

국민연금이 소득분위별 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향

신혜원* · 이준상**

본 연구는 「한국노동패널자료(KLIPS)」를 이용하여 개인의 국민연금 자산(Social Security Wealth)을 추정하고 패널 회귀분석 모형을 통해 소득분위별 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 실증분석하였다. 나아가 가계의 자산을 세분화하여 각 항목에 대해 연금자산이 미치는 영향을 살펴봄으로써 자산구성 선택에 대한 효과를 분석하였다. 분석 결과는 기존의 연구와 같이 연금자산이 가계 순자산을 유의하게 구축하는 것을 보이며 소득분위가 높아짐에 따라 구축 정도가 작아지는 것으로 나타났다. 금융자산과 비금융자산 내의 세부 항목으로 나누어 분석한 결과는 예비적 저축의 성격을 가지는 예·적금과 보장성 보험, 그리고 부동산 자산(비금융자산)을 유의하게 구축하는 것으로 나타났다. 상위 분위에 대한 구축효과가 작다는 분석 결과는 은퇴 전의 소득 불균형이 은퇴 후 노후소득의 불균형으로 이어질 수 있음을 시사한다고 볼 수 있다. 이와 같은 분석은 국민연금이 노후소득 보장 기능을 수행하여 사적저축의 대체재 역할을 하고 있음을 확인함과 동시에, 가계의 비금융자산이 개인적인 노후대비 수단으로 사용될 수 있음을 의미한다.

핵심주제어: 국민연금, 자산구성, 연금자산, 가계저축, 구축효과
경제학문헌목록 주제분류: E62, H55, H31

I. 서론

본 연구는 「한국노동패널자료(KLIPS)」를 이용하여 개인의 국민연금 자산을 추정하고 패널 회귀분석 모형을 통해 소득분위별로 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 실증분석하였다. 특히, 가계 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석하기 위하여 가계 자산을 세부 항목으로 분류하여 각 항목에 대해 연금자산이 미치는 영향을 살펴보았다. 기존의 연구들이 연금자산이 가계의 저축에 미치는 구축효과를 분석하는 데에 그친 데 반해, 본 연구는 가계의 자산

* 제1저자, 성균관대학교 경제대학 경제학과, E-mail: wony0824@skku.edu

** 교신저자, 성균관대학교 경제대학 경제학과 교수, E-mail: junsanglee@skku.edu
논문투고일: 2016. 12. 5 수정일: 2016. 12. 30 게재확정일: 2017. 1. 18

이 여러 형태로 구성되어 있음을 고려하여 연금자산이 각 가계 자산의 선택에 미치는 상이한 효과를 살펴보았다는 데 의의가 있다.

우리나라는 급속한 인구구조의 고령화 추세에 따라 사회적으로나 개인적으로 중요한 은퇴 후 노후소득 보장 및 노후대비에 대한 필요성이 증가하고 있다. 국민연금은 은퇴 후 가계의 근로소득 상실을 보전하기 위한 대표적 사회보험제도(Social insurance program)이며 가계는 노후소득 보장에 대한 사회적 방안인 국민연금과 함께 개인적으로 노후대비 수단(self-insurance)으로써 여러 형태의 자산을 축적한다. 가계가 은퇴 후 수령할 것으로 예상되는 국민연금 자산은 생애소득을 변화시켜 가계의 소비와 저축의 의사결정에 영향을 미친다. 가계가 개인적 노후대비 수단으로 자산을 축적한다면, 사회보험으로의 국민연금 자산은 가계의 자산을 구축하는 방향으로 작용할 수 있다.

가계는 은퇴 후 소득 감소에 대비한 예비적 동기(precautionary motive)에 의해 예·적금, 저축성 보험과 같은 금융자산을 보유한다. 또한 부동산 자산에 대한 선호가 큰 우리나라 가계의 특성과 최근 주택연금과 같은 역모기지(reverse mortgage) 상품의 등장을 고려하면 비금융자산 또한 가계의 노후소득 대비 수단으로써 중요한 역할을 할 수 있다. 이에 따라 금융자산과 비금융자산의 구성 항목을 세분화하고, 각 구성 항목에 대해 연금자산이 미치는 영향을 분석하는 것은 충분한 의의가 있다고 사료된다.

본 연구에서는 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석하기 위하여 먼저, 제II절에서는 선행 연구들에 대한 간략한 소개를 하고, 제III절에서 「한국노동패널자료(KLIPS)」의 개인자료를 사용하여 개인의 생애소득 및 연금자산(Social Security Wealth: SSW)을 추정한다. 여기서 연금자산은 은퇴 후부터 사망 시점까지 수령하는 연금급여의 현재가치에서 노동기간 동안 지불한 생애보험료의 현재가치를 뺀 값으로 정의된다. 제IV절에서는 앞의 과정에서 계산된 개인의 생애소득 및 연금자산이 포함된 개인자료를 각 연도의 가구번호를 이용하여 KLIPS 가구자료와 병합(merge)한 뒤 이를 사용하여 연금자산이 가계의 저축 및 자산구성 선택에 미치는 영향을 가구단위로 분석한다. 제V절에서는 시스템GMM 모형을 이용하여 동적 패널분석을 실시함으로써 분석 결과에 대해 강건성 검정을 실시한다. 마지막으로 제VI절에서 연구에 대한 결론과 시사점을 제시한다.

II. 선행 연구

연금자산의 가계 저축에 미치는 영향은 소득수준에 따라 다를 것이다. Pigou (1951)는 고소득층이 저소득층에 비해 소득의 더 많은 부분을 저축하므로 소득수준에 따라 가계 저축에 차이가 발생할 수 있음을 언급하였으며, 유경원·서은숙 (2008)은 강제 저축의 성격을 가지는 사회보장제도는 소득계층별로 상이한 저축 행태를 유발할 수 있으며 이에 따라 사회보장제도가 소득계층 간 저축률 격차 발생의 원인 중 하나라는 점을 시사하였다. 이에 따라 연금자산이 가계의 저축 및 자산구성 선택에 미치는 영향을 소득계층별 한계효과로 분석하는 것 또한 중요한 작업이다.

공적연금이 가계의 사적저축에 미치는 영향에 분석의 초점을 둔 해외 연구들은 다양하게 존재한다. 초기 해외 연구들은 시계열 분석과 횡단면 분석을 이용하여 그 영향을 살펴보았다. Feldstein(1974)은 시계열 분석을 통해 공적연금이 민간저축을 약 30%에서 50%까지 구축시킨다는 것을 보였다. 이후 많은 연구들이 횡단면 분석을 통해 공적연금과 민간저축의 관계를 분석하였는데, Feldstein and Pellechio(1979)는 횡단면 분석을 통해 연금자산 1달러가 70센트의 비연금자산을 감소시키는 것을 발견했다. 이후 Kotlikoff(1979)는 부과방식의 연금제도(pay-as-you-go) 하에서 가입자가 납부한 사회보장세의 현재가치를 주요 설명변수로 사용하여 분석한 결과, 사회보장세가 부분적으로 가계의 순자산을 구축함을 보였다.

그 외 해외 연구에서는 시계열 분석과 횡단면 분석 외에도 패널분석 또한 수행되었다. Diamond and Hausman(1984)은 패널자료를 이용하여 연금자산이 비연금자산에 미치는 영향을 추정하였으며 그 결과, 둘 사이에 0.25~0.4 정도의 대체효과가 나타났다. Hubbard(1986)은 사회보장제도와 개인연금제도가 가계의 비연금자산에 미치는 영향을 실증분석하여, 사회보장제도의 경우 연금자산이 1달러 증가할 때 비연금자산이 33센트 구축되며, 개인연금 자산의 경우 연금자산이 1달러 증가할 때 비연금자산이 16센트 구축되는 것을 보였다. Gale(1998)는 이전의 실증분석 연구들이 계량경제학적 편의(econometric biases)를 포함하였기 때문에 연금의 저축 상쇄효과가 과소 추정되었다는 점을 지적하며, 이를 제거하였을 경우 구축효과가 0.52에서 0.77로 증가함을 보였다. Attanasio and Rohwedder(2003)는 영국의 공적연금 개혁에 따라 연령집단별로 연금자산에 대한 영향이 다를 것을 감안하여 공적연금이 민간저축에 미치는 영향을 분석하였으며, 분석 결과 연

령집단에 따라 구축 정도가 다른 것을 확인하였다. Attanasio and Brugiavini (2003)는 DID(difference-in-difference) 모형을 이용하여 이탈리아의 연금제도 개혁이 가계저축에 미치는 영향을 분석한 결과, 연금자산이 민간저축을 대체하는 것을 발견했다. Blau(2016)는 공적연금을 확정급여형 연금(Defined Benefit)과 확정기여형 연금(Defined Contribution)으로 구분하여 가계의 자산에 대한 구축효과를 이론 모형으로 분석하였다. 분석 결과 확정급여형 연금의 경우 연금자산이 1달러 증가함에 따라 0.09달러의 가계 자산이 구축되었으며, 확정기여형 연금의 경우 연금자산이 1달러 증가함에 따라 0.37달러의 가계 자산이 구축됨을 보였다.

국내 선행 연구로, 임경묵·문형표(2003)는 거시자료 분석을 통해 공적연금의 확대가 가계저축률 하락에 영향을 주었을 가능성이 있다는 것을 시사하는 동시에 대우패널자료를 사용한 패널분석을 통해 직역연금 자산 및 퇴직금 자산이 가계 금융자산을 구축하는 것을 보였다. 강성호·임병인(2005) 역시 도시가계조사(1998~2002) 자료를 이용하여 공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증 연구를 실시했다. 이들은 가계수지가 흑자 또는 적자, 흑자와 적자가 불규칙적으로 나타나는 가구, 그리고 공무원연금 적용가구 여부에 따른 가구특성별 회귀분석을 시도하였는데 적자가구와 공무원가구의 구축효과가 각각 흑자가구와 비공무원가구에 비해 적게 나타나는 결과를 보였다.

