



## 재정패널조사 자료를 이용한 주택연금의 가입 의사결정 분석

### Households' Decision to Use the Reverse Mortgage Loan - An Analysis Using the Finance Panel Data -

전병욱\*

Byung Wook Jun

#### Abstract

Based on the annual data from finance panel survey of the Korea Institute of Public Finance (KIPF), this study examines the factors influencing households' comprehensive decision to use the reverse mortgage loan (RML). Detailed regression results show that supplemented pension incomes through the three-pillar system, the life expectancy of the household head, price of the house under the RML contract, and household head's perception of the welfare system have significant effects on the decision to use the RML, whereas the household head's risk aversion and perception of the tax system have insignificant effects. This implies that the importance of RML as a potential income source is reflected in the overall decision making; however, individual and subjective factors frequently hinder rational behaviors regarding RML. The result further indicates that rather than optimal decision making considering the necessity of old age income security, erratic judgement on several subjective factors, unlike rational judgement on most objective factors, is generally prevalent in the choice of whether to use RML. This property of inadequate rationality in RML application is regarded to arise from the low level of utilization, which reflects a deficiency in public interest in RML.

**Keywords:** Reverse mortgage loan, Old age income security, Optimal decision making, Finance panel survey

\* 서울시립대학교 세무전문대학원 교수 | Professor, Graduate School of Science in Taxation, University of Seoul | bwjun@uos.ac.kr |

## 1. 서론

“주택담보노후연금보증”이란 주택소유자가 주택에 저당권 설정 또는 주택소유자와 한국주택금융공사(이하 “공사”)가 체결하는 신탁계약<sup>1)</sup>에 따른 신탁을 등기하고 금융기관으로부터 대통령령으로 정하는 연금 방식<sup>2)</sup>으로 노후생활자금을 대출받음으로써 부담하는 금전채무를 공사가 계정의 부담으로 보증하는 행위를 말한다(한국주택금융공사법 제2조 제8호의2). 즉, 주택연금은 만 55세 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·지급,<sup>3)</sup> 국가 보증<sup>4)</sup> 및 상속<sup>5)</sup>과 함께 조세혜택<sup>6)</sup> 측면의 장점이 있는 것이다.

우리나라는 고령화와 노후빈곤의 문제가 심화되고 있고, 장래의 사회 문제로 확대될 가능성이

매우 큰 상황이다. 즉, OECD의 회원국 중 가장 빠른 속도로 인구구조의 변화를 경험하고 있고, 2025년에는 초고령사회(65세 이상 20% 이상)에 진입할 것으로 전망되고 있다. 이와 같은 인구구조의 변화에 대응해서 우리나라의 연금제도가 노후소득보장의 기능을 충분히 수행하지 못하는 문제점이 다양하게 지적되었고, 특히 취약한 공적연금을 보완하기 위해 사적연금 제도의 동(同)기능을 확대해야 한다는 주장이 지속적으로 제기되었다.

구체적으로, 노후소득의 원천을 국가별로 비교하면 우리나라는 국민연금 및 기초연금 등의 공적이전소득의 비중이 30.0%로 비교대상인 G5 국가들의 평균(55.5%)에 비해 현저하게 낮고, 사적연금 및 자본소득 등의 사적이전소득의 비중도 21.4%로 공적연금에 대한 보완기능이 취약해서 노후소득의 절반 정도를 근로소득(48.6%)에 의존하는 것으로 나타났다. 연금소득의 노후소득보

- 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 종신지급(혼합)방식, 확정기간혼합방식, 대출상환방식, 대출상환우대방식 및 우대지급(혼합)방식으로 구분할 수 있다(한국주택금융공사, 2025b).
- 3) 가입자와 배우자에게 평생 거주를 보장하고, 부부 중 한 명이 사망하더라도 연금의 감액 없이 동일금액을 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 귀속시키고, 반대의 경우에는 상속인에게 부족분을 청구하지 않는다.
- 6) 구체적인 조세혜택의 내용은 아래와 같다.

### <주택연금의 조세혜택>

단계	내용
저당권 설정	저당권 설정에 대한 등록면허세의 50% 감면(주택공시가격 등이 5억 원 이하인 1가구 1주택자가 아닌 경우에는 150만 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)

장 수준을 나타내는 공·사적 연금 소득대체율도 우리나라는 35.8%로 G5 국가들의 평균(61.4%)에 비해 훨씬 낮은 것으로 나타났다(Organization for Economic Co-operation and Development [OECD], 2024).

G5 국가들에 비해 “덜 내고 더 빨리 받는” 방식의 우리나라의 공적연금 제도가 기본적인 노후소득보장 기능이 크게 부족한 상황에서 이를 보완하는 사적연금 제도도 이들 국가들에 비해 취약한 문제점이 있다. 즉, 우리나라의 사적연금 가입율은 17.0%로 G5 국가들의 평균(55.2%)에 비해 크게 낮아서(OECD, 2018, 2024) 동(同)기능의 상대적 취약성을 더욱 현저하게 하는데, 주택이 가구 자산에서 차지하는 비중이 매우 높은 우리나라의 상황에서 2007년부터 시행되는 주택연금은 이와 같은 사적연금의 취약한 기능을 상당 부분 보완할 수 있을 것으로 기대되고 있다.<sup>7)</sup> 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.

단, 이상과 같이 거시적인 노후소득보장 기능 수행의 관점에서 주택연금의 효과성을 분석하는 것과 별도로 대상자의 세부적 특성을 바탕으로 미시적 관점에서 가입 성과를 이용해서 동(同)기능의 수행 여부를 분석한 선행연구들은 발견하기 어렵다. 따라서, 부족한 선행연구를 보충하면서 사적연금과 유사하게 중요한 노후소득원천의 역할

을 수행하는 주택연금을 활성화하기 위해서는 가구 단위의 가입 의사결정에 영향을 미치는 세부적 요인들에 대한 미시적 분석이 필요한 것이다. 본 연구는 이와 같은 연구의 필요성을 반영해서 해당 의사결정과 관련한 실증분석 결과의 합리적 해석과 함께 이를 통한 정책적 시사점을 확인하기 위해 수행했는데, 이러한 측면에서 본 연구는 후술하는 다양한 선행연구들과 구분되는 차별적 공헌점이 있다고 할 수 있다.

본 연구는 주택연금의 가입 현황과 함께 다양한 가구별 특성을 제공하는 한국조세재정연구원의 제10차~제17차년도(2016년~2023년)의 재정패널조사 자료를 이용해서 가구 단위의 미시적 관점의 주택연금 가입 의사결정을 실증분석하였다. 이를 통해 본 연구는 다층적 노후소득보장체계를 강화하기 위한 경제적 필요성이 점차 중요시되는 주택연금의 가입 확대를 위한 개편 논의에서 활용할 수 있는 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대할 수 있다.

## II. 연구설계

### 1. 제도적 분석 및 운영현황

본 연구에서 세부적 의사결정을 분석하는 주택연금의 가입요건은 연령, 대상주택 및 보유주택수로 구분된다.

7) 한국농어촌공사 및 농지관리기금법상 농지연금도 대출 방식으로 실물자산을 유동화하는 측면에서는 주택연금과 동일하지만 농업인이 대상이기 때문에 보편성의 관점에서 주택연금에 비해 크게 제한적이라고 할 수 있다. 농지연금은 실증분석의 대상인 재정패널조사 자료의 조사 항목에 포함되지 않기 때문에 본 연구에서 별도로 반영하지 않았다.

먼저, 2007년의 시행 이후 주택연금의 가입 연령은 본인·배우자가 모두 65세 이상(2007년) → 본인·배우자가 모두 60세 이상(2009년) → 본인 이<sup>8)</sup> 60세 이상(2013년) → 본인 또는 배우자가 60세 이상(2016년) → 본인 또는 배우자가 55세 이상(2020년)으로 지속적으로 확대되었다.<sup>9)10)</sup> 또한, 가입대상주택도 실지거래가액 6억 원 이하인 주택(2007년) → 실지거래가액 9억 원 이하인 주택(2008년) → 공시가격이 9억 원 이하인 주택(2021년) → 공시가격이 12억 원 이하인 주택(2023년)<sup>11)</sup>으로 지속적으로 확대되었으며,<sup>12)</sup> 보유주택수는 1주택이어야 한다.<sup>13)14)</sup>

2025년 6월 말의 누적 기준으로 주택연금의

가입자 수는 143,094명이고, 보증유지 건수, 연금지급액 및 보증공급액은 각각 109,948건, 13조 281억 원 및 144조 9,492억 원이다. 또한, 2024년의 연간 기준으로 연금지급액 및 보증공급액은 각각 2조 6,406억 원 및 19조 4,499억 원이다. 또한, 2025년 6월 말의 가입자의 연령, 월지급금 및 주택가격의 평균은 각각 72세,<sup>15)</sup> 124만 원 및 3억 9,400만 원이다. 추가적으로, 가입자의 지급방식과 지급유형에서는 종신지급방식(61.3%)<sup>16)</sup> 및 정액형(70.5%)<sup>17)</sup>의 비중이 가장 크고, 시도별로는 수도권 가입자가 67.0%를 차지하는 것으로 나타났다.<sup>18)</sup>

