

## 우리나라 생명보험산업의 자연헤지에 관한 연구

김세중<sup>1</sup>

<sup>1</sup>보험연구원 사회안전망연구실

접수 2017년 1월 10일, 수정 2017년 2월 27일, 게재확정 2017년 3월 10일

### 요약

본 논문은 우리나라 생명보험산업의 장수리스크에 대한 자연헤지가 충분히 이루어지고 있는가를 평가해 보았다. 연금보험과 종신보험 준비금 계산 시 사망률 모형으로는 Lee-Carter 모형을 적용하였다. 사망률 개선 시나리오로는 연금보험과 종신보험 사망률이 모두 10%와 20% 개선되는 경우, 50세 이하 저연령 사망률은 10% 개선되고, 50세 이상 고연령 사망률은 20% 개선되는 경우, 마지막으로 연금보험 사망률은 20% 개선되지만 종신보험 사망률은 10% 개선되는 등 네 가지 시나리오를 살펴보았다. 분석결과 연금보험과 종신보험에 동일한 사망률 충격을 가하는 경우와 고연령의 사망률 개선이 저연령에 비해 빠르게 나타나는 경우 모두 연금보험과 종신보험 준비금의 합은 감소하는 것으로 나타났다. 네 번째 시나리오에서만 전체 준비금은 증가하였으나, 이 경우에도 연금보험 준비금 증가의 60% 이상이 자연헤지에 의해 상쇄하는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 생명보험산업의 장수리스크는 자연헤지를 통해 충분히 관리되고 있다고 판단된다.

주요용어: 연금, 자연헤지, 장수리스크, Lee-Carter 모형.

### 1. 서론

사망률의 급격한 개선 추세는 전세계적으로 공통된 현상이며, 연기금 및 생명보험회사에 있어 중요한 리스크 요인으로 부각되고 있다. 우리나라 국민의 평균수명은 사망률 개선으로 인해 주요 선진국에 비해서 매우 빠르게 증가하고 있다.

고령화의 영향으로 노후소득에 대한 관심이 증가하면서 생명보험산업의 연금보험 비중은 점차 확대되고 있다. 그러나 사망률의 급격한 개선에도 불구하고 보험회사들의 장수리스크에 대한 인식은 높지 않은 것이 사실이다. 생명보험회사들이 장수리스크를 심각하게 인식하지 않는 이유는 첫째, 연금보험의 대부분이 거치연금(deferred annuity) 형태로 판매되고 있으나 유지율이 낮고 제1보험기간(적립기간)이 종료된 시점에서 종신연금 전환율도 낮기 때문이다. 결국 거치연금 계약의 대부분이 종신연금화되지 않을 것으로 예상하기 때문에 보험회사의 장수리스크에 대한 인식이 낮은 것이다. 둘째, 생명보험회사의 종신보험 부채 규모도 상당하기 때문에 연금보험의 장수리스크가 종신보험 보유계약에 의해 자연헤지(natural hedge)되고 있다는 판단이 지배적이다.

이에 본 논문은 우리나라 생명보험산업의 장수리스크가 내부적으로 충분히 관리되고 있는지 평가해 보도록 한다. 이를 위해 생명보험산업의 연금보험과 종신보험 준비금이 사망률(개념상으로는 사망확률 개선 충격이나, 본 연구에서는 용어의 편의상 사망률과 사망확률을 구분하지 않았다) 개선 충격에 어떻게 변화하는 지를 측정하였다. 사망률 개선 충격에 의한 준비금의 변동을 측정하기 위해서는 연금보험

<sup>1</sup> (07328) 서울특별시 영등포구 국제금융로6길 한국화재보험협회빌딩, 보험연구원 사회안전망연구실, 연구위원. Email: sjkim@kiri.or.kr

과 종신보험의 실제 계약규모 데이터를 바탕으로 계약 유지율, 연금전환률 등의 가정과 확률적 사망률 모형에 의해 예측된 사망률 등을 이용하여 실제 생명보험산업의 연금보험과 종신보험 준비금 규모를 근사해야 한다. 사망률 개선 충격에 따른 준비금 변동을 살펴보기 위하여 Lee-Carter 모형에 의해 예측된 사망률과 자산운용이익률을 적용하여 시가법으로 준비금을 측정하였다.

한편 현재 한국 생명보험회사가 감독당국에 제출하는 업무보고서 상의 준비금은 원가법으로 계산되고 있다. 즉 보험상품을 판매하는 시점의 예정사망률과 예정이율을 준비금 산출에 적용한다. 따라서 Lee-Carter 모형에 의한 사망률과 자산운용이익률을 적용하여 시가법으로 측정된 준비금과는 차이를 보일 수 밖에 없다. 따라서 모형에 의한 준비금 산출결과의 적정성을 판단하기 위하여 본 논문의 준비금 산출 모형에서 다른 가정은 그대로 두고 사망률과 이자율을 각각 예정사망률과 예정이자율로 교체한 뒤 계산한 준비금을 업무보고서 상의 준비금과 비교해 보았다.

자연헤지에 관한 연구는 Cox와 Lin (2007) 이후 활발히 진행되어 왔다. Cox와 Lin (2007)은 실증분석을 통해 자연헤지 방법으로 장수리스크를 중화한 보험회사의 경우 그렇지 않은 보험회사에 비해 경쟁력에서 우위를 보이고 있으며, 더 낮은 보험료를 제공한다는 결과를 얻음으로써 자연헤지의 유효성을 강조하였다. 이후 Wang 등 (2010)은 Cox와 Lin (2007)의 연구가 자연헤지에 대한 실제적인 상품 전략을 제공하고 있지 않다고 지적하고 Lee-Carter 모형과 CBD 모형 등 확률적 사망률 모형을 이용하여 사망보험과 연금보험의 최적 상품 포트폴리오 계산을 위한 면역 모형 (immunization model)을 제안하였다. 또한 Tsai 등 (2011)은 Cox와 Lin (2007)의 자연헤지 전략과 CBD 모형을 이용하여 장수리스크에 대한 conditional VaR을 최소화하는 방식으로 보험회사의 최적 상품포트폴리오를 도출하였다. 한편 보험위험과 관련한 국내 논문으로는 Cho 등 (2016)이 있다. 본 논문은 지금까지 생명보험회사의 상품포트폴리오 전략과 관련하여 연구된 자연헤지의 개념을 생명보험산업 전체의 장수리스크가 상품 포트폴리오를 통해 적절하게 관리되고 있는가 라는 문제에 적용한다는 점에서 새로운 시도라 할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 절에서는 우리나라 생명보험 시장의 현황과 상품 포트폴리오 등에 대해 간략하게 살펴본 후, 3절에서는 분석에 사용된 데이터, 가정, 확률적 사망률 모형 등을 설명한다. 4절에서는 분석결과를 살펴보고 마지막 5절에서는 결론 및 시사점을 제공한다.

## 2. 생명보험산업 상품구성 추이

FY1993부터 FY2012까지 20년간 우리나라 생명보험산업의 상품포트폴리오 추이를 살펴보면 1997년 외환위기 이전까지는 연금보험의 비중이 가장 높았던 것을 알 수 있으며 종신보험, 질병보험을 포함하는 보장성보험의 비중은 매우 낮은 수준임을 알 수 있다. 이 당시에는 금리가 높은 수준이었고 연금보험은 비과세 혜택이 주어졌기 때문에 연금보험 수요가 많았던 반면, 사망보장에 대한 부정적인 인식으로 보장성보험 수요는 크지 않았다.

