

인구구조 변화와 주택가격전망을 고려한 주택연금의 중장기 수요추정

이종훈*

요약

주택연금 제도의 안정적인 운영을 위해서는 주택연금의 주요 특성이 잘 반영된 수요추정을 전제로 정책수립 및 리스크관리가 이루어져야 한다. 본 연구에서는 주택연금 가입에 영향을 주는 주요 요인으로 인구구조의 변화와 주택가격전망을 선정하여 Bass 확산모형을 통한 수요추정을 수행하였다. 인구구조의 변화를 확산모형에 반영하기 위해 주택연금 누적 생존가입자의 확산추세를 분석하였고, 주택가격전망이 주택연금 신규 가입에 미치는 영향을 살피기 위해 확산모형을 통한 비교분석을 시행하였다. 분석 결과, 주택연금 신규 가입자 수는 2030년대 중반부터 2040년까지 정점에 이르고, 이후에는 사망자 수와 장기적인 균형을 이루어 전체 가입자는 안정적인 수준을 유지할 것으로 나타났다.

핵심어 : 주택연금, Bass 확산모형, 인구구조 변화, 주택가격전망, 수요추정

1. 서론

한국은 2000년 65세 인구 비중이 7.3%가 되어 고령화사회에 진입한 뒤 17년만인 2017년 고령사회¹⁾에 들어서 고령화 속도가 세계에서 가장 빠른 수준으로, 2067년에는 전체 인구 중 65세 이상 인구 비중이 46.5%로 증가하여 고령인구 비중이 세계에서 가장 높아질 것으로 추정된다 (통계청, 2019). 또한, OECD 자료에 따르면 한국의 노인빈곤율은 43.8%로 OECD 국가 중 가장

1) UN은 65세 이상 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중이 7% 이상이면 고령화사회, 14% 이상이면 고령사회, 20% 이상이면 초고령사회로 구분함.

* 이종훈, 주저자, 한국주택금융공사 주택연금부 대리, 1864@hf.go.kr

© Copyright 2020 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

높은 수준으로서, 이는 빠른 속도로 늘어나고 있는 고령층의 상당수가 적절한 생활 수준을 유지하는데 필요한 소득을 확보하지 못하였음을 말해준다.

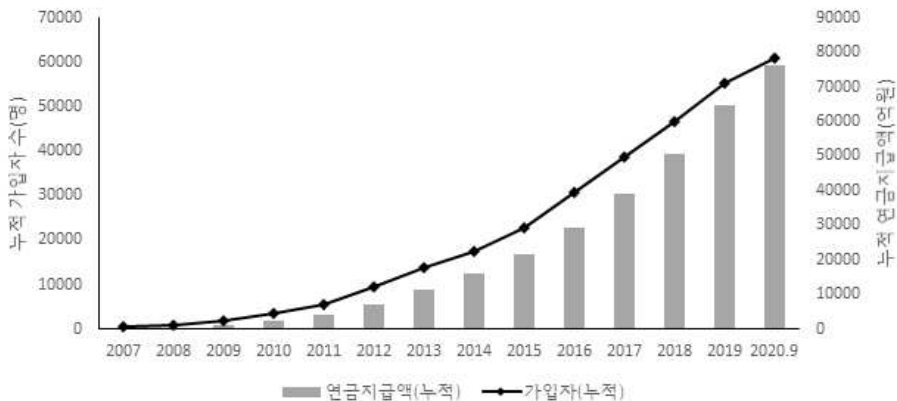
반면, 고령층은 자산의 약 77%를 부동산으로 보유하고 있는데(통계청 가계금융복지조사, 2019) 부동산의 경우 유동성이 매우 낮으므로 대다수 고령층의 노후생활을 안정시키기 위해서는 주택 등에 집중된 고령층의 자산을 유동화하여 현금흐름을 창출할 필요가 있다.

주택연금의 집은 있지만, 소득이 부족한 고령층의 노후생활 안정을 취지로 하여 2007년 7월 한국주택금융공사(이하 공사)에 의해 도입된 역모기지 상품이다. 주택연금을 통해 고령자는 보유주택에 계속 거주하면서도 이를 담보로 안정적인 연금을 받을 수 있다.

<그림 1>에서 볼 수 있듯이 주택연금은 도입 이후 꾸준히 성장하여 2020년 9월 말 기준 누적 가입자는 78,379명이며, 총 누적액 5.93조 원의 연금을 지급하였다. 지역별 가입현황을 보면 수도권 가입자의 비중이 68.0%로 높은 편이고, 비수도권 가입자의 비중 또한 2016년 우대형 주택연금²⁾ 도입 이후 26.4%에서 32.0%까지 증가하였다.

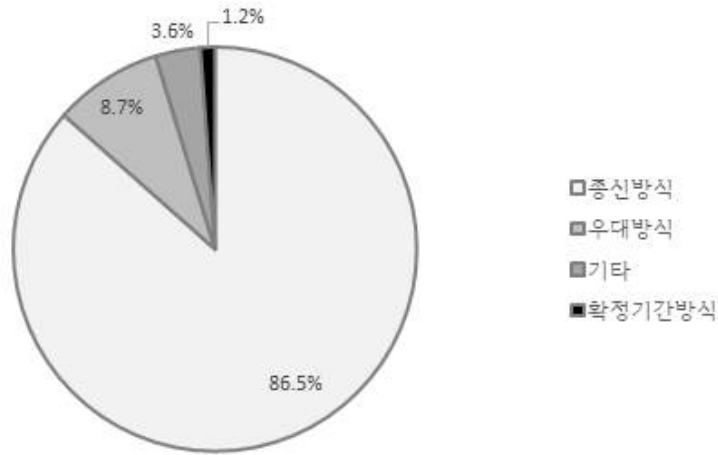
지급방식별로는 종신지급방식과 종신훘합방식이 86.5%로 가장 높으며, 우대지급방식과 우대혼합방식의 비중도 8.7%(우대형 도입 이후로 한정 시 13.8%)에 달한다. 종신훘과 확정 기간형으로 구분할 경우, 종신훘 가입자가 전체 가입자의 98.8%로서 가입자 대부분이 종신 지급을 주택연금의 중요한 특성으로 생각하고 있음을 보여준다(<그림 2>).

주택연금의 가장 큰 특징으로는 담보주택에 계속 거주하면서 연금을 종신지급 받으면서도 사망 이후에는 담보주택의 가치만큼만 책임을 부담하는 비소구성을 들 수 있다. 이러한 비소구성으로



<그림 1> 주택연금 누적 가입자 수 및 누적 연금지급액

2) 저소득 취약 고령층의 노후생활 안정을 위하여 보유주택 가격이 1.5억 원 미만인 기초연금 수급 대상자에게 일반형 주택연금 대비 최대 20%의 월지급금을 더 지급하는 상품.



〈그림 2〉 주택연금 지급방식별 누적 가입자 비율

인해 공사에게 손실이 발생할 수 있는데, 공사는 수지상등의 원칙에 따라 기대 보증료 수입과 기대 손실의 현재가치가 같아지는 월지급금을 산출하여 손실 가능성을 관리하고 있다.

이처럼 수지상등 원칙에 따라 지급되는 주택연금은 정부 재정 투입 없이도 고령층의 소득을 보완할 수 있게 해준다. 또한, 백인걸, 최경진(2019)에 따르면 주택연금의 소득대체율은 평균 70% 수준으로 공적연금의 소득대체율(31%)보다 매우 높고, 주택연금의 한계소비성향은 0.96으로 공적연금(0.76)과 일반 가구의 근로·사업소득(0.61)보다 높아 노인복지정책은 물론 경기 활성화 방안으로도 활용될 수 있다.

한편, 주택연금은 초장기 상품으로서 수지상등 원칙이 실제로 성립되기 위해서는 주택가격상승률, 이자율, 사망확률 등에 대한 장기적인 예측이 매우 중요하다. 이에 따라 한국주택금융공사법(이하 공사법)에서는 매년 1회 이상 주택가격상승률, 이자율, 사망확률을 재산정하여 신규 가입자에 대한 월지급금 산출에 반영하도록 하고 있다. 그런데 주택연금은 국민연금과 달리 가입이 의무사항이 아니므로 장기적인 재정 건전성을 점검하기 위해서는 거시경제 변수에 대한 예측과 함께 가입자 규모에 대한 예측 또한 중요하다.

본 연구의 목적은 주택연금 제도운영 및 리스크관리가 보다 정확히 이루어질 수 있도록 주택연금의 장래 증장기 수요에 대해 예측하는 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 다양한 산업 분야에서 신기술·신제품의 수요추정 모형으로 널리 쓰이는 Bass 확산모형을 활용하여 분석을 수행하려고 한다. 또한, 주택연금의 특징을 고려한 분석이 이루어질 수 있도록 인구구조의 변화 등을 반영한 적절한 추정 모형의 사용을 검토할 것이다.

본격적인 연구에 앞서 주택연금을 주제로 한 기존연구를 크게 분류하면 주택연금의 도입 및 제도개선 방안에 관한 연구, 주택연금 계리모형과 공급자인 공사에게 발생할 수 있는 리스크를 중심으로 한 연구, 주택연금 가입자에 대한 재무분석 및 전체 국민경제적인 효과에 관한 연구, 주택연금 가입수요 및 가입자 특성에 따른 이용행태에 관한 연구로 나눌 수 있다.

