

## 주택연금가입에 따른 고령가구의 소득불평등 개선효과\*

A Study on the Reverse Annuity Mortgage

:How does It Improve the Income Inequality of Elderly Households?

김 흥 대 (Kim, Hongdae)\*\*

최 진 (Choi, Jin)\*\*\*

진 창 하 (Jin, Changha)\*\*\*\*

### < Abstract >

This study explore the effect of reverse annuity mortgage whether it improves the income level of the elderly households. Using KLIPS(4th - 11st, 2001 - 2008), we analyze the hypothetical situation that the applicable elderly households applies for the current reverse mortgage annuity provided by Korean Housing and Finance Corporation(KHFC). We hypothesize that the current reverse annuity mortgage does have a positive effect on the income level for the elderly households through allowing wealth effect and mitigating their financial hardship.

We find that the elderly households show their relatively low elasticity toward home price changes compared to the other households. Furthermore, the hypothetical situation where the elderly households apply for reverse annuity mortgage demonstrate the positive wealth effect and help mitigate their overall income level.

주제어 : 주택연금, 소득불평등, 자산효과

key word : Reverse Mortgage, Income Inequality, Wealth Effect

\* 본 논문은 2012년 한국보건사회연구원에서 주관한 ‘저출산/고령화에 대응한 사회변화방향’ 대학원생 논문공모전에서 발표된 논문을 수정 보완하였음.

\*\* 제 1저자, 한국개발연구원 경쟁정책연구부 연구원, hdkim@kdi.re.kr (제 1저자)

\*\*\* 제 2저자, 국토연구원 주택토지연구본부 연구원, setin001@naver.com (제 2저자)

\*\*\*\* 교신저자, 한양대학교 경제학부 조교수, cjin@hanyang.ac.kr (교신저자)

## I. 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

우리나라는 유래가 없는 빠른 속도의 저 출산·고령화 현상을 보이고 있으며 이는 베이비붐 세대의 은퇴와 함께 더욱 빠른 속도로 진행되고 있다. 인구구조의 변화와 함께 노동가능인구가 줄어들면서 경제성장 및 노후보장에 대한 문제들이 대두되고 있으며 여러 측면에서 이에 대하여 논의되고 있다.

우리나라의 고령화 속도는 대표적인 고령사회인 일본보다도 빠르다. <그림 1>의 통계청 2011년 추계에 따르면 일본이 고령화 사회(7%)에서 고령사회(14%)가 되는데 걸린 시간이 24년이었으나, 우리나라는 약 18년으로 2017년이면 고령사회에 접어들고, 2026년이면 초 고령사회(20%)에 진입할 것으로 예상되고 있다. 2006년 추계에서는 2018년에 고령사회에 진입할 것으로 예상

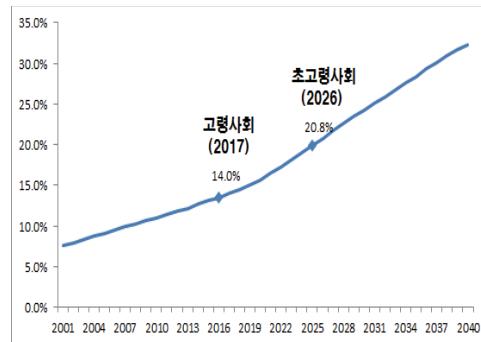
했는데, 5년 후인 2011년 추계에서는 그 시기가 더욱 앞당겨져, 고령화의 속도가 과거에 비하여 점점 빨라지고 있는 것으로 보인다.

빠른 고령화와 함께 출산율도 감소하면서 고령인구의 비율은 점차 증가하는 추세이며, 이로 인하여 젊은 층의 고령가구에 대한 부담이 가중되고 있다. <표 1>과 같이 2010년에는 생산 가능 인구 6.6명이 노인 1명을 부양하는 인구구조를 가지고 있었으나, 2030년에는 생산 가능인구 2.6명이 노인 1명을 부양하는 구조가 될 것으로 전망되고 있다. 이러한 고령가구의 증가는 소득 및 소비의 불평등을 심화시킬 수 있다. 고령가구의 경우 청·장년가구에 비하여 상대적으로 소비불평등이 더 크게 관찰되고 있는데, 소득의 최하위분위와 최상위분위 간의 소비격차가 청·장년가구에 비하여 훨씬 큰 것으로 나타나) 현재 추세와 같이 고령인구의 비율이 증가된다면 불평등은 더욱 심해질 것으로 보인다.

노인빈곤과 불평등이 문제로 대두되는 상황에서, 고령가구가 노동을 통하여 소득을 증가시키

<그림 1> 고령인구비율

(단위:%)



자료: 통계청, 장래인구추계(2011)

<표 1> 노년부양비 전망

(단위: 천원)

연도	생산 가능인구	고령자	노년 부양비
2009	35,374	5,193	6.8
2010	35,611	5,357	6.6
2020	35,506	7,701	4.6
2030	31,299	11,811	2.6
2040	26,525	15,041	1.8
2050	22,424	16,156	1.4

주: 노년부양비는 65세 이상 고령자 1명 부양을 위한 생산 가능인구(15~64) 수

자료: 통계청, 고령자 통계(2008)

1) 김학주(2006), pp.149-156의 연구결과 내용임

〈표 2〉 세대별 자산현황

(단위 : 세, 만원, %)

항목	전체	30대	40대	50~54	55~59	60~64	65~
가구주연령	50.8	35.1	44.4	51.9	56.9	61.9	72.6
경상소득	3,771	4,183	4,777	4,909	4,297	3,457	1,649
가처분소득	2,912	3,252	3,661	3,747	3,246	2,675	1,318
자산총액	27,268	19,333	28,233	35,578	36,086	42,191	24,694
금융자산	5,828	6,380	7,275	7,048	6,223	5,676	3,122
부채총액	4,263	3,815	5,339	6,205	5,410	4,929	2,371
금융부채	2,884	2,890	3,807	4,408	3,551	2,653	1,183
순자산액	23,005	15,519	22,894	29,373	30,676	37,262	22,323
금융자산/자산 총액	21.4	33	25.8	19.8	17.2	13.5	12.6
부동산/자산총액	75.8	62.6	70.7	77.3	80.2	84.6	86.2
총부채/가처분소득	146.4	117.3	145.8	165.6	166.7	184.2	180
가처분소득비 (50~54세기준)	77.7	86.8	97.7	100	86.6	71.4	35.2
흑자율	18.8	19.7	15.5		22.9		18.9

주1: 자산총액 = 금융자산 + 실물자산(부동산, 기타 실물자산)

주2: 순자산액 = 자산총액 - 부채총액

주3: 가처분소득 = 경상소득 - 비 소비지출(연이자 포함)

주4: 가처분소득비(50~54세기준) = 세대별 가처분소득 / 50~54세의 가처분소득

주5: 흑자율 = 평균저축성향 = (가처분소득 - 소비지출) / 가처분소득

주6: 30대의 흑자율은 39세 이하 전체 가구에 대한 통계

자료: 박종한(2012)의 표를 인용

는 것은 사실상 힘든 상황이기 때문에 고령가구의 소비를 결정하는 가장 중요한 요소는 일생동안 축적한 자산이다. <표 1>의 우리나라의 가계자산포트폴리오를 살펴보면 금융자산 약 21%, 부동산자산 약 76%로 자산의 대부분을 차지하고 있는데, 이 중 유동성이 높은 금융자산이 고령가구소비의 주요 공급원이다. 하지만, <표 1>과 같이 연령이 증가하면서 축적한 금융자산이 점점 감소하게 되고,<sup>2)</sup> 유동성을 가진 금융자산의 감소는 소비를 하는데 있어 제약을 가져오게 된다.

그렇기 때문에 금융자산을 제외한 소비의 공급원이 필요한데, 가계자산의 약 75%를 차지하고 있는 주택자산이 좋은 대안이 될 수 있다. 자산효과이론에 따르면, 주택자산의 가치변화는 가구의 미래의 임대수익 및 매매차익의 변화를 기대하게 하여 현재의 소비를 변화시킨다. 하지만 주택 고령가구의 경우 대부분 장기거주 목적으로 주택을 소유하고 있어 미래의 임대수익이나 매매차익을 기대할 수 없기 때문에, 주택자산 가치변화에 따른 소비변화가 청·장년층에 비하면

2) 국민연금연구원(2011)에 따르면 중·고령가구의 저축 정도는 5점 만점에 2.23으로 점수가 다소 낮게 나타났다.

작게 나타날 것으로 예상되나 아직까지 이를 분석한 연구는 거의 없는 상황이다.