시계열 분석을 통해 국민연금제도의 민간부문 저축에 대한 효과를 분석한 논문으로는 윤석명·오완근·신화연(2006)이 있다. 이들은 Ando-Modigliani의 확장된 생애소득가설을 채택하여 국민연금 자산과 민간저축의 관계를 분석하였는데 우선 오차수정 모형을 이용하여 사회보장 자산의 민간소비에 대한 장단기 탄력성을 구했다. 추정 결과 단기 탄력성이 사회보장 자산에 대해 음의 부호로 나타나고 있어, 소비와 반대로 단기적으로 민간부문의 저축을 증가하였으나, 장기 탄력성은 통계적으로 유의한 양의 값을 보여 장기적으로 사회보장 자산이 민간저축을 감소시킬 것이라는 시사점을 제시하였다.

본 연구와 가장 밀접한 관계를 가지는 연구로는 김상호(2007)와 김대철·김진영·이만우(2008)가 있다. 두 논문은 한국노동패널자료(KLIPS)를 이용하여 연금자산이 가계저축에 미치는 영향을 분석하였다. 김상호(2007)는 추정된 연금자산이 가계저축을 대체하는지, 그 효과의 크기는 얼마나 되는지 분석하였다. LAD (Least Absolute Deviation) 회귀분석 결과 국민연금 자산의 가계저축 대체효과가 90% 신뢰수준에서 약 0.3~0.4로 나타났다. 김대철 외(2008)는 가계저축 변수를 가계의 총자산에서 총부채를 뺀 순자산으로 대체하여 국민연금제도가 가계저

축을 구축하는 효과를 살펴보았다. 분석 결과 국민연금 기대자산이 10% 증가할 경우 가계순자산은 약 1% 정도 감소하는 것을 보였다. 또한 소득분위별 구축효과를 살펴보았는데, 국민연금 기대자산이 증가할 경우 고소득층보다 저소득층에서 가계저축의 구축효과가 더 크게 나타남을 확인하였다.

본 연구는 김상호(2007)와 강성호·전승훈·임병인 외(2008)에서 사용한 연금 자산 추정방식을 따라 개인의 생애소득 및 연금자산을 추정하여 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석한다. 그러나 기존의 두 연구는 추정된 기대연금 자산을 표본 내 기준연도로 환산하여 횡단면 분석을 수행한 반면, 본 연구는 이를 패널자료로 구축하여 패널 추정의 이점을 활용하였다. 또한 김대철 외(2008)와 같이 가계를 소득분위에 따라 구분하고, 각 소득분위별 가계의 한계효과를 분석한다.

Ⅲ. 소득 및 연금자산 추정

1. 개인별 자료와 기초통계량

개인의 생애소득 및 연금자산 추정에는 KLIPS 1차부터 17차까지 모든 기간의 개인자료가 사용되었다. 해당 개인자료 중에 기존 김상호(2007), 강성호·전승훈·임병인(2008)과 김대철·김진영·이만우(2008)에 기초하여 설정된 일련의 조건¹⁾들을 만족하는 표본을 대상으로 추출하였다. 첫째, 취업개시 연령을 파악할 수 있는 근로연령층(27~59세)²⁾만을 고려하여 분석하였다. 개인의 취업개시 연령은 KLIPS의 ‘주된 일자리’ 관련 문항 중 취업시기(년)를 기준으로 취업개시 연령을 설정하였으며 한 번 취업을 개시한 뒤에는 계속해서 일자리를 가지고 근로활동을 하는 것으로 가정하였다. 또한 개인의 소득활동 종료 시점은 59세로 가정하였다.

둘째, 근로자의 직종이 계약직, 일용직 또는 무급가족종사자인 경우는 분석에

-
- 1) 기존 연구에서 사용한 자료에 대한 조건과 다르지 않으나, 결과의 해석에 제한적일 수 있음을 밝혀둔다.
 - 2) 현행 국민연금법 제9조(지역가입자)에 따르면 18세 이상 27세 미만인 자로서 학생이거나 군복무 등의 이유로 소득이 없는 자(연금보험료를 납부한 사실이 있는 자는 제외)는 국민연금 당연 가입자에서 제외된다. 이에 따라 본 연구에서는 근로연령층을 27세 이상 60세 미만으로 설정하였다.

서 제외하였는데, 이는 비정규직 근로자의 소득패턴을 정확하게 분석하는 것에 한계가 있고 이들의 불규칙한 노동공급 행태 및 저축 행태 문제를 야기할 수 있다고 판단했기 때문이다.

셋째, 개인의 연령별 소득, 생애연금 자산 및 생애연금 보험료 추정에는 취업 개시 연령부터 소득활동 종료 시점까지 해당연도의 소득이 필요하다. 1998년부터 2014년까지의 소득은 KLIPS에서 조사된 개인소득을 사용하였으며 이후의 생애 기간 동안의 소득은 추정한 소득을 사용하였다. 노동패널에서 1~17차 연도 개인 자료의 소득 및 소득 관련 정보는 ‘주된 일자리’를 기준으로 구성되었으며 비임금 근로자의 소득은 연간 매출액과 소득액을 추정하였다.

넷째, 개인의 국민연금 가입 시점은 개인의 취업개시 연령을 반영하였다. 또한 국민연금의 ‘전 국민 연금 실현’³⁾ 시점이 1999년 4월이라는 점을 고려하여 1999년 이전 가입자는 1999년에 최초 가입한 것으로 가정하였다. 개인의 은퇴 시점은 모두 59세로 가정하였으며 노령연금의 수급연령은 현행 노령연금 수급연령을 반영하여 60~65세로 가정하였다. 사망 시점은 남녀 간 평균수명 차이를 고려하여 통계청에서 제공하는 기대수명의 중위가정을 이용하였다.

다섯째, 연령별 소득을 추정하기 위해서는 조사 시점 이후의 개인특성 자료에 대한 가정이 필요한데 조사 시점 이후의 개인특성 및 가입상태는 변화가 없는 것으로 가정한다.

여섯째, 본 연구는 노령연금만을 고려한다. 따라서 부양가족연금, 유족·장애연금 및 가입기간 10년 이내의 일시금대상자는 분석에서 제외하였다.

일곱째, 국민연금의 보험료율과 소득대체율은 현행과 동일하게 적용하였다. 소득대체율은 1999년부터 2007년까지 60%, 2008년에는 50%, 그 후 매년 0.5%p씩 감소하여 2028년 이후에는 40%가 적용되는 것으로 하였다.

여덟째, 기준소득월액의 상·하한선을 고려하여 1999년부터 2009년까지는 표준소득월액 등급체계의 상·하한선을 적용하여 각각 360만 원, 22만 원으로 하였고, 2010년부터 2016년까지는 보건복지부에서 제정·고시하는 기준소득월액을 적용하였다. 2017년 이후의 상·하한선은 물가상승률을 적용하여 가정하였다.

아홉째, 개인의 연령별 소득, 생애연금 자산 및 생애연금 보험료 추정을 위해

3) 「2016년 8월 말 기준 국민연금 공표통계, 연령별 가입자 현황에 따르면, 1996년 12월 기준 총가입자는 782만 9,353명에서 1999년 12월 기준 1,626만 1,889명으로 나타났다. 이는 1999년 4월 시행된 ‘전 국민 연금 실현’에 따라 가입자 수가 크게 증가한 것으로, 본 연구에서 최초 가입연도를 1999년으로 가정하였다.

필요한 미래의 이자율, 물가상승률과 임금상승률은 국민연금재정추계위원회(2013)에서 가정한 수치를 사용하였다. 2015년까지의 이자율은 통계청 제공 회사채(3년) 이자율을 사용하였고, 물가상승률은 전년 대비 소비자물가지수 증가율을 사용하였으며 인구성장률 등 이외의 변수들은 불변으로 가정한다.

<표 1>은 위의 가정을 기준으로 선택한 노동패널의 개인자료 중 본 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 보여 준다. 분석대상 개인 수는 1차 연도 3,909명을 시작으로 증가하여 17차 연도에는 9,103명이 분석에 포함되었다. 가장 최근 조사된 자료인 17차 연도(2014년)의 기초통계량을 살펴보면 평균연령은 43.3세였으며 성별은 66%가 남성인 것으로 나타났다. 교육기간은 평균 13.99년을 기록하였으며 표본의 47% 정도가 광역시에 거주하는 것으로 조사되었다. 조사대상자 중 76%는 임금근로자로 일하고 있으며 64%는 가구주인 것으로 나타났다. 개인의 소득은 공제되는 세금을 포함한 세후소득으로 월평균 약 303만 원을 보였다.