- 8) 주택을 배우자와 공동으로 소유하는 경우에는 연장자를 말한다.
- 9) 한국주택금융공사법시행령 제3조의2 제2항 및 주택담보보후연금보증규정(공사 내규, 이하 “보증규정”) 제4조 제1항.
- 10) 연령 계산은 공사의 보증을 받기 위해 최초로 주택에 저당권 설정 등기를 하는 시점을 기준으로 하고(보증규정 제4조 제2항 및 주택담보보후연금보증 업무처리기준(공사 내규, 이하 “업무기준”) 제1장 제2절 1.), 주민등록상 생년월일을 기준으로 연·월·일까지 계산하여 연 미만은 절사하며(업무기준 제1장 제2절 1. 가.), 최고 가입 가능 연령의 제한은 없다(업무기준 제1장 제2절 1. 나.).
- 11) 2023.10.12. 자 신규신청자부터 적용한다.
- 12) 한국주택금융공사법 제43조의11 제1항 및 동법시행령 제28조의9.
- 13) 보증규정 제6조 제1항.
- 14) 단, ① 보유주택의 공시가격 등의 합계가 12억 원 이하로서 거주하고 있는 1주택을 담보주택으로 보증신청한 경우, ② 상속, 이사 등으로 인해 보유하게 된 2주택 중 담보주택 이외의 1주택을 일정 기간 이내에 처분하는 조건으로서 거주하고 있는 1주택을 담보주택으로 보증신청한 경우에는 예외적으로 보유주택이 1주택이 아니라도 주택연금에 가입할 수 있다.
- 15) 부부 중 연소자 기준이다.
- 16) 주택연금의 지급방식별로 구분한 가입자 수는 아래와 같다.

<주택연금의 지급방식별 가입자 수(2025년 6월 말 기준)>

지급방식	가입자(명)	비율(%)	지급방식	가입자(명)	비율(%)
종신지급방식	87,645	61.3	우대지급방식	12,521	8.8
종신흡합방식	32,268	22.6	우대흡합방식	2,948	2.1
확정흡합방식	1,488	1.0	대출상환우대방식	157	0.1
사전가입방식	644	0.5			
대출상환방식	5,423	3.8	계	143,094	100

17) 주택연금의 지급유형별로 구분한 가입자 수는 다음과 같다.

## 2. 연구가설

본 연구의 분석내용에 대한 연구가설은 아래와 같다.

〈가설 1〉 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액이 커질수록 보충적 소득보장을 위한 주택연금의 가입 가능성은 낮아진다.

〈가설 2〉 가구주의 기대여명이 길어질수록 주택연금의 가입 가능성은 높아진다.

〈가설 3〉 가입대상주택의 가격은 주택연금의 가입 가능성에 미치는 영향이 있다.

〈가설 4〉 가구주의 위험회피성향은 주택연금의 가입 가능성에 미치는 영향이 있다.

〈가설 5〉 가구주의 조세제도 인식은 주택연금의 가입 가능성에 미치는 영향이 있다.

〈가설 6〉 가구주의 복지제도 인식은 주택연금의 가입 가능성에 미치는 영향이 있다.

먼저, 〈가설 1〉은 선진국들과 다르게 공적연금의 미성숙에 따른 제도적 공백이 크고, 개인연금도

충분히 활성화되지 않은 상황에서 가구 자산에서 차지하는 높은 주택 비중을 반영해서 주택연금을 통해 보충적 노후소득보장 기능이 원활하게 수행되는지를 확인하는 것이다. 즉, 선진국들은 재정건전성의 문제점으로 인한 공적연금의 기능 약화를 사적연금의 강화를 통해 보완하는 정책을 추진하고, 이를 위해 조세혜택 등의 정책적 지원을 제공하지만 개인연금을 통해 축적된 재원이 부족한 우리나라의 경우에는 은퇴한 고령층에 대해 연금의 3층 구조를 통해 동(同)기능을 충분히 수행하는 것에 한계점이 있는 것이다. 따라서, 선행연구(백혜연 외, 2018; 송인호, 2017; 전성주 외, 2015; 최경진·임병권, 2019)와<sup>19)</sup> 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 측면이 반영되었는지를 확인하는 것이다. 즉, 연금의 3층 구조를 통한 소득이 많을수록 주택연금을 통한 보충적 소득보장 강화의 필요성과 이를 반영한 가입 가능성은

〈주택연금의 지급유형별 가입자 수(2025년 6월 말 기준)〉

지급방식	가입자(명)	비율(%)	지급방식	가입자(명)	비율(%)
정액형	100,854	70.5	초기증액형(10년)	11,979	8.4
증가형 <sup>a)</sup>	188	0.1	초기증액형(7년)	1,504	1.1
감소형 <sup>a)</sup>	3,922	2.7	초기증액형(5년)	1,933	1.4
전후후박형 <sup>a)</sup>	21,781	15.2	초기증액형(3년)	817	0.6
정기증가형	116	0.1	계	143,094	100

주: <sup>a)</sup> 폐지.

18) 이번 문단의 내용은 공사 홈페이지 및 주택금융통계시스템에서 인용하였다.

19) 전성주 외(2015)는 주택연금 가입을 통한 60대 이상 가구주의 총소득 증대효과를 바탕으로 주택연금의 빈곤완화 효과를 확인하였다. 송인호(2017)는 주택연금에 대한 수요조사를 바탕으로 주택연금을 통한 고령층의 소득보장의 강화 필요성과 함께 지속가능성을 제고하기 위한 방안을 제시하였다. 백혜연 외(2018)는 주택연금을 통한 소득대체율 증가 효과를 확인하면서 소득대체율을 최대화할 수 있는 최적보증료율을 제시하였다. 최경진·임병권(2019)은 주택연금을 통한 소득보장 강화의 효과를 즉시연금 및 연금형 희망나눔주택과의 비교를 통해 분석하였다.

낮아질 것으로 예상되는데, <가설 1>은 이러한 인과관계가 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; Drinkwater et al., 2004; Redhead, 2008)<sup>20)</sup>와 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 주택 비중과 함께 재산 보전과 상속을 위한 심리적인 주택 의존도가 높은 우리나라에서 기대여명이 낮은 경우에는 주택연금을 통한 보충적 소득보장의 강화 필요성이 상대적으로 작고, 이것을 반영해서 주택연금의 가입 가능성이 낮은 반면 기대여명이 충분히 높은 경우에는 상속까지 포함한 최적 의사결정에 따라 반대의 경로를 통한 가입 가능성이 높을 것으로 예상되는데, <가설 2>는 가입 의사결정에서 개인적 특성인 가구주의 기대여명이 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다.

다음으로, <가설 3>은 가입대상주택의 가격이

주택연금의 가입에 영향을 미쳤는지에 대해 확인하는 것이다. 즉, 주택연금의 연금액은 가입 당시의 가입자의 연령 및 주택가격이 높을수록 커지고(한국주택금융공사, 2025a), 주택가격이 변동되더라도 당초 가입시점에 결정된 월지급금으로 가입기간 동안 계속하여 수령하게 되는데(한국주택금융공사, 2025a), 이들 중 계속해서 변동하는 가입대상주택의 가격이 주택연금의 가입 의사결정에 어떤 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다. 구체적으로, 주택담보대출과 주택연금의 상환액 차이로 계산한 주택연금의 제공 혜택은 가입 당시의 연령과 함께 주택가격이 높을수록 커지고(남영우, 2024),<sup>21)</sup> 주택연금의 가입·해지 예측에서 주택가격변동률이 중요한 요인인데(임병권 · 장한익, 2024), <가설 3>은 대상자들의 가입 의사결정에 외생적인 가입대상주택의 가격이 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다.

추가적으로, <가설 4>, <가설 5>, <가설 6>은 경제적 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 기대여명 외의 가구주의 주관적 인식이 가입에 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다. 먼저, <가설 4>는 선행연구(신유정 · 전병욱, 2019; Carnes et al., 1996; Roberts, 1998)<sup>22)</sup>와 같이 경제적 의사결정에서 사람들은 일반적으로 위험부담을 회피하려는 경

20) Drinkwater 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 고려해서 개인의 투자 의사결정을 분석하면 기대여명의 예상이 연금 가입 여부의 결정에 영향을 미치는데, 건강 상태에 대한 과신 등으로 이러한 예상에 편이가 발생하면 최적 수준에 미달하는 연금 가입이 될 수 있다고 주장하였다. 이경희·전병욱(2020)은 객관적 예상수명에 비해 오래 생존할 것으로 인식하는 경우에 사적연금에 더 가입하고, 더 많이 납부하는 것으로 나타나서 충실한 노후소득 보장을 위한 장수 리스크에 대한 인식의 중요성을 시사한다고 주장하였다.

