

# 인구고령화와 주택연금 수요 분석: 일반화된 순서형 프로빗 모형을 적용하여\*

이 충 기\*\* · 박 상 수\*\*\*

## 논문 초록

우리나라 인구고령화 추세에 비추어 볼 때 장수의 위험에 노출된 베이비붐세대와 은퇴이후세대의 자가주택 소유비율이 높게 나타나고 있다는 점에서 안정적인 주거생활과 노후소득보전이 가능한 주택연금(reverse mortgage loans)제도가 주목을 받고 있다. 본 논문은 한국주택금융공사에서 매년 실시하는 주택금융 및 보금자리론 수요실태조사의 2010년과 2012년 자료를 활용하고, 일반화된 순서형 프로빗 모형을 이용하여 개인들의 주택연금 선호를 분석하고 더 나아가 주택연금 수요를 추정하였다. 실증분석 결과 사람들의 선호에 의미있는 영향을 주는 변수는 소득, 가구주 연령, 현재 집을 가지고 있는지 여부, 자녀의 수이며 가구주의 학력은 의미있는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그리고 같은 조건 하에서는 2010년에 비해 2012년에 주택연금에 대한 선호도가 증가하였다. 머지않아 고령층이 되는 50대 이후 베이비붐세대들이 위험이 내재된 주택이나 부동산에 대한 투자를 노후소득보전 대체수단으로 판단하는 경향이 있으며, 이러한 현상에 비추어 볼 때 세계에서 가장 빠른 인구고령화 속도를 보이고 있는 우리나라의 경우 보다 안정적인 노후소득보전을 위해 주택연금을 활성화시키기 위한 제도적 보완이 필요할 것으로 판단된다.

핵심 주제어: 인구고령화, 주택연금, 일반화된 순서형 프로빗 모형

경제학문헌목록 주제분류: C1, I3

투고 일자: 2013. 6. 26. 심사 및 수정 일자: 2013. 10. 8. 게재 확정 일자: 2013. 10. 25.

\* 본 논문은 고려대학교 교내연구비 및 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량 강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2010-411-B00028).

\*\* 제1저자, 한국방송통신대학교 경제학과 조교수, e-mail: cklee415@knou.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 고려대학교 경제학과 부교수, e-mail: starpac@korea.ac.kr

## I. 서론

현재 우리나라는 인구구조의 변화에 따라 2000년에 고령화사회에 진입한 이후 고령사회로의 진입 기간이 세계에서 가장 빠른 추세로 진행되고 있으며, 초고령사회로의 진입 기간 또한 다른 선진국에 비해 가장 짧을 것으로 예상되고 있다. 이러한 인구고령화 추세에 비추어 볼 때 장수의 위험에 노출된 베이비붐세대와 은퇴이후세대의 자가주택 소유비율이 높게 나타나고 있다는 점에서 안정적인 주거생활과 노후 소득보전이 가능한 주택연금(reverse mortgage loans) 제도가 주목을 받고 있다.<sup>1)</sup> 주택연금이란 일반적인 주택담보대출의 발상을 거꾸로 이용해 고령층이 소유하고 있는 주택을 담보로 연금 형태의 대출을 받는 것을 의미한다. 은퇴 이후 별다른 소득이나 재산 없이 주택만을 보유하고 있는 경우가 많기 때문에 자산의 대부분을 차지하는 주택을 금융기관에 담보로 맡기고 연금 형태로 대출 받아서 노후소득을 보장하자는 것으로 사망 후에는 은행 측에서 고객이 담보로 맡긴 집을 처분하여 대출금을 회수하게 되는 구조이다.

1989년 미국에서 도입된 이후 주택연금의 편익추정에 관한 주목할 만한 초창기 연구로서 Merrill et al. (1994)와 Rasmussen et al. (1995)이 있다. 두 논문의 공통점은 주택연금제도의 이용으로 발생하는 가시적이고 명확한 편익이 상당히 크므로 적극적인 활용을 주장하였으나, U. S. Census Bureau의 집계에 따르면 2011년 현재 만65세 이상 고령 주택보유자들의 단지 2.1%만이 역모기지론이라 불리는 주택연금제도를 이용하고 있는 것으로 나타나고 있다. 특히, 동 제도가 도입되고 15년이 경과한 후에도 이용률이 0.5%에도 미치지 못하다가 2005년 이후 급격히 증가하는 특징을 보이고 있다. 신기화·고성수(2012)의 베이비붐세대의 노후소득원으로서 주택연금의 효과를 분석한 결과 경제활동을 하는 동안 충분한 저축이나 개인연금을 통해 자기보장을 준비해 두지 못한 베이비붐세대에게는 주택연금이 효과적인

1) 본 논문에서 이용한 한국주택금융공사(2010, 2012)의 자료에 따르면, 유효한 9,498개의 자료 중 50대 이상 가구주들 중 72.77%가 주택을 보유하고 있었으며, 50대 미만의 가구주들 중에서는 49.17%만 주택을 보유한 것으로 보고되고 있다. 또한, 주택을 보유하고 있거나 향후 주택을 구매할 의향을 묻는 질문에는 50대 이상이 94.9%, 50대 미만이 92.2%로 거의 대부분의 가구주들이 주택구매를 하였거나 할 의사가 있는 것으로 나타났다. 한편, 동 자료에 의하면 50대 이상 가구주가 50대 미만 가구주들보다 주택보유비율이 상대적으로 높다는 것 외에도 전체 가구주의 주택보유비율 55.5%보다 월등히 높은 것으로 나타나고 있다.

수단이 될 수 있다고 주장한다.<sup>2)</sup>

한편, 우리나라의 경우 2004년 민간은행 주도의 민간 주택연금이 도입되었으나 이용실적이 극히 미미하였고, 2007년 7월부터 한국주택금융공사의 보증을 통한 주택연금제도가 본격적으로 시행되고 있으나 여전히 활성화되지 못하고 있다.<sup>3)</sup> 주택연금의 가입비용이 극히 저조한 이유 중 하나가 주택상속에 대한 인식에서 비롯되는데 한국주택금융공사(2010)에 따르면 주택을 자녀에게 상속하기를 희망하는 비율이 79.1%로 매우 높은 수준이다. 또 다른 이유로는 2008년 글로벌 금융위기 이전까지 주택가격의 상승세가 지속적으로 이어져 주택을 재산증식의 투자재로 인식하는 경향에서 연유한다(이종아·정준호, 2010). 최근 정부는 주택연금 사전가입제를 도입하고 주택연금 가입연령을 60세에서 50세로 하향조정하는 등 적극적인 활성화 대책을 내놓으며 급속하게 변해가는 인구고령화에 적합한 새로운 주택금융 대책을 마련하고자 노력하고 있다.

노년층의 저축동기(saving motives)가 상속동기(bequest motives)와 공공부조(public care)에 대한 반감으로부터 기인하며(Ameriks et al., 2011), 일시불 형태의 고액 의료비 지출 충격은 은퇴를 대비한 저축이 더 이상 상속동기가 고려의 대상이 되지 않게 만든다고 한다(De Nardi et al., 2010). 즉, 고령의 주택보유자들이 연령이 높아질수록 대출이 제약되고, 기존 담보를 제외한 주택순자산(home equity)을 이용하기가 힘들어지며, 이러한 제약들로 인하여 큰 지출의 충격이 갑자기 발생했을 경우 대부분의 은퇴고령자들이 주택을 처분할 수밖에 없게 만든다(Nakajima and Telyukova, 2012). 따라서 퇴직저축(retirement saving)의 형태로서 주택담보대출이 활용될 필요가 있으며, 역모기지론이라 불리는 주택연금제도가 이에 부합하는 소득 대체수단이 될 수 있을 것이다.

주택연금 가입자 수가 많지 않아 자료 활용의 어려움으로 인해 실제 연금 가입자를 대상으로 한 실증연구는 많지 않으며, 주택연금이 시판되기 전에는 연금제도의

2) 우리나라 베이비부머는 1955년부터 1963년 사이에 태어난 사람들로 2010년 기준 총 인구의 14.58%를 차지하고 있는 인구 집단을 의미하며, 이들은 하나의 코호트(cohort)로서 역사, 정치, 문화, 경제 등 분야에서 유사한 경험을 공유하는 집단으로 볼 수 있다(백은영, 2011).

3) 한국주택금융공사(2013)에 따르면 주택연금이 출시된 2007년 7월 이후 2013년 3월말 현재 주택연금에 가입한 고령자 가구는 총 13,932명으로 가입대상 가구의 약 1%에 불과한 실정이다. 그럼에도 불구하고 2013년 1분기 신규주택연금 가입자 수가 1,633명으로 전년도 같은 기간의 1,314명보다 23.3%로 가입자 수가 현저히 증가하였다.

필요성과 해외사례를 분석하는 연구들이 대부분이었고 민간과 공적 주택연금이 출시된 후에는 예비 대상자들의 선호도에 대한 연구가 주를 이루었다(안상모 외, 2013). 주택연금 가입의 의사결정 및 선택요인에 대한 최근 국내외 연구를 소개하면 다음과 같다.

안상모 외(2013)는 2012년 8월 현재 한국주택금융공사의 주택연금 가입자를 대상으로 종신지급형과 종신훈합형 상품선택에 미치는 요인들을 이항로짓모형으로 분석하여 주택가격이 높고, 가입연도가 빠르며, 월지급액이 적은 가구일수록 종신훈합형 상품을 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 김정주·마승렬(2011)은 2008년 한국주택금융공사의 수요조사 자료를 토대로 나이가 적을수록, 주택구입 관련 부채규모가 클수록 연금가입 의향이 높다는 것을 확인하였다. 김상현·서정렬(2011)은 주택연금에 가입한 총 4,350가구의 자료로부터 건물 및 대지 면적, 가입자 및 배우자 연령, 주택가격, 아파트여부 등이 연금수령액에 영향을 미치는 요인임을 확인하였다. 박근수·김영훈(2010)은 노후자금 마련, 자녀부담 감소, 다양한 여가활동 향유, 노후 삶 보장에 대해 긍정적이고 여성일수록 주택연금의 필요욕구에 영향력을 미치는 것으로 분석하였으며, 이선형·김영훈(2011)은 주택연금 가입이 주택에 대한 처분 의사와 자녀 및 가족의 의사결정에 크게 영향을 받을 수 있다는 사실을 확인하였다.

한편, 주택연금 선택에 관한 해외연구인 Case and Schnare(1994)와 Fratanoni(1999)는 실제 주택연금 가입자를 대상으로 상품선택의 결정요인을 분석하여 신용할당제(line of credit)의 선호 요인을 확인하였다. Chou et al. (2006)은 홍콩에서 주택을 보유하고 있고 일정 정도의 금융자산을 보유하고 자녀가 없는 경우 주택연금 이용에 더 긍정적이며, 반면 자산이 많을수록 부정적이라는 것을 보여주었다. 또한, Costa-Font et al. (2010)에 따르면, 스페인 주택시장에서 주택연금이 자가보험의 역할을 하고 있으며, 여성보다는 남성이, 교육수준이 높을수록 역모기지에 대해 잘 인식하고 있는 것으로 분석되었다.

