연구보고서 2018-42

동태행위모형을 이용한 사회보장제도 정책평가모형 개발 연구

원종욱 · 이연희

KIHASA
한국보건사회연구원
Korea Institute for Health and Social Affairs

【책임연구자】
원종욱 한국보건사회연구원 선임연구위원

【주요 저서】
인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)
한국보건사회연구원, 2017(공저)
인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)
한국보건사회연구원, 2016(공저)

【공동연구진】
이연희 한국보건사회연구원 책임전문원

연구보고서 2018-42

동태행위모형을 이용한
사회보장제도 정책평가모형 개발 연구

발 행 일 2018년 12월
저 자 원 종 욱
발 행 인 조 흥 식
발 행 처 한국보건사회연구원
주 소 [30147]세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 http://www.kihasa.re.kr
등 록 1994년 7월 1일(제8-142호)
인 쇄 처 경성문화사

ⓒ 한국보건사회연구원 2018
ISBN 978-89-6827-522-7 93330

발간사

본 연구는 한국보건사회연구원과 랜드(RAND)연구소가 2년간(2015~2016)에 걸쳐 진행한 협업연구, 그리고 2017년에 한국보건사회연구원이 독자적으로 수행한 연구를 발전시켜 사회보장제도 전반에 응용 가능한 모형을 구축하는 것을 목적으로 하고 있다. 동태행위모형은 이미 미국 등 선진국에서 정책실험모형으로 이론적 측면이나 실증분석방법론적 측면에서 우수성을 인정받고 있다. 사회보장분야에 이론에 입각한 근거기반연구가 어느 때 보다 필요한 시점이기에 동태행위모형을 한국보건사회연구원 모형으로 확보하는 것은 무엇보다도 중요하다고 생각한다. 우리나라의 사회보장제도는 앞으로 많은 변화가 예상되고 있기 때문에 이론에 기반하면서 제도 개선에 따른 효과를 사전적으로 예측하는 것이 필요하다. 올해 연구는 랜드연구소의 기본모형을 더욱 한국 현실에 맞게 수정·보완하는 2차 연도 연구이다. 1차 연구에서 미진한 점으로 지적되었던 모형의 신뢰도와 강건성을 확보하여 정책실험모형으로 자리매김할 수 있게 된 것에 의미를 부여할 수 있다. 모형의 확장 과정에서 자문 요청에 응해준 랜드연구소의 데이비드 냅(David Knapp) 박사와 이탈로 가르시아(Italo Garcia) 박사에게 감사를 보낸다. 또한 본 연구에 생산적이고 유익한 조언을 해 주신 원내·외 검독자와 익명의 평가자 여러분께도 감사드린다.

2018년 12월

한국보건사회연구원 원장

조 흥 식

목 차

Abstract ····· 1

요 약 ····· 3

제1장 연구의 배경 및 목적 ····· 25

제1절 연구의 배경 ····· 27

제2절 연구의 목적 ····· 29

제3절 연구의 구성 ····· 29

제2장 이론적 배경 및 선행연구 검토 ····· 31

제1절 이론적 배경 ····· 33

제2절 선행연구 검토 ····· 35

제3장 동태행위모형의 구조 및 파라메타 추정 ····· 59

제1절 동태행위모형의 구조 ····· 61

제2절 고령화패널자료 ····· 71

제3절 파라메타 추정 ····· 88

제4장 모형의 신뢰도 검증 ····· 93

제1절 상속 관련 파라메타 고정을 통한 자산의 신뢰도 검증 ····· 95

제2절 노동참가율 신뢰도 검증 ····· 121

제5장 정책실험 결과 ····· 127

제1절 남성가구주의사결정모형(모형1)의 정책실험 결과 ····· 129

제2절 부부의사결정모형(모형2)의 정책실험 결과 ····· 141

제6장 결론 및 정책적 시사점 ····· 157

제1절 결론 ····· 159

제2절 정책적 시사점 ····· 170

참고문헌 ····· 173

표 목차

〈표 2-1〉 2015년과 2016년 파라메타 추정 결과 ····· 38
〈표 2-2〉 연령별 자산분위 구분을 위한 자산 상한 금액 ····· 40
〈표 2-3〉 자산 하위 1분위의 model fit ····· 41
〈표 2-4〉 자산 2분위(2/3)의 model fit ····· 42
〈표 2-5〉 자산 상위 1분위(3/3)의 model fit(2015년 모형) ····· 43
〈표 2-6〉 자산 1분위(1/3)의 자산 규모 변화율(2015년 파라메타) ····· 45
〈표 2-7〉 자산 2분위(2/3)의 자산 규모 변화율(2015년 파라메타) ····· 46
〈표 2-8〉 정책실험별 남성 노동참가율 변화(2015년 파라메타) ····· 47
〈표 2-9〉 정책실험별 여성 노동참가율 변화(2015년 파라메타) ····· 48
〈표 2-10〉 모형별 파라메타 추정 결과 ····· 51
〈표 2-11〉 자산 1분위(1/3)의 연령별 자산 규모 fitting ····· 52
〈표 2-12〉 자산 2분위(2/3)의 연령별 자산 규모 fitting ····· 53
〈표 2-13〉 국민연금보험료 인상(2%포인트)의 저축효과 ····· 54
〈표 2-14〉 남성 노동참가율의 변화 ····· 55
〈표 2-15〉 건강보험료 인상과 의료비 감소에 대한 자산 변화(저축 변화) ····· 57
〈표 2-16〉 건강보험료 인상과 의료비 감소에 대한 남성 노동참가율 ····· 58
〈표 3-1〉 분석 대상 가구원의 연령 분포(2006년 가준) ····· 72
〈표 3-2〉 표본의 경제활동 구분 ····· 74
〈표 3-3〉 남성 근로자의 추정임금 오차(연평균) ····· 76
〈표 3-4〉 남성 근로자의 추정임금 오차(연평균)-소득이 있는 표본 ····· 77
〈표 3-5〉 추정임금의 오차 수준 ····· 78
〈표 3-6〉 부부의 가구자산 분포 ····· 80
〈표 3-7〉 부부의 건강보험료 분포 ····· 82
〈표 3-8〉 연간 가구(부부) 지출 의료비 분포 ····· 84
〈표 3-9〉 패널 기간 국민연금 신청자 ····· 84
〈표 3-10〉 표본의 국민연금 가입 상태 ····· 85

〈표 3-11〉 국민연금 월급여액 분포 ····· 86
〈표 3-12〉 국민연금 가입 기간 ····· 87
〈표 3-13〉 가구 월평균 소비금액 ····· 88
〈표 3-14〉 모형별 파라메타 추정 결과 ····· 91
〈표 4-1〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형1) ····· 98
〈표 4-2〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형2) ····· 99
〈표 4-3〉 모형1_1의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수 ····· 100
〈표 4-4〉 모형 1_2의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수 ····· 101
〈표 4-5〉 모형2_1의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수 ····· 102
〈표 4-6〉 모형2_2의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수 ····· 102
〈표 4-7〉 자산 하위 1분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2) ····· 104
〈표 4-8〉 자산 하위 1분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험 3, 4) ····· 106
〈표 4-9〉 자산 2분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2) ····· 108
〈표 4-10〉 자산 2분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험3, 4) ····· 110
〈표 4-11〉 자산 3분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2) ····· 111
〈표 4-12〉 자산 3분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험3, 4) ····· 112
〈표 4-13〉 모형2 자산 1분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2) ····· 114
〈표 4-14〉 모형2 자산 1분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4) ····· 115
〈표 4-15〉 모형2 자산 2분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2) ····· 116
〈표 4-16〉 모형2 자산 2분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4) ····· 117
〈표 4-17〉 모형2 자산 3분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2) ····· 118
〈표 4-18〉 모형2 자산 3분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4) ····· 119
〈표 4-19〉 모형1의 남성 노동참가율 상관계수 ····· 121
〈표 4-20〉 모형2의 노동참가율 상관계수 ····· 122
〈표 4-21〉 남성의 노동참가율 오차율 ····· 123
〈표 4-22〉 여성의 노동참가율 오차율 ····· 125
〈표 5-1〉 정책실험 시나리오 구성 ····· 129
〈표 5-2〉 모형1 자산 1분위의 정책실험 결과 ····· 130

〈표 5-3〉 모형1 자산 2분위의 정책실험 결과 ····· 132
〈표 5-4〉 모형1의 노동공급 정책실험 결과 ····· 133
〈표 5-5〉 모형1_1의 자산 1분위 정책실험 결과 ····· 134
〈표 5-6〉 모형1_1의 자산 2분위 정책실험 결과 ····· 135
〈표 5-7〉 남성의 시나리오별 노동공급효과(모형1_1) ····· 136
〈표 5-8〉 자산 하위 1분위의 정책실험 결과(모형1_2) ····· 137
〈표 5-9〉 자산 2분위의 정책실험 결과(모형1_2) ····· 139
〈표 5-10〉 모형1_2의 시나리오별 남성 노동공급 변화 ····· 140
〈표 5-11〉 모형2 자산 1분위의 정책실험 결과 ····· 142
〈표 5-12〉 모형2 자산 2분위의 정책실험 결과 ····· 143
〈표 5-13〉 모형2 남성 노동공급 변화 ····· 144
〈표 5-14〉 모형2 여성 노동공급 변화 정책실험 결과 ····· 145
〈표 5-15〉 모형2_1 자산 1분위 정책실험 결과 ····· 147
〈표 5-16〉 모형2_1 자산 2분위 정책실험 결과 ····· 148
〈표 5-17〉 모형2_1의 남성 노동공급 변화 ····· 149
〈표 5-18〉 모형2_1의 여성 노동공급 변화 ····· 151
〈표 5-19〉 모형2_2 자산 1분위 정책실험 결과 ····· 152
〈표 5-20〉 모형2_2 자산 2분위 정책실험 결과 ····· 153
〈표 5-21〉 모형2_2의 남성 노동공급 정책실험 결과 ····· 154
〈표 5-22〉 모형 2_2의 여성 노동공급 정책실험 결과 ····· 156
〈표 6-1〉 정책 시나리오별 저축 수준 변화 비교 ····· 161
〈표 6-2〉 모형별 파라메타 추정 결과 ····· 162
〈표 6-3〉 정책 시나리오별 노동공급 수준 변화 비교 ····· 165
〈표 6-4〉 모형1과 모형2의 노동공급률 기준선(baseline) ····· 167

그림 목차

[그림 4-1] 자산 1분위 fitting(모형1_실험1) ····· 105
[그림 4-2] 자산 1분위 fitting(모형1_실험2) ····· 105
[그림 4-3] 자산 1분위 fitting(모형1_실험3) ····· 105
[그림 4-4] 자산 1분위 fitting(모형1_실험4) ····· 105
[그림 4-5] 자산 2분위 fitting(모형1_실험1) ····· 109
[그림 4-6] 자산 2분위 fitting(모형1_실험2) ····· 109
[그림 4-7] 자산 2분위 fitting(모형1_실험3) ····· 109
[그림 4-8] 자산 2분위 fitting(모형1_실험4) ····· 109
[그림 4-9] 자산 3분위 fitting(모형1_실험1) ····· 113
[그림 4-10] 자산 3분위 fitting(모형1_실험2) ····· 113
[그림 4-11] 자산 3분위 fitting(모형1_실험3) ····· 113
[그림 4-12] 자산 3분위 fitting(모형1_실험4) ····· 113
[그림 4-13] 자산 1분위(모형2_실험1) ····· 120
[그림 4-14] 자산 1분위(모형2_실험2) ····· 120
[그림 4-15] 자산 2분위(모형2_실험1) ····· 120
[그림 4-16] 자산 2분위(모형2_실험2) ····· 120
[그림 4-17] 자산 3분위(모형2_실험1) ····· 120
[그림 4-18] 자산 3분위(모형2_실험2) ····· 120
[그림 4-19] 남성 노동참가율 fitting(모형1_실험2) ····· 124
[그림 4-20] 여성 노동참가율 fitting모형1_실험2) ····· 124
[그림 4-21] 남성 노동참가율 fitting(모형2_실험2) ····· 124
[그림 4-22] 여성 노동참가율 fitting모형2_실험2) ····· 124

Abstract

Development of Social Insurance Policy Experiment Model using Dynamic Programming

Project Head: Won, Jongwook

It is the second year work of extending and modifying RAND Corporations's prototype dynamic behavioral model that was developed in collaboration with KIHASA in 2015-2016. In 2017, for the first attempt to modifying a prototype model, we transformed couple's decision-making model the male-head of household model to account for male-oriented labor market environment of Korea. We also extended a model by adding public health insurance system to the budget constraint. In 2018, we modeled both male-head of household model and couple's decision-making model that include public health insurance system in budget constraint. The contribution of this year's research is in improving reliability of the model in terms of parameter estimation and policy experiment. We tested reliability of parameter estimation by comparing six different model settings that are derived from different assumptions in asset discretization. We noticed that parameter estimations are stable over six different model settings, and concluded that an extension of model produces reliable result. We also improved

Co-Researchers: Lee, Yeon Hee

model fitting in asset by fixing two parameters in bequest, and should be able to interpret effects of different policy shocks. Finally, we could interpret differences in response of representative household to different policy shocks in relation to difference in fourteen parameters that shape preference of household.

요 약

1. 연구의 배경 및 목적

가. 연구의 배경

우리나라의 사회보험제도는 지금도 성숙해 가는 중이다. 그런데 이러한 제도의 성숙 과정은 끊임없이 변화들을 만들어 내고, 그에 따라 가입자 또는 수급자는 다양한 경제적 선택지들을 마주하게 된다. 국민연금의 경우 현재 재정안정화와 관련하여 보험료율과 수급시점 등 다양한 정책적 대안들이 논의되고 있어 앞으로 많은 제도적 변화가 예측된다. 이러한 변화에 국민연금의 가입자와 수급자는 경제적으로 어떠한 합리적 선택을 하게 될지 가늠해 볼 필요가 있다. 특히 경제활동과 관련하여 어떠한 영향을 미칠지 예측할 수 있는 모형의 개발이 필요하다.

정책의 효과는 공적자료 또는 패널자료의 분석을 통해 사후적으로 확인이 가능하다. 사회보험과 같이 정책 변화의 파급효과가 큰 제도의 경우, 그 변화가 발생하기 이전에 효과를 가늠해 볼 수 있다면 정책 방향 설정에 큰 도움이 될 것이다. 사전적으로 정책효과를 분석할 수 있는 대표적인 방법론 중 하나가 동태행위모형이며, 본 연구는 동태행위모형을 우리나라의 정책 환경에 맞는 모형으로 발전시키기 위해 추진되었다. 2017년에 이어 2018년까지 동태행위모형 연구를 지속적으로 수행하는 것은 2015~2016년에 시행한 랜드(RAND)연구소와의 공동연구가 일회성에 그치지 않고 향후 한국보건사회연구원이 연구 목적에 맞게 자유롭게 모형을 변형시킬 수 있는 기반을 마련하기 위함이다. 우선, 사회보험 관련

정책실험을 더욱 엄밀하게 수행할 수 있는 기반을 구축하고, 본 연구를 기초로 사회보험 이외의 정책 영역에서도 후속 연구가 활성화될 수 있는 기반을 마련하는 것에 의미를 두고 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

나. 2018년 연구의 목적

2017년 연구는 랜드연구소 모형을 우리나라의 정책 환경에 맞는 모형으로 변경하는 첫 번째 시도로, 남성가구주의사결정모형에 건강보험제도를 접목하는 시도를 하였다. 고령화패널상의 표본이 초기 또는 중기 베이비부머로 미국과 달리 부부가 모두 국민연금에 가입해 은퇴 시점을 서로 협의하면서 조정하는 환경이 아닐 것이라는 점을 반영한 것이다. 또한 건강보험을 모형에 추가한 것은 중고령가구의 주요 지출 항목이 의료비인 점을 감안한다면 국민연금과 건강보험제도를 동시에 고려하는 것이 한국 실정에 부합한 것으로 판단한 것이다. 2018년에는 남성가구주의사결정모형과 부부의사결정모형을 동시에 추정하면서 다양한 경로 모형의 안정성을 점검해 보았다. 국민연금사업장가입자를 대상으로 하는 부부의사결정모형에 대한 파라메타 추정은 2018년에 최초로 수행되었다. 2015년 랜드연구소가 수행한 연구는 한국 파라메타를 추정한 것이 아니라 미국 파라메타를 한국 실정에 맞게 보정한 수치를 사용한 것이다. 따라서 2018년 연구가 한국 모형을 최초로 추정한 결과라는 것에 의미를 둘 수 있다. 2018년에 부부의사결정모형으로 확장한 것은 2017년도 연구 결과에 대한 검독 과정과 자문회의 과정에서 우리나라도 선진국과 같은 맞벌이가구가 점차 보편화되어 가고 있기 때문에 남성가구주모형에 국한하는 것이 적절하지 않다는 지적에 따른 것이다. 고령화패널보다 10세 이상 낮은 세대를 대상으로 한 패널자료를 사용한다면 부부의사결정모형이 더

적절할 수 있을 것이다. 2018년도 연구의 또 다른 목적은 모형의 정합성을 제고하는 것이다. 2015년부터 2017년 연구까지 계속 지적되었던 문제가 모형에서 예측하는 자산 수준과 실제 고령화패널상 자산 수준 간의 오차가 크다는 것이었다. 자산 오차의 규모가 연령이 올라감에 따라 크게 증가하는 현상을 보였다. 이러한 문제는 정책실험 결과의 신뢰도를 낮추기 때문에 보완이 필요하였고, 본 연구는 문제의 원인으로 상속 관련 파라메타가 안정적으로 추정되지 않음을 발견하였고, 이에 대한 다양한 실험을 통해 일정 수치로 고정함으로써 모형의 정합성을 제고할 수 있다는 것을 확인하였다. 본 연구의 또 다른 목적은 모형의 안정성을 점검하는 것이다. 파라메타의 추정이 특정 조건에서만 가능한지, 아니면 랜드연구소에서 제시한 가정을 일부 수정하는 경우에도 보편적으로 추정 가능한 모형인지를 점검해 보는 것이다. 동태행위모형에는 많은 변수가 사용되고, 모형의 파라메타를 수렴하는 시간이 많이 소요되기 때문에 주요 상태변수의 경우, 일정 범위를 지정하거나 예시로 투입하는 숫자를 제한하게 된다. 특히 자산은 정책실험에서 저축효과를 측정하는 데 사용되는 중요한 변수이기 때문에 예시로 투입되는 숫자가 늘어나는 경우, 그리고 자산분포에서 추출하는 방식을 변경하는 경우에도 파라메타가 안정적으로 수렴하는지를 가늠해 보아야만 한다. 본 연구에서는 최초에 랜드연구소에서 제시한 자산의 추출 횟수인 16개에 더하여 20개인 경우와 24개인 경우를 추가적으로 분석해 보았다. 주요 상태변수인 자산의 추출 횟수를 증가시키는 것은 패널 표본을 변경 또는 확장하는 간접적인 효과를 측정할 수 있기에 고령화패널을 사용하는 환경 하에서 동태행위모형의 안정성을 점검할 수 있는 방법으로 판단하였다. 분석 결과 자산추출 방식의 변화에도 16개의 파라메타 중 상속 관련 파라메타 2개를 제외한 14개 파라메타는 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 2018년 연구는 동태행위모

형을 필요에 따라 수정하고 보완할 수 있는 자체적 역량을 완성하는 데 의미를 부여할 수 있다. 동태행위모형을 한 단계 더 발전시키기 위해서는 고령화패널이 아닌 다른 패널에 적용하는 것이 필요하다고 본다. 특히, 연령계층이 낮은 세대를 대상으로 하는 패널자료를 사용하고 표본이 풍부한 경우, 자산집단별로 또는 선호체계가 상이한 집단별로 구분하여 파라메타를 추정하고 정책실험을 수행한다면 정책적 시사점이 더욱 높은 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대해 본다.

2. 주요 연구 결과

동태행위모형은 패널자료를 이용하여 분석 대상 가구(개인)의 특정 의사결정(선택변수)과 이에 따른 다음 기의 상태변수 변화를 통하여 이들 가구(개인)의 선호체계를 추정하는 것이다. 이들의 선호체계는 효용함수 또는 가치함수의 파라메타로 대변되며, 이들 파라메타는 분석 대상 표본의 변하지 않는 특성으로 이해되고 있다. 따라서 본 연구에서 추정하는 16개의 파라메타는 고령화패널에서 분석 대상으로 하고 있는 45~59세(2006년 기준)에 적용되는 선호체계이며 세대가 달라지면 다른 파라메타가 추정되어 정책실험 결과도 달라질 수밖에 없다. 계량분석의 경우, 모형의 유의도가 높아야만 변수 간 인과관계 그리고 민감도분석 결과에 대한 해석이 가능한 것과 마찬가지로 동태행위모형도 모형의 정합성을 높이는 것이 중요하다. 동태행위모형의 경우, 모형의 정합성을 나타내는 단일 지표 또는 통계량이 없고 모형에서 예측하는 변수의 수치와 실제 관찰된 데이터 간의 오차 또는 오차의 추이를 통해 정합성을 판단할 수 있다. 2018년도 연구는 지난 3년의 연구 결과에 대한 주요 지적 사항 중 하나

인 자산의 정합성을 제고하는 것이 큰 과제였고 이를 위해 자산의 정합성을 낮추는 원인을 찾기 위한 분석을 수행하였다. 모형에서 추정하는 16개의 파라메타는 분석 대상 487가구의 평균적인 선호체계를 의미하는 것이다. 특정 가구가 아닌 전체 가구의 평균적 성향을 수렴하는 작업이 원만하게 수행되어야만 모형으로서의 가치가 인정될 수 있다. 파라메타 추정 결과, 총 16개의 파라메타 중 14개는 안정적으로 수렴하였으나, 상속 관련 2개 파라메타는 수렴하지 않고 큰 수치로 발산하는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 487가구의 상속 관련 선호체계가 안정된 수치로 수렴되지 않는다는 것을 의미하며, 이로 인해 연령 수준이 증가함에 따라 자산의 오차 수준이 크게 증가하는 추세를 보였다. 이러한 문제를 해결하기 위해 저자가 상속 관련 파라메타를 특정 수치를 부여하는 방식을 사용해 보았다. 실험 결과, 상속 관련 파라메타 2개를 각각 0과 10으로 고정하는 경우 자산 규모의 정합성이 크게 향상되는 것을 확인할 수 있었다. 모형 내에서 반복적 연산을 통해 16개의 파라메타 전체가 수렴되는 것이 가장 바람직하지만 일부 파라메타에서 수렴된 수치를 산출하지 못하는 경우, 저자가 특정 수치를 사후적으로 부여하는 것도 대안으로 고려될 수 있다고 본다. 주요 연구 내용은 상속 관련 파라메타에 대해 사후적으로 가장 적합한 수치를 찾는 실험 과정 및 결과와 이와 같은 과정을 통해 도출된 16개 파라메타를 이용하여 수행한 정책실험에 대해 설명하고 있다.

가. 상속 관련 파라메타 고정을 통한 자산의 정합성 제고

동태행위모형의 신뢰도는 파라메타 추정에 사용되는 모멘트변수(연령별 평균자산, 연령별 평균노동참가율)의 실제 고령화패널상 데이터와 모형에서 계산된 기준선(baseline) 간의 정합성이 기준이 된다. 가치함수의 파라메타는 이들 모멘트의 가중평균이 실제 데이터와 차이가 최소화되는

상태에서 수렴된 수치가 선택되므로 데이터와 기본선 간의 정합성은 모형의 신뢰도와 밀접한 관계를 가지게 된다.

본 연구의 목적 중 하나는 연령별(48~65세) 그리고 자산분위별 평균자산이 실제 고령화패널자료와 모형에서 계산된 수치 간 정합성을 향상시키는 것이다. 본 연구는 2017년 연구의 한계로 나타난 자산의 정합성(fitting)을 개선하기 위해 두 가지 실험을 수행하였다. 첫 번째 실험은 자산 수준과 가장 밀접할 수 있는 상속 관련 파라메타를 특정 수치로 고정시키는 것이고, 두 번째 실험은 고령화패널상 자산 수준을 상태변수(state variable)로 투입하는 방식을 변화시키는 것이다. 첫 번째 실험은 최적파라메타(16개)를 이용하여 계산된 자산의 기준선(baseline)과 최적파라메타 중에서 상속 관련 파라메타인 상속이전율(κ)과 상속강도(θ_B)를 각각 (0, 10), (100, 10), (-100, 100)으로 조정한 상태에서 계산된 자산의 기준선을 비교해 보았다.

1) 남성가구주의사결정모형(모형1)

데이터와 기준선(baseline) 간 정합성을 측정하기 위해 연령 구간별 두 수치의 상관계수를 계산하였다. 〈요약표 1〉과 〈요약표 2〉는 상속 관련 파라메타를 각기 다른 수준으로 고정한 상태의 연령별 기준선상의 평균자산과 고령화패널의 연령별 평균자산의 상관계수를 계산한 결과이다. 실험1은 실제 추정된 파라메타(16개)상의 두 수치 간 연령집단별 상관계수이며, 모든 연령집단에서 음(-)의 상관계수를 보이는 것을 알 수 있다.

실험3은 상속이전율(κ)을 100으로 고정시킨 상관계수로 거의 모든 연령과 자산분위에서 음(-)의 상관계수를 나타내고 있다. 반면에 실험2와 4는 κ를 0 또는 -100의 수치를 부여한 결과로, 동태모형에서 관심을 가지

는 48~60세 연령 구간에서 양(+)의 상관관계를 보이고 그 수준 또한 높은 것을 보여 준다. 실험2의 경우, 자산 1분위의 48~60세 상관계수가 0.5912로 높은 상관관계를 보이며 자산 2분위도 동일 연령집단에서 0.8564로 높은 상관관계를 보이고 있다. 실험4의 경우에도, 48~60세 연령 구간의 자산 1분위와 2분위의 상관계수가 각각 0.6178과 0.8559로 높은 수준을 보이고 있다. 상속 관련 파라메타를 실험2(κ=0, θ_B=10) 또는 실험4(κ=-100, θ_B=10)와 같이 고정시키는 경우, 연령별 평균자산의 정합성(fitting)이 크게 향상된다는 것을 알 수 있으며 48~60세 연령 구간에 대한 정책실험 결과의 해석도 유의하다는 것을 의미한다.

〈요약표 1〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형1)

연령 구분	실험1 κ= 2.56448e+14, θ_B= 1.873722e+11			실험2 κ=0, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.5264	-0.6335	-0.0727	0.2626	0.4258	0.0582
48~60세	-0.0196	-0.1976	-0.0188	0.5912	0.8564	0.1231
50~60세	-0.6040	-0.5325	0.2169	0.0089	0.6612	0.3901
50~65세	-0.8018	-0.7697	0.1201	-0.3362	0.0424	0.2510
연령 구분	실험3 κ=100, θ_B=10			실험4 κ= -100, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.5329	-0.6412	-0.1008	0.2887	0.4288	0.0248
48~60세	-0.0313	-0.2144	-0.0570	0.6178	0.8559	0.3651
50~60세	-0.6160	-0.5369	0.1699	0.0734	0.6624	0.0983
50~65세	-0.8066	-0.7731	0.0949	-0.2946	0.0420	0.2240

실험2, 3, 4에서 상속강도(θ_B)는 10으로 고정시킬 경우 자산의 정합성이 가장 좋은 결과로 도출되어 3개 실험에서 10으로 고정시켰다.

2) 부부의사결정모형(모형2)

모형2에서도 실험2의 경우, 48~60세의 자산 1분위 상관계수가 0.61183, 자산 2분위 상관계수는 0.55969로 실험1의 0.219566과 0.168231에 비해 크게 향상되는 것을 알 수 있다. 모형2의 경우, 실험2의 자산 3분위 상관계수도 0.54983으로 높은 수준을 보이고 있다. 파라메타의 추정은 487가구의 다양한 선호도를 대표적인 한 가구로 수렴하는 작업인 만큼 상속에 대한 선호가 크게 차이나는 경우, 하나의 대표적 수치로 수렴하는 것이 어려울 수 있다고 생각한다. 자산 수준이 높은 가구의 경우, 상속에 대한 여유가 있지만 자산 수준이 상대적으로 낮은 가구는 상속을 할 수 있는 여유가 없거나 반대로 자녀 세대로부터 금전적 지원을 받는 경우도 있을 수 있는 만큼 487가구의 평균적 성향을 상속에 대한 선호가 없는 경우(κ=0)로 고정하는 것은 큰 무리가 아니라고 본다. 따라서 정책실험은 모형에서 추정된 파라메타(14개)를 사용하되 상속 관련 파라메타 2개는 실험 2에서 전제한 수치를 사용하였다. 실험2와 실험4의 상관계수는 큰 차이를 보이지 않으나, 487가구의 평균 성향을 자녀 세대로부터 지원을 받는 음(-)의 상속보다는 상속을 하지 않는 경우인 실험2로 설정하는 것이 더욱 합리적이라는 정성적인 판단을 하였다.

〈요약표 2〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형2)

연령 구분	실험1 κ=9.2965e+07, θ_B=4.3715e+04			실험2 κ=0, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.33884	-0.48159	0.05657	0.35178	0.07100	0.37795
48~60세	0.219566	0.168231	0.19168	0.61183	0.55969	0.54983
50~60세	-0.50405	-0.31884	0.40844	0.00989	-0.0111	0.55587
50~65세	-0.75062	-0.71236	0.19351	-0.2200	-0.4598	0.29059

연령 구분	실험3 κ=100, θ_B=10			실험4 κ= −100, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.34008	-0.48614	0.54635	0.35178	0.07100	0.37795
48~60세	0.215129	0.160765	0.85310	0.61183	0.55969	0.54983
50~60세	-0.50908	-0.32251	0.74940	0.00989	-0.0111	0.55587
50~65세	-0.75249	-0.71385	0.30124	-0.2200	-0.4598	0.29059

나. 정책실험 결과

동태행위모형 분석은 분석 대상 가구(개인)의 선호체계를 대변하는 16개의 파라메타를 추정하는 작업이 먼저 수행된다. 다음 단계는 최적화계산 단계로 이어진다. 추정된 파라메타를 이용하여 은퇴와 연금 수급 시점을 고려할 수 있는 특정 연령 구간에서의 최적경로를 계산하게 된다. 최적경로는 전 생애에 걸쳐 효용이 극대화될 수 있는 소비와 연금 수급 시점의 결정 그리고 이에 따른 자산 수준을 포함하게 된다. 최적화계산이 종료되면 최적화계산(경로)상 추정된 자산 상태와 근로활동 상태가 계산되며 이를 기준선(baseline)으로 명명한다.

다음 단계인 정책실험으로 진행하기 전에 모형의 정합성을 제고할 필요가 있는지를 점검하고 필요한 경우 적정한 조치를 취하는 것이 필요하다. 앞서 자산 수준의 정합성 제고를 위해 상속 관련 파라메타를 사후적으로 일정 수치인 0과 10으로 고정시키는 것이 이에 해당한다. 6개 모형별로 추정된 파라메타에서 상속 관련 파라메타인 상속이전율(κ)과 상속강도(θ_B)를 각각 0과 10으로 고정시킨 상황에서 최적화 조건을 계산하게 된다. 상속 관련 파라메타를 이와 같이 고정시키는 것은 실제 데이터와 모형상에서 계산된 자산 규모의 동조화가 크게 향상되므로 정책실험의 해석이 유효할 수 있기 때문이다. 마지막 단계는 정책실험 단계로, 실험

하고자 하는 정책변수의 수치를 모형상에서 변경한 이후, 새로 계산된 최적화경로상의 자산과 근로활동 상태가 어떻게 변화하는지를 앞서 계산된 기준선(baseline)과 비교하게 된다.

정책실험은 모형상에서 사회보험 관련 정책의 변화를 충격으로 가하는 경우, 자산 규모와 노동참가율의 변화를 비교하는 방식으로 진행된다. 정책 시나리오는 총 4개로, 국민연금 수급 시점을 2년 연장하는 경우와, 국민연금보험료율을 2%포인트 인상하는 경우, 그리고 건강보험료 5% 인상과 의료비 11.6% 감소, 마지막으로 국민연금보험료율 2%포인트 인상과 건강보험료 5% 인상, 의료비 11.6% 감소가 동시에 진행되는 경우이다.

〈요약표 3〉 정책실험 시나리오 구성

시나리오	구성 내용
1.	국민연금 수급 시점 2년 연장
2.	국민연금보험료율 2%포인트 인상
3.	건강보험료 5% 인상 + 의료비 11.6% 감소
4. (2+3)	국민연금보험료율 2%포인트 인상 +건강보험료 5% 인상 + 의료비 11.6% 감소

1) 저축 수준의 변화

(1) 수급 시점의 연장(S1)

(가) 모형별 차이

모형1과 모형2의 저축 수준 변화 차이는 큰 것으로 분석되었다. 국민연금 수급 시점 2년 연장에 따른 자산의 변화는 모형1에서 큰 폭으로 감소하는 반면, 모형2에서는 큰 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 자산 규모의 변화를 야기할 수 있는 파라메타는 위험회피도(α)와 할인율(δ)의 차이이다.

〈요약표 4〉 정책 시나리오별 저축 수준 변화의 비교

자산 분위	모형 구분	남성가구주의사결정모형 (모형1)				부부의사결정모형 (모형2)			
		s1	s2	s3	s4	s1	s2	s3	s4
1 분위	모형	-16.05%	-2.69%	-16.93%	-19.69%	0.00%	-3.52%	2.20%	-0.85%
	모형_1	-23.38%	-2.20%	1.23%	-2.59%	-0.04%	-3.11%	4.71%	1.19%
	모형_2	-13.15%	-3.05%	-26.38%	-30.51%	0.00%	-3.52%	2.20%	-0.79%
2 분위	모형	-7.55%	-0.68%	23.14%	21.51%	0.00%	-1.31%	0.30%	-1.01%
	모형_1	-7.14%	-0.64%	30.94%	29.29%	0.00%	-1.29%	0.28%	-1.00%
	모형_2	-6.65%	-0.75%	20.54%	18.41%	0.00%	-1.33%	0.29%	-1.02%

주: 모형1_2의 경우 정책실험 해석은 48~57세에 대해 유효하며, 나머지 모형은 48~60세에 대해 유효함.

모형1의 위험회피도에 비해 모형2의 위험회피도 수준이 큰 것으로 분석되었고, 이러한 차이가 정책실험에서 반영된 결과로 보인다. 남성가구주모형의 경우, 여성의 근로활동 상한 연령을 60세로 제한을 둔 것이 파라메타 추정에 영향을 준 것으로 판단된다. 그러나 수급 시점의 연장은 경제활동을 하고 있는 당시의 소득 수준을 변화시키지 않기 때문에 위험회피도 또는 할인율보다는 노동공급 영향을 받을 가능성이 클 것으로 추정된다. 수급 시점까지 근로를 하면서 대기할 것인지 아니면 은퇴를 한 상태에서 대기할 것인지를 결정해야 한다. 수급 시점까지 근로를 할 가능성이 높은 경우, 현시점의 저축 수요는 감소하게 된다. 근로를 하는 경우, 소득활동으로 인해 대기 기간 동안의 소득보전과 미래의 연금급여가 증가하게 된다. 모형1과 모형2에서 노동탄력성을 결정하는 파라메타는 gammaH(γ_H)와 gammaW(γ_W)이다. 모형 2의 남성 노동탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)는 모형 1에 비해 상대적으로 큰 것을 알 수 있다.

〈요약표 5〉 모형별 파라메타 추정 결과

파라메타	남성가구주의사결정모형(모형1)			부부의사결정모형(모형2)		
	자산 구분			자산 구분		
	12/4	14/6	12/12	12/4	14/6	12/12
alpha	1.72	1.8	1.85	2.63862	2.66108	2.64
delta	0.93	0.93	0.92	0.93100	0.928216	0.93
gammH	3.4118	3.309	3.728	3.27778	3.14936	3.3237
gammW	2.5561	2.5561	2.5561	2.63103	2.60239	2.6203
betaHSP	0	0	0	-0.06358	-0.02957	-0.0623
betaWSP	0	0	0	0.251319	0.225215	0.2704
betaH	-4.3744	-4.2783	-4.3577	-4.67966	-4.549356	-4.6432
betaW	-4.1538	-4.1538	-4.1538	-4.07262	-4.09892	-4.0492
betaHage	-0.2911	-0.3129	-0.7155	0.01668	-0.0154951	-0.0007
betaWage	0.0291	0.0291	0.0291	0.01299	0.03068963	0.0196

그리고 모형2의 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율(betaHage: $\beta_{H,\,age}$)이 모형1에 비해 상대적으로 크다. 노동공급이 상대적으로 비탄력적인 모형1에서는 수급 기간 연장 시기에 근로를 할 가능성이 높아지고, 이로 인해 현시점에서 저축의 필요성이 낮아지는 효과를 가져 온 것으로 해석된다.

(나) 자산분위별 차이

모형1에서는 자산분위별로 차이를 보이는 것으로 분석되었다. 자산 1분위의 자산 감소(저축 감소) 폭이 큰 반면 자산 2분위는 상대적으로 감소 폭이 작은 것으로 나타나고 있다. 자산분위별로 파라메타를 추정하지 않아 파라메타의 차이로 해석할 수 없는 한계는 있으나, 대체적으로 자산 하위 1분위는 저소득계층으로 유동성 제약을 더 많이 받기 때문에 수급 기간이 연장되는 동안 근로를 할 가능성이 더 높은 계층이므로 현 시점에

서의 저축 수준 변화 폭이 더 큰 것으로 추정된다. 또한 모형 2의 경우, 분위별로 차이가 나지 않는 것은 노동공급에 영향을 주는 파라메타효과가 분위별 유동성 차이를 압도하는 것으로 추정된다.

(2) 국민연금보험료 인상(2%포인트)

(가) 모형별 차이

정책실험 결과, 모든 모형에서 공통적으로 나타나는 반응은 국민연금 보험료 인상(시나리오 2)은 저축을 감소시키는 효과를 가져 온다는 것이다. 모형별로는 모형2의 저축 감소폭이 더 큰 것으로 분석되었다. 모형2의 위험회피도(α)가 높은 것이 원인으로 추정된다. 위험회피도가 높을수록 현시점의 소비 수준을 유지하려는 경향이 강하기 때문에 보험료 인상으로 감소된 소비 수준을 저축의 감소로 보완하려는 경향을 보인다.

(나) 자산분위별 차이

자산분위별로는 파라메타의 차이를 관찰하지 못하기 때문에 유동성 제약의 차이를 원인으로 추정해 볼 수 있다. 자산 하위 1분위는 유동성 제약이 상대적으로 크기 때문에 보험료 인상이라는 소득 감소에 대해 자산 2분위보다 더욱 민감하게 저축을 감소시킬 수밖에 없을 것으로 보인다.