1주택 고령가구가 주택자산을 이용하여 직접적으로 소비를 증가시키기 위해서는 주택자산을 유동화 하여야 한다. 1주택 이상 주택 보유자의 경우 거주하지 않는 주택을 임대하는 방식으로 주택자산에 유동성을 부여할 수 있을 것이다. 하지만 1주택 보유자라면 보유주택을 매각하여 주택을 금융자산으로 바꾸어 유동화한 후 전·월세 주택의 임차인이 되는 방법밖에 없다. 이 경우 주택의 전·월세금의 상승에 대한 위협이 존재하며, 이는 주택의 고유기능인 주거의 기능을 위협할 수 있다.

하지만, 주택연금의 도입으로 인하여 1주택 고령가구가 주거의 기능을 위협받지 않으면서 주택자산을 유동화 하는 것이 가능하게 되었다. 주택연금의 경우 사망 시까지 현재 소유한 주택에서 거주하면서 사망할 때까지 일정한 정도의 소득을 보장 받을 수 있기 때문에 주거의 기능에 대한 위협이 존재하지 않는다. 또한 중간에 필요한 금액을 추가로 인출이 가능하기 때문에 유동성 확보에 용이하고, 사망 후 잔액이 남았을 경우 정산을 통하여 다음세대가 받을 수 있기 때문에 저자의 위협도 없다.

이에, 본 연구는 고령가구의 소비가 청·장년 가구에 비하여 주택가격 변화에 따른 영향을 크게 받고 있는지 실증분석을 통하여 확인해보고, 그 이유가 장기거주 목적에 의한 것이라는 가정 하에 거주의 목적을 충족시키면서 주택을 유동화하는 방법으로 주택연금을 이용했을 때의 소득보전효과를 살펴본다. 나아가, 주택연금을 통한 소득불평등(Income inequality)의 개선이 가능한지 분석해본다. 소득 하위층으로 갈수록 총자산대비

부동산자산의 비중이 증가하기 때문에 자산을 유동화 한 주택연금은 소득불평등에 대한 개선효과가 존재할 것이다.

## 2. 연구의 방법 및 범위

본 연구는 두 부분으로 나누어져 있다. 먼저, 고령가구와 청·장년층 간의 주택가격에 의한 소비탄력성을 비교해본다. 분석을 통하여 고령가구가 주택가격에 의한 소비탄력성이 작게 나타난다면, 주택의 자산으로써의 기능을 제대로 이용하지 못하고 있다는 것이다. 이후 주택연금분석의 대상인 2인 고령가구를 소득분위별로 나누어 소비탄력성을 비교해봄으로써 소득분위별 소비지출 변화가 다르게 나타나는지 살펴본다. 소득분위에 따라 소비탄력성이 다르게 나타난다면 주택연금을 이용했을 때 어떤 연령층에서 더욱 효과적으로 나타날지 예상할 수 있을 것이다.

둘째, 주택금융공사홈페이지의 예상연금조회를 이용하여 주택연금 가입을 통한 고령가구 소득보전효과를 살펴보고, 소득불평등의 완화 효과가 있는지 분석한다. 주택연금의 가입대상이 1주택 보유자이기 때문에 소득분위별 분석에서 이용한 고령가구 중 주택연금가입가능가구만을 연금가입 대상에 포함시켰다. 만약, 고령가구의 소비탄력성이 작게 나타나는 이유 중에 하나로 장기거주의 목적이 존재한다면, 본 연구에서는 거주의 목적을 충족시키며 주택의 자산기능을 활용할 수 있는 방법으로 주택연금을 제시하는 바이다.

기존연구에서는 다루지 않았던 고령가구의 주택가격에 의한 소비변화를 분석하고, 보험계리모형과 임의의 가정이 아닌 실제 주택금융공사의 예상연금지급액을 이용함으로써 다른 연구들과의

차별성을 두었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장은 선행연구들을 살펴보고 III장은 연구에 사용한 데이터와 방법론에 대한 설명이 포함되어 있으며 IV장은 연구의 결과를 분석한다. 그리고 V장에서 결론을 맺는다.

## II. 선행 연구

### 1. 주택의 가치와 소비수준의 변화

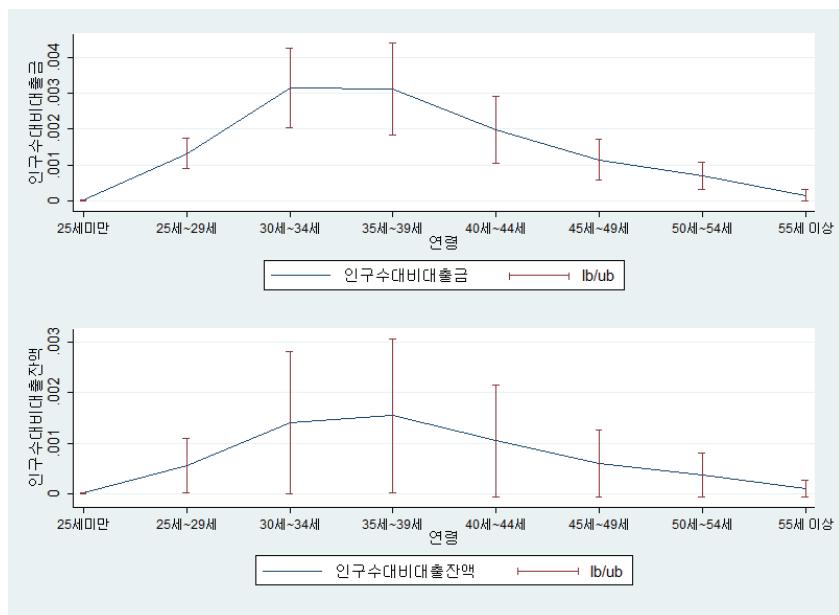
선행연구에서는 자산효과를 이용하여 자산의 가치변화에 따른 소비수준의 변화에 대해 설명을 하고 있다. 자산효과(Wealth Effect)는 Friedman

의 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)과 Modigliani의 생애주기 가설(Life Cycle Hypothesis)에 의해 설명된다. 항상소득가설에 따르면 가계가 합리적이라면 소비를 결정할 때 단기적으로 발생한 소득이 아닌 장기적으로 기대되는 소득에 의존하여 소비를 결정하게 된다. 또한 생애주기 가설에 따르면 가계는 생애주기에 따라 소득과 소비가 결정되고 이에 따라 자산을 축적하게 된다. 만약 가계의 자산 가치가 증가한다면 미래에 자산을 처분함으로써 발생하게 될 소득이 증가하게 되고, 합리적인 가계는 증가된 미래소득을 생애주기에 따라 평탄화(Smoothing)하여 현재의 소득도 증가시키게 되는데 이를 자산효과라고 한다.

이영수(2009)에 따르면 자산효과에 대한 연구는 주로 부동산 자산 혹은 주식 하나에만 초점을

〈그림 2〉 연령별 보금자리론 1인당 총대출금액 및 1인당 대출잔액(2004~2011)

(단위: 억원)



주1: 그래프는 2004년~2011년의 평균이고, lb/ub는 95%신뢰구간임

주2: 세로축은 총 인구수대비 대출금 및 대출잔액임

자료: 주택금융통계연보(2012) 자료를 이용하여 작성

맞추어 진행되어왔으며 두 자산의 자산효과를 비교한 연구는 많지 않다. 이영수(2009)는 1991년 1분기~2007년 4분기의 거시데이터와 KOSPI 시가총액, 통계청의 주거용 건물자산과 국민계정상의 분기별 건물신설투자 데이터를 이용하여 주택과 주식 간의 자산효과를 비교하였다. 분석결과 주택이 주식보다 자산효과가 높지만, 주식의 자산효과는 장기적으로 지속성이 있는 것으로 분석하였다. 또한 김병화·문소상(2001)은 1991년 1분기~1999년 4분기의 거시데이터를 이용하여 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 높음을 확인하였으며 Case et al.(2005)은 14개국의 패널데이터와 미국 50개 주의 패널 데이터를 이용하여 분석한 결과 양쪽 데이터 모두에서 주택의 자산효과가 높은 것을 보였다.

우리나라의 자산효과는 외국에 비해 상대적으로 높으며 특히, 주택의 자산효과 크기가 더 크다. 이는 가계자산에서 주택자산의 비중이 매우 높기 때문이다.<sup>3)</sup>

자산효과와 소비에 관련된 연구에서 가계부채는 자산효과를 상쇄시키는 중요한 요소로 작용하고 있다. 강민규 외(2009)에 따르면 부채가 많은 가구의 경우 자산가치의 상승에 따라 미래 기대소득이 증가하더라도, 부채상환에 대한 부담으로 인해 소비보다 저축을 증가시키기 때문에 소비의 증가폭이 적을 수 있다. 특히 청·장년 층의 경우 미래의 주택 확장을 목적으로 소비의 증가 폭이 더 적게 나타날 수 있다.