본 연구에서는 한국주택금융공사에서 매년 실시하는 “주택금융 및 보금자리론 수요실태조사”(이하 주택금융수요실태조사)의 2010년과 2012년 자료를 활용하여 주택연금에 대한 선호도 및 수요분석을 하고자 한다. 이를 위해 일반화된 순서형 프로빗 모형(generalized ordered probit model)을 이용하여 주택연금에 대한 선호함수를 추정하고 이를 해석하고자 한다. 표준적인 순서형 모형(Boes and Winkelmann,

2004) 이라 할 수 있는 순서형 로짓 또는 순서형 프로빗 모형은 다양한 방식으로 시도되어 왔다. 특히 Terza (1985)의 연구 이후 문턱값(threshold values)에 개인별 이질성을 도입한 모형이 많이 이용되고 있으며, 일반화된 순서형 모형이라고 할 때에는 이를 지칭하는 경우가 많다(예컨대, Pudney and Shields, 2000; Boes and Winkelmann, 2004, 2006 등). 본 연구에서도 문턱값에 개인별 이질성을 고려하여 순서형 모형을 구성하였으며, 이러한 맥락에서 우리의 모형을 일반화된 순서형 모형이라고 부르기로 한다. 또한, 일반화된 순서형 모형 중 일반화된 순서형 프로빗 모형을 이용하여 개인들의 주택연금 선호를 분석하고 더 나아가 주택연금 수요를 추정하고자 한다. 일반화된 순서형 모형 중 실증분석에서 보다 많이 이용되는 것은 일반화된 순서형 로짓 모형이나 본고에서는 순서형 로짓 모형이 내포하는 제약(로그 오드비의 1계 미분이 일정)을 완화할 수 있는 순서형 프로빗 모형을 이용하였다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 실증분석에 사용된 자료를 설명하고, 제Ⅲ장은 추정모형인 일반화된 순서형 프로빗 모형을 설정하고 계량경제학적인 설명을 한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과에 대해 논의하며, 마지막으로 제Ⅴ장은 본 연구의 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시하는 결론으로 할애한다.

## Ⅱ. 분석자료

### 1. 주택금융수요실태조사 일반

한국주택금융공사에서는 주택금융 및 보금자리론에 대한 수요행태를 파악하고, 주택금융의 장기적이고 안정적인 공급에 필요한 기초 정보를 제공함으로써 국민의 복지증진과 국민경제 발전에 기여하기 위해 2005년 이후 매년 주택금융수요실태조사를 실시하고 있다(한국주택금융공사, 2012). 본 조사는 2006년 국가승인통계로 지정되었고 2010년에는 KB은행의 주택금융수요실태조사와 통합 실시되는 등 통계 품질과 서비스의 효율성이 향상되었으며, 2010년과 2012년 조사는 한국주택금융공사가 기획하고 (주)한국리서치가 수행하였다. 본 논문에서는 2010년과 2012년 주택금융수요실태조사를 활용하였다.

조사대상은 일반가구, 보금자리론 이용가구로 구분하였고, 일반가구 표본은 통계청 인구주택총조사를 근거로 지역/연령/가구소득별 3단 층화를 통해 무작위 추출

하였으며, 전국의 만 20~59세의 가구주 혹은 가구주의 배우자 5,000가구를 대상으로 컴퓨터를 이용한 인터넷 기반 웹 조사(CAWI; Computer Aided Web Interview) 방식으로 진행하였다(한국주택금융공사, 2010, 2012).<sup>4)</sup> 또한 주택에 대한 수요가 많고, 주택 가격 및 인식에 대한 변화가 큰 주요 지방 신도시에 대한 분석과 해당 도시별로 분석에 유의미한 표본 수 확보를 위해 서울특별시, 6대광역시, 도별, 도 내 주요 신도시별로 할당을 하였다.

〈표 1〉에서 나타난 바와 같이 2010년 응답결과 조사대상 4,500가구 중 자가 거주 가구의 비중은 46.4%, 전세 거주가구의 비중은 27.7%, 월세(순수+보증부 월세) 가구의 비중은 17.8%로 집계되었다. 동 조사가 실시된 2006년 이후 자료에 따르면 2007년 63.6%에 달하던 자가 거주가구의 비율은 지속적으로 감소하는 추세를 보이다가 2011년 50.6%로 다소 상승한 이후 2012년 응답결과 조사대상 5,000가구 중 49.6%가 자가 거주 가구로 집계되어 정체 상태에 머물고 있는 것으로 나타났다.

또한, 2010년 거주 주택은 아파트 거주가구가 56.9%로 가장 많고, 이어 단독주택/다가구 19.9%, 연립/다세대/빌라 19.2% 순으로 나타났고, 2012년에는 61.1%, 17.8%, 17.2%로 각각 나타나 아파트의 비중이 2011년 61.4%에 이어 60% 대를 상회하는 것으로 나타났다. 한편 2010년과 2012년 모두 서울 등 수도권에 비해 지방 중소도시의 자가 거주가구의 비중이 높았으며, 가구주의 연령이 높을수록 주택소유비율이 높아지는 것으로 나타나고 있다. 또한 주택보유자 대부분이 자가주택에 거주하고 있으며, 이들 중 2010년에는 72.4%, 2012년에는 74.0%가 아파트에 거주하고 있는 것으로 나타나 주택 보유자들의 대부분이 자신 소유의 아파트에서 거주하고 있음을 의미한다.

한편, 2010년에 주택을 소유한 2,405 가구의 특성을 살펴보면 최초의 주택구입 시기는 2000년 이전인 경우가 전체 소유가구의 52.2%로 나타났으며, 최초 주택 구입 연령은 평균 32.1세이며, 30대에 주택을 처음 구입한 경우가 54.0%로 가장

4) 주택금융수요실태조사가 일반가구와 보금자리론 이용 가구를 대상으로 2010년 각각 4,500가구, 2000가구를, 2012년 각각 5,000가구, 2,000가구였으나, 주택연금에 관한 설문조사가 일반가구만을 대상으로 진행되었기에 본 연구에서는 5,000가구에 대한 응답자료에 근거하여 분석하였다. 그리고 2010년은 2005년 통계청 자료를, 2012년은 2010년 통계청 자료로부터 표본추출 하였다(한국주택금융공사, 2010, 2012).

많은 것으로 나타났다. 한편 기혼가구가 결혼 후 최초 주택 구입까지 걸리는 시간은 평균 4.32년이며, 주택소유가구의 분양면적은 평균 101.4㎡이고 74.1%가 110㎡ 미만의 국민주택규모 주택을 보유하고 있는 것으로 조사되었다. 이에 비해 2012년에는 주택소유자 2,868가구 중 47.8%가 2000년 이전에 주택을 최초로 구입하였고, 그 당시 평균 연령이 32.5세이고, 55.2%가 30대에 최초로 주택을 구입한 것으로 나타났다. 그리고 주택보유 가구 중 기혼가구가 결혼 후 최초 주택 구입까지는 평균 4.54년이 걸렸고, 보유 주택의 분양면적은 104.7㎡로 2년 전에 비해 다소 증가하였으며 110㎡ 미만의 국민주택규모 주택을 보유한 가구의 비중은 71.6%로 비슷하게 나타났다.

〈표 1〉 주택금융수요실태조사 응답자들의 사회경제적 특성별 거주유형

구분		2010년					2012년				
		사례수 (명)	자가 (%)	전세 (%)	월세 <sup>2)</sup> (%)	기타 (%)	사례수 (명)	자가 (%)	전세 (%)	월세 <sup>2)</sup> (%)	기타 (%)
전 체		4,500	46.4	27.7	17.8	8.1	5,000	49.6	25.4	17.6	7.4
지역	서울	978	37.4	36.7	20.4	5.5	1,045	39.7	33.4	21.6	5.3
	경기	1,013	40.6	34.9	18.2	6.3	1,195	46.1	30.0	17.1	6.8
	광역시	1,208	51.2	22.8	18.0	8.0	1,208	55.1	21.8	16.1	7.0
	지방도시	1,301	53.4	19.9	15.4	11.3	1,442	54.8	18.9	16.5	9.8
가구주 의 연령	20대	493	14.9	32.4	40.4	12.3	509	21.3	29.6	38.0	11.1
	30대	1,322	34.1	38.6	18.3	9.0	1,305	35.0	37.5	19.0	8.5
	40대	1,592	53.5	23.8	15.1	7.6	1,592	53.9	23.4	15.5	7.2
	50대	1,093	65.3	18.1	10.9	5.7	1,460	67.4	15.6	11.5	5.5
소득 <sup>1)</sup>	140만원 이하 (190만원 이하)	896	19.5	27.4	39.0	14.1	1,000	26.3	25.1	36.9	11.7
	141~230만원 (191~290만원)	914	33.3	33.5	22.4	10.9	1,000	38.5	28.6	22.3	10.6
	231~320만원 (291~380만원)	909	51.0	28.7	14.9	5.4	1,000	51.5	28.7	14.1	5.7
	321~469만원 (381~510만원)	882	60.0	26.5	6.8	6.7	1,000	61.6	23.9	9.4	5.1
	470만원 이상 (511만원 이상)	899	68.8	22.4	5.7	3.1	1,000	70.1	20.9	5.1	3.9
주택소 유여부	소유	2,405	86.8	8.6	2.1	2.5	2,868	86.6	9.3	1.9	2.2
	미소유	2,095	0.0	49.7	35.9	14.4	2,132	0.0	47.0	38.6	14.2

주: 1) 소득 구분에서 ( ) 안은 2012년 분류 기준임.

2) 월세의 경우 2010년은 보증부월세+순수월세이고, 2012년은 일반월세+반전세임.

자료: 한국주택금융공사(2010, 2012).

2. 주택연금 응답자료

주택연금의 인지도는 2010년보다 8.9%p 상승한 85.3%로 지속적인 상승 추세를 보이고 있으나, 주택연금 인지자들의 인지수준은 여전히 ‘이름만 들어본 정도’이거나 ‘주택연금이 무엇인지 정도’만 알고 있는 경우가 89.3%로 여전히 주택연금제도에 대한 자세한 내용은 알지 못하는 것으로 나타났다. 2012년 주택연금 인지도에 대한 지역, 가구주연령, 가구소득별 분포는 <표 2>와 같다.

<표 2> 2012년 주택연금 인지도

	지역				가구주 연령				가구 소득				
	서울	경기	광역시	지방 도시	20대	30대	40대	50대	190만원 이하	191-290 만원	291-380 만원	381-510 만원	511만원 이상
사례 수	1,045	1,195	1,318	1,442	509	1,305	1,726	1,460	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
들어본 적 있다(%)	84.3	85.3	85.4	85.9	76.2	81.5	88.6	88.0	81.7	83.7	85.3	87.4	88.5
오늘 처음 들었다(%)	15.7	14.7	14.6	14.1	23.8	18.5	11.4	12.0	18.3	16.3	14.7	12.6	11.5

자료: 한국주택금융공사(2012).

현재 주택연금 가입조건에 해당하는 대상주택(9억원 이하) 과 가입대상(부부 모두 만 60세 이상) 의 해당여부와 상관없이 향후 이용 의향률은 2010년대비 0.3%p 상승한 39.7%로 나타났으며, 2012년 가구주 연령별 및 지역별 이용 의향률은 <표 3>과 같다.<sup>5)</sup>

주택연금 이용 의향의 가장 큰 이유는 ‘자녀들에게 생활비 도움을 받고 싶지 않아서’이며, 그 다음으로는 ‘다른 대비도 있지만 좀 더 풍족한 삶을 누리기 위해서’와 ‘노후생활에 필요한 돈을 준비할 다른 방법이 없어서’ 등이 그 뒤를 이었다. 이에 비해 주택연구 비이용 의향에 영향을 미친 이유로는 ‘노후생활 비용을 다른 방법으로 이미 준비했기 때문’, ‘받는 총 연금액이 집값 대비 손해일 것 같아서’, ‘주택을 자녀에게 물려주고 싶어서’ 순으로 나타났으며, 3순위까지 합한 응답비율에서는 ‘매월 받은 연금액이 기대에 못 미칠 것 같아서’가 2순위로 나타났다. 특징적인 것은 주택

5) 이용 의향률은 ‘반드시 이용하겠다(척도 5)’와 ‘이용하겠다(척도 4)’로 응답한 가구를 합한 수치이다.



