

# 고령화와 주택연금: 지역별차이에 대한 연구

유승동<sup>1)</sup>, 유경원<sup>2)</sup>, 오경헌<sup>3)</sup>

---

1) 상명대학교 금융경제학부 교수(전화 : 02-781-7573, e-mail : peteryou@smu.ac.kr)

2) 상명대학교 금융경제학부 교수(전화 : 02-2287-5039, e-mail : kwyo@smu.ac.kr)

3) 한국은행 경기본부 경제조사팀 조사역(전화 : 031-250-0086, e-mail : kyungheonoh@bok.or.kr)

## < 요약 >

### I. 서론

### II. 주택연금의 개관 및 선행연구

1. 주택연금제도
2. 주택연금과 지역경제
3. 상속의향과 주택연금

### III. 실증분석

1. 기초통계
2. 실증분석 모형 및 결과
3. 강건성 분석

### IV. 결론

### 참고문헌

## < 요약 >

주택연금은 대출기간 동안 주기적으로 자금을 조달할 수 있다는 점에서 주택을 보유하고 있으나 생활비가 부족한 노령가계가 주택연금의 주요 고객이라 할 수 있다. 우리나라에서 주택연금은 도입 이후 지속적으로 증가하고 있는데, 2007년~2015년 8월 기준 주택연금 판매의 수도권 집중 비중은 73.8%에 달하는 등 판매의 대부분이 수도권에 집중되면서 이에 대한 논의가 지속되고 있다. 본고에서는 주택연금의 수도권 집중 현상의 원인을 실증분석을 통해 밝혀보고자 한다. 주택연금의 가입과 주택 상속의향 간 밀접한 연관관계가 있음을 주목하고, 본 연구에서는 수도권-비수도권, 경기도-경기도 이외 지역에 거주하는 노인 가계를 비교하여 수도권 노인 가계의 주택 상속의향이 낮음을 밝히고자 한다. 실증분석 결과 수도권 및 경기도 노인가계의 경우 소득이 증가할수록 비수도권 및 경기도 이외 지역에 비해 상속의향이 줄어드는 것으로 나타났다. 본 연구는 주택연금의 지역별 차이에 대한 현상만을 보여주던 기존 연구와는 차별적으로 지역별 차이에 대한 원인을 제시하였다는 점에서 학술적 의의가 있다.

# 고령화와 주택연금: 지역별차이에 대한 연구\*

유승동\*\* · 유경원\*\* · 오경현\*\*\*

## I. 서론

우리나라에서 주택연금이 도입된 이후, 주택연금 판매의 수도권 집중에 대한 논의가 지속되고 있다. 주택연금이란 고령자가 생계비 등의 노후자금 조달을 목적으로 주택을 담보로 하여 노후에 필요한 자금을 조달하는 금융상품이다. 주택을 담보로 금융기관으로부터 (담보)대출을 받고 주택을 구입한 차입자가 대출만기까지 원리금에 대한 상환의무를 이행하는 것이 일반 주택담보대출이다. 이와 다소 다른 구조로 주택을 담보로 대출기간 동안 (생활에 필요한) 자금을 주기적 (혹은 일시적)으로 받고, 대출만기에 주택을 시장에 처분하여 대출에 대한 원리금을 상환하는 대출상품을 역모기지(reverse mortgage)라 한다.<sup>1)</sup> 우리나라에서는 정책적으로 설립된 한국주택금융공사(이하 공사)를 통하여 노인들을 상대로 판매하고 있는 역모기지를 주택연금이라고 지칭한다.<sup>2)3)</sup> 차입자는 대출기간 동안 주기적으로 혹은 일시적으로 생활비 등의 형태로 자금을 활용할 수 있으므로 주택을 보유하고 있지만 생활비가 부족한 노령가계가 주택연금의 주요 고객이라고 볼 수 있다.

주택연금에 대한 보증기관의 역할을 하고 있는 공사에서 최근 연구된 고제현(2015)에 따르면 (2007년-2015년 8월 주택연금 가입자 기준으로) 주택연금의 수도권 집중비중은 73.8%에 달한다. 통계청의 추계인구에 따르면 2010년 현재 우리나라의 전체 가구 숫자는 17.3백만 가구이며, 가구주 연령을 기준으로 60세 이상의 가구는 약 4.3백만 가구이다. 가구주 연령이 60세 이상인 가구 가운데 39.2%인 약 1.7백만 가구는 서울, 인천 및 경기 즉 수도권에 거주하고 있다. 이와 같이 수도권에 거주하고 있는 60세 이상의 고령인구 비중을 고려하면 수도권에서 주택연금의 가입비중이 높은 것은 이례적 현상이라고 볼 수 있다.<sup>4)</sup> 주택연금제도의 발전방안을 제안하고 있는 이태리·박천규·전성애(2014)도 주택연금의 수도권 집중완화를 최우선 과제로 제시하였다.

주택연금이 수도권을 중심으로 집중되는 경우 주택연금에 대한 보증을 제공하는 공사의 위험 관리에 지역적 요소를 고려할 필요가 있다는 논의가 제기될 수 있다.<sup>5)</sup> 주택연금은 이용자가

\* 본 연구는 한국은행의 재정지원을 받아 한국은행 경기본부와 공동으로 작성되었습니다. 저자들은 2016년 한국은행 경기본부·경기연구원이 공동으로 개최한 지역경제세미나에서 의견을 제공해 주신, 수원대학교 장홍범 교수님, 경기연구원 김정훈 박사님, 한국주택금융공사 고제현 박사님, 그리고 한국캐나다학회에서 의견을 제공해주신 임병권 박사님께 감사드립니다.

\*\* 상명대학교 경제금융학부

\*\*\* 한국은행 경기본부

- 1) 한국은행에 따르면 과거 주택연금이 도입되기 이전, 2005년 6월 기준으로 신한은행, 조흥은행, 농협생명 그리고 흥국생명에서 역모기지는 347건의 416억원이 판매되었다. 본 연구에서는 한국공사에서 2007년부터 취급을 시작한 역모기지를 기준으로 논의를 진행하기로 한다.
- 2) 주택연금의 도입과 관련한 가이드라인은 2006년 2월 발표되었고, 2007년 1월 공사법의 개정으로 공식적 명칭인 '주택담보노후연금' 제도가 도입되었다.
- 3) 우리나라에서는 역모기지를 대신하여 관행처럼 주택연금이란 용어를 사용하고 있으므로, 본 연구에서는 특별한 경우를 제외하고는 역모기지를 주택연금이라고 지칭한다. 지역별 편중과 관련된 논의는 주택연금의 판매실적을 중심으로 논의되고 있다.
- 4) 국정감사에서는 매년 "주택연금 가입자 수도권 편중이 심각한 상황"에 대한 대책요구가 반복되고 있다. 예를 들어 한국공사의 2009년 국정감사 업무보고 자료에 따르면 주택연금 이용자의 78.4%가 수도권에 거주하고 있었다.
- 5) 공사에서 관리하고 있는 주택금융신용보증기금내에 주택담보노후연금보증계정이 설치되어 있다. 영업유형이 명확히 구분되어야 하므로 당초 계획과 다르게 주택금융신용보증기금과 주택담보노후연금보증기금이 서로 구분하여 관리하도록 규정되었다. 따라서 계정운영과 위험관리를 담당하고 있는 주체는 법에 근거하여 관리기관은 공사이다.

금융기관에 대출신청을 하고, 대출을 실행한 금융기관이 가입자에게 필요자금을 제공한다. 연금 이용자의 신청에 따라 공사는 (일정한 요건에 부합하는 경우 대출실행 시점에) 보증서를 발급한다. 동 보증서에 따라 원리금 회수가 어려운 경우 공사(엄밀하게 주택담보노후연금보증계정)에서 대지금을 실행한다. 결국 공사는 보증기관의 역할을 수행한다고 할 수 있다. 공사는 금융기관의 원리금 회수 위험을 인수하고 위험관리에 대한 보증료를 수령한다. 한편 주택연금의 기초자산인 주택이 지역적으로 집중화되는 경우, 지역별 주택시장 변화에 따라 보증기관의 위험관리 전략이 변화할 수 있다. 이의 일환으로 예를 들어 2009년 공사는 지역은행(대구은행, 광주은행 그리고 부산은행)과 업무협약을 체결하였으며, 비수도권 지역에 주택연금의 판매를 증가시키기 위하여 홍보 및 마케팅 활동을 전개하고 있는 것으로 알려져 있다.<sup>6)</sup> 주택연금의 지역별 집중현상은 해당 지역 주택시장에 새로운 문제를 야기할 수도 있기 때문이다. 미국에서 Shan(2011), Davidoff and Wetzel(2014), Chan, Haughwout, and Tracy(2015), Moulton, Haurin, and Shi(2015)은 주택연금이 모델로 하고 있는 Home Equity Conversion Mortgage(HECM)이 향후 주택시장에 다양한 변화를 유발할 수 있다고 제시한다. 우리나라 주택시장도 주택연금이 미국과 같은 새로운 변화를 유발할 가능성을 배제할 수 없다.

본 연구는 기존연구와 다르게 주택연금의 지역적 집중현상을 설명하고자 한다. 기존 문헌(고제현, 2015; 이태리·박천규·전성애, 2014; 안상모, 2014)에서는 주택연금의 수도권 집중현상에 대하여 강조하고 있다. 기존 연구에서는 수도권 집중 현상의 발생 원인에 대한 연구를 진행하지 않았는데 반해 본 연구에서는 수도권 집중 원인에 대한 연구를 체계적으로 진행하고자 한다. 주택연금의 가입과 주택상속 의향 간 밀접한 연관관계가 있음을 주목하고, 본 연구에서는 수도권에 거주하는 노인가계가 다른 지역에 거주하는 노인 가계와 비교하여 주택을 상속하지 않겠다는 의향이 높다는 것을 보인다. 그리고 이와 유사한 방법으로 경기도에 거주하는 노인가계가 다른 지역에 거주하는 노인가계와 비교하여 주택을 상속하지 않겠다는 의향이 높다는 것을 실증한다. 이와 같이 본 연구는 주택 상속의향을 활용하여 주택연금의 지역적 집중현상을 설명하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 주택연금제도와 본 연구에서 관심이 있는 주택연금의 수도권 집중문제를 살펴보고자 한다. 동시에 주택연금과 관련된 기존 문헌의 논의에 대한 점검을 진행한다. 제3장에서는 실증분석에서 활용되고 있는 자료와 이를 분석하기 위한 기초정보를 점검한다. 제4장은 실증분석으로 수도권 중에서도 특히 경기도 노인가계 주택에 대한 상속의향이 다른 지역의 노인들 상속의향과 통계적으로 유의하게 차이가 있음을 실증적으로 보이고 있다. 제5장은 결론이다.