(3) 의료비 감소 효과(S3)

(가) 모형별 차이

건강보험료 인상을 통한 의료비 감소 효과는 소득 수준이 낮을수록 그리고 연령이 높아질수록 부담보다는 혜택이 더 큰 정책이다. 따라서 이러한 정책은 유동성 제약을 완화해 주는 효과가 크기 때문에 증가한 유동성을 어떻게 처분하는지를 관찰할 수 있다. 국민연금보험료 인상과는 반대의 효과로, 모형1의 자산 1분위를 제외하고 모든 모형과 분위에서 저축이 증가하는 것으로 분석되었다. 모형1의 자산 1분위의 결과는 파라메타의 차이로 해석할 수 없기 때문에, 2분위 결과를 모형별로 비교해 보았다. 모형1의 2분위 저축 증가 폭이 모형2의 2분위 증가 폭에 비해 큰 수준으로 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 이 또한 위험회피도의 차이로 해석할 수 있다고 본다. 모형2의 위험회피도가 모형1에 비해 크다는 것은 모형2의 경우, 증가한 유동성을 의료비가 아닌 타 소비로 전환하여 전체 소비 수준을 유지하려는 경향이 모형1에 비해 크다는 것을 의미한다. 따라서 모형2에서는 의료비는 감소하지만 타 소비의 증가로 인해 증가하는 저축의 수준은 상대적으로 적을 수 있다.

(나) 자산분위별 차이

모형2를 통해 분위별 차이를 보면, 자산 2분위의 저축 증가 효과가 1분위에 비해 작음을 알 수 있다. 2분위는 상대적으로 소득 수준이 1분위에 비해 높기 때문에 증가한 유동성을 다른 소비로 전환하는 규모가 더 클 수 있다는 것을 추정해 볼 수 있다.

2) 노동공급의 변화

(1) 수급 시점 2년 연장(S1)

(가) 모형별 차이

국민연금 수급 시점 연장에 대한 남성의 노동공급 변화율은 모형별로 큰 차이를 보이지 않고 있다. 저축 수준의 변화에서 설명한 바와 같이 수급 시점의 연장은 노동공급에 대한 효과가 클 수밖에 없고 노동공급의 탄력도와 여가에 대한 선호의 차이에 의해 결정될 가능성이 크다.

〈요약표 6〉 정책 시나리오별 노동공급 수준 변화 비교

성별 구분	모형 구분	남성가구주의사결정모형 (모형1)				부부의사결정모형 (모형2)			
		s1	s2	s3	s4	s1	s2	s3	s4
남성	모형	0.0%	0.00%	-10.58%	-10.83%	0.14%	-0.43%	1.02%	0.79%
	모형_1	0.0%	0.00%	-6.76%	-7.21%	-0.88%	-1.55%	0.95%	0.54%
	모형_2	-0.81%	-0.21%	-22.72%	-23.11%	0.22%	-0.53%	1.04%	0.81%
여성	모형	-	-	-	-	-0.62%	-1.40%	1.81%	0.70%
	모형_1	-	-	-	-	-2.74%	-3.74%	0.95%	0.32%
	모형_2	-	-	-	-	-1.52%	-2.41%	-0.32%	-1.44%

주: 모형1_2의 경우 정책실험 해석은 48~57세에 대해 유효하며 나머지 모형은 48~60세에 대해 유효함.

모형1의 노동공급은 거의 변화가 없고, 모형2의 노동공급은 모형2_1을 제외하고는 조금 증가하는 것을 나타내고 있다. 정책 변화에 대한 증가율이 미세할 경우, 추가적으로 확인할 필요가 있는 것이 기준선(baseline)의 절대 수준이다. 모형2의 남성 노동탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)는 모형1에 비해 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 그리고 모형2의 남편의 소비와 여가

대체의 연령별 변화율(betaHage:$\beta_{H,\,age}$)이 모형1에 비해 상대적으로 크다. 이러한 차이가 기준선(baseline)의 차이로 반영되어 있는 경우, 정책변화에 의한 변화율에는 큰 변화가 없을 수도 있다.

〈요약표 7〉은 모형1과 모형2의 연령별 노동공급률의 기준선(baseline)이다. 모형2에 비해 모형1의 기준선 수준이 전 연령평균 2.96% 높다는 것을 알 수 있으며 62세 이후 노동공급률의 차이는 5.15%로 국민연금 수급 연령에 근접하는 연령에서 노동공급률이 더 크다는 것을 보여 주고 있다. 수급 기간의 연장은 이러한 기준선의 차이를 더 크게 하거나 확연하게 줄이는 효과는 없는 것으로 분석되며 이러한 차이가 유지되는 것으로 해석할 수 있다고 본다.

〈요약표 7〉 모형1과 모형2의 노동공급률 기준선(baseline)

연령	baseline		(A-B)/A
	모형1 (A)	모형2 (B)	
48세	0.9091	0.8798	3.22%
49세	0.8571	0.8385	2.17%
50세	0.9359	0.8969	4.17%
51세	0.8866	0.8648	2.46%
52세	0.8837	0.8500	3.81%
53세	0.8485	0.8233	2.97%
54세	0.7962	0.7819	1.80%
55세	0.7628	0.7538	1.18%
56세	0.7135	0.7087	0.67%
57세	0.6538	0.6463	1.15%
58세	0.6829	0.6665	2.40%
59세	0.6170	0.6063	1.73%
60세	0.6637	0.6618	0.29%
61세	0.6132	0.5940	3.13%
62세	0.5882	0.5532	5.95%
63세	0.5606	0.5292	5.60%
64세	0.3704	0.3415	7.80%
65세	0.5000	0.4865	2.70%
평균			2.96%

(나) 남성과 여성의 차이

수급 시점 연장에 대해 남성보다 여성이 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 이러한 반응은 모든 정책 시나리오에서 공통적으로 나타나는데 여성의 노동탄력도와 여가에 대한 선호가 남성에 비해 높은 것이 작용한 결과이다. 남성의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)와 여성의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_W}$)를 결정하는 γ_H 와 γ_W 는 모형1의 경우 0.85, 모형2의 경우 0.64 정도 차이를 보이고 있다. 남편이 경제활동을 하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율인 betaWSP($\beta_{W,sp}$)와 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율인 betaWage($\beta_{W,age}$) 또한 차이를 보이고 있다. 이들 두 파라메타는 남성의 경우, 음(-)의 부호를 갖는 반면 여성의 경우는 양(+)의 부호를 갖고 있다. 여성의 경우, 남편이 경제활동을 할수록 그리고 연령이 증가할수록 소득활동보다는 여가에 대한 선호가 높아지는 것을 의미하고, 이런 차이가 정책이 바뀌는 데 따른 변화에도 그대로 반영되고 있다. 모형2의 시나리오 1과 시나리오 2의 남성과 여성 간 차이가 모형2_1과 모형2_2의 성별 차이에 비해 크지 않은 것은 모형2의 betaHage($\beta_{H,age}$)와 betaWage($\beta_{W,age}$)의 부호와 크기가 0.01668과 0.1299로 비슷하기 때문에 betaWSP($\beta_{W,sp}$)와 betaHSP($\beta_{H,sp}$)의 차이만이 반영된 결과이다. 반면에 모형2_1과 모형2_2에서는 γ 와 β의 남녀 차이가 모두 반영되어 여성이 남성에 비해 더 민감하게 반응하는 것으로 분석된다.

(2) 국민연금 보험료 인상(2%포인트)의 효과(S2)

(가) 모형별 차이

보험료 인상은 노동공급에 있어 소득효과와 대체효과가 발생할 수 있다. 보험료 인상으로 인해 소득이 감소하여 여가에 대한 가치를 상승시키는 효과(대체효과)도 있지만 감소한 소득을 보전하기 위해 노동공급을 늘리는 효과(소득효과)도 가져온다. 모형2의 노동 감소폭이 모형1에 비해 조금 더 큰 것을 알 수 있다. 모형2의 경우 대체효과가 소득효과보다 더 크게 작용하였다는 것을 의미한다. 모형2의 노동탄력도가 모형1에 비해 더 크고 여가에 대한 선호도 상대적으로 높은 것이 대체효과를 높이는 결과로 작용한 것으로 추정된다.

(나) 남성과 여성의 차이

모형2에서 남성과 여성의 차이를 살펴보면, 여성이 더 민감하게 노동공급을 감소시키는 것을 알 수 있다. 위에서 이미 설명한 바와 같이 노동탄력도와 여가에 대한 선호도가 여성이 더 크기 때문에 대체효과를 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 보인다.

(3) 건강보험료 인상과 의료비 감소 효과(S3)

(가) 모형별 차이

모형1의 경우, 노동공급이 큰 폭으로 감소하는 것으로 나타나고 있다. 모형1과 2의 파라메타를 비교해 보면 모형1이 노동공급탄력도나 여가에

대한 선호 측면에서 노동공급에 대한 변화가 적을 것으로 예상되나 오히려 노동공급을 감소시키는 것은 위험선호도의 차이가 작용한 것으로 추정된다. 앞에서 살펴본 저축 수준의 변화와 연계시켜 해석할 필요가 있다. 의료비 감소로 인해 증가한 유동성을 위험회피도가 상대적으로 높은 모형2에서는 다른 소비를 증가시키는 데 사용하는 데 반해 모형1은 저축을 증가시키는 것으로 분석되었다. 모형1에서 저축의 증가는 60세 이후의 노동공급 필요성을 낮추는 것으로 작용하고 모형2에서는 여타 소비의 증가로 인해 저축의 변화가 없었기 때문에 60세 이후 노동공급에 대한 변화가 거의 나타나지 않는 것으로 추정된다.

(나) 남성과 여성의 차이

의료비 감소로 인한 성별 차이는 거의 나타나지 않는 것으로 보인다. 남성과 여성 간 노동공급탄력도와 여가에 대한 선호도의 차이는 있지만 의료비 감소 요인이 여성의 노동공급을 크게 증가시키는 요인으로 작용하지는 않는 것으로 보인다.

3. 결론 및 시사점

가. 상속 관련 파라메타 고정을 통한 자산의 정합성 제고

본 연구에서 각기 다른 6개 모형의 파라메타를 추정한 것은 모형별로 추정된 파라메타값이 안정적인 추세를 보이는지 확인하기 위함이다. 추정 결과 상속 관련 파라메타 2개를 제외하고는 6개 모형의 14개 파라메타가 모형의 전제를 달리하는 경우에도 큰 차이를 보이지 않고 안정적으

로 추정되는 것으로 평가된다. 남성가구주의사결정모형(모형1)의 경우, 부부의사결정모형(모형2)에 비해 위험회피도가 상대적으로 낮은 것으로 추정되었다. 할인율은 두 모형 간 차이는 없으며, 남편의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_{H_H}}$)는 모형2가 조금 더 높은 것으로 계산되었다. 모형1에서 γ_W는 2.5561로 고정하였으나 모형2에서 추정된 값은 이보다 조금 더 큰 2.6 수준임을 알 수 있다. 부인의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_W}$)는 모형2가 조금 더 낮은 것으로 계산된다. 상속이전율(κ)과 상속강도(θ_B)는 모든 모형에서 각기 다른 값이면서 큰 차이를 보여 상속 관련 파라메타를 일정한 수치로 수렴하지 않는다는 것을 보여 주고 있다.

〈요약표 8〉 모형별 파라메타 추정 결과

파라메타	남성가구주모형(모형1)			부부의사결정모형(모형2)		
	자산추출 기준			자산추출 기준		
	1 (12/4)	1_1 (14/6)	1_2 (12/12)	2 (12/4)	2_1 (14/6)	2_2 (12/12)
α: 위험회피도	1.72	1.8	1.85	2.63862	2.661	2.64
δ: 할인율	0.93	0.93	0.92	0.93100	0.928	0.93
γ_H : 남편의 노동공급탄력성	3.4118	3.309	3.728	3.27778	3.149	3.323
γ_W : 부인의 노동공급탄력성	2.5561	2.5561	2.5561	2.6310	2.6023	2.6203
$\beta_{H,SP}$: 부인이 경제활동하는 경우 남편의 소비와 여가의 대체율	0	0	0	-0.0635	-0.029	-0.062
$\beta_{W,SP}$: 남편이 경제활동하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율	0	0	0	0.251	0.225	0.270
κ: 상속이전율 (bequest shifter)	2.56E+14	3.78E+15	1.78E+29	9.296e+07	1.93e+07	2.72e+07
θ_B : 상속강도 (bequest intensity)	1.87E+11	5.35E+11	4.08E+12	4.3715e+04	2.19e+03	1.16e+02
$C_{\min}$: 소비 하한	5.9953	4.834	7.1278	4.08319	4.23438	4.0538
σ_H : 남편의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	1.3349	1.4061	1.2906	0.98017	1.020	1.038
σ_W : 부인의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	0.8425	0.8425	0.8425	0.9456	0.9172	0.9115
ρ : 부부간 내재된 선호도의 상관계수	0	0	0	0.08202	0.0556	0.0822
β_H : 남편의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.374	-4.278	-4.3577	-4.6796	-4.549	-4.643
β_W : 부인의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.153	-4.153	-4.1538	-4.0726	-4.0989	-4.0492
$\beta_{H,age}$: 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	-0.291	-0.312	-0.7155	0.01668	-0.0154	-0.0007
$\beta_{W,age}$: 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.0291	0.029	0.0291	0.01299	0.0306	0.0196

주: 1) 정책실험을 위한 기준선(baseline) 계산에서는 κ=0, θ_B=10으로 고정된 값을 사용함.
2) 자산 구분은 모형 내에서 추출하는 자산의 예시금액 수를 의미하며, 예를 들어 12/4는 총 16개의 예시금액을 추출하되 2억 3천만 원 이하에서 12개 값을, 그리고 2억 3천만 원에서 20억 원 사이에서 4개 값을 추출한다는 것을 의미함.

일과 여가에 대한 상대적 선호도를 나타내는 β_H, β_W는 남편의 수치는 모형1의 절댓값이 모형2에 비해 적고, 여성의 수치는 모형2의 절댓값이 적은 것으로 추정되었다. 연령이 증가할수록 일과 여가에 대한 대체관계를 의미하는 $\beta_{H,age}$, $\beta_{W,age}$는 남편의 수치는 모형2를 제외하고 모두 음(-)이고, 모형1의 절댓값이 더 크다. 일과 여가에 대한 선호를 대변하는 파라메타는 남편과 부인의 파라메타가 구별된다. 모든 모형에서 γ_H는 γ_W보다 크며, 모형2에서 $\beta_{H,SP}$와 $\beta_{W,SP}$의 부호가 다르다. 모든 모형에서 β_H의 절댓값이 β_W보다 크며, 모형2를 제외한 나머지 5개 모형에서 $\beta_{H,age}$와 $\beta_{W,age}$의 부호가 다르다. 이들 파라메타가 남성과 여성의 절댓값이 다르고 부호가 다른 것은 여성이 남성에 비해 노동공급이 탄력적이고 배우자가 일을 하는 경우, 일보다 여가를 더 선호하는 동시에 연령이 증가할수록 여가를 더 선호하는 것을 의미한다.

나. 동태행위모형의 타 분야 연구 적용 가능성

사회보장과 관련된 많은 연구에서 효용함수 또는 가치함수의 추정이 요구되고 있기 때문에, 지난 4년간의 연구를 통해 확보된 모형을 기초로 타 부문으로 확장될 수 있는 가능성을 확인하였다. 정책효과에 대한 사전적 검증 수요가 많기 때문에 각종 패널자료 등과의 연계를 통해 다양한 분야의 정책효과를 사전적으로 검증할 수 있는 연구가 활성화될 수 있는 계기를 마련하였다고 평가된다.

*주요 용어: 동태행위모형, 국민연금제도, 건강보험제도, 고령화연구패널조사

제 1 장 연구의 배경 및 목적

제1절 연구의 배경
제2절 연구의 목적
제3절 연구의 구성

1 연구의 배경 및 목적

제1절 연구의 배경

우리나라의 사회보험제도는 지금도 성숙해 가는 중이다. 그런데 이러한 제도의 성숙 과정은 끊임없이 변화들을 만들어 내고, 그에 따라 가입자 또는 수급자는 다양한 경제적 선택지들을 마주하게 된다. 국민연금의 경우 현재 재정안정화와 관련하여 보험료율과 수급시점 등 다양한 정책적 대안들이 논의되고 있어 앞으로 많은 제도적 변화가 예측된다. 이러한 변화에 국민연금의 가입자와 수급자는 경제적으로 어떠한 합리적 선택을 하게 될지 가늠해 볼 필요가 있다. 특히 경제활동과 관련하여 어떠한 영향을 미칠지 예측할 수 있는 모형의 개발이 필요하다. 국민연금과 함께 건강보험의 제도 변화 또한 중고령자의 경제활동에 미치는 파급효과가 매우 크다고 할 수 있다. 건강보험의 경우 제도의 보장성 강화는 전체적으로 건강보험료율의 인상을 가져오지만 제도 설계 상 세대 간 재분배 기능이 강하기 때문에 중고령자는 상대적으로 부담에 비해 혜택이 크다. 건강보험의 보장성 강화는 특히 은퇴한 고령자에게 예산 제약을 완화해 주는 역할을 할 수 있을 것이다.

이처럼 사회보험의 제도적 변화는 가입자나 수급자의 경제적 문제에 많은 영향을 미친다. 이에 한국보건사회연구원과 미국의 랜드연구소는 사회보험의 정책 변화가 중고령자의 삶을 어떻게 변화시키는지를 객관적으로 예측해 볼 수 있는 모형 개발이 필요하다고 판단하여 2015년부터 2016년까지 2년간에 걸쳐 국민연금의 정책실험을 목적으로 하는 동태행

위모형 개발을 공동으로 추진하였다. 동태행위모형을 선택한 것은 실제로 적용되지 않은 정책을 미리 실험할 수 있는 거의 유일한 모형으로 평가받고 있기 때문이다. 동태행위모형 이외에도 정책실험에 사용되는 분석 방법은 많으나 이들 방법은 사후적 분석 방법으로 정책 추진에 따른 반응 관련 자료가 없는 경우 사전적 분석은 불가능하다. 다른 모형의 경우 사후적으로 정책효과를 측정하는 것에 그치지만 동태행위모형은 사전적으로 정책효과를 미리 실험하여 정책 대상의 반응을 추정할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 무엇보다도 경제학이론에 기반하여 가치함수(효용함수)의 파라메타를 추정한다는 것과, 일정 기간 변하지 않는 개인과 집단의 의사결정 성향을 추정하고 이에 기반한 엄밀한 정책실험이 가능하다는 점이 동태모형을 선택한 가장 큰 이유이다.

지난 2년간(2015~2016)의 연구는 미국의 랜드연구소가 주도하고 한국보건사회연구원은 관련 자료 제공과 모형의 기본구조에 대한 방향성을 제공하는 형태의 협동연구 형식으로 추진되었다. 공동연구는 랜드연구소에서 이미 개발한 동태행위모형을 한국의 국민연금제도에 적용시켜 국민연금제도 변화에 따른 저축과 노동공급의 변화를 관찰할 수 있는 모형을 개발하는 것이 목적이었다. 본 연구는 2017년에 이은 후속 연구로 지난 2년간의 공동연구와 2017년의 한국보건사회연구원 연구를 더욱 한국적 현실에 적합하게 변형하는 동시에 모형의 신뢰도를 제고하는 것을 목적으로 하고 있다. 궁극적으로 한국보건사회연구원 모형으로 발전시켜 효용함수 또는 가치함수 추정이 필요한 다른 분야 연구로 확장시킬 수 있는 기반 구축을 또 다른 목적으로 갖고 있다.

제2절 연구의 목적

한국보건사회연구원이 기본연구로 동태행위모형 연구를 독자적으로 수행하는 것은 랜드연구소와의 공동연구가 일회성에 그치지 않고 한국보건사회연구원 모형으로 발전시키는 것을 목적으로 하고 있다. 본 연구는 다양한 정책 수요에 대응할 수 있는 체계 마련을 위해 보다 엄밀한 사회보험 관련 정책실험을 수행하기 위한 기반을 구축하고자 하였다. 지난 2년간의 공동연구, 그리고 2017년에 수행한 선행 연구와 본 연구의 차별성은 국민연금만을 고려한 모형에서 건강보험 또는 의료비지출까지 고려하는 사회보험모형이라는 점, 부부의사결정모형도 추정하였다는 점, 그리고 모형에서 제시한 자산추출 방식을 달리하여 6개 모형의 파라메타를 추정하여 모형의 안정성을 점검하였다는 점이다. 또한, 기존 연구에서 지속적으로 지적된 자산의 정합성을 상속 관련 파라메타 2개를 일정 수준으로 고정시킴으로써 모형의 신뢰도를 제고한 것이 가장 큰 차이점이라 할 수 있다.

제3절 연구의 구성

제2장은 동태행위모형의 이론적 설명과 함께 2015년부터 진행되어 온 동태행위모형의 추진 방법 및 주요 내용을 소개하고 있다. 제3장은 동태행위모형의 작용 기전을 소개하고, 모형에 투입되는 자료가 고령화패널로부터 어떻게 추출되고 가공되었는지를 소개한다. 제4장은 과거 연구에서 지적되어 온 모형의 신뢰도 문제를 상속 관련 파라메타의 고정을 통해 해결하는 과정을 기술하였다. 5장은 남성가구주모형과 부부의사결정모

형 그리고 자산추출 방식을 달리하는 경우 생성되는 파라메타를 비교하여 모형의 안정성을 점검하고, 6개 모형별로 추정된 파라메타를 이용하여 4개의 시나리오별로 정책실험을 수행한 결과를 기술하였다. 6장은 결론 및 정책적 시사점으로 정책실험 결과가 제시하는 바를 정책적으로 해석하는 데 추가적으로 고려해야 할 사항 등 연구의 한계와 향후 발전 방향을 제시하였다.

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토

제1절 이론적 배경
제2절 선행연구 검토

2 이론적 배경 및 선행연구 검토[2)]

제1절 이론적 배경

동태행위모형의 이론적 배경은 2017년 연구에서 기술한 내용을 그대로 옮긴 것임을 밝힌다. 동태행위모형의 이론적 근원은 수학자였던 Richard E. Bellman(1957)이 최초 개발한 벨만함수(Bellman equation)이며 최적제어이론의 수학적 접근으로 해석되고 있다. Bellman이 개발한 수식이 공학, 국방 그리고 경제학 분야에 응용되었고, 경제학 내에서도 미시경제학과의 접목을 통해 분석되고 있는 모형을 동태행위모형으로 명명하고 있다. 본 연구는 방법론적으로 벨만함수에 기반하고 있다. 최초로 미시경제학적 응용을 시도한Rust(1987)는 기존의 은퇴시점에 대한 많은 연구가 이분적 생애주기모형(two-period life-cycle model)에 국한되는 한계를 벗어나고자 생애이산은퇴모형(life-time discrete retirement model)을 dynamic programming에 적용하여 분석하였다. 또한 개인의 효용함수를 nested fixed point(NFXP) 알고리즘을 이용하여 슈퍼컴퓨터상에서 최초로 추정하는 성과를 이루었다(원종욱, 이연희, 2017). 최근 컴퓨터 성능의 고도화로 nested fixed point(NFXP) 알고리즘을 대신하는 Nelder-Mead simplex 등과 같은 방법론의 응용을 가능하게 함에 따라 더욱 효율적인 파라메타 추정이 가능해졌다(원종욱, 이연희, 2018).

2) 본 연구는 2017년에 수행한 연구와 연속성이 있는 관계로 원종욱, 이연희(2017)의 제2장과 원종욱, 이연희(2018)의 선행연구 부분을 발췌하여 정리하였음.

파라메타 추정은 method of simulated moments(MSM)가 응용되면서 동태행위모형이 보다 정교해지게 되었다. MSM을 은퇴 시점 관련 연구에 최초로 적용한 사례는 Berkovec & Stern(1991)이며 효용함수의 파라메타를 추정하는 것이 아니라 계량적 방법론을 접목한 사례이다. French & Jones(2011)는 미국의 직장건강보험, 메디케어, 그리고 공적연금제도(social security)가 은퇴 시점에 어떤 영향을 주는지를 GMM을 사용한 dynamic programming 모형으로 분석하였다. Rust(1987) 이후 유사한 방법론을 응용한 연구가 많이 발표되었고, 미국 이외 국가들의 연금과 은퇴시점 관련 논문이 대다수를 이루고 있다. 대표적인 사례는 Karlstrom & Palme & Sevensson(2004)과 Butt & Khemka(2015)의 논문으로 스웨덴 블루칼라 근로자의 은퇴 시점을 동태행위모형을 이용하여 분석하였다(원종욱, 이연희, 2018).

Rust(1987) 논문 그리고 위에서 소개한 논문들도 개인의 행위를 분석한 것이다. 은퇴 시점 연구에서 부부를 하나의 효용함수로 모형화한 것은 Gustman & Steinmeir(2000)가 최초이며, 연금제도와 부부의 은퇴 시점 결정을 모형화한 Gustman & Steinmeir(2004) 연구는 향후 부부효용함수에 기반한 동태행위모형의 기초가 되었다. Gustman & Steinmeir(2000, 2004)는 부부효용함수의 파라메타를 dynamic programming으로 추정하지 않고 계량적 방법으로 추정하였다는 것이 차이점이다. 본 연구와 2015년, 2016년 2년에 걸쳐 랜드연구소와 협업을 통해 구축한 동태행위모형은 랜드연구소의 연구원(economist)인 David Knapp(2014)의 논문에 기반을 두고 있다. Knapp(2014)은 부부효용함수를 이용하여 부부의 개인별 그리고 부부가 동시에 누리는 여가(leisure)의 수준이 가구마다 다르다는 것과 각자에게 적용되는 연금산식에 따라 부부가 각기 다른 은퇴 시점을 결정하게 된다는 것을 동태행위모

형에 반영하였다. 경제학적 측면에서는 부부모형이라는 것과 추정 방법론 측면에서는 Nelder-Mead Simplex와 Generalize Moment Method(GMM)를 dynamic programming에 적용하여 파라메타를 직접 추정한다는 것이 기존 논문과의 차이로 볼 수 있다. 랜드연구소와 진행한 2015년과 2016년 모형은 부부효용함수를 기반으로 하고 있으나, 2017년 한국보건사회연구원이 수행한 연구에서는 남성가구주의사결정모형을 전제하였다. 그러나 고령화패널이 연차를 더함에 따라 후기 베이비부머와 다음 세대를 분석하기 위해서는 남성가구주보다는 부부모형이 더 적합할 것으로 판단하여 2018년 연구에서는 부부의사결정모형에 대한 파라메타 추정과 정책실험도 추가하였다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

제2절 선행연구 검토[3)]

동태모형에 대한 연구는 2015년 시작되어 2018년 연구까지 이어졌다. 2015년 연구와 2016년 연구는 랜드연구소가 주도하여 모형을 개발하였고, 2017년 연구는 한국보건사회연구원에서 랜드연구소의 기본모형에 건강보험제도와 의료비지출을 예산식에 추가하는 작업을 수행하였다. 랜드연구소에서 주도적으로 수행한 2개년 모형은 기본적으로 부부의사결정모형이다. 선진국의 경우, 남성과 여성의 경제활동참가율이 큰 차이를 보이지 않기 때문에 부부가 은퇴 시점과 소득과 소비 그리고 저축에 대한 의사결정에 있어 배우자의 의사결정이 주요한 변수가 된다는 것을

3) 본 연구는 2015년에 시작된 동태행위모형연구와의 연속성이 있는 관계로 선행연구 결과를 소개하기 위해 원종욱, 이연희(2017), pp.16-26을 발췌하였음.

전제한 것이다. 2017년 연구는 고령화패널에서 분석 대상으로 하는 표본 가구의 경우, 베이비부머 또는 그 이전 세대인 관계로 선진국과 같은 부부의사결정모형이 적합하지 않을 수도 있다는 전제하에 남성가구주모형으로 전환하여 분석하였다. 2018년에 수행한 본 연구는 2017년 수행한 남성가구주모형과 함께 건강보험제도가 추가된 부부의사결정모형에 대해서도 분석하였다. 지난 4년간의 연구 과정을 살펴보면 랜드연구소의 모형을 기초로 더욱 한국적인 모형으로 전환하기 위해 다양한 시도를 해온 것을 알 수 있다. 올해를 끝으로 동태행위모형에 대한 연구가 종료되는 만큼 지난 4년 동안 진행된 연구 결과를 비교해 보는 것이 필요하다고 본다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

1. 2015년과 2016년 랜드연구소 모형

2015년과 2016년의 연구는 랜드연구소가 주도하여 진행하였고, 한국보건사회연구원은 2016년 연구에 대해 지역가입자에 관한 국민연금급여 자료를 생성하는 데 기여하였다. 2015년 연구는 고령화패널을 이용하였지만 한국 파라메타를 직접 추정하지 않고 미국의 기존 연구에서 사용한 파라메타를 한국 상황에 맞게 보정한 것이다. 따라서 2015년 연구는 랜드연구소의 동태행위모형을 한국의 고령화패널에 적용하고 미국의 파라메타를 이용하여 정책 분석을 실시한 것이다. 2016년 연구는 분석 대상을 국민연금의 사업장가입자와 지역가입자를 모두 포함시킨 모형으로 한국 파라메타를 최초 추정한 연구이다. 2016년 모형에는 지역가입자까지 포함된 모형으로 다양한 배경의 표본에 대한 효용함수를 더 정밀하게 표현할 필요가 있었다. 2015년 모형에서 추정된 파라메타는 총 16개이나 2016년 세부모형에서 추정된 파라메타의 수는 31개이다. 2016년 모형

에서 파라메타가 늘어난 가장 큰 이유는 남성과 여성 표본을 학력 수준별(고졸 이상, 고졸 미만)로 구분하여 파라메타를 추정하였기 때문이다. 세부모형 추정에 소요되는 기간이 너무 길어 최종 수렴된 파라메타를 구하지 못하고 연산 중간에 도출된 결과를 사용하였다. 2016년 연구를 수행한 결과, 사업장가입자와 지역가입자를 동시에 분석하는 것은 무리가 따른다는 것을 알 수 있었다. 파라메타의 추정은 분석 대상 가구를 하나의 대표적인 가구(representative household)의 선호체계로 수렴하는 작업이다. 은퇴 시점의 결정, 소득과 소비행위, 여가에 대한 선호 등에서 두 집단은 이질성을 가질 수 있다는 것을 다시 확인한 연구로 볼 수 있다. 이런 결과를 바탕으로 2017년 연구는 다시 사업장가입자만을 대상으로 하는 연구로 전환하였고 분석모형을 더 단순화하기 위해 남성가구주모형으로 변환된 모형을 추정하였다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

가. 파라메타 추정 결과

2015년 파라메타는 미국의 선행연구에서 사용된 파라메타를 한국 상황에 맞게 보정한 것이다. 2015년 연구에서 사용한 고령화패널의 최종 표본은 혼인 상태를 유지하고 있는 661가구이다. 2016년 연구의 경우, 지역가입자인 경우 소득 이력이나 가입 이력 또는 소득을 추정할 수 있는 대리변수의 확보가 어려운 경우가 많기 때문에 이를 보완하기 위해 국민연금공단의 가입자정보를 집단 평균(셀 평균)으로 제공받아 고령화패널과 매칭시키는 연구를 시도하였다. 지역가입자였던 표본까지 추가하여 분석에 사용된 표본의 수는 1756부부가구이다. 2015년과 2016년 파라메타는 각기 성격이 다른 모형이므로 직접 비교가 어렵다고 본다.

〈표 2-1〉 2015년과 2016년 파라메타 추정 결과

파라메타	2015년	2016년 1차 추정	2016년 2차 추정
α: 위험회피도	2.32	2.735	3.3271
δ:할인율	0.85	0.92	0.9200
γ_H : 남편의 노동공급탄력성	3.0	2.8701	2.6297
			3.1794
γ_W : 부인의 노동공급탄력성	2.7	2.5561	0.3889
			2.0825
$\beta_{H,SP}$: 부인이 경제활동을 하는 경우 남편의 소비와 여가의 대체율	-0.01	-0.0244	-0.2678
			0.0031
$\beta_{W,SP}$: 남편이 경제활동을 하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율	0.07	0.0823	0.0563
			0.0259
κ: 상속이전율 (bequest shifter)	125	78.1395	18.0239
θ_B : 상속강도 (bequest intensity)	211	201.419	885.858
$C_{\min}$: 소비 하한	4.78	4.615	6.2214
σ_H : 남편의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	1	1.0498	2.4830
			1.0289
σ_W : 부인의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	0.8	0.8425	0.0908
			0.8124
ρ : 부부간 내재된 선호도의 상관계수	0.05	0.0497	0.0653
			0.0543
			0.0490
			0.0876
			0.1530
			0.0496
β_H : 남편의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.44	-4.4186	-5.2619
			-5.2442
β_W : 부인의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.23	-4.1538	-4.1840
			-4.4817
$\beta_{H,age}$: 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.052	0.0503	0.0923
			0.0768
$\beta_{W,age}$: 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.028	0.0291	-1.3212
			-0.2908

주: 2016년 2차 추정 결과의 경우 남성과 여성을 고졸 이상 학력자와 미만인 사람을 구분하여 파라메타를 추정하였고 위 칸이 고졸 미만, 아래 칸이 고졸 이상자의 파라메타임.

자료: 1) 원종욱·장인수·백승진·이진국·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구』, 2015, 한국보건사회연구원.

2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

나. Model fit

동태행위모형에서 도출된 파라메타를 이용하여 정책변수의 변화로 인한 가구의 반응을 측정하는 것이 모형 개발의 목적이다. 정책실험에 대한 해석이 유효하기 위해서는 모형의 신뢰도가 높아야 하고, 동태행위모형의 모형신뢰도는 실제 데이터와 모형에서 계산된 데이터(baseline)와의 정합성으로 판단할 수 있다. 2015년 연구부터 지속적으로 제기된 문제점은 자산의 정합성이 떨어진다는 것이다. 특히 연령이 올라갈수록 모형에서 계산된 자산 규모가 실제 데이터에 비해 큰 수준으로 낮아지는 문제점을 갖고 있다. 이러한 한계를 갖는 상태에서 2017년 연구까지 진행되었고, 정책실험에 대한 해석도 이러한 제약을 감안할 수밖에 없었다. 2018년 수행된 본 연구는 기존 연구에서 문제점으로 지적된 자산의 정합성을 제고시켰다는 것에 큰 의미를 두고 있다. 2018년 연구에서는 상속 관련 파라메타를 일정 수준으로 고정시킴으로서 전체 모형의 신뢰도를 향상시킬 수 있었다. 이와 관련된 설명은 3장에 상세히 기술하였다. 아래는 지금까지 연구에서 제시된 자산의 정합성 문제를 간략하게 기술해 보았다. 자산분위별 자산 규모는 연령별로 제시되어 있는데, 동태행위모형의 특성상 패널 기간 중 48~65세에 해당하는 사람들의 자산 규모를 나타내는 것임을 유의해야 한다. 특정 연도, 특정 연령의 자산 규모가 아니라 패널 기간 중 특정 연령에 해당하는 사람들의 평균자산 규모임을 감안해서 해석할 필요가 있다. 예를 들어, 2006년 56세와 2008년 56세, 2010년 56세, 2012년 56세는 동일한 56세 집단으로 구분되어 자산 규모가 집계된다. 연령별 자산 규모를 3개 집단(tertile)으로 구분하여 분석하였고 1분위, 2분위를 구분하는 자산 상한 금액은 아래와 같다. 이러한 구분은 2018년 연구에서도 동일하게 적용되었다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-2〉 연령별 자산분위 구분을 위한 자산 상한 금액

(단위: 백만 원)

남성가구주 연령	1분위 상한	2분위 상한
48세	72.1	184.6
49세	63.1	170.3
50세	80.0	249.8
51세	65.1	211.6
52세	79.5	211.6
53세	84.6	204.4
54세	91.2	213.9
55세	100.0	211.6
56세	93.9	200.0
57세	90.8	227.1
58세	90.8	200.0
59세	95.2	227.1
60세	100.0	200.0
61세	107.2	264.5
62세	110.0	234.7
63세	95.9	234.7
64세	112.7	234.7
65세	122.1	287.9

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006~2014
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

1) 자산 분위별 model fit

(1) 하위 1분위(1/3)의 model fit(2015년 모형)

자산 하위 1분위의 경우, 48세부터 52세까지는 모형에서 추정한 자산이 실제 자산보다 높은 것으로 나타났고, 53세부터 65세까지는 그 반대의 현상이 나타나고 있다. 모형의 추정오차는 53세 이후 점차 커지다가

다소 감소하는 추세를 보이고 있다. 자산분위 1분위의 전반적인 추정오차율은 37.2%인 것으로 계산되었다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-3〉 자산 하위 1분위의 model fit

(단위: 백만 원)

연령	data (A)	baseline (B)	B-A	오차율 (B-A)/A
48세	16.1	19.7	3.6	22.6%
49세	18.3	25.6	7.2	39.4%
50세	26.1	33.4	7.3	27.8%
51세	19.6	24.1	4.5	22.7%
52세	28.4	31.7	3.3	11.7%
53세	29.5	28.4	-1.1	-3.6%
54세	35.4	30.4	-5.0	-14.1%
55세	37.6	29.3	-8.2	-21.9%
56세	41.5	26.5	-15.0	-36.1%
57세	36.6	24.1	-12.5	-34.1%
58세	47.2	23.0	-24.3	-51.4%
59세	43.6	22.0	-21.6	-49.6%
60세	54.0	22.9	-31.1	-57.6%
61세	48.4	21.0	-27.4	-56.7%
62세	61.0	23.0	-38.1	-62.3%
63세	40.5	16.8	-23.8	-58.7%
64세	65.4	27.1	-38.3	-58.5%
65세	27.9	16.2	-11.7	-42.0%
|평균 절대오차율|				37.2%

자료: 1) 제1차~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원, 2006년~2014년
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

(2) 자산 2분위(2/3)의 model fit(2015년 모형)

2분위의 자산 추정은 1분위보다는 조금 향상되는 모습을 보인다. 연령별 오차율(절댓값)의 전체 평균은 32.3%로 1분위의 37.2%보다 낮은 것으로 계산되었다.

〈표 2-4〉 자산 2분위(2/3)의 model fit

(단위: 백만 원)

연령	data (A)	baseline (B)	B-A	오차율 (B-A)/A
48세	127.0	92.9	-34.1	-26.8%
49세	128.6	119.2	-9.4	-7.3%
50세	162.2	103.5	-58.7	-36.2%
51세	138.4	107.5	-30.9	-22.4%
52세	143.2	102.4	-40.7	-28.4%
53세	142.4	111.8	-30.6	-21.5%
54세	149.6	109.9	-39.6	-26.5%
55세	152.9	115.0	-37.9	-24.8%
56세	136.1	104.7	-31.4	-23.1%
57세	131.2	101.4	-29.8	-22.7%
58세	141.0	87.3	-53.7	-38.1%
59세	148.8	97.8	-51.0	-34.3%
60세	145.8	87.6	-58.3	-40.0%
61세	171.5	96.1	-75.4	-43.9%
62세	160.5	82.7	-77.9	-48.5%
63세	147.7	84.8	-62.9	-42.6%
64세	169.1	88.6	-80.5	-47.6%
65세	163.1	86.7	-76.4	-46.8%
|평균 절대오차율|				32.3%

자료: 1) 제1차~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원, 2006년~2014년
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

(3) 상위 1분위(3/3)의 model fit(2015년 모형)

자산 상위 1분위의 연령별 오차율의 절댓값 평균인 추정오차는 29.8%로 다른 두 집단에 비해 오차율이 상대적으로 낮다는 것을 알 수 있다. 49세와 50세를 제외하면 전 연령에서 모형의 자산추정치가 실제 data보다 낮게 추정되고 있다.