〈표 3〉 2012년 주택연금 이용 의향률

	총계	지역				가구주 연령			
		서울	경기	광역시	지방 도시	20대	30대	40대	50대
사례 수	5,000	1,045	1,195	1,318	1,442	509	1,305	1,726	1,460
절대 이용하지 않겠다	1.7	1.7	1.9	1.1	2.1	2.2	2.3	1.1	1.7
이용하지 않겠다	12.0	10.6	13.2	11.2	12.6	6.6	13.6	11.2	13.5
잘 모르겠다	46.6	44.2	44.0	49.9	47.8	51.8	51.1	46.7	40.6
이용하겠다	36.0	39.2	37.3	34.6	33.8	34.3	30.3	37.4	40.1
반드시 이용하겠다	3.7	4.3	3.6	3.2	3.7	5.1	2.7	3.6	4.1
이용 의향률	39.7	43.5	40.9	37.8	37.5	39.4	33.0	41.0	44.2

주: 단위는 %임.

자료: 한국주택금융공사(2012).

〈표 4〉 주택연금 이용 및 비이용 의향 이유

이용 의향 이유	1순위	1+2 순위	1+2+3 순위	비이용 의향 이유	1순위	1+2 순위	1+2+3 순위
자녀들에게 생활비 도움을 받고 싶지 않아서	39.4	65.1	82.8	노후생활에 필요한 돈을 다른 방법으로 이미 준비	38.2	53.9	68.5
다른 대비도 있지만 더 풍족한 삶을 누리기 위해	27.0	50.8	69.7	받는 총 연금액이 결과적으로 집값 대비 손해일 것 같아서	21.8	55.2	75.4
노후생활에 필요한 돈을 준비할 다른 방법이 없어서	24.7	49.2	61.1	주택을 자녀에게 물려주고 싶어서	21.6	33.9	51.0
앞으로 생활비가 지금보다 많이 들 것 같아서	5.8	23.3	51.1	매월 받는 연금액이 기대에 못 미칠 것 같아서	12.3	41.3	74.7
받는 총 연금액이 결과적으로 집값 대비 이익일 것 같아서	3.0	11.3	33.6	자녀가 싫어할 것 같아서	2.3	6.5	11.0
노후생활의 안정	0.1	0.1	0.5	주택연금을 받는 사실을 남들이 아는 것이 싫어서	1.9	5.9	10.7
주택을 자녀에게 물려주지 않으려고/물려줄 필요가 없어서	0.0	0.1	0.4	집이 없거나 주택연금에 해당하는 집이 없음	0.9	1.3	1.7
기타	0.0	0.0	0.6	기타	1.0	1.7	5.6

주: 단위는 %임.

자료: 한국주택금융공사(2012).

연금 이용 의향 이유 중 ‘노후생활에 필요한 돈을 준비할 다른 방법이 없어서’가 유일하게 2011년 대비 4.7%p 증가하였는데, 이는 최근 금융시장과 부동산시장의 경기침체로 인해 소득대체수단으로서 기존 금융상품을 통한 노후 생활 대비가 어려운

점이 반영된 것으로 판단된다. 또한, 전년 대비 비이용 의향 이유에는 유의적인 차이가 없으나 50대를 중심으로 ‘주택연금에 받는 것이 남들이 아는 것이 싫어서’가 증가하였다. 주택연금 이용과 비이용 의향의 이유에 대한 3순위까지의 응답 자료를 정리하면 다음의 <표 4>와 같다.

3. 변수 설명 및 통계량

본 분석에 사용된 2010년 및 2012년 주택금융수요실태조사의 주택연금에 이용 의향에 대한 응답자료의 사례 수는 다음의 <표 5>와 같다.

<표 5> 주택연금 이용 의향 척도

	절대 이용하지 않겠다 (1)	이용하지 않겠다 (2)	잘모르겠다 (3)	이용하겠다 (4)	반드시 이용하겠다 (5)
2010년	78	689	1,963	1,621	149
2012년	85	604	2,324	1,801	184
합계	163	1,293	4,287	3,422	333

주: ( ) 안은 응답자의 척도 값임.

본 연구에서와 같이 행위자가 특정한 대상에 대하여 “(1) 매우 그렇지 않다 (2) 그렇지 않다 (3) 보통이다 (4) 그렇다 (5) 매우 그렇다” 중 하나를 선택하여 자신의 선호의 정도를 보고하는 경우 행위자의 선호 또는 행위를 이해하는 데에 사용하는 계량 경제 모형이 순서형 이산 선택 모형 (ordered discrete choice model) 이다.<sup>6)</sup> 순서형 로짓 모형 (ordered logit model) 또는 순서형 프로빗 모델 (ordered probit model) 이 이용되는데 실증적 연구에서는 순서형 로짓 모형의 이용 빈도가 더 높다.

순서형 로짓 모형은 계수 추정치 해석이 상대적으로 쉽다는 장점이 있다. 개인  $i$ 가  $j$  응답 이상을 할 확률과  $j$ 미만의 응답을 할 확률을 오드비 (odd ratio) 라고 하는데 순서형 로짓 모형에서는 오드비의 로그값이 다음과 같이 설명변수  $x$ 의 선형함수가 된다.

6) Green and Hensher (2010)은 순서형 이산 선택 모형에 대한 탁월한 종합서로서 순서형 이산 선택 모형에 대해 좀 더 깊이 있는 이해에 큰 도움이 된다.

$$\ln\left(\frac{\Pr[y_i \geq j|x]}{\Pr[y_i < j|x]}\right) = -\alpha_j + x'\beta$$

따라서 어떤 계수  $\beta_k$ 는 다른 조건의 변화가 없이 특정 설명변수  $x^k$ 가 한계적으로 1단위 증가할 때 로그 오즈비의 값이 변하는 정도가 된다. 그러나 다른 면에서는 이 장점은 반대로 단점이 되기도 한다. 실제의 인간 행위가 순서형 로짓 모형에서 내포하는 바와 같이 오즈비의 로그값의 1계 미분이 일정한 방식으로 이루어진다는 전제는 지나치게 강한 전제가 될 수 있기 때문이다.

반면, 순서형 프로빗 모형의 경우 로그 오즈비의 1계 미분은  $\frac{\partial}{\partial x^k} \ln\left(\frac{\Pr[y_i \geq j|x]}{\Pr[y_i < j|x]}\right) = \left(\frac{1}{\Phi(-\alpha_j + x'\beta)} + \frac{1}{\Phi(\alpha_j - x'\beta)}\right)\phi(-\alpha_j + x'\beta)\beta_k$ 가 되어  $x$ 와  $\alpha_j$ 의 값에 따라 달라지게 된다. 여기서  $\Phi(\cdot)$ 는 표준 정규 분포의 분포함수이고,  $\phi(\cdot)$ 는 표준 정규 분포의 밀도함수이다. 순서형 프로빗 모형은 계수  $\beta_k$ 의 해석이 순서형 로짓 모형에 비해 불명확하나 반대로 적절한 수준의 융통성을 가지고 있다. 이런 이유로 본 연구에서는 순서형 프로빗 모형을 이용하고자 한다.

표준적인 순서형 프로빗 모형(Boes and Winkelmann(2004)는 표준적인 모형, Green(2009)은 전통적인 모형이라 불렀다)은 어떤 개인  $i$ 가  $j \in \{1, 2, \dots, J\}$ 의 선호 정도로 응답할 확률은 눈에 보이지 않는(latent) 개인  $i$ 의 선호 정도가 어떤 문턱값  $\alpha_{j-1}$ 보다는 크고  $\alpha_j$ 보다는 작거나 같을 확률과 같다고 간주하며 특히 이 확률을 표준정규분포로 모형화하여 다음과 같이 나타낸다.<sup>7)</sup>

$$\Pr[y_i = j|x_i] = \Phi(\alpha_j - x_i'\beta) - \Phi(\alpha_{j-1} - x_i'\beta)$$

표준적인 순서형 모형은, 프로빗과 로짓을 막론하고, 개인의 이질성을 충분히 고려하지 못한다는 단점이 있다. 개인은 자신들의 특성에 따라 서로 다른 분산(이분산)을 가질 수도 있고, 서로 다른 계수값(변동계수)을 가질 수도 있으며, 서로 다른 문턱값을 가질 수도 있다. 연구자들에 따라서 이 제한점들을 다양한 방식으로 일반화시켜 왔다. 이분산을 고려하거나(예컨대, Weiss(1997)은 순서형 모형에서 이분산을

7) 엄밀하게 말하자면, 이 확률은 어떤 정규화 가정을 선택하느냐에 따라 달리 나타난다. 구체적으로는 제III장의 계량 모형을 참조하기 바란다.

검정하는 방법을 제안하였고, 이분산을 고려한 순서형 프로빗 모형을 이용한 최근 연구로는 Litchfielda et al. (2012)가 있다), 개인별로 문턱값의 이질성을 고려하거나 (Terza (1985)의 정식화가 보편적으로 이용되고 있다) 혹은 변동 계수 모형 (random parameter model)을 도입하거나 (Green and Hensher, 2008), 모형에 비선형성을 도입할 수도 있다. 이러한 다양한 일반화 방법 중 문턱값에 개인별 이질성을 도입한 모형이 가장 많이 이용되고 있으며 일반화된 순서형 모형이라고 할 때에는 이를 지칭하는 경우가 많다 (Boes and Winkelmann, 2004; Green and Hensher, 2008; Pfarr et al., 2011; Pudney and Shields, 2000 등 다수의 연구). 본 연구에서도 문턱값에 개인별 이질성을 고려하여 순서형 모형을 구성하였으며 이러한 맥락에서 우리의 모형을 일반화된 순서형 모형이라고 부르기로 한다. 모형의 수립과 설명에 대해서는 제Ⅲ장에서 후술한다.

주택연금은 자기 소유의 집을 보유한 사람들이 이용할 수 있는 제도이므로 총 9,498명의 응답자 중 현재 집이 있거나 앞으로 집을 살 의향이 있다고 응답한 8,828명만의 응답을 분석하였다. 응답자들의 변수별 기초통계량은 다음의 <표 6>과 같다.

<표 6> 변수 설명과 기초통계량

변수	변수의 내용	2010년		2012년		총합	
		평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
D <sub>2012</sub>	응답시점, 1=응답시점이 2012년, 0=응답시점이 2010년	-	-	-	-	0.527	0.499
ln (income) <sup>1)</sup>	로그 실질소득	0.999	0.623	1.119	0.599	1.062	0.614
HOH_age	가구주의 나이, 단위: 만 10세	4.155	0.921	4.272	0.939	4.216	0.932
D <sub>HOH&gt;highschool</sub>	가구주의 학력, 1=고등학교 졸업 초과, 0=고등학교 졸업 이하	0.773	0.448	0.766	0.423	0.746	0.435
D <sub>renter</sub>	보유주택 임대여부, 1=임대, 0=미임대	0.078	0.269	0.085	0.279	0.082	0.274
D <sub>teneur</sub>	주택보유여부, 1=주택 보유, 0=주택 미보유	0.576	0.494	0.617	0.486	0.597	0.490
D <sub>married</sub>	결혼여부, 1=현재 결혼상태, 0=미혼, 이혼, 사별 등	0.740	0.439	0.769	0.422	0.755	0.430
Nofchildren	자녀 수, 단위: 명	1.346	0.981	1.267	0.997	1.320	0.990

주: 1) 2010년 기준 소비자물가지수(CPI)로 조정하여 로그를 취함.