21) 주택연금의 지급액은 주택가격이 높아질수록 커지는 반면 적용하는 이자율은 주택가격과 관계없이 동일하게 적용되도록 설계되었기 때문이다.

22) Carnes et al.(1996)은 위험선호에 대한 태도가 세무전문가의 의사결정에 미치는 영향을 확인했고, Roberts(1998)는 연령·성별 등의 인구통계적 특성 및 위험선호에 대한 태도가 세무신고 의사결정에 미치는 영향을 확인하였다. 신유정·전병욱(2019)은 높은 위험회피성향의 납세자가 장래의 과세상 불이익이 될 가능성이 큰 세무조사를 더욱 기피하는 태도를 보이고, 이로 인해 성실

향을 가지는 반면 위험성이 게재되기는 하지만 일단 성공했을 경우의 보상이 큰 경우에는 기꺼이 위험을 부담하기도 하는데, 보유 주택의 상실과 노후의 안정적 현금흐름의 대가관계에서 주택연금의 가입 의사결정에 이와 같은 위험회피성향이 어떤 영향을 미쳤는지를 확인하는 것이다. 즉, 주관적 특성인 가구주의 위험회피성향에 따라 주택연금의 가입에 따른 동(同)대가관계 변동에 대한 인식이 달라질 수 있기 때문에 가입 가능성에도 영향을 미칠 수 있는데, <가설 4>는 이와 같은 인과관계가 타당한 것인지를 확인하는 것이다.

다음으로, <가설 5> 및 <가설 6>은 선행연구(금중예·금현섭, 2017; 양종민, 2020)<sup>23)</sup>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 것이

다. 즉, 주관적 특성인 조세제도 및 복지제도에 대한 가구주의 인식에 따라 주택연금에 가입할 경우의 만족도가 달라질 수 있기 때문에 가입 가능성에도 영향을 미칠 수 있는데, <가설 5> 및 <가설 6>은 이와 같은 인과관계가 타당한 것인지를 확인하는 것이다.

### 3. 연구모형

(식 1)은 앞선 절에서 정리한 연구가설을 검증하기 위한 연구모형이다.

$$\begin{aligned} \text{HPEN} &= \beta_0 + \beta_1 * \text{PINC} + \beta_2 * \text{LEXP} + \\ &\beta_3 * \text{PRC} + \beta_4 * \text{RA} + \beta_5 * \text{TAX} + \\ &\beta_6 * \text{WELL} + Z\beta + u \end{aligned} \quad (\text{식 } 1)$$

HPEN: 개별 연도별로 주택연금의 가입 여부를 의미하는 더미변수.

PINC: 주택연금 외의 연금을 통한 소득의 보전액(공적연금·퇴직연금·개인연금의 수령액<sup>24)</sup> ÷ 가구원수의 제곱근).

LEXP: 자연로그값으로 측정된 가구주의 기대여명(예상수명-현재 연령).

PRC: 가입대상주택 가격<sup>25)</sup>의 자연로그값.

RA: 가구주의 위험회피성향(0~1의 값).

TAX: 조세제도에 대한 가구주의 인식(0~1의 값).

하게 신고할 가능성이 더욱 높은 것으로 해석할 수 있다고 주장하였다.

23) 금중예·금현섭(2017)은 증세가 수반되는 경우의 복지 태도에서 주관적 세금부담 인식의 역할을 분석한 결과, 세금부담에 대한 인식은 복지 태도에 부정적 영향을 미치는 반면 조세 누진성에 대한 선호는 증세 조건과 관계없이 복지 태도에 긍정적 영향을 미치는 것을 확인하였다. 양종민(2020)은 복지지출과 조세제도에 대한 우리나라의 전체적인 인식구조를 분석한 결과, 재분배 및 보험 기능을 국가의 책임으로 인식하면서 복지지출의 증대를 위한 증세에 대해 대체로 긍정적 태도를 나타내는 반면 조세제도에 대한 불신으로 복지지출의 증대를 위한 증세에 대해 부정적 입장을 나타내는 것을 확인하였다.

24) 금액의 단위는 만 원이다. 통제변수인 가구순자산(LNHNA)과 가구순소득(LNHNINC)에서도 마찬가지이다.

25) 재정패널조사의 가구 자료에서 조사한 가입대상주택의 기준시가를 이용하였다. 실거래가액을 기준으로 주택연금의 가입대상 주택을 구분한 2020년 이전에는 국토교통부에서 발표하는 주택유형별 현실화율을 이용해서 추정된 동(同)가액을 이용해서 가입대상주택의 여부를 구분하였다.

WELL: 복지제도에 대한 가구주의 인식(0~1의 값).

Z: 종속변수에 영향을 미치는 기타 통제변수들.

먼저, (식 1)의 종속변수인 분석대상기간(2016년~2023년)의 주택연금 가입 여부(HPEN)는 동(同)기간에 가입요건을 만족하는 대상가구 중에서 주택연금에 새롭게 가입하거나 계속 가입 상태인 가구에게 1의 값을 부여하고, 이와 반대로 해지하거나 계속 미가입 상태인 가구에게 0의 값을 부여하는 더미변수이다. 즉, 주택연금은 가입 이후의 해지 및 재가입이 가능하기 때문에<sup>26)</sup> 설명변수들의 수준 및 특성은 가입 상태(HPEN=1) 및 미가입 상태(HPEN=0)에 상반된 영향을 미치는 것이다.

다음으로, 주된 설명변수 중에서 주택연금을 제외한 연금의 3층 구조를 통한 소득의 보전액(PINC)은 가구원들의 공적연금 및 퇴직연금과 함께 주택연금 외의 개인연금의 수령액의 합계액을 차별적인 가구별 가구원 구성을 반영하기 위해 일반적인 동등화지수(equivalence scale elasticity)의 적용방식인 가구원 수의 제곱근으로 나누어 값으로 계산하였다.<sup>27)</sup>

다음으로, 가구주의 기대여명의 자연로그값

(LEXP)은 안정된 소득이 요구되는 노후기간에 대한 개인적 예상을 나타내는 변수인데, 기간 증가에 따른 체감적 영향을 반영해서 자연로그값으로 측정하였다. 다음으로, 가입대상주택 가격의 자연로그값(PRC)은 주택연금의 연금액 계산과 함께 가입에 따른 기회비용을 반영하는 변수인데, 역시 금액 증가에 따른 체감적 영향을 반영해서 자연로그값으로 측정하였다.

다음으로, 가구주의 위험회피성향(RA)은 재정패널조사의 16차년도 외의 10차년도 이후의 설문에 대한 답변으로 측정했는데, 이러한 주관적 성향은 단기간에 불변일 것으로 가정해서 16차년도에는 가장 근접한 이전년도와 동일한 값을 적용하였다. 구체적으로, 해당 설문은 1억 원의 원금으로 수익율이 2%인 예금에 투자하는 대안(투자안 A)과 각각 50%의 확률로 수익율이 5% 및 -1%인 펀드에 투자하는 대안(투자안 B)에 대하여 각각 얼마씩 투자할지에 대해 투자안 A-투자안 B의 순으로 “0원~1억 원”, “1,000만 원~9,000만 원”, … “9,000만 원~1,000만 원”, “1억 원~0원”을 ①, ②, …, ⑩, ⑪의 답변으로 답변을 하는 것이다.

즉, 기대수익율이 2%<sup>28)</sup>로 동일한 무위험자산

26) 주택연금을 해지하는 경우에는 해지일로부터 3년 이내에 동일주택을 담보로 재가입할 수 없다. 단, 재가입일의 주택가격(평가액)이 직전 가입일의 주택가격(평가액)에 직전 가입일의 연금모형상 주택가격상승률을 반영한 가액보다 낮거나 같은 경우에는 재가입이 가능하다(한국주택금융공사, 2025a).

27) 가구의 구성원은 동일한 공간을 공유하면서 하나의 단위로 소비생활을 하기 때문에 동일한 후생수준을 영위하기 위한 필요경비적 성격의 소득은 규모의 경제로 인해 일반적으로 가구원 수의 증가율보다 낮다. 따라서, 가구의 불평등도를 축소하기 위해 동등화지수(equivalence scale elasticity)를 적용하는데, 동등화지수는 서로 다른 납세자의 등가소득의 추정을 위해 사용된다. 이러한 동등화지수의 적용에 따라 가구별 소득규모는 다시 정렬된다. 즉, 조정된 소득  $Y^* = Y \div (A + aC)^b$ 라고 할 수 있는데, 여기서 Y는 가구소득, A는 성인 수, a는 미성년자 조정을 위한 계수, C는 미성년 수이고, b는 규모의 경제에 대한 계수값이다. 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 적용 방법 중에서 박기백·김형준(2007)과 동일하게 자녀 수는 반영하지 않고 규모의 경제의 계수는 0.5를 채택하였다( $a=1, b=0.5$ ). 즉,  $Y^* = Y \div N^{0.5}$ (N은 가구원 수)으로 조정된 소득을 이용해서 주택연금을 외의 연금을 통한 소득의 보전액을 계산한 것이다.