이 중 주택연금 가입수요 및 가입자 특성에 따른 이용행태 대한 연구 중에는 설문조사 결과자료 또는 주택연금 가입자의 인구통계학적 특성을 바탕으로 한 실증분석 연구가 많았다. 기존연구에서 분석한 주택연금 가입에 영향을 미치는 요인을 살펴보면 주택 상속의향이 낮을수록 주택연금 이용 의사가 높은 것으로 나타났고(유선중, 구본영, 2005; 이선형, 김영훈, 2009; 김정주, 마승렬, 2011; 전희주, 2019), 주택가격이 하락할 것으로 예측하는 사람일수록 주택연금 이용 의사가 높게 나타났으며(김대환, 최경진, 2020), 주택가격 상승률 및 주택가격의 변동성이 낮을수록 주택연금 이용 의사가 높았다(임하나 외, 2016; 신현재, 2019). 그 외 가입가구의 연령이 낮을수록(이종의, 2010; 박근수, 김영훈, 2010; 김정주, 마승렬, 2011), 주택가격이 높을수록(이종의, 2010; 박근수, 김영훈, 2010; 김정주, 마승렬, 2011; 이달남 외, 2015) 주택연금 이용 의사가 높았으며, 서운규(2016)는 주택연금 가입조건, 월지급금, 초기보증료 등 상품의 특성 또한 유의함을 보였다.

한편, 설문조사 또는 주택연금 가입자의 인구통계학적 특성을 바탕으로 한 실증분석이 아닌 모형을 통한 수요예측 연구(민인식, 조만, 2009; 김정주, 2013; 양진아 외, 2017)도 있다. 그 중 양진아 외(2017)의 연구는 주택연금 수요추정을 위하여 마케팅 분야에서 신제품 및 신기술의 중장기 수요예측에 많이 사용되는 Bass 확산모형을 활용하여 2036년의 누적 가입자를 최소 74만 명으로 추정하였고, 양진아 외(2019)는 이용의향에 대한 응답 비율을 직접 반영하는 대신에 이용의향에 영향을 주는 다수의 요인을 포함하는 순위반응모형과 Bass 확산모형을 활용하여 2036년의 누적 가입자를 최소 86만 명으로 추정하였다.

본 연구는 주택연금의 중장기 가입 규모를 예측하기 위해 Bass 확산모형을 이용한다는 점에서 양진아 외(2017)의 연구와 관련이 있다. 다만 기존연구에서와 달리 장기간에 걸친 인구구조 변화를 잠재시장크기에 반영하였다는 점과 여러 선행연구에서 보고된 것과 같이 주택연금 가입 의사에 영향을 미치는 상속의향 및 주택가격의 변화를 고려하였다는 점에서 차이가 있다. 따라서 본 연구는 보다 현실에 가까운 수요예측을 수행하여 향후 주택연금의 경영목표 설정 및 재정 건전성에 대한 관리계획 수립에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 Bass 확산모형 및 모수 추정 방법을 소개하고, Bass 확산모형 적용 시 고려해야 할 주택연금의 특성이 반영될 수 있도록 연구에 적용할 구체적인 모형을 탐색한다. 제3장에서는 제2장에서 고려한 주택연금의 특성을 상세히 검토하여 실증분석을

위한 주요 사항들을 확정하고, 제4장에서는 이를 바탕으로 한 실증분석 결과를 정리하고, 중장기 예상수요 추정을 수행한다. 마지막으로 제5장에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시하고, 향후 연구 방향에 대해 정리한다.

II. 연구모형의 선정

1. Bass 확산모형

Bass(1969)에 의해 제시된 확산모형은 혁신의 확산을 표현하는 대표적인 방법으로서 혁신의 채택은 대중매체 등 외부영향(혁신효과)과 구전 등에 의한 내부영향(모방효과)에 의하여 확산된다고 가정하고 이를 다음과 같은 위험함수(hazard function)의 형태로 모형화하였다.

$$\frac{f(t)}{1-F(t)} = p + qF(t) \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

여기서 $f(t)$ 는 t 시점의 가입 확률을, $F(t)$ 는 t 시점까지의 누적 가입률을 나타내며, p 는 외부영향의 크기를 나타내는 혁신계수이고, q 는 내부영향의 크기를 나타내는 모방계수이다. 잠재시장의 크기를 m 이라고 할 때 <식 1>은 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{n(t)}{m-N(t)} = p + q \frac{N(t)}{m} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 $n(t)$ 는 t 시점의 신규 가입자 수를, $N(t)$ 는 t 시점까지의 누적 가입자 수를 나타낸다. 한편, <식 1>로부터 미분방정식의 해를 구하면 다음의 식이 도출되고,

$$F(t) = \frac{1 - e^{-(p+q)t}}{1 + \frac{q}{p} e^{-(p+q)t}} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

<식 3>으로부터 $N(t)$ 및 $n(t)$ 를 구하면 다음과 같다.

$$N(t) = mF(t) = m \frac{1 - e^{-(p+q)t}}{1 + \frac{q}{p} e^{-(p+q)t}} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

$$n(t) = m \frac{(p+q)^2}{p} \frac{e^{-(p+q)t}}{(1 + \frac{q}{p} e^{-(p+q)t})^2} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

과거 관측자료로부터 m , p , q 의 값을 추정하여 <식 4, 5>에 대입하면 장래 t 시점의 수요를 예측할 수 있다. Bass 확산모형은 수식이 간단하면서도 설명력이 뛰어난 모형으로서 (Chandrasekaran and Tellis, 2004) 다양한 산업 분야의 수요 예측에 널리 활용되고 있다.

2. Bass 확산모형의 모수 추정 방법

Bass 확산모형의 모수 m , p , q 를 추정하는 방법을 제시한 여러 연구 중에서 대표적인 것들은 다음과 같다.

Bass(1969)는 최소제곱법(OLS : Ordinary Least Square)을 사용하여 모수를 추정하였고, Schmittlein and Mahajan(1982)과 Srinivasan and Mason(1986)은 각각 최대우도법(MLE : Maximum Likelihood Estimation)과 비선형 최소제곱법(NLS : Nonlinear Least Squares)을 이용할 것을 제안하였다(홍정식 외, 2011). 그 밖에도 Satoh(2001)는 리카티 방정식을 이용한 새로운 최소제곱법을 제안하였다.

Bass 확산모형의 모수추정 방법에 관한 국내연구로는 비교적 최근에 홍정식 외(2011)가 제시한 OLS와 NLS의 하이브리드 방법에 관한 연구가 있다. 홍정식 외(2011)는 새롭게 제시한 하이브리드 방법의 추정성능을 알아보기 위하여 시뮬레이션 데이터와 실제 제품 데이터를 이용해 하이브리드 방법과 전통적인 OLS, Satoh의 OLS, 그리고 NLS 방법으로 모수추정을 수행하여 비교분석하였다. 그 결과 전통적인 OLS와 Satoh의 OLS는 비슷한 추정성능을 보였으며 둘 다 NLS에 비해 추정성능이 떨어졌다. 하이브리드 방법의 추정성능은 NLS와 근접한 수준에서 다소 낮은 경향을 보였지만 시계열 데이터의 수가 적을 때는 NLS보다 더 나은 추정성능을 보였다. 또한, NLS 방법으로 추정에 실패한 데이터에 대해 하이브리드 방법은 추정에 성공한 다른 방법들(OLS, Satoh)보다 좋은 성능으로 추정에 성공하였다.

제3장에서 후술할 바와 같이 본 연구에서는 분석단위를 1년으로 선정하여 13개의 시계열 데이터(2007~2019년)로 분석을 수행할 예정이기 때문에 보다 안정적인 추정을 위해 하이브리드 방법을 사용하였다.

하이브리드 방법은 Bass 확산모형의 모수 m , p , q 중 m 을 고정한 상태에서 OLS 방법을 토대로 p , q 를 추정한 뒤, NLS 방법을 통하여 m 값을 추정한다. 이 경우 m , p , q 에 대한 3차원 탐색을 수행하는 NLS와는 달리 m 에 대한 1차원 탐색만을 시행하게 된다.

3. 주택연금의 특성을 반영한 연구모형 선정

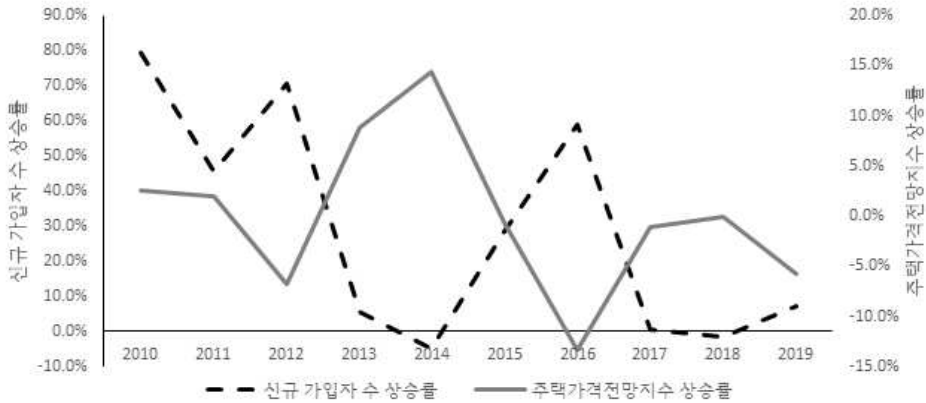
1) 주택연금의 특성

Bass 확산모형 적용에 앞서 주택연금의 특성 중 두 가지를 고려할 필요가 있다. 첫째는 주택연금은 고령층을 대상으로 하므로 인구구조의 변화에 따라 잠재시장크기(m)가 지속적으로 달라진다는 점이고, 둘째는 주택연금 가입 결정에는 과거 주택가격의 등락 및 장래 주택가격에 대한 전망이 큰 영향을 미친다는 점이다.