### Ⅲ. 분석모형: 일반화된 순서형 프로빗 모형

#### 1. 모형의 수립

본 연구에서 사용하는 데이터는 2010년과 2012년 두 시점에서 각각 추출된 횡단 자료로서 개별 주체들의 주택연금에 대한 선호를 분석하기 위해 다음과 같은 선호 함수를 가정한다.

$$U_i = \beta_0 + \beta_D D_{2012,i} + x_i' \beta + e_i, e_i | x_i \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$x_i$ 는 가구의 특성을 나타내는 공변량 벡터이고  $D_{2012,i}$ 는 2012년을 나타내는 더미변수로 가구  $i$ 의 응답시점이 2012년일 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 가구  $i$ 는 주택연금에 대한 자신의 선호함수  $U_i$ 의 값에 따라 다음과 같이 5점 척도의 응답( $y_i$ )를 한다.

$$y_i = \begin{cases} 1, U_i \leq \alpha_{1i} \text{인 경우,} \\ 2, \alpha_{1i} < U_i \leq \alpha_{2i} \text{인 경우,} \\ 3, \alpha_{2i} < U_i \leq \alpha_{3i} \text{인 경우,} \\ 4, \alpha_{3i} < U_i \leq \alpha_{4i} \text{인 경우,} \\ 5, \alpha_{4i} < U_i \text{인 경우.} \end{cases} \quad (2)$$

여기서,  $(\alpha_{1i}, \alpha_{2i}, \alpha_{3i}, \alpha_{4i})$ 는 응답을 결정하는 문턱값들이며 이 값들에는 개별 가구들의 이질성(individual heterogeneity)이 존재할 수 있다. 개별 가구들 별로 이질적인 문턱값은 공변량 벡터  $x_i$ 의 함수로  $\alpha_{ji} = \alpha_j + x_i' \gamma_j$ 와 같다고 가정한다.

표기상의 편의를 위해  $\alpha_0 = -\infty$ ,  $\alpha_5 = \infty$ 라고 정의하면, 개별 가구  $i$ 가  $j \in \{1, 2, 3, 4, 5\}$ 의 응답을 할 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} & \Pr[y_i = j | x_i, D_{2012,i}] \\ &= \Pr[\alpha_{j-1,i} - (\beta_0 + \beta_D D_{2012,i} + x_i' \beta) < e_i \leq \alpha_{j,i} - (\beta_0 + \beta_D D_{2012,i} + x_i' \beta)] \\ &= \Phi\left(\frac{(\alpha_{j,i} - \beta_0 - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{(\alpha_{j-1,i} - \beta_0 - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (3)$$

$$= \Phi((\alpha_j - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta_j) - \Phi((\alpha_{j-1} - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta_{j-1})$$

여기서,  $\beta_j$ 는  $\beta - \gamma_j$ 이며 다른 제약이 주어지지 않는다면  $\beta$ 와  $\gamma_j$ 는 별개로 추정되지 않고  $\beta_j$ 만 추정가능하다. 식 (3)의 마지막 행은 순서형 프로빗 모형에서 일반적으로 부과되는 모형 식별 조건인  $\beta_0 = 0$ 과  $\sigma = 1$ 을 가정한 것이다. 연구자들에 따라서는  $\beta_0 = 0$  대신  $\alpha_{1i} = 0$ 의 식별 조건을 부과하는 경우도 있다.

모형에서  $\alpha_0 = -\infty, \alpha_5 = \infty$ 로 정의하고 있으므로 추정해야 하는 모수는 문턱값 벡터  $\alpha = (\alpha_j)_{j=1}^4$ 와 계수벡터  $\beta^J = (\beta_D, \beta_1', \dots, \beta_4')'$ 이다. 모형의 모수  $\theta = (\alpha', (\beta^J)')$ 는 식 (3)을 이용해 다음의 로그우도함수  $\mathcal{L}_n(\cdot)$ 를 구성하여 이를 극대화하는 최우추정법을 이용해 추정한다.

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_n(\theta) = & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^5 1_{\{y_i = j\}} \log(\Phi((\alpha_j - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta_j) \\ & - \Phi((\alpha_{j-1} - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta_{j-1})). \end{aligned}$$

여기서,  $1_{\{A\}}$ 는 지시함수(indicator function)로서 사건  $A$ 가 참이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

비록 개인별로 문턱값에 이질성이 존재할 수 있다는 전제와 이를 반영한 일반화가 매력적이기도 하고 수궁이 되는 전제이기는 하나 그것이 굳이 필요한 일반화가 아니라면 모형의 적절한 단순성 면에서 볼 때 일반화된 순서형 모형보다는 표준적인 순서형 모형을 사용하는 것이 더 나을 수도 있다. 표준적인 순서형 모형을 이용한다는 것은  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$ 라는 제약을 가한다는 것을 의미하며 만일 표준적인 순서형 프로빗 모형이 현실의 데이터를 충분히 설명할 수 있다면 일반화된 순서형 모형은 불필요하게 많은 모형의 모수를 추정하게 되므로 추정치의 효율성도 떨어질 뿐 아니라 다음 절에서 볼 수 있는 바, 모형의 해석도 불필요하게 복잡하게 된다. 그런 까닭에 일반화된 순서형 프로빗 모형이 굳이 필요하지 않다면 표준적인 순서형 프로빗 모형을 이용하는 것이 더 바람직하다. 일반화된 프로빗 모형의 함의와 필요성에 대해 생각해보자.

먼저 표준적인 순서형 프로빗 모형을 고려하자. 표준적인 순서형 프로빗 모형에

서 어떤 개인  $i$ 가  $j(\geq 2)$ 이상의 선호 정도를 응답할 확률은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Pr[y_i \geq j | D_{2012}, x_i] &= 1 - \Phi((\alpha_{j-1} - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta) \\ &= \Phi(\beta_D D_{2012,i} + x_i' \beta - \alpha_{j-1})\end{aligned}\quad (4)$$

식 (4)에서 알 수 있는 바와 같이 계수벡터  $(\beta_D, \beta)'$ 는  $j$ 의 값과 무관하게 일정하다. 따라서 표준적인 순서형 프로빗 모형이 옳게 식별되었다면 순서형 프로빗 모형 대신  $w_i^j := 1_{\{y_i \geq j\}}$ 로 정의된  $w_i^2, w_i^3, w_i^4, w_i^5$  중 어떤 변수를 종속변수로 하는 이항 프로빗 모형을 추정하든 간에 이항 프로빗 모형의 상수항을 제외한 계수벡터의 추정치는 유사한 값을 가질 것이다. 만일 이항 프로빗 모형들에서 구해진 계수벡터 추정치들이 많이 다르다면 표준적인 순서형 프로빗 모형은 옳게 식별되지 않았음을 말해주는 간접적인 증거가 되고  $j$ 의 값에 따라 계수벡터들이 다르다는 것을 의미한다.

Brant (1990)은 이상의 직관적인 이해를 바탕으로 표준적인 순서형 로짓 모형이 옳게 식별되었는지 검정할 수 있는 검정법을 제안하였다.<sup>8)</sup> 검정법의 기본적 아이디어는  $w_i^2, w_i^3, w_i^4, w_i^5$  각각을 종속변수로 하는 이항 선택 모형을 추정한 후 각각의 계수벡터의 모집단 값을  $\beta_{b,1}, \beta_{b,2}, \beta_{b,3}, \beta_{b,4}$ 라고 할 때 다음과 같은 귀무가설을 기각하지 못한다는 점이다.

$$H_0 : \begin{pmatrix} \beta_{b,2} - \beta_{b,1} \\ \beta_{b,3} - \beta_{b,1} \\ \beta_{b,4} - \beta_{b,1} \end{pmatrix} = R \begin{pmatrix} \beta_{b,1} \\ \beta_{b,2} \\ \beta_{b,3} \\ \beta_{b,4} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0_k \\ 0_k \\ 0_k \end{pmatrix}\quad (5)$$

여기서,  $k$ 는  $\beta_{b,j}$ 의 차원이고  $0_k$ 은  $k$ 차원의 0벡터를 나타내며 제약행렬  $R$ 은  $k$ 차원의 단위행렬  $I_k$ 과  $0_k$ 를 이용해 다음과 같이 정의되는  $((J-2) \times k) \times ((J-1) \times k)$  차원 (본 연구에서  $J=5$ )의 행렬이다.

8) Brant(1990)은 순서형 이항 로짓 모형에 대한 검정법을 제시했으나 기본적인 아이디어는 순서형 이항 프로빗 모형에도 적용가능하다.

$$R = \begin{bmatrix} -I_k & I_k & 0_k & \dots & 0_k \\ -I_k & 0_k & I_k & \dots & 0_k \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -I_k & 0_k & 0_k & \dots & I_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

본 연구에서는 이상의 Brant test의 기본적인 아이디어를 다음과 같이 변형하여 이용하였다.  $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1', \dots, \hat{\beta}_4')'$ 를 일반화된 순서형 프로빗 모형의 계수벡터 중  $\beta_D$ 를 제외한 나머지 계수벡터  $\beta = (\beta_1', \dots, \beta_4')'$ 의 최우추정치라고 하자. 그러면 일반적인 최우추정량의 점근적 정규성 성질에 따라 어떤 양정행렬(positive definite matrix)  $\Sigma_\beta$ 에 대해 다음이 성립한다.

$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \Rightarrow N(0_{((J-1) \times k)}, \Sigma_\beta)$ , 여기서  $n$ 은 표본크기이고,  $\Rightarrow$ 는  $n \rightarrow \infty$ 에 따른 약수렴(weak convergence)을 의미한다. 이로부터 우리는  $\beta_1 = \dots = \beta_4$ 이라는 귀무가설 즉,  $H_0 : R\beta = 0_{((J-2) \times k)}$ 하에서 다음의 검정통계량  $W$ 는 점근적으로  $\chi^2_{((J-2) \times k)}$  분포를 따른다는 것을 알 수 있다.

$$W := nR\hat{\beta}(R\hat{\Sigma}_\beta R')^{-1}\hat{\beta}'R' \quad (7)$$

여기서,  $\hat{\Sigma}_\beta$ 는  $\Sigma_\beta$ 의 일치추정량을 의미한다.  
본 연구에서는 먼저 일반화된 순서형 프로빗 모형을 추정한 후 식 (7)에서 정의한 통계량  $W$ 가 유의적으로 큰 지를 확인하여 일반화된 순서형 프로빗 모형을 이용하는 것이 표준적인 순서형 모형을 이용하는 것보다 더 나은지 검정하였다. 본고의 검정법은 Brant (1990)의 아이디어와 일맥 상통하기는 하나 엄밀하게는 이항 프로빗 모형의 추정치들을 이용하지 않고 일반화 순서형 모형의 추정치를 이용하고 있다는 점에서 차이가 있어 후술하는 이유로 평행 회귀선 가정 검정이라고 부르기로 한다.<sup>9)</sup>

일반화된 순서형 모형이 개인의 이질성을 고려한다는 점에서 표준적인 순서형 모형에 비해 우월하다고 볼 수 있으나 다른 한편으로는 ‘순서형’ 모형으로서는 불완전

9) 본고에서는  $\Sigma_\beta$ 를 추정할 때 준최우추정법(quasi-ML estimation)에서 사용하는 이른바 sandwich form을 이용하였다. 모형이 옳게 식별되었다면 sandwich form은 올바른  $\Sigma_\beta$ 인 로그우도함수의 헤시안 행렬의 역행렬로 확률수렴(convergence in probability)할 것이다.