〈표 2-5〉 자산 상위 1분위(3/3)의 model fit(2015년 모형)

(단위: 백만 원)

연령	data (A)	baseline (B)	B-A	오차율 (B-A)/A
48세	466.4	790.9	324.5	69.6%
49세	398.5	308.5	-90.0	-22.6%
50세	450.2	595.7	145.5	32.3%
51세	526.7	346.3	-180.4	-34.3%
52세	532.0	471.4	-60.6	-11.4%
53세	614.9	444.3	-170.5	-27.7%
54세	534.9	354.7	-180.1	-33.7%
55세	539.3	402.5	-136.7	-25.4%
56세	643.1	349.6	-293.5	-45.6%
57세	543.5	492.8	-50.7	-9.3%
58세	599.2	323.3	-275.9	-46.0%
59세	500.1	495.6	-4.5	-0.9%
60세	523.7	401.4	-122.4	-23.4%
61세	483.7	426.5	-57.2	-11.8%
62세	515.8	355.2	-160.6	-31.1%
63세	808.3	443.1	-365.2	-45.2%
64세	512.5	354.6	-157.9	-30.8%
65세	593.0	380.6	-212.4	-35.8%
|평균 절대오차율|				29.8%

자료: 1) 제1차~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원, 2006년~2014년
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

48세, 56세, 63세의 추정 오차가 다른 연령에 비해 높다는 것을 알 수 있으며 하위 1, 2분위와는 달리 연령이 증가할수록 오차 규모가 커지는 추세는 보이지 않고 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

다. 2015년 파라메타에 기반한 정책실험

1) 자산(저축) 수준 변화

(1) 자산분위 1분위(1/3) 집단

보험료를 2%포인트 인상시키는 정책 변화에 대해 50~54세 연령계층은 자산(저축) 수준을 0.32% 감소시키고 3%포인트 인상에 대해서는 0.70% 감소시키는 것으로 분석되었다. 동일한 보험료율 변화에 대해 55~59세 연령계층은 각각 1.78%와 2.19% 감소시키고 60~65세 연령계층은 각각 1.61%와 3.43% 감소시키는 것으로 분석되었다.

전반적으로 수급 시점 연장은 자산(저축) 수준의 증가로 이어지고 보험료율 인상은 자산(저축) 수준의 감소가 나타남을 알 수 있다. 그리고 50대는 수급 시점 연장 보다는 보험료율 변화에 자산(저축) 수준 변화율이 더 크다는 것을 알 수 있으며 60대는 이와 반대되는 현상을 보이고 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-6〉 자산 1분위(1/3)의 자산 규모 변화율(2015년 파라메타)

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
48세	0.000%	0.695%	0.405%	2.706%
49세	0.376%	0.376%	0.097%	0.188%
50세	-0.427%	-0.014%	0.383%	-0.330%
51세	0.443%	0.768%	-1.506%	-2.165%
52세	-0.096%	0.686%	0.084%	-0.403%
53세	0.900%	1.629%	-0.159%	-0.276%
54세	-0.060%	0.447%	-0.382%	-0.335%
50~54세	**0.15%**	**0.70%**	**-0.32%**	**-0.70%**
55세	0.868%	1.550%	-1.504%	-2.099%
56세	1.517%	1.931%	-0.870%	-1.917%
57세	1.602%	1.677%	-2.571%	-3.652%
58세	3.378%	4.169%	-2.553%	-1.788%
59세	-0.090%	0.322%	-1.394%	-1.512%
55~59세	**1.46%**	**1.93%**	**-1.78%**	**-2.19%**
60세	4.458%	5.475%	-1.515%	-2.834%
61세	1.455%	-0.645%	-1.326%	-1.478%
62세	8.361%	12.312%	-1.016%	-1.875%
63세	3.898%	-0.014%	-2.480%	-4.514%
64세	8.595%	18.761%	-2.300%	-4.266%
65세	12.732%	3.775%	-1.026%	-5.622%
60~65세	**6.58%**	**6.61%**	**-1.61%**	**-3.43%**

주: 랜드연구소 기본모형의 정책실험코딩은 수급 시점 2년 연장과 본인부담 보험료율 3.6% 인상만이 제시되어 있어 연구진이 코딩 변경을 통해 6개 시나리오별로 재추정하였음.

자료: 1) 원종욱·장인수·백승진·이진국·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구』, 2015, 한국보건사회연구원.

2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

(2) 자산분위 2분위(2/3) 집단

자산분위 2분위(2/3) 집단도 1분위와 동일하게 수급 시점 연장에 대해서는 자산(저축) 수준을 증가시키고 보험료율 인상에 대해서는 그 수준을 감소시키는 것으로 분석되었다.

〈표 2-7〉 자산 2분위(2/3)의 자산 규모 변화율(2015년 파라메타)

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
48세	0.085%	0.269%	0.079%	0.294%
49세	-0.203%	-0.001%	0.351%	-0.074%
50세	0.010%	0.347%	0.816%	0.242%
51세	-0.141%	0.050%	-0.263%	-0.649%
52세	0.407%	0.857%	0.022%	0.083%
53세	-0.215%	-0.088%	-0.562%	-1.086%
54세	0.390%	0.720%	-0.381%	-0.658%
50~54세	**0.09%**	**0.38%**	**-0.07%**	**-0.41%**
55세	0.401%	0.579%	-0.630%	-1.093%
56세	1.426%	2.133%	-0.962%	-1.683%
57세	2.244%	2.056%	-0.462%	-0.744%
58세	1.156%	1.811%	-0.929%	-1.565%
59세	3.383%	3.912%	-0.413%	-0.622%
55~59세	**1.72%**	**2.10%**	**-0.68%**	**-1.14%**
60세	1.356%	2.722%	-0.437%	-1.101%
61세	4.683%	3.059%	-0.170%	-0.881%
62세	2.214%	3.789%	-0.729%	-1.362%
63세	1.661%	3.137%	-1.204%	-2.245%
64세	4.509%	5.999%	-0.926%	-1.273%
65세	0.980%	2.421%	-0.844%	-1.244%
60~65세	**2.57%**	**3.52%**	**-0.72%**	**-1.35%**

주: 랜드연구소 기본모형의 정책실험코딩은 수급 시점 2년 연장과 본인부담 보험료율 3.6% 인상만이 제시되어 있어 연구진이 코딩 변경을 통해 6개 시나리오별로 재추정하였음.

자료: 1) 원종욱·장인수·백승진·이진국·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구』, 2015, 한국보건사회연구원.

2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

2) 노동참가율(노동공급) 변화

(1) 남성 노동참가율(노동공급) 변화

수급 시점 연장에 대한 남성 경활률(노동공급) 변화는 54세 이하 연령계층과 55세 이상 연령계층이 달리 나타나고 있다. 54세 이하 연령계층은 평균적으로 감소하는 추세를 보이는 반면, 55세 이상 연령계층은 노동공급을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 보험료 인상에 대한 노동공급은 전 연령계층에서 감소하는 것으로 분석되었다. 변화의 절대적인 규모는 수급 시점 연장보다는 보험료 인상이 더 큰 것으로 분석되었다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-8〉 정책실험별 남성 노동참가율 변화(2015년 파라메타)

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
48세	0.000%	0.000%	0.000%	-0.338%
49세	0.000%	0.000%	-0.038%	-0.038%
50세	-0.278%	-0.260%	-0.896%	-1.192%
51세	0.000%	0.000%	-0.274%	-0.274%
52세	0.008%	0.008%	-0.314%	-0.436%
53세	-0.251%	-0.248%	-0.397%	-1.032%
54세	0.182%	0.229%	-0.777%	-1.485%
50~54세	**-0.07%**	**-0.05%**	**-0.53%**	**-0.88%**
55세	-0.118%	0.022%	-2.159%	-2.703%
56세	0.971%	1.082%	-1.517%	-2.236%
57세	0.738%	0.466%	-1.218%	-1.633%
58세	0.191%	0.594%	-2.345%	-3.080%
59세	-0.388%	-0.531%	-0.719%	-1.601%
55~59세	**0.28%**	**0.33%**	**-1.59%**	**-2.25%**
60세	0.701%	0.973%	-1.497%	-2.739%

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
61세	1.805%	1.674%	-0.672%	-1.613%
62세	2.560%	2.776%	-2.645%	-4.460%
63세	2.922%	4.144%	-2.715%	-3.472%
64세	3.488%	5.649%	-2.214%	-2.381%
65세	-7.472%	-6.796%	-1.041%	-1.728%
60~65세	**0.67%**	**1.40%**	**-1.80%**	**-2.73%**

주: 랜드연구소 기본모형의 정책실험코딩은 수급 시점 2년 연장과 본인부담 보험료율 3.6% 인상만이 제시되어 있어 연구진이 코딩 변경을 통해 6개 시나리오별로 재추정하였음.
자료: 1) 원종욱·장인수·백승진·이진국·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구』, 2015, 한국보건사회연구원.
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

(2) 여성 노동참가율(노동공급) 변화

여성의 경우 수급 시점 연장이 시행되면 전 연령계층에서 노동공급이 증가하는 것으로 분석되었다. 반면에 보험료율 인상에 대해서는 노동공급이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 수급 시점 연장과 보험료율 인상에 대해 55세 이상 연령계층이 54세 이하 계층보다 평균적으로 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-9〉 정책실험별 여성 노동참가율 변화(2015년 파라메타)

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
48세	-0.061%	0.102%	-1.870%	-2.812%
49세	-0.571%	-1.563%	-0.068%	-1.047%
50세	0.811%	0.429%	-1.405%	-1.539%
51세	0.211%	-0.190%	-1.703%	-2.551%
52세	0.246%	0.145%	-1.354%	-2.432%
53세	0.541%	0.389%	-2.165%	-2.433%

연령	정책실험			
	수급 시점 2년 연장	수급 시점 3년 연장	보험료율 2%p 인상	보험료율 3%p 인상
54세	0.715%	1.107%	-1.963%	-2.506%
50~54세	**0.50%**	**0.38%**	**-1.72%**	**-2.29%**
55세	1.450%	1.290%	-1.470%	-2.993%
56세	9.910%	8.134%	-3.538%	-5.259%
57세	0.392%	3.711%	-4.411%	-7.712%
58세	7.218%	10.367%	-5.471%	-8.620%
59세	9.971%	8.119%	-5.582%	-9.793%
55~59세	**5.79%**	**6.32%**	**-4.09%**	**-6.88%**
60세	4.520%	6.920%	-6.831%	-9.448%
61세	9.000%	13.733%	-7.983%	-10.317%
62세	0.761%	5.487%	-3.604%	-6.447%
63세	10.369%	8.628%	-3.087%	-6.095%
64세	-0.236%	1.415%	0.275%	-2.083%
60~64세	**4.88%**	**7.24%**	**-4.25%**	**-6.88%**

주: 1) 여성의 경우 65세 경활률은 0으로 처리되어 변화가 없음.
2) 랜드연구소 기본모형의 정책실험코딩은 수급 시점 2년 연장과 본인부담 보험료율 3.6% 인상만이 제시되어 있어 연구진이 코딩 변경을 통해 6개 시나리오별로 재추정하였음.

자료: 1) 원종욱·장인수·백승진·이진국·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구』, 2015, 한국보건사회연구원.
2) 원종욱·장인수·Jinkook Lee·Italo Garcia·David knapp, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도)』, 2016, 한국보건사회연구원.

또한 55세 이후 연령계층의 경우 수급 시점 연장과 보험료 인상 효과가 부호는 반대이지만 절대적 수준은 거의 동일한 것으로 분석되고 있다. 여성의 경우, 수급 시점 연장과 보험료 인상에 대해 남성에 비해 반응의 절대적 규모가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 55~59세 남성의 수급 시점 2년 연장에 대한 노동공급 변화는 0.28%인 데 반해 여성의 경우 5.79%이다. 동일 연령계층의 보험료 2%포인트 인상에 대해서도 남성은 -1.59%로 감소하지만 여성은 -4.09%로 감소하여 큰 차이를 보인다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

2. 2017년 수정모형

2017년 연구는 국민연금의 가입 대상을 사업장가입자로 제한하였다는 점에서 2015년 모형과 근접하다고 볼 수 있다. 그러나 2015년 모형은 부부의사결정모형이고 2017년 연구는 남성가구주모형이라는 차이점이 있다. 또한 2015년 연구에서는 고려하지 않았던 건강보험제도와 의료비지출이 모형에 추가된 것이 큰 차이점이다. 사업장가입자를 대상으로 한 남성가구주모형이고 이전 모형에서는 고려하지 않았던 건강보험제도와 의료비지출이 모형에 포함되었기 때문에 파라메타 역시 이전 연구 결과와 직접 비교하는 것은 적절하지 않다고 본다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

가. 파라메타 추정 결과

2017년 연구는 여성의 일과 여가에 대한 선호도를 나타내는 파라메타(γ_W=2.5561, σ_W= 0.8425, β_W= -4.1538, $\beta_{W,age}$=0.0291)는 일정한 값으로 고정시킨다. 그리고 남편과 부인이 여가와 일에 대한 선호가 연계되어 있지 않다는 가정을 사용하기 때문에 이와 관련된 파라메타는 0 으로 처리된다($\beta_{H,SP}$, $\beta_{W,SP}$, ρ). 총 16개 파라메타 중 7개 파라메타가 일정한 값으로 고정되고 나머지 9개 파라메타만 추정하게 된다. 또한 여성의 근로활동은 60세로 제한하기 때문에 여성의 근로활동에 대한 모멘트는 제외되어 총 54개 모멘트(moment)의 가중평균의 오차(시뮬레이션 결과 – 실제 통계)가 최소화되는 파라메타를 선택하게 된다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-10〉 모형별 파라메타 추정 결과

파라메타	2015년	2016년	2017년
α: 위험회피도	2.32	2.735	1.88
δ: 할인율	0.85	0.92	0.9271
γ_H : 남편의 노동공급탄력성	3.0	2.8701	3.2187
γ_W : 부인의 노동공급탄력성	2.7	2.5561	2.5561
$\beta_{H,SP}$: 부인이 경제활동하는 경우 남편의 소비와 여가의 대체율	-0.01	-0.0244	0
$\beta_{W,SP}$: 남편이 경제활동하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율	0.07	0.0823	0
κ: 상속이전율 (bequest shifter)	125	78.1395	93.0471
θ_B : 상속강도 (bequest intensity)	211	201.419	1118.5202
$C_{\min}$: 소비 하한	4.78	4.615	4.2164
σ_H : 남편의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	1	1.0498	1.1826
σ_W : 부인의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	0.8	0.8425	0.8425
ρ : 부부간 내재된 선호도의 상관계수	0.05	0.0497	0
β_H : 남편의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.44	-4.4186	-2.6337
β_W : 부인의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.23	-4.1538	-4.1538
$\beta_{H,age}$: 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.052	0.0503	0.0577
$\beta_{W,age}$: 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.028	0.0291	0.0291

주: 2016년 2차 추정 결과(full model parameter)는 2장에 제시되어 있어 2015년과 2016년의 비교를 위해 1차 추정 결과만 제시하였음.
자료: 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

1) 자산분위 1분위(1/3)의 model fit

자산 하위 1분위의 자산 규모는 연령이 증가하면서 같이 상승하는 추세를 보이고 있다. 그러나 모형에서 추정된 자산 규모의 기준선(baseline)은 50대 중반에 정점을 이루고 58세부터 점차 감소하는 추세

를 보이고 있다. 전반적인 평균오차율은 32.43%로 2015년 모형의 37.2%보다 다소 낮아진 것을 알 수 있다. 고령화패널데이터에 의한 자산 규모는 60대에도 계속 자산이 증가하는 추세를 보이는데 이러한 현상이 life-cycle 이론에 적합한 현상인지는 검증이 필요한 부분이다.(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-11〉 자산 1분위(1/3)의 연령별 자산 규모 fitting

(단위: 백만 원)

연령	data (A)	Baseline (B)	B-A	(B-A)/A
48세	13.92	13.38	-0.55	-3.92%
49세	17.00	23.49	6.50	38.21%
50세	28.07	31.45	3.38	12.04%
51세	18.69	22.82	4.13	22.09%
52세	29.74	28.60	-1.14	-3.84%
53세	23.64	26.41	2.77	11.71%
54세	36.91	30.78	-6.14	-16.62%
55세	36.22	31.97	-4.25	-11.73%
56세	40.73	31.31	-9.42	-23.14%
57세	36.50	30.27	-6.23	-17.06%
58세	49.46	29.62	-19.84	-40.11%
59세	42.03	28.56	-13.47	-32.04%
60세	61.59	29.96	-31.63	-51.36%
61세	51.88	28.86	-23.02	-44.37%
62세	63.61	27.97	-35.64	-56.03%
63세	49.14	16.03	-33.10	-67.37%
64세	75.12	33.11	-42.00	-55.92%
65세	48.12	11.43	-36.69	-76.24%
|추정오차율|				32.43%

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

모형에서 추정된 자산 규모의 연령별 추세는 life-cycle 이론을 충실히 반영하는 결과를 제시하는 것이고 실제 고령화패널자료는 이와는 달리 58세 이후부터 급격히 증가하는 결과를 보여 오차율이 커지는 현상을 보인다.

2) 자산분위 2분위(2/3)의 model fit

자산 2분위의 경우에도 연령이 높아지면서 오차 규모가 증가하는 것을 알 수 있다. 오차율의 전 연령 평균은 21.72%로 1분위의 평균오차율 32.4% 그리고 2015년 모형의 2분위 오차율 32.3%에 비해 크게 향상되었다. 2분위 또한 실제 data상의 자산 규모보다 모형에서 추정한 baseline 자산 규모가 작게 추정되었고, 58세 이후부터 오차가 크게 증가하는 것을 알 수 있다.

〈표 2-12〉 자산 2분위(2/3)의 연령별 자산 규모 fitting

(단위: 백만 원)

연령	data (A)	Baseline (B)	B-A	(B-A)/A
48세	129.22	113.26	-15.96	-12.35%
49세	117.94	123.68	5.74	4.87%
50세	162.07	135.72	-26.35	-16.26%
51세	127.40	116.60	-10.80	-8.48%
52세	140.00	127.93	-12.07	-8.62%
53세	131.65	126.55	-5.10	-3.87%
54세	150.85	131.60	-19.25	-12.76%
55세	145.41	136.94	-8.47	-5.82%
56세	136.53	118.11	-18.42	-13.49%
57세	130.74	121.00	-9.74	-7.45%
58세	143.90	100.59	-43.31	-30.10%
59세	145.60	113.50	-32.10	-22.05%
60세	139.77	95.81	-43.96	-31.45%
61세	173.90	117.12	-56.79	-32.65%
62세	162.90	85.28	-77.62	-47.65%
63세	149.34	93.41	-55.93	-37.45%
64세	161.71	78.74	-82.97	-51.31%
65세	182.51	101.54	-80.98	-44.37%
|평균추정오차율|				21.72%

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006 ~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

나. 정책실험 결과

1) 시나리오1: 국민연금보험료 2%포인트 인상

국민연금에 대한 정책실험은 2015년 모형과 2016년 모형에서도 일부 내용이 제시되었으나 2017년 추정된 파라메타가 다른 관계로 차이점을 관찰하기 위해 다시 추정해 보았다.

시나리오 1에 대한 저축수준의 변화는 하위 1분위 3.11% 감소하고, 2분위는 1.29% 감소한 것으로 분석되었다.

〈표 2-13〉 국민연금보험료 인상(2%포인트)의 저축효과

(단위: 백만 원)

연령	자산 하위 1분위(1/3)		자산 하위 2분위(2/3)	
	Baseline	Experiment	Baseline	Experiment
48세	13.38	13.06	113.26	112.66
49세	23.49	23.26	123.68	123.01
50세	31.45	30.97	135.72	134.37
51세	22.82	21.98	116.60	115.46
52세	28.60	27.99	127.93	126.79
53세	26.41	25.44	126.55	125.43
54세	30.78	29.99	131.60	130.02
55세	31.97	30.82	136.94	135.54
56세	31.31	30.43	118.11	116.66
57세	30.27	29.33	121.00	119.57
58세	29.62	28.73	100.59	98.99
59세	28.56	27.84	113.50	112.08
60세	29.96	28.72	95.81	94.03
61세	28.86	28.08	117.12	115.32
62세	27.97	26.82	85.28	83.43
63세	16.03	15.10	93.41	91.50
64세	33.11	31.91	78.74	76.35
65세	11.43	10.78	101.54	99.85
평균	26.45	25.63	113.19	111.73
전 연령평균 차이		-0.82		-1.46
전 연령 변화율		-3.11%		-1.29%

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006 ~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

보험료 인상에 대한 남성의 노동참가율은 0.15(-0.97%) 감소하여 거의 변화하지 않는 것으로 분석되었다. 연령별로도 거의 전 연령층이 동일한 수준을 보여 보험료의 인상이 남성 노동참가율에는 거의 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 2015년 모형(파라메타)에서는 1.31% 감소하여 2017년 모형(파라메타)보다는 조금 더 반응하였다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-14〉 남성 노동참가율의 변화

연령	Baseline	Experiment
48세	0.93	0.93
49세	0.90	0.90
50세	0.96	0.96
51세	0.92	0.91
52세	0.92	0.91
53세	0.93	0.93
54세	0.94	0.93
55세	0.90	0.89
56세	0.86	0.85
57세	0.84	0.83
58세	0.81	0.80
59세	0.78	0.77
60세	0.77	0.76
61세	0.78	0.77
62세	0.78	0.78
63세	0.68	0.64
64세	0.76	0.76
65세	0.62	0.62
변화 규모(율)	-0.15(-0.97%)	

자료 :1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006 ~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

2015년 모형(파라메타)에 비해 2017년 모형(파라메타)에서 자산 변화는 더 민감하게 나타나고 남성 노동참가율은 덜 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다.

2) 시나리오 2: 건강보험료 5% 인상과 의료비 11.6% 감소

건강보험료가 5% 인상되는 대신 보장성 확대에 따라 부부의 의료비지출이 11.4% 감소하는 시나리오이다. 의료비 감소 규모에 상응하는 건강보험료 인상률은 앞서 설명한 바와 같이 건강보험통계를 이용하여 저자가 계산한 결과를 이용하였다. 분석 결과 자산 하위 1분위의 자산은 연령별 평균 98만 원(3.72%) 증가하고 자산 하위 2분위의 경우에는 119만 원(1.05%) 증가하는 것으로 분석되었다. 건강보험료 인상에도 불구하고 의료비지출 감소 효과가 압도적으로 작용한 결과로 해석되며, 이는 중고령층의 경우 건강보험료 인상이 적용되는 대상 또는 규모가 근로계층에 비해 적은 대신 건강보험의 세대 간 이전효과로 지출 감소 효과가 크게 나타나는 것으로 추정된다. 2017년 파라메타의 특징 중 하나가 상속강도(θ_b)가 2015년에 비해 크게 상승한 것이며 이로 인해 고령층은 절감된 의료비를 저축을 통해 자녀 세대에게 상속하려는 동기가 작동한 것으로 해석된다. 국민연금보험료의 인상은 연금급여와 관계없기 때문에 국민연금보험료 인상 시에는 유동성 제약으로 인해 저축이 감소하는 방향으로 분석된 반면, 건강보험료 인상은 보장성의 확대로 노인계층이 상대적으로 혜택을 많이 받기 때문에 추가적인 유동성으로 인해 저축이 늘어나는 것으로 나타나고 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-15〉 건강보험료 인상과 의료비 감소에 대한 자산 변화(저축 변화)

(단위: 백만 원)

연령	자산 하위 1분위		자산 하위 2분위	
	Baseline	Experiment	Baseline	Experiment
48세	13.38	13.40	113.26	113.33
49세	23.49	23.46	123.68	123.44
50세	31.45	31.83	135.72	136.03
51세	22.82	23.34	116.60	116.63
52세	28.60	29.01	127.93	128.48
53세	26.41	26.95	126.55	126.83
54세	30.78	31.38	131.60	132.60
55세	31.97	32.73	136.94	137.73
56세	31.31	32.11	118.11	119.39
57세	30.27	30.96	121.00	121.96
58세	29.62	30.81	100.59	101.81
59세	28.56	29.87	113.50	115.10
60세	29.96	31.31	95.81	97.37
61세	28.86	30.39	117.12	119.03
62세	27.97	29.93	85.28	87.25
63세	16.03	17.87	93.41	96.27
64세	33.11	35.53	78.74	81.08
65세	11.43	12.88	101.54	104.52
평균	26.45	27.43	113.19	114.38
변화 규모	0.98(3.72%)		1.19(1.05%)	

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006 ~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

건강보험료 인상(5%)과 부부의 의료비 지출 감소(11.6%)에 따른 남성의 경제노동참가율은 미세한 수준에서 증가(1.53%)하는 것으로 분석되었다. 국민연금보험료 인상(2%포인트)의 경우 남성 노동참가율이 감소한 것과는 대조적이다. 국민연금보험료 2%포인트 인상은 건강보험료 5% 인상보다는 실제 금액에서 큰 차이가 있으나 노동참가율 감소와 증가로 두

시나리오가 부호만 다르고 변화의 수준은 크게 의미 있는 규모는 아닌 것으로 평가된다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

〈표 2-16〉 건강보험료 인상과 의료비 감소에 대한 남성 노동참가율

연령	Baseline	Experiment
48세	0.93	0.93
49세	0.90	0.90
50세	0.96	0.96
51세	0.92	0.94
52세	0.92	0.93
53세	0.93	0.94
54세	0.94	0.94
55세	0.90	0.91
56세	0.86	0.88
57세	0.84	0.85
58세	0.81	0.82
59세	0.78	0.78
60세	0.77	0.79
61세	0.78	0.81
62세	0.78	0.81
63세	0.68	0.68
64세	0.76	0.79
65세	0.62	0.65
변화 규모(율)	0.23(1.53%)	

자료: 1) 제1~5차 고령화연구패널조사, 한국고용정보원 2006~2014
2) 원종욱·이연희, 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 2017, 한국보건사회연구원.

제 3 장

동태행위모형의 구조 및 파라메타 추정

제1절 동태행위모형 구조
제2절 고령화패널자료
제3절 파라메타 추정

3 동태행위모형의 구조 및 파라메타 추정[4)]

제1절 동태행위모형의 구조

본 연구의 모형화 체계는 미국의 사회보장급여 구조에 따른 노동공급, 소비, 은퇴 근접 가계의 급여 청구 결정에 관한 생애주기 동태행위모형(Dynamic Behavioral Model)을 개발한 Knapp(2014)의 연구를 기초로 설계되었다. 국민연금과 건강보험의 제도 개선이 요구되는 경우, 제도 개선에 따른 가구의 저축과 노동공급의 반응을 사전적으로 실험할 수 있는 모형 개발이 필요하다. 정책실험은 실험군(정책 영향을 받는 그룹)과 대조군(정책 영향을 받지 않는 그룹) 간의 결과 비교를 통해서만 가능하다. 이러한 비교에 신뢰성을 더하기 위해 통계적으로 동일한 이 두 그룹이 필요하며 모든 경제적 조건이 동일한 가상의 반대 현실 자료(counter-factual data)가 필요하다. 동태행위모형은 정책 결과를 전후한 자료가 확보될 수 없는 장애 요인을 극복하는 가상의 자료를 생성할 수 있는 장점을 갖고 있다.

동태행위모형의 목적은 효용 체계로부터 유도한 (따라서 경제이론에 기초한) 선호 파라메타를 추정하는 것이다. 선호 파라메타는 노동공급, 소비 또는 은퇴와 같은 변수가 얼마나 민감하게 반응하는지를 계산하고 외부 충격(예를 들어 사회보장제도의 개선)에 대해 시뮬레이션하는 것을 가능하게 해 준다. 과거에는 동태행위모형이 컴퓨터 계산상의 부담을 안

4) 본 장에서는 동태행위모형의 구조 및 파라메타 추정을 위한 가정과 분석기법은 본 연구의 1차년도 연구인 원종욱 외(2015)의 제5장 일부를 차용하였음.

고 있어 제한적 추정을 필요로 하며 그 결과 복잡한 현실을 반영하는 능력에 한계가 있는 것으로 지적되었다. 그러나 이제는 고성능 컴퓨터와 소프트웨어의 급속한 발전으로 동태행위모형이 복잡한 현실을 반영하고 합리적 기대, 저축, 가계 이질성 등과 같은 제한적 추정을 완화할 수 있게 되었다. 본 모형 또한 부부가 45세부터 70세까지 매년 일을 할지 여부, 55세부터 65세 사이에 국민연금 급여를 신청할지 여부, 45세부터 100세까지 얼마를 저축할지 여부를 결정하는 모형으로 가구당 6×11×56 = 1만 6016개의 선택이 존재한다. 저축에 대한 선택과 국민연금급여 수준의 변화는 별개의 문제가 아니기 때문에 가구당 10억 회가 넘는 계산이 요구된다. 이 같은 계산 과정을 거치는 것은 분석 대상 가구들의 평균적인 선호체계를 수렴된 값으로 계산하기 위한 것이며, 수렴된 평균적인 선호체계를 본 모형에서는 16개의 파라메타로 나타내고 있다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

1. 효용함수

가계 h는 소비, 노동참여, 급여 신청 여부를 선택함으로써 생애 효용의 현재 예상 가치를 극대화하며, t년도 가계의 순간 효용은 소비(C)와 여가(L)에 의해 결정되는 일정상대위험회피 효용함수(CRRA:constant relative risk aversion)로 정의된다.

$$U(C_{h,t}, L_{H,t}, L_{W,t}) = \frac{C_{h,t}^{1-\alpha}-1}{1-\alpha} + \frac{D_{H,t}L_{H,t}^{1-\gamma H}-1}{1-\gamma H} + \frac{D_{W,t}L_{W,t}^{1-\gamma W}-1}{1-\gamma W} \quad \cdots (3\text{-}1)$$

계수 $D_{i,t}$는 각 개인의 여가-소비 한계대체율에 대한 조정치(modifier)를 나타낸다. 계수는 상태변수에 따라 변화한다. 상태변수에

는 남편 또는 아내의 상수항(constant term), 남편 또는 아내의 연령, 여가-소비 간 대체와 관련한 변화를 의미하는 추가 변수 등이 있다. 남편(i=남편)의 경우 다음 공식을 취한다.

$$D_{H,t} = \exp(\beta_H + \beta_{H,age} age_{H,t} + \beta_{H,SP} 1[N_{W,t} > 0] + \epsilon_H \cdots \quad (3\text{-}1)$$

이 공식에서 오른편 마지막 항은 아내의 노동시장 참여가 남편의 선호 및 여가에 어떤 영향을 미치는지를 나타낸다. 마찬가지로 아내의 조정치 $D_{W,t}$는 다음 방식으로 계산한다.

$$D_{W,t} = \exp(\beta_W + \beta_{W,age} age_{W,t} + \beta_{W,SP} 1[N_{H,t} > 0] + \epsilon_W \quad (3\text{-}2)$$

$D_{H,t}$와 $D_{W,t}$는 배우자 여가 시간의 상호보완성을 나타낸다. 이러한 설계를 통해 연령과 결혼 기간이 소득-여가 대체율에 미치는 영향을 구분할 수 있으므로, 국민연금과 같이 급여에 대해 부부가 공동으로 혜택을 보는 제도의 변화가 미치는 파급효과를 측정하는 데 도움이 된다(원종욱, 이연희, 2017, 2018). 연령, 건강 상태, 여가 상호보완성을 통제한 이후에도 여전히 여가의 상대적 가치에 있어 인구의 영속적 이질성이 존재할 수 있다(Gustman & Steinmeir, 2004 참조). 은퇴의 높은 가치와 관련한 개인고정효과 $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon i})$는 개인효용의 영속적 요소로 취급한다. 만일 $\varepsilon_i > 0$경우, 개인은 여가를 통해 더 많은 혜택을 얻기 때문에 노동시장을 빨리 떠날 가능성이 높다. 또한 ρHW는 εH와 εW 간의 상관관계를 나타낸다. 가계를 여가 선호에 따라 분류한다면, $\rho HW > 0$이다. 개인은 $t+1$시점(사망 가능성은 외인성 요소로 간주하고, 한국 통계청의

2010-2060 사망률 예측 통계로부터 추출함)까지 생존할 가능성 ξ_{t+1}^{i} 이 있다. 가계의 미래 시간은 δ 비율로 감소한다. 이 공식에서 파라메타 α는 위험회피도를 의미하며, 각 개인의 여가 $L_{i,t}$는 다음과 같이 정의한다.

$$L_{i,t} = L - N_{i,t}, \quad \cdots\cdots (3\text{-}3)$$

각 가계 구성원의 노동공급 $N_{i,t}$은 다음과 같이 두 개 상태 중 하나로 제한된다.

$$N_{i,t} = \begin{cases} 1 \text{ 일을 하는 경우} \\ 0 \text{ 일을 하지 않는 경우} \end{cases} \quad \cdots\cdots (3\text{-}4)$$

가계 구성원이 국민연금 급여 신청을 할 자격이 된다는 가정하에 가계는 개인 i의 급여 $B_{i,t}$를 신청할지 선택할 수 있다.

$$B_{i,t} = \{1 \text{ 신청하는 경우}, 0 \text{ 신청하지 않는 경우}\} \quad \cdots\cdots (3\text{-}5)$$

2. 예산 제약

가계는 다음과 같은 예산 제약식의 지배를 받으며, 전 생애주기에 걸쳐 자산 $A_{h,t}$을 축적하게 된다.

$$A_{h,t}+1 = A_{h,t} - C_{h,t} + Y_{h,t} + tr_{h,t} \quad \cdots\cdots (3\text{-}6)$$

이 공식에서 $C_{h,t}$는 시기별 가구의 소비를 나타낸다. 또한 $Y_{h,t}$는

시기별 소득을, $tr_{h,t}$는 정부이전소득(government transfer)을 나타낸다. 가구의 시기별 소득은 가구 이자 소득 $rA_{h,t}$, 가구의 국민연금 급여 $nps_{h,t}$, 각 개인의 연간 순임금소득 등으로부터 발생하게 된다. 가계 소득은 과세 tx,의 대상이며 다음과 같은 공식을 갖는다. 개인이 일하는 각 시기별로 연간 총임금소득은 $\omega_i(N_{i,t}, age_{i,t})$함수로 표현된다. 이 공식에는 생애주기 소득 상태를 파악하기 위해 연령이 포함되어 있고, 순임금소득은 국민연금공단에 납부해야 하는 보험료(율) τ_P을 제한 금액이다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

$$Y_{h,t} = Y(rA_{h,t} + nps_{h,t} + (1-\tau p) \cdot \omega H(N_{H,t}, age_{H,t}) + (1-\tau p) \cdot \omega W(N_{W,t}, age_{W,t}), tx) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3\text{-}7)$$

이 모형에서 과세는 고령화패널(KLoSA)의 기준 시점에 해당하는 연도의 과세규칙에 따라 처리하며, 개인이 2006년부터 2016년까지 정해진 소득세법을 적용받는 것으로 가정하였고, 2016년 이후부터는 세제가 변경되지 않는다고 가정하였다.

각 개인 $i \in \{H(\text{남편}), W(\text{아내})\}$는 가계 h의 구성원이며, 각 시기(연도)에 가계는 (ⅰ) 각 개인의 근로 여부와 (ⅱ) 소득에서 얼마를 소비할지 $C_{h,t.}$를 결정한다.

3. 유산상속

부부가 모두 사망한 가계의 경우 다음 공식에 따라 이들이 남긴 자산 $A_{h,t}$상속분에 대한 효용은 De Nardi(2004) 및 De Nardi 외(2010) 연

구에서 제시된 바와 같이 다음과 같이 계산된다.

$$b(A_{h,t}) = \theta_B \left(\frac{(A_{h,t}+k)^{1-\alpha}-1}{1-\alpha} \right) \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3\text{-}8)$$

이러한 형태의 유산의 경우, 미래 세대에게 자산을 물려주는 것으로 인한 비(非)부정적 효용이 가계에 발생하지 않는다. 상속이존율(bequest shifter) κ와 상속강도(bequest intensity) θ_B는 1명 또는 2명이 모두 생존하고 있는 가계 상태 대비 추가 자산의 효용적 가치를 결정한다.

4. 근로활동 기간의 소득

동태행위모형에서 소득은 저축 수준을 결정하고 향후 예상 연금급여를 결정하는 데 사용된다. 상태변수의 수를 줄이고 결과적으로 후방재귀법의 복잡성을 최소화하기 위해 본 모형에서는 소득을 외인성으로 간주한다. 고령화패널자료를 이용하여 연령, 교육, 성별에 따라 추정된 소득(또는 가능한 소득)을 개인에게 배정했고 연금급여도 추정된 소득을 기초로 계산하였다. 본 연구에서는 표본에서 관찰된 소득 대신 예측되는 각 개인의 가능한 소득을 사용하였다. Dynamic Programming의 후방재귀적(backward-recursion) 계산 과정에서 최적으로 선택되는 변수의 값들을 더 정확하게 찾기 위해서는 각 연령별 모든 개인의 노동 여부 결정에 대한 가치함수를 계산해야 한다. 표본에서 관찰된 임금은 일을 하는 사람에게만 유효하여 한계를 갖고 있기 때문에 본 모형에서는 개인이 일을 할 의사가 있는 경우 연령, 교육 및 성을 감안하여 창출할 수 있는 예상 소득액을 사용하여 가치함수를 계산한다. 표준인적자본체계(CITE)에서 소득

은 연령, 교육, 성별과 같은 요소의 함수이다. 따라서 근로 참여 결정은 소득의 결정 인자에 달려 있지만 혼인 여부, 자녀의 수 및 나이, 가계자산 등 소득에 영향을 미칠 가능성이 낮은 다른 요소들에도 영향을 받는다. 일을 하는 사람들에게서만 현재 소득이 관찰되기 때문에 단순한 임금 회귀분석을 통한 연령, 교육, 성별 소득계수를 추정할 수 없고, 선택 편향 때문에 그러한 계수를 배정할 수도 없다. 이러한 문제를 바로잡기 위해 표준 방법으로 2단계 추정 기법(Heckman, 1979)이 사용된다. 이 방법에 따라 예상 소득은 다음과 같이 계산되었다.

$$W^{*}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ed_i + \beta_2 age_{i,t} + \beta_3 age^2_{i,t} + u_{i,t} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3\text{-}9)$$

이 공식에서 $W^{*}_{i,t}$ 는 알려지지 않은 가능 소득이다. 즉, 근로를 하지 않기로 결정한 개인에게서 관찰되지 않는 소득을 말한다. 계수 β_0, β_1, β_2 및 β_3는 데이터 배정을 위한 주요 모수이다. 이 모수는 관찰된 임금 $W_{i,t}$ 에 대한 OLS 회귀법으로는 구할 수 없다. 왜냐하면 관찰된 임금 데이터는 절단(censored)되기 때문이다. 즉, 2단계에서 관찰된 임금을 다음과 같이 모형화한다.

$$W_{i,t} = \left\{ \begin{array}{ll} W^{*}_{i,t} & \text{if } N_{i,t} = 1 \\ 0 & N_{i,t} = 0 \end{array} \right\} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3\text{-}10)$$

이 공식에서 관찰되는 임금과 가능한 임금의 분포는 개인이 일을 할 때에만 일치한다. 절단 문제를 설명하기 위해 1단계에서 우리는 다음 형태의 표준 프로빗 회귀분석(probit regression) 방식으로 노동참여 결정을

모형화한다.

$$N_{i,t} = 1 \qquad \text{if } Z'\gamma + \mu \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3\text{-}11)$$

여기에서 벡터 Z는 교육, 연령, 성별을 포함하며 혼인 여부, 자녀의 수 및 연령, 가족 자산과 같은 변수도 포함한다. 혼인 여부, 자녀의 수 및 연령, 가족 자산은 개인의 노동시장 참여 결정에는 영향을 미칠 가능성이 높지만 노동참여 시 획득할 수 있는 소득에는 영향을 미치지 않기 때문에 합리적인 제외 조건이다. 1단계의 목표는 파라메타 벡터 γ를 파악하는 것이다. 가능한 소득의 결정 인자는 OLS에 의한 다음 공식을 추정함으로써 발견할 수 있다.

$$W^{*}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ed_i + \beta_2 age_{i,t} + \beta_3 age^2_{i,t} + \lambda(Z'_{i,t}\hat{\gamma}) + u_{i,t} \cdots (3\text{-}12)$$

이 공식에서 $\lambda(Z'_{i,t}\hat{\gamma}) = \dfrac{\phi(Z'_{i,t}\hat{\gamma})}{\Phi(Z'_{i,t}\hat{\gamma})}$ 는 inverse Mill's ratio이며 선택 편의를 교정한다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

위와 같이 추정소득이 결정되면 이 소득을 이용하여 연금급여도 계산된다. 모형에서는 표본가구가 70세까지 근로를 하는 경우 계산되는 급여액(최대)과 고령화패널상에서 최종 관찰된 근로 기간만을 기여하는 경우의 급여액(최저), 그리고 최대와 최저 중간에 균등한 구간에 놓이는 2개의 다른 급여액 등 총 4개의 급여액이 모형에서 사용된다. 본 연구에서는 국민연금의 구조산식을 모두 기술하지는 않았다. 그렇지만 이미 법제화된 수급액 계산 방식 변경과 연금 수급 개시 연령 변경뿐만 아니라 가계급여 제한 및 생존자 수당을 공식에 반영했다(예: 정년퇴직 연령을 60세

에서 65세로 연장하고 40년 이후 소득 대체율을 2008년 50%에서 2028년 40%로 낮춤).