특히 장래 주택가격 전망과 주택연금 가입의향의 관계에 대하여 김대환, 최경진(2020)은 주택가격 하락을 예상한 사람이 그렇지 않다고 생각하는 사람에 비해 주택연금에 가입하고자 하는 의향이 높은 것을 주택연금 수요실태조사 자료를 활용하여 실증적으로 보인 바 있다. 이런 경향이 실제 주택연금 가입에도 영향을 미치는지 알아보기 위해 주택가격전망 CSI(60세 이상 대상, 한국은행) 연간 평균값의 상승률과 연간 주택연금 신규 가입자 수의 상승률을 <그림 3>으로 나타내었다.

<그림 3>을 통해 2011년 이후 주택가격전망지수의 상승률과 주택연금 신규 가입자 수의 상승률은 정확히 반대 방향의 움직임을 보임을 알 수 있다. 이를 주택연금의 월지급금과 관련하여 생각하면, 주택연금에 가입할 의사가 있더라도 향후 주택가격이 상승할 것으로 전망할 때는 더 높은 월지급금을 받기 위해 주택연금 가입 시기를 늦추고, 주택가격이 하락할 것으로 전망할 때는 주택가격이 하락하기 전에 주택연금 가입을 서두르기 때문으로 볼 수 있다.

위의 논의를 바탕으로 2011년~2020년(9월까지의 자료를 연환산)의 시계열 자료를 사용하여 연평균 주택가격전망지수(60세 이상) 상승률(X)이 연도별 주택연금 신규 가입자 수 상승률(Y)에 미치는 영향을 알아보기 위해 단순회귀분석을 수행하였다(<표 1>).



〈그림 3〉 주택가격전망지수의 상승률과 주택연금 신규 가입자 수 상승률 추세

〈표 1〉 주택가격전망지수 상승률과 주택연금 신규 가입자 수 상승률의 단순회귀분석 결과

	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% C.I.		<i>F</i>	<i>R</i> ²
					Lower	Upper		
상수	0.2230	0.07068	3.155	0.0135	0.0600	0.3860	7.4014*	0.481
독립변수	-2.3082	0.84843	-2.721	0.0262	-4.2647	-0.3517		

p* < .05, *p* < .01, ****p* < .001

분석 결과, $F = 7.4014$ ($p < .05$)로서 위 회귀모형이 적합하다고 할 수 있으며, $R^2 = 0.481$ 로 모형의 설명력은 48.1%로 나타났다. 주택가격전망지수 상승률의 회귀계수는 $B = -2.3082$ ($p < .05$)로서 연평균 주택가격전망지수(60세 이상)의 상승률은 연도별 주택연금 신규 가입자 수 상승률에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주택가격이 상승할 것으로 전망하는 고령자의 비중이 전년보다 높을수록 주택연금 신규 가입자 수가 전년보다 많이 증가하지 못함을 의미한다. 한편, 〈표 1〉 회귀모형의 회귀식 $Y = 0.2230 - 2.3082X$ 를 활용하면 주택가격전망지수의 변화에 따른 영향을 제거한 주택연금 신규 가입자 수를 추정할 수 있으며, 그 결과는 제4장에 제시하였다.

2) 연구모형 선정

Bass(1969)는 잠재시장크기를 나타내는 m 을 고정된 상수로 가정했지만, Mahajan and Peterson(1978), Sharif and Ramanathan(1981)의 연구에서는 m 을 가구수나 인구수에 따라 변한다고 보고 확산모형을 적용하였으며(Mahajan et al.,1990), 채현석 외(2016) 또한 전기

자동차 수요예측에 관한 연구에서 인구수의 변화에 따라 m 이 변한다고 가정하였다.

앞서 살핀 바와 같이 인구구조 변화에 따라 주택연금 가입대상 가구의 규모가 변하기 때문에 본 연구에서는 기존연구들과 마찬가지로 잠재시장크기를 시간의 함수 $m(t)$ 로 가정하였다. 이 경우, $m(t)$ 는 t 시점의 60세 이상 가구수를 바탕으로 산출하게 된다. 또한, 사망자는 가구수 산정 대상에서 애초부터 제외되기 때문에 잠재시장에서 제외되며, 마찬가지로 누적 가입자 수에서도 제외된다. 따라서 누적 가입자 수 $N(t)$ 는 t 시점에서 생존해 있는 가입자 수로 보아야 한다. $N(t)$ 를 누적 생존가입자의 수로 놓는 데는 다음 두 가지 장점이 있다.

① Bass 확산모형의 기본 가정에 더욱 충실해진다. q 는 구전 등에 의한 모방계수로서 t 시점의 신규 가입자 수는 t 시점까지의 누적 가입자 수에 비례하는 모방효과를 받게 되는데 t 시점 전에 이미 사망한 가입자에 의한 모방효과는 거의 기대하기 어렵다는 점을 모형에 반영할 수 있다.

② 보다 현실적인 수요예측이 가능해진다. $N(t)$ 를 사망자를 포함한 누적 가입자로 놓고 Bass 확산모형에 따라 수요를 예측하면 t 가 증가함에 따라 신규 가입자 수 $n(t)$ 는 0에 수렴하게 된다. 그런데 주택연금의 가입자는 기간 경과에 따라 지속적으로 사망하므로, 신규 가입자 수가 0에 수렴하면 주택연금의 유지건수 또한 0에 수렴하게 되어 현실과 맞지 않는 수요예측을 하게 된다. $N(t)$ 에서 사망자를 제외할 경우, $n(t)$ 는 당해연도 신규 가입자 수에서 당해연도 사망자 수를 뺀 값이 되고, $n(t)$ 가 0으로 수렴하는 것은 장기적으로 신규 가입자 수와 사망자 수가 균형을 이룬다는 결론에 도달하게 된다.

한편, 주택연금을 주택을 제공하고 현금을 받는 거래로 보게 되면 가입자는 본인이 제공하는 주택의 가치를 연금을 받기 위해 지불하는 가격이라고 느낄 수 있다. 이 경우 주택가격의 전망은 가입자가 지불하는 가격에 대한 전망으로도 해석할 수 있고, 주택연금 가입 후 단기간 내에 본인이 제공한 주택의 가치가 상승한다면 연금을 받기 위해 적정 가격보다 비싸게 주고 거래를 했다고 느낄 수도 있다. 따라서 향후 1년간의 주택가격전망을 나타내는 주택가격전망 CSI 지수를 연금을 받기 위해 지불하는 소비자의 체감 가격을 표상하는 지수로 보는 것도 가능하다. 이와 같은 해석은 앞에서 다룬 주택가격전망 지수의 상승률과 주택연금 신규 가입자 상승률의 관계와도 부합한다.

이렇게 주택가격전망지수를 소비자의 체감 가격으로 간주하고 Bass, Krishnan and Jain (1994)이 제안한 GBM(Generalized Bass Model)을 변형하여 사용하는 방법 또한 고려할 수 있다. 양진아, 민대기(2017) 또한 GBM을 이용하여 주택연금의 수요를 추정할 바 있다.

다만, 주택가격전망은 Bass et al.(1994)에서 고려한 가격·광고와 달리 상품 공급자인 공사가 정책적으로 결정할 수 있는 변수가 아니고, 앞서 확인한 바 있는 주택가격전망 상승률과 신규 가입자 상승률의 선형함수를 Bass 모형에 포함할 경우 모형의 복잡성이 매우 증가하므로 본 연구에서는 이를 모형에 포함하지 않았다.

대신, 2011~2019년 동안 주택가격전망의 상승률을 0%로 가정하고, 이에 따라 같은 기간의 신규 가입자 수를 보정한 수요추정 모형과 실제 가입자 수를 그대로 사용한 수요추정 모형의 비교를 통해 주택가격전망이 수요예측에 미치는 영향을 살펴보았다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석단위 설정

주택연금 생존가입자 수에 대해 Bass 확산모형을 적용하기에 앞서 적절한 분석단위를 정하기 위해 월별 주택연금 신규 가입자 수 및 부부 모두가 사망하여 주택연금을 해지한 가입자(이하 사망해지자) 수의 추세를 살펴볼 필요가 있다.

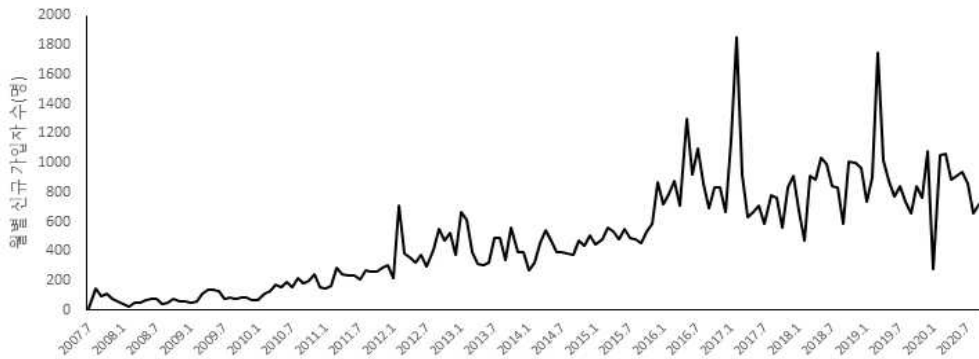
〈그림 4〉의 월별 주택연금 신규 가입자 수 추세에서는 다음과 같은 특징을 볼 수 있는데, 이는 특히 연간 신규 가입자가 1만 명 대에 진입한 2016년 이후부터 더욱 두드러진다. 참고로, 〈그림 4〉의 세로축은 월별 주택연금 신규 보증서 발급 건수이므로 이를 해석할 때는 주택연금 가입신청부터 보증서 발급까지는 통상 1개월 정도의 시차가 있음을 고려할 필요가 있다.

① 신상품 출시 등 제도개선 이후 신규 가입자 수의 증가

‘내집연금 3종세트’가 출시되었던 2016년 4월과 우대형 주택연금에 대한 지원이 확대된 2019년 12월 이후 신규 가입자가 증가하였다.

