An Analysis of a Reverse Mortgage using a Multiple Life Model

 HyeYoun Baek a · Seon Ju Lee b · Hang
suck Lee c,1

 $^a\mathrm{Department}$ of Mathematics, Sungkyunkwan University $^b\mathrm{Department}$ of Actuarial Science, Sungkyunkwan University $^a\mathrm{Department}$ of Actuarial Science/Mathematics, Sungkyunkwan University

(Received May 22, 2013; Revised June 14, 2013; Accepted June 17, 2013)

Abstract

Multiple life models are useful in multiple life insurance and multiple life annuities when the payment times of benefits in these insurance products are contingent on the future life times of at least two people. A reverse mortgage is an annuity whose monthly payments terminate at the death time of the last survivor; however, actuaries have used female life table to calculate monthly payments of a reverse mortgage. This approach may overestimate monthly payments. This paper suggests a last-survivor life table rather than a female life table to avoid the overestimation of monthly payments. Next, this paper derives the distribution of the future life time of last survivor, and calculates the expected life times of male, female and last survivor. This paper calculates principal limits and monthly payments in cases of male life table, female life table and last-survivor life table, respectively. Some numerical examples are discussed.

 $Keywords: \ Reverse \ mortgage, \ multiple \ life \ models, \ last-survivor \ status, \ termination \ rate, \ expected \ life \ time.$

1. 서론

연생모형(multiple life model)은 보험계약에서 두 명 또는 그 이상의 피보험자를 대상으로 각 피보험자의 사망 또는 생존의 상태에 따른 보험금을 지급하는 보험 상품의 보험료 결정 및 리스크 관리를 위한 모형이다. 현재 보험회사는 부부 또는 부모와 자녀를 동시에 고려한 연생상품을 판매하고 있다. 연생상품의 대표적인 예로는 부모와 자녀의 생사를 담보하는 조건부 보험금 지급 및 교육자금 마련에 중점을 둔 교육보험, 부부의 생사를 담보로 부부 모두 생존한 경우 연금액이 지급되는 동시생존연금, 부부 중한 명이 사망을 한 경우 나머지 배우자에게 연금이 지급되는 생잔연금을 들 수 있다.

본 논문에서는 연생연금의 대표적인 상품인 역모기지에 대해 살펴보고자 한다. 역모기지 상품은 만 60세 이상의 고령자가 소유주택을 담보로 거주하면서 일정액을 대출받지만 대출금을 다시 상환하지 않는 금융상품으로 부부 가입의 경우 연생모형을 적용해야만 한다. 즉, 역모기지는 부부 가입자 중 마지막사망자가 발생할 때까지 지급되는 최종 생존자 상태(last-survivor status)의 연생보험이라 할 수 있다. 그러나 현행 역모기지 상품에 있어서 대출한도 및 월지급금 산출 시 연생모형이 적용되지 않고 있기 때문에 본 연구를 통해 연생모형을 이용한 역모기지 산출 방법의 타당성을 제시하고자 한다.

¹Corresponding author: Associate Professor, Department of Actuarial Science/Mathematics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea. E-mail: hangsuck@skku.edu

기존의 역모기지 관련 선행연구에서 Kim (2006)은 당시 사용하고 있던 국민생명표가 아닌 생존율을 할증한 보험회사의 연금생명표를 이용하여 월지급금 산출을 제안하였다. 이와 비교하여 Ma (2007)은 미국의 HECM(Home Equity Conversion Mortgage)의 경우엔 생명표 상의 여자의 사망률을 이용하여 대출 종료 확률 중 사망의 원인으로 인한 대용변수로 사용하고 있음을 제시하였다. 이후 Jang 등 (2011)의 연구에서는 주택연금의 가치평가에 장수위험을 고려할 필요성을 주장하였다. 현재 우리나라의 역모기지의 경우에도 국민생명표 상의 여자 사망률을 기초로 하여 대출 종료(연금지급종료)확률을 적용하고 있음을 알 수 있다. 여자의 사망률을 이용하는 이유는 일반적으로 남자보다 여자가 더 수명이길기 때문에 이를 이용하여 월지급금(연금)액을 계산하고 있다.

따라서 본 연구에서는 연생모형의 타당성 여부 확인을 위해 대출이 종료되는 시점의 확률분포에 대해 살펴보고자 한다. 즉, 부부 가입의 경우를 가정하여 대출 종료 시점의 확률분포를 적용해서 역모기지의 주요 변수들에 연생모형을 적용하고자 한다. 연생모형에 있어서 보험금 지급 의무가 종료되는 시점은 남자와 여자 중 최종 사망이 발생할 때까지 걸리는 시간(last-survivor status)에 대한 확률변수라 할 수 있다. 이를 통해 보험 상품의 가치를 평가한 것과 기존 선행연구에서 가정한 여자의 사망확률을 이용한 보험 상품의 가치를 비교하기 위해 다음과 같은 과정을 통해 본 연구를 진행하고자 한다.

첫 번째로, 여자의 잔존생존기간 확률변수와 최종 생존자 상태(last-survivor status)의 잔존생존기간 확률변수를 이용하여 완전평균여명을 산출한다. 완전평균여명이란 특정한 나이에 도달한 사람의 장래 생존연수에 대한 평균을 말하는데, 위의 두 가지 확률변수를 바탕으로 한 완전평균여명을 이용하여 역모기지 상품의 대출종료 시점을 비교해보고자 한다. 현행 방식은 여자의 완전평균여명이 실제 두 사람 중 마지막 사망자가 발생할 때 까지 걸리는 시간인 최종생존자의 완전평균여명보다 작기 때문에 대출 종료 시점을 과소평가하게 될 것으로 예상할 수 있다.

두 번째로, 현재 소유하고 있는 주택을 담보로 현재 시점에서 대출받을 수 있는 최대대출가능금 액(principal limit)과 이 금액이 원래 주택가격에서 차지하는 비율인 principal limit factor(일종의 LTV ratio)를 여자의 사망률과 최종 생존자 상태의 사망률을 이용하여 산출하고 비교한다. 이 때, principal limit factor는 주어진 차입자의 나이와 기대 금리 수준이 동일할 경우 같은 값을 갖기 때문에, 각 연령별 담보비율의 비교기준이 될 수 있다. 따라서 최대대출가능금액과 principal limit factor를 두 가지 사망률을 통해 기존 여자 사망률로 산출한 값의 적정성을 확인하는 것이 가능하다.

마지막으로, 위에서 산정한 최대대출가능금액(principal limit)을 이용하여 차입자가 받게 될 월지급금(연금액)을 산출한다. 본 논문에서는 두 명의 피보험자 중 두 번째 사망자가 발생할 때까지 매월 일정액을 종신토록 지급받는 연금의 형태를 이용하고자 한다. 이러한 비교 분석을 통해 현행 공적 보증 금융상품인 역모기지의 월지급금이 과대 계상되고 있음을 예상할 수 있다.

본 논문의 의의는 역모기지의 발행기관의 적정한 월지급금 지급과 차후 월지급금의 과대지급으로 인한 지급불능을 방지하기 위해 현행 사용하고 있는 모형의 위험률에 연생 모형을 고려할 필요성을 제시한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서 연생모형의 이론적 배경을 다루고 여명을 비교한다. 3절에서는 역모기지의 분석방법을 다루고 4절에서는 대출종료시점의 확률분포와 월지급금 등을 비교하고 5절에서 결론과 시사점을 제시한다.

2. 연생 모형(Multiple Life Models)

2.1. 연생에 대한 계리적 함수

연생보험 및 연금에서 사용되는 결합 생존 상태(joint-life status)의 잔존생존기간 확률변수와 최종 생

존자 상태(last-survivor status)의 잔존생존기간 확률변수에 대한 정의와 이와 관련된 계리적 함수는 Bowers 등 (1997)을 참고하여 본 논문에서 사용하고자 하는 수식들로 새로 유도하거나 변형하였다.

