

주택연금의 미시적 가입 의사결정 요인의 분석

전병욱*

요약

한국조세재정연구원의 재정패널조사 자료를 바탕으로 한 주택연금의 가입 의사결정에 대한 실증분석 결과 최적의사결정 및 일반적인 심리적 반응을 반영한 주택연금의 가입 요인들 중에서 대상자의 복지제도에 대한 인식을 제외하면 가입 가능성에 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타나서 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성에도 불구하고 실제 가입 의사결정은 대부분 임의적 판단을 통해 이루어지는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 대체적으로 예상가능한 인구통계학적 특성들이 가입 의사결정에 중요한 영향을 미치는 반면 합리적 의사결정 방식을 바탕으로 도출한 개별 요인들이 동(同)의사결정에 미치는 영향이 상대적으로 불충분한 것을 통해 확인할 수 있다. 이와 같은 주택연금의 가입과 관련한 불충분한 의사결정의 합리성은 기본적으로 낮은 가입비율과 이를 통해 유추할 수 있는 사회적 관심의 부족 및 임의적 의사결정의 특성에 기인한 것으로 볼 수 있다.

핵심어 : 주택연금, 노후소득보장, 최적의사결정, 임의적 판단, 재정패널조사

1. 서론

“주택담보노후연금보증”이란 주택소유자가 주택에 저당권 설정 또는 주택소유자와 한국주택금융공사(이하 “공사”)가 체결하는 신탁계약에¹⁾ 따른 신탁을 등기하고 금융기관으로부터 대통령령으로 정하는 연금 방식으로²⁾ 노후생활자금을 대출받음으로써 부담하는 금전채무를 공사가 계정의 부담으로 보증하는 행위를 말한다(한국주택금융공사법 제2조 제8호의2). 즉, 주택연금은 만 55세

* 전병욱, 주저자, 서울시립대학교 세무전문대학원 교수, bwjun@uos.ac.kr

© Copyright 2022 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

이상의 대한민국 국민(주택소유자 또는 배우자)이 소유주택을 담보로 맡기고 평생 또는 일정한 기간 동안 매월 연금방식으로 노후생활 자금을 지급받는 국가 보증의 금융상품(역모기지론)인데, 평생거주·지급³⁾, 국가 보증⁴⁾ 및 상속과⁵⁾ 함께 조세혜택⁶⁾ 측면의 장점이 있는 것이다.

우리나라는 고령화 및 노후빈곤 문제가 심화되고 있고, 향후 사회적 문제로 확대될 가능성이 매우 높은 상황이다. 즉, OECD 회원국 중 가장 빠른 속도의 인구구조 변화를 경험하고 있고, 2025년에 초고령사회(65세 이상 20% 이상)로 진입할 것으로 예상되고 있다. 이와 같은 인구구조 변화에 대응해서 우리나라의 연금제도가 노후소득보장 기능을 충실하게 수행하지 못하는 문제점이 다양하게 지적되고 있는데, 특히 취약한 공적연금을 보완해서 사적연금 제도의 동(同)기능을 강화해야 한다는 주장이 지속적으로 제기되고 있다.

구체적으로, 노후소득의 원천을 국가별로 비교하면 우리나라는 국민연금 및 기초연금 등의 공적이전소득의 비중이 25.9%로 비교대상인 G5 국가들의 평균(56.1%)에 비해 현저하게 낮고⁷⁾, 사적연금 및 자본소득 등의 사적이전소득의 비중도 22.1%로 공적연금에 대한 보완기능이 취약해서 노후소득의 절반 이상을 근로소득(52.0%)에 의존하는 것으로 나타났다. 연금소득의 노후소득보장 수준을 나타내는 공·사적 연금 소득대체율도 우리나라는 35.4%로 G5 국가들의 평균(54.9%)에 비해 훨씬 낮은 것으로 나타났다.⁸⁾

- 1) 주택소유자 또는 주택소유자의 배우자를 수익자로 하되, 공사를 공동수익자로 하는 계약을 말한다.
- 2) “대통령령으로 정하는 연금방식”은 한국주택금융공사법시행령 제3조의2 제1항의 각호에서 규정한 방식인데, 이와 같은 월지급금의 지급방식은 종신방식, 확정기간방식, 대출상환방식 및 우대방식으로 구분할 수 있다(법제처 국가법령정보센터, 2022).
- 3) 가입자와 배우자에게 평생 거주를 보장하고, 부부 중 한 명이 사망하더라도 연금의 감액 없이 동일 금액을 지급한다.
- 4) 국가가 연금 지급을 보증해서 지급중단의 위험이 없다.
- 5) 가입자와 배우자가 모두 사망한 후에 주택처분금액이 연금지급총액(월지급금 누계, 수시인출금, 보증료(초기보증료·연보증료) 및 이들에 대한 대출이자)보다 큰 경우에는 상속인에게 초과분을 귀속 시키고, 반대의 경우에는 상속인에게 부족분을 청구하지 않는다.
- 6) 구체적인 조세혜택의 내용은 아래와 같다.

〈주택연금의 조세혜택〉

단계	내용
저당권 설정	저당권 설정에 대한 등록면허세의 75% 감면(주택공시가격 등이 5억 원 이하인 1가구 1주택자가 아닌 경우에는 300만 원의 등록면허세액 한도), 동(同)세액의 20%인 농어촌특별세 면제 및 설정금액의 1%인 국민주택채권 매입의무 면제
이용	소득세법상 연금소득자의 주택담보노후연금 이자비용공제(연간 200만 원 한도) 및 지방세특례제한법상 주택담보노후연금보증 대상 주택에 대한 재산세 감면(시가표준액 5억 원 이하 주택분 한도)

- 7) 노후소득 원천의 국가별 비교는 아래와 같다.

G5 국가들에 비해 “덜 내고 더 빨리 받는” 방식의 우리나라의 공적연금 제도가 기본적인 노후소득보장 기능이 크게 부족한⁹⁾ 상황에서 이를 보완하는 사적연금 제도도 이들 국가들에 비해 취약한 문제점이 있다. 즉, 우리나라의 사적연금 가입율은 17.0%로 G5 국가들의 평균(55.4%)에 비해 크게 낮아서¹⁰⁾ 동(同)기능의 상대적 취약성을 더욱 현저하게 하는데,¹¹⁾ 가구자산에서 차지하는 주택의 비중이 매우 높은 우리나라의 상황에서 2007년부터 시행되는 주택연금은 이와 같은 사적연금의 취약한 기능을 상당부분 보완할 수 있을 것으로 기대되고 있다.¹²⁾ 그러나, 이와 반대로 주택 보유 및 상속에 대한 높은 선호로 인해 당초 취지와 다르게 주택연금을 통한 해당 기능의 보완이

〈노후소득 원천의 국가별 비교(가처분소득 대비 구성비율, 2018년)〉

구분	한국	미국	일본	독일	영국	프랑스
공적이전소득(%) ¹⁾	25.9	41.3	50.1	68.3	42.8	78.2
사적이전소득 등 기타(%) ²⁾	22.1	23.5	9.6	13.7	41.8	15.4
근로소득(%) ³⁾	52.0	35.3	40.3	17.9	15.3	6.4

자료: OECD(2021).

주: 1) 국민연금, 기초연금 및 특수직연금 등.

2) 개인연금, 퇴직연금, 연금 외 저축에 대한 수익 등 자본소득, 퇴직금 및 사망일시금 등.

3) 근로소득 및 사업소득.

8) 공·사적 연금 소득대체율의 국가별 비교는 아래와 같다.

〈공·사적 연금 소득대체율의 국가별 비교(2020년)〉

구분	한국	미국	일본	독일	영국	프랑스
소득대체율(%) ¹⁾	35.4	50.5	38.7	52.9	58.1	74.4

자료: OECD(2021).

주: 1) 연금 가입기간의 평균 세후순소득 대비 연금지급액의 비율.

9) 공적연금 제도의 국가별 비교는 아래와 같다.

〈공적연금 제도의 국가별 비교〉

구분	한국	미국	일본	독일	영국	프랑스	
연금수급 개시연령	현행	62세	66세	65세	65세	66세	67세
	상향 예정	65세	67세	75세 ¹⁾	67세	68세	-
		(2033년)	(2027년)	(2022년)	(2029년)	(2046년)	
보험료율(%) ²⁾	9.0	10.6	18.3	18.6	25.8	27.8	
완전연금 가입기간(년) ³⁾	20	10	25	45	35	43	

자료: 국회예산정책처(2019), OECD(2021).

