1983. "Distribution-free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, 50(4), 723-735.
- Bernal, J. L., Cummins, S., & Gasparrini, A. (2017). Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *International journal of epidemiology*, 46(1), 348-355.
- Borland, R., & Hill, D. (1997). Initial impact of the new Australian tobacco health warnings on knowledge and beliefs. *Tobacco Control*, 6(4), 317-325.
- Evans, A. T., Peters, E., Strasser, A. A., Emery, L. F., Sheerin, Kaitlin M. & Romer, Daniel. (2015). *Graphic Warning Labels Elicit Affective*.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2005). *Multivariate analysis of data*. Porto Alegre: Bookman, 89-127.
- Hammond D, Fong GT, Borland R, et al. (2007). Text and graphic warnings on cigarette packages: findings from the international tobacco control four country study. *Am J Prev Med*, 32(3):202-209.
- Harper, S., & Bruckner, T. A. (2017). Did the Great Recession increase suicides in the USA? Evidence from an interrupted time-series analysis. *Annals of epidemiology*, 27(7), 409-414.

- Hastings, G., & MacFadyen, L. (2000). A day in the life of an advertising man: review of internal documents from the UK tobacco industry's principal advertising agencies. *Bmj*, 321(7257), 366-371.
- Howlett Michael. (2005). What is a Policy Instrument? Policy Tools, Policy Mixes, and Policy-Implementation Styles. in Elias Pearl, Hill Margaret M, and Howlett Michael (Eds.). (2005). *Designing Government: From Instruments to Governance*. McGill-Queen's University Press.
- Huitema, B. E., & Mckean, J. W. (2000). Design specification issues in time-series intervention models. *Educational and Psychological Measurement*, 60(1), 38-58.
- Kim, S. A. (1998). The study on a long effective stop-smoking program. Unpublished master's theses. Graduate school of health science & management, Yonsei University.
- Marketing Trends (1995). *Silk Cut Range Research*. Gallaher Ltd. Document No.0572:1-4.
- Moon, S. Y. (1994). A phenomenological study experienced with smoking and smoking cessation. Unpublished master's theses, Department of nursing, The graduate school of Ewha Womans University
- Pekurinen, M. (1989). The demand for tobacco products in Finland. *British journal of addiction*, 84(10), 1183-1192.
- Pollay, R. W. (2000). Targeting youth and concerned smokers: evidence from Canadian tobacco industry documents. *Tobacco control*, 9(2), 136-147.
- Pollay, R. W., & Dewhirst, T. (2002). The dark side of marketing seemingly "Light" cigarettes: successful images and failed fact. *Tobacco control*, 11(suppl 1), i18-i31.
- Rist Ray C. (1998). Choosing the right Policy Instrument at the Right Time: The Contextual Challenges of Selection and Implementation. in Bemelmans-Videc, M. L., Rist, R. C., & Vedung, E. O. (Eds.). (2011). *Carrots, sticks, and sermons: Policy instruments and their evaluation* (Vol. 1). Transaction Publishers.
- Saffer, H., & Chaloupka, F. (2000). The effect of tobacco advertising bans on tobacco consumption. *Journal of health economics*, 19(6), 1117-1137.
- Sim, Y. S. (1987). Effect of anti-smoking education on knowledge, attitude and behavior of cigarette smoking of enlisted men. Unpublished master's theses, Graduate school of public health, Kyungpook national university.
- Smee C, Parsonage M, Anderson R, et al. (1992). *Effect of tobacco advertising on tobacco consumption: A discussion document reviewing the evidence*. London, Economics & Operational Research Division, Department of Health.
- van de Doelen Francis C. J. (1998). The "Give-and-Take" Package of Policy Instruments: Optimizing Legitimacy and Effectiveness. in Bemelmans-Videc, M. L., Rist, R. C., & Vedung, E. O. (Eds.). (2011). *Carrots, sticks, and sermons: Policy instruments and their evaluation* (Vol. 1). Transaction Publishers.

Vedung Evert. (1998). Policy Instruments: Typologies and Theories. in Bemelmans-Videc, M. L., Rist, R. C., & Vedung, E. O. (Eds.). (2011). *Carrots, sticks, and sermons: Policy instruments and their evaluation* (Vol. 1). Transaction Publishers.



# 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차에 관한 연구

A Study on the differential in Youth Employment Status According to parents' Social Class

이용호(부산대학교 박사과정)

본 연구의 목적은 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 규명하는 것이다. 이를 위해 한국복지패널 10-15차년도(2015년-2020년)자료를 활용하였고, 10차년도 기준 19세-34세 청년층을 기준으로 9,440명의 관측치를 확보하여 불균형 패널을 구축하였다. 분석방법으로는 확률효과 다항로지토모형(Random Effects Multinomial Logit Model)을 활용하여 분석을 실시하였다. 분석결과, 비교적 사회계층이 높다고 판단되는 전문관리직 부모를 둔 청년은 사무직, 숙련노동자, 비숙련노동자, 무직자 부모를 둔 청년에 비해 정규직 일자리를 가질 가능성이 높게 나타났다. 즉, 부모의 사회계층에 따라 청년의 고용형태에 격차가 발생하고 있음을 확인하였다. 이에 본 연구의 분석결과를 토대로 기존 일자리 정책의 한계점을 보완하여, 보다 근본적인 계층세습 완화를 위한 방안을 제시하고자 한다.

## 제1절 서론

우리나라는 외환위기를 극복하는 과정에서 고용유연화정책을 채택했으며, 이는 노동시장의 불안정성을 가져왔다. 이에 외환위기 이전 2.0%대를 유지하던 실업률이 그 직후 7.0%로 악화된 이래로 2010년 3.7%, 2021년 4.0%로 완화되었지만, 이는 외환위기 이전과 비교해봤을 때, 노동시장의 불안정성이 유지되고 있다고 볼 수 있다(통계청, 2021). 노동시장의 불안정성은 고용형태에서도 찾아볼 수 있는데 2003년 32.6%이던 비정규직 비율이 증가추세를 보이다 2020년 36.3%로 급증하였다(통계청, 2021). 그뿐만 아니라 정규직·비정규직 간 시간당 임금 격차는 유지되고 있었으며, 2000년 대비 2020년 임금이 비정규직(55%)보다 정규직(70%)이 더 높다는 점을 미루어볼 때 우리 사회의 노동시장은 여전히 불안정한 상태라고 볼 수 있다(고용노동부, 2020).

불안정한 노동시장 안에서 대표적인 불안세대로 여겨지는 세대는 '청년층'이다. 이들은 학업을 마치고, 처음 사회에 진출하는 시기일 뿐만 아니라 경제활동을 통해 독립, 결혼 등과 같은 생애과업을 수행하는 시기임에도 불구하고 노동시장 내 불안정이 가장 크기 때문이다. 현재 청년 실업률은 10.0%로, 이는 전체 실업률에 비해 약 2배 이상 높을 뿐만 아니라, 전 연령층에서도 가장 높은 수치이다(통계청, 2021). 또한, 이들의 체감 실업률은 27.0%로 역대 가장 높은 수치인 것으로 나타났다(통계청, 2021). 이에 청년층 3명 중 1명 이상은 '경제적 이유'로 부모로부터 독립하지 못하였으며, 결혼계획 또한 미루거나 포기한 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2018; 사람인, 2020). 생애주기에 있어 자신의 삶을 주체적으로 살아가기 시작하는 단계가 청년기임에도 불구하고 이들은 불안정한 노동시장으로 인해 이를 수행할 여건이 되지 못하는 것이다.

청년층이 불안정한 노동시장 안에서 취업에 성공하더라도 '괜찮은 일자리'를 보장받지 못한다. 비정규직

비율은 증가하고 있으며, 이는 청년층에서 보다 크게 나타나고 있기 때문이다. 청년층 비정규직 비율은 약 40.0%로 전체 비정규직 비율보다 높으며 그 증가추세 또한 가장 크다(통계청, 2021). 뿐만 아니라 청년층 3명 중 1명은 150만원 미만의 저임금 일자리를 갖고 있는 것으로 나타났다(통계청, 2020). 이러한 청년층의 상황은 이들이 불안정한 노동시장 안에서 힘겹게 취업에 성공하더라도, 그 불안정은 유지될 가능성이 높다는 것을 보여준다.

청년층의 노동시장 내 불안정성은 이들로 하여금 구직 자체를 단념하게 할 가능성도 배제할 수 없다. 나아지지 않은 미래에 대한 기대 상실로 인해 구직 자체를 포기할 수 있기 때문이다. 실제, 청년층 구직단념자는 전체 구직단념자 중 38%로 가장 큰 비중을 차지하고 있을 뿐만 아니라, 그 증가율 또한 전 연령층에서 가장 높게 나타났다(통계청, 2020; 한국고용정보원, 2020). 이러한 청년층 구직단념은 충분한 인적자본을 축적하지 못해, 향후 불안정 일자리는 물론, 취업기회조차 줄어들 가능성이 높다는 점에서 우려가 제기된다. 이에 과거 취약계층에게 집중되어 있던 빈곤 문제가 점차 청년층으로 확대 및 심화되고 있는 것을 볼 수 있다(변금선, 2012).

청년층이 불안정한 노동시장에 놓여있더라도, 이들 부모의 사회계층에 따라 그 어려움은 다를 가능성이 있다. 부모의 사회계층에 따라 자녀가 불안정한 노동시장 안에서 준비할 수 있는 '정도'가 다르기 때문이다. 청년층의 불안정한 노동시장과 고학력화는 고등교육 수혜자 내에서도 대학특성에 따른 계층을 만들었으며 이는 이들이 취업하는데 있어 중요한 역할을 한다. 이와 같이 취업에 있어 중요한 역할을 하는 청년층의 대학특성의 수준은 부모의 사회계층이 높을 경우 더 높아진다(구인회·김정은, 2015). 부모의 사회계층에 따른 청년층의 취업준비 '정도'는 입학 후에도 지속적으로 영향을 미치는데, 이는 고등교육 이수 이외에도 사회가 요구하는 '조건'들이 있기 때문이다. 이에 청년들은 공인영어점수를 위한 사교육, 어학연수, 자격증 등을 이수하기 위해 노력한다. 그러나 이와 같은 조건들을 이수하기 위해서는 경제적 여건이 기반이 되어야 하며, 이에 부모가 원활한 지원이 가능한 높은 사회계층의 자녀일 경우 그렇지 않은 이들에 비해 경쟁력 있는 '스펙'을 쌓을 수 있다(신광영·문수연, 2012; 김영란·장혜경·이윤석, 2017). 이와 같은 맥락으로 고소득층 자녀의 경우 그렇지 않은 이들 보다 취업 준비 기간이 더 길게 나타났는데(변금선, 2015), 이는 부모로부터 원활한 지원을 받을 수 있는 청년층의 경우 그렇지 않은 이들보다 충분한 취업준비가 가능했기 때문이다. 따라서 청년층이 불안정한 노동시장 안에서 겪는 어려움은 사회계층에 따라 다를 가능성이 높을 뿐만 아니라, 이는 일자리 질의 격차로 이어질 수 있다.

부모의 사회계층에 따른 청년층의 일자리 질 격차는 그 시기에 국한되지 않는다. 현재 우리 사회의 불안정한 노동시장 상황으로 미루어볼 때, 이들이 청년기에 질 낮은 일자리를 갖게 된다면, 이후에 갖는 일자리 역시 이전과 유사할 가능성이 높기 때문이다. 우리나라의 비정규직 근로자가 1년 후 정규직으로 전환되는 비율은 4.8%에 불과하며, 3년 후 전환되는 비율 역시 22.4%로 OECD 국가 중 최하위권에 속하는 것으로 나타났다(OECD, 2013). 이러한 현상은 청년층에게 국한지어서도 나타났는데, 청년층의 1년 전 일자리가 비정규직 일자리일 경우, 1년 후 일자리 역시 비정규직 일자리일 경우가 높은 것으로 나타났다(최효미, 2014; 최요한, 2018). 이를 통해 이들은 청년층의 비정규직 일자리는 정규직 일자리로 이행하는 징검다리 기능이 아닌, 비정규직 일자리에 머무르게 하는 덫으로 작용한다고 보고하였다. 이러한 결과들은 부모의 사회계층에 따른 청년층의 일자리 질 격차가 그 시기에 국한되는 것이 아닌 유지될 가능성이 높다는 것을 보여준다. 즉 청년기의 낮은 질의 일자리는 개인의 불안정으로 그치는 것이 아닌, 청년층이 속한 가구의 경제적 어려움을 가중시키고, 나아가 후속 세대로 그 어려움을 이전 시킬 가능성이 높은 것이다(변금선, 2015). 이는 부모-자녀 간 사회계층이 일자리를 통해 세습될 가능성이 높으며, 이는 '빈곤의 대물림'

이라는 악순환을 발생시킬 가능성이 높다는 것을 의미한다. 따라서 부모의 사회계층과 청년층의 일자리 간 관계를 살펴보는 것은 사회계층의 세대 간 이전의 과정을 구체적으로 살펴봄으로써 '빈곤의 대물림' 완화를 위한 방안을 모색할 수 있다는 점에서 중요하다.

빈곤의 대물림 완화를 위한 방안을 모색하기 위해 부모의 사회계층과 청년층의 일자리 간 관계를 살펴본 몇몇 연구가 이루어졌다(최은영·홍장표, 2014; 김종성·이병훈, 2014; 김연아·정원오, 2016; 이용호·엄선비·송지현, 2021). 이들 연구에 의하면, 비교적 높은 사회계층의 부모를 둔 청년은 낮은 사회계층의 부모를 둔 청년에 비해 임금은 높고, 정규직일 확률이 높다고 나타났다(김종성·이병훈, 2014; 김연아·정원오, 2016, 이용호 외, 2021). 반면, 최은영과 홍장표(2014)의 연구에서는 앞서 언급한 선행연구와는 상이한 결과가 나타났다. 사회계층이 가장 높은 1군 자녀의 직업이 1군일 확률이 2군의 자녀보다 낮게 나타났다. 또한, 2군의 자녀와 3군의 자녀를 비교해봤을 때 이들의 직업군 차이는 없는 것으로 나타났다. 이상의 연구들은 부모의 사회계층에 따라 청년층 일자리 격차를 규명하기 위한 시도를 하였다는 점에서 의의가 있지만, 다음과 같은 한계점이 존재한다.

첫째, 다수의 선행연구가 부모의 사회계층과 자녀의 안정된 일자리 간 관계를 살펴보는 데 있어 개인의 비관측된 이질성(individual unobservable heterogeneity)을 고려하지 못했다는 점이다. 이는 관측된 변인은 아니지만, 부모 사회계층과 자녀 일자리 간 관계에 영향을 미칠 수 있는 개인특성을 고려하지 않았다는 것을 의미하며, 이러한 추정은 전체 결과를 과소(과대) 추정할 우려가 있다(Wooldridge, 2002). 가령, 높은 사회계층의 자녀가 월등히 높은 취업 동기를 가지고 있어 안정된 일자리를 갖게 되는 경우라면, 이는 부모 사회계층에 따른 결과라고 보기에는 한계점이 존재한다.

둘째, 자녀의 고용형태를 취업한 이들로 한정시켰다는 점이다. 그러나 앞서 언급하였던 것처럼 현재 청년층의 실업률은 매우 높을 뿐만 아니라, 이에 포함되지 않는 구직단념자 또한 증가하고 있는 추세이다. 이러한 상황에서 취업한 청년만을 대상으로 분석이 이루어진다면, 부모의 사회계층에 따른 고용형태 격차는 편의(bias)된 결과일 가능성을 배제할 수 없다. 비교적 사회계층이 낮은 부모의 자녀(청년)는 사회계층이 높은 부모의 자녀(청년)에 비해 첫 일자리 지속기간은 짧고 이직 및 실직은 더 많은 것으로 나타났다(임창규·윤인진, 2011). 이는 사회계층이 낮은 부모의 청년은 조사 기간 내 무직이었을 가능성이 높다는 것을 보여준다. 가령, 사회계층이 낮은 부모의 자녀는 무직이었기 때문에 정규직·비정규직 격차 분석에 포함되지 않았고, 이에 그 격차가 과소(과대)추정이 되었을 가능성이 있다.

이에 본 연구에서는 이상 언급한 두 가지 한계점을 고려하여 청년층의 일자리 고용형태를 정규직, 비정규직, 실업자, 비경제활동자로 구분하여 부모의 사회계층에 따른 격차를 살펴볼 것이다. 뿐만 아니라 부모의 사회계층과 자녀의 고용형태 간 관계를 살펴보는데 있어 영향을 미칠 수 있는 비관측된 이질성(unobservable heterogeneity)을 통제할 수 있는 패널 다항로지토모형(panel multinomial logit model)을 활용할 것이다. 이를 통해 내생성 문제를 보완하고자 한다. 이는 부모의 사회계층이 자녀(청년)의 고용형태에 미치는 영향을 보다 엄밀히 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다.

## 제2절 이론적 배경

### 1. 고용형태의 개념

개인의 생애 있어 청년기 일자리는 중요한 의미를 갖는다. 앞서 서론에서 언급하였듯, 노동시장 간 이동이 고착화되어 있는 상황에서 청년기 일자리는 중·장년기까지 이어져 전 생애 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 대다수 청년층은 생애 처음 노동시장에 진입하기 때문에 불안정한 성과를 나타낼 가능성이 있다. 그러나 이와 같은 성과가 개인의 노력이 아닌, 부모가 가진 자원 등과 같은 특성으로 인한 결과라면, 이 성과는 빈곤의 악순환 및 대물림으로 이어질 가능성이 높다. 특히, 청년층의 노동시장 내 높은 불안정성과 이들의 고학력화가 맞물려, 일자리 선택에 있어 사교육의 역할이 중요한 시점에서 그 가능성은 클 것으로 판단된다. 때문에 청년층의 노동시장 내 불안정성이 부모의 사회계층에 따라 격차가 나는지 살펴보는 것은 필요하다. 이에 본 연구에서는 청년층의 노동시장 내 불안정성을 고용형태로 정의하여, 부모의 사회계층 간 관계를 살펴볼 것이며, 먼저 고용형태의 개념부터 살펴보고자 한다.

근로자의 고용형태는 정규직과 비정규직 그리고 실업으로 구분한다. 통상 정규직은 사용자에 의해 직접 고용되어 고용과 사용이 동일하고, 정년까지의 고용이 보장되는 고용형태를 말하며, 그 외의 고용형태를 비정규직이라고 한다(조애진, 2009; 고용노동부, 2014). 이렇듯, 비정규직이라는 용어는 명확하게 정의된 것이 아닌 정규직의 잔여적 개념으로 이해되고 있으며, '표준적인 고용관계'에서 벗어난 고용형태를 모두 포함하는 개념으로 이해할 수 있다(장신철, 2012). 이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

국외의 경우, OECD는 비정규직과 비슷한 개념으로 임시직 근로자(temporary worker)와 시간제 근로자(part time worker)를 사용하며, 임시직 근로자에는 파견근로자, 계절 근로자 등이 포함되어 있다. 미국에서 역시 비정규직의 개념은 명확하지 않으나, 비정규직을 대부분 고용 불안정과 저임금, 낮은 복지 수준 등의 특징을 가진 다양한 고용형태로 보고 있다(Barker, 1993; Polivka & Nardone, 1989; Spalter-Roth & Hartmann, 1998). 또한 유럽에서도 비정규직을 고용 불확실성, 제도적 보호 부재, 임금 상승과 승진기회 미비 등과 같은 불안정 노동으로 설명되며, 일본 역시 비정규직에 대한 일반적 정의가 아닌, 계약 기간·형태·근무시간 등의 정규직 요건에 하나라도 해당하지 않는 경우 비정규직 고용형태라고 보고 있다.

국내의 경우, 통계청에서 실시하는 '경제활동인구조사'에서 고용계약 기간의 정함이 없고, 1년 이상인 근로자를 상용직, 1개월-1년 미만 임시직, 1개월 미만 일용직으로 분류하고 있는데, 임시직과 일용직을 합쳐 비정규직으로 구분하고 있다(박근배, 2009). 노동부의 '사업체 노동실태보고서' 또한 이와 같은 기준으로 비정규직을 구분한다. 즉, 계약기간과 시간 등을 기준으로 구분하는 것이다. 이와 비슷한 맥락으로 다수의 연구에서는 비정규직을 계약기간, 계약형태, 근로시간 등을 기준으로 정규근로에서 벗어난 특성의 모든 고용형태로 구분하기도 한다(노진귀, 2000; 한준·장지연, 2000; 윤진호 외 2001; 이용호 외, 2021).

이상의 정규직과 비정규직의 개념과 구분 기준에 대해 살펴보았을 때, 정규직의 가장 큰 특징은 안정성이라는 것을 알 수 있다. 정규직은 자발적으로 그 일자리를 유지할 수 있고, 상용직이고, 직접고용에 놓여져 있기 때문에 복지와 임금수준 역시 좋을 수 있는 것이다. 반면, 비정규직은 정규직과 반대의 상황에 놓여져 있어 노동시장 내 불안정성이 클 수 밖에 없다. 이에 본 연구에서는 앞서 살펴본 선행연구들을 토대로하여 정규직과 비정규직을 고용관계, 근로시간형태, 근로계약유무, 근로지속가능성의 기준으로 구분하고자 한다. 즉, 네 가지 기준에 모두 해당하면 정규직이며, 그렇지 않을 시 비정규직으로 구분한다.

## 2. 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 관련 이론

청년층의 노동시장 성과를 결정하는 요인에 관한 선행연구들은 크게 개인주의적 관점과 구조주의적 관점으로 나누어 진행되어왔다. 개인주의적 관점은 청년층의 노동시장 내 성과는 개인의 교육, 직업훈련, 직업경력 등과 같은 인적자본에 의해 결정된다는 인적 자본론(Human Capital Theory)을 근거로 진행되었다(Becker, 1964; Swell & Hauser, 1975). 이 외에도 개인의 구직활동 정도에 따라 노동시장 내 성과가 변화한다는 일자리 탐색론(Job Search Theory) 등이 존재한다(Holzer, 1988; Jensen & Westergard-Nielsen, 1987). 구조적 관점에서는 청년층의 노동시장 성과를 결정하는 요인을 개인의 능력보다는 이들이 속한 환경의 구조적 특성에 초점을 맞추는데, 대표적으로 지위획득이론, 이중노동시장이론 등이 있다. 이렇듯, 청년층의 노동시장 내 성과를 설명하는데 있어 개인주의적 또는 구조주의적 관점으로 설명이 가능하다. 그러나 앞서 서론에서 살펴보았던 것처럼, 현 청년층의 특성과 노동시장 내 불안정성을 고려해봤을 때, 이들의 노동시장 내 성과를 결정하는 요인은 개인의 능력 보다는 이들이 속한 구조적 특성일 가능성이 높을 것으로 판단된다. 이에 본 연구에서는 이들이 속해 있는 가족배경에 대해 초점을 맞추고자 지위획득이론을 토대로 청년층의 노동시장 내 성과를 설명할 것이다. 또한, 이들의 노동시장 성과가 가지는 중요성을 설명하기 위해서는 이중노동시장이론을 토대로한다. 구체적인 내용은 다음과 같다.

먼저, Blau 와 Duncan(1967)이 제시한 지위획득이론(Status attainment theory)에서는 개인이 노동시장 내 성과를 성공적으로 달성하기 위해서는 개인의 교육수준, 부모의 직업 지위, 학력과 같은 가족 배경이 중요한 변인이라고 주장한다. 이들은 개인의 교육수준이 노동시장 성과를 결정하는 가장 중요한 변인이지만, 그 교육수준을 결정하는 것이 가족배경이라고 설명한다. 지위가 높은 부모는 자녀에게 많은 교육의 기회 제공과 투자를 하여 이들의 높은 노동시장 성과를 위해 노력할 수 있지만, 지위가 낮은 부모는 자신의 자녀를 위해 노력할 수 있는 한계가 있기 때문이다. 즉, 가족배경은 개인의 노동시장 성과를 결정하는 직접적인 요인은 아니지만, 이를 결정하는 개인의 교육수준에 가장 큰 영향을 미치기 때문에 결국, 중요한 요인이 된다. 이는 부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 내 성과에 영향을 미치고, 이 시기의 노동시장 성과는 생애 전반에 영향을 줄 수 있다는 것을 미루어볼 때(변금선, 2015), 부모-자녀 간 사회계층은 대물림 될 가능성이 높다는 것을 보여준다. 이에 개인의 노력과 의지에 상관없이 귀속적으로 획득되는 지위인 가족배경에 따른 노동시장 성과는 사회 불평등 현상으로 인식된다(Blau & Duncan, 1967; 신광영, 2004). 따라서 본 연구에서는 지위획득이론을 근거로 부모의 사회계층이 비교적 낮을수록 청년의 고용형태(정규직·비정규직·실업자·비경활자)는 불안정하다고 가정한다.

Doeringer 와 Piore(1971)가 제시한 이중노동시장이론(Labor market segmentation)은 개인이 청년기에 가지는 일자리의 중요성에 대해서 설명이 가능하다. 이 이론에서는 노동시장을 1차 노동시장과 2차 노동시장으로 구분하여 설명한다. 1차 노동시장은 상대적으로 높은 임금 및 노동조건, 많은 승진기회, 고용 안정성이 보장되어있는 일자리가 모여있다. 반면, 2차 노동시장에는 낮은 임금, 열악한 노동조건, 적은 승진기회, 고용 안정성이 보장되어있지 않은 일자리가 모여있어 높은 실업률과 노동력의 이동이 빈번하다. 본 이론에서는 이와 같이 구분된 1차 노동시장과 2차 노동시장 간 이동은 어려운 것으로 보고 있다. 2차 노동시장에 속한 노동자가 개인의 노력으로 인적자본을 향상시켜 1차 노동시장에서의 직무수행이 가능하더라도, 2차 노동시장의 경험으로 인한 낙인이 1차 노동시장으로의 진입을 방해하기 때문이다(Soskice, 1994; 유재연, 2018). 이에 초기 일자리가 어느 노동시장에 속해져있느냐에 따라 개인 생애 전반의 소득 격차 또한 커질 것으로 판단된다. 즉, 만일 청년기 때 2차 노동시장에 놓여져 있는 일자리를 갖게 된다면 이는 지

속될 가능성이 높기 때문에 근로빈곤의 장기화를 야기할 가능성이 높다. 이에 청년기 일자리가 중요한 의미를 갖는 것이다. 이러한 논지는 우리나라의 경우 비정규직 근로자가 1년 후 정규직으로 전환되는 비율이 OECD 국가 중 최하위권에 속해있다는 점을 미루어볼 때, 그 중요성은 더 크다. 이에 본 연구에서는 이중노동시장이론을 근거로, 청년기 일자리의 중요성을 설명하고자 한다.

본 연구에서는 지위획득이론을 토대로 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태가 불안정하다고 가정하였다, 또한, 이중노동시장이론을 토대로 그 고용형태는 유지될 가능성이 높기 때문에 청년기 일자리의 중요성에 대해 설명하였다. 이는 개인이 청년기에 갖게 되는 일자리로 인한 향후 영향이 부모의 사회계층에 따라 다르게 나타날 수 있다는 것을 의미한다. 즉, 부모의 비교적 낮은 사회계층으로 인한 청년의 불안정한 고용형태는 개인 빈곤의 장기화 문제와 더불어 계층 간 격차를 심화시킬 수 있다. 빈곤의 대물림이라는 악순환이 반복된다는 것이다. 이에 청년의 고용형태가 부모의 사회계층에 따라 어떠한 차이가 나는지 살펴보고, 이를 완화하려고 하는 노력은 필요한 것이다.

이러한 중요성에 입각하여 본 연구에서는 이상 살펴본 이론들을 근거로, 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 살펴보고자 한다.

### 3. 선행연구

청년층의 불안정한 고용문제가 지속 되면서, 이를 구조적 관점에서 바라보고자 하는 연구들이 다수 진행되어왔다. 이에 청년층이 속한 가족배경을 중심으로 살펴본 연구들 또한 증가하고 있는 추세이다(임창규). 본 연구에서는 부모의 사회계층과 청년의 고용형태 간 관계를 살펴보는 것이 목적이므로 이들의 가족배경을 중심으로한 선행연구들을 살펴보고자 한다.

먼저, 국내연구에서는 부의 직업계층과 자녀의 첫 일자리 지속기간·이직·실직 간 관계를 살펴본 연구가 있다(임창규·유인진, 2011). 그 관계를 살펴본 결과, 부의 직업이 중간계층 이상인 자녀는 하류계층의 자녀에 비해 그 직업을 세습 받을 확률이 높을 뿐만 아니라, 세습 받을 경우 지속기간은 길고, 이직 및 실직 횟수는 적은 것으로 나타났다. 이는 부의 직업계층이 낮은 경우 그 자녀는 이를 세습 받지 않고 벗어나기 위해 노력하지만, 직업계층이 높은 부의 자녀가 이를 유지하려고 노력하기 때문에 결국 계층 간 이동이 어렵다는 것을 보여준다. 한편, 부모의 직업이 자녀의 직업에 직접적으로 미치는 영향을 규명하기 위한 연구들도 몇몇 존재했다(김종성·이병훈, 2014; 최은영·홍장표, 2014; 김연아·정원오, 2016; 이용호 외, 2021). 이들 연구에서는 사회계층이 비숙련 노동자인 자녀의 경우, 사무직 노동자의 자녀에 비해 임금수준과 직업지위 수준이 낮은 것으로 나타났으며(김종성·이병훈, 2014), 부모가 비정규직일 경우 자녀의 첫 일자리 또한 비정규직인 것으로 나타났다(김연아·정원오, 2016). 또한, 이들 연구의 내생성(endogeneity)문제를 보완한 이용호 외(2021)는 부모의 사회계층이 사무직인 자녀의 경우 전문관리직 자녀에 비해 저임금·비정규직 일자리일 가능성이 높고, 비숙련 노동자인 경우에는 비정규직일 가능성만 높다고 보고하였다. 한편, 자녀의 일자리에 미치는 부모의 영향을 사회계층이 아닌, 소득과 교육수준을 중심으로 살펴본 연구도 존재했다(최필선·민인식, 2015; 변금선, 2015). 그 결과, 부모의 소득과 교육수준은 자녀의 임금수준에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

국외에서도 부모특성에 따른 자녀의 노동시장 내 성과를 살펴본 연구들이 존재했다. 이들은 대체로 자녀의 학교-노동시장 이행 패턴을 유형화하여 부모의 사회계층과의 관계를 살펴보았다(Elman & O'Rand, 2004; Vuolo, Mortimer, & Staff, 2014; Giudici & Pallas, 2014). 먼저, Elman & O'Rand(2004)는 베이비부머세대를 대상으로 부모의 사회경제적 지위, 교육수준에 따른 노동시장 이행을 살펴보았다. 그 결

과, 부의 직업지위와 모의 교육수준이 높은 경우, 이들은 대학을 빠르게 졸업하고 높은 임금 일자리를 갖는 것으로 나타났다. 반면, 부모의 교육수준 및 직업지위가 낮을수록 대학을 일찍 그만두고, 노동시장에 진입하여 저임금 일자리에 정착하였다. 또한, Vuolo et(2014)는 부모의 소득수준과 학력이 높을수록 대졸-취업의 과정이 원활한 유형에 속할 가능성이 높고, 고졸-미취업 또는 대입-미취업 유형일 가능성이 낮다고 보고하였다. 이와 같은 맥락으로 Giudici & Pallas(2014) 또한, 부모 교육수준이 낮을수록 자녀는 고등학교 졸업 5년 후, 미취업이거나 노동시장에 일찍 진입하여 파트타임으로 일하는 유형에 속할 가능성이 높다고 보고하였다.