두 피보험자의 보험계약 가입 시점의 연령을 각각 (x)세와 (y)세라 할 경우, 두 피보험자들(또는 그 이 상)의 생사 여부에 의존한 보험 또는 연금의 계리적 함수는 잔존생존기간 확률변수(time-until-death) T(x)와 T(y)를 사용한다. 예를 들어, 최종 생존자 상태를 나타내는 확률변수 $T(\overline{xy})$ 는 피보험자들 중 마지막 사망이 발생할 때 까지 걸리는 시간을 의미한다고 보면 된다. 즉, 확률변수 $T(\overline{xy})$ 는 다음과 같이 정의 할 수 있다.

$$T(\overline{xy}) = \max[T(x), T(y)]. \tag{2.1}$$

또한, 이러한 확률변수 $T(\overline{xy})$ 의 정의를 이용한 분포함수는 다음과 같은 방법으로 구할 수 있다.

$$_{t}q_{\overline{xy}} = F_{T(\overline{xy})}(t) = \Pr[T(\overline{xy}) \le t] = \Pr[\max(T(x), T(y)) \le t].$$
 (2.2)

이때, 두 피보험자의 잔존생존기간 확률변수 T(x)와 T(y)는 종속 관계인 것이 일반적이나, 본 논문에서는 독립 관계를 가정하도록 한다. 상호 독립인 관계를 가정하게 될 경우 확률변수 $T(\overline{xy})$ 의 누적분포함수는 식 (2.3)과 같이 각각의 피보험자들의 사망 확률의 곱으로 표현됨을 확인할 수 있다.

$$tq_{\overline{xy}} = \Pr[\max(T(x), T(y)) \le t] = \Pr[T(x) \le t \cap T(y) \le t]$$

$$= \Pr[T(x) \le t] \times \Pr[T(y) \le t] = F_{T(x)}(t) \times F_{T(y)}(t)$$

$$= tq_x \times tq_y,$$
(2.3)

또한, $T(\overline{xy})$ 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f_{T(\overline{xy})}(t) = \left(\frac{d}{dt}F_{T(x)}(t)\right) \times F_{T(y)}(t) + F_{T(x)}(t) \times \left(\frac{d}{dt}F_{T(y)}(t)\right)$$

$$= f_{T(x)}(t) \times F_{T(y)}(t) + F_{T(x)}(t) \times f_{T(y)}(t)$$

$$= tp_x \mu_{x+t} \times (1 - tp_y) + tp_y \mu_{y+t}(1 - tp_x)$$

$$= f_{T(x)}(t) + f_{T(y)}(t) - f_{T(xy)}(t). \tag{2.4}$$

결합생존 상태의 잔존생존기간 확률변수 T(xy)에 대한 함수들도 식 (2.2) 또는 식 (2.4)와 유사한 방법으로 유도해 낼 수 있다. 본 논문에서는 제 7차 경험생명표를 사용하여 연생을 가정한 모형을 이용한역모기지의 대출종료확률 및 월지급금을 기존 방식과 비교 분석하고자하기 때문에 연속 확률변수 T(x), T(xy), $T(\overline{xy})$ 보다는 개산 잔존생존기간(curtate-future-lifetime) 확률변수 K(x), K(xy), $K(\overline{xy})$ 를 이용하도록 한다.

$$\Pr[K(x) = k] = {}_{k|}q_x = {}_{k}p_x \times q_{x+k} = {}_{k+1}q_x - {}_{k}q_x = {}_{k}p_x - {}_{k+1}p_x. \tag{2.5}$$

그리고 최종 생존자 상태의 개산 장래생존기간 확률변수 $K(\overline{xy})$ 를 이용하고자 할 때는 다음의 식(2.6)을 사용하고, 역모기지에 연생 모형을 이용하여 비교 분석할 경우에는 두 피보험자들의 생존기간 확률변수에 대해 상호 독립을 가정하여 식(2.7)을 적용하도록 한다.

$$\Pr[K(\overline{xy}) = k] = {}_{k|}q_{\overline{xy}} = {}_{k+1}q_{\overline{xy}} - {}_{k}q_{\overline{xy}} = {}_{k}p_{\overline{xy}} - {}_{k+1}p_{\overline{xy}}, \tag{2.6}$$

$${}_{k|}q\overline{xy} = {}_{k+1}q_x \times {}_{k+1}q_y - {}_{k}q_x \times {}_{k}q_y. \tag{2.7}$$

식 (2.7)를 이용하여 개산평균여명(curtate-expectation-of-life) e_x , e_{xy} , e_{xy} 를 구한 후 단수연령에 대한 가정을 적용하여 완전평균여명(complete-expectation-of-life) $\stackrel{\circ}{e}_x$, $\stackrel{\circ}{e}_{xy}$, $\stackrel{\circ}{e}_{xy}$ 을 구한다면 역모기지에 대한 평균적인 대출종료 시점을 예측해 볼 수도 있다. 본 논문에서는 피보험자의 개인별 평균여명과 최종 생존자 상태의 평균여명을 비교하기 위해 다음의 가정들을 이용하고자 한다.

먼저 현재 (x)세의 개산잔존생존기간 확률변수 K(x)를 이용한 피보험자의 개산평균여명은 식 (2.8)을 이용하여 산출한다.

$$E[K(x)] = e_x = \sum_{k=0}^{\infty} k \times_{k|} q_x = \sum_{k=0}^{\infty} k \times (_{k+1}q_x - _kq_x)$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} k \times (_kp_x - _{k+1}p_x) = \sum_{k=1}^{\infty} {_kp_x}.$$
(2.8)

확률변수 T(x)을 이용한 피보험자의 완전평균여명은 식 (2.9)를 이용해야하지만, 본 논문에서는 단수 연령에 대해 $UDD(uniform\ distribution\ of\ deaths)$ 가정을 식 (2.9)에 적용하여 완전평균여명의 근삿 값을 산출하도록 한다.

$$E[T(x)] = \stackrel{\circ}{e}_x = \int_0^\infty t \times f_{T(x)}(t)dt = \int_0^\infty t p_x dt.$$
 (2.9)

따라서, 단수 연령 확률변수 S가 균등분포(uniform distribution)를 따른다는 UDD가정을 이용하여 완 전평균여명의 근삿값을 식 (2.10)과 같이 산출하도록 한다.

$$\mathring{e}_x = E[T(x)] = E[K(x) + S] = E[K(x)] + E[S] = e_x + \frac{1}{2}.$$
(2.10)

최종생존자 상태의 잔존생존기간 확률변수 $T(\overline{xy})$ 와 $K(\overline{xy})$ 을 이용한 완전평균여명 및 개산평균여명에 대하여도 동일한 방법으로 산출하며 다음의 식을 이용해본다. 단, 확률변수 $K(\overline{xy})$ 를 이용하여 $T(\overline{xy})$ 의 평균의 근사치를 산출할 경우, 본 논문에서는 각각의 피보험자에 대하여 UDD가정을 적용하고, 동시에 두 피보험자의 잔존생존기간 확률변수들이 독립이라 가정해 보고자 한다.

$$E[K(\overline{xy})] = e_{\overline{xy}} = \sum_{k=0}^{\infty} k \times {}_{k}|q_{\overline{xy}} = \sum_{k=0}^{\infty} k \times ({}_{k+1}q_{x} \times {}_{k+1}q_{y} - {}_{k}q_{x} \times {}_{k}q_{y}), \qquad (2.11)$$

$$E[T(\overline{xy})] = \stackrel{\circ}{e}_{\overline{xy}} = \int_0^\infty t \times f_{T(\overline{xy})}(t)dt$$
$$= \int_0^\infty t \times \left(f_{T(x)}(t) + f_{T(y)}(t) - f_{T(xy)}(t) \right) dt = \int_0^\infty t p_{\overline{xy}} dt. \tag{2.12}$$

연생모형에 대한 더 자세한 논의는 Andrejs과 Aleksandra (2001), Youn과 Shemyakin (2001), Hurlimann (2009), Min 등 (2011)을 보라.