실제 <그림 2>의 우리나라의 연령별 보금자리론의 1인당 총대출금액 및 대출잔액을 살펴보면

30대에서 가장 높은 수준의 대출금 및 대출잔액을 보이고, 중·장년층으로 갈수록 감소하는 것을 볼 수 있다. 그렇기 때문에 20대~40대의 청년 층보다 40대 이상의 장년층에서 더 큰 자산효과가 발생할 것으로 예상된다. 고령가구의 경우 부채가 감소하여 자산효과가 더 크게 존재할 것으로 보이지만 자산을 후세대에게 상속하려는 상속 동기(bequest motive)<sup>4)</sup>가 있을 경우 분가하는 자녀를 위하여 혹은 유산으로 남기기 위한 목적으로 자산효과가 감소할 수 있다.

고령가구의 자산효과가 감소하는 또 다른 이유는 미래에 대한 주택가치상승기대가 청·장년가구에 비하여 영향을 적게 미치기 때문이다. 1주택 소유 고령가구 경우 대부분 주택보유의 목적이 장기거주를 위한 것이다. 주택가격 상승에 의한 자산효과는 미래에 수익을 실현할 것이라는 기대가 존재해야 하는데, 장기거주가 목적이라면 매매이익이나 전·월세수익의 상승 및 하락에 대한 기대가 존재하지 않게 된다. 그렇기 때문에 실질적인 자산효과는 없을 것이며 소비에 대하여 영향을 미치지 못할 가능성이 높다.<sup>5)</sup>

한편, 자산효과는 거시적인 분석 뿐 아니라 미시적인 분석도 가능하다. 특히, 가계의 패널데이터를 이용함으로써 연령별, 지역별 등 그룹 간의 미시적인 분석이 가능하다. Campbell and Cocco(2007)는 영국의 The family expenditure survey(1988~2000)를 이용하여, 연령대 및 지역에 따른 자산효과의 차이를 확인하였다. 연구에 따르면 중·장년층의 자가보유가구에서 가장 큰 자산효과가 나타났으며 월세가구에서는 유의하지

3) 이영수(2009)

4) Skinner(1989), Poterba(2001) 참고

5) Sinai and Souleles(2005)

않은, 즉 가장 작은 자산효과를 발견하였다. 지역에 따라서도 자산효과가 다르게 나타났고, 중·장년층에서 자산효과가 더 크게 나타나는 이유를 청·장년층이 향후 더 좋은 주택으로 이사하기 위하여 저축을 더 많이 하기 때문에 소비를 크게 변화시키지 않기 때문인 것으로 보았다.

국내 연구로 강민규 외(2009)는 한국노동패널의 5~10차년도(2002년~2007년) 데이터를 이용하여 수도권과 비수도권 간, 부채의 유무, 아파트와 비아파트 간의 자산효과 차이를 밝혀냈으며, 주택가격이 상승한 경우에는 자산효과가 유의하지 않았으나 주택가격이 하락한 경우 자산효과가 유의함을 밝혀냈다.

본 연구에서는 데이터의 한계로 인하여 차분한 형태의 변수를 이용한 자산효과가 아닌 주택자산의 가치에 따른 소비탄력성만을 연령 및 소득분위별로 살펴보았다. 하지만 선행연구들에서 다루지 않았던 고령가구를 대상으로 분석하였으며, 고령가구의 소득분위에 따른 분석을 하였다 는 점에서 차별성이 존재한다.<sup>6)</sup>

## 2. 주택연금

우리나라의 주택연금제도는 1995년 처음 역모기지 제도가 도입되면서 민간은행들의 사적보증에 의한 제도로 시작하였다. 비종신형이었기 때-

문에 사망시까지의 거주기간을 보장해주지 않았고, 연령제한이 없었으며, 연금의 목적보다는 저당대출의 성격이 강했기 때문에 가입자의 수가 소수였다.(김선주·유선종, 2006)

하지만 2007년 주택연금제도의 시행과 함께 사적보증에서 공적보증으로 제도가 전환되었으며, 종신형, 부부 모두 만 60세이상, 부부기준 1주택 보유자, 9억원 이하의 주택을 대상으로 제도가 개선되면서 주택연금가입자수가 증가하고 있지만, 주택연금에 대한 인식과 연금을 활용하는 고령가구는 가입가능 가구 수에 비해 낮은 비율을 보이고 있다.<sup>7)</sup>

주택연금의 낮은 가입률은 고령가구가 주택을 상속동기에 기인하여 유산으로 인식하기 때문이다. 가구의 효용함수에 현세대의 소비로부터 얻는 효용과 함께 상속동기로 인하여 발생하는 다음세대의 효용이 포함되게 되면, 현세대는 소비를 줄이고 자산을 보존시켜 후세대에 상속할 동기가 발생한다.<sup>8)</sup> 주택의 경우 전통적으로 유산으로 인식되는 자산이기 때문에 상속동기의 존재는 주택연금의 낮은 가입률에 영향을 미치게 된다.

주택연금의 지급방식은 종신형과 혼합형이 있는데 혼합형의 경우 수시로 인출할 수 있는 금액을 설정한 후 나머지 부분을 월지급금으로 받는 방식이고, 종신형은 수시로 인출할 수 있는 금액의 설정 없이 월지급금을 받는 방식이다. 그렇기

6) 차분변수를 이용한 자산효과의 분석을 시도하였으나, 불균형패널 데이터의 특성상 차분과정에서 데이터의 소실이 크게 존재하였고, 연령 및 소득분위별로 그룹화 하면서 주요관심대상인 고령가구에서 너무 적은 수의 표본만 존재하게 되어 분석의 방향을 탄력성분석으로 바꾸었다.

7) 2012년 8월 기준 계약의 잔액이 존재하는 건수는 9,173건이며 보증공급잔액은 약 13조원이다.

‘역모기지(주택연금)을 이용할 의향이 있다.’라는 질문에 대하여 5점 만점에 평균 1.71점(국민연금연구원, 2011), ’반드시 주택연금을 이용하겠다., ’주택연금을 이용하겠다.’는 비율의 합이 11.2%(주택연금 수요실태조사, 2010)

8) Poterba(2001) 참고

〈표 3〉 연도별 주택연금 공급현황  
(단위: 억 원)

연도	공급건수	보증공급액
2008	695	8,633
2009	1,124	17,474
2010	2,016	30,361
2011	2,936	41,000

주1: 2012년(1월~7월)의 공급건수는 2,677건이며, 계약의 잔액이 존재하는 건수는 9,173건, 보증공급잔액은 약 13조원이다.

주2: 주택금융융월보(2012)

때문에 월지급금은 종신형이 크지만, 혼합형은 목돈이 필요할 때 수시 인출금을 이용가능하다는 이점이 존재한다.

그럼에도 불구하고 국민연금연구원(2011), 주택연금 수요실태조사(2010)에서 나타난 바와 같이 주택연금 가입에 대한 의사결정 점수가 낮은 이유는 상속동기가 존재하기 때문이다. 이선영·김영훈(2009)에 따르면 예비노인과 노인에게서 공통적으로 자녀에게 주택을 상속할 의향이 있는 경우 상속의향이 없는 경우에 비하여 주택연금의 이용의향이 낮게 나타나 실제로 상속동기가 주택연금의 가입여부에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

상속동기는 주택 뿐 아니라 저축, 교육 등에서도 나타난다. Kotlikoff and Summers(1981)는 교육비 및 교육으로 인하여 증가되는 소득을 상속에 포함시켜, 미국의 축적된 자본 중 큰 부분이 세대 간 이전을 위한 목적이며 여러 측면에서 상속이 이루어지고 있음을 밝혔다. Kotlikoff and Summers(1981)의 연구결과와 같이 상속은 주택 뿐 아니라 혼인자금, 자녀의 전세금, 교육 등 다양한 방법으로 이루어지고 있다. 그렇기 때문에 주택연금에 가입하면서 다른 방법들을 통해 상속할 수 있는 방법이 있어야 상속동기를 충족시킬

수 있을 것이다. 상속동기를 충족시킬 수 있는 방법으로 주택연금의 가입 형태 중 혼합형이 있다. 혼합형은 정해진 한도에서 수시로 많은 금액을 출금할 수 있기 때문에 자녀의 결혼 자금 등의 상속동기를 충족시킬 수 있는 한 가지 방법이 될 수 있다. 수급자의 사망 후 수령한 연금액을 제외한 주택잔존가치의 잔액을 받을 수 있다는 측면에서도 상속동기를 충족시킬 수 있다고 할 수 있겠다.

주택연금의 빈곤완화효과는 김안나(2007), 강성호·김경아(2008) 등을 통하여 밝혀졌다. 하지만 김안나(2007)의 연구에서는 1억원 이하의 주택을 가진 가구주에게는 소득의 상승이나 빈곤율의 감소가 그리 크지 않았으며, 강성호·김경아(2008)의 경우에는 무주택, 무자산 혹은 저자산 노인가구에 대한 다른 정책대안이 마련되어야 함을 지적하였다.

