

장수리스크 측정방식에 관한 비교 연구

A Comparison Study on Methods of Assessing Longevity Risk

김 세 중*

Sejoong Kim

본 논문은 우리나라 사망률 데이터를 이용하여 Solvency II의 표준모형과 내부모형에 적용되는 충격방식(shock approach)과 VaR방식, 그리고 스트레스 방식(stressed trend approach)으로 장수리스크를 측정하고 결과를 비교해 보았다. 또한 각 방식에 대한 모형리스크를 감안하기 위하여 확률적 사망률 모형으로 Lee-Carter모형, Currie모형, CBD모형, CBD2모형 등 네 가지 모형을 적용하였다.

분석결과 충격방식은 사망률 모형에 따른 차이가 크게 나타나지 않으나, 연금계약자의 연령이 증가함에 따라 장수리스크가 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. VaR방식은 장수리스크를 충격방식과 유사한 수준 또는 보다 작은 수준으로 측정하는 것으로 나타나 내부모형으로써의 장점을 가지는 것으로 보인다. 그러나 사망률 모형에 따라 장수리스크 측정 결과에 차이가 많이 나타나는 모형리스크가 존재하는 것으로 판단된다. 스트레스 방식은 VaR방식과 유사한 결과를 얻었으나 신뢰수준 99.5%를 적용할 경우 장수리스크를 과대평가하는 것으로 나타났다. 분석결과 신뢰수준 95~99% 수준이 충격방식과 유사한 결과를 얻는 것으로 판단된다. 한편 이자율 민감도 분석 결과 이자율 하락 시 장수리스크도 확대되는 것으로 나타났다. 우리나라의 RBC제도에 장수리스크가 도입될 경우에는 앞에서 살펴본 충격방식, VaR방식, 스트레스 방식의 장단점이 고려되어야 할 것이다.

국문 색인어: 솔벤시 II, 장수리스크, 표준모형, 내부모형, 충격방식, VaR방식, 스트레스 방식
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051609

* 보험연구원 선임연구원(sjkim@kiri.or.kr)

논문 투고일: 2013. 06. 03, 논문 최종 수정일: 2013. 07. 30, 논문 게재 확정일: 2013. 08. 14

I. 서론

지난 수 십년 간 우리나라 인구의 사망률 개선 추세는 지속되고 있으며, 이에 따라 우리나라 남녀의 평균수명은 1988년 70세를 돌파한 이후 2011년에는 81.2세까지 증가하였다. 사망률 개선 추세는 앞으로도 지속될 것으로 전망되지만 사망률 개선 추세에는 상당한 불확실성이 존재한다. 이러한 사망률 개선 추세의 불확실성은 연금보험을 판매하는 보험회사에 있어 리스크 요인으로 작용하고 있다.

보험 감독당국은 보험회사의 지급여력규제에 있어 자산운용과 관련된 리스크 뿐만 아니라 보험부채 관련 리스크도 중요한 요소로 고려하고 있으며, 유럽지역에서 논의되고 있는 새로운 감독제도 Solvency II는 기존의 Solvency I 또는 미국의 RBC제도와 달리 보험회사의 보험부채 리스크를 보다 세분화하여 접근하고 있다. 이에 따라 Solvency II는 사망률 개선 추세의 불확실성으로 인한 보험회사의 장수리스크를 보험리스크의 하위 모듈로써 명시적으로 포함하고 있다. 유럽지역에서 논의되고 있는 이러한 감독제도 상의 변화는 향후 우리나라 감독제도에도 반영될 것으로 예상된다.

장수리스크는 모형에 기반을 둔(marking to model) 평가방식을 이용하여 측정되며, 이로 인한 측정상의 어려움이 존재한다. Solvency II는 보험회사의 리스크를 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR(Value at Risk) 방식으로 평가하는 것을 원칙으로 하고 있다. Solvency II는 보험회사가 자체적으로 리스크를 분석, 계량화하고 경제적 자본을 산출할 수 있도록 하는 내부모형을 허용하고 있기 때문에 보험회사는 장수리스크 측정을 위하여 확률적 사망률 모형을 구축하고 미래 사망률을 예측함으로써 VaR방식으로 장수리스크를 측정할 수 있다.

하지만 VaR방식을 이용한 장수리스크의 측정에는 많은 자원과 시간이 투입되어야 하기 때문에 Solvency II는 모든 보험회사에 일률적으로 적용할 수 있는 표준모형도 제시하고 있다. 장수리스크 측정을 위한 표준모형은 모든 연령의 사망률이 기대값보다 20% 개선되는 것을 가정한 충격방식(shock approach)으로 정의된다. 한편 장수리스크는 장기간에 걸친 사망률 추세의 변동에 의해 야기되는 리스

크이기 때문에 보유기간 1년의 VaR 개념이 자연스럽지 못하다는 지적이 있다. 따라서 장수리스크를 측정하는 대안으로 모든 연령 사망률의 특정 신뢰수준에 대한 백분위수(percentile)를 가정하는 스트레스 방식(stressed trend approach)이 있을 수 있다.