6) 공사에서 발간한 주택연금에 대한 Q&A 자료에 따르면 “지방보다 집값이 비싼 수도권에 유리한 것이 아닌가?”란 질문이 등장하고 있다.

## II. 주택연금의 개관 및 선행연구

### 1. 주택연금 제도

수명연장을 반드시 축복이라고만 단정할 수는 없다. 우리나라는 65세 인구가 7% 이상인 고령 사회에 접어들었으며, 조만간 인구의 20% 이상이 65세 이상인 초고령 사회에 접어들 것으로 전망되고 있다. 인구고령화에 따른 사회경제적 파급효과를 우려하는 목소리가 다양한 분야에서 들려오고 있다. 가계자산의 측면에서 유경원(2012)은 우리나라 가계가 은퇴이후 단기적으로 소비를 줄이지 않고 있는 것을 확인하였다. 따라서 우리나라에서 은퇴이전의 가계소비를 보완할 수 있는 즉 노인가계의 경우 부의 저축(dissaving)을 위한 상품개발 및 시장형성의 중요성을 강조하였다.

노인가계가 보유하고 있는 자산을 유동화하고 소득감소를 보충할 수 있는 대표적 금융상품으로 역모기지가 있다. 동 상품은 2000년대 초반부터 우리나라 금융시장에서 거래되기 시작했다. 2006년 재정경제부의 역모기지 활성화 방안에 따르면 2005년 말 현재까지 신한은행, 조흥은행, 그리고 농협에서 역모기지가 취급되었다. 그러나 민간 금융기관에서는 기존 역모기지 상품을 취급하는데 있어서 마케팅 활동을 적극적으로 전개할 수 있는 상황이 아니었던 것으로 알려져 있었다. 금융기관은 주택시장 변화 위험, 금융시장 변화 위험, 그리고 가입자의 건강 및 수명에 관한 위험(일명 장수위험)에 대한 관리를 적절하게 관리할 수 없었기 때문이다. 역모기지는 다양한 금융기법이 복합적으로 구성되어 있으며 앞서 언급한 다양한 유형의 위험이 존재하기 때문에 이에 대한 관리의 어려움으로 과거 금융기관은 역모기지를 판매하는데 보수적이었다. 따라서 공사를 중심으로 2007년 65세 이상인 노령가구를 대상으로 하는 주택연금을 도입하게 되었다.

미국에서는 복지자금 지원 측면에서 1960년대 공적 역모기지 제도가 출발하였다(김정주, 2007). 역모기지 제도는 오랜 기간 동안 침체기를 경험한 후 1989년 연방주택청(Federal Housing Association)에서 공적인 상품인 Home Equity Conversion Mortgage(HECM)을 도입하게 된다(기획재정부, 2006). HECM의 도입과 동시에 주택담보대출의 유동화를 담당하고 있던 패니메이(Fannie Mae, Federal National Mortgage Association)에서 HECM을 인수하기로 결정하였다(김정주, 2007).<sup>7)</sup> 그러나 2006년 8월까지 유동화한 사례는 없는 것으로 알려져 있다(Shan, 2011). HECM의 경우 미국에서 단일 주택(one-unit dwelling)에 거주하는 62세 이상이 가입할 수 있으며, 비소구(non-recourse) 성격을 가진다.

우리나라에서 주택연금의 가입조건은 도입 초기에는 만 65세 이상이였지만, 최근 본인 또는 배우자 나이가 만 60세 이상이면 가능해지는 등 주택연금의 가입조건이 대폭 완화되었다. 미국과 동일하게 우리나라에서도 주택연금은 비소구 제도를 활용하고 있다. 주택연금은 주택금융시장에서 비소구 제도를 활용한 최초의 사례이며, 비소구 제도에 대한 논의는 최근 활발하게 진행되고 있다(유승동, 2015). 미국 주택연금 시장은 공적보증을 통하여 급격하게 성장하였으며, 공적보증을 받는 역모기지가 시장의 80% 이상을 점유하고 있다(기획재정부, 2006). 이에 따라 정부에서는 주택연금의 보증기관으로 공사를 지정하게 되었다.

7) 이를 통하여 HECM은 전국으로 확대가 될 수 있었으며, 패니메이에서는 이를 계기로 1996년 고액자산 보유층을 대상으로 하는 Home Keeper란 상품을 개발하고 유동화 할 수 있는 기반을 마련하였다(김정주, 2007:66)

<표 1> 지역별 주택연금 보증공급액(단위 억원)<sup>1)</sup>

	전국	수도권		비수도권	
		보증액	비중	보증액	비중
2007	5,972	5,282	88.4%	691	11.6%
2008	14,247	12,838	90.1%	1,408	9.9%
2009	30,550	27,637	90.5%	2,913	9.5%
2010	59,532	53,874	90.5%	5,659	9.5%
2011	97,472	87,411	89.7%	10,061	10.3%
2012	163,485	145,547	89.0%	17,937	11.0%
2013	220,278	193,846	88.0%	26,432	12.0%
2014	266,547	231,705	86.9%	34,842	13.1%
2015	324,659	278,457	85.8%	46,203	14.2%
2016 <sup>2)</sup>	374,344	316,367	84.5%	57,978	15.5%
합계	1,557,086	1,352,964	84.5%	204,124	15.5%

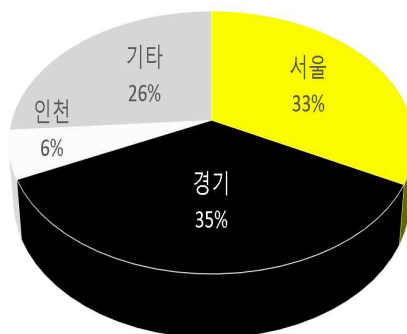
주 1) 보증공급액이란 가입자에게 100세까지 공급될 예상 보증공급액(월지급금+개별인출금+대출이자+보증료)을 의미함

2) 2016년 6월 까지 집계결과

자료: 한국주택금융공사

2007년 주택연금이 도입되면서부터 논의되고 있는 흥미로운 현상은 주택연금의 판매가 수도권에 집중되고 있다는 것이다. 표 1에서 주택연금 도입초기인 2007년부터 2016년 6월까지 지역별 주택연금 보증공급 규모를 확인할 수 있다. 표에서 확인할 수 있듯이 수도권에 주택연금 보증공급액은 2007년부터 88%에 달하며, 2008년-2010년 수도권에서 판매되고 있는 주택연금의 비중은 90%를 넘어선다. 수도권 주택연금 비중 확대와 관련된 논의가 늘어나면서 공사에서는 전략적으로 주택연금의 수도권 집중도를 완화하기 위한 다양한 방안을 전개하고 있는 것으로 알려져 있다. 예를 들어 공사는 지역은행들과 업무협약을 체결하였으며, 비수도권 지역에 주택연금 판매를 증가시키기 위한 홍보 및 마케팅 활동을 전개하고 있다. 특히 국정감사에서는 매년 주택연금의 수도권 집중현상에 대한 문제가 논의되고 있으며, 이를 개선하기 위한 조치가 필요하다는 요구가 지속적으로 제기되고 있다. 이러한 논의를 반영하듯 2010년 이후 수도권 주택연금의 비중은 다소 하락하는 모습을 보이고 있다.

<그림 1> 지역별 주택연금 가입자: 2007년-2015.8월



자료: 한국주택금융공사

최근 정부에서 주택연금 활성화의 일환으로 3종 세트를 출시하는 등 다양한 정책지원으로 2016년 상반기 동안 공급된 주택연금은 2015년 1년간 공급된 주택연금 실적을 초과한 상황이다.<sup>8)</sup> 2007년부터 2016년 6월까지로 시계열을 확장해보면 동 기간 중 취급된 155.7조원의 주택연금 가운데 84.5%에 해당하는 135.2조원의 대출에 대한 기초자산의 소재지가 수도권이다. 반면 주택연금의 기초자산인 주택이 비수도권에 소재하는 비중은 15.5%에 불과하다. 주택연금의 보증공급액의 경우 지역별로 주택가격이 차별화되어 있어 정확한 지역별 가입현황을 파악하기에는 어려움이 있다.

표 1은 공사의 보증공급액 규모이며, 지역별 주택연금 가입자 현황은 그림 1에서 확인할 수 있다. 2007년부터 2015년 8월까지 주택연금 가입자 가운데 35%는 경기지역에 거주하고 있으며, 서울과 인천은 각각 33%, 6%를 차지하였다. 따라서 수도권 가입자는 약 74%에 이르고 있음을 알 수 있다.<sup>9)</sup>

## 2. 주택연금과 지역경제

미국은 주택연금과 관련되어 가장 오랜 역사를 가지고 있으나 실질적으로 2000년대 중반 이후 주택연금의 인기가 증가하였다. Shan(2011)은 1989년 HECM이 도입된 이후 2007년까지 판매실적은 40만 건에도 미치지 못하는 가운데 2007년 한 해 동안 10만 건이 넘게 판매되었다는 사실을 강조한다. 2007년 판매된 HECM의 전체 대출건수는 2001년의 10배 이상에 이른다. HECM의 판매가 2000년대 중반 이후 급격히 증가하였지만, 우리나라 주택연금과 마찬가지로 HECM 프로그램의 경우에도 상품 설계에 있어서는 지역적·경제적 변화를 고려하지 않은 것으로 알려져 있다(Davidoff and Wetzel, 2014).