소득 불평등에 대한 기준은 사회, 문화, 경제 등 여러측면에서 접근이 가능하다. 하지만 본 연구에서는 경제학적 분석을 목적으로 하기 때문에 일반적으로 많이 사용되는 지니계수와 로렌츠곡선, 카코와니지수 등의 이용이 가능한데 그 중 지니계수와 로렌츠곡선을 이용하였으며 방법론에 근거한 불평등정도의 측정은 로렌츠 곡선의 대각선에서 떨어진 정도를 의미한다.

선행연구들은 파산의 위험이 존재하는 사적보증의 역모기지 제도에서 진행된 연구이기 때문에 현재의 주택연금제도와는 차이가 있으며, 주택연금공사에서 실제로 지급하는 금액을 이용하였다는 차이점이 있다. 또한, 소득분위별 자산분포에 의한 주택연금의 소득불평등 개선효과를 밝혀낸 최초의 연구라는 점에서 연구의 기여도를 찾을 수 있다.

### III. 연구자료 및 방법

#### 1. 연구자료

〈표 4〉 분석대상 표본 관측치의 연도별 분포

연도	관측치	비중
2001	1,162	9.59%
2002	1,342	11.08%
2003	1,563	12.90%
2004	1,633	13.48%
2005	1,632	13.47%
2006	1,647	13.60%
2007	1,630	13.46%
2008	1,505	12.42%
계	12,144	100%

주: 연구에서는 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널을 이용하였다. 연구에 포함된 노동패널의 기간은 2001년에서 2008년도 즉, 4차년도에서 11차년도의 데이터를 이용하였다. 표본은 각 연도의 원표본 데이터 중 자가를 보유한 가구만을 대상으로 하였으며, 시계열이 연속적으로 이어진 데이터만을 이용하였다.

본 연구에서 검증하고자 하는 가설은 1) 고령가구의 주택가치변화에 따른 소비탄력성이 다른 연령층과 어떻게 다르게 나타나는가, 2) 고령가구에서 소득분위별로 소비탄력성이 다르게 나타나는가, 3) 주택연금을 이용할 때 고령가구의 소득불평등이 개선 되는가하는 것이다. 가설의 검증을 위하여 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널의 2001년에서 2008년도 즉, 4차년도에서 11차년도의 데이터를 이용하였다. 표본은 각

연도의 원표본 데이터 중 자가를 보유한 가구만을 대상으로 하였는데, 모든 가구의 데이터가 4차년도에서 11차년도까지 존재하지 않기 때문에 관측치의 확보를 위하여 불균형패널(Unbalanced Panel)구조의 데이터를 이용하였다.<sup>9)</sup>

패널데이터는 각 개체의 데이터 포괄기간이 서로 동일한지 여부와 시간 갭(Time gap)의 여부에 따라 크게 네 가지로 정리된다.

〈표 5〉 시간 갭과 데이터 포괄기간에 따른 데이터 구조

	균형패널	불균형패널
시간갭 있음	각 개체의 데이터 포괄기간이 동일하지만 시간갭이 존재	각 개체의 데이터 포괄기간이 다르며 시간갭 존재
시간갭 없음	각 개체의 데이터 포괄기간이 동일하고 시간갭이 없음	각 개체의 데이터 포괄기간이 다르지만 시간갭이 없음

주: 민인식·최필선(2009) 인용

본 연구에서는 이 중 시간갭이 없는 불균형패널(각 개체의 데이터 포괄기간이 다르지만 시간갭이 없음)을 이용하였다.<sup>10)</sup>

연령대 및 소득분위에 따른 소비지출의 변화를 확인하기 위하여 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석에 사용된 변수로는 한국노동패널의 가구데이터 중 가계총지출, 주택자산가치, 가계총소득 및 가계금융자산으로 모두 한국은행의 소비자물가지수를 이용하여 2010년 기준 실질가치로 변환하여 사용하였다.

9) 불균형패널 데이터이기 때문에 예를 들어, 4차년도에 주택을 소유하지 않다가 7차년도부터 소유하여 11차년도까지 소유하고 있는 가구의 경우 7차년도에서 11차년도까지의 데이터만 표본에 포함된다.

10) 불균형패널분석에 대한 좀 더 자세한 내용은 Wooldridge(2002) 참고

〈표 6〉 연령대 별 주요변수 비교(ANOVA)

(단위: 만원, %)

변수명	연령대	관측치 수	평균	표준편차	유의수준
가계 연 소비 지출액	40세 미만	1,225	2,627.622	1,195.714	1%
	40세~59세	6,787	3,111.290	1,669.075	
	60세 이상	4,102	1,678.914	1,298.689	
	합계	12,114	2,577.354	1,646.060	
가계 연 소득	40세 미만	1,225	3,729.349	2,953.289	1%
	40세~59세	6,787	4,187.067	3,837.632	
	60세 이상	4,102	2,532.228	4,099.432	
	합계	12,114	3,580.425	3,924.559	
가계 금융자산	40세 미만	1,225	1,956.399	3,801.659	1%
	40세~59세	6,787	2,863.664	9,025.227	
	60세 이상	4,102	2,774.734	9,663.979	
	합계	12,114	2,741.806	8,876.010	
가계주택 자산가치	40세 미만	1,225	15,336.615	15,062.327	1%
	40세~59세	6,787	18,896.969	25,120.033	
	60세 이상	4,102	16,422.281	20,440.517	
	합계	12,114	17,698.967	22,799.398	

주1: 변수들의 실질가치화는 한국은행의 소비자물가지수(CPI)를 이용하였음

주2: 가계총자산을 주택자산과 금융자산으로만 본다면 평균 총자산은 2억 441만원으로 이를 이용하여 총자산대비 가계주택자산(가계주택자산가치/가계총자산)의 비율을 구하면 약 86.5%임

주3: ANOVA분석은 평균비교분석으로 유의수준 1%에서 각 연령대 그룹 별로 평균이 다름을 의미함

주4: 동일가구 내 자기상관이 존재하는지 확인하기 위하여 단위근검정을 실시하였으며 단위근이 존재하지 않았음

주5: 패널분석에서는 자산변수들에 t-1시차를 두어 이용하였기 때문에 전 연령의 관측치 숫자가 12,114개에서 10,097개로 줄어들었음. 본 연구에서 이용된 모든 분석은 상기 표본을 이용하였으며, 표본 내에서 연령, 소득분위 및 주택연금가입조건 등 분석조건에 따라 하위표본을 추출하여 분석하였다.

<표 6>를 보면 표본 내의 실질 거주주택가치의 평균은 약 1억 8천만원, 연 실질소비지출액은 약 2,600만원, 연 실질소득은 약 3,600만원이며 실질금융자산은 약 2,700만원으로 총 자산을 금융자산과 거주주택자산 만으로 구성하여 계산하였을 때, 총 자산대비거주주택자산의 비율은 약 86.5%로 <표 1>에서 75.8%로 나타난 총가구의 총자산대비부동산자산과 비교하면 높게 나타났다.

다.<sup>11)</sup> 연령대별로 살펴보면 연 소비지출액은 중·장년층이 가장 크고 고령가구가 가장 작은 역U형태의 분포를 보인다. 연소득의 경우에도 평균값은 중·장년층에서 가장 크게 나타나고 고령가구에서 가장 작게 나타나는 역 U형태인 반면 분산은 고령가구가 중·장년층보다 크게 나타났다. 이는 고령가구의 소득 불균형이 다른 연령층에 비하여 더욱 클 가능성이 있다는 것이다. 또한

11) 하지만 자동차와 같은 기타자산이 포함되어있지 않기 때문에 실제 비율은 더 낮을 것이다.

금융자산의 경우도 소득처럼 역 U형태의 분포를 보이지만 고령가구의 분산이 중·장년층보다 크게 나타났다.

이와 같이 고령가구의 소득불평등은 다른 연령대에 비하여 더 심할 가능성이 존재한다. 그렇기 때문에 주택연금을 이용한 소득불평등도 완화 효과를 로렌츠곡선의 변화를 통해 확인해 볼 필요가 있다. 그렇기 때문에 본 연구에서는 주택연금의 소득불균형 완화효과를 분석하기 위하여 고령가구가 소유하고 있는 주택을 이용하여 주택연금에 가입한다는 가정 하에 주택의 가치를 주택연금수령가능액으로 환산하였다.

또한, 주택연금 가입 시의 연금수령가능액은 주택금융공사의 예상연금조회 템을 이용하여 일반주택을 정액형으로 가입하는 것으로 가정하여 사용하였다. 주택연금의 가입대상은 본인과 배우자가 모두 만 60세이상, 1주택소유자, 가입대상주택은 시가 9억원 이하의 주택과 지방자치단체에 신고 된 노인복지주택이다. 본 연구에서는 가구주의 연령이 만 60세 이상이고 가구원이 가구주와 배우자만 존재하는 2인 가구이며, 2010년 실질가치 기준 시가 9억원 이하의 주택을 보유한 가구를 대상으로 하여 주택연금액을 산출하였다.