5. 동태행위모형의 작용 기전

미래지향적인 개인은 다양한 불확실성을 감안하여 소비, 노동공급 및 급여 청구와 관련한 결정을 하며, 현재와 미래의 소비에 균형을 맞춘다. 마지막으로, 자산 및 연금 혜택은 각 시기별 개인의 결정에 따라 축적된다. 모든 동태행위모형은 선택(choice)과 상태(state)변수에 대한 정의를 필요로 한다. 이러한 모형에서 개인은 효용 체계를 기초로 의사결정을 하고, 상태는 개인이 과거 선택을 바탕으로 살고 있는 현실을 나타낸다.

선택변수를 d, 가시적 상태를 x, 비가시적 상태를 ε로 설정하면, 이 세 가지 변수의 관계는 Bellman 공식(Bellman, 1956)으로 표현된다. 각 시기별로 가계는 소비와 각 개인의 노동시장 참여 여부를 선택한다. 가계의 극대화 문제는 $C_{h,t}$와 $L_{h,t}$, $B_{h,t}$가 소비, 여가, 급여 청구에 관한 가계의 결정을 각각 반영하도록 설정하였다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

$$V_t(X_t) = \max_{C_{h,t}, L_{h,t}, B_{h,t}} \{U(C_{h,t}, L_{h,t}) \quad \cdots\cdots (3\text{-}13)$$
$$+\delta(1-\xi^H_{t+1})(1-\xi^W_{t+1})b(A_{h,t+1} | s_{H,t} = \text{not alive},\ s_{W,t} = \text{not alive})$$
$$+\delta(1-\xi^H_{t+1})\xi^W_{t+1}E[V_{t+1}(X_{t+1} | X_t, t, C_{h,t}, L_{h,t}, B_{h,t}, s_{H,t} = \text{not alive}, s_{W,t} = \text{alive})]$$
$$+\delta\xi^H_{t+1}(1-\xi^W_{t+1})E[V_{t+1}(X_{t+1} | X_t, t, C_{h,t}, L_{h,t}, B_{h,t}, s_{H,t} = \text{alive},\ s_{W,t} = \text{not alive})]$$
$$+\delta\xi^H_{t+1}\xi^W_{t+1}E[V_{t+1}(X_{t+1} | X_t, t, C_{h,t}, L_{h,t}, B_{h,t}, s_{H,t} = \text{alive},\ s_{W,t} = \text{alive})]\}$$

순환적 공식에 대한 솔루션은 기준 시점과 기준 시점 이후의 각 연령에서 가계의 소비, 노동시장 참여, 급여 청구 선택에 대한 계산을 필요로 한

다(이를 총칭하여 결정 규칙이라 부름). 이러한 결정 규칙은 상기 언급한 모형 체제를 사용하여 후방재귀방식으로 계산한다. T시점(생애주기 끝)에 각 가계는 무작위적 충격을 받게 되며, 가능한 모든 상태-공간 조합으로 계산한 최대 순간 효용(instantaneous utility)을 내는 대안을 선택하게 된다. 순간 효용은 생애주기 막바지 단계에 도출된 것이므로 미래에 대한 기대가 전혀 결부되지 않는다. 후속 기간 $t < T$에서, 가계는 $t+1$에 대한 기대를 평가하여 t에서 가능한 선택 및 상태-공간 조합 각각에 대한 예상 가치함수 $E_{\varepsilon}[V_{t+1}(x',\varepsilon',\Theta)]$를 계산한다. 이미 $t+1$시기에 가치함수 $V_{t+1}(x,\varepsilon)$을 계산해 놓았기 때문에 이러한 계산은 수행 가능하다. 따라서 이제 남은 일은 충격에 따라 가시적 상태의 전환 가능성을 적분하여 계산하는 것이다. 이 계산을 마무리하기 위해 순간 효용 $u(.)$를 계산하고 $t+1$시점의 할인된(discounted) 예상 가치함수를 더하여, t시점의 가능한 상태가치함수($V_t(x,\varepsilon)$)를 구한다. 그리드 탐색(grid search)과 같은 표준 최적화 방법을 사용하여 최적의 선택을 계산한다. 그런 다음 이 과정을 $t=0$까지 반복하며, 여기에서 각 시점의 정책 규칙은 $d_t^*(x,\varepsilon)$이다.

구조적 파라메타의 추정은 McFadden(1989)의 모의 가상 지점 기법(simulated moments method)과 같은 계량경제학 기법(econometric method)을 활용했다. 이 기법에서는 구조 파라메타 벡터 Θ를 반복할 때마다, 시점별 가정이 직면하는 충격 고정 수치 M을 도출했다. 그리고 후방재귀(backward-recursion) 단계에서 구한 정책 규칙 $d_t^*(x,\varepsilon)$을 사용하여 M 모의 데이터 집합(synthetic dataset)을 시뮬레이션하였다. 실제 및 모의 데이터 집합을 사용하여 가시적 선택 및 상태의 주요 특징을 나타내는 지점의 집합(set of moments)을 구성하였고, 데이터로부터 구한 순간의 집합과 모형 시뮬레이션으로부터 구한 순간의 제곱형식 거리

지표(quadratic distance)를 최소화하여 구했다. 이러한 작업을 구조 파라메타 벡터에서 수렴에 도달할 때까지 지속했다(원종욱, 이연희, 2017, 2018).

제2절 고령화패널자료

본 연구에서 사용한 동태행위모형의 파라메타 추정을 위해 고령화패널자료(2006~2016년)를 사용하였다. 고령화패널은 2006년 45세 이상인 가구주와 배우자를 설문한 패널자료로 은퇴 시점 연구에 가장 적합하다. 고령화패널을 사용함으로써 국민연금 수급 시점을 심각하게 고려하는 연령 대상을 추적하여 이들의 일과 여가 그리고 소비와 저축에 대한 선호체계를 추정할 수 있기 때문이다.

패널 1차 연도인 2006년을 기준으로 45~59세인 부부가구로 2016년까지 부부관계를 유지하고 생존한 가구만을 대상으로 하였다. 부부 중 적어도 한 사람이 피고용자로 국민연금 가입을 경험한 가구로 제한하였다. 본 모형은 추정소득을 사용하는 관계로 패널 기간 이전 소득을 추정하는데 필요한 정보가 누락된 가구도 분석에서 제외하였다. 이와 같은 조건을 만족하는 총 487가구를 대상으로 동태행위모형에 필요한 각종 자료를 생성하였다. 동태행위모형에는 남성과 여성 각각 총 10개의 데이터가 사용된다. 데이터의 특성에 따라 패널 기간의 자료만 사용되기도 하고, 45세부터 70세의 자료(소득)가 사용되는 경우 그리고 45세부터 100세까지의 자료(건강보험료, 의료비)가 사용되는 경우도 있다. 실제 고령화패널상의 데이터(국민연금 신청 여부, 근로활동 여부)가 입력되는 경우도 있고, 고령패널상의 개인별 특성을 고려하여 추정된 데이터가 사용되기도 한다.

추정되는 데이터의 대표적인 사례가 소득으로 국민연금제도가 도입된 1988년부터 2005년까지의 소득을 추정해야 하고, 45세부터 70세까지의 소득도 추정하여 별도 변수로 투입된다.

1. 연령

고령화패널은 45세 이상 고령자를 대상으로 조사되었으나, 본 연구에서는 패널 기간 중 은퇴 결정을 할 수 있는 연령계층으로 한정하기 위해 59세를 상한으로 정하였다. 분석 대상 조건에 부합하는 총 487가구의 평균연령은 여성(49.8세)이 남성(52.8세)에 비해 평균 3세 정도 낮은 것으로 조사되었다.

〈표 3-1〉 분석 대상 가구원의 연령 분포(2006년 가준)

	여성		남성	
연령	빈도	비율(%)	빈도	비율(%)
45.00	17	3.5	1	0.2
46.00	64	13.1	17	3.5
47.00	63	12.9	17	3.5
48.00	61	12.5	31	6.4
49.00	47	9.7	41	8.4
50.00	49	10.1	34	7.0
51.00	40	8.2	41	8.4
52.00	36	7.4	51	10.5
53.00	29	6.0	35	7.2
54.00	33	6.8	47	9.7
55.00	14	2.9	38	7.8
56.00	20	4.1	41	8.4
57.00	6	1.2	41	8.4
58.00	4	.8	28	5.7
59.00	4	.8	24	4.9
합계	487	100.0	487	100.0

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

동태행위모형에서 연령은 소득추정식에서 변수로 포함되며, 국민연금 급여를 계산하는 데 사용된다(가입 시점에 따른 급여산식 추정). 파라메타 추정에 필요한 모멘트(연령별 평균자산, 연령별 평균근로참가율) 계산에도 연령 구분을 위해 사용된다. 동태행위모형에서 최종적으로 산출하는 연령별 자료는 특정 연도의 연령 자료가 아님을 이해할 필요가 있다. 예를 들어, 2006년 45세인 사람은 2008년 47세, 2010년 49세, 2012년 51세 등 패널 기간이 경과함에 따라 다른 연령을 경험하게 된다. 모멘트 비교를 위해 계산되는 연령별 평균자산은 패널 기간 중 특정 연령을 경험한 사람들의 평균이지, 특정 연도의 특정 연령평균이 아니다. 60세의 평균자산은 2006년에 60세인 사람의 자산과 2008년 60세, 2010년 60세 등 패널 기간 중 60세를 경험한 사람들의 평균자산을 의미한다. 물론 연령에 연계되는 모든 화폐 단위의 변수는 2010년 기준 금액으로 환산되어 연도별 물가 상승 등으로 인한 효과를 제거하게 된다.

2. 생존 여부

패널 기간(2006~2016) 내에 분석 대상 가구원이 생존하였는지를 나타내는 지표로 0 또는 1로 모형에 투입된다. 생존 여부는 부부 중 한 사람이 사망하는 경우, 국민연금의 유족연금이 계산되는 등의 용도로 사용된다. 패널 기간 이후 생존 여부는 통계청의 연령별 생명표에 따라 사망확률을 계산하게 된다. 패널 기간 이후 부부가 모두 확률상 사망으로 지정되는 경우, 유산상속금액과 이에 따른 효용 수준이 계산된다.

3. 근로활동 여부

고령패널상 경제활동 참가는 피고용자의 비중이 큰 것으로 나타나고 있다. 남성의 경우, 2006년 피고용 상태인 사람이 407명(83.6%), 여성은 191명(39.2%)으로 조사되었다. 10년 후인 2016년에는 남성이 49.49%, 여성이 28.54%로 낮아지는 현상을 보이고 있다. 동태행위모형상의 경제활동은 패널 기간에 피고용 상태인지 여부를 1 또는 0으로 나타내는 데이터가 투입된다. 동태행위모형에서 정책실험 중 하나가 노동공급이 어떻게 변화하는지를 관찰하는 것이기 때문에 피고용 상태의 변화를 지속적으로 관찰할 수 있는 데이터가 투입되어야만 한다.

〈표 3-2〉 표본의 경제활동 구분

구분	2006년				2016년			
	여성		남성		여성		남성	
	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)
피고용	191	39.2	407	83.6	139	28.54	241	49.49
자영업	42	8.6	44	9.0	40	8.21	57	11.70
무급가족종사	2	0.4	2	0.4	7	1.44	2	0.41
구직활동 중	26	5.3	11	2.3	10	2.05	18	3.70
은퇴	51	10.5	14	2.9	131	26.90	8	1.64
무응답	175	35.9	9	1.84	160	67.15	161	33.06
합계	487	100.0	487	100.0	487	100.0	487	100.0

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

4. 소득(W1, W2)

소득은 패널 기간 중 실제 소득이 사용되지 않고, Heckman two-stage 방법을 이용한 추정소득이 사용된다. 추정임금을 사용할 수밖에 없는 것은

패널 기간 이전의 소득을 추정해야 하는 동시에 패널 기간 이후 70세까지 근로를 하는 경우 획득 가능한 소득까지 추정해야 하기 때문이다. 동태행위모형은 은퇴 연령이 중요한 변수가 되고 은퇴 여부에 따라 획득 가능한 소득이 투입되어 그 상황에서 가능한 효용 수준이 계산되어야만 한다. 이런 과정을 통해 45세부터 70세까지 매년 일을 할지 여부와 55세부터 65세 사이에 국민연금을 신청할지 여부를 결정해야 한다. 이러한 결정을 하는 경우와 하지 않는 경우의 효용이 계산되고 생애 기간 전체에 걸쳐 총효용이 극대화되는 의사결정경로가 결정된다. 추정된 소득은 2개의 변수로 구분되어 동태행위모형에서 사용된다. 국민연금제도가 도입된 1988년부터 패널조사 직전 연도인 2005년까지 추정소득(W1)과 연령 기준으로 45세부터 70세까지 획득 가능한 추정소득(W2)의 프로파일을 별도의 변수로 생성해 모형에 투입된다. 이들 두 개의 각기 다른 소득프로파일은 Heckman two-stage방법으로 추정한 후, 연도 기준으로 또는 연령 기준으로 개인별로 적용한다. 우선 근로활동을 판별하는 probit추정식(PT)과 임금추정식(Wage)은 다음과 같이 정의된다.

$$PT = 1.1735\text{male} + 0.5400\text{age} + 0.0054\,age^2 + 0.55255coh4650 + 0.4029coh5155 + 0.3570coh5661 + 0.2143somecol + 0.3440col + 0.069yr2008 + 0.0464\,yr2010 + 0.1768yr2012 + 0.0085\,hchild + 0.02750hhres + 0.3499\,seoul + 0.0518\,tenure \quad \cdots\cdots (3\text{-}14)$$

$$Wage = 0.9812 - 0.4709\text{male} + 0.0487\text{age} - 0.000707\,age^2 + 0.02138coh4650 + 0.0518coh5155 - 0.01308coh5661 + 0.2202somecol + 0.7948col - 0.0825yr2008 + 0.03339\,yr2010 + 0.0648yr2012 \quad \cdots\cdots (3\text{-}15)$$

(male: 남성 여부, age: 연령, coh4650: 연령이 46~50세인 경우 더미변수, coh51555: 연령이 51~55세인 경우 더미변수, coh5661: 연령이 56~61세인 경우 더미변수, somecol: 대학 진학 경험 더미변수. col: 대학 졸업 여부 더미변수, yr2010: 2010년 더미변수, yr2012: 2012년 더미변수, hchild: 가구 내 자녀 수, hhres: 가구원 수, seoul: 서울 거주 더미변수, tenure: 국민연금 가입 연수)

위와 같이 Heckman two-stage를 사용하여 추정한 45~70세 임금 수준이 실제 고령화패널상의 임금과 어느 정도 차이를 보이는지를 확인해 보았다. 정확한 비교를 위해서는 연도별 실제임금을 연령 기준 평균금액으로 계산한 값으로 비교해야 하나 아래 표는 2006년 연령별 임금만을 이용하여 비교하였다.

〈표 3-3〉 남성 근로자의 추정임금 오차(연평균)

(단위: 백만 원/년)

연령	추정임금		실제임금		표본 수
	평균	표준편차	평균	표준편차	
45세	38.5717		8.6800		1
46세	38.4772	9.87093	40.8641	29.36360	13
47세	39.4214	8.59549	31.9375	18.75523	16
48세	39.0922	9.55773	28.5338	17.70574	26
49세	34.8651	8.83168	29.7663	14.65146	36
50세	33.2091	8.61942	29.2100	15.65070	30
51세	31.4754	8.37150	28.7278	14.11849	36
52세	26.9334	6.85368	19.9973	10.66318	45
53세	26.3486	6.42480	18.1769	12.13940	26
54세	23.8575	6.18013	18.5860	12.78715	43
55세	22.2609	6.12131	19.7794	12.57737	33
56세	16.2375	4.68883	12.9125	8.35752	32
57세	15.3270	3.79537	12.8729	8.53600	31
58세	14.5304	4.10903	11.1284	8.34984	19
59세	14.0083	3.72494	8.3410	4.36141	20
합계					407

주: 2006년 주된 일자리가 피고용이라고 응답한 407명에 대한 수치임.
자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

2006년에 자신의 주된 일자리가 피고용 상태라고 응답한 남성들의 임금은 46세의 평균이 4086만 원으로 가장 높았고 Heckman two-stage에서 추정된 46세의 평균임금은 3847만 원이었다. 추정임금도 실제임금

과 유사하게 연령이 올라갈수록 감소하기는 하나 감소폭은 실제임금보다는 작은 것으로 계산되었다.

〈표 3-4〉 남성 근로자의 추정임금 오차(연평균)-소득이 있는 표본

(단위: 백만 원/년)

연령	추정임금		실제임금		표본 수
	평균	표준편차	평균	표준편차	
45세	38.57	-	8.68		1
46세	38.50	10.34	43.03	29.05	10
47세	40.19	8.99	37.47	16.71	12
48세	40.02	9.03	36.02	15.87	18
49세	33.89	8.22	32.50	14.59	29
50세	32.06	7.84	33.75	14.83	23
51세	31.31	8.42	30.99	13.50	30
52세	26.89	6.05	22.61	10.62	25
53세	27.16	7.07	23.42	11.46	17
54세	24.50	6.64	27.04	16.38	16
55세	22.84	6.05	27.48	12.97	17
56세	14.98	3.50	13.41	8.47	16
57세	14.73	3.69	16.93	8.89	14
58세	15.61	4.14	14.65	7.34	9
59세	12.84	4.77	8.91	2.93	7
합계					244

주: 2006년부터 2012년까지 근로소득이 있는 표본만을 대상으로 계산한 결과임.

자신을 피고용 상태라고 응답하였지만 실제 소득이 없는 사람들도 포함된 평균이기 때문에 실제 소득이 있는 사람들만을 대상으로 비교해 보면 추정임금과 실제임금의 격차가 줄어드는 것을 알 수 있다. 추정임금도 개인별 특성변수로 배정하였기 때문에 개인 아이디(ID)별로 선별하여 비교가 가능하므로 추정임금과 실제임금의 비교 표본 수는 동일하게 된다. 추정평균임금은 47세에 4019만 원이고 실제임금은 3747만 원으로 앞

에서 비교한 결과에 비해 오차가 크게 줄어든 것을 알 수 있다. 평균의 오차는 크게 감소하였지만 표준편차는 조금 감소하여 모형에는 실제임금보다 편차가 적은 금액이 사용되었다. 피고용 상태인 근로자들을 대상으로 비교한 경우, 두 통계 간 오차는 평균 26.47%이나 소득이 있는 근로자만을 대상으로 하는 경우, 12.55%로 오차가 크게 낮아지는 것을 알 수 있다.

〈표 3-5〉 추정임금의 오차 수준

연령	오차율	
	피고용 상태 근로자	소득이 있는 근로자
46세	5.84%	10.53%
47세	23.43%	7.26%
48세	37.00%	11.10%
49세	17.13%	4.28%
50세	13.69%	5.01%
51세	9.56%	1.03%
52세	34.69%	18.93%
53세	44.96%	15.97%
54세	28.36%	9.39%
55세	12.55%	16.89%
56세	25.75%	11.71%
57세	19.06%	12.99%
58세	30.57%	6.55%
59세	67.95%	44.11%
전체	26.47%(407명)	12.55%(244명)

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

5. 가구자산

가구자산은 주택과 기타 부동산 그리고 금융자산 등 부부 소유의 모든 자산을 합친 금액이 사용된다. 가구자산은 동태행위모형에서 중요한 데이터 중 하나이다. 파라메타의 추정은 실제 고령화패널자료와 모형에서

계산된 가상의 데이터가 가장 근접했다고 판단되는 시점까지 계산을 반복하게 된다. 즉, 모멘트로 사용되는 연령별 평균자산과 연령별 노동공급률의 가중평균값이 실제 고령화패널의 가중평균과 거의 일치하는 파라메타가 도출될 때까지 다른 파라메타의 조합을 적용하여 계산하게 된다. 자산금액은 2010년 기준으로 환산하여 사용하며 모형의 구조상 음(-)의 자산(대출)은 허용되지 않는 관계로 부채가 있는 가구의 경우 자산이 0원으로 처리된다.

모형에서 자산은 상태변수이다. 전기의 자산에서 소득을 더하고 소비를 빼면 다음 기의 자산이 형성된다. 따라서 자산은 다음 기의 상태변수(state variable)가 된다. 동태행위모형을 컴퓨터상에서 계산할 수 있도록 하기 위해서는 연산의 횟수를 가능한 한 줄여 주는 것이 필요하다. 따라서 상태변수인 자산의 가능한 예시금액 또한 과도하게 많이 제시하는 것이 불가능하여 본 연구에서는 2015년 랜드연구소에서 사용한 16개 예시금액과 함께 20개, 24개 등으로 확대하여 분석을 해 보았다. 예를 들어, 16개 자산의 예시금액을 모형에 투입하는 경우, 실제 분포에서 어떤 금액을 추출할지를 지정해야만 한다. 자산의 분포가 정규분포를 따르지 않기 때문에 고령화패널상의 자산 분포를 고려하여 2억 3천만 원(2010년 가치로 환산된 금액 기준) 이하에서는 균등한 구간으로 12개 자산금액을 추출하고 2억 3천만 원부터 20억 원까지는 4개의 금액을 추출하도록 지정하게 된다. 자산의 예시금액을 20개로 지정하는 경우, 2억 3천만 원 이하에서 추출하는 자산의 예시금액은 16개가 되고 2억 3천만 원 이상부터 20억 원까지는 4개의 금액이 추출된다. 그리고 24개의 자산 예시금액이 사용되는 경우에는 2억 3천만 원 이하에서 12개가 그리고 2억 3천만 원 이상에서 12개가 추출되도록 지정하였다. 자산추출 방식을 달리하는 경우, 파라메타의 추정이 어떻게 달라지는지를 관찰하고 모형의 안정성

이 유지되는지를 확인하기 위해 본 연구에서는 자산추출 방식을 추가적으로 실험해 보았다.

〈표 3-6〉 부부의 가구자산 분포

자산 구간	2006년		2016년	
	빈도	비율(%)	빈도	비율(%)
자산 ≤ 0	41	8.4	41	8.42%
0 〈 자산 ≤ 1천만	35	7.2	14	2.87%
1천만 〈자산 ≤ 3천만	43	9.0	21	4.31%
3천만 〈자산 ≤ 5천만	53	10.7	11	2.26%
5천만 〈자산 ≤ 7천5백만	60	12.1	20	4.11%
7천5백만 ≤ 1억	39	8.0	48	9.86%
1억〈자산 ≤ 1억 5천	75	15.6	49	10.06%
1억 5천〈자산 ≤ 2억	49	10.0	48	9.86%
2억〈자산 ≤ 3억	43	9.0	84	17.25%
3억〈자산 ≤ 4억	18	3.7	59	12.11%
4억〈자산 ≤ 10억	23	4.7	79	16.22%
10억 이상	8	1.6	13	2.67%
합계	487	100.0	487	100.00%

주: 1) 부부의 명의로 된 자산만을 합친 금액이며 위에 제시된 분포는 각 연도 경상금액임.
2) 2006년 기준 2억 원에서 3억 원 구간까지의 누적 비율은 90%, 2016년 기준으로는 동일 구간 누적 비율이 약 70%임.
자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

자산 예시금액을 추출하는 데 있어 2억 3천만 원을 분기점으로 사용한 것은 이 금액이 전체 누적 분포에서 80~90% 지점에 해당하기 때문이다.

6. 부부의 건강보험료지출[5)]

2017년 모형부터 건강보험료지출과 의료비지출을 예산 제약식에 반영하였다. 2015년 랜드연구소 모형은 연금모형으로 시작하였으며, 이 모형을 사회보험모형으로 발전시키기 위해 건강보험제도를 모형에 반영하였다. 국민연금과 건강보험은 고령자의 소득, 소비, 자산, 은퇴 결정 등에 미치는 영향력이 큰 사회보험제도이기 때문에 이 두 제도의 정책효과를 동시에 고려하는 것이 필요하다. 모형의 전제는 건강보험료 부담이 증가하는 대신 본인이 부담하는 총의료비지출이 감소한다는 것이기 때문에 예산식에 건강보험료 부담을 추가했다. 앞에서 설명한 바와 같이 모든 화폐 단위 변수는 2010년 기준으로 환산된 상태로 모형에서 사용된다. 피부양자 등의 이유로 건강보험료를 납부하지 않는 가구가 2006년에는 87가구(17.86%)이나 2016년에는 203가구(41.68%)로 증가하게 된다. 정책실험에서 건강보험료를 인상하고 의료비지출을 줄이는 실험을 시행할 경우, 부담 증가 효과보다는 지출 감소 효과가 압도적으로 크게 나오는 것은 연령이 올라갈수록 건강보험료를 부담하지 않거나 부담 금액이 낮아져 건강보험료 인상의 효과가 거의 나타나지 않는 것이 원인으로 추정된다.

5) 본문은 2017년도에 수행한 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 연구보고서 2017-23, 한국보건사회연구원, pp. 89-101의 내용 중 일부를 발췌한 것임.

〈표 3-7〉 부부의 건강보험료 분포

건강보험료 구간 (만 원)	2006년		2016년	
	빈도	비율(%)	빈도	비율(%)
0	87	17.86	203	41.68%
1~5	117	24.02	71	14.58%
6~10	174	35.73	102	20.94%
11~15	47	9.65	48	9.86%
16~20	41	8.42	41	8.42%
21~30	12	2.46	19	3.90%
31~50	4	0.82	2	0.41%
51 이상	5	1.03	1	0.21%
합계	487	100.0	487	100.00%

주: 부부가 직접 부담하는 금액임.
자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

모형에서 건강보험료는 45세부터 100세까지 추정하게 된다. 고령화패널상에서 관찰된 연령의 건강보험료는 그대로 사용하고, 개인별로 그 이후 연령에 대해서는 패널 기간 중 가입종별(사업장가입자, 지역가입자)로 보험료 부담액을 추정하여 사용한다. 2017년 연구에서 건강보험료와 의료비 추정 과정을 상세하게 기술하였으므로 본 연구에서는 간략히 설명하였다. 우선, 패널 최종 시점에 사업장가입자로 보험료를 납부하는 가구의 경우, 최종 관찰된 연령이 60세 이하인 경우에는 60세까지 직장프로파일을 따르고 61세부터는 지역가입자 연령별 프로파일을 따르는 것으로 가정하였다. 최종 관찰된 연령이 60세를 초과하는 경우, 추계 기간부터는 지역가입자 프로파일을 따르는 것으로 가정하였다. 직장에서 지역으로 변경되는 경우에는 개인별로 보험료의 변동이 클 수 있다. 보험료 변동에 가장 큰 영향을 미치는 것이 자산이기 때문에 가구자산 수준을 고려하여 지역가입자로 편입되는 보험료 수준을 결정하였다. 패널 최종 시점에 지역가입자로 판명된 가구의 경우, 패널자료에서 지역가입자의 연령별 프

로파일을 생성하고 이 자료의 표준편차를 적용하는 방식으로 9개의 프로파일을 생성하였다. 2016년 당시 최종 연령별 납부 보험료 수준이 9개 구간 중 어디에 근접하는지를 판단하여 그 구간을 계속 유지하는 것으로 가정하였다. 건강보험료의 연령별 추정 방식에 대한 상세한내용은 원종욱(2017)을 참고하기 바란다.

7. 부부의 의료비지출[6)]

고령화패널은 개인별로 다양한 내용의 의료비지출 내용을 설문하고 있다. 본 연구에서 사용하는 의료비는 외래진료, 입원진료, 처방약, 의료기구, 간병비 등을 합친 금액으로 건강보험료에서 지원하는 금액을 제외한 본인부담과 비급여비용을 합한 금액을 의미한다. 의료비 또한 45세부터 100세까지의 금액이 사용되므로 실제 관찰된 연령 이후부터 100세까지의 의료비는 추정을 해야 한다. 개인별 의료비를 패널에서 최종 관찰한 이후 100세까지 추정하기 위해 패널고정효과분석을 이용하였다. 패널고정효과를 이용한 것은 의료비는 개인적 특성이 지출 수준을 결정하고 연령별 또는 시차별 변화는 모든 사람이 동일한 추세를 따른다는 가정을 사용하였기 때문이다. 패널고정효과를 사용한 또 다른 이유는 의료비를 확률분포에서 기댓값으로 처리하기 위해서는 quadrature integration방법을 사용해야 하고, 이를 위해서는 의료비 분포에 대한 sigma와 node가 필요하기 때문이다. 동태행위모형에 투입되는 의료비는 개인별로 최종 관측된 의료비를 사용하고 그 이후 연령부터는 추정치를 연결해서 사용하게 된다. 부부의 의료비를 각각 계산한 다음, 가구 단위로 합산한 가구 의료비가 모형에 투입된다. 의료비 추정에 대한 상세한 과정은 원종욱(2017)을 참고하기 바란다.

6) 본문은 2017년도에 수행한 『인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ)』, 연구보고서 2017-23, pp. 82-88. 내용 중 일부를 발췌한 것임.

〈표 3-8〉 연간 가구(부부) 지출 의료비 분포

의료비 구간 (만 원)	2006년		2016년	
	빈도	비율(%)	빈도	비율(%)
0.0	65	13.35%	39	8.01%
1~10	116	23.82%	64	13.14%
11~30	91	18.69%	85	17.45%
31~50	48	9.86%	54	11.09%
51~100	63	12.94%	96	19.71%
101~200	47	9.65%	71	14.58%
201~300	23	4.72%	29	5.95%
301~400	12	2.46%	20	4.11%
400+	22	4.52%	29	5.95%
합계	487	100.00%	487	100.00%

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

8. 국민연금 수급 신청 여부

국민연금을 신청하는 경우, 연금급여가 소득으로 처리된다. 가입 기간별로 그리고 연령별로 적용되는 급여산식에 따라 급여가 계산된다.

〈표 3-9〉 패널 기간 국민연금 신청자

(단위: 명)

	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16
남성	3	15	15	63	63	112	112	170	170	206	206
여성	0	2	2	6	6	13	13	27	27	42	42

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

참고로 국민연금 가입 상태를 살펴보면 2006년 기준으로 남성의 경우, 260명이 국민연금에 가입하였거나 가입한 적이 있는 것으로 응답하였다. 무응답자 중에서도 실제 가입한 사람들이 있을 수 있고 실제로 자신들이 가입했는지 모르는 응답자도 있을 수 있기 때문에 실제 가입자는 이보다

더 많을 것으로 추정된다. 2006년 기준으로 여성의 경우, 100명이 국민연금에 가입하였거나 가입한 경험이 있다고 응답하였다. 2016년 당시 경제활동을 하면서 국민연금에 가입해 있다고 응답한 사람은 남성이 109명, 여성은 67명이었다. 2016년 데이터는 누적된 가입 경험이 아니라 2016년도의 가입 상태를 의미한다.

〈표 3-10〉 표본의 국민연금 가입 상태

가입 내역	2006년				2016년			
	남성		여성		남성		여성	
	빈도	비율 (%)	빈도	비율 (%)	빈도	비율 (%)	빈도	비율 (%)
국민연금 가입	260	53.38	100	20.53	109	22.38	67	13.76
특수직역 가입	35	7.18	7	1.43	14	2.87	4	0.82
지역가입자	10	2.05	4	0.82	13	2.67	7	1.44
국민연금 수급	6	1.23	1	0.20	182	37.37	37	7.60
무응답/미가입	176	36.14	375	77.0	169	34.70	372	76.39
합계	487	100.0	487	100.0	487	100.0	487	100.0

주: 무응답/미가입 중에는 국민연금 수급 대기자도 포함될 수 있으나 정확한 인원은 파악할 수 없음.
자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

국민연금을 수급하는 경우, 수급액을 살펴보면 2006년 남성 수급자의 경우, 20만~50만 원의 분포를 보이고 있다. 2016년에는 수급자의 수가 크게 증가하고 급여액의 분포도 증가하였다. 남성의 경우, 30만~50만 원을 수급하는 사람의 비율이 47.25%로 거의 절반을 차지하고 여성의 경우에도 이 구간의 급여를 수급하는 사람의 비율은 70.2%에 달한다.

〈표 3-11〉 국민연금 월급여액 분포

수급 금액 (만 원)	2006년		2016년			
	남성	여성	남성	비율 (%)	여성	비율 (%)
10			3	1.65	0	0.0
20	2		14	7.69	6	16.22
30	1		32	17.58	14	37.84
40	2		26	14.29	10	27.03
50	1	1	28	15.38	2	5.41
60			7	3.85	4	10.81
70			16	8.79	0	0.0
80			19.0	10.44	1	2.70
90			9	4.95	0	0.0
100			14	7.69	0	0.0
101~150			12	6.59	0	0.0
151+			2	1.10	0	0.0
합계	6	1	182.0	100.0	37	100.0

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

9. 국민연금 가입 기간

피고용 근속 연수는 국민연금급여를 계산하는 데 가입 기간으로 산정된다. 출생연도와 추정임금을 이용하여 개인별 연금급여가 계산된다. 연금급여는 2016년 최종적으로 확인된 근속 연수를 기초로 산정된 연금급여(최저)와 70세까지 근로활동을 하는 경우 수급 가능한 급여금액(최고) 그리고 최저와 최고 사이에 균등한 구간으로 2개의 또 다른 수급 가능 금액을 개인별로 계산하게 된다. 개인별로 은퇴 시점을 달리 선택하는 데 따른 수급 가능한 연금급여를 계산하기 위함이다. 최종 관찰된 연령에서 근속 기간의 합이 10년 이하이면서 70세까지 근로하여도 10년이 채워지지 않는 경우에는 연금급여가 계산되지 않는다.

〈표 3-12〉 국민연금 가입 기간

근속 연수	남성		여성	
	빈도	비율	빈도	비율
1	6	1.42%	15	5.47%
2	10	2.37%	24	8.76%
3	19	4.50%	25	9.12%
4	11	2.61%	23	8.39%
5	6	1.42%	15	5.47%
6	9	2.13%	24	8.76%
7	10	2.37%	19	6.93%
8	13	3.08%	10	3.65%
9	7	1.66%	12	4.38%
10	8	1.90%	11	4.01%
11	10	2.37%	19	6.93%
12	6	1.42%	8	2.92%
13	9	2.13%	11	4.01%
14	14	3.32%	11	4.01%
15	10	2.37%	6	2.19%
16	10	2.37%	4	1.46%
17	13	3.08%	6	2.19%
18	12	2.84%	4	1.46%
19	116	27.49%	18	6.57%
20	10	2.37%	1	0.36%
21	63	14.93%	6	2.19%
22	4	0.95%	1	0.36%
23	46	10.90%	1	0.36%
전체	422	100.00%	274	100.00%

자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

10. 소비 수준

동태행위모형에서는 소비도 고려되지만 고령화패널상의 실제 자료가 사용되지 않는다. 자산과 동일하게 실제 금액의 분포를 보고 소비 가능한

금액을 예시로 제시하게 된다. 본 모형에서 연간 소비금액은 1백만 원부터 1억 원까지의 구간 중 균등한 구간으로 100개의 각기 다른 값을 모형에 투입하게 된다. 따라서 자산과는 달리 별도의 변수파일로 관리하지 않고 모형에서 최젓값과 최댓값 그리고 균등하게 추출하는 횟수(100회)만을 지정하면 된다. 자산과 소비금액을 실제 분포상에서 나타난 예시금액으로 모형에 투입하는 것은 컴퓨터상에서의 계산 부담을 줄이기 위함이다. 그리고 개인별 금액이 아니라 분포에 나타난 소비 가능 금액을 모두 투입하는 것은 487가구의 대표적인 선호체계(성향)를 추정하기 때문이다. 실제 분포상에서 가능한 금액을 예시로 투입하여 계산되는 효용수준 가운데 생애기간 기대효용을 극대화시키는 파라메타를 선택하게 된다.

〈표 3-13〉 가구 월평균 소비금액

(단위: 만 원)

소비금액	2008년		2016년	
	빈도	비율	빈도	비율
100 이하	98	23.61%	37	9.71%
101~200	180	43.37%	195	51.18%
201~300	98	23.61%	101	26.51%
301~400	29	6.99%	37	9.71%
401+	10	2.41%	11.0	2.89%
합계	415	100.0%	381	100.0%

주: 2006년에는 소비 관련 설문이 없었고, 2008년에 처음으로 설문되었음. 비응답 또는 모름으로 응답한 가구는 제외한 수치임.
자료: 한국고용정보원 (2006~2016), 제1차~6차 고령화패널연구.