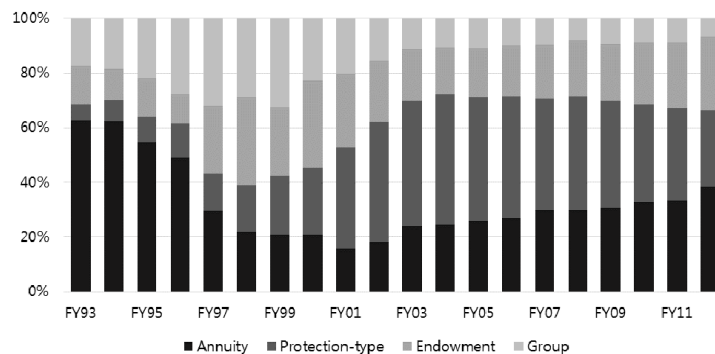


Figure 2.1 Trends of products portfolio in the Koreanlife insurance industry (Source: Insurance Statistics Information Service)

그러나 외환위기 이후 사망보장에 대한 인식 개선과 외국계 보험회사의 적극적 마케팅으로 종신보험 판매가 활성화 되면서 보장성보험 비중은 크게 확대되었다. 2000년대 초반 이후 종신보험 시장이 포화 상태에 이르면서 종신보험의 성장은 둔화 되었으며, 고령화에 대한 우려 확대로 노후소득보장에 대한 니즈가 강화되면서 FY2012까지 연금보험의 비중은 꾸준히 증가하고 있다.

생명보험회사는 종신생존을 담보하는 연금보험과 종신사망을 담보하는 종신보험을 함께 판매함으로써 사망률 개선으로 발생할 수 있는 연금보험의 부채증가 즉, 장수리스크에 대응할 수 있다. FY2012 기준 연금보험 준비금과 종신보험 준비금 규모를 비교해보면 연금보험 준비금이 종신보험 준비금에 비해 1.85배 많은 것으로 나타난다. 하지만 우리나라 연금보험은 대부분 거치연금 형태로 팔리고 있기 때문에 보유계약의 많은 부분이 해지와 일시금 수령 등으로 유출되고 장수리스크를 야기하는 종신연금화 되는 경우는 많지 않다. 따라서 준비금 규모만으로는 자연헤지를 통해 장수리스크가 어느 정도 관리되고 있는가를 판단하기는 어렵다.

한편 FY2012 기준 연금보험과 종신보험 준비금 비중을 회사별로 살펴보면 회사별로 매우 상이함을 알 수 있다. 유일한 연금보험 전문회사 (IBK)와 방카슈랑스 중심의 영업구조를 가지고 있는 생명보험 회사의 경우 연금보험 준비금의 비중이 100%에 가까운 경우도 있는 반면 보장성보험 위주의 영업을 하고 있는 일부 외국사는 연금보험 준비금의 비중이 매우 낮은 것으로 나타났다. 대형 3사의 연금보험 준비금 비중은 각각 71.7%, 58.3%, 60.6% 수준으로 업계 전체 평균인 64.9%와 유사한 수준이다. 회사별로 연금보험과 종신보험의 준비금 비중이 상이하기 때문에 장수리스크 관리 유인 또한 회사별로 상이할 수 있을 것이다. 하지만 생명보험산업 전체적으로 장수리스크가 자연헤지에 의해 적절히 관리된다면, 사망률 스왑을 체결하거나 사업구조가 다른 회사 간 인수합병 등의 방법으로 산업 내에서 장수리스크를 관리하는 것이 가능할 것이다.

### 3. 자연헤지 관점에서의 생명보험산업 장수리스크 측정

#### 3.1. 연구방법

생명보험산업의 연금보험과 종신보험 포트폴리오가 장수리스크를 자연헤지하고 있는가는 사망률의 개선 충격에 대해 연금보험과 종신보험 준비금이 얼마나 변화하는가를 합함으로써 판단할 수 있다. 생명보험산업의 연금보험과 종신보험 준비금을 각각  $V^{annuity}$ 와  $V^{life}$ 라 할 때 두 준비금의 합을  $V$ 라 하자.

$$V = V^{annuity} + V^{life} \quad (3.1)$$

사망률 개선 충격에 대해 연금보험 준비금 ( $V^{annuity}$ )은 증가할 것이며 종신보험 준비금 ( $V^{life}$ )은 감소하게 될 것이나, 자연헤지 관계에 의해 전체 준비금 ( $V$ )은 연금보험 준비금 증가보다 적게 증가하거나 오히려 감소할 수 있다.

본 논문에서는 사망률 개선 충격 시나리오로 네 가지 경우를 가정한다. 첫번째는 사망률이 전체적으로 10% 개선되는 경우이며, 두번째는 사망률이 전체적으로 20% 개선되는 경우이다. 각기 다른 수준의 충격을 고려하는 이유는 사망률 개선 충격의 정도에 따라 준비금의 변화가 일정한가를 살펴보기 위함이다. 사망률 개선 충격을 20%로 가정한 것은 Solvency II의 장수리스크 표준모형 (standard model)에서 적용하는 사망률 개선 충격이 20%임을 반영했기 때문이며, 우리나라의 경우 거치연금 비중이 높아 VaR 99.5%에 해당하는 사망률 충격이 유럽의 solvency II 기준보다 작을 수 있다는 판단 하에 10% 충격을 감안하였다 (Kim (2016)은 우리나라 장수리스크 측정에 적합한 사망률 충격이 10~15% 사이라고 주장하였다). 다음으로는 사망률 개선 충격이 연령에 따라 상이할 수 있다는 점과 연금보험 계약자의 연령이 종신보험 계약자에 비해 고령이기 때문에 고연령 인구집단의 사망률 개선이 저연령에 비해 빠르게

나타날 경우 자연해지 효과가 감소할 수 있다는 점을 고려하여 현재 50세 이하인 저연령 계약자의 사망률에는 10%의 개선 충격이, 현재 50세 이상인 고연령 계약자의 사망률에는 20%의 개선 충격이 발생한 경우를 살펴본다. 마지막으로 연금보험 계약자와 종신보험 계약자 집단의 사망률 개선 정도가 상이할 수 있다는 점을 고려하여 연금보험 사망률은 20% 개선되지만 종신보험 사망률은 10% 개선되는 경우를 살펴본다.

연금보험 준비금  $V^{annuity}$ 은 제1보험기간 (적립기간) 중 해지와 사망으로 인한 환급금에 대한 준비금 ( $V_1^{annuity}$ )과 제1보험기간 종료 후 일시금 수령에 대한 준비금 ( $V_2^{annuity}$ ), 그리고 제2보험기간에서 종신연금을 선택하는 경우에 대한 준비금 ( $V_3^{annuity}$ )으로 구분하여 계산하였다. 본 논문에서는 분석의 편의를 위해 제2보험기간 (연금수령기간)에 종신연금을 선택하지 않는 경우 모두 일시금으로 수령한다고 가정한다. 또한 연금개시연령을 57세로 가정하였고, 57세 이후의 보유계약은 모두 종신연금 계약으로 가정하였다.

$x$ 세 계약자의 해지와 사망으로 인한 환급금 ( $R_s$ )에 대한 준비금은 해지율 ( $S_s$ ), 유지율 ( $M_s$ )과 사망 확률 ( $1q_s$ ), 생존확률 ( ${}_s p_x$ )을 고려하여 아래와 같이 계산된다.

$$V_{1x}^{annuity} = \sum_{s=x}^T \frac{R_s * (S_s + 1q_s) * M_s * {}_s p_x}{(1+r)^{x-s+1}}, \quad x = 17, 22, \dots, 52 \quad (3.2)$$

단,  $T$ 는 연금전환 연령인 57세를 의미한다.