주: 1) 희망시.

2) 사용자부담분과 근로자부담분의 합계.

3) 법령에서 규정한 최대한 받을 수 있는 기본연금액(완전연금) 수령에 필요한 가입기간.

10) 사적연금 제도의 국가별 비교는 아래와 같다.

매우 제한적인 수준에 그칠 것이라는 비판적 전망도 계속적으로 제시되고 있다.

단, 이상과 같은 거시적인 노후소득보장 기능의 수행 측면에서 주택연금의 효과성을 분석하는 것과 별개로 세부적인 대상자의 특성을 바탕으로 미시적 측면에서 가입 성과를 통한 동(同)기능의 수행 정도를 분석한 선행연구들은 확인하기 어렵다. 따라서, 이와 같은 선행연구의 공백을 보충하면서 사적연금과 유사하게 중요한 노후소득원의 역할을 수행하는 주택연금을 활성화하기 위해서는 가구별 가입 의사결정에 영향을 미치는 미시적 요인들에 대한 세부적 분석이 필요한데, 본 연구는 이러한 연구의 필요성을 반영해서 동(同)의사결정에 대한 실증분석 결과의 합리적 해석 및 이를 통한 정책적 시사점을 제시하기 위해 수행하였다.

구체적으로, 가장 기본적으로는 연금의 3층 구조(three pillar system)에서 공적연금, 퇴직연금과 함께 주택연금을 제외한 개인연금을 통한 개별 가구의 노후소득보장 기능의 수행 정도가 주택연금의 가입 여부에 영향을 미칠 것으로 예상되고, 이와 함께 주택연금을 통한 노후소득 보전의 여부에는 일반 주택의 종신지급 방식이 가장 일반적이기 때문에 대상자의 주관적 기대여명도 중요한 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 즉, 기대여명에 대한 주관적 인식이 길어질수록 생애기간 동안의 총수령액이 증가하기 때문에 주택연금의 가입이 증가할 것으로 예상할 수 있는 것이다. 또한, 이와 함께 대상자의 주관적 특성인 시간 선호, 위험회피성향 및 조세·복지제도에 대한 태도·인식 등과 함께 분석대상 가구 및 가구주의 다양한 개별적 특성도 주택연금의 가입 의사 결정에 영향을 미칠 수 있는 것이다.

본 연구는 주택연금의 가입 및 수혜 현황과 함께 다양한 측면의 가구별 특성을 확인할 수 있는

〈사적연금 제도의 국가별 비교〉

구분	한국	미국	일본	독일	영국	프랑스
가입율(%) ¹⁾	17.0	67.9	56.5	66.0	54.0	32.6
세제지원율(%) ²⁾	19.7	40.9	31.0	21.3	23.7	28.2

자료: OECD(2018), OECD(2021).

주: 1) 15~64세³⁾ 인구 중 사적연금 가입자의 비율(2019년 기준⁴⁾).

2) 납입금 중 세액공제·감면 등의 조세혜택을 받는 비율(2018년 기준).

3) 독일은 25~64세.

4) 일본과 영국은 2019년 기준.

- 11) 기본적으로 공적연금과 사적연금은 선택적 관계가 아니라 연금의 3층 구조(1층의 공적연금, 2층의 퇴직연금 및 3층의 사적연금)에서 불입수준이 법령상 규정된 1·2층의 공적연금·퇴직연금을 통한 노후소득의 보장이 불충분한 경우에 불입수준을 선택할 수 있는 3층의 사적연금을 통해 보충적으로 취약한 노후소득보장 기능을 자발적으로 강화하도록 정책적 유인을 제공하는 것이다.
- 12) 한국농어촌공사 및 농지관리기금법상 농지연금도 실물자산을 대출 방식으로 유통화하는 측면에서는 주택연금과 동일하지만 농업인을 대상으로 하기 때문에 보편성의 측면에서 주택연금에 비해 매우 제한적이라고 할 수 있다.

한국조세재정연구원의 제10~제14차연도의(2016~2020년) 재정패널조사 자료를 바탕으로 가구 단위의 미시적 측면의 주택연금의 가입 의사결정을 실증분석하도록 한다. 이를 통해 본 연구는 충분한 다층노후소득보장체계의 강화를 위한 경제적 필요성이 점차 강조되는 주택연금의 가입 확대를 위한 장래의 개편 논의에서 활용할 수 있는 유용한 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

II. 연구설계

1. 제도적 분석 및 운영현황

본 연구에서 분석하는 주택연금의 가입 의사결정과 관련해서 주택연금의 가입요건은 가입연령, 가입대상주택 및 보유주택수로 구분할 수 있다.

먼저, 2007년의 최초 시행 이후 주택연금의 가입연령은 본인과 배우자가 모두 65세 이상(2007년)→본인·배우자가 모두 60세 이상(2009년)→본인이¹³⁾ 60세 이상(2013년)→본인 또는 배우자가 60세 이상(2016년)→본인 또는 배우자가 55세 이상(2020년)으로 지속적으로 확대되었다¹⁴⁾¹⁵⁾. 또한, 가입대상주택도 실지거래가액 6억 원 이하(2007년)→실지거래가액 9억 원 이하(2008년)→공시가격이¹⁶⁾ 9억 원 이하인 주택(2021년)으로 지속적으로 확대되었으며¹⁷⁾¹⁸⁾, 보유주택수는 1주택이어야 한다¹⁹⁾²⁰⁾.

13) 주택을 배우자와 공동으로 소유하는 경우에는 연장자를 말한다.

14) 한국주택금융공사법시행령 제3조의2 제2항 및 주택담보노후연금보증규정(공사 내규, 이하 “보증규정”) 제4조 제1항.

15) 연령 계산은 공사의 보증을 받기 위해 최초로 주택에 저당권 설정 등기를 하는 시점을 기준으로 하고(보증규정 제4조 제2항 및 주택담보노후연금보증 업무처리기준(공사 내규, 이하 “업무기준”) 제1장 제2절 1.), 주민등록상 생년월일을 기준으로 년·월·일까지 계산하여 년 미만은 절사하며(업무기준 제1장 제2절 1. 가.), 최고 가입 가능 연령의 제한은 없다(업무기준 제1장 제2절 1. 나.).

16) 공시 또는 고시되는 가격이 없는 경우에는 주택금융운영위원회가 정한 주택연금 보증기준에 따른 가격을 말한다.

17) 한국주택금융공사법시행령 제2조 제3호 및 제43조의11 제1항.

18) 일반주택과 함께 노인복지법 제32조 제1항 제3호에 따른 노인복지주택 중 분양된 노인복지주택 및 주택법 제2조 제4호에 따른 준주택 중 주거목적으로 사용되는 오피스텔을 포함한다.

19) 보증규정 제6조 제1항.

20) 단, ① 보유주택의 공시가격 등의 합계가 9억 원 이하로서 거주하고 있는 1주택을 담보주택으로

2022년 5월 말의 주택연금의 누적 가입자 수는 97,658명이고(한국주택금융공사, 2022),²¹⁾ 2022년 8월 말의 주택연금의 누적 보증유지 건수, 연금지급액 및 보증공급액은 각각 78,844건, 7조 8,844억 원 및 96조 6,356억 원이며, 2021년의 연금지급액 및 보증공급액은 각각 1조 2,077억 원 및 16조 234억 원이다(주택금융연구원, 2022).²²⁾ 또한, 가입자의 평균 연령, 월지급금 및 주택가격은 각각 72세,²³⁾ 66만 원 및 1억 9,300만 원이다. 추가적으로, 전체 가입자의 지급방식 및 지급유형에서는 종신지급방식(63.6%) 및 정액형(70.1%)이 가장 큰 비중을 차지했고, 시도별로 구분하면 수도권 가입자가 68.0%를 차지하는 것으로 나타났다(한국주택금융공사, 2022).²⁴⁾

로 보증신청한 경우, ② 상속, 이사 등으로 인해 일시적으로 2주택을 보유하게 되었으나 담보주택 이외의 1주택을 일정기간 이내에 처분하는 조건으로서 거주하고 있는 1주택을 담보주택으로 보증신청한 경우에는 예외적으로 보유주택이 1주택이 아니라도 주택연금에 가입할 수 있다.

21) 주택연금의 연도별 누적 가입자 수는 아래와 같다.