(투자안 A)과 위험자산(투자안 B) 간의 투자자금 배분에서 위험자산에 전액을 투자하는 대안이 ①, 무위험자산에 전액을 투자하는 대안이 ①이고, ②~⑩은 분산투자하는 대안인 것이다. 따라서, 1부터 11까지의 값인 답변이 클수록 높은 위험회피성향을 의미하는데, 본 연구의 분석에서는 변수의 표준화를 위해 원래 답변(x) 대신  $\{(x-1)/10\}$ 로 RA를 계산해서 0부터 1 사이에서 0.1 단위로 측정하는 값 중에서 큰 값일수록 높은 위험회피성향으로 해석하였다.

다음으로, 조세제도에 대한 가구주의 인식(TAX)은 재정패널조사의 9차년도 이후의 설문에 대한 답변으로 측정하였다. 구체적으로, 해당 설문은 “귀하는 본인의 경제적 능력에 비해 세금을 어느 정도 납부한다고 생각하십니까?”의 문항에 대해 “매우 많이 납부한다”, “약간 많이 납부한다”, “적절하게 납부한다”, “약간 적게 납부한다”, “매우 적게 납부한다”를 ①, ②, ..., ⑤의 답변으로 하는 것이다. 따라서, 1부터 5까지의 값인 답변이 클수록 조세제도에 대한 인식이 긍정적이라고(경제적 능력을 고려한 조세부담 수준을 낮게 인식한다고) 볼 수 있는데, 본 연구의 분석에서는 표준화를 위해 원래 답변(x) 대신  $\{(x-1)/4\}$ 로 TAX를 계산해서 0부터 1 사이에서 0.25 단위로 측정하는 값 중에서 큰 값일수록 조세제도에 대한 긍정적 인식으로 해석하였다.

마지막으로, 복지제도에 대한 가구주의 인식

(WELL)도 역시 재정패널조사의 9차년도 이후의 설문에 대한 답변으로 측정하였다. 구체적으로, 해당 설문은 “귀하는 본인이 납부했던 세금과 비교해 볼 때 정부로부터 받은 혜택의 수준이 어떻다고 생각하십니까?”의 문항에 대해 “매우 높은 수준이다”, “약간 높은 수준이다”, “적절한 수준이다”, “약간 낮은 수준이다”, “매우 낮은 수준이다”를 ①, ②, ..., ⑤의 답변으로 하는 것이다. 따라서, 1부터 5까지의 값인 답변이 클수록 복지제도에 대한 인식이 긍정적이라고(조세부담을 고려한 혜택 수준을 높게 인식한다고) 볼 수 있는데, 본 연구에서는 표준화를 위해 원래 답변(x) 대신  $\{(x-1)/4\}$ 로 WELL을 계산해서 0부터 1 사이에서 0.25 단위로 측정하는 값 중에서 큰 값일수록 복지제도에 대한 긍정적 인식으로 해석하였다.

종속변수에 영향을 미치는 그 밖의 통제변수들(Z)은 재정패널조사 자료를 이용한 실증분석(Jun, 2022)에서 일반적으로 채택하는 가구별 특성인 가구순자산(LNHNA, 주택 외의 가구 자산에서 부채를 차감한 값의 자연로그값), 가구순소득(LNHNINC, 가구 총소득에서 가구 총지출을 차감한 값의 자연로그값),<sup>29)</sup> 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), 혼인 상태(MAR, 기혼인 경우 1인 더미변수)<sup>30)</sup> 및 교육 수준(EDU, 4

28) 투자안 B는  $5\% \times 0.5 + -1\% \times 0.5 = 2\%$ .

29) 자연로그로 측정된 변수에서 원래 값이 “0”이면 해당 변수를 “0”으로 계산하였다. 가구순소득이나 가구순자산이 음(-)인 경우에는 양(+인 경우와 동일한 방식의 체감적 영향을 반영하기 위해 해당 변수의 절대값의 자연로그값에 -1을 곱해서 측정하였다.

30) 홍희정·홍성현(2023)에 의하면 세무적 가구 유형(부부, 독신남 및 독신녀)에 따라 주택연금 가입자의 특성이 차별적인 것으로 나타났는데, 혼인 여부(MAR)는 이러한 특성을 반영하기 위해 통제변수에 포함시킨 것이다.

년제 대학 졸업 이상인 경우 1인 더미변수)도 포함하였다. 또한, 전체 분석기간(2016년~2023년)에 대하여 개별 연도의 특성이 납세자의 의사결정에 미친 영향을 반영하기 위해 연도별 더미변수(YEAR)를 통제변수에 포함시켰다.

(식 1)의 연구모형에 대한 구체적 분석방법은 전체 분석대상 기간에 걸친 불균형 패널자료에 대해 가구 특성을 반영한 확률효과 패널 로짓(random-effect panel logistic regression)을 채택하였다. 구체적으로, 시계열 형태의 종속변수가 범주형 자료인 경우에 사용하는 로짓 분석 중에서 확률효과 패널 로짓은 개별 개체의 이질성(heterogeneity, 재정패널조사 자료에서는 개별 가구의 고유한 특성)이 모든 기간에 걸쳐서 동일한 값을 가지는 고정효과(fixed effect)가 아니라 확률분포에 의해 매 기간 변동하는 확률효과(random effect)를 따른다고 보는 것이다.

주택연금의 가입 상태가 종속변수인 (식 1)의 연구모형과 구분해서 전년도의 미가입 가구들을 대상으로 당해 연도의 가입 여부가 종속변수인 (식 2)의 연구모형 및 전년도의 가입 가구들을 대상으로 당해 연도의 해지 여부가 종속변수인 (식 3)의 연구모형을 별도로 실증분석하였다. 즉, (식 1)이 전체 분석대상기간을 대상으로 주택연금 가입·미가입 상태에 미친 설명변수들의 일반적 영

향을 확인한<sup>31)</sup> 것인 반면, (식 2) 및 (식 3)은 특정 연도에 새롭게 주택연금에 가입하거나 해지한 경우에 이러한 의사결정에 미친 설명변수들의 차별적 영향을 확인하기 위한 것인데, 이를 위해 (식 2) 및 (식 3)에서는 (식 1)의 설명변수 값 대신 해당 변수들의 전년 대비 증가분으로 이를 측정하였다.<sup>32)33)</sup>

특히, (식 2) 및 (식 3)의 설명변수 중에서 가입 대상주택 가격의 증가분( $\Delta$ PRC)의 분석결과를 통해 주택가격의 변동에 따른 대상가구의 상반된 이해관계 중에서 어떤 측면이 더욱 중요한지를 확인할 수 있다. 즉, 미가입 가구는 가입에 따른 연금액과 처분 기회 상실에 따른 기회비용을 고려해서 가입 여부를 결정하고, 가입 가구는 해지 이후의 처분에 따른 수령액과 해지에 따른 연금액의 기회비용을 고려해서 신규 가입 및 해지의 의사결정을 할 것으로 예상되는데, 외생적인 주택가격의 변동이 이러한 의사결정에 미치는 영향을 확인할 수 있는 것이다.

$$\begin{aligned} \text{HPENIN} &= \beta_0 + \beta_1 * \Delta \text{PINC} + \beta_2 * \Delta \text{LEXP} + \\ &\beta_3 * \Delta \text{PRC} + \beta_4 * \Delta \text{RA} + \beta_5 * \Delta \text{TAX} \\ &+ \beta_6 * \Delta \text{WELL} + \Delta Z\beta + u \quad (\text{식 } 2) \end{aligned}$$

31) 이와 같은 (식 1)의 연구모형으로 인해 미가입 상태를 계속해서 유지하는 대다수의 표본은 전체 분석기간에 걸쳐서 HPEN=0의 값을 유지하게 된다. 따라서, 이들 표본을 이용해서는 0 또는 1의 종속변수의 수준별 특성과 구분되는 종속변수의 변동(0→1 또는 1→0)에 대한 개별 설명변수들의 영향을 분석할 수 없기 때문에 이러한 영향을 확인하기 위해 (식 2) 및 (식 3)의 연구모형을 별도로 구성한 것이다.

32) (식 1)에서 자연로그로 측정된 설명변수들은 (식 2) 및 (식 3)에서 설명변수의 원래 값의 증가분에 대한 자연로그값으로 측정하였다. 또한, 동(同)증가분이 "0" 또는 음(-)인 경우에는 (식 1)과 동일한 방식으로 변환한 값으로 측정하였다.

33) (식 1)의 설명변수 중에서 연도별 변동이 거의 없는 가구원 수(FNUM), 수도권 거주 여부(METRO) 및 가구주의 특성을 나타내는 더미변수들은 (식 2) 및 (식 3)의 연구모형에서는 제외하였다.

$$\begin{aligned}
 \text{HPENOUT} &= \beta_0 + \beta_1 * \Delta \text{PINC} + \beta_2 * \Delta \text{LEXP} + \\
 &\beta_3 * \Delta \text{PRC} + \beta_4 * \Delta \text{RA} + \beta_5 * \Delta \text{TAX} \\
 &+ \beta_6 * \Delta \text{WELL} + \Delta Z\beta + u \quad (\text{식 3})
 \end{aligned}$$

HPENIN: 전년도의 미가입 가구 중에서 당해 연도의 주택연금 신규 가입 여부를 나타내는 더미 변수.