## 2. 연구방법

본 연구에서는 패널분석을 사용하여 연령별 소비탄력성을 분석하고, 고령가구의 소득분위별 소비탄력성을 분석하였다. 그리고 고령가구가 주택연금에 가입하기 전·후로 나누어 지니계수 및 상대빈곤율의 변화를 살펴보고, 로렌츠곡선을 통하여 소득층에 따라 어느 소득층에서 더 큰 소득의 보전효과가 있었는지 살펴보았다.

### 1) 연령별 소비탄력성분석

연령에 따른 소비탄력성은 강민규 외(2009), 허석균(2005) 등에서 사용한 소비함수의 형태를 이용하였다.

종속변수로는 한국노동패널의 항목 중 응답자가 대답한 월평균 생활비 항목을 연단위로 변환하여 사용하였다. 월평균 생활비는 한 해 동안 가구전체가 지출한 생활비의 총액을 월단위로 환산한 것으로 식비, 주거비, 의류비와 같은 비 내구재 지출로만 구성되어있다. 때문에 항상소득가설에 따라 항상소득에 의한 지출만을 고려하여 소비탄력성을 확인할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Expense}_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Wealth1}_{it-1} \\ & + \beta_2 \text{Wealth2}_{it-1} \\ & + \beta_3 \text{Wealth3}_{it-1} \\ & + \beta_4 \text{Income}_{it} \\ & + \beta_5 \text{Fasset}_{it-1} \\ & + \beta_j X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1) \end{aligned}$$

〈표 7〉 변수설명

구분	변수명	설명
종속변수	Expense	log(가계 연 소비지출)
독립변수	Wealth1	log(만 40세 미만 주택자산가치)
	Wealth2	log(만 40세 ~ 만 59세 주택자산가치)
	Wealth3	log(만 60세 이상 주택자산가치)
	Income	log(가계총소득)
	Fasset	log(가계금융자산)
	X	[가구주 연령 및 가구주연령의 제곱, log(가구원의 숫자)]
	$\eta_i$	고정학률효과 오차항

독립변수로는 로그형태의 연령대 별 주택자산의 가격, 가계 총소득, 가계금융자산 그리고 가구주의 연령과 가구주 연령의 제곱, 로그형태의 가구원의 숫자를 사용하였다. 연령 및 연령의 제곱을 이용한 이유는 선행연구들과 같이 연령에 따른 소비분포를 역 U형태로 가정하였기 때문이다.(임미화·정의철, 2011; 강민규 외, 2009) 연령대 별 주택자산은 40세 미만, 40세~59세, 60세 이상의 세 그룹으로 나누어 세 개의 주택자산 변수를 사용하였다. 연령대별로 세 개의 더미변수를 생성한 후 각 더미변수에 로그주택자산가치를 곱하여(연령대별 더미×주택자산가치) 연령대 별 주택자산의 가격변수를 생성하였다. 그렇기 때문에 *Wealth1*에는 40세 미만의 주택가격만 포함되어있고 그 외 연령대의 값은 0으로 되어있다. *Wealth2*와 *Wealth3*도 마찬가지로 각 연령대의 주택 가치를 제외하고 모두 0으로 되어있다. 그렇기 때문에 연령대 별 탄력성 비교를 통하여 탄력성의 차이를 확인하는 것이 가능하다.

한국노동패널에서 지출 및 소득은 작년 한해를 기준으로 조사되기 때문에 시점을 맞추기 위하여 자산 변수들은 한 기수 전(t-1)으로 시차를 두어 사용하였다.(강민규 외, 2009)

## 2) 고령가구의 소득분위에 따른 소비탄력성 분석

소득분위에 따른 모형은 연령별 분석의 분석 대상인 만 60세 이상의 고령가구 중 2인 가구만을 추출하고, 소득을 기준으로 하여 5분위로 나

누어 분석하였다. 생애소득이 아닌 현재 소득에 따라 나누었기 때문에 주택자산가치가 소득과 비례하지는 않는다.<sup>12)</sup> 가구원의 수는 모두 2이기 때문에 가구원의 숫자 변수는 제외되었으며, 연령에 의한 효과가 작거나 유의하지 않을 수 있다.<sup>13)</sup>

$$\begin{aligned} \text{Expense}_{it} = & \alpha + \beta_1 \text{Wealth1}_{it-1} \\ & + \beta_2 \text{Wealth2}_{it-1} \\ & + \beta_3 \text{Wealth3}_{it-1} \\ & + \beta_4 \text{Wealth4}_{it-1} \\ & + \beta_5 \text{Wealth5}_{it-1} \\ & + \beta_6 \text{Income}_{it} \\ & + \beta_7 \text{Fasset}_{it-1} \\ & + \beta_j X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

〈표 8〉 변수설명

구분	변수명	설명
종속변수	Expense	log(가계 연 소비지출)
독립변수	Wealth1	log주택자산가치 (소득1분위: 최하위분위)
	Wealth2	log주택자산가치 (소득2분위)
	Wealth3	log주택자산가치 (소득3분위)
	Wealth4	log주택자산가치 (소득4분위)
	Wealth5	log주택자산가치 (소득5분위: 최상위분위)
	Income	log (가계총소득)
	Fasset	log (가계금융자산)
	X	(가구주 연령 및 가구주연령의 제곱)
	$\eta_i$	고정학률효과 오차항

12) 소비지출을 결정하는 가장 큰 요인이 소득이기 때문에 주택자산을 기준으로 하여 지출을 분석하는 것 보다 소득을 기준으로 하여 지출을 분석하는 것이 더 올바른 방법이라고 할 수 있다.

13) 각 분위별 주택자산가치는 <식1>과 마찬가지로 각 분위에 해당하지 않는 값은 0으로 처리하여 각 변수 간의 계수비교를 통하여 탄력성의 크기 차이를 확인하였다.

<표 9>의 고령가구의 소득분위별 실질주택자산가치를 살펴보면 소득의 3분위의 실질주택자산가치가 4분위보다 큰 것을 볼 수 있는데, 고령가구의 경우 주택가치가 높다고 해서 소득이 높지 않다는 것을 볼 수 있다.

〈표 9〉 2인 고령가구 소득분위별  
실질주택자산가치(2010년 기준)

(단위: 만원)

구분	관측치	평균	표준편차
1분위	292	11,254	13,929
2분위	293	13,665	19,377
3분위	292	17,208	24,255
4분위	293	16,815	14,101
5분위	293	23,429	27,494

주1: 패널분석에서 이용한 고령가구 중 소득개선효과분석의 대상인 2인 고령가구표본 만을 추출한 데이터임

주2: 소득을 기준으로 나누었기 때문에 4분위의 주택자산가치의 평균이 3분위의 주택자산가치 평균보다 큼

### 3) 주택연금의 효과 분석

주택연금의 효과분석 대상은 부부 2인으로 구성된 1주택 고령가구이다. 고령가구는 실제 연령이 만 60세 이상인 가구만을 대상으로 하였고, 해당가구가 데이터 상의 실제 연령에 가입한 것을 가정하여 분석하였다. 표본의 확보를 위하여 시간이 구분된 패널 및 시계열 데이터가 아닌 풀링(Pooling)된 데이터를 이용하였다.<sup>14)</sup> 이선형·김영훈(2009)에 따르면 퇴직 후 노후생활을 전적

으로 부부에 의해 이루어지는 경우가 자녀의 도움이 존재하는 경우에 비하여 주택연금의 이용에 대한 인식이 높았다. 실제 자녀의 도움이 있는 경우보다 없는 경우가 주택연금의 실제 수요자일 가능성이 높다. 그렇기 때문에 본 연구에서는 2인 가구이면서 가구주와 배우자로만 이루어진 가구를 대상으로 하여 주택연금 가입의 효과를 분석하였다.<sup>15)</sup>

분석은 다음과 같이 이루어진다. 1)주택연금 가입 가능 가구의 소득분위별 연소득과 주택연금수령 가능액을 구하고, 소득의 최상위분위와 최하위분위의 비율과 수령액의 최상위분위와 최하위분위의 비율을 비교하여 어느 쪽이 더 불균형하게 분포하고 있는지 살펴본다. 2)주택연금의 적용 전, 후에 따른 지니계수 및 상대빈곤율<sup>16)</sup>의 변화를 확인해보고, 3)로렌츠곡선을 통하여 소득층에 따라 주택연금이 어떤 효과를 보이는지 분석해본다.

## IV. 연구결과

### 1. 연령 및 소득에 따른 지출변화분석

회귀분석은 패널모형을 이용 1)연령대별 모형, 2)고령가구(만 60세 이상)의 소득분위별 모형을 이용하여 실시하였다. 패널모형은 오차항의 성격

14) 2010년 기준으로 실질가치화 된 데이터이기 때문에 소득의 분포를 관찰하고, 소득보전 및 불평등개선을 관찰하는데 무리가 없다고 생각된다.