또한  $x$ 세 계약자의 제1보험기간 종료 후 일시금 수령에 대한 준비금은 일시금 수령 시점의 환급금 ( $R_T$ )과 유지율 ( $M_T$ ), 생존률 ( ${}_T p_x$ ) 및 연금전환 확률 ( $C_T$ )를 이용하여 계산된다.

$$V_{2x}^{annuity} = \frac{R_T * C_T * M_T * {}_T p_x}{(1+r)^T}, \quad x = 17, 22, \dots, 52 \quad (3.3)$$

마지막으로  $x$ 세 계약자가 제2보험기간에서 종신연금을 선택하는 경우에 대한 준비금은 유지율 ( $M_T$ ), 연금전환 확률 ( $C_T$ )과 함께 예정사망률과 예정이자율로 계산된 종신연금 수령액 ( $A_s$ )과 생존확률 ( ${}_t p_s$ )에 의해 계산된다.

$$\text{if } x < 57, \quad V_{3x}^{annuity} = \sum_{s=T}^{\omega} \frac{A_s * {}_t p_s}{(1+r)^s} * (1 - C_T) * M_T, \quad x = 17, 22, \dots, 52 \quad (3.4)$$

$$\text{if } x \geq 57, \quad V_{3x}^{annuity} = \sum_{s=x}^{\omega} \frac{A_s * {}_t p_s}{(1+r)^s}, \quad x = 57, 62, \dots, 77 \quad (3.5)$$

위 세가지 준비금을 합산하면  $x$ 세의 연금보험 준비금이 계산되며, 여기에 각 연령에서의 총계약자수 ( $N_x^a$ )를 곱하고 각 연령에 대해 합산함으로써 연금보험 준비금 ( $V^{annuity}$ )이 계산된다.

$$V^{annuity} = \sum_{x=17}^{77} N_x^a * (V_{1x}^{annuity} + V_{2x}^{annuity} + V_{3x}^{annuity}) \quad (3.6)$$

종신보험 준비금  $V^{life}$ 은 종신보험 계약자가 사망하는 경우 지급하는 사망보험금에 대한 준비금 ( $V_1^{life}$ )과 해지하는 경우 지급하는 환급금의 준비금 ( $V_2^{life}$ )의 합으로 계산하였다.

$x$ 세 계약자가 사망하는 경우 지급하는 사망보험금에 대한 준비금은 사망보험금 ( $D_x$ )과 사망확률 ( $1q_s$ ), 유지율 ( $M_s$ ), 생존확률 ( ${}_s p_x$ )로 계산되며,

$$V_{1x}^{life} = \sum_{s=x}^{\omega} \frac{D_x * 1q_s * M_s * {}_s p_x}{(1+r)^{x-s+1}}, \quad x = 17, 22, \dots, 77 \quad (3.7)$$

$x$ 세 계약자가 해지하는 경우 지급하는 환급금의 준비금은 환급금 ( $R_s$ )과 해지율 ( $S_s$ ), 유지율 ( $M_s$ ), 생존확률 ( ${}_s p_x$ )을 통해 아래와 같이 계산된다.

$$V_{2x}^{life} = \sum_{s=x}^{\omega} \frac{R_s * S_s * M_s * {}_s p_x}{(1+r)^{x-s+1}}, \quad x = 17, 22, \dots, 77 \quad (3.8)$$

위 두가지 준비금을 합산하면  $x$ 세의 종신보험 준비금이 계산되며, 여기에 각 연령에서의 총계약자수 ( $N_x^l$ )를 곱하고 각 연령에 대해 합산함으로써 종신보험 준비금 ( $V^{life}$ )이 계산된다.

$$V^{life} = \sum_{x=17}^{77} N_x^l * (V_{1x}^{life} + V_{2x}^{life}) \quad (3.9)$$

한편 준비금의 할인을 위한 이자율 ( $r$ )은 2012년 말 현재 생명보험회사의 자산운용 이익률 수준인 4.8%를 사용하였으며 (리스크 측정을 위한 미래 이자율 또한 An 등 (2014)과 같이 모델링을 통해 분석할 수 있으나, 본 연구에서는 사망률의 변동에 의한 장수리스크만을 고려하기 위하여 미래 이자율이 일정한 것으로 가정하였다) 사망률 변화에 따른 준비금의 영향만을 살펴보기 위하여 할인률은 시간에 따라 변화하지 않는다고 가정하였다.

### 3.2. 데이터

우리나라 생명보험산업의 연금보험과 종신보험 보유계약 관련 데이터는 KIDI (2014)를 이용하였다. 자료집에 수록되어 있는 연금보험 보유계약 데이터는 5세 연령별 가입자수 ( $N_x^a$ )와 총 납입보험료 (일시납의 경우 일시납보험료, 분납의 경우 납입 보험료의 합계)를 제공하며, 종신보험의 경우에는 5세 연령별 가입자수 ( $N_x^l$ )와 사망보험금 ( $D_x$ )을 제공한다. 이러한 자료를 토대로 연금보험과 종신보험 준비금을 근사하기 위해서는 해지율 ( $S_s$ ), 연금전환률 ( $C_T$ ) 등의 가정과 확률적 사망률 모형을 통해 예측한 사망확률 ( ${}_1 q_s$ ), 생존확률 ( ${}_s p_x$ ) 등이 필요하다. 또한 연금보험의 경우 납입보험료를 기초로 해지환급금 ( $R_s$ )과 연금수령액 ( $A_s$ )을 계산해야 하며, 종신보험의 경우에도 보험금을 기초로 한 순보험료를 계산한 후 이를 토대로 해지환급금 ( $R_s$ )을 계산해야 한다. 해지환급금 ( $R_s$ )과 연금수령액 ( $A_s$ ) 계산을 위해서는 생명보험회사가 연금보험과 종신보험의 보험료 산출에 적용한 평균적인 예정사망률 및 예정이율이 필요하며, 이는 다음 절에서 설명한다. 한편 보유계약 데이터는 5세 연령별로 구성되어 있으나 본 논문에서는 분석의 단순화를 위해 중간연령인 17세, 22세, ..., 72세를 대표 연령으로 하였으며, 75세 이상의 경우 가입자수가 매우 적기 때문에 77세를 대표연령으로 단순화 하였다.

**Table 3.1** The number of policies and total premium of annuity

age	number of policies (thousand)		Total premium (million won)	
	male	female	male	female
15-19	49.1	44.8	27.2	25.2
20-24	96.6	118.9	29.9	26.1
25-29	254.3	284.8	28.7	24.8
30-34	461.9	486.0	28.1	25.5
35-39	531.3	603.6	29.7	27.5
40-44	703.5	750.6	32.1	29.7
45-49	646.7	657.0	34.3	31.9
50-54	617.4	626.9	35.3	31.6
55-59	358.2	380.6	36.7	31.3
60-64	140.6	171.3	40.2	33.1
65-69	52.8	74.5	46.2	41.8
70-74	18.6	27.2	63.0	53.4
75+	8.3	16.4	90.7	64.5

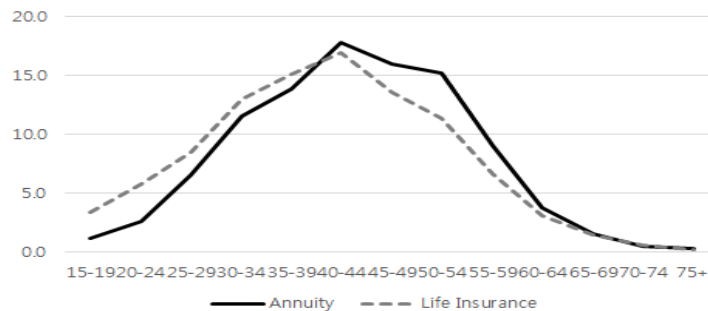
Source: Korea Insurance Development Institute (2014)

**Table 3.2** The number of policies and death benefit of whole life insurance

age	number of policies (thousand)		Policy amount (million won)	
	male	female	male	female
15-19	230.4	181.4	73.7	72.2
20-24	376.7	318.0	65.1	64.7
25-29	542.4	475.7	62.1	59.4
30-34	807.1	753.5	60.0	54.0
35-39	966.2	846.0	60.0	51.3
40-44	1138.0	897.5	61.0	50.2
45-49	907.5	719.0	59.2	48.2
50-54	716.8	648.8	51.7	41.7
55-59	385.0	414.1	41.8	35.4
60-64	155.2	218.0	32.0	28.3
65-69	61.8	119.1	23.8	22.6
70-74	20.4	58.0	15.5	15.0
75+	3.4	20.7	6.1	7.0

Source: KIDI (2014)

가입자의 연령별 분포를 살펴보면 연금보험과 종신보험 모두 30~40대가 주류를 이루는 것을 알 수 있다. Figure 3.1은 연금보험 계약자와 종신보험 계약자의 연령 분포를 보여준다. 그림에서 보는 바와 같이 40세 이하 연령에서는 종신보험 계약자의 비중이 연금보험 계약자 비중에 비해 높게 나타나고 있으며, 40세 이상의 경우에는 반대의 현상이 나타남을 알 수 있다. 따라서 고연령과 저연령의 사망률 개선 충격이 다르게 발생할 경우의 준비금 변화는 연령에 따라 무차별한 충격과 다른 양상을 보일 것으로 기대할 수 있다.