HPENOUT: 전년도의 가입 가구 중에서 당해 연도의 주택연금 해지 가입 여부를 나타내는 더미 변수.

$\Delta \text{PINC}$ : 주택연금 외의 연금의 3층 구조를 통한 소득 보전액(PINC)의 전년 대비 증가분.

$\Delta \text{LEXP}$ : 가구의 기대여명의 전년 대비 증가분의 자연로그값.

$\Delta \text{PRC}$ : 가입대상주택 가격의 전년 대비 증가분의 자연로그값.

$\Delta \text{RA}$ : 가구의 위험회피성향(RA)의 전년 대비 증가분.

$\Delta \text{TAX}$ : 가구의 조세제도에 대한 인식(TAX)의 전년 대비 증가분.

$\Delta \text{WELL}$ : 가구의 복지제도에 대한 인식(WELL)의 전년 대비 증가분.

$\Delta Z$ : 종속변수에 영향을 미치는 기타 통제변수들(Z)의 전년 대비 증가분.

### III. 실증분석 결과

#### 1. 분석대상 표본의 분포 및 기술통계량

본 연구의 표본은 재정패널조사의<sup>34)</sup> 10차~17

차년도(2016년~2023년) 자료에서 개별 연도별로 주택연금의 가입요건을 충족하는 대상가구로 구성했는데, 이들 표본의 연도별 가입비율은 <표 1>과 같다. 즉, 가입비율이 연도별로 1.0%~2.4%이고, 가입비율이 기간 경과에 따라 대체로 낮아지는 추세인 것으로 나타났다.<sup>35)</sup>

다음으로, 분석대상 표본의 가구주 연령별 가입비율은 <표 2>와 같다. 즉, 전체적으로 가구주의 연령이 증가할수록 가입비율이 높아지는 것으로 나타나서 주택을 활용한 노후소득보장에 대한 관심이 고령층일수록 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 분석대상 표본의 지역별 가입비율은 <표 3>과 같다. 즉, 거주지역에 따라 주택연금 가

<표 1> 연도별 주택연금 가입비율

연도	가입가구 (a)	미가입가구 (b)	대상가구 (c=a+b)	가입비율 (a÷c)
2016	47	1,913	1,960	2.4%
2017	43	2,031	2,074	2.1%
2018	51	2,130	2,181	2.3%
2019	59	3,154	3,213	1.8%
2020	73	5,199	5,272	1.4%
2021	88	5,323	5,411	1.6%
2022	81	5,540	5,621	1.4%
2023	55	5,599	5,654	1.0%
계	497	30,889	31,386	1.6%

34) 한국조세재정연구원은 2007년에 개정된 국가재정법에 의해 조세제도 개편의 정책효과가 제시되어야 하고, 이를 실증분석할 필요성이 커짐에 따라 조세정책과 세무행정을 연구하고 분석하는 데 활용할 자료를 수집하기 위해 2007년을 최초 조사대상 연도로 해서 2009년부터 재정패널조사 자료를 제공하고 있다. 재정패널조사는 가구 조사와 가구원 조사로 구분되며, 2023년까지의 조사가 완료된 상태이다.

35) 2019년에 비해 2020년에 대상가구가 확대된 것은 14차년도의 신규 추출을 통해 재정패널조사의 조사 성공 가구가 4,832개(10차년도, 2016년) → 4,765개(13차년도, 2019년) → 8,792개(14차년도, 2020년) → 8,741개(17차년도, 2023년)와 같이 2020년에 크게 증가했기 때문이다.

〈표 2〉 가구주 연령별 주택연금 가입비율

가구주 연령	가입가구 (a)	미가입가구 (b)	대상가구 (c=a+b)	가입비율 (a÷c)
55세 미만	0	330	330	0.0%
55~59세	35	4,478	4,513	0.8%
60~69세	143	13,785	13,928	1.0%
70~79세	168	8,784	8,952	1.9%
80~89세	132	3,336	3,468	3.8%
90세 이상	19	176	195	9.7%
계	497	30,889	31,386	1.6%

입비율에 편차가 있고, 특히 수도권(2.2%)이 비 수도권(1.3%)에 비해 높은 비율을 나타내서 거주 지역에 따라 주택가격과 함께 노후소득보장과 관련한 주택연금 제도에 대한 인식에 상당한 격차가 있는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 분석대상 가입대상주택의 공시가격 별 구성은 〈표 4〉와 같다. 즉, 공시가격이 중간 수준인 대상주택의 주택 연금 가입비율이 상대적으로 높은 것으로 나타났는데, 6억 원 초과분 주택의 낮은 비중을 고려하면 대체로 대상주택의 공시가격이 높을수록 가입비율이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

추가적으로, 분석대상 표본의 주택연금 신규 가입 및 해지 건수의 연도별 구성은 〈표 5〉와 같다. 즉, 전년도의 주택연금 가입 여부를 확인할 수 있는 대부분의 대상가구는 전년도의 미가입 상태를 계속 유지했고(미가입 → 미가입), 신규 가입(미가입 → 가입) 및 해지(가입 → 미가입) 가구의 비중이 유사하면서 가입 상태 유지(가입 → 가입) 가구에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

다음으로, 분석대상 표본의 기술통계량을 정리

〈표 3〉 지역별 주택연금 가입비율

시도	가입가구 (a)	미가입가구 (b)	대상가구 (c=a+b)	가입비율 (a÷c)
서울	96	3,446	3,542	2.7%
부산	30	2,742	2,772	1.1%
대구	6	2,087	2,093	0.3%
인천	23	1,635	1,658	1.4%
광주	37	1,323	1,360	2.7%
대전	13	1,124	1,137	1.1%
울산	9	809	818	1.1%
세종	0	213	213	0.0%
경기	103	4,781	4,884	2.1%
강원	49	1,216	1,265	3.9%
충남	12	1,218	1,230	1.0%
충북	29	1,344	1,373	2.1%
전남	26	1,933	1,959	1.3%
전북	24	2,217	2,241	1.1%
경남	19	2,479	2,498	0.8%
경북	21	2,308	2,329	0.9%
제주	0	14	14	0.0%
계	497	30,889	31,386	1.6%

하면 〈표 6〉과 같다. 주택연금의 가입비율(HPEN), 수도권 가구 비율(METRO), 여성 가구주 비율(FEMALE), 기혼 가구주 비율(MAR) 및 4년제 대학 이상 가구주 비율(EDU)의 평균은 각각 1.6%, 32.1%, 35.5%, 77.9% 및 21.2%이고, 가구원 수의 제곱근으로 표준화시킨 주택연금 외의 연금의 3층 구조를 통한 소득 보전액(PINC), 가입대상주택의 가격(PCR), 주택 외의 가구 순자산(HNA) 및 순소득(HNINC)의 평균값은 각각 1,954만 원, 2억 9,212만 원, 2억 1,603만 원 및 1,556만 원이며, 가구주 기대여명(LEXP), 가구원 수(FNUM)

〈표 4〉 가입대상주택의 공시가격별 주택연금 가입비율

가입대상주택 공시가격	가입주택 (a)	미가입 주택(b)	대상주택 (c)	가입비율 (a÷c)
3억 원 이하	287	21,108	21,395	1.3%
3억 원~6억 원	146	6,292	6,438	2.3%
6억 원~9억 원	49	2,320	2,369	2.1%
9억 원~12억 원	14	1,054	1,068	1.3%
12억 원 초과 <sup>a</sup>	1	115	116	0.9%
계	497	30,889	31,386	1.6%

주 : <sup>a</sup> 전술한 바와 같이 실지거래가액을 기준으로 주택연금의 가입대상주택을 구분한 2020년 이전에는 주택유형별 현실화율을 이용하여 공시가격(기준시가)를 역산했기 때문에 공시가격의 상한인 12억 원을 초과하는 대상주택이 포함될 수 있다.

〈표 5〉 주택연금 신규 가입 및 해지 건수의 연도별 구성

연도	계속 미가입	신규 가입	해지	계속 가입	계
2016	1,702	28	19	10	1,759
2017	1,785	27	30	13	1,855
2018	1,906	29	25	17	1,977
2019	1,953	23	21	11	2,008
2020	4,205	41	56	21	4,323
2021	4,759	58	50	24	4,891
2022	4,887	53	47	19	5,006
2023	4,748	36	61	12	4,857
계	25,945	295	309	127	26,676
	97.3%	1.1%	1.2%	0.5%	100%

및 가구주 연령(AGE)의 평균은 각각 23.5년, 2.5명 및 65.2세로 나타났다. 또한, 0~1의 값으로 측정된 가구주 위험회피성향(RA), 조세제도 인식(TAX) 및 복지제도 인식(WELL)의 평균은 각각 0.763, 0.436 및 0.568로 나타났다.