제3절 파라메타 추정

본 연구는 총 6개 모형별 파라메타를 추정하였다. 모형은 크게 2017년 연구와 동일한 남성가구주모형(모형1)과 부부의사결정모형(모형2)으로

구분된다. 남성가구주모형의 경우, 8개의 파라메타는 모형에서 추정되고 4개의 파라메타(γ_W=2.5561, σ_W=0.8425, β_W=-4.1538, $\beta_{W,age}$=0.0291)는 일정한 값으로 고정시켜 효용함수에 대한 효과를 차단하고, 3개 파라메타($\beta_{H,SP}$, $\beta_{W,SP}$, ρ)는 0으로 고정된다. 본 연구는 2017년에는 시도하지 않았던 부부의사결정모형의 파라메타를 추정하였다. 우리나라도 부부의 은퇴 관련 의사결정과 여가에 대한 선호가 상호작용하는 것이 보편화될 수 있을 것으로 보아 부부의사결정모형(모형2)을 추정해 보았다. 부부의사결정모형은 16개의 파라메타가 전부 추정된다. 이들 두 모형을 다시 상태변수인 자산의 예시금액 추출 방식을 달리할 경우 파라메타가 얼마나 민감하게 변하는지를 관찰하기 위해 세분화하였다. 기본모형은 자산의 예시금액을 총 16개 추출하게 되며, 모형1_1은 총 20개, 그리고 모형1_2는 총 24개를 추출하는 경우를 의미한다. 모형 2_1 그리고 모형 2_2도 동일하게 부부의사결정모형에서 자산의 예시금액을 각각 20개로 추출하는 경우, 그리고 24개로 추출하는 경우를 의미한다. 파라메타 추정에는 Generalized moment method(GMM)가 사용되며 본 모형에서 사용되는 모멘트(moment)의 수는 총 72개(부부의사결정모형[7])다.

① 자산분위 하위 1분위[8](1/3) 가구의 남성가구주 연령(48~65세)별 평균자산금액
② 자산분위 중간 분위(2/3) 가구의 남성가구주 연령(48~65세)별 평균자산금액
③ 남성 가구주의 연령별(48~65세) 피고용 근로활동참가율
④ 여성의 연령별(48~65세) 피고용 근로활동참가율

7) 남성가구주모형의 경우, 여성의 연령별 근로활동참가율이 제외되어 총모멘트의 수는 54개임.
8) 자산 구간을 3개 집단으로 나누고 최하위 분위를 1분위로 구분함.

파라메타의 추정은 초기값을 시작으로 16개 파라메타의 값을 계속 변화시키면서 수렴된 파라메타를 찾아가는 방식을 취하게 된다. 각기 다른 수준의 자산 예시금액과 소비 수준을 대입하여 개인별로 은퇴 연령과 국민연금 수급 신청 연령에 따른 소득 수준과 여가 수준에 따른 효용을 계산하게 된다. 동태행위모형은 벨만함수식에 기반한 가치함수의 선택변수와 상태변수의 해를 구하는 과정을 통해 개인별로 모형 내에서 추정된 데이터와 실제 고령화패널상의 데이터를 모멘트로 비교하여 둘 사이의 오차가 최소화되는 파라메타를 추정하게 된다. Generalized moment method(GMM)는 총 72개 모멘트의 가중평균의 오차(시뮬레이션 결과 – 실제 통계)가 최소화되는 파라메타가 구해지면 연산을 중단하는 구조로 되어 있다.

본 연구에서 각기 다른 6개의 파라메타를 추정한 것은 모형별로 추정된 파라메타값이 안정적인 추세를 보이는지를 확인하기 위함이다. 추정결과 상속 관련 파라메타를 제외하고는 6개 모형의 파라메타가 모형의 전제를 달리하는 경우에도 큰 차이를 보이지 않고 안정적으로 추정되는 것으로 평가된다.

〈표 3-14〉 모형별 파라메타 추정 결과

파라메타	남성가구주모형(모형1)			부부의사결정모형(모형2)		
	자산추출 구분			자산추출 구분		
	1 (12/4)	1_1 (14/6)	1_2 (12/12)	2 (12/4)	2_1 (14/6)	2_2 (12/12)
α: 위험회피도	1.72	1.8	1.85	2.63862	2.661	2.64
δ: 할인율	0.93	0.93	0.92	0.93100	0.928	0.93
γ_H : 남편의 노동공급탄력성	3.4118	3.309	3.728	3.27778	3.149	3.323
γ_W : 부인의 노동공급탄력성	2.5561	2.5561	2.5561	2.6310	2.6023	2.6203
$\beta_{H,SP}$: 부인이 경제활동하는 경우 남편의 소비와 여가의 대체율	0	0	0	-0.0635	-0.029	-0.062
$\beta_{W,SP}$: 남편이 경제활동하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율	0	0	0	0.251	0.225	0.270
κ: 상속이전율 (bequest shifter)	2.56E+14	3.78E+15	1.78E+29	9.296e+07	1.93e+07	2.72e+07
θ_B : 상속강도 (bequest intensity)	1.87E+11	5.35E+11	4.08E+12	4.3715e+04	2.19e+03	1.16e+02
$C_{\min}$: 소비 하한	5.9953	4.834	7.1278	4.08319	4.23438	4.0538
σ_H : 남편의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	1.3349	1.4061	1.2906	0.98017	1.020	1.038
σ_W : 부인의 여가에 대한 내재된(unobserved) 선호의 표준편차	0.8425	0.8425	0.8425	0.9456	0.9172	0.9115
ρ : 부부간 내재된 선호도의 상관계수	0	0	0	0.08202	0.0556	0.0822
β_H : 남편의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.374	-4.278	-4.3577	-4.6796	-4.549	-4.643
β_W : 부인의 소비와 여가의 대체(tradeoff)가치 상수	-4.153	-4.153	-4.1538	-4.0726	-4.0989	-4.0492
$\beta_{H,age}$: 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	-0.291	-0.312	-0.7155	0.01668	-0.0154	-0.0007
$\beta_{W,age}$: 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율	0.0291	0.029	0.0291	0.01299	0.0306	0.0196

주: 1) 정책실험을 위한 기준선(baseline) 계산에서는 κ=0, θ_B=10으로 고정된 값을 사용.

2) 자산 구분은 모형 내에서 추출하는 자산의 예시금액 수를 의미하며, 예를 들어 12/4는 총 16개의 예시금액을 추출하되 2억 3천만 원 이하에서 12개 값을 그리고 2억 3천만 원에서 20억 원 사이에서 4개 값을 추출한다는 것을 의미함.

남성가구주모형(모형1)의 경우, 부부의사결정모형(모형2)에 비해 위험회피도가 상대적으로 낮은 것으로 추정되었다. 이러한 차이는 여성의 근로활동 상한 연령을 60세로 설정한 것과, 여성 관련 파라메타를 0 또는 미국의 수치와 유사한 수준으로 고정시킨 것이 영향을 미친 것으로 추정된다. 할인율에서 두 모형 간 차이는 없으며, 남편의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_{H_H}}$)는 모형2가 조금 더 높은 것으로 계산되었다. 모형1에서 γ_W는 2.5561로 고정하였으나 부부의사결정모형에서 추정된 값은 이보다 조금 더 큰 2.6 수준임을 알 수 있다. 부인의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_W}$)는 모형2가 조금 더 낮은 것으로 계산된다. 상속이전율(κ)과 상속강도(θ_B)는 모든 모형에서 각기 다른 값이면서 큰 차이를 보여 상속 관련 파라메타를 일정한 수치로 수렴하지 않는다는 것을 보여 주고 있다. 일과 여가에 대한 상대적 선호도를 나타내는 β_H, β_W의 경우, 남편의 수치는 모형1의 절댓값이 모형2에 비해 작고, 여성의 수치는 모형2의 절댓값이 작은 것으로 추정되었다. 연령이 증가할수록 일과 여가에 대한 대체관계를 의미하는 $\beta_{H,age}$, $\beta_{W,age}$는 남편의 수치가 모형2를 제외하고 모두 음(-)이고, 모형1의 절댓값이 더 크다. 일과 여가에 대한 선호를 대변하는 파라메타는 남편과 부인의 파라메타가 구별된다. 모든 모형에서 γ_H는 γ_W보다 크며, 모형 2에서 $\beta_{H,SP}$와 $\beta_{W,SP}$의 부호가 다르다. 모든 모형에서 β_H의 절댓값이 β_W보다 크며, 모형2를 제외한 나머지 5개 모형에서 $\beta_{H,age}$와 $\beta_{W,age}$의 부호가 다르다. 이들 파라메타가 남성과 여성의 절댓값이 다르고 부호가 다른 것은 여성이 남성에 비해 노동공급이 탄력적이고 배우자가 일을 하는 경우, 일보다 여가를 더 선호하는 동시에 연령이 증가할수록 여가를 더 선호하는 것을 의미한다.

제 4 장 모형의 신뢰도 검증

제1절 상속 관련 파라메타 고정을 통한 자산의 신뢰도 검증

제2절 노동참가율 신뢰도 검증

4 모형의 신뢰도 검증

제1절 상속 관련 파라메타 고정을 통한 자산의 신뢰도 검증

동태행위모형의 신뢰도는 파라메타 추정에 사용되는 모멘트변수(연령별 평균자산, 연령별 평균노동참가율)의 실제 고령화패널상 데이터와 모형에서 계산된 기준선(baseline) 간의 정합성이 기준이 된다. 가치함수의 파라메타는 이들 모멘트의 가중평균이 실제 데이터와 차이가 최소화되는 상태에서 수렴된 수치가 선택되므로 데이터와 기준선 간의 정합성은 모형의 신뢰도와 밀접한 관계를 가지게 된다.

본 연구의 목적 중 하나는 연령별(48~65세) 그리고 분위별 평균자산이 실제 고령화패널자료와 모형에서 계산된 수치 간 정합성을 향상시키는 것이다. 동태행위모형 추정 과정은 먼저 모형의 파라메타를 추정하는 작업을 수행하고(job1), 추정된 파라메타를 이용하여 생애 기간 중 최적의 의사결정 조합을 도출하는 최적화작업(job2)을 수행하게 된다. 최적화작업을 수행하면 모형에서 연령별 평균자산과 근로활동참가율 등이 계산되며, 이때 생성되는 모형상의 모멘트변수 수치는 기준선이 된다. 이 기준선에 국민연금보험료율 인상, 수급 연령 연장, 의료비 절감 수준, 건강보험료율 인상 등에 대한 정책 조건을 외부 충격으로 적용하는 정책실험(job3)을 실시하고, 정책실험 결과 도출된 수치와 기준선상의 수치를 비교하여 정책효과를 해석하게 된다. 추정된 파라메타를 이용하여 최적화 과정에서 도출된 연령별 자산 규모(baseline)와 실제 고령화패널상의 데이터가 정합성이 높아야 정책실험 결과에 의한 저축효과를 설명할 수 있

다. 두 수치 간 정합성은 절대 수준과 변화 양상 모두를 충족시키는 경우가 가장 적합하다고 할 수 있으나 정책실험 결과, 저축과 노동공급률의 변화율을 관찰하는 만큼 연령 수준별로 변화하는 양상이 일치하는 것이 중요하다. 본 연구는 2017년 연구의 한계로 나타난 자산의 정합성(fitting)을 개선하기 위해 자산 수준과 가장 밀접할 수 있는 상속 관련 파라메타를 특정 수치로 고정하는 실험을 수행하였다. 실험은 최적파라메타(16개)를 이용하여 계산된 자산의 기준선(baseline)과 최적파라메타 중에서 상속 관련 파라메타인 κ(bequest shifter), θ_B(bequest intensity)를 각각 (0, 10), (100, 10), (-100, 100)으로 조정한 상태에서 계산된 자산의 기준선을 비교해 보았다.

데이터와 기준선 간 정합성을 측정하기 위해 연령 구간별 두 수치의 상관계수를 계산하였다. 〈표 4-1〉과 〈표 4-2〉는 상속 관련 파라메타를 각기 다른 수준으로 고정시킨 상태의 연령별 평균자산(baseline)과 고령화패널의 연령별 평균자산의 상관계수를 계산한 결과이다. 실험1은 실제 추정된 파라메타(16개)상의 두 수치 간 연령집단별 상관계수이다. 모든 연령집단에서 음(-)의 상관계수를 보이는 것을 알 수 있다. 실험1은 추정된 16개 파라메타를 사용하였을 때의 상관계수이고, 실험3은 κ(bequest shifter)를 100으로 고정시키는 경우의 상관계수이다. 실험1과 3은 거의 모든 연령과 자산분위에서 음(-)의 상관계수를 나타내고 있다. 반면에 실험2와 4는 κ(bequest shifter)를 0 또는 -100으로 고정시킨 결과로 동태행위모형에서 관심을 가지는 연령계층에서 양(+)의 상관관계를 보이고 그 수준 또한 높은 것을 보여 주고 있다. 실험2의 경우, 자산 1분위의 48~60세 상관계수가 0.5912로 높은 상관관계를 보이며 자산 2분위도 동일 연령집단에서 0.8564로 높은 상관관계를 보이고 있다. 시나리오 4의 경우에도, 48~60세 집단의 자산 1분위와 2분위의 상관계수가 각각

0.6178과 0.8559로 높은 수준을 보이고 있다. 상속 관련 파라메타를 실험2[상속이전율(κ=0), 상속강도(θ_B=10)] 또는 실험4(κ=-100, θ_B=10)와 같이 고정시키는 경우, 연령별 평균자산의 fitting이 크게 향상된다는 것을 알 수 있으며 이 연령계층에 대한 정책실험 결과의 해석도 유의하다는 것을 의미한다. 실험2, 3, 4에서 상속강도(θ_B)는 10으로 고정시킬 경우 자산의 정합성이 가장 좋은 결과로 도출되어 3개 실험에서 10으로 고정시켰다. 실험2와 실험4를 비교해 보면 κ를 0으로 고정시키는 실험2와 -100으로 고정시키는 실험4의 상관계수(1분위, 2분위)가 큰 차이를 보이지 않는 것을 알 수 있다. 또한 모형에서 도출된 파라메타를 사용한 실험1과 κ를 100으로 고정시킨 실험3의 상관계수 또한 현격한 차이는 보이지 않고 있다. 결론적으로 상속이전율(κ)을 0으로 고정하는 것이 양호한 상관계수를 나타내는 조건임을 알 수 있다. 또한, 양(+)의 값으로 증가하는 것에 비례해 상관계수가 악화하지도 않지만 음(-)의 값으로 고정하는 것도 0으로 고정한 것에 비해 상관계수가 크게 달라지지 않는다는 것을 보여 준다.

1. 기본모형의 상속 파라메타 고정에 따른 상관계수

가. 남성가구주모형의 연령계층별 상관계수

모형1에서 도출된 상속 관련 파라메타는 매우 크게 추정되었다. 이 수치를 이용하여 자산의 기준선을 도출할 경우, 실제 패널자료상의 자산 규모와 큰 격차를 보여 정책실험의 효과를 해석하는 것이 유의하지 않을 수 있다.

〈표 4-1〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형1)

연령 구분	실험1 κ= 2.56448e+14, θ_B= 1.873722e+11			실험2 κ=0, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.5264	-0.6335	-0.0727	0.2626	0.4258	0.0582
48~60세	-0.0196	-0.1976	-0.0188	0.5912	0.8564	0.1231
50~60세	-0.6040	-0.5325	0.2169	0.0089	0.6612	0.3901
50~65세	-0.8018	-0.7697	0.1201	-0.3362	0.0424	0.2510
연령 구분	실험3 κ=100, θ_B=10			실험4 κ= -100, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.5329	-0.6412	-0.1008	0.2887	0.4288	0.0248
48~60세	-0.0313	-0.2144	-0.0570	0.6178	0.8559	0.3651
50~60세	-0.6160	-0.5369	0.1699	0.0734	0.6624	0.0983
50~65세	-0.8066	-0.7731	0.0949	-0.2946	0.0420	0.2240

실험2의 48~60세 구간에서 모형에서 계산된 자산의 기준선(baseline)과 실제 데이터 간 상관계수는 자산 1분위가 0.5912, 2분위가 0.8564로 실험1의 -0.0196과 -0.1976에 비해 크게 향상되는 것을 알 수 있다. 다양한 연령 구간을 적용해 보았으나 48~60세 구간의 상관계수가 가장 높게 계산되어 정책실험이 유효할 수 있는 연령도 이 구간으로 한정하는 것이 타당하다고 본다. 동일 연령 구간에서 자산 3분위의 상관계수는 0.1231로 낮은 수준이지만 정책실험이 자산 1분위와 2분위의 자산 규모 변화를 관찰하는 만큼 3분위의 상관계수는 정책실험 결과를 해석하는 데 장애 요인이 되지는 않는다.

나. 부부의사결정모형의 연령계층별 상관계수

모형2에서도 실험2의 경우, 48~60세의 자산 1분위 상관계수가 0.61183, 자산 2분위 상관계수가 0.55969로 실험1의 0.21956과 0.168231에 비해 크게 향상되는 것을 알 수 있다. 모형2의 경우, 실험2

의 자산 3분위 상관계수도 0.54983으로 높은 수준을 보이고 있다.

파라메타의 추정은 487가구의 다양한 선호도를 대표적인 한 가구로 수렴하는 작업인 만큼 상속에 대한 선호가 크게 차이 나는 경우, 하나의 대표적 수치로 수렴하는 것이 어려울 수 있다고 생각한다. 자산 수준이 높은 가구는 상속에 대한 여유가 있지만 자산 수준이 상대적으로 낮은 가구는 상속을 할 수 있는 여유가 없거나 반대로 자녀 세대로부터 금전적 지원을 받는 경우도 있을 수 있는 만큼, 487가구의 평균적 성향을 상속에 대한 선호가 없는 경우(κ =0)로 고정하는 것은 큰 무리가 아니라고 본다. 따라서 정책실험은 모형에서 추정된 14개 파라메타를 사용하고 상속 관련 파라메타(2개)는 실험2에서 전제한 수치를 사용하였다. 실험2와 실험4의 상관계수는 큰 차이를 보이지 않으나, 487가구의 평균 성향을 자녀 세대로부터 지원을 받는 음(-)의 상속보다는 상속을 하지 않는 경우인 실험2로 설정하는 것이 더 합리적이라는 정성적인 판단을 하였다.

〈표 4-2〉 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수(모형2)

연령 구분	실험1 κ=9.2965e+07, θ_B=4.3715e+04			실험2 κ=0, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.33884	-0.48159	0.05657	0.35178	0.07100	0.37795
48~60세	0.219566	0.168231	0.19168	0.61183	0.55969	0.54983
50~60세	-0.50405	-0.31884	0.40844	0.00989	-0.0111	0.55587
50~65세	-0.75062	-0.71236	0.19351	-0.2200	-0.4598	0.29059
연령 구분	실험3 κ=100, θ_B=10			실험4 κ= -100, θ_B=10		
	1분위	2분위	3분위	1분위	2분위	3분위
48~65세	-0.34008	-0.48614	0.54635	0.35178	0.07100	0.37795
48~60세	0.215129	0.160765	0.85310	0.61183	0.55969	0.54983
50~60세	-0.50908	-0.32251	0.74940	0.00989	-0.0111	0.55587
50~65세	-0.75249	-0.71385	0.30124	-0.2200	-0.4598	0.29059

2. 세부모형의 상관계수

모형1과 모형2는 상태변수인 자산을 어떤 방식으로 추출하는가에 따라 모형1_1, 모형1_2 그리고 모형2_1과 모형2_2로 다시 세분화된다. 자산추출 방식의 차이는 추정되는 파라메타 수치를 조금씩 다르게 하는 효과가 있기 때문에 이렇게 달리 추정된 모형에서도 상속 관련 파라메타의 고정이 모형의 정합성을 향상시키는지를 확인해 보았다.

가. 남성가구주모형: 모형1_1

모형1_1에서도 상속 관련 파라메타를 κ=0, θ_B=10으로 고정할 경우, 상관계수는 높아지고 오차율은 낮아지는 것으로 분석되었다. 연령 구간을 48~60세로 한정하는 경우, 자산 1분위의 상관계수는 0.159496에서 0.65172로 크게 높아지며 데이터와 기준선과의 오차도 49.33%에서 23.54%로 낮아지는 것을 보여 준다. 자산 2분위에서도 동일 연령 구간에서 상관계수는 -0.03215에서 0.76199로 높아지고 오차율도 38.89%에서 31.50%로 낮아진다.

〈표 4-3〉 모형1_1의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수

상속 파라메타 수준	연령 계층	1분위		2분위		3분위	
		상관계수	오차율	상관계수	오차율	상관계수	오차율
κ=3.77e+15 θ_B=5.35E+11	48-65세	-0.399	60.0%	-0.5609	46.95%	-0.9688	25.49%
	48-60세	0.1594	49.33%	-0.0321	38.89%	-0.963	22.76%
	50-60세	-0.4841		-0.4479		-0.9759	
	50-65세	-0.7452		-0.7273		-0.9679	
κ=0 θ_B=10	48-65세	0.4600	28.07%	0.3386	35.35%	0.0250	23.98%
	48-60세	0.65172	23.54%	0.7619	31.50%	0.1010	22.12%
	50-60세	0.1351		0.43128		0.3667	
	50-65세	-0.027		-0.0646		0.2160	

나. 남성가구주모형: 모형1_2

모형1_2에서도 48~60세의 자산 1분위 상관계수가 -0.41332에서 0.816079로 높아지고 오차율도 70.62%에서 24.62%로 크게 낮아졌다. 자산 2분위에서도 상관계수는 -0.53116에서 0.970458로 높아지고 오차율도 54.59%에서 29.53%로 낮아졌다.

〈표 4-4〉 모형 1_2의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수

상속 파라메타 수준	연령 계층	1분위		2분위		3분위	
		상관계수	오차율	상관계수	오차율	상관계수	오차율
κ=1.78E+29 θ_B=4.08E+12	48~65세	-0.684	78.4%	-0.773	63.75%	-0.200	35.86%
	48~60세	-0.413	70.6%	-0.531	54.59%	-0.316	30.14%
	50~60세	-0.754		-0.646		-0.0768	
	50~65세	-0.848		-0.835		0.0487	
κ=0 θ_B=10	48~65세	0.0682	33.7%	0.2917	33.76%	0.0600	24.14%
	48~60세	0.8160	24.6%	0.9704	29.53%	-0.033	22.61%
	50~60세	-0.121		0.6193		0.3957	
	50~65세	-0.526		-0.090		0.2747	

주: κ=0, θ_B=10의 48~60세 상관계수는 48~57세 상관계수임.

다. 부부의사결정모형: 모형2_1

모형2_1은 부부의사결정모형의 세부모형이며, 이 모형에서도 48~60세 구간의 자산 1분위 상관계수가 0.198966에서 0.619182로 크게 향상되었으며, 오차율은 31.53%에서 38.33%로 조금 높아졌다. 자산 2분위의 동일 연령 구간 상관계수는 0.1477에서 0.551293으로 향상되고 오차율 또한 25.41%에서 10.12%로 낮아졌다. 3분위의 경우, 최초 추정된 상속 관련 파라메타를 사용하는 경우, 상관계수는 오히려 높고 오차율은 0과 10으로 고정하는 경우 낮아지는 것으로 분석되었다.

〈표 4-5〉 모형2_1의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수

상속 파라메타 수준	연령 계층	1분위		2분위		3분위	
		상관 계수	오차율	상관 계수	오차율	상관 계수	오차율
κ=1.93e+07 θ_B=2.191+03	48~65세	-0.3628	44.51%	-0.4988	34.92%	0.8012	20.41%
	48~60세	0.1989	31.53%	0.1477	25.41%	0.8117	18.36%
	50~60세	-0.534		-0.3293		0.8455	
	50~65세	-0.765		-0.7205		0.8729	
κ=0 θ_B=10	48~65세	0.3554	35.68%	0.0564	14.2%	0.3782	8.86%
	48~60세	0.6191	38.33%	0.5512	10.12%	0.5656	7.86%
	50~60세	0.0095		-0.0237		0.5630	
	50~65세	-0.224		-0.4700		0.2826	

라. 부부의사결정모형: 모형2_2

모형2_2에서도 48~60세의 자산 1분위 상관계수가 0.225019에서 0.613073으로 높아졌으나 오차율은 30.32%에서 41.93%로 높아지는 것으로 분석되었다. 2분위에서는 상관계수가 0.166159에서 0.562093으로 높아지고 오차율도 24.43%에서 10.12%로 낮아졌다.

〈표 4-6〉 모형2_2의 유산상속 파라메타 가정별 data와 baseline의 상관계수

상속 파라메타 수준	연령계층	1분위		2분위		3분위	
		상관계수	오차율	상관계수	오차율	상관계수	오차율
κ=2.72E+07 θ_B=1.16E+02	48_65세	-0.332	42.95%	-0.482	33.79%	0.0168	21.02%
	48~60세	0.225	30.32%	0.1661	24.43%	0.1694	18.43%
	50~60세	-0.499		-0.3198		0.381	
	50~65세	-0.748		-0.713		0.1628	
κ=0 θ_B=10	48_65세	0.355	37.92%	0.0737	14.04%	0.351	9.11%
	48~60세	0.6130	41.93%	0.5620	10.12%	0.5480	8.61%
	50~60세	0.0125		-0.007		0.539	
	50~65세	-0.215		-0.457		0.257227	

3. 자산의 데이터와 기준선(baseline) 간 연령별 오차

자산 규모의 실제 데이터와 최적 생애경로에서 계산된 자산 수준의 절대 수준과 두 수치 간 오차를 계산해 보았다. 앞서 설명한 바와 같이, 모형의 신뢰도는 두 수치 간 정합성에 의해 평가된다. 정합성은 상관계수와 같이 두 수치의 추세 변동의 정합성과 두 수치 간 절대 금액의 일치성으로 평가될 수 있을 것이다. 상관계수와 오차율이 연령별로 어떤 추세를 보이는지를 연령별 자료를 통해 확인해 보았다.

가. 모형1의 자산의 오차 수준

1) 자산 하위 1분위

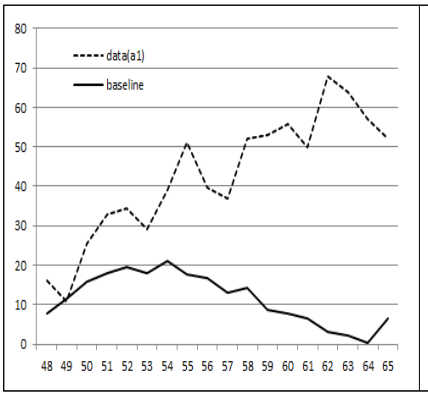
자산 하위 1분위 48~65세의 오차율은 64.77%이지만 48~60세의 오차율은 53.86%로 조금 낮아진다. 상속 관련 파라메타에 대해 최초 추정된 값을 사용할 경우 50대 후반부터 오차율이 크게 높아져 실제 데이터와 모형에서 계산된 기준선 값의 차이가 큰 것을 알 수 있다. 그러나 상속 관련 파라메타를 실험2와 같이 고정할 경우, 오차율이 거의 절반 수준으로 감소하는 것을 알 수 있다.

〈표 4-7〉 자산 하위 1분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2)

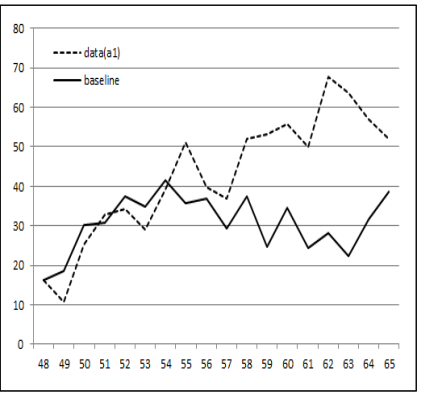
연령	자산 1분위	실험1 κ= 2.56448e+14, θ_B= 1.873722e+11		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	16.25	7.90	51.38%	16.21	0.26%
49세	10.77	11.62	7.93%	18.63	73.00%
50세	25.32	15.73	37.88%	30.16	19.09%
51세	32.77	18.12	44.72%	30.89	5.75%
52세	34.39	19.68	42.78%	37.59	9.28%
53세	28.99	17.89	38.30%	34.87	20.25%
54세	39.12	21.00	46.31%	41.57	6.27%
55세	51.20	17.62	65.59%	35.70	30.28%
56세	39.72	16.61	58.18%	36.79	7.37%
57세	36.97	12.94	64.99%	29.20	21.02%
58세	52.04	14.32	72.47%	37.55	27.83%
59세	53.08	8.60	83.78%	24.59	53.66%
60세	55.74	7.88	85.86%	34.57	37.97%
61세	50.01	6.64	86.71%	24.50	51.00%
62세	67.81	3.035	95.52%	28.19	58.43%
63세	63.82	2.03	96.81%	22.44	64.84%
64세	56.96	0.45	99.20%	31.55	44.60%
65세	52.02	6.49	87.51%	38.59	25.82%
평균		48~65세	64.77%		32.7%
		48~60세	53.86%		24.0%

특히, 오차율을 48~60세로 한정하는 경우, 오차율은 24.0%로 상대적으로 낮은 수준을 보인다.

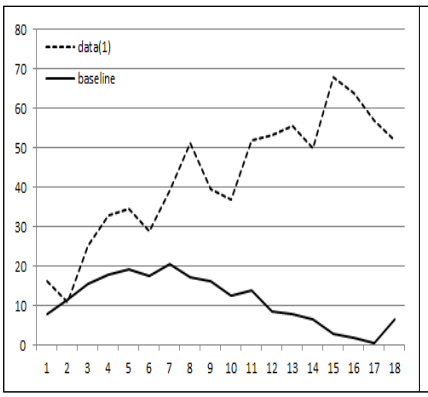
〔그림 4-1〕 자산 1분위 fitting(모형1_실험1)



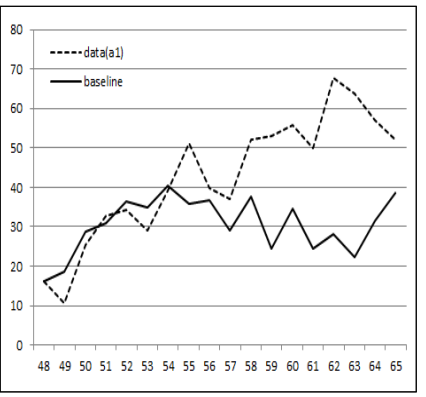
〔그림 4-2〕 자산 1분위 fitting(모형1_실험2)



〔그림 4-3〕 자산 1분위 fitting(모형1_실험3)



〔그림 4-4〕 자산 1분위 fitting(모형1_실험4)



자산상속 파라메타 수준의 민감도를 분석하기 위해 상속이전율(κ)을 100(실험3)으로 고정한 경우와 -100(실험4)으로 고정한 경우의 기준선 값을 0(실험2)으로 고정한 경우 그리고 원래 파라메타(실험1)를 사용하는 경우와 비교해 보았다. 〈표 4-7〉과 〈표 4-8〉의 연령 구간별 오차율을 비교해 보면 실험1의 오차율은 48~65세 64.77%, 48~60세 53.86%이나 실험3의 오차율은 65.32%, 54.55%로 큰 차이를 보이지 않는다는 것을

알 수 있다. 두 실험 간 κ값은 2.56448e+14와 100으로 절대 수준에서 큰 차이를 보임에도 오차 수준의 변화는 κ가 100일 때가 조금 낮아졌을 뿐 거의 유사한 수준을 보인다. κ가 0인 경우(실험2)와 -100(실험4)인 경우를 비교해도 두 실험 간 오차 규모가 차이를 보이지 않는다는 것을 알 수 있다. 실험2의 동일 연령 구간 오차율은 32.7%와 24.0%이나 실험4의 오차율은 30.27%와 23.09%로 1~2% 감소하는 차이를 보인다. 따라서 κ값을 0으로 고정하는 것이 고령화패널상 487가구의 상속 성향을 가장 잘 반영하는 수치임을 확인할 수 있다. 상속강도(θ_B)도 10이 아닌 다른 수치를 사용하여 오차에 대한 민감도를 실험해 보았지만 10보다 크거나 작은 값의 오차는 오히려 증가하는 추세를 보여 10으로 고정하는 것이 가장 적합하다는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 4-8〉 자산 하위 1분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험 3, 4)

(단위: 백만 원)

연령	자산 1분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	16.25	7.764	52.23%	16.17	0.47%
49세	10.77	11.49	6.72%	18.63	73.00%
50세	25.32	15.56	38.55%	28.78	13.64%
51세	32.77	17.76	45.79%	30.89	5.75%
52세	34.39	19.37	43.69%	36.33	5.62%
53세	28.99	17.53	39.51%	34.87	20.25%
54세	39.12	20.46	47.69%	40.41	3.30%
55세	51.20	17.16	66.48%	35.70	30.28%
56세	39.72	16.16	59.30%	36.79	7.37%
57세	36.97	12.65	65.78%	29.20	21.02%
58세	52.04	13.93	73.23%	37.55	27.83%
59세	53.08	8.44	84.09%	24.59	53.66%
60세	55.74	7.72	86.14%	34.57	37.97%

연령	자산 1분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
61세	50.01	6.48	87.03%	24.50	51.00%
62세	67.81	2.88	95.75%	28.19	58.43%
63세	63.82	1.98	96.89%	22.44	64.84%
64세	56.96	0.43	99.23%	31.55	44.60%
65세	52.02	6.43	87.63%	38.59	25.82%
평균		48~65세	65.32%		30.27%
		48~60세	54.55%		23.09%

2) 자산 2분위

자산 2분위의 두 수치 간 평균오차는 최초 추정된 상속 파라메타(실험1)를 사용하는 경우 48~65세의 오차율은 50.05%이나 상속이전율(κ)을 0으로 고정한 실험2의 평균오차는 33.36%로 감소하는 것을 알 수 있다. 연령계층을 48~60세로 한정하는 경우, 두 실험 간 오차율은 41.23%에서 29.61%로 크게 감소하는 것으로 분석되었다. 자산 2분위에서도 실험1과 실험3의 오차율 그리고 실험2와 실험4의 오차율이 큰 차이를 보이지 않음을 알 수 있다.

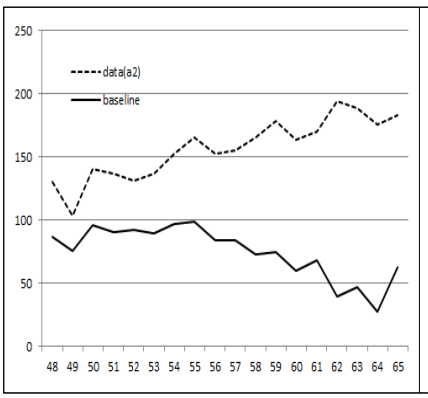
앞서 설명한 바와 같이 오차의 절대 수준이 감소하는 것과 함께 상관관계는 양(+)이면서 절대 수준도 높아, 자산 2분위에서도 실험2(κ=0, θ_B=10)와 같이 파라메타를 고정하는 것이 합리적이라는 것을 보여준다.

〈표 4-9〉 자산 2분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2)

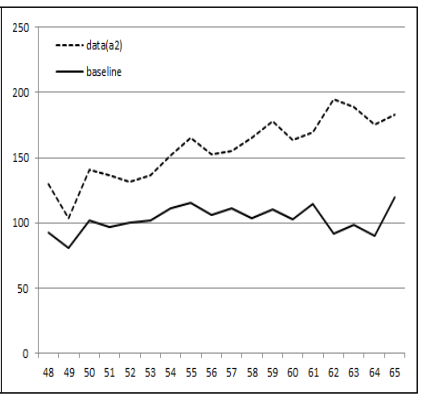
(단위: 백만 원)

연령	자산 2분위	실험1 κ= 2.56448e+14, θ_B= 1.873722e+11		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이타 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	130.13	86.98	33.16%	92.54	28.88%
49세	103.34	75.12	27.30%	80.50	22.10%
50세	140.68	95.78	31.91%	102.17	27.37%
51세	136.71	90.02	34.15%	96.85	29.16%
52세	131.10	91.93	29.88%	100.25	23.54%
53세	136.45	89.46	34.44%	102.10	25.17%
54세	152.16	96.63	36.49%	110.88	27.13%
55세	165.67	98.54	40.52%	115.40	30.34%
56세	152.65	83.76	45.13%	106.22	30.42%
57세	155.27	83.93	45.95%	111.18	28.40%
58세	164.95	73.10	55.68%	103.44	37.29%
59세	178.21	74.61	58.13%	110.34	38.09%
60세	163.29	59.97	63.28%	102.79	37.05%
61세	169.57	68.04	59.87%	114.65	32.39%
62세	194.48	39.47	79.70%	92.15	52.62%
63세	188.95	46.88	75.19%	98.92	47.65%
64세	175.21	27.27	84.43%	90.51	48.34%
65세	182.91	62.59	65.78%	119.83	34.49%
평균		48~65세	50.05%		33.36%
		48~60세	41.23%		29.61%

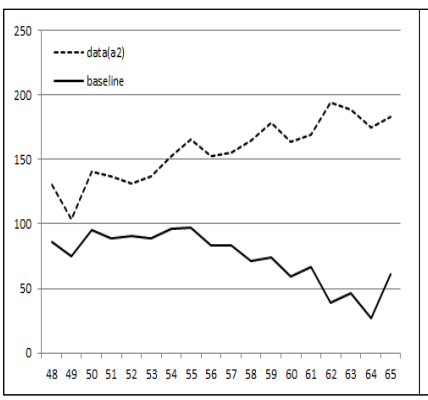
[그림 4-5] 자산 2분위 fitting(모형1_실험1)



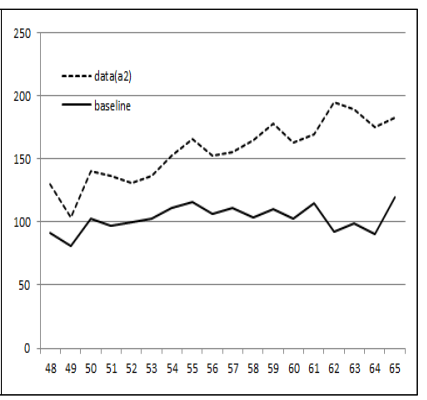
[그림 4-6] 자산 2분위 fitting(모형1_실험2)



[그림 4-7] 자산 2분위 fitting(모형1_실험3)



[그림 4-8] 자산 2분위 fitting(모형1_실험4)



〈표 4-10〉 자산 2분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험3, 4)

(단위: 백만 원)

연령	자산 2분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	130.13	86.50	33.52%	91.74	29.50%
49세	103.34	74.69	27.72%	80.51	22.09%
50세	140.68	94.93	32.52%	102.20	27.35%
51세	136.71	89.12	34.81%	96.92	29.10%
52세	131.10	91.07	30.54%	100.22	23.56%
53세	136.45	88.35	35.25%	102.16	25.13%
54세	152.16	95.79	37.05%	110.69	27.25%
55세	165.67	97.35	41.24%	115.51	30.27%
56세	152.65	82.86	45.72%	106.25	30.40%
57세	155.27	82.94	46.58%	111.18	28.40%
58세	164.95	71.44	56.69%	103.44	37.29%
59세	178.21	73.71	58.64%	110.34	38.08%
60세	163.29	59.07	63.82%	102.79	37.05%
61세	169.57	66.91	60.54%	114.65	32.39%
62세	194.48	38.48	80.21%	92.15	52.62%
63세	188.95	45.92	75.70%	98.92	47.65%
64세	175.21	26.48	84.88%	90.51	48.34%
65세	182.91	60.80	66.76%	119.83	34.49%
평균		48~65세	50.68%		33.39%
		48~60세	41.85%		29.65%

3) 자산 3분위

자산 3분위의 경우, 4개 실험별 실제 자산 규모와 기준선(baseline) 자산 간 오차가 1, 2분위와는 달리 크지 않은 것을 알 수 있다. 실제 파라메타를 사용하는 경우(실험1)의 48~65세 오차율은 26.19%, 48~60세는

22.99%이고, 실험2는 23.27%와 21.71%로 큰 차이를 보이지 않는다. 실험3의 오차율은 27.44%와 23.76%이며 실험4의 오차율은 24.26%, 22.20%로 48~60세의 오차율이 48~65세 오차율보다 조금 낮다는 것이 전반적인 추세이다. 실험1과 실험2의 오차율 차이는 1% 내외이며, 실험2와 실험4의 차이는 1%보다 적어 상속 파라메타에 대한 오차율의 변화가 크지 않다는 것을 알 수 있다.