학계에서는 미국을 중심으로 다양한 관점에서 지역적·경제적 변화와 HECM 간 관계에 대한 연구가 진행되고 있다. Chan, Haughwout, and Tracy(2015)은 도시 주택시장에 특징적인 상품인 HECM이 향후 전반적인 주택시장 상황을 변화시킬 수 있다고 언급하면서 이에 대한 다양한 계층의 관심을 촉구하고 있다. Shan(2011)은 지역 주택시장이 호황일 경우 HECM의 가입자가 증가하는 경향이 있다는 것을 실증적으로 보였다. 또한 연방주택청(Federal Housing Association)이 적용하고 있는 대출한도 기준, 즉 노인가계가 주택을 통하여 빌릴 수 있는 최대금액 제한의 경우 HECM의 판매에 직접적인 영향이 없음을 밝혔다. Shan은 이와 같은 결과를 도출하기 위하여 HECM에 판매(origination)와 중단(termination)에 대한 개별대출 자료를 활용하여 우편번호(zip code)수준의 데이터를 분석하였다. Davidoff and Wetzel(2014)도 주택가격 상승폭과 하락폭이 큰 주택시장을 중심으로 HECM 가입이 증가하였다고 주장하고 있다. 대도시별 주택가격 정보를 활용하여 주택가격의 변동폭이 큰 지역의 HECM 차입자들이 대출 초기에 많은 자금을 인출하고 있음을 밝혔다.

전술한 바와 같이 Chan, Haughwout, and Tracy(2015)는 주택연금이 주택시장의 새로운 변화를 유발할 수 있음을 강조하고 있다. 예를 들어 가계의 고령화가 진척되는 경우, 고령 주택소유자들은 젊은 주택소유자와 비교하여 주택에 대한 유지, 관리 및 수선에 있어서 상대적으로 관심을 기울이지 않을 수도 있다. 이와 같은 맥락에서 Moulton, Haurin, and Shi(2015)는 2012년 현재 미국에서 HECM에서 대출을 받은 차입자 가운데 10%가 재산세 또는 보험을 납부하지 않았다고 한다. HECM 이용자들이 주택소유자로서의 기본 의무를 이행하지 않는 원인을 설명하

8) 고령층의 “부채감소, 노후대비, 및 주거안정을 목적”으로 2016년 4월 25일 주택담보대출상환용 주택연금, 저가주택을 보유하고 있는 노인들을 위한 우대형 주택연금 그리고 주택연금사전예약 보증자리론을 출시하였다.

9) 공사에서 지역별 주택연금 가입자 현황은 공식통계로 발표를 하고 있지 않은 상황이다.



기 위하여 이들은 3만명의 HECM 이용자에 대한 세밀한 분석을 진행하였다. 실증분석 결과 HECM 사용자들 중 대출시점에 많은 대출금액을 인출하거나, 신용등급이 낮거나, 혹은 세금부담이 많은 사용자일수록 주택소유자의 기본 의무를 이행하지 않을 가능성이 높았다. 주택시장에서 경제능력이 상대적으로 높지 않은 고령가계가 증가하는 경우 주택시장에서도 고령화에 대한 부정적 영향이 가시화 될 수도 있다는 것이다. 이와 같은 맥락에서 만일 수도권에 주택연금의 판매가 증가하여 이들이 지역 주택시장에서 차지하는 비중이 증가한다면, 수도권 주택시장에서 고령화로 인한 부정적 현상을 목격할 가능성은 더욱 증가하게 될 수도 있다는 것이다.

HECM의 위험관리 측면에서 Chan, Haughwout, and Tracy(2015: 41)는 HECM이 노인가계 혹은 그 후손에 대한 비소구 대출이므로 장래에 역지분(negative equity)으로 인하여 보험부담이 증가할 수 있음을 강조하고 있다. 최근 Nakajima and Telyukova(2014)는 본 연구와 유사하게 주택연금과 상속의향에 대한 통합적 논의를 진행한다. 가계는 자산을 후세에게 상속함으로써 효용을 증대시킬 수 있다는 가정을 하고, 저축(및 소비)결정을 유산상속과 예비적 유인을 동시에 고려하여 결정한다. 이들은 수리모형을 통해 미국에서 일반가계가 주택연금을 선택함으로써 중위가구 대상으로 연간 세후소득의 5%에 해당하는 혜택을 향유한다는 모의실험 결과를 제시하고 있다. 그리고 HECM 가입을 통해 향유하는 혜택은 가계의 자산이 적을수록, 혼자 살수록 그리고 건강상태가 양호하지 않을수록 증가한다고 한다. 이 두 가지 연구를 동시에 고려할 경우 단기적으로 역모기지를 이용한 사람들은 경제적인 혜택을 향유할 수 있지만, 중장기적으로 역모기지를 활용하여 판매한 기관의 부정적 영향이 늘어날 가능성을 배제할 수 없다는 것이다. 2013년 Wall Street Journal에 따르면 60만명의 HECM 가입자들 가운데 9.8%가 대출에 대해 연체(delinquent)중이며, 이들의 경우 대부분이 연방주택청이 제공하는 보험가입을 통한 역모기지를 선택했다고 밝힌다.<sup>10)</sup> 최근 Lee, Kim, Kim, and Cho(2016)는 우리나라 노인들의 자산규모와 미국 노인들의 자산규모를 비교하였을 때, 우리나라에서 주택연금이 활용될 가능성이 훨씬 높음을 강조하고 있다.<sup>11)</sup>

Quercia(1997)는 HECM의 대출상품 설계에 있어서 주택가격 변화에 대한 예측은 중요하다고 강조한다. HECM의 설계에서 주택가격 변화에 대한 예측과 실제 주택가격 변화가 가입자 계층별로 차이가 존재할 수 있다고 언급한다. HECM 해지 가능성도 사전 예측과 실제 결과의 차이가 존재하므로 이에 대한 적절한 반영과 개선이 필요함을 지적하고 있다. 우리나라에서도 역모기지의 상품설계 및 성과평가에서의 지역적 이슈는 다소 관심을 받고 있지 못한 상황이다. 예를 들어 신승우·유승동(2013)은 주택연금에 가입한 노인가계가 거주하고 있는 주택의 성과와 전반적 지역성과를 비교분석하고 있다. 이처럼 향후 지역적 차이에 대한 이슈는 보다 강조될 것으로 기대된다.

최근 김창기·김용희·정승영(2015)은 주택연금과 관련하여 주택시장에서 지역별로 차등적 성과가 존재할 수 있음에 주목하고 있다. 보험계리 모형을 활용하여 과거 주택가격 상승률이 낮은 지역에서는 주택연금에 가입하는 경우 상대적으로 높은 금액을 지급금으로 받을 수 있다고 주장한다. 이들이 설계한 시뮬레이션 모형에 근거하면 수도권 가운데 서울의 경우(비수도권의 부산과 대구와 더불어) 주택시장의 특성을 반영하여 연금 산출 시 주택연금의 가입자들은 기존보다 높은 월지급금을 받을 수 있다고 한다. 그러나 전남, 경북, 충남 그리고 제주 지역의 경우 과거 주택시장의 성과를 바탕으로 계산한 연금 수령액과 전국 평균 연금 수령액을 비교

10) <http://www.wsj.com/articles/SB10001424127887323982704578454740015215564>

11) 우리나라 주택연금의 가입실적이 예상과 달리 높지 않음을 강조하고 있지만, 이와 관련된 추가적 연구가 필요한 것이다.

하면 현재 연금 수령액의 60% 미만으로 하락하는 것으로 추정하였다.

변준석(2016)은 주택연금의 수도권 집중현상과 관련하여 기존에는 “주택연금 가입자의 수도권 집중현상에 대하여 수도권 지역의 높은 주택가격이 직접적 원인으로 이해” 되었다고 이야기한다. 그러나 주택연금 가입자 600가구와 일반고령자 2,000가구에 대한 실증분석을 통하여 “주택연금 가입에 있어서 주택가격의 직접적 영향은 없다”고 주장한다. 본 연구에서는 주택가격을 통제하고 있지만 지역적 논의를 하고 있어 주택가격의 지역적 변화를 고려하지 못하는 한계가 존재한다.

따라서 주택연금과 지역적 이슈에 대한 논의는 우리나라에서도 다양한 관점에서 활발하게 진행될 수 있을 것으로 기대한다. 이를 반영하듯 고제현(2015)은 주택연금의 수도권 집중현상에 대한 논의를 하고 있다. 본 연구와 유사하게 수도권 집중현상을 재산에 대한 비상속 의향과 관련하여 연관관계를 찾고자 노력하였다. 본 연구에서는 기존 고제현과 다르게 실제 2,000건의 설문조사를 활용하여 정교한 실증분석을 통하여 수도권 집중에 대한 원인을 설명한다.

한편 안상모(2014)는 주택연금의 가입을 결정하는 변수로 인구사회학적 특성, 소득 및 자산의 현황, 그리고 주택의 현황을 설명하고 있다. 주택특성으로 주택의 소재지를 수도권과 비수도권으로 구분하여, 2012년까지 주택연금에 가입한 노인가계의 주택연금 선택요인을 분석한다. 실증분석 결과 주택연금의 수도권 집중현상이 통계적으로 유의함을 보이고 있다. 본 연구는 안상모와 차별화하여 주택연금의 수도권 집중에 대한 연구를 진행하고 그 원인에 대한 분석을 실시하고자 한다. 안상모는 주택연금의 수도권의 집중현상을 설명하였지만, 이에 대한 원인에 대한 구체적 논의는 진행되지 않았다. 마지막으로 이태리·박천규·전성애(2014)는 주택연금의 지역적 집중화를 최우선적 해결과제로 제시하고 있다. 동 연구에서도 수도권 집중화에 대한 분석과 원인 등에 대한 논의는 진행되지 않았다. 따라서 본 연구에서는 주택연금의 수도권 집중화 원인을 밝히는데 초점을 맞추고 있으며, 이와 관련된 정책제안은 추후 연구과제가 될 수 있을 것이다.

### 3. 상속의향과 주택연금

본 연구에서 주택연금의 가입과 상속의향은 매우 밀접한 관계를 맺고 있다고 가정한다. 이는 자산을 상속하고자 하는 유인이 높은 경우 고령가계는 주택연금을 선택하지 않을 것이기 때문이다. 이는 상속의향과 주택연금의 관계를 이론적으로 보이고 있는 Nakajima and Telyukova(2014) 그리고 수도권 집중화에 대해 설명하고 있는 고제현(2015)과 유사한 맥락이다. 동시에 최근 진행한 Lee, Kim, Kim, and Cho(2016)는 주택연금의 가입의향과 주택상속의향은 서로 직접적 상관관계가 존재하고 있음을 주장하고 있다. 본 연구는 연구방법론 차원에서는 상속의향에 대한 결정요인을 분석하고 있는 유승동·김주영(2014)에 지역적 요소를 고려하기로 한다.