<표 1> 사용변수 및 기술통계

변수명		1차 (1998)	5차 (2002)	9차 (2006)	13차 (2010)	17차 (2014)	17년 평균
연령	age	37.34	39.12	40.91	42.05	43.28	41.06
성별(남성=1)	dsex	0.73	0.69	0.68	0.67	0.66	0.68
배우자 유무 더미(유=1)	dspouse	0.85	0.81	0.76	0.74	0.74	0.77
교육기간 ¹⁾	eduy	12.6	12.72	13.24	13.64	13.99	13.32
소득(천원)	income	1,404.6	1,808.1	2,362.4	2,640.2	3,033.6	2,352.1
지역더미(광역시=1)	dcity	0.58	0.56	0.53	0.50	0.47	0.52
소득형태더미(소득=1) ²⁾	djobtype	0.71	0.71	0.70	0.73	0.76	0.72
가구주 여부 더미(가구주=1)	dhead	0.69	0.63	0.63	0.64	0.64	0.64
관측치		3,909	5,993	7,650	8,938	9,103	

주: 1) 교육기간: 무학/미취학=0, 초등학교=6, 중학교=9, 고등학교=12, 전문대학=14, 대학교=16, 석사=18, 박사=20

2) 비임금근로소득(사업소득)=0, 임금근로소득=1

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

2. 연령별 소득함수 추정

본 연구에서는 김상호(2007)에서 제시한 연령별 소득 추정 모형에 근거하여 표본으로 추출된 개인들의 근로기간 내 연령별 소득을 추정하였다. 본 연구에서 사용한 연령별 소득 추정 회귀방정식⁴⁾은 아래와 같다.

$$\ln(W_{it}) = \mu + \beta_1 x_{it} + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + v_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서, W_{it} : 근로자 i 의 t 연령 연소득(로그형태)

μ : 상수항

x_{it} : 근로자 i 의 시간적으로 변할 수 있는 t 연령 독립변수

D_1 : 외환위기 기간(1998~1999년) 더미변수

D_2 : 금융위기 기간(2009년) 더미변수

v_i : 개별 근로자 효과(unobservable individual-specific residual)

ϵ_{it} : 오차항

위의 식 (1)에서 종속변수 W_{it} 는 개인 i 의 t 시점에서의 임금근로소득 또는 사업소득을 의미하며 독립변수 x_{it} 는 시간에 따라 변할 수 있는 변수를 의미한다. 본 연구에서는 시간에 따라 변할 수 있는 독립변수로 연령, 연령의 제곱,⁵⁾ 배우자의 유무 더미(dummy), 지역 더미, 가구주 여부 더미 등을 사용하였다. 독립변수 v_i 는 개별 근로자의 특성을 반영하는 변수로 교육기간과 성별을 사용하였다. 본 연구에서는 표본기간 중 있었던 두 번의 경제위기를 반영하기 위해 외환위기 기간(1998~1999년)과 금융위기 기간(2009년)의 더미변수(D_1, D_2)를 추가하였다.

회귀방정식 (1)을 대표적 패널 추정방법인 이원확률효과 모형(Two-way Random-effects Model)과 이원고정효과 모형(Two-way Fixed-effects Model)을 사용하여 추정한 뒤, 하우스만 검정(Hausman-test)⁶⁾을 실시하여 어떤 모형이 더 적합한지 판별하였다. 검정 결과 본 연구에서 개인 근로자의 연령별 소득을 추정

4) 본 연구의 회귀방정식은 기본적으로 김상호(2007)에서 제시한 소득 추정 회귀방정식을 사용하였으나, 경제위기 더미(dummy)변수를 추가하여 외부의 경제적 상황까지 고려하였다는 점에서 차이가 있다.

5) 연령에 따른 임금함수의 모양은 일정 연령대를 정점으로 하여 감소하는 곡선 형태를 가질 가능성이 높기 때문에 연령의 이차항을 포함시켜 추정한다(강성호 외, 2008).

6) 귀무가설은 $H_0: cov(x_{it}, v_i) = 0$ & $cov(x_{it}, D_i) = 0$ 이다.

하는 데에는 고정효과 모형이 확률효과 모형보다 더 적합한 것으로 나타났다. 다음의 <표 2>는 고정효과 모형을 사용하여 연령별 소득을 추정한 회귀분석 결과를 제시하고 있다.

고정효과 패널 회귀분석 결과를 보면 소득은 연령이 증가할수록 증가하다가 하락하며 임금근로소득이 사업소득보다 적은 것을 알 수 있다. 교육기간이 증가할수록 개인의 소득이 증가하고 광역시에 거주하는 근로자의 소득이 상대적으로 낮은 것으로 나타났으나 그 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.⁷⁾ 또한 근로자가 가구주일 경우 가구주가 아닐 경우보다 소득이 많고 혼인을 하여 배우자가 있는 근로자의 소득이 미혼인 근로자의 소득보다 많은 것으로 조사되었다. 경제위기 더미변수의 경우, 외환위기 기간과 금융위기 기간 모두 음(-)의 값을 보여 위기기간 동안 소득 하락을 반영하는 것으로 보인다.

<표 2> 분석 결과: 고정효과 모형

변수명	계수	P> t
연령	0.135***	0.000
(연령) ²	-0.000897***	0.000
배우자 유무 더미	0.0392***	0.003
교육기간	0.0111	0.104
지역더미(광역시=1, 그 외=0)	-0.0120	0.413
소득 형태 (임금소득=1, 사업소득=0)	-0.0535***	0.000
가구주 여부 더미	0.0374***	0.006
외환위기더미	-0.0695***	0.000
금융위기더미	-0.00114	0.827
상수항	5.959***	0.000
Hausman 검정 결과	chi2(9)=7,766.79(p-value=0.000)	
관측치	65,709	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

7) 광역시에 거주하는 근로자의 소득이 광역시 이외의 지역에 거주하는 근로자의 소득보다 낮은 것으로 나타난 추정 결과는 통상적으로 기대하는 것과 다르지만 표본의 기초통계량을 살펴본 결과, 광역시에 거주하는 근로자의 평균소득이 223만 4,000원, 광역시 이외의 지역에 거주하는 근로자의 소득이 265만 7,000원으로 나타났다.

3. 생애소득 및 연금자산 추정

기존의 김상호(2007), 강성호 외(2008)에서는 개인의 연령별 소득을 추정하여 추정된 소득을 토대로 생애소득과 연금자산을 산출하고 이렇게 산출된 생애소득 및 연금자산을 표본 내 하나의 기준연도 시점의 현재가치로 환산하여 횡단면 분석하였다. 반면, 본 연구에서는 패널자료의 이점을 충분히 활용하고, 연금수급 시점까지 남은 기간 차이에 따른 기대연금 자산의 가치 변화를 반영하기 위하여 자료 내 관측 시점의 현재가치로 환산된 생애소득과 연금자산을 포함한 패널자료를 구축하여 분석하였다.

생애소득 및 연금자산의 패널자료 구축을 위해서는 패널자료의 관측 시점을 기준으로 연령별 개인의 소득 추정이 이루어져야 한다. 따라서 개인의 특성 및 가입상태가 은퇴 시점까지 조사 시점과 동일하다고 가정하고 앞서 추정된 개인의 소득함수를 기반으로 각 개인의 은퇴 시점까지의 소득을 추정하였다. 추정된 연령별 개인소득을 이용하여 각 개인의 생애소득과 연금자산을 은퇴연도의 현재가치로 환산하고 이를 다시 조사 시점의 현재가치로 변환하였다.

우선 연금자산을 추정하기 위해서는 가입자(i)가 은퇴 시점(R)에 수급하게 될 기본연금액(SSB_{iR})을 추정해야 한다. 본 연구에서는 식 (2)와 같이 국민연금 현행 급여액 산정식을 따라 가입자 개인의 기본연금액(SSB_{iR})을 계산하였다.

$$SSB_{iR} = [1.8 \times p_1 + 1.5 \times p_2 + \alpha \times p_3] \times (A + B) \times (1 + 0.05n) \quad (2)$$

여기서, A : R 연도로 현가화한 연금수급 전 3년간 전체 가입자의 평균소득월액의 평균액

B : R 연도로 현가화한 가입자 개인의 가입기간 중 기준소득월액의 평균액

p_1 : 총가입기간 중 1999~2007년 가입기간 비중

p_2 : 총가입기간 중 2008년 가입기간 비중

p_3 : 총가입기간 중 2009년 이후 가입기간 비중

n : 20년 초과 연수

식 (2)의 α 는 국민연금 급여액 계산에 사용되는 상수로서, 국민연금의 소득대체율이 정책적으로 정한 값이 되도록 조정된다. α 는 현행 국민연금에서 사용하는 급여산정식에 따라 2008년부터 2027년까지 1.5, 2028년 이후 1.2의 값을 가지는 것으로 하였다. 또한 가입자의 근로기간 동안의 소득수준에 따라 결정되는 A 값과 B 값은 앞 절에서 추정된 개인의 근로소득을 통해 계산하였다.

식 (2)에 의해 산출된 기본연금액에 은퇴연도 이후의 기대수명, 물가상승률(π)과 이자율(r)을 적용하여 연금급여(SSB)를 산출할 수 있는데, 국민연금 가입자가 은퇴 시점에서 앞으로 받을 전체 연금급여의 현재가치를 다음의 식과 같이 계산하였다.

$$SSB = \sum_{t=R}^{T-1} SSB_{iR} \times \frac{\prod_{j=R}^t (1 + \pi_j)}{\prod_{j=R}^t (1 + r_j)} / \prod_{j=s+1}^{R-1} (1 + r_j) \quad (3)$$

여기서, SSB : 연금급여의 현재가치
 T : 가입자의 사망 시점
 R : 은퇴연도
 s : 현재연도
 π : 물가상승률
 r : 명목이자율

생애보험료($PREM$)는 각 연령별 소득에 해당연도 보험료율을 곱하여 연도별 보험료를 산출하고 이를 모두 합한 값을 은퇴연도의 현재가치로 환산하였다. 보험료율은 현재 국민연금제도를 반영하여, 임금근로자의 경우에는 1999년부터 현재까지 9%를 적용하였고, 비임금근로자(사업소득자)의 경우에는 1999년 3%를 시작으로 2005년까지 매년 1%p씩 증가하여 2005년부터 현재까지 9%를 적용하였다.

$$PREM = \sum_{t=h}^{R-1} p_t w_t \times \prod_{j=t}^{R-1} (1 + r_j) \times 12 / \prod_{j=s+1}^{R-1} (1 + r_j) \quad (4)$$

여기서, $PREM$: 생애보험료의 현재가치
 w_t : 가입자의 t 연도 월평균소득
 R : 은퇴연도
 h : 최초 가입연도
 s : 현재연도
 p_t : t 연도의 보험료율

생애소득(Y) 역시 생애보험료 산출방식과 같이 개인의 연령별 소득의 총합을 은퇴연도의 현재가치로 변환하여 구할 수 있다.

$$Y = \sum_{t=h}^{R-1} w_t \times \prod_{j=h}^{R-1} (1+r_j) \times 12 / \prod_{j=s+1}^{R-1} (1+r_j) \tag{5}$$

여기서, Y : 생애소득의 현재가치
 w_t : 가입자의 t 연도 월평균소득
 R : 은퇴연도
 h : 최초 가입연도
 s : 현재연도

은퇴연도의 현재가치로 추정된 보험료($PREM$)를 연금급여(SSB)에서 차감($SSB - PREM$)하여 각 개인의 연금자산(SSW)을 산출하고, 이렇게 은퇴연도의 현재가치로 산출된 연금자산과 생애소득을 해당연도(s)의 현재가치로 환산하여 생애소득 및 연금자산에 대한 패널자료를 구축하였다.