이상의 선행연구들은 자녀가 노동시장 안에서 안정적인 일자리를 갖기 위해서는 부모의 사회계층, 학력, 소득과 같은 부모특성이 중요하다는 것을 보여준다. 그러나 이들은 앞서 서론에서 언급하였던 것처럼 비관측된 이질성(unobservable heterogeneity)으로 인한 내생성(endogeneity)문제를 해결하지 못했다는 점과 대상을 취업한 청년층으로 한정시켰다는 한계점이 존재한다. 내생성 문제를 해결하려고 하는 시도는 이용호 외(2021)연구와 Elman & O'Rand(2004)의 연구가 유일했는데, 이들 역시 무직을 포함시키지 않았거나(이용호 외, 2021) 청년층을 대상으로 하지 않았다는 한계점이 존재한다(Elman & O'Rand, 2004). 이에 본 연구에서는 청년층을 취업한 대상 뿐만 아니라, 실업자, 비경제활동자까지 모두 포함하여 내생성 문제를 완화시킬 수 있는 패널다항로짓모형(panel multinomial logit model)을 활용하고자 한다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료 및 연구대상

본 연구에서는 한국복지패널 10-15차년도(2015년-2020년) 자료를 분석에 활용하였다. 한국복지패널 자료는 조사 대상의 기본적인 생활실태 뿐만 아니라 경제활동 및 가족배경 등과 관련한 정보를 매년 추적조사하고 있다. 때문에 개인의 직업정보와 가족관계 등에 대한 변수가 구체적으로 제시되어있다. 특히, 개인에 대한 조사뿐만 아니라 개인이 속해 있는 가구의 가구원에 대해서도 조사하고 있어 부모-자녀 간 다양한 정보 연결이 가능하다. 이에 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 살펴볼 수 있으므로 본 연구에 적합한 자료라고 판단하였다.

주요대상인 청년은 10차년도 기준 19~34세 이하인 사람으로<sup>1)</sup> 조사 기간에 군 복무와 정규교육기관에 재학 중인 이들은 제외하였다. 이에 청년의 부모 정보는 10차년도 기준으로 매칭하였으며, 가구주에 대한 정보는 가구자료를 통해, 가구주의 배우자 정보는 배우자 개인자료를 가구주와 매칭하여 파악하였다. 최종적으로는 10차년도 기준 청년 중, 조사기간 동안 임금근로와 미취업을 경험한 이들을 기준으로 9,440명의 불균형 패널(unbalanced panel)을 구축하여 분석에 활용하였다.

1) 청년기본법 제1장 제3조에는 청년을 '19세 이상에서 34세 이하인 사람'으로 규정하고 있다.

## 2. 변수설명

### 1) 종속변수

본 연구에서 활용된 종속변수는 청년층의 고용형태이다. 먼저, 취업한 이들의 고용형태는 4가지 문항(고용관계, 근로시간형태, 근로계약유무, 근로지속가능성)을 기준으로 구분하였다. 고용관계는 '직접고용·간접고용·특수고용'으로 묻고 있으며, 근로계약은 '시간제·전일제', 근로지속가능성은 '지속가능·불가능'으로 묻고 있다. 이에 직접고용, 전일제, 무기계약, 지속가능에 모두 해당하는 이들을 정규직으로 구분하였으며, 그 외는 비정규직으로 설정하였다. 미취업인 이들의 구분은 2가지 문항(경제활동상태, 비경제활동 사유)을 기준으로 구분하였다. 실질적인 실업상태에 놓인 청년을 실업자로 규정하기 위해 '최근 4주간 구직활동을 한 사람'에 해당하는 이들 이외에도 비경제활동 사유가 '취업준비', '구직활동포기'에 해당하는 이들도 실업자에 포함하였다. 이 외의 '근로무능력', '가사', '양육', '간병', '근로의사 없음', '기타'는 비경제활동자로 포함하였다.

### 2) 독립변수

본 연구에서 활용된 독립변수는 청년의 부모 사회계층이며, 이를 구분하기 하기 위해 EGP사회계층모형을 활용하였다. EGP사회계층모형은 에릭슨(Erickson)과 포르토키레로(Portocarrero)가 골드소프(Goldthorpe)의 사회계층모형을 기반으로 일자리가 처한 시장위치와 작업위치를 중심으로 분류한 모형이다(Erickson and Goldthrope, 1992). 시장위치는 임금과 고용안정성 및 승진 가능성과 관련이 있고, 작업위치는 자율성 및 통제 등과 관련된다(남춘호, 2011). 이들은 이를 기준으로 사회계층을 11계급 및 6계급으로 분류하였다. 구체적으로는 전문가와 관리직으로 구성된 서비스계급(I, II), 행정 및 영업, 판매직으로 구성된 사무직(IIIa, IIIb), 농민(IVc), 자영업자(IVa, IVb), 숙련된 육체노동자(V, VI), 비숙련 육체노동자(VIIa, VIIb)로 분류되어있다. 여기서 자영업자는 소규모 자영업자로 피고용인이 10인 이하 또는 없는 이들로 구성되어 있으며, 피고용인이 10인 이상인 자영업자는 서비스계급에 포함된다. 본 연구에서는 이와 같은 분류를 1988년 국제표준직업분류(ISCO-88) 코드로 매칭한 간즈붐(Ganzeboom)과 트레이만(Treiman)의 연구를 참조하여 제7차 한국표준직업분류(KSCO-07)를 토대로 사회계층을 분류하였으며, 소수인 농업인은 비숙련 노동자에 포함시켰다(Ganzeboom and Treiman, 1996). 최종적으로 부모의 사회계층은 가구주를 기준으로 전문관리직, 사무직, 자영업자, 숙련노동자, 비숙련노동자로 분류하였다. 만일, 가구주 정보가 누락되어 있는 경우 그 배우자 정보로 대체하였다.

### 3) 통제변수

본 연구에서 활용된 통제변수는 선행연구를 바탕으로 개인특성과 부모특성으로 구성하였다(이필남·김경년, 2012; 김종성·이병훈, 2014; 최은영·홍장표, 2014; 변금선, 2015; 김연아·정원오, 2016; 이용호·이원익, 2020; 이용호 외, 2021). 개인특성은 성별(남성=1), 연령, 교육년수, 혼인상태(기혼=1), 거주지(서울=1), 장애 및 만성질환 유무(유=1), 가구균등화를 한 로그가처분소득으로 구성하였다. 부모특성은 부모교육년수와 경제활동상태, 직장규모로 구성하였다.



### 3. 분석방법

본 연구에서는 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태를 파악하기 위해 패널 다항로짓모형(panel multinomial logit model)을 활용하였다. 다항로짓모형은 종속변수가 세 가지 범주 이상이고, 비순서형 선택의 특성을 가질 때 활용 가능한 모형이다. 만일, 청년  $i$ 의  $t$ 시점의 고용형태가  $j$ 일 때 효용함수를 (식 1)으로 표현할 수 있다.

$$TYPE_{ijt} = \alpha_j + STATUS_{it}\beta_j + \varepsilon_{ijt} \dots\dots\dots (식 1)$$

(식 1)에서  $\alpha_j$ 는 청년층 고용형태별 상수항,  $STATUS_{it}$ 는 청년  $i$ 의 고용형태가  $j$ 일 때, 그 부모의 사회계층이며,  $\beta_j$ 는  $STATUS_{it}$ 에 대한 추정계수이다. 이러한 식에서 청년 개인의 비관찰된 이질적 특성(unobservable heterogeneity)을 분석에 고려하지 않고 청년  $i$ 가 고용형태  $j$ 일 확률을 나타낸다면 (식 2)과 같다.

$$P_{ijt} = \frac{\exp(\alpha_j + STATUS_{it}\beta_j)}{\sum_{k=1}^4 \exp(\alpha_k + STATUS_{it}\beta_k)}, j = 1, 2, 3, 4 \dots\dots\dots (식 2)$$

(식 2)에서  $j=1$ 은 정규직,  $j=2$  비정규직,  $j=3$  실업자,  $j=4$  비경제활동자를 의미하며, 이를 추정할 때 각 오차항은 서로 독립적이라고 가정한다. 이에 기준이 되는 고용형태를 선택하고, 이에 따라 다중로짓모형을 활용하여 추정한다.

그러나 본 연구에서 활용한 자료와 같이 청년층이 시간에 따라 반복적으로 관찰되는 패널자료에서는 자료를 통해 관찰되지 않은 개인의 이질적 특성들이 존재한다. 이에 이러한 이질적 특성들의 영향을 고려한다면 (식 2)는 다음 (식 3) 같이 변화한다.

$$P_{ijt} = \frac{\exp(\alpha_j + \mu_{ij} + STATUS_{it}\beta_j)}{\sum_{k=1}^4 \exp(\alpha_k + \mu_{ik} + STATUS_{it}\beta_k)}, j = 1, 2, 3, 4 \dots\dots\dots (식 3)$$

여기서  $\mu_{ij}$ 는 비관찰된 이질적 특성을 의미하며, 각 개인에 따라서는 변화하지만, 개인 내에서는 시간에 따라 변화하지 않는 특성을 나타낸다. 이 같은  $\mu_{ij}$ 를 추정해야 할 모수로 간주하면 고정효과모형(fixed effects model)을 적용하고, 확률변수로 간주하면 확률효과모형(random effects model)을 적용한다. 그런데 고정효과모형은 모수에 대한 불편추정량(unbiased estimator)을 얻을 수 있지만, 선택 대안 간의 상관성을 고려하지 않는다는 단점이 존재한다(민인식·최필선, 2019). 특히, 다항로짓모형과 같이 3가지 이상의 선택 대안이 존재하는 경우에는 대안 간의 상관성이 존재할 가능성이 높기 때문에 이를 고려해야 한다. 가령, 청년층이 정규직, 비정규직, 실업자, 비경제활동자 중 하나를 선택할 수 없는 상황에서 다른 3개 중 하나를 선택하려고 할 때, 그 3가지 사이의 선택확률이 동일하게 유지되는게 아니라 선택할 수 없는 하나와

가장 유사한 것을 선택할 확률이 높기 때문이다. 이는 고정효과모형을 활용할 시, 어떤 범주를 기준 범주(base category)로 정하느냐에 따라 그 결과가 달라진다는 것을 의미한다. 이에 본 연구에서는  $\mu_{ij}$ 를 확률 변수로 간주하여, 각 범주의  $\mu_{ij}$  간 상관성 및 독립성을 가정할 수 있는 확률효과모형을 활용하고자 한다<sup>2)</sup>. Rabe-Hesketh and Skrondal(2012)은 선택 대안 간 확률효과항 사이의 상관성을 고려한다면, IIA 가정<sup>3)</sup>이 완화될 수 있음을 설명하였다. 이에 본 연구에서는 선택 대안 간 확률효과를 독립적이라고 가정하여 패널 확률효과 다항로짓모형(panel random effects multinomial logit model)을 활용한다.

## 제4절 연구결과

### 1. 연구대상 일반적 특성

본 연구는 한국복지패널 10-15차년도 자료를 활용하여 분석하였다. 주요 분석대상은 청년층이며, 이들의 일반적 특성은 <표 1>에 제시되어있다. 분석에 활용된 전체 관측치는 9,440명이며, 불균형 패널(unbalanced panel) 형태로 구축하였다.

먼저, 개인특성을 고용형태별로 살펴보면, 대체로 남성과 여성의 비율이 비슷하게 나타났지만, 무직의 경우 여성의 비율이 80.7%로 남성에 비해 훨씬 높게 나타났다. 이는 무직의 경우 배우자 있음이 69.1%로 다른 고용형태에 비해 그 비중이 많다는 점과 함께 설명이 가능하다. 여성의 경우 결혼을 하게 되면 출산 및 육아 등으로 인해 노동시장에서 벗어날 수 밖에 없는 상황에 놓일 가능성이 높다. 이에 여성과 혼인상태가 무직에서 가장 높은 비중을 나타냈을 것으로 유추된다. 연령의 경우 대체로 고용형태별 비슷하게 나타났으나, 실업자에서 27.6세로 가장 낮게 나타났다. 이는 대체로 청년층이 학업 종료와 동시에 취업준비를 시작하기 때문에 타 고용형태에 비해 평균연령이 낮게 나타난 것으로 유추된다. 각 고용형태별 교육수준은 모두 평균 4년제대졸로 나타났다. 거주지의 경우, 취업상태인 정규직(21.1%) 및 비정규직(22.2%)에서 서울에 거주하는 비중이 높게 나타났는데, 이는 청년층이 취업을 위해 일자리가 비교적 많은 서울로 이동할 확률이 높기 때문이다. 또한 장애 및 만성질환이 있는 경우 실업상태(27.2%)에 가장 많은 비중을 나타냈고, 취업하더라도 비정규직(19.1%)에 그 비중이 높게 나타났다. 로그가처분소득의 경우 정규직은 8.0(2,980만원), 비정규직 7.8(2,440만원), 실업자 7.5(1,808만원), 비경제활동자 7.6(1,998만원)으로 나타났다.

부모특성을 살펴보면, 청년층 고용형태별 부모의 교육수준은 평균 고졸인 것으로 나타났다. 주요독립변수인 부모의 사회계층을 살펴보면, 부모가 전문관리직일 경우 청년의 고용형태는 정규직-실업자-비경제활동자-비정규직 순으로 비중을 나타냈다. 사무직인 경우에는 비정규직-비경제활동자-실업자-정규직 순이었고, 숙련노동자일 경우에는 비정규직-실업자-정규직-비경제활동자 순으로 나타났다. 비숙련노동자일 경우에는 실업자-비정규직-비경제활동자-정규직 순으로 나타났고, 자영업자일 경우에는 정규직-비경제활동자-비정규직-실업자 순으로 나타났다. 마지막, 무직인 경우에는 비경제활동자-비정규직-실업자-정규직 순으로 나타났다. 비교적 사회계층이 높다고 판단되는 전문관리직 부모의 자녀는 다른 사회계층의 자녀에 비해 정규직일 가능성이 높은 것을 알 수 있다. 이는 자영업자인 부모의 자녀에게도 동일하게 나타나지만, 자영업자인 부모의 자녀의 정규직 다음으로 높은 비중은 비경제활동자-비정규직-실업자인 반면, 전문관리직 부모의 자녀는 실업자-비경제활동자-비정규직인 것을 알 수 있다. 이러한 양상은 전문관리직 부모의 자녀는 충분

2) 확률효과 다항로짓 모형에서는 각 선택대안의  $\mu_{ij}$ 에 대해 다변량 정규분포를 가정한다(민인식·최필선, 2019).

3) IIA가정(Independence of Irrelevant Alternatives)은 선택 대안 간 상관성이 존재하지 않는다는 가정이다.

한 취업지원을 통해 정규직에 취업하기 위해 노력할 수 있지만, 자영업자 부모의 자녀는 정규직이 아닐시, 비정규직을 선택하였기 때문이라고 유추된다. 즉, 부모의 사회계층에 따라 고용형태 격차 뿐만 아니라 안정된 일자리로 이행하는 과정에도 격차가 발생할 가능성이 높다. 부모경제활동상태에서는 부모가 상용직 일 경우 청년층은 실업자(27.1%)가 가장 많은 비중을 차지하였고, 임시직은 비정규직(29.8%), 자영업자는 정규직(30.4%)로 나타났다. 부모직장규모에서는 100인 미만은 종사할 경우 청년층의 고용형태는 정규직, 100-300인 미만은 비정규직, 300인 이상은 실업자가 가장 많은 비중을 차지했다.

<표 1> 연구대상 일반적 특성

구분	청년층 고용형태				
	정규직	비정규직	실업자	비경제활동자	전체
성별(남성=1)	48.1	42.2	47.1	19.3	42.1
연령	30.7(4.2)	28.6(5.0)	27.6(4.5)	30.4(5.4)	29.6(4.8)
교육수준	15.0(1.6)	14.3(1.9)	14.3(1.9)	13.9(1.9)	14.5(1.8)
가구원수	3.1(1.2)	3.2(1.2)	3.4(1.1)	3.5(1.0)	3.2(1.1)
혼인상태(배우자있음=1)	34.1	21.1	6.0	69.1	31.1
거주지(서울=1)	21.1	22.2	18.1	13.3	20.0
장애/만성질환(유=1)	15.4	19.1	27.2	18.1	18.4
로그가처분소득	8.0(0.7)	7.8(1.0)	7.5(1.3)	7.6(0.8)	7.8(0.9)
부모교육수준	11.3(3.1)	11.4(3.2)	11.5(3.2)	11.1(3.1)	11.4(3.1)
부모사회계층					
전문관리직	8.7	5.4	7.9	6.7	7.3
사무직	11.0	14.5	11.2	14.0	12.3
숙련노동자	18.4	19.3	18.8	16.0	18.4
비숙련노동자	12.7	14.9	16.7	14.3	14.2
자영업자	29.6	23.8	22.9	25.5	26.6
무직	19.8	22.0	21.7	23.5	21.2
부모경제활동상태					
상용직	24.6	24.1	27.1	25.0	25.0
임시직	25.1	29.8	28.0	25.5	26.9
자영업자	30.4	24.1	23.1	25.8	26.9
부모직장규모					
100인 미만	66.1	62.3	60.2	62.6	63.6
100-300인 미만	4.7	7.0	6.6	4.1	5.6
300인 이상	9.4	8.6	11.4	9.6	9.6
n	4,052	2,388	1,715	1,285	9,440

주: 괄호와 같이 표기되어있는 것은 평균(표준편차), 없는 것은 %

## 2. 주요결과

### 1) 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 전환률 비교

<표 2>는 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 전환률을 비교한 것이다. 구체적으로 살펴보면, 전문관리직 부모의 자녀는 다른 사회계층 부모의 자녀에 비해 정규직을 유지할 확률(89.9%)이 높은 것으로 나타났다. 또한, 이들의 자녀는 다른 사회계층의 자녀에 비해 정규직에서 비정규직으로 하향이동할 확률(1.6%)은 가장 낮지만, 비정규직에서 정규직으로 상향이동할 확률(29.0%)은 가장 높게 나타났다. 한편, 실업을 유지할 확률(60.2%)도 비교적 높게 나타났는데, 이는 전문관리직 부모의 원활한 지원으로 인해 충분히 취업준비를 할 수 있었기 때문이라고 유추된다. 이러한 논지는 전문관리직 부모의 자녀 실업 유지율과 비슷한 비숙련노동자 부모의 자녀(59.0%) 또는 무직 부모의 자녀(67.4%)와 실업-정규직 이동률을 비교해보

았을 때, 전문관리직 자녀가 13.3%로 비숙련노동자 자녀(9.3%)와 무직 자녀(8.13%)보다 더 높다는 것이 근거가 될 수 있다. 또한 전문관리직 부모의 자녀는 비경제활동자에서 정규직으로 상향이동 확률(9.4%)도 다른 사회계층의 자녀에 비해 약 2배 정도 높은 것으로 나타났다.

<표 2> 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 전환률

		정규직	비정규직	실업자	비경제활동자	계
전문관리직	정규직	89.89	1.60	5.85	2.66	100
	비정규직	29.03	58.06	11.29	1.61	100
	실업자	13.25	20.48	60.24	6.02	100
	비경제활동자	9.38	6.25	12.50	71.88	100
	계	55.07	15.89	19.73	9.32	100
사무직		정규직	비정규직	실업자	비경활자	
	정규직	88.33	5.84	3.11	2.72	100
	비정규직	19.90	67.66	8.46	3.98	100
	실업자	23.71	17.53	51.55	7.22	100
	비경제활동자	5.00	10.00	10.00	75.00	100
계	46.30	27.72	13.07	12.91	100	
숙련노동자		정규직	비정규직	실업자	비경활자	
	정규직	84.38	7.14	5.80	2.68	100
	비정규직	23.60	57.60	12.40	6.40	100
	실업자	15.96	26.29	49.30	8.45	100
	비경제활동자	4.44	14.44	14.44	66.67	100
계	47.45	24.48	17.48	10.59	100	
비숙련노동자		정규직	비정규직	실업자	비경활자	
	정규직	87.10	5.38	6.81	0.72	100
	비정규직	15.54	62.69	17.10	4.66	100
	실업자	9.29	26.23	59.02	5.46	100
	비경제활동자	2.56	11.54	7.69	78.21	100
계	39.84	26.33	22.65	11.19	100	
자영업자		정규직	비정규직	실업자	비경활자	
	정규직	88.46	5.32	4.41	1.82	100
	비정규직	24.71	62.07	9.20	4.02	100
	실업자	19.62	21.15	53.46	5.77	100
	비경제활동자	5.59	8.38	11.17	74.86	100
계	53.21	20.99	14.44	11.36	100	
무직		정규직	비정규직	실업자	비경활자	
	정규직	88.25	6.50	4.00	1.25	100
	비정규직	16.67	67.78	9.26	6.30	100
	실업자	8.13	13.88	67.46	10.53	100
	비경제활동자	5.76	13.67	9.35	71.22	100
계	41.55	25.25	19.16	14.05	100	

2) 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차

<표 3>는 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 확률효과 다항로짓모형(random effect multinomial logit model)을 활용하여 추정된 결과이다. 선택 대안 간 확률효과를 독립성 가정하여 추정하였으며, 준거집단은 정규직이다. 해석은 RRR(Relative Risk Ratio)값을 중심으로 한다.

먼저, 비정규직 모형의 개인특성을 살펴보면, 연령이 한 단위 증가할 때 정규직 대비 비정규직일 확률은 13% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=0.879, p<.001). 교육수준 또한 증가할 경우 정규직 대비 비정규직일 확률이 11% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=0.893, P<.001). 반면, 가구원수는 증가할수록 정규직 대비 비정규직일 확률이 약 1.26배 증가하는 것으로 나타났으며(RRR=1.262, p<.001), 기혼은 미혼에 비해 정규직 대비 비정규직 확률이 53% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=0.471, p<.001). 또한, 가처분소득은 증가할

수록 정규직 대비 비정규직 확률은 54% 감소했다(RRR=0.467,  $p<.001$ ). 부모경제활동상태를 살펴보면, 임시직 부모의 청년은 상용직 부모의 청년에 비해 정규직 대비 비정규직 확률이 1.23배 증가하는 것으로 나타났다(RRR=1.236,  $p<.05$ ), 부모직장규모에서는 100-300인미만 규모의 직장에 다니는 부모의 자녀는 100인미만 규모의 작장에 다니는 자녀에 비해 정규직 대비 비정규직 확률이 1.69배 증가하는 것으로 나타났다(RRR=1.692,  $p<.05$ ). 마지막 주요독립변수인 부모사회계층은 전문관리직 부모의 자녀는 사무직 부모의 자녀에 비해 정규직 대비 비정규직일 확률이 62% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=2.631,  $p<.001$ ). 또한 숙련노동자 부모의 자녀에 비해서는 48%(RRR=1.90,  $p<.05$ ). 또한, 비숙련노동자 부모의 자녀에 비해서는 44%(RRR=1.77,  $p<.05$ ), 무직자 부모의 자녀에 비해서는 50%(RRR=1.97,  $p<.05$ ) 정규직 대비 비정규직일 확률이 감소하는 것으로 나타났다.

둘째, 실업자 모형의 개인특성을 살펴보면, 연령(RRR=0.875,  $p<.001$ )과 교육수준(RRR=0.840,  $p<.001$ )이 한 단위 증가할 때 정규직에 비해 실업자일 확률이 각 13%, 11% 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 가구원수는 한 단위 증가할 때 정규직 대비 실업자일 확률이 1.57배 증가하는 것으로 나타났다(RRR=1.57,  $p<.001$ ). 한편, 기혼은 미혼에 비해 정규직 대비 실업자일 확률이 84% 감소하는 것으로 나타났으며(RRR=0.163,  $p<.001$ ), 장애 및 만성질환이 있는 경우, 없는 경우보다 정규직 대비 실업자일 확률이 1.72배 증가하는 것으로 나타났다(RRR=1.72,  $p<.001$ ). 가처분소득은 증가할수록 정규직 대비 실업자일 확률이 낮아지는 것으로 나타났다(RRR=0.309,  $p<.001$ ). 주요독립변수인 부모사회계층을 살펴보면, 부모의 사회계층이 숙련노동자인 자녀의 경우에만 관리전문직 부모의 자녀에 비해 정규직 대비 실업자일 확률이 43% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=0.578,  $p<.05$ ).

셋째, 비경제활동자 모형의 개인특성을 살펴보면, 남성이 여성에 비해 정규직 대비 비경제활동자일 확률은 40% 감소하는 것으로 나타났다(RRR=0.602,  $p<.05$ ). 또한, 연령(RRR=0.656,  $p<.001$ )과 교육수준(RRR=0.683,  $p<.001$ )이 한 단위 증가할 경우 정규직 대비 비경제활동자일 확률은 각 35%, 32% 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 가구원수는 한 단위 증가할 경우 정규직 대비 경제활동자일 확률은 높아지는 것으로 나타났다(RRR=1.826,  $p<.001$ ). 혼인상태에서는 기혼일 경우 미혼에 비해 정규직 대비 비경제활동자일 확률이 높아지는 것으로 나타났으며(RRR=226.277,  $p<.001$ ), 거주지는 서울에 거주할 경우 비서울에 거주하는 경우보다 비경제활동자일 확률이 낮아지는 것으로 나타났다(RRR=0.555,  $p<.05$ ). 또한, 가처분소득이 한 단위 증가할 경우 정규직 대비 비경제활동자일 확률은 61% 감소하는 반면, 부모교육수준은 증가할수록 정규직 대비 비경제활동자일 확률이 1.1배 증가하는 것으로 나타났다.

<표 3> 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차

구분	비정규직		실업자		비경제활동자	
	B	RRR	B	RRR	B	RRR
남성(ref.여성)	0.000	1.000	0.099	1.104	-0.507	0.602*
연령	-0.129	0.879***	-0.134	0.875***	-0.422	0.656***
교육수준	-0.113	0.893***	-0.174	0.840***	-0.381	0.683***
가구원수	0.233	1.262***	0.456	1.577***	0.602	1.826***
기혼(ref.미혼)	-0.753	0.471***	-1.814	0.163***	5.422	226.277***
거주지 (ref.비서울)	0.017	1.017	-0.311	0.733	-0.589	0.555*
장애/만성질환 유무	0.195	1.215	0.546	1.726***	0.320	1.377

(ref.없음)						
로그가치분소득	-0.761	0.467***	-1.174	0.309***	-0.929	0.395***
부모교육수준	0.009	1.009	0.037	1.038	0.097	1.102*
부모사회계층 (ref.전문관리직)						
사무직	0.967	2.631**	-0.056	0.946	0.553	1.739
숙련노동자	0.642	1.901*	-0.548	0.578*	-0.494	0.610
비숙련노동자	0.572	1.772*	-0.119	0.888	0.258	1.294
자영업자	1.310	3.706	1.411	4.099	-0.396	0.673
무직	0.680	1.974*	0.006	1.006	0.262	1.299
부모고용형태 (ref.상용직)						
임시직	0.212	1.236*	0.171	1.187	0.241	1.273
자영업자	-0.826	0.438	-1.778	0.169	0.324	1.382
부모직장규모 (ref.100인 미만)						
100-300인 미만	0.526	1.692*	0.337	1.401	-0.425	0.654
300인 이상	0.155	1.168	0.409	1.506	0.220	1.246
Log likelihood	-7617.47					
var( $\mu_2$ )	5.389					
var( $\mu_3$ )	5.992					
var( $\mu_4$ )	16.093					
n	9,440					

주 1) p<.05\*, p<.01\*\*, p<.001\*\*\*  
 주 2) B=Coefficient, RRR=Relative Risk Ratio

<표 4>는 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태의 예측확률을 나타낸 것이다. 이 예측확률은 <표>에서 추정된 모델로 계산하였으며, 각 개인의 예측확률을 계산한 후 부모사회계층에 따라 평균하여 계산한 값이다. 이는 앞서 제시한 <표>에 비해 부모사회계층에 따른 청년의 고용형태를 보다 해석이 용이하다는 장점이 있다. 구체적으로 살펴보면, 부모의 사회계층이 전문관리직일 경우 청년의 고용형태는 정규직 43%, 비정규직 20%, 실업자 24%, 비경제활동자 13%의 확률을 나타낸다. 사무직 부모의 자녀가 정규직일 확률은 36%, 비정규직일 확률은 30%, 실업자는 20%, 비경제활동자는 14%로 나타났다. 숙련노동자 부모의 청년은 정규직 39%, 비정규직 31%, 실업자 19%, 비경제활동자 11%의 확률을 나타냈으며, 비숙련자 부모의 청년은 정규직 35%, 비정규직 28%, 실업자 23%, 비경제활동자 13%의 확률을 나타냈다. 자영업자 부모의 청년은 정규직일 확률이 46%, 비정규직은 24%, 실업자는 17%, 비경제활동자는 12%로 나타났으며, 무직자 부모의 자녀는 정규직 39%, 비정규직 26%, 실업자 22%, 비경제활동자 13%의 확률을 나타냈다.

<표 4> 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 예측확률

	정규직	비정규직	실업자	비경제활동자
전문관리직	0.43	0.20	0.24	0.13
사무직	0.36	0.30	0.20	0.14
숙련노동자	0.39	0.31	0.19	0.11
비숙련노동자	0.35	0.28	0.23	0.13
자영업자	0.46	0.24	0.17	0.12
무직	0.39	0.26	0.22	0.13

## 제5절 결론

본 연구는 한국복지패널 10-15차년도 자료를 활용하여 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 살펴보았다. 청년층의 실업률이 매우 높고, 증가추세에 있는 시점에서 청년층을 취업한 이들로만 한정시켜 살펴본 기존연구들의 한계점을 보완하여, 확률효과 다항로짓모형을 통해 살펴본 본 연구의 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 부모의 사회계층에 따라 청년의 고용형태 전환율은 다르게 나타났다. 부모의 사회계층이 비교적 높은 전문관리직의 경우, 정규직 유지율과 비정규직에서 정규직으로 상향이동률이 다른 계층에 비해 가장 높게 나타났다. 이는 부모의 사회계층이 전문관리직인 자녀의 경우, 사무직 및 비숙련노동자 자녀에 비해 정규직일 가능성이 높다는 것을 미루어볼 때(이용호 외, 2021), 부모의 사회계층에 따른 고용격차는 유지될 가능성이 높다는 것을 보여준다. 뿐만 아니라, 만일 사회계층이 높은 부모의 자녀가 비록 비정규직 일 자리를 갖게 되더라도, 다른 사회계층 부모의 자녀에 비해 정규직으로의 이행이 원활하다는 것을 보여준다. 이는 사회계층이 높은 부모를 둔 청년은 언제든지 비정규직을 벗어나, 다시 준비하여 노동시장 재진입 기회를 가지는데 있어 어려움이 없기 때문이라고 유추된다. 이러한 논지는 비교적 사회계층이 높은 전문관리직 부모를 둔 청년의 비정규직 유지율이 다른 계층의 부모를 둔 청년에 비해 가장 낮은 반면, 실업자 유지율과 실업자에서 정규직으로 이행할 확률은 가장 높다는 것이 근거가 된다. 즉, 사회계층이 낮은 부모를 둔 청년은 불안정한 일자리를 갖게 되더라도, 이를 당장 그만두는 것에 부담을 가지지만, 높은 사회계층의 부모를 둔 청년은 그렇지 않기 때문에 충분한 취업준비 후 더 괜찮은 일자리로 이행할 수 있는 것이다. 이에 비교적 사회계층이 높다고 판단되는 전문관리직 부모를 둔 자녀의 비정규직→비정규직 이행률은 가장 낮은 반면, 비정규직→정규직, 실업자→정규직 이행률은 가장 높게 나타난 것이다. 따라서 이러한 결과들은 청년층이 불안정한 노동시장 내 겪고 있는 어려움이 단편적인 성과에만 있는 것이 아니라, 그 이행과정에서도 나타나고 있음을 보여준다.