Mayer and Simons(1994:240)는 일반적으로 상속의향과 역모기지의 선택에서 매우 강한 고리가 존재한다고 강조한다. 반면 일부 문헌에서는 상속의향과 역모기지 선택과의 상관관계가 다소 약할 수 있음을 언급하고 있다. 그러나 이와 같은 반론에 대하여 Mayer and Simons는 역모기지에 접근이 가능한 노인가계의 경우 다양한 방식으로 상속할 수 있다는 점을 지적한다. 노인가계가 자녀들에게 주택자산이 아니라 다른 자산을 상속할 의향이 있다면, 역모기지를 가입할 가능성이 높다는 것이다. 다시 말해 우리나라 수도권에 거주하는 노인가계의 상속의향이

낮을 경우에만 주택연금 가입율이 높다고 단정할 수는 없는 것이다. 수도권에 거주하는 노인 가계가 주택연금에 가입한다 하더라도 다른 자산의 형태로 자녀들에게 상속을 진행할 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 주택상속을 점검하고 있으며, 일반적 자산의 상속유인을 연구하는 김용진(2013)과 차별적인 주제를 연구한다. 본 연구에서는 Mayer and Simons(1994:240)가 주장하는 것처럼 주택연금과 상속의향의 연결은 주어졌다고 가정하고, 주택연금과 주택상속 의향을 통한 지역적 연구를 진행한다.

상속과 관련한 기존 이론연구에서는 애석하게도 본 연구에서 차별화하고 있는 자산상속과 주택상속에 대한 구분이 명시적이지 않다. 따라서 기존 문헌에서는 주택을 포함한 자산상속을 고찰하고 있으며, 본 연구도 이와 같은 관점에서 상속에 대한 문헌을 고찰한다. 동시에 일반 가계가 자산을 다음 세대의 가계로 이전하기 위해서 저축의 이슈와도 밀접한 관계가 존재한다. 최근 국내자료를 기반으로 연구를 진행한 Lee, Kim, Kim, and Cho(2016)는 주택연금의 가입여부와 주택상속 여부는 서로 통계적으로 유의한 상관관계가 있음을 확인하고 있다. 주택연금의 가입여부를 결정함에 있어서, 주택상속 의사는 결정적인 영향을 미친다는 것이다.

상속은 전략적 결정(strategic decision)일 수 있으며, 전략적 결정이란 부모는 봉양 등의 서비스를 제공한 자녀에게는 혜택으로 그리고 자녀는 이러한 서비스에 대한 보상으로 활용된다는 것을 의미한다. 전략적 상속의 개념은 Bernheim, Shleifer and Summers(1985)에 의해 제시되었다. 노인가계는 자신들이 자산을 물려줄 자녀가 제공하는 서비스에 대한 보상으로 상속을 결정하고, 자녀들은 자신들의 부모에게 서비스를 제공하고 이에 대한 보상으로 유산을 상속받게 된다는 것이다. 이들은 노후보장패널(Longitudinal Retirement History Survey)을 활용하여 상속이 가능한 자산과 상속이 불가능한 자산을 분리한다. 이를 통하여 상속 가능한 자산의 규모가 증가할수록 자신의 부모에 대한 연락, 방문 등이 증가하고 있음을 밝혔다. 이를 통해 자녀들로부터 봉양 등 서비스를 제공받고 있는 문화권에서는 노인가계의 자산축적, 즉 노인가계에서 저축이 증가하는 현상이 발생할 수 있음을 시사하고 있다. Dynan, Skinner, and Zeldes(2002)는 고령가계는 예비적 유인과 상속을 위한 유인에 저축을 할 수 있다고 한다. 이들은 노인가계의 저축유인을 은퇴, 병 등 긴급상황(emergency)에 대비와 유산의지로 분리하였다. 또한 제도적 요인(특히 조세의 변화 등)도 고령가계가 자산상속을 결정하는 중요한 결정 변수라고 제시한다.

우리나라에서 김용진(2013)은 노후보장패널을 통하여 유상상속을 원하는 결정요인에 대해 분석하였다.<sup>12)</sup> 노인들이 자신이 보유하고 있는 주택 지분이 많을수록, 부동산 자산이 증가할수록 유산상속 의지가 높다는 것을 밝히고 있다. 그리고 부모의 소득과 자산이 증가할수록 유산상속 의향이 높아진다는 것을 보인다. 김용진의 경우 전반적 노인가계를 대상으로 연구를 진행하고 있으나 노인가계의 계층별 차이에 대한 고려가 미흡하다. 그리고 Mayer and Simons(1994)가 이야기하듯 유산상속은 크게 주택상속과 비주택상속으로 구분할 수 있다는 관점을 반영하지 못하는 한계가 있다. 최근 고진수·김준형·강민규(2015)는 본 연구에서 관심이 있는 수도권(구체적으로 서울)에 거주하고 있는 중고령자 가계의 주택자산 이전효과를 연구하였다. 이들은 서울에서 자가 주택에 거주하고 있는 가계를 중심으로 자녀가 1명 이상인 228개 가구에 대한 설문조사를 실시하였다. 조사결과 서울에 거주하는 중고령자 가계의 42%는 주택을 자산에서 상속하지 않을 것이라고 응답하였으며, 실증분석을 통하여 소득이 높은 가계

12) 노후보장패널의 경우 서울, 광역시, 그리고 도의 기준으로 마이크로 데이터를 공개하고 있어 본 연구에서 활용하고 있는 지역적인 관점에서 주택연금수요실태조사와 직접 비교가 불가능한 상황이다. 그리고 2013년 이후 주택연금수요실태조사도 확보하는 것도 용이하지 않은 상황이다.

일수록 자녀에게 주택자산을 상속할 유인이 증가하고 있음을 보이고 있다. 그리고 중고령자가계가 2채 이상의 집을 보유하고 있는 경우 주택상속 의향이 증가하였다. 우리나라에서도 노인가계가 자산유산과 관련하여 전략적 결정을 내린다는 것은 흥미로운 사실이다. 예를 들어 자녀로부터 봉양 등의 지원을 많이 받고 있는 노인가계가 주택자산을 봉양을 제공하는 자녀에게 이전할 가능성이 증가한다는 것이다. 동 연구와 다르게 본 연구에서는 서울을 넘어 전국의 2,000가구의 자료에 대한 실증분석을 진행한다는 점에서 이들의 연구와 차별적이다.

### III. 실증분석

#### 1. 기초통계

본 연구에서는 주택연금 가입자가 수도권에 집중되고 있는 원인을 찾고자 한다. 주택연금에 가입을 위해서는 상속의향이 중요한 결정요인이 될 수 있다는 Nakajima and Telyukova(2014), Mayer and Simons(1994), 고제현(2015), 그리고 Lee, Kim, Kim, and Cho(2016)과 동일한 관점이다. Mayer and Simon가 이야기하듯 주택연금과 상속의향의 관련성은 일반적으로 수용될 수 있다. 주택연금 가입자는 거주하고 있는 주택자산을 유동화하여 주택 이외에 다른 자산으로 전환하여 상속할 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 실증분석에서 자산상속의 범위를 주택으로 제한하여 분석한다. 주택연금 가입자가 수도권에 집중되고 있다는 논의를 통하여 본 연구에서 밝히고자하는 가설은 수도권에 거주하는 노인들이 다른 지역에 거주하는 노인들과 비교하여 상대적으로 주택상속 의사가 낮다는 것이다.

주택연금에 가입하기 위해서는 주택소유자 혹은 배우자가 만 60세 이상이어야 한다.<sup>13)</sup> 이와 같은 가입조건의 경우 2013년 이전에는 부부 모두 만 60세 이상이란 조건에서 완화된 것이며, 이에 앞선 2008년 이전에는 65세 이상에서 60세 이상으로 완화된 바 있다. 실증분석을 위하여 주택연금 가입조건인 60세 이상의 노인을 대상으로 진행한 2012년 주택연금수요실태조사(이하 실태조사)를 활용하였다.<sup>14)</sup> 주택연금 가입대상인 주택을 보유하고 있는 노인을 대상으로 조사가 진행되므로, 주택을 보유하지 않거나 혹은 60세 이하의 노인을 대상으로 진행한 조사와 차별적이다. 예를 들어 김용진(2013)의 연구에서는 주택을 보유하지 않은 가계도 분석대상에 포함하고 있다. 실태조사는 2단계 층화를 통하여 지역 및 연령별 무작위 추출을 통하여 설문을 진행하였다. 따라서 서울에 거주하고 있는 노인만을 대상으로 진행한 고진수·김준형·강민규(2015)와 차별적이다. 실태조사는 주택연금에 가입한 가계와 주택연금에 가입하지 않은 일반 가계에 대한 설문을 동시에 진행한다. 주택연금을 가입한 노인가계는 거주하고 있는 주택에 상속의향이 없을 수 있으므로 동 정보를 활용하는 경우 선택편이(selection bias)가 발생할 수 있다. 따라서 주택연금 가입자를 대상으로 진행된 선행연구들과는 차별적이다.

본 연구에서는 수도권과 비수도권의 차별성에 대한 관심을 가지고 있다. 설문조사 대상 2,000명 가운데 수도권에서 거주하고 있는 응답자의 비중은 39.7%였으며, 응답자 가운데 17.1%가 경기도에 거주하고 있었다. 표 2에서 변수정의와 변수의 통계를 참조할 수 있다. 조사대상 가계의 월 평균 수입은 165만원이고, 거주하고 있는 주택을 제외한 자산의 평균 규모는 2억원이었다. 분석에서 활용한 변수의 세부 정의와 요약 통계표는 각각 표 2와 표3에서 확인할 수 있다.

13) 6억원 이하의 1주택을 소유하고 있는 소유자는 만 50세 이상이면 사전에 가입할 수도 있다.