<표 3>은 추정된 연금자산의 연도별, 개인특성별 추정치를 보여 준다. 배우자가 있는 근로자와 가구주인 근로자의 연금자산이 상대적으로 많은 것으로 나타났다. 임금근로소득자보다 사업소득자가 월평균 약 6만 원의 연금자산을 더 받는 것으로 확인되었다. 연금자산은 식 (2)와 식 (3)에 따라 근로자의 소득에 의해 결정된다.

<표 3> 연도별, 개인특성별 연금자산

(단위: 천 원/월)

개인 특성		연도					
		2003	2005	2007	2009	2011	2013
배우자 유무	유	191.0	195.9	207.0	211.6	206.7	203.0
	무	146.3	154.0	157.0	154.0	154.0	150.6
거주 지역	광역시	186.1	189.4	199.7	198.2	193.1	186.5
	광역시 외	175.8	181.9	189.2	194.5	192.2	191.0
소득 형태	임금근로소득	165.9	169.2	177.1	177.2	175.1	172.5
	사업소득	221.2	222.4	236.8	246.0	243.9	239.1
가구주 여부	가구주	192.2	199.5	206.8	208.5	201.4	195.8
	비가구주	163.4	162.9	173.8	174.2	176.9	177.0

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

IV. 패널 회귀분석 모형

1. 가구별 자료 및 기초통계

연금자산이 가계의 저축 및 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석하기 위해서 분석 대상 가구는 김상호(2007)와 김대철·김진영·이만우(2008)에 따라 가구주가 존재하며, 가구주의 성별이 남성인 가구, 가구주의 연령이 27~59세인 가구와 추정식의 설명변수로 포함된 모든 변수에 결측치가 없는 가구로 하였다. 선정된 가구들을 앞서 계산된 개인의 생애소득 및 연금자산이 포함된 개인자료와 병합(merge)하고, 가구의 생애소득과 연금자산은 각 가구의 가구주와 가구주의 배우자의 생애소득과 연금자산의 합으로 계산하여 가구단위의 자료를 구축한 뒤, 이를 사용하여 연금자산이 가계의 저축 및 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석하였다.

분석에는 KLIPS 6~17차 가구자료를 이용하였으며 이에 해당되는 기간은 2003년부터 2014년까지이다.⁸⁾ 분석에 사용된 모든 명목변수들은 통계청 생활물가지수(2010=100)와 OECD의 가구소득 균등화 방법⁹⁾을 사용하여 실질·균등화하였다. 소득계층별 연금자산의 효과를 분석하기 위해 가구의 총소득을 기준으로 5분위별 소득계층을 구분하였다.

<표 4>는 분석자료의 2013년 기준소득 5분위별 기초통계량을 보여 주는데, 생애소득과 근로소득, 모두 상위 분위로 갈수록 증가하는 것을 볼 수 있다. 상위 분위의 가계일수록 은퇴 후 수렁하게 되는 연금급여가 높은 것으로 나타나지만 보험료 대비 연금급여 비율(연금수익비)은 1분위에서 가장 큰 것을 알 수 있는데, 이는 국민연금의 소득재분배 효과에서 기인하는 것으로 사료된다. 총자산과 부채는 상위 분위로 갈수록 증가하는 것을 볼 수 있다.

8) 가계의 가처분소득은 가계의 소득에서 세금, 국민연금 및 의료보험료를 제한 것을 의미한다. KLIPS에서는 7차 연도부터 국민연금 및 의료보험료 지출에 대해 조사하였기 때문에 보다 정확한 분석을 위하여 7차 연도 이후의 자료를 사용하여 가처분소득을 계산하였다. 또한 가구특성 관련 문항은 해당연도 기준으로 조사되었고 가구소득 및 지출 관련 문항은 '작년 한 해'를 기준으로 조사되었으므로 분석을 위한 추정에는 6차부터 16차까지의 자료를 포함한다.

9) 통계청에 따르면 균등화 처리 방법에는 여러 가지가 있는데 우리나라는 경제협력개발기구(OECD) 제공근지수 방법을 사용한다. OECD 제공근지수는 가구소득을 가구원 수의 제공근으로 나누어 균등화 개인소득을 계산하는 방법이다.

<표 4> 소득분위별 기초통계량(2013년 기준)

(단위: 천 원, 연평균)

	소득 5분위					전체
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	
생애소득(Y)	394,548.2	450,503.7	505,290.8	578,887.3	627,128.6	511,170.1
총소득(월평균)	1,193.0	1,734.5	2,237.2	2,910.4	5,000.9	2,613.0
근로소득(월평균)	1,137.1	1,676.7	2,145.3	2,801.6	4,322.7	2,414.9
연금자산(SSB- PREM)	33,015.6	34,250.9	35,521.3	40,689.2	44,064.9	37,502.4
연금급여(SSB)	67,436.7	74,105.1	80,342.1	92,042.7	99,304.7	82,631.4
연금보험료(PREM)	34,421.2	39,854.2	44,820.8	51,353.4	55,239.8	45,129.0
연금수익비(SSB/PREM)	1.96	1.86	1.79	1.79	1.80	1.83
가구주의 나이	44.8	44.2	44.3	45.0	46.6	45.0
가구주의 교육기간(단위: 년) ¹⁾	14.4	14.6	14.5	15.0	15.6	14.8
거주주택 소유 여부	59.4%	67.2%	71.3%	71.7%	75.7%	69.1%
고등학생 이하 자녀 유무	65.1%	64.6%	58.5%	51.2%	48.9%	57.7%
총자산	76,167.3	89,081.3	114,958.8	141,545.6	246,837.2	133,614.6
금융자산 ²⁾	4,142.8	6,784.9	10,494.9	14,023.5	26,477.8	12,371.9
비금융자산 ³⁾	72,024.5	82,296.4	104,463.9	127,522.1	220,359.4	121,242.7
부채 ⁴⁾	15,075.6	18,873.9	22,539.7	34,996.4	71,722.5	32,604.2
채무상환액(월평균)	85.7	100.6	122.9	195.0	341.8	169.0
순자산 ⁵⁾	61,091.7	70,207.4	92,419.1	106,549.3	175,114.7	101,010.3
LTV	33.0%	41.0%	21.6%	31.8%	40.8%	33.6%
DTI	8.2%	6.3%	6.0%	7.2%	7.6%	7.0%
관측치	418	389	396	362	349	1,914

주: 1) 교육기간: 무학/미취학=0, 초등학교=6, 중학교=9, 고등학교=12, 전문대학=14, 대학교=16, 석사=18, 박사=20

2) 금융자산=예·적금+주식, 채권, 신탁+저축성 보험+아직 타지 않은 계+개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈+기타

3) 비금융자산=거주주택의 시가+거주주택의 전세금 또는 보증금+거주주택 외 소유주택의 시가+거주주택 외 소유주택의 임대보증금+거주주택 외 임차주택의 보증금

4) 부채=금융기관 부채+비금융기관 부채+개인적으로 빌린 돈+전세금·임대보증금 받은 것+미리 타고 앞으로 부어야 할 계+기타

5) 순자산=총자산-부채

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

가계의 금융부채 부담을 확인하기 위해 담보인정 비율(LTV)과 총부채상환 비율(DTI)을 계산하였다. 통상적으로 LTV는 가계의 담보주택가격 대비 대출 비율

을 의미하며 DTI는 연소득 대비 주택담보대출의 연간 원리금 상환액과 기타 부채의 연간 이자 상환액의 합을 의미한다. KLIPS 자료에서는 주택담보대출에 대한 정보를 구분해서 확인할 수가 없으므로 본 연구에서는 LTV를 가계의 비금융 자산 대비 부채 비율로, DTI를 가계의 가처분소득 대비 원리금 상환액 비율로 정의하였다. LTV는 2분위에서 41%로 가장 높고, DTI는 8.2%로 1분위에서 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 가계부채의 절대적 크기와 달리 가계 자산에 대한 부채의 비중 또는 부채상환에 대한 부담은 분위에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

<표 5>에서는 2013년 기준 소득분위별 자산 구성 항목에 대한 기초통계량을 확인할 수 있다. 금융자산과 비금융자산 모두 고소득층일수록 모든 항목의 자산을 상대적으로 많이 보유하고 있는 것으로 나타났다.

<표 5> 소득분위별 자산 구성 항목 기초통계량(2013년 기준)

(단위: 천 원)

	소득 5분위					전체
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	
예·적금	3,384.0	5,156.5	8,227.5	11,106.4	19,939.5	9,553.5
주식·채권·신탁	147.5	457.2	458.7	1,140.2	2,149.3	869.3
저축성 보험	505.4	1,108.5	1,276.7	1,415.7	3,410.6	1,541.5
기타	105.8	62.6	532.0	361.2	978.5	407.6
거주주택	66,961.3	77,892.5	88,538.2	104,597.6	156,883.0	99,040.2
거주주택 외 부동산	36,080.2	32,403.7	65,665.0	83,580.0	171,665.4	86,916.3

주: 1) 거주주택=거주주택(자가)의 시가+거주주택(전세)의 보증금

2) 거주주택 외 부동산=거주주택 외 소유부동산의 시가+거주주택 외 임차부동산의 보증금

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

<표 6>과 <표 7>에는 연도별 기초통계량을 제시하였다. 가계의 소득은 증가하는 반면 연금수익비는 감소하는 것을 알 수 있는데, 이는 지속적으로 감소한 국민연금의 소득대체율을 반영한 것으로 판단된다.