둘째, 부모의 사회계층에 따라 청년의 고용형태는 다르게 나타났다. 먼저, 비교적 사회계층이 높다고 판단되는 전문관리직 부모를 둔 청년은 사무직, 숙련노동자, 비숙련노동자, 무직자 부모를 둔 자녀에 비해 정규직일 확률이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이용호 외(2021)의 전문관리직의 부모를 둔 청년은 사무직 및 숙련노동자 부모를 둔 자녀와 비교했을 때만 정규직일 확률이 높다는 결과와 비숙련노동자 부모를 둔 자녀와만 비교했을 때 직업지위가 높다는 김중성·이병훈(2014)의 연구와 맥락을 같이한다. 그러나 이들 연구와 비교해봤을 때, 본 연구에서 나타난 결과는 전문관리직 부모를 둔 자녀와 다른 사회계층의 부모를 둔 자녀를 비교해봤을 때, 보다 많은 사회계층에서 격차가 발생하고 있음을 알 수 있다. 이는 앞서 언급한 연구들이 청년을 취업한 이들로 국한 시켜 보았다는 한계점에서 기인한 것으로 유추되며, 이에 모형에 실업 및 비경제활동자를 모두 포함하여 분석한 본 연구결과가 보다 타당성이 있을 것으로 판단된다. 한편, 전문관리직 부모를 둔 청년의 경우 정규직 대비 실업자일 확률이 숙련노동자부모를 둔 청년에 비해 높게 나타났다. 사회계층이 높은 전문관리직 부모를 둔 청년은 숙련노동자부모를 둔 청년에 비해 비교적 경제적으로 안정된 환경에 놓여져 있을 가능성이 높다. 때문에 이들은 불안정한 노동시장 안에서 당장의 불안정한 일자리 보다 안정된 일자리로 이행하기 위한 취업준비에 있어 경제적으로 큰 부담이 적을 것으로 판단된다. 변금선(2015)의 연구에서도 부모의 소득계층이 높을수록 취업준비기간이 긴 것으로 보고하였다. 반면, 숙련노동자 부모를 둔 청년은 취업준비보다는 불안정하더라도, 당장의 일자리가 필요할 가능성

이 높으며, 이에 전문관리직 부모를 둔 청년에 비해 실업자일 확률이 낮은 것으로 나타났을 것이라고 유추된다. 이는 앞서 본 연구에서 숙련노동자 부모의 청년은 전문관리직 부모의 청년보다 비정규직일 확률이 높다는 것을 미루어보았을 때, 타당성 있는 결과라고 판단된다. 이러한 결과들은 청년층이 불안정한 노동시장 내 겪고 있는 어려움이 이들 부모에 따라 다르다는 것을 보여주며, 이에 결국 일자리를 통해 계층세습으로 이어질 높은 가능성을 시사한다.

이상의 결과를 근거로 본 연구는 다음과 같은 정책적 함의를 갖는다. 첫째, 기존 능력에 따른 차별이 공정하다는 인식이 전환되어야함을 보여준다. 비교적 사회계층이 높은 부모를 둔 청년이 그렇지 않은 부모를 둔 청년에 비해 안정된 일자리를 가질 확률이 높다는 것은, 청년층이 겪고 있는 노동시장 내 어려움이 개인의 노력과는 별개일 가능성이 있다는 것을 의미한다. 특히, 본 연구결과에서 부모-자녀 간 계층세습을 다룬 선행연구들에 비해 더 많은 계층에서 그 격차가 발생하고 있다는 것을 발견했다는 것을 미루어볼 때 그 가능성은 보다 높을 것으로 유추된다. 이는 지속적으로 능력 또는 노력에 따른 차별은 공정하다고 인식되어왔던 것들에 대해 의문점을 갖게 만든다. 청년층이 불안정한 노동시장 내 관찮은 성과를 내기 위해 중요한 것은 개인의 노력 또는 능력이 아닌 부모가 가진 자원일 가능성이 크다고 판단되기 때문이다. 이에 능력-성과 간 관계에 대한 인식이 전환될 필요가 있다. 만일, 이러한 인식의 전환 없이 불안정한 노동시장이 지속된다면, 부모-자녀 간 계층세습의 악순환, 즉 빈곤의 대물림은 지속적으로 발생할 것이고, 이로 인한 양극화 현상은 완화되기란 어렵다고 판단된다. 비교적 높은 사회계층의 부모를 둔 청년은 그렇지 않은 청년에 비해 지속적으로 관찮은 일자리를 가질 가능성이 높는데, 이를 자신의 온전한 능력이라고 인식한다면, 부모계층에 따른 청년의 고용형태 격차 완화정책을 위한 합의란 어렵기 때문이다. 이에 계층세습을 완화하기 위해서는 기존 능력에 따른 차별의 공정성에 대한 인식 전환이 근간이 되어야 한다고 판단된다. 둘째, 부모의 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차 완화를 위해서는 생애주기적 접근의 지원이 필요하다. 이들이 청년기에 발생하는 고용형태 격차는 그 시기의 영향에 국한되는 것이 아닌, 중-고등학교 시점부터 축적 되어온 교육, 정보 등의 격차로 발생할 가능성이 높기 때문이다. 이에 청년층을 위한 지원이 그 시기에 국한되는 것이 아닌, 중-고등학교 시점부터 교육, 정보 등에 대한 격차를 완화하기 위한 양질의 진로교육 및 학습지원 프로그램이 확충되어야 한다. 이러한 프로그램들이 단기적으로 사회계층으로 인한 격차를 완화시킬 수는 없겠으나, 현재 발생하는 격차가 단순 개인의 인적자본에 국한되는 것이 아닌, 정보격차에도 크게 기인한다는 것을 미루어볼 때, 지속적으로 관심을 가질 필요가 있다. 특히, 취약계층의 청년 특성에 맞는 지원 또한 필요하겠으나, 현재 청년층의 심각한 노동시장 불안정성을 고려할 때 그 지원범위를 확대하는 것에도 논의가 필요하다. 셋째, 청년층 일자리 정책이 확충되어야한다. 정부는 청년층 일자리를 위해 취업성공패키지, 국민내일배움카드, 구직활동지원금 등 다양한 정책을 시행하고 있다. 그러나 이는 주로 실업률을 낮추는데 초점이 맞춰져 있어 노동시장에 이미 진입한 청년층의 어려움은 간과되고 있다. 특히, 본 연구결과와 같이 비교적 사회계층이 낮은 부모의 청년이 비정규직 일자리를 가질 가능성이 높다는 것을 미루어볼 때, 이들의 어려움은 심화될 것으로 유추된다. 이들이 비정규직 일자리를 갖더라도, 일정 소득이 발생하고 있어 정부가 제공하는 고용 서비스의 자격이 제한되거나, 단계적으로 사라져 충분한 혜택을 받지 못할 수 있기 때문이다. 이는 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차가 유지되는 이유 중 하나일 가능성을 배제할 수 없다. 이에 정부는 청년층 일자리 정책을 시행하는데 있어, 불안정한 일자리를 가진 이들을 위한 단기적 지원이 아닌, 중-장기적인 혜택이 이루어는 방안들을 구상할 필요가 있다.

본 연구의 결과를 활용하는데 있어 다음과 같은 한계점을 고려해야 한다.



첫째, 본 연구에서 제시한 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 전환율은 통제변수가 투입되지 않았다. 이는 본 연구의 주 목적이 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 살펴보는 것에 있었기 때문이며, 이에 추후 연구에서는 동태적 모델을 활용하여 부모 사회계층에 따른 고용형태 전환율에는 어떠한 격차가 발생하는지 살펴볼 필요성이 있다. 둘째, 본 연구에서 활용한 종속변수는 정규직-비정규직-실업자-무직으로 구성된 고용형태이다. 이는 앞서 분석방법에서 언급하였던 것처럼 안정성을 기준으로 측정한 변수이다. 즉, 임금, 직장규모 등과 같은 것은 고려하지 못하였다. 이에 후속연구에서는 임금과 직장규모, 직장 내 복지 등과 같은 변인들을 고려하여 부모 사회계층 간 관계를 살펴본다면, 보다 정밀한 격차를 살펴볼 수 있을 것으로 판단된다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 선행연구들이 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 취업자에게만 국한시켰던 한계점을 보완하여 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 이로 인해 선행연구들의 연구결과가 부모 사회계층에 따른 청년의 고용형태 격차를 과소추정하고 있다는 사실을 발견할 수 있었다. 이는 현재 우리나라의 부모-자녀 간 계층세습이 고용형태를 통해 분명히 이루어지고 있다는 것을 보여준다. 이에 본 연구자료는 향후 부모-자녀 간 계층세습 완화를 위한 방안을 제시할 때 타당한 근거자료가 될 수 있을 것으로 기대된다.

## 참고문헌

- 고용노동부. 2020. "2020년 6월 고용 형태별 근로실태 조사 결과".
- 고용노동부. 2014. "고용형태 공시제 설명자료".
- 구인회·김정은. 2015. "대학진학에서의 계층격차: 가족소득의 역할". 「사회복지정책」. 42(3). 27-49.
- 김연아·정원오. 2016. "비정규직의 세대 간 전승: 부모세대의 직업적 지위가 자녀세대의 비정규직 여부에 미치는 영향". 「비판사회정책」 (50). 334-377.
- 김영란·장혜경·이윤석. 2018. "가족계층에 따른 청년자녀세대의 성인기 이행 및 정책대응 방안 연구".
- 김종성·이병훈. 2014. "부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 효과". 「동향과 전망」. 296-330.
- 박근배. 2009. "노동법제의 고용유연화 경향에 기인한 비정규직 문제에 관한 고찰". 석사학위논문. 연세대학교 법무대학원.
- 변금선. 2012. "청년층의 근로빈곤 요인에 관한 연구: 고용불안정과 고용상태가 빈곤이행에 미치는 영향을 중심으로". 「한국사회복지학」. 64(3). 257-279.
- 변금선. 2015. "가구 소득계층에 따른 청년 노동시장 성과의 차이: 취업 이행기간 및 임금수준을 중심으로".
- 변수정·조성호·이지혜. 2018. 청년층의 주거특성과 결혼 간의 연관성 연구. 한국보건사회연구원.
- 사람인. 2020. "코로나19 시대, 켄거루족에 대한 생각". <https://www.saramin.co.kr/>.
- 신광영. 2004. "계급, 성과 일자리 이동". 「한국사회학」. 38(1). 25-50.
- 신광영·문수연. 2012. "계급과 스펙경쟁". 「한국사회학회 사회학대회 논문집」. 81-96.
- 유재연. 2019. "대졸 청년의 눈높이와 초기 노동시장 성과의 관계에서 재학 중 직무경험의 조절효과". 박사학위논문. 경기대학교 대학원.
- 윤진호·정이환·홍주환·서정영주. 2001. "비정규노동자와 노동조합".
- 이용호·엄선비·송지현. 2021. "부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 영향에 관한 연구-고정효과모형을 적용하여". 「한국사회복지학」. 73(2). 107-131.
- 임창규·윤인진. 2011. "세대 간 직업계층의 계승과 직업 지속성 간의 관계". 「직업능력개발연구」. 14(2). 127-151.
- 장신철. 2012. "비정규직 범위와 규모에 대한 새로운 고찰". 「산업관계연구」. 22(1). 55-77.
- 조애진. 2009. "비정규직 근로자의 근로조건 개선방안에 관한 연구". 「노동연구」. 18. 79-113.
- 최요한. 2018. "청년층 비정규직의 고용형태 이행확률의 추정". 「노동정책연구」. 18(4). 31-50.
- 최은영, 홍장표. 2014. "세대 간 직업계층의 이동성. 지역사회연구". 22(1). 51-70.
- 최필선·민인식. 2015. "부모의 교육과 소득수준이 세대 간 이동성과 기회불균등에 미치는 영향". 「사회과

- 학연구」. 22(3). 31-56.
- 최효미. 2014. "기혼 여성의 노동시장참여 행태와 상태의존성". 「노동정책연구」. 14(1). 1-33.
- 통계청. 2021. "경제활동인구조사", <http://kostat.go.kr/>.
- 통계청. 2020. "2020년 연간 고용 동향".
- 통계청. 2021. "경제활동인구조사 근로형태별 부가조사". <http://kostat.go.kr/>.
- 한준·장지연. 2000. "한국노동패널 특집/정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력 (Work History) 과 생애 과정 (Life-Course)". 「노동경제논집 특별호」. 23. 33-53.
- 한국고용정보원. 2020. "구직단념자 특징 보고서".
- Becker, G. 1964. *Human Capital*. New York: Columbia University Press.
- Becker, G. S. 1962. "Investment in human capital: A theoretical analysis". *Journal of political economy*. 70(5). 9-49.
- Blau, P. M., and Duncan, O. D. 1967. *The American occupational structure*. New York: The Free Press.
- Doeringer, P. B., and Piore, M. J., 1971, *Internal labor markets and manpower analysis*. New York: M. E. Sharpe.
- Elman, C., and O'Rand, A. M. 2004. "The race is to the swift: Socioeconomic origins, adult education, and wage attainment". *American Journal of Sociology*. 110(1). 123-160.
- Erikson, R., and Goldthorpe, J. H. 1992. *The constant flux : a study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon press.
- Ganzeboom, H., De Greef, P., and Treiman, J. 1992. "A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status". *Social Science Research*. 21(1). 1-56.
- Ganzeboom, H. T., and J. 1996. "Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations". *Social Science Research*. 25. 201-239.
- Giudici, F., and Pallas, A. M. 2014. "Social origins and post-high school institutional pathways: A cumulative dis/advantage approach". *Social Science Research*. 44. 103-113.
- Holzer, H. J. 1988. "Search method use by unemployed youth". *Journal of labor economics*. 6(1). 1-20.
- Jensen, P., and Westergård-Nielsen, N. C. 1987. "A search model applied to the transition from education to work". *The Review of Economic Studies*. 54(3). 461-472.
- OECD. 1993. *Employment Outlook*. Paris.
- OECD. 1996. *Employment Outlook*. Paris.
- OECD. 2013. *Strengthening Social Cohesion in Korea*.
- Polivka, A. E., and Nardone, T. 1989. "On the definition of contingent work". *Monthly Lab. Rev.* 112. 9.
- Rabe-Hesketh, S., and Skrondal, A. 2008. *Multilevel and longitudinal modeling using Stata*. STATA press.
- Soskice, D. 1994. *Reconciling Markets and Institutions: The German Apprenticeship System: In: Training and*

- the Private Sector: International Comparisons*. Lynch, Lisa (Hg.). In: University of Chicago Press.
- Spalter-Roth, R., and Hartmann, H. 1998. "Gauging the consequences for gender relations, pay equity, and the public purse". *Contingent work: American employment relations in transition*. 69-100.
- Swell, W., and Hauser, R. M. 1975. *Education, Occupation and Earnings*. New York: Academic Press.
- Vuolo, M., Mortimer, J. T. and Staff, J. 2014. "Adolescent precursors of pathways from school to work". *Journal of Research on Adolescence*. 24(1). 145-162.
- Wooldridge, J. M. 2002. "Econometric analysis of cross section and panel data MIT press". Cambridge, MA. 108.

[제2주제]

# 부채와 소비

1. 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향:  
한국복지패널 3차~15차 자료를 활용한 중단분석





# 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향: 한국복지패널 3차~15차 자료를 활용한 종단분석

The Impact of Household Debt on Family Conflict: A 13-year Longitudinal Analysis

박호준(서울대학교 박사과정), 박정민(서울대학교)

가족 스트레스 모형에 의하면 가계의 재정적 위기와 그로 인한 경제적 스트레스는 가족 관계 및 가족 갈등 수준에 영향을 미친다. 이 연구는 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향을 종단분석하였다. 분석을 위한 자료로 한국복지패널조사 3차-15차, 13년치 데이터를 이용하였고, 표본은 총 92,051사례로 구성되었다. 분석방법으로는 패널회귀분석의 고정효과 모형을 사용하였다. 분석 결과, 소득과 자산을 통제한 상태에서도 비우량부채의 비중(총부채 대비 비우량부채비)이 커질수록 가족갈등 수준이 높아지는 것으로 나타났다. 반면에 총부채액의 역할은 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 가계부채의 규모보다 질, 즉 부채의 구성이 가족갈등 수준에 영향을 미칠 수 있는 요인임을 보여준다. 가계부채가 개인과 가구의 삶의 질에 미치는 영향과 대책을 고려할 때, 가계부채의 유무나 총액보다 비우량부채 수준에 더 주의를 기울일 필요가 있다.

주제어: 가계부채, 가족갈등, 한국복지패널, 비우량부채, 고정효과모형

## 제1절 서론

‘가족갈등’(family conflict)은 가족 구성원들의 상호작용 과정에서 표출되는 대립을 의미한다. 이에는 언어, 신체, 성적, 재정적, 혹은 심리적인 갈등 등의 다양한 형태가 포함되며, 부부, 자녀, 노인 등 다양한 가족구성원들 간의 다양한 조합이 만들어 질 수 있다 (Marta and Alfieri, 2014). 가족갈등은 크게 관계적 측면과 기능적 측면으로 구분된다. 전자는 가족구성원들의 욕구, 기대, 목표가 서로 상충하여 발생한다. 부부갈등, 부모-자녀갈등, 고부갈등, 형제자매 갈등 등이 이에 포함된다. 후자는 자녀 양육, 가족 돌봄 등의 가족 기능 수행과정에서 주위 환경과의 부조화로 인하여 발생하는데, 구체적으로는 노부모 부양 갈등, 돌봄 갈등, 일-가족 역할 갈등 등이 해당된다(김유경·이진숙·이재림·김가희, 2014). 한국보건사회연구원에서 2014년에 실시한 ‘부부 및 형제자매, 일가족 갈등에 대한 태도조사’에 의하면, 가족갈등을 경험한 가구는 약 32.5%로 나타났다(김유경 외, 2014; 김유경, 2015). 또한 한국복지패널 2019년 자료에 의하면, 가족갈등의 주원인으로 가구원의 건강이라는 응답이 47.6%로 가장 많았고, 경제적 어려움(부채 또는 카드 빚 문제)이 21.6%로 그 뒤를 이었다(한국보건사회연구원, 2020).

가족갈등의 영향요인에 대해서 그간 많은 선행연구들이 있었는데, 다음과 같은 몇 가지 한계가 있다.

첫째, 가구의 경제상황과 가족갈등의 상관관계를 분석한 연구들은 주로 소득에 집중하였다. 소득과 자산, 부채는 상관관계가 높지만, 반드시 동일한 방향으로 움직이지 않는다(Dew, 2007). 최근의 국내 연구에 의하면 소득 수준에 따라서 자산과 부채 특성에 차이가 크며, 같은 소득분위에서도 부채 유무에 따라 생활 여건의 차이가 있는 것으로 나타났다(박정민·이승호, 2017). 따라서 소득 뿐만 아니라 자산과 부채 등을 고려하여 가구의 경제상황을 측정할 필요가 제기되고 있다. 최근의 여러 연구들은 소득, 자산 외에 가계부채가 개인의 정신건강, 가족 및 사회적 관계 등 삶의 질에 영향을 미친다는 것을 보고하였다(Dew, 2011; Gathergood, 2012; Hojman, Miranda and Ruiz-Tagle, 2013; Ong, Theseira and Ng, 2019; Hiilamo and Grundy, 2020). 둘째, 최근 가계부채가 개인 및 가족의 삶에 미치는 영향을 규명한 국내연구들이 증가하고 있으나, 부채의 규모에 초점을 맞춘 연구들이 대부분이다. 그러나 관련 연구에 의하면 부채의 양(규모) 뿐만 아니라 비우량부채비나 상환부담 같은 부채의 질 역시 중요하다(박정민·이승호, 2017; 박정민·박호준·오욱찬, 2017; 박호준·박정민, 2019; Fitch, Hamilton, Bassett and Davey, 2011; Richardson, Elliott, and Roberts, 2013; Turunen and Hiilamo, 2014; Berger, Collins and Cuesta, 2016). 따라서 가족갈등을 포함한 사회적 관계에 부채가 미치는 영향을 살펴볼 때, 가구의 부채 규모뿐만 아니라 부채의 구성을 고려할 필요가 있다. 셋째, 가계부채와 가족관계의 관계를 분석한 선행연구들은 대개 소규모 표본이나 횡단 자료를 사용하였다(김시월·조향숙·김미라, 2015; 이윤정·송인한, 2015; 맹성준·한창근, 2019; 양은모·배호중, 2020). 그러나 가계부채가 가족 관계 및 가족갈등 등에 미치는 영향을 제대로 파악하기 위해서 종단분석이 요구된다.

기존문헌의 성과와 한계를 토대로 이 연구는 다음과 같은 연구문제를 탐색한다: 첫째, 소득과 자산 등 다른 재정적인 요인을 통제한 상태에서, 가계부채의 양-총부채액은 가족갈등에 어떠한 영향을 미치는가? 둘째, 가계부채의 질-비우량부채비에 따라 가족갈등 수준에 차이가 있는가? 이들 연구문제를 탐색하기 위하여 한국복지패널 3-15차 데이터를 사용하고 패널회귀분석의 고정효과 모형을 적용한다.

## 제2절 선행연구

### 1. 가계 소득, 자산, 부채의 현황 및 변화추이

2020년 4분기 가계동향조사에 의하면, 2인 이상 가구 월평균 소득은 약 516만1천 원이었으며 가처분소득은 약 417만5천 원으로 집계되었다(통계청, 2021). 코로나19로 인한 경제활동의 위축에도 불구하고, 소득은 2019년 동분기에 비해 1.8%, 가처분소득은 2.3%가 증가하였다. 그러나 상대적으로 소득이 낮은 1분위(1.7%), 2분위(0.1%), 3분위(1.2%)에 비해서 소득수준이 높은 4분위(2.0%)와 5분위(2.7%)의 증가폭이 더 큰 것으로 나타났다. 2020년 가계금융복지조사에 의하면, 3월을 기준으로 가구의 평균자산은 약 4억 4543만 원, 순자산은 약 3억 6287만 원이었으며, 평균부채는 약 8256만 원으로 나타났다(통계청, 2020). 이를 2019년 동기와 비교해보면, 자산은 3.1%, 부채는 4.4%가 증가한 것이다. 그러나 소득수준이 상대적으로 높은 5분위 가구가 가구 전체 자산의 44.0%, 부채의 45.2%를 차지하고 있으며, 반면에 1분위 가구는 자산의 6.1%, 부채의 4.2%만을 점하고 있었다. 한국은행이 가계신용을 기준으로 추정한 가계부채 총액은 2020년 3분기 약 1940조 6000억 원이고, 주택담보대출은 2019년 동기 대비 7.2%, 신용대출은 6.8% 증가하였다(한국은행, 2020). 부채 증가율은 20대(8.8%), 30대(13.1%)가 40대(6.0%), 50대(6.4%)보다 높았고, 소득분위별로는 상대적으로 소득수준이 낮은 1분위(8.8%), 2분위(8.6%)가 3분위(3.0%), 4분위(1.4%), 5분위(5.3%)보다 더



높았다. 특히, 비우량부채가 상대적으로 빠르게 증가하였다. 신용카드 대출은 전년 동기 대비 22.7%, 외상 및 할부, 사적 채무 등의 기타 부채도 11.8% 증가하는 등 부채의 질이 악화되고 있는 것으로 나타났다(통계청, 2020).

## 2. 가족갈등의 영향요인

생태학적 관점에 입각할 때, ‘가족갈등’에는 개인수준, 가족수준, 사회문화 차원의 다양한 요인이 영향을 미친다(김유경 외, 2014; McClennen, Keys and Day, 2016). 가족갈등은 촉발요인에 의하여 단기적으로 발생하기도 하고, 일정한 가족갈등 유형이 가족구조 내에서 고착화되어 장기간에 걸쳐 지속되기도 한다. 가족갈등의 구체적인 촉발요인으로는, 일상적인 경제적 곤궁, 일-가족 양립이 어려운 상황, 가족구성원의 이탈, 폭력, 불륜 등을 들 수 있다. 이렇게 촉발된 가족갈등은 가족구성원의 인구학적, 사회경제적 요인 외에도 개인의 심리·정서적 요인, 성평등에 대한 인식, 의사소통 방식 등도 영향을 미치며, 가족 관계, 가족 구성원이 가족에 대해 가지고 있는 가치관 등 가족 내 역동에도 영향을 받는다. 또한 보다 거시적으로는 가족갈등이 지역사회 환경, 그 가족이 속해있는 공동체의 문화적인 맥락 등에도 영향을 받는 것으로 알려져 있다(김유경 외, 2014; Feindler, Rathus and Silver, 2003; Reynolds and Houlston, 2014).

가족갈등에 영향을 미치는 개인의 인구학적 특성으로는 성별, 연령, 인종, 교육정도, 취업 여부, 직업형태, 결혼유형 등이 있다. 첫째, 개인의 정서행동 요인 중, 자존감은 가족갈등과 부적인 상관관계가 있고 우울감, 스트레스, 불안감 등은 가족갈등과 정적인 상관관계가 있다(Biglian, Gau, Jones, Hinds and Rusby, 2015). 음주나 약물 역시 가족폭력을 비롯한 가족갈등과 정적인 상관관계가 있다(Caetano, McGrath, Ramisetty and Field, 2005). 둘째, 가족력 역시 가족갈등에 영향을 미친다. 아동기의 가족폭력 경험은 성인기에 다른 가족구성원에 대한 폭력 가해, 피해 위험을 증가시키는 것으로 나타났다. 셋째, 양육부담과 일-가족의 균형 역시 가족갈등을 촉발시키는 요인의 하나이며, 갈등 상황에 대한 가족들의 인식, 일상생활 속에서의 부정적인 가족관계와 낮은 관계만족도, 부정적인 대처방식 등도 가족갈등과 상관관계가 있는 것으로 나타났다(Bensley, Van Eenwyk and Simmons, 2003; Veganzones-Varoudakis and Rizvi, 2020). 넷째, 노부모 부양, 장애 또는 만성질환가족, 자녀 혹은 손자녀에 대한 돌봄 스트레스 역시 가족갈등에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(김유경 외, 2014; 박선원, 2017; 장신재, 2020). 마지막으로 재정적인 요인 중, 소득, 자산과 총부채액은 가족갈등과 ‘정’적인 상관관계가 있었으며, 자산과 소득은 총부채액과 가족갈등의 관계에 있어서 조절효과를 가지는 것으로 나타났다(맹성준·김은경·한창근, 2019; 맹성준·한창근, 2019).

## 3. 가계부채와 가족갈등의 상관성에 대한 이론적/경험적 접근

가계부채와 가족갈등의 상관관계를 설명할 수 있는 이론적 모델로는 ‘자원 이론’(resource theory), ‘통제 이론’(control theory), ‘가족 스트레스 모델’(family stress model) 등이 있다. 먼저, ‘자원 이론’은 가족이 가지고 있는 한정적인 자원을 배분하는 과정에서 누가 자원배분을 담당하고, 누가 자원을 더 많이 배분받을 것인가와 관련되어 가족내의 위계서열과 권력이 작동한다는 것이다. 자원 배분에 대한 가족 구성원 간의 이견이 표출되는 형태가 가족갈등이라고 본다. 자원이론이 자원의 배분 측면을 중시하는데 반해서, ‘통제 이론’은 가족내 권력의 작동방식에 초점을 맞춘 이론이다. 가족갈등은 가족내 권력 구조의 불평등에 기인하며, 가족 내의 특정한 구성원이 다른 구성원들에 대해서 권력을 사용하고, 이를 통해 가족을 통제하는 방식을 의미한다. 앞의 두 이론이 가족 내의 자원배분 혹은 일상 권력의 불평등한 구조를 중시

한다면, '가족 스트레스 모형'은 상대적으로 '과정'에 중심을 두고 있다. 이 이론은 가족 외부 혹은 내부적인 촉발요인이 가족 구성원들에게 부정적인 심리상태(경제적 스트레스)를 증가시키고, 가족 내의 다른 구성원들에게 전이되며, 가족 전체 혹은 가족 구성원의 삶의 질에 부정적인 영향을 미친다고 본다(Fox, Benson and Van Wyk, 2002; Conger and Donnellan, 2007; R. Conger, K. Conger and Martin, 2010). 이전의 이론들이 주로 개인의 심리사회적 특성, 의사소통 방식 등 주로 개인 단위에서 가족갈등의 영향요인을 찾았던데 반해서, 위에서 정리한 이론들은 가족갈등을 가족구성원 개인의 개인적 특성 외에 가족관계 및 가족 공통의 특성에 의해서 영향받는 것으로 본다는 점에서 의미가 있다. 이 중에서 특히 '가족 스트레스 모형'에 입각하여, 가계부채와 가족갈등의 상관성에 대한 이론적 모형을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 가구의 열악한 경제적 지위, 즉, 낮은 소득과 자산, 많은 부채 및 비우량 부채 등은 가족의 경제적 불안정성을 야기한다. 이러한 가계 경제의 불안정성은 구성원들로 하여금 심리 정서적인 스트레스를 유발하게 된다. 셋째, 가족구성원 사이의 심리 정서적 스트레스의 증대는 가족 관계 내에서 갈등의 양상으로 표출된다(Conger, Wallace, Sun, Simons, McLoyd and Brody, 2002; Mistry, Vandewater, Huston and McLoyd, 2002; Conger et al., 2010).

가구의 재정 상태는 경제적 불평등에 중요한 영향을 미친다는 점에서 매우 중요하다. 33개국의 1996-2015년 데이터를 분석한 실증연구에 의하면, 금융, 비금융, 가구 재정상황 중에서 가구 재정상황만이 일관되게 경제적 불평등에 영향을 미치는 것으로 나타났다(De Vita and Luo, 2021). 또한 청년, 중년층, 노인 등 다양한 연령대를 대상으로 이루어진 연구에서 부채는 정신건강 문제와 높은 상관관계가 나타났다(Drentea, 2000; Gathergood, 2012; Drentea and Reynolds, 2012; Hojman et al., 2016; Ong et al., 2019; Hiilamo and Grundy, 2020). 특히, 이 상관관계에는 부채의 양뿐만 아니라 부채의 질도 중요한 영향을 미친다. 미국에서 이루어진 연구에 의하면, 부채상환부담이 길수록 성인의 우울감에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다(Berger et al., 2016). 또한 차입 특성과 관련하여 무담보 부채가 우울증, 자살 생각, 불면증 등 다양한 정신건강 문제와 높은 상관관계가 있었다(Fitch et al., 2011; Richardson et al., 2013; Turunen and Hiilamo, 2014). 영국에서 노인을 대상으로 이루어진 최근 연구에 의하면, 부동산을 제외한 기타 부채는 우울증 및 낮은 삶의 질과 모두 상관관계가 있었다(Hiilamo, 2020). 중국에서 최근에 이루어진 연구에 의하면 주택과 교육 관련 부채가 가계부채의 주요 구성요소였으며, 주택 관련 비제도권 부채가 행복도 저하에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다(Liu, Zhong, Zhang, and Li, 2020). 한국복지패널 13차 데이터를 분석한 국내연구에 의하면, 부동산 관련 부채 비율이 높을수록 삶의 만족도는 낮아졌다(양은모·배호중, 2020).

