

주택가격 변동률이 주택연금 가입에 미치는 영향 분석

신현재*

<요약>

본 연구는 주택연금 가입에 영향을 주는 요인 중에서 외부적 요인으로 볼 수 있는 주택가격과 주택가격 변동률이 실제 어떠한 영향을 주는지를 실증 분석하고자 하였다. 이를 위해 2008년 1월부터 2018년 12월까지 주택연금 가입자 수, 주택가격 변동률, 주택가격 시계열 자료를 VECM모형으로 구축하여 분석을 실시하였다. 주택가격과 주택연금 가입자 수 2개 변수로 구성된 Panel A 모형과 주택가격 변동률 변수를 추가한 Panel B 모형으로 구분하여 각각 분석을 진행하였다. VECM 모형에 대한 충격반응분석 결과 주택연금 가입자 수는 주택가격 표준편차 1단위의 충격에 정(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택가격 변동률을 추가한 분석결과에서는 주택가격 변동률의 표준편차 1단위의 충격에 대해 (-)방향의 영향을 받는 것으로 나타났다. 예측오차의 분산분해 결과 주택연금 가입자 수는 자기 자신의 변동에 의해 가장 많은 영향을 받는 것으로 나타났고 주택가격과 주택가격 변동률도 일정수준 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 주택가격 변동률은 주택연금 가입자 수에 시차 1에서 시차 5까지 부(-)의 영향이 점점 증가하다가 시차 6에서부터 영향력이 줄어들면서 (-)영향을 주는 것으로 나타났다. 이를 통해 주택연금 가입자는 주택가격 변동률에 대해 약 5개월까지 민감하게 반응하며 이후에도 부(-)의 영향력이 지속된다고 볼 수 있다. 따라서 주택연금 가입을 활성화하기 위해서는 주택가격 변동률을 줄여 주택시장을 안정화시킬 필요가 있다.

핵심주제어: 주택연금, 주택가격, 주택가격 변동률, VECM모형, 주택시장 안정

본 연구의 발전을 위해 유익한 심사평을 해주신 익명의 심사위원님들께 감사드립니다.

* 서울대학교 행정대학원 박사과정 수료 email: foreshin@snu.ac.kr

I. 서론

인구 고령화에 따라 국민의 노후소득 확보는 중요한 국가적 과제¹⁾가 되고 있다. 행복한 노후생활을 위한 소득 확보를 뒷받침하는 제도로 국민연금, 퇴직연금, 개인연금으로 이루어진 3층 연금제도가 마련되어 있지만 국민연금만으로 노후소득이 충분하지 않고 퇴직연금은 일시금 수령 비율이 여전히 높아²⁾ 노후의 안정적인 소득을 확보하기에 부족한 측면이 있다. 특히 우리나라는 ‘내 집 마련’이 대다수 국민들의 꿈일 정도로 주택에 대한 애정이 높다. 이에 따라 생산가능연령기(15-64세) 소득이 노령기에 이르러 부동산으로 형성되어 있는 경우가 많다. 통계청과 한국은행이 발표한 자료³⁾에 따르면 우리나라 가계 및 비영리단체 보유자산 가운데 비금융자산 비중은 2017년 기준 75.4%로 영국(57.5%), 일본(43.3%), 미국(34.8%) 등 주요 선진국에 비해 높은 수준을 보이고 있다. 이처럼 가구의 자산이 부동산에 집중되어 있어 노후자산을 노후소득으로 만들 수 있는 주택연금의 역할이 중요하다.

주택연금은 자신이 소유하고 있는 주택에 계속 살면서 그 집을 담보로 하여 평생 또는 일정기간 동안 연금형태의 소득을 얻을 수 있도록 하는 제도로 2007년부터 도입되었다. 주택연금 가입현황은 2007년 도입 이후 지속적으로 증가하고 있으나 2018년 기준 약 6만 건에 불과하여 2013년 금융위원회가 제시한 향후 10년간 40만 건 주택연금 공급계획⁴⁾의 15% 수준에 불과한 실정이다. 이처럼 주택연금 가입 건수가 부진한 이유로는 가입요건의 제한과 초기보증료 부담, 상속문제 등이 제시되고 있다. 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인을 분석한 선행연구도 대체로 연령, 성별, 자녀의 수, 보유자산의 정도와 같은 개인적 요인이 주택연금 가입의 사결정에 영향을 미친다고 하였다(Costa-Font et al., 2010; 안상모 외, 2013; 김정주·마승렬, 2011; 이달님 외, 2015). 한편, 가입자 개인적 요인이 아닌 주택가격 상승률과 같은 주택시장 상황이 주택연금 가입에 영향

1) “고령사회 대비, 건강하고 품위 있는 노후생활 보장” (문재인정부 100대 국정과제, 2017.7)

2) 2018년 기준 퇴직연금에서 연금수령을 선택한 비율은 2.1%에 불과함 (금융감독원, 2019.4)

3) 통계청, “2017년 국민대차대조표(잠정)” (2018.6.19.)

4) 금융위원회, “100세 시대를 대비한 금융의 역할 강화방안” (2013.12.12.)

을 준다는 연구결과도 있다(임하나 외, 2016; 여대환·백성준, 2019). 그러나 주택연금 가입은 개인이 보유하고 있는 가장 큰 자산에 관한 의사결정이므로 향후 제도 및 자산에 대한 기대와 전망도 가입의사 결정에 영향을 미칠 수 있다. 유지연·한창근 (2018)도 주택연금 가입자들과의 인터뷰를 통해 주택연금을 제공하는 국가에 대한 신뢰가 중요한 영향요인 중 하나라고 분석하였다.

주택연금은 가입시점의 주택가격을 기준으로 매월 지급되는 연금액이 결정되므로 향후 주택가격의 변동률도 주택연금 가입 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 주택가격 변동률이 높은 상황에서는 주택연금 가입시점의 주택가격에 따른 월 지급액 산정이 적정한지에 대한 신뢰를 갖기 어렵기 때문이다. 따라서 향후 주택가격에 대한 안정적 전망을 할 수 있도록 주택가격 변동률이 크지 않다면 주택연금 가입에 긍정적 영향을 미칠 수 있을 것이다. 본 연구는 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인에 대한 기존 선행연구를 바탕으로 주택가격 변동률이 주택연금 가입에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이를 통해 주택가격 변동률을 안정적으로 관리하는 것이 주택시장 안정화에 기여할 뿐 아니라 주택연금 가입자 수 증가에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있는지를 살펴보고 이에 따른 정책적 함의를 도출하고자 한다.

II. 이론적 검토

1. 주택연금 제도 현황

주택연금제도는 자신이 소유한 집에 계속 거주하면서 이를 담보로 매달 연금을 수령할 수 있는 제도로서, 주택 이외에 노후준비가 부족한 고령층의 노후소득 보장을 위해 2007년부터 도입되어 시행되고 있다. 주택연금 가입은 부부 중 1명이 만 60세 이상이고 부부 기준 9억원 이하 주택 소유자이면 가입이 가능하다. 다주택자도 합산가격이 9억원 이하이면

가입이 가능하고 9억 초과 2주택자는 3년 이내 1개 주택을 처분하기로 한다면 가입이 가능하다. 최근 주택연금 가입을 활성화하기 위해 이러한 가입조건을 좀 더 완화하는 방안⁵⁾이 검토되고 있다.