② 월지급금 조정 직전 시점에서 신규 가입자 수의 급격한 변화

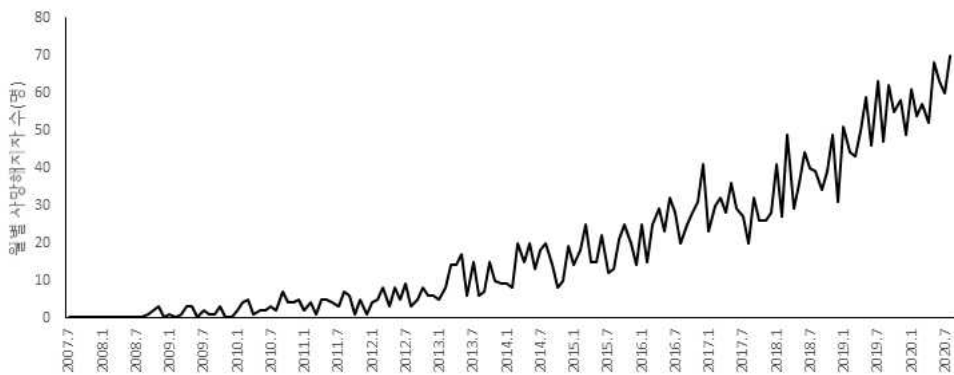
주택연금 월지급금은 2007년 7월부터 2011년까지는 변동이 없었으나, 2012년부터는 주택시장, 금융시장 및 사망확률의 변경을 반영하여 매년 초 월지급금을 조정하고 있다. 이에 따라 직전 연도보다 월지급금이 감소하는 경우에는 월지급금 변경 직전에 신규 가입자가 증가하고, 직전 연도보다 월지급금이 증가하는 경우에는 월지급금 변경 직전에 신규 가입자가 감소하였다.



〈그림 4〉 월별 주택연금 신규 가입자 수 추세

한편, 주택연금 가입자의 월별 사망해지 추세는 지속적으로 증가하고 있다는 점 외에 다른 뚜렷한 특징은 보이지 않는다. 사망해지가 지속적으로 증가하는 것은 누적 가입자 수의 증가 및 전체 가입자의 평균 이용기간의 증가에 따른 현상이다(〈그림 5〉).

이와 같은 특성을 고려하여 본 연구에서는 매년 초 월지급금 조정에 의한 신규 가입자 수의 급격한 변동으로 인하여 확산추세가 왜곡되지 않도록 분석단위를 1년으로 설정하였다. 그리고 이에 따라 분석대상 시계열 자료의 범위는 2007~2019년으로 설정하였다.



〈그림 5〉 월별 주택연금 사망해지 수 추세

2. 주택연금 누적 생존가입자 수의 산출

주택연금 누적 생존가입자 수는 누적 가입자 수와 누적 사망해지자 수의 차이로서 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$N(t) = N_0(t) - N_d(t) \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

$N(t)$: t 시점의 누적 생존가입자 수

$N_0(t)$: t 시점의 누적 가입자 수

$N_d(t)$: t 시점의 누적 사망해지자 수

한편, 주택연금의 해지는 크게 사망해지와 중도해지로 구분할 수 있다. 사망해지는 가입자와 배우자가 모두 사망하여 연금을 받을 사람이 없게 될 때 발생하고, 중도해지는 주택처분, 가족의 반대 등 개인적인 사정에 따라 연금을 그만 받고자 할 때 발생한다.

그런데 Bass 확산모형은 혁신에 대한 수용자의 최초 구매에 따른 확산추세를 나타내는 모형으로서, 주택연금 중도해지자는 추후 개인적인 사정으로 인해 이용을 중단하였을 뿐, 주택연금 전문상담 인력으로부터 주택연금 제도에 대한 충분한 정보를 획득하고 스스로 의사결정에 따라 주택연금에 가입하였다는 점에서 혁신 수용자에서 제외할 이유가 없다. 한편, 가입자가 중도해지 이후 재가입하게 되면 누적 생존가입자 수에 중복으로 계산될 우려가 있다. 다만, 중도해지 시에는 주택가격의 1.5%에 달하는 초기보증료를 환급하지 않는 점과 중도해지 후 3년간은 주택가격에 따라 재가입이 제한될 수 있는 점을 생각하면 중도해지 후 재가입하는 경우는 일반적이지 않은 것으로 볼 수 있으므로 본 연구에서는 이를 별도로 고려하지 않았다.

본 연구의 주요 목적이 인구구조의 변화에 따라 시점마다 달라지는 잠재시장크기($m(t)$)를 확산모형에 반영하여 누적 생존가입자의 비율을 추정하기 위한 점임을 고려하면, 중도해지자도 누적 가입자에 포함하되, 중도해지자가 해지 후 사망하는 경우에는 누적 가입자에서 제외하여야 한다. 다만, 중도해지 이후에는 공사가 가입자의 사망 여부를 추적하는 것이 불가능하므로 중도해지자 중에서 중도해지 이후에 사망한 사람의 수를 추정하기 위하여 전체 주택연금 가입자를 다음과 같이 두 그룹으로 나누었다.

A : 2019년 12월 31일까지 중도해지하지 않은 가입자

B : 2019년 12월 31일 이전에 중도해지한 가입자

이 경우, 사망해지자는 A 그룹에 속하며, B 그룹에 속한 가입자의 시점별 사망률은 A 그룹의 시점별 사망률과 같다고 가정하고 다음과 같이 B 그룹의 사망자 수를 추정하였다.

$$N_{B,d}(t) = \frac{N_{A,d}(t)}{N_{A,0}(t)} \times N_{B,0}(t) \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

$N_{A,0}(t)$: A그룹의 t 시점 누적 가입자 수

$N_{A,d}(t)$: A그룹의 t 시점 누적 사망해지자 수

$N_{B,0}(t)$: B그룹의 t 시점 누적 가입자 수

$N_{B,d}(t)$: B그룹의 t 시점 누적 사망해지자 수

〈식 7〉을 〈식 6〉에 대입하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

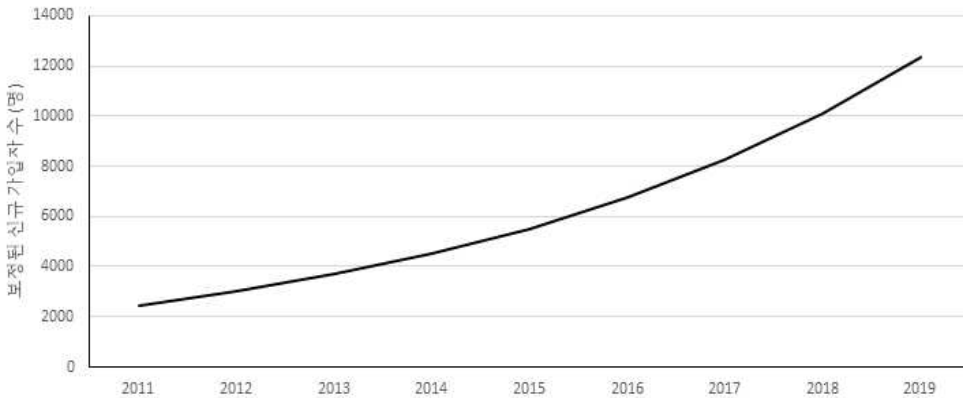
$$\begin{aligned} N(t) &= N_A(t) + N_B(t) \\ &= N_{A,0}(t) - N_{A,d}(t) + N_{B,0}(t) - \frac{N_{A,d}(t)}{N_{A,0}(t)} \times N_{B,0}(t) \end{aligned} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

1) 과거 주택가격전망이 일정함을 가정하는 경우

제2장에서 논의한 바와 같이 2011~2019년의 주택가격전망 상승률이 0%임을 가정하고 앞서 확인한 선형관계로부터 해당 기간의 신규 가입자 수를 보정한 결과는 〈표 2〉 및 〈그림 6〉과 같다.

〈표 2〉 보정된 신규 가입자 수

연도	$\tilde{n}_0(t)$ (명)
2011	2,466
2012	3,015
2013	3,688
2014	4,510
2015	5,516
2016	6,746
2017	8,250
2018	10,090
2019	12,340



〈그림 6〉 보정된 신규 가입자 수 추세

3. 잠재시장크기 산출

2019년 말을 기준으로 주택연금은 부부 중 1인 이상이 60세 이상인 자가보유자로서 실제로 거주하고 있는 시가 9억 원 이하의 주택을 담보로 하여 가입할 수 있다.³⁾ 따라서, 주택연금의 잠재시장 크기는 이러한 가입기준을 만족하는 가구수를 기준으로 산출해야 하며, 이는 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 m(t) &= H(t) \times \lambda_1(t) \times \lambda_2(t) \times c \\
 &= M(t) \times c
 \end{aligned}
 \tag{식 9}$$

$H(t)$: t 시점의 가구주 연령 60세 이상 가구수

$\lambda_1(t)$: t 시점의 가구주 연령 60세 이상 가구 중 자가거주 가구 비율

$\lambda_2(t)$: t 시점의 가구주 연령 60세 이상 자가거주 가구 중 거주주택 가격이 9억원 이하인 가구 비율

c 는 상수($c \in (0,1)$)로서 주택연금 가입기준을 만족하는 가구 중 주택연금 이용의향을 잠재적으로 보유한 가구의 비율을 뜻한다.

3) 참고로, 2020년 4월 1일부터 부부 중 1인 이상이 55세 이상이면 가입할 수 있게 되었으며, 공사법 개정으로 2020년 12월 8일부터 공시가격 9억 원 이하의 주택까지 가입이 허용되었다.