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료 및 표본

분석을 위한 자료로 한국복지패널 3차-15차 설문조사 데이터(2008-2020년)를 사용하였다. 이 데이터는 표집 단계에서부터 체계적인 지역비례 층화 표집 방식을 적용하여 전국적인 대표성을 가지고 있으며, 10여년 이상의 지속적인 추적조사가 이루어져 종단적인 분석이 가능하다. 또한, 이 데이터는 가구의 경제상황을 파악할 수 있는 다양한 정보를 포함하고 있다. 즉, 가구 소득, 자산 외에도 부채 총액 및 세부 항목별(금융권 대출, 사채, 카드빚, 전세보증금 등) 부채액을 조사하고 있으므로 부채의 양뿐만 아니라 질적인

특성도 파악할 수 있는 장점이 있다. 또한, 선행연구에서 ‘가족갈등’에 영향을 미치는 개인적인 요인으로 알려진, 우울, 자존감, 음주경험 등을 측정할 수 있는 다양한 심리·정서적 척도를 포함하고 있으며, 개인 뿐만 아니라 가구 정보를 결합하여, 다른 가구원에 대한 정보도 파악할 수 있는 장점이 있다. 표본은 가구원 데이터에서 성인(만18세 이상)이며, 결혼(유배우/이혼, 별거, 사별 포함)경험이 있으며, 현재 동거 가족이 2인 이상인 가구주와 배우자로 한정하였다. 또한 가구원과 가구 데이터를 결합하여, 장애 및 만성질환을 가진 가족, 18세 미만 아동, 가구주 및 배우자가 아닌 65세 이상 부양가족 유무 등을 파악하였다. 또한 이들 중에는 시설, 병원 등에 주거하는 경우도 있으므로, 동거하는 경우만을 산출하여 변수화하였다. 중간에 결혼, 사망한 경우 등이 있으므로 불균형 패널 데이터(unbalanced panel data)를 구축하였다. 최종적으로 분석에 사용한 표본은 총 92,051 케이스였으며 패널가중치는 적용하지 않고 원데이터를 이용하여 분석하였다.

## 2. 분석방법

종단자료의 분석방법으로는 패널 회귀분석을 사용하였다. 종단자료의 경우 설명변수의 내생성이 문제 될 수 있으므로, 시점을 고려하지 않고, 데이터를 통합(Pooled)하여 회귀분석을 수행하는 경우에는 회귀계수는 일치 추정량이 되지 않을 가능성이 커지게 된다. 패널 분석은 시점을 고려하지 않는 횡단면 데이터 분석과 달리, 변수들 간의 동적인 관계를 분석할 수 있으며 개체들의 시간에 따라 변하지 않는, 관찰되지 않은 이질성을 통제할 수 있다는 장점이 있다(Cameron and Trivedi, 2005; 민인식·최필선, 2012, 2019; 한치록, 2019).

패널회귀분석을 수행하기 위하여 사전에 F-test 및 부러쉬-페간(Breusch-Pagan) 검정을 하여, 합동 OLS(Pooled OLS)와 패널회귀분석(고정/임의효과) 간에 통계적으로 유의미한 차이가 있는지를 확인하였으며, 하우스만(Hausman) 검정을 행하여 고정효과 모형과 임의효과 모형 사이에 유의미한 차이가 있는지를 검정하였다. 검정 결과, 최종분석에는 고정효과 모형을 사용하였다.

## 3. 변수

먼저, 종속변수는 가구용 설문지 ‘가족간 갈등 대처’ 척도를 사용하였다. 이 척도는 ‘가족원 간의 잦은 의견 충돌’, ‘가족원간 화가 나서 물건을 집어 던짐’, ‘가족원간 침착하게 문제를 논의’(역코딩), ‘가족원간 자주 서로를 비난’, ‘가족원 간 가끔 때림’의 5문항으로 구성되어 있으며, 가구 대표자가 작성하도록 되어 있다. 1점(전혀 그렇지 않다) ~ 5점(매우 그렇다)의 리커트 척도로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 가족간 갈등이 심각함을 의미한다. 분석에는 총점을 사용하였다. 총점은 5~25점의 범위를 가지며, 점수가 높을수록 가족갈등 수준도 높음을 의미한다. 척도의 신뢰도는 Cronbach’s  $\alpha=0.7801$ 이었다.

다음으로, 독립변수는 가계부채의 양(규모)를 파악하기 위하여 총부채액을 모형에 투입하였다. 총부채액은 금융기관 대출액, 일반사채, 카드빚, 전세보증금, 외상·미리 받은 갯돈, 기타 부채를 합산하여 산출하였다. 다음으로 부채의 질(특성)을 측정하기 위하여 총부채액 대비 비우량부채비를 구하여 사용하였다. 비우량부채는 사채, 카드빚, 기타 부채를 합산하여 구하였다. 총부채 대비 비우량부채비는 0-10의 값을 가지도록 10퍼센트(10%) 단위로 변환하여 모형에 투입하였다. 1퍼센트(1%) 단위로 분석을 할 경우, 변수가 1~100의 변량을 가지므로 다른 변수들에 비해서 변량이 커지고, 반면에 회귀계수는 다른 변수들에 비해서 상대적으로 작아지므로, 척도를 이와 같이 조정하였다.

통제변수는 가구원의 인구학적 요인, 개인의 심리, 정서적 요인, 가구의 인구사회학적 요인, 가구의 재

정적 요인을 투입하였다. 첫째, 가구의 재정적 요인으로는 소득과 자산을 모형에 투입하였다. 소득은 가구 균등화 가처분소득을 계산하여 모형에 투입하였다. 자산 수준은 선행연구에서는 자산총액을 변수로 투입하는 경우도 있고(김시월 외, 2012; 김자영·한창근, 2015; 맹성준·한창근, 2019), 순자산액을 사용하기도 한다(원도연·한창근, 2016; 신용석·원도연·노재현, 2017). 일반적으로, 자산총액은 부채를 포함하여 산출한다. 이런 경우에, 자산 대비 부채가 많은 가구와 그렇지 않은 가구, 즉, 순자산이 많은 가구와 그렇지 않은 가구가 구별되지 않는다. 따라서 이 연구에서는 총자산에서 총부채를 제한 순자산액을 계산하여 모형에 투입하였다. 이 두 변수는 자연로그 값을 취하여 모형에 투입하였다. 가처분 소득과 순자산액이 0 이하의 값을 가지는 경우에는 자연로그로 변환될 수 없으므로, 0으로 변환하였다. 또한, 그 값이 0~1의 값을 가지는 경우, 로그 변환 값이 음수가 되므로 0으로 변환한 값과 순위가 역전될 수 있는데, 표본에서 이런 사례는 발견되지 않았다. 둘째, 인구학적 요인으로 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 경제활동 유무를 설정하였다. 성별은 여성(=0)을 기준집단으로 남성을 비교집단(=1)으로 설정하였다, 연령은 연속변수로 모형에 투입하였으며, 교육수준은 고졸이하(=0), 대학재학 이상(=1)의 두 집단으로 분류하였다. 배우자 유무는 유배우자(=0)와 무배우자(이혼/별거/사별 등)(=1)로 이분변수화 하였다. '경제활동'은 근로유형 중에서, 임금근로, 자영업·고용주를 '하고 있음'(=0)으로, 무급가족종사자, 실업자(근로능력있음 및 없음)와 비경제활동을 '하지 않음'(=1)으로 분류하였다. 셋째, 개인의 심리, 정서적 요인으로는 음주여부, 자존감, 우울감, 가족관계만족도 및 사회적 관계 만족도를 투입하였다. 음주 여부는 '주2회 미만'을 '일반'(= 0)으로, 그 이상을 '과음주'(=1)으로 구분하여 모형에 투입하였다. 자존감(10문항)과 우울감(11문항)은 역코딩 문항을 포함하여 합산점수를 구하여 모형에 투입하였으며, 가족관계만족도와 사회적관계만족도는 1~5점의 연속변수로 점수가 높을수록 만족도도 높음을 의미한다. 넷째, 가족갈등은 개인뿐만 아니라 가족력 및 가족 단위의 인구사회학적 특성도 영향을 줄 수 있다. 먼저, 아동기의 부정적 경험(4문항)은 과거 0-17세 사이에 '부모사망, 이혼' '생계곤란으로 인한 학업중단' '경제상황으로 인한 친척집 거주'의 4개 항목 중에 1개 이상을 경험한 경우를 '있음'(=1)으로 처리하였다. 그리고 가구원과 가구 데이터를 결합하여, 장애 혹은 만성질환을 가진 가족, 18세 미만 아동, 65세 이상 부양 가족 유무를 파악하였다. 장애 여부는 가구 설문에서 장애가 있다고 응답한 경우로, 비등록장애인 및 보훈처 등록장애인을 포함하여 산출하였다. 만성질환은 '6개월 이상 치료 혹은 투약하는 질환이 있는 경우'로 정의하였다. 장애 및 만성질환, 65세 이상 부양가족의 경우, 시설이나 병원 등에 거주하여 비동거하는 경우는 제외하였으며, 동거하는 경우만을 집계하였다. 이 세 변수는 모두 없는 경우(=0)와 있는 경우(=1)로 이분변수화하였다.

〈표 1〉 변수의 정의

구분	변수	성격	정의	비고	
종속변수	가족갈등	연속형	가구용 설문지의 '가족갈등' 5문항의 합산점수	범위(5~25)	
독립변수	총부채액	연속형	금융대출, 전세보증금, 비우량부채(일반사채, 카드빚, 외상)의 합		
	비우량부채비(10%)	연속형	총부채액 대비 비우량부채액		
통제 변수	재정적 요인	소득	연속형	가구 균등화 가처분소득의 자연로그값	균등화 지수는 가구원 수의 제곱근으로 구함.
		순자산	연속형	(총자산-총부채)의 자연로그값	
	사회 인구학적 요인	성	범주형	여성(ref.), 남성	
		연령	연속형		
		교육수준	범주형	고졸 이하(ref.), 대학재학 이상	
		배우자 유무	범주형	유배우자(ref), 무배우자(이혼·별거·사별)	
		경제활동	범주형	예(ref.), 아니오	
	심리정서적 요인	음주여부	범주형	일반(주2회 미만, ref.), 과음주	
		자존감	연속형	Rosenberg Self-Esteem Scale (10문항) 합산총점	범위(4~40)
		우울감	연속형	CESD-11 척도(11문항) 합산총점	범위(0~33)
		가족관계만족도	연속형	가구원용 설문지의 '가족관계만족도' 척도	범위(1~5)
		사회적관계만족도	연속형	가구원용 설문지의 '사회적관계만족도' 척도	범위(1~5)
	가족력/가족 요인	아동기 부정적 경험	범주형	경험없음(ref.), 경험있음	
		장애 혹은 만성질환 동거 가족 유무	범주형	없음(ref), 있음	만성질환은 '6개월 이상 치료 혹은 투약하는 질환이 있는 경우'로 정의
		18세 미만 동거 아동 유무	범주형	없음(ref), 있음	
		65세 이상 부양 동거 가족 유무	범주형	없음(ref) 있음	가구주와 배우자를 제외한 부양가족만을 집계

## 제4절. 분석결과

### 1. 분석대상의 일반적 특성

한국복지패널 3-15차 데이터 중에서 18세 이상 성인으로서, 결혼경험이 있으며, 현재 2인 이상의 가구이며, 분석변수에 결측이 없는 가구주 및 그 배우자는 총 92,051명이었다. 표본에 대해서 범주형 변수의 기술통계를 제시하면 <표2> 와 같다.

<표 2> 범주형 변수의 기술통계 : 2008-2020

(단위: 명, %)

변수	성별		배우자 유무		교육정도		경제활동		음주여부	
	여성	남성	유	무	고졸 이하	대재 이상	예	아니오	일반	과음주
명	48,299	43,752	85,510	6,541	68,500	23,551	54,401	37,650	69,921	22,130
(%)	(52.5)	(47.5)	(92.9)	(7.1)	(74.4)	(25.6)	(59.1)	(40.9)	(76.0)	(24.0)
변수	아동기 부정적 경험		장애 및 만성질환자		18세 미만 아동		65세 이상 부양가족		합계	
	없음	있음	없음	있음	없음	있음	없음	있음		
명	87,362	4,689	29,552	62,499	56,362	35,689	85,504	6,547	92051	
(%)	(94.9)	(5.1)	(32.1)	(67.9)	(61.2)	(38.8)	(92.9)	(7.1)	(100)	

전체 분석대상 92,051명 중에 성별은 '여성'이 52.5%, '남성'이 47.5%였으며, 배우자 유무는 '유배우자' 92.9%,이었고, '무배우자'(이혼, 별거, 사별 등)는 7.1%였다. 교육정도는 '고졸 이하'가 74.4%, '대재 이상'이 25.6%였고, 경제활동은 '예'가 59.1%, '아니오'가 40.9%였다. 음주여부는 '일반'이 76.0%였고, '과음주'가 24.0%였다. 다음으로, 아동기의 부정적 경험 여부는 '없음'이 94.9%, '있음'이 5.1%로 대부분이 없다고 응답하였다. 장애 혹은 만성질환 동거 가족은 '없음'이 32.1%, '있음'이 67.9%이었다. 18세미만 동거 아동은 '없음'이 61.2%였으며 '있음'이 38.8%였다. 65세 이상 부양가족은 '없음'이 92.9%, '있음'이 7.1%로 나타났다.

〈표 3〉 연속형 변수의 기술통계 : 2008~2020

(단위:명, 점, 만원)

변수	연령	가족갈등	자존감	우울감	가족관계 만족도	사회적관계 만족도
사례수	92051	92051	92051	92051	92051	92051
평균	54.4	8.0	30.9	3.4	3.9	3.8
표준편차	14.4	2.5	3.9	4.4	0.6	0.6
최소값	18	5	10	0	1	1
최대값	96	25	40	33	5	5
변수	가구균등 가처분소득	ln_가구균등 가처분소득	순자산	ln_순자산		
사례수	92051	92051	92051	92051		
평균	2531.8	7.6	29808.9	9.4		
표준편차	2446.3	0.8	44455.1	2.2		
최소값	0	0	-199890	0		
최대값	201774.3	12.21	2006300	14.5		
변수	부채총액	ln_부채총액	비우량부채	비우량부채비		
사례수	92051	92051	92051	92051		
평균	4306.0	4.6	302.4	8.0%		
표준편차	9857.1	4.2	1656.0	24.7%		
최소값	0	0	0	0%		
최대값	361000	12.8	100000	100%		

연속형 변수에 대한 기술통계는 〈표3〉 과 같다. 연령은 평균 54.4세(SD=14.4)였다. 종속변수인 ‘가족갈등’ 척도의 총점은 25점 만점에 평균 8.0점(SD=2.5)이었으며 응답자의 정서/심리상태를 나타내는 요인인 자존감(총점)은 총 40점 만점에 평균 30.9(SD=3.9), 우울감(총점)은 총 33점 만점에 평균 3.4점(SD=4.4)이었다. 가족 관계 만족도는 5점 만점에 평균 3.9점(SD=0.6), 사회적 관계 만족도는 5점 만점에 평균 3.8점(SD=0.6)이었다. 다음으로 재정적인 상황을 나타내는 지표들을 살펴보면, 가구균등화 가처분소득은 평균 약 2531만 원(SD=2446.3)이었으며, 총자산에서 부채를 제한 순자산의 평균은 약 2억9808만 원(SD=44455.1) 원이었다. 총부채액은 평균 약 4306만 원(SD=9857.1)이었고 비우량부채는 평균 약 302만 원(SD=1656)이었다. 총부채액 대비 비우량부채비의 평균은 8.0%(SD=24.7%)이었다.

## 2. 회귀분석

회귀분석에 앞서, 변수들 사이에 다중공선성이 있는지를 살펴보기 위하여, 변수간 상관계수와 분산팽창계수(variation inflation factor:VIF)값을 구하여 비교하였다. 분석결과, 다중공선성 문제는 크지 않다고 평가하였다. 다음으로 종속변수인 ‘가족갈등’에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여, 합동 OLS 및 패널 회귀분석을 실시하였으며, 그 결과는 〈표4〉 와 같다. ‘모형1(POLS)’은 3-15차 데이터를 풀링(pooling)하여 다중회귀분석을 시행한 것이며, ‘모형2(고정효과)’는 패널회귀분석의 고정효과 모형으로 분석한 결과이다. 각 조사 연도별로 더미변수를 넣어서 조사 연도의 효과를 통제하였다. ‘모형1(POLS)’의 회귀모형 적합도 검정 결과는  $F=701.65(p<.001)$ ,  $R^2=0.186$ ,  $Adj-R^2=0.186$ 이었다. ‘모형2(고정효과)’에서 모든  $\mu_i=0$ 에 대한 F-test를 행한 결과,  $F=2.43(p<.001)$ 으로 ‘모형1(POLS)’ 보다는 패널 회귀분석을 행한 ‘모형2(고정효과)’가 보

다 더 적합한 것으로 나타났다. 또한 '모형2(고정효과)'와 '모형3(임의효과)'에 대해 하우스만(Hausman) 검정을 행하였으며,  $\chi^2 = 1424.80(p < .001)$ 로 나타나서 '모형2(고정효과)'를 최종적으로 선택하였다.

〈표 4〉 가계부채가 가족갈등에 미치는 영향

	모형1(POLS)		모형2(fixed effect)	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E
ln_총부채	0.018***	0.002	0.003	0.003
비우량부채비(10%)	0.028***	0.032	0.016***	0.004
ln_가처분소득	-0.046***	0.011	-0.025	0.022
ln_순자산	-0.068***	0.004	-0.038***	0.010
성별(여성=ref)	-0.002	0.018	-	-
연령	-0.010***	0.001	-0.029***	0.004
교육수준(고졸이하=ref)	-0.210***	0.020	0.035	0.137
배우자유무(있음=ref)	-0.169***	0.030	-0.546***	0.050
경제활동(예=ref)	-0.150***	0.018	-0.035	0.025
음주(ref=주2회 미만)	0.202***	0.019	0.106***	0.023
자존감	-0.074***	0.002	-0.057***	0.002
우울감	0.047***	0.002	0.037***	0.002
가족관계만족도	-1.161***	0.013	-0.795***	0.013
사회적관계만족도	-0.077***	0.013	-0.070***	0.013
아동기부정적경험(없음=ref)	-0.060	0.034	-	-
장애및만성질환가족(없음=ref)	0.062**	0.019	0.018	0.024
18세아동(없음=f)	0.229***	0.021	0.184***	0.035
65세이상부양가족(없음=ref)	-0.065*	0.030	-0.007	0.064
상수	16.426***	0.132	15.037***	0.237
모형적합도	F=701.65*** R <sup>2</sup> =0.186 Adj-R <sup>2</sup> =0.186		sigma_u 1.5812 sigma_e 2.0659 rho 0.3694 F(12386, 79637)=2.43***	
N(groups)	92,051		92,051 (12,387)	

\*>.05, \*\* p>.01, \*\*\* p>.001

먼저, 재정적인 요인이 가족갈등에 미치는 영향은 다음과 같다. 독립변인인 가계부채의 경우, '모형 1(POLS)'에서 '총부채액'은 가족갈등에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다( $b=.018, p<.001$ ). 그러나 '모형2(고정효과)'에서는 총부채액이 가족갈등에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않았다( $b=.003, p=.347$ ). 그러나 '총부채 대비 비우량부채비'는 '모형1(POLS)'( $b=.028, p<.001$ )과 '모형2(고정효과)'( $b=.016, p<.001$ )에서 모두 가족갈등과 유의미한 상관관계가 있었다. 최종적으로 선택된 모형인 '모형2(고정효과)'에



서 비우량부채비가 1단위(10%) 증가할 때마다, 가족갈등은 0.016점씩 증가하는 것으로 해석된다. 이러한 분석결과는, 부채액의 규모(양)보다는 부채액의 질(특성), 즉, 비우량부채비가 가족갈등과 보다 큰 상관관계가 있음을 보여주는 것이다. 이러한 분석결과는 부채의 질(특성)이 개인의 심리 및 정서 문제에 미치는 영향에 주목했던 서구의 선행연구 결과와도 부합하는 것이다(Fitch et al., 2011; Richardson et al., 2013; Turunen and Hiilamo, 2014; Hiilamo, 2020; Liu et al., 2020). 다른 재정적인 변수들의 경우, 시간을 고려하지 않고, 전체를 대상으로 회귀분석을 행한 '모형1'(POLS)에서 통제변인인 '가처분소득'과 '순자산'은 가족갈등과 부적인 상관관계가 있었다. 그러나 시간을 고려하여 패널회귀분석(고정효과)을 행한 '모형2(고정효과)'에서는 가처분소득은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의미하지 않았으며( $b=-.025, p=.059$ ), 순자산은 1단위(1%) 증가할 때, 가족갈등은 0.038점씩 감소하는 것으로 나타났다( $b=-.038, p<.001$ ).

다음으로 최종적으로 선택된 모형인 '모형2(고정효과)'에서 사회인구학적 요인 등 다른 통제변인이 가족갈등에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 사회인구학적인 요인이 가족갈등에 미치는 영향을 살펴보면, 연령이 높아질수록 가족갈등은 감소하는 경향을 보였다( $b=-.029, p<.001$ ). 이혼, 별거, 사별 등으로 배우자가 없는 경우, 역시 가족갈등은 감소하는 경향을 보였는데 이는 부부갈등을 유발하는 대상이 존재하지 않음에 따른 것으로 여겨진다( $b=-.546, p<.001$ ). 반면에, 교육정도와 경제활동 여부가 가족갈등에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않았다. 다음으로, 응답자의 심리정서적 요인과 관련해서, 음주 행동은 가족갈등과 정적인 상관관계가 있었고( $b=.106, p<.001$ ), 우울감은 가족갈등을 증가시키는 경향이 있었다( $b=.037, p<.001$ ). 반면에 자존감은 가족갈등과 부적인 상관관계가 있었다( $b=-.057, p<.001$ ). 또한 가족 관계 만족도가 높을수록 가족갈등은 낮아지는 경향을 보였으며( $b=-.795, p<.001$ ). 사회적 관계 만족도는, 가족 관계 만족도에 비해서 그 영향력의 크기가 작았으나, 가족갈등과 부적인 상관관계가 있었다( $b=-.070, p<.001$ ). 가족 요인에 있어서, 장애 및 만성질환 동거 가족 유무, 65세 이상 동거 부양 가족 유무는 통계적으로 유의미하지 않았지만, 18세 미만 동거 아동 유무는 가족갈등과 정적인 상관관계가 있었다( $b=.184, p<.001$ ). 이는 양육 관련 부담이 가족 내 스트레스와 가족갈등을 유발한다는 선행 연구결과와도 일치하는 것이다(김유경 외, 2014).

## 제5절. 결론

이 연구는 가족 스트레스 이론을 기반으로, 가구의 부채 수준, 특히, 가계 부채의 질(비우량부채비)이 가족관계에 부정적인 영향을 미치며, 가족갈등을 심화시키는 기제로 작용하고 있음을 실증적으로 분석하였다. 그동안 우리나라에서 이루어진 관련 연구들이 주로 단년도 데이터를 사용하거나, 전국적인 대표성을 지니지 못하는 소규모 그룹에 대한 데이터를 분석했었던데 반해서, 이 연구는 2008-2020년에 이르는 장기간의 패널 데이터를 사용하여, 종단적인 변화를 분석하였다. 또한, 전통적으로 사회과학 연구에서 어떤 개인 혹은 가족의 경제적 지위를 측정하는 지표로 사용해 왔던 소득 외에, 자산 및 부채를 고려하여 복합적으로 경제적인 수준을 파악하였으며, 부채의 양(규모)뿐만 아니라 질(특성)이 가족관계에 미치는 영향을 분석했다는 점에서 학술적인 의의가 있다.

분석결과, 개인의 인구학적, 심리정서적 요인을 비롯하여, 소득과 자산을 통제한 상태에서도 가계 부채 수준은 가족갈등과 정적인 상관관계가 있었다. 이는 소득, 자산 외에도 부채를 고려하여 가구의 경제적 상황을 파악할 필요성이 있음을 실증적으로 보여주는 것이다. 특히, 시간을 고려하여 패널 회귀분석(고정효

과)을 행한 바에 의하면, 가계부채의 양(규모)과 가족갈등 간에는 유의미한 상관관계가 없었으나, 부채의 질(특성), 즉, 비우량부채비와 가족갈등 간에는 통계적으로 유의미한 정적인 상관관계가 있었다. 지금까지 가계부채와 개인 혹은 가족의 삶의 질의 상관관계를 분석한 많은 연구에서는 부채의 양(규모)에 주목해 왔는데 이 연구는 부채의 양(규모)뿐만 아니라 부채의 질(특성)이 부채 수준을 파악하는 데 있어서 중요한 요인임을 시사한다. 우리나라 가계부채의 주요 구성요소는 담보대출 그리고 신용대출의 비중이 높는데 이러한 대출은 규제 및 심사기준을 충족해야 하므로 보다 안정적인 직장, 일정한 소득과 자산이 있을 경우에 접근성이 높다. 예를 들어, 부동산 구매를 위해 금융기관 대출을 이용할 때, 담보물이 있거나 안정된 소득을 기대할 수 있는 가구일수록 부채의 한도가 증가한다. 따라서 어떤 가구의 총부채가 크다고 하여, 반드시 현재 재정 상황이 열악한 것이 아닐 수 있다. 해외 연구에서도 가계부채 총액은 경제적으로 더 좋은 상황에 있는 집단과의 상관관계가 높음을 지적하고 있다(Drentea and Reynolds, 2014). 반면에 부채의 질, 특히 비우량 부채가 차지하는 비율은 가구 및 가구원이 처한 경제적 어려움을 보다 잘 보여주는 지표가 될 수 있다. 국내의 선행연구에서도 경제적 수준이 낮을수록 비우량 부채의 비중이 증가하는 경향이 있었다(박정민·이승호, 2017). 본 연구의 결과는 가계부채 총액과 함께 비우량부채에 대한 관심이 필요함을 보여준다. 서민금융지원제도 이용자에 대한 연구에 의하면, 서민금융지원제도 신청자 중 46%가 신청 후 거절당한 경험이 있으며, 이는 낮은 신용등급, 저소득, 불안정한 일자리 등으로 신청조건을 만족하지 못한 데 따른 것이었다(곽민주, 2020). 따라서 금융취약계층의 신용개선을 지원하고 금융상품의 지원기준을 개선하며 상환부담이 상대적으로 낮은 대환상품을 안내하고 연계하는 방안이 필요하다. 특히 비우량부채비가 높은 취약집단을 대상으로 신용 및 부채를 관리하고 개선방안을 제시하는 컨설팅 제도의 확대와 활성화를 적극 고려할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 곽민주. 2020. “금융소비자의 서민금융지원제도 이용 특성과 만족도에 관한 연구-서민금융진흥원 출범 전/후 비교를 중심으로”. 『소비자정책교육연구』. 16(1). 1-22.
- 김시월·조향숙·김미리. 2015. “가계부채가 노인 소비자의 우울에 미치는 영향 연구”. 『소비문화연구』. 18(2). 21-38.
- 김유경·이진숙·이재립·김가희. 2014. 『가족의 갈등과 대응방안 연구』. 한국보건사회연구원.
- 김유경. 2015. “가족변화에 따른 가족갈등 양상과 정책과제”. 『보건복지포럼』. 2015(10). 49-65.
- 김자영·한창근. 2015. “노인가구의 자산수준이 우울감에 미치는 영향: 사회적 관계망의 매개효과 검증”. 『사회복지정책』. 42(1). 55-79.
- 맹성준·한창근. 2019. “가계부채가 가족갈등수준에 미치는 영향: 자산과 소득의 조절효과를 중심으로”. 『사회복지정책』. 46(1). 57-81.
- 맹성준·김은경·한창근. 2019. “자산이 가족갈등수준에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로”. 『사회복지연구』. 50(2). 179-206.
- 민인식·최필선. 2012. 『STATA 패널데이터 분석』. 서울:지필미디어.
- 민인식·최필선. 2019. 『STATA 고급패널데이터 분석 제2판』. 서울:지필미디어.
- 박선원. 2017. “발달장애아동 어머니의 양육부담이 부부갈등에 미치는 영향: 사회적 지지체계와 사회활동의 조절효과를 중심으로”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 17(1). 594-610.
- 박정민·박호준·오욱찬. 2017. “가계부채가 부부폭력의 위협에 미치는 영향”. 『사회복지연구』. 48(4). 33-57.
- 박정민·이승호. 2017. “가계부채와 기본적 욕구 결핍의 관계:생계, 건강, 주거차원을 중심으로”. 『사회복지정책』. 44(2). 87-110.
- 박호준·박정민. 2019. “가구의 재정 상황이 부부폭력의 위협에 미치는 영향: 행위자-파트너 상호의존모형의 적용”. 『사회복지연구』. 50(4). 339-362.
- 신용석·원도연·노재현. 2017. “노인의 자산수준이 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회활동참여의 다중매개효과를 중심으로”. 『보건사회연구』. 37(2). 216-250.
- 원도연·한창근. 2016. “노부모의 자산이 자녀와의 관계만족에 미치는 영향”. 『한국노년학』. 36(2). 475-492.
- 양은모·배호중. 2020. “주택마련에 따른 과도한 부채가 삶의 만족도에 미치는 영향”. 『보건사회연구』. 40(2). 518-555.
- 이윤정·송인한. 2015. “자살과 연관된 경제적 요인에 관한 연구: 부채와 자살생각”. 『정신건강과 사회복지』. 43(1). 58-82.
- 장신재. 2020. “여성노인의 가족부양부담이 가족갈등에 미치는 영향: 자기효능감의 조절효과”. 『사회과학연구』.