본 논문에서는 우리나라 사망률 데이터를 이용하여 Solvency II의 표준모형과 내부모형에 적용되는 충격방식과 VaR방식, 그리고 스트레스 방식을 통해 장수리스크를 측정해보고 결과를 비교한 후, 향후 우리나라의 RBC제도에 장수리스크가 도입될 경우의 시사점을 살펴보는 데에 목적이 있다.

Solvency II의 도입이 임박하면서 장수리스크 측정방식에 대한 연구도 활발히 이루어지고 있다. Borger(2010)는 영국 연금계약자 데이터를 이용해 충격방식(shock approach)과 VaR방식을 비교하고 Solvency II 표준모형의 충격요소가 적절한지 평가하였으며, Plat(2011)과 Borger(2012)는 VaR방식에 적합한 새로운 확률적 사망률 모형을 제시하고 있다. Richards et al.(2012)은 England와 Wales지역의 인구 데이터를 대상으로 충격방식과 VaR방식, 스트레스 방식의 측정 결과를 비교하였다. 우리나라에서 보험회사의 장수리스크에 관한 연구는 김석영 외(2007), 김대환 외(2012) 등이 있지만 보험회사의 장수리스크를 실제로 계량화하는 방식에 대한 연구는 미진한 편이다. 본 연구는 다양한 장수리스크 측정방식을 통해 장수리스크를 실제로 산출한 후 비교하고 시사점을 제시한다는 측면에서 기존연구와 차별성이 있다 하겠다.

논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 충격방식과 VaR방식, 그리고 스트레스 방식의 장수리스크 측정방식을 살펴본다. 3장에서는 장수리스크 측정에 사용된 확률적 사망률 모형을 소개하고, VaR방식의 장수리스크 측정방법에 대해 설명한다. 4장에서는 각 방식으로 측정된 장수리스크 측정결과를 비교하고 이자율 민감도를 살펴본 후, 마지막으로 5장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 한계를 지적한다.

II. 장수리스크 측정방식

Solvency II는 장수리스크를 사망률의 개선으로 인해 발생하는 잠재손실(부채의 증가)을 보전할 수 있는 지급능력 요구자본(SCR)으로 측정하며, 지급능력 요구자본(SCR)을 보험회사의 1년 이내 파산확률을 0.5% 이내로 하기 위해 보유하여야 하는 경제적 자본으로 정의하고, 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR로 측정하도록 하고 있다¹⁾. 아래에서는 Solvency II의 표준모형과 내부모형에 적용되는 장수리스크 측정방식인 충격방식과 VaR방식 그리고 VaR방식의 대안으로 생각할 수 있는 스트레스 방식의 장수리스크 측정방식을 설명한다.

1. 충격방식(shock approach)

Solvency II의 표준모형은 내부모형과 같은 복잡성을 배제하고 모든 보험회사가 쉽게 적용할 수 있는 방식을 지향한다. 따라서 표준모형은 모든 연령의 사망률이 기대값보다 20% 개선되는 것을 가정하여 계산한 연금부채와 사망률의 기대값으로 계산한 연금부채 최선추정치의 차와 같이 단순화된 충격방식으로 장수리스크를 측정한다.

$m_{x,t}$ 를 t 시점에 x 세인 개인의 기대 사망률이라 할 때, 일정 수준의 개선을 가정한 사망률 $m_{x,t}^{shock}$ 은 아래와 같이 표현되며, Solvency II에서 사망률 개선 정도를 나타내는 충격 요소 f 는 0.2로 가정된다²⁾.

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

충격방식에 의한 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{shock} 은 사망률의 기대값으로 계산한

1) CEIOPS, QIS5 Technical Specifications, 2010.

2) 유럽보험감독자기구(CEIOPS)는 Solvency II 장수리스크 측정을 위한 표준모형의 사망률 개선 정도를 당초 25%로 설정하였으나 25%의 사망률 충격이 지나치게 보수적이라는 지적에 따라 2010년 QIS5부터는 사망률 개선 정도를 20%로 조정하였다.

순자산가치(NAV, Net Asset Value)와 모든 연령의 사망률이 기대값보다 20% 개선 되는 것으로 가정한 사망률로 계산한 순자산가치의 차로 정의된다. 이때 A_0 를 0 시점에서 평가한 자산의 시장가치, BEL_0 를 0시점에서 평가한 연금부채 최선추정치로 정의하면 순자산가치는 $NAV_0 = A_0 - BEL_0$ ³⁾와 같다. 자산가치 A_0 가 사망률 개선과 독립임을 가정하면 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{shock} 은 사망률 개선을 가정한 연금부채의 크기와 연금부채 최선추정치의 차로 측정된다.

$$\begin{aligned} SCR_{long}^{shock} &= NAV_0 - (NAV_0 | longevity shock) \\ &= (BEL_0 | longevity shock) - BEL_0 \end{aligned} \quad (2)$$