2.2. 소수연령 독립 가정 하 완전평균여명의 일반 공식 유도

완전평균여명의 근삿값을 구하기 위해 개산평균여명을 이용하게 되는데, 이 때 소수연령 독립 가정 하에서 공식을 유도한다. 이러한 소수연령 독립 가정을 이용하여 여러 연속확률변수에 대한 계리적 함숫 값을 이산 확률변수에 대한 계리적 함숫값으로부터 근사적으로 산출하는 방법은 Willmot (1997)와 Lee (2008)을 참고하였고, 연생 확률변수를 이용한 완전평균여명을 구하는 방식은 그 산출 공식을 새롭게 유도해 보았다.

우선 함수 $H_1(s)$ 를 (x)의 소수연령에 대한 함수라 가정한다. 함수 $H_1(s)$ 는 다음과 같은 특징을 가지고 있는 함수이다. 함수 $H_1(s)$ 는 $0 \le s \le 1, \ k=0,1,2,\ldots$ 일 때, 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$H_1(s) = \Pr[S \le s | K(x) = k] = \frac{\Pr[(K(x) = k) \cap (S \le s)]}{\Pr[K(x) = k]}$$
$$= \frac{kp_x - k + sp_x}{kp_x - k + 1p_x} = \frac{sq_{x+k}}{q_{x+k}}$$
(2.13)

그리고 $H_1(0) = 0$, $H_1(1) = 1$ 이다.

 $H_1(s)$ 함수를 이용하여 (x)의 개산평균여명으로부터 완전평균여명을 유도하는 방법은 다음과 같다. 우선 식 (2.9)에 잔존생존기간 T(x)가 정수연령인 K(x)와 소수연령 S의 합으로 구성된 확률변수라는 정의를 이용하도록 한다. 물론 이 때, 소수연령 독립가정(FI)을 사용하는데, 이에 대한 증명은 Willmot (1997), Lee (2008), 그리고 Bowers 등 (1997)에서 확인하라.

$$E[T(x)] = \mathring{e}_x = \int_0^\infty t \times f_{T(x)}(t)dt = \sum_{k=0}^\infty \int_0^1 (k+s) \times {}_{k+s}p_x \mu_{x+k+s} ds.$$
 (2.14)

위의 식 (2.14)를 전개하기 위해서는 먼저 사력을 $H_1(s)$ 함수를 이용하여 표현해야 한다.

$$\mu_{x+k+s} = \frac{\frac{d}{ds} \left({}_{s} q_{x+k} \right)}{{}_{s} p_{x+k}} = \frac{\frac{d}{ds} \left(H_{1}(s) \cdot q_{x+k} \right)}{1 - H_{1}(s) \cdot q_{x+k}} = \frac{H'_{1}(s) \cdot q_{x+k}}{1 - H_{1}(s) \cdot q_{x+k}}. \tag{2.15}$$

식 (2.13)과 식 (2.15)를 식 (2.14)에 대입하면 다음과 같이 완전평균여명과 개산평균여명 간의 관계식을 유도할 수 있다.

$$\stackrel{\circ}{e}_x = E[T(x)] = e_x + \int_0^1 s \times H_1'(s) ds = e_x + 1 - \int_0^1 H_1(s) ds.$$
 (2.16)

최종생존자에 대한 개산평균여명으로부터 완전평균여명을 유도해 내기 위해 앞에서 언급했던 동일한 방법으로 각 개인별 소수연령에 대한 함수를 $H_1(s)$, $H_2(s)$ 로 가정하여 유도해 보면 다음과 같다.

$$\stackrel{\circ}{e}_{\overline{xy}} = e_{\overline{xy}} + 1 - \left(\sum_{k=0}^{\infty} {}_{k} p_{xy} \cdot p_{x+k} \cdot q_{y+k}\right) \times \int_{0}^{1} H_{1}(s) ds$$

$$- \left(\sum_{k=0}^{\infty} {}_{k} p_{xy} \cdot p_{y+k} \cdot q_{x+k}\right) \times \int_{0}^{1} H_{2}(s) ds$$

$$- \left(\sum_{k=0}^{\infty} {}_{k} p_{xy} \cdot q_{x+k} \cdot q_{y+k}\right) \times \int_{0}^{1} H_{1}(s) H_{2}(s) ds. \tag{2.17}$$

식 (2.16)과 식 (2.17)의 유도된 식에 소수연령에 대한 독립가정을 이용한 함수 $H_1(s)$ 를 어떻게 정의하여 적용하느냐에 따라 다른 근삿값을 가질 수 있다. 본 논문에서는 각 피보험자들의 소수연령에 대하여 UDD가정을 적용하여 $H_1(s)=s$, $H_2(s)=s$ 을 식 (2.16)과 식 (2.17)에 대입한 완전평균여명의 가치들을 활용해 보고자 한다. 다음의 Table 2.1과 Table 2.2는 그에 대한 결과이다.

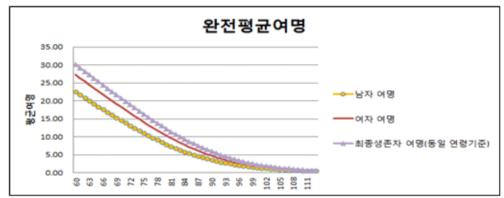
역모기지 모형에 연생모형을 사용해야 하는 타당성을 제시하기 위해 가장 먼저 여자 및 최종생존자에 대한 완전평균여명을 산출해 보았다. 완전평균여명이라는 것은 가입 시점의 가입자 연령을 기준으로 평균 몇 년간 역모기지 계약이 유지되는지에 대해 예측해볼 수 있는 가치이다. Table 2.1과 Figure 2.1를 보면 완전평균여명의 값이 최종생존자, 여자, 남자 순으로 감소한다. 또한, Table 2.2와 Figure 2.2를 통

 ${\bf Table~2.1.}~{\bf Complete~expectation~of~life}$

연령(세)	남자	여자
65	18.40	22.68
66	17.60	21.78
67	16.82	20.88
68	16.06	20.00
69	15.30	19.13
70	14.57	18.27
71	13.85	17.42
72	13.14	16.58
73	12.44	15.76
74	11.75	14.94
75	11.07	14.12

Table 2.2. Complete expectation of life for last-survivor status

남:여	최종생존자	남:여	최종생존자	남:여	최종생존자	여자	여자
(연령)	여명(년)	(연령)	여명(년)	(연령)	여명(년)	(연령)	여명(년)
65:65	25.38	67:65	24.80	69:65	24.32	65	22.68
66:66	24.44	68:66	23.87	70:66	23.39	66	21.78
67:67	23.51	69:67	22.94	71:67	22.47	67	20.88
68:68	22.59	70:68	22.02	72:68	21.55	68	20.00
69:69	21.67	71:69	21.10	73:69	20.64	69	19.13
70:70	20.76	72:70	20.20	74:70	19.74	70	18.27
71:71	19.86	73:71	19.30	75:71	18.85	71	17.42
72:72	18.97	74:72	18.42	76:72	17.96	72	16.58
73:73	18.09	75:73	17.54	77:73	17.09	73	15.76
74:74	17.21	76:74	16.66	78:74	16.22	74	14.94
75:75	16.34	77:75	15.80	79:75	15.37	75	14.12