하다고 할 수 있는 단점이 존재한다. 이를 설명하기 위해  $D_{2012} = 0$ 이라고 하고 개별 주체  $i$ 가  $j$ 이상의 응답을 할 확률  $\Pr[y_i \geq j | D_{2012} = 0, x_i]$ 와  $j+1$ 이상의 응답을 할 확률  $\Pr[y_i \geq j+1 | D_{2012} = 0, x_i]$ 을 비교하면  $x_i$ 의 값이 무엇이든  $\Pr[y_i \geq j | D_{2012} = 0, x_i] \geq \Pr[y_i \geq j+1 | D_{2012} = 0, x_i]$ 가 성립해야 한다. 이는 일반화된 순서형 프로빗 모형에서  $\Phi(x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1}) \geq \Phi(x_i' \beta_j - \alpha_j)$ 가  $x_i$ 의 값과 무관하게 성립해야 한다는 것을 의미하며 만일  $x_i$ 의 정의역(domain)이 유계가 아니라면(unbounded)  $x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1}$  평면(이를 single index 평면이라고 하자)은  $x_i' \beta_j - \alpha_j$ 평면의 상향평행이동이어야 한다는 것을 의미한다.<sup>10)</sup> 평행 회귀선 가정이 성립하기 위한 필요충분조건은 (i)  $\alpha_{j-1} \leq \alpha_j$ 이고 (ii)  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{J-1}$ , 즉 표준적인 순서형 모형이다. 이는 만일  $x_i$ 의 정의역이 유계가 아니라면 이론적인 의미에서 유일한 ‘순서형’ 모형은 표준적인 순서형 모형 밖에 없다는 것을 의미한다.

한편, 만일 정의역이 유계라면  $\Pr[y_i \geq j | D_{2012} = 0, x_i] \geq \Pr[y_i \geq j+1 | D_{2012} = 0, x_i]$ 라는 조건이 평행 회귀선 가정을 의미하지는 않는다.  $x_i$ 의 정의역 내에서  $x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1} \geq x_i' \beta_j - \alpha_j$ 이기만 하면 되기 때문이다. 본 연구에서 이용한 공변량들은 로그 실질 소득과, 가구주 연령, 자녀수를 제외하면 모두 이항 변수이고 가구주 연령과 자녀수 역시 유계되어 있다는 가정을 해도 무방하므로 로그 실질소득을 제외하면 유계인 변수들을 이용하고 있다. 따라서 저자들은 분석의 편의상 로그 실질소득 또한 현실적으로 유계라고 가정하고 일반화 순서형 프로빗 모형을 추정하고자 한다. 추정 결과  $x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1}$ 와  $x_i' \beta_j - \alpha_j$  평면의 교차가 일어나지 않는 로그 실질 소득 값의 집합도 보고한다.

## 2. 모형의 해석

일단 모형의 계수들이 식별된 이후에는 시간에 따른 선호의 변화, 변수들의 한계 효과, 주택연금 수요의 추정 등을 할 수 있다. 먼저  $x_i$ 의 공변량(covariates)을 가진

10) 이를 평행 회귀선 가정(parallel regression assumption)이라고 하며, 자세한 내용은 Long (1997)을 참조하기 바란다.

가구  $i$ 가  $y_i = j$  응답을 할 확률은  $\beta_D$ 의 값에 따라 2010년과 2012년에 다음과 같이 달라진다. 2010년의 확률은  $\Pr[y_i = j | x_i, D_{2012,i} = 0] = \Phi(\alpha_j - x_i' \beta_j) - \Phi(\alpha_{j-1} - x_i' \beta_{j-1})$ 과 같다. 한편, 2012년 확률은  $\Pr[y_i = j | x_i, D_{2012,i} = 1] = \Phi(\alpha_j - \beta_D - x_i' \beta_j) - \Phi(\alpha_{j-1} - \beta_D - x_i' \beta_{j-1})$ 이다. 따라서 두 시점간의 확률의 변화는  $[\Phi(\alpha_j - \beta_D - x_i' \beta_j) - \Phi(\alpha_{j-1} - \beta_D - x_i' \beta_{j-1})] - [\Phi(\alpha_j - x_i' \beta_j) - \Phi(\alpha_{j-1} - x_i' \beta_{j-1})]$ 이며, 이 값은 모수와 공변량의 값에 따라 양(+), 0, 음(-)의 값을 가질 수 있다. 따라서 두 시점간의  $y_i = j (\geq 2)$  응답을 할 확률의 변화는 추정결과만을 가지고 알 수는 없다.

하지만 가구  $i$ 가  $y_i = j (\geq 2)$  이상의 응답을 할 확률은  $\Pr[y_i \geq j | x_i, D_{2012,i} = 0] = \Phi(x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1})$ 에서  $\Pr[y_i \geq j | x_i, D_{2012,i} = 1] = \Phi(\beta_D + x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1})$ 로 변화하므로 그 변화량은  $\beta_D$ 의 부호를 보면 알 수 있으며 구체적으로는  $\beta_D$ 가 양인 경우 양,  $\beta_D$ 의 값이 음인 경우 음이 된다. 한편, 척도 (1) 번의 응답을 할 확률은  $\Pr[y_i = 1 | x_i, D_{2012,i}] = \Phi((\alpha_0 - \beta_D D_{2012,i}) - x_i' \beta_1)$ 이므로 두 시점 사이의 변화는  $\beta_D$ 가 양인 경우 음,  $\beta_D$ 의 값이 음인 경우 양이 된다.

공변량의 변화에 따른 가구  $i$ 의  $y_i = j$  응답 확률의 변화 또한 불확정적이다. 다른 조건의 변화가 없이 특정 변수  $x_{k,i}$ 의 값이  $x_{k,i}$ 에서  $x_{k,i} + dx_k$ 로 한계적으로 변할 경우 가구  $i$ 가  $j$ 의 응답을 할 확률은,  $x_{k,i}$ 의 계수를  $\beta_{j,k}$ 라고 하면  $\partial \Pr[y_i = j | x_i = x^0, D_{2012}] = \phi((\alpha_j - \beta_D D_{2012}) - (x^0)' \beta_j) \beta_{j,k} \partial x_k - \phi((\alpha_{j-1} - \beta_D D_{2012}) - (x^0)' \beta_{j-1}) \beta_{j-1,k} \partial x_k$ 만큼 변하게 되는데 이 값의 방향은  $\beta_j = \beta$ 인 표준적 순서형 프로빗 모형에서조차 불확정적이다. 따라서 공변량의 변화에 따른 가구  $i$ 의  $y_i = j$  응답 확률의 변화 방향을  $\beta_j$ 만을 가지고 알 수는 없다.

하지만 공변량의 변화에 따라 가구  $i$ 가  $j$ 이상의 응답을 할 확률은  $\partial \Pr[y_i \geq j | x_i = x^0, D_{2012,i}] = \phi(\beta_D D_{2012,i} + x_i' \beta_{j-1} - \alpha_{j-1}) \beta_{j-1,k} \partial x_{k,i}$ 가 되므로 가구  $i$ 가  $j$ 이상의 응답을 할 확률의 변화 방향은  $\beta_{j-1,k} \partial x_{k,i}$ 의 변화 방향과 같다.

설문 응답은 ‘수요 의향’ 또는 ‘선호의 정도’를 의미하며 본 논문의 모형 또한 선호의 정도와 특정한 정도의 선호를 가진 사람들의 비율을 알 수 있는 모형에 불과하다. 본 연구에서 이용한 모형으로 수요를 추정하기 위해서는 사람들의 선호의 정도가 실제의 수요로 연결되는 과정에 대한 가정이 필요하다. 본 논문에서는 일반적인

이항선택 모형에서 종속변수의 예측값을 구하는 데 쓰이는 방법을 원용하여  $U_i$ 가 어떤 주어진 값  $C$ 보다 크면 주택연금을 실제로 수요한다는 가정을 하고자 한다. 이러한 가정 하에  $x_i = x^0$ 의 공변량을 가진 가구  $i$ 가 주택연금을 실제로 수요할 확률은,  $\Pr[U_i \geq C | x_i = x^0, D_{2012,i}] = \Phi(\beta_D D_{2012,i} + (x^0)' \beta_{j-1} - C)$ 가 되므로 조건부 주택 수요는 시장 내  $x_i = x^0$ 의 공변량(covariates)을 가진 가구  $i$ 의 수  $\times \Pr[U_i \geq C | x]$ 와 같이 추정할 수 있다.

수요를 추정하기 위해  $C$ 를 결정하는 것은 자의적인 일이기는 하지만 어떤 응답  $j^*$ 의 강도가 충분히 강할 경우  $\alpha_{j^*-1}$ 을  $C$ 로 선정하여도 될 것이다. 이 경우 조건부 주택연금 수요는,  $\beta_D$ 가  $t (\geq 2012)$ 시점에서 변하지 않는다는 가정 하에,  $\Pr[U_i \geq C | x_i = x^0] = \Phi(\beta_D + (x^0)' \beta_{j^*-1} - \alpha_{j^*-1})$ 이며 경제 전체의 주택연금 수요는  $E_t[\Pr[y_i \geq j^* | x]] = E_t[\Phi(\beta_D + x' \beta_{j^*-1} - \alpha_{j^*-1})]$ 와 같이 구할 수 있다. 여기서  $E_t[\cdot]$ 는  $x$ 의  $t$ 시점의 분포를 이용한 기대값을 의미한다. 본 연구에서는  $j=4$ 의 응답이 “이용하겠다”인 까닭에  $j^* = 4$  또는 5라고 가정하여  $\Phi(\beta_D + x' \beta_{j^*-1} - \alpha_{j^*-1})$ 과  $E_t[\Phi(\beta_D + x' \beta_{j^*-1} - \alpha_{j^*-1})]$ 을 추정하였다.

#### IV. 실증분석 결과

일반화된 순서형 프로빗 모형을 추정하기에 앞서 표준적 순서형 프로빗 모형을 추정하여 사람들의 전반적인 행태를 이해하고자 하였다. 표준적 순서형 프로빗 모형과 일반화된 순서형 프로빗 모형 모두 R을 이용해 추정하였다.<sup>11)</sup>

주택연금이 주택을 보유하고 있는 사람들을 대상으로 시행되는 것이므로 현재 주택을 보유하고 있거나 또는 앞으로 주택을 보유할 의사가 있는 사람들(총 샘플의 92.9%) 만의 자료를 이용하여 모형을 추정하였다. 이는 뒤에 있는 일반적 순서형 프로빗 모형의 추정에도 마찬가지이다. 앞의 주 10)에서 언급한 바와 같이 변수 추정량의 분산-공분산 행렬은 이른바 sandwich form을 이용해 추정하였으므로 다음의 회귀분석 결과에서 보고된 표준오차는 robust standard error이다.

11) R스크립트는 저자에게 요청하면 구할 수 있다.

〈표 7〉 표준적 순서형 프로빗 모형의 추정 결과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
D <sub>2012</sub>	0.0580** (0.0232)	0.0581 (0.0232)	0.0569** (0.0232)	0.0531** (0.0232)
ln (income)	-0.0790*** (0.0213)	-0.0801*** (0.0214)	-0.0584** (0.0229)	-0.0575** (0.0229)
HOH_age	0.0788*** (0.0138)	0.0782*** (0.0138)	0.0875*** (0.0141)	0.0981*** (0.0151)
D <sub>HOH&gt;highschool</sub>	0.0206 (0.0138)	0.0205 (0.0270)	0.0193 (0.0270)	0.0156 (0.0270)
D <sub>teneur</sub>	-0.133*** (0.0256)	-0.135*** (0.0260)	-0.129*** (0.0261)	-0.129*** (0.0261)
D <sub>renter</sub>		0.0232 (0.0446)	0.0176 (0.0447)	0.0175 (0.0447)
D <sub>married</sub>			-0.0880*** (0.0312)	-0.0556 (0.0348)
NofChildren				-0.0325** (0.0151)
$\alpha_1$	-1.945*** (0.0681)	-1.948*** (0.0682)	-1.951*** (0.0683)	-1.928*** (0.0692)
$\alpha_2$	-0.830*** (0.0599)	-0.833*** (0.0601)	-0.836*** (0.0601)	-0.814*** (0.0614)
$\alpha_3$	0.469*** (0.060)	0.466*** (0.0602)	0.463*** (0.0602)	0.486*** (0.0616)
$\alpha_4$	2.012*** (0.0655)	2.029*** (0.0656)	2.027*** (0.0656)	2.051*** (0.0668)
Obs.	8,828	8,828	8,828	8,828
loglikelihood val.	-10374.79	-10373.65	-10370.58	-10368.19
$H_0 : coef = 0$ 에 대한 p-값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
link test에 대한 p-값	0.243	0.238	0.560	0.374

주: 계수 추정치 아래의 ( )는 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미한다.