주택연금 월지급금은 가입자(배우자 포함)의 연령, 주택가격⁶⁾ 등에 따라 결정된다. 가입자가 받을 주택연금은 연령이 높을수록, 주택가격이 높을수록 많아지게 된다. 구체적인 주택연금 월지급금 산정을 위해 주택가격상승률, 연금산정이자율, 사망률, 중도상환율, 주택처분가율, 보증료율 등을 가정하여 결정되며, 담보한 주택이 달라지는 경우를 제외하고 일단 확정된 월지급액은 연금 종료시까지 변동되지 않는다. 주택연금 월지급금 산정을 위한 가정값의 변화로 인해 <표 1>에서 보는 바와 같이 2012년 이후 매년 재산정⁷⁾이 이루어져 주택연금 월지급금이 조정되어 왔다.

<표 1> 주택연금 월지급금 조정 경과

변경 일자	조정 내역
2012년 2월	60~63세 : 0.1~1.5% 증가, 64세 이상 0.1~7.2% 감소
2103년 2월	1.1%~3.9% (평균 2.8%) 감소
2014년 1월	최대 1.2% (평균 0.6%) 감소
2015년 2월	평균 1.5% 감소
2016년 2월	60세는 평균 0.1%, 70세는 1.4% 감소
2017년 2월	평균 3.2% 감소
2018년 3월	60대 1.1% 감소, 80대 1.1% 증가, 90대 0.1% 증가 (평균 기존과 동일)
2019년 3월	평균 1.5% 감소

출처 : 한국주택금융공사(<http://www.hf.go.kr>) 보도자료

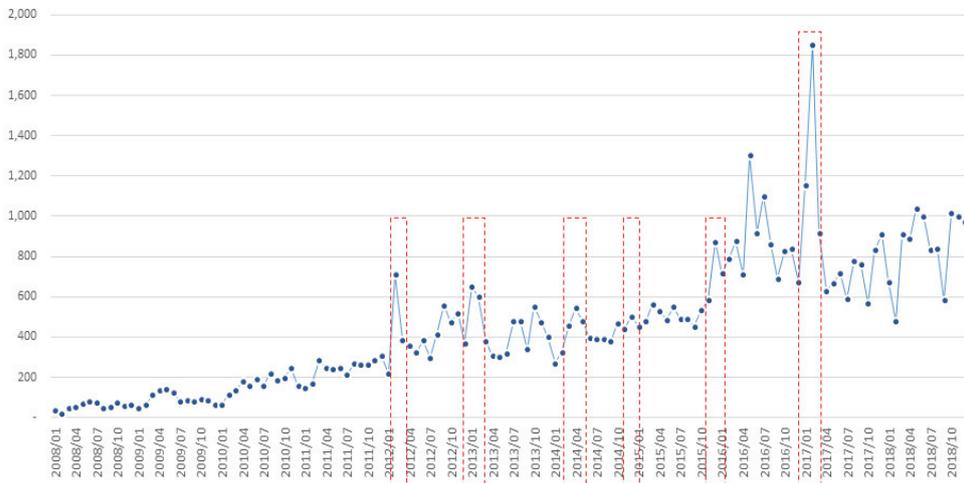
5) 2019년 금융위원회 업무계획(2019.3.17.)에 따르면 주택연금 가입연령을 현재 만 60세에서 하향조정하고 가입주택 가격제한을 시가 9억원에서 공시가격 9억원으로 현실화한다고 한다.

6) 주택연금의 담보 주택가격은 공신력 있는 기관이 제공하는 인터넷 시세, 국토교통부의 주택공시가격, 감정평가업자의 감정평가액을 기준으로 평가된다.

7) 「한국주택금융공사법」 제9조에 따라 주택금융운영위원회는 주택담보노후연금보증의 보증 금액을 결정하기 위하여 필요한 주요변수를 연 1회 이상 재산정(再算定)하여 재산정일 이후 주택담보노후연금보증을 받기로 계약을 체결하는 사람의 연금지급액을 결정하는 데에 반영하여야 한다.

이러한 주택연금 월지급액의 조정으로 인해 주택연금 가입자 수는 <그림 1>에서 보는 바와 같이 매년 조정 직전 월에 가입자 수가 증가하는 계절성을 보이고 있다. 월지급액 조정관련 보도자료가 대체로 12월에 발표되어 내년도 2월~3월에 반영되므로 매년 연말과 연초에 가입자 수가 증가하는 것을 확인할 수 있다. 주택연금 누적 가입자 수는 2007년 도입 이후 지속적으로 증가하여 2019년 4월 기준 6만4,447명에 이르고 있다. 특히 2019년 2월은 가입신청 건수가 1,407건으로 2018년 2월 500건에 비해 약 3배가 증가한 것으로 나타났다. 이는 2019년 3월 4일 신규 신청자부터 주택연금 월지급금이 평균 1.5% 정도 감소하기 때문으로 보인다. 이번 주택연금 월지급금 조정은 2018년 통계청이 발표한 국민생명표의 기대수명 증가와 최근 금리상승 추세를 반영한 결과⁸⁾이다. 주택연금 가입자 수가 매년 2~3월에 증가하는 이유는 월지급금이 감소되기 전에 가입하려는 심리에 따른 것으로 일종의 절판 마케팅 효과가 발생하기 때문으로 볼 수 있다.

<그림 1> 매월 주택연금 가입자 수 (2008년~2018년)

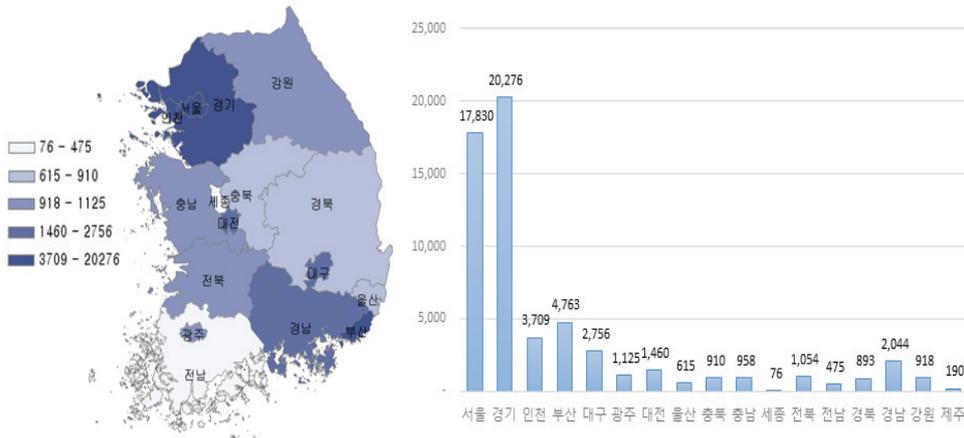


자료 : 주택금융통계시스템 (HOUSTAT : Korea Housing Finance Statistics Service)

8) 연금 가입자의 기대수명이 증가하면 그만큼 오래 연금을 수령하게 되고, 금리가 상승하면 대출 총액이 빠르게 증가하기 때문에 월 수령액은 줄어들게 된다.