 $\textbf{Figure 2.1.} \ \ \text{Comparison of complete expectations of life for man, woman, and last-survivor status}$

해 완전평균여명의 값은 부부가 동일 연령일 경우가 연생 가정이 아닌 여자 사망률만을 이용했을 때와 가장 큰 차이를 가짐을 확인할 수 있다. 이것은 다시 말해서 최종생존자가 사망할 때까지 걸리는 시간이 여자가 사망할 때까지 걸리는 시간 보다 더 오래 걸리기 때문에 역모기지 계약이 훨씬 더 장기간 유지될

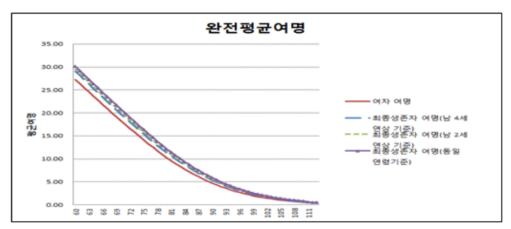


Figure 2.2. Comparison of complete expectations of life for woman, and last-survivor status by age difference

가능성이 높다고 볼 수 있다.

따라서 현행 역모기지의 계산 방법에서 부부 가입 시 최소 연령의 여자 사망률을 사용할 경우 최종생존 자 정의를 이용하여 계산한 대출종료시점보다 과소평가되고 있으므로 현행 방식대로 유지된다면 예측한 대출종료시점보다 장기간 연금을 지급하게 되어 지급여력이 충분하지 못할 상황에 빠질 가능성이 있다. 다음 두 절에서는 앞에서 완전평균여명 값을 이용하여 연생모형 적용의 타당성을 주장했듯이 현행 역모 기지 모형에 연생모형을 적용했을 경우의 최대대출가능금액(principal limit) 및 월지급금이 현행 방식에 비해 어떤 차이를 발생할지 산출해 보도록 한다.

3. 역모기지론의 개념과 월지급금 산출방법

3.1. 역모기지의 개념

두 명 이상의 피보험자를 가입 대상으로 고려할 수 있는 보험의 종류는 굉장히 많지만, 본 논문에서는 부부가 동시에 가입 가능한 역모기지를 연생 모형을 사용할 수 있는 하나의 예로서 활용을 해보고자 한 다. 먼저 간단하게 역모기지에 대한 개념을 다시 한 번 살펴보도록 한다.

Sung과 Kim (2005)는 역모기지론이란 주택소유 고령자를 대상으로 한 노후생활자금 조달형 금융상품으로서 소유주택의 가치를 특별한 형태의 현금호름(주로 연금, annuity)으로 소득화 하는 일종의'주택 담보부 연금형 대출'이라 언급하였다. 역모기지라는 이름은 일반적인 주택담보대출인 모기지론과는 현금호름이 반대로 전개됨을 강조한 표현이다. 역모기지론은 저당권을 설정함과 동시에 소유권을 이전하고, 그 후에 금융기관으로부터 확정 및 종신 연금의 형태로 생활자금을 지급 받고 대출 종료 시 누적원리금을 일시상환하게 되는 구조이다. Table 3.1을 보면 일반 모기지론은 계약기간이 경과함에 따라 상환하는 원리금에 의해 주택대출금의 규모가 감소하지만, 역모기지론은 그 반대임을 알 수 있다. 이외에도 역모기지와 모기지론의 공통점과 차이점은 다음 Table 3.1에서 살펴볼 수 있다.

이 때, 역모기지의 월지급금 지급방식은 종신지급방식과 종신혼합방식으로 크게 분류한다. 종신지급방 식은 수시인출한도 설정 없이 월지급금을 지급받는 방식이나, 종신혼합방식은 수시인출한도 설정 후 나 머지 부분을 월지급금으로 지급받는 방식이다. 본 논문에서는 종신지급방식 중 월지급금을 평생 동안 동일한 금액으로 고정된 정액형에 초점을 맞추어 연생 모형을 적용하고자 한다. 이러한 지급방식은 가

 ${\bf Table~3.1.}~{\bf Comparison~of~reverse~mortgage~and~mortgage}$

	역모기지론	모기지론
목적	노년층의 생활자금 마련 등	주택구입 자금 마련
대상	주택소유자	일정한 소득창출 능력이 있어 상환능력을 보유한 자
대출금 수령	매월 일정금액을 수령	일시금 수령
대출금 상환	주택 등으로 상환	매월 일정금액 상환
순자산 가치	시간경과 시 하락	시간경과 시 상승

입자가 소유주택에 거주하면서 동시에 사망 시까지 매월 일정액을 지급 받는다. 단, 부부 가입 시 월 지급금은 마지막 사망자가 발생할 때 까지 지급된다. 또한, 가입자 사망 시에는 소유 주택을 처분하고 누적원리금을 상환한 뒤 남는 부분에 대해서는 상속인에게 돌려주지만 부족분에 대해서는 별도의 청구가 없다는 장점을 지닌다. 역모기지에 대한 다른 논의는 Kim (2007), Ma과 Cho (2007), Ma과 Synn (2009), Ma (2011), Wang 등 (2011), Kim (2012), Ma과 Deng (2013)을 보라.

3.2. 역모기지의 계리모형

3.2.1. 계리모형에 적용되는 주요 변수 역모기지의 경우 모기지론과 달리 대출기간이 확정적이지 않고 계약자가 사망하거나 계약을 해지할 때까지 장기간에 걸쳐 대출이 이루어진다. 또한, 종료되는 시점에서 주택을 처분함으로써 누적원리금을 상환하기 때문에 주택의 처분가격이 대출금의 상환액에 미치지 못하면 그 차액을 주택금융공사가 지급하게 된다. 따라서 역모기지의 가치 평가를 위해서는 다음의 네가지 주요변수에 대한 적절한 가정 및 모형이 필요하다.

첫 번째 위험요소는 대출생존확률(생명표)이다. 우선 역모기지에 적용할 적정 생명표로는 경험생명표와 국민생명표가 있다. 경험생명표는 일반적인 인구집단을 대상으로 작성되는 국민생명표에 비하여 생명보험회사나 공제조합 등의 가입자에 대한 실제 사망 경험치를 근거하여 작성된다. 이 때, 생명보험 가입자 집단은 일반 인구집단보다 생활환경이 좋고, 또 일정한 진단을 거쳐 선택되었다는 점에서 국민생명표에 나타나는 국민사망률보다 낮게 나타난다. 그러므로 현행 제도에 사용하고 있는 국민생명표를 이용했을 때보다 경험생명표를 이용한 월지급금이 더 보수적으로 산정된다. 이는 정부의 관점에서 경험생명표를 이용했을 때, 공적으로 부담해야할 리스크가 더 적어진다는 것을 의미한다.

따라서 본 논문에서는 현행 역모기지에서 월지급금 산출 시 사용되고 있는 2010년 국민생명표의 여자사망률 대신 제 7차 경험생명표를 사용하여 연생 모형 하에서 대출 종료 확률, 평균여명 및 월지급금을 평가한 후 현행 산출 방식과 비교 분석해 보고자 한다. 더불어, 역모기지는 차입자의 사망 이외에도 살던 집에서 다른 곳으로 이사를 가거나, 담보주택을 매각하거나 또는 만기 이전에 계약자가 대출금을 모두 조기 상환하면 계약이 종료되는 경우가 발생하기 때문에 대출 종료 확률에는 사망률과 함께 중도상환율을 반영해야 한다. 미국의 HECM제도에서는 중도상환율을 여자사망률의 30%로 사용하는데 반해, 우리나라는 여자사망률의 20%를 사용하고 있다. 그러나 본 논문에서는 연생 모형 가정 여부에 따른 역모기지 관련 다양한 값들을 산출 비교하는 것에 의의를 두고자하기에 대출종료 시점을 예측하기 위해 중도상환율 제외한 사망만을 대출 종료 변수로서 활용하고자 남자 사망률과 여자 사망률만을 이용하여 평가해보고자 한다.