〈주택연금의 연도별 누적 가입자 수〉

연도(년)	누적 가입자(명)	연도(년)	누적 가입자(명)	연도(년)	누적 가입자(명)	연도(년)	누적 가입자(명)
2007	515	2011	7,286	2015	29,120	2019	71,034
2008	1,210	2012	12,299	2016	39,429	2020	81,206
2009	2,334	2013	17,595	2017	49,815	2021	92,011
2010	4,350	2014	22,634	2018	60,052	2022(5월)	97,658

자료: 한국주택금융공사(2022).

22) 주택연금의 연도별 연금지급액 및 보증공급액은 아래와 같다.

〈주택연금의 연도별 연금지급액 및 보증공급액(단위: 건, 억 원)〉

연도(년)	보증유지 건수	연금지급액 ¹⁾	보증공급액 ²⁾	연도(년)	보증유지 건수	연금지급액	보증공급액
2007	515	44	6,025	2015	6,486	4,112	71,392
2008	695	230	8,633	2016	10,309	6,176	107,728
2009	1,124	531	17,474	2017	10,386	7,454	106,969
2010	2,016	911	30,361	2018	10,237	8,966	98,991
2011	2,936	1,401	41,000	2019	10,982	10,973	113,325
2012	5,013	2,392	69,006	2020	10,172	12,105	111,028
2013	5,296	3,423	62,950	2021	10,805	14,547	150,255
2014	5,039	3,708	55,293	2022 ³⁾	7,053	9,867	136,490

자료: 주택금융연구원(2022).

주: 1) 가입자에게 지급된 금액(월지급금+개별인출금+대출이자+보증료).

2) 가입자에게 100세까지 공급될 예상 연금보증총액(월지급금+개별인출금+대출이자+보증료).

3) 2022년 1~8월의 실적.

23) 부부 중 연소자 기준이다.

24) 주택연금의 지급방식별 가입자 수는 아래와 같다.

2. 연구가설 및 연구모형

본 연구의 분석내용에 대한 연구가설은 아래와 같다. 즉, <가설 1>은 선진국들과 달리 공적연금의 미성숙으로 인한 제도적 공백이 크고, 일반적인 개인연금도 충분히 활성화되지 않은 상황에서 가구 자산의 높은 주택 집중도를 바탕으로 주택연금을 통한 보충적인 노후소득보장 기능이 원활하게 수행되는지의 여부에 대한 것이다. 즉, 선진국들은 재정건전성의 제약으로 인한 공적연금의 동(同)기능 약화를 사적연금의 강화를 통해 상쇄하는 정책을 추진하고, 이를 위해 조세혜택 등과 같은 정책적 지원을 제공하지만 우리나라와 같이 개인연금을 통한 누적된 자원 축적이 부진한

〈주택연금의 지급방식별 가입자 수(2022년 5월말 기준)〉

지급방식	가입자(명)	비율(%)	지급방식	가입자(명)	비율(%)
종신지급방식	62,130	63.6	대출상환방식	3,027	3.1
종신흡합방식	22,383	22.9	우대지급방식	6,543	6.7
확정흡합방식	1,113	1.1	우대흡합방식	1,817	1.9
사전가입방식	645	0.7	계	97,658	100

자료: 한국주택금융공사(2022).

주택연금의 지급유형별 가입자 수는 아래와 같다.

〈주택연금의 지급유형별 가입자 수(2022년 5월말 기준)〉

지급방식	가입자(명)	비율(%)	지급방식	가입자(명)	비율(%)
정액형	68,479	70.1	초기증액형(10년)	2,549	2.6
증가형 ¹⁾	187	0.2	초기증액형(7년)	284	0.3
감소형 ¹⁾	3,917	4.0	초기증액형(5년)	314	0.3
전후후박형 ¹⁾	21,779	22.3	초기증액형(3년)	138	0.1
정기증가형	11	0.0	계	97,658	100

자료: 한국주택금융공사(2022).

주: 1) 폐지.

주택연금의 시도별 가입자 수는 아래와 같다.

〈주택연금의 시도별 가입자 수(2022년 5월말 기준)〉

시도	가입자(명)	비율(%)	시도	가입자(명)	비율(%)	시도	가입자(명)	비율(%)
서울	27,467	28.1	울산	1,100	1.1	전남	865	0.9
부산	7,958	8.1	세종	230	0.2	전북	1,749	1.8
대구	4,521	4.6	경기	33,143	33.9	경남	3,661	3.7
인천	5,817	6.0	강원	1,613	1.7	경북	1,633	1.7
광주	1,942	2.0	충남	1,572	1.6	제주	398	0.4
대전	2,505	2.6	충북	1,484	1.5	계	97,658	100

자료: 한국주택금융공사(2022).

경우에는 이미 은퇴한 고령층에 대해 기본적인 연금의 3층 구조를 통해 동(同)기능을 강화하는 것에 한계점이 있는 것이다. 따라서, 선행연구(백혜연 외, 2018; 송인호, 2017; 전성주 외, 2015; 최경진·임병권, 2020)와²⁵⁾ 같이 우리나라의 고령층의 현황을 고려해서 보유자산의 대부분을 차지하는 주택을 활용한 보충적인 소득보장 강화의 현실적 필요성이 매우 큰데, <가설 1>은 대상자들의 가입 의사결정에 이와 같은 정책적 필요성이 반영되었는지를 확인하는 것이다. 즉, 기본적인 연금의 3층 구조를 통한 소득이 커질수록 주택연금을 통한 개인적 차원의 보충적인 소득보장 강화의 필요성과 이를 반영한 주택연금의 가입 가능성은 낮아질 것으로 예상할 수 있는데, <가설 1>은 이와 같은 인과관계의 예상이 타당한 것인지를 확인하는 것이다.

다음으로, <가설 2>는 급격하게 진행되는 인구 고령화 및 절대인구의 감소에 대응해서 퇴직연금 적립금의 연금 전환과 함께 개인연금의 가입 활성화를 통해 불충분한 공적연금의 노후소득보장 기능을 보완해야 하는 시급한 필요성에도 불구하고 선행연구(이경희·전병욱, 2020; Redhead, 2008; Sondergeld & Drinkwater, 2004)와²⁶⁾ 같이 기대여명을 과소 인식하는 경우에는 연금 수요를 낮추는 요인이 될 수 있는데, 주택연금의 가입 의사결정에서도 이와 같은 기대여명에 대한 주관적 인식이 영향을 미치는지를 확인하는 것이다. 즉, 가구 자산의 높은 주택집중도와 함께 재산 보전 및 상속을 위한 심리적 측면의 주택 의존도가 높은 우리나라의 상황에서 주관적 기대여명이 낮은 경우에는 주택연금을 통한 개인적 차원의 보충적인 소득보장 강화의 필요성이 상대적으로 작고, 이를 반영한 주택연금의 가입 가능성이 낮은 반면 주관적 기대여명이 충분히 높은 경우에는 상속 이후의 단계까지 포함한 경제적 최적 의사결정의 측면에서 반대의 경로를 통해 주택연금의 가입 가능성이 높을 것으로 예상할 수 있는데, <가설 2>는 대상자들의 가입 의사결정에 이와 같이 개인적 특성인 가구주의 기대여명에 대한 주관적 인식이 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다.

25) 전성주 외(2015)는 60대 이상 가구주의 주택연금 가입을 통한 총소득 증대효과를 통해 주택연금의 빈곤완화 효과를 확인하였다. 송인호(2017)는 주택연금의 수요조사를 바탕으로 주택연금을 통한 고령층의 소득보장 강화의 필요성과 함께 지속가능성의 제고를 위한 방안을 제시하였다. 백혜연 외(2018)는 주택연금의 소득대체율 증가 효과를 확인하면서 소득대체율을 최대화할 수 있는 최적보증료율을 제시하였다. 최경진·임병권(2020)은 주택연금을 통한 소득보장 강화 효과를 즉시연금 및 연금형 희망나눔주택과 비교해서 분석하였다.

26) Sondergeld et al.(2004)은 기대여명의 예상이 은퇴 의사결정과 함께 은퇴 전의 연금 가입에 대한 의사결정에도 영향을 미쳐서 은퇴 이후의 재무적 어려움에 대비하게 하는 효과가 있다고 주장하였다. Redhead(2008)는 심리적 측면까지 고려한 개인의 투자 의사결정을 분석하면 기대여명의 주관적 예상이 연금 가입 여부에 대한 결정에 영향을 미치는데, 건강 상태의 과신 등으로 인해 이러한 예상에 편의가 발생하면 최적 수준보다 낮은 연금 가입이 이루어질 수 있다고 주장하였다. 이경희·전병욱(2020)은 객관적 예상수명보다 오래 생존할 것으로 인식하는 사람들이 사적연금에 더 가입하고, 더 많은 금액을 납부하는 것으로 나타나서 노후소득 충실화를 위해서는 개인의 장수 리스크에 대한 인식이 중요함을 시사한다고 주장하였다.