15) 김선주·유선종(2006)에 따르면 주택연금의 이용은 65세~74세의 2인가구에서 가장 높게 나타났다.

16) 중위소득의 50%(저소득층)의 비율, 2010년 기준 절대빈곤율도 추가로 사용할 수 있지만, 현재 표본의 모든 변수들이 2010년 변수가 아닌 여러 해의 변수들을 2010년 기준으로 실질가치화 되어있는 상태이다. 그러므로 절대빈곤율을 사용할 경우 상당한 오차가 발생할 수 있다.

〈표 10〉 회귀분석결과

구분	1) 연령별 분석	2) 고령가구 소득분위별 분석
종속변수 :	로그 가계연소비지출	로그 가계연소비지출
연령	0.068*** (5.23)	-0.131* (-1.89)
연령제곱	-0.001*** (-4.75)	0.001* (1.66)
로그가구원의 수	0.414*** (13.10)	0.273** (2.35)
로그소득	0.164*** (15.41)	0.107*** (4.79)
로그금융자산(t-1)	0.000 (0.02)	0.007 (1.53)
로그 주택자산가치 (t-1)	소득 1분위	- 0.034** (2.01)
	소득 2분위	- 0.037** (2.15)
	소득 3분위	- 0.036** (2.16)
	소득 4분위	- 0.031* (1.79)
	소득 5분위	- 0.033* (1.80)
	만 40세 미만	0.023*** (2.81) -
	만 40세 ~ 만 59세	0.025*** (3.10) -
관측치의 수	만 60세 이상	0.021** (2.51) -
	Constant	3.722*** (10.24) 10.910*** (4.36)
R-squared	10,097	1,179
기구의 수	0.181	0.086
	2,017	298

주1: 하우스만 테스트 결과 연령별 분석은  $\text{chi}^2(8)=1402.07$ ,  $p<0.01$ 로 1% 수준에서  $H_0$ 을 기각하였고, 소득분위별 분석에서도  $\text{chi}^2(10)=222.91$ ,  $p<0.01$ 로 1% 수준에서  $H_0$ 을 기각하여 고정효과모형을 이용하였다.

주2: 연령 별 지출변화의 차이를 분석하기 위하여 만 40세 미만을 청년층, 만 40세~만59세를 장년층, 만 60세 이상을 고령가구로 하여 분석하였다. 소득분위별 분석은 고령가구를 대상으로 하였고, 소득분위는 1분위가 최저소득층이고 5분위가 최고소득층이다. 분석 결과 고령가구의 탄력성이 가장 크게 나타났으며, 고령가구 내에서도 소득분위에 따라 탄력성이 상이하게 나타났다.

주3: 소득분위별 분석의 연령 및 연령 제곱의 부호가 다르게 나타나고 유의성이 낮은 이유는 표본이 만 60세 이상의 고령가구이기 때문에 연령에 의한 효과가 존재하지 않기 때문이다.

주4: ( ) 안은 t-값임, \*\*\*  $p<0.01$ , \*\*  $p<0.05$ , \*  $p<0.1$

에 따라 고정효과모형과 임의효과모형으로 나누어진다. 소비지출에 영향을 미치는 요소들 중 가구별 소비성향과 같은 개별가구특성의 경우 관측이 불가능한 부분이다. 이런 개별가구의 관측 불가능한 특성은 (3)의  $\eta_i$ 와 같이 오차항에 포함된 형태로 표현된다.

$$\epsilon = \eta_i + u \quad (3)$$

만약  $\eta_i$ 가 확률변수인 경우 오차항에 개별가구의 특성을 반영할 수 있다는 장점이 존재하지만 오차항과 설명변수 간에 상관관계가 존재할 경우 편의가 발생하게 된다. 그렇기 때문에 이 경우에는  $\eta_i$ 를 절편으로 간주하는 고정효과모형을 사용해야 한다. 본 연구에서는 하우스만 테스트 결과 고정효과모형을 채택하여 패널분석을 실시하였다.

회귀분석 결과 먼저, 가구주의 연령과 지출은 역 U 형태를 보이는 것으로 나타나 중장년층이 되면서 가계의 생활비지출이 증가하였다가 고령가구로 접어들면서 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 가계 총소득이 증가할수록 가계 생활비지출 또한 증가하는 것으로 나타났다.

1)번의 연령별 분석에서 모든 연령대에서 탄력성이 유의하게 나타났는데, 탄력성은 만 40세 미만은 0.023, 만 40세 ~ 만 59세는 0.025, 만 60세 이상은 0.021로 중·장년층에서 가장 크게 나타났다. 청년층의 탄력성이 작게 나타난 이유는 선행연구들의 결과에서 나타났듯이 주택학장의 동기에 의한 것으로 보인다. 세 그룹 중 고령가구의 탄력성이 가장 크게 나타나, 주택가격상승에

의한 지출증가의 크기가 가장 작았다.

2)번의 소득분위별 분석에서는 탄력성이 1분위부터 0.034, 0.037, 0.036, 0.031, 0.033으로 5분위 중 2분위와 3분위에서 가장 탄력성이 크게 나타났으며 1, 4, 5분위에서 상대적으로 작은 크기의 탄력성을 보였다. 4, 5분위의 경우 보유 주택의 가치가 저소득층에 비하여 크고, 주택자산의 증가분에 따른 소비지출의 증가분이 한계체감하기 때문에 상대적으로 2, 3분위에 비하여 소비지출 탄력성이 작게 나타난 것으로 보인다. 반면, 저소득층인 1분위의 경우 주택자산가치에 따른 소비 탄력성이 상위소득층보다 적게 나타났다.

즉, 주택자산의 가치가 1% 증가함에 따라 일정비율의 미래소득이 증가할 것으로 예상되어 현재의 소비를 증가시킨다고 할 때, 저소득층의 경우 상위소득층보다 더 적게 소비를 증가시킨다는 것이다.

만약 저소득층에서 자산가치에 의하여 현재의 소비지출을 증가시키는 것이 아닌, 주택연금을 통해 직접적으로 항상소득을 증가시킨다면 고령가구의 소비지출 변화에 더 큰 효과가 있을 것이며 이는 곧 그들의 생활수준 개선에 직접적으로 영향을 미칠 수 있을 것이다.<sup>17)</sup> 또한, 주택연금에 소득불균형을 완화시키는 효과까지 존재한다면 긍정적인 영향이 있을 것이다.

다음 절에서는 주택을 주택연금으로 유동화 시켰을 때의 소득보전효과를 살펴본 후, 소득불균형 개선효과가 존재하는지 확인해 보았다.

17) 본 연구에서 지출에 가장 큰 영향을 미치는 요소는 소득이며, 생애주기기반에 따르면 한계소비성향의 크기는 현재소득>현재자산>미래소득 순이다.(김혜련 · 최현자, 1991)

〈표 11〉 소득분위 별 연 소득 및 주택연금수령가능액

(단위: 만원)

구분	관측치	연 소득		주택연금 수령가능액	
		평균	표준편차	평균	표준편차
소득 1분위	206	366.64	189.20	614.81	764.86
소득 2분위	187	806.71	111.81	616.22	650.06
소득 3분위	172	1,284.29	154.57	764.97	710.16
소득 4분위	168	2,108.77	306.88	782.42	678.93
소득 5분위	134	5,227.56	4,571.33	989.46	940.30
전체	867	1,732.462	2,414.492	735.29	755.401

주1: 주택연금 가입이 가능한 9억원 미만의 1주택 보유자의 소득만 집계한 것임

주2: 1분위대비5분위연소득은 약 15배이고, 1분위대비5분위주택연금수령가능액은 약 1.5배

## 2. 주택연금가입 후 고령가구의 소득불평등 개선효과

소비탄력성 분석결과 고령가구는 청·장년층에 비하면 주택가격 상승에 의한 소비수준의 개선효과가 작게 나타나고, 고령가구 간에도 소득분위에 따라 주택가격 상승에 의한 소비수준의 개선효과가 차이가 났다. 그렇기 때문에 주택가격의 상승으로 인한 항상 소득의 증가가 아닌 주택연금을 이용하여 직접적으로 소득을 증가시켰을 때 고령가구의 소득계층 간의 소득불평등에 개선효과가 얼마나 존재하는지 분석할 필요가 있다.

소득분위별 연소득 및 주택연금수령가능액을 비교하기 위하여 먼저, 주택연금수령가능액을 구하였다. 주택연금은 가입대상이 9억이하의 1주택만을 소유한 부부 모두 만 60세 이상인 가구이다. 그렇기 때문에 9억 이상의 주택은 제외하였고, 총 1,463개의 고령가구 가구 중 1주택만을 보유한 867개의 가구만 주택연금에 가입하는 것으로 가정하였다. 많은 선행연구에서 보험계리모형을 이용하여 주택연금 및 역모기지를 계산하였으나, 본 연구에서는 좀 더 주택연금수령가능액

을 구하기 위하여 주택금융공사 홈페이지에서 제공하는 주택연금예상연금액조회에 실질주택자산 가치를 입력하여 연금수령가능액을 산출하였다. 이와같은 방법을 이용함으로써 보험계리모형에 필요한 모든 가정을 실제 주택연금공사의 상품설명서와 같게 하여 좀 더 현실성 있는 시나리오로 분석이 가능하다. 모든 대상 가구가 주택연금의 가입 형태 중 일반주택·종신형·정액형으로 가입한 것으로 가정하여 주택연금수령가능액을 계산하였다.