지역별 주택연금 가입자 현황을 살펴보면 <그림 2>에서 보는 바와 같이 서울과 수도권에 비해 지방 가입자 수가 적은 것을 확인할 수 있다. 2018년 12월 기준 누적가입자 수 60,052명 중에서 서울, 경기, 인천지역의 가입자 수는 41,815명으로 전체의 약 69.6%를 차지하고 있다.

<그림 2> 지역별 주택연금 가입자 수 (2018년 12월 기준)



출처 : 한국주택금융공사 홈페이지 (www.hf.go.kr) 공시자료 재구성

2. 주택연금 제도 가입에 영향을 미치는 요인

주택연금 제도가 만들어진 이유는 대부분의 사람들이 경제활동시기에 저축을 하고 노후에 이를 소비한다는 생애소득주기(life-cycle model) 이론에 근거하고 있다(Venti and Wise, 1990). 특히 경제활동시기에 축적한 자산이 주택으로 형성되어 집은 있으나, 소득이 없는(home rich, cash poor) 고령자에게 적합한 제도이다. 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인은 크게 가입자 개인적 요인과 주택시장 상황과 같은 가입자 외 부적 요인으로 구분할 수 있다.

1) 가입자 개인적 요인

주택연금 가입자 개인적 요인이 주택연금 가입 의사결정에 미치는 영향에 대한 연구는 연령, 성별, 배우자 유무, 자녀 수, 상속동기 등이 중요한 영향 요인이라고 분석하고 있다. 주택연금 가입에 연령(age)이 미치는 영향에 대해 Dillingh et al.(2013)은 연령이 높을수록 주택연금 가입에 더 많은 관심을 가진다고 분석하였으나, Costa-Font et al.(2010)은 높은 연령은 주택연금 가입에 부정적인 영향을 준다고 하여 분석결과가 대립하고 있다. 성별의 경우도 Fornero et al.(2016)은 주택연금 가입에 유의미한 영향을 미치지 못한다고 하였으나, Dillingh et al.(2013)은 남성 보다는 여성이 주택연금에 더 많은 관심을 가진다고 하였다. 배우자 유무와 관련하여 Fornero et al.(2016)은 배우자가 없는 사람이 주택연금 가입에 더 많은 관심을 가진다고 하였으나, Delgadillo et al.(2014)은 배우자 유무는 주택연금 가입에 큰 영향을 미치지 못한다고 하였다. 한편, Chou et al.(2006)은 자녀가 있는 경우 주택연금 가입에 부정적인 영향을 준다고 하였다. 국내연구로 김정주·마승렬(2011)은 가입자 연령이 낮고 주택가격이 높을수록 주택연금 가입 가능성이 높아진다고 분석하였다. 이달님 외(2015)는 가입자 연령이 80세 이면서 배우자가 더 어린 경우 이타적 동기에 따른 주택연금 가입현상이 나타날 수 있다고 하였다.

한편, 주택연금 금융상품의 복잡한 구조로 인해 주택연금에 대한 가입자의 이해수준도 가입의사 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다. Davidoff et al.(2015)는 주택연금에 대한 이해 및 지식의 부족이 주택연금 가입 의사결정에 중요한 영향을 미친다고 하였다. 이달님 외(2015)도 대학교 졸업이상 학력이 주택연금 가입에 긍정적 영향을 주는 것으로 분석하였다. Cosma et al.(2019)도 보증제도(credit)에 대한 이해가 주택연금 가입 의사 결정에 중요한 영향을 미치므로 금융상품에 대한 인식을 높일 수 있는 마케팅 정책 등이 필요하다고 하였다.

주택연금은 주택을 담보로 연금을 받는 상품이므로 주택을 자녀에게 상속하고자 하는지 여부가 가입에 영향을 미칠 수 있다. Mayer and

Simons(1994)는 주택은 상속자산 중에서 가장 큰 비중을 차지하기 때문에 상속의도(house bequest motivation)는 주택연금 가입을 감소시키는 요인이라고 하였다. Fisher et al.(2007)도 상속의지는 고령자의 주택연금 가입을 방해하는 요인 중의 하나라고 하였다. 국내연구로 유선종·구본영(2005)도 주택 상속의향이 없는 사람들이 역모기지에 더 높은 관심을 보인다고 실증적으로 분석하였다.

2) 가입자 외부적 요인

주택가격 등과 같이 주택시장의 상황적 요인이 주택연금에 미치는 영향에 대해 Haurin et al.(2016)은 미국의 주택연금(HECM: Home Equity Conversion Mortgage)자료를 바탕으로 분석한 결과 주택가격이 하락하는 경우 고령층(Senior)이 주택연금 가입을 통해서 주택 가치를 보호하려는(Lock-in) 현상을 보인다고 하였다. Davidoff and Welke(2004)도 주택가격이 하향세에 있는 경우 가입자 수가 늘어날 가능성이 높다고 분석하였다. 국내연구로 여대환·백성준(2019)은 주택가격 상승률이 전국을 단위로 분석하였을 때는 주택연금 가입자 수에 유의미한 영향을 미치지 못하였으나, 경기, 대구, 울산, 광주 지역의 경우 2011~2013년의 가격 하락기가 주택연금 가입자 수 증가에 유의미한 영향을 주었다고 분석하였다.

한편, 변준석(2015)은 주택연금 월지급금 1원을 받기 위해 담보로 제공해야 하는 주택의 가격을 주택연금 가격으로 정의하고 가입자의 연령에 따라 가격탄력성이 달라진다고 하였다. 이는 주택연금 월지급금에 영향을 주는 장기 이자율, 장기 주택가격 상승률 등의 외부요인이 주택연금 수요에 미치는 영향을 간접적으로 분석한 것으로 볼 수 있다. Shan(2011)은 미국의 주택연금 가입자가 2000년대 중반 이후 증가한 원인을 분석한 결과 주택가격 상승이 가장 큰 영향을 미쳤다고 하였다. Nakajima and Telyukova(2017)도 가입자의 소득 및 자산과 같은 개인적 요인 뿐 아니라 주택가격과 경기침체(Great Recession)의 충격도 주택연금 가입에 영향을 준다고 분석하였다. 이와 달리 임하나 외(2016)은 주택연금

가입자 데이터를 분석한 결과 주택가격 상승률은 주택연금 가입에 부정적인 영향을 미친다고 하였다. 이처럼 주택가격 상승 또는 하락이 주택연금 가입에 미치는 영향에 대해서는 분석대상과 시점에 따라 결과가 상이하게 나타나고 있다.

주택가격의 변동, 이자율 변화와 같이 가입자 외부환경이 변한다고 하여도 이를 인식하지 못하면 주택연금 가입의사 결정에 영향을 미치지 못할 수 있다. 김신우·우윤석(2016)은 수도권에 주택을 보유한 50세 이상자 301명을 대상으로 주택연금 가입의사에 대한 설문조사를 실시한 결과 홍보를 통해 인지도가 제고되어야 가입의사가 높아진다고 분석하였다.