연속형인 개별 변수의 평균과 중위수를 비교하

〈표 6〉 변수들의 기술통계량(n=31,386)

변수	평균	표준편차	Q1	중위수	Q3
HPEN	0.0158	0.1248	0	0	0
PINC	1,953.75	3,548.90	0	772.16	2,112
LEXP	23.52	13.71	14	22	30
PRC	29,211	25,700	10,000	20,000	40,000
RA	0.7633	0.2953	0.5	1.0	1.0
TAX	0.4357	0.1463	0.25	0.50	0.50
WELL	0.5681	0.1885	0.50	0.50	0.75
HNA	21,603	91,936	1,000	5,400	19,680
HNINC	1,555.54	3,322.73	185	968	2,418
FNUM	2.54	1.02	2	2	3
METRO	0.3213	0.4670	0	0	1
AGE	65.19	12.97	60	66	74
FEMALE	0.3553	0.4786	0	0	1
MAR	0.7787	0.4152	1	1	1
EDU	0.2117	0.4085	0	0	0

주 : HPEN, 개별 연도별로 주택연금에 가입한 경우에 1인 더미변수; PINC, 주택연금 외의 연금을 통한 소득의 보전액(공적연금 · 퇴직연금 · 개인연금의 수령액÷가구원 수의 제공금); LEXP, 가구주의 기대여명(예상수명-현재 연령); PRC, 가입대상주택의 가격; RA, 가구주의 위험회피성향(0~1의 값); TAX, 조세제도에 대한 가구주의 인식(0~1의 값); WELL, 복지제도에 대한 가구주의 인식(0~1의 값); HNA, 주택 외의 가구순자산; HNINC, 가구순소득; FNUM, 가구원 수; METRO, 수도권 가구인 경우 1인 더미변수; AGE, 가구주 연령; FEMALE, 여성 가구주인 경우 1인 더미변수; MAR, 기혼 가구주인 경우 1인 더미변수; EDU, 가구주가 4년제 대학 이상의 교육수준인 경우 1인 더미변수.

면 가구주의 위험회피성향, 조세제도에 대한 인식 및 가구주 연령은 평균보다 중위수가 커서 왼쪽으로 치우친 분포(left-skewed distribution)인 반면 그 밖의 변수들은 모두 중위수보다 평균이 커서 오른쪽으로 치우친 분포(right-skewed distribution)로 나타났다.

## 2. 확률효과 패널 로짓 등의 분석결과

〈표 7〉은 〈식 1〉의 연구모형에 대한 확률효과 패널 로짓의 결과인데, 동(同)모형의 통계적 유의성은 1%의 유의수준에서 확인된다. 전술한 바와 같이 〈가설 1〉은 주택연금 외의 연금의 3층 구조를 통한 노후소득보장의 정도 → 주택연금 가입 가능성의 인과관계를 PINC의 유의값을 통해 검증하는 것이고, 〈가설 2〉부터 〈가설 6〉까지는 대상자의 개별적 특성(기대여명, 가입대상주택 가격, 위험회피성향 및 조세·복지제도에 대한 인식) → 해당 가능성의 인과관계를 LEXP, PRC, RA, TAX 및 WELL의 유의값을 통해 검증하는 것이다.

먼저, 〈가설 1〉에 대해서는 주택연금 외의 연금의 3층 구조를 통한 소득 보전액이 커질수록 주택연금 가입 가능성이 유의적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 선진국들과 다르게 공적연금의 미성숙에 따른 제도적 공백이 크고, 개인연금도 충분히 활성화되지 않은 상황에서 연금의 3층 구조를 통해 은퇴한 고령층의 소득보장이 충분히 수행되지 않는 경우에 주택연금을 통해 이를 강화하는 것이 일반적 예상인데, 분석대상 자료에서 이러한 합리적 의사결정을 확인할 수 있는 것이다.

다음으로, 〈가설 2〉에 대해서는 가구주의 기대여명이 커질수록 가입 가능성이 유의적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 전술한 바와 같이 충분히 높은 주관적 기대여명의 경우에는 상속 이후까지 고려한 최적 의사결정에 따라 주택연금의 가입이 증가할 것으로 예상되는데, 실제로는 반대의 결과가 나타난 것이다. 이와 같은 분석결과는 기대여명과 반비례하는 것으로 볼 수 있는 가구주

〈표 7〉 주택연금 가입 상태에 대한 확률효과 패널 로짓의 결과

변수	회귀계수	t값	p값	
PINC	-0.0001	-2.44	0.0075***	
LEXP	-0.3725	-2.65	0.0040***	
PRC	0.4630	4.73	0.0000***	
RA	0.2020	0.82	0.2050	
TAX	-0.4519	-1.00	0.1595	
WELL	-1.4476	-4.03	0.0000***	
LNHNA	-0.0087	-0.81	0.2095	
LNHNINC	0.0133	1.08	0.1410	
FNUM	-0.2921	-3.00	0.0015***	
METRO	0.0275	0.15	0.4415	
AGE	0.0147	1.43	0.0770*	
FEMALE	0.1864	1.15	0.1245	
MAR	-0.2052	-1.09	0.1380	
EDU	0.1409	0.67	0.2525	
YEAR	2017	-0.2562	-0.95	0.1715
	2018	-0.0175	-0.07	0.4730
	2019	-0.6997	-2.65	0.0040**
	2020	-0.8562	-3.42	0.0005***
	2021	-0.6659	-2.74	0.0030**
	2022	-0.8310	-3.16	0.0010***
	2023	-1.3120	-4.88	0.0000***
Constant	-8.0801	-5.56	0.0000***	
Rho	0.55			
Wald Chi <sup>2</sup>	124.9			
Log Likeli	-1,709.5***			
n	23,424			

주 : 1) 변수의 정의는 〈표 6〉과 같음.

2) \*, \*\* 및 \*\*\*는 각각 10%, 5% 및 1%의 유의수준을 의미함.

연령이 증가할수록 가입비율이 증가하는 〈표 2〉의 결과를 뒷받침하는 것인데, 가입 당시의 낮은 연령으로 인해 연금액이 상대적으로 적어지는 것

과 함께 고령층 고용의 확대<sup>36)</sup>에 따라 기대여명이 길수록 추가적인 경제활동의 가능성이 커지기 때문에 보충적 소득 보장의 수단으로 주택연금을 활용하는 시점이 늦어지는 것으로 해석할 수 있다. 또한, 가구주의 연령이 높을수록 주택연금의 가입 가능성이 높은 통제변수의 분석결과와 결합하면 주관적인 기대여명에 비해서는 객관적인 연령이 가입 의사결정에 더욱 중요한 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

다음으로, <가설 3>에 대해서는 가입대상주택의 가격이 커질수록 주택연금의 가입 가능성이 유의적으로 높아지는 것으로 나타났는데, 이것은 대체로 공시가격이 높을수록 주택연금의 가입비율이 증가하는 <표 4>의 결과와 유사한 것이다. 이와 관련해서는 전술한 바와 같이 가입 당시의 주택가격이 높을수록 연금액이 커지는데, 실제 주택연금의 가입 의사결정에서 이와 같은 측면이 중요하게 반영된 것을 확인할 수 있다.

다음으로, <가설 4>에 대해서는 가구주의 위험회피성향이 가입 가능성에 미치는 유의적 영향이 확인되지 않았다. 즉, 보유 주택의 상실과 노후의 안정적 현금흐름의 대가관계에서 위험회피성향은 주택연금을 통한 장래의 결과들을 현재가치로 평가해서 최종적 가입 여부를 판단하는 데 중요한 요인이 될 수 있는데, 주택연금의 가입 자료에서 이러한 측면의 의사결정을 확인할 수 없는 것이다.

다음으로, <가설 5>에 대해서는 조세제도에 대한 가구주의 긍정적 인식이 주택연금 가입 가능성

에 유의성에 다소 근접한 수준의 비유의적 영향을 미친 것으로 나타났다(p값은 0.1595). 즉, 조세제도는 최종적 사회 안전망인 사회복지 수급액에 대한 자원 조달의 특성을 반영하고, 경제적 능력을 고려한 조세부담 수준인 해당 인식이 부정적일수록 조세제도를 통한 경제적 부의 감소를 크게 인식해서 보충적 소득보장의 필요성을 크게 생각하고, 그 결과 주택연금 가입이 확대될 것으로 예상되는데, 주택연금의 가입 자료에서 이러한 심리적 반응을 반영한 의사결정을 확인할 수 없는 것이다.

마지막으로, <가설 6>에 대해서는 복지제도에 대한 가구주의 긍정적 인식이 커질수록 주택연금 가입 가능성이 유의적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 즉, 복지제도는 최종적 사회적 안전망인 사회복지 수급액을 통해 다층적 연금 구조를 통한 노후소득보장을 분담할 수 있고, 조세부담을 고려한 상대적 혜택에 대한 인식이 부정적일수록 복지제도를 통한 경제적 부의 보완을 작게 인식해서 보충적 소득보장의 필요성을 크게 생각하고, 그 결과 주택연금 가입이 확대될 것으로 예상되는데, 주택연금 가입 자료에서 이러한 심리적 반응을 반영한 의사결정을 확인할 수 있는 것이다.