주택 연금을 이용할 때 연 주택연금수령액의 평균은 약 735만원이다. 소득분위가 증가할수록 가입가능대상의 수가 감소하였는데 이는 소득분위가 증가할수록 거주주택 외의 부동산을 가진 가구들이 많기 때문인 것으로 보인다. 지니계수를 구하기에 앞서 최상위분위인 5분위와 최하위분위인 1분위의 비율을 비교해 보는 것으로 연소득과 주택연금 수령가능액 간의 불평등의 존재를 가늠해 볼 수 있다. 주택연금수령가능액의 경우 최상위분위의 연금액이 최하위분위의 약 1.5배이며, 연 소득의 경우 최상위분위 소득이 최하위분위 소득의 약 15배로 소득이 더욱 불균형하

게 분포하고 있는 것으로 나타났다. 그렇기 때문에 주택연금수령가능액이 소득에 합산된다면 고령가구의 소득불균형 완화효과가 존재할 것으로 보인다.

〈표 12〉 상대빈곤율

구분	관측치	상대빈곤율
전 연령	12,114	16.39%
만 60세 미만 가구	10,651	14.42%
고령가구	전	30.69%
	후	27.96%
주택연금가입가능가구	전	36.22%
	후	33.33%

주: 상대빈곤율은 전 연령의 소득중위값의 50%를 상대 빈곤선으로 하여 그룹별로 상대빈곤선보다 작은 가구수의 비율을 구한것임

〈표 13〉 지니계수

구분	관측치	지니계수
전 연령	12,114	0.423
청·장년가구 (만 60세 미만)	10,651	0.401
고령가구	전	0.517
	후	0.443
주택연금 가입가능가구	전	0.492
	후	0.479

주: 주택연금가입이 가능한 가구들 간의 지니계수의 경우 약 0.01만큼의 불평등이 개선되었으나 고령가구 전체의 불평등 개선은 약 0.07이 감소하여 불평등이 상당히 개선되었음을 볼 수 있다.

계산된 주택연금수령가능액을 반영하여 상대 빈곤율을 이용하여 고령가구의 소득이 얼마나 보전될 수 있는지 살펴보았다.

상대빈곤율을 살펴보면 전 연령에서는 16.39%, 고령가구를 제외하고 청·장년층만을 대상으로 했을 때는 14.42%로 청·장년층에서 빈곤율이 더 적게 나타났다.

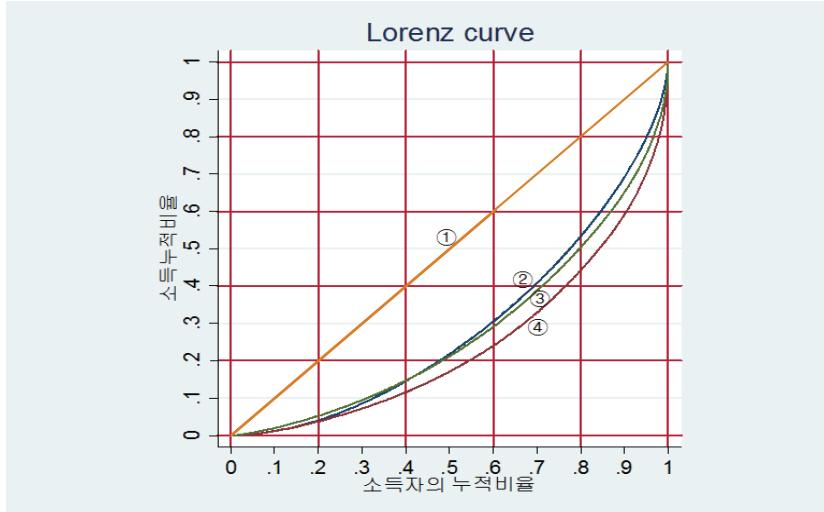
주택연금액을 반영하기 전의 전체 고령가구는 30.69%, 주택연금가입가능가구는 36.22%로 1주택보유자의 빈곤율이 더 크게 나타났으며, 주택연금액을 반영한 후에는 전체 고령가구는 27.96%, 주택연금가입가능가구는 33.33%로 주택연금의 가입으로 빈곤가구가 약 3% 감소하는 효과를 볼 수 있었다.

이는 주택연금가입을 통하여 고령가구 전체에서 최저소득층의 비율이 감소한다는 것이다.

주택연금의 소득불평등 완화효과를 확인하기 위하여 주택연금수령가능액을 반영하기 전과 후의 지니계수를 계산하고, 로렌츠곡선을 그렸다. 고령가구 전체의 개선효과를 살펴본 후 1주택만을 보유한 고령가구의 개선효과를 살펴보았다. 먼저, 김학주(2006)과 같이 실제 고령가구가 다른 연령층에 비하여 소득불평등 정도가 더욱 심한지 확인하기 위하여 전 연령, 청·장년가구(만 60세 미만) 그리고 고령가구의 지니계수를 비교해보았다. 전 연령을 대상으로 한 지니계수는 0.423<sup>18)</sup>이며 고령가구를 제외하고 청·장년가구를 대상으로 하였을 때는 0.401로 고령가구를 제외하면 지니계수가 감소하는 것을 볼 수 있다. 이는 고령가구와 젊은 층 간의 소득차이가 반영되었기 때문으로 보인다. 고령가구의 지니계수는 0.517로 표본 전체의 지니계수인 0.423나 젊은층의 0.401보다 높아, 고령가구가 젊은 층보다 소득불평등

18) 한국노동패널조사의 지니계수값은 통계청의 지니계수값보다 높은데, 그 이유는 『도시가계조사』가 빈곤의 위험이 높은 1인 가구와 자영업자의 대부분이 제외되기 때문이다.(김재호, 2006) 상대빈곤율의 경우도 이와 같은 이유로 차이가 난다.

〈그림 3〉 주택연금 가입에 따른 소득불평등 개선효과 (로렌츠곡선)



- 주1: ① 소득균등분포선  
 ② 전연령의 로렌츠곡선  
 ③ 고령가구의 로렌츠곡선(주택연금수령가능액 반영 후)  
 ④ 고령가구의 로렌츠곡선

주2: 주택연금 가입 전 고령가구의 로렌츠곡선은 ④번 곡선으로 ①번의 소득균등분포선과 가장 멀리 떨어져 있었으나 주택연금수령가능액이 반영된 후 ③번 곡선으로 이동하며 곡선의 하위 약 40%까지는 ②번의 전 연령의 로렌츠 곡선보다 소득균등분포선과 근접하게 이동한 것을 볼 수 있다.

이 높은 것으로 나타났다.

고령가구 전체를 대상으로 하여 주택연금의 가입 전·후를 비교해보면 주택연금수령가능액이 반영되기 전의 지니계수는 0.517이었으나, 주택연금수령가능액이 반영된 후 0.443으로 소득의 불평등이 상당히 완화된 것을 확인할 수 있어 전체 고령가구의 소득불평등이 상당히 개선되는 효과를 관찰할 수 있다. 또한, 주택연금 가입가능가구를 대상으로 한 분석에서는 0.492에서 0.479로 약 0.013 개선된 효과를 볼 수 있었다.

로렌츠 곡선을 살펴보면 고령가구의 로렌츠곡선 ④번이 주택연금수령가능액이 반영된 후 ③번으로 이동한 것을 볼 수 있다. 특히 ③번 곡선은 하위 40%까지의 소득누적비율이 ②번 곡선의 하위 40%까지의 소득누적비율보다 높게 나타나,

저소득층에서의 소득보전효과가 더욱 잘 나타나 특히 저소득층에게 더욱 소득개선 효과가 크게 나타나는 것을 볼 수 있다.

주택연금의 유동화를 통하여 소득불평등이 개선되는 이유로는 하위 소득층의 자산비중을 들 수 있다. <표 14>에서 볼 수 있듯이, 소득 하위 계층일수록 총자산에서 주택자산의 비중이 높게 나타나 이를 유동화하였을 때의 소득보전효과가 상대적으로 크게 나타나는 것이다.

<표 15>의 주택금융공사 자료에 따르면 주택연금가입자의 29.7%가 월평균 소득이 50~99만 원, 32.5%가 100~149만 원으로 고소득층에 비하여 중·저소득층의 비중이 높은 것으로 나타났다. 주로 중·저소득층에서 가입을 하고 혜택을 받게 될 것이기 때문에 실제 가입자들의 소득 불

평등 개선효과는 더 클 것으로 예상할 수 있다.