14) 2012년 이후 실태조사 자료를 일부에게 제한적으로 공개되고 있는 것으로 알려져 있다. 향후 2013-2015년 주택연금수요실태조사에 근거한 분석은 더욱 의미있는 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

<표 2> 변수 정의

구분	변수	내용	비고
상속	beq	상속의향(상속함=3, 일부상속함=2, 상속안함=1)	종속변수
수도권	sma	수도권 거주(수도권 거주 =1, 그 외=0)	주요변수
경기도	gg	경기도 거주(경기도 거주 =1, 그 외=0)	
수입	inc	월평균 소득	기본 변수
자산	wt	보유자산(거주하고 있는 주택의 가치제외)	
연령	age	응답자 연령	
연령2	dage	age*age	
여성	female	응답자 성별(여자=1,남자=0)	응답자 특성
고등학교	high	고등학교 졸업 여부(고등학교 졸업=1, 그 외 =0)	
대학교	col	대학교 졸업 여부(대학교 졸업=1, 그 외=0)	
은퇴	ret	은퇴 여부(본인 직업 없음 = 1, 그 외= 0)	
의료비	med	월간 의료비	가구 특성
배우자	sp	배우자 여부(배우자 있음=1, 그 외=0)	
부양가족	dep	부양가족 숫자(기혼 및 미혼자녀와 부모 등 다른 가족 포함, 배우자는 제외함)	
주택면적	size	거주지 면적	주택 특성
아파트	apt	아파트 거주 여부(아파트 거주=1, 그 외 =0)	
단독주택	det	단독주택 거주 여부(단독주택=1, 그 외 =0)	
대출여부	mort	주택대출의 보유여부(대출 있음=1, 그 외 =0)	

연구에서는 종속변수로 주택에 대한 상속의향을 고려하고 있다. 거주하고 있는 주택을 자녀에게 유산으로 남겨주고 싶은 노인들의 경우 거주할 주택을 선택하는데 있어서 상속의향의 영향을 받을 수 있다. 이와 같이 상속의향이 거주하고 있는 주택선택에 미칠 수 있는 내생성(endogeneity) 해소를 위하여 자산가치에서 거주주택은 제외하였다. 단 노인가계가 거주하고 있는 주택이외의 주택을 보유하고 있는 경우, 거주하고 있지 않은 주택은 가계자산에 포함하였다. 거주하고 있는 주택의 자산가치를 포함하여 분석을 진행하는 경우에도 실증분석의 경제적 시사점은 크게 변화하지 않았다. 현재 거주하고 있는 주택의 특성 즉 면적, 주택의 유형 그리고 거주하고 있는 주택에 대출보유 여부는 통제하였다. 조사대상 노인가계 가운데 39%가 아파트에 그리고 45%가 단독주택에 거주하고 있다. 그리고 응답대상 노인가계가 주택담보대출을 이용한 비중은 14%이다. 국토해양부(2012)에 따르면 2012년 현재 주거실태조사에 따르면 단독주택에 거주하는 비율이 39.6% 그리고 아파트에 거주하는 비율은 46.9%이다. 그리고 주택자금을 마련하기 위하여 대출을 이용한 가계는 23.6%였다. 노인가계는 일반가계와 비교하여 단독주택에 거주하는 비율이 높으며, 주택대출을 이용하는 비중도 낮다는 것을 확인할 수 있다. 응답자가 거주하고 있는 주택의 평균 크기는 32평이었다. 실증분석에서는 일반 생애주기 가설모형에서 고려하고 있는 변수인 소득, 자산, 연령을 통제한 모형을 점검한 이후, 통제변수를 응답자 특성, 가구특성, 그리고 주택특성으로 점차 확장한 4가지 모형을 점검할 예정이다.

<표 3> 요약 통계

변수	단위	관측치	평균	분산	최소	최대
sma	-	2,000	0.39	0.48	0	1
gg	-	2,000	0.17	0.37	0	1
inc	만원	2,000	165.27	124.82	9	1,500
wt	천만원	2,000	20.54	317.64	0	9991.0
age	-	2,000	68.94	6.45	60	88
female	-	2,000	0.50	0.50	0	1
high	-	2,000	0.61	0.48	0	1
col	-	2,000	0.07	0.26	0	1
ret	-	2,000	0.48	0.49	0	1
med	-	2,000	15.49	18.31	0	300
sp	-	2,000	0.75	0.42	0	1
dep	명	2,000	0.61	1.10	0	8
size	평	2,000	32.82	24.55	4	492
apt	-	2,000	.39	.48	0	1
det	-	2,000	.45	.49	0	1
mort	-	2,000	.14	.34	0	1

실태조사에서는 남성과 여성이 동일한 비율로 응답하였으며, 이들의 평균 연령은 69세였다. 응답자 가운데 대학교 이상을 졸업한 응답자는 7% 그리고 고등학교를 졸업한 응답자는 61%였다. 국가경제지표에 따르면 2012년 현재 25-64세 연령의 인구들 가운데 고등교육 이상을 받은 인구의 비율은 41%였다. 사전적 기대와 동일하게 고령인구는 상대적으로 고등교육의 기회가 적었다. 그리고 직업이 없다고 즉 은퇴하였다고 응답한 비중이 48%였다. 배우자가 있는 응답자는 75%였으며, 배우자를 제외한 평균 부양가족은 0.61명이고 최대 부양가족은 8명이였다. 기존문헌에서 노인의 건강상태가 유산결정에 영향을 줄 수 있다는 논의가 있으므로 이를 고려하고자 실증모형에서는(월간) 의료비를 포함하여 분석을 진행하였다. 60세 이상인 조사대상 노인가계의 평균 의료비는 약 16만원이였다.

본 연구에서는 수도권 및 경기도와 관련된 노인가계의 자산전략 이슈를 논의하고 있다. 부표 1과 부표 2에서는 수도권과 비수도권 그리고 경기도와 경기도 이외의 응답자의 특성을 구분하여 보여주고 있다. 우선 수도권에 거주하고 있는 노인소득이 비수도권에 거주하고 있는 노인 소득보다 높았다. 특징적인 현상은 수도권의 거주하고 있는 노인이 거주하고 있는 주택을 제외한 자산은 11.7천만원인 반면, 비수도권의 거주하고 있는 노인의 자산규모는 26.4천만원이였다. 거주주택을 제외한 노인가계의 자산규모는 수도권에 비해 비수도권이 크다는 것을 확인할 수 있다. 마찬가지로 경기도와 경기도 이외를 비교하는 경우 경기도에 거주하는 노인들이 거주주택을 제외하고 보유하는 자산규모가 작다는 것을 확인할 수 있다.

주택을 포함하는 경우 수도권에 거주하고 있는 노인가계의(주택을 포함한) 자산규모는 47.2천만원 그리고 비수도권 지역에 거주하고 있는 노인가계의 자산규모는 39.2천만원이였다. 경기도와 비경기도를 비교하는 경우 경기도에 거주하고 있는 노인가계의 주택을 포함한 자산규모

는 47.1천만원이었으며, 경기도 이외 지역에서 거주하는 노인가계의 자산규모는 47.1천만원이었다. 경기도와 수도권에 거주하고 있는 노인들의 자산규모는 유사하며, 비수도권에 거주하고 있는 노인의 자산규모와 비교하면 크다. 거주하고 있는 주택자산의 가치를 제외하는 경우 비수도권에 거주하는 노인들의 자산규모가 26.4천만원으로 가장 컸으며, 경기도는 15.3천만원, 수도권은 11.7천만원이었다. 종합적으로 수도권에 거주하고 있는 주택을 포함한 가계의 자산규모는 비수도권에 거주하는 가계와 비교하여 크지만, 자산에서 주택을 제외할 경우 비수도권에 거주하고 있는 노인가계의 자산규모가 수도권에 거주하고 있는 노인가계의 자산규모보다 크다고 할 수 있다.<sup>15)</sup>

## 2. 실증분석 모형 및 결과

실태조사에서는 주택의 상속의향에 대한 질문을 “현재 보유하고 있는 주택을 자녀에게 물려줄 의향이 있으신가요?” 라고 제시하고, 응답자는 “① 주택을 물려주지 않겠다, ② 주택의 일부분을 물려주겠다, ③ 주택을 물려주겠다.” 로 응답하였다. 동 질문을  $y$ 로 정의하고 ① 주택상속을 하지 않음을  $y=1$ , ② 주택의 일부를 상속  $y=2$  그리고 ③ 주택을 상속함을  $y=3$ 으로 정의한다. 따라서 이에 적합한 실증분석 모형은 순서형 로짓모형(ordered logit)을 활용하기로 한다.

본 연구에서 순서형 로짓에 대한 이론적 설명은 Greene(2002)과 Greene and Hensher(2009)에 근거한다. 노인가계에서 주택상속에 대한 결정에 대하여 가계  $i$ 의 임의효용함수(random utility function)를  $U_{iy}$ 로 정의하면

$$-\infty < U_{iy}^* < \infty \quad (1)$$

이다. 가계  $i$ 에 대한 응답은

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } -\infty < U_{iy}^* \leq \mu_{i1} \\ 2 & \text{if } \mu_{i1} < U_{iy}^* \leq \mu_{i2} \\ 3 & \text{if } \mu_{i2} < U_{iy}^* \leq \infty. \end{cases} \quad (2)$$

로 정의할 수 있다. 임계점  $\mu_{i1}$ 와  $\mu_{i2}$ 는 효용수준을 구분하는 선택 구간을 의미한다. 개별 가계  $i$ 에 대하여 임계점이 변화하지 않는다고 가정하고, 개별 가계가 효용수준을 결정하기 위한 특성들의 집합 즉 특성 벡터(vector)  $X_i$ 를 보유하고 있어

$$U_i^* = \beta' X_i + \epsilon_{iy} \quad i = 1, \dots, 2000 \quad (3)$$

을 정의한다. 수식(3)에서는 개인의 고유한 특성에 변화하지 않는 계수  $\beta'$ 가 존재한다는 가정이며, '는 전치(transpose)이다. 실증분석에서는 수식(2)는  $U_i^*$ 가

15) 본 연구는 실태조사에 근거하고 있으며, 향후 수도권과 비수도권 노인가계의 자산규모에 대한 추가적 조사가 필요할 것으로 기대된다.