**Figure 3.1** Age distribution of policyholders of annuity and whole life insurance (Source: KIDI (2014))

### 3.3. 기본 가정

연금보험과 종신보험의 실제 준비금을 근사하기 위해서는 생명보험회사가 보유계약의 보험료 산출에 사용한 예정사망률 및 예정이율과 함께 해지율, 종신연금 전환율 등의 가정이 필요하다. 아래에서는 이러한 가정들에 대해 설명한다. 계약자 간에 가입시점의 차이가 존재하기 때문에 보험료 산출시 적용받는 예정사망률과 예정이율 수준은 상이하지만 본 논문에서는 분석의 단순화를 위해 연금보험과 종신보험의 모든 계약이 4년과 7년이 경과한 계약으로 간주하였다.

#### (1) 예정사망률과 예정이율 가정

보험개발원은 3년 단위로 보험료 산출에 적용할 수 있는 경험생명표를 발표한다. 현재 생명보험회사는 자율적으로 보험료를 산출할 수 있으나 보험료 산출에 적용되는 사망률은 보험개발원의 경험생명표

와 크게 다르지 않다고 알려져 있다. 따라서 본 논문에서는 보험회사가 연금보험 및 종신보험의 보험료 산출 시 보험개발원의 경험생명표를 사용한 것으로 가정한다. 경험생명표는 2011년 7회 경험생명표가 발표될 때까지 6번의 개정이 있어왔다. 본 논문에서는 연금보험 계약의 경과기간을 4년으로 가정하였기 때문에 최근 3개 경험생명표인 5회, 6회, 7회 사망률의 평균을 연금보험 보험료 산출에 사용한 것으로 가정하였으며, 경과기간을 7년으로 가정한 종신보험의 경우 4회, 5회, 6회 사망률의 평균을 종신보험 보험료 산출에 사용한 것으로 가정하였다. 보험료 계산에 사용된 예정이자율은 2012년 말 현재 생명보험 업계 평균 수준을 감안하여 연금보험의 경우 5.5%, 종신보험의 경우 5.25%를 사용하였다. 이러한 예정 사망률과 예정이율 가정을 통해 연금보험과 종신보험의 해지환급금 ( $R_s$ ) 및 종신연금 수령액 ( $A_s$ )을 계산하였다.

연금보험과 종신보험의 해지환급금 ( $R_s$ )은 사업비를 감안한 생명보험업계의 평균적인 수준을 고려하였다. 보험계약의 경우 신계약비가 크기 때문에 조기 해지 시 환급금이 기납입보험료에 비해 적은 것이 특징이다. 이를 반영하기 위해 보험상품의 실제 사업비 구조를 적용할 수도 있으나, 본 연구에서는 연금보험과 종신보험의 모든 계약이 4년과 7년이 경과한 것으로 가정하였기 때문에 각 경과시점에서의 평균적인 해지환급금을 적용하는 방식으로 단순화 하였다. 먼저 연금보험의 경우 대략 4년이 경과한 후 기납입보험료의 100%를 환급받는 경우가 일반적인 점을 감안하여 계약 이후 4년이 경과된 시점에서의 환급금을 납입원금 (4년치 보험료)의 100%로 설정하고 이후에는 환급금이 예정이율로 부리되는 것으로 가정하였다. 종신보험의 경우 7년이 경과한 계약의 해지환급금이 7년차 이후 위험보험료의 현재와 같은 수준이라 가정하고 사망확률이 1에 근접하는 110세의 해지환급금을 보장금액으로 가정하여 해지환급금이 110세까지 일정하게 증가하는 것으로 가정하였다.

(2) 해지율 ( $S_s$ )과 종신연금 전환률 ( $C_T$ )

연금보험과 종신보험의 해지 환급금을 계산하기 위해서는 각 보험상품의 평균적인 해지율 자료가 필요하다. Hwang과 Lee (2011)는 지난 10년간의 보험계약 자료를 바탕으로 생명보험 각 상품별 10년 간의 해지율을 분석하였다. 본 논문은 이들의 연구 결과를 바탕으로 연금보험과 종신보험의 해지율이 장기적으로 로그 (log) 함수 형태로 감소한다는 가정을 통해 추정된 해지율을 사용하였다(보험상품의 해지율 추정과 관련한 선행연구로써 Kim과 Lee (2013)는 Cox proportional hazard model을 적용하여 변액연금 해지율을 추정한 바 있다). 즉 10년 간의 해지율 데이터를 이용하여 아래 식을 추정한 후 추정된 모수를 이용하여 계산된 해지율을 준비금 계산에 사용하였다.

$$\text{해지율} = \beta \times \ln(\text{경과연도}) + \alpha \tag{3.10}$$

한편 Hwang과 Lee (2011)의 연구는 금융위기 (global financial crisis)가 포함된 2008년까지의 데이터를 토대로 하였기 때문에 본 논문은 이후 해지율 수준이 하락하고 있다는 사실을 반영하여 연금보험과 종신보험의 전반적인 해지율 수준을 각각 20%, 30% 개선된 것으로 보정하였다.

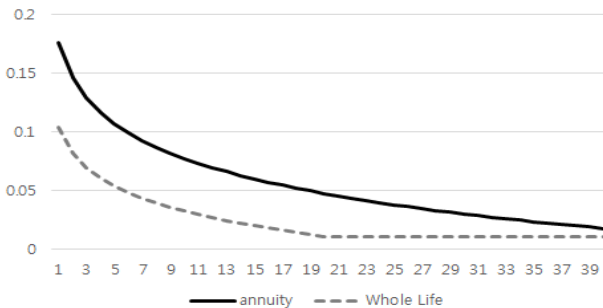


Figure 3.2 Lapse and surrender rate of annuity and whole life insurance

중신보험의 경우 로그함수형태로 추정할 경우 29년 경과시점 이후 음의 해지율이 계산되기 때문에 20년차 해지율인 1.13%가 20년차 이후 기간에도 유지되는 것으로 가정하였다. 이러한 과정을 거쳐 추정한 연금보험과 중신보험의 경과기간별 해지율 가정은 Figure 3.2와 같다. 준비금의 계산에는 연금보험과 중신보험의 평균 경과기간을 감안한 해지율을 적용하였다.

이때 경과기간  $s$ 시점까지 유지된 계약은  $s$ 시점 이전의 경과기간에 해지되지 않은 계약이므로,  $s$ 시점의 유지율 ( $M_s$ )는  $(1 - \text{해지율})$ 을 계약시점부터  $s$ 시점까지 계속적으로 곱함으로써 얻어진다.

$$M_s = \prod_{i=x}^s (1 - S_i) \quad (3.11)$$

연금보험의 중신연금 전환률이 어느 정도 수준인지는 전수조사를 통해 알려진 바가 없다. 따라서 중신연금 전환률 가정 또한 기존의 연구를 바탕으로 하였다. Lee (2013)는 특정 보험회사의 자료를 토대로 세계적격 개인연금 계약자의 연금전환률이 78.9%로 나타난다고 분석하고 있다. 또한 이는 1997년 이전 낮은 예정사망률과 높은 예정이자율의 적용을 받던 계약의 영향이 크며, 1997년에서 2000년 사이 가입한 가입자의 전환률은 59.3%로 낮아진다고 설명하였다. 따라서 연금전환률은 Lee (2013)의 연구 결과보다 다소 낮아질 가능성이 크며 이를 반영하여 본 논문에서는 중신연금 전환율을 70%로 가정하였다.