〈표 14〉 총자산대비주택자산비율

구분	관측치	비율 (주택자산/총자산)
소득 1분위	206	0.96
소득 2분위	187	0.92
소득 3분위	172	0.89
소득 4분위	168	0.86
소득 5분위	134	0.84
전체/평균	867	0.90

〈표 15〉 월평균 소득 별 주택연금가입자의 비율

구분	비율
50~99만원	29.7%
100~149만원	32.5%
150~199만원	15.9%
200~299만원	16.2%
300만원 이상	4.9%

자료: 주택연금 수요조사 자료

## V. 결론 및 정책적 제언

본 연구에서는 연령대 별, 소득분위 별 소비탄력성을 살펴보았는데 특히, 다른 연구들에서 분석하지 않았던 고령가구를 주요대상으로 하여 고령가구의 탄력성이 가장 낮으며, 특히 그 중에서도 저소득층의 자산효과가 낮음을 밝혔다. 그렇기 때문에 저소득층 고령가구에게 주택연금이 가장 큰 효과를 볼 수 있을 것이다. 또한 주택연금을 이용하여 소득을 증가시키기 전과 후의 변화를 지니계수, 상대빈곤율 및 로렌츠곡선을 통하여 분석하였다. 선행연구와는 달리 주택연금공사 홈페이지의 연금수령가능액 조회 페이지를 이용

하여 보험계리식에서 필요한 모든 가정을 실제 주택연금지급 시에 이용하는 것과 동일하게 산출함으로써 좀 더 현실성 있는 시나리오에서 분석이 가능하였다는 점에서 차별성이 존재한다. 연구결과 모든 지표에서 소득의 불균형은 완화되었으며, 로렌츠 곡선에서는 저소득층의 소득보전효과가 상대적으로 더욱 큰 것으로 나타났다. 실증 분석결과를 정리해보면 1)주택연금은 저소득층의 고령가구에게 가장 효과가 있을 것으로 예상되며, 2)실제 고령가구들이 주택연금 가입 시 소득의 불평등이 완화되는 효과와 함께 저소득층의 누적소득비율이 증가하는 효과를 볼 수 있었다.

이런 연구결과를 바탕으로 우리는 다음과 같은 부분에 대해 논의할 수 있다. 우선 고령가구가 주택가격변화에 따른 낮은 수준의 소비 탄력성은 바로 그들의 은퇴 후 감소하거나 사라질 향상소득의 변화에서 기인한다. 따라서, 고령가구에게 있어 주택은 거주의 기능 외에 자산으로써의 기능을 하지 못하고 있는 상황이다. 가구의 가장 큰 자산이면서 정작 생활수준 개선에는 영향을 미치지 못하고 있는 것이다. 우리나라의 경우 소득으로의 유동화가 힘든 주택자산이 가구의 총자산에서 차지하는 비중은 약 80%정도인 반면, 소득으로 유동화가 용이한 금융자산의 경우 그 비율이 총 자산에서 차지하는 비율이 약 20% 정도로 미국의 63%, 일본의 56%에 비해 낮은 편이다. 장기적으로 부동산이 하락세에 접어들면서 고령가구자산의 부동산편중은 가계지출에 영향을 미칠 것이며, 나아가 실물경제에 영향을 미치는 방향으로 이어질 것으로 예상이 된다. 특히 이러한 고령가구의 주택자산가격 하락에 따른 소비감소는 고령가구의 빈곤을 더욱 심화할 것이다. 지니계수, 상대빈곤율 및 로렌츠곡선을 이용한 소

득불평등 분석에서도 고령가구의 소득불평등이 청·장년층에 비하여 심하였으며, 이에 주택연금의 활용은 소득의 증가뿐만 아니라 불평등 완화 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 주택연금 가입으로 가입자의 소득이 증가하는 효과가 기대된다. 이러한 주택연금 가입효과는 특히 저소득층에게 큰 효과가 나타나면서 소득불평등을 개선하는데 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 하지만, 주택연금이 초기확대단계에 있는 현재 저소득층에게 주택연금의 가입이 많은 혜택을 줄 수 있는 상품으로 인정받기 위해서는 이러한 소득측면의 분석뿐 아니라 나아가 사회문화적인 측면에서 정부의 재정지출측면에서의 분석또한 병행되어 이루어져 수혜자와 이를 바라보는 사회와 재정을 집행하는 기관과의 합리성과 효율성을 충족시킬수 있도록 다양한 연구가 진행되어야 한다.

## 참고문헌

1. 강민규·최막중·김준형, “주택의 자산효과에 의한 가계소비 변화: 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석”, 「국토계획」 제44권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp.163-173
2. 강성호·김경아, “역모기지 활용에 따른 가구 유형별 노후소득보장 및 빈곤 완화효과 분석 -거주주택 및 순자산의 역모기지 전환효과를 중심으로-”, 「사회보장연구」 제24권 제 3호, 한국사회보장학회, 2008, pp.171-198.
3. 금재호, "외환위기 이후 한국 근로빈곤 실태에 관한 연구", 「노동경제연구」 제29권 제1호, 한국노동경제학회, 2006, pp.41-73
4. 김병화·문소상, “주가와 소비의 관계분석”, 『경제분석』 제7권 제11호, 한국은행 금융경제 연구원, 2001, pp.26-56
5. 김선주·유선종, "역모기지 선택 결정에 관한 연구: 민간 역모기지 이용자의 특성 분석", 「국토연구」 제 50권, 국토연구원, 2006, pp.125-146
6. 김안나, "주택연금제도의 노인빈곤 완화 효과 분석", 「사회복지정책」 제30집 한국사회복지정책학회, 2007, pp.371-391
7. 김학주, "노인가구 대 비노인가구의 소비불평등에 관한 연구", 「사회보장연구」 제 22권 제 4호, 한국사회보장학회, 2006, pp.141-161
8. 김혜련·최현자, “유형별 가계소득과 자산이 소비지출에 미치는 영향 -주거보유형태별 분석 -”, 「대한가정학회지」 제 37권 제10호, 대한가정학회, 1999, pp.91-106
9. 민인식·최필선, 「STATA 패널데이터 분석」, 한국STATA 학회, 2009
10. 박종한, “고령화와 은퇴자산의 적정성”, 「산은조사월보」, 제 678호, 산은경제연구소, 2012
11. 국민연금연구원, “우리나라 중·고령자의 노후 준비 실태와 기대”, 「제3차(2010년도) 국민노후보장패널 부가조사 분석보고서」, 2011
12. 이선영·김영훈, “수도권 노인의 주택연금제도 이용의향에 관한 연구: 예비노인과의 비교를 중심으로”, 「한국인구학」, 제 32권 제 3호, 한국인구학회, 2009, pp.73-101
13. 이영수, “자산효과의 비교: 주택과 주식”, 「부동산연구」, 한국부동산연구원, 제19집 제2호, 2009, pp.151-174
14. 임미화·정의철, “주택가격변화가 가구의 저축 및 자산축적에 미치는 영향”, 「부동산학 연구」, 한국부동산분석학회, 제 17집 제 1호,

- 2011, pp.83-94
15. 통계청, 「고령자 통계」, 2008
16. 통계청, 「장래인구추계」, 2011
17. 한국주택금융공사, 「주택연금 수요실태조사」,  
2010
18. 허석균, “횡단면 자료를 이용한 가구소비 결  
정요인에 관한 연구 –유동성 제약과 가구별  
특성을 중심으로-”, 「한국개발연구」 제27권  
제 1호, 한국개발연구원, 2005, pp.1-38
19. Campbell, J. and J. Cocco, "How Do House  
Prices Affect Consumption? Evidence from  
Micro data", *Journal of Monetary Economics*  
Vol.54 No.3, 2007, pp.591-621
20. Case, K. and Quigley, J. and Shiller, R,  
"Comparing Wealth Effects: The Stock  
Market versus the Housing Market",  
*Advances in Macroeconomics* Vol.5 No.1,  
2005, pp.1-32
21. J. M. Wooldridge, *Econometric analysis of  
cross section and panel data*, The MIT  
Press, 2002
22. Kotlikoff, Laurence J and Summers, Lawrence H,  
"The Role of Intergenerational Transfers in  
Aggregate Capital Accumulation", *Journal of  
Political Economy*, Vol.89 No.4, 1981, pp.  
706-732
23. Skinner, J, "Housing Wealth and Aggregate  
Saving", *Regional Science and Urban Economics*,  
Vol.19 No.2, 1989, pp.305-324
24. Sinai, T. and Souleles, N, "Owner-occupied  
housing as a hedge against rent risk",  
*Quarterly Journal of Economics*, 2005, pp.  
763-789
25. Poterba, J, "Demographic Structure and Asset  
Returns", *The Review of Economics and  
Statistics*, 2001, Vol.83 No.4, pp.565-584