다음의 위험요소로는 주택가격 변화율 및 기대이율 있다. 주택가격 변화율은 대출기간이 장기인 역모기지 대출금액 산정에 큰 영향을 미치는 요인이다. 최근 부동산 가격 하락과 더불어 저금리 기조가 지속되고 있다. 따라서 이를 대비하기 위한 방안으로 역모기지 제도에서는 주택가격 변화율의 추세를 고려하여 향후 주택가격의 가치 및 기대이율을 적절하게 산정해야 한다.

마지막 위험요소는 기대보증료이다. 역모기지의 공급 확대와 시장실패를 막기 위해서는 정부보증이 필요하다. 이러한 보증은 일방적인 보조가 아니라 수요자와 공급자의 리스크를 최소화하기 위한 정책수단이다. 따라서 역모기지 수요자는 보증서비스에 대한 가격인 보증료를 지불하여야한다. 보증료는 대출시작 시점의 가용정보를 근거로 장기의 대출 잔액과 주택가격 변화 등 주요 변수에 대한 추정을 통해산정된다. 이 때, 대출 잔액이 주택가격을 초과할 경우 손실을 보전할 수 있는 수준에서 정해야 한다. 현재는 미국 공적보증 역모기지(HECM)을 바탕으로 주택가격의 2%를 초기 보증료로 최초 연금지급일에 납부하고, 대출 잔액의 0.5%를 연 보증료로 매월 납부하도록 설정 되어있다. HECM에 대한 더 자세한 논의는 Szymanoski (1994), Rodda 등 (2000), Ballman (2004), AARP (2005), Bishop과 Shan (2008)을 보라.

이에 본 연구에서는 역모기지 모형에 내재된 다양한 위험요소가 존재하지만, 본 연구의 목적은 연생모형을 이용하여 역모기지에 적용했을 경우 기존 여자 사망률을 적용하는 방식과의 차이를 비교 분석하고자하는 것이기 때문에 오직 대출종료확률, 즉 사망률을 기초로 하여 다양한 값들을 산출해 보고자 한다.

3.2.2. 역모기지의 기본구조 현행 역모기지 산출 방법과 연생모형을 역모기지 산출 시 적용한 방법을 비교하기 위해서 가입자의 연령 및 주택 가치를 기초로 한 최대대출가능금액과 월지급금을 산출하도록한다. 이 절에서는 먼저 Kim (2006), Kim (2008), Ma (2007)이 언급한 기존 역모기지의 산출 방법을살펴 본 후 4절에서는 그와 유사한 방법으로 연생모형을 적용한 산출 방법에 대해 제시해 본다.

3.2.1절에서 살펴본 계리모형에 적용되는 주요 변수들에 입각한 역모기지의 대출금 산정모형의 기본 구조는 다음과 같다.

$$E[L] \le E[MIP]. \tag{3.1}$$

식 (3.1)에서 좌변은 기대손해액이고 우변은 기대보증료 수입을 의미한다. 이 부등식에 적절한 역모기지 관련 변수들의 값을 대입한 뒤 시행착오 방법을 이용하여 식 (3.2), 식 (3.3)으로부터 최대대출가능금액(principal limit)을 찾아낸다. 즉, 역모기지 가입자가 자신이 평생 동안 받을 수 있는 금액을 대출 초기에 일시금으로 받고 이후 시점부터는 수령하는 금액이 0원이라는 극단적인 가정을 이용하게 된다.

$$E[MIP] = \sum_{h=0}^{12(w-x)-1} MIP(h) \times v^h \times \frac{h}{12} p_x$$
 (3.2)

$$E[L] = \sum_{h=0}^{12(w-x)-1} L(h+1) \times v^{h+1} \times \frac{h}{12} p_x \times \frac{1}{12} q_{x+\frac{h}{12}}$$
(3.3)

여기서

E[MIP] = 기대보증료,

E[L] = 기대손해액,

L(h) = h시점에서의 손해액 = $\max[0, (BAL(h) - H(h))],$

 $\mathrm{BAL}(h) = h$ 시점에서의 역모기지 가입자 총 채무액,

i =기대이율,

MIP(h) = h시점에서의 보증료 = $BAL(h-1) \times 보증율$,

M = 주택가격 대비 최대대출가능금액(principal limit)의 비율

= principal limit factor $(M \times H(0) =$ 최대대출가능금액), H(h) = h시점에서의 주택가격, g =평균주택가격상승률, $\omega =$ 한계연령(생명표 상에서 생존자 수가 0인 연령), x =역모기지 가입 연령,

좀 더 세부적으로 식 (3.2)와 식 (3.3)에서 사용되는 주요 변수들과 식을 살펴보면 다음과 같다.

h =개월.

BAL(0) =
$$M \times H(0) + \text{MIP}(0) = M \times H(0) + \hat{\Xi}$$
회보증율 × $H(0)$
= $(M + \hat{\Xi}$ 회보증율) × $H(0)$,
BAL(h) = $[\text{BAL}(h-1) + \text{MIP}(h)] \times (1+i)$
= $(M + \hat{\Xi}$ 회보증율) × $H(0) \times (1 + \text{보증율})^h \times (1+i)^h$,
MIP(0) = $\hat{\Xi}$ 회보증율 × $H(0)$,
MIP(h) = $\hat{\Xi}$ = $\hat{\Xi}$ × BAL(h – h)
= $\hat{\Xi}$ = $\hat{\Xi}$ × h = h =

Kim (2008)는 식 (3.2)와 식 (3.3)을 이용해 주택가격 대비 최고 한도로 대출받을 수 있는 일시금인 최대대출가능금액(principal limit)을 가장 먼저 산정한 후 가입자의 선택 방식에 따라 일시금 인출가능방식(line-of-credit)이 아닌 다른 방식(종신지급방식, 기간확정방식 등)에 대한 지급금을 산출하는 방식에 대하여 언급하였다. 이 때, 만약 가입자가 종신동안 매월 지급받기를 원할 경우에는 대출 만기 시점에서의 예상 대출 잔액이 그 시점에서의 일시금 인출가능방식의 대출 잔액과 일치하는 수준에서 월지급금의 수준을 결정한다. 대출 만기 시점에 일시금 인출가능방식의 대출 잔액과 일치하는 수준에서 월지급금의 수준을 결정한다. 대출 만기 시점에 일시금 인출가능 방식과 종신지급방식의 대출 잔액을 동일하게 맞춰주는 방식으로부터 월지급금을 산출하기 위해선 순대출한도금액(the net value of loan principal)을 확정연금으로 나눈다. 이러한 방식을 principal limit factor method라 하며, 이 방식의 장점은 가입자가 어떤 대출금 지급방식을 선택하더라도 항상 최대대출가능금액의 현재 가치는 변함이 없다는 점이다. 또한, 가입 시점부터 한계연령까지 지급하는 종신확정연금을 월지급금 계산 시 고려하게 되는 데, 그 이유는 비록 한계 연령까지 생존하는 가입자는 극히 드물겠지만 종신생명연금 대신 종신확정연금을 사용함으로 해서 좀 더 보수적으로 윌지급금을 산출할 수 있다는 장점 때문이라 볼 수 있겠다.

다음 절에서는 연생모형을 이용하여 최종사망자가 발생할 때까지 지급할 월지급금의 크기를 산출하기 위한 모형을 제시하고자 한다.