$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } -\infty < U_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{if } \mu_1 < U_i^* \leq \mu_2 \\ 3 & \text{if } \mu_2 < U_i^* \leq \infty \end{cases} \quad (4)$$

에 의하여 측정된다고 가정한다. 순서형 로짓에서(4)를 측정가능하게 만들기 위하여 확률 즉 cdf(cumulative distribution function)는

$$\begin{aligned} \Pr(y=1) &= \frac{e^{X\beta(1)}}{e^{X\beta(1)} + e^{X\beta(2)} + e^{X\beta(3)}} \\ \Pr(y=2) &= \frac{e^{X\beta(2)}}{e^{X\beta(1)} + e^{X\beta(2)} + e^{X\beta(3)}} \\ \Pr(y=3) &= \frac{e^{X\beta(3)}}{e^{X\beta(1)} + e^{X\beta(2)} + e^{X\beta(3)}} \end{aligned} \quad (5)$$

를 추정하며, 수식(5)은 하나 이상의 해를 보유하고 있다. 따라서 정규화를 통하여 해를 도출할 수 있으며,  $y$ 의 예측확률은 동일해야 한다. 현실적으로 본 연구에서 사용하는 데이터는 “주택의 일부를 상속” 하므로 모든 경우에 대하여 예측확률이 동일하다고 단정하기는 어렵다.

이와 같은 한계를 고려하기 위하여 강건성 분석에서는 이분법(binary)적으로 주택을 상속하지 않음  $y=0$ 과 주택을 상속함  $y=1$ 로 구분한 실증분석도 병행하고자 한다. 실증분석에서 통제 변수는 표 2에서 inc와 wt가 0인 경우가 존재하므로, 각각의 로그값을  $\text{linc}=\ln(\text{inc}+1)$  그리고  $\text{lwt}=\ln(\text{wt}+1)$ 로 변수를 계산하였다. 의료비의 경우에도 역시  $\text{lmed}=\ln(\text{med}+1)$ 로 관측치의 손실을 방지하였다. 실증분석 결과는 표4에서 확인할 수 있다. 모형 1에서는 기본적으로 소득, 자산, 그리고 나이를 통제하였다. 그리고 통제변수를 응답자 특성, 가구특성, 그리고 주택특성으로 확장한 모형을 점검하는 순서로 진행하였다.

실증분석 결과 소득이 증가할수록 상속하고자 하는 의향이 줄어드는 것으로 분석되었다.<sup>16)</sup> 그리고 자산이 증가하는 경우 상속을 하고자 하는 의향이 증가하였다. 모형 1의 실증 분석결과는 유승동·김주영(2014)과 유사하며, 김용진(2013)과 차별적이다. 김용진의 분석에서는 소득이 증가할수록 상속의향이 증가하고 있다. 본 연구에서 주택을 보유하고 있는 노인을 대상으로 연구를 진행하였지만, 김용진의 경우 주택이 없는 노인가계도 포함하고 있다.<sup>17)</sup> 주목할 것은 본 연구에서 활용한 실태조사에서 가계의 연소득은 1,980만원이지만, 김용진이 활용한 국민노후보장패널조사(이후 패널조사)에서 가계의 연소득이 2,860만원이다. 이와 더불어 실태조사 응답자들은 주택을 제외하고 약 2억원의 평균자산을 보유하고 있지만, 패널조사 응답자들의 평균자산은 약 1억원에 불과하다. 따라서 본 연구에서 대상으로 하고 있는 노령가계의 계층은 패널조사에 응답한 노령가계의 계층과 차이가 있다. 본 연구에서 대상으로 하고 있는 계층은 주택을 보유하고 있는, 상대적으로 자산을 많이 보유한 노인가계라 볼 수 있다. 이들에게는 생계를 위한 소득이 필요하다는 것은 반드시 긍정적 신호라 해석될 수는 없다. 이와 같은 관점에서 본 연구에서 연구대상으로 하고 있는 노인가계의 경우 가계소득의 증가가 상속의향의 하락을 유발한다고 이해될 수 있다.<sup>18)</sup>

16) 각각 수도권 그리고 경기도에 대한 상속유인에 대한 기본모형을 점검을 하였지만, 분석결과는 전반적으로 강건하지 않은 것으로 분석되었다. 한국은행(2016)을 참조할 수 있다.

17) 연구방법론 측면에서도 단순 로짓 분석을 하고 있는 김용진과 달리 본 연구에서는 순서형 로짓모형을 제시하고 있다.

18) 서울의 노인들 228명을 대상으로 설문을 실시한 고진수·김준형·강민규(2015)는 자산과 소득이 모두 상속의향을 증가시키는 것으로 조사

<표 4> 기본 모형

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
linc	-0.34*** (0.08)	-0.23*** (0.09)	-0.45*** (0.10)	-0.44*** (0.11)
lwt	0.13*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.10** (0.04)
age	-0.08 (0.15)	-0.08 (0.16)	-0.02 (0.16)	-0.02 (0.16)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.35*** (0.10)	0.33*** (0.11)	0.32*** (0.11)
high		0.08 (0.11)	0.07 (0.11)	0.04 (0.11)
col		-0.45*** (0.17)	-0.51*** (0.17)	-0.53*** (0.17)
ret		-0.20* (0.10)	-0.18* (0.10)	-0.19* (0.11)
lmed			0.24*** (0.05)	0.22*** (0.06)
sp			-0.08 (0.13)	-0.11 (0.13)
dep			0.11** (0.04)	0.11** (0.05)
lsize				0.26** (0.12)
apt				0.15 (0.13)
det				0.28** (0.14)
mort				-0.41*** (0.13)
cut1	-6.29 (5.59)	-4.65 (5.64)	-4.57 (5.73)	-3.62 (5.76)
cut2	-5.32 (5.59)	-3.66 (5.64)	-3.57 (5.73)	-2.61 (5.76)
obs.	1995	1995	1995	1995

주: ( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

모형 2에서는 응답자 특성을 추가로 통제하였다. 김현식·황선재(2013)와 동일하게 고등교육을 받은 경우 상속유인이 줄어들지만, 여성의 경우 상속유인이 높은 것으로 분석되었다. 주택시장에서 고등교육의 영향은 직관과 다소 거리가 존재할 수 있음은 Kim and You(2015)에서 보고되었다. 김용진(2013)의 경우 건강상태를, 김현식·황선재(2013)은 가족과에 관계를 강조하고 있다. 모형 3에서는 의료비와 배우자 여부 및 부양가족 수를 통제하였다. 배우자는 상속의향에 영향을 미치지 않지만, 부양가족이 증가하는 경우 상속의향이 높게 나오는 것으로 분석되었다. 그리고 모형 4에서는 주택이 보유하고 있는 특성을 통제하였다. 흥미로운 결과는 담보대출이 존재하는 경우 상속의향이 하락하는 것으로 통계적으로 유의하게 분석되었으며, 이는 사전적 직관과도 크게 상이하지 않다.

본 연구에서는 주택연금의 수도권 집중문제를 연구하며, 이에 대한 원인으로 수도권의 상속의향이 낮다는 것을 보이하고자 하였다. 표 5는 앞의 네 가지 모형에 수도권 더미를 추가하였다. 자세한 실증분석 결과는 부표 3에서 확인할 수 있다. 전체 모형에서 확인할 수 있듯이 대부분의 통제변수는 지역더미를 고려하더라도 크게 실증분석 결과가 변화하지 않는 것으로 분석되었다.

표 5에서와 같이 모든 모형에서 수도권에 거주하고 있는 노인들은 다른 지역에 거주하는 노인과 비교하여 상대적으로 주택을 상속하고자하는 유인이 하락하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 계수의 유의수준도 1%에 유의적으로 수도권 거주가구의 주택상속의향이 하락하고 있다는 것을 확인할 수 있다.

<표 5> 수도권 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.69*** (0.09)	-0.68*** (0.10)	-0.70*** (0.10)	-0.70*** (0.10)
obs.	1995	1995	1995	1995

주: 전체모형의 경우 부표 3임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<표 6> 경기도 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.15*** (0.12)	-1.13*** (0.12)	-1.09*** (0.12)	-1.09*** (0.12)
obs.	1995	1995	1995	1995

주: 전체모형의 경우 부표 4임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

표 6에서는 앞서와 같이 경기도에 거주하는 노인들은 다른 지역에 거주하는 노인과 비교하여 상대적으로 주택을 상속하고자하는 유인이 하락하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 세부 실증분석 결과는 부표 3에서 확인할 수 있다. 경기도를 더미변수를 포함한 결과가 부표 4이다.<sup>19)</sup>

19) 수도권에서 경기, 서울, 그리고 인천의 개별 지역과 비수도권과의 비교분석도 진행하였으며, 유사한 결과를 도출할 수 있었다. 한국은행(2016)을 참조할 수 있다.

### 3. 강건성 분석

본 연구에서는 순서형 로짓모형을 통하여 주택상속 의향에 대한 연구를 진행하였다. 설문조사의 설계에 따라 3가지 범주를 활용하였지만, 순서형 로짓을 활용하는데 있어서 종속변수에 대한 질문 구성에 대한 적합성이 다소 떨어질 수 있다. 따라서 “② 주택의 일부분을 물려주겠다.”고 응답한 경우를 제외하고, 일반 로짓 분석을 실시하였다. 모형은 4가지 모형을 모두 활용하였으며 수도권에 대한 로짓분석은 표 7에서, 경기도에 대한 로짓 분석은 표 8에서 확인할 수 있고 관측치는 줄어들었다. 실증분석의 전체 모형의 경우 부표 5-부표 7에서 확인할 수 있다. 로짓분석 결과는 순서형 로짓 분석과 크게 차이가 발생하고 있지 않다는 것을 확인할 수 있다. 표 7과 표 8에서 각각 수도권 그리고 경기도 변수가 통계적으로 유의한 음수이다. 프로빗(probit) 분석을 진행한 결과도 로짓분석과 큰 차이가 없는 것으로 분석되었지만 보고하지 않았다. 수도권 분석에서 모형 4의 경우 교차비(odds ratio)가 0.47로 계산되어 최소 그리고 모형 1에서 0.49로 최대값을 보이고 있다. 다른 통제변수를 고려한 상황에서 수도권의 경우 비수도권과 비교하여 교차비가 약 51%-53%가 하락하였다. 그리고 동일하게 경기도의 경우 비경기도와 비교하여 교차비가 약 74%-75%가 하락하였다.<sup>20)</sup> 따라서 비수도권에 거주하고 있는 노인가계와 비교하여 수도권에 거주하고 있는 노인가계의 상속의향이 하락한다는 것을 확인하였다. 그리고 비경기도에 거주하고 있는 노인가계와 비교하여 경기도에 거주하고 있는 노인가계의 상속의향이 하락하였다.