주된 설명변수들에 대한 이상의 회귀분석 결과는 최적의사결정과 일반적인 심리적 반응을 반영한 가입 요인 중에서 기본적인 연금의 3층 구조를 통한 소득 보전액, 가구주 기대여명, 가입대상주택의 가격 및 대상자의 복지제도에 대한 인식은

36) 2025. 8. 6. 자 통계청 보도자료(2025년 5월 경제활동인구조사 고령층 부가조사 결과)에 따르면 2025년 5월의 고령층(55세~79세) 취업자는 978만 명으로, 전년동월 대비 34만 4,000명 증가했고, 고용률은 59.5%로 전년동월 대비 0.5%p 증가한 것으로 나타났다.

유의적 영향을 미치는 반면 대상자의 위험회피성향과 조세제도에 대한 인식은 유의적 영향이 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성을 반영해서 대체적으로는 합리적 가입 의사결정이 이루어지는 것으로 해석할 수 있다.

통제변수들 중에서 <표 2>와 같이 가구주의 연령이 높은 것과 함께 가구원 수가 적을수록 주택연금의 주택연금의 가입 가능성이 높은 반면 다른 인구통계학적 특성들은 가입 의사결정에 미치는 영향이 상대적으로 불충분한 것으로 나타났다. 특히, <표 3>에서 확인한 수도권 지역의 상대적으로 높은 가입비율<sup>37)</sup>에도 불구하고, 가구 거주지역의 수도권 여부가 가입 가능성에 미치는 영향은 비유의적인 것으로 나타났다.

다수의 설명변수에서 확인되는 주택연금 가입과 관련한 불완전한 의사결정의 합리성은 낮은 가입비율과 함께 이를 통해 유추할 수 있는 부족한 사회적 관심에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 즉, 고령층에 대한 소득보장 체계에서 주택연금의 활용가능성은 고령화 비율이 높은 국가들에서도 장기간 논의되었지만, 실제 보편적 제도로 활용되는 경우는 발견하기 어려운 실정이다. 따라서, 가구 자산의 주택 집중도가 높은 우리나라의 상황은 주택연금의 이용 유인과 함께 제약요인으로 동시에 작용할 수 있는데(고제현, 2022), 이상의 실증

분석 결과는 후자의 결과가 더욱 일반적인 것으로 해석할 수 있는 것이다.<sup>38)</sup>

다음으로, <표 8>은 (식 2)의 연구모형에 의한 확률효과 패널 로짓의 결과인데, 동(同)모형의 통계적 유의성은 10%의 유의수준에서 확인된다. 전술한 바와 같이 (식 2)의 연구모형은 전년도의 미가입 가구들을 대상으로 당해 연도의 가입 여부를 종속변수로 채택하고, (식 1)의 설명변수의 증가분으로 설명변수를 구성하였다. 주택연금의 가입 상태가 종속변수인 <표 7>의 분석결과와 비교해서 <표 8>의 분석결과에서는 우선 기대여명의 증가분이 커질수록 신규 가입 가능성이 작아지는 것으로 나타나서 적극적인 가입 의사결정에서도 기대여명이 <표 7>과 유사한 방식의 유의적 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 가입대상주택 가격의 증가분이 커질수록 신규 가입 가능성을 증가시키는 것으로 나타나서 역시 적극적인 가입 의사결정에서도 동(同)가격이 <표 7>과 유사한 방식의 유의적 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다. 즉, 미가입 가구는 가입에 따른 연금액과 처분 기회의 상실에 따른 기회비용을 고려해서 가입 여부를 결정하는데, 동(同)가격의 증가로 인해 연금액은 가입기간 동안 확정적으로 커지는 반면, 처분에 따른 기회비용은 증가 여부가 불확실하기 때문에 확실한 연금액의 증가가 적극적인 가입 의사결정에 더욱 큰 영

37) 이와 관련해서 최경진 외(2023)는 주택연금의 가입 의향에 미치는 요인이 지역별로 차이가 있다는 분석결과를 제시하였다. 즉, 최경진 외(2023)에 의하면 주택가격과 함께 생활비가 높은 수도권 지역은 노후준비 정도, 주택상속 의향 및 현재 직업종사자가 주택연금의 가입 의향에 영향을 미치는 반면 지방 광역시는 자녀 수와 주택담보대출 유무가 영향을 미치고, 비수도권 지역은 교육 수준과 주택 수가 영향을 미치는 것으로 나타났다.

38) 이상과 같이 확인한 연구모형 (1)에 대한 확률효과 패널로짓의 분석결과는 희소 사건 문제(rare event)로 인해 영향을 받을 수 있는데, 이러한 측면을 고려해서 영평창 확률효과 로짓(zero-inflated random-effect logit)을 별도로 채택하더라도 <표 7>과 유사한 분석결과가 나타났다.

〈표 8〉 주택연금 신규 가입에 대한 확률효과 패널 로짓의 결과

변수	회귀계수	t값	p값
PINC	0.0000	-0.19	0.4260
LEXP	-0.3852	-2.04	0.0205**
PRC	0.0637	1.59	0.0555*
RA	-0.8487	-1.35	0.0890*
TAX	-0.1109	-0.12	0.4515
WELL	-0.3234	-0.42	0.3375
LNHNA	-0.0204	-1.07	0.1435
LNHNINC	0.0164	0.68	0.2500
Constant	-3.8995	-4.39	0.0000
Rho	0.3703		
Wald Chi <sup>2</sup>	22.82		
Log Likeli	-240.01*		
n	3,940		

주 : 1) 변수의 정의는 〈표 6〉과 같음.

2) \* 및 \*\*는 각각 10% 및 5%의 유의수준을 의미함.

향을 미치는 것으로 해석할 수 있는 것이다.

추가적으로, 가입 상태에서는 비유의적 영향을 미쳤던 위험회피성향이 커질수록 신규 가입 가능성이 유의적으로 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 장기간에 걸쳐 가구의 경제 상황에 영향을 미칠 수 있는 주택연금에 새롭게 가입하는 중요한 의사결정에 대해 위험회피성향이 커질수록 보수적 태도를 가질 것이라는 일반적 예상에 부합하는 것으로 볼 수 있다.

다음으로, 〈표 9〉는 (식 3)의 연구모형에 의한 횡단면 로짓의 결과인데, 동(同)모형의 통계적 유의성은 5%의 유의수준에서 확인된다.<sup>39)</sup> 전술한

바와 같이 (식 3)의 연구모형은 전년도의 가입 가구들을 대상으로 당해 연도의 해지 여부를 종속변수로 채택하고, (식 1)의 설명변수의 증가분으로 설명변수를 구성하였다. 주택연금의 가입 상태가 종속변수인 〈표 7〉의 분석결과와 비교해서 〈표 9〉의 분석결과에서는 우선 위험회피성향이 커질수록 해지 가능성을 유의적으로 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 〈표 8〉과 동일하기 때문에 상반된 종속변수를 고려하면 비일관적인 것으로 보일 수 있다. 그러나, 장기간에 걸쳐 가구의 경제 상태에 영향을 미칠 수 있는 주택연금을 해지하는 것은 신규 가입과 마찬가지로 중요한 의사결정이기 때문에 위험회피성향이 커질수

〈표 9〉 주택연금 해지에 대한 횡단면 로짓의 결과

변수	회귀계수	t값	p값
PINC	-0.0013	-0.68	0.2485
LEXP	0.5806	0.96	0.1675
PRC	-0.1764	-1.27	0.1015
RA	-4.4152	-2.00	0.0230**
TAX	-4.9122	-1.55	0.0600*
WELL	0.2652	0.11	0.4550
LNHNA	0.0961	1.53	0.0635*
LNHNINC	0.0009	0.01	0.4945
Constant	-1.2896	-0.88	0.1885
LR Chi <sup>2</sup>	23.79		
Log Likeli	-21.56**		
n	59		

주 : 1) 변수의 정의는 〈표 6〉과 같음.

2) \* 및 \*\*는 각각 10% 및 5%의 유의수준을 의미함.

39) 〈표 9〉와 같이 매우 작은 표본의 크기(n=59)로 인해 로짓 패널회귀분석을 수행할 경우에는 연구모형이 비유의적인 것으로 나타나서 대체적으로 횡단면 로짓(crosssectional logit)을 수행하였다.

록 역시 보수적 태도를 가질 것이라고 해석할 수 있을 것이다.

다음으로, 가구주의 조세제도에 대한 인식이 부정적일수록 해지 가능성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 전술한 바와 같이 부정적 인식이 경제적 능력에 비해 과중한 조세부담의 수준을 의미하기 때문에 조세제도를 통한 경제적 부의 감소에 대응해서 안정적인 주택연금을 해지하는 대신 대상주택을 활용한 추가적 경제활동의 가능성을 보다 적극적으로 모색하는 것으로 해석할 수 있다.