- 구, 27(4). 151-168.
- 통계청. 2020. “2020년 가계금융복지조사 결과”. <https://www.korea.kr>.
- 통계청. 2021. “2020년 4/4/분기 가계동향조사 결과”. <https://www.korea.kr>.
- 한국보건사회연구원. 2020. “2020년 한국복지패널 기초분석보고서”. <https://www.koweps.re.kr>.
- 한국은행. 2020. “2020년 하반기 금융안정 보고서”. <https://www.bok.or.kr>.
- 한치록. 2019. 『패널데이터강의 제2판』. 서울: 박영사.
- Bensley, L., Van Eenwyk, J., and Simmons, K. W. 2003. “Childhood family violence history and women’s risk for intimate partner violence and poor health”. *American journal of preventive medicine*. 25(1). 38-44.
- Biglan, A., Gau, J. M., Jones, L. B., Hinds, E., Rusby, J. C., Cody, C., and Sprague, J. 2015. “The role of experiential avoidance in the relationship between family conflict and depression among early adolescents”. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 4(1). 30-36.
- Berger, L. M., Collins, J. M., and Cuesta, L. 2016. “Household debt and adult depressive symptoms in the United States”. *Journal of Family and Economic Issues*. 37(1). 42-57.
- Caetano, R., McGrath, C., Ramisetty Mikler, S., and Field, C. A. 2005. “Drinking, alcohol problems and the five year recurrence and incidence of male to female and female to male partner violence”. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*. 29(1). 98-106.
- Cameron, A. C., and Trivedi, P. K. 2005. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press.
- Conger, R. D., Wallace, L. E., Sun, Y., Simons, R. L., McLoyd, V. C., and Brody, G. H. 2002. “Economic pressure in African American families: a replication and extension of the family stress model”. *Developmental psychology*. 38(2). 179-193.
- Conger, R. D., and Donnellan, M. B. 2007. “An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development”. *Annu. Rev. Psychology*. 58. 175-199.
- Conger, R. D., Conger, K. J., and Martin, M. J. 2010. “Socioeconomic status, family processes, and individual development”. *Journal of Marriage and Family*. 72(3). 685-704.
- De Vita, G., and Luo, Y. 2021. “Financialization, household debt and income inequality: Empirical evidence”. *International Journal of Finance and Economics*. 26(2). 1917-1937.
- Dew, J. 2007. “Two sides of the same coin? The differing roles of assets and consumer debt in marriage”. *Journal of Family and Economic Issues*. 28(1). 89-104.
- Dew, J. 2011. “The association between consumer debt and the likelihood of divorce”. *Journal of Family and Economic Issues*. 32(4). 554-565.
- Drentea, P. 2000. “Age, debt and anxiety”. *Journal of health and Social Behavior*. 41(4). 437-450.

- Drentea, P., and Reynolds, J. R. 2012. "Neither a borrower nor a lender be: The relative importance of debt and SES for mental health among older adults". *Journal of Aging and Health*. 24(4). 673-695.
- Drentea, P., and Reynolds, J. R. 2014. "Where does debt fit in the stress process model?". *Society and Mental Health*. 5(1). 16-32.
- Feindler, E. L., Rathus, J. H., and Silver, L. B. 2003. *Assessment of family violence: A handbook for researchers and practitioners*. American Psychological Association.
- Fitch, C., Hamilton, S., Bassett, P., and Davey, R. 2011. "The relationship between personal debt and mental health: a systematic review". *Mental Health Review Journal*. 16(4). 153-166.
- Fox, G. L., Benson, M. L., DeMaris, A. A., and Van Wyk, J. 2002. "Economic distress and intimate violence: Testing family stress and resources theories". *Journal of Marriage and Family*. 64(3). 793-807.
- Gathergood, J. 2012. "Debt and depression: causal links and social norm effects". *The Economic Journal*. 122(563). 1094-1114.
- Hiilamo, A. 2020. "Debt matters? Mental wellbeing of older adults with household debt in England". *SSM-Population Health*. 12. 100658.
- Hiilamo, A., and Grundy, E. 2020. "Household debt and depressive symptoms among older adults in three continental European countries". *Ageing and Society*. 40(2). 412-438.
- Hojman, D. A., Miranda, Á., and Ruiz-Tagle, J. 2016. "Debt trajectories and mental health". *Social science and medicine*. 167. 54-62.
- Liu, Z., Zhong, X., Zhang, T., and Li, W. 2020. "Household debt and happiness: evidence from the China Household Finance Survey". *Applied Economics Letters*. 27(3). 199-205.
- McClenen, J., Keys, A. M., and Day, M. 2016. *Social work and family violence: Theories, assessment, and intervention*. Springer Publishing Company.
- Marta E., and Alfieri S. 2014. "Family Conflicts". In: Michalos A.C. (eds) *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. Dordrecht : Springer. 2164-2167.
- Mistry, R. S., Vandewater, E. A., Huston, A. C., and McLoyd, V. C. 2002. "Economic Well-Being and Children's Social Adjustment: The Role of Family Process in an Ethnically Diverse Low Income Sample". *Child development*. 73(3). 935-951.
- Ong, Q., Theseira, W., and Ng, I. Y. 2019. "Reducing debt improves psychological functioning and changes decision-making in the poor". *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 116(15). 7244-7249.
- Reynolds, J., and Houlston, C. 2014. *Parental conflict: Outcomes and interventions for children and families*. Policy Press.
- Richardson, T., Elliott, P., and Roberts, R. 2013. "The relationship between personal unsecured debt and mental and physical health: a systematic review and meta-analysis". *Clinical psychology*

*review.* 33(8). 1148-1162.

Turunen, E., and Hiilamo, H. 2014. "Health effects of indebtedness: a systematic review". *BMC public health.* 14(1). 1-8.

Veganzones-Varoudakis, M. A., and Rizvi, S. M. A. E. R. 2020. *Economic, Social, and Institutional Determinants of Domestic Conflict in Fragile States* (No. hal-03048919).

## [제3주제]

# 정책평가

1. 인과관계에서 공간의 의미에 대한 연구
2. 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향







# 인과관계에서 공간의 의미에 대한 연구

권혁창(경상국립대학교)

## 제1절 서론

사회과학에서 두 변수의 인과관계가 공간적 맥락에 따라 다르게 나타날 수 있는가? 본 연구는 이러한 연구문제를 두 가지 사례를 통해 살펴보려는 지적 실험이다. 하나는 정책평가, 즉 노후소득보장정책의 효과를 평가할 때 공간이 가지는 의미를 살펴보려는 것이고, 또 하나는 고령자 고용이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향이 공간적 맥락에 따라 달라지는가를 살펴보는 것이다.<sup>1)</sup>

정책평가의 기본적인 아이디어는 다른 모든 것이 동일하다고 가정할 때 정책변수가 어떠한 결과를 가져오는지 확인하는 것이다. 이를 위해 실험설계의 경우 난선택화를 통해 동일한 두 집단을 구성하고 실험 집단에는 정책을 시행하고 통제집단에는 정책을 시행하지 않고 두 집단의 차이를 통해 정책의 효과를 살펴본다. 하지만 실험설계의 경우 전국적으로 시행되는 정책의 효과를 살펴보는 게 통제집단을 만들기 어렵기 때문에 쉽지 않으며, 또 하나의 쟁점은 정책변수를 제외한 다른 모든 것이 동일하다는 가정과 연관된다. 즉 정책의 효과가 공간적 맥락과 연관되어 있을 경우 실험설계의 결과는 정책효과를 정확히 보여주지 못할 수 있다. 예를 들어 일자리 사업의 경우 실업율이 높은 지역과 낮은 지역에서 정책의 효과가 다를 수 있지만 이를 실험설계를 통해서 확인하기 어렵다.

비실험설계의 정책평가의 경우 난선택화로 이루어지는 실험설계의 장점, 즉 개인의 보이지 않는 속성(unobservable characteristics)을 어떻게 통제할 것인가?가 하나의 쟁점이 된다. 본 연구는 비실험설계, 즉 통계적 통제를 통해 정책의 효과를 분석하는 시도를 살펴보면서 난선택화의 문제를 어떻게 넘어설 수 있는지, 그리고 비실험설계의 정책평가에서 공간적 맥락의 중요성을 확인해보려는데 목적이 있다. 그리고 고령자 고용과 삶의 만족도의 관계에서도 공간적 맥락이 중요한지를 살펴보는 것도 또 하나의 목적이다.

## 제2절 패널자료분석

비실험설계에서 눈에 보이지 않는 개인적 속성을 통제하는 방법으로 고려할 수 있는 통계적 방법으로는 패널자료분석방법인과이 있다. 패널자료분석을 통해 개인의 눈에 보이지 않는 속성을 통제한다면 실험설계에서 난선택화를 통해 얻을 수 있는 효과를 대체할 수 있을 것이다. 물론 통제집단이 설정되지 않기 때문에 패널자료분석방법만으로 정책의 효과를 효과적으로 파악한다고 단언할 수는 없다. 하지만 전국적으로 시행되는 정책의 경우 통제집단 설정이 사실상 어렵기 때문에 패널자료분석방법이 비실험설계에서 정책평가를 위해 활용될 수 있다고 판단된다.

본 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 7차에서 12차 자료를 활용하여 패널자료를 구축하여 분석한다. 2006년에 처음 구축되기 시작한 한국복지패널은 7,000여 가구를 대상으로 하며, 7차 년도 조

1) 권혁창(2021), 권혁창, 홍다영(2021)의 연구를 활용하여 인과관계에서 공간의 의미를 중심으로 재서술하였음.

사에는 1차 년도 표본규모를 유지하고자 신규 가구를 추가였다. 이러한 특성을 고려하여 본 연구는 복지패널 7차 년도(2012년)를 기준으로 하였다.

구체적으로 본 연구는 7차 년도에 65세 이상부터 74세 이하까지의 노인 가구주를 선별하여 추출하고 동일 대상을 지속적으로 추적하여 12차 년도까지의 총 6년 동안의 자료를 구축하였다. 최종 분석 가구주 사례 수는 7차 년도 1,262명, 8차 년도 1,230명, 9차 년도 1,193명, 10차 년도 1,162명, 11차 년도 1,119명, 12차 년도 1,085명으로 조금씩 감소한다.

패널자료분석방법은 개인의 보이지 않는 속성을 통제하면서 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석할 수 있는 장점을 가지고 있다. 패널자료분석방법에서 주로 활용되는 확률효과모형(Random-Effects model)과 고정효과모형(Fixed-Effects model) 중에서(Frees, 2004), 본 연구는 확률효과모형을 활용한다. 그 이유는 확률효과모형이 개인 내 변량뿐만 아니라 개인들 간의 변량을 분석에서 고려할 수 있기 때문이다. 특히 본 연구에서 활용하는 패널로짓분석의 경우, 고정효과모형은 종속변수의 변화가 없는 사례를 삭제하고 분석하기 때문에 고령노동자 전체를 대상으로 분석하지 않는다는 한계를 가지고 있기도 하다. 즉 고정효과모형의 경우 종속변수의 변화가 없을 경우 분석에서 제외되어 총 1,237명의 노인 가구주 중에서 352명만을 분석하기 때문이다.

### 제3절 패널자료의 기술통계분석

<표 1> 변수 설명

구분	변수명	세부사항
통제 변수	성별	남 1, 여 0
	연령	단위(세)
	지역1	중소도시 1, 대도시 0
	지역2	농촌 1, 대도시 0
	교육	중졸 미만 0, 중졸 이상 1
	배우자	배우자 있음 1, 기타(이혼, 사별, 별거, 비해당) 0
	경제 자산	log(총 자산)
	신체 건강	주관적 건강상태 1점(아주 안 좋음) ~ 5점(매우 좋음)
	심리 건강	우울 총 11문항, 1점(극히 드물다) ~ 4점(대부분 그랬다) 자아존중감 총 10문항, 1점(대체로 그렇지 않다)~4점(항상 그렇다)
	독립 변수	노후 기초수급
소득 특수지역		로그 월수급액
보장 국민연금		로그 월수급액
제도 기초연금		로그 수급액

독립변수인 노후소득보장제도 수급은 로그 수급액을 활용하였다. 통제변수는 선행연구 결과를(권혁창 외, 2014; 김혜진, 2018 등) 토대로 다음과 같이 구성하였다(<표 1> 참조). 첫째, 인구사회학적 변수는 성별, 연령, 지역, 교육수준, 배우자 유무이다. 지역변수의 경우 지역별 비교분석에서 주요하게 활용되는데, 지역별 특성(예를 들어, 노동수요)를 반영할 수 있는 변수로 간주할 수 있다. 둘째, 경제 변수는 자산이다. 자산은 거주주택가격, 소유부동산, 점유부동산, 금융자산, 농기계, 농축산물, 자동차 가격, 그리고 기타재산

의 합으로 계산하였다. 셋째, 신체건강 변수는 주관적 건강상태이다. 넷째, 심리건강 변수는 우울과 자아존중감이다. 우울은 지난 1주일간의 심리상태에 대해 질문한 것이며 CESD-11 척도로 총 11문항, 4점 척도로 구성되어 있다.<sup>2)</sup> 자아존중감은 Rosenberg Self-Esteem Scale을 활용하여 측정하였는데 총 10문항(4점 척도)으로 구성되어 있으며, 역문항은 변환하고 평균처리하였다.<sup>3)</sup>

연구대상자의 특성은 다음과 같다(<표 2>). 첫째, 연구대상자인 가구주 성별의 경우, 여자는 남자보다 적었다. 연령은 7차 년도에 평균 69.9세이고 지역별 분포를 살펴보면 대도시, 농촌, 중소도시 순으로 나타났다. 교육수준의 경우 7차 년도를 살펴보면 초졸 이하가 39.9%로 가장 많았고, 무학과 중졸이하 순으로 나타났으며, 배우자 유무에서 7차 년도 배우자가 있는 사람이 57.9%로 많았다.<sup>4)</sup> 둘째, 연구대상자의 연령을 지역별로 비교하면 농어촌 지역의 노인의 나이가 상대적으로 많았으며, 교육수준도 지역별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 무학의 경우 농어촌 지역 노인의 20%, 중소도시 지역 노인의 16%, 그리고 대도시 지역 노인의 11%였으나, 전문대 재학 이상의 경우 대도시 지역 노인의 14.2%, 중소도시 지역 8.4%, 농어촌 지역 노인의 3.5%가 해당되었다. 그리고 자산은 대도시, 중소도시, 농어촌 순으로 나타났다.

<표 2> 연구대상자의 특성 (명, %)

변수	7차 전체	대도시	중소도시	농어촌	X2/F	
성별	남	796(63.1)	314(63.8)	215(62.5)	257(62.7)	.196
	여	466(36.9)	178(36.2)	129(37.5)	159(37.3)	
연령	69.9(2.8)	69.8(2.8)	69.9(2.4)	70.3(2.9)	3.699*	
지역	대도시	492(39.0)				-
	중소도시	344(27.3)	492	344	426	
	농어촌	426(33.8)				
교육	무학	195(15.5)	54(11.0)	55(16.0)	86(20.2)	64.319***
	초졸 이하	504(39.9)	168(34.1)	131(38.1)	205(48.1)	
	중졸 이하	223(17.7)	97(19.7)	63(18.3)	63(14.8)	
	고졸 이하	226(17.9)	103(20.9)	66(19.2)	57(13.4)	
	전문대 재학 이상	114(9.0)	70(14.2)	29(8.4)	15(3.5)	
배우자	유배우자	731(57.9)	282(57.3)	198(57.6)	251(58.9)	.267
	기타	531(42.1)	210(42.7)	146(42.4)	175(41.1)	
log자산	3.70(3.3)	4.26(2.6)	3.38(3.7)	3.34(3.6)	10.469***	
주관적 건강상태	2.96(.91)	2.97(.90)	2.99(.95)	2.91(.91)	.947	
심리건강	우울	8.49(8.8)	8.06(8.9)	8.76(9.3)	8.77(8.6)	.917
	자아 존중감	2.90(.41)	2.91(.42)	2.89(.43)	2.91(.41)	.276

주: \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 제4절 분석사례

### 1. 노후소득보장제도가 고령자의 근로여부에 영향을 미치는가?

노후소득보장제도 수급과 고령자 노동의 관계를 확률효과모형을 적용하여 분석한 패널회귀분석결과를

- 2) 우울의 신뢰도는 7차의 경우 0.85이다.
- 3) 자아존중감의 신뢰도는 7차 wave의 경우 0.71으로 나타났다.
- 4) 성별, 지역, 학력, 배우자 유무의 wave별 차이(복지패널 7차~12차)는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

<표 3>에 제시하였다. 또한 <표 3>은 지역을 통제변수로 투입하는지의 여부에 따른 두 가지 모형의 결과가 제시되어 있다.

<표 3> 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동: 패널 확률효과모형

	지역을 고려한 경우(1)			지역을 고려하지 않은 경우(2)		
	Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z
통제변수						
성별	.973	.421	2.31*	1.091	.453	2.41*
연령	-.243	.027	-8.85***	-.248	.028	-8.87***
지역1 (중소도시)	1.089	.287	3.79***	-	-	-
지역2 (농어촌)	3.775	.305	12.38***	-	-	-
교육수준	-.535	.293	-1.83	-1.292	.313	-4.12***
배우자유무	1.350	.371	3.64***	1.731	.397	4.36***
log자산	.227	.043	5.23***	.206	.045	4.61***
주관적 건강상태	.317	.073	4.35***	.296	.074	4.03***
우울	-.018	.007	-2.59*	-.018	.007	-2.50*
자아존중감	.730	.170	4.30***	.731	.170	4.30***
독립변수						
국민기초생활보장 수급액	-.370	.093	-3.97***	-.426	.094	-4.55***
특수직역 연금 수급액	-.473	.097	-4.87***	-.496	.105	-4.69***
국민연금 수급액	.138	.072	1.92	.181	.075	2.40*
기초(노령)연금 수급액	-.081	.040	-2.05*	-.071	.041	-1.75
_cons	10.712	2.008	5.34***	12.701	2.052	6.19***
Number of obs.			6,075			
Number of groups			1,237			
Log likelihood		-2339.1676			-2410.8812	

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

첫째, 고령자 노동에 지역변수가 통계적으로 유의미하게 연관되어 있는 것으로 나타났다. 지역을 고려한 모형(1)에서, 대도시와 비교하여 중소도시와 농어촌 더미변수가 모두 긍정적으로 고령자 노동과 연관되어 있으며, 이 결과는 통계적으로 유의미하였다. 이는 고령자 노동에 지역의 특성이(예를 들어 고령자 노동시장 상황) 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다. 물론 지역이 더미변수이기 때문에 지역의 생활비수준을 비롯한 다양한 지역별 특성을 반영할 수 있다.

둘째, 고령자 노동에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 및 건강 변인을 통제하더라도, 노후소득보장제도 중 특수직역연금 수급액과 국민기초생활보장 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있다. 하지만, 지역을 통제변수로 투입한 모형(1)에서는 한편 국민연금 수급액은 고령자 노동과 통계적으로 유의미하게 연관되어 있지 않으며, 기초(노령)연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있으며 통계적으로 유의미했다. 한편 지역을 통제하지 않은 모형(2)에서는 국민연금 수급액이 고령자 노동과 긍정적으로 연관되어 있으며, 통계적으로 유의미하였다. 이러한 결과는 국민연금 수급자가 비수급층에 비해 높은 고용율을 보인다는 선행연구(권혁창·박주완, 2017)와 비슷한 결과이다. 한편 지역을 고려하지 않았을 때(모형(2)), 기초(노령)연금과 고령자 노동의 관계는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 국민연금 수급액과 기초(노령)연금 수급액 등 노후소득보장제도의 수급과 고령자 노동과의 관계가 지역별로 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.<sup>5)</sup>

셋째, 인구사회학적 통제변인의 영향을 살펴보면, 남성 노인 가구주가 여성보다 더 근로하며, 연령이 높

5) 지역과 제도변수 간의 다중공선성의 문제를 확인하기 위해 상관관계 분석을 시행한 결과, 가장 높은 상관계수가 0.132로 나타나 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단된다.

아질수록 근로를 하지 않는 것으로 나타났다. 한편 배우자가 있는 경우에 노인가구주가 더 노동하는 것으로 나타났다. 그리고 경제 변인 중에서는 자산이 많을수록 노인 가구주가 더 근로하는 것으로 나타났다. 자산이 많은 노인층의 고용률이 높다는 사실은 경제학적 접근의 예측과는 다른 것으로 나타났다. 최은영(2017)은 가구 자산수준이 고령자 경제활동의 유인을 감소시킨다고 밝히고 있어서, 한국 고령자 노동에 미치는 자산의 영향에 대해서는 보다 심도 깊은 추가 분석이 필요하다고 판단된다.

넷째, 신체건강 요인 중에서는 주관적 건강상태가 노인가구주의 고용과 긍정적으로 연관되어 있으며, 심리건강 변인인 우울정도가 노인가구주의 근로와 부정적으로 연관되어 있어, 우울수준이 높을수록 노인 가구주의 근로 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 반면에 자아존중감은 긍정적으로 고령자 노동과 연관되어 있는 것으로 드러났다. 이러한 분석결과는 고령자 노동과 노인의 심리적, 신체적 건강이 유의미하게 연관되어 있다는 것을 확인시켜준다.

<표 4>는 지역별로 노후소득보장 수급액과 고령자 노동과의 관계를 보여주고 있다. 첫째, 대도시의 경우, 특수직역연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있다. 둘째, 중소도시의 경우, 기초(노령)연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 셋째, 농어촌 지역의 경우, 공공부조인 국민기초생활보장 수급액과 특수직역연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 한편 국민연금 수급액은 대도시, 중소도시, 농어촌 지역 모두에서 고령자 노동과 통계적으로 유의미하게 연관되어 있지 않았다.

그렇다면, 왜 제도변수인 노후소득보장 수급액이 고령자 노동에 미치는 영향이 지역별로 제도에 따라 상이하게 나타나는 것인가? 첫째, 국민연금의 경우, 지역에 상관없이 수급액과 고령자 노동의 관계가 긍정적으로 나타났지만 그 관계가 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 국민연금 수급액 자체가 특수직역연금 수급액에 비해 상대적으로 낮고 65세 이상 고령자의 경우 국민연금의 퇴직소득심사제도의 영향을 그다지 많이 받지 않기에, 국민연금 수급이 고령자노동을 줄이지는 않는다고 해석할 수 있다.

둘째, 특수직역연금의 고령자 노동공급 효과는 지역 모두에서 부정적으로 나타났고, 중소도시를 제외하면 그 효과가 통계적으로 유의미하였다. 특수직역연금의 수급액이 국민연금에 비해 상대적으로 많고 수급자가 근로할 경우 삭감되는 급여액이 많기 때문에 (김수성, 2019), 이러한 퇴직소득심사제도의 엄격성 때문에 근로에 소극적일 가능성이 존재한다. 하지만 통계분석결과만으로는 중소도시의 경우 왜 특수직역연금의 노동공급효과가 통계적으로 유의미하지 않은가를 해석하기 어렵다. 중소도시의 경우 다른 지역과 다르게 특수직역연금 수급자에게 적절한 노인 일자리가 충분하지 않은 것으로 생각해볼 수는 있다.

셋째, 공공부조제도인 국민기초생활보장제도의 고령자 노동공급 효과는 농어촌 지역에서 부정적으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의미하였다. 농어촌 지역의 경우 다른 지역에 비해 농사 등 고령자 일자리가 상대적으로 존재하는 상황에서 공공부조는 부정적으로 고령자 노동에 영향을 미치는 것으로 보인다. 이는 고령화가 많이 진행된 농어촌의 경우 상대적으로 생활비가 적게 들고, 가난한 노인들의 경우 일을 할수록 국민기초생활보장수급액이 줄어들기 때문에 나타난 현상으로 보인다. 넷째, 기초(노령)연금의 고령자 노동공급효과는 부정적으로 나타났지만 중소도시의 경우에만 통계적으로 유의미하였다. 이는 중소도시의 고령자 노동시장 상황에 대해 보다 정확한 정보를 가지고 추가로 연구할 필요가 있다.

<표 4> 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동: 지역별 분석

	대도시			중소도시			농어촌			
	Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z	Coef.	S.E.	z	
통제 변수	성별	1.251	.579	2.16*	.735	.986	.74	.381	.786	.49
	연령	-.293	.043	-6.83***	-.214	.054	-3.95***	-.198	.049	-4.04***
	교육수준	.087	.433	.20	-1.344	.650	-2.07*	.038	.526	.07
	배우자유무	.719	.487	1.48	2.106	.912	2.31*	2.111	.723	2.92**
	log자산	.202	.089	2.27*	.250	.082	3.06**	.229	.065	3.53***
	주관적 건강상태	.359	.115	3.08**	.263	.137	1.92	.352	.135	2.61**
	우울	-.011	.011	-0.98	-.008	.015	-.51	-.041	.013	-3.31**
	자아존중감	.920	.262	3.51***	.541	.335	1.62	.680	.312	2.18*
	국민기초 생활보장 수급액	-.234	.122	-1.91	-.311	.20	-1.56	-.851	.217	-3.93***
	독립 변수	특수지역 연금 수급액	-.679	.144	-4.71***	-.114	.189	-.61	-.587	.20
국민연금 수급액		.148	.110	1.34	.156	.139	1.13	.075	.130	.58
기초(노령)연금 수급액		-.018	.061	-.30	-.168	.072	-2.35*	-.10	.082	-1.22
_cons		13.350	3.07	4.34***				11.661	3.66	3.19**
Number of obs.	2509			1703			1863			
Number of groups	497			372			429			
Log likelihood	-946.15781			-685.38156			-693.46153			

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 2. 고령자 고용이 고령자의 삶의 만족도에 영향을 미치는가?

고령자의 근로가 삶의 만족도에 영향을 미치는지를 확인하기 위하여 확률효과모형을 적용한 패널회귀 분석 결과를 <표 5>에 제시하였다. 모형1은 지역 변인을 분석에서 통제하지 않은 모형이며, 모형2는 지역 변인을 분석에서 통제했을 때의 모형이다.

첫째, 고령자의 삶의 만족도는 지역과 유의미하게 연관된 것으로 나타났다. 지역을 통제한 모형2에서 나타나듯이, 중소도시(Z=2.96, p<.01)나 농어촌(Z=2.06, p<.05)에 거주하는 고령자의 삶의 만족도가 대도시 에 거주하는 고령자의 삶의 만족도보다 높았다. 이러한 분석 결과는 지역 맥락효과가 노인의 삶의 만족도를 유의미하게 설명한다는 것을 보여준다. 한편 지역을 통제하지 않은 모형1에서 인구학적, 신체건강, 정신건강, 경제, 제도적 변인을 통제했을 때 고령자 근로는 삶의 만족도에 유의미하게 연관되어 있는 것으로 나타났다. 그러나 모형2와 같이 지역을 통제했을 때, 고령자 근로는 삶의 만족도에 유의미한 연관을 보이지 않았다. 이는 고령자 근로 여부가 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향이 지역에 따라 달라질 수 있다는 것을 함의한다.6) 즉 고령자 근로여부가 지역별로 통계적으로 유의미한 차이가 있다는 <표2>의 분석결과를 고려하면, 근로와 지역의 상호작용이 고령자의 삶의 만족도와 유의하게 연관될 수 있다.

6) 근로여부보다 소득금액이 노인의 삶의 만족도에 더 중요할 수 있으므로 근로여부 대신 로그 시장소득을 투입하여 분석한 결과, 중소도시의 경우 로그 시장소득과 노인의 삶의 만족도의 관계가 통계적으로 유의하지 않게 나타나(p=0.128) 지역의 맥락효과가 여전히 유의미한 것으로 판단된다.

둘째, 인구 사회학적 변인의 영향력을 살펴보면, 지역을 통제하지 않은 모형1에서 가구주는 여성 고령자일 때( $Z=-4.84, p<.001$ ), 나이가 많을수록( $Z=6.46, p<.001$ ), 유배우자일 경우( $Z=2.00, p<.05$ ) 삶의 만족도가 높았으며, 교육수준은 고령자의 삶의 만족도에 유의미하게 연관되어 있지 않았다. 한편 지역이 통제된 모형2에서는 성별과 연령은 삶의 만족도와 유의미하였으나, 배우자 유무와 교육수준은 고령자의 삶의 만족도에 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

셋째, 신체 건강 변인은 모형1과 모형2에서 자신의 건강상태가 좋다고 판단할수록( $Z=17.66, p<.001$ ), 정신건강 변인에서는 우울이 낮을수록( $Z=-18.20, p<.001$ ), 그리고 자아존중감이 높을수록( $Z=22.4, p<.001$ ) 삶의 만족도가 높았다.

넷째, 경제적 변인에서는 모형1과 모형2 모두에서 자산이 많을수록 삶의 만족도가 높았으며, 노후소득 보장 변인에서는 사회보험인 국민연금과 특수직역연금 수급은 노인의 삶의 만족도와 정적으로 유의미하게 연관되어 있으며, 국민기초생활보장 수급과 기초연금은 노인의 삶의 만족도와 부정적으로 유의미하게 연관되어 있다.

<표 5> 고령자의 노동과 삶의 만족도: 패널 확률효과모형

		(지역을 통제하지 않은) 모형1			(지역통제) 모형2		
		Coef.	S.E	Z	Coef.	S.E	Z
통제 변수	성별	-.120	.025	-4.84***	-.119	.025	-4.83***
	연령	.012	.002	6.46***	.012	.002	6.41***
	교육	-.003	.015	-0.21	.002	.016	0.15
	배우자	.047	.024	2.00*	.043	.024	1.84
	주관적 건강상태	.109	.006	17.66***	.109	.006	17.69***
	우울	-.012	.001	-18.20***	-.012	.001	-18.26***
	자아존중감	.328	.015	22.40***	.328	.015	22.45***
	log총자산	.023	.003	7.69***	.024	.003	7.84***
	국민기초생활보장	-.086	.021	-4.07***	-.083	.021	-3.96***
	특수직역연금	.229	.028	8.26***	.226	.028	8.18***
	국민연금	.050	.014	3.64***	.047	.013	3.42**
	기초연금	-.037	.015	-2.43*	-.037	.015	-2.46*
	지역1(중소도시)				.048	.016	2.96**
	지역2(농어촌)				.034	.017	2.06*
독립 변수	근로	.026	.012	2.13*	.021	.013	1.66
	-cons	1.197	.145	8.25***	1.179	.145	8.14***
Number of obs.		6075					
Number of groups		1237					
R2		within=0.1790 between=0.6055 overall=0.4366			within=0.1792 between=0.6088 overall=0.4382		

\* p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

본 연구는 고령자 근로 여부가 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향이 지역에 따라 달라질 수 있는지를 분석하기 위해 대도시, 중소도시, 농어촌별로 지역별 비교분석을 수행하였다. 각 지역별로 노인의 삶의 만족도에 미치는 요인을 살펴본 결과는 <표 6>과 같다.

첫째, 고령자 근로가 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치는 지역은 대도시로 나타났다. 그리고 대도시의 경우 노인의 삶의 만족도 관련 요인으로는 성별, 연령, 주관적 건강상태, 우울, 자아존중감, log총자산, 특수직역연금 수급, 국민연금 수급으로 나타났다.

둘째, 중소도시의 경우 고령자 근로는 삶의 만족도에 정적으로 연관된 것으로 나타났지만 통계적으로 유의미하지 않았다. 중소도시 노인의 삶의 만족도 관련 요인으로 성별, 연령, 주관적 건강상태, 우울, 자아 존중감, log총자산, 국민기초생활보장제도 수급, 특수직역연금 수급, 국민연금 수급으로 나타났다.

셋째, 농촌 경우에는 근로가 삶의 만족도에 부적적으로 연관된 것으로 나타났지만 통계적으로 유의미하지 않았다. 농촌의 경우 성별, 연령, 주관적 건강상태, 우울, 자기효능감, log총자산, 국민기초생활보장제도 수급, 특수직역연금 수급이 노인의 삶의 만족도에 유의미하게 연관된 것으로 나타났다.