〈표 4-11〉 자산 3분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험1, 2)

(단위: 백만 원)

연령	자산 3분위	실험1 κ= 2.56448e+14, θ_B= 1.873722e+11		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	359.36	436.29	21.41%	437.47	21.74%
49세	403.02	327.31	18.79%	329.83	18.16%
50세	448.20	424.58	5.27%	425.70	5.02%
51세	443.12	337.61	23.81%	340.17	23.23%
52세	443.57	373.09	15.89%	375.98	15.24%
53세	513.39	388.46	24.33%	392.55	23.54%
54세	477.19	357.15	25.15%	360.24	24.51%
55세	452.50	376.24	16.85%	381.33	15.73%
56세	581.30	379.33	34.74%	385.96	33.60%
57세	515.99	393.52	23.74%	402.28	22.04%
58세	491.33	356.07	27.53%	369.42	24.81%
59세	562.62	401.06	28.72%	414.96	26.24%
60세	555.40	373.88	32.68%	397.76	28.38%
61세	485.25	336.36	30.68%	358.12	26.20%
62세	545.24	320.69	41.18%	360.97	33.80%
63세	512.62	377.32	26.39%	408.95	20.22%
64세	492.50	239.33	51.41%	288.94	41.33%
65세	436.31	336.93	22.78%	370.43	15.10%
평균		48~65세	26.19%		23.27%
		48~60세	22.99%		21.71%

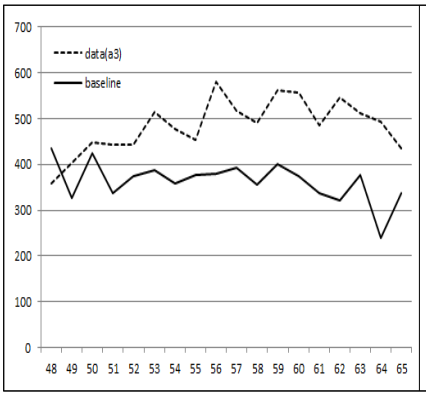
3분위의 경우, 소득 및 자산 수준이 높아 상속에 대한 선호가 어느 정도 있을 수 있는 계층이므로 상속 파라메타 수준에 대한 변화가 다른 분위보다는 크지 않을 수 있다. 그럼에도 실험2의 상관계수가 가장 양호하여 정책실험에서는 κ를 0으로 고정하는 것이 정합성 차원에서 적정한 것으로 보인다.

〈표 4-12〉 자산 3분위의 데이터와 기준선의 오차 수준(실험3, 4)

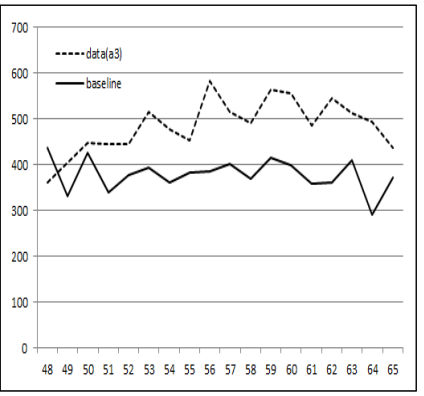
(단위: 백만 원)

연령	자산 3 분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	130.13	428.86	19.34%	431.26	20.01%
49세	103.34	327.08	18.84%	330.60	17.97%
50세	140.68	416.92	6.98%	419.39	6.43%
51세	136.71	336.37	24.09%	341.02	23.04%
52세	131.10	366.64	17.34%	370.89	16.38%
53세	136.45	386.30	24.75%	392.84	23.48%
54세	152.16	354.26	25.76%	358.87	24.79%
55세	165.67	372.50	17.68%	379.40	16.15%
56세	152.65	375.19	35.46%	383.73	33.99%
57세	155.27	388.34	24.74%	398.33	22.80%
58세	164.95	350.41	28.68%	366.01	25.51%
59세	178.21	392.40	30.26%	406.46	27.76%
60세	163.29	360.94	35.01%	386.92	30.34%
61세	169.57	328.16	32.37%	351.57	27.55%
62세	194.48	306.51	43.79%	347.54	36.26%
63세	188.95	361.40	29.50%	394.84	22.98%
64세	175.21	230.29	53.24%	281.32	42.88%
65세	182.91	322.78	26.02%	356.34	18.33%
평균		48~65세	27.44%		24.26%
		48~60세	23.76%		22.20%

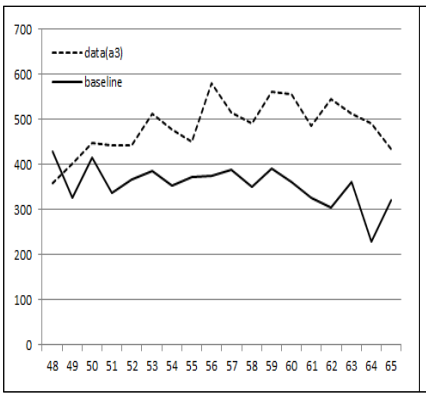
〔그림 4-9〕 자산 3분위 fitting(모형1_실험1)



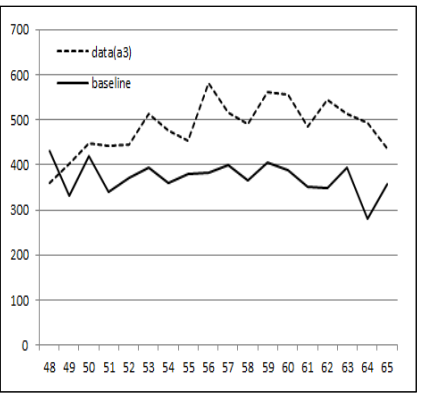
〔그림 4-10〕 자산 3분위 fitting(모형1_실험2)



〔그림 4-11〕 자산 3분위 fitting(모형1_실험3)



〔그림 4-12〕 자산 3분위 fitting(모형1_실험4)



나. 모형2의 자산의 오차 수준

1) 자산 1분위

모형2의 자산 1분위의 경우, 실험2의 오차율이 실험1에 비해 크게 향상되지는 않는 것으로 분석되었다.

〈표 4-13〉 모형2 자산 1분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2)

연령	자산 1분위	실험1 κ= 9.2965e+07 θ_B= 4.3715e+04		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	16.25	14.62	10.00%	23.21	42.85%
49세	10.77	17.07	58.45%	26.41	145.15%
50세	25.32	29.63	17.00%	43.21	70.60%
51세	32.77	32.04	2.25%	45.77	39.64%
52세	34.39	31.95	7.09%	45.65	32.71%
53세	28.99	33.40	15.21%	51.00	75.90%
54세	39.12	36.09	7.74%	55.88	42.82%
55세	51.20	34.69	32.24%	54.58	6.61%
56세	39.72	27.15	31.63%	48.17	21.29%
57세	36.97	23.14	37.40%	41.25	11.57%
58세	52.04	26.12	49.80%	47.73	8.28%
59세	53.08	17.58	66.87%	35.73	32.67%
60세	55.74	21.86	60.78%	48.43	13.11%
61세	50.015	14.071	71.87%	35.13	29.76%
62세	67.81	14.61	78.44%	41.56	38.71%
63세	63.82	8.54	86.62%	33.32	47.78%
64세	56.96	10.91	80.84%	50.38	11.54%
65세	52.02	19.36	62.79%	57.46	10.46%
평균		48~65세	43.17%		37.86%
		48~60세	50.50%		41.78%

모형1의 경우, 실험2의 48~60세 오차율이 24.0%로 실험1에 비해 큰 폭으로 낮아지는 것과는 대조적이다. 두 모형의 동일 연령 구간 상관계수가 0.5912와 0.61183으로 유사한 수준을 보이는 것과는 달리 오차율에서는 모형2의 결과가 모형1에 비해 크게 향상되는 모습을 보이지 않는다. 모형2의 경우, 실험2의 결과는 상관계수는 크게 향상되지만 오차율의 향

상 정도는 이에 못 미치는 것으로 분석되고 있다. 또한 실험2와 실험4의 결과가 동일하게 계산되어 모형2에서는 κ를 0으로 고정하는 것과 -100으로 고정하는 데 따른 차이는 없다는 것을 알 수 있다. 반면에 실험 1과 실험3의 결과를 비교하면, 실험3의 48~60세 오차율이 실험1에 비해 낮아지는 것을 확인할 수 있다.

〈표 4-14〉 모형2 자산 1분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4)

연령	자산 1분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|C-A)/A|
48세	16.25	14.50	10.77%	23.21	42.85%
49세	10.77	17.02	58.03%	26.41	145.15%
50세	25.32	29.47	16.37%	43.21	70.60%
51세	32.77	31.98	2.42%	45.77	39.64%
52세	34.39	31.84	7.43%	45.65	32.71%
53세	28.99	33.32	14.91%	51.00	75.90%
54세	39.12	35.91	8.20%	55.88	42.82%
55세	51.20	34.50	32.62%	54.58	6.61%
56세	39.72	26.96	32.11%	48.17	21.29%
57세	36.97	23.03	37.69%	41.25	11.57%
58세	52.04	25.89	50.23%	47.73	8.28%
59세	53.08	17.51	67.00%	35.73	32.67%
60세	55.74	21.64	61.17%	48.43	13.11%
61세	50.01	14.03	71.94%	35.13	29.76%
62세	67.81	14.53	78.57%	41.56	38.71%
63세	63.82	8.49	86.70%	33.32	47.78%
64세	56.96	10.85	80.94%	50.38	11.54%
65세	52.02	19.35	62.79%	57.46	10.46%
평균		48~65세	43.33%		37.86%
		48~60세	30.69%		41.78%

2) 자산 2분위

자산 2분위의 경우에는 모형1에서 확인하였던 것과 유사한 추세를 보이고 있다. 실험1의 48~60세 오차율은 24.60%이나 실험2의 오차율은 10.13%로 크게 낮아지는 것으로 계산되었다. 실험2와 실험4를 비교하면, 자산 1분위와 유사하게 두 결과가 동일한 것으로 분석되었다. 실험1과 3의 경우에도 변화가 거의 없는 것으로 나타나 모형2에서도 κ를 0으로 고정하는 것이 가장 좋은 결과를 내며, 0이 아닌 다른 값의 크기에 비례해 오차율이 증감하지 않는다는 것을 보여 준다.

〈표 4-15〉 모형2 자산 2분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2)

연령	자산 2분위	실험1 κ=9.2965e+07 , θ_B=4.3715e+04		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	130.13	102.55	21.19%	122.24	6.06%
49세	103.34	89.52	13.37%	109.46	5.93%
50세	140.68	116.93	16.88%	149.95	6.59%
51세	136.71	107.06	21.69%	142.12	3.96%
52세	131.10	116.57	11.08%	157.06	19.80%
53세	136.45	116.35	14.73%	165.20	21.07%
54세	152.16	129.18	15.10%	173.50	14.03%
55세	165.67	129.09	22.08%	180.76	9.11%
56세	152.65	106.79	30.04%	147.93	3.09%
57세	155.27	116.46	24.99%	158.13	1.84%
58세	164.95	99.42	39.73%	149.75	9.21%
59세	178.21	101.90	42.82%	147.17	17.41%
60세	163.29	88.03	46.09%	141.02	13.64%
61세	169.57	100.35	40.82%	154.96	8.62%
62세	194.48	62.90	67.65%	119.99	38.30%
63세	188.95	68.87	63.55%	124.15	34.29%
64세	175.21	55.01	68.60%	122.79	29.91%
65세	182.91	90.46	50.54%	163.61	10.55%
평균		48~65세	33.94%		14.08%
		48~60세	24.60%		10.13%

〈표 4-16〉 모형2 자산 2분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4)

연령	자산 2분위	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	130.13	102.42	21.29%	122.24	6.06%
49세	103.34	89.44	13.45%	109.46	5.93%
50세	140.68	116.82	16.96%	149.95	6.59%
51세	136.71	106.81	21.87%	142.12	3.96%
52세	131.10	116.40	11.21%	157.06	19.80%
53세	136.45	116.09	14.91%	165.20	21.07%
54세	152.16	128.98	15.23%	173.50	14.03%
55세	165.67	128.77	22.27%	180.76	9.11%
56세	152.65	106.49	30.24%	147.93	3.09%
57세	155.27	116.22	25.15%	158.13	1.84%
58세	164.95	99.02	39.97%	149.75	9.21%
59세	178.21	101.59	43.00%	147.17	17.41%
60세	163.29	87.51	46.41%	141.02	13.64%
61세	169.57	100.00	41.03%	154.96	8.62%
62세	194.48	62.30	67.97%	119.99	38.30%
63세	188.95	68.51	63.74%	124.15	34.29%
64세	175.21	54.15	69.09%	122.79	29.91%
65세	182.91	89.53	51.05%	163.61	10.55%
평균		48~65세	34.16%		14.08%
		48~60세	24.77%		10.13%

3) 자산 3분위

모형2의 자산 3분위는 모형1과는 달리 실험2의 오차율이 실험1에 비해 큰 폭으로 낮아지는 것을 알 수 있다. 실험1의 연령 구간 48~60세 오차율이 18.20%이나 실험2의 오차율은 9.07%로 낮아진다. 자산 3분위도 2분위와 동일하게 실험2의 결과와 실험4의 결과가 동일하며, 실험1의 결

과와 실험3의 결과가 거의 동일하여 κ를 0으로 고정하는 경우 가장 좋은 결과를 보여 준다는 것을 알 수 있으며, 오차율은 κ의 증감에 따라 변화하지 않는 것을 확인할 수 있다.

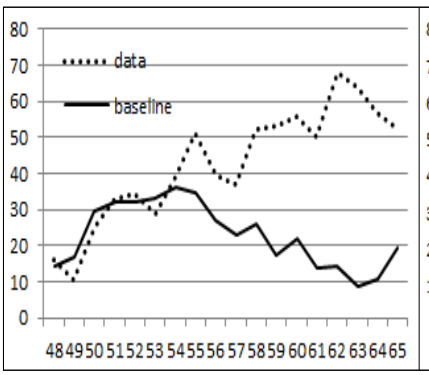
〈표 4-17〉 모형2 자산 3분위의 실험별 자산 오차 수준(실험1, 2)

연령	자산 3	실험1 κ=9.2965e+07, θ_B= 4.3715e+04		실험2 κ=0, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	359.36	448.23	24.73%	502.77	39.91%
49세	403.02	344.80	14.45%	391.80	2.78%
50세	448.20	440.11	1.80%	515.41	15.00%
51세	443.12	361.32	18.46%	433.30	2.22%
52세	443.57	395.01	10.95%	488.09	10.04%
53세	513.39	420.38	18.12%	529.81	3.20%
54세	477.19	383.34	19.67%	482.45	1.10%
55세	452.50	404.93	10.51%	524.08	15.82%
56세	581.30	408.23	29.77%	518.60	10.79%
57세	515.99	423.45	17.94%	540.80	4.81%
58세	491.33	385.71	21.50%	486.30	1.02%
59세	562.62	428.44	23.85%	521.67	7.28%
60세	555.40	417.10	24.90%	533.15	4.01%
61세	485.25	372.87	23.16%	494.95	2.00%
62세	545.24	366.22	32.83%	483.91	11.25%
63세	512.62	417.76	18.50%	550.61	7.41%
64세	492.50	288.13	41.50%	403.66	18.04%
65세	436.31	391.70	10.22%	525.84	20.52%
평균		48~65세	20.16%		9.84%
		48~60세	18.20%		9.07%

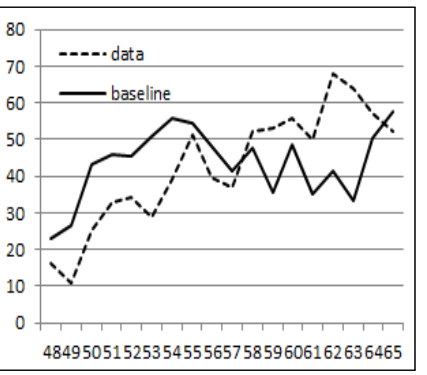
〈표 4-18〉 모형2 자산 3분위의 실험별 자산 오차 수준(실험3, 4)

연령	자산 3	실험3 κ=100, θ_B=10		실험4 κ= -100, θ_B=10	
	데이터 A	baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	359.36	447.97	24.66%	502.77	39.91%
49세	403.02	344.55	14.51%	391.80	2.78%
50세	448.20	439.58	1.92%	515.41	15.00%
51세	443.12	360.94	18.55%	433.30	2.22%
52세	443.57	394.35	11.10%	488.09	10.04%
53세	513.39	419.84	18.22%	529.81	3.20%
54세	477.19	382.80	19.78%	482.45	1.10%
55세	452.50	404.52	10.60%	524.08	15.82%
56세	581.30	407.74	29.86%	518.60	10.79%
57세	515.99	422.99	18.02%	540.80	4.81%
58세	491.33	385.20	21.60%	486.30	1.02%
59세	562.62	427.92	23.94%	521.67	7.28%
60세	555.40	416.27	25.05%	533.15	4.01%
61세	485.25	372.17	23.30%	494.95	2.00%
62세	545.24	365.44	32.98%	483.91	11.25%
63세	512.62	416.90	18.67%	550.61	7.41%
64세	492.50	287.17	41.69%	403.66	18.04%
65세	436.31	390.90	10.41%	525.84	20.52%
평균		48~65세	20.27%		9.84%
		48~60세	18.29%		9.07%

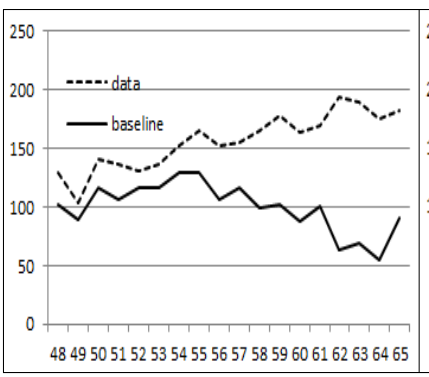
〔그림 4-13〕 자산 1분위(모형2_실험1)



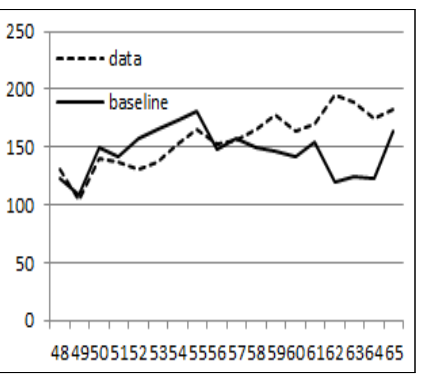
〔그림 4-14〕 자산 1분위(모형2_실험2)



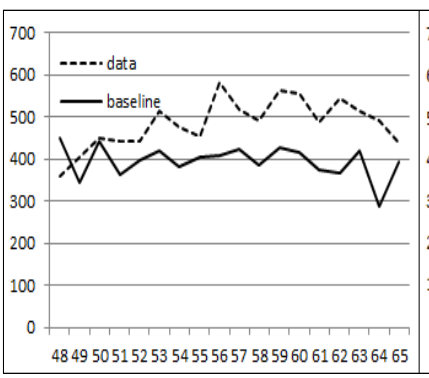
〔그림 4-15〕 자산 2분위(모형2_실험1)



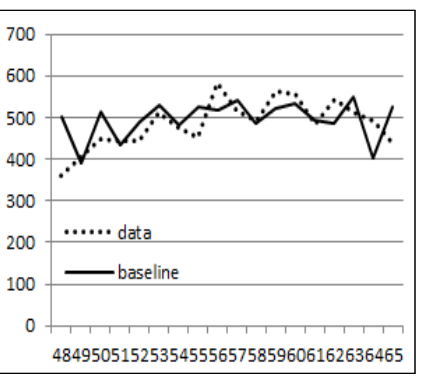
〔그림 4-16〕 자산 2분위(모형2_실험2)



〔그림 4-17〕 자산 3분위(모형2_실험1)



〔그림 4-18〕 자산 3분위(모형2_실험2)



제2절 노동참가율 신뢰도 검증

1. 데이터와 기준선(baseline) 간 상관계수

노동참가율의 fitting은 모든 모형에서 상관계수가 높게 계산되었다. 모형1의 경우, 여성의 노동참가를 60세로 제한하기 때문에 남성에 대한 상관계수만을 비교해 보았다. 분석 결과 실험1과 실험2의 상관계수가 동일하게 계산되었다. 노동참가율의 경우, 상속 관련 파라메타의 변화에 거의 반응을 하지 않는다는 것을 보여 주고 있다.

〈표 4-19〉 모형1의 남성 노동참가율 상관계수

연령	남성	
	실험1 κ=2.56e+14 θ_B=1.87e+11	실험2 κ=0 θ_B=10
48~65세	0.930941	0.930941
48~60세	0.839768	0.839768
50~60세	0.813647	0.813647
50~65세	0.920596	0.920596

모형2의 경우에도 실험1과 실험2의 상관계수는 큰 차이를 보이지 않고 있다. 모든 모형에서 상관계수가 0.8 이상으로 매우 높은 수준을 나타내고 있으며 여성의 경우 실험2의 상관계수가 조금 더 높은 것으로 분석되었다.

〈표 4-20〉 모형2의 노동참가율 상관계수

연령	남성		여성	
	실험1 κ=9.296e+07 θ_B=4.3715e+04	실험2 κ=0 θ_B=10	실험1 κ=9.296e+07 θ_B=4.3715e+04	실험2 κ=0 θ_B=10
48~65세	0.9353	0.9385	0.8484	0.8803
48~60세	0.8490	0.8414	0.8369	0.9118
50~60세	0.8245	0.8158	0.87672	0.9341
50~65세	0.9256	0.9293	0.8261	0.8614

노동참가율의 경우, 모형에서 도출된 상속 관련 파라메타 수치를 사용하는 것과 실험2와 같이 고정하는 경우 모두 정책실험에 대한 결과를 해석하는 것에 장애 요인이 되지 않음을 확인할 수 있다.

2. 데이터와 기준선(baseline) 간 오차율

상관계수 측면에서는 두 자료의 정합성이 확보된 것으로 확인되었고 추가적으로 오차율을 살펴보았다. 오차율도 모형에 따라 큰 차이를 보이지 않아 실험2를 기준으로 수치를 제시하였다. 모형1의 오차는 9.17%로 낮은 수준이며 모형2의 실험2 오차율은 11.19%로 실험1의 9.04%에 비해 조금 더 높은 수준인 것으로 계산되었다. 남성 노동참가율의 정합성을 평가해 보면 상속 관련 파라메타 수준에 관계없이 거의 동일한 수준으로 상관계수와 오차율이 높기 때문에 정책실험 결과를 해석하는 데 무리가 없음을 확인할 수 있다.

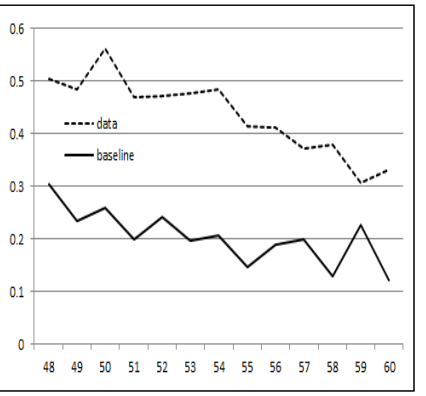
〈표 4-21〉 남성의 노동참가율 오차율

연령	data A	모형1		모형2	
		baseline B	|B-A)/A|	baseline C	|C-A)/A|
48세	0.9772	0.9090	6.98%	0.8797	9.98%
49세	0.9285	0.8571	7.69%	0.8384	9.70%
50세	0.9487	0.9358	1.35%	0.8968	5.47%
51세	0.9690	0.8865	8.51%	0.8647	10.76%
52세	0.9379	0.8837	5.79%	0.8499	9.38%
53세	0.9393	0.8484	9.68%	0.8232	12.36%
54세	0.9080	0.7961	12.32%	0.7819	13.89%
55세	0.9244	0.7628	17.48%	0.7537	18.46%
56세	0.8000	0.7134	10.82%	0.7086	11.42%
57세	0.8584	0.6538	23.84%	0.6462	24.72%
58세	0.7288	0.6829	6.31%	0.6665	8.56%
59세	0.7747	0.6170	20.36%	0.6063	21.74%
60세	0.6515	0.6637	1.87%	0.6618	1.58%
61세	0.6043	0.6132	1.46%	0.5939	1.73%
62세	0.6097	0.5882	3.53%	0.5532	9.27%
63세	0.5460	0.5606	2.66%	0.5291	3.10%
64세	0.4778	0.3703	22.50%	0.3414	28.54%
65세	0.4905	0.5000	1.92%	0.4865	0.82%
평균			9.17%		11.19%

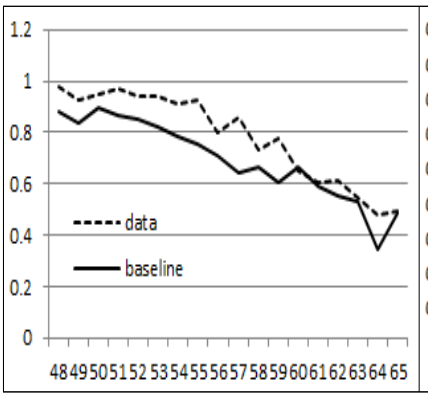
주: 모형1의 실험1 오차율은 실험2와 동일하며 모형2의 실험1 오차율은 9.04%, 실험3은 9.04%, 실험4는 13.51%로 계산되었음.

〔그림 4-19〕 남성 노동참가율 fitting(모형1_실험2)

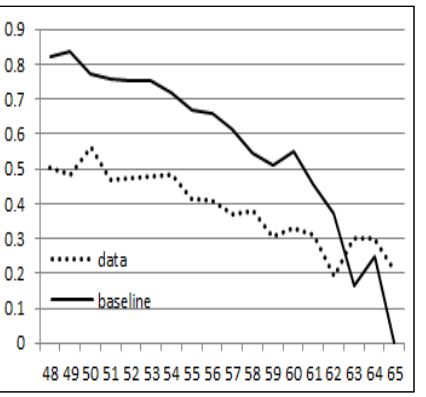
〔그림 4-20〕 여성 노동참가율 fitting모형1_실험2)



〔그림 4-21〕 남성 노동참가율 fitting(모형2_실험2)



〔그림 4-22〕 여성 노동참가율 fitting모형2_실험2)



여성의 오차율은 모형1과 모형2 모두 50% 이상으로 높은 수준이며 모형2의 실험1 오차율이 14.47%, 실험3은 14.60% 그리고 실험4의 오차율은 38.99%로 각기 다른 수준을 보였다. 여성의 경우에는 상속 관련 파라메타를 실험2와 같이 고정하는 것이 상관계수는 높이지만 오차율은 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 4-22〉 여성의 노동참가율 오차율

연령	data A	모형1		모형2	
		baseline B	|(B-A)/A|	baseline C	|(C-A)/A|
48세	0.5040	0.3040	39.68%	0.82144	62.98%
49세	0.4833	0.2333	51.72%	0.838333	73.45%
50세	0.5632	0.2586	54.08%	0.772069	37.08%
51세	0.4687	0.2000	57.33%	0.758438	61.80%
52세	0.4714	0.2428	48.48%	0.753214	59.77%
53세	0.4761	0.1966	58.71%	0.751826	57.88%
54세	0.4855	0.2067	57.43%	0.72081	48.44%
55세	0.4137	0.1461	64.68%	0.667308	61.27%
56세	0.4106	0.1884	54.12%	0.657536	60.12%
57세	0.3718	0.2000	46.22%	0.615722	65.58%
58세	0.3793	0.1290	65.98%	0.547204	44.26%
59세	0.3071	0.2264	26.28%	0.508679	65.62%
60세	0.3309	0.1228	62.90%	0.548947	65.85%
61세	0.3118	-	-	0.454792	45.85%
62세	0.1935	-	-	0.374375	93.43%
63세	0.3018	-	-	0.1625	46.17%
64세	0.2982	-	-	0.25	16.18%
평균	48~64		-		56.81%
	48~60		52.89%		58.78%

주: 모형2의 실험1 오차율은 14.47%, 실험3은 14.60%, 실험4는 38.99%로 계산되었음.

제 5 장 정책실험 결과

제1절 남성가구주의사결정모형(모형1)의 정책실험 결과
제2절 부부의사결정모형(모형2)의 정책실험 결과

5 정책실험 결과

제1절 남성가구주의사결정모형(모형1)의 정책실험 결과

앞서 추정된 6개 모형별 파라메타를 이용하여 정책실험을 수행하였다. 6개 모형별로 추정된 파라메타에서 상속 관련 파라메타인 상속이전율(κ)과 상속강도(θ_B)를 각각 0과 10으로 고정한 상황에서 최적화 조건을 계산하게 된다. 상속 관련 파라메타를 이와 같이 고정하는 것은 실제 데이터와 모형상에서 계산된 자산 규모의 동조화가 크게 향상되므로 정책실험의 해석이 유효할 수 있기 때문이다. 정책실험은 모형상에서 계산된 자산 규모와 노동참가율에 대해 사회보험 관련 정책의 변화를 충격으로 가하는 경우 계산되는 새로운 자산 규모와 노동참가율을 비교하는 방식으로 진행된다. 정책 시나리오는 총 4개로, 국민연금 수급 시점을 2년 연장하는 경우와 국민연금보험료율을 2%포인트 인상하는 경우, 그리고 건강보험료 5% 인상과 의료비 11.6% 감소, 마지막으로 국민연금보험료율 2%포인트 인상과 건강보험료 5% 인상, 의료비 11.6% 감소가 동시에 진행되는 경우이다.

〈표 5-1〉 정책실험 시나리오 구성

시나리오	구성 내용
1.	국민연금 수급 시점 2년 연장
2.	국민연금보험료율 2%포인트 인상
3.	건강보험료 5% 인상 + 의료비 11.6% 감소
4. (2+3)	국민연금보험료율 2%포인트 인상+건강보험료 5% 인상+의료비 11.6% 감소

정책실험은 2006년 기준으로 시행되는 것으로 시간이 경과함에 따라 연령계층별로 저축과 근로활동에 어떤 반응을 하는지를 관찰하게 된다.

1. 모형1의 정책실험 결과

가. 자산(저축)의 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

자산의 fitting이 48~60세 구간에서 유의미하기 때문에 이 연령 구간에 한정하여 정책효과를 해석하는 것이 적절하다고 본다.

〈표 5-2〉 모형1 자산 1분위의 정책실험 결과

(단위: 백만 원)

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	16.21	14.17	15.55	13.77	13.37	-12.59%	-4.08%	-15.03%	-17.51%
49세	18.63	17.18	18.08	17.27	16.46	-7.82%	-2.96%	-7.34%	-11.65%
50세	30.16	25.90	29.22	26.53	25.99	-14.13%	-3.12%	-12.03%	-13.83%
51세	30.89	26.59	30.01	29.21	28.35	-13.91%	-2.84%	-5.42%	-8.21%
52세	37.59	31.54	36.80	31.02	31.01	-16.08%	-2.09%	-17.47%	-17.51%
53세	34.87	28.58	33.94	31.39	30.14	-18.03%	-2.67%	-9.96%	-13.54%
54세	41.58	34.03	40.54	38.94	38.70	-18.14%	-2.48%	-6.34%	-6.91%
55세	35.70	27.61	34.62	31.83	30.55	-22.64%	-3.02%	-10.83%	-14.41%
56세	36.79	29.82	36.10	34.30	33.98	-18.95%	-1.89%	-6.76%	-7.64%
57세	29.20	23.41	28.51	20.64	19.69	-19.84%	-2.35%	-29.33%	-32.57%
58세	37.55	30.97	36.78	30.80	29.54	-17.54%	-2.06%	-17.98%	-21.33%
59세	24.59	21.02	23.81	15.39	14.56	-14.53%	-3.18%	-37.41%	-40.81%
60세	34.57	29.57	33.79	19.27	17.26	-14.48%	-2.26%	-44.25%	-50.08%
61세	24.50	22.34	23.14	9.92	9.33	-8.81%	-5.55%	-59.52%	-61.90%
62세	28.19	26.57	27.56	6.67	5.37	-5.73%	-2.23%	-76.32%	-80.93%
63세	22.44	19.46	20.96	1.47	1.42	-13.28%	-6.59%	-93.42%	-93.67%
64세	31.55	31.55	31.29	4.91	3.85	0.00%	-0.82%	-84.42%	-87.78%
65세	38.59	37.35	34.84	8.29	7.00	-3.21%	-9.72%	-78.51%	-81.85%
평균				48~65세		-13.32%	-3.33%	-34.02%	-36.78%
				48~60세		-16.05%	-2.69%	-16.93%	-19.69%

이 연령 구간의 수치는 시나리오 1의 경우 -16.05%, 시나리오 2는 -2.69%, 시나리오 3은 -16.93%, 그리고 시나리오 4는 -19.69%로 분석되었다. 수급 시점 연장의 경우, 자산 2분위에 비해 자산 수준의 변화가 매우 크다는 것을 알 수 있다. 또한, 의료비지출이 감소하는 시나리오 3의 경우에서 자산이 감소하는 것으로 분석된 것은 모형1(남성가구주모형)의 자산1분위에서만 나타나는 현상이다.

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

연령 구간 48~60세에서 시나리오 1의 효과는 저축 수준이 7.55% 감소하는 것으로 분석되었다. 연금 수급 기간까지 대기하는 기간이 길어지는 데 따른 효과로 저축의 절대 수준 감소가 발생할 수 있음을 의미한다. 자산 2분위의 시나리오 2 효과는 -0.68%로, 시나리오 1에 비해 크게 낮은 수준임을 알 수 있다. 반면에 시나리오 3의 효과는 지출이 감소하는 효과가 커서 저축이 오히려 23.14% 증가하는 것을 보여 주고 있다. 자산 1분위에서 시나리오 3의 효과가 저축이 큰 폭으로 감소하는 것으로 나온 것과는 아주 대조적인 결과로, 자산 2분위의 결과가 정상적인 수치인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 모형1만을 비교해 보면 시나리오 1과 시나리오 2에 대한 반응은 자산 하위 1분위의 반응이 상대적으로 크게 나타난다는 것을 알 수 있다.

〈표 5-3〉 모형1 자산 2분위의 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	92.55	87.76	92.18	107.08	106.41	-5.17%	-0.39%	15.70%	14.98%
49세	80.50	77.14	79.71	96.67	95.78	-4.17%	-0.98%	20.09%	18.98%
50세	102.17	96.12	101.62	127.75	126.62	-5.93%	-0.55%	25.03%	23.92%
51세	96.85	92.59	96.24	124.06	122.43	-4.39%	-0.63%	28.10%	26.41%
52세	100.25	93.63	99.48	131.75	130.06	-6.60%	-0.76%	31.42%	29.74%
53세	102.10	95.23	101.59	134.99	132.09	-6.73%	-0.50%	32.21%	29.37%
54세	110.88	102.53	110.07	144.23	142.66	-7.53%	-0.73%	30.07%	28.65%
55세	115.40	107.28	114.98	148.77	145.54	-7.04%	-0.36%	28.91%	26.12%
56세	106.22	96.98	105.24	128.96	127.66	-8.70%	-0.92%	21.41%	20.19%
57세	111.18	101.13	110.57	130.18	128.67	-9.04%	-0.54%	17.10%	15.73%
58세	103.45	92.65	102.43	125.85	123.78	-10.44%	-0.98%	21.66%	19.65%
59세	110.34	99.31	109.55	125.28	123.39	-9.99%	-0.71%	13.54%	11.83%
60세	102.79	90.03	101.96	118.79	117.24	-12.42%	-0.81%	15.56%	14.06%
61세	114.65	103.06	114.10	132.66	129.97	-10.12%	-0.48%	15.71%	13.36%
62세	92.15	80.97	91.36	90.50	88.99	-12.13%	-0.86%	-1.79%	-3.43%
63세	98.92	88.62	98.31	101.97	96.95	-10.41%	-0.61%	3.09%	-1.98%
64세	90.51	83.54	88.11	92.26	91.70	-7.69%	-2.65%	1.94%	1.31%
65세	119.83	118.37	120.07	143.97	131.33	-1.21%	0.21%	20.15%	9.60%
평균				48~65세		-7.76%	-0.74%	18.88%	16.58%
				48~60세		-7.55%	-0.68%	23.14%	21.51%

나. 노동공급 변화

노동공급의 효과는 피고용 상태가 얼마나 더 연장되는지 또는 얼마나 더 빨리 고용시장에서 이탈하는지를 관찰하는 것이다. 남성가구주모형(모형1)에서 남성의 노동공급효과는 시나리오 1과 시나리오 2에서 변화가 없는 것으로 분석되었다. 반면 시나리오 3의 경우에는 노동공급 기간이 10.5% 단축되는 것을 보여 준다. 시나리오 3의 경우, 60세의 단축률은 -6.69%인 데

반해 61세부터는 -12.65%, 63세에는 -21.74%로 큰 변화를 보인다. 의료비 감소 효과는 60세 이후부터 매우 큰 폭으로 반응한다는 것을 알 수 있다.