‘ $H_0 : coef = 0$ 에 대한 p-값’은 공변량들의 계수들이 동시에 0인지를 검정한 결과로서 모든 모형에서 매우 유의적으로 귀무가설을 기각한다. ‘link test에 대한 p-값’은 모형에 포함된 변수들의 이차항이 유의적인가를 검정하여 모형에서 고려되지 않은 비선형성이 있는지를 알아봄으로서 모형의 선형성 가정 또는 모형에 포함된 변수들과 비선형 관계가 있는 생략된 변수(omitted variables)가 있는지를 검정하는 것

으로 모든 모형에서 선형 모형이 적절하다는 귀무가설을 기각하지 않는다. 이상의 검정 결과를 바탕으로 우리는 모형 (1)에서 모형 (4)까지 모두 각각 적절하게 식별 되었다고 보고 추정 결과를 해석하고자 한다.

모형 (1)은 가장 기본적인 모형으로 사람들의 주택연금에 대한 선호를 소득의 자연대수( $\ln(\text{income})$ , 이하 소득), 가구주의 연령/ $10(\text{HOH\_age})$ , 가구주의 학력(고졸 초과, 고졸 이하,  $D_{\text{HOH} > \text{highschool}}$ ), 현재 집을 보유하고 있는지 여부( $D_{\text{teneur}}$ )를 가지고 설명하고자 한 것이며,  $D_{2012}$  변수를 통해 사람들의 선호가 시간에 따라 달라지는 모습을 보이는지 또한 알아보았다. 회귀분석 결과 사람들의 선호에 의미있는 영향을 주는 변수는 소득, 가구주 연령, 현재 집을 가지고 있는지 여부이며 가구주의 학력은 의미있는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그리고  $D_{2012}$ 의 계수가 유의적으로 양(+)으로 나타나고 있어 이를 통해 다른 조건이 일정할 경우 “1. 절대 이용하지 않겠다”는 응답 확률은 2010년에 비해 2012년에 감소했으며 “4. 이용하겠다” 이상의 긍정적인 의향을 가진 사람들의 비율은 2010년에 비해 2012년에 증가했음을 알 수 있다.

모형 (1)에서 주택 보유 여부는 유의적으로 음의 계수를 갖는다. 이는 다른 조건이 동일한 경우 주택을 보유하고 있는 사람이 그렇지 않은 사람보다 “4. 이용하겠다” 이상의 긍정적인 응답을 할 확률이 낮음을 말해준다. 주택연금이 주택 보유를 전제로 한다는 것을 생각해 보면 현재 주택을 보유하고 있는 사람이 주택을 보유하지 않고 있는 사람들에 비해, 다른 조건을 통제한 후에도, 주택연금을 덜 수요한다는 것은 일견 아이러니컬한 상황으로 보인다. 모형 (1)에서와 같은 결과가 나온 이유를 설명할 수 있는 한 가지 가설로 주택보유 여부는 자산 보유여부를 나타내므로 노년에 자산을 보유할 것으로 기대하는 기대치가 높을수록 주택연금에 대한 수요가 낮다는 가설이 있을 수 있다. 이 가설을 직접적으로 검정하기 위해서는 노년의 자산 보유 정도에 대한 기대치에 대한 데이터가 있어야 하나 설문에 이 데이터가 없어 실제로 검정하지는 못하였다.

모형 (2)는 모형 (1)에 2채 이상의 주택을 보유한 사람들 중 현재 전세 또는 월세를 놓고 있는지 여부( $D_{\text{renter}}$ )를 포함시킨 모형으로 주택 보유 여부가 유의적으로 음의 계수를 갖는 것이 주택 보유로 인한 전월세 수입이 연금을 대체하는 효과가 있기 때문인지 알아보하고자 한 것이다.  $D_{\text{teneur}}=1$ 인 사람들 중  $D_{\text{renter}}=1$ 인 사람들은 약 13.7%이다. 추정 결과 현재 전세 또는 월세를 놓고 있는가 여부는 모형에서 설명

력이 없으며 반면 현재 전, 월세를 주고 있는가와 상관없이 주택 보유 여부는 여전히 유의적으로 나타난다. 이는 주택 보유 여부가 노년기에 주택연금에 대체할 소득원이라서 주택을 보유하고 있는 사람들의 주택연금 선호가 낮은 것은 아닐 것이라는 간접적 증거라고 볼 수 있다.

모형 (3)은 모형 (2)에 현재 결혼 상태를 유지하는가 여부( $D_{\text{married}}$ )를 포함시킨 것으로 다른 조건이 동일할 때 현재 결혼 상태를 유지하지 않고 있는 사람(미혼, 이별, 사별 등)일수록 주택연금을 더 긍정적으로 고려하는 것으로 나타나고 있다. 결혼 상태 유지 여부가 주택연금 선호에 영향을 주기 위해서 생각해 볼 수 있는 가설은 노년에 결혼 상태를 유지하는 사람과 그렇지 않은 사람 중 전자의 경우에 후자에 비해 연금을 대체할 소득원이 추가적으로 존재하기 때문이라는 가설을 생각해 볼 수 있다. 우리는 한국의 정서상 자녀에 의한 사적 부조가 사람들로 하여금 연금을 대체할 수 있는 추가적인 소득원이라고 생각할 가능성을 모형 (4)를 통해 검정하였다.

모형 (4)는 모형 (3)에 자녀의 수( $\text{NofChildren}$ )를 포함시킨 모형이다. 데이터에서 결혼 상태를 유지하고 있지 않은 사람들 중 21.25%가 1명 이상의 자녀가 있으며(1명 8.08%, 2명 10.77%, 3명 이상 2.4%) 결혼 상태를 유지하는 사람들 중 87.99%가 1명 이상의 자녀가 있었다(1명 24.40%, 2명 53.93%, 3명 이상 9.66%). 추정 결과 자녀의 수는 매우 유의적으로 나타나며 자녀의 수가 포함된 경우 결혼 상태 유지 여부는 유의성을 잃는 것을 볼 수 있다. 따라서 추정 결과는 현재 부부가 같이 있느냐와 상관없이 자녀의 수가 많으면 다른 조건이 동일할 경우 주택연금을 덜 선호한다는 것을 보여준다. 이는 Ameriks et al. (2011)이 말한 상속동기(*bequest motives*)에 기인한 것일 수도 있으며 또는 한국인이 가지고 있는 노년기의 자녀에 의한 사적 부조에 대한 기대의 결과일 수도 있다.

이상의 표준적 순서형 프로빗 모형의 추정 결과를 바탕으로 일반화된 순서형 모형에 포함시킬 공변량을  $D_{2012}$ ,  $\ln(\text{income})$ ,  $\text{HOH\_age}$ ,  $D_{\text{HOH} > \text{highschool}}$ ,  $D_{\text{teneur}}$ ,  $D_{\text{renter}}$ ,  $\text{NofChildren}$ 으로 정하였다. 일반화된 순서형 프로빗 모형 추정 결과는 다음의 <표 8>과 같다. <표 8>의 첫 번째 추정 결과 열은 표준적인 순서형 프로빗 모형을 추정한 것이며  $\beta_1 \sim \beta_4$ 는  $\ln(\text{income})$ ,  $\text{HOH\_age}$ ,  $D_{\text{HOH} > \text{highschool}}$ ,  $D_{\text{teneur}}$ ,  $D_{\text{renter}}$ ,  $\text{NofChildren}$ 에 대해  $j = 1, \dots, 4$ 에 대해 추정한 것이다.  $D_{2012}$ 는 모형의 식별에서 각 문턱값에 공통적으로 영향을 주는 변수로 식별하여  $j$ 와 무관하게 하나만

추정하였다.

〈표 8〉 일반화된 순서형 모형의 추정 결과

변수	표준적인 순서형 프로빗 모형	일반화된 순서형 프로빗 모형			
		$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$
$D_{2012}$	0.0526** (0.0232)	0.0529** (0.0232)			
$\ln(\text{income})$	-0.0683*** (0.0217)	0.0259 (0.0704)	-0.1313*** (0.0307)	-0.0431* (0.0251)	-0.0673 (0.0472)
$HOH\_age$	0.0968*** (0.0151)	0.0693 (0.0474)	0.0353 (0.0215)	0.136*** (0.0175)	0.0763** (0.0324)
$D_{HOH>highschool}$	0.0151 (0.0270)	-0.1447** (0.0839)	-0.0297 (0.0393)	0.0702** (0.0323)	-0.0626 (0.0588)
$D_{teneur}$	-0.1314*** (0.0261)	-0.0272 (0.0792)	-0.0783** (0.0374)	-0.1772*** (0.0307)	-0.0931* (0.0565)
$D_{renter}$	0.0203 (0.0446)	-0.0861 (0.1287)	-0.0446 (0.0592)	0.0713 (0.0510)	0.0330 (0.0989)
$NofChildren$	-0.0430*** (0.0135)	0.0333 (0.0396)	-0.0354* (0.0196)	-0.0468*** (0.0159)	-0.0772*** (0.0296)
$\alpha_1$	-1.919*** (0.069)	-1.905*** (0.192)			
$\alpha_2$	-0.805*** (0.061)		-1.128*** (0.086)		
$\alpha_3$	0.495*** (0.061)			0.700*** (0.071)	
$\alpha_4$	2.060*** (0.067)				1.896*** (0.133)
Obs.	8,828	8,828			
loglikelihood val.	-10369.51	-10328.63			
$H_0: coef s = 0$ 에 대한 p-값	0.0000	0.0000 (검정통계량 값: 161.15, 분포: $\chi^2_{(25)}$ )			
평행 회귀선 가정에 대한 p-값	-	0.0000 (검정통계량 값: 83.875, 분포: $\chi^2_{(18)}$ )			

주: 계수 추정치 아래의 ( )는 표준오차를 나타내며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미한다.

평행 회귀선 가정에 대한 검정 결과 검정통계량 값은 83.875로 매우 유의적이었  
다. 이는 표준적인 순서형 프로빗 모형보다는 일반화된 순서형 프로빗 모형을 사용  
하는 것이 더 적절함을 말해준다. 실제로 결과를 비교해 봐도  $D_{2012}$ 를 제외한 다른  
변수의 계수들의 일반적 순서형 모형 추정치들이  $j$ 에 따라 표준적인 순서형 모형

추정 결과 대비 상당히 큰 변동을 보여주고 있음을 볼 수 있다.

앞의 Ⅲ장 1절에서 언급한 바, 임의의 두 single index 평면이 교차가 일어나지 않는 로그 실질 소득의 범위를 추정하기 위해 다음을 생각해보자. <표 9>는 <표 8>의 일반화된 순서형 프로빗 모형의 추정치들을 이용하여  $(x_i' \hat{\beta}_j - \hat{\alpha}_j) - (x_i' \hat{\beta}_k - \hat{\alpha}_k) = x_i' (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k) + (\hat{\alpha}_k - \hat{\alpha}_j)$ 의 값을 쉽게 볼 수 있도록 임의의  $(j, k)$  ( $j < k$ ) 쌍에 대해  $(\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k)$ 와  $(\hat{\alpha}_k - \hat{\alpha}_j)$ 를 계산하여 기록한 것이다. D<sub>2012</sub>는 공통으로 포함되어 있으므로 두 회귀계수 추정치의 차는 항상 0이 되는 까닭에 생략하였다.