4. 연생 모형을 이용한 역모기지론 분석

4.1. 연생 모형을 이용한 역모기지

3절에서 기존 역모기지의 산출 방법을 살펴보았으나 이번 절에서는 식 (3.1)을 만족하는 최대대출가능 금액(principal limit)을 연생모형을 이용하여 구해보고자 한다. 따라서 2절에서 살펴본 것과 같이 최종 사망자의 완전평균여명이 여자의 완전평균여명 보다 큰 값을 가지게 되는 결과가 실제로 역모기지의 최대대출가능금액과 월지급금의 크기에 어떠한 결과를 가져올지 살펴보기 위해 다음의 모형을 제시하고자

한다. 예측하건데 대출 기간이 최종사망자 상태를 이용할 경우 훨씬 더 장기간 유지되는 점으로 미루어보아 최종사망자 상태의 사망률 적용을 가정한 경우엔 다른 변수들의 값이 고정될 경우 여자 사망률을 적용했을 경우 보다 낮은 월지급금이 산출될 것이라 본다.

부부 가입 시 역모기지의 대출 종료 시점은 가입자 부부 중 마지막 사망이 발생하는 시점이기 때문에 최종생존자 개념을 이용하여 식 (3.1)과 식 (3.2), (3.3)을 변형해 보도록 한다. 최종 생존자 연생 모형 하에서 식 (3.2)는 다음과 같이 두 사람 중 마지막 생존자가 존재하는 한 매월 보증료를 낸다는 가정 하에월 보증료의 기댓값을 구할 수 있다.

$$E[MIP] = \sum_{h=0}^{12(w-x)-1} MIP(h) \times v^h \times \frac{h}{12} p_{\overline{xy}}.$$
 (4.1)

또한, 식 (3.3)은 마지막 사망자가 발생할 경우 그 해당 시점의 대출금의 크기와 주택가치의 크기를 비교하여 주택가치가 대출금의 크기에 미치지 못할 경우 발생하는 손실을 고려해야 하므로 다음과 같이 일정한 시점까지는 적어도 한 명이 생존해 있다가 마지막 사망이 발생하면서 대출이 종료된다는 가정 하에 예상 손실액을 구할 수 있다.

$$E[L] = \sum_{h=0}^{12(w-x)-1} L(h+1) \times v^{h+1} \times \left(\frac{h+1}{12} q_{\overline{x}\overline{y}} - \frac{h}{12} q_{\overline{x}\overline{y}} \right). \tag{4.2}$$

일차적으로 위의 두 식 (4.1)과 (4.2)를 이용하여 최대대출가능금액(principal limit)을 산출 후, 그 최대 대출가능금액을 마지막 사망자가 발생할 때까지 월지급금으로 지급하는 방식으로 각 연령별로 월지급금을 최종적으로 산출하도록 한다. 단, 실제 현행 방식에서는 조기상환율을 여자 사망률의 20% 크기로 가정하여 월지급금 계산 시 고려하고 있으나, 본 논문에서는 역모기지의 산출 모형을 단순화 시켜 대출 종료의 유일한 원인을 사망으로만 이해해 보았다. 또한, 국민생명표가 아닌 제 7차 경험생명표를 이용하여 현행의 제도와 같이 부부 가입 시 최소 연령의 여자 사망률을 적용했을 경우와 최종생존자의 사망률을 적용했을 때 여러 가지 주요 값들을 비교해 보도록 하였다. 따라서 현행 제도하의 월지급금과는 미세한 차이가 발생할 수는 있으나, 그 점에는 초점을 맞추지 않으며 연생모형 사용유무에 따른 차이만을 확인하는데 의의를 두고자 한다.

먼저 각 사망률의 값들을 비교해 본 결과 Figure $4.1 \sim$ Figure 4.3과 같은 결과를 얻었다. 우선 Figure 4.1은 k년 거치기간 후 1년 안에 사망할 확률 $(k|q_x,\ k|q_{xy})$ 을 나타낸 것으로서, Figure 4.1에서 사망확률의 최댓값을 갖는 지점을 살펴보면 남자, 여자, 최종생존자 순으로 최댓값이 발생하였다. 즉, 최종생존자의 대출종료확률 그래프는 남자와 여자의 대출종료확률 그래프 보다 오른쪽으로 이동되어진 형태이다. 또한, 최종생존자의 $k|q_{xy}$ 사망률이 남자나 여자의 사망률에 비해 천천히 증가하고, 또한 가장 높은 연령에서 사망 발생 가능성(대출 종료 가능성)이 높게 관찰되고 있었다. 다시 정리하자면, 역모기지의 부부 가입자는 최종생존자 기준으로 대출종료시점을 예상해보면 초기에는 안정적으로 계약이 유지되다가 여자의 연령을 기준으로 했을 때보다는 조금 더 한계연령에 가까운 시점에서 대출이 종료되는 가능성이 가장 높게 발생하고 있음을 확인할 수 있었다. 이것은 여자 사망률을 이용하여 대출종료 시점을 예측한 것 보다 최종생존자의 사망률을 이용하였을 경우가 훨씬 더 장기간동안 계약이 유지되고 있음을 예상할 수 있었다.

또한, Figure 4.2와 Figure 4.3에서도 동일한 결과를 재차 확인할 수 있었는데, 각 65세 기준으로 k년 안에 사망할 확률 $(kq_{65},kq_{65:65})$ 과 k년 동안 생존할 확률 $(kp_{65},kp_{65:65})$ 을 표시해본 결과, 일정한 기간 동안 생존할 확률, 즉 역모기지를 계속 유지하고 있을 확률이 최종생존자가 가장 높았고, 그리고 여자, 남자 순임을 확인할 수 있었다. 앞의 Figure $4.1\sim4.3$ 에서도 확인했듯이 대출종료시점을 예측하기 위해서

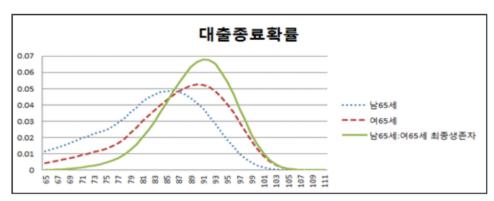


Figure 4.1. Termination probabilities for man, woman, and last-survivor status

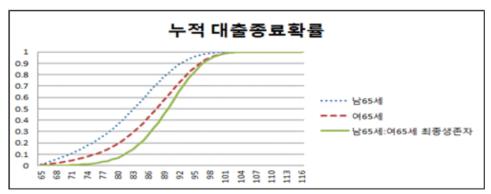


Figure 4.2. Cumulative termination probabilities for man, woman, and last-survivor status

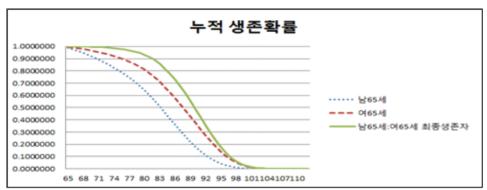


Figure 4.3. Survival probabilities for man, woman, and last-survivor status

는 여자 사망률을 기초로 역모기지의 모형에 적용하는 것보다 최종생존자 사망률을 이용하는 것이 조금 더 안정적이고, 보수적으로 산출된 결과를 얻을 수 있기 때문에 재정 건전성을 확보하는데 기여할 수 있 을 거라 본다.