Table 3.3 Basic assumptions to estimate reserves

Product	Whole life insurance	Annuity
Method of paying premium	20 years	10 years
Assumed interest rate	5.25%	5.5%
Pricing mortality basis	the average of mortality rates in 4th, 5th and 6th experience mortality tables	the average of mortality rates in 5th, 6th and 7th experience mortality tables
Forecasted mortality basis	LC model	LC model
Elapsed year	7 years	4 years
The conversion rate to life annuity	-	70%

### 3.4. 확률적 사망률 모형

본 논문에서는 생명보험회사가 준비금 산출 시 최적 가정에 의한 부채의 시가 평가를 한다고 가정하며, 준비금 산출에 적용하는 사망확률 및 생존확률은 Lee-Carter 모형을 사용하여 예측한다고 가정한다. 우리나라는 아직까지 예정사망률과 예정이자율을 적용한 원가법으로 준비금을 산출하고 있으나 정확한 장수리스크의 크기를 측정하기 위해서는 시가법으로 평가한 준비금의 변동을 살펴보는 것이 적절할 것이다. 다음 장에서는 확률적 사망률 모형으로 CBD모형을 이용한 결과를 비교함으로써 모형리스크에 대한 분석도 추가하였다.

Lee-Carter 모형은 아래와 같이 표현된다.

$$\ln(m_{x,t}) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \epsilon_{x,t} \quad (3.12)$$

이때  $\alpha_x$ 는 각 연령에 대한 평균 사망률 패턴을 보여주고  $\kappa_t$ 는 전반적인 사망률 추세를 나타내며,  $\beta_x$ 는 전반적인 사망률 추세에 대한 각 연령의 민감도를 나타낸다.  $\epsilon_{x,t}$ 는 오차항이다. Lee와 Carter (1992)는 Lee-Carter 모형을 추정하는 방법으로 특이값 분해 (SVD, Singular Value Decomposition) 방법을 제시하였으나 본 논문에서는 J.P.Morgan이 제공한 Lifemetrics 프로그램을 사용하여 MLE (maximum Likelihood Estimation) 방법으로 추정하였다. 계수 추정치의 유일성을 확보하기 위해서는  $\sum_t \kappa_t = 0$ ,  $\sum_x \beta_x = 1$ 의 제약이 부과된다.



### 3.5. 계수의 추정

Lee-Carter 모형 추정에는 통계청의 추계인구 데이터와 사망자수 데이터를 사용하였다. 통계청에서 제공하는 사망자수 데이터는 89세를 최고연령으로 하고 있기 때문에 본 논문에서는 15세에서 89세까지의 인구 및 사망자수 데이터를 Lee-Carter 모형의 추정에 사용하였다.  $\alpha_x$ ,  $\beta_x$  그리고  $k_t$ 의 남녀 추정결과는 Figure 3.3과 같다.

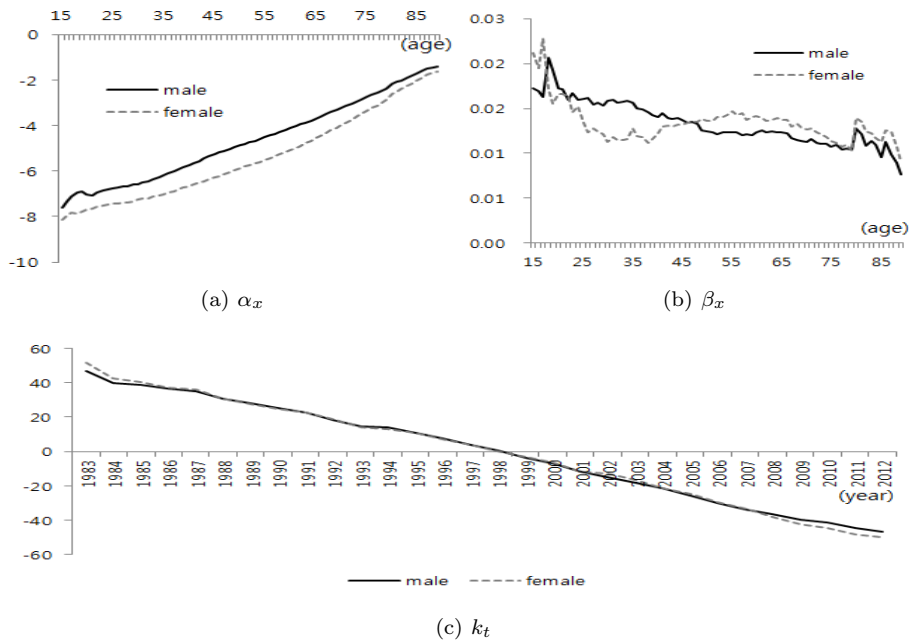


Figure 3.3 Parameter estimation in LC model

평균적인 사망률 수준을 나타내는  $\alpha_x$  추정치는 남성이 여성보다 높게 나타나고 있으며, 이는 전반적으로 남성의 사망률이 여성의 사망률보다 높다는 점을 나타낸다. 또한 남녀 모두 사망률이 추세적으로 개선되고 있기 때문에 사망률 개선 추세를 나타내는  $k_t$  추정치는 감소하는 모습을 보인다.  $k_t$ 는 남녀에서 별다른 차이를 보이지 않고 있으며, 변동성이 작은 직선의 형태로 감소하고 있는 것이 특징이다. 각 연령에서  $k_t$ 에 대한 민감도를 나타내는  $\beta_x$  추정치는 연령이 증가함에 따라 감소하는 모습을 보이고 있다.

### 3.6. 생존확률 예측

Lee-Carter 모형을 이용한 생존확률의 예측은 사망률 추세를 나타내는  $k_t$ 를 ARIMA 모형으로 식별한 후 예측함으로써 수행된다. 본 논문에서는 분석의 편의를 위해 Lee와 Carter (1992)와 마찬가지로 남녀 모든 연령에서의  $k_t$ 를 ARIMA (0,1,0)모형에 적합하였다.

한편 사망관련 데이터가 89세를 최고 연령으로 하고 있기 때문에 준비금 분석을 위해 Lee-Carter 모형으로 추정된 사망률을 한계연령 (limiting age)인 120세까지 연장할 필요가 있다. 이를 위해 본 논문에서는 Lee-Carter 모형으로 예측된 남녀 각 연령별 코호트 사망률 (cohort mortality rate)을 Gompertz-makeham 모형에 최소제곱법 (Least Square Method)을 이용하여 적합시킴으로써 사망률을 120세까지 연장하였다. Gompertz-makeham 모형에서 생존확률은 아래와 같은 형태이다 (Milevsky, 2006).

$${}_t p_x = -At + \exp((x - m)b) * (1 - \exp(Bt)) \quad (3.13)$$

예측된 생존확률은 코호트 연령이 증가할수록 전반적으로 낮아지며 여성의 생존확률이 남성의 생존확률에 비해 높게 나타나고 있다.

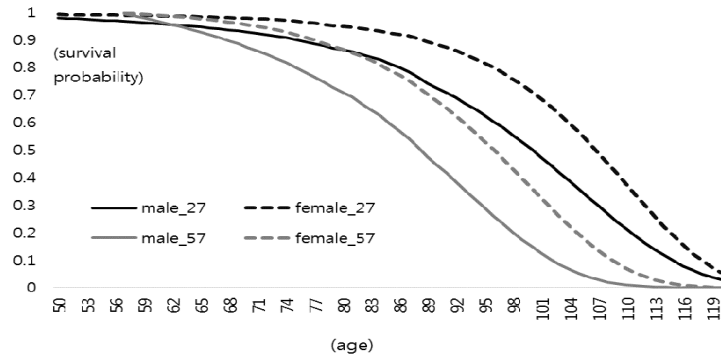


Figure 3.4 Forecasted survival probability for age 27, 57 with LC model

## 4. 분석결과

### 4.1. 연금보험과 종신보험 준비금 추정 결과

Lee-Carter 모형과 자산운용이익률을 적용하여 측정한 시가평가 방식의 연금보험과 종신보험 준비금은 각각 197.6조원과 76.1조 원으로 추정되었다. 이는 2012년 말 기준으로 연금보험과 종신보험의 모든 계약이 4년과 7년 경과한 계약이라는 가정 하에 계산된 금액이다. 연금보험 준비금의 경우 남성과 여성의 유사한 수준으로 나타났으나 종신보험의 경우 남성이 여성에 비해 상당히 큰 것으로 나타났다.