주택가격 변동이 주택연금 가입에 미치는 영향은 다른 설명변수에 포함되어 분석된 연구는 있었지만 주택가격 변동을 주요변수로 연구한 논문은 많지 않았다. Haurin et al.(2016)은 미국의 각 주별 특성을 고려한 분석에서 주택가격 변동성이 높으면서 현재시점의 주택가격이 평균보다 높은 경우 주택연금에 가입할 가능성이 높아진다고 분석하였다. 국내연구로 윤성진 외(2015)은 주택연금 가입의 지역적 측면을 고려한 패널데이터 분석을 실시한 결과 설명변수 중 하나로 포함된 주택매매가격 변동률이 주택연금 가입에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다고 하였다. 이처럼 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인을 분석하는 과정에서 설명변수의 하나로 주택가격 변동성이 사용된 경우는 있었으나 주택가격 변동성이 구체적으로 어떻게 주택연금 가입의사 결정에 영향을 미치는지에 대해서 분석한 연구는 많지 않았다. 따라서 본 연구는 주택가격 변동성이 큰 시점에서는 향후 주택가격의 불확실성이 증가하여 주택연금 가입을 망설일 것이라는 가설을 설정하고 매월 주택연금 가입자 수 시계열 자료를 바탕으로 분석을 실시하고자 하였다.

Ⅲ. 연구 설계

1. 자료수집 및 기초통계

본 연구는 2008년 1월부터 2018년 12월까지 132개월의 전국의 주택연금 가입자 수 시계열자료를 이용하여 주택가격, 주택가격 변동률, 주택연금 가입자 수 간의 관계를 살펴보고 주택연금 가입에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 먼저 주택연금 월지급금 산정에 반영되는 주택가격과 주택연금 가입자 수 2개의 변수로 구성된 모형을 분석하고 이후 주택가격 변동률 변수를 추가하여 3개의 변수로 구성된 모형을 검토하고자 한다.

주택가격과 주택가격 변동률 자료는 한국감정원 부동산통계정보시스템(R-ONE)의 계절조정 매매가격지수(종합주택유형)를 통해 수집하였으며 주택연금 가입자 수 자료는 한국주택금융공사의 주택금융통계시스템(HUSTAT)를 통해 수집하였다. 특히 주택매매 가격지수의 1차 차분값이 주택가격 변동률과 같으므로 본 연구에서는 주택가격 변동률을 주택매매 가격지수 변동률 값의 절대값을 주택가격 변동률로 조작적 정의하여 분석을 실시하였다. 각 변수별 기초통계량은 <표 2>에서 보는 바와 같다.

<표 2> 변수의 기술적 통계

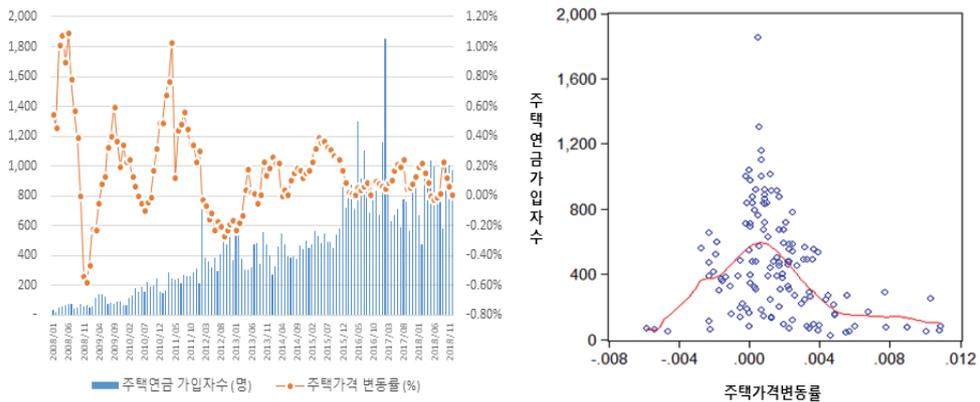
변 수	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
주택연금 가입자 수 (단위 : 명)	132	451	323.3	22	1,853
주택매매 가격지수 (계절조정)	132	93.29	5.08	81.85	101.1
주택가격 변동률 (단위 : %)	132	0.24	0.231	0	1.09

2. 분석자료 및 분석방법

1) 주택가격 변동률과 주택연금 가입자 수

주택가격 변동률과 주택연금 가입자 수 현황을 살펴보면 <그림 3>에서 보는 바와 같이 주택가격 변동률이 0에 가까울수록 주택연금 가입자 수가 많다는 것을 확인할 수 있다. 2008년 1월부터 2018년 12월까지 주택가격 변동률은 최대 1.09%에서 최소 -0.58%로 나타났다. 주택가격 변동률과 주택연금 가입자 수와의 상관관계는 $-0.272(p=0.001)$ 로 나타나 주택가격 변동률과 주택연금 가입자 수는 (-)의 상관관계를 보이고 있는 것을 알 수 있다.

<그림 3> 주택가격 변동률과 주택연금 가입자 수

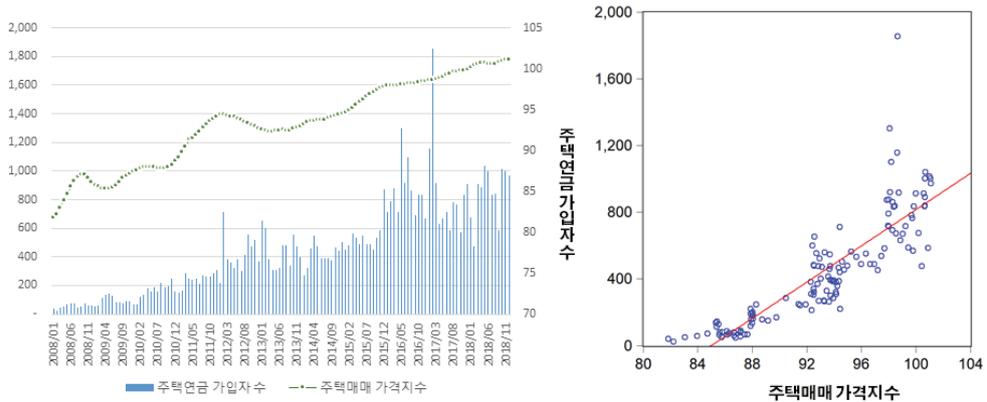


2) 주택가격과 주택연금 가입자 수

주택매매 가격지수와 주택연금 가입자 수 현황을 살펴보면 <그림 4>에서 보는 바와 같다. 주택매매 가격지수는 2008년 1월부터 2018년 12월까지 다소 등락은 있지만 대체로 상승하는 추세를 알 수 있다. 주택매매 가격지수는 최대 101.1에서 최소 81.85를 보이고 있으며 평균 93.29로

나타났다. 주택매매 가격지수와 주택연금 가입자 수의 상관관계 분석결과 상관계수가 0.853($p < 0.001$)로 나타나 (+)의 상관관계임을 확인할 수 있다.