<표 6> 연도별 기초통계량

(단위: 천 원, 연평균)

	연도					
	2003	2005	2007	2009	2011	2013
생애소득(Y)	424,432.0	435,804.8	470,424.4	499,966.2	497,496.0	511,170.1
총소득	2,026.3	2,221.1	2,499.1	2,474.9	2,411.4	2,613.0
근로소득	1,908.3	2,010.9	2,282.6	2,254.7	2,275.8	2,414.9
연금자산(SSB- PREM)	42,483.0	41,375.3	43,592.1	42,203.1	38,938.7	37,502.4
연금급여(SSB)	79,647.3	79,485.1	84,789.3	86,091.4	82,745.3	82,631.4
연금보험료(PREM)	37,164.3	38,109.8	41,197.2	43,888.3	43,806.6	45,129.0
연금수익비(SSB/PREM)	2.14	2.09	2.06	1.96	1.89	1.83
가구주의 나이	41.8	42.9	44.0	44.2	44.3	45.0
가구주의 교육기간(단위: 년)	14.6	14.6	14.7	14.7	14.7	14.8
거주주택 소유 여부	58.1%	66.3%	67.7%	66.1%	68.1%	69.1%
고등학생 이하 자녀 유무(유=1)	72.0%	70.4%	63.9%	63.5%	60.1%	57.7%
총자산	87,068.3	102,403.1	140,370.1	137,610.7	127,346.3	133,614.6
금융자산	11,825.1	11,462.4	14,352.3	12,377.3	12,135.0	12,371.9
비금융자산	75,243.2	90,940.8	126,017.8	125,233.4	115,211.3	121,242.7
부채	18,449.3	19,410.9	26,452.4	26,024.7	25,591.6	32,604.2
채무상환액	132.2	124.8	163.5	153.7	135.2	169.0
순자산	68,619.0	82,992.2	113,917.6	111,586.0	101,754.7	101,010.3
LTV	34.1%	37.8%	32.9%	24.5%	28.0%	33.6%
DTI	9.0%	7.3%	7.4%	7.1%	6.3%	7.0%
관측치	1,758	1,562	1,628	1,649	1,876	1,914

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

<표 7> 연도별 자산 구성 항목 기초통계량

(단위: 천 원)

	연도					
	2003	2005	2007	2009	2011	2013
예·적금	8,310.2	8,217.9	9,610.6	7,576.0	8,347.2	9,553.5
주식·채권·신탁	1,143.6	900.8	2,772.7	2,459.1	1,733.7	869.3
저축성 보험	1,082.1	935.3	973.9	2,196.2	1,778.1	1,541.5
기타	1,289.2	1,408.3	995.1	146.0	276.0	407.6
거주주택	70,432.2	74,131.9	93,052.3	96,043.5	94,276.9	99,040.2
거주주택 외 부동산	11,218.9	54,015.2	104,404.8	103,390.7	80,181.7	86,916.3

자료: 한국노동패널자료(KLIPS).

2. 분석 모형 및 결과

본 소절에서는 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 분석하기 위한 분석 모형과 결과에 대해 살펴본다. 연금자산이 가계의 저축에 미치는 영향을 분석한 기존의 주요 연구들은 종속변수로 주로 자산을 사용하였다. 임경목·문형표(2003)는 소득 대비 금융자산을 종속변수로 사용하였으며 김상호(2007)와 김대철·김진영·이만우(2008)는 금융자산과 비금융자산을 모두 포함한 광의의 자산을 사용하였다. 전체 자산에서 비금융자산이 차지하는 비중이 매우 높은 우리나라의 경우, 협의의 금융자산을 사용하면 분석 결과가 왜곡될 수 있다는 점을 반영하여 본 연구에서는 김상호(2007)와 김대철 외(2008)에 따라 가계 총자산에서 총부채를 뺀 순자산을 종속변수로 사용한다. 다음으로 자산구성 선택에 대한 영향 분석을 위해서 가계 금융자산을 예·적금, 주식·채권·신탁, 저축성 보험과 기타 금융자산으로 세분화 하고, 비금융자산을 거주주택과 거주주택 외 부동산으로 구분하여 종속변수로 사용하였다.

분석 모형은 김대철 외(2008)에 기초하였으며 그에 따른 회귀식은 고정효과 모형을 기준으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A_{it} = \left[\alpha + \sum_{j=2}^5 \rho_j D_{it}^j \right] + \beta X_{it} + \gamma \ln(Y_{it}) \tag{6}$$

$$+ \left[\delta + \sum_{j=2}^5 \eta_j D_{it}^j \right] \ln(SSW_{it}) + \lambda LTV_{it} + \kappa_i + \mu V_t + \chi U_t + \epsilon_{it}$$

여기서, A_{it} : 가구의 순자산, 자산의 구성 항목

X_{it} : 가계의 특성변수

Y_{it} : 부부 합산 생애소득

D_{it} : 소득분위별 더미변수

SSW_{it} : 연금자산

LTV_{it} : 담보인정 비율

κ_i : 가구고정효과

V_t : 연도더미변수

U_t : 연도변수(time-trend)

ϵ_{it} : 오차항

식 (6)의 X_{it} 는 가구주의 나이, 가구주 나이의 제곱, 가구주의 학력, 거주주택의 소유 여부¹⁰⁾, 고등학생 이하 자녀의 유무가 포함된다. 생애주기가설에 따르면 소비와 저축에 관한 의사결정은 생애소득에 영향을 받는다. 따라서 본 연구에서도 부부 합산 생애소득(Y_{it})을 설명변수에 포함시켰다. 가장 중요한 설명변수인 연금자산(SSW_{it})은 가입자의 연금급여에서 보험료를 제한 순연금자산을 사용하였으며 연도더미변수와 연도변수도 설명변수에 포함된다. 또한 가계부채가 지속적으로 증가하고 있는 현실을 고려하여 가계의 담보인정 비율(LTV)을 설명변수에 포함하여 회귀식을 구성하였다. 위의 설명변수 중 부부합산 생애소득과 주요 설명변수인 연금자산에만 로그를 취하였으며 종속변수에는 로그를 취하지 않은 형태로 추정하였다. 이는 종속변수인 순자산에 음(-)의 값이 존재하기 때문이며 이와 일관된 추정을 위하여 자산구성 항목에도 로그를 취하지 않았다.

여기서 δ 는 1분위에서 연금자산의 효과를 의미하며 η_j 는 각 분위별 연금자산의 한계적 차이를 나타내므로 결국 각 분위별 연금자산의 한계효과는 $\delta + \eta_j$ 로 계산된다.¹¹⁾ 또한 α 는 1분위의 상수항을 나타내고 ρ_j 는 각 분위별 1분위 상수항과의 차이로 해석할 수 있다.¹²⁾

본 연구에서는 위의 추정식을 이원고정효과 모형(Two-way Fixed-effects Model)과 이원확률효과 모형(Two-way Random-effects Model)을 사용하여 패널 모형 추정하고, 하우스만 검정(Hausman-test)¹³⁾을 통해 어떤 모형이 적합한지 확인하였다. 하우스만 검정 결과 종속변수 모두 고정효과 모형이 적합한 것으로 나타났다.

소득분위별 연금자산의 한계효과의 유의성은 $\delta + \eta_j$ 의 선형 결합(Linear Combination)에 대한 표준오차를 재계산하여 확인된다. 따라서 전체 추정 결과에서 유의하지 않은 추정치가 표준오차를 재계산했을 경우 유의하게 나타날 수 있다. 본 연구에서는 소득분위별 연금자산의 한계효과의 추정치 및 유의성을 확인하는 작업이 가장 중요하므로 회귀식의 전체 추정 결과는 부록에 제시하였으며 연금자산의 한계효과를 정리한 결과만을 <표 8>에 제시하였다. 주어진 회귀모형

10) 현재 거주하고 있는 주택의 입주 형태가 자가인 경우를 의미함.

11) $\frac{\partial W}{\partial \ln(SSW)} = \delta + \eta_j$ when $D_{it}^j = 1, j = 2, \dots, 5$

12) 분위별 상수항을 추정식에 포함시킨 이유는, 소득분위더미(dummy)를 연금자산과 교차항으로 사용하였기 때문에 연금자산을 고려하지 않았을 경우 소득분위의 효과를 통제해야 소득분위별 연금자산의 한계적 효과를 정확히 분석할 수 있기 때문이다.

13) 귀무가설은 $H_0 : cov(x_{it}, \kappa_i) = 0$ & $cov(x_{it}, V_i) = 0$ 이다.

의 추정값은 한계효과의 정도를 다른 그룹과 비교하기에 적절하지 않을 수 있는 가능성을 고려하여, 김대철 외(2008)와 같이 탄력성으로 변환하였다.

고정효과 모형의 추정 결과를 살펴보면, 연금자산이 전반적으로 가계의 순자산을 유의하게 구축시키는 것을 알 수 있다. 표에 제시된 탄력성은 김대철 외(2008)에 따라, 회귀계수를 종속변수의 평균으로 나누어 계산하였다. 순자산은 상위 분위로 갈수록 탄력성의 절대값이 감소하는 것을 알 수 있는데, 이는 소득분위가 높아질수록 연금자산이 가계저축을 구축하는 정도가 작아지는 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 국민연금의 소득재분배 기능으로 인해 저소득층이 고소득층에 비해 연금자산 수익비가 높기 때문에 저소득층일수록 연금자산에 대해 더욱 탄력적으로 반응하여 가계저축을 더 많이 구축하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 고소득층은 연금자산 이외의 개인적 노후대비 자산을 준비할 수 있기 때문에 연금자산에 대해 저소득층에 비해 비탄력적으로 반응할 유인이 있다. 그러나 고소득층이 저소득층에 비해 연금자산의 수익비가 낮은 반면 은퇴 후 수령하는 연금급여가 크다는 점을 고려하면, 위와 같은 추정 결과는 현재의 소득불균형이 은퇴 후 노후소득의 불균형으로 이어질 수 있음을 시사한다.