<표 6> 지역에 따른 삶의 만족도에 미치는 영향요인

변인	대도시			중소도시			농어촌		
	Coef.	S.E	Z	Coef.	S.E	Z	Coef.	S.E	Z
성별	-.109	.040	-2.74**	-.132	.049	-2.71**	-.109	.045	-2.23*
연령	.015	.003	4.48***	.012	.004	3.43**	.011	.003	3.46**
교육	.010	.028	0.36	.023	.028	0.82	-.034	.027	-1.23
배우자	.054	.037	1.45	.023	.047	0.48	.021	.043	0.48
주관적 건강상태	.100	.010	10.12***	.115	.011	10.24***	.117	.011	10.64***
우울	-.011	.001	-11.81***	-.014	.001	-11.06***	-.009	.001	-8.33***
자아 존중감	.313	.022	13.91***	.267	.028	9.61***	.392	.027	14.76***
log 총자산	.034	.006	5.38***	.025	.005	4.83***	.016	.005	3.45**
국민기초 생활수급	-.008	.008	-0.94	-.033	.012	-2.71**	-.039	.013	-2.95**
특수직역 연금	.052	.010	5.84***	.052	.009	5.64***	.037	.010	3.56***
국민 연금	.021	.008	2.64**	.025	.008	2.98**	.014	.008	1.77
기초 연금	-.003	.005	-0.66	-.006	.005	-1.27	-.003	.005	-0.56
독립 변수									
근로	.044	.021	2.10*	.023	.022	1.03	-.003	.023	-0.13
_cons	.957	.245	3.90***	1.38	.271	5.08***	1.109	.250	4.44***
sigma_u		.219			.162			.142	
sigma_e		.331			.329			.340	
rho		.305			.194			.148	
R <sup>2</sup>									
within		0.1849			0.1893			0.1726	
between		0.5775			0.6295			0.5722	
overall		0.4647			0.4413			0.4052	

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

### 제5절 결론

본 연구는 사회과학에서 인과관계를 추정하는데 있어서 공간적 맥락이 중요하다는 점을 두 가지 사례를 통해 확인하고자 하였다. 첫 번째 사례에서 본 연구는 한국 65세 이상 75세 미만 고령자 (가구주)를 2012년부터 2017년까지 6년 동안 추적하여 고령자노동 영향요인을 노후소득보장 수급을 중심으로 고찰하는 것을 목적으로 하였다. 본 연구는 첫째, 고령자 노동의 결정요인에 관한 연구들이 단일 노동시장을 가정하고 노후소득보장제도를 모두 포괄하지 못하는 한계가 존재하며, 둘째, 개별 노후소득보장제도의 고령



자 노동 공급효과에 대한 선행연구들도 단일 노동시장을 가정하고 인적 속성을 통제하고 개별 노후소득보장제도의 효과를 노동공급 차원에서 검토함으로써 노동수요차원, 즉 지역에 대해 별로 주목하지 않았다고 본다. 본 연구는 국민연금, 특수직역연금, 기초연금, 국민기초생활보장제도 모두를 수급액으로 변수화하고 지역변수를 분석에서 고려함으로써 이러한 선행연구의 한계를 넘어서고자 하였다.

첫 번째 사례의 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 패널자료분석 결과, 고령자 노동에 영향을 미치는 인구사회학적 변수(성별, 연령, 교육수준), 경제(자산), 건강(주관적 건강상태) 및 심리건강상태(우울, 자아존중감) 변인을 통제하고, 노후소득보장제도의 수급액과 고령자 노동의 관계는 제도별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 공공부조제도인 국민기초보장제도 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났고, 사회보험인 특수직역연금 수급액도 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공공부조제도의 근로동기 약화와 특수직역연금제도의 노동공급 감소효과를 보여준다고 할 수 있다. 제도적 차원에서 공공부조제도의 경우 근로소득이 많을수록 생계급여액이 줄어들기 때문에 노동 공급 감소현상이 나타날 수 있으며, 특수직역연금의 경우 퇴직소득심사제도가 존재하여 초과소득이 존재하는 경우 연령에 상관없이 급여액이 줄어들기 때문에 노동 공급이 줄어들어 나타난 현상이라고 볼 수 있다.

둘째, 고령자의 노동과 국민연금 수급액과 기초연금 수급액의 관계에 대한 분석은 지역변수 투입여부에 따라 상이한 결과를 산출한다. 지역을 통제하지 않을 경우 국민연금 수급액은 고령자 노동과 긍정적으로 연관되어 있으며, 이는 통계적으로 유의미했다. 그리고 기초연금 수급액은 고령자 노동과 통계적으로 유의미하지 않았다. 하지만, 지역변수를 통제할 경우, 국민연금 수급액과 고령자 노동의 관계는 통계적으로 유의미하지 않았으며, 기초연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 따라서 국민연금의 고령자노동감소효과는 입증되지 않았으며, 기초연금의 고령자 노동감소효과는 지역을 통제했을 때 나타난다고 할 수 있다.

셋째, 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌으로 나누어 노후소득보장 수급액과 고령자 노동과의 관계를 분석한 결과 지역별로 노후소득보장 수급액이 고령자 노동에 미치는 영향이 다른 것으로 밝혀졌다. 대도시의 경우 특수직역연금 수급액은 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났고, 중소도시의 경우 기초연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 농어촌의 경우 국민기초생활보장제도 수급액과 특수직역연금 수급액이 고령자 노동과 부정적으로 연관되어 있는 것으로 나타났다. 따라서 노후소득보장제도 수급액과 고령자 노동의 관계는 지역별로 다르게 나타난다고 해석할 수 있다.

두 번째 사례에서 본 연구는 지역과 노인의 삶의 만족도의 관계와 고령자 근로가 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향이 지역에 따라 다른가를 검증하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 한국복지패널자료를 활용하여 65세 이상부터 74세 이하의 노인 가구주를 7차 년도(2012년)에서 12차 년도(2017)까지 추적하여 분석하였다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노인의 삶의 만족도에 지역변수가 유의미하게 연관되어 있다. 노인의 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하고 분석한 결과, 대도시에 비해서 중소도시와 농어촌지역이 노인의 삶의 만족도와 유의미하게 연관되어 있었다. 이러한 분석결과는 노인의 삶의 만족도를 설명하는데 지역 맥락효과가 유의미하다는 것을 보여준다.

둘째, 고령자의 삶의 만족도에 영향을 미치는 인구 사회학적 변인(성별, 연령, 교육, 배우자), 신체 건강 변인(주관적 건강상태), 정신건강 변인(자아존중감, 우울), 경제 변인(자산), 제도 변인(국민기초생활보장,

특수직역연금, 국민연금, 기초연금)을 통제했을 때 고령자 노동과 삶의 만족도는 정적으로 연관되어 있으며 통계적으로도 유의미하였다. 그러나 지역을 추가로 통제했을 때 고령자 노동은 삶의 만족도와 정적인 관계로 나타났으나 통계적으로는 유의미하지 않았다. 이와 같은 결과는 지역에 따라 고령자 노동과 삶의 만족도의 관계가 달라질 수 있음을 시사한다.

셋째, 지역을 대도시, 중소도시, 농촌으로 세분화하여 분석한 결과, 고령자 근로는 지역에 따라 삶의 만족도에 미치는 영향이 각기 다른 것으로 나타났다. 대도시는 고령자 근로가 삶의 만족도에 정적으로 연관되어 있으며, 통계적으로도 유의미하였다. 또한, 중소도시는 고령자 근로가 삶의 만족도와 정적으로, 농촌의 고령자 근로는 삶의 만족도와 부적으로 연관되어 있으나 통계적으로는 유의미하지 않았다.

## 참고문헌

- 권혁창·정창률·박주완. 2014. “특수직역연금 수급과 고령자 노동 사이의 관계에 관한 연구”. 『사회복지정책』 41(3):27-50.
- 권혁창. 2021. “노후소득보장제도 수급과 고령자 노동 간의 관계에 관한 연구: 지역별 비교”. 『사회복지정책』 48(1):39-62.
- 권혁창·홍다영. 2021. “고령자 노동과 삶의 만족도의 관계: 지역별 비교를 중심으로”. 『인문사회21』 12(3):597-606.
- 김수성. 2019, “공적연금 퇴직소득심사제도의 형평성에 관한 연구: 국민연금과 특수직역연금의 비교를 중심으로.” 『연금연구』, 9(1), 35-71.
- 김혜진. 2018. “고령층의 국민연금 수급과 경제활동참여 간의 관계.” 『노인복지연구』 73(3):193-213.



# 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향

김현경(한국보건사회연구원)

이 연구는 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향을 실증분석하고자 한다. 분석자료는 7~15차 한국 복지패널로 최저임금노동자 가구 분포 변화가 빈곤율과 분위별 소득, 가구소득불평등에 미치는 영향을 선형확률모형과 무조건부 분위회귀모형을 이용해 분석하였다. 2012~2019년 최저임금 인상이 고용변화를 통해 소득과 분배에 미치는 영향을 분석한 결과, 최저임금노동자 가구의 증가가 중위소득 30~60% 기준 빈곤할 확률을 통계적으로 유의하게 낮춘다. 그리고 최저임금노동자 가구 증가가 2, 3분위 순으로 상대소득의 크기를 유의하게 증가시키며, 저소득계층 소득을 유의하게 증대시킴으로 인해 시장소득의 지니계수와 5분위 배율, 가처분소득의 5분위 배율을 통계적으로 유의하게 감소시켜 분배를 개선시키는 효과를 보였다.

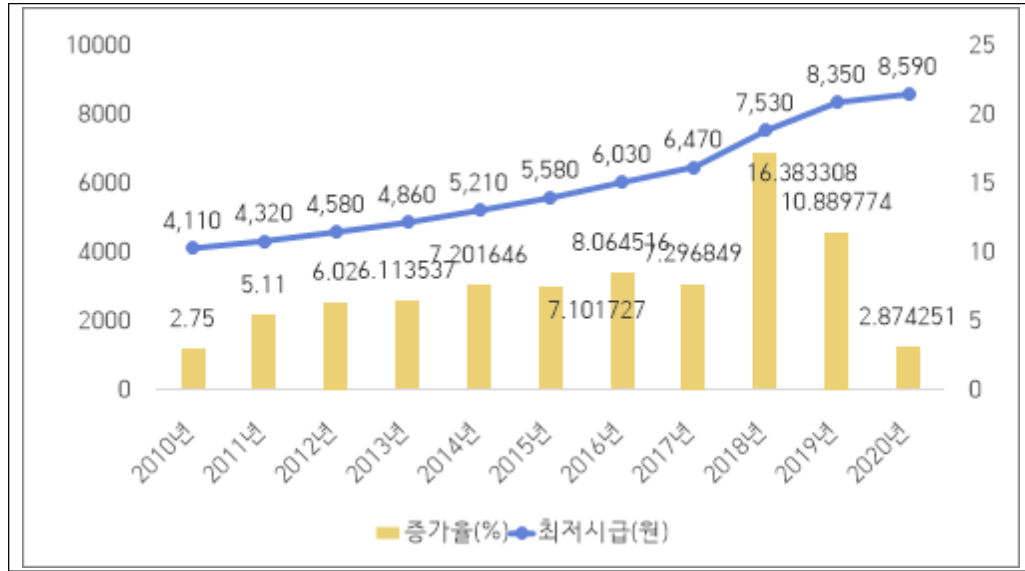
## 제1절 서론

이 연구는 한국복지패널을 이용해 최저임금이 가구소득과 분배에 미치는 영향을 실증분석하는 데 목적이 있다. 최저임금 제도는 근로연령층 취업가구의 소득에 영향을 미치는 대표적인 노동시장제도이다. 최저임금은 지난 몇 년간 큰 폭의 인상을 경험한 제도로 최저임금 정책의 효과에 대한 평가와 이해가 뒤따라야 할 때이다.

이론적으로 최저임금이 저소득 가구의 소득을 증대시키는가 여부는 분명하지 않다. 최저임금이 소득에 미치는 영향은 임금과 고용, 가구 내 다른 소득원과의 관계에 달려있다(Gramlich, 1976; Dube, 2019 재인용). 최저임금 인상으로 인한 저임금근로자의 일자리 상실 규모가 크거나 최저임금 노동자가 가구소득 상위 분포한다면 저소득가구 소득증대에 미치는 영향은 작을 수밖에 없다. 따라서 최저임금 노동자 소득계층 분포와 일자리 변동(개인 및 가구)을 함께 살펴보고, 최저임금의 고용효과를 반영한 소득효과를 분석하고자 한다.

[그림 1] 최저시급과 증가율

(단위: 원/시간, %)



자료: 최저임금위원회

이 연구는 최저임금이 가구소득에 미치는 영향을 분석한 Dube(2019)의 접근과 방법론을 바탕으로 한국의 최저임금 분배효과를 분석하고자 한다. Dube(2019)는 1974~2013년 CPS 3월 데이터 사용해 최저임금정책이 근로연령층 가구소득 분포를 어떻게 변화시키는지. 1) 가구소득 누적분포가 어떻게 변화하는지 살펴보고 무조건부 분위 부분효과(UQPE) 추정, 2) 다양한 소득기준(조세 및 현물이전 포함)을 사용해 분위별 소득효과 추정하였으며, 최저임금인상으로 인한 공적이전소득 상쇄까지 포함하여 최저임금의 분배효과 크기의 추정하였다. 선형확률모형을 이용해 빈곤을 감소에 미치는 영향에 대해 분석한 결과에 따르면, 최저임금 인상은 가구소득 저소득 분위의 소득을 증가시켰다. 장기 최저임금 빈곤을 탄력성은 -0.220~-0.459이다. 연방빈곤선(FPT) 50~125%미만의 비율을 감소시켰고, 특히 빈곤선 75% 근처에서 가장 큰 빈곤을 감소가 나타났다. 무조건부 분위회귀 모형을 이용한 결과에 따르면 20/100분위 아래에서 가구소득에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 효과가 가장 큰 곳은 10~15%였다. 30%부터는 거의 0에 가까운 소득증대 효과를 보였다. 공식빈곤선은 EITC, SNAP같은 현금 및 현물지원을 포함하지 않는 소득개념이므로, 이 항목을 포함하는 소득 기준을 사용했을 때 최저임금인상 효과는 하위 30% 구간에 66%정도로 공적이전을 일부 대체(substitution of government transfers with earnings)하는 것으로 나타났다.

이 글은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서 분석자료와 방법론을 소개하고, 3장의 분석결과에서는 최저임금노동자 소득분포와 고용변화, 소득효과를 추정하고, 4장에서 결론 짓는다.

## 2. 방법론

분석자료는 7~15차 한국복지패널이다. 한국복지패널은 “외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 이들 계층의 규모 및 생활실태 변화를 동태적으로 파악함으로써 정책형성에 기여함”을 목적으로 2006년 시작되었다(한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소, 2021). 따라서 임금, 근로시간 등 최저임금의 영향을 분석하는 데 필요한 개인 가구원

의 취업상태에 대한 정보와 소득을 비롯한 각종 가구 정보가 포함되어 있어 이 연구에 적합한 분석자료이다. 조사는 2006년 1차 원표본 7,072가구를 대상으로 시작하였으나 2012년 7차 조사에서 원표본 가구 유지를 감소에 대비하기 위해 신규 표본 1,800가구를 추가하였다. 따라서 소득분포 추세 등 시계열의 안정적인 산출을 위해 7~15차(조사 기준연도 2011~2019년)로 분석대상을 제한하였다.

최저임금이 고용에 미치는 영향을 고려하여 최종 가구소득에 미치는 영향을 분석하기 위해 선형확률모형(Linear Probability Model, 이하 LPM)과 무조건부 분위회귀모형(Unconditional Quantile Regression, 이하 UQR)을 사용한다.

선형확률모형(LPM)은 최저임금이 빈곤율에 미치는 영향을 추정하기 위해 사용된다. 즉, 최저임금 인상이 가구소득이 빈곤선의  $c$ 배 미만인 가구의 비율에 미치는 영향을 추정하고자 한다. 추정식은 다음과 같다.

$$I_{cg(i)t} = \alpha_c * MW_{gt} * I(Year_t = j) + X_{g(i)t} A_c + \mu_{cg} + \theta_{ct} + \epsilon_{cg(i)t}$$

종속변수는 개인(i)이 속한 가구(g)의 t기 균등화 소득이 t기에 빈곤선의  $c$ 배 미만일 때 1의 값을 갖는 지시함수이다. 빈곤선은 소득과  $c$ 값에 따라 다양하게 정의되는데, 소득은 시장소득과 가처분소득 두 가지 기준을 사용하고, 균등화 중위소득의 30%, 40%, 50%, 60%, 80%, 100%(중위소득), 150%, 200%를 빈곤선으로 활용한다. 일반적으로 중위소득 50%가 상대빈곤을 추정을 위한 상대빈곤선으로 활용된다. 정책기준선으로는 가구원 수별 기준 중위소득의 30%가 생계급여, 40%가 의료급여, 50%가 법정 차상위계층 정의를 위한 기준선으로 활용된다. 차차상위 계층과 같은 포괄적인 빈곤층 정의를 위해 60%, 80%를 사용하였으며, 최저임금이 상위계층에 거의 영향을 미치지 않을 것이라 가정하고 이를 확인하기 위해 150%, 200%를 비교대상으로 설정하였다.

최저임금의 영향을 받는 노동자(이하 최저임금노동자)는 올해의 시간당 임금이 차년도 최저시급 미만인 경우로 정의한다. 최저임금 인상의 영향을 받는 최저임금노동자를 식별하기 위해 자료에서 시간당 임금을 계산할 필요가 있다. 시급은 지난 1년간 근로활동에 대한 질문에 기반하여, 규칙적으로 일한 경우 일한 달의 월 평균 임금을 일한 달의 평균 근로시간(주당 평균 근로시간×4.34)으로 나눈 값을 사용하고, 불규칙적으로 일한 경우 일한 날의 시간당 임금 응답을 사용하였다. 기준연도 2011년, 2012년과 같이 이 두 가지 경우로 시간당 임금을 얻을 수 없는 경우에는, 연간 근로소득을 연간 근로시간으로 나눈 값을 사용하였다. 연간 근로시간은 다시 규칙적으로 일한 경우에는 주당 평균 근로시간×4.34×일한 개월 수, 불규칙적으로 일한 경우에는 일한 날 하루 평균 근로시간×일한 달 평균 근로일수×일한 개월 수로 구한다.

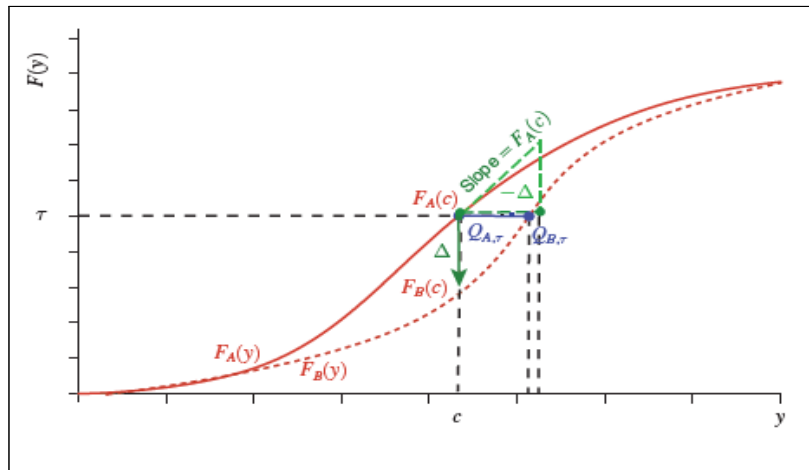
최저임금의 효과는 (t-1)기 시간당 임금이 t기 최저시급 미만인 임금노동자가 포함된 가구(원) ( $MW_{gt} = 1$ )의 계수로 추정한다. 최저임금노동자가 포함된 가구는 (t-1)기 시급이 t기 최저임금보다 낮아 t기 시간당 임금 인상 및 이에 따른 노동공급의 변화를 통해 t기 가구소득에 영향을 받을 것이라 가정하였다. 분석대상인 2011~2019년 전체 시기 각 빈곤율에 미치는 영향과 시기별 효과를 따로 추정하기 위해 각 연도 더미변수를 사용하였다.

개인의 빈곤여부, 즉 개인이 속한 가구소득이 각 빈곤기준선보다 낮은 여부는 개인 및 가구의 특성에 따라 영향을 받기 때문에 이를 통제한다.  $X_{g(i)t}$ 는 개인 및 가구특성 통제변수로, 연령, 연령제곱, 여성 더미, 학력(중졸이하, 고졸, 전문대졸, 4년제 대졸이상) 더미, 가구의 평균 교육연수, 주관적 건강상태(나쁨, 보통, 좋음), 가구주 여부, 배우자 유무, 가구원 수, 자녀 수, 순자산, 거주지역을 통제하였다. 이 변수들은

개인의 취업상태와 임금, 가구의 경제활동에 영향을 미쳐 가구소득에 영향을 미칠 것이기 때문이다. 그리고 연도 효과( $\theta_{ct}$ )와 가구의 관측되지 않는 고정효과( $\mu_{cg}$ )를 통제하였다.

무조건부 분위회귀모형(UQR)은 설명변수(X)의 분포 변화가 종속변수(Y)의 분위나 다른 분포함수에 미치는 영향을 추정하기 위한 회귀분석 방법론이다. 설명변수의 변화가 있기 전의 누적확률분포(cumulative distribution function, CDF)를 아래와 같이  $F_A$ 라고 했을 때 소득이 일정한 소득( $c$ )보다 낮은 개인의 비율이  $F_A(c)$ , 즉, 빈곤선을  $c$ 로 했을 때 빈곤율이다. 예를 들어  $c$ 가 중위값이면  $\tau = F_A(c) = 0.5$ 이다. 관심 정책변화 또는 설명변수의 변화는 개별 가구의 소득변화를 통해 전체 소득분포에 영향을 미치며 새로운 소득분포를  $F_B$ 라고 하자. 새로운 분포에서 가구소득이 동일한 소득  $c$ 보다 낮은 비율이  $F_B(c)$ 로 이 변화가 선형확률모형에서 분석한 빈곤율에 미치는 영향의 크기다. 다수의 소득기준( $c$ )에 따른 누적확률값을 추정함으로써 새로운 분포  $F_B$ 를 얻을 수 있다.

[그림 2] 무조건부 분위효과



자료: Dube(2019)

이 때 무조건부 분위회귀모형을 통해 우리가 추정하고자 하는 것은 새로운  $\tau$ 분위값, 예를 들면 새로운 중위소득이다. 그림에서 이 값은  $Q_{B,\tau} - Q_{A,\tau} \approx \frac{-(F_B(c) - F_A(c))}{f_A(c)}$ 로 나타낼 수 있고, 이것이 무조건부 분위회귀모형에서 주요 설명변수의  $\tau$ 분위 계수추정치에 해당한다. 이는 분포가  $F_A$ 에서  $F_B$ 로 변화해도 무조건부  $\tau$ 분위라는 동일한 위치에서의 소득변화를 추정할 수 있는 무조건부 분위회귀모형으로 인해 가능하다. 조건부 분위회귀(Conditional Quantile Regression) 추정결과는 다른 설명변수에 대한 조건부 분포에서의 각 분위에서 설명변수 X값에 따른 값의 차이, 즉 한계효과를 나타낸다. 따라서 무조건부  $\tau$ 분위에서의 변화를 추정할 수 없다.

새로운 CDF를 추정하는 방법으로 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)는 종속변수 대신 종속변수의 재중심영향함수(Recentered Influence Function, RIF)를 사용할 것을 제안하였다. 영향함수(Influence Function, IF)는 설명변수의 변화가 종속변수의 무조건부 분포에 미치는 영향 또는 개별관측치가 분포에 미치는 영향으로 정의된다. RIF는 분위값 또는 분배지수의 값에 영향함수를 더한 것이다. 예를 들어,  $\tau$ 분위에서의 RIF는 다음과 같다.

$$RIF(y', Q_\tau) = Q_\tau + IF(y', Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - I(y' < Q_\tau)}{f(Q_\tau)}$$



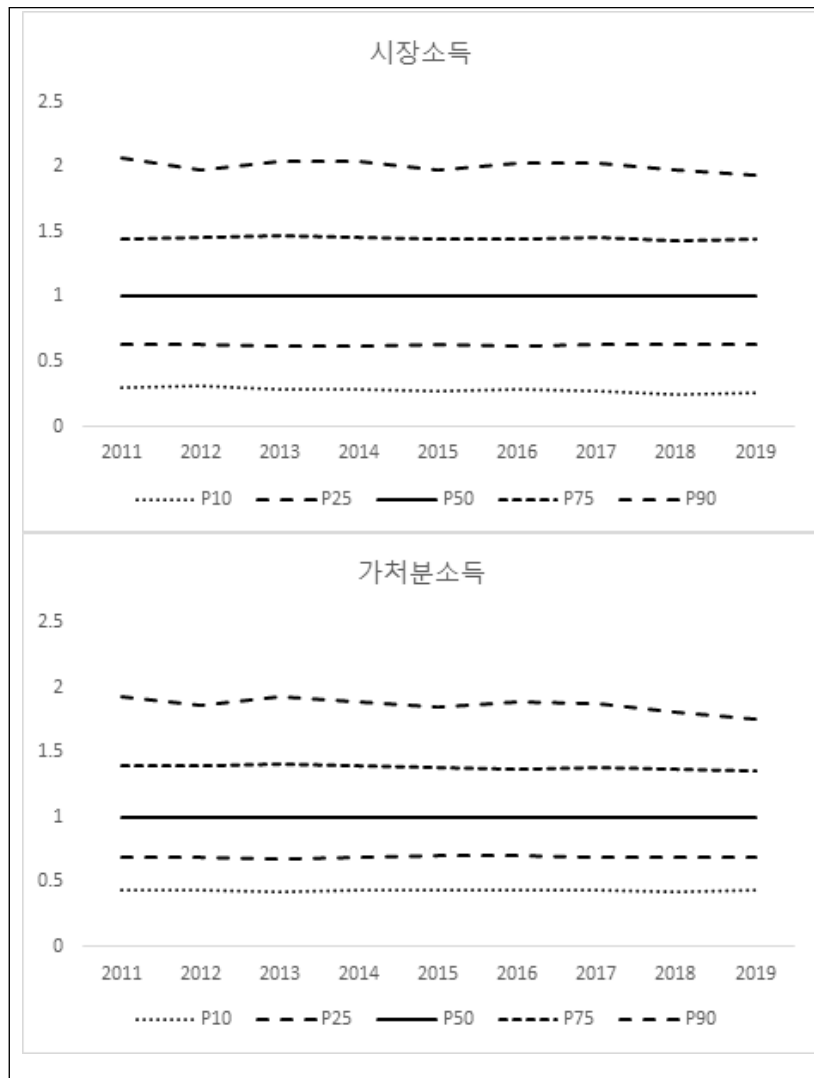
무조건부 분포에 미치는 모든 영향의 평균, 즉  $IF$ 의 기댓값이 0이 된다는 중요한 특성을 이용하면  $RIF$ 에 대한 회귀모형 추정치로 얻을 수 있는  $RIF$ 의 조건부 평균에 미치는 영향은 곧 무조건부 회귀의 한계 효과와 동일하다.

무조건부 분위회귀 추정모형은 다음과 같다.

$$RIF(y_{g(i)t}, Q_{\tau}) = \gamma_{\tau} * MW_{gt} * I(Year_t = j) + X_{g(i)t} \Lambda_{\tau} + \mu_{\tau g} + \theta_{\tau t} + \epsilon_{cg(i)t}$$

종속변수가  $RIF$ 라는 점을 제외하고 설명변수는 선형확률모형의 그것과 동일하다. 다만 2012~2019년 실질소득을 그대로 사용하지 않고 각 연도 중위소득 대비 상대적 크기를 사용하였다. 분석대상기간의 실질소득을 그대로 사용했을 때 전 기간을 하나의 분포로 보고 각 분위소득과 분배에 미치는 영향을 추정하는데 추정식이 가구소득을 완전히 설명할 수 없을 때 최저임금의 효과에 편의가 발생할 수 있기 때문이다. 따라서 전체 기간을 하나의 분포로 보고 분석할 수 있도록 소득의 상대적 크기의  $RIF$ 를 사용하였다. 이 변수는 다음 그림과 같이 분석기간 안정적인 분포를 보여준다.

[그림 3] 중위소득 50% 대비 상대소득과 상대소득 기준선별 확률 추이



자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

### 3. 분석결과

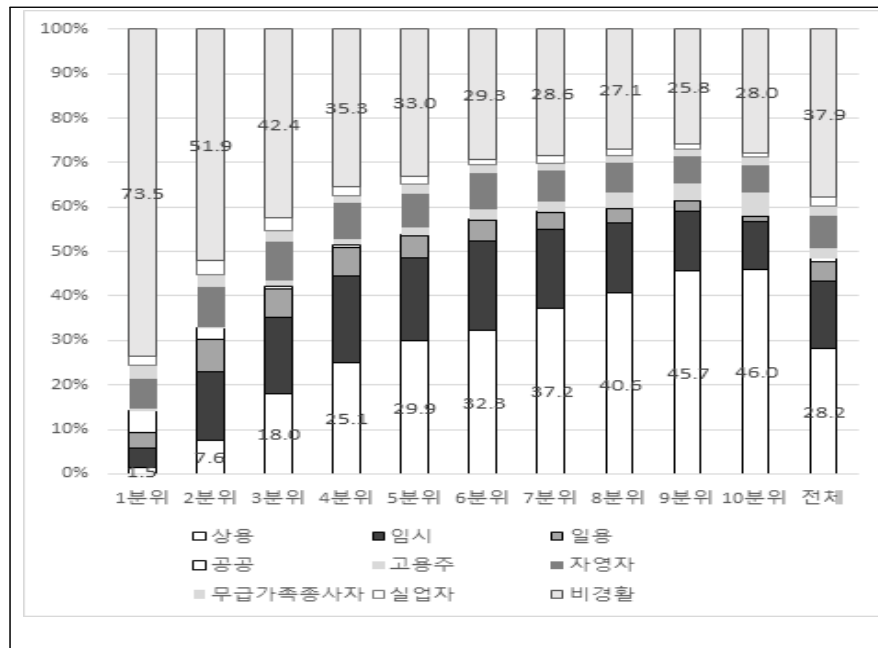
#### 3.1. 최저임금 노동자 가구 분포

최저임금 인상이 가구소득에 어떤 영향을 미치는 가는 최저임금 노동자 가구의 분포와 고용 변화에 영향을 받는다. 따라서 최저임금 인상의 고용변화 효과를 반영해 가구소득과 분배에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하기 전에 큰 폭의 최저임금 인상을 경험했던 최근의 3개 연도의 최저임금 노동자 및 최저임금노동자 가구의 분포와 최저임금노동자의 소득계층별 경제활동 상태에 대한 기초분석 결과를 제시한다.

[그림 4] 는 균등화 경상소득계층별 생산가능인구 대비 종사상지위 비중의 2017~2019년 평균을 보여 준다. 소득이 낮을수록 비경황 비율이 높고 임금근로자 비중이 낮다. 임금근로자 비율이 낮기 때문에 최저임금 인상이 저소득계층의 소득 증대를 통해 전체 분배에 영향을 미치는 데는 제한적인 영향을 미칠 수 있다. 특히 1분위의 매우 낮은 경제활동참가율이 고령층의 높은 분포 때문일 것을 고려하여 15~64세 근로연령층만을 대상으로 분위별 종사상지위 분포를 살펴보면, 저소득분위 경제활동참가율이 더 높아지긴 하지만 저소득 분위에서 경제활동참가율이 불비례적으로 높은 경향은 변함이 없다.