Table 4.1 Estimated reserve of annuity and whole life insurance (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
Male	98.0	47.9	145.8
Female	99.7	28.2	127.9
Total	197.6	76.1	273.7

Source: Author's calculations

그러나 위에서 계산된 준비금은 시가평가 방식으로 측정되었기 때문에 준비금 계산 시 원가법을 사용하는 생명보험산업의 실제 준비금 규모와는 차이를 보일 것이다. 향후 생명보험 준비금 평가에 적용될 IFRS17과 유럽에서 시행중인 지급여력제도 Solvency II의 경우 부채를 시가평가 하도록 하고 있으며, Solvency II는 시가평가 방식으로 평가한 부채의 최선추정치가 사망률 충격에 어떻게 반응하는가를 장수리스크로 정의하고 있다. 본 논문에서도 Lee-Carter 모형과 자산운용이익률을 적용한 시가평가방식의 준비금이 사망률 개선 충격에 어떻게 변화하는가를 평가한다.

단순한 요약 데이터와 다양한 가정에 의한 준비금 추정방식이 현실성을 가지려면 준비금 추정방식 중 다른 가정은 그대로 두고 사망률과 이자율 가정을 원가법에서 사용하는 예정사망률과 예정이자율로 변경하는 경우 추정된 연금보험과 종신보험 준비금이 실제 생명보험산업 준비금 규모와 유사해야 할 것이다.

본 논문의 준비금 산출방식에서 다른 가정은 그대로 두고 예정사망률과 예정이율을 적용한 후 계산한 준비금 규모는 연금보험과 종신보험이 각각 180.7 조원, 87.3조원으로 나타났으며, 이는 업무보고서 상의 준비금 152.7 조원, 79.0조원에 비해 각각 18.3%, 10.5% 많은 금액이다. 이러한 차이는 데이터의 단순성과 각종 가정들의 현실적인 한계로 인해 발생하는 것으로 판단된다.

그러나 본 논문에서는 사망률 개선 충격에 따른 연금보험과 종신보험의 상대적인 준비금 변동을 살펴보는 것이 목적이기 때문에 모형에 의한 연금보험과 종신보험의 준비금 비율이 실제 준비금 비율과 큰 차이를 보이지 않는다면 연구결과의 해석에 큰 영향을 미치지 않을 것이라고 판단된다. 실제로 본 논문의 준비금 산출 모형에서 예정사망률과 예정이율을 적용한 후 계산한 연금보험 준비금은 종신보험 준비금의 2.07배로 업무보고서 상의 연금보험과 종신보험 준비금 비율인 1.93배와 큰 차이를 나타내지 않고 있다. 따라서 모형에 의한 준비금 계산 상의 오차가 준비금 변동 규모에는 일부 영향을 주겠지만 연금보험과 종신보험의 상대적인 준비금 변화에는 큰 영향을 미치지 않을 것이라고 판단된다.

**Table 4.2** Comparison of estimated reserves with Lock-in method and actual reserves (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
a. Estimated reserve with Lock-in method	180.7	87.3	268.0
b. Actual reserve	152.7	79.0	231.7
% difference (a/b-1)	18.3%	10.5%	15.7%

Source: Author's calculations

#### 4.2. 사망률 개선 충격에 따른 준비금 변화

사망률 개선에 의한 준비금 변화를 살펴보기 위하여 Lee-Carter 모형으로 예측한 사망률에 각각 10%, 20%의 개선충격을 가한 경우, 준비금의 변화는 Table 4.3 과 같다. 사망률 개선 충격은 미래 모든 시점과 연령에서의 사망률이 예측한 사망률보다 낮아지는 충격을 의미한다. 즉  $t$ 시점에서  $x$ 세인 개인의 예측된 미래 사망률이  $q_{x,t}$ 이라 할 때, 일정 수준의 개선을 가정한 사망률  $q_{x,t}^{shock}$ 은 아래와 같이 표현되며, 본 연구에서 사망률 개선 정도를 나타내는 충격 요소  $f$ 를 각각 0.1과 0.2로 가정한 것이다.

$$q_{x,t}^{shock} = q_{x,t} \times (1 - f) \quad (4.1)$$

사망률의 10% 개선 충격에 대해 연금보험 준비금은 1.48 조원 증가하는 반면 종신보험 준비금은 2.17조원 감소하였다. 결과적으로 이를 합산하면 연금보험과 종신보험 준비금의 합은 0.69조원 감소하는 것으로 나타났다. 사망률의 20% 개선 충격에 대해서는 연금보험 준비금이 3.08조원 증가하고 종신보험 준비금은 4.45조원 감소하면서 이 둘을 합한 준비금은 1.37조원 감소하게 된다.

**Table 4.3** Change in reserve caused by mortality improvement shock of 10% and 20% (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
Estimated reserve	197.6	76.1	273.7
10% shock <sup>1</sup>	199.1	73.9	273.0
(Variation <sup>2</sup> )	(1.48)	(-2.17)	(-0.69)
20% shock <sup>3</sup>	200.7	71.7	272.4
(Variation)	(3.08)	(-4.45)	(-1.37)

<sup>1</sup>10% shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate is wholly improved by 10%.

<sup>2</sup>Variation is calculated as shocked reserve minus estimated reserve.

<sup>3</sup>20% shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate is wholly improved by 20%.

Source: Author's calculations.

사망률 개선 충격의 정도가 두 배로 확대될 경우 준비금의 변화도 약 두 배 정도 증가함을 알 수 있다. 사망률 개선 충격에 대해 전체 준비금의 합이 감소한다는 것은 사망률 개선으로 인한 연금보험 준비금의 증가를 종신보험 준비금의 감소가 상쇄하고도 남는다는 것을 보여준다. 즉 현재 우리나라 생명보험산업 상품 포트폴리오 하에서 연금보험과 종신보험 계약자의 사망률이 동일한 정도로 개선될 경우 생명보험

산업에는 준비금 상에 손실보다는 이득이 발생하는 것이다. 따라서 연금보험과 종신보험 계약자의 사망률이 동일한 수준으로 개선되는 시나리오에 하에서 우리나라 생명보험산업의 장수리스크는 자연해지를 통해 충분히 관리되고 있으며, 더 나아가 추가적인 장수리스크 인수여력이 존재한다고 할 수 있다.

다음으로 종신보험에 비해 고연령 계약자의 비중이 높은 연금보험에 불리한 사망률 개선 충격으로써 현재 50세 이상인 고연령 계약자의 사망률 개선이 50세 이하 저연령 계약자에 비해 빠르게 나타날 경우 준비금의 변화를 살펴보도록 한다. 이를 위해 현재 50세 이하 저연령 계약자의 사망률은 10% 개선되고 50세 이상 고연령 계약자의 사망률은 20% 개선되는 것으로 가정하였다. 이러한 사망률 개선 충격은 연금보험과 종신보험 계약자 연령구조의 차이를 반영하여 준비금의 변화를 살펴볼 수 있다는 장점이 있을 것이다. 분석결과 연금보험 준비금은 2.65조원 증가하고 종신보험 준비금은 2.92조원 감소하면서 전체적으로 0.28조원의 준비금 감소가 나타났다. 결과적으로 종신보험에 비해 고연령 계약자의 비중이 높은 연금보험에 불리한 사망률 개선 충격이 발생한다 하더라도 본 논문의 가정 하에서는 장수리스크가 모두 자연해지 되는 것으로 나타났다.