<표 7> 수도권 로짓 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.71*** (0.12)	-0.73*** (-0.12)	-0.73*** (0.13)	-0.74*** (0.13)
obs.	1605	1605	1605	1605

주: 전체모형의 경우 부표 6임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<표 8> 경기도 로짓 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.42*** (0.15)	-1.43*** (0.15)	-1.36*** (0.16)	-1.37*** (0.16)
obs.	1605	1605	1605	1605

주: 전체모형의 경우 부표 7임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

앞의 실증분석에서는 상속의향과 거주이향이 동시에 결정될 수 있는 내생성을 감안하기 위하여 노인가계의 자산에서 거주하고 있는 주택을 제외하였다. 본 연구에서는 지역변수에 초점을 맞추고 있어 내생성에도 불구하고 노인가계 자산에 거주하고 있는 주택을 포함한 분석도 실시하였다. 표 9와 표 10에서 확인할 수 있듯이 각각 수도권과 경기도 변수는 통계적으로 유의한 결과를 도출할 수 있었다. 따라서 주택을 자산에 포함하더라도 실증분석결과는 크게 변화하지 않음을 확인할 수 있다. 실증분석에 대한 전체적 결과는 부표 8과 부표 9에서 확인할 수 있다.

20) 순서형 로짓의 경우 실태조사의 항목 “자산의 일부를 물려주겠다.”에서 ‘일부’에 대한 명확한 정의가 존재하지 않으므로 계수에 대한 해석이 어려운 상황이다.

<표 9> 수도권 순서형 로짓 분석: 자산에 거주주택 포함

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.88*** (0.10)	-0.89*** (0.10)	-0.87*** (0.11)	-0.84*** (0.11)
obs.	1995	1995	1995	1995

주: 전체모형의 경우 부표 8임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<표 10> 경기도 순서형 로짓 분석: 자산에 거주주택 포함

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.21*** (0.12)	-1.19*** (0.12)	-1.13*** (0.12)	-1.10*** (0.13)
obs.	1995	1995	1995	1995

주: 전체모형의 경우 부표 7임.( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

## IV. 결론 및 시사점

본 연구는 주택연금 판매의 지역별 차이에 대한 연구를 진행하였다. 주택연금이 도입 이후 시장에서 논의되는 주택연금의 수도권 집중 현상에 대한 연구를 위하여, 본 연구에서는 주택연금의 가입과 주택의 상속의향 사이에 밀접한 관계가 있다고 보았다. 이를 통해 주택연금의 수도권 집중 현상의 원인을 설명하기 위해 수도권에 거주하는 노인가계의 주택상속 의향이 (다른 지역 즉 비수도권에 거주하고 있는 노인가계의 주택상속 의향과 비교하여) 상대적으로 낮다는 것을 실증적으로 증명하였다. 주택연금의 지역별 차이에 대한 현상만을 보여주던 기존 연구와는 차별적으로 지역별 차이에 대한 원인을 제시하였다는 점에서 본 연구의 학술적 의의가 있다. 향후 고령화가 지속적으로 진행되면서 고령화가 지역경제에 미치는 영향에 대한 학술적 관심은 향후 더욱 증대될 것이다. 고령화 지속에 따른 영향에서 주택시장도 자유로울 수 없으므로, 고령화와 주택시장과의 관계에 대한 연구 또한 진전될 것이다.

다른 논문들과 마찬가지로 본 논문도 일부 한계를 포함하고 있다. 첫 번째로 본 논문은 지역별 주택상속 유인의 차이로 인하여 지역별 주택연금 판매의 차이가 발생한다고 주장한다. 따라서 지역별 주택상속 유인의 차이가 발생하는 원인에 대한 연구와 차별적이며 향후 이에 대한 추가적 연구가 진행될 수 있다. 현재 자료의 제약에서 벗어나 최근 주택연금에 가입한 가입자들의 상속의향에 대한 조사는 향후 보다 바람직한 분석결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다. 두 번째로 주택연금은 금융상품임에도 불구하고 복지상품의 특성이 고려되어 도입되었다. 따라서 본 논문에서 제시하고 있는 통제변수 이외에 사회복지적 측면 즉 자녀와의 관계, 노인가계의 사회적 고려사항 등에 대한 고민이 필요할 수도 있다. 마지막으로 주택상속 의향은 주택연금의 지역적 차등을 설명할 수 있는 하나의 원인이다. 그러나 본 연구에서 제시하는 원인 이외에 다른 요인들이 주택시장에 있을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 동 주제에 대한 연구가 추가로 진행될 수 있으며, 본 연구는 이를 위한 마중물 역할을 수행하였다.

## 참고문헌

- 기획재정부, 2006. 역모기지 활성화방안, 정례당정협의자료.
- 김정주. 2007. 미국 역모기지 제도 집행분석과 한국에의 시사점, 서울대학교 행정대학원 행정학석사 논문.
- 김용진. 2013. 유산상속 의향에 관한 결정요인 분석. 주택연구, 21(3), 79-99.
- 김현식·황선재. 2013. 자녀동거가 유산상속 선호형태에 미치는 영향. 보건사회연구, 33(4), 72-104.
- 김창기·김윤희·정승영. 2015. 주택가격 결정 요인들이 주택연금의 수익성에 미치는 영향 연구. 부동산학보, 61, 166-179.
- 고진수·김준형·강민규, 2015, 서울 중고령가구의 주택자산 이전에 관한 연구, 서울도시연구 제16권 제1호, 2015.3, 41-55
- 고제현, 2015 주택연금 가입자 수도권 집중현상에 대한 고찰, 공사 2015-25.
- 변준석. 2016. 주택연금 가입자가구의 특성분석, 한국공사.
- 신승우·유승동. 2013. 주택연금 가입 주택 포트폴리오가격지수에 관한 연구. 국토연구, 3-13.
- 이태리·박천규·전성애. 2014. 역모기지 시장 활성화를 위한 주택연금의 발전방향, 국토정책 Brief. 국토연구원.
- 안상모. 2014. 주택연금 가입과 상품선택의 결정요인, 강원대학교 대학원 박사학위 논문
- 유경원. 2012. 은퇴가구의 경제행태 분석. 보험연구원.
- 유승동. 2015. 비소구 주택담보대출 도입에 대한 연구, 금융연구 29(2):37-62. 2015.
- 유승동·김주영. 2014. 주택상속 의향에 관한 탐색적 연구. 보건사회연구, 34(1), 52-73.
- 한국은행. 2016. 고령화와 주택연금 : 지역별 차이에 대한 연구, 한국은행 경기본부 연구보고서 2016-7.
- Bernheim, B. D., Shleifer, A., and Summers, L. H. 1985. The strategic bequest motive. *Journal of Political Economics* 93(6), 1045-1076.
- Chan, S., Haughwout, A., and Tracy, J. S. 2015. How mortgage finance affects the urban landscape. FRB of New York Working Paper No. FEDNSR713.
- Davidoff, T., and Wetzel, J. 2014. Do Reverse Mortgage Borrowers Use Credit Ruthlessly?. Available at SSRN 2279930.
- Dynan, K. E., Skinner, J., and Zeldes, S. P. 2002. The importance of bequests and life-cycle saving in capital accumulation: A new answer. *The American Economic Review*, 92(2), 274-278.
- Greene, W. H. 2002, *Econometric Analysis*, 5th Edition, Prentice Hall, New Jersey.
- Greene, W.H., and D. A. Hensher. 2009, "Modelling ordered choices." Stern School of Business, Mimeo, New York.
- Kim, KH and S. D. You, 2014, The Global Financial Crisis and Transitions out of Homeownership in Korea. Working Paper.
- Shan, H. 2011. Reversing the trend: The recent expansion of the reverse mortgage market. *Real Estate Economics*, 39(4), 743-768.
- Lee, Y., J. H. Kim, H. A. Kim, M. Cho, 2016, Wealth Composition and Drawdown Patterns of Retirees: A Comparative Study, Working Paper.

- Nakajima, M. and Telyukova, I. 2014. Reverse mortgage loans: A quantitative analysis.
- Moulton, S., Haurin, D. R., and Shi, W. 2015. An analysis of default risk in the Home Equity Conversion Mortgage(HECM) program. *Journal of Urban Economics*, 90, 17-34.
- Mayer, C. J. and Simons, K. V. 1994. Reverse mortgages and the liquidity of housing wealth. *Real Estate Economics*, 22(2), 235-255.
- Quercia, R. G. 1997. House value appreciation among older homeowners: Implications for reverse mortgage programs. *Journal of Housing Research*, 8(2), 201.

# 부 록

<부표 1> 수도권 및 비수도권 요약통계

변수	단위	수도권					비수도권				
		관측치	평균	분산	최소	최대	관측치	평균	분산	최소	최대
inc	만원	795	191.7	125.9	13	1000	1205	147.8	121.1	9	1500
wt	천만원	795	11.7	31.9	0	530	1205	26.4	408.4	0	9991
age	-	795	68.2	6.3	60	86	1205	69.4	6.5	60	88
female	-	795	0.5	0.5	0	1	1205	0.5	0.5	0	1
ret	-	795	0.5	0.5	0	1	1205	0.5	0.5	0	1
high	-	795	0.5	0.5	0	1	1205	0.7	0.5	0	1
col	-	795	0.1	0.3	0	1	1205	0.1	0.2	0	1
med	-	795	17.2	19.5	0	200	1205	14.4	17.4	0	300
sp	-	795	0.8	0.4	0	1	1205	0.7	0.4	0	1
dep	명	795	0.8	1.1	0	6	1205	0.5	1.1	0	8
size	평	795	0.5	0.5	0	1	1205	0.3	0.5	0	1
apt	-	795	0.3	0.4	0	1	1205	0.6	0.5	0	1
det	-	795	33.2	23.1	10	492	1205	32.5	25.5	4	302
mort	-	795	0.2	0.4	0	1	1205	0.1	0.3	0	1