<그림 4> 주택가격과 주택연금 가입자 수



3) 단위근 검정

시계열 자료를 분석하기 위해서는 우선 자료의 안정성(stationarity) 부터 확인하여야 한다. 추세성을 가지는 불안정 시계열 자료를 활용할 경우 관측값이 증가함에 따라 t-값도 같이 증가하여 상관관계가 없는 경우에도 상관관계가 있는 것처럼 분석되는 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생되기 때문이다(안경애, 2017). 단위근 검정(unit root test)은 시계열 자료가 시간의 경과에 따라 주기적 또는 체계적 변화가 있는 비정상적 시계열 인지를 검증하는 것이다. 시계열 자료가 단위근(또는 추세성)을 가지는 경우 차분을 통해 안정적 시계열로 변환하거나 공적분 관계를 확인하여야 한다. 본 연구는 단위근 검정에서 일반적으로 많이 사용하고 있는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP(Phillips Perron)검정법을 통해 변수의 단위근이 존재하는지를 검정하였다.

주택연금 가입자 수는 자연로그값으로 변환하여 분석을 실시하였다. 각 변수별 단위근 검정결과는 <표 3>에서 보는 바와 같이 주택가격 변

동률은 원시계열 자료에서 5% 유의수준에서 단위근이 없는 것으로 확인되었다. 주택연금 가입자 수와 주택매매 가격지수는 ADF 검정과 PP검정 모두에서 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못해 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 확인되었다. 이들 변수는 1차 차분을 통해 재검정한 결과 모두 안정적 시계열로 확인되었다.

<표 3> 단위근 검정 결과

변 수	수준변수		1차 차분변수	
	ADF	PP	ADF	PP
주택연금 가입자 수 (LOGNUM)	-2.668	-2.127	-15.120***	-20.732
주택매매 가격지수 (PRICE)	-1.640	-2.005	-3.239**	-3.592***
주택가격 변동률 (VOL)	-4.034***	-3.902**		

주 : *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각

4) 공적분 검정

분석하고자 하는 변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열 자료라도 이들 변수로 구성된 선형모형은 장기적으로 안정성을 확보할 수 있다. 이러한 시계열 자료간의 장기적 안정성을 가지는 시계열을 생성하는 선형결합을 공적분(Cointegration)을 갖는다고 하며 이를 공적분 검정을 통해 확인한다(송일호·정우수, 2002). 공적분 검정은 다변량시계열 분석에 주로 사용되고 있는 Johansen's Cointegration Test를 통해 진행한다. 이 검증은 모든 변수를 내생변수로 분석하기 때문에 종속변수를 별도로 선정할 필요 없이 진행할 수 있다. 공적분 검정결과 변수간의 공적분이 없는 경우 벡터자귀회귀분석모형(VAR: vector autoregressive model)모형을 사용하며 공적분이 확인되는 경우 공적분의 오차항을 활용하여 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model) 모형을 통해 분석할 수 있다.

먼저 주택연금 가입자 수, 주택가격 2개의 변수로 구성된 분석모형에 대한 공적분 검증결과를 살펴보면 <표 4>의 Panel A에서 보는 바와 같이 5% 유의수준에서 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 주택연금 가입자 수, 주택가격 변동률, 주택가격 3개의 변수로 구성된 분석모형에 대한 공적분 검증 결과도 Panel B에서 보는 바와 같이 5% 유의수준에서 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 3개의 변수들이 서로 장기적 균형관계를 가지므로 본 연구에서는 차분변수와 수준변수를 회귀식 내 동시에 포함하는 벡터오차수정모형을 활용하여 분석을 진행한다.

Panel A의 장기균형관계를 보여주는 <식 1>에서 보는 바와 같이 주택연금 가입자 수(LOGNUM)는 주택가격(PRICE)와 정(+의 장기균형관계를 가지고 있다. Panel B는 <식 2>에서 확인할 수 있듯이 주택연금 가입자 수(LOGNUM)는 주택가격 변동률(VOL)과 부(-의 장기균형관계에 있는 것으로 나타났다. 주택가격 변동률의 계수추정량이 주택가격에 비해 더 크게 나타났으나 t값을 통해 확인할 수 있는 유의수준은 주택가격이 더 높게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

<표 4> Johansen Cointegration Test

Panel A (LOGNUM, PRICE)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigen value	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None *	0.149	21.647	15.494	0.005
At Most 1	0,0083	1.066	3.841	0.301
$LOGNUM = 0.0718PRICE - 4.1881$ (15.547)				<식 1>
Panel B (LOGNUM, VOL, PRICE)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigen value	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None *	0.173	37.939	29.797	0.0046
At Most 1	0.094	13.759	15.494	0.089
At Most 2	0.0094	1.205	3.841	0.272
$LOGNUM = 0.0646PRICE - 0.397VOL - 3.4245$ (12.561) (2.314)				<식 2>

주 : * 는 5% 유의수준에서 공적분관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 기각
() 안의 값은 t-statistics

5) 모형의 선택 및 검증

벡터오차수정모형을 추정하기 위해서는 적정시차를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 VECM모형의 적정시차 검정을 위해 VAR모형에서 lag length Criteria에서 일반적으로 활용되고 있는 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)을 비교하여 SC 검정통계량이 최소가 되는 시차를 선정하였다. 최대시차를 4로 설정한 후 검정통계량은 <표 5>에서 보는 바와 같이 나타났다. Panel A 모형과 Panel B 모형 모두 SC 검정통계량이 최소가 되는 시차가 lag 2를 적정시차로 선정하여 분석을 진행하였다.

<표 5> 모형의 적정시차 추정

Panel A (LOGNUM, PRICE)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-303.032	NA	0.469603	4.919886	4.965374	4.938364
1	116.029	817.8479	0.000581	-1.774672	-1.638207	-1.719237
2	187.656	137.4782	0.000195	-2.865435	-2.637993*	-2.773043
3	195.169	14.17624*	0.000185	-2.922083	-2.603664	-2.792734*
4	199.710	8.423919	0.000183*	-2.930819*	-2.521423	-2.764512

Panel B (LOGNUM, VOL, PRICE)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-246.5275	NA	0.011232	4.024638	4.092870	4.052356
1	227.5589	917.5867	6.20e-06	-3.476757	-3.203827	-3.365886
2	301.5213	139.5741	2.18e-06	-4.524537	-4.046909*	-4.330513*
3	314.9473	24.68648*	2.03e-06*	-4.595924*	-3.913598	-4.318747
4	322.7938	14.04788	2.07e-06	-4.577320	-3.690296	-4.216990

IV. 분석 결과

1. 벡터오차수정모형(VECM) 추정

공적분 검증을 통해 확인한 바와 같이 변수들 상호 간에 공적분 관계가 존재하는 경우 장기적 균형관계(long-term equilibrium)를 고려하여 벡터오차수정모형을 통해 분석을 실시하여야 한다. 벡터오차수정모형은 전기($t-1$)에 발생한 설명변수의 변동에 의해 각 변수들의 단기적 관계가 장기적 균형관계를 이탈하게 되면 오차수정항의 값이 커져 이를 불균형 오차로 인식하여 당기(t)의 오차수정항의 계수에 의해 자동적으로 조정된다(정동빈, 2015). VAR(p)모형에 대한 <식 3>으로부터 시차 2, 공적분 rank=1 기준으로 추정된 VECM모형의 추정계수는 <식 4>과 같이 표현할 수 있다.

$$Z_t = \delta + \sum_{i=1}^p \Phi_i Z_{t-i} + \epsilon_t \quad \text{<식 3>}$$

$$Z_t - Z_{t-1} = \delta + \alpha\beta' Z_{t-1} + \Phi_1^* (Z_{t-1} - Z_{t-2}) + \epsilon_t \quad \text{<식 4>}$$

$\delta =$ 상수항, $\Phi_i =$ 파라메타 행렬, $\epsilon_t =$ 공분산행렬, $\alpha = m \times r$ 의 행렬

본 연구에서 공적분 관계가 존재하는 변수들 간의 상호작용을 검토하기 위해 VECM 분석을 실시한 결과는 <표 6>에서 보는 바와 같이 나타났다. Panel A의 분석결과와 주택가격 변동률(VOL)이 추가된 Panel B의 계수추정량이 큰 폭으로 변경되지 않은 것을 확인할 수 있다.