추가적으로, <가설 3> 및 <가설 4>·<가설 5>는 기대여명 외에 경제적 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 가구주의 개인적 인식이 주택연금 가입에 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다. 먼저, <가설 3>은 선행연구(신유정·전병욱, 2019; Carnes et al., 1996; Roberts, 1998)²⁷⁾와 같이 경제적 의사결정에서 사람들은 일반적으로 위험부담을 회피하려는 경향을 가지는 반면 위험성이 게재되기는 하지만 일단 성공했을 경우의 보상이 큰 경우에는 기꺼이 위험을 부담하기도 하는데, 보유 주택의 잠재적 상실과 노후의 안정적 현금흐름 확보의 대가관계의 상황에서 주택연금에 대한 대상자의 가입 의사결정에 이와 같은 가구주의 위험회피성향이 어떤 영향을 미쳤는지의 여부를 확인하는 것이다. 즉, 개인적 특성인 가구주의 위험회피성향의 차이에 따라 주택연금에 가입할 경우의 동(同)대가관계의 변동에 대한 주관적 인식이 달라질 수 있기 때문에 주택연금의 가입 가능성도 영향을 받을 수 있는데, <가설 3>은 이와 같은 인과관계의 예상이 타당한 것인지를 확인하는 것이다.

다음으로, <가설 4>과 <가설 5>는 선행연구(금중예·금현섭, 2017; 양종민, 2020)²⁸⁾와 같이 대상자의 조세제도에 대한 주관적 인식(경제적 능력을 고려한 조세부담의 수준) 및 복지제도에 대한 주관적 인식(조세부담을 고려한 상대적 혜택 수준)이 긍정적일수록 주택연금을 통한 보충적인 노후소득보장 기능의 강화 필요성을 작게 생각할 수 있는 반면 이들 인식이 부정적일수록 개인적 차원의 보충적인 소득보장 강화의 필요성을 크게 생각해서 주택연금에 더욱 적극적으로 가입할 것으로 예상할 수 있는데, 주택연금에 대한 대상자의 가입 의사결정에 이와 같은 주관적 만족도가 어떤 영향을 미쳤는지의 여부를 확인하는 것이다. 즉, 개인적 특성인 가구주의 조세제도 및 복지제도의 인식의 차이에 따라 주택연금에 가입할 경우의 주관적 만족도가 달라질 수 있기 때문에 주택연금의 가입 가능성도 영향을 받을 수 있는데, <가설 4>과 <가설 5>는 이와 같은 인과관계의 예상이 타당한 것인지를 확인하는 것이다.

27) Carnes et al.(1996)은 위험선호에 대한 개인적 태도가 세무전문가의 의사결정에 영향을 미치는 것을 확인했고, Roberts(1998)는 연령 및 성별 등의 인구통계적 특성과 함께 위험선호에 대한 태도가 세무신고 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 것을 확인하였다. 신유정·전병욱(2019)은 위험회피성향이 큰 납세자가 장래의 과세상 불이익과 연결될 가능성이 큰 세무조사를 더욱 기피하는 심리적 태도를 보이고, 이로 인해 보다 성실하게 신고할 가능성이 더욱 큰 것으로 해석할 수 있다고 주장하였다.

28) 금중예·금현섭(2017)은 증세를 수반하는 경우의 복지 태도에 있어 주관적 세금부담 인식의 역할을 실증분석한 결과 증세 조건이 명시된 경우에 세금부담의 인식은 복지 태도에 부정적 영향을 미친 반면 조세 누진성의 선호는 증세 조건과 무관하게 복지 태도에 긍정적 영향을 미친 것으로 나타났다. 양종민(2020)은 복지지출과 조세제도에 대한 전체적인 우리나라의 인식구조를 분석한 결과 재분배와 보험의 기능을 국가의 책임으로 인식하면서 복지지출 증대를 위한 증세에 대체로 긍정적 태도를 보이는 반면 조세제도에 대한 불신으로 복지지출 증대를 위한 증세에 부정적 입장을 확인하였다.

-
- 〈가설 1〉 기본적인 연금의 3층 구조를 통한 소득이 커질수록 보충적인 소득보장을 위한 주택연금의 가입 가능성은 낮아진다.
 - 〈가설 2〉 가구주의 기대여명이 커질수록 주택연금의 가입 가능성은 높아진다.
 - 〈가설 3〉 가구주의 위험회피성향은 주택연금의 가입 가능성에 영향을 미친다.
 - 〈가설 4〉 가구주의 조세제도에 대한 인식은 주택연금 가입 가능성에 영향을 미친다.
 - 〈가설 5〉 가구주의 복지제도에 대한 인식은 주택연금 가입 가능성에 영향을 미친다.
-

이상에서 정리한 본 연구의 연구가설을 검증하기 위한 연구모형은 〈식 1〉과 같다.

$$\text{HOUPEN} = \beta_0 + \beta_1 * \text{PILINC} + \beta_2 * \text{LONG} + \beta_3 * \text{RA} + \beta_4 * \text{TAXPER} + \beta_5 * \text{WELPER} + Z\beta + u \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

HOUPEN: 분석대상기간의 개별 연도별로 주택연금의 가입 여부를 나타내는 더미변수

PILINC: 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액((공적연금+퇴직연금+일반적 개인연금의 수령액)²⁹⁾ ÷ 가구원 수의 제곱근)

LONG: 가구주의 기대여명(예상수명-현재 연령)의 자연로그값

RA: 가구주의 위험회피성향(0부터 1까지의 값으로 측정)

TAXPER: 가구주의 조세제도에 대한 인식(0부터 1까지의 값으로 측정)

WELPER: 가구주의 복지제도에 대한 인식(0부터 1까지의 값으로 측정)

Z: 종속변수에 영향을 미치는 그 밖의 통제변수들

먼저, 〈식 1〉의 종속변수인 분석대상기간(2016~2020년)의 주택연금 가입 여부(HOUPEN)는 동(同)기간에 주택연금의 가입요건을 충족하는 대상가구 중에서 주택연금에 최초로 가입하거나 가입 상태를 유지한 가구에 대해 1의 값을 부여하고, 그 밖의 미가입 가구에 대해 0의 값을 부여하는 더미변수이다.

다음으로, 주된 설명변수 중에서 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액(PILINC)은 가구원들의 공적연금, 퇴직연금 및 주택연금을 제외한 일반적 개인연금의 수령액의 합계액을 서로 다른 가구별 가구원 구성을 반영하기 위한 일반적인 동등화지수(equivalence scale elasticity)의 적용방법인 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값으로 계산하였다.³⁰⁾

29) 금액의 단위는 만 원이다. 통제변수인 가구순자산(LNHNA) 및 가구순소득(LNHNINC)의 경우에도 마찬가지이다.

30) 가구 구성원은 물리적인 공간을 공유하면서 소비생활도 함께 하기 때문에 동일한 후생수준의 생활을 영위하기 위해 필요한 필요경비적 성격의 소득은 규모의 경제가 있어서 가구원 수의 증가율보

다음으로, 가구주의 기대여명의 자연로그값(LONG)은 안정된 소득이 필요한 노후기간에 대한 주관적 예상을 반영하는 변수인데, 기간 증가에 따른 체감효과를 고려해서 자연로그값으로 측정하였다.

다음으로, 가구주의 위험회피성향(RA)은 재정패널조사의 10차연도 및 11차연도의 가구원 조사에 포함된 설문에 대한 답변으로 측정했는데, 이러한 개인적 성향은 단기간에 불변일 것으로 가정해서 12~14차연도에는 11차연도와 동일한 값을 적용하였다.³¹⁾ 구체적으로, 동(同)설문은 1억 원의 투자자금으로 수익율이 2%인 예금에 투자하는 대안(투자안 A)과 수익율이 5% 및 -1%일 가능성이 각각 50%인 펀드에 투자하는 대안(투자안 B)에 대하여 각각 얼마씩 투자할지에 대하여 투자안 A-투자안 B의 순으로 ① 0원-1억 원, ② 1,000-9,000만 원, ③ 2,000-8,000만 원 ..., ⑩ 9,000-1,000만 원, ⑪ 1억 원-0원의 선택형 답변을 하도록 하는 것이다.