<표 8> 소득분위별 연금자산이 순자산에 미치는 영향(고정효과 모형)

(단위: 천 원)

분위	계수	회귀계수	종속변수 평균	탄력성
1분위	δ	-44,323*** (16,140)	53,341.0	-0.831***
2분위	$\delta + \eta_2$	-40,806*** (13,161)	66,970.4	-0.609***
3분위	$\delta + \eta_3$	-40,114*** (12,552)	83,993.2	-0.478***
4분위	$\delta + \eta_4$	-35,233*** (12,467)	114,813.3	-0.307***
5분위	$\delta + \eta_5$	-38,549*** (12,947)	170,688.4	-0.226***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.

3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

가계는 예비적 동기에 의해 자산을 축적하게 되며 예·적금은 단기적 성격의 예비적 저축, 저축성 보험은 장기적 성격의 예비적 저축으로 구분할 수 있다. 이

에 따라 본 연구에서는 금융자산을 단기 저축의 예·적금, 초과수익을 위한 주식과 같은 위험자산, 장기 저축 성격의 보장성 보험 그리고 그 외 금융자산으로 구분하였다. 비금융자산은 거주주택과 거주주택 외 부동산 자산으로 구분하였으며, 각 항목은 소유한 부동산의 시가와 임차한 부동산의 보증금을 합한 것으로 정의하였다.

<표 9>는 금융자산과 비금융자산의 구성 항목들에 대한 소득분위별 연금자산의 영향을 정리해 보여 주고 있다. 금융자산의 구성 항목에 대한 영향을 살펴보면, 연금자산은 예·적금과 저축성 보험에 대해서 유의하게 구축하는 것으로 나타났다. 저축성 보험을 상대적으로 더욱 높은 유의수준에서 구축하였다. 비금융자산의 경우 거주주택과 거주주택 외 부동산을 모두 유의하게 구축하였다.

<표 9> 소득분위별 연금자산이 금융자산 및 비금융자산 구성에 미치는 영향
(고정효과 모형)

(단위: 천 원)

분위	금융자산(FA)				비금융자산(NFA)	
	예·적금	주식·채권· 신탁	저축성 보험	기타	거주주택	거주주택 외 부동산
1분위	-3,098 (2,004)	-1,507 (926.2)	-2,631*** (586.4)	1,294 (820.1)	-31,939*** (5,783)	-92,258** (40,180)
2분위	-3,406* (1,898)	-1,686* (918.0)	-2,555*** (582.5)	1,170 (894.7)	-33,467*** (5,686)	-90,150** (38,558)
3분위	-4,412** (1,933)	-1,351 (938.2)	-2,467*** (536.2)	1,020 (778.9)	-33,018*** (5,601)	-72,056* (36,864)
4분위	-3,817* (1,978)	-1,764 (1,160)	-2,090*** (567.7)	1,235 (814.3)	-33,547*** (5,745)	-73,553** (36,935)
5분위	-3,649* (2,144)	-642.1 (1,168)	-2,357*** (630.4)	-92.83 (639.9)	-31,628*** (5,619)	-77,087** (31,087)

- 주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.
 3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

<표 10>은 연금자산의 구축효과가 유의하게 나타난 예·적금, 저축성 보험, 거주주택 그리고 거주주택 외 부동산의 추정 결과에 대해 탄력성을 계산하여 보여 주고 있다. 네 항목 모두 상위 분위로 갈수록 탄력성의 절대값이 작아지는 것으로 나타났으며 예·적금과 저축성 보험의 경우, 저축성 보험에 대한 탄력성의

절대값이 예·적금에 비해 약 4배 정도 큰 것으로 확인되었다. 이는 은퇴 후 노후소득 보장을 목적으로 하는 국민연금이 상대적으로 단기적 저축의 성격을 가지는 예·적금보다는 장기 저축의 성격을 띠는 저축성 보험을 더 크게 구축한다는 것을 보인다고 판단된다. 거주주택과 거주주택 외 부동산의 탄력성 절대값을 비교해 보면 거주주택 외 부동산의 절대값이 약 3배 이상 큰 것을 확인할 수 있는데, 이는 가계가 거주하고 있는 주택에 대해서 상대적으로 비탄력적으로 반응하는 것을 의미한다. 또한 연금자산이 비금융자산을 유의하게 구축하는 것은 가계가 노후대비 수단으로써 비금융자산을 축적하는 것으로 해석할 수 있다.

최근 주택연금과 같은 역모기지(reverse mortgage) 상품이 등장함에 따라 가계의 부동산 자산이 가계의 주요한 노후대비 수단이 될 수 있다는 점과 고소득층이 저소득층에 비해 연금자산의 수익비가 낮은 반면 은퇴 후 수령하는 연금급여가 크다는 점을 고려하면, 위와 같은 추정 결과는 현재의 소득 불균형이 은퇴 후 노후소득의 불균형으로 이어질 수 있음을 시사한다.

<표 10> 소득분위별 연금자산이 가계의 금융자산 및 비금융자산 구성에 미치는 영향 (고정효과 모형)

분위	계수	예·적금	저축성 보험	거주주택	거주주택 외 부동산
1분위	δ	-0.976	-4.333***	-0.564***	-3.591**
2분위	$\delta + \eta_2$	-0.710*	-3.272***	-0.496***	-2.817**
3분위	$\delta + \eta_3$	-0.663**	-1.965***	-0.409***	-1.553*
4분위	$\delta + \eta_4$	-0.390*	-1.363***	-0.335***	-1.015**
5분위	$\delta + \eta_5$	-0.209*	-0.831***	-0.231***	-0.622**

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.
 3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

연금자산이 가계의 순자산, 금융자산 및 비금융자산의 구성 항목에 미치는 영향을 분석한 결과, 기존의 연구들과 마찬가지로 연금자산이 가계의 저축을 유의하게 구축하며 고소득층일수록 구축 정도가 작아지는 결과를 볼 수 있었다. 또한 금융자산 중 예비적 동기에 의한 저축인 예·적금과 장기적 저축, 그리고 비금융자산을 유의하게 구축하는 것을 확인할 수 있었다.

V. 강건성 검정(Robustness Check)

지금까지 연금자산이 가계의 저축에 미치는 영향과 자산의 각 구성 항목에 미치는 영향을 살펴보았다. 국민연금이 가계의 저축 또는 소비에 미치는 영향을 분석함에 있어서 주요 설명변수가 내생성을 가지어 추정치에 편의(bias)가 있을 수 있다는 논의가 존재한다. 본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위하여 개인의 연금자산을 추정하여 설명변수로 사용하였으나, 본 절에서는 기존의 논의를 고려하여 연금자산이 가계의 저축과 자산구성에 미치는 영향을 시스템GMM 모형을 통해 동적 패널분석을 실시하였다. 전체 추정 결과는 <부록>에 제시하였으며 소득분위별 한계효과를 계산한 추정치와 이에 따른 탄력성을 아래에 나타내었다.

<표 11>은 연금자산이 순자산에 미치는 영향을 시스템GMM 모형을 사용하여 추정한 결과를 보여 준다. 전체적으로 상위 소득분위로 갈수록 순자산 구축에 비탄력적으로 반응하는 것으로 나타났다. 이는 고정효과 모형의 추정 결과와 일관되며 탄력성의 절대값 또한 크게 차이나지 않는다.

<표 11> 소득분위별 연금자산이 순자산에 미치는 영향(system GMM)

(단위: 천 원)

분위	계수	회귀계수 (표준오차)	종속변수 평균	탄력성
1분위	δ	-44,041*** (16,505)	53,341.0	-0.826***
2분위	$\delta + \eta_2$	-43,323*** (15,866)	66,970.4	-0.647***
3분위	$\delta + \eta_3$	-72,889*** (8,273)	83,993.2	-0.868***
4분위	$\delta + \eta_4$	-65,796*** (9,311)	114,813.3	-0.573***
5분위	$\delta + \eta_5$	-48,634*** (11,075)	170,688.4	-0.285***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.

3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

<표 12>는 연금자산이 가계의 자산구성 항목에 미치는 영향을 나타낸다. 시스템GMM 추정 결과, 금융자산 구성 항목 중 주식·채권·신탁을 일부 소득분위

에서 유의하게 구축하는 것으로 나타나 탄력성을 계산하여 제시하였다. 대부분의 종속변수가 유의한 수준에서 구축되는 것으로 확인되었으며 상위 분위로 갈수록 탄력성의 절대값이 감소하여, 이 역시 고정효과 모형의 추정 결과와 일관됨을 보여 준다.

<표 12> 소득분위별 연금자산이 가계의 금융자산 및 비금융자산 구성에 미치는 영향 (system GMM)

분위	계수	예·적금	주식·채권· 신탁	저축성 보험	거주주택	거주주택 외 부동산
1분위	δ	-1.510**	0.340	-1.864***	-0.181**	-1.089
2분위	$\delta + \eta_2$	-0.895**	0.315	-1.686***	-0.187***	-1.274**
3분위	$\delta + \eta_3$	-0.852***	-3.343***	-1.109***	-0.703***	-1.492***
4분위	$\delta + \eta_4$	-0.534***	-1.287***	-0.648**	-0.553***	-0.893***
5분위	$\delta + \eta_5$	-0.026	-0.456**	-0.574***	-0.277***	-0.329**

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.
 3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

VI. 결론

국민연금은 은퇴 후 가계의 근로소득 상실을 보전하기 위한 대표적 사회보험 제도이며, 가계는 국민연금에 더불어 노후대비 수단으로써 추가적으로 개인의 자산을 축적한다. 따라서 은퇴 후 가계가 수령할 것으로 기대되는 연금자산은 가계의 저축에 대한 의사결정과 자산구성 선택에 영향을 미치게 된다.