〈표 5-4〉 모형1의 노동공급 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	0.909	0.909	0.909	0.840	0.8409	0.00%	0.00%	-7.50%	-7.50%
49세	0.857	0.857	0.857	0.802	0.8017	0.00%	0.00%	-6.41%	-6.47%
50세	0.9359	0.9359	0.9359	0.8718	0.8590	0.00%	0.00%	-6.85%	-8.22%
51세	0.8866	0.8866	0.886	0.826	0.8232	0.00%	0.00%	-6.80%	-7.15%
52세	0.8837	0.8837	0.883	0.805	0.8054	0.00%	0.00%	-8.84%	-8.86%
53세	0.8485	0.8485	0.848	0.781	0.7805	0.00%	0.00%	-7.91%	-8.02%
54세	0.7962	0.7962	0.796	0.753	0.7515	0.00%	0.00%	-5.41%	-5.61%
55세	0.7628	0.7628	0.762	0.726	0.7245	0.00%	0.00%	-4.83%	-5.03%
56세	0.7135	0.7135	0.713	0.674	0.6726	0.00%	0.00%	-5.47%	-5.73%
57세	0.6538	0.6538	0.653	0.610	0.6100	0.00%	0.00%	-6.69%	-6.71%
58세	0.6829	0.6829	0.682	0.638	0.6384	0.00%	0.00%	-6.49%	-6.53%
59세	0.6170	0.6170	0.617	0.564	0.5635	0.00%	0.00%	-8.50%	-8.67%
60세	0.6637	0.6637	0.663	0.619	0.6165	0.00%	0.00%	-6.69%	-7.11%
61세	0.6132	0.6132	0.613	0.535	0.5347	0.00%	0.00%	-12.65%	-12.81%
62세	0.5882	0.5882	0.588	0.488	0.4826	0.00%	0.00%	-16.91%	-17.95%
63세	0.5606	0.5606	0.560	0.438	0.4386	0.00%	0.00%	-21.74%	-21.76%
64세	0.3704	0.3704	0.370	0.296	0.2963	0.00%	0.00%	-20.00%	-20.00%
65세	0.5000	0.5000	0.500	0.345	0.3458	0.00%	0.00%	-30.85%	-30.85%
평균					48~65세	0.00%	0.00%	-10.58%	-10.83%

2. 모형1_1의 정책실험 결과

가. 자산(저축)의 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

모형1_1은 남성가구주모형이면서 모형 내에서 상태변수인 자산 수준을 입력하는 방식을 모형1과 달리하는 경우에 해당된다. 이 경우, 추정된 파라메타가 조금 차이를 보이며, 이로 인해 정책효과도 조금씩 달라질 수 있다. 모형별 차이에 대한 자세한 설명은 앞서 파라메타 추정에서 기술하여 본 내용에서는 설명을 생략하였다. 자산 하위 1분위의 시나리오 1 효과는 -23.38%로, 모형1의 -16.05%보다 감소율이 더 큰 것을 보여주고 있다. 시나리오 2 효과는 -2.20%로, 모형1의 -2.69%보다 절대 수준이 소폭 감소하였다.

〈표 5-5〉 모형1_1의 자산 1분위 정책실험 결과

연령	baseline	정책실험 결과							
	A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	16.55	12.85	16.02	14.21	13.73	-22.32%	-3.18%	-14.14%	-17.03%
49세	18.80	14.95	18.52	20.01	19.39	-20.48%	-1.46%	6.47%	3.16%
50세	30.04	22.20	29.52	28.27	27.56	-26.11%	-1.72%	-5.87%	-8.25%
51세	31.05	23.19	30.29	34.58	33.39	-25.32%	-2.44%	11.38%	7.54%
52세	37.96	28.04	37.27	34.88	34.04	-26.15%	-1.84%	-8.14%	-10.35%
53세	35.14	25.08	34.34	38.60	36.18	-28.62%	-2.26%	9.84%	2.98%
54세	41.45	32.14	40.51	44.04	42.67	-22.46%	-2.27%	6.26%	2.95%
55세	35.03	24.17	34.07	39.71	37.52	-30.99%	-2.74%	13.36%	7.12%
56세	36.96	29.13	36.10	41.10	39.60	-21.18%	-2.33%	11.19%	7.14%
57세	29.41	21.61	28.79	29.08	28.00	-26.50%	-2.10%	-1.10%	-4.78%
58세	38.33	31.71	37.61	39.04	37.70	-17.27%	-1.86%	1.85%	-1.65%
59세	26.66	20.62	25.96	24.59	23.88	-22.65%	-2.61%	-7.74%	-10.40%
60세	37.22	32.07	36.55	34.46	32.69	-13.82%	-1.79%	-7.40%	-12.15%
61세	27.86	23.51	27.16	22.93	22.07	-15.61%	-2.52%	-17.72%	-20.80%
62세	33.12	29.51	32.54	22.86	21.04	-10.90%	-1.74%	-30.96%	-36.46%
63세	25.61	23.11	24.89	16.51	15.39	-9.74%	-2.81%	-35.51%	-39.87%
64세	39.59	38.68	39.36	32.03	30.33	-2.32%	-0.60%	-19.10%	-23.39%
65세	45.01	40.88	44.15	27.16	25.95	-9.17%	-1.91%	-39.65%	-42.33%
평균				48~65세		-19.53%	-2.12%	-7.06%	-10.92%
				48~60세		-23.38%	-2.20%	1.23%	-2.59%

시나리오 3의 효과는 1.2%로 모형1과 달리 저축 수준이 증가하는 것을 보여 주고 있다. 모형1_1에서도 수급 시점의 연장과 보험료율 인상은 자산 하위 1분위에는 유동성 악화 요인으로 작용한다는 것을 다시 확인할 수 있다.

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

시나리오 1의 효과는 저축 수준을 -7.14%로 감소시키고 시나리오 2는 -0.64%로 감소시키는 것으로 분석되었다. 이 수준은 모형1의 -7.55%, -0.68%에 비해 절대 규모가 낮아졌음을 알 수 있다. 시나리오 3의 효과는 30.94%로 모형1의 23.14%에 비해 더 큰 폭으로 저축이 증가하는 것을 보여 주고 있다. 자산 2분위 계층에서도 수급 시점 연장과 보험료율 인상은 유동성이 악화되는 요인으로 작용한다는 것을 알 수 있으며 보험료율 인상보다는 수급 시점 연장이 더 큰 폭으로 저축을 감소시킨다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 5-6〉 모형1_1의 자산 2분위 정책실험 결과

연령	baseline	정책실험 결과							
	A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	91.35	86.42	90.80	109.11	108.27	-5.39%	-0.60%	19.45%	18.52%
49세	80.13	76.13	79.81	98.41	97.49	-5.00%	-0.40%	22.81%	21.67%
50세	100.53	95.10	99.85	130.94	129.51	-5.41%	-0.68%	30.24%	28.82%
51세	95.75	90.72	95.45	126.88	125.48	-5.26%	-0.32%	32.51%	31.05%
52세	98.93	92.91	98.04	135.32	133.52	-6.08%	-0.90%	36.79%	34.97%
53세	99.68	92.28	99.18	139.79	137.58	-7.42%	-0.51%	40.24%	38.01%
54세	108.74	101.31	107.70	148.39	146.54	-6.84%	-0.96%	36.46%	34.76%
55세	112.05	104.24	111.42	154.47	151.30	-6.97%	-0.56%	37.86%	35.03%
56세	102.66	94.76	101.70	133.66	132.10	-7.69%	-0.94%	30.20%	28.68%
57세	106.75	96.99	106.73	136.56	134.75	-9.14%	-0.02%	27.92%	26.22%
58세	97.82	89.31	96.75	131.25	129.44	-8.70%	-1.10%	34.17%	32.32%
59세	105.53	95.66	104.91	131.49	129.94	-9.36%	-0.59%	24.59%	23.12%
60세	96.56	87.29	95.87	124.55	123.22	-9.60%	-0.72%	28.98%	27.61%
61세	108.49	98.14	108.10	139.91	138.47	-9.54%	-0.36%	28.97%	27.64%
62세	90.03	80.89	89.22	103.18	104.47	-10.15%	-0.90%	14.61%	16.04%
63세	94.45	84.12	94.01	114.01	112.90	-10.93%	-0.47%	20.72%	19.54%
64세	87.24	83.51	87.18	106.83	106.32	-4.28%	-0.07%	22.45%	21.87%
65세	115.39	112.05	115.34	153.19	152.59	-2.89%	-0.04%	32.76%	32.24%
평균				48~65세		-7.26%	-0.56%	28.98%	27.67%
				48~60세		-7.14%	-0.64%	30.94%	29.29%

나. 노동공급의 변화

1) 남성의 노동공급 변화

모형1은 남성가구주모형으로, 여성의 근로활동을 60세로 제한하였다. 여성의 국민연금 수급 시점 또는 노동시장 이탈 시점에 대한 의사결정은 모형에서 선택변수가 아니기 때문에 여성의 노동공급효과를 시나리오별로 분석하지 않았다. 남성가구주모형인 모형1에서는 시나리오 1과 시나리오 2에 대한 노동공급의 변화는 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 그러나 시나리오 3에 대해서는 평균적으로 -6.76%로 노동시장에서 이탈하는 시점이 당겨지는 것으로 나타났다.

〈표 5-7〉 남성의 시나리오별 노동공급효과(모형1_1)

연령	s1	s2	s3	s4
48세	0.00%	0.00%	-10.00%	-10.00%
49세	0.00%	0.00%	-6.34%	-6.36%
50세	0.00%	0.00%	-6.85%	-6.85%
51세	0.00%	0.00%	-3.72%	-4.95%
52세	0.00%	0.00%	-7.17%	-7.19%
53세	0.00%	0.00%	-5.73%	-5.88%
54세	0.00%	0.00%	-4.96%	-5.00%
55세	0.00%	0.00%	-3.95%	-4.07%
56세	0.00%	0.00%	-2.60%	-3.43%
57세	0.00%	0.00%	-3.38%	-3.60%
58세	0.00%	0.00%	-4.48%	-4.54%
59세	0.00%	0.00%	-6.10%	-6.30%
60세	0.00%	0.00%	-3.02%	-3.44%
61세	0.00%	0.00%	-7.61%	-8.06%
62세	0.00%	0.00%	-11.29%	-12.89%
63세	0.00%	0.00%	-16.08%	-16.16%
64세	0.00%	0.00%	-5.20%	-6.35%
65세	0.00%	0.00%	-13.12%	-14.62%
평균	0.00%	0.00%	-6.76%	-7.21%

노동공급 감소율은 61세 이후 현저하게 증가하여 62세는 -11.29%, 63세는 -16.08% 등으로 높아지는 것을 알 수 있다. 시나리오 4의 효과는 노동시장 이탈 시점이 조금 더 당겨지는 것으로 분석된다. 국민연금보험료 인상이 근로 동기를 저하하는 동시에 의료비 절감 효과가 소득활동의 필요성을 낮추는 결과를 보여 주고 있다.

3. 모형1_2의 정책실험 결과

가. 자산(저축)의 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

모형1_2의 경우, 시나리오 1의 효과는 -13.15%로 모형1, 모형1_1에 비해 감소 규모가 조금 줄어드는 반면, 시나리오 2의 효과는 -3.05%로 모형1, 모형1_1에 비해 감소 규모가 증가하는 것을 보여 주고 있다.

〈표 5-8〉 자산 하위 1분위의 정책실험 결과(모형1_2)

연령	baseline A	정책실험 결과(a1)							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	14.98	13.80	14.39	10.87	10.08	-7.93%	-3.97%	-27.44%	-32.75%
49세	17.40	16.41	16.97	12.26	11.68	-5.67%	-2.47%	-29.55%	-32.85%
50세	28.27	25.55	27.29	22.12	20.50	-9.60%	-3.48%	-21.75%	-27.47%
51세	29.55	26.00	28.79	24.08	23.53	-12.01%	-2.59%	-18.53%	-20.40%
52세	35.86	31.56	34.86	26.65	25.13	-12.00%	-2.79%	-25.69%	-29.94%
53세	34.25	28.56	33.21	24.72	23.62	-16.61%	-3.03%	-27.81%	-31.03%
54세	40.21	34.59	38.63	33.38	31.66	-13.97%	-3.94%	-16.99%	-21.27%
55세	34.59	26.77	33.39	26.36	24.91	-22.62%	-3.47%	-23.79%	-27.99%
56세	35.50	30.71	34.79	27.54	25.81	-13.48%	-2.00%	-22.44%	-27.30%

연령	baseline A	정책실험 결과(a1)							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
57세	27.99	23.06	27.22	14.05	12.84	-17.62%	-2.74%	-49.81%	-54.14%
58세	34.79	31.11	34.12	22.95	21.42	-10.60%	-1.93%	-34.04%	-38.43%
59세	22.46	19.57	21.81	9.11	7.64	-12.86%	-2.89%	-59.46%	-65.98%
60세	30.11	29.14	29.28	9.57	9.08	-3.20%	-2.74%	-68.21%	-69.85%
61세	21.85	20.34	21.16	4.46	3.63	-6.89%	-3.13%	-79.58%	-83.37%
62세	22.59	22.31	22.01	0.97	0.94	-1.23%	-2.58%	-95.69%	-95.85%
63세	18.48	16.89	17.59	0.40	0.31	-8.60%	-4.80%	-97.84%	-98.30%
64세	22.80	22.80	22.54	0.23	0.05	0.00%	-1.13%	-98.99%	-99.77%
65세	34.29	30.09	33.34	0.59	0.60	-12.26%	-2.77%	-98.29%	-98.25%
평균				48~65세		-10.40%	-2.91%	-49.77%	-53.05%
				48~57세		-13.15%	-3.05%	-26.38%	-30.51%

그리고 시나리오 3의 효과는 모형1과 유사하게 저축이 감소하는 것으로 나타났다.

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

자산 2분위의 시나리오 1 효과는 -6.65%로 모형1, 모형1_1에 비해 감소 규모가 조금 작아졌고, 시나리오 2 효과는 -0.75%로 다른 두 모형에 비해 감소 규모가 조금 커진 것으로 나타나고 있다. 시나리오 3의 효과는 20.54%로 다른 두 모형의 증가율보다 낮은 수준을 보여 준다.

〈표 5-9〉 자산 2분위의 정책실험 결과(모형1_2)

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/	s3/A	s4/A
48세	92.12	86.92	91.68	105.24	103.89	-5.64%	-0.48%	14.24%	12.77%
49세	80.44	76.42	80.12	95.04	92.92	-4.99%	-0.39%	18.16%	15.52%
50세	101.68	95.06	101.00	124.98	123.42	-6.51%	-0.67%	22.91%	21.38%
51세	96.67	91.25	96.31	120.32	117.27	-5.61%	-0.38%	24.46%	21.30%
52세	100.74	93.40	99.94	127.94	126.03	-7.28%	-0.79%	27.00%	25.11%
53세	102.12	94.94	101.42	128.21	124.94	-7.03%	-0.69%	25.55%	22.35%
54세	111.48	103.10	110.68	139.77	137.82	-7.52%	-0.72%	25.37%	23.63%
55세	116.98	108.83	115.79	140.60	138.01	-6.97%	-1.02%	20.19%	17.98%
56세	107.21	98.31	106.27	123.85	122.00	-8.30%	-0.88%	15.52%	13.80%
57세	111.43	103.99	109.77	124.82	122.84	-6.68%	-1.48%	12.01%	10.24%
58세	104.07	93.30	102.98	118.69	116.61	-10.34%	-1.04%	14.05%	12.05%
59세	109.93	101.25	108.79	116.97	114.32	-7.89%	-1.03%	6.41%	4.00%
60세	101.55	91.38	101.45	109.23	106.60	-10.02%	-0.10%	7.57%	4.97%
61세	114.17	103.28	113.22	121.49	118.51	-9.54%	-0.84%	6.41%	3.80%
62세	87.03	82.22	88.82	77.06	74.64	-5.53%	2.07%	-11.45%	-14.23%
63세	95.51	86.82	94.63	85.22	80.66	-9.10%	-0.92%	-10.77%	-15.55%
64세	84.64	82.08	83.94	71.91	69.89	-3.02%	-0.83%	-15.04%	-17.43%
65세	119.57	119.43	119.52	125.89	125.23	-0.11%	-0.04%	5.29%	4.73%
평균					48~65세	-6.78%	-0.57%	11.55%	9.25%
					48~57세	-6.65%	-0.75%	20.54%	18.41%

나. 노동공급 변화

모형1_2를 이용하여 정책효과를 분석하는 경우, 시나리오 1은 평균적으로 노동시장 이탈 시점을 -0.81% 단축시키는 효과를 보이며, 시나리오 2는 -0.21% 단축시키는 것을 알 수 있다. 시나리오 3의 효과는 -22.7%로 매우 높으며, 55세 이후 큰 폭으로 증가하다가 63세부터는 -41.46%로 가장 높은 수준을 보이고 있다. 남성가구주모형 중에서 모형1_2의 파라메타를 이용하여 정책실험을 하는 경우, 시나리오 1~4의 효과가 가장

큰 것을 알 수 있다.

〈표 5-10〉 모형1_2의 시나리오별 남성 노동공급 변화

연령	s1	s2	s3	s4
48세	0.00%	0.00%	-10.00%	-10.00%
49세	0.00%	0.00%	-14.68%	-14.68%
50세	0.00%	0.00%	-10.98%	-10.99%
51세	0.00%	0.00%	-14.33%	-15.56%
52세	0.00%	0.00%	-12.37%	-12.45%
53세	0.00%	0.00%	-18.36%	-18.38%
54세	0.00%	0.00%	-11.50%	-11.97%
55세	0.00%	0.00%	-18.80%	-19.53%
56세	-0.82%	0.00%	-18.94%	-18.85%
57세	0.00%	0.00%	-21.75%	-22.05%
58세	0.00%	0.00%	-27.32%	-26.75%
59세	0.00%	0.00%	-24.85%	-24.83%
60세	-1.33%	-1.33%	-21.67%	-24.41%
61세	0.00%	0.00%	-29.50%	-29.56%
62세	-2.50%	-2.50%	-33.95%	-35.75%
63세	0.00%	0.00%	-41.46%	-41.66%
64세	-10.00%	0.00%	-40.00%	-40.15%
65세	0.00%	0.00%	-38.46%	-38.46%
평균	-0.81%	-0.21%	-22.72%	-23.11%

결론 부분에서 다시 기술하겠지만 3개의 남성가구주모형(1, 1_1, 1_2) 간 파라메타의 차이가 이런 결과를 도출하며, 가장 현저한 차이는 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율(betaHage: $\beta_{H,age}$) 파라메타이다. 모형1과 모형1_1의 수치는 -0.2911과 -0.3129인 데 반해 모형1_2의 수치는 -0.7155로 거의 2배가 넘는 수준을 보이고 있다. 이 수치가 음(-)이면서 절대 수준이 증가하는 것은 나이가 들수록 소비(소득활동)보다는 여가를 더 선호하는 것을 의미한다.

제2절 부부의사결정모형(모형2)의 정책실험 결과

1. 모형2의 정책실험 결과

모형2는 부부의사결정모형으로 노동시장 이탈 시점과 국민연금 수급 시점 등에 대해 부부의 의사결정이 상호 영향을 주는 모형이다. 모형2도 상태변수로 사용하는 자산의 예시를 어떻게 추출하는가에 따라 3개의 모형(2, 2_1, 2_2)으로 구분되고 일부 파라메타의 수치는 조금씩 다르게 추정된다. 모형2는 상태변수로 사용하는 자산을 총 16개 입력하고, 2억 3천만 원 이하에서 12개 값을 일정한 간격으로 채집하고, 나머지 4개 값은 2억 3천만 원부터 20억 원 사이에서 동일한 간격을 두고 추출하여 모형에 투입하게 된다. 모형2_1은 자산의 예시금액이 20개로, 2억 3천만 원 이하에서는 16개 금액을 균등한 구간으로 추출하고 2억 3천만 원과 20억 원 사이에서는 4개 금액을 추출하게 된다. 모형2_2는 예시금액이 24개로 2억 3천만 원 이하에서 12개 금액 그리고 2억 3천만 원부터 20억 원 구간에서 12개 금액을 추출하게 된다.

가. 자산(저축) 수준 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

모형2에서 추정된 파라메타를 사용하여 정책실험을 하는 경우, 시나리오 1의 효과는 0%로 전혀 나타나지 않는 것으로 분석되었다. 반면에 보험료 인상 시나리오인 시나리오 2의 효과는 하위 1분위의 저축이 평균 -3.52% 감소하는 것을 알 수 있다.

〈표 5-11〉 모형2 자산 1분위의 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	23.218	23.218	21.783	23.360	22.445	0.00%	-6.18%	0.61%	-3.33%
49세	26.410	26.410	24.886	26.624	25.773	0.00%	-5.77%	0.81%	-2.41%
50세	43.212	43.212	41.637	43.996	42.728	0.00%	-3.65%	1.81%	-1.12%
51세	45.771	45.771	44.185	46.216	45.038	0.00%	-3.46%	0.97%	-1.60%
52세	45.652	45.652	44.263	46.644	45.463	0.00%	-3.04%	2.17%	-0.41%
53세	51.008	51.008	49.288	52.273	50.804	0.00%	-3.37%	2.48%	-0.40%
54세	55.882	55.882	54.683	57.029	55.804	0.00%	-2.14%	2.05%	-0.14%
55세	54.590	54.590	52.818	56.544	54.796	0.00%	-3.25%	3.58%	0.38%
56세	48.176	48.176	46.844	49.444	48.117	0.00%	-2.76%	2.63%	-0.12%
57세	41.254	41.254	40.018	43.045	41.591	0.00%	-2.99%	4.34%	0.82%
58세	47.733	47.733	46.386	49.235	47.791	0.00%	-2.82%	3.15%	0.12%
59세	35.737	35.738	34.661	36.336	35.267	0.00%	-3.01%	1.68%	-1.32%
60세	48.439	48.439	46.813	49.544	47.727	0.00%	-3.36%	2.28%	-1.47%
61세	35.133	35.138	33.579	36.030	34.679	0.01%	-4.42%	2.56%	-1.29%
62세	41.563	41.597	39.986	42.952	41.651	0.08%	-3.80%	3.34%	0.21%
63세	33.328	33.328	32.228	34.365	33.257	0.00%	-3.30%	3.11%	-0.21%
64세	50.387	50.387	49.796	52.434	51.738	0.00%	-1.17%	4.06%	2.68%
65세	57.468	57.468	56.025	58.920	57.516	0.00%	-2.51%	2.53%	0.08%
평균				48~65세		0.01%	-3.39%	2.45%	-0.53%
				48~60세		0.00%	-3.52%	2.20%	-0.85%

연령별로 큰 차이가 없이 거의 일정한 추세를 보이고 있다. 시나리오 3의 효과는 저축을 2.20% 증가시키는 것으로 나타났다. 의료비 절감 효과가 자산의 축적(저축)으로 나타나는 것을 알 수 있으며, 시나리오 2와 3을 동시에 적용하는 시나리오 4의 효과는 저축이 0.85% 감소하여 보험료 인상 효과가 의료비 절감 효과를 압도하는 것으로 분석되었다.

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

자산 2분위의 경우에도 시나리오 1의 효과는 0%로 전혀 나타나지 않는 반면, 시나리오 2의 효과는 -1.31%로 저축이 감소하는 것으로 분석되었다. 시나리오 3의 효과는 0.30%로 저축이 조금 증가하며 시나리오 2와 3을 동시에 적용하면 보험료 인상 효과가 더 압도적으로 작용하여 저축이 1.01% 감소하는 것을 보여 주고 있다.

〈표 5-12〉 모형2 자산 2분위의 정책실험 결과

연령	baseline	정책실험 결과							
	A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	122.24	122.24	121.14	122.32	121.22	0.00%	-0.90%	0.06%	-0.84%
49세	109.46	109.46	108.35	109.52	108.41	0.00%	-1.01%	0.05%	-0.97%
50세	149.95	149.95	148.08	150.21	148.35	0.00%	-1.24%	0.18%	-1.07%
51세	142.12	142.12	140.36	142.17	140.42	0.00%	-1.24%	0.03%	-1.20%
52세	157.06	157.06	154.86	157.44	155.26	0.00%	-1.40%	0.24%	-1.15%
53세	165.20	165.20	162.64	165.26	162.75	0.00%	-1.55%	0.04%	-1.48%
54세	173.50	173.50	171.51	173.94	171.97	0.00%	-1.15%	0.25%	-0.88%
55세	180.76	180.76	178.30	181.30	178.86	0.00%	-1.36%	0.30%	-1.05%
56세	147.93	147.93	145.41	148.71	145.95	0.00%	-1.71%	0.52%	-1.34%
57세	158.13	158.13	156.32	158.66	156.86	0.00%	-1.14%	0.33%	-0.81%
58세	149.75	149.75	147.02	150.77	148.30	0.00%	-1.83%	0.68%	-0.97%
59세	147.17	147.17	145.35	148.03	146.21	0.00%	-1.24%	0.58%	-0.65%
60세	141.02	141.02	139.17	141.91	140.04	0.00%	-1.31%	0.63%	-0.70%
61세	154.96	154.96	153.32	155.83	154.18	0.00%	-1.06%	0.56%	-0.50%
62세	119.99	120.00	118.28	121.49	119.72	0.01%	-1.42%	1.25%	-0.23%
63세	124.16	124.16	122.72	125.03	123.60	0.00%	-1.15%	0.70%	-0.44%
64세	122.79	122.79	121.71	123.24	122.14	0.00%	-0.88%	0.36%	-0.53%
65세	163.61	163.61	162.65	164.15	163.19	0.00%	-0.59%	0.33%	-0.26%
평균				48~65세		0.00%	-1.23%	0.39%	-0.84%
				48~60세		0.00%	-1.31%	0.30%	-1.01%

나. 노동공급의 변화

1) 남성의 노동공급 변화

모형2에서 추정된 파라메타를 이용하여 정책분석을 하는 경우, 시나리오 1의 노동공급효과는 0.14%로 남성의 근로활동 기간을 조금 연장시키는 것으로 분석되었다. 시나리오 2의 효과는 -0.43%로 남성의 노동공급 기간을 단축시키며, 시나리오 3의 효과는 1.02% 근로 기간을 연장시키는 효과를 보이고 있다. 시나리오 2와 3을 동시에 적용하면 노동공급효과는 0.79%로 노동공급 기간이 조금 연장되는 효과를 나타내고 있다.

〈표 5-13〉 모형2 남성 노동공급 변화

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	0.8798	0.8798	0.8636	0.8805	0.8785	0.00%	-1.61%	0.08%	-0.14%
49세	0.8385	0.8385	0.8204	0.8388	0.8387	0.00%	-1.81%	0.04%	0.02%
50세	0.8969	0.8969	0.8939	0.9107	0.9098	0.00%	-0.29%	1.54%	1.44%
51세	0.8648	0.8648	0.8641	0.8653	0.8651	0.00%	-0.07%	0.06%	0.04%
52세	0.8500	0.8500	0.8486	0.8587	0.8583	0.00%	-0.14%	1.03%	0.98%
53세	0.8233	0.8233	0.8226	0.8329	0.8316	0.00%	-0.07%	1.16%	1.01%
54세	0.7819	0.7819	0.7816	0.7890	0.7886	0.00%	-0.03%	0.90%	0.86%
55세	0.7538	0.7538	0.7525	0.7614	0.7605	0.00%	-0.13%	1.02%	0.89%
56세	0.7087	0.7087	0.7071	0.7126	0.7124	0.00%	-0.15%	0.56%	0.53%
57세	0.6463	0.6463	0.6449	0.6472	0.6462	0.00%	-0.14%	0.14%	-0.01%
58세	0.6665	0.6665	0.6579	0.6817	0.6802	0.00%	-0.87%	2.28%	2.04%
59세	0.6063	0.6063	0.6051	0.6161	0.6149	0.01%	-0.12%	1.61%	1.42%
60세	0.6618	0.6618	0.6569	0.6627	0.6625	0.00%	-0.50%	0.14%	0.11%
61세	0.5940	0.5940	0.5875	0.6007	0.5968	0.01%	-0.65%	1.14%	0.48%
62세	0.5532	0.5674	0.5474	0.5657	0.5606	2.55%	-0.58%	2.25%	1.33%
63세	0.5292	0.5292	0.5273	0.5325	0.5305	0.00%	-0.18%	0.63%	0.24%
64세	0.3415	0.3415	0.3383	0.3526	0.3506	0.00%	-0.31%	3.25%	2.66%
65세	0.4865	0.4865	0.4852	0.4894	0.4885	0.00%	-0.13%	0.59%	0.40%
평균						0.14%	-0.43%	1.02%	0.79%

2) 여성의 노동공급 변화

여성의 경우, 시나리오 1의 효과는 -0.62%로 노동공급 기간을 단축시키는 것으로 분석되며, 시나리오 2의 효과는 -1.40%로 남성의 -0.43%보다 상대적으로 큰 수준으로 반응한다는 것을 알 수 있다. 시나리오 3의 효과는 1.81%로 남성의 1.02%보다 조금 더 큰 수치를 보이고 있다. 모형2에서 도출된 남성과 여성의 반응 정도를 비교하면 여성들이 정책 변화에 대해 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 모형2의 파라메타상에서 여성과 남성이 큰 차이를 보이는 변수는 betaHSP($\beta_{H,\,sp}$)와 betaWSP ($\beta_{w,\,sp}$)이다. 부인이 경제활동을 하는 경우 남편의 소비와 여가의 대체율인 betaHSP는 -0.06358이나, 남편이 경제활동을 하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율인 betaWSP는 0.25131로 부호와 절대 수준에서 큰 차이를 보이고 있다. 남편이 경제활동을 하는 경우, 여성은 한 단위 여가와 교환하는 소비의 수준이 상대적으로 크다는 것이다. 즉, 여성들이 근로활동에 불리한 정책 변화에 훨씬 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

〈표 5-14〉 모형2 여성 노동공급 변화 정책실험 결과

연령	baseline A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	0.8214	0.821	0.816	0.828	0.827	0.00%	-0.70%	0.78%	0.70%
49세	0.8383	0.838	0.838	0.841	0.841	-0.01%	-0.05%	0.35%	0.34%
50세	0.7721	0.772	0.771	0.766	0.765	0.00%	-0.10%	-0.81%	-0.94%
51세	0.7584	0.758	0.757	0.762	0.761	0.00%	-0.14%	0.42%	0.35%
52세	0.7532	0.753	0.753	0.751	0.750	0.00%	-0.08%	-0.34%	-0.40%
53세	0.7518	0.752	0.749	0.755	0.755	0.00%	-0.40%	0.48%	0.43%
54세	0.7208	0.715	0.719	0.716	0.715	-0.77%	-0.23%	-0.69%	-0.82%
55세	0.6673	0.667	0.663	0.674	0.672	0.00%	-0.61%	0.99%	0.75%
56세	0.6575	0.658	0.651	0.658	0.658	0.00%	-1.01%	0.13%	0.12%

연령	baseline A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
57세	0.6157	0.616	0.608	0.618	0.614	0.00%	-1.33%	0.34%	-0.23%
58세	0.5472	0.547	0.540	0.549	0.548	0.00%	-1.25%	0.31%	0.21%
59세	0.5087	0.509	0.487	0.508	0.489	0.00%	-4.34%	-0.11%	-3.89%
60세	0.5489	0.549	0.544	0.541	0.540	0.00%	-0.85%	-1.39%	-1.63%
61세	0.4548	0.413	0.450	0.474	0.463	-9.16%	-1.05%	4.21%	1.88%
62세	0.3744	0.374	0.374	0.386	0.381	0.00%	-0.17%	3.06%	1.67%
63세	0.1625	0.163	0.146	0.197	0.183	0.00%	-10.15%	21.23%	12.62%
64세	0.2500	0.250	0.250	0.250	0.250	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
평균						-0.62%	-1.40%	1.81%	0.70%

2. 모형2_1의 정책실험 결과

가. 자산(저축)의 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

모형2_1의 파라메타를 이용하여 정책실험을 하는 경우, 자산 하위 1분위의 시나리오 1 효과는 -0.04%로, 매우 낮은 수준으로 감소하는 것을 보여 주고 있다.

〈표 5-15〉 모형2_1 자산 1분위 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	21.41	21.41	20.66	24.21	22.46	0.00%	-3.49%	13.09%	4.89%
49세	24.86	24.86	24.08	26.42	25.57	0.00%	-3.13%	6.27%	2.86%
50세	41.99	41.99	40.90	44.67	42.65	0.00%	-2.62%	6.37%	1.55%
51세	44.25	44.25	43.14	46.32	44.71	0.00%	-2.52%	4.66%	1.04%
52세	44.56	44.56	43.30	46.57	44.94	0.00%	-2.81%	4.52%	0.86%
53세	49.17	49.17	47.56	51.54	49.81	0.00%	-3.27%	4.81%	1.29%
54세	55.39	55.39	54.15	56.13	54.93	0.00%	-2.24%	1.34%	-0.82%
55세	52.99	52.99	51.08	55.35	53.37	0.00%	-3.60%	4.46%	0.72%
56세	47.22	47.22	45.76	48.48	47.35	0.00%	-3.10%	2.66%	0.26%
57세	40.98	40.79	39.55	41.79	40.51	-0.46%	-3.48%	1.98%	-1.14%
58세	45.96	45.96	44.70	48.26	47.21	0.00%	-2.74%	5.00%	2.73%
59세	34.97	34.97	34.09	36.05	35.15	0.00%	-2.52%	3.07%	0.51%
60세	47.26	47.26	44.92	48.68	47.60	0.00%	-4.95%	3.01%	0.74%
61세	34.05	34.05	32.94	35.56	34.54	0.00%	-3.25%	4.45%	1.43%
62세	39.93	39.96	38.25	42.15	41.17	0.08%	-4.20%	5.57%	3.12%
63세	31.88	31.88	30.84	33.87	32.79	0.00%	-3.27%	6.23%	2.82%
64세	49.91	49.91	49.45	50.59	50.18	0.00%	-0.92%	1.35%	0.53%
65세	56.46	56.46	55.16	58.52	57.16	0.00%	-2.32%	3.65%	1.23%
평균					48~65세	-0.02%	-3.02%	4.58%	1.37%
					48~60세	-0.04%	-3.11%	4.71%	1.19%

반면에 시나리오 2의 효과는 -3.11%로 상대적으로 높은 수준으로 저축이 감소한다는 것을 알 수 있다. 시나리오 3의 효과는 4.71%로 의료비 감소 효과가 저축 수준을 크게 상승시키는 것으로 분석되었다. 모형2와 비교해 보면 시나리오 2의 효과는 절대 수준이 낮아졌고, 시나리오 3의 효과는 거의 2배 수준에 달하여 모형2_1은 모형2에 비해 의료비지출 감소 효과에 민감하게 저축 수준을 증가시키는 것으로 분석되었다.

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

자산 2분위의 시나리오 1 효과는 0%로 수급 시점 연장은 자산 2분위의 저축 수준에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 시나리오 2의 효과는 -1.29%로 저축 수준을 감소시키는 것을 알 수 있다. 그리고 시나리오 3의 효과는 저축을 조금 증가시키는 방향으로 작용하는 것을 보여 주고 있다. 자산 2분위의 시나리오별 효과는 모형2의 결과와 거의 유사한 수준을 보이고 있다.

〈표 5-16〉 모형2_1 자산 2분위 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	122.00	122.00	120.90	122.07	120.97	0.00%	-0.90%	0.06%	-0.84%
49세	109.26	109.26	108.15	109.27	108.18	0.00%	-1.02%	0.01%	-0.99%
50세	149.55	149.55	147.68	149.77	147.92	0.00%	-1.25%	0.15%	-1.09%
51세	141.77	141.78	140.01	141.70	139.96	0.01%	-1.24%	-0.05%	-1.27%
52세	156.58	156.58	154.38	156.90	154.73	0.00%	-1.40%	0.20%	-1.18%
53세	164.67	164.68	162.12	164.55	162.05	0.01%	-1.55%	-0.07%	-1.59%
54세	173.00	173.00	170.99	173.34	171.37	0.00%	-1.16%	0.19%	-0.94%
55세	180.18	180.18	177.72	180.71	178.27	0.00%	-1.36%	0.30%	-1.06%
56세	147.22	147.22	144.82	147.82	145.36	0.00%	-1.63%	0.41%	-1.26%
57세	157.53	157.53	155.72	158.06	156.26	0.00%	-1.15%	0.34%	-0.81%
58세	148.52	148.52	146.24	149.80	147.52	0.00%	-1.54%	0.86%	-0.68%
59세	146.43	146.43	144.59	147.35	145.54	0.00%	-1.26%	0.62%	-0.61%
60세	140.16	140.16	138.31	141.04	139.17	0.00%	-1.32%	0.63%	-0.70%
61세	154.13	154.13	152.50	155.00	153.36	0.00%	-1.06%	0.56%	-0.50%
62세	118.89	118.90	117.29	120.58	118.90	0.01%	-1.34%	1.43%	0.01%
63세	123.07	123.07	121.66	124.10	122.68	0.00%	-1.15%	0.83%	-0.32%
64세	121.67	121.67	120.58	122.11	121.02	0.00%	-0.89%	0.37%	-0.54%
65세	162.39	162.39	161.44	163.03	162.07	0.00%	-0.59%	0.40%	-0.20%
평균					48~65세	0.00%	-1.21%	0.40%	-0.81%
					48~60세	0.00%	-1.29%	0.28%	-1.00%

나. 노동공급의 변화

1) 남성의 노동공급 변화

시나리오 1의 남성 노동공급효과는 -0.88%로 단축되고 시나리오 2의 효과는 -1.55%로 단축되는 것으로 분석되었다. 반면 시나리오 3의 효과는 0.95% 연장시키는 것을 보여 주고 있다. 모형2_1의 분석 결과가 부부의사결정모형인 모형2 및 모형2_2의 결과와 다른 점은 시나리오 1의 효과가 음(-)이라는 점이다.

〈표 5-17〉 모형2_1의 남성 노동공급 변화

연령	s1	s2	s3	s4
48세	-4.42%	-4.42%	0.70%	-1.83%
49세	-2.11%	-2.11%	0.05%	0.03%
50세	0.05%	0.04%	2.72%	1.82%
51세	-1.13%	-1.16%	1.28%	0.01%
52세	-0.74%	-1.58%	0.11%	0.04%
53세	-0.77%	-1.84%	0.20%	0.06%
54세	-1.04%	-1.22%	0.11%	0.09%
55세	-0.71%	-1.14%	0.23%	0.10%
56세	-1.23%	-1.96%	0.31%	0.19%
57세	-1.46%	-1.75%	0.68%	0.35%
58세	-2.59%	-3.47%	1.70%	1.45%
59세	0.32%	-0.13%	1.74%	1.54%
60세	-1.04%	-2.95%	0.09%	0.05%
61세	-0.28%	-0.74%	1.09%	0.77%
62세	0.77%	-3.38%	1.32%	1.00%
63세	-1.80%	-1.90%	1.40%	1.27%
64세	2.01%	1.41%	2.39%	1.95%
65세	0.43%	0.32%	1.03%	0.83%
평균	-0.88%	-1.55%	0.95%	0.54%

다른 두 모형에서 시나리오 1의 효과는 양(+)의 효과로 분석되어, 국민연금 수급 기간이 연장되면 남성들은 노동공급 기간을 조금 증가시키는 것으로 분석되었으나 모형2_1은 음(-)의 결과를 보여 주고 있다. 그리고 국민연금보험료 인상을 전제한 시나리오 2의 효과는 다른 두 모형에 비해 조금 더 민감하게 반응하는 것으로 분석되었다.

모형2_1이 다른 두 모형과 파라메타 측면에서 차이점을 보이는 것은 betaHSP($\beta_{H,\,sp}$)로 모형2의 수치는 -0.06358, 모형2_2의 수치는 -0.0623인 반면 모형2_1의 수치는 -0.02957로 절대 수준이 낮다는 것을 알 수 있다. 이 수치가 다른 모형에 비해 크다는 것은 배우자가 경제활동을 하는 경우, 여가를 대체하는 소비의 수준이 크다는 것을 의미하며 소득 감소에 상대적으로 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 여성 노동공급의 경우에도 모형2_1의 시나리오 1과 시나리오 2의 결과가 다른 모형에 비해 더 큰 수준을 보인 것은 betaWage($\beta_{w,\,age}$)가 다른 모형에 비해 큰 결과이다. 여성의 경우에는 연령이 증가함에 따라 감소율이 증가하는 현상을 보인 반면(betaWage는 연령별 민감도를 측정) 남성의 경우에는 연령별로 거의 동일한 수준(betaHSP는 배우자가 경제활동을 하는 경우의 민감도를 측정)으로 감소하는 것을 알 수 있다.