1) 가구주 연령 60세 이상 가구수 산출

가구주 연령이 60세 이상인 가구수는 인구총조사(통계청) 가구부문 자료를 활용하여 산출하였다. 인구총조사(등록센서스 방식 포함)가 시행되지 않은 2007~2009년, 2011~2014년의 60세 이상 가구수는 2005년, 2010년, 2015년의 60세 이상 가구수를 선형보간하여 추정하였다. 그 결과는 <표 3> 및 <그림 7>과 같다.

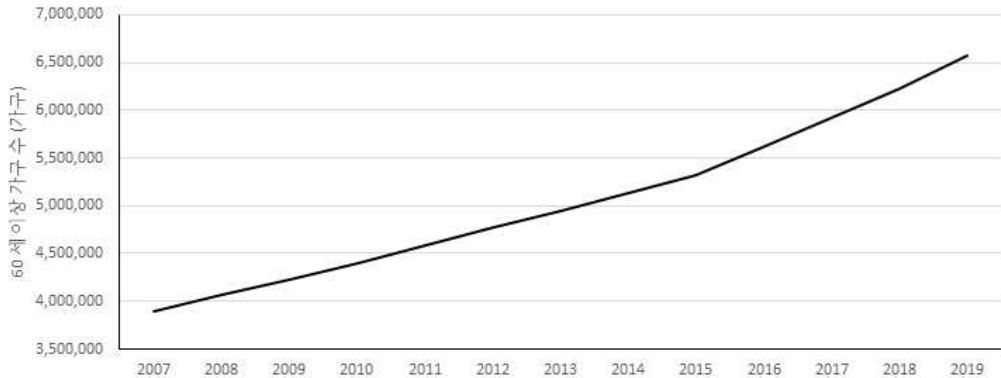
가구주 연령이 60세 이상인 가구수는 지속적으로 증가하여 2019년에는 2007년 대비 68.6% 증가하였고, 증가량도 매년 높아지고 있는 것을 알 수 있다. 이는 서론에서 언급한 바 있던 한국의 급격한 고령화 속도의 영향을 받은 것으로 보인다.

2) 자가거주 비율 및 주택가격 9억 원 이하 가구 비율 산출

가구 주 연령이 60세 이상인 가구 중 자가거주 가구의 비율과 이 중 거주주택 가격이 9억원 이하인 가구의 비율은 가계금융복지조사(통계청) 자료를 활용하여 산출하였다. 조사가 시행되지 않은 해인 2007~2010년의 비율은 선형보간법을 이용하여 추정하였다. 그 결과는 <표 4> 및 <그림 8>과 같다.

<표 3> 가구주 연령 60세 이상 가구수

연도	60세 이상 가구 수
2007	3,897,312
2008	4,063,718
2009	4,230,123
2010	4,396,528
2011	4,581,657
2012	4,766,786
2013	4,951,916
2014	5,137,045
2015	5,322,174
2016	5,622,780
2017	5,921,822
2018	6,230,137
2019	6,569,763

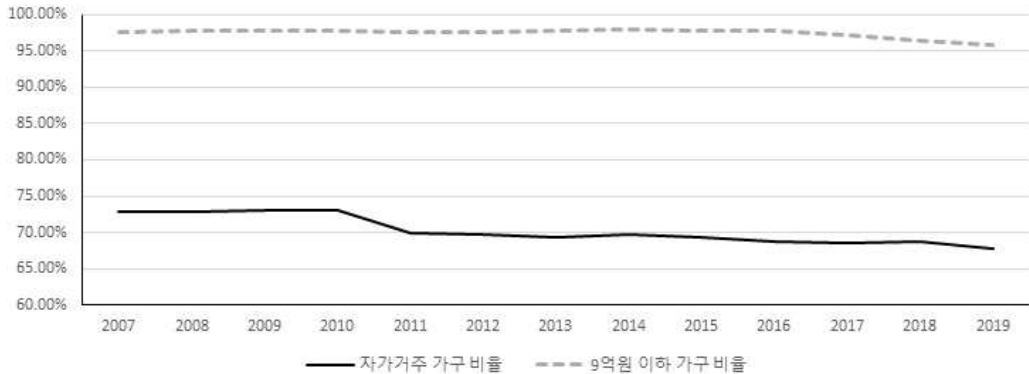


〈그림 7〉 가구주 연령 60세 이상 가구수 추세

〈표 4〉 자가거주 가구 및 주택가격 9억 원 이하 가구 비율

연도	자가거주 가구 비율(%)	9억 원 이하 가구 비율(%)
2007	72.8	97.6
2008	72.9	97.7
2009	73.0	97.7
2010	73.1	97.8
2011	69.9	97.5
2012	69.8	97.6
2013	69.3	97.8
2014	69.7	98.0
2015	69.4	97.7
2016	68.8	97.7
2017	68.6	97.1
2018	68.8	96.4
2019	67.8	95.9

60세 이상 가구 중 자가거주 가구의 비율 및 이 중 주택가격 9억 원 이하 가구 비율은 분석 기간동안 각각 약 68~73%, 96~98%로 일정한 수준임을 알 수 있다.



〈그림 8〉 자가거주 가구 및 주택가격 9억 원 이하 가구 비율 추세

3) 주택연금 이용의향 잠재보유 가구 비율 산출

하이브리드 방법에 따라 Bass 확산모형의 모수를 추정하기 위해서는 잠재시장크기의 상한과 하한을 정할 필요가 있다. <식 9>에서 $H(t)$, $\lambda_1(t)$, $\lambda_2(t)$ 는 관측치에 의해 확정적으로 결정되므로 $m(t)$ 의 상한과 하한을 정하기 위해 c 의 상한(\bar{c})과 하한(\underline{c})을 각각 정하였다. \bar{c} 와 \underline{c} 를 산출하기 위해 공사가 실시하는 주택연금 수요실태조사(2015~2019) 자료를 활용하여 주택연금 이용의향을 잠재적으로 보유한 가구의 비율을 추정하였다.

제1장에서 기존의 연구들로부터 상속의향이 주택연금 가입에 영향을 미친다는 점을 알 수 있었다. 주택연금 가입 시에 보유주택을 상속받지 못할 수도 있다는 점에 대해서 자녀들과 충분한 상의를 거치고 가입이 이루어지는 것이 일반적이므로, 주택연금 이용의향뿐만 아니라, 보유주택 상속의향을 동시에 고려하여 잠재적 이용의향을 산출하였다. 주택연금 이용의향과 보유주택 상속의향에 대한 응답이 배치되는 경우에는 주택연금 가입에 대한 의사결정에 있어 자녀의 영향이 크고, 가입 의사결정 자체가 매우 신중하게 이루어지는 점을 고려하여 상속의향을 우선으로 고려하였다.

또한, 주택연금에 대한 인지가 거의 없음에도 불구하고, 막연하게 주택연금 이용/비이용 의향을 밝힌 응답자는 실제 가입으로 이루어질지를 판단하기 어렵다는 점과 후술할 바와 같이 본 연구에서는 장기적으로 전체 고령자가 주택연금에 대한 대략적인 인지 수준을 갖출 것으로 가정하고 있는 점을 고려하여 주택연금에 대한 대략적인 인지 수준을 갖춘 응답자만을 대상으로 비율을 산출하였다. 이를 위해 전체 응답자를 다음과 같이 분류하였다.

U_t : t 시점 조사의 전체 응답자 집합

C_t : t 시점 조사의 응답자 중 주택연금 인지 수준을 묻는 문항에서 '2. 주택연금이 무엇인지 정도만 알고 있다', '3. 주택연금 가입이 가능한지 여부를 알고 있다', '4. 받을 수 있는 대략의 연금 수준을 알고 있다', '5. 방문, 전화상담, 홈페이지 방문 등을 통해 문의해서 잘 알고 있다'를 선택한 응답자 집합

\overline{D}_t : t 시점 조사의 응답자 중 주택연금 이용의향을 묻는 문항에서 '4. 이용하겠다', '5. 반드시 이용하겠다'를 선택하고, 보유주택 상속의향을 묻는 문항에서 '2. 보유하고 있는 주택을 일부 물려주겠다', '3. 전혀 물려주지 않겠다'를 선택한 응답자 집합

\underline{D}_t : t 시점 조사의 응답자 중 주택연금 이용의향을 묻는 문항에서 '4. 이용하겠다', '5. 반드시 이용하겠다'를 선택하고, 보유주택 상속의향을 묻는 문항에서 '3. 전혀 물려주지 않겠다'를 선택한 응답자 집합

본 연구에서는 주택연금 가입 가능 가구 중 잠재적인 이용의향을 가진 가구의 비중은 시점과 관계없이 항상 일정하다는 가정하에 \bar{c} 와 \underline{c} 를 상수로 두었으며, 이 경우 주택연금 수요실태조사를 통해 확인되는 $\frac{n(C_t \cap \overline{D}_t)}{n(U_t)}$ 및 $\frac{n(C_t \cap \underline{D}_t)}{n(U_t)}$ 값은 혁신의 확산에 따라 증가하여 각각 \bar{c} 와 \underline{c} 에 수렴하는 것으로 생각할 수 있다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\bar{c} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t \cap \overline{D}_t)}{n(U_t)} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t)}{n(U_t)} \times \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t \cap \overline{D}_t)}{n(C_t)} = \lim_{t \rightarrow \infty} P(C_t) \times \lim_{t \rightarrow \infty} P(\overline{D}_t | C_t) \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

$$\underline{c} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t \cap \underline{D}_t)}{n(U_t)} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t)}{n(U_t)} \times \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{n(C_t \cap \underline{D}_t)}{n(C_t)} = \lim_{t \rightarrow \infty} P(C_t) \times \lim_{t \rightarrow \infty} P(\underline{D}_t | C_t) \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

한편, 2015년부터 2019년까지의 조사 결과를 바탕으로 시점별 $P(C_t)$ 와 $P(\overline{D}_t | C_t)$, $P(\underline{D}_t | C_t)$ 를 산출한 결과는 <표 5>와 같다.