즉, 기대수익율이 2%로³²⁾ 동일한 무위험자산(투자안 A) 및 위험자산(투자안 B) 간의 투자자금 배분과 관련해서 전액을 위험자산에 투자하는 대안이 ①이고, 전액을 무위험자산에 투자하는 대안이 ⑪이며, ②~⑩은 분산투자하는 대안인 것이다. 따라서, 1부터 11까지 측정되는 답변이 클수록 위험회피성향이 높다고 할 수 있는데, 본 연구에서는 변수의 표준화를 위해 원래 답변(x)에서 1을 뺀 후에 다시 10으로 나눈 값($(x-1)/10$)으로 RA를 정의해서 0부터 1 사이에서 0.1 단위로 계산되는 값 중에서 높은 값일수록 위험회피성향이 높은 것으로 해석하였다.

다음으로, 가구주의 조세제도에 대한 인식(TAXPER)은 재정패널조사의 9차연도 이후에 포함된 설문에 대한 답변으로 측정하였다. 구체적으로, 동(同)설문은 “귀하는 본인의 경제적 능력에 비해 세금을 어느 정도 납부한다고 생각하십니까?”의 문항에 대해 ‘① 매우 많이 납부한다, ② 약간 많이 납부한다, ③ 적절하게 납부한다, ④ 약간 적게 납부한다, ⑤ 매우 적게 납부한다’의 선택형 답변을

다 낮은 것이 일반적이다. 따라서, 가구의 불평등도를 감소시키기 위하여 동등화지수(equivalence scale elasticity)를 사용하는데, 동등화지수는 서로 다른 납세자의 등가소득을 추정하기 위해 사용된다. 이러한 동등화지수의 선택에 따라 가구별 소득규모는 다시 정렬된다. 수식으로 표현하면 조정된 소득 $Y^* = Y \div (A+aC)b$ 라고 할 수 있다. 여기서 Y 는 가구소득이며, A 는 성인 수, C 는 미성년 수, a 는 미성년자 조정을 위한 계수, b 는 규모의 경제에 대한 계수이다. 여기서 “규모의 경제”는 가구원의 수가 증가함에 따라 소비재를 비례적으로 많이 구입할 필요가 없는 특성을 의미하므로, 한 가구의 소득 혹은 지출을 가구원 수로 나누어 1인당 소득 혹은 지출을 비교하는 것은 왜곡을 일으키게 되는 것이다(김우철 외, 2006). 본 연구는 여러 가지 동등화지수의 선택 방법 중에서 박기백·김형준(2007)과 같이 자녀 수는 고려하지 않고 규모의 경제를 나타내는 계수는 0.5를 채택하였다(즉, $a=1$, $b=0.5$). 즉, $Y^* = Y \div N0.5$ (N 은 가구원의 수)으로 조정된 소득으로 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액을 계산한 것이다.

31) 본 연구의 분석대상기간을 RA 값을 직접적으로 사용할 수 있는 10~11차연도(2016~2017년)로 제한하더라도 다음 장의 실증분석의 결과는 유사하게 나타났다.

32) 투자안 B의 경우에는 $5\% \times 50\% + (-1\%) \times 50\% = 2\%$.

하도록 하는 것이다. 따라서, 1부터 5까지 측정되는 답변이 클수록 조세제도에 대해 긍정적으로 인식한다고 (경제적 능력을 고려한 조세부담 수준이 낮은 것으로 인식한다고) 할 수 있는데, 본 연구에서는 변수의 표준화를 위해 원래 답변(x)에서 1을 뺀 후에 다시 4로 나눈 값($((x-1)/4)$)으로 TAXPER을 정의해서 0부터 1 사이에서 0.25 단위로 계산되는 값 중에서 높은 값일수록 조세제도에 대해 긍정적으로 인식하는 것으로 해석하였다.

마지막으로, 가구주의 복지제도에 대한 인식(WELPER)도 역시 재정패널조사의 9차연도 이후에 포함된 설문문에 대한 답변으로 측정하였다. 구체적으로, 동(同)설문은 “귀하는 본인이 납부했던 세금과 비교해 볼 때 정부로부터 받은 혜택의 수준이 어떻다고 생각하십니까?”의 문항에 대해 ‘① 매우 높은 수준이다, ② 약간 높은 수준이다, ③ 적절한 수준이다, ④ 약간 낮은 수준이다, ⑤ 매우 낮은 수준이다’의 선택형 답변을 하도록 하는 것이다. 따라서, 1부터 5까지 측정되는 답변이 클수록 복지제도에 대해 긍정적으로 인식한다고 (조세부담을 고려한 혜택 수준이 높은 것으로 인식한다고) 할 수 있는데, 본 연구에서는 변수의 표준화를 위해 원래 답변(x)에서 1을 뺀 후에 다시 4로 나눈 값($((x-1)/4)$)으로 WELPER을 정의해서 0부터 1 사이에서 0.25 단위로 계산되는 값 중에서 높은 값일수록 복지제도에 대해 긍정적으로 인식하는 것으로 해석하였다.

종속변수에 영향을 미치는 그 밖의 통제변수들(Z)은 재정패널조사 자료를 이용한 실증분석에서³³⁾ 일반적으로 채택하는 가구별 특성인 가구순자산(LNHNA, 주택을 제외한 가구 자산에서 부채를 차감한 값의 자연로그값), 가구순소득(LNHNINC, 가구 총소득에서 가구 총지출을 차감한 값의 자연로그값)³⁴⁾, 가구원 수(FNUM) 및 수도권 거주 여부(METRO, 가구의 거주지역이 수도권인 경우 1인 더미변수)를 포함했고, 가구주의 특성인 가구주 연령(AGE), 성별(FEMALE, 여성인 경우 1인 더미변수) 및 교육 수준(EDU, 4년제 대학 졸업 이상인 경우 1인 더미변수)도 통제변수에 포함하였다. 또한, 전체 분석기간(20016~2020년)에 대하여 개별 연도별 특성이 납세자의 인식에 미친 영향을 종합적으로 반영하기 위해 연도 더미변수(YEAR)를 통제변수에 포함시켰다.

<식 1>의 연구모형의 구체적인 분석방법은 재정패널조사 자료에서 추출한 전체 분석대상 기간에 걸쳐 불균형 패널자료에 대해 가구별 특성을 반영한 확률효과 로짓 패널회귀분석(random-effect panel logit)을 채택하였다.

33) 강민조·전병욱(2019), 신유정·전병욱(2019), 심해린·전병욱(2018), 심해린·전병욱(2020), 이경희·전병욱(2020), 전병욱(2018a), 전병욱(2018b), 전병욱(2019), 전병욱(2020a), 전병욱(2020b), 전병욱·기은선(2018), 전병욱·김준원(2016), 전병욱·박나라(2022)를 참고하였다.

34) 자연로그로 계산한 변수에서 원래 값이 “0”인 경우에는 해당 변수를 “0”으로 계산하였다. 가구 순소득 및 가구순자산이 음(-)인 경우에는 양(+인 경우와 동일한 방식의 체감효과를 반영하기 위해 가구순소득 및 가구순자산의 절대값의 자연로그값에 다시 -1을 곱해서 측정하였다.

3. 분석대상 표본

본 연구의 분석대상 표본은 전술한 바와 같이 재정패널조사의 10~14차연도(2016~2020년) 자료에서 개별 연도에 주택연금의 가입요건을 충족하는 대상가구로 구성했는데, 먼저 이들 표본의 연도별 구성은 <표 1>과 같이 가입비율이 연도별로 2.1%~3.3%로 나타났다.

다음으로, 분석대상 표본의 가구주 연령별 구성은 <표 2>와 같다. 즉, 대체로 가구주의 연령이 증가할수록 주택연금의 가입비율이 증가하는 것으로 나타나서 주택을 이용한 노후소득보장 기능의 수행에 대한 관심이 고령층일수록 커지는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 분석대상 표본의 지역별 구성은 <표 3>과 같다. 즉, 거주지역에 따른 주택연금의 가입비율에 상당한 편차가 있고, 특히 수도권(5.3%)이 비수도권(1.7%)에 비해 3배 이상 높은 비율을 나타내서 거주지역에 따른 노후소득보장 기능의 수준을 반영하는 주택가격과 주택연금 제도에 대한 인식의 상대적 격차가 현저한 것으로 해석할 수 있다.