2) 여성의 노동공급 변화

모형2_1에서도 남성과 여성의 시나리오별 민감도를 비교하면 시나리오 1에 대해 남성은 -0.88% 단축시키는 반면 여성은 -2.74% 단축시키는 것으로 분석되었다. 시나리오 2에 대해서도 남성은 -1.55% 단축시키나 여성은 -3.74%로 더 높은 수준으로 단축시키는 것을 알 수 있다. 시나리오 3에 대해서는 남성과 여성의 반응 정도가 동일하다. 여성들이 근로 환

경에 불리한 정책에 더욱 민감하게 반응하는 것은 파라메타의 차이로 확인할 수 있다. betaHSP($\beta_{H,\,sp}$)는 -0.02957이나 betaWSP ($\beta_{w,\,sp}$)는 0.225215로 부호 자체가 다름을 알 수 있다. 또한 betaWage($\beta_{w,\,age}$)는 0.030689이고 betaHage($\beta_{H,\,age}$)는 -0.015495로 부호가 서로 다름을 확인할 수 있다.

〈표 5-18〉 모형2_1의 여성 노동공급 변화

연령	s1	s2	s3	s4
48세	-0.68%	-0.69%	1.17%	-0.76%
49세	-3.61%	-3.61%	-1.63%	-1.65%
50세	-1.34%	-1.52%	0.04%	-0.45%
51세	-1.63%	-1.91%	-0.34%	-0.45%
52세	-1.08%	-1.76%	0.33%	-0.09%
53세	-2.29%	-2.91%	-0.32%	-0.53%
54세	-4.03%	-4.32%	-1.40%	-1.49%
55세	-1.26%	-2.71%	0.62%	0.35%
56세	-1.10%	-2.16%	0.17%	-0.01%
57세	-1.11%	-1.83%	0.46%	0.28%
58세	-3.07%	-5.64%	-0.70%	-1.29%
59세	-0.33%	-4.14%	-7.55%	-7.73%
60세	-6.14%	-7.45%	-3.82%	-4.41%
61세	-6.14%	-6.05%	-5.18%	-5.63%
62세	-0.22%	-0.22%	2.62%	1.28%
63세	-12.62%	-16.62%	31.69%	28.00%
64세	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
평균	-2.74%	-3.74%	0.95%	0.32%

배우자가 경제활동을 하는 상황에서 여성의 여가와 노동의 대체율이 남성보다 높다는 것이며, 연령이 올라감에 따라 여성의 여가와 노동의 대체율 또한 높아진다는 것을 의미한다. 이러한 선호체계의 차이가 정책변

화에 대해 남성과 여성이 반응하는 정도가 다르게 나타나게 하는 것이다.

3. 모형2_2의 정책실험 결과

가. 자산(저축) 수준의 변화

1) 자산 1분위의 저축 수준 변화

모형2_2에서 도출된 파라메타를 이용하여 정책실험을 한 결과, 시나리오 1에 대한 영향은 없는 것으로 분석되었다. 반면에 시나리오 2에 대해서는 1분위의 저축이 3.52% 감소하는 것으로 나타났으며 이 수준은 모형2 그리고 모형2_1과 동일한 수준이다. 시나리오 3에 대한 반응도 2.2% 증가로 모형2와 동일한 수준이나, 모형2_1의 4.7%에 비해서는 낮은 수준으로 반응하는 것을 알 수 있다.

〈표 5-19〉 모형2_2 자산 1분위 정책실험 결과

연령	baseline A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	23.26	23.26	21.82	23.41	22.49	0.00%	-6.18%	0.65%	-3.31%
49세	26.44	26.44	24.92	26.66	25.81	0.00%	-5.76%	0.81%	-2.41%
50세	43.28	43.28	41.69	44.07	42.79	0.00%	-3.66%	1.83%	-1.13%
51세	45.83	45.83	44.24	46.28	45.10	0.00%	-3.46%	0.97%	-1.60%
52세	45.72	45.72	44.33	46.72	45.53	0.00%	-3.04%	2.18%	-0.42%
53세	51.09	51.09	49.37	52.36	50.89	0.00%	-3.37%	2.48%	-0.39%
54세	55.96	55.96	54.76	57.10	55.88	0.00%	-2.13%	2.05%	-0.14%
55세	54.69	54.69	52.91	56.65	55.07	0.00%	-3.24%	3.59%	0.69%
56세	48.26	48.26	46.93	49.53	48.20	0.00%	-2.76%	2.62%	-0.13%
57세	41.34	41.34	40.10	43.13	41.85	0.00%	-2.98%	4.34%	1.23%
58세	47.84	47.84	46.50	49.32	47.88	0.00%	-2.80%	3.11%	0.09%

연령	baseline A	s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
59세	35.82	35.82	34.74	36.43	35.35	0.00%	-3.00%	1.70%	-1.31%
60세	48.57	48.57	46.94	49.67	47.86	0.00%	-3.35%	2.27%	-1.46%
61세	35.24	35.24	33.70	36.15	34.79	0.01%	-4.37%	2.59%	-1.28%
62세	41.72	41.75	40.14	43.10	41.81	0.08%	-3.79%	3.31%	0.21%
63세	33.47	33.47	32.36	34.51	33.39	0.00%	-3.31%	3.09%	-0.23%
64세	50.62	50.62	50.04	52.67	51.99	0.00%	-1.14%	4.06%	2.71%
65세	57.66	57.66	56.23	59.12	57.72	0.00%	-2.47%	2.53%	0.10%
평균				48-65세		0.01%	-3.38%	2.46%	-0.49%
				48-60세		0.00%	-3.52%	2.20%	-0.79%

2) 자산 2분위의 저축 수준 변화

자산 2분위의 시나리오별 반응은 3개 모형이 거의 유사한 수준을 보이고 있다. 시나리오 1에 대해서는 저축 수준 변화가 없고, 시나리오 2에 대해서는 1.33% 감소하는 것으로 나타났으며 시나리오 3은 저축이 0.29% 증가하는 것을 알 수 있다. 자산 2분위에서 나타난 반응 정도를 기준으로 평가해 보면 부부의사결정모형에서 자산추출 방식에 따른 파라메타의 차이는 거의 없다는 것을 의미한다.

〈표 5-20〉 모형2_2 자산 2분위 정책실험 결과

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
48세	122.29	122.29	121.18	122.36	121.26	0.00%	-0.90%	0.06%	-0.84%
49세	109.50	109.50	108.39	109.52	108.42	0.00%	-1.01%	0.01%	-0.99%
50세	150.03	150.03	148.16	150.29	148.42	0.00%	-1.24%	0.18%	-1.07%
51세	142.16	142.16	140.40	142.14	140.44	0.00%	-1.24%	-0.01%	-1.21%
52세	157.15	157.15	154.95	157.54	155.36	0.00%	-1.40%	0.25%	-1.14%
53세	165.25	165.26	162.70	165.33	162.83	0.00%	-1.54%	0.04%	-1.47%
54세	173.60	173.60	171.60	174.06	172.09	0.00%	-1.15%	0.27%	-0.87%

연령	baseline A	정책실험 결과							
		s1	s2	s3	s4	s1/A	s2/A	s3/A	s4/A
55세	180.87	180.87	178.41	181.44	178.98	0.00%	-1.36%	0.31%	-1.05%
56세	148.20	148.20	145.52	148.91	146.06	0.00%	-1.81%	0.48%	-1.44%
57세	158.25	158.25	156.44	158.78	156.97	0.00%	-1.14%	0.34%	-0.81%
58세	150.06	150.06	147.23	150.99	148.45	0.00%	-1.89%	0.62%	-1.08%
59세	147.33	147.33	145.50	148.17	146.35	0.00%	-1.24%	0.57%	-0.66%
60세	141.19	141.19	139.34	142.08	140.20	0.00%	-1.31%	0.63%	-0.70%
61세	155.11	155.12	153.47	155.98	154.34	0.00%	-1.05%	0.56%	-0.50%
62세	120.20	120.21	118.48	121.69	119.92	0.01%	-1.43%	1.24%	-0.23%
63세	124.33	124.34	122.90	125.21	123.79	0.01%	-1.15%	0.71%	-0.43%
64세	123.01	123.01	121.93	123.46	122.36	0.00%	-0.88%	0.36%	-0.53%
65세	163.83	163.83	162.87	164.37	163.40	0.00%	-0.59%	0.33%	-0.26%
평균				48~65세		0.00%	-1.24%	0.39%	-0.85%
				48~60세		0.00%	-1.33%	0.29%	-1.02%

나. 노동공급 수준의 변화

1) 남성의 노동공급 변화

모형2_2에서 도출된 파라메타를 이용하여 남성 노동공급의 정책 시나리오별 반응을 분석한 결과, 시나리오 1에 대해서는 0.22% 노동공급 기간을 연장시키는 것으로 나타났다. 반면에 시나리오 2에 대해서는 0.53% 단축시키는 효과가 있는 것으로 분석되었다.

〈표 5-21〉 모형2_2의 남성 노동공급 정책실험 결과

연령	s1	s2	s3	s4
48세	0.00%	-1.83%	0.10%	-0.13%
49세	0.00%	-2.16%	0.04%	0.02%
50세	0.04%	-0.32%	1.58%	1.44%
51세	0.01%	-0.07%	0.07%	0.04%

연령	s1	s2	s3	s4
52세	0.00%	-0.15%	1.03%	0.98%
53세	0.01%	-0.08%	1.18%	1.04%
54세	0.00%	-0.04%	0.90%	0.86%
55세	0.01%	-0.17%	1.03%	0.89%
56세	0.02%	-0.20%	0.56%	0.54%
57세	0.00%	-0.21%	0.15%	0.00%
58세	0.05%	-1.14%	2.28%	2.04%
59세	1.18%	0.98%	1.63%	1.43%
60세	0.01%	-0.74%	0.15%	0.11%
61세	0.04%	-1.04%	1.18%	0.50%
62세	2.62%	-1.01%	2.26%	1.34%
63세	0.01%	-0.33%	0.63%	0.27%
64세	0.05%	-0.81%	3.36%	2.82%
65세	0.00%	-0.24%	0.59%	0.43%
평균	0.22%	-0.53%	1.04%	0.81%

소비지출의 감소 효과가 나는 시나리오 3에 대해서는 노동공급 기간이 1.04% 증가하는 효과가 있음을 보여 주고 있다. 3개 모형의 남성 노동공급 효과에 대해 차이를 보일 수 있는 파라메타는 betaHSP($\beta_{H,\,sp}$)로 모형2는 -0.06358, 모형2_2는 -0.0623이나 모형2_1의 수치는 -0.02957로 차이를 보이고 있다. 이 파라메타의 수치가 상대적으로 크다는 것은 배우자가 경제활동을 하는 상황에서 남편이 여가를 포기하기 위해 필요한 소득 수준이 더 크다는 것을 의미한다. 따라서 국민연금보험료 인상과 같이 소득 감소 효과가 발생하는 경우, 여가를 더 선호하는 현상을 보이게 된다.

2) 여성의 노동공급 변화

모형2_2에서 여성의 노동공급은 남성에 비해 상대적으로 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 시나리오 1에 대해 여성은 -1.52%, 남성은

0.22%, 시나리오 2에 대해 여성은 -2.41%, 남성은 -0.53%, 시나리오 3의 경우 여성은 -0.32%, 남성은 1.04%를 각각 보이고 있다. 앞에서도 설명한 바와 같이 동일한 모형 내에서 남성과 여성의 노동공급에 영향을 주는 파라메타는 betaHSP($\beta_{H,\,sp}$), betaWSP($\beta_{w,\,sp}$), betaHage($\beta_{H,\,age}$), betaWage($\beta_{w,\,age}$) 등이다.

여성의 이들 4개 파라메타값이 남성에 비해 크기 때문에 시나리오별 노동공급에서 여성이 더 민감하게 노동공급을 단축시키는 것으로 나타나고 있다. 즉, 남편이 경제활동을 하는 여성은 동일한 소득 조건에서 여가를 더 선호하고, 여성들은 남성에 비해 연령이 증가할수록 여가를 선호하는 정도가 강해진다는 것을 파라메타를 통해 확인할 수 있다.

〈표 5-22〉 모형 2_2의 여성 노동공급 정책실험 결과

연령	s1	s2	s3	s4
48세	-0.34%	-1.03%	-1.04%	-1.67%
49세	-1.60%	-1.64%	-0.51%	-1.14%
50세	-1.74%	-2.62%	-3.96%	-4.16%
51세	-0.50%	-0.64%	-0.53%	-0.97%
52세	-0.55%	-1.04%	-3.33%	-3.67%
53세	-1.48%	-1.87%	-1.03%	-1.07%
54세	-1.95%	-2.15%	-1.69%	-1.90%
55세	-0.09%	-0.65%	-0.23%	-1.18%
56세	0.05%	-0.89%	0.08%	-0.64%
57세	0.03%	-1.28%	-1.99%	-3.77%
58세	-3.51%	-4.78%	-3.25%	-3.38%
59세	-0.41%	-4.32%	-6.90%	-7.60%
60세	-5.00%	-5.86%	-3.91%	-4.19%
61세	-9.07%	-2.84%	-2.29%	-4.95%
62세	0.00%	-0.11%	3.23%	1.73%
63세	0.31%	-9.23%	21.85%	14.15%
64세	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
평균	-1.52%	-2.41%	-0.32%	-1.44%

제 6 장 결론 및 정책적 시사점

제1절 결론
제2절 정책적 시사점

6 결론 및 정책적 시사점

6장은 1절의 결론 부분과 2절의 정책적 시사점으로 구분된다. 결론은 정책실험에서 나타난 결과를 요약 정리한 것이고, 정책적 시사점은 이와 같은 결과를 어떻게 해석하는 것이 바람직한지를 기술하였다.

제1절 결론

1. 모형의 안정성

랜드연구소 모형은 미국의 상황을 전제한 것이기 때문에 필요에 따라 변경 또는 확장이 필요하다. 2017년과 2018년에 수행한 연구는 랜드연구소 모형을 우리나라 상황에 맞게 변환하여도 파라메타의 추정과 정책실험이 합리적인 결과를 도출하는지를 실험한 것이다. 특히 2018년도 연구는 부부의사결정모형에 건강보험제도를 추가한 확장 모형이기 때문에 한국 파라메타 추정이 성공한다면 모형의 안정성이 어느 정도 확보되었다고 평가할 수 있다. 남성가구주모형의 경우 8개 파라메타만 모형을 통해 추정되지만 부부의사결정모형은 16개 파라메타가 추정되기 때문에 모형의 설정이 적절하지 않다면 16개 파라메타가 수렴되지 않을 수도 있다. 추정 결과, 16개 파라메타 중 상속 관련 파라메타인 상속이전율과 상속강도를 제외한 14개의 파라메타가 3개의 세부모형별로 큰 오차를 보이지 않고 수렴된 것을 확인할 수 있었다. 미국의 데이터를 사용한 Knapp(2014)

은 가구의 여가 선호 차이를 기준으로 3개 집단으로 구분하여 각기 다른 파라메타를 추정하였다. 본 연구에서는 분석 대상 표본 수가 487가구에 불과해 이를 세부 집단으로 나누어 파라메타를 수렴하는 것은 불가능하였다. 본 연구는 표본 규모의 한계를 일부 극복하기 위해 자산의 추출 방식을 달리하는 방식으로 모형의 안정성을 점검해 보았다. 자산은 모형 내에서 상태변수로 작용하고, 이와 같은 상태변수의 경우 연산 시간을 절감하기 위해 예시금액이 투입된다. 자산의 예시금액을 16개에서, 20개, 24개 등으로 증가시켜 보았고, 자산 분포를 감안하여 추출되는 자산금액의 횟수도 달리 적용하였다. 16개 파라메타 중 14개 파라메타는 3개 세부모형별로 큰 차이를 보이지 않고 수렴된 파라메타를 산출하였다. 상속 관련 파라메타인 상속이전율과 상속강도는 수렴하지 않고 세부모형별로 일정한 수치로 수렴하지 않는 불안정한 상태를 보였다. 상속 관련 파라메타가 수렴되지 않는 것은 모형의 한계일 수도 있지만 고령화패널의 한계일 수도 있다.더 정확한 원인을 파악하기 위해서는 다른 패널에서 본 모형을 실험하는 것이 필요하나 본 연구에서는 연구 기간의 한계로 인해 이와 같은 추가적인 시도는 수행하지 못하였다. 상속 관련 파라메타가 수렴되지 않는 것을 극복하기 위해 다양한 실험을 통해 487가구의 성향을 대변할 수 있는 파라메타의 특정 수치를 찾을 수 있었다. 상속이전율을 0으로 그리고 상속강도를 10으로 고정한 결과, 자산 예측치의 실제 데이터와 정합성이 크게 향상되는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 사후적 조치로 인해 정책실험 결과를 해석하는 데 장애 요인이 되었던 문제점을 해소할 수 있었다. 모형의 안정성을 종합적으로 평가해 보면, 건강보험제도를 추가하고, 패널 기간을 연장하고, 그리고 자산의 추출 방식을 달리하는 경우에도 16개 파라메타 중 14개의 파라메타가 안정적으로 수렴되어 모형의 확장성이 확보된 것으로 판단된다.

2. 정책실험 결과 요약

가. 국민연금의 수급 시점 2년 연장(S1)의 저축효과

1) 모형별 차이

모형1과 모형2의 차이는 큰 것으로 분석되었다. 국민연금 수급 시점 2년 연장에 따른 자산(저축)의 변화는 모형1에서 큰 폭으로 감소하는 반면 모형2에서는 큰 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 자산 규모의 변화를 야기할 수 있는 파라메타는 위험회피도(α)와 할인율(δ)의 차이이다.

〈표 6-1〉 정책 시나리오별 저축 수준 변화 비교

자산 분위	모형 구분	남성가구주의사결정모형 (모형1)				부부의사결정모형 (모형2)			
		s1	s2	s3	s4	s1	s2	s3	s4
1 분위	모형	-16.05%	-2.69%	-16.93%	-19.69%	0.00%	-3.52%	2.20%	-0.85%
	모형_1	-23.38%	-2.20%	1.23%	-2.59%	-0.04%	-3.11%	4.71%	1.19%
	모형_2	-13.15%	-3.05%	-26.38%	-30.51%	0.00%	-3.52%	2.20%	-0.79%
2 분위	모형	-7.55%	-0.68%	23.14%	21.51%	0.00%	-1.31%	0.30%	-1.01%
	모형_1	-7.14%	-0.64%	30.94%	29.29%	0.00%	-1.29%	0.28%	-1.00%
	모형_2	-6.65%	-0.75%	20.54%	18.41%	0.00%	-1.33%	0.29%	-1.02%

주: 모형1_2의 경우 정책실험 해석은 48~57세에 대해 유효하며 나머지 모형은 48~60세에 대해 유효함.

그러나 수급 시점의 연장은 경제활동을 하고 있는 당시의 소득 수준을 변화시키지 않기 때문에 위험회피도 또는 할인율보다는 노동공급에 의해 영향을 받을 가능성이 클 것으로 추정된다. 수급 시점까지 근로를 하면서 대기할 것인지 아니면 은퇴를 한 상태에서 대기할 것인지를 결정해야만 한다. 수급 시점까지 근로할 가능성이 높은 경우, 현시점의 저축 수요는

감소하게 된다. 근로를 하는 경우, 소득활동으로 인해 대기 기간 동안의 소득보전과 미래의 연금급여가 증가하게 된다. 모형1과 모형2에서 노동탄력성을 결정하는 파라메타는 gammaH(γ_H)와 gammaW(γ_W) 이다. 모형2의 남성노동탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)는 모형1에 비해 상대적으로 큰 것을 알 수 있다.

〈표 6-2〉 모형별 파라메타 추정 결과

파라메타	남성가구주의사결정모형(모형1)			부부의사결정모형(모형2)		
	자산추출 구분			자산추출 구분		
	12/4	14/6	12/12	12/4	14/6	12/12
alpha	1.72	1.8	1.85	2.63862	2.66108	2.64
delta	0.93	0.93	0.92	0.93100	0.928216	0.93
gammH	3.4118	3.309	3.728	3.27778	3.14936	3.3237
gammW	2.5561	2.5561	2.5561	2.63103	2.60239	2.6203
betaHSP	0	0	0	-0.06358	-0.02957	-0.0623
betaWSP	0	0	0	0.251319	0.225215	0.2704
betaH	-4.3744	-4.2783	-4.3577	-4.67966	-4.549356	-4.6432
betaW	-4.1538	-4.1538	-4.1538	-4.07262	-4.09892	-4.0492
betaHage	-0.2911	-0.3129	-0.7155	0.01668	-0.0154951	-0.0007
betaWage	0.0291	0.0291	0.0291	0.01299	0.03068963	0.0196

그리고 모형2의 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율(betaHage: $\beta_{H,\,age}$)이 모형1에 비해 상대적으로 크다. 노동공급이 상대적으로 비탄력적인 모형1에서는 수급기간 연장 기간 동안 근로를 할 가능성이 높아지고, 이로 인해 현시점에서 저축의 필요성이 낮아지는 효과를 가져 온 것으로 해석된다.

2) 자산분위별 차이

모형1에서는 자산분위별로 차이를 보이는 것으로 분석되었다. 자산 1분위의 자산 감소(저축 감소) 폭이 큰 반면 자산 2분위는 상대적으로 감소폭이 작은 것으로 나타나고 있다. 자산분위별로 파라메타를 추정하지 않아 파라메타의 차이로 해석할 수 없는 한계는 있으나, 대체적으로 자산하위 1분위는 저소득계층으로 유동성 제약을 더 많이 받기 때문에 수급기간이 연장되는 동안 근로를 할 가능성이 더 높은 계층이므로 현 시점의 저축 수준 변화 폭이 더 큰 것으로 추정된다. 또한, 모형2의 경우 분위별로 차이가 나지 않는 것은 노동공급에 영향을 주는 파라메타 효과가 분위별 유동성 차이를 압도하는 것으로 추정된다.

나. 국민연금 보험료 인상(2%포인트)의 저축효과(S2)

1) 모형별 차이

정책실험 결과 모든 모형에서 공통적으로 나타나는 반응은 국민연금보험료 인상(시나리오 2)은 저축을 감소시키는 효과를 가져 온다는 것이다. 모형별로는 모형2의 저축 감소폭이 더 큰 것으로 나타나고 있다. 모형2의 위험회피도(α)가 높은 것이 원인으로 추정된다. 위험회피도가 높을수록 현시점의 소비 수준을 유지하려는 경향이 강하기 때문에 보험료 인상으로 감소된 소비 수준을 저축의 감소로 보완하려는 경향을 보이고 있다.

2) 자산분위별 차이

자산분위별로는 파라메타의 차이를 관찰하지 못하기 때문에 유동성 제약의 차이를 원인으로 추정해 볼 수 있다. 자산 하위 1분위는 유동성 제약이 상대적으로 크기 때문에 보험료 인상이라는 소득 감소에 대해 자산 2분위보다 더욱 민감하게 저축을 감소시킬 수밖에 없을 것으로 보인다.

다. 의료비 감소(S3)의 저축효과

1) 모형별 차이

건강보험료 인상을 통한 의료비 감소 효과는 소득 수준이 낮을수록, 그리고 연령이 높아질수록 부담보다는 혜택이 더 큰 정책이다. 따라서 이러한 정책은 유동성 제약을 완화해 주는 효과가 크기 때문에 증가한 유동성을 어떻게 처분하는지를 관찰할 수 있다. 국민연금보험료 인상과는 반대의 효과로, 모형1의 자산 1분위를 제외하고 모든 모형과 분위에서 저축이 증가하는 것으로 분석되었다. 모형1의 자산 1분위의 결과는 파라메타의 차이로 해석할 수 없기 때문에 2분위 결과를 모형별로 비교해 보았다. 모형1의 2분위 저축 증가 폭이 모형2의 2분위 증가 폭에 비해 큰 수준으로 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 이 또한 위험회피도의 차이로 해석이 가능하다고 본다. 모형2의 위험회피도가 모형1에 비해 크다는 것은 모형2의 경우, 증가한 유동성을 의료비가 아닌 타 소비로 전환하여 전체 소비 수준을 유지하려는 경향이 모형1에 비해 크다는 것을 의미한다. 따라서 모형2에서는 의료비는 감소하지만 타 소비의 증가로 인해 증가하는 저축의 수준은 상대적으로 작을 수 있다.

2) 자산분위별 차이

모형2를 통해 분위별 차이를 보면, 자산 2분위의 저축 증가 효과가 1분위에 비해 작음을 알 수 있다. 2분위는 상대적으로 소득 수준이 1분위에 비해 높기 때문에 증가한 유동성을 다른 소비로 전환하는 규모가 더 클 수 있다는 것을 추정해 볼 수 있다.

라. 국민연금 수급 시점 2년 연장(S1)의 노동공급효과

1) 모형별 차이

수급 시점 연장에 대한 남성의 노동공급 변화율은 모형별로 큰 차이를 보이지 않는다.

〈표 6-3〉 정책 시나리오별 노동공급 수준 변화 비교

성별 구분	모형 구분	남성가구주의사결정모형 (모형1)				부부의사결정모형 (모형2)			
		s1	s2	s3	s4	s1	s2	s3	s4
남성	모형	0.0%	0.00%	-10.58%	-10.83%	0.14%	-0.43%	1.02%	0.79%
	모형_1	0.0%	0.00%	-6.76%	-7.21%	-0.88%	-1.55%	0.95%	0.54%
	모형_2	-0.81%	-0.21%	-22.72%	-23.11%	0.22%	-0.53%	1.04%	0.81%
여성	모형	-	-	-	-	-0.62%	-1.40%	1.81%	0.70%
	모형_1	-	-	-	-	-2.74%	-3.74%	0.95%	0.32%
	모형_2	-	-	-	-	-1.52%	-2.41%	-0.32%	-1.44%

주: 모형1_2의 경우 정책실험 해석은 48~57세에 대해 유효하며 나머지 모형은 48~60세에 대해 유효함.

저축 수준의 변화에서 설명한 바와 같이 수급 시점 연장은 노동공급에 대한 효과가 클 수밖에 없고 노동공급의 탄력도와 여가에 대한 선호의 차이에 의해 결정될 가능성이 크다. 모형1의 노동공급은 거의 변화가 없고, 모형2의 노동공급은 모형2_1을 제외하고는 조금 증가하는 것을 나타내고 있다. 정책 변화에 대한 증가율이 미세할 경우, 추가적으로 확인할 필요가 있는 것이 기준선(baseline)의 차이이다. 모형2의 남성 노동탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)는 모형1에 비해 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 그리고 모형2의 남편의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율(betaHage:$\beta_{H,\,age}$)이 모형1에 비해 상대적으로 크다. 이러한 차이가 기준선(baseline)의 차이로 반영되어 있는 경우, 정책 변화에 의한 추가적인 변화에는 큰 영향이 없을 수도 있다. 〈표 6-4〉는 모형1과 모형2의 연령별 노동공급률의 기준선(baseline)이다. 모형2에 비해 모형1의 기준선 수준이 전 연령평균 2.96%보다 높은 것을 알 수 있으며 62세 이후 노동공급률의 차이는 5.15%로 국민연금 수급 연령에 근접하는 연령에서 노동공급률이 더 크다는 것을 보여 주고 있다. 수급 기간의 연장은 이러한 기준선의 차이를 더 크게 하거나 확연하게 줄이는 효과는 없는 것으로 분석되며 이러한 차이가 유지되는 것으로 해석할 수 있다고 본다.

2) 남성과 여성의 차이

수급시점 연장에 대해, 남성보다 여성이 더 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 이러한 반응은 모든 정책 시나리오에서 공통적으로 나타나는데, 여성의 노동탄력도와 여가에 대한 선호가 남성에 비해 높은 것이 작용한

결과이다. 남성의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_H}$)와 여성의 노동공급탄력도($\frac{1}{\gamma_W}$)를 결정하는 γ_H 와 γ_W 는 모형1의 경우 0.85, 모형2의 경우 0.64 정도 차이를 보인다. 남편이 경제활동을 하는 경우 부인의 소비와 여가의 대체율인 betaWSP($\beta_{W,sp}$)와 부인의 소비와 여가 대체의 연령별 변화율인 betaWage($\beta_{W,age}$) 또한 차이를 보인다.

〈표 6-4〉 모형1과 모형2의 노동공급률 기준선(baseline)

연령	baseline		(A-B)/A
	모형1 (A)	모형2 (B)	
48세	0.9091	0.8798	3.22%
49세	0.8571	0.8385	2.17%
50세	0.9359	0.8969	4.17%
51세	0.8866	0.8648	2.46%
52세	0.8837	0.8500	3.81%
53세	0.8485	0.8233	2.97%
54세	0.7962	0.7819	1.80%
55세	0.7628	0.7538	1.18%
56세	0.7135	0.7087	0.67%
57세	0.6538	0.6463	1.15%
58세	0.6829	0.6665	2.40%
59세	0.6170	0.6063	1.73%
60세	0.6637	0.6618	0.29%
61세	0.6132	0.5940	3.13%
62세	0.5882	0.5532	5.95%
63세	0.5606	0.5292	5.60%
64세	0.3704	0.3415	7.80%
65세	0.5000	0.4865	2.70%
평균			2.96%

이들 두 파라메타는 남성의 경우, 음(-)의 부호를 갖는 반면, 여성은 양(+)의 부호를 갖고 있다. 여성의 경우, 남편이 경제활동을 할수록 그리고 연령이 증가할수록 소득활동보다는 여가에 대한 선호가 높아지는 것을 의미하고, 이런 차이가 정책 변화에도 그대로 반영되고 있다. 모형2의 시나리오 1과 시나리오 2의 남성과 여성 간 차이가 모형2_1과 모형2_2의 성별 차이에 비해 크지 않은 것은 모형2의 betaHage($\beta_{H,\,age}$)와 betaW-age($\beta_{W,\,age}$)의 부호와 크기가 0.01668과 0.1299로 비슷해 betaWSP ($\beta_{W,\,sp}$)와 betaHSP($\beta_{H,\,sp}$)의 차이만이 반영된 결과이기 때문이다. 반면에 모형2_1과 모형2_2에서는 γ 와 β의 남녀 차이가 모두 반영되어 여성이 남성에 비해 더 민감하게 반응하는 것이다.

마. 국민연금보험료 인상(2%포인트)의 노동공급효과(S2)

1) 모형별 차이

보험료 인상은 노동공급에 있어 소득효과와 대체효과가 발생할 수 있다. 보험료 인상으로 인해 소득이 감소하여 여가에 대한 가치를 상승시키는 효과(대체효과)도 있지만 감소한 소득을 보전하기 위해 노동공급을 늘리는 효과(소득효과)도 가져온다. 모형2의 노동 감소폭이 모형1에 비해 조금 더 큰 것을 알 수 있다. 모형2의 경우 대체효과가 소득효과보다 더 크게 작용하였다는 것을 의미한다. 모형2의 노동탄력도가 모형1에 비해 더 크고 여가에 대한 선호도 상대적으로 높은 것이 대체효과를 높이는 결과로 작용한 것으로 추정된다.

2) 남성과 여성의 차이

모형2에서 남성과 여성의 차이를 살펴보면, 여성이 더 민감하게 노동공급을 감소시키는 것을 알 수 있다. 위에서 이미 설명한 바와 같이 노동탄력도와 여가에 대한 선호도가 여성이 더 크기 때문에 대체효과를 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 보인다.

바. 의료비 감소(S3)의 노동공급효과

1) 모형별 차이

모형1의 경우 큰 폭으로 노동공급을 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타나고 있다. 모형1과 2의 파라메타를 비교해 보면 모형1이 노동공급탄력도나 여가에 대한 선호 측면에서 노동공급에 대한 변화가 적을 것으로 예상되나 오히려 노동공급을 감소시키는 것은 위험선호도의 차이로 밖에는 설명이 되지 않는다. 앞에서 살펴본 저축 수준의 변화와 연계시켜 해석할 필요가 있다. 의료비 감소로 인해 증가한 유동성을 위험회피도가 상대적으로 높은 모형2에서는 다른 소비를 증가시키는 데 사용하는 데 반해 모형1은 저축을 증가시켰다. 모형1에서 저축의 증가는 60세 이후 노동공급의 필요성을 낮추는 것으로 작용하고, 모형2에서는 여타 소비의 증가로 인해 저축의 변화가 없었기 때문에 60세 이후 노동공급에 대한 변화가 거의 나타나지 않는 것으로 추정된다.

2) 남성과 여성의 차이

의료비 감소로 인한 성별 차이는 거의 나타나지 않는 것으로 보인다. 남성과 여성 간 노동공급탄력도와 여가에 대한 선호도의 차이는 있지만 의료비 감소 요인이 여성의 노동공급을 크게 증가시키는 요인으로 작용하지는 않는 것으로 보인다.

제2절 정책적 시사점

본 연구는 기초연구로 수행되어 정책의 변화를 뒷받침하기 위한 자료로 활용되기에는 한계가 있다는 것을 밝힌다. 1절의 정책실험 결과 요약에서 제시된 내용은 고령화패널에서 분석 대상인 초기 및 중기 베이비부머의 선호체계를 동태행위모형으로 추정한 결과를 바탕으로 나온 것이라는 점을 감안할 필요가 있다. 또한 미시적 접근이므로 국가 전체의 총량적 저축 수준과 노동공급을 거시적으로 분석한 것이 아니기 때문에 이에 대한 주의도 필요하다. 본 연구는 국민연금제도에 사업장가입자로 가입하여 수급 조건을 충족한 집단을 대상으로 하는 정책실험이라는 점을 강조하고자 한다. 2016년 지역가입자를 포함하는 파라메타 추정을 시도하였으나 두 집단의 상이한 선호체계로 인해 하나의 수렴된 파라메타를 추정하는 데 성공하지 못하였다. 따라서 본 연구에서 제시하는 정책실험 결과는 사업장가입자에게 국한됨을 밝힌다.

국민연금보험료 인상의 경우, 개별 가구의 저축은 감소하나 국민연금기금 규모는 증가하여 저축의 주체가 변경되는 데 따른 거시적 효과에 대해서는 또 다른 연구가 필요하다고 본다. 본 연구는 미시적 분석이기 때

문에 개별 가구나 개인은 소득효과나 대체효과의 상대적 크기에 따라 저축 수준의 변화와 근로활동 지속 여부 등을 결정하게 된다. 개별 가구가 얼마나 민감하게 반응하는지를 파라메타를 통해 분석한 것이기 때문에 고령화패널이 아닌 다른 패널자료를 사용할 경우, 특히 세대가 다른 패널이 사용될 경우에는 다른 결과가 도출될 수 있다. 그럼에도 우리나라의 경우 건강보험과 국민연금제도의 제도적 변화가 계속 논의되고 실제로 진행되는 상황이므로 정책효과를 사전적으로 평가할 수 있는 분석틀을 개발하는 것이 시급한 과제이다. 이론적 모형으로 한계는 있을 수 있지만 동태행위모형을 지속적으로 발전시켜 나간다면 가구 차원의 행위 변화를 예측하는 데 유용한 분석틀이 될 수 있을 것이다. 본 연구의 정책적 시사점을 요약하자면, 국민연금과 건강보험의 제도변화와 개별 가구의 저축 수준과 근로활동 간 인과관계를 정량적으로 제공하였다는 데 있다. 특정 정책 변화를 염두에 두고 진행한 연구가 아니라 국민연금제도와 건강보험제도 그리고 여타 사회복지제도의 정책실험이 가능하다는 것을 예시적으로 분석한 연구이다. 본 모형은 정책 수요에 따라 변형이 가능하기 때문에 향후 제기되는 특정 정책 수요에 맞춰 모형으로 변환시키고 패널자료와 분석 대상을 정책 수요에 맞게 조정한다면 정책효과를 사전적으로 평가하는 데 유의한 모형이 될 수 있을 것으로 예상한다.

참고문헌

원종욱, 이연희. (2017). 인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과(Ⅲ). 한국보건사회연구원.

원종욱, 이연희. (2018). 국민연금 보험료인상과 건강보험 보장성강화가 은퇴시점 및 저축수준에 미치는 파급효과분석. 보건사회연구 38권, 2호. 한국보건사회연구원.

원종욱, 장인수, Jinkook Lee, Italo Garcia, David knapp. (2016). 인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구(2차년도). 한국보건사회연구원.

원종욱, 장인수, 백승진, 이진국, Italo Garcia, David knapp. (2015). 인구구조변화와 사회보장재정의 사회경제적 파급효과 연구. 한국보건사회연구원.

한국고용정보원. 제1차~6차 고령화연구패널조사. 2006년~2016년.

Bellman, Richard. (1957). *Dynamic Programming*, Princeton University Press

Berkovec, James & Stern, Steven. (1991). Job Exit Behavior of Older Men. *Econometrica,* vol 59 No 1 January.

Butt, Adam & Khemka, Gaurav. (2015). *The effect of objective formulation on retirement decision making.* Insurance: Mathematics and Economics 64.

De Nardi, M. & French, Eric., Jones, John Bailey. (2010). Why do elderly save? The role of Medical expenses. Journal of Political Economy, vol 118.

De Nardi, M. (2004). Wealth Inequality and Intergenerational Links. *The Review of Economic Studies,* vol 71.

French, Eric & Jones, John Bailey. (2011). The Effects of Health

Insurance and Self-Insurance on Retirement Behavior. *Econometrica,* vol 79 No 3 May.

Gustman, Alan L. & Steinmeir, Thomas L. (2000), Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model, Journal of Labor Economics, vol 18.

Gustman, Alan L. & Steinmeir, Thomas L. (2004). *Social Security, Pension and Retirement Behavior within the Family.* Journal of Applied Econometrics, vol 19 No.6.

Heckman, J. (1979). The Sample Selection bias as a specification error. Econometrica, vol 47.

Karlstrom, Anders, Palme, Marten & Sevensson, Ingemar. (2004). *A Dynamic Programming Approach to Model the Retirement Behavior of Blue-Collar Workers in Sweden.* Journal of Applied Econometrics, 19.

Knapp, David. (2014). The effect of Social Security Auxiliary Spouse and Survivor's Benefits on the Household Retirement Decision. *Prepared for the 16th Annual Joint Meeting of the Retirement Research Consortium,* August 7-8, Washington, DC.

McFadden, Daniel. (1989). A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration. *Econometrica*, vol 57 Sep.

Rust, John. (1987). A Dynamic Programming Model of Retirement Behavior. *Working paper,* No 2470, NBER December.

간행물회원제 안내

▶ 회원에 대한 특전

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

▶ 회원종류

- 전체간행물회원 : 120,000원
- 보건분야 간행물회원 : 75,000원
- 사회분야 간행물회원 : 75,000원
- 정기간행물회원 : 35,000원

▶ 가입방법

- 홈페이지(www.kihasa.re.kr) - 발간자료 - 간행물구독안내

▶ 문의처

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

KIHASA 도서 판매처

- 한국경제서적(총판) 737-7498
- 교보문고(광화문점) 1544-1900
- 영풍문고(종로점) 399-5600
- 서울문고(종로점) 2198-2307
- Yes24 http://www.yes24.com
- 알라딘 http://www.aladdin.co.kr