전체 가입대상 가구 중 주택연금에 대한 대략적인 인지 수준을 갖춘 가구의 비중을 나타내는 $P(C_t)$ 는 지속적으로 증가하고 있으며, 본 연구에서는 향후 제도 운영 기간이 길어짐에 따라 공사의 홍보 노력 등으로 인해 고령층 대부분이 주택연금에 대한 대략적인 인지 수준을 갖추게 되어 $P(C_t)$ 가 장기적으로 1에 수렴한다고 가정하였다. 또한 <표 5>에서 관찰 가능한 가장 최근

〈표 5〉 시점별 주택연금 수요실태조사 분석 결과

t	2015	2016	2017	2018	2019
$P(C_t)$	0.5807	0.6647	0.7130	0.7133	0.7767
$P(\overline{D}_t C_t)$	0.1297	0.1235	0.1543	0.1506	0.1765
$P(\underline{D}_t C_t)$	0.0855	0.0794	0.1070	0.0992	0.1207

값인 0.1765와 0.1207을 $P(\overline{D}_t|C_t)$ 와 $P(\underline{D}_t|C_t)$ 가 수렴하는 값으로 가정하였다. 이를 〈식 10, 11〉에 대입하여 $\bar{c}=0.1765$, $\underline{c}=0.1207$ 을 도출하였다.

4. 장래 신규 가입자 수 추정 방법

장래 시점 기간별 신규 가입자 수($n_0(t)$, $t > 2020$)는 다음의 식과 같이 누적 생존가입자 수($N(t)$)와 신규 사망해지자 수($n_d(t)$)로부터 산출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 n_0(t) &= N_0(t) - N_0(t-1) \\
 &= (N(t) + N_d(t)) - (N(t-1) + N_d(t-1)) \quad \langle \text{식 12} \rangle \\
 &= (N(t) - N(t-1)) + n_d(t)
 \end{aligned}$$

1) $N(t)$ 의 추정

하이브리드 방법에 따라 추정한 모수 p , q 를 〈식 3〉에 대입하여 $F(t)$ 를 추정할 수 있다. 〈식 4〉에 따라 $F(t)$ 로부터 $N(t)$ 를 추정하기 위하여, 2047년까지 추계치가 발표된 장래가구추계(통계청)로부터 산출한 60세 이상 가구수($H(t)$)에 2019년의 자가거주 비율(67.8%) 및 주택가격 9억 원 이하 비율(95.9%)을 적용하여 $m(t)$ 를 추정하였다.

2) $n_d(t)$ 의 추정

$t-1$ 시점 기준 생존가입자 평균연령(a_{t-1})에 대한 장래생명표(통계청) 상 t 년도 사망확률

$(\delta_{t,a_{t-1}})$ 을 $t-1$ 시점 누적 생존가입자 수($N(t-1)$)에 곱하여 $n_d(t)$ 를 추정할 수 있다. 이 경우 a_{t-1} 은 신규 가입자의 가입 시점 평균연령을 72세(2019년 신규 가입자의 평균연령)로 놓고 다음과 같이 구할 수 있다.

$$a_{t-1} = \frac{(a_{t-2} + 1) \times (N(t-1) - n_0(t-1)) + 72 \times n_0(t-1)}{N(t-1)} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

IV. 분석 결과

1. 모수추정 결과

하이브리드 방법을 사용하여 $c=0.1207$ 부터 $\bar{c}=0.1765$ 까지 0.0001씩 증가시키며 모수를 추정한 결과, 오차제곱합은 $c=0.1207$, $p=0.004398$, $q=0.141516$ 일 때 1314.9로 가장 작았다.

혁신계수(p)가 모방계수(q)보다 작은 것은 Bass 확산모형을 이용한 기존 대부분의 연구와 일치한다. 본 연구에서 q 와 p 의 비는 32.2로서 Bass 확산모형으로 주택연금의 수요를 추정한 기존연구(양진아 외 2인, 2017)의 비율(508.2)보다 낮았다. 이는 기존연구 이후의 기간 경과로 2014~2019년의 시계열 자료를 분석대상에 포함하게 된 결과, 해당 기간의 다양한 제도개선⁴⁾에 따른 혁신효과가 가입 결정에 반영된 것으로 보인다. 이를 확인하기 위해 본 연구에서도 2007~2013년의 시계열 자료만을 대상으로 별도 분석한 결과, q 와 p 의 비가 189.4로 높아지는 것을 알 수 있었다.

한편, <표 2>의 자료를 반영하여 주택가격전망에 의한 영향을 제거하고 모수를 추정한 결과 오차제곱합은 $c=0.1207$, $p=0.002848$, $q=0.172389$ 일 때 545.3으로 가장 작았으며, 이는 보정하지 않은 실제 관측치로 추정한 결과(1314.9)보다 낮았다. 모수추정결과에 따른 관측치와 추정치의 비교는 <표 6, 7> 및 <그림 9, 10>과 같다.

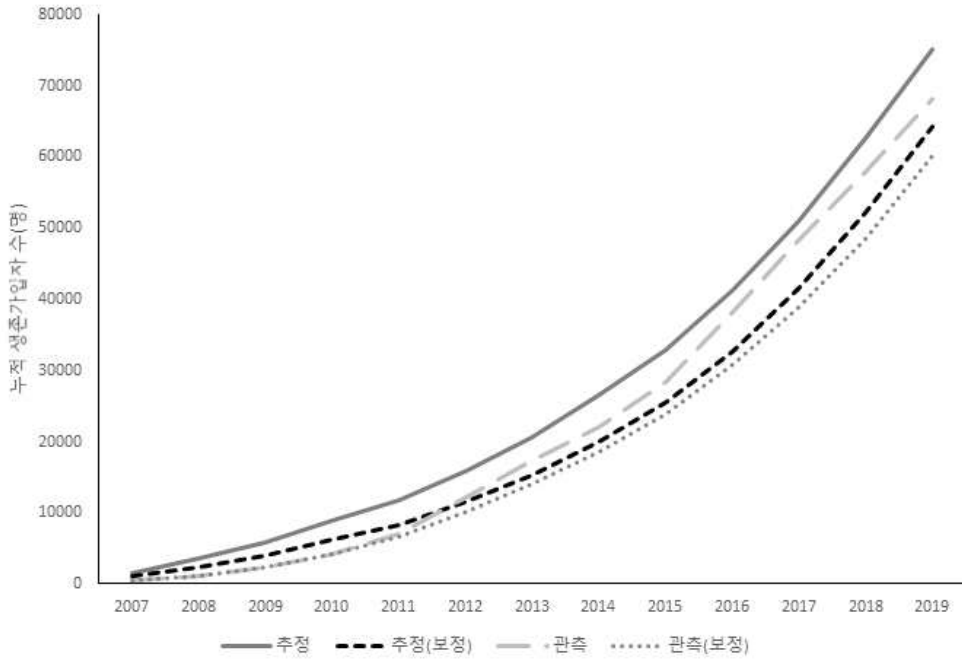
4) 초기보증료율 인하, 전후후박형 주택연금 출시, 가입연령 충족(60세 이상) 대상을 주택소유자에서 주택소유자와 배우자 중 연장자로 완화, 내집연금 3종세트 출시, 상환용 주택연금 인출한도 확대, 우대형 지원확대 등

〈표 6〉 관측치와 추정치 비교(실제 관측치 사용; 단위: 명)

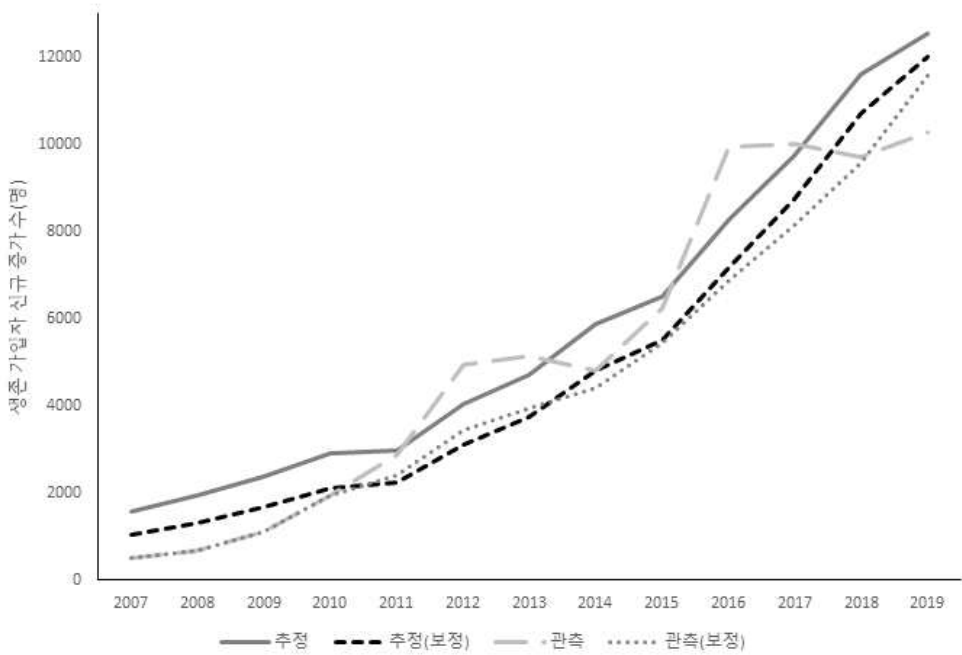
연도	누적(관측)	누적(추정)	신규(관측)	신규(추정)
2007	516	1,576	516	1,576
2008	1,203	3,532	687	1,955
2009	2,310	5,930	1,106	2,399
2010	4,272	8,846	1,962	2,915
2011	7,154	11,817	2,882	2,971
2012	12,098	15,859	4,945	4,042
2013	17,250	20,581	5,152	4,722
2014	22,081	26,460	4,830	5,879
2015	28,315	32,969	6,234	6,510
2016	38,254	41,254	9,939	8,285
2017	48,269	51,014	10,014	9,760
2018	57,980	62,623	9,712	11,609
2019	68,273	75,180	10,292	12,556