<표 1> 분석대상 표본의 연도별 구성

연도(년)	가입가구(①)	미가입가구(②)	대상가구(③=①+②)	가입비율(①÷③)(%)
2016	47	1,505	1,552	3.0
2017	48	1,616	1,664	2.9
2018	57	1,660	1,717	3.3
2019	72	2,810	2,882	2.5
2020	78	3,704	3,782	2.1
계	302	11,295	11,597	2.6

<표 2> 분석대상 표본의 가구주 연령별 구성

가구주 연령	가입가구(①)	미가입가구(②)	대상가구(③=①+②)	가입비율(①÷③)(%)
55세 미만	4	192	196	2.0
55~59세	11	840	851	1.3
60~69세	88	4,693	4,781	1.8
70~79세	99	3,929	4,028	2.5
80~89세	94	1,563	1,657	5.7
90세 이상	6	78	84	7.1
계	302	11,295	11,597	2.6

〈표 3〉 분석대상 표본의 지역별 구성

가구주 연령	가입가구(①)	미가입가구(②)	대상가구(③=①+②)	가입비율(①÷③)(%)
서울	68	693	761	8.9
부산	18	1,067	1,085	1.7
대구	5	721	726	0.7
인천	12	597	609	2.0
광주	17	478	495	3.4
대전	12	434	446	2.7
울산	3	295	298	1.0
세종	0	50	50	0.0
경기	70	1,378	1,448	4.8
강원	16	434	450	3.6
충남	20	623	643	3.1
충북	11	536	547	2.0
전남	19	1,102	1,121	1.7
전북	12	923	935	1.3
경남	14	937	951	1.5
경북	5	1,022	1,027	0.5
제주	0	5	5	0.0
계	302	11,295	11,597	2.6

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 기술통계량

분석대상 표본의 기술통계량은 〈표 4〉와 같다. 주택연금의 가입비율(HOUPEN), 수도권 소재 가구 비율(METRO), 여성인 가구주 비율(FEMALE) 및 4년제 대학 이상 교육수준인 가구주 비율(EDU)의 평균은 각각 2.6%, 24.3%, 52.0% 및 9.3%이고, 가구원 수의 제곱근으로 표준화한 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액(PILINC), 주택을 제외한 가구 순자산

〈표 4〉 변수들의 기술통계량

변수	n	평균	표준편차	P1	Q1	중위수	Q3	P99
HOPEN	11,597	0.0260	0.1593	0	0	0	0	1
PILINC	11,597	1,138.51	2,138.29	0.00	0.00	390.32	1,240.15	11,292.00
LONG	11,597	19.30	9.53	2	12	19	26	42
RA	7,001	0.7973	0.2840	0.0	0.6	1.0	1.0	1.0
TAXPER	10,970	0.4493	0.1457	0.00	0.50	0.50	0.50	0.75
WELPER	10,970	0.5526	0.1825	0.25	0.50	0.50	0.75	1.00
HNA	11,597	15,422.40	49,265.08	-24,800	500	3,500	12,900	204,424
HNINC	10,282	1,030.43	2,732.85	-3,384	56	615	1,616	8,293
FNUM	11,597	2.26	0.94	1	2	2	3	6
METRO	11,597	0.2430	0.4289	0	0	0	0	1
AGE	11,597	69.13	9.11	51	62	69	76	90
FEMALE	11,597	0.5202	0.4996	0	0	1	1	1
EDU	11,594	0.0933	0.2909	0	0	0	0	1

주: HOPEN: 분석대상기간 중에 주택연금에 가입한 경우에 1인 더미변수, PILINC: 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액((공적연금+퇴직연금+일반적 개인연금의 수령액)÷가구원수의 제곱근), LONG: 가구주의 기대여명(예상수명-현재 연령), RA: 가구주의 위험회피성향(0부터 1까지의 값으로 측정), TAXPER: 가구주의 조세제도에 대한 인식(0부터 1까지의 값으로 측정), WELPER: 가구주의 복지제도에 대한 인식(0부터 1까지의 값으로 측정), HNA: 가구순자산, HNINC: 가구순소득, FNUM: 가구원 수, METRO: 가구의 거주지역이 수도권인 경우 1인 더미변수, AGE: 가구주의 연령, FEMALE: 가구주가 여성인 경우 1인 더미변수, EDU: 가구주의 교육수준이 4년제 대학 졸업 이상인 경우 1인 더미변수.

(HNA) 및 가구 순소득(HNINC)의 평균은 각각 1,138만 원, 1억 5,422만 원 및 1,030만 원이며, 가구주 기대여명(LONG), 가구원 수(FNUM) 및 가구주 연령(AGE)의 평균은 각각 19.3년, 2.3명 및 69.1세로 나타났다. 또한, 0부터 1까지의 값으로 측정한 가구주의 위험회피성향(RA), 조세제도에 대한 인식(TAXPER) 및 복지제도에 대한 인식(WELPER)의 평균은 각각 0.797, 0.449 및 0.553으로 나타났다.

연속형 변수인 개별 변수의 평균과 중위수의 대소관계를 비교하면 가구주의 위험회피성향 및 조세제도에 대한 인식은 중위수가 평균보다 커서 왼쪽으로 치우친 분포(left-skewed distribution)를 나타낸 반면 그 밖의 변수들은 모두 평균이 중위수보다 커서 오른쪽으로 치우친 분포(right-skewed distribution)를 나타냈다.

변수들의 상관관계는 <표 5>와 같다. 종속변수와 개별 설명변수들 간의 유의적 상관관계를 일부 확인할 수 있지만, <표 5>의 분석은 종속변수에 미치는 다른 설명변수들의 영향은 고려하지 않은 것으로 정확한 분석이라고는 할 수 없기 때문에 본 연구의 분석대상인 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 노후소득보장 기능의 수행 정도 및 대상자의 개별적 특성(기대여명, 위험회피성향 및 조세제도·복지제도에 대한 인식)이 주택연금 가입 의사결정에 미치는 영향을 종합적으로 검증하기 위해서는 다음 절의 회귀분석에서 개별 설명변수들의 회귀계수를 관찰해야 할 것이다.

<표 5> 변수들의 상관관계

변수	1	2	3	4	5	6	7
1. HOU PEN	1						
2. PILINC	0.01	1					
3. LONG	-0.07**	-0.02*	1				
4. RA	0.01	-0.04**	-0.14**	1			
5. TAXPER	-0.01	-0.01	-0.19**	0.17**	1		
6. WELPER	0.00	0.04**	0.09**	0.09**	-0.12**	1	
7. LNHNA	-0.01	0.11**	0.02**	-0.06**	-0.05**	-0.04**	1
8. LNHNINC	0.00	0.09**	0.06**	-0.04**	-0.03**	-0.03**	0.09**
9. FNUM	-0.01	-0.04**	0.18**	-0.03*	-0.08**	0.06**	-0.01
10. METRO	0.10**	-0.03**	-0.06**	0.17**	0.02*	0.10**	-0.21**
11. AGE	0.07**	0.01	-0.75**	0.12**	0.17**	-0.15**	0.02*
12. FEMALE	0.00	-0.06**	-0.01	0.09**	0.05**	-0.02	-0.04**
13. EDU	0.03**	0.18**	0.10**	-0.04**	-0.07**	0.04**	0.02*
변수	8	9	10	11	12	13	
8. LNHNINC	1						
9. FNUM	0.10**	1					
10. METRO	-0.07**	0.03**	1				
11. AGE	-0.07**	-0.24**	0.00	1			
12. FEMALE	-0.01	-0.15**	0.01	-0.02	1		
13. EDU	0.01	0.11**	0.07**	-0.14**	-0.16**	1	

주: 1) 변수의 정의는 <표 4>와 같음.³⁵⁾

2) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

35) 단, LONG는 <식 1>의 설명과 같이 자연로그값으로 계산한 것이다.

2. 회귀분석 결과

〈표 6〉은 〈식 1〉의 연구모형에 의한 확률효과 로짓 패널회귀분석의 결과이다. 전술한 바와 같이 본 연구의 연구가설 중에서 〈가설 1〉은 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 노후소득보장 기능의 수행 정도→주택연금 가입 가능성의 인과관계를 PILINC의 회귀계수를 통해 검증하는 것이고, 〈가설 2〉 내지 〈가설 5〉는 대상자의 개별적 특성(기대여명, 위험회피성향 및 조세제도·복지제도에 대한 인식)→동(同)가능성의 인과관계를 LONG, RA, TAXPER 및 WELPER의 회귀계수들을 통해 검증하는 것이다.