다음은 앞에 Figure $4.1\sim4.3$ 에서 직관적으로 확인해 볼 수 있었던 결과들을 다시 한 번 간단한 가정을 역모기지 산출방법에 적용하여 조기상환율을 고려하지 않고 오직 사망률만으로 대출 종료 확률을 적용

Table 4.1. Comparison of principal limits for man, woman, and last-survivor status

가입연령(남:여)	최종생존자	남자	여자
60:60	118,522,668	138,924,139	123,961,534
62:62	$125,\!251,\!472$	146,076,948	130,741,690
64:64	132,296,016	153,501,909	137,822,751
66:66	139,657,304	161,190,388	145,206,481
68:68	147,329,988	169,127,414	152,888,072
70:70	155,303,257	177,292,139	160,858,463

Table 4.2. Comparison of principal limit factors for man, woman, and last-survivor status

가입연령(남:여)	최종생존자	남자	여자
60:60	0.3951	0.4631	0.4132
62:62	0.4175	0.4869	0.4358
64:64	0.4410	0.5117	0.4594
66:66	0.4655	0.5373	0.4840
68:68	0.4911	0.5638	0.5096
70:70	0.5177	0.5910	0.5362

Table 4.3. Comparison of annuity payments for man, woman, and last-survivor status

최종생존자 661,799 702,579 745,992	남자 779,274 823,700 870,777	여자 692,168 733,375 777,156
702,579	823,700	733,375
,	,	,
745,992	870,777	777,156
792,240	920,703	823,720
841,534	973,693	873,281
894,105	1,029,993	926,087
	,	,

하였을 때 연령별 최대 대출가능금액과 월지급금의 값들에 대한 분석 결과이다.

가정: 제 7차 경험생명표의 사망률, 기대이자율 6.02%, 주택가격 상승률 3%, 주택가치 3억원, 초회보 증률 2%, 보증료율 0.5%

Table 4.1~Table 4.3 및 Figure 4.4~Figure 4.6은 역모기지에 부부 가입 시 각 해당 성별의 사망률과 최종생존자의 사망률을 적용한 최대대출가능금액(principal limit)과 주택담보대출비율(principal limit factor), 그리고 월지급금을 산출한 결과이다. 이때, 부부의 연령 차이에 따른 최종생존자 상태에 대한 결과들의 차이 또한 비교해 보기 위해 동일 연령, 남자 2세 연상, 남자 4세 연상의 부부를 가정해 보았다. 분석 결과 최대대출가능금액(principal limit)에 따라 주택담보대출비율과 월지급금의 크기가 결정되어지므로 남자, 여자, 그리고 최종생존자 상태로 구분하여 확률을 적용한 결과의 대소 관계는 세 가지의 가치 모두 순서가 동일하다. 최종생존자의 경우 부부의 나이 차와 상관없이(남자 연상 가정) 여자의 사망률을 사용했을 때 보다 최대대출가능금액이 항상 작았으며, 이러한 일시금을 한계연령까지 확정적으로 지급한다는 가정으로 월지급금을 계산한 결과 또한 최종생존자 사망률 사용 방식이 여자 사망률 사용 방식 보다 적은 월지급금이 산출되었다.

이와 같이 현행 방식대로 월지급금을 지급하게 되는 경우 과도하게 산출된 월지급금을 실제로는 마지막 사망자가 발생할 때까지 장기간 지급해야하기 때문에 기대금리나 주택가격상승률의 변화 등에 의해 훨 씬 더 최종생존자 상태의 연생 모형을 이용한 방식보다 재정고갈이 빠른 시기에 도래할 수 있다. 따라서

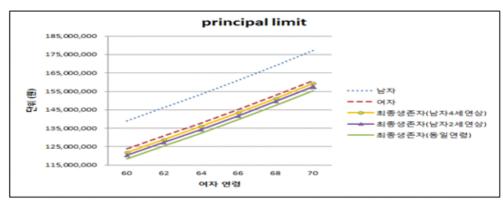


Figure 4.4. Comparison of principal limits for man, woman, and last-survivor status

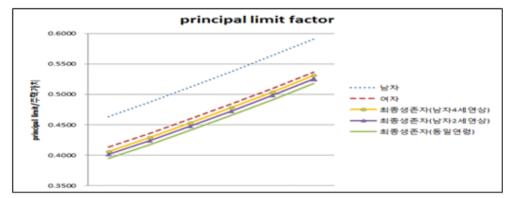
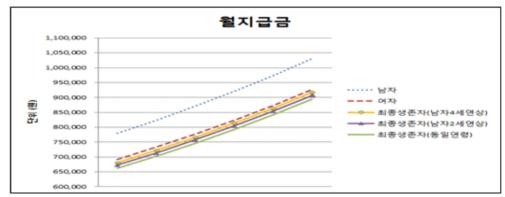


Figure 4.5. Comparison of principal limit factors for man, woman, and last-survivor status



 $\textbf{Figure 4.6.} \ \ \text{Comparison of annuity payments for man, woman, and last-survivor status}$

무엇보다 손실 발생 가능성을 낮추기 위한 적정한 지급금을 산출하기 위해서는 대출 종료 시점을 정확하게 예측하는 것이 매우 중요하며, 역모기지의 정의에 따라 마지막 생존자가 발생하는 시점에 대해 고려하는 방식인 연생 모형을 역모기지 산출 방법에 적용하는 것이 타당함을 최대대출가능금액 및 월지급금계산 결과로부터 확인할 수 있었다.

5. 결론 및 시사점

이미 고령화 사회에 진입한 우리나라의 경우 저 출산 추세와 맞물려 인구고령화에 의한 노인 인구의 부양 및 노후 소득 보장이 큰 사회적인 이슈가 되고 있다. 또한, 국민연금의 재정 고갈로 인해 국민연금의 월지급금 역시 감소하는 추세인 현 시점에서 은퇴 후 소득 보장의 한 방법인 역모기지 또한 리스크 관리 차원에서 재정적으로 그 재원의 충분성을 확보하기 위한 지급여력 평가 및 최대대출가능금액과 월지급금의 적정성을 평가 해 볼 필요가 있다.

다른 일반적인 연금들과 달리 역모기지는 부부 가입의 경우 주택 소유자(또는 그 배우자)가 최종적으로 사망하는 시점까지 연금을 지급하는 연생상품이라 볼 수 있다. 그러나 현행 역모기지에서의 월지급금 산출 방식에는 연생모형이 아닌 국민생명표의 여자 사망률만을 대출 종료 시점의 확률분포로서 사용하고 있는 실정이다. 역모기지와 같이 대출 종료 시점이 확정되어 있지 않은 상품의 경우엔 특히 더 보험사 또는 보증기관이 감당해야 하는 예측하지 못한 리스크가 잠재되어 있으므로, 다른 무엇보다 계약기간에 대한 예측 및 추정이 리스크 관리로서 최우선시 되어야만 한다. 그러므로 본 논문에서는 역모기지의 대출 종료 시점의 확률분포를 위해 연생모형을 사용할 것을 제시하였으며 그 타당성을 세 가지 측면에서 밝혀냈다.

첫 번째로 현행 역모기지의 경우 대출이 종료될 때까지의 기간이 과소평가되는 경향이 있음을 본 논문에서는 여자의 완전평균여명과 최종생존자 상태의 완전평균여명 값을 비교하여 밝혀냈다. 또한, 최종생존자 상태의 사망률 그래프가 여자 사망률 그래프 보다 전체적으로 오른쪽으로 이동한 형태인 것으로 보아 가입 초기에는 대출 종료 확률이 최종생존자의 경우 매우 낮으며, 한계연령에 근접한 시점에 사망률이 높은 것으로 보아 최종생존자 상태의 경우 장기간 대출 계약이 유지될 것임을 알 수 있었다. 두 번째로 최대대출가능금액을 산출하여 비교 분석한 결과, 실제 해당 가입자의 주택가치 대비 대출해 줄 수 있는 한도보다 더 높은 금액으로 현행 역모기지에서 대출을 해주는 형태임을 확인했으며, 마지막으로 현행제도 하에서는 과도한 연금액을 지급하고 있기 때문에 요즘과 같이 주택 가치와 금리가 하락하는 시기에는 더욱 더 역모기지 지급을 보증하는 입장에서는 재정건전성이 악화될 가능성이 크다. 따라서 실제 연금이 지급되는 기간에 대응하는 적절한 월지급금을 산출하기 위해서는 역모기지의 본래 정의에 맞춰 최종생존자 상태를 이용한 연생모형을 사용해야만 현행 방식의 재정 불충분성에 대한 발생 가능성을 줄일수 있다고 본다.