〈표 7〉 관측치와 추정치 비교(보정 관측치 사용; 단위: 명)

연도	누적(관측)	누적(추정)	신규(관측)	신규(추정)
2007	516	1,038	516	1,038
2008	1,203	2,367	687	1,329
2009	2,310	4,048	1,106	1,682
2010	4,272	6,156	1,962	2,108
2011	6,683	8,392	2,411	2,236
2012	10,136	11,503	3,453	3,111
2013	14,068	15,257	3,932	3,754
2014	18,481	20,061	4,413	4,805
2015	23,929	25,582	5,449	5,520
2016	30,813	32,776	6,883	7,194
2017	38,957	41,516	8,144	8,740
2018	48,533	52,214	9,576	10,699
2019	60,115	64,227	11,582	12,012



〈그림 9〉 누적 생존가입자 수 추세



〈그림 10〉 연도별 생존가입자 신규증가 수 추세

2. 장래 수요추정 결과

제3장에서 논의한 방법에 따라 장래 수요를 추정한 결과는 <표 8>과 같다.

한편, <표 2>의 자료를 반영하여 주택가격전망에 의한 영향을 제거한 장래 수요추정은 <표 9>와 같다.

<표 8> 장래 수요 추정(실제 관측치 사용; 단위: 명)

연도	누적 생존가입자	당기 사망	당기 신규 가입
2021	109,097	1,220	20,134
2022	129,457	1,513	21,873
2023	152,959	1,834	25,336
2024	177,541	2,209	26,791
2025	205,501	2,619	30,579
2026	235,819	3,101	33,419
2027	268,337	3,632	36,150
2028	303,421	4,200	39,284
2029	342,446	4,848	43,873
2030	382,637	5,545	45,736
2031	425,255	6,355	48,973
2032	468,396	7,168	50,309
2033	512,231	8,061	51,895
2034	555,873	9,096	52,738
2035	597,385	10,177	51,689
2036	636,910	11,300	50,825
2037	674,617	12,625	50,332
2038	711,182	14,008	50,573
2039	746,447	15,487	50,753
2040	782,739	17,188	53,480
2041	817,677	18,898	53,836
2042	850,707	20,704	53,734
2043	879,443	22,631	51,366
2044	903,153	24,757	48,468
2045	922,177	27,247	46,271
2046	939,208	29,838	46,869
2047	953,284	32,315	46,391

〈표 9〉 장래 수요 추정(보정 관측치 사용)

연도	누적 생존가입자(명)	당기 사망(명)	당기 신규 가입(명)
2021	97,787	1,152	20,009
2022	118,766	1,419	22,398
2023	143,509	1,718	26,461
2024	170,163	2,079	28,733
2025	200,936	2,479	33,252
2026	234,864	2,956	36,884
2027	271,730	3,495	40,360
2028	311,797	4,082	44,149
2029	356,362	4,754	49,319
2030	402,380	5,467	51,486
2031	450,949	6,327	54,896
2032	499,837	7,204	56,092
2033	549,007	8,165	57,335
2034	597,334	9,238	57,565
2035	642,606	10,421	55,692
2036	684,907	11,656	53,957
2037	724,414	12,999	52,507
2038	761,897	14,527	52,011
2039	797,265	16,096	51,464
2040	833,093	17,945	53,772
2041	866,939	19,839	53,686
2042	898,333	21,797	53,191
2043	924,884	23,932	50,482
2044	945,967	26,256	47,339
2045	962,075	29,019	45,127
2046	976,122	31,804	45,851
2047	987,183	34,550	45,611

두 경우 모두 누적 생존가입자($N(t)$)의 증가는 2033년을 정점으로 하여 둔화되는 추세를 보인다. 다만, 누적 생존가입자 수의 증가($n(t)$)는 당기 신규 가입자($n_0(t)$)에서 당기 사망자($n_d(t)$)의 숫자를 차감한 것과 같고, 기간의 경과에 따라 당기 사망자 또한 증가하므로 당기 신규 가입자 수는 2030년대에 정점에 이른 뒤 2040년대 중반부터는 안정화되는 모습을 보인다. 2040년대 중반

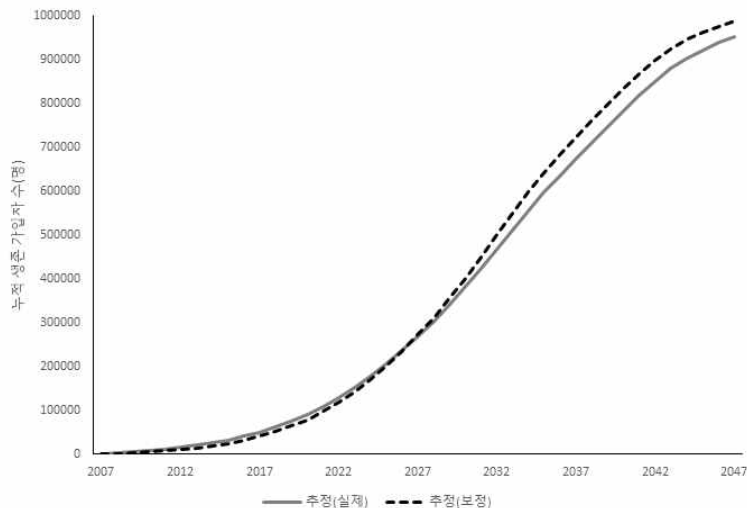
이후부터는 장기적으로는 당기 사망자와 당기 신규 가입자가 균형을 이루어 누적 생존가입자 수는 일정한 수준에서 유지될 전망이다.

한편, 주택가격전망을 반영하여 보정된 관측치를 사용하여 추정한 결과와 실제 관측치를 사용하여 추정한 결과를 비교하면 2021년 말의 누적 생존가입자 수(실제: 109,097명 > 보정: 97,787명)는 실제 관측치를 사용한 결과가 더 높지만, 2047년 말의 누적 생존가입자 수(실제: 953,284명 < 보정: 987,183명) 및 2047년까지의 최대 신규 가입자 수(실제 2041년: 53,836명 < 보정 2034년: 57,565명)는 보정된 관측치를 사용한 결과가 더 높게 나타났다.

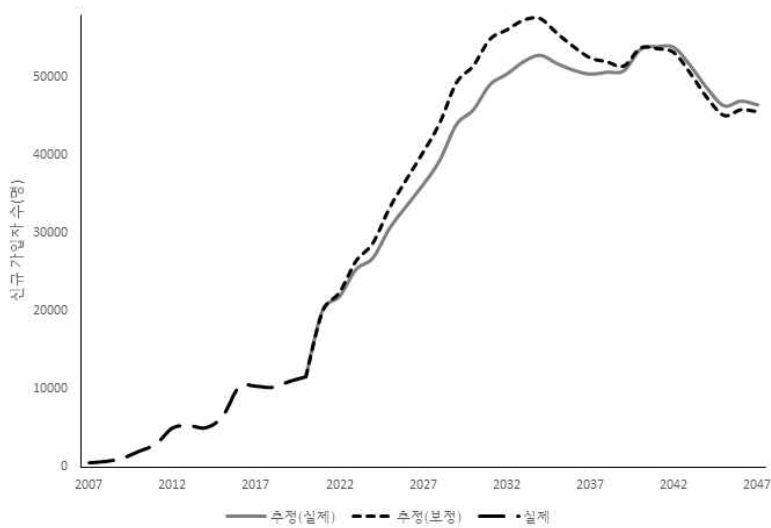
누적 생존가입자 및 신규 가입자 수 장래 추정치의 추세를 그래프로 나타내면 <그림 11, 12>와 같다.

V. 결론

주택연금은 공급자인 공사가 장기간 주택가격리스크, 금리리스크, 장수리스크를 부담하는 구조로서 제도의 건전한 운영을 위해서는 실제 현실을 잘 반영한 수요예측이 무엇보다 중요하다. 또한, 주택연금 가입자 수에 대한 전망은 공사의 목표설정 및 사업계획 수립에도 큰 영향을 주며 나아가 정부의 노인복지정책과도 관련된다. 주택연금 수요예측의 중요성을 고려하여 본 연구에서는 주택연금의 주요한 특징인 인구구조의 변화와 주택가격전망이 주택연금 가입자 수에 미치는 영향을 반영하여 Bass 확산모형을 통해 주택연금의 중장기 수요를 추정하였다. 연구의



<그림 11> 누적 생존가입자 수 장래 추정치 추세



〈그림 12〉 신규 가입자 수 장래 추정치 추세

결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 사망자가 잠재시장 및 누적 가입자 그룹에서 제외되는 것을 고려할 경우, 주택연금의 누적 가입자 수는 장기적으로 안정적인 수준에서 유지될 것이며, 이는 신규 가입과 사망해지가 안정적인 수준에서 장기균형을 이루며 제도가 꾸준히 지속될 수 있음을 보여준다.

둘째, 주택가격에 대한 전망은 주택연금 가입에 결정적인 역할을 하며, 이는 일시적인 현상에 그치지 않고 장기적인 수요추정에도 영향을 줄 수 있음을 확인했다.