이번에는 연금보험과 종신보험에 있어 연금보험에 불리한 사망률 개선 충격이 발생하는 경우를 살펴보기 위하여 연금보험에는 20%의 사망률 개선이 나타나고 종신보험에는 10%의 사망률 개선이 나타나는 경우를 살펴본다. 연금보험과 종신보험 계약자 속성은 동일하지 않기 때문에 사망률 개선 또한 동일하게 나타나지 않을 수 있다. 또한 연금보험 계약자가 연금보험으로 인한 수익을 극대화하기 위해서 종신보험 계약자에 비해 건강관리나 질병예방에 더 적극적일 수도 있으며 이러한 소비자 행동 차이는 사망률 개선의 차이로 나타날 수도 있을 것이다. 이렇게 보험상품 계약자군 별로 비대칭적인 사망률 충격이 발생하는 경우 연금보험 준비금은 3.08조원 증가하고 종신보험 준비금은 2.17조원 감소하면서 전체적인 준비금은 0.91조원 증가하는 것으로 나타났다. 본 논문의 네가지 사망률 개선 충격 가정 중 보험상품 계약자군 별로 비대칭적인 사망률 충격이 발생하는 경우만이 유일하게 준비금 규모가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 여전히 자연해지에 의해 연금보험만을 고려했을 때에 비해 장수리스크는 상당히 감소하게 된다.

**Table 4.4** Change in reserve caused by different mortality improvement shock (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
Estimated reserve	197.6	76.1	273.7
Age different shock <sup>1</sup>	200.3	73.2	273.5
(Variation <sup>2</sup> )	(2.65)	(-2.92)	(-0.28)
Product different shock <sup>3</sup>	200.7	73.9	274.6
(Variation)	(3.08)	(-2.17)	(0.91)

<sup>1</sup>Age different shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate of the less aged policyholders below 50 years old is shocked by 10% and mortality rate of the aged policyholders over 50 years old is shocked by 20%.

<sup>2</sup>Variation is calculated as shocked reserve minus estimated reserve.

<sup>3</sup>Product different shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate of annuity policyholders is improved by 20% and mortality rate of whole life insurance policyholders is improved by 10%.

Source: Author's calculations

지금까지의 결과를 요약하면 다음과 같다. 연금보험과 종신보험만으로 구성된 생명보험산업의 포트폴리오를 가정할 때 연금보험과 종신보험에 동일한 사망률 개선충격은 전체 준비금 규모를 오히려 감소시키는 결과를 보였으며, 연금보험의 비중이 높은 고연령의 사망률 개선이 저연령에 비해 빠르게 나타나는 가정 하에서도 전체 준비금은 감소하였다. 즉 자연해지를 통해 장수리스크가 상쇄되어 사라지게 되는 것이다. 유일하게 연금보험 계약자의 사망률 개선이 종신보험 계약자에 비해 두 배 크게 나타나는 경우에만 전체 준비금은 증가를 보였다. 하지만 이 경우에도 자연해지를 통해 연금보험 준비금 증가분인 3.08조원을 종신보험 준비금 감소가 60% 이상 상쇄하는 것으로 나타났다. 네 가지 시나리오를 종합해

불 때 우리나라 생명보험산업의 장수리스크는 자연헤지를 통해 내부적으로 충분히 관리되고 있다고 판단된다.

4.3. 사망률 모형 리스크

본 논문의 분석은 생명보험회사가 준비금을 시가법으로 평가할 때 Lee-Carter모형을 통해 사망률을 예측한다는 가정에 기초한다. 확률적 사망률 모형을 변경할 경우에도 사망률 개선 충격에 의한 준비금의 변화가 일관되게 나타나는가를 살펴보기 위하여 본 장에서는 사망률 추정 모형으로 Lee-Carter모형 대신 CBD모형을 사용한 경우 사망률 개선 충격에 의한 준비금 변화를 살펴본다. CBD모형은 2006년 Cairns 등 (2006)에 의해 개발된 확률적 사망률 모형으로 로짓 변환한 사망률  $logit(q_{x,t})$ 이 연령에 대하여 선형관계를 따르는 사망률 모형이며 구체적인 모형은 아래와 같다.

$$logit(q_{x,t}) = \log \frac{q_{x,t}}{1 - q_{x,t}} \tag{4.2}$$

$$logit(q_{t,x}) = \kappa_t^{(1)} + \kappa_t^{(2)}(x - \bar{x}) \tag{4.3}$$

CBD 모형의 특징은 시간에 따라 변화하는 기간계수 (period parameter)가 두 개라는 점이다. 따라서 미래 사망률의 예측은 두 개의 기간계수를 ARIMA 모형으로 식별하고 예측함으로써 이루어진다. 본 논문에서는 Lee-Carter모형과 마찬가지로 JP Morgan이 제공하는 lifemetrics 프로그램을 이용하여 MLE방법으로 CBD 모형을 추정하였으며, 분석의 단순화를 위해  $k_t^{(1)}$ ,  $k_t^{(2)}$ 는 모두 ARIMA (0,1,0)로 적합하였다.

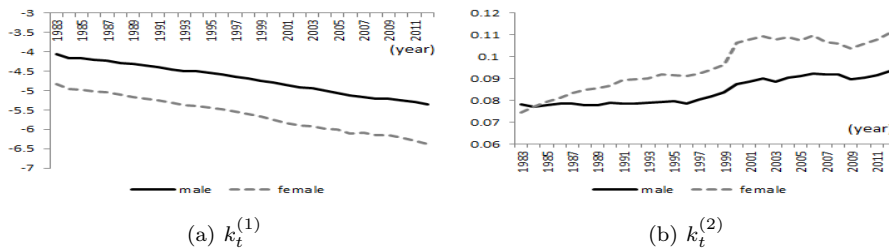


Figure 4.1 Parameter estimation in CBD model

Lee-Carter모형과 CBD 모형으로 예측된 57세 남성의 생존확률은 Figure 4.2 와 같다. 그림에서 보는 바와 같이 CBD 모형으로 추정된 생존확률이 남녀 모두에서 Lee-Carter모형으로 추정된 생존확률에 비해 소폭 낮은 것으로 나타났다.

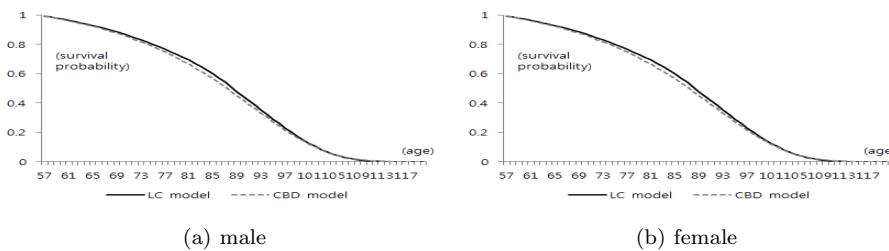


Figure 4.2 Forecasted survival probability for age 57 with LC and CBD model

CBD 모형을 적용하여 계산한 연금보험과 중신보험 준비금 규모는 각각 196.3조원, 77.4조원으로 나타났다으며, Lee-Carter모형보다 생존확률을 낮게 추정함으로써 연금보험 준비금은 0.7% 감소하고, 중신

보험 준비금은 1.7% 증가함을 알 수 있다. 그러나 준비금의 합계는 Lee-Carter모형의 결과와 차이가 없는 것으로 나타났다.

**Table 4.5** Comparison of reserve estimated by applying LC model and CBD model (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
a. CBD model	196.3	77.4	273.7
b. LC model	197.6	76.1	273.7
% difference (a/b-1)	-0.7%	1.7%	0.0%

Source: Author's calculations

Table 4.6은 네 가지 사망률 개선 충격 시나리오에 대한 준비금 변화를 보여준다. Lee-Carter모형과 마찬가지로 연금보험과 종신보험에 동일한 사망률 충격은 전체 준비금 규모를 오히려 감소시키는 결과를 보였으며, 연금보험의 비중이 높은 고연령의 사망률 개선이 저연령에 비해 빠르게 나타나는 시나리오 하에서도 전체 준비금은 감소하는 동일한 결과를 나타내고 있다. 연금보험 계약자의 사망률 개선이 종신보험 계약자에 비해 두 배 크게 나타나는 경우에만 전체 준비금이 증가하는 것 또한 Lee-Carter모형과 동일한 결과이다. 한편 CBD모형으로 계산한 총 준비금의 변화는 Lee-Carter모형으로 계산한 총 준비금 변화에 비해 모든 시나리오에서 0.1조원 정도 크게 나타나고 있다. 결과적으로 확률적 사망률 모형의 선택은 연구의 결과에 큰 영향을 미치지 않는다고 판단된다.