[그림 4] 소득계층별 경제활동상태 평균 분포(2017~2019년): 생산가능인구(15세 이상)

(단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 가구 균등화 경상소득 기준 10분위이다.

다음으로 최저임금 노동자의 분포를 살펴보면 <표 1>과 [그림 5] 와 같다. 경제활동이 가능한 15세 이상의 생산가능인구 중 임금근로자는 위와 같은 종사상 지위로는 상용직, 임시직, 일용직, 공공자활노인일자리로 구분할 수 있고, 시간당 임금에 따라서는 최저임금노동자(최저임금 미만, 최저임금 100~120%미만)와 최저임금의 영향을 받지 않는 임금근로자로 구분이 가능하다. 2019년 최저임금 노동자의 분포를

1) 이병희 외(2018)에서 시간당 임금을 100분위로 나누고 2017년 최저임금 인상의 파급효과를 추정한 결과, 4분위까지 최저임금

살펴보면 15세이상 인구 대비 1분위 임금근로자는 14.5%, 2분위 32.6%로 전체 평균 50.3%보다 크게 낮은 수준이다. 하지만 각 분위 생산가능인구 중 최저임금노동자의 비율을 살펴보면, 2019년 최저임금노동자의 비율이 높은 계층은 2~3분위로 전체 생산가능인구의 15.5%가량이 최저임금 인상의 영향을 받으며, 1분위 및 4~5분위가 10% 남짓으로 유사하고 이후 비율은 점감하는 추세다. 각 분위 임금근로자 대비 비율을 살펴보면 1분위 최저임금 미만자가 1분위 59.7%, 2분위 31.4%로 전체 평균 11.7%에 비해 비중이 매우 높고, 최저임금 1.2배 미만의 근로자 비율도 1분위 76%, 2분위 49.1%로 전체 평균 21%보다 매우 높다. 즉, 저임금노동자는 저소득 분위에 분포하는 비율이 높기 때문에 저임금이 곧 저소득을 의미하는 것은 아니지만 저임금 근로는 높은 확률로 낮은 가구소득으로 이어지며 최저임금 인상이 소득분배로 이어질 가능성이 높을 것임을 예상할 수 있다. 또한 한국복지패널로 분석한 임금근로자 대비 최저임금 노동자 비율이 2017년 8.7%, 2018년 11.4%, 2019년 11.7%로 최저임금위원회에서 발표하는 영향률(2017년 14.4~17.4%, 2018년 18~23.6%. 2019년 18.3~25%)보다 크게 낮기 때문에 최저임금 인상의 효과가 과소추정될 수 있음에 유의하고자 한다.

〈표 1〉 소득계층별 임금근로자 임금지위 분포

(단위: %)

구분		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	전체
2017년												
생산가능인구 (15세 이상) 대비	최저임금 미만(A)	6.8	8.4	5.0	5.1	2.6	3.6	3.2	3.2	1.8	1.7	4.2
	최저임금 100-120%(B)	2.9	6.0	5.7	7.0	6.3	4.4	4.1	1.1	3.2	1.5	4.2
	최저임금 120%이상	4.4	18.7	31.4	39.2	44.6	46.3	52.0	51.6	58.5	54.5	39.7
	임금근로자(C)	14.1	33.2	42.0	51.3	53.5	54.2	59.3	55.9	63.6	57.6	48.1
임금근로자 대비	최저임금미만 노동자비율 (A/C*100)	48.3	25.5	11.8	10.0	4.8	6.6	5.3	5.7	2.8	2.9	8.7
	최저임금 노동자 비율 ((A+B)/C*100)	68.8	43.5	25.4	23.6	16.6	14.7	12.2	7.6	7.9	5.5	17.4
2018년												
생산가능인구 (15세 이상) 대비	최저임금 미만(A)	8.3	11.5	7.1	6.1	6.8	4.6	3.9	3.3	2.6	1.5	5.6
	최저임금 100-120%(B)	2.6	4.1	6.6	7.5	6.2	5.5	5.2	2.2	2.7	1.8	4.4
	최저임금 120%이상	3.9	17.1	29.7	36.4	43.9	46.8	49.8	54.8	54.6	56.2	39.0
	임금근로자(C)	14.9	32.7	43.4	50.0	57.0	56.9	59.0	60.2	59.9	59.5	49.0
임금근로자 대비	최저임금미만 노동자비율 (A/C*100)	55.9	35.3	16.4	12.2	11.9	8.0	6.7	5.5	4.3	2.5	11.4
	최저임금 노동자 비율 ((A+B)/C*100)	73.7	47.9	31.6	27.3	22.9	17.8	15.5	9.1	8.8	5.6	20.4
2019년												
생산가능인구 (15세 이상) 대비	최저임금 미만(A)	8.6	10.3	9.2	6.2	5.2	5.5	4.4	3.7	3.7	2.1	5.9
	최저임금 100-120%(B)	2.4	5.8	6.4	5.7	5.7	6.4	5.1	5.3	3.1	1.7	4.7
	최저임금 120%이상	3.5	16.6	28.7	42.0	43.7	49.7	50.4	52.6	55.5	57.4	39.7
	임금근로자(C)	14.5	32.6	44.3	53.9	54.6	61.6	59.9	61.6	62.3	61.2	50.3
임금근로자 대비	최저임금미만 노동자비율 (A/C*100)	59.7	31.4	20.8	11.5	9.4	9.0	7.3	6.0	6.0	3.5	11.7
	최저임금 노동자 비율 ((A+B)/C*100)	76.0	49.1	35.2	22.2	19.8	19.4	15.8	14.6	11.0	6.2	21.0

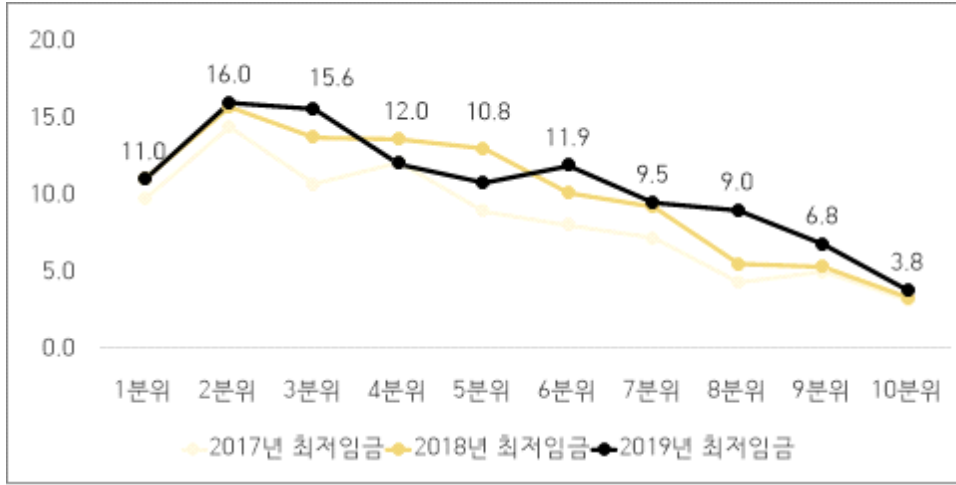
자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 가구 균등화 경상소득 기준 10분위이다.

인상에 따른 임금효과는 2% 내외, 5~10분위(최저임금의 1.11배)는 1%대, 11~21분위(최저임금의 1.29배)는 임금효과가 1% 이하로 통계적으로 유의하였다. 즉, 과급효과가 최저임금 인상률에 따라 1.1~1.3배까지 나타났다. 따라서 분석대상 시기에 1.2배를 최저임금의 영향을 받는 적정 수준으로 설정하였다.

[그림 5] 소득계층별 생산가능인구(15세 이상) 대비 최저임금노동자 비율

(단위: %)



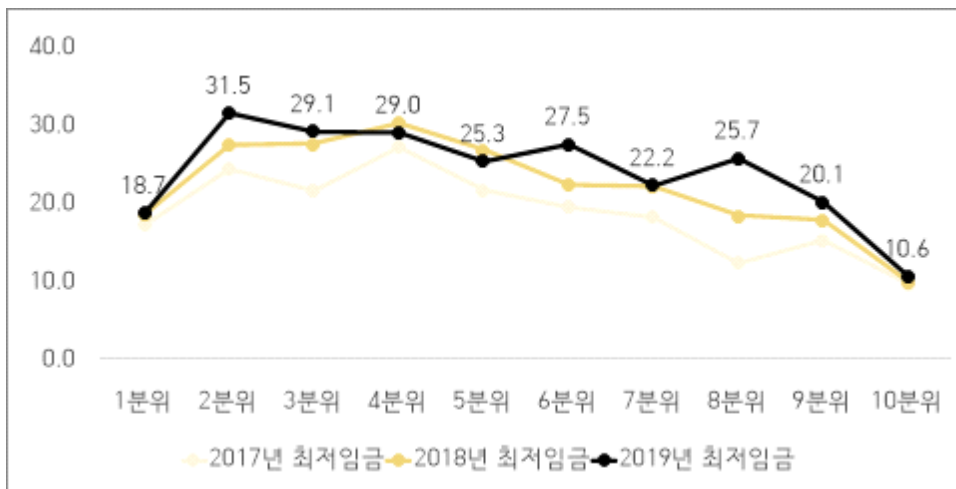
자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 최저임금노동자는 각 연도 시간당 임금이 최저임금 120%미만인 임금근로자, 가구 균등화 경상소득 기준 10분위이다.

소득계층별 최저임금 영향을 받는 가구의 비율과 개인 대비 가구원 비율을 보면 다음과 같다. 가구소득 분배는 개인 단위 균등화 가구소득 분포이고, 최저임금 인상은 개인의 임금에 영향을 미치지만 이를 통해 최저임금노동자가 있는 가구에 속한 모든 개인의 가구소득에도 영향을 미친다. 따라서 최저임금노동자를 포함하는 가구원의 비율이 가구소득 차원에서 최저임금의 영향을 받는 개인의 비율이라고 할 수 있으며, 이 비율은 [그림 6] 에서 보고한다. 가구에 최저임금 인상의 영향을 받는 근로자(최저임금 120%미만)가 있는 가구원의 비율을 보면 최저임금은 저소득층과 중간계층에 폭넓게 영향을 미친다. 하지만 [그림 7] 소득계층별 연간 경상소득 대비 최저임금노동자 연간 근로소득 비율을 보면 저소득 계층에서 최저임금 인상이 상대적으로 더 큰 영향을 미칠 것임을 짐작할 수 있다. 하지만 최저임금 인상이 저임금 일자리를 감소시킨다면 최저임금노동자의 근로소득 감소가 전체 가구소득에 미치는 영향도 크기 때문에 이 효과가 반영된 소득효과, 분배효과를 평가할 필요가 있다.

[그림 6] 소득계층별 전체 개인 대비 최저임금노동자 가구원 비율

(단위: %)

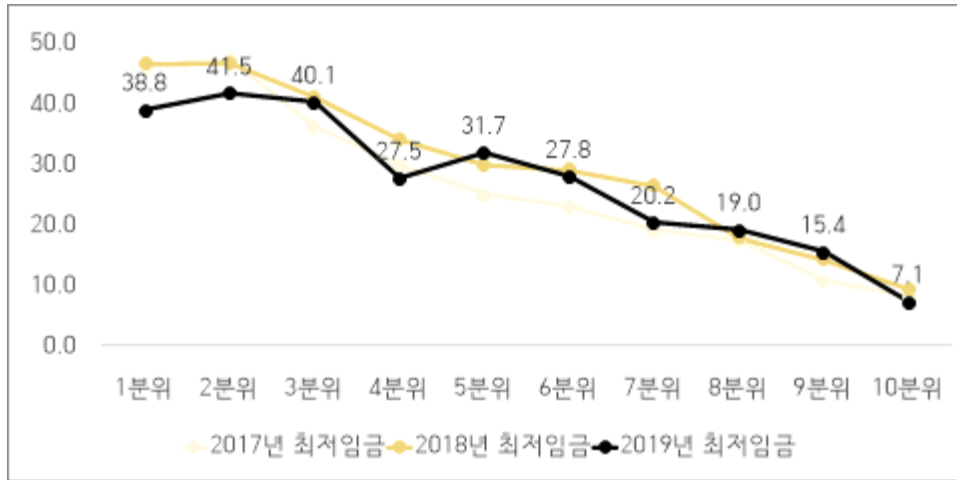


자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 최저임금노동자는 각 연도 시간당 임금이 최저임금 120%미만인 임금근로자, 가구 균등화 경상소득 기준 10분위이다.

[그림 7] 소득계층별 연간 경상소득 대비 최저임금노동자 연간 근로소득 비율

(단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 최저임금노동자는 각 연도 시간당 임금이 최저임금 120%미만인 임금근로자, 가구 균등화 경상소득 기준 10분위이다.

### 3.2. 최저임금 노동자 가구 고용과 소득

최저임금 인상이 노동자 개인 및 가구의 고용과 소득에 미치는 변화를 살펴보기 위해 최저임금노동자 ((t-1)기 시간당 임금이 t기 최저임금보다 낮은 임금근로자)와 최저임금의 영향을 받지 않는 임금근로자의 최저임금 인상 전후 실질 시간당 임금, 연간 근로시간, 연간 노동소득 변화를 살펴보고자 한다. 동일 소득 구간이라도 최저임금노동자의 시간당 임금과 연간 노동소득은 모두 최저임금의 영향을 받지 않는 노동자보다 훨씬 낮은 반면, 연간 근로시간은 1분위와 상위분위를 제외하고는 경향을 말하기 어렵다.

분위별 시간당 임금의 변화를 보면 최저임금의 영향을 받지 않는 노동자의 경우 실질 시간당 임금이 감소하거나 증가하더라도 미미하게 증가하는 데 비해 최저임금 노동자의 시간당 임금 증가율은 매우 높은 경향이 있어, 최저임금 인상이 실질 시간당 임금 상승을 이끌었다고 볼 수 있다. 연간 근로시간의 변화를 보면 시간당 임금이 차년도 최저임금 이상인 임금근로자의 근로시간은 근로시간 감소라는 장기적 추세를 따라 2018년 6%, 2019년 5% 감소하였고 3~10분위에서는 유사한 감소율을 보이는 반면 1, 2분위 근로시간 감소가 크게 나타났음을 알 수 있다. 최저임금 노동자의 경우 전자와 큰 차이가 없지만 평균적인 근로시간 감소율을 낮은 편이다. 1, 2분위 최저임금 노동자의 근로시간 감소율도 다른 분위에 비해서는 큰 편이지만 최저임금의 영향을 받지 않는 노동자의 감소폭보다는 작다. 노동소득의 변화를 보면 최저임금의 노동자의 증가율이 훨씬 크지만 각 분위에서 여전히 큰 격차로 낮은 근로소득을 보고한다.

〈표 2〉 2017~2018년 소득계층별 최저임금노동자 시간당 임금, 연간 근로시간, 연간 노동소득 증감  
(단위: 천 원/시간, 시간, 만 원/년, 2020년 실질, %)

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	전체
실질 시간당 임금 (천 원)												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	5.8	5.6	6.1	5.9	6.2	6.8	6.0	6.1	5.4	5.6	6.0
	t기	6.5	7.4	7.8	8.0	8.3	8.5	8.8	9.9	12.3	9.5	8.3
	Δ(%)	12.1	32.1	27.9	35.6	33.9	25.0	46.7	62.3	127.8	69.6	38.3
t기 MW 이상	(t-1)기	13.2	12.5	13.6	14.6	16.8	17.5	17.5	19.0	21.2	28.3	19.0
	t기	10.2	12.0	13.6	13.7	15.6	17.1	17.3	18.4	21.3	28.0	18.2
	Δ(%)	-22.7	-4.0	0.0	-6.2	-7.1	-2.3	-1.1	-3.2	0.5	-1.1	-4.2
연간 근로시간												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	1112	1820	2092	2070	2207	1592	1953	1949	2101	1635	1861
	t기	947	1745	2197	1914	2198	2038	2067	1875	2196	1488	1866
	Δ(%)	-14.8	-4.1	5.0	-7.5	-0.4	28.0	5.8	-3.8	4.5	-9.0	0.3
t기 MW 이상	(t-1)기	1418	1991	1998	2168	2093	2101	2158	2123	2117	2148	2105
	t기	884	1658	1844	1931	1986	2061	2102	2056	2047	2119	1986
	Δ(%)	-37.7	-16.7	-7.7	-10.9	-5.1	-1.9	-2.6	-3.2	-3.3	-1.4	-5.7
실질 연간 노동소득 (만 원)												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	634	1007	1278	1255	1403	1173	1261	1217	1178	1133	1147
	t기	547	1108	1659	1475	1749	1645	1718	1776	2637	1823	1499
	Δ(%)	-13.7	10.0	29.8	17.5	24.7	40.2	36.2	45.9	123.9	60.9	30.7
t기 MW 이상	(t-1)기	1108	1944	2347	2468	2931	3338	3279	3586	4165	5752	3478
	t기	881	1870	2425	2657	3153	3482	3635	3862	4440	6171	3709
	Δ(%)	-20.5	-3.8	3.3	7.7	7.6	4.3	10.9	7.7	6.6	7.3	6.6

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : (t-1)기 최저임금노동자는 2017년, 2018년 각 연도 최저임금노동자로 이 노동자의 2018년, 2019년(t기) 임금 등이다.

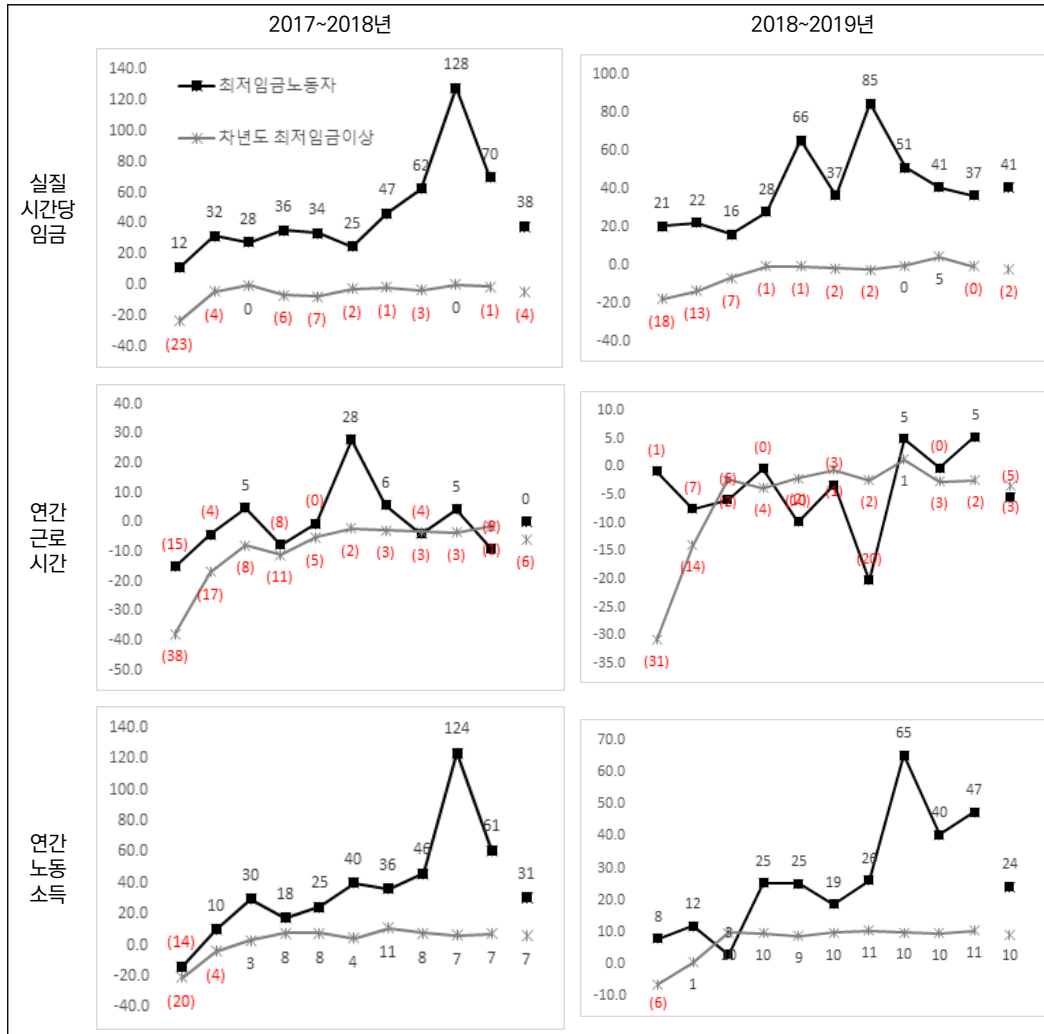
〈표 3〉 2018~2019년 소득계층별 최저임금노동자 시간당 임금, 연간 근로시간, 연간 노동소득 증감  
(단위: 천 원/시간, 시간, 만 원/년, 2020년 실질, %)

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	전체
실질 시간당 임금 (천 원)												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	6.3	6.3	6.7	6.8	6.4	6.8	6.7	7.0	7.3	7.1	6.6
	t기	7.6	7.7	7.8	8.7	10.6	9.3	12.4	10.6	10.3	9.7	9.3
	Δ(%)	20.6	22.2	16.4	27.9	65.6	36.8	85.1	51.4	41.1	36.6	40.9
t기 MW 이상	(t-1)기	12.4	14.2	15.1	14.9	16.7	17.4	18.7	19.3	21.7	28.2	19.3
	t기	10.2	12.3	14.1	14.8	16.6	17.1	18.3	19.3	22.7	28.1	18.9
	Δ(%)	-17.7	-13.4	-6.6	-0.7	-0.6	-1.7	-2.1	0.0	4.6	-0.4	-2.1
연간 근로시간												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	921	1704	2159	1942	2085	2052	2365	1697	2193	1515	1844
	t기	914	1577	2032	1935	1882	1987	1887	1783	2190	1596	1745
	Δ(%)	-0.8	-7.5	-5.9	-0.4	-9.7	-3.2	-20.2	5.1	-0.1	5.3	-5.4
t기 MW 이상	(t-1)기	1390	1748	1890	2043	2091	2034	2047	2044	2149	2094	2039
	t기	962	1504	1847	1967	2049	2022	1999	2071	2092	2045	1974
	Δ(%)	-30.8	-14.0	-2.3	-3.7	-2.0	-0.6	-2.3	1.3	-2.7	-2.3	-3.2
실질 연간 노동소득 (만 원)												
최저임금노동자 가구	(t-1)기	577	1034	1500	1345	1395	1434	1774	1176	1591	1176	1268
	t기	623	1157	1547	1685	1747	1702	2237	1942	2233	1734	1576
	Δ(%)	8.0	11.9	3.1	25.3	25.2	18.7	26.1	65.1	40.4	47.4	24.3
t기 MW 이상	(t-1)기	1032	1863	2323	2700	3114	3175	3381	3636	4377	5556	3518
	t기	968	1873	2552	2959	3390	3488	3739	3998	4798	6141	3854
	Δ(%)	-6.2	0.5	9.9	9.6	8.9	9.9	10.6	10.0	9.6	10.5	9.6

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : (t-1)기 최저임금노동자는 2017년, 2018년 각 연도 최저임금노동자로 이 노동자의 2018년, 2019년(t기) 임금 등이다.

[그림 8] 2017~2019년 소득계층별 최저임금노동자 시간당 임금, 연간 근로시간, 연간 노동소득 증감률 (단위: %)



자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.  
 주 : <표 2>, <표 3>을 바탕으로 그렸다.

가구소득은 개인의 근로활동을 집계한 결과이므로 가구 내 성인가구원 중에서 취업자수의 비율로 정의한 가구 취업률로 최저임금이 가구의 경제활동에 미치는 영향을 이해하고자 한다. 소득계층별 가구 취업률을 보면 최저임금 노동자 가구의 취업률이 다른 가구보다 훨씬 크게 나타난다. 2017~2019년 1분위 가구 취업률은 최저임금노동자 가구가 51.9~69.2%로 최저임금노동자 없는 가구 21~24.5%의 2배 이상이며, 2~5분위에서도 평균 차이가 10~25%포인트로 크다. 즉, 최저임금노동자가 포함된 가구의 경우 상대적으로 많은 가구원이 저임금/저보수로 경제활동에 참여하는 비율이 높은 것으로 추측된다. 가구 취업률의 변화를 보면 2018년, 2019년 모두 최저임금노동자 가구 취업률 감소가 크다. 최저임금 인상이 가구 내 다른 가구원의 노동공급에 영향을 미치는 것으로 보인다. 마지막으로 가구 균등화 시장소득 변화를 보면 상위 절반의 시장소득은 증가하고 하위 절반의 시장소득은 감소하는 경향이 있으며, 1, 2분위 소득감소율이 크다. 최저임금노동자 가구의 소득은 상위 절반에서 증가율이 더 크고, 하위 절반에서 감소율이 작아서 모든 계층에서 최저임금이 상대적으로 가구소득을 증대시켰다고 볼 수 있다.

종합하면 최저임금의 영향을 받는 노동자의 연간 근로소득은 다른 노동자에 비해 상대적인 변화가 크지 않은 가운데 시간당 임금의 큰 폭 증가가 개인 노동소득의 증가를 낳았다. 가구에서는 같은 소득계층

에 비해 여전히 매우 높은 고용률을 기록하지만 최저임금노동자 가구의 성인가구원 대비 취업자 비율은 감소하는 경향이 있다. 2018년, 2019년 모두 1, 2분위의 시장소득이 큰 폭 감소하였는데 이는 근로시간 감소의 영향이 가장 컸던 것으로 보이며, 최저임금노동자 가구의 감소율이 낮아 소득감소를 방어하는 역할을 하는 것으로 판단된다.

〈표 4〉 2017~2018년 소득계층별 최저임금노동자 가구의 취업률, 균등화 시장소득 증감  
(단위: %, 만 원/년, 2020년 실질)

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	전체
취업률 (%)												
최저임금 노동자 가구	(t-1)기	69.2	68.3	82.6	76.0	78.4	78.7	79.7	78.3	80.9	84.8	77.2
	t기	55.0	57.2	78.4	69.1	80.8	68.3	74.7	78.2	78.6	78.2	71.6
	Δ(%)	-20.5	-16.3	-5.1	-9.1	3.1	-13.2	-6.3	-0.1	-2.8	-7.8	-7.3
t기 MW 이상	(t-1)기	24.4	40.2	51.0	60.6	62.8	69.2	71.2	68.8	74.8	76.4	60.2
	t기	24.5	42.9	53.7	65.4	65.9	70.3	73.2	70.5	76.7	77.7	62.3
	Δ(%)	0.4	6.7	5.3	7.9	4.9	1.6	2.8	2.5	2.5	1.7	3.5
가구 균등화 시장소득												
최저임금 노동자 가구	(t-1)기	979	1698	2027	2631	3214	3061	3540	4060	4993	7462	3090
	t기	748	1423	2005	2525	2996	3368	3830	4500	5440	8084	3154
	Δ(%)	-23.6	-16.2	-1.1	-4.0	-6.8	10.0	8.2	10.8	9.0	8.3	2.1
t기 MW 이상	(t-1)기	933	1678	2218	2664	3040	3445	3872	4432	5377	7468	3565
	t기	584	1385	2039	2577	3018	3482	4065	4611	5543	8509	3644
	Δ(%)	-37.4	-17.5	-8.1	-3.3	-0.7	1.1	5.0	4.0	3.1	13.9	2.2

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

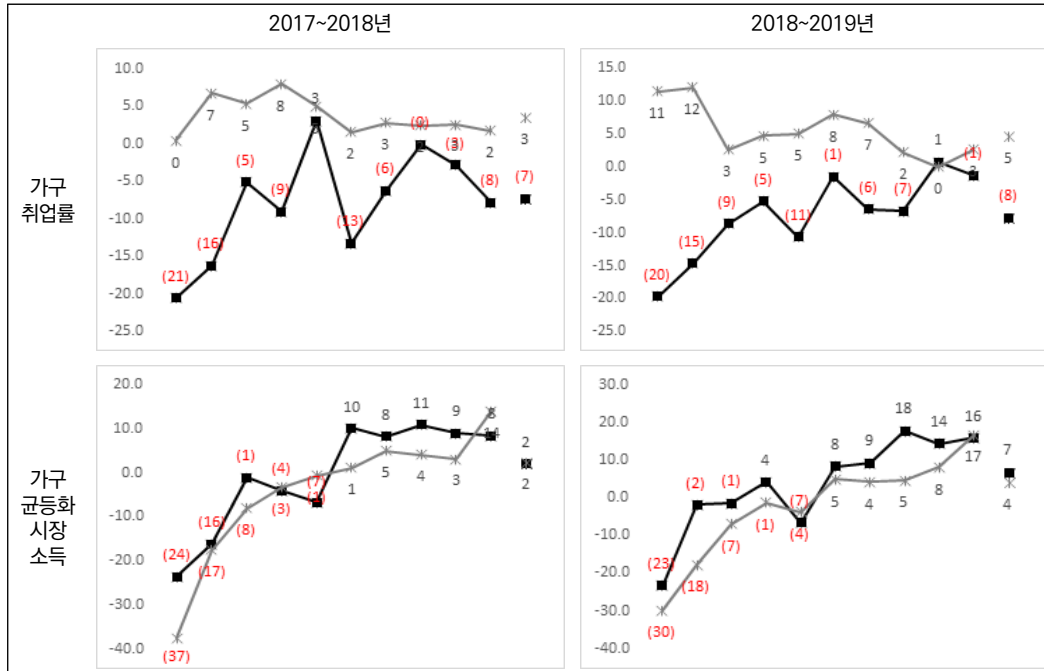
〈표 5〉 2018~2019년 소득계층별 최저임금노동자 가구의 취업률, 균등화 시장소득 증감  
(단위: %, 만 원/년, 2020년 실질)

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	전체
취업률 (%)												
최저임금 노동자 가구	(t-1)기	64.6	64.3	73.9	80.4	84.9	80.3	83.6	83.1	83.6	81.7	77.7
	t기	51.9	54.9	67.5	76.2	75.9	79.1	78.2	77.5	84.2	80.6	71.7
	Δ(%)	-19.7	-14.6	-8.7	-5.2	-10.6	-1.5	-6.5	-6.7	0.7	-1.3	-7.7
t기 MW 이상	(t-1)기	21.0	41.5	56.6	63.5	64.2	68.0	69.2	74.2	75.6	74.1	61.0
	t기	23.4	46.5	58.1	66.5	67.4	73.4	73.8	75.8	75.6	76.0	63.8
	Δ(%)	11.4	12.0	2.7	4.7	5.0	7.9	6.6	2.2	0.0	2.6	4.6
가구 균등화 시장소득												
최저임금 노동자 가구	(t-1)기	1040	1464	2183	2562	3383	3178	3803	4059	4923	6999	3103
	t기	798	1436	2151	2668	3159	3444	4155	4777	5631	8110	3311
	Δ(%)	-23.3	-1.9	-1.5	4.1	-6.6	8.4	9.3	17.7	14.4	15.9	6.7
t기 MW 이상	(t-1)기	878	1727	2288	2773	3243	3519	4104	4726	5327	7308	3643
	t기	616	1420	2129	2738	3118	3690	4274	4944	5761	8529	3791
	Δ(%)	-29.8	-17.8	-6.9	-1.3	-3.9	4.9	4.1	4.6	8.1	16.7	4.1

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.