<표 9> Single index 평면들의 교차 여부 분석

변수	(j, k)					
	(1, 2)	(2, 3)	(3, 4)	(1, 3)	(1, 4)	(2, 4)
ln (income)	0.1572	-0.0882	0.0242	0.0690	0.0932	-0.0640
HOH_age	0.0340	-0.1007	0.0597	-0.0667	-0.007	-0.0410
D <sub>HOH&gt;highschool</sub>	-0.1150	-0.0999	0.1328	-0.2149	-0.0821	0.0329
D <sub>teneur</sub>	0.0511	0.0989	-0.0841	0.150	0.0659	0.0148
D <sub>renter</sub>	-0.0415	-0.1159	0.0383	-0.1574	-0.1191	-0.0776
NofChildren	0.0687	0.0114	0.0304	0.0801	0.1105	0.0418
$\hat{\alpha}_k - \hat{\alpha}_j$	0.7770	1.8280	1.1960	2.6050	3.801	3.204
$\delta$ 의 최대 또는 최소	-0.6885	-1.7839	-1.2313	-1.8325	-3.5578	-3.2405

<표 9>를 이용해 임의의  $(j, k)$ 에 대하여  $x_i' (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k) + (\hat{\alpha}_k - \hat{\alpha}_j) \geq 0$ 이  $\ln(\text{income})$ 를 제외한 모든  $x_i$ 에 대해 성립하도록 만드는  $\ln(\text{income})$ 의 값들의 범위를 찾아 교집합을 구하고, 그 집합이  $\ln(\text{income})$ 의 정의역이 되기에 충분히 큰지를 보아 일반화된 순서형 프로빗 모형의 추정치가 현실적인 유용성이 있는지 판단할 수 있다. 교집합을 구하는 방식은 다음과 같다.

각 식은 모두  $\gamma \ln(\text{income}) - \delta$  꼴로 쓸 수 있으며  $\gamma \ln(\text{income}) - \delta \geq 0$ 의 조건은  $\ln(\text{income}) \geq \delta/\gamma$ 이거나( $\gamma > 0$ 인 경우)  $\ln(\text{income}) \leq \delta/\gamma$ 이다( $\gamma < 0$ 인 경우). 따라서 각 식은  $\gamma$ 의 부호에 따라  $\ln(\text{income})$ 의 상한(upper bound)을 규정하거나 하한(lower bound)을 규정하게 된다. 상한을 규정하는 경우  $\delta$ 는 가능한 값 중 가장 작은 값을 갖도록 다른 공변량들의 값을 정하고 하한을 규정하는 경우  $\delta$ 는 가능한



값 중 가장 큰 값을 갖도록 다른 공변량들의 값을 정한 후 각 식의 교집합을 찾는다. 분석을 위해 NofChildren의 표본최소값(0)과 표본최대값(6)을 이용하고 HOH\_age 역시 표본최소값(2)과 표본최대값(6)을 이용한다.

식 (1, 2)는 하한을 규정하는 식으로  $\delta$ 는 HOH\_age가 2,  $D_{HOH>highschool}$ 가 1,  $D_{tenurer}$ 가 0,  $D_{renter}$ 가 1, NofChildren가 0일 때 최소값을 갖는다. 이 때의  $\delta$ 가 -0.6885이다. 같은 방식으로 식 (2, 3)은 상한을 규정하는 식이므로 가능한 한 최대의  $\delta$ 를 구하기 위해 HOH\_age=2,  $D_{HOH>highschool}=0$ ,  $D_{tenurer}=0$ ,  $D_{renter}=1$ , NofChildren=6을 대입하면 이 때의  $\delta$ 가 -1.7839가 된다.

이렇게 하여 어떠한 임의의 두 single index 평면도 교차하지 않는  $\ln(\text{income})$ 의 범위를 구하면  $[-4.3798, 20.3390]$ 이 되며 이를 실질소득의 범위로 바꾸어 해석하면 월 실질소득이  $[e^{-4.3798}, e^{20.3390}] = [1.26\text{만원}, 680\text{조원}]$  이내의 범위 내에서는 두 single index 평면이 교차하지 않는다는 결론을 내릴 수 있다. 이 소득 구간은 현실적인 범위 내에서 충분히 의미있는 구간이므로 본고에서 이용한 일반화된 순서형 프로빗 모형은 적절하게 식별되었다고 볼 수 있다.

추정된 일반화된 순서형 모형의 결과를 해석해 보자. 먼저  $\ln(\text{income})$ 의 계수는  $\beta_1$ 인 경우를 제외하면 음의 값을 갖는다. 이는 소득이 높을수록  $j=3$ 이상의 응답을 할 확률이 줄어든다는 것을 의미한다. 마찬가지로  $\beta_3$ 의  $\ln(\text{income})$ 의 계수 또한 유의수준 10%에서 유의적으로 0과 다르므로  $j=4$ 이상의 응답을 할 확률도 줄어듦을 말해준다.<sup>12)</sup>

$\beta_3$ 의 다른 계수들을 보자. 먼저 가구주 연령( $/10$ )은 유의적으로 양이다. 이는 가구주 연령이 높을수록 주택연금 수요가 높음을 말해준다. 가구주의 학력은 유의적으로 양이므로 고졸 초과 고학력자일수록 주택연금 수요가 높다고 할 수 있다. 주택보유 여부 변수의 계수는 유의적으로 음이다. 앞의 표준적인 순서형 프로빗 모형의 분석에서 언급한 바와 같이 이는 노년에 자산을 보유할 것으로 기대하는 기대치가 높을수록 주택연금에 대한 수요가 낮다는 가설로 설명이 가능하나 이 가설을 증명하기에는 가용한 데이터가 부족하다. 마지막으로 자녀의 수도 표준적인 순서형 프로빗 모형의 추정결과와 같이 유의적으로 음의 값을 보이고 있어 상속동기 또는 노년기의 자녀에 의한 사적 부조에 대한 기대가 주택 연금 수요를 줄이는 것을 알

12) 즉,  $j^*=4$ 로 간주한 주택연금 수요가 소득이 높을수록 낮아짐을 의미한다.

수 있다.

$\beta_4$ 의 계수는 어떤 요인이 아주 강한 주택연금에 대한 선호를 설명하는지를 보여 준다고 할 수 있다. 가구주 연령, 주택보유 여부, 자녀의 수 등이 유의적인 변수로 나타나고 있으며, 그 해석은  $\beta_3$ 의 경우와 동일하다.

$\beta_3$ 의 계수 추정치를 이용해 우리나라 전체의 주택연금 수요를 추정해 보자. 주택을 보유하고 있거나 보유할 의지가 있는 사람들의 주택연금 수요는 앞에서 논의한 바와 같이 평균적인 개인이 주택연금을 사용하겠다고 강력하게 응답할 확률 즉,  $\Pr[y_i \geq j^*]$ 로 정의할 수 있으며 이 확률은  $D_{2012}=1$ 로 간주하고 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Pr[\widehat{y_i} \geq j^*] &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Pr[y_i \geq j^* | \widehat{D_{2012}} = 1, x_i] \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Phi(\widehat{\beta_D} + x_i' \widehat{\beta_{j^*-1}} - \widehat{\alpha_{j^*-1}})\end{aligned}$$

우리나라 전체의 주택연금 수요는 위에서 구한 추정값에 주택을 보유할 의향이 있는 사람들의 비율을 곱하면 구할 수 있다. <표 10>은  $j^* = 4$ 와 5에 대하여  $\Pr[y_i \geq j^*]$ 의 추정치와 신뢰구간을 보여주고 있다. 추정치의 신뢰구간은  $x$ 의 부트스트랩 표본과  $\hat{\theta}$ 의 점근분포에서 임의추출을 통해 얻어진 simulated  $\hat{\theta}$ 값들을 이용해  $\Pr[y_i \geq j^*]$ 을 총 10,000번 구해서 이의 분포를 이용해 계산하였다. 표본 중에서 총 92.9%의 사람들이 집을 보유하고 있거나 보유할 계획이라고 응답을 했으므로 이를 고려하면 주택연금의 수요(주택연금을 이용할 확률)은 다음과 같이 추정된다.

<표 10> 주택연금 수요 추정

수요		추정치	90% 신뢰구간	95% 신뢰구간	99% 신뢰구간
$j^* = 4$	$\Pr[y_i \geq 4]$	0.4097	[0.3988, 0.4207]	[0.3966, 0.4228]	[0.3924, 0.4265]
	주택보유희망 비율 고려 시	0.3805	[0.3704, 0.3907]	[0.3684, 0.3927]	[0.3645, 0.3961]
$j^* = 5$	$\Pr[y_i \geq 5]$	0.0372	[0.0339, 0.0411]	[0.0332, 0.0420]	[0.0321, 0.0436]
	주택보유희망 비율 고려 시	0.0346	[0.3315, 0.0382]	[0.0308, 0.0390]	[0.0298, 0.0405]

(4) 번 척도 이상의 선호를 보인 사람들이 실제로 연금 수요를 하는 사람들이라고 할 경우 향후 주택연금을 이용할 사람들은 우리나라 이용대상 인구의 38.1%에 달할 것으로 추정된다. 한편 (5) 번 척도 이상의 선호를 보인 사람들이 실제로 주택연금 수요를 하는 사람들이라고 한다면 우리나라 인구의 3.5%가 주택연금을 이용할 것으로 추정된다. 미국이 2011년 현재 이용대상 인구의 2.1%가 주택연금을 이용하고 있음을 볼 때, 두 추정치 중 3.5%가 보다 현실적인 이용 대상 인구 추정치로 보인다.

## V. 결 론

우리나라는 인구구조의 변화에 따라 2000년에 고령화사회에 진입한 이후 고령사회, 초고령화사회로의 진입 기간이 세계에서 가장 빠른 추세로 진행되고 있으며, 유례없는 인구고령화 추세로 미루어 볼 때 장수의 위험에 노출된 베이비붐세대와 은퇴이후세대의 자가주택 보유비율이 높다는 점에서 안정적인 주거생활과 노후소득 보전이 가능한 한국주택금융공사에서 보증하는 주택연금제도가 주목을 받고 있다.

본 논문에서는 문턱값에 개인별 이질성을 고려한 일반화된 순서형 프로빗 모형을 이용하여 주택연금에 대한 선호함수와 수요를 추정하고 해석하였다. 통계적 검정 결과 표준적인 순서형 프로빗 모형보다는 문턱값에 개인별 이질성을 고려한 일반화된 순서형 프로빗 모형이 더 데이터에 부합하는 것으로 나타나 향후 유사한 연구를 할 경우 표준적인 순서형 모형보다는 일반화된 순서형 모형을 이용하는 것이 바람직 할 것으로 판단된다.