**Table 4.6** Change in reserve caused by mortality improvement shock with CBD model (trillion Won)

	Annuity	Whole life insurance	Total
Estimated reserve	196.3	77.4	273.7
10% shock <sup>1</sup>	197.9	75.2	273.1
(Variation <sup>2</sup> )	(1.55)	(-2.19)	(-0.64)
20% shock <sup>3</sup>	199.6	72.9	272.5
(Variation)	(3.23)	(-4.49)	(-1.27)
Age different shock <sup>4</sup>	199.1	74.4	273.5
(Variation)	(2.78)	(-2.99)	(-0.21)
Product different shock <sup>5</sup>	199.6	75.2	274.8
(Variation)	(3.23)	(-2.19)	(1.04)

<sup>1</sup>10% shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate is wholly improved by 10%.

<sup>2</sup>Variation is calculated as shocked reserve minus estimated reserve.

<sup>3</sup>20% shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate is wholly improved by 20%.

<sup>4</sup>Age different shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate of the less aged policyholders below 50 years old is shocked by 10% and mortality rate of the aged policyholders over 50 years old is shocked by 20%.

<sup>5</sup>Product different shock is shocked reserve under a scenario that mortality rate of annuity policyholders is improved by 20% and mortality rate of whole life insurance policyholders is improved by 10%.

Source: Author's calculations

## 5. 결론

본 논문은 우리나라 생명보험산업이 자연해지를 통해 장수리스크를 내부적으로 충분히 관리하고 있는지 평가하기 위하여 네 가지 사망률 개선 시나리오 하에서 연금보험과 종신보험 준비금의 변화를 살펴 보았다. 분석결과 연금보험과 종신보험에 동일한 사망률 충격을 가하는 경우와 고연령의 사망률 개선이 저연령에 비해 빠르게 나타나는 경우 모두 연금보험과 종신보험 준비금의 합은 감소하는 것으로 나타났다. 연금보험 계약자의 사망률 개선이 종신보험 계약자에 비해 두 배 크게 나타나는 경우에만 전체 준비금은 증가하였으나 사망률 개선에 의한 연금보험 준비금의 60% 이상이 자연해지에 의해 상쇄되는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 생명보험산업의 장수리스크는 현재 자연해지에 의해 충분히 관리되고 있

다고 볼 수 있다. 이는 우리나라 생명보험산업의 연금보험 준비금이 종신보험 준비금에 비해 크지만 연금보험의 대부분이 저치연금이며 낮은 해지율과 종신연금 전환을 등으로 실제 장수리스크는 준비금 규모에 비해 크지 않기 때문이다.

그러나 향후 공적연금제도 약화, 가구구조 변화, 연금보험 계약자 행동 변화 등으로 인해 자연헤지에 의한 장수리스크의 관리 효과가 약화될 수 있을 것이다. 또한 우리나라 생명보험회사는 해지환급금으로 연금전환이 가능한 연금전환 종신보험을 판매하고 있으며, 노후소득에 대한 수요 증가로 이러한 연금전환 종신보험의 연금전환이 가속화될 경우 자연헤지를 위한 상품 포트폴리오 유지가 어려울 수 있다. 따라서 생명보험회사는 장수리스크의 자연헤지가 가능한 상품 포트폴리오 유지에 노력을 기울일 필요가 있으며, 리스크 관리에 부담이 될 수 있는 옵션의 제공에 신중을 기할 필요가 있다. 한편 장기적인 관점에서 장수스왑이나 장수채권 등 장수파생상품을 통한 장수리스크 관리방안의 마련도 고려될 필요가 있을 것이다.

본 논문은 다양한 사망률 개선 충격을 분석하지 못하고 자의적으로 설정한 네가지 시나리오만을 살펴 보았다는 한계를 가지며, 준비금 산출을 위한 모형이 단순화된 다양한 가정 하에서 이루어지고 있기 때문에 실제 생명보험산업 준비금 변화를 정확히 반영하지 못한다는 점, 자료입수의 한계로 인해 2012년 기준의 분석을 수행하였다는 점 또한 한계점으로 지적될 수 있을 것이다. 하지만 보험회사 지급여력제도인 RBC제도에 장수리스크가 새롭게 추가될 예정임에도 생명보험산업 전체의 장수리스크 규모 및 자연헤지를 통한 관리 현황 등에 대한 연구가 부족한 상황에서 본 논문은 시사점을 제공한다 하겠다. 아무쪼록 본 연구가 생명보험산업이 장수리스크를 인식, 측정하고 더 나아가 관리하는 수단을 고민하는데 있어 하나의 기초연구가 될 수 있기를 기대한다.

## References

- An, J., Lee, H. and Ju, H. (2014). Volatility by the level of interest rate and RBC. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **25**, 1507-1520.
- Cairns, A., Blake, D. and Dowd, K. (2006). A two-Factor model for stochastic mortality with parameter uncertainty: theory and calibration. *Journal of Risk and Insurance*, **73**, 687-718.
- Cho, J., Ji, H. and Lee, H. (2016). Bayesian analysis of insurance risk model with parameter uncertainty. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **27**, 9-18.
- Cox, S. and Lin, Y. (2007). Natural hedging of life and annuity mortality risks. *North American Actuarial Journal*, **11**, 1-15.
- Hwang, J. and Lee, K. (2010). *Estimating and forecasting the surrender rate of life insurance product*, KIRI Research Paper, Korea Insurance Research Institute, Korea.
- Insurance Statistics Information Service. <http://www.insis.or.kr>.
- KIDI. (2014). *FY2013 Life insurance statistics book*, Korea Insurance Development Institute, Korea.
- Kim, S. (2016). A study on calculating risk factor for longevity risk in Korea. *Journal of Financial Regulation and Supervision*, **3**, 1-22.
- Kim, Y. and Lee, H. (2013). Estimation of lapse rate of variable annuities by using Cox proportional hazard model. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **24**, 723-736.
- Korean Statistical Information Service. <http://kosis.kr>.
- Lee, K. (2013). Empirical study on the payout choices of tax-qualified individual annuities in Korea. *Journal of Insurance and Finance*, **42**, 37-69.
- Lee, R. and Carter, L. (1992). Modeling and forecasting US mortality. *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 659-671.
- Milevsky, M. (2006). *The calculus of retirement income: Financial models for pension annuities and life insurance*, Cambridge University Press, UK.
- Tsai, J., Wang, J. and Tzeng, L. (2010). On the optimal product mix in life insurance companies using conditional value at risk. *Insurance: Mathematics and Economics*, **46**, 235-241.
- Wang, J., Huang, H., Yang, S. and Tsai, J. (2010). An optimal product mix for hedging longevity risk in life insurance companies: The immunization theory approach. *Journal of Risk and Insurance*, **77**, 473-497.

## Study on natural hedge strategy in Korean life insurance industry

Sejoong Kim<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Department of Aging Research, Korea Insurance Research Institute

Received 10 January 2017, revised 27 February 2017, accepted 10 March 2017

### Abstract

The objective of this paper is to evaluate whether longevity risk is properly managed in Korean life insurance industry by measuring longevity risk in the viewpoint of natural hedge. According to analysis, the sum of the reserve of annuity and that of whole life insurance appears to decrease in the case both reserve of annuity and whole life insurance are shocked by same degree and also the mortality rate of the aged policyholders is improved faster than that of the less aged policyholders. Although the sum of the reserves increases only when the mortality improvement of annuity policyholders is higher than that of whole life insurance policyholders by two times, more than 60% of reserve increase of annuity is found to be offset by natural hedge. Thus, it is judged that the longevity risk of Korea life insurance industry is properly managed by natural hedge.

*Keywords:* Annuity, Lee-Carter model, longevity risk, natural hedge.

---

<sup>1</sup> Research fellow, Department of Aging Research, Korea Insurance Research Institute, Seoul 07328, Korea. Email: sjkim@kiri.or.kr