향후 추가적으로 진행해야하는 연구 내용은 본 논문에서 고려하지 않은 역모기지 산출을 위한 주요 변수인 주택가치 상승률, 기대금리, 조기상환율 등을 최종생존자 사망률과 함께 사용한 결과와 살펴볼 필요가 있겠으며, 사망률만을 비교하고자 할 경우에는 두 피보험자의 종속성 및 장기적인 사망률 변화 추세를 예측하여 역모기지의 가치를 평가해볼 필요가 있다고 본다.

References

- AARP(The American Association of Retired Person) (2005). Home Made Money: A Consumer's Guide to Reverse Mortgages
- Andrejs MATIVEJEVS and Aleksandra MATVEJEVS (2001). Insurance Models for Joint Life and Last Survivor Benefits, INFORMATICA, 12, 547–558.
- Ballman, T. E. (2004). The reverse Mortgage Hand Book: A consumer's Guide for Senior Homeowners, Jawbone Publishing Co.
- Bishop, T. B. and Shan, H. (2008). Reverse Mortages: A Closer Look at HECM Loans, *Journal of Economic Literature(JEL)*.
- Bowers, N. L., Jones, D. A., Gerber, H. U., Nesbitt, C. J. and Hickman, J. C. (1997). *Actuarial Mathematics*, Society of Actuaries.

- Hurlimann, W. (2009). Actuarial analysis of the Multiple Life Endowment Insurance Contract, 3rd International Actuarial Association (IAA) LIFE Colloquium, Munich
- Jang, W. W., Eom, Y. H. and Kim, G. H. (2011). On the Guarantee Fee and Monthly Payments of the Reverse Mortgage Loans: an Application of the Interest Rate Risk and Longevity Risk Models, Korean Insurance Journal, 89, 1–39.
- Kim, G. (2006). Understanding Actuarial Model for Reverse Mortgage, Korea Housing Finance Corporation, Monthly Housing Finance Report, 6, 20–35.
- Kim, G. (2007). Future Research Proposal for the Settlement of the Reverse Mortgage System, Korea Housing Finance Corporation, Monthly Housing Finance Report, 7, 14–30.
- Kim, J. (2008). Understanding HECM model for Reverse Mortgages in the United States, Korea Housing Finance Corporation, Monthly Housing Finance Report, 2, 21–38.
- Kim, J. (2012). A Study on the Estimation of Economic Value from Reverse Mortgage, Journal of The Seoul Institute, 13, 77–98.
- Lee, H. (2008). Decerement Models Under Fractional Independence Assumption, The Korean Journal of Applied Statistics, 21, 1045–1063.
- Ma, S. (2007). The Measurement of Loan Termination Probabilities and Reverse Mortgage Insurer's Risks for the Korean Reverse Mortgage, Korea Housing Finance Corporation, Monthly Housing Finance Report, 2, 19–35.
- Ma, S. (2011). Comparison of the Money's Worth Ratios between Reverse Mortgages and Single Premium Immediate Annuity, *Journal of Korean Risk Management Society*, **22**, 3–39.
- Ma, S. and Cho, D. (2007). The Building of New Reverse Mortage Payment Plans in the Korean Housing Market, Journal of Korea Planners Association, 42, 273–290.
- Ma, S. and Deng, Y. (2013). Evaluation of Reverse Mortgage Programs in Korea, NUS Institute of Real Estate Studies Working Papers.
- Ma, S. and Synn, J. W. (2009). Impact of Changes in Prepayment Rate and Mortality Rate on the Risks borne by the Insurer of Reverse Mortgage, Korean Association For Housing Policy Studies, 17, 5–32.
- Min, J., Mary, H. and Johnny, S.-H. L. (2011). Markovian approaches to joint-life mortality, North American Actuarial Journal, 15.
- Rodda, D. T., Herbert, C. and Lam, H.-K. (Ken) (2000). Evaluation Report of FHA's Home Equity Conversion Mortgage Insurance Demonstraion: Final Report, U.S. Department of Housing and Urban Development.
- Sung, J. and Kim, J. (2005). An Analysis of the Life Insurer's Risks in Operating Reverse Mortgage Loan System, Insurance Development Research, 16, 3-32.
- Szymanoski, E. Jr. (1994). Risk and the home equity conversion mortgage, Journal of American Real Estate and Urban Economics Association, 22, 347–366
- Wang, C.-W., Huang, H.-C. and Miao, Y.-C. (2011). Securitization of crossover risk in reverse mortgages, The Geneva Papers, 36, 622-647.
- Willmot, G. E. (1997). Statistical independence and fractional age assumption, North American Actuarial Journal, 1, 84–99.
- Youn, H. and Shemyakin, A. (2001). Pricing Practices for Joint Last Survivor Insurance, Actuarial Research Clearing House.

연생모형을 이용한 역모기지의 분석

백혜연 a · 이선주 b · 이항석 c,1

"성균관대학교 수학과, ^b성균관대학교 보험계리학과, ^c성균관대학교 보험계리학과/수학과 (2013년 5월 22일 접수, 2013년 6월 14일 수정, 2013년 6월 17일 채택)

요 약

연생모형(multiple life model)은 보험계약에서 두 명 또는 그 이상의 피보험자들의 사망 또는 생존의 상태에 따른 보험금을 지급하는 보험 상품의 보험료 결정 및 리스크 관리를 위한 모형이다. 본 논문에서는 부부 가입자 중 마지막 사망자가 발생할 때까지 연금이 지급되는 연생보험의 대표적인 상품인 역모기지를 살펴보고자 한다. 역모기지 상품은 만 60세 이상의 고령자가 소유주택을 담보로 거주하면서 일정액을 대출받지만 대출금을 다시 상환하지 않는 금융상품으로 부부 가입의 경우 대출 기간의 확률분포를 적용하기 위해서는 연생모형을 적용해야만 한다. 그러나 현행역모기지 상품에 있어서 대출한도 및 월지급금 산출 시 연생모형이 적용되지 않고 있으며 우리나라의 경우에는 국민생명표 상의 여자 사망률을 대출 종료(연금지급종료)확률로 활용하고 있다. 여자의 사망률을 이용하는 이유는 보수적인 관점에서 대출 종료 시점을 예측하기 위해 일반적으로 남자보다 여자가 더 수명이 길다는 점 때문이다. 고령화로 인해 수명이 점점 길어지는 추세이기 때문에 역모기지와 같이 계약기간이 확정되어 있지 않은 보험 상품의 경우특히 더 계약 종료 시점에 대한 확률분포가 리스크 관리를 위하여 중요하다. 본 논문의 의의는 역모기지의 발행기관및 보증기관의 적정한 월지급금 지급과 차후 월지급금의 과대지급으로 인한 지급불능을 방지하기 위해 현행 사용하고 있는 모형의 위험률에서 연생 모형으로 변경할 필요성을 실증분석을 통하여 제시한다.

주요용어: 역모기지, 연생모형, 최종생존자, 대출종료확률, 평균여명.

¹교신저자: (110-745) 서울특별시 종로구 성균관로 25-2, 성균관대학교 보험계리학과/수학과, 부교수. E-mail: hangsuck@skku.edu