본 논문은 연금부채를 x 세의 개인에게 94세까지⁴⁾ 매년 1원의 연금수령액을 연말에 지급하는 정기연금부채로 가정하였다. 이때 적용되는 할인율은 2008년 금융위기 전후를 포함한 최근 6년간의 5년 만기 국공채 금리 평균수준인 4.5%로 가정하였다. ${}_t p_x$ 를 x 세의 개인이 t 시점까지 생존할 확률의 기대값이라 할 때 0시점에서의 연금부채 최선추정치 BEL_0 은 아래와 같다.

$$BEL_0 = \sum_{t=1}^{94-x} e^{-0.045t} {}_t p_x \quad (3)$$

-
- 3) 일반적으로 순자산가치 NAV는 자산의 시장가치와 부채의 시장가치의 차로 정의된다. Solvency II에서 부채의 시장가치는 부채의 최선추정치와 리스크 마진(Risk Margin)의 합으로 구성되는데, 리스크 마진은 미래 지급능력 요구자본(SCR)을 통해 계산된다. 따라서 순자산가치의 계산에 리스크 마진을 고려하게 되면 지급능력 요구자본(SCR) 계산 시 순환(circular) 문제가 발생하므로 리스크 마진은 순자산가치 계산에서 제외한다.
- 4) 통계청을 통해 입수가 가능한 데이터의 한계로 분석대상 연령을 94세까지로 한정하였으며, 이에 대해서는 3장에서 설명한다.

2. VaR방식⁵⁾

내부모형을 이용한 장수리스크는 Solvency II의 원칙에 따라 확률적 시나리오 생성을 통해 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR로 계산된다. 따라서 내부모형에 의한 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{VaR} 을 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$SCR_{long}^{VaR} = \operatorname{argmin}_x \left\{ P\left(NAV_0 - \frac{NAV_1}{1+r} > x\right) \leq 0.005 \right\} \quad (4)$$

즉, 사망률 개선으로 야기된 순자산가치의 감소($NAV_0 - \frac{NAV_1}{1+r}$)로 인한 보험회사의 1년 이내 파산확률을 0.5% 이내로 하기 위해 보험회사가 보유해야 할 경제적 자본의 크기 x 가 장수리스크의 지급능력 요구자본(SCR)이다.

1시점의 자산 A_1 은 0시점의 자산 A_0 및 A_0 의 운용수익과 1시점 현금흐름 CF_1 의 합이다. 즉시연금보험의 경우 1시점의 현금흐름은 연금지급액에 해당하므로 음수가 된다. 편의상 운용자산 수익률과 할인율은 모두 r 로 같다고 가정한다.

$$A_1 = A_0(1+r) + CF_1 \quad (5)$$

따라서

$$\begin{aligned} NAV_0 - \frac{NAV_1}{1+r} &= (A_0 - BEL_0) - \frac{A_1 - BEL_1}{1+r} \\ &= (A_0 - BEL_0) - \frac{A_0(1+r) + CF_1 - BEL_1}{1+r} \\ &= \frac{BEL_1 - CF_1}{1+r} - BEL_0 \end{aligned} \quad (6)$$

이므로 내부모형에 의한 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{VaR} 은

5) VaR방식에 관한 설명은 Berger(2010)를 참고하여 정리하였다.

$$SCR_{long}^{VaR} = \operatorname{argmin}_x \left\{ P\left(\frac{BEL_1 - CF_1}{1+r} - BEL_0 > x\right) \leq 0.005 \right\} \quad (7)$$

로 재정의된다. 결국 내부모형에 의한 장수리스크는 사망률의 확률적 시나리오를 통해 계산된 연금부채의 VaR값($BEL_0^{VaR} = \frac{BEL_1 - CF_1}{1+r}$)과 사망률의 기대값으로 계산한 연금부채 최선추정치 x 의 차로 측정되며, 이를 VaR방식이라 정의하기로 한다.

위 식을 살펴보면 VaR방식으로 계산된 장수리스크가 두 가지 요소로 분리될 수 있음을 알 수 있다. 하나는 1시점의 현금흐름 CF_1 에 영향을 주는 1년 후 사망률의 변동성리스크이며, 또 다른 하나는 1시점의 연금부채 최선추정치 BEL_1 에 영향을 주는 1년 이후 기간의 사망률 추세리스크이다. VaR방식을 이용한 장수리스크의 측정은 이 두 가지 요소를 모두 고려해야 하기 때문에 계산방법이 간단하지 않다. Lee-Carter모형과 같은 기존의 사망률 모형으로 VaR방식의 장수리스크를 계산하기 위해서는 1년 후의 사망률 시나리오를 생성한 후 각 시나리오를 실제 데이터로 간주하여 1년 이후 기간의 사망률 추세를 추정하는 2단계의 추정절차가 필요하다. 이에 대한 구체적인 