[그림 9] 소득계층별 최저임금노동자 가구의 취업률, 가구 균등화 시장소득 증감률



자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.  
 주 : <표 4>, <표 5>를 바탕으로 그렸다.

### 3.3. 최저임금 고용효과를 반영한 소득 효과

분석대상 기간의 시장소득과 가처분소득의 분포는 다음과 같다. 균등화 가처분소득을 2020년 가격 기준으로 실질화하였지만 평균과 중위값 등 실질소득증대가 있었음을 알 수 있다. 분배지수 추이를 보면 시장소득 지니계수는 0.35보다 약간 높은 값에서 2019년 0.344로 아주 완만한 속도로 감소하는 추세이며, 가처분소득 지니계수는 시장소득보다 조금더 빠른 속도로 감소추세를 보인다. 시장소득 분위율은 P90/P50을 제외하고는 증가추세로 분배가 하위계층을 중심으로 악화되었음을 알 수 있는데 고령화로 인한 저소득계층 시장소득 감소의 영향도 클 것으로 예상된다. 가처분소득 분위율은 시장소득 추세와 달리 P50/P10값이 크게 증가하지 않는다는 사실로부터 공적이전소득의 역할이 커졌음을 짐작할 수 있다. 5분위 배율 역시 시장소득은 증가하는 데 반해 가처분소득은 감소추세로 소득재분배 정책의 역할이 점차 커져왔음을 알 수 있다.

<표 6> 시장소득과 가처분소득 분포

(단위: 만 원/년, 2020년 실질)

	시장소득				가처분소득			
	평균	P10	P50	P90	평균	P10	P50	P90
2011	3027	816	2669	5518	2929	1130	2589	4976
2012	3149	864	2776	5497	3058	1176	2711	5062
2013	3189	825	2814	5751	3110	1164	2770	5329
2014	3126	809	2799	5708	3052	1192	2752	5201
2015	3264	794	2954	5839	3190	1257	2886	5326
2016	3399	867	3043	6191	3308	1311	2983	5635
2017	3513	875	3155	6390	3406	1348	3075	5775
2018	3567	810	3231	6377	3461	1360	3175	5727
2019	3709	877	3413	6613	3611	1457	3356	5905

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

〈표 7〉 시장소득과 가처분소득 분배지수

	지니 계수	P90 /P10	P50 /P10	P90 /P50	5분위 배율	지니 계수	P90 /P10	P50 /P10	P90 /P50	5분위 배율
	시장소득					가처분소득				
2011	0.357	6.762	3.271	2.067	8.009	0.309	4.404	2.291	1.922	5.234
2012	0.353	6.362	3.213	1.980	7.725	0.307	4.304	2.305	1.867	5.191
2013	0.359	6.971	3.411	2.044	8.307	0.311	4.578	2.380	1.924	5.380
2014	0.352	7.056	3.460	2.039	8.165	0.298	4.363	2.309	1.890	4.996
2015	0.351	7.354	3.720	1.977	8.341	0.294	4.237	2.296	1.845	4.934
2016	0.353	7.141	3.510	2.035	8.302	0.296	4.298	2.275	1.889	4.939
2017	0.350	7.303	3.606	2.025	8.287	0.293	4.284	2.281	1.878	4.879
2018	0.350	7.873	3.989	1.974	8.474	0.291	4.211	2.335	1.804	4.853
2019	0.344	7.540	3.892	1.938	8.296	0.282	4.053	2.303	1.760	4.616

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

다수의 빈곤선 정의에 따른 전체 빈곤율과 최저임금가구원의 빈곤율 추이를 비교해보면 다음과 같다. 생계급여 수급구간에 해당하는 중위소득 30% 구간에서는 최저임금가구원이라고 해서 더 높은 빈곤율을 보이지 않는다. 이 비율은 중위소득에 점차 가까워질수록 최저임금가구원의 빈곤율이 더 높아지는 경향이 있고, 최종적으로 최저임금가구원이 하위 50%구간에 분포할 확률이 전체 개인보다 10%포인트 가량 높을 것을 알 수 있다.

〈표 8〉 시장소득과 가처분소득 기준 상대빈곤율

(단위: %)

중위 소득	30%	40%	50%	60%	80%	100%	30%	40%	50%	60%	80%	100%
	전체 빈곤율						최저임금가구원 빈곤율					
	시장소득											
2012	10.2	14.6	19.5	25.4	39.4	53.8	10.4	16.2	22.1	30.7	47.6	65.0
2013	11.1	15.7	20.9	26.6	39.5	54.1	12.5	20.2	30.8	39.5	57.2	72.6
2014	11.2	15.4	19.9	25.8	39.0	54.4	13.4	20.5	27.7	36.3	53.7	71.6
2015	11.9	15.8	20.4	26.1	39.9	54.5	10.6	17.7	23.6	33.2	50.4	67.9
2016	11.4	15.8	20.4	26.3	39.8	55.3	11.1	18.6	25.8	33.0	47.2	67.2
2017	11.6	15.8	20.2	25.6	39.8	55.1	10.5	16.5	21.6	29.9	45.4	62.1
2018	12.3	16.1	20.6	26.3	40.4	55.1	10.1	15.0	23.7	30.1	47.8	66.1
2019	12.4	16.6	20.5	26.6	40.5	55.1	11.3	17.5	22.9	28.1	47.1	64.6
	가처분소득											
2012	4.9	10.1	16.2	22.7	38.7	56.4	4.0	9.1	18.7	26.5	45.4	65.8
2013	5.7	10.6	16.8	23.4	39.0	56.4	5.3	13.0	24.1	36.3	55.6	72.2
2014	5.3	10.0	15.4	22.3	38.8	56.2	4.2	11.9	21.4	33.1	53.0	72.5
2015	5.5	10.1	15.6	21.8	39.0	57.5	5.6	11.7	18.9	25.3	48.3	71.1
2016	5.1	9.8	15.8	22.2	39.2	57.3	4.1	10.8	20.3	28.2	45.1	68.5
2017	5.1	10.0	15.7	22.4	39.2	57.5	3.4	10.8	18.6	27.3	45.4	63.1
2018	6.0	10.5	15.8	22.6	40.5	58.2	4.3	9.3	17.1	24.9	44.8	63.7
2019	5.3	10.2	15.9	22.2	40.5	58.0	3.6	10.1	16.7	23.2	46.2	64.2

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

빈곤율에 대한 선형확률모형의 추정결과를 <표 9>와 <표 10>에 보고하였다. 두 표는 각각 시장소득과 가처분소득의 중위값의 일정 비율을 빈곤선으로 설정했을 때(예. 중위소득의 50%) 빈곤할 확률에 미치는 영향을 추정한 결과다. 최저임금의 영향을 받을 때 시장소득 기준 중위소득 30~60% 기준 빈곤할 확률이

통계적으로 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 최저임금노동자 비율이 10%포인트 증가되었을 때 균등화 시장소득 60%보다 소득이 낮을 확률이 0.201%포인트 감소하고, 30~50%보다 소득이 낮을 확률이 0.115~0.166%포인트 감소하는 것으로 나타났다. 60%초과 소득기준에서도 소득이 각 기준선보다 낮을 확률을 감소시키지만 그 크기가 점차 감소하고 계수추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 이는 2012~2019년 빈곤율에 대한 최저임금의 영향을 평균적으로 나타내는 것이다. 각 연도별 최저임금의 영향이 달리 나타날 수 있으므로 최저임금 영향 여부와 각 연도 더미를 사용해 이 효과를 추정해 보면 각 연도별로 영향을 미치는 소득기준이 다르지만 2016년 이후 중위소득 50~60%를 중심으로 극빈층에 더 큰 영향을 미치기도 하고 중산층에 더 큰 영향을 미치기도 하는 것으로 나타났다. 2016년과 2018년에는 중위소득 30~40%의 빈곤에서 탈출할 확률을 높인데 반해 2017년에는 중위소득 100%, 즉 하위 절반이 될 확률을 크게 낮추어 소득상위계층으로 이동할 가능성을 높였다. 2019년에는 중위소득 60% 기준에서 빈곤할 확률을 크게, 통계적으로 유의하게 낮추는 것으로 나타났다.

이러한 추세는 가처분소득을 기준으로 했을 때는 다소 다르게 나타난다. 가처분소득을 기준으로 했을 때 최저임금은 시장소득을 기준으로 했을 때보다 중간계층까지 더 폭넓게 영향을 미치며 가처분소득 기준 중위소득 80%보다 소득이 낮을 확률을 가장 크게 낮추는 것으로 나타났다. 하지만 상위계층 50%에 미치는 영향의 크기가 매우 작고 통계적으로 유의하지 않음은 시장소득과 유사하다. 마찬가지로 연도별 차이를 살펴보면 가처분소득을 기준으로 했을 때 최저임금의 영향을 받는 가구원 여부가 빈곤율 감소에 미치는 영향의 통계적 유의성은 크게 감소했다. 2017년에는 중간 이상의 계층에서 오히려 더 큰, 그리고 유의한 영향을 받은 반면, 2018년과 2019년에는 하위 50%에 광범위하게 유의한 영향을 미쳐 빈곤 위험을 낮추는 것으로 나타났다.

무조건부 분위회귀모형을 이용해 시장소득과 가처분소득 10개 분위수와 지니계수, P50/P10, 5분위배율에 미치는 영향을 추정한 결과는 <표 11>~<표 13>과 같다. 방법론에서 설명한 바와 같이 여기서 사용된 분포는 각 연도 중위소득으로 나눈 비율을 사용해 10년에 걸쳐 실질소득이 증가함으로 인해 최저임금의 소득증대 효과가 과대추정될 위험을 피하고자 하였다. 하지만 각 연도 모든 중위소득을 1로 두고 각 소득의 비율만으로 기록한 분포의 재중심영향함수를 종속변수로 삼았으므로 최저임금 인상으로 인한 중위소득 증가와 이에 따른 각 분위 소득증감 효과의 크기를 정확하게 얻기는 어렵다는 한계가 있다. 이 연구에서는 각 분위에 미치는 영향의 상대적 크기와 통계적 유의성만으로 최저임금의 효과를 추정한다는 한계를 전제로 분석결과를 해석하기로 한다.

시장소득 분위에 미치는 영향을 보면 최저임금이 하위 30%의 상대적인 소득의 크기를 유의하게 증대시키고, 가처분소득 기준으로 1분위를 제외한 2, 3분위의 소득을 증가시키며 그 이상에서는 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 영향의 크기는 동일하게 2분위, 3분위 순으로 나타났다. 저소득계층 소득을 유의하게 증대시킴으로 인해 시장소득의 지니계수와 5분위 배율, 가처분소득의 5분위 배율을 통계적으로 유의하게 감소시켜 분배를 개선시키는 효과를 보였다. 각 평균에 미치는 영향이 양의 값이지만 통계적으로 유의하지 못한 것은 소득 대신 중위소득에 대한 상대적 크기를 종속변수로 사용하였기 때문에 <표 6> 과 같은 소득의 평균과 각 분위 소득 증가분이 모형에 반영되지 못한 까닭이다. 최저임금이 P50/P10을 감소시키지만 유의한 영향을 미치지 못하는 이유는 최저임금이 하위 50%에 속하는 중간계층까지 영향을 미치고 하위 10%에 일관된 소득증대를 낳지 못하기 때문인 것으로 추측된다.

연도별 최저임금의 효과를 보면 2017년 중간계층의 소득을 크게 증대시키는 것으로 나타나고, 2018년, 2019년 3분위를 중심으로 1~4분위 시장소득 증가효과를 보였다. 가처분소득의 경우도 시장소득과 영향을

미치는 소득계층의 범위와 상대적 크기 등이 크게 다르지 않다. 분배지수에 미치는 영향을 보면 최저임금 인상폭이 컸던 2018년과 2019년 시장소득과 가처분소득 평균을 유의하게 증가시키고 모든 분배지수를 감소시켜 최저임금 인상의 분배개선 효과를 확인할 수 있다. 2016년에는 대부분의 분배지수 감소 효과가 있는 반면 2017년에는 시장소득 P50/P10 분위율에만 유의한 영향을 확인할 수 있는데 이 값이 오히려 증가하여 하위 절반의 분배를 악화시킨 것으로 나타났다. 이는 2017년 최저임금의 영향을 받는 가구원의 차차상위에서 중위소득 구간 빈곤율이 전체 추세에 비해 크게 낮은 점, 회귀모형 추정결과 역시 중위소득보다 낮은 빈곤율에 다른 연도와 달리 통계적으로 유의한 영향을 미치고 중상위 계층 소득 증대에 영향을 미치는 점 등으로 봤을 때 2017년 최저임금의 인상이 다른 연도에 비해 상대적으로 중상위 계층에게 더 큰 영향을 미쳤으며 이로 인해 다른 연도와 다소 다른 효과를 보였음을 추측할 수 있다.

선형확률모형과 무조건부 분위회귀모형을 이용해 최저임금이 빈곤율 및 분위소득, 분배에 미치는 영향을 추정한 결과는 가구주를 근로연령층(15~64세)으로 한정하거나, 성별 집단별로 구분하여 분석하여도 분석결과가 크게 다르지 않고, 전체를 대상으로 했을 때보다 조금 더 높은, 하지만 여전히 저소득계층에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

〈표 9〉 최저임금이 상대빈곤율에 미치는 영향 : 시장소득

빈곤선	중위소득 30%	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%	중위소득 80%	중위소득 100%	중위소득 150%	중위소득 200%
취임가구	-0.0115 (0.005)	-0.0160 (0.006)	-0.0166 (0.007)	-0.0201 (0.008)	-0.0130 (0.010)	-0.0036 (0.010)	-0.0003 (0.008)	-0.0030 (0.007)
Adj. R2	0.6655	0.6801	0.6841	0.6741	0.6535	0.6431	0.6267	0.6062
2012년 MW	0.0040 (0.012)	0.0101 (0.012)	-0.0097 (0.012)	-0.0005 (0.017)	0.0200 (0.022)	0.0320 (0.025)	0.0138 (0.017)	0.0024 (0.014)
2013년 MW	-0.0067 (0.011)	0.0000 (0.015)	0.0243 (0.018)	0.0392 (0.022)	0.0596 (0.025)	0.0373 (0.026)	0.0206 (0.018)	0.0060 (0.012)
2014년 MW	-0.0024 (0.010)	-0.0068 (0.012)	-0.0099 (0.014)	-0.0013 (0.018)	0.0062 (0.023)	0.0051 (0.022)	-0.0030 (0.016)	-0.0015 (0.010)
2015년 MW	-0.0180 (0.009)	-0.0133 (0.012)	-0.0306 (0.013)	-0.0084 (0.017)	-0.0166 (0.022)	-0.0055 (0.024)	-0.0190 (0.017)	0.0014 (0.009)
2016년 MW	-0.0251 (0.011)	-0.0337 (0.016)	-0.0302 (0.016)	-0.0255 (0.016)	-0.0452 (0.020)	-0.0098 (0.021)	0.0102 (0.017)	0.0020 (0.012)
2017년 MW	0.0043 (0.014)	-0.0174 (0.012)	-0.0321 (0.012)	-0.0601 (0.021)	-0.0785 (0.025)	-0.1033 (0.038)	-0.0365 (0.024)	-0.0200 (0.017)
2018년 MW	-0.0314 (0.009)	-0.0430 (0.012)	-0.0188 (0.015)	-0.0396 (0.018)	-0.0264 (0.020)	-0.0119 (0.021)	-0.0035 (0.017)	-0.0046 (0.013)
2019년 MW	-0.0043 (0.014)	-0.0158 (0.015)	-0.0312 (0.017)	-0.0718 (0.020)	-0.0426 (0.026)	-0.0071 (0.026)	0.0019 (0.021)	-0.0156 (0.014)
Adj. R2	0.6660	0.6800	0.6840	0.6750	0.6540	0.6430	0.6270	0.6060
N	133033	133033	133033	133033	133033	133033	133033	133033

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 괄호 안의 값은 가구에 대한 클러스터 표준오차임. \*\*\*, \*\*, \* , #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

〈표 10〉 최저임금이 상대빈곤율에 미치는 영향 : 처분가능소득

빈곤선	중위소득 30%	중위소득 40%	중위소득 50%	중위소득 60%	중위소득 80%	중위소득 100%	중위소득 150%	중위소득 200%
취임가구	-0.0099 (0.003)	-0.0093 (0.005)	-0.0120 (0.007)	-0.0183 (0.008)	-0.0212 (0.010)	-0.0143 (0.010)	-0.0092 (0.008)	0.0017 (0.004)
Adj. R2	0.4968	0.5763	0.6105	0.6250	0.6133	0.6151	0.5934	0.5281
2012년 MW	0.0014 (0.007)	-0.0009 (0.011)	0.0116 (0.014)	-0.0067 (0.017)	0.0081 (0.024)	0.0278 (0.026)	0.0115 (0.017)	0.0165 (0.010)
2013년 MW	-0.0116 (0.008)	0.0018 (0.013)	0.0211 (0.021)	0.0440 (0.022)	0.0327 (0.027)	0.0096 (0.024)	0.0157 (0.015)	0.0164 (0.008)
2014년 MW	-0.0192 (0.007)	-0.0108 (0.013)	-0.0099 (0.014)	0.0091 (0.018)	-0.0081 (0.024)	0.0109 (0.021)	-0.0180 (0.017)	-0.0006 (0.008)
2015년 MW	0.0038 (0.011)	0.0068 (0.012)	-0.0139 (0.013)	-0.0330 (0.015)	-0.0116 (0.022)	0.0180 (0.024)	-0.0213 (0.017)	0.0002 (0.009)
2016년 MW	-0.0128 (0.011)	-0.0146 (0.013)	-0.0189 (0.016)	-0.0240 (0.016)	-0.0444 (0.021)	0.0116 (0.022)	0.0079 (0.016)	-0.0002 (0.008)
2017년 MW	-0.0050 (0.013)	-0.0021 (0.016)	-0.0112 (0.024)	-0.0162 (0.027)	-0.0547 (0.035)	-0.0845 (0.033)	-0.0492 (0.030)	0.0017 (0.009)
2018년 MW	-0.0217 (0.008)	-0.0318 (0.010)	-0.0295 (0.014)	-0.0469 (0.017)	-0.0586 (0.019)	-0.0660 (0.020)	-0.0059 (0.017)	-0.0073 (0.008)
2019년 MW	-0.0091 (0.005)	-0.0117 (0.010)	-0.0400 (0.013)	-0.0617 (0.018)	-0.0320 (0.027)	-0.0485 (0.028)	-0.0317 (0.020)	-0.0113 (0.009)
Adj. R2	0.4970	0.5760	0.6110	0.6250	0.6140	0.6160	0.5940	0.5280
N	133033	133033	133033	133033	133033	133033	133033	133033

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 괄호 안의 값은 가구에 대한 클러스터 표준오차임. \*\*\*, \*\*, \* , #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

〈표 11〉 최저임금이 무조건부 분위수에 미치는 영향 : 시장소득

빈곤선	P10	P20	P30	P40	P50	P60	P70	P80	P90
최저가구	0.0283 (0.015)	# 0.0349 (0.011)	* 0.0293 (0.015)	# 0.0174 (0.013)	0.0094 (0.019)	-0.0076 (0.016)	-0.0215 (0.013)	-0.0161 (0.023)	-0.0031 (0.033)
Adj. R2	0.6770	0.6924	0.6702	0.6613	0.6517	0.6549	0.6532	0.6390	0.6279
2012년 MW	-0.0177 (0.022)	# 0.0337 (0.015)	-0.0145 (0.022)	# -0.0429 (0.020)	# -0.0468 (0.022)	* -0.0847 (0.024)	* -0.0828 (0.031)	* -0.0884 (0.034)	-0.0426 (0.056)
2013년 MW	0.0241 (0.019)	-0.0342 (0.023)	* -0.0740 (0.027)	# -0.0586 (0.027)	# -0.0568 (0.028)	-0.0456 (0.027)	# -0.0584 (0.028)	* -0.0951 (0.040)	-0.0669 (0.057)
2014년 MW	0.0000 (0.014)	0.0114 (0.019)	-0.0203 (0.020)	-0.0155 (0.019)	0.0052 (0.018)	-0.0369 (0.017)	# -0.0407 (0.026)	-0.0148 (0.028)	-0.0153 (0.052)
2015년 MW	0.0411 (0.019)	# 0.0472 (0.016)	* -0.0114 (0.023)	0.0213 (0.021)	0.0064 (0.018)	-0.0602 (0.019)	* -0.0246 (0.019)	0.0357 (0.032)	0.0019 (0.041)
2016년 MW	0.0647 (0.019)	* 0.0251 (0.021)	0.0494 (0.023)	# 0.0294 (0.021)	0.0279 (0.018)	-0.0316 (0.021)	# -0.0453 (0.023)	-0.0587 (0.032)	-0.0947 (0.053)
2017년 MW	-0.0137 (0.023)	0.0661 (0.020)	* 0.1280 (0.024)	** 0.1270 (0.026)	*** 0.1790 (0.029)	0.0953 (0.027)	** 0.0266 (0.033)	0.0969 (0.059)	0.0918 (0.093)
2018년 MW	0.0830 (0.019)	** 0.0422 (0.020)	# 0.0897 (0.017)	* 0.0452 (0.017)	# 0.0020 (0.017)	0.0433 (0.020)	# 0.0184 (0.026)	0.0219 (0.033)	0.0381 (0.051)
2019년 MW	0.0079 (0.023)	** 0.0906 (0.018)	** 0.0866 (0.023)	* 0.0544 (0.019)	* 0.0162 (0.022)	0.0666 (0.024)	* 0.0315 (0.024)	-0.0032 (0.033)	0.0740 (0.049)
Adj. R2	0.6771	0.6925	0.6708	0.6617	0.6522	0.6553	0.6533	0.6392	0.6280
N	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 괄호 안의 값은 가구의 연도에 대한 클러스터 표준오차임. \*\*\*, \*\*, \*, #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

〈표 12〉 최저임금이 무조건부 분위수에 미치는 영향 : 처분가능소득

빈곤선	P10	P20	P30	P40	P50	P60	P70	P80	P90
최임가구	0.0168 (0.011)	0.0277 # (0.012)	0.0242 # (0.012)	0.0221 (0.012)	0.0074 (0.013)	0.0132 (0.014)	0.0020 (0.014)	-0.0065 (0.018)	0.0329 (0.035)
Adj. R2	0.5996	0.6346	0.6262	0.6218	0.6206	0.6283	0.6283	0.6118	0.5890
2012년 MW	-0.0288 (0.019)	0.0060 (0.016)	-0.0106 (0.017)	-0.0067 (0.018)	-0.0335 (0.023)	-0.0543 # (0.018)	-0.0238 (0.026)	-0.0754 # (0.033)	-0.0593 (0.050)
2013년 MW	-0.0177 (0.019)	-0.0606 # (0.020)	-0.0541 # (0.025)	-0.0513 # (0.026)	-0.0508 (0.023)	-0.0299 (0.019)	-0.0389 (0.026)	-0.0654 # (0.032)	-0.1070 # (0.049)
2014년 MW	0.0256 (0.018)	-0.0194 (0.018)	-0.0154 (0.019)	0.0061 (0.015)	-0.0430 # (0.014)	-0.0586 ** (0.015)	-0.0347 (0.024)	0.0297 (0.026)	0.0389 (0.048)
2015년 MW	-0.0062 (0.016)	0.0479 # (0.015)	-0.0136 (0.018)	0.0137 (0.013)	-0.0326 # (0.015)	-0.0183 (0.014)	-0.0010 (0.016)	-0.0145 (0.026)	0.1440 # (0.046)
2016년 MW	0.0290 (0.016)	0.0442 # (0.019)	0.0653 ** (0.019)	0.0481 # (0.015)	0.0186 (0.018)	-0.0048 (0.016)	-0.0253 (0.024)	-0.0142 (0.032)	0.0035 (0.056)
2017년 MW	0.0116 (0.026)	0.0172 (0.024)	0.0838 ** (0.021)	0.0872 * (0.027)	0.1210 ** (0.028)	0.1330 ** (0.025)	0.1050 * (0.037)	0.0495 (0.057)	0.1170 (0.084)
2018년 MW	0.0629 ** (0.015)	0.0672 * (0.020)	0.0731 ** (0.016)	0.0580 ** (0.014)	0.0542 ** (0.015)	0.0758 ** (0.015)	0.0331 (0.021)	0.0159 (0.030)	0.0606 (0.052)
2019년 MW	0.0354 * (0.012)	0.0928 ** (0.017)	0.0578 * (0.020)	0.0260 (0.018)	0.0382 # (0.018)	0.0704 * (0.022)	0.0208 (0.024)	0.0312 (0.033)	0.0828 # (0.040)
Adj. R2	0.5998	0.6350	0.6267	0.6222	0.6212	0.6290	0.6285	0.6120	0.5892
N	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255	114,255

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 괄호 안의 값은 가구와 연도에 대한 클러스터 표준오차임. \*\*\*, \*\*, \* , #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.



〈표 13〉 최저임금이 분배지수에 미치는 영향

	평균	지니계수	P50/P10	5분위 배율	평균	지니계수	P50/P10	5분위 배율
취업가구	0.0122 (0.013)	-0.0117 (0.005) #	-0.2540 (0.170)	-0.9060 (0.274) *	0.0092 (0.010)	-0.0104 (0.006)	-0.0653 (0.057)	-0.2870 (0.136) #
Adj. R2	0.7429	0.6237	0.6235	0.7234	0.6877	0.5151	0.5065	0.5666
2012년 MW	-0.0164 (0.024)	0.0130 (0.011)	0.0310 (0.232)	0.3571 (0.443)	-0.0295 (0.019)	0.0011 (0.009)	0.0669 (0.107)	0.0476 (0.206)
2013년 MW	-0.0863 (0.033) *	-0.0191 (0.014)	-0.4198 (0.239)	-1.2580 (0.535) #	-0.0882 (0.032) *	-0.0213 (0.016)	-0.0249 (0.108)	-0.4563 (0.332)
2014년 MW	0.0118 (0.017)	0.0061 (0.006)	0.0162 (0.149)	-0.3824 (0.250)	0.0160 (0.018)	0.0095 (0.007)	-0.2179 (0.097) #	-0.0431 (0.194)
2015년 MW	0.0171 (0.016)	-0.0011 (0.006)	-0.3927 (0.189)	-0.6875 (0.293)	0.0122 (0.018)	0.0044 (0.009)	-0.0408 (0.072)	0.0010 (0.195)
2016년 MW	0.0035 (0.019)	-0.0239 (0.005) **	-0.5613 (0.180)	-1.5603 (0.322) **	0.0055 (0.019)	-0.0206 (0.005) **	-0.1001 (0.079)	-0.5225 (0.134)
2017년 MW	0.1002 (0.029) *	-0.0099 (0.009)	0.6987 (0.221)	-0.0507 (0.352)	0.0766 (0.032)	0.0007 (0.011)	0.2070 (0.110)	0.2806 (0.301)
2018년 MW	0.0443 (0.017) *	-0.0271 (0.008)	-0.8269 (0.181)	-1.9782 (0.375) **	0.0450 (0.014)	-0.0257 (0.008)	-0.1868 (0.067)	-0.7340 (0.203) **
2019년 MW	0.0366 (0.014) *	-0.0237 (0.007)	-0.0289 (0.242)	-0.9378 (0.332)	0.0404 (0.012)	-0.0196 (0.008)	-0.0883 (0.073)	-0.4693 (0.177) *
Adj. R2	0.7432	0.6239	0.6237	0.7236	0.6880	0.5153	0.5066	0.5667
N	114255	114255	114255	114255	114255	114255	114255	114255

자료 : 한국복지패널 7~15차 원자료.

주 : 괄호 안의 값은 가구의 연도에 대한 클러스터 표준오차임. \*\*\*, \*\*, \*, #는 0.1%, 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

#### 4. 결론

이 연구는 한국복지패널을 이용해 최저임금이 가구소득과 분배에 어떤 영향을 미치는지 분석적으로 접근하고자 하였다. 최저임금이 저소득 가구 소득에 어떤 영향을 미치는 가는 최저임금 노동자의 소득분포와 고용변화에 따라 다르다. 최저임금 노동자가 포함된 가구는 2~3분위를 중심으로 하는 저소득분위에 높은 비율로 분포하지만 중간계층을 넘어 포괄적으로 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 기술통계만으로 고용변화를 설명하는 데는 한계가 있지만 시간당 임금은 크게 증가하는 데 비해 근로시간의 변화는 크지 않다. 가구취업률이 상대적으로 감소하는 경향이 있지만 저소득 가구 분위에서 최저임금가구의 취업률이 훨씬 높다는 점에 유의해야 할 것으로 보인다. 기초분석을 통해 2018년, 2019년 최저임금노동자 가구의 소득은 상대적으로 증가한 것으로 보인다.

2011~2019년 자료를 이용해 평균적으로 또는 각 연도별 최저임금 영향 여부가 인상 후 소득분포에 미치는 영향을 선형확률모형과 무조건부 분위회귀모형으로 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다.

최저임금의 영향을 받을 때 시장소득 기준 중위소득 30~60% 기준 빈곤할 확률이 통계적으로 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 최저임금노동자 비율이 10%포인트 증가되었을 때 균등화 시장소득 60%보다 소득이 낮을 확률이 0.201%포인트 감소하고, 30~50%보다 소득이 낮을 확률이 0.115~0.166%포인트 감소하는 것으로 나타났다. 연도별로 2017년에는 중간 이상의 계층에서 오히려 더 큰, 그리고 유의한 영향을 받은 반면, 2018년과 2019년에는 하위 50%에 광범위하게 유의한 영향을 미쳐 빈곤 위험을 낮추는 것으로 나타났다.

시장소득 분위에 미치는 영향을 보면 최저임금이 하위 30%의 상대적인 소득의 크기를 유의하게 증대시키고, 가처분소득 기준으로 1분위를 제외한 2, 3분위의 소득을 증가시키며 그 이상에서는 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 영향의 크기는 동일하게 2분위, 3분위 순으로 나타났다. 저소득계층 소득을 유의하게 증대시킴으로 인해 시장소득의 지니계수와 5분위 배율, 가처분소득의 5분위 배율을 통계적으로 유의하게 감소시켜 분배를 개선시키는 효과를 보였다. 연도별 최저임금의 효과를 보면 2017년 중간계층의 소득을 크게 증대시키는 것으로 나타나고, 2018년, 2019년 3분위를 중심으로 1~4분위 시장소득 증가효과를 보였다.

## 참고문헌

- 이병희, 정성미, 김현경, 이시균(2018). 노동시장제도와 임금불평등 연구. 한국노동연구원.  
한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소(2021). 한국복지패널 사용자 지침서 2021.
- Dube, A. (2019). Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes. *Applied Economics* 2019, 11(4), 268-304.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, Thomas (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica* 77 (3), 953-73.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.



---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing, spanning the width of the page.

---

# MEMO

---

A series of horizontal dotted lines for writing.