추가적으로, 대상주택 외의 가구순자산이 커질수록 해지 가능성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 가구의 경제활동에 필요한 직간접적 재원 조달의 원천이 확대될 경우에는 주택 보유 및 상속에 대한 기본적 선호에 반하는 최종적 재원인 주택연금을 해지할 가능성이 커지는 것으로 해석할 수 있다.

#### IV. 결론

가구자산에서 주택의 차지하는 비중이 매우 큰 우리나라에서 2007년부터 시행하는 주택연금은 사적연금을 통한 노후소득보장을 상당부분 보완할 것으로 기대되고 있다. 그러나, 주택 보유와 상속에 대한 높은 선호로 인해 원래 취지와 다르게 주택연금에 의한 해당 기능의 보완이 제한적일 것이라는 비판적 전망도 제시되고 있다. 본 연구는 주택연금의 가입 현황을 다양한 가구 특성과 함께 제공하는 한국조세재정연구원의 재정패널조사

자료를 이용해서 가구 단위의 미시적 관점의 주택연금 가입 의사결정을 실증분석하였다.

실증분석의 결과 최적의사결정과 일반적인 심리적 반응을 반영하는 주택연금 가입 요인 중에서 기본적인 연금의 3층 구조를 통한 소득 보전액, 가구주 기대여명, 가입대상주택의 가격 및 대상자의 복지제도에 대한 인식은 유의적 영향을 미치는 반면, 대상자의 위험회피성향과 조세제도에 대한 인식은 유의적 영향이 없는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성을 반영해서 대체적으로는 합리적 가입 의사결정이 이루어지는 것으로 해석할 수 있다.

일부 설명변수에서 확인되는 주택연금 가입과 관련한 불완전한 의사결정의 합리성은 낮은 가입 비율과 함께 이를 통해 유추할 수 있는 부족한 사회적 관심에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 즉, 가구 자산에서 차지하는 주택의 높은 비중은 우리나라에서 주택연금의 이용 유인과 제약요인에 동시에 해당할 수 있는데, 실증분석의 결과는 후자의 결과가 보다 일반적인 것으로 해석할 수 있는 것이다. 이와 함께 전년도 미가입 가구 및 가입 가구로 대상을 한정된 실증분석에서는 중요한 신규 가입·해지 의사결정에 대해 위험회피성향이 커질수록 보수적 태도를 나타내는 것을 확인할 수 있다.

이상의 분석결과를 통해 본 연구는 다층노후소득보장체계를 강화하기 위한 경제적 필요성이 점차 커지는 주택연금 가입 확대를 위한 개편의 논의에서 활용가능한 정책적인 시사점을 제시할 것으로 기대할 수 있다. 예컨대, 주관적인 기대여명

에 비해 객관적인 연령이 가입 의사결정에 더욱 중요한 영향을 미치는 것을 반영해서 가입연령을 인상하는 대신 이자율을 인하하거나 대다수 미가입 가구의 신규 가입을 확대하기 위해 이들이 주관적으로 인식하는 위험부담을 감소시킬 수 있도록 가입 이후의 대상주택의 가격 인상분을 연금액에 추가적으로 반영하는 개선방안을 고려할 수 있는 것이다.

또한, 주택연금 가입 확대의 정책목표에도 불구하고 대상자의 세부적 특성을 바탕으로 미시적 관점에서 가입 의사결정을 분석한 선행연구를 발견하기 어려운데, 본 연구는 대규모 실증분석 결과를 바탕으로 해당 의사결정의 구체적 특성을 확인함으로써 후속연구의 수행에서 중요한 참고가 될 것으로 기대된다.

**ORCID ID**

전병욱 <https://orcid.org/0000-0003-2722-8657>

**참고문헌**

1. 고제현. (2022). 다층노후소득보장체제와 주택연금. *주택금융 리서치*, 27, 36-45.
2. 금종예, 금현섭. (2017). 증세와 복지확대에 대한 태도: 세금부담 인식을 중심으로. *한국행정정보* 51(1), 1-29.
3. 김우철, 민희철, 박상원. (2006). *소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구*. 한국조세연구원.
4. 남영우. (2024). 주택가격에 따른 주택연금의 수혜에

대한 연구. *대한부동산학회지*, 73, 223-239.

5. 박기백, 김형준. (2007). *현물급여의 소득재분배 효과*. 한국조세연구원.
6. 백혜연, 김정주, 장인수. (2018). *노후 생활안정을 위한 주택연금제도 활용 방안연구*. 한국보건사회연구원.
7. 송인호. (2017). *주택연금의 지속가능성을 위한 개선 방안: 주택가격을 중심으로*. 한국개발연구원.
8. 신유정, 전병욱. (2019). 납세자의 위험회피성향이 납세순응 관련 주관적 인식 및 의사결정 방식에 미치는 영향의 분석. *세무학연구*, 36(4), 9-35.
9. 양종민. (2020). 한국 사회의 복지태도에 대한 연구: 정부의 책임성, 증세, 조세시스템에 대한 태도를 중심으로. *비판사회정책*, 68, 79-112.
10. 이경희, 전병욱. (2020). 기대여명에 대한 주관적 인식과 사적연금 수요 분석. *리스크관리연구*, 31(2), 91-131.
11. 임병권, 장한익. (2024). 주택가격 변동이 주택연금 가입 및 해지에 미치는 영향 분석. *부동산분석*, 10(1), 21-41.
12. 전성주, 박선영, 김유미. (2015). *노후소득보장을 위한 주택연금 활성화 방안*. 보험연구원.
13. 최경진, 이동화, 전희주. (2023). 주택연금 활성화를 위한 지역별 가입의향 요인 비교분석 및 시사점: 수도권과 지방 광역시 및 비수도권을 중심으로. *보험학회지*, 136, 31-59.
14. 최경진, 임병권. (2019). *자가주택을 활용한 노후소득 마련 방식 비교분석*. 주택금융연구원.
15. 한국주택금융공사. (2025a). *자주하는 질문*. [https://hf.go.kr/ko/sub03/sub03\\_02\\_05\\_04.do](https://hf.go.kr/ko/sub03/sub03_02_05_04.do)
16. 한국주택금융공사. (2025b). *주택연금이란*. [https://www.hf.go.kr/ko/sub03/sub03\\_01\\_01\\_01.do](https://www.hf.go.kr/ko/sub03/sub03_01_01_01.do)
17. 홍희정, 홍성현. (2023). 다항로지스틱을 활용한 가구 유형별 주택연금 가입자 특성 분석. *한국행정논집*, 35(4), 757-776.
18. Carnes, G. A., Harwood, G., & Sawyers, R.

- (1996). The determinants of tax professionals' aggressiveness in ambiguous situations. *Advances in Taxation*, 8, 1–26.
19. Drinkwater, M., & Sondergeld, E. T. (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*. Oxford University Press.
20. Jun, B. W. (2022). Equity in household health care expenditures in Korea. *Iranian Journal of Public Health*, 51(8), 1901–1903.
21. Organization for Economic Co-operation and Development. (2018). *OECD pensions outlook 2018*. Organization for Economic Co-operation and Development.
22. Organization for Economic Co-operation and Development. (2024). *Pensions at a glance Asia/Pacific 2024*. Organization for Economic Co-operation and Development.
23. Redhead, K. (2008). *Personal finance and investment: A behavioural finance perspective*. Routledge.
24. 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.

논문접수일: 2025년 8월 28일

심사(수정)일: 2025년 9월 28일

게재확정일: 2025년 11월 14일

## 국문초록

본 연구는 주택연금의 가입 현황과 함께 다양한 가구별 특성을 제공하는 한국조세재정연구원의 재정패널조사 자료를 바탕으로 미시적 측면의 주택연금의 가입 의사결정을 분석하였다. 실증분석의 결과 최적의사결정과 일반적인 심리적 반응을 반영한 가입 요인 중에서 기본적인 연금의 3층 구조에 의한 소득 보전액, 가구주의 기대여명, 대상주택의 가격 및 복지제도에 대한 인식은 유의적 영향을 미치는 반면 위험회피성향 및 조세제도에 대한 인식은 유의적 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고령층의 잠재적 소득원천인 주택연금의 경제적 중요성을 반영해서 대체적으로는 합리적 가입 의사결정이 이루어지는 것으로 볼 수 있다. 일부 설명변수에서 확인되는 불완전한 의사결정의 합리성은 낮은 가입비율과 함께 이를 통해 유추할 수 있는 부족한 사회적 관심에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 즉, 가구 자산의 높은 주택 집중도는 우리나라에서 주택연금의 이용 유인과 함께 제약요인에 해당할 수 있는데, 분석결과는 후자의 결과가 더욱 일반적인 것으로 볼 수 있다. 본 연구의 분석결과는 주택연금의 가입 확대를 위한 개편 논의에서 활용할 수 있는 정책적 시사점을 제공하는 것과 함께 후속연구의 수행에서 중요한 참고가 될 것으로 기대된다.

주제어 : 주택연금, 노후소득보장, 최적의사결정, 재정패널조사