<표 6> VECM모형 추정결과

Panel A (LOGNUM, PRICE)		Panel B (LOGNUM, VOL, PRICE)	
Error Correction:	D(LOGNUM)	Error Correction:	D(LOGNUM)
CointEq1	-0.370654 [-4.61167]***	CointEq1	-0.417032 [-4.69993]***
D(LOGNUM(-1))	-0.069689 [-0.75583]	D(LOGNUM(-1))	-0.042239 [-0.44477]
D(LOGNUM(-2))	-0.039629 [-0.47124]	D(LOGNUM(-2))	-0.016222 [-0.18862]
D(PRICE(-1))	0.115971 [1.57468]	D(VOL(-1))	-0.000589 [-0.00650]
D(PRICE(-2))	-0.158821 [-2.07821]**	D(VOL(-2))	0.056701 [0.83079]
C	0.018030 [1.56885]	D(PRICE(-1))	0.230870 [2.29241]***
		D(PRICE(-2))	-0.191348 [-1.90266]**
		C	0.005645 [0.49057]
R-squared	0.235114	R-squared	0.245336
Adj. R-squared	0.204121	Adj. R-squared	0.201678

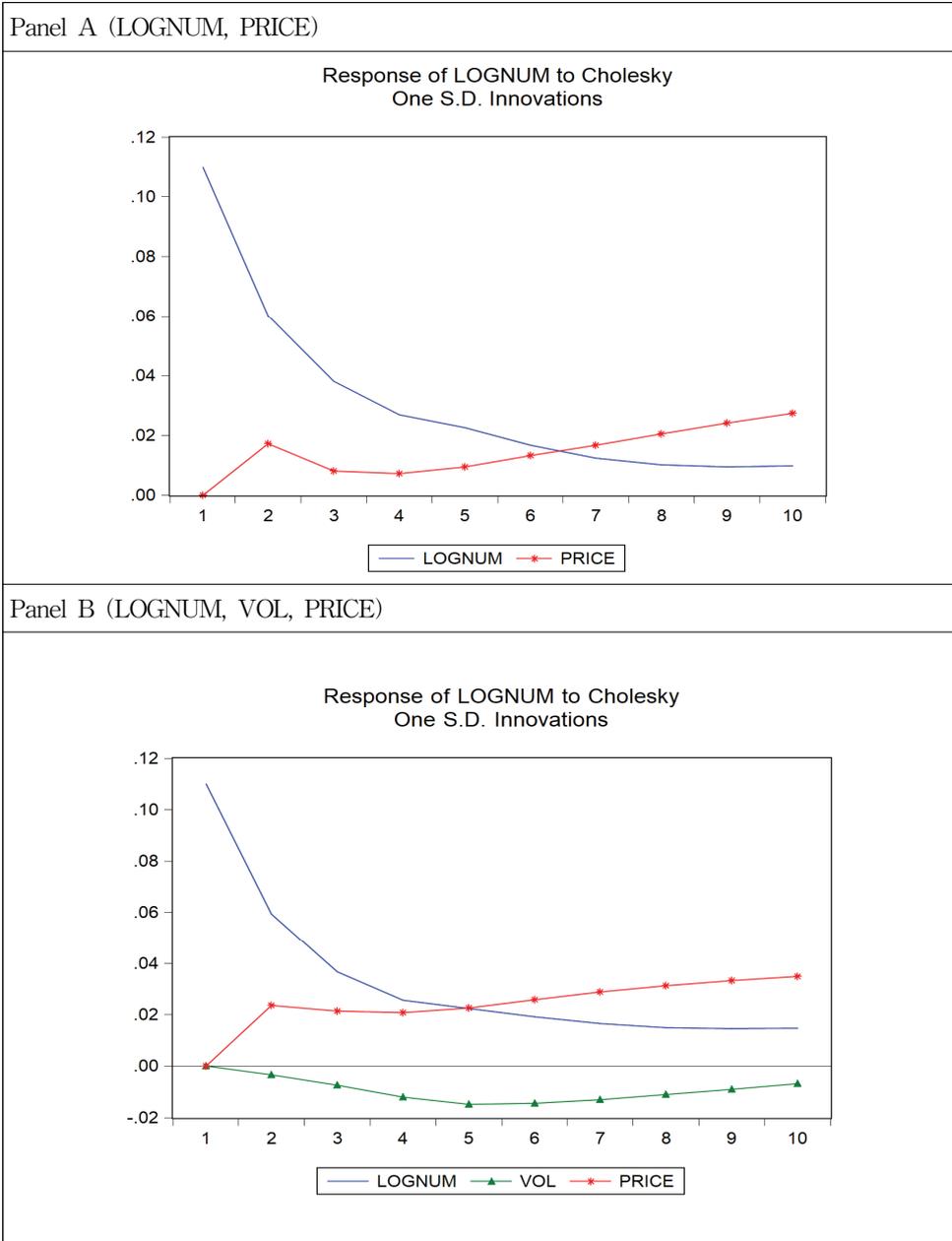
주 : [] 안의 값은 t-statistics, *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄

2. 충격반응함수(impulse response function)

주택연금 가입자 수와 주택가격 변동률, 주택가격 시계열 데이터로 추정된 VECM모형을 통해 각 변수별로 1단위 표준편차의 충격이 있을 때에 주택연금 가입자 수가 받는 영향력을 분석한 결과는 <그림 5>에서 보는 바와 같이 나타났다.

Panel A와 Panel B의 분석결과 모두 주택연금 가입자 수는 자체 충격에 대해 1기에 가장 큰 충격을 미치고 3기까지 떨어지다가 4기부터 완만하게 감소되는 것으로 나타났다. 주택가격은 2기에 가장 큰 (+) 영향을 보이다가 3기에 다소 감소한 후 이후 계속적으로 (+)영향이 조금씩 증가하면서 영향을 미치는 것으로 나타났다. Panel B에서 확인할 수 있는 주택가격 변동률은 1기부터 5기까지 계속적으로 (-)영향을 확대해가다가 6기부터 다소 감소되는 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<그림 5> 주택연금 가입자 수의 충격반응함수



3. 분산분해분석

충격반응분석이 변수들의 변동에 대한 내생변인 반응의 크기를 시차별로 표현한 것이라고 한다면 분산분해분석은 구조적 충격 변인들이 내생 변수의 변동에 영향을 주는 상대적 기여도를 보여준다고 할 수 있다. 따라서 예측오차의 분산분해는 VECM 모형에서 변수들 간의 상대적 중요성을 확인할 수 있는 방법이라고 할 수 있다. 종속변수의 차분값 추정치를 이용하여 종속변수에 대한 단계적 예측을 실행하는 동안 종속변수의 예측오차 분산을 각 변수들의 충격 기여도에 비례하여 배분하게 된다(정동빈, 2015). 이후 백분율로 다시 변환하여 한 변수가 종속변수의 예측력에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 파악할 수 있도록 한다.