셋째, 주택연금의 Bass 확산모형은 높은 모방계수를 보인다. 고령층의 자산구조에서 주택이 차지하는 비중이 매우 높는데 주택연금 가입은 이런 주택의 처분으로도 이어질 수 있는 매우 신중한 행동인 점에서 구전효과는 중요하다. 다만, 최근 혁신계수의 비중이 더욱 커진 것을 통해 공사의 제도개선 노력 또한 가입에 영향을 주고 있음을 말해준다.

한편, 본 연구를 통해 얻을 수 있는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 주택연금 또한 다른 일반적인 신기술·신제품과 마찬가지로 그 수요는 특정 시점에 정점을 기록하고, 이후로는 안정세에 접어든다. 본 연구에서는 2030년대 중반을 전후하여 정점에 이르는 것으로 나타났다. 다만, 여기서 말하는 안정세란 정적 과정이 아니고 신규 가입과 사망해지가 균형을 이루며, 계속 발생하는 동적 과정이다. 따라서 신규 가입 못지않게 이에 대한 사후관리가 중요하며, 보다 효율적이며 전문적인 사후관리 체계 구축방안을 고민할 필요가 있다.

둘째, 익히 알려진 바와 같이 주택연금 가입의사 결정은 주택가격에 대한 전망에 큰 영향을 받는다.

따라서 시시각각으로 변하는 주택시장 동향에 공사가 보다 적극적으로 대응할 수 있도록 주택가격 상승전망 시기와 하향전망 시기의 제도운영 계획을 수립·적용할 필요가 있다.

셋째, 주택연금 시행 초기에는 구전효과가 매우 중요했지만 초기 단계에서 벗어나면서 구전효과 대비 혁신효과의 비중이 증가하고 있다. 따라서 구전효과뿐만 아니라, 고령자에게 실질적인 도움이 될 수 있는 제도개선을 지속하여야 한다. 그리고 이러한 제도개선의 결과를 잘 홍보할 수 있는 효과적인 마케팅을 통해 지속적인 가입확대를 일구어낼 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계점 및 발전 방향은 다음과 같다.

첫째, 주택연금은 제도 도입 후 경과 기간이 짧아 현재 사용 중인 국민생명표에 대해 충분한 검증을 수행할 수 없으며, 자체 경험생명표만으로는 신뢰성 있는 사망확률을 산출하기 어렵다. 본 연구에서도 장래 사망률의 적용에 있어 통계청 작성 장래생명표를 이용하였으나, 더 많은 시계열 자료가 축적되어 경험생명표의 신뢰성이 높아진 후에는 주택연금 경험생명표를 통해 더욱 정확한 수요를 예측할 필요가 있다.

둘째, 2020년 4월 가입연령 기준을 60세에서 55세로 완화하였고, 공사가격 9억 원 이하 주택의 가입허용, 주거목적 오피스텔의 가입허용, 신탁형 주택연금 도입 등의 내용이 포함된 공사법 개정법률이 2020년 12월부터 시행되는 등 가입대상 확대를 위한 제도개선이 활발히 이루어지고 있지만, 본 연구에서는 2019년 12월의 기준에 따라 분석을 수행하였다. 추후 제도개선에 따른 효과를 반영한 분석 수행이 가능할 것이다. 다만, 제도개선으로 인해 새로 편입되는 가입 대상자들에 대한 수요예측 시에는 이들을 기존 가입 대상자들과 동질한 집단으로 볼지에 대해 추가적인 논의가 필요하다.

셋째, 본 연구에서는 주택가격전망지수를 분석에 활용하였지만, 이를 확산모형에 직접 반영하지는 못하였다. 주택가격전망 외에도 선행연구에서 제시한 주택연금 가입에 영향을 주는 여러 요인을 확산모형에 반영하는 방법을 검토할 수 있을 것이다. 다만, 해당 요인들이 확산추세에 따라 수용자가 증가하면서 자연스럽게 늘어나는 요인인지, 아니면 이와 별개로 독립적으로 수요에 작용하는 요인인지에 대해서 먼저 확인해야 한다.

넷째, 본 연구에서 추정한 누적 생존가입자 수는 중도해지를 고려하지 않은 수치이므로 실제로는 중도해지가 발생하는 정도에 따라 주택연금의 유효 이용자 수는 달라질 수 있음을 주의해야 한다.

다섯째, 본 연구는 Bass 확산모형을 통한 증장기 수요추정이 주요 과제였지만, Bass 확산모형 적용과는 별개로 주택가격전망 및 근래에 누적된 주택가격 상승 등 주택가격과 관련된 다양한 요인들이 주택연금의 가입 및 중도해지에 주는 영향을 분석하면 주택연금의 수요예측에 대한 보다 풍부한 논의가 이루어질 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 김정주, 마승렬, 2011, “역주택저당대출 수요의 결정요인에 관한 연구”, 부동산학보 46권, 207-225.
- 김정주, 2013, “역모기지 수요 변화의 결정요인 분석과 정책적 시사점”, 서울시연구 14권 2호, 13-33.
- 민인식, 조만, 2009, “역모기지의 Cross-over Risk와 잠재수요에 관한 연구”, 주택연구 17권 3호, 161-187.
- 박근수, 김영훈, 2010, “고령자의 주택연금 제도 이용의 필요성에 영향을 미치는 요인: 55세 이상 고령자를 중심으로”, 노인복지연구 50권, 291-312.
- 백인걸, 최경진, 2020, “주택연금의 소득보장 및 소비진작효과 분석”, 한국자료분석학회지 22권 1호, 227-241.
- 서윤규, 2016, “주택연금(Reverse Mortgage) 제도 이용의 결정요인 분석”, 부동산학보 66권, 231-245.
- 신현재, 2019, “주택가격 변동률이 주택연금 가입에 미치는 영향 분석”, 주택도시금융연구 4권 1호, 25-50.
- 안세룡, 2018, “주택연금 제도의 재무적 가치”, 한국증권학회지, 47권 5호, 823-847.
- 양진아, 민대기, 최형석, 2017, “Bass 확산모형을 활용한 국내 주택연금의 중·장기 수요 예측”, 한국경영과학회지 42권 1호, 29-41.
- 양진아, 민대기, 김은갑, 2019, “순위반응모형을 이용한 주택연금의 잠재시장 규모 추정”, 유라시아연구 16권 3호, 61-80.
- 여윤경, 양재환, 2018, “상속동기를 반영한 주택연금의 평가와 가입전략 - 주택연금의 역할 관점에서”, 리스크관리연구 29권 1호, 33-87.
- 유선종, 구분영, 2005, “역모기지 제도 도입을 위한 고령자 의식에 관한 연구”, 국토연구 45권, 119-143.
- 이달남, 김수민, 신승우, 2015, “고령가구의 주택연금 가입 결정요인에 관한 연구”, 도시행정학보 28권 2호, 309-323.
- 이선형, 김영훈, 2009, “수도권 노인의 주택연금제도 이용의향에 관한 연구: 예비노인과의 비교를 중심으로”, 한국인구학 32권 3호, 73-101.
- 이종의, 2010, “특수지역 종사자들의 역모기지 이용의사에 관한 연구”, 주택연구 18권 1호,

127-157.

임하나, 신승우, 노승한, 2016, “지역별 주택연금 가입비율에 영향을 미치는 요인 연구 - 시·군·구를 중심으로”, 부동산연구 26권 3호, 39-47.

전희주, 2019, “주택연금 가입에 대한 가입 의향 요인”, 한국자료분석학회지 21권 3호, 1203-1216.

채현석, 정재우, 김종달, 2016, “Bass 확산모형을 이용한 전기자동차 수요예측”, 환경정책 24권 1호, 109-132.

최경진, 김대환, 2020, “주택 가격 예측에 따른 주택연금 가입 의향 분석”, 소비자문제연구, 51권 1호, 35-50.

홍정식, 김태구, 구훈영, 2011, “NLS와 OLS의 하이브리드 방법에 의한 Bass 확산모형의 모수추정”, 대한산업공학회지 37권 1호, 74-82.

Bass, F. M. 1969., “A new product growth model for consumer durables”, Management Science, 15, 215-227.

Bass, F. M., Krishnan, T. V. and Jain, D. C., 1994, “Why the bass model fits without dicision variables”, Marketing Sceience, 13(3), 203-223.

Chandrasekaran, D. and Tellis, G. J., 2004, “A critical review of marketing research on diffucion of new products”, Review of Marketing Research, 3, 39-80.

Mahajan, V., Muller, E. and Bass, F. M., 1990, “New product diffusion models in marketing: A review and directions for research”, Journal of Marketing, 54, 1-26.

Satoh, D., 2001, “A discerte bass model and its parameter estimations”, Journal of the Operations Research Society of Japan, 44(1).

(논문 접수일: 2020.10.31. 수정논문 접수일: 2020.12.03. 논문 채택일: 2020.12.11.)

Long-Term Demand Estimation for Reverse Mortgage Considering Changes in Population Structure and House Price Prospect

Jonghoon Lee*

Abstract

For the stable operation of the Home Pension(Korean public reverse mortgage) system, policy establishment and risk management should be made based on demand estimates that reflects the main characteristics of reverse mortgage. In this study, changes in population structure and house price prospect were selected as the main factors that affect Home Pension subscriptions to estimate demand through the Bass diffusion model. The trend of cumulative number of surviving subscribers in Home Pension was investigated to reflect changes in population structure in the diffusion model. In addition, a comparative analysis was conducted to examine the impact of house price forecasts on new Home Pension subscriptions. The analysis shows that the number of new Home Pension subscribers will peak from the mid-2030s to 2040, after which the total number of new subscribers will remain stable with a long-term balance with the death toll.

Keywords : Home Pension, Reverse Mortgage, Bass Diffusion Model, Population Structure, House Price Prospect

* Jonghoon Lee, Corresponding author, Korea Housing Finance Corporation(HF) Reverse Mortgage Department, Assistant Manager, 1864@hf.go.kr

© Copyright 2020 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.