<부표 2> 경기도 및 경기도 이외 요약통계

변수	단위	경기도					경기도 이외				
		관측치	평균	분산	최소	최대	관측치	평균	분산	최소	최대
inc	만원	342	190.3	122.8	13	950	1658	160.1	124.6	9	1500
wt	천만원	342	15.3	32.5	0	250	1658	21.6	348.6	0	9991
age	-	342	68.7	6.3	60	84	1658	69.0	6.5	60	88
female	-	342	0.5	0.5	0	1	1658	0.5	0.5	0	1
ret	-	342	0.6	0.5	0	1	1658	0.5	0.5	0	1
high	-	342	0.5	0.5	0	1	1658	0.6	0.5	0	1
col	-	342	0.2	0.4	0	1	1658	0.1	0.2	0	1
med	-	342	14.9	18.3	0	160	1658	15.6	18.3	0	300
sp	-	342	0.8	0.4	0	1	1658	0.8	0.4	0	1
dep	명	342	0.7	1.1	0	5	1658	0.6	1.1	0	8
size	평	342	0.6	0.5	0	1	1658	0.4	0.5	0	1
apt	-	342	0.3	0.4	0	1	1658	0.5	0.5	0	1
det	-	342	35.0	28.3	12	492	1658	32.4	23.7	4	302
mort	-	342	0.2	0.4	0	1	1658	0.1	0.3	0	1

<부표 3> 수도권 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.69*** (0.09)	-0.68*** (0.10)	-0.70*** (0.10)	-0.70*** (0.10)
linc	-0.22** (0.08)	-0.12 (0.09)	-0.30*** (0.11)	-0.32*** (0.11)
lwt	0.11*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.10** (0.04)	0.08** (0.04)
age	-0.07 (0.16)	-0.05 (0.16)	0.03 (0.16)	0.03 (0.16)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.37*** (0.10)	-0.04 (0.11)	-0.04 (0.11)
high		-0.03 (0.11)	-0.52*** (0.17)	-0.53*** (0.17)
col		-0.46*** (0.17)	0.34*** (0.11)	0.34*** (0.11)
ret		-0.10 (0.10)	-0.08 (0.11)	-0.12 (0.11)
lmed			0.21*** (0.06)	0.20*** (0.06)
sp			-0.12 (0.13)	-0.15 (0.13)
dep			0.15*** (0.05)	0.15*** (0.05)
lsize				0.32*** (0.12)
apt				0.02 (0.14)
det				-0.01 (0.14)
mort				-0.41*** (0.13)
cut1	-4.66 (5.65)	-2.52 (5.70)	-1.45 (5.80)	-0.62 (5.82)
cut2	-3.67 (5.65)	-1.52 (5.70)	-0.44 (5.81)	0.4 (5.82)
obs.	1995	1995	1995	1995

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

<부표 4> 경기도 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.15*** (0.12)	-1.13*** (0.12)	-1.09*** (0.12)	-1.09*** (0.12)
linc	-0.27*** (0.08)	-0.18** (0.09)	-0.32*** (0.10)	-0.34*** (0.11)
lwt	0.14*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.14*** (0.04)	0.12*** (0.04)
age	-0.03 (0.16)	-0.02 (0.16)	0.04 (0.16)	0.04 (0.16)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.37*** (0.10)	-0.01 (0.11)	-0.01 (0.11)
high		0.00 (0.11)	-0.36** (0.18)	-0.38** (0.18)
col		-0.31* (0.17)	0.36*** (0.11)	0.36*** (0.11)
ret		-0.08 (0.11)	-0.08 (0.11)	-0.11 (0.11)
lmed			0.15*** (0.06)	0.14** (0.06)
sp			-0.08 (0.13)	-0.11 (0.13)
dep			0.13*** (0.05)	0.12*** (0.05)
lsize				0.37*** (0.12)
apt				0.17 (0.14)
det				0.18 (0.14)
mort				-0.30** (0.13)
cut1	-4.02 (5.69)	-1.98 (5.73)	-1.12 (5.82)	-0.4 (5.85)
cut2	-3 (5.69)	-0.95 (5.73)	-0.09 (5.82)	0.64 (5.85)
obs.	1995	1995	1995	1995

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

<부표 5> 로짓 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
linc	-0.34*** (0.11)	-0.22* (0.12)	-0.52*** (0.13)	-0.50*** (0.14)
lwt	0.14*** (0.05)	0.15*** (0.05)	0.12** (0.05)	0.09* (0.05)
age	-0.06 (0.21)	-0.06 (0.21)	-0.02 (0.21)	-0.01 (0.21)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.54*** (0.13)	0.56*** (0.14)	0.53*** (0.14)
high		-0.02 (0.14)	-0.01 (0.14)	-0.03 (0.15)
col		-0.54** (0.22)	-0.64*** (0.22)	-0.66*** (0.23)
ret		-0.23* (0.13)	-0.23* (0.14)	-0.25* (0.14)
lmed			0.33*** (0.07)	0.31*** (0.07)
sp			-0.03 (0.17)	-0.08 (0.17)
dep			0.18*** (0.06)	0.18*** (0.06)
lsize				0.38** (0.16)
apt				0.11 (0.18)
det				0.28 (0.18)
mort				-0.49*** (0.17)
cons	4.93 (7.38)	2.88 (7.46)	3.79 (7.61)	2.15 (7.68)
obs.	1605	1605	1605	1605

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

<부표 6> 수도권 로짓 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.71*** (0.12)	-0.73*** (0.12)	-0.73*** (0.13)	-0.74*** (0.13)
linc	-0.21** (0.11)	(0.10) -0.12	-0.34** (0.14)	-0.37*** (0.14)
lwt	0.12** (0.05)	0.14*** -0.05	0.12** (0.05)	0.09 (0.05)
age	-0.04 (0.21)	(0.03) -0.21	0.03 (0.21)	0.03 (0.21)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.57*** -0.13	0.57*** (0.14)	0.54*** (0.15)
high		(0.11) -0.14	-0.11 (0.15)	-0.1 (0.15)
col		-0.59*** -0.22	-0.69*** (0.23)	-0.71*** (0.23)
ret		(0.13) -0.14	-0.14 (0.14)	-0.18 (0.14)
lmed			0.29*** (0.07)	0.27*** (0.07)
sp			-0.08 (0.17)	-0.13 (0.17)
dep			0.22*** (0.06)	0.22*** (0.07)
lsize				0.47*** (0.16)
apt				-0.03 (0.18)
det				-0.01 (0.19)
mor t				-0.48*** (0.17)
cons	3.12 (7.44)	0.63 (7.52)	0.62 (7.70)	-0.36 (7.76)
obs.	1605	1605	1605	1605

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

<부표 7> 경기도 로짓 분석

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.42*** (0.15)	-1.43*** (0.15)	-1.36*** (0.16)	-1.37*** (0.16)
linc	-0.21* (0.11)	(0.10) -0.12	-0.28** (0.14)	-0.31** (0.14)
lwt	0.14*** (0.05)	0.15*** -0.05	0.14** (0.05)	0.10* (0.05)
age	-0.03 (0.21)	(0.01) -0.21	0.04 (0.22)	0.04 (0.22)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.58*** -0.14	0.59*** (0.15)	0.57*** (0.15)
high		(0.09) -0.15	-0.09 (0.15)	-0.08 (0.15)
col		-0.41* -0.23	-0.49** (0.23)	-0.51** (0.23)
ret		(0.11) -0.14	-0.12 (0.14)	-0.16 (0.15)
lmed			0.20*** (0.07)	0.19*** (0.07)
sp			-0.02 (0.17)	-0.08 (0.17)
dep			0.21*** (0.07)	0.20*** (0.07)
lsize				0.52*** (0.17)
apt				0.1 (0.19)
det				0.15 (0.19)
mort				-0.41** (0.17)
cons	2.46 (7.65)	-0.13 (7.72)	-0.38 (7.86)	-1.59 (7.94)
obs.	1605	1605	1605	1605

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

<부표 8> 수도권 순서형 로짓 분석: 자산에 거주주택 포함

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
sma	-0.88*** (0.10)	-0.89*** (0.10)	-0.87*** (0.11)	-0.84*** (0.11)
linc	-0.30*** (0.09)	-0.21** (0.10)	-0.37*** (0.11)	-0.36*** (0.11)
lwt	0.28*** (0.07)	0.33*** (0.08)	0.27*** (0.08)	0.22*** (0.08)
age	-0.07 (0.16)	-0.06 (0.16)	0.01 (0.16)	0.02 (0.16)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.36*** (0.10)	0.33*** (0.11)	0.33*** (0.11)
high		0.00 (0.11)	-0.01 (0.11)	-0.03 (0.11)
col		-0.48*** (0.17)	-0.54*** (0.17)	-0.54*** (0.18)
ret		-0.16 (0.11)	-0.14 (0.11)	-0.15 (0.11)
lmed			0.21*** (0.06)	0.19*** (0.06)
sp			-0.12 (0.13)	-0.14 (0.13)
dep			0.14*** (0.05)	0.15*** (0.05)
lsize				0.22* (0.12)
apt				0 (0.14)
det				-0.01 (0.14)
mort				-0.42*** (0.13)
cut1	-5.29 (5.64)	-3.48 (5.70)	-2.47 (5.81)	-1.42 (5.83)
cut2	-4.29 (5.64)	-2.47 (5.70)	-1.45 (5.81)	-0.39 (5.83)
obs.	1995	1995	1995	1995

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

<부표 9> 경기도 순서형 로짓 분석: 자산에 거주주택 포함

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
gg	-1.21*** (0.12)	-1.19*** (0.12)	-1.13*** (0.12)	-1.10*** (0.13)
linc	-0.27*** (0.09)	-0.19** (0.10)	-0.32*** (0.11)	-0.32*** (0.11)
lwt	0.18*** (0.07)	0.21*** (0.07)	0.16** (0.07)	0.09 (0.07)
age	-0.02 (0.16)	-0.01 (0.16)	0.04 (0.16)	0.04 (0.16)
dage	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
female		0.35*** (0.10)	0.34*** (0.11)	0.34*** (0.11)
high		0.04 (0.11)	0.03 (0.11)	0 (0.11)
col		-0.31* (0.17)	-0.35** (0.18)	-0.38** (0.18)
ret		-0.12 (0.11)	-0.11 (0.11)	-0.12 (0.11)
lmed			0.17*** (0.06)	0.15*** (0.06)
sp			-0.06 (0.13)	-0.1 (0.13)
dep			0.12*** (0.05)	0.12** (0.05)
lsize				0.35*** (0.13)
apt				0.19 (0.14)
det				0.22 (0.14)
mort				-0.32** (0.13)
cut1	-3.29 (5.67)	-1.51 (5.71)	-0.82 (5.83)	0.2 (5.86)
cut2	-2.28 (5.67)	-0.49 (5.71)	0.21 (5.83)	1.24 (5.86)
obs.	1995	1995	1995	1995

주:( )는 표준오차, \*p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01