주택연금 가입자 수에 대한 주택가격 변동률, 주택가격 시계열 자료 VECM 모형의 분산분해 결과는 <표 7>에서 보는 바와 같다. 주택연금 가입자 수의 예측오차 분산은 자기 자신의 변동에 의해 많은 부분 설명되고 있는 것으로 나타났다. 예측기간을 10기까지 늘리더라도 Panel A의 분산분해의 결과 자기 자신의 충격이 87.6%를 설명하고 있는 것을 알 수 있다. 주택가격 변동률이 추가된 Panel B의 분산분해 결과를 살펴보면 주택가격의 설명력이 오히려 Panel A에 비해 늘어나 10기에는 약 24.8%의 설명력을 갖는 것을 확인할 수 있다. 또한 주택가격 변동률이 주택연금 가입자 수 예측값에 대한 설명력이 10기에는 약 4% 수준을 보이고 있다.

<표 7> 주택연금 가입자 수의 분산분해 결과

Panel A				
Variance Decomposition of LOGNUM:				
Period	S.E.	LOGNUM	PRICE	
1	0.109834	100.0000	0.000000	
2	0.126368	98.16664	1.833363	
3	0.132206	97.95752	2.042484	
4	0.135081	97.75940	2.240599	
5	0.137277	97.36147	2.638526	
6	0.138903	96.51944	3.480556	
7	0.140458	95.17571	4.824291	
8	0.142301	93.23760	6.762401	
9	0.144631	90.68687	9.313127	
10	0.147519	87.60072	12.39928	

Panel B				
Variance Decomposition of LOGNUM:				
Period	S.E.	LOGNUM	VOL	PRICE
1	0.109996	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.127287	96.46217	0.069146	3.468679
3	0.134413	93.99562	0.367592	5.636789
4	0.138925	91.39712	1.098090	7.504792
5	0.143288	88.37772	2.094658	9.527625
6	0.147597	84.99301	2.945924	12.06107
7	0.151879	81.46173	3.524735	15.01353
8	0.156194	77.93753	3.838698	18.22377
9	0.160607	74.52349	3.943523	21.53298
10	0.165145	71.27851	3.902766	24.81873

V. 결론 및 정책적 함의

주택연금 가입의사 결정은 주택연금에 가입하려는 개인의 인구통계적 요인과 주택시장과 같은 외부 거시경제 환경에 영향을 받는다. 본 연구는 주택연금 가입에 영향을 주는 요인 중에서 외부적 요인으로 볼 수 있는 주택가격 변동률과 주택가격이 어떠한 영향을 미치는지를 실증 분석하고자 하였다. 이를 위해 2008년 1월부터 2018년 12월까지 132개월의 주택연금 가입자 수, 주택가격 변동률, 주택담보 대출금리 자료를 VECM

모형을 구축하여 분석을 실시하였다. 분석의 결과는 다음과 같다.

첫째, 주택연금 가입자 수, 주택가격 변동률, 주택가격 간의 단위근(또는 추세성)의 존재여부를 확인하기 위해 ADF검정과 PP검정을 실시한 결과 주택가격 변동률은 수준변수에서 안정된 시계열로 나타났고, 주택연금 가입자 수와 주택가격은 1차 차분하여 분석한 결과 안정한 시계열로 나타났다. 이들 변수간의 공적분 관계를 살펴본 결과 주택가격과 주택연금 가입자 수 2개의 변수로 이루어진 Panel A 모형과 주택연금 가입자 수와 주택가격 변동률, 주택가격 3개의 변수로 이루어진 Panel B 모형 모두 변수 간 장기적인 영향관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 VECM모형을 통해 추정을 실시하였다.

둘째, 충격반응분석을 진행한 결과 주택연금 가입자 수는 자체적인 충격에 영향을 받으면서 주택가격 변동률에도 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택가격 변동률의 충격은 (-)방향으로 영향을 주는 것으로 나타났고 주택가격의 충격은 (+)방향의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택가격 변동률을 포함한 Panel B 모형에서 주택가격의 충격의 효과가 주택가격 변수만 있는 Panel A 모형에 비해 더 크게 나타났다.

셋째, 분산분해분석 결과 주택가격, 주택연금 가입자 수 2개의 변수로 이루어진 Panel A 모형에서는 주택연금 가입자 수가 자기 자신의 변동에 의해 10기까지 87.6%의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 주택가격 변동률을 포함한 Panel B 모형에서는 주택연금 가입자 수의 영향력은 10기까지 71.2%로 나타나 감소된 것을 확인할 수 있었다. 주택가격의 설명력도 Panel A에 비해 증가하여 4~24%의 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 주택가격은 주택연금 가입자 수에 10기까지 약 4%의 정도의 설명력을 가지는 것으로 확인되었다.

분석결과를 종합하여 보면 주택연금 가입자 수에 영향을 주는 주택가격과 주택가격 변동률 간의 관계는 VECM모형을 통해 추정되었으며, 충격반응분석 결과 주택연금 가입자 수는 주택가격 변동률의 표준편차 1단위의 충격에 대해 (-)방향의 영향을 받는 것으로 나타났다. 예측오차의 분산분해 결과 주택연금 가입자 수는 자기 자신의 변동에 의해 많은 영향을 받는 것으로 나타났고 주택가격과 주택가격 변동률도 일정수준 영

향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 또한 주택가격은 주택연금 가입자 수에 (+)영향을 미치는 것으로 나타났다.

이는 선행연구에서 주택가격 변동률을 설명변수로 포함할 때 (-)영향을 주는 것으로 분석한 것과 유사한 결과를 나타내는 것으로 볼 수 있다. 그러나 본 연구에서는 패널데이터 분석을 진행한 선행연구와 달리 시계열 자료를 활용한 VECM모형을 통해 주택가격 변동률이 시차적으로 주택연금 가입자 수에 어떠한 영향을 미치는지를 구체적으로 분석하였다는 점에서 분석의 의미가 있다고 할 수 있다. 주택가격 변동률은 주택연금 가입자 수에 시차 1에서 시차 5까지 (-)영향을 미치는 것으로 나타났으며 시차 6에서부터 영향력이 다소 감소하는 추세를 보였다. 이를 통해 주택연금 가입자 수는 주택가격 변동에 약 5개월까지 민감하게 반응하면서 부(-)의 영향력이 지속된다고 볼 수 있다. 따라서 주택연금 가입을 활성화하기 위해서는 주택가격 변동률을 줄여 주택시장을 안정화시킬 필요가 있다는 점을 확인할 수 있다. 또한 주택가격은 주택연금 가입자 수에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며 주택가격 변동률과 함께 분석한 결과에서 설명력이 더 증가하는 것으로 확인되었다.