아울러 본 논문에서는 선호의 정도가 충분히 큰 경우 선호가 실 수요로 이어진다는 전제 하에 주택연금 수요를 추정하였는데 추정 결과 소득수준이 낮을수록, 가구주의 연령이 높을수록 주택연금에 대한 수요가 높은 것으로 나타났다. 모형의 추정 결과 특히 수요함수 추정을 해석함에 있어 다소의 자의성이 포함되어 있다는 점 등 유의하여야 할 점이 있기는 하나 본 연구에서 이용된 모형의 추정 결과에 따르면 흥미롭게도 주택을 보유할수록 주택연금 수요가 낮은 것으로 나타나고 있다. 저자들은 이 결과를 바탕으로 자산을 가진 계층은 그렇지 않은 계층보다 주택연금 수요가 낮다는 가설을 제기하였다. 다만 자료의 제한으로 이 가설을 실제로 검증하지는 못하였다. 또 한 가지 특징적인 점은 추정 결과는 현재 부부가 같이 있느냐와 상관없

이 자녀의 수가 많으면 다른 조건이 동일할 경우 주택연금에 덜 선호하는 것으로 나타났다. 이는 Ameriks et al. (2011) 이 말한 상속동기에 기인한 것일 수도 있으며 또는 한국인이 가지고 있는 노년기의 자녀에 의한 사적 부조에 대한 기대의 결과로 해석할 수 있다. 한편, 2010년에 비해 2012년 주택연금에 대한 수요가 높아졌는데, 이는 최근 금융시장과 부동산시장의 경기침체로 인해 소득대체수단으로서 기존 금융상품을 통한 노후 생활 대비가 어려운 점이 반영된 것으로 판단된다.

머지않아 고령층이 되는 50대 이후 베이비붐세대들이 위험이 내재된 주택이나 부동산에 대한 투자를 노후소득보전 대체수단으로 판단하는 경향이 있다는 선행 연구에 비추어 볼 때 세계에서 가장 빠른 인구고령화 속도를 보이고 있는 우리나라의 경우 보다 안정적인 노후소득보전을 위해 주택연금을 활성화시키기 위한 제도적 보완이 시급할 것으로 판단된다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김상현 · 서정렬, “고령화에 따른 주택연금 활성화를 위한 이용자 실태연구,” 『부동산학연구』, 제17집, 제4호, 2011, pp. 45-58.  
(Translated in English) Kim, Sangh Yeon and Jeong Yeol Suh, “A Study on the Analysis of Users Characteristics for Reverse Mortgage Aging Society,” *Journal of the Korean Real Estate Analysts Association*, Vol. 17, No. 4, 2004, pp. 45-58.
2. 김정주 · 마승렬, “역주택저당대출 수요의 결정요인에 관한 연구,” 『부동산학보』, 제46집, 2011, pp. 207-225.  
(Translated in English) Kim, Jeong Ju and Seung Ryul Ma, “A Study on the Determinants of the Demand for Reverse Mortgage in Korea,” *Korea Real Estate Academy Review*, Vol. 46, 2011, pp. 207-225.
3. 박근수 · 김영훈, “고령자의 주택연금제도 이용의 필요성에 영향을 미치는 요인,” 『노인복지연구』, 통권 50호, 2010, pp. 291-312.  
(Translated in English) Park, Keun Soo and Young Hoon Kim, “A Study of Factors that Effect on the Needs of Using the Reverse Mortgage -Focused on the People of Advanced Age more than 55 Years Old,” *International Journal of Welfare for the Aged*, Vol. 50, 2010, pp. 291-312.

4. 백은영, “베이비부머의 은퇴 준비와 준비 유형 결정요인 분석,” 『사회보장연구』, 제27권, 제2호, 2011, pp.357-383.  
(Translated in English) Baek, Eun Young, “Determinants of Retirement Preparation and the Types of Preparation of the Baby Boomers,” *Korean Social Security Studies*, Vol. 27, No. 2, 2011, pp.357-383.
5. 신기화 · 고성수, “베이붐세대의 노후소득원으로 주택연금의 효과에 관한 연구-개인투자방법과 비교를 통한 고찰,” 『부동산 · 도시연구』, 제5권, 제1호, 2012, pp.125-150.  
(Translated in English) Shin, Ki Hwa and Seong Su Ko, “A Study on the Effect of the Reverse Mortgage of the Baby Boom Generation,” *Review of Real Estate and Urban Studies*, Vol. 5, No. 1, 2012, pp.125-150.
6. 안상모 · 이종아 · 정준호, “주택연금 상품 선택의 결정요인에 관한 분석,” 『주택연구』, 제21권, 제1호, 2013, pp.127-154.  
(Translated in English) Ahn, Sang-Mo, Jong-Ah Lee, and Jun Ho Jeong, “An Analysis of the Determinants of Housing Reverse Mortgage Products’ Choices in Korea,” *Housing Studies Review*, Vol. 12, No. 1, 2013, pp.127-154.
7. 이선형 · 김영훈, “노후준비를 위한 경제적 의사결정에 가족이 미치는 영향: 수도권 고령자의 주택연금제도 이용의향을 중심으로,” 『한국가족자원경영학회지』, 제15권, 제4호, 2011, pp.169-188.  
(Translated in English) Lee, Seon Hyeong and Young Hun Kim, “Influencing Family on an Economic Decision-Making for the Elderlyhood Preparation-Focused on Willingness to Consider Applying for Reverse Mortgage of the Older Living in Metropolitan Areas,” *Journal of Korean Family Resource Management Association*, Vol. 15, No. 4, 2011, pp.169-188.
8. 이종아 · 정준호, “주택 자본자산가격결정모형을 활용한 위험과 수익 분석: 서울 강남 3개구 아파트 시장의 경우,” 『한국경제지리학회지』, 제13권, 제2호, 2010, pp.234-252.  
(Translated in English) Lee, Jong Ah and Jun Ho Jeong, “A Study on Risks and Returns Using a Housing Capital Asset Pricing Model(CAPM): The Case of Three Gangnam Districts Apartment Market in Seoul,” *Journal of the Economic Geographical Society of Korea*, Vol. 13, No. 2, 2010, pp.234-252.
9. 한국주택금융공사, 『2010년도 주택금융 및 보금자리론 수요실태조사』, 2010.  
(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation, *2010's Surveys for Housing Finance and Bogeumjari(mortgage) Loan*, 2010.
10. \_\_\_\_\_, 『2012년도 주택금융 및 보금자리론 수요실태조사』, 2012.  
(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation, *2012's Surveys for Housing Finance and Bogeumjari(mortgage) Loan*, 2012.
11. \_\_\_\_\_, 『주택금융월보』, 2013. 4월호.  
(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation, *Monthly Housing Finance Report*, No. 4, 2013.
12. Ameriks, J., C. Andrew, L. Steven and S. van Nieuwerburgh, “The Joy of Giving or Assisted Living? Using Strategic Surveys to Separate Public Care Aversion from Bequest Motives,” *Journal of Finance*, 66(2), 2011, pp.519-561.

13. Boes, S. and R. Winkelmann, "Income and Happiness: New Results from Generalized Threshold and Sequential Models," IZA Discussion Paper No. 1175, SOI Working Paper No. 0407, 2004.
14. \_\_\_\_\_, *The Effect of Income on Positive and Negative Subjective Well-Being*, University of Zurich, Socioeconomic Institute, IZA Discussion Paper Number 1175, 2006.
15. Brant, R., "Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordered Logistic Regression," *Biometrics*, 46, 1990, pp.1171-1178.
16. Case, B. and A. B. Schnare, "Preliminary Evaluation of the HECM Reverse Mortgage Program," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 22(2), 1994, pp.301-346.
17. Chou, K. L., N. W. S Chow. and I. Chi, "Willingness to Consider Applying for Reverse Mortgage in Hong Kong Chinese Middle-aged Homeowners," *Habitat international*, 30(2), 2006, pp.716-727.
18. Costa-Font, J., J. Gil and O. Mascarilla, "Housing Market, Wealth, and 'Self-Insurance', in Spain, in Smith, S. J. and Searle, B. A. (eds.), *The Blackwell Companion to the Economics of Housing: The Housing Wealth of Nations*, Blackwell: Oxford, 2010, pp.279-294.
19. De Nardi, M., E. French, and J. B. Jones, "Why Do The Elderly Save? The Role of Medical Expenses," *Journal of Political Economy*, 118(1), 2010, pp.39-75.
20. Fratantoni, M. C., "Reverse Mortgage Choices," *Journal of Housing Research*, 10(2), 1999, pp.189-208.
21. Green W. H. and D. A. Hensher, "Ordered Choices and Heterogeneity in Attribute Processing," Institute of Transport and Logistics Studies, Working paper ITLS-WP-08-16, 2008.
22. \_\_\_\_\_, *Modeling Ordered Choices: A Primer*, Cambridge University Press. New York, 2010.
23. Green, W. H., "Two Advances in Ordered Choice Modeling," Presented in International Choice Modeling Conference, ITS, University of Leeds, UK, 2009.
24. Litchfielda, J., B. Reilly and M. Venezian, "An Analysis of Life Satisfaction in Albania: An Heteroscedastic Ordered Probit Model Approach," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 81(3), 2012, pp.731-741.
25. Long, S., *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks, CA, Sage Publications, 1997.
26. Merrill, S. R., F. Meryl and K. Nandinee, "Potential Beneciaries from Reverse Mortgage Products for Elderly Homeowners: An Analysis of American Housing Survey Data," *Real Estate Economics*, 22(2), 1994, pp.257-299.
27. Nakakima, M. and I. A. Telykova, "Home Equity in Retirement," Mimeo, UCSD, 2012.
28. Pfarr, C., A. Sshmid and U. Schneider, "Estimating Ordered Categorical Variables Using Panel Data: A Generalised Ordered Probit Model with an Autofit Procedure," *Journal of Economics and Econometrics*, 54(1), 2011, pp.7-23.

29. Pudney, S. and M. Shields, "Gender, Race, Pay and Promotion in the British Nursing Profession: Estimation of a Generalized Ordered Probit Model," *Journal of Applied Econometrics*, 15 (4), 2000, pp. 367-399.
30. Rasmussen, D. W., F. M. Issac and A. M. Barbara, "Using the 1990 Public Use Micordata Sample to Estimate Potential Demand for Reverse Mortgage products," *Journal of Human Resources*, 6 (1), 1995, pp. 1-24.
31. Terza, J., "Ordered Probit: A Generalization," *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 14 (1), 1985, pp. 1-11.
32. U. S. Census Bureau. (n. d.). AHS main. Retrieved from <http://www.census.gov/housing/ahs/>
33. Weiss, A. A., "Specification Tests in Ordered Logit and Probit Models," *Econometric Reviews*, 16 (4), 1977, pp. 361-391.

# An Analysis of Aging and Demand for Reverse Mortgage Loan: Generalized Ordered Probit Model Approach\*

Chung Ki Lee\*\* · Sang Soo Park\*\*\*

## Abstract

We analyze Korean households' demand for the reverse mortgage loans by using the Surveys for Housing Finance and Bogeumjari(mortgage) Loan conducted nationally in 2010 and 2012 by Korean Housing Finance Corporation. To allow for sufficient flexibility, we use the generalized ordered probit model that assumes individual heterogeneity in cut-off values. We find that the generalized ordered probit model fits the data better than standard ordered probit model. We also find that the demand for the reverse mortgage grew between 2000 and 2010 and that the demand increases as household income decreases, as the age of household head increases, and as the number of children decreases.

**Key Words:** population aging, reverse mortgage loans, generalized ordered probit model

**JEL Classification:** C1, I3

---

*Received: June 26, 2013. Revised: Oct. 8, 2013. Accepted: Oct. 25, 2013.*

\* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant, funded by the Korean Government(NRF-2010-411-B00028), and the Korea University Grant.

\*\* First Author, Assistant Professor, Department of Economics, Korea National Open University, 86 Daehak-ro, Joung-gu, Seoul 110-791, Korea, Phone: +82-2-3668-4613, e-mail: cklee415@knou.ac.kr

\*\*\* Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Korea University, 145, Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Phone: +82-2-3290-2227, e-mail: starpac@korea.ac.kr