본 연구는 패널추정을 통해 은퇴 후 가계가 수령할 것으로 기대되는 국민연금 자산을 추정하고 이를 사용하여 소득분위별 연금자산이 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향을 실증분석하였다. 기존의 연구들이 추정된 연금자산을 표본 내 하나의 기준연도의 가치로 환산하여 횡단면 분석한 반면, 본 연구는 연금자산을 패널자료로 구축하여 분석했다는 점에 의의가 있다. 또한 가계의 자산이 여러 가지 형태로 구성되어 있음을 반영한 연구가 미흡한 점을 고려하여 금융자산과 비금융자산을 세부 항목으로 분류하고, 각 항목에 대해 연금자산이 미치는 영향

까지 분석하였다.

분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 기존의 연구들과 같이 연금자산이 가계 저축을 유의하게 구축하며 소득분위가 높아짐에 따라 구축 정도가 작아지는 것을 확인하였다. 또한 연금자산은 가계의 금융자산 구성 항목 중 예비적 저축에 해당하는 예·적금과 저축성 보험, 그리고 비금융자산을 유의하게 구축하였다. 이는 연금자산이 가계의 사적저축을 대체하는 역할을 수행하고 있다는 점과 동시에 비금융자산 또한 가계의 주요한 노후대비 수단이 되고 있음을 의미한다. 한편, 높은 소득분위에서 가계 저축의 구축효과가 작은 것은 고소득층일수록 연금자산의 수익비가 낮고, 연금자산 이외의 개인적 노후대비 수단을 마련할 경제적 여유가 있기 때문에 연금자산의 증가에 대해 저소득층에 비해 비탄력적으로 반응하는 것으로 사료된다. 그러나 고소득층으로 갈수록 연금급여의 절대적 수령액이 많고, 상대적으로 은퇴 후 노후소득으로 사용할 수 있는 자산을 더 많이 보유하게 된다. 이는 현재 소득의 불균형이 은퇴 후 소득의 불균형으로 이어질 수 있음을 시사한다.

둘째, 가계는 단기 저축의 성격을 가지는 예·적금에 비해 장기 저축의 성격을 가지는 저축성 보험의 구축에 더욱 탄력적으로 반응하였다. ‘은퇴 후 소득보전을 통한 소비평탄화’라는 국민연금 자산이 가지는 특성을 반영하여 보면, 국민연금은 보다 장기적인 가계의 자산을 구축하는 것으로 보인다. 비금융자산의 경우, 가계는 거주주택보다 거주주택 외 부동산에 대해 약 3배 이상 탄력적으로 반응하는 것을 확인하였다. 주택소유에 대한 선호가 큰 우리나라의 현실을 반영하여 볼 때, 이와 같은 결과는 가계가 거주하고 있는 주택보다는 추가적 소득원 또는 투자의 성격을 가지는 거주주택 외 부동산 자산을 노후소득 보전의 수단으로 사용하는 것을 선호하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 본 연구는 개인의 연금자산을 추정함에 있어 현행 국민연금관리공단과 국민연금재정추계위원회에서 사용하는 연금자산 산정식 및 수치를 자세하게 반영하여 정확한 급여액을 산출하기 위해 노력하였다. 그러나 연금자산 추정에는 일련의 가정이 필요하며, 이에 따라 가정에 적합한 개인 및 가구만을 표본으로 추출하여 분석하였다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 해석함에 있어서는 분석대상 가구가 제한되었음을 고려한 해석이 필요하다.

우리나라의 대표적 역모기지 상품인 주택연금은 가입자가 가파르게 늘고 있어 가계의 비금융자산이 은퇴 후 노후소득으로 사용되고 있음을 시사한다. 그러나 주택연금은 가계가 소유하고 있는 주택의 가격을 기준으로 월지급금을 산정하기

때문에 상대적으로 낮은 가격의 주택을 소유하고 있는 저소득층은 높은 가격의 주택을 소유한 고소득층에 비해 적은 지급액을 수령하게 된다. 나아가 저소득층이 주택을 소유한 비율이 낮은 것을 고려하면, 이는 계층 간 소득 불균형이 심화될 수 있음을 의미한다. 또한 현재의 주택연금은 기대수명 증가와 시장금리 인상에 따라 상대적으로 늦게 주택연금에 가입할수록 월지급금이 감소하는 구조임과 더불어 지속적으로 감소하고 있는 국민연금의 소득대체율에 따라 연금자산의 수령액이 감소하고 있음을 고려할 때, 이는 소득계층 간의 소득 불균형에서 나아가 세대 간 소득 불균형이 발생할 수 있음을 시사한다.

부록: 소득분위별 연금자산이 가계의 저축 및 자산구성에 미치는 영향 전체 추정 결과

<부표 1>은 연금자산이 가계의 순자산에 미치는 영향을 고정효과 모형, 확률 효과 모형과 동적 패널분석인 시스템GMM으로 분석한 결과를 나타낸다. 연금자산 외 설명변수들의 추정치를 살펴보면 가계의 생애소득과 거주주택의 소유여부가 가계의 자산에 매우 유의한 영향을 주는 것을 알 수 있다. 시스템GMM의 경우, 현재의 순자산은 지난기의 순자산에 유의한 영향을 받은 것으로 나타났다.

<부표 1> 소득분위별 연금자산이 순자산에 미치는 영향

독립변수	순자산(net Asset)		
	FE	RE	system GMM
소득분위별 연금자산	-44,323*** (16,140)	-52,870*** (6,220)	-44,041*** (16,505)
2분위	3,517 (6,230)	1,349 (4,618)	717.8 (3,704)
3분위	4,209 (6,882)	-675.1 (5,000)	1,404 (4,941)
4분위	9,090 (9,354)	38.58 (5,211)	2,407 (6,450)
5분위	5,774 (16,020)	10,755* (5,610)	4,835 (9,822)
L. 순자산			0.379** (0.182)
생애소득($\ln(Y_{life})$)	52,286*** (16,571)	59,422*** (5,954)	46,767*** (17,826)
거주주택 소유 여부	33,755*** (4,815)	36,286*** (2,258)	26,969*** (5,048)
가구주의 나이	-10,647* (6,465)	-6,733*** (1,674)	-8,944** (3,658)
가구주의 나이 ²	124.2 (77.17)	127.8*** (20.80)	140.4*** (53.44)
가구주의 학력	11,495* (6,668)	3,678*** (624.5)	2,383*** (838.7)
고등학생 이하 자녀 유무	-477.2 (6,261)	-3,435 (2,616)	-4,352 (4,159)
LTV	-8,428* (4,433)	-7,617*** (390.8)	-6,516 (4,602)

분위별 상수항	-7,917,000*** (2,003,000)	-183,267*** (58,846)	
2분위	-32,604 (62,605)	-7,036 (47,810)	-115.4 (37,991)
3분위	-38,028 (69,364)	20,297 (51,987)	4,558 (51,078)
4분위	-82,546 (94,094)	25,186 (54,394)	3,106 (65,193)
5분위	-45,440 (162,072)	-72,625 (58,821)	-3,301 (97,449)
Hausman 검정 결과	chi2(25)=455.65(p-value=0.000)		
관측치 수	18,834	18,834	13,625
(가구 수)	3,806	3,806	3,081

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.

3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

<부표 2>와 <부표 3>은 각각 소득분위별 연금자산이 금융자산의 구성 항목과 비금융자산의 구성 항목에 미치는 영향을 분석한 추정 결과를 나타낸다.

<부표 2> 소득분위별 연금자산이 금융자산 구성에 미치는 영향(고정효과 모형)

독립변수	금융자산(FA)			
	예·적금	주식·채권·신탁	저축성 보험	기타
소득분위별 연금자산	-3,098 (2,004)	-1,507 (926.2)	-2,631*** (586.4)	1,294 (820.1)
2분위	-308.1 (644.1)	-179.7 (144.7)	76.29 (166.4)	-124.1 (163.2)
3분위	-1,315 (870.7)	155.2 (222.6)	164.2 (309.0)	-273.9 (182.0)
4분위	-719.3 (1,040)	-257.4 (505.9)	540.5* (294.9)	-59.05 (238.5)
5분위	-551.5 (1,491)	864.5 (1,009)	273.6 (478.7)	-1,387* (750.9)
생애소득($\ln(Y_{life})$)	5,033** (2,254)	1,919* (1,062)	2,912*** (638.3)	-1,411 (963.6)
거주주택 소유 여부	-1,651*** (565.1)	-622.5 (425.7)	-71.38 (151.8)	44.31 (225.5)
가구주의 나이	-965.6 (630.9)	-284.1 (366.5)	-122.9 (145.8)	753.8** (372.6)
가구주의 나이 ²	14.68* (8.214)	3.255 (3.985)	3.710* (1.948)	-9.501** (4.529)
가구주의 학력	170.9 (601.4)	677.3 (628.7)	-83.24 (115.7)	-397.0 (441.3)
고등학생 이하 자녀 유무	179.1 (646.6)	578.2* (298.2)	-88.46 (277.0)	-289.3 (334.0)
LTV	-105.0* (63.15)	-22.10 (24.89)	-4.283 (8.454)	7.734 (18.92)
분위별 상수항	3,617 (281,896)	-90,915 (181,311)	306,243*** (78,367)	7,609 (142,320)
2분위	3,615 (6,537)	1,865 (1,478)	-768.5 (1,718)	1,339 (1,667)
3분위	14,634 (8,943)	-1,889 (2,340)	-1,491 (3,188)	2,867 (1,883)
4분위	9,095 (10,649)	2,965 (5,469)	-5,524* (3,076)	790.9 (2,424)
5분위	8,045 (15,386)	-8,682 (10,785)	-2,425 (4,977)	14,554* (7,760)
관측치 수 (가구 수)	18,834 3,806	18,834 3,806	18,834 3,806	18,834 3,806

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.

3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

<부표 3> 소득분위별 연금자산이 비금융자산 구성에 미치는 영향(고정효과 모형)

독립변수	비금융자산(NFA)	
	거주주택 ¹⁾	거주주택 외 부동산 ²⁾
소득분위별 연금자산	-31,939*** (5,783)	-92,258** (40,180)
2분위	-1,528 (1,916)	2,108 (9,788)
3분위	-1,080 (2,282)	20,202 (13,430)
4분위	-1,609 (2,756)	18,706 (13,741)
5분위	310.8 (5,014)	15,171 (26,695)
생애소득($\ln(Y_{life})$)	43,233*** (7,086)	113,414** (52,918)
거주주택 소유 여부	68,644*** (2,948)	-24,738** (9,904)
가구주의 나이	-10,025*** (2,531)	-26,080 (23,740)
가구주의 나이 ²	132.1*** (30.28)	338.4 (271.6)
가구주의 학력	6,867* (3,645)	17,456 (15,719)
고등학생 이하 자녀 유무	-1,054 (2,866)	18,199 (20,703)
LTV	-4,283** (1,786)	-705.0*** (236.6)
분위별 상수항	-3,160,000*** (915,906)	-444,511 (7,046,000)
2분위	15,350 (19,764)	-21,946 (103,959)
3분위	11,138 (23,634)	-206,871 (143,260)
4분위	16,331 (28,766)	-181,541 (144,739)
5분위	-3,630 (52,383)	-141,919 (280,145)
관측치 수	18,205	5,914
(가구 수)	3,720	2,374

주: 1) 거주주택=거주주택(자가)의 시가+거주주택(전세)의 보증금
 2) 거주주택 외 부동산=거주주택 외 소유부동산의 시가+거주주택 외 임차부동산의 보증금
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 4) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.
 5) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

70 국민연금이 소득분위별 가계의 저축과 자산구성 선택에 미치는 영향

<부표 4>와 <부표 5>는 각각 소득분위별 연금자산이 금융자산의 구성 항목과 비금융자산의 구성 항목에 미치는 영향을 시스템GMM 모형으로 분석한 추정 결과를 나타낸다.

<부표 4> 소득분위별 연금자산이 금융자산 구성에 미치는 영향(system GMM)

독립변수	금융자산(FA)			
	예·적금	주식·채권·신탁	저축성 보험	기타
소득분위별 연금자산	-4,791** (2,075)	102.2 (646.2)	-1,132*** (400.1)	50.33 (181.0)
2분위	494.8 (601.6)	45.70 (194.8)	-184.8 (267.5)	-247.6* (132.3)
3분위	-68.95 (867.8)	-645.7 (574.0)	-3,508 (379.9)	-210.6 (193.0)
4분위	-240.4 (903.2)	178.3 (686.4)	455.8 (356.7)	-132.9 (291.8)
5분위	4,671*** (1,602)	-1,072 (909.2)	-604.9 (398.2)	-296.4 (473.0)
L. 금융자산	0.143 (0.389)	0.984*** (0.102)	0.333** (0.169)	0.399*** (0.0317)
생애소득($\ln(Y_{life})$)	6,041** (3,080)	-737.8 (908.8)	1,464*** (442.3)	294.3 (268.6)
거주주택 소유 여부	-1,034** (454.3)	-260.2 (402.8)	6,760 (118.1)	-64.92 (108.9)
가구주의 나이	-1,145 (722.4)	334.3 (291.5)	-221.9* (132.3)	59.18 (83.04)
가구주의 나이 ²	16.15* (9.596)	-3.942 (3.757)	3,295** (1,659)	-0.602 (1.004)
가구주의 학력	171.8 (122.2)	10.79 (24.45)	8,936 (15.70)	-10.36 (13.25)
고등학생 이하 자녀 유무	-1,568** (676.2)	-49.94 (245.0)	-5,617 (175.8)	85.98 (94.44)
LTV	-209.3 (160.8)	-81.46 (73.20)	-8,378 (9,333)	26.38 (34.69)
2분위	-4,291 (6,083)	-520.6 (1,992)	1,967 (2,758)	2,480* (1,348)
3분위	3,000 (8,738)	6,400 (5,775)	349.9 (3,951)	2,319 (2,009)
4분위	6,431 (9,215)	-1,425 (7,403)	-4,341 (3,752)	1,366 (3,075)
5분위	-42,045*** (16,275)	11,814 (9,296)	7,286* (4,321)	3,514 (4,939)
관측치 수 (가구 수)	13,625 3,081	13,625 3,081	13,625 3,081	13,625 3,081

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.

3) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

<부표 5> 소득분위별 연금자산이 비금융자산 구성에 미치는 영향(system GMM)

독립변수	비금융자산(NFA)	
	거주주택 ¹⁾	거주주택 외 부동산 ²⁾
소득분위별 연금자산	-10,230** (4,160)	-27,962 (19,445)
2분위	-2,404 (2,334)	-12,815 (8,416)
3분위	1,039 (2,711)	-11,824 (12,953)
4분위	-1,563 (2,623)	-4,115 (13,832)
5분위	1,627 (3,479)	8,526 (19,164)
L. 비금융자산	0.755*** (0.0590)	0.487** (0.214)
생애소득($\ln(Y_{life})$)	14,601*** (4,672)	40,957* (23,891)
거주주택 소유 여부	35,233*** (2,838)	-20,039*** (6,828)
가구주의 나이	-4,403*** (1,276)	-7,867 (6,967)
가구주의 나이 ²	55.05*** (17.17)	126.6 (89.22)
가구주의 학력	897.8*** (325.3)	3,778** (1,914)
고등학생 이하 자녀 유무	-2,010 (1,776)	1,551 (8,092)
LTV	-2,769* (1,598)	-859.2 (575.3)
2분위	24,760 (23,878)	154,512* (91,839)
3분위	-6,656 (28,215)	158,328 (145,670)
4분위	22,451 (27,476)	83,363 (145,519)
5분위	-3,593 (36,129)	-34,674 (194,617)
관측치 수 (가구 수)	13,090 3,005	2,532 924

- 주: 1) 거주주택=거주주택(자가)의 시가+거주주택(전세)의 보증금
 2) 거주주택 외 부동산=거주주택 외 소유부동산의 시가+거주주택 외 임차부동산의 보증금
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 4) 연도더미변수 및 연도변수가 통제된 결과임.
 5) () 안의 값은 Robust Standard Error를 의미함.

참고문헌

- 강성호·김준영, “국민연금의 소득계층별 재분배 기여도 분석: 지니계수 요인분해를 통한 새로운 접근,” 『공공경제』 제12권 제2호, 2007.
- 강성호·임병인, “공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근,” 『경제분석』 제11권 제2호, 2005.
- 강성호·전승훈·임병인, “국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석,” 『경제학연구』 제56집 제3호, 2008.
- 국민연금재정추계위원회, 『2013 국민연금 장기재정추계, 국민연금 제도 및 기금운용 개선방안』, 2013.
- 김대철·김진영·이만우, “국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석,” 『경제분석』 제14권 제2호, 2008.
- 김상호, “연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석,” 『경제학연구』 제55집 제3호, 2007.
- 유경원·서은숙, “우리나라 가계저축률 격차의 발생원인 분석,” 『한국경제연구』 제22권, 2008.
- 윤석명·오완근·신화연, “국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과분석,” 『한국경제의 분석』 제13권 제2호, 2007.
- 이만우·김진영·김대철, “국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과—남성가구주 임금근로자의 노동시간을 중심으로—,” 『재정학연구』 제1권 제1호, 2008.
- 임경목·문형표, “고령화와 금융시장: 공적연금이 가계저축에 미치는 영향,” 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(Ⅰ)』, 한국개발연구원, 2003.
- 현대경제연구원, 『가계 자산의 구조적 특징과 시사점』, 2014.
- Ahn, J. and J. Lee, “Effects of Pension Contribution on Household Saving and Consumption under Financial Indebtedness,” *Korea and the World Economy*, Forthcoming, 2016.
- Attanasio, O. P. and A. Brogiavini, “Social Security and Households’ Saving,” *the Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 3, 2003.

- Attanasio, O. P. and S. Rohwedder, "Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom," *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 5, 2003.
- Blanc, J. L., A. Porpiglia, F. Teppa, J. Zhu, and M. Ziegelmeyer, "Household Saving Behavior in Euro Area," *International Journal of Central Banking*, 2016.
- Brambor, T., W. R. Clark, and M. Golder, "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses," *Political Analysis*, 14, 2006.
- Diamond, P. A. and J. A. Hausman, "Individual Retirement and Savings Behavior," *Journal of Public Economics*, 23, 1984.
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 5, 1974.
- Feldstein, M. and A. Pellechio, "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, No. 3, 1979.
- Gale, W. G., "The Effects of Pensions on Household Wealth: A reevaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 4, 1998.
- Hubbard, R. G., "Pension Wealth and Individual Savings: Some New Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, No. 2, 1986.
- Kotlikoff, L. J., "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979.
- Pigou, A. C., "Professor Duesenbury on Income and Savings," *Economic Journal*, Vol. 61, 1951.

[Abstract]

The Effects of Social Security Wealth on Households' Portfolio Choices across Income Groups

Hyewon Shin* · Junsang Lee**

This paper studies the effects of social security wealth on households' portfolio choices by using panel regression with Korean Labor Income Panel Survey(KLIPS) data. We find that the crowding-out effects of social security wealth vary across income quintiles and households' indebtedness. Household social security wealth significantly crowds out the net asset holdings of the households and its impacts are lower at the wealthy income quintile. In choice of household portfolio, the crowd-out effects stand out on the long-term deposit, life insurance and real estate. This finding suggests that the national pension service provides households with a partial insurance that insures against the income loss after retirement and that the reverse mortgage loan program might help the current retired smoothing their consumption after retirement.

Keywords: national pension, portfolio choice, social security wealth, household savings, crowd-out effects

JEL Classification: E62, H55, H31

* First Author, Ph.D. candidate, Department of Economics, Sungkyunkwan University, E-mail: wony0824@skku.edu

** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, E-mail: junsanglee@skku.com