먼저, 〈가설 1〉과 관련해서는 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액이 주택연금의 가입 가능성에 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 전술한 바와 같이 선진국들과

〈표 6〉 주택연금 가입 여부에 대한 확률효과 로짓 패널회귀분석의 결과

변수	회귀계수	t값	p-value
PILINC	0.0000	0.09	0.4625
LONG	0.0394	0.15	0.4395
RA	-0.0727	-0.17	0.4325
TAXPER	-0.7914	-1.10	0.1360
WELPER	-1.5578	-2.62	0.0045***
LNHNA	-0.0023	-0.12	0.4540
LNHNINC	-0.0161	-0.80	0.2115
FNUM	0.1502	1.00	0.1585
METRO	0.8527	2.72	0.0035***
AGE	0.0300	1.79	0.0370**
FEMALE	0.0111	0.04	0.4835
EDU	0.7053	1.72	0.0430**
Constant	-7.2280	-3.64	0.0000***
Rho	0.6606		
Wald Chi2	30.50		
Log Likelihood	-746.15**		
n	6,900		

주: 1) 변수의 정의는 〈표 4〉와 같음.

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

달리 공적연금의 미성숙으로 인한 제도적 공백이 크고, 일반적인 개인연금도 충분히 활성화되지 않은 우리나라의 상황에서 일반적인 연금의 3층 구조를 통해 고령층의 소득보장이 충분히 실현되지 않는 경우에 주택연금을 통해 이를 보충적으로 강화하는 것이 일반적인 경제적 의사결정이지만 실제 주택연금의 가입 결과에서는 이러한 합리적 의사결정이 반영되지 않은 것을 확인할 수 있는 것이다.

다음으로, <가설 2>와 관련해서는 가구주의 기대여명이 주택연금의 가입 가능성에 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 전술한 바와 같이 주관적 기대여명이 충분히 높은 경우에는 상속 이후의 단계까지 포함한 경제적 최적 의사결정의 측면에서 주택연금의 가입이 확대될 것으로 예상할 수 있는데, 실제 주택연금의 가입 결과에서는 이러한 합리적 의사결정이 반영되지 않은 것을 확인할 수 있는 것이다. <가설 1>과 <가설 2>의 비유의적 결과와 관련해서는 주택 보유 및 상속에 대한 높은 선호로 인해 경제적 최적 의사결정을 바탕으로 주택연금을 통한 노후소득보장 기능의 보완이 매우 제한적인 수준에 그칠 것이라는 비판적 전망이 <표 1> 내지 <표 3>에서 확인한 주택연금의 낮은 가입비율과 같이 현재까지 나타난 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, <가설 3>과 관련해서는 가구주의 위험회피성향이 주택연금의 가입 가능성에 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 전술한 바와 같이 보유 주택의 잠재적 상실과 노후의 안정적 현금흐름 확보의 대가관계의 상황에서 대상자의 위험회피성향은 주택연금을 통한 장래의 경제적 결과들을 순현재가치로 평가해서 최종적인 가입 여부를 판단하는 것에 중요한 요인이 될 수 있는데, 실제 주택연금의 가입 결과에서는 이러한 합리적 의사결정이 반영되지 않은 것을 확인할 수 있는 것이다.

다음으로, <가설 4>와 관련해서는 가구주의 조세제도에 대한 인식이 주택연금의 가입 가능성에 유의성을 다소 근접한 비유의적 영향을 미치는 것으로 나타났다(p -value=0.1360). 즉, 조세제도는 최종적인 사회적 안전망인 사회복지 수급액의 재원 조달 체계의 특성을 반영하는데, 전술한 바와 같이 경제적 능력을 고려한 조세부담의 수준인 동(同)인식이 부정적일수록 조세제도를 통한 노후의 경제적 부의 감소를 크게 인식해서 개인적 차원의 보충적인 소득보장 강화의 필요성을 크게 생각하고, 이로 인해 주택연금의 가입이 확대될 것으로 예상할 수 있는데, 실제 주택연금의 가입 결과에서는 이러한 심리적 반응을 반영한 의사결정이 반영되지 않은 것을 확인할 수 있는 것이다.

마지막으로, <가설 5>와 관련해서는 가구주의 복지제도에 대한 인식이 주택연금의 가입 가능성을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 즉, 복지제도는 최종적인 사회적 안전망인 사회복지 수급액을 통해 중층적 연금 구조를 통한 노후소득보장 기능을 분담할 수 있는데, 전술한 바와 같이 조세부담을 고려한 상대적 혜택 수준인 동(同)인식이 부정적일수록 복지제도를 통한 노후의 경제적 부의 보완을 작게 인식해서 개인적 차원의 보충적인 소득보장 강화의 필요성을 크게 생각하고, 이로 인해 주택연금의 가입이 확대될 것으로 예상할 수 있는데, 실제 주택연금의 가입 결과에서도 이러한

심리적 반응을 반영한 의사결정이 반영되는 것을 확인할 수 있는 것이다.

주된 설명변수들과 관련한 이상의 회귀분석 결과는 최적의사결정 및 일반적인 심리적 반응을 반영한 주택연금의 가입 요인 중에서 대상자의 복지제도에 대한 인식을 제외하면 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타나서 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성에도 불구하고 실제 가입 의사결정은 대부분 임의적 판단을 통해 이루어지는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 해석은 통제변수들 중에서 <표 2> 및 <표 3>과 같이 가구주의 연령이 높고, 가구의 소재지역이 수도권인 사실과 함께 가구주의 학력수준이 높을수록 주택연금의 가입 가능성이 높은 것으로 나타나서 대체적으로 예상가능한 인구통계학적 특성들이 가입 의사결정에 중요한 영향을 미치는 반면 합리적 의사결정 방식을 바탕으로 도출한 개별 요인들이 동(同)의사결정에 미치는 영향이 상대적으로 불충분한 것을 통해 확인할 수 있는 것이다.

이상과 같은 주택연금의 가입과 관련한 불충분한 의사결정의 합리성은 기본적으로 낮은 가입비율과 이를 통해 유추할 수 있는 사회적 관심의 부족에 기인한 것으로 볼 수 있을 것이다. 즉, 고령층의 소득보장 체계 중에서 주택연금의 활용가능성은 고령화 비율이 높은 다른 국가들에서도 장기간 논의된 반면 보편적 제도로 활용되는 사례는 발견하기 어려운 실정이다. 따라서, 가구 자산의 주택 집중도가 높은 우리나라의 상황은 주택연금의 이용 유인과 함께 제약요인으로 동시에 작용할 수 있는데(고제현, 2022), 이상의 실증분석 결과는 가구 자산에서 절대적 비중을 차지하는 주택을 유동화하는 것에 대한 기본적인 심리적 거부감으로 인해 후자의 결과가 더욱 일반적이고, 이로 인한 선호 부족으로 인해 낮은 사회적 관심과 임의적 의사결정의 특성이 나타나는 것으로 해석할 수 있는 것이다.

IV. 결론

가구자산에서 차지하는 주택의 비중이 매우 높은 우리나라의 상황에서 2007년부터 시행되는 주택연금은 사적연금의 노후소득보장 기능을 상당부분 보완할 수 있을 것으로 기대되고 있다. 그러나, 이와 반대로 주택 보유 및 상속에 대한 높은 선호로 인해 당초 취지와 다르게 주택연금을 통한 해당 기능의 보완이 매우 제한적인 수준에 그칠 것이라는 비판적 전망도 계속적으로 제시되고 있다.

본 연구는 주택연금의 가입 및 수혜 현황과 함께 다양한 측면의 가구별 특성을 확인할 수 있는 한국조세재정연구원의 재정패널조사 자료를 바탕으로 가구 단위의 미시적 측면의 주택연금의 가입

의사결정을 실증분석하였다.

분석대상 표본의 구성과 관련해서 거주지역에 따른 주택연금의 가입비율에 상당한 편차가 있고, 특히 수도권(5.3%)이 비수도권(1.7%)에 비해 3배 이상 높은 비율을 나타내서 거주지역에 따른 노후소득보장 기능의 수준을 반영하는 주택가격과 주택연금 제도에 대한 인식의 상대적 격차가 현저한 것으로 해석할 수 있다.

주택연금의 가입 의사결정에 대한 실증분석 결과 최적의사결정 및 일반적인 심리적 반응을 반영한 주택연금의 가입 요인들(주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액, 가구주의 기대여명, 위험회피성향 및 조세·복지제도에 대한 인식) 중에서 대상자의 복지제도에 대한 인식을 제외하면 가입 가능성에 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타나서 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성에도 불구하고 실제 가입 의사결정은 대부분 임의적 판단을 통해 이루어지는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 해석은 통제변수들 중에서 가구주의 연령이 높고, 가구의 소재지역이 수도권인 사실과 함께 가구주의 학력수준이 높을수록 주택연금의 가입 가능성이 높은 것으로 나타나서 대체적으로 예상가능한 인구통계학적 특성들이 가입 의사결정에 중요한 영향을 미치는 반면 합리적 의사결정 방식을 바탕으로 도출한 개별 요인들이 동(同)의사결정에 미치는 영향이 상대적으로 불충분한 것을 통해 확인할 수 있는 것이다.