한편, 본 연구는 시계열자료의 한계로 인해 주택연금 가입에 영향을 미치는 것으로 알려진 개인적 요인은 시간의 흐름에 따라 크게 달라지지 않은 것으로 가정하여 분석을 실시하였다. 추후 가입자 개인적 요인을 식별할 수 있는 자료의 확보를 통해 보다 다양한 요인을 고려한 분석이 필요할 것으로 보인다. 또한, 우리나라의 경우 지역별 주택가격 및 가격 변동률이 큰 차이를 보이고 있기 때문에 지역별 주택연금 가입자 수가 지역별 주택가격 변동률에 영향을 받는 정도가 다를 수 있다. 따라서 매월 지역별 주택연금 가입자 수 자료를 수집하여 지역별 주택가격 변동률이 미치는 영향이 어떻게 다른지 등을 후속연구를 통해 진행할 필요가 있을 것으로 보인다.

논문접수일	2019.05.19.
논문심사일	2019.06.05.
게재확정일	2019.06.27.

참고문헌

- 김정주·마승렬, 2011, “역주택저당대출 수요의 결정요인에 관한 연구,” 주택연구 17권 4호, pp.207-225
- 김신우·우윤석, 2016, “고령화시대 자산기반 복지를 위한 주택연금 가입 의사 결정요인 연구”, 사회과학논총, 18, pp.79-94
- 마승렬·김정주, 2017, “주택연금 보증료율 체계 변화가 보증기관의 리스크와 이용자 편익에 미치는 영향”, 보험학회지, 제109집, pp.43-77
- 변준석, 2015, 주택연금 수요의 가격효과 (서울대학교 박사학위 논문)
- 송일호·정우수, 2002, 계량경제실증분석, 삼영사
- 안경애, 2017, “환율변동성이 해상 및 항공 수출입화물에 미치는 영향”, 무역학회지, 42권 6호, pp.131-154
- 안상모·이중아·정준호, 2013, “주택연금 상품 선택의 결정요인에 관한 분석,” 주택연구, 21권 1호, pp.127-154
- 여대환·백성준, 2019, “지역 및 아파트 규모별 가격상승률 차이에 따른 주택연금 가입자 수 변화 연구”, 부동산연구, 29권 1호, pp.39-48
- 윤성진·김지선·김갑성, 2015. “지역특성을 고려한 주택연금 제도개선 필요성에 관한 연구”, 국토계획, 50권 2호, pp.119-141
- 이달남·김수민·신승우, 2015, “고령가구의 주택연금 가입 결정요인에 관한 연구”, 도시행정학보, 28권 2호, pp.309-323
- 임하나·신승우·노승한, 2016, “지역별 주택연금 가입비율에 영향을 미치는 요인 연구-시·군·구를 중심으로”, 부동산연구, 26권 3호, pp.39-47
- 정동빈, 2015, “시계열 애널리스트를 위한 Eviews 솔루션”, 황소걸음 아카데미
- Costa-Font, J., Gil, J., & Mascarilla-Miro,. 2010, Housing market, wealth, and ‘self-insurance’in Spain. *The Blackwell Companion to the Economics of Housing: The Housing Wealth of Nations*, pp. 279-294

-
- Cosma, S., Cosma, S., & Peluso, A. M., 2019, “Determinants of older consumers’ interest in home equity conversion products”. *International Journal of Bank Marketing*.
 - Chou, K.L., Chow, N.W. and Chi, I., 2006, “Willingness to consider applying for reverse mortgage in Hong Kong Chinese middle-aged homeowners”, *Habitat International*, 30(3) pp.716-727
 - Davidoff, Thomas and Gerhard, Patrick and Post, Thomas, 2015, Reverse Mortgages: What Homeowners (Don’t) Know and How It Matters, *Netspar Discussion Paper No.06/2015-024*
 - Delgadillo, L., Stokes, C.R. and Lown, J.M., 2014, “Descriptive analysis of reverse mortgage counseling clients”, *Journal of Financial Counseling and Planning*, 25(2), pp.115-128
 - Dillingh, R., Prast, H., Rossi, M. and Brancati, C.U., 2013, “The psychology and economics of reverse mortgage attitudes: evidence from the Netherlands”, Working Paper No. 135/13, Center for Research on Pensions and Welfare Policies, University of Turin, Turin, December.
 - Fisher, J. D., Johnson, D. S., Marchand, J. T., Smeeding, T. M., & Torrey, B. B., 2007, “No place like home: Older adults and their housing”, *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 62B(2), pp.120-128
 - Fornero, E., Rossi, M. and Brancati, M.C.U., 2016, “Explaining why, right or wrong, (Italian) households do not like reverse mortgages”, *Journal of Pension Economics and Finance*, 15(2), pp.180-202
 - Haurin, D., Ma, C., Moulton, S., Schmeiser, M., Seligman, J., & Shi, W., 2016, “Spatial variation in reverse mortgages usage: House price dynamics and consumer selection”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 53(3), pp.392-417

- Mayer, C. J., & Simons, K. V., 1994, “Reverse mortgages and the liquidity of housing wealth”, *AREUEA Journal*, 22(2), pp.235 - 255
- Nakajima, M., & Telyukova, I. A., 2017, “Reverse mortgage loans: A quantitative analysis”, *The Journal of Finance*, 72(2), 911-950
- Shan, Hui, 2011, Reversing the trend: The recent expansion of the reverse mortgage market, *Real Estate Economics* 39, 743 - 768
- Venti, S. F., & Wise, D. A., 1990, But they don't want to reduce housing equity. In D. A. Wise (Ed.), *The economics of aging* (pp. 13 - 32). Chicago: The University of Chicago Press
- 국회입법조사처, 2016, “주택연금제도의 주요쟁점과 개선방향”
- 금융위원회, 2019, “2019년 금융위원회 업무 계획” (2019.03.07.)
- 금융감독원, 2019, “2018년 퇴직연금 적립 및 운용현황 분석” (2019.04.18.)
- 통계청, 2018, “2017년 국민대차대조표(잠정)” (2018.6.19.)

The Impact of Housing Price Change on Reverse Mortgage Subscribers

Shin, HyunJae*

<Abstract>

The purpose of this study is to analyze the effect of housing price and housing price change on Reverse Mortgage Subscribers. For this purpose, VECM model was constructed by analyzing the number of Reverse Mortgage subscribers, housing price change rate, and housing price time series data from January 2008 to December 2018. Panel A model, which consists of 2 variables of housing price and housing pension subscriber, and Panel B model, which added variable of housing price change rate. As a result of the impact analysis on the VECM model, the number of housing pension subscribers was positively affected by the impact of 1 unit of standard deviation of house price. The results of the analysis of the addition of the housing price change showed that the standard deviation of the house price fluctuation is affected by the negative direction of one unit. The housing price change rate has been shown to have a negative effect on the number of Reverse Mortgage subscribers from the time lag 1 to the lag 5, As a result, the housing pension subscriber responds sensitively to the housing price fluctuation rate for about 5 months, and it's negative influence continued. Therefore, in order to activate Reverse Mortgage subscription, it is necessary to stabilize the housing market by reducing the housing price change rate.

Keywords: Reverse mortgage, Housing price, Housing price fluctuation, vector error correction model, Housing market stabilization

* Ph.D. candidate, Seoul National University email: foreshin@snu.ac.kr