이상과 같은 주택연금의 가입과 관련한 불충분한 의사결정의 합리성은 기본적으로 낮은 가입비율과 이를 통해 유추할 수 있는 사회적 관심의 부족에 기인한 것으로 볼 수 있을 것이다. 즉, 가구 자산의 주택 집중도가 높은 우리나라의 상황은 주택연금의 이용 유인과 함께 제약요인으로 동시에 작용할 수 있는데, 본 연구의 실증분석 결과는 가구 자산에서 절대적 비중을 차지하는 주택을 유동화하는 것에 대한 기본적인 심리적 거부감으로 인해 후자의 결과가 더욱 일반적이고, 이로 인한 선호 부족으로 인해 낮은 사회적 관심과 임의적 의사결정의 특성이 나타나는 것으로 해석할 수 있는 것이다.

이상의 분석결과를 통해 본 연구는 충분한 다층노후소득보장체계의 강화를 위한 경제적 필요성이 점차 강조되는 주택연금의 가입 확대를 위한 장래의 개편 논의에서 활용할 수 있는 유용한 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 또한, 주택연금의 가입 확대의 정책적 목표에도 불구하고 세부적인 대상자의 특성을 바탕으로 미시적 측면에서 가입 의사결정을 분석한 선행연구를 확인하기 어려운데, 본 연구는 대규모의 실증분석 결과를 바탕으로 해당 의사결정의 특성을 세부적으로 확인함으로써 후속연구를 위한 중요한 참고가 될 것으로 기대할 수 있다.

참고문헌

- 강민조, 전병욱. (2019). Factors that affect taxpayers' perceptions of tax fairness: Evidence from Korea. *세무학연구*, 36(1), 143-168.
- 고제현. (2022). 다층노후소득보장체계와 주택연금. *주택금융리서치*, 27, 36-45.
- 국회예산정책처. (2019). *2019~2060년 국민연금 재정전망*. 서울: 국회예산정책처.
- 금종예, 금현섭. (2017). 증세와 복지확대에 대한 태도: 세금부담 인식을 중심으로. *한국행정학보*, 51(1), 1-29.
- 김우철, 민희철, 박상원. (2006). *소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구*. 세종: 한국조세재정연구원.
- 박기백, 김형준. (2007). *현물급여의 소득재분배 효과*. 세종: 한국조세재정연구원.
- 백혜연, 김정주, 장인수. (2018). *노후생활 안정을 위한 주택연금제도 활용방안 연구*. 세종: 한국보건사회연구원.
- 법제처 국가법령정보센터. (2022년 10월 31일). 한국주택금융공사법 시행령. Retrieved from <https://www.law.go.kr/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%ED%95%9C%EA%B5%AD%EC%A3%BC%ED%83%9D%EA%B8%88%EC%9C%B5%EA%B3%B5%EC%82%AC%EB%B2%95+%EC%8B%9C%ED%96%89%EB%A0%B9#undefined>
- 송인호. (2017). *주택연금의 지속가능성을 위한 개선방안: 주택가격을 중심으로*. 세종: 한국개발연구원.
- 신유정, 전병욱. (2019). 납세자의 위험회피성향이 납세순응 관련 주관적 인식 및 의사결정 방식에 미치는 영향의 분석. *세무학연구*, 36(4), 9-35.
- 심해린, 전병욱. (2018). 신용카드 등 소득공제의 결제수단별 공제율 차등이 결제수단 배분에 미치는 영향. *세무학연구*, 35(4), 303-332.
- 심해린, 전병욱. (2020). 노후리스크에 대한 인식과 절세효과가 개인연금 가입에 미치는 영향의 분석. *세무학연구*, 37(1), 119-151.
- 양종민. (2020). 한국 사회의 복지태도에 대한 연구: 정부의 책임성, 증세, 조세시스템에 대한 태도를 중심으로. *비판사회정책*, 68, 79-112.
- 이경희, 전병욱. (2020). 기대여명에 대한 주관적 인식과 사적연금 수요 분석. *리스크관리연구*, 31(2), 91-131.

- 전병욱. (2018a). 가구별 종교가 절세효과 및 세액공제 전환에 따른 기부 의사결정에 미치는 영향의 분석. *세무와회계저널*, 19(1), 33-78.
- 전병욱. (2018b). 업무용 승용차에 대한 세법상 제한규정의 시행이 개인사업자의 자동차 보유에 미친 영향의 분석. *세무학연구*, 35(4), 157-206.
- 전병욱. (2019). 유류의 가격구조가 휘발유·경유차량 간의 유형 선택 및 대기오염 방지를 위한 심리적 가격에 미치는 영향. *세무학연구*, 36(4), 95-120.
- 전병욱. (2020a). 가구별 특성 및 조세제도 등의 외생적 요인이 증여 의사결정에 미친 영향의 분석. *세무학연구*, 37(4), 103-130.
- 전병욱. (2020b). 절세효과가 기부금 지출 의사결정에 미치는 영향의 분석. *세무와회계저널*, 21(2), 61-91.
- 전병욱, 기은선. (2018). 가구별 기부금 지출액의 하방경직성에 대한 분석을 바탕으로 한 조세정책적 시사점. *세무학연구*, 35(3), 157-197.
- 전병욱, 김준원. (2016). 가구주의 한계세율이 가계부채에 미치는 영향. *세무학연구*, 33(3), 63-109.
- 전병욱, 박나라. (2022). 가계부채 및 세금부담이 무주택 가구의 주택 매수 의사결정에 미친 영향의 분석. *주택도시금융연구*, 7(1), 5-27.
- 전성주, 박선영, 김유미. (2015). *노후소득보장을 위한 주택연금 활성화 방안*. 서울: 보험연구원. 주택금융연구원. (2022년 10월 31일). 지급유형별 주택연금 공급현황. Retrieved from <https://houstat.hf.go.kr/research/portal/stat/easyStatPage/T183483126713191.do>
- 최경진, 임병권. (2020). 자가주택을 활용한 노후소득마련 방식 비교분석. *Financial Planning Review*, 13(1), 1-28.
- 한국주택금융공사. (2022년 10월 31일). 주택연금 이용현황. Retrieved from https://www.hf.go.kr/ko/sub03/sub03_01_04.do
- Carnes, G., Harwoo, A., & Sawyers, R. (1996). The determinants of tax professionals aggressiveness in ambiguous situations. *Advance in Taxation*, 8, 1-26.
- OECD. (2018). *OECD Pension outlook*. Paris, France: OECD.
- OECD. (2021). *Pension at a glance*. Paris, France: OECD.
- Redhead, K. (2008). *Personal finance and investment: A behavioural finance perspective*. London, UK: Routledge.
- Roberts, M. L. (1998). Tax accountants' judgment/decision-making research: A review and synthesis. *The Journal of the American Taxation Association*, 20(1), 78-121.

Sondergeld, E. T., & Drinkwater, M. (2004). Perception on mortality risks: Implications for annuities. In O. S. Mitchell, & S. P. Utkus (Eds.). *Pension design and structure: New lessons from behavioral finance* (pp. 275–286). Oxford, UK: Oxford University Press.

(논문 접수일: 2022.10.31. 수정논문 접수일: 2022.12.06. 논문 채택일: 2022.12.20.)

Analysis on Factors of Households' Microscopic Decision to Join the Reverse Mortgage Loan

Byung Wook Jun*

Abstract

Based on the finance panel survey data of the Korea Institute of Public Finance, this study investigates the factors of households' microscopic decision to join the reverse mortgage loan ("RML" hereafter). The result of this study implies that, instead of optimal decision making which considers the necessity of the old age income security, arbitrary judgement is generally prevalent in the choice of whether to join the RML. This property of insufficient rationality in RML application is deemed to come from the poor level of utilization which reflects the lack of public interest in RML.

Keywords : Reverse Mortgage Loan, Old Age Income Security, Optimal Decision Making, Arbitrary Judgement, Finance Panel Survey

* Byung Wook Jun, Corresponding author, Professor, Graduate School of Science in Taxation, University of Seoul, bwjun@uos.ac.kr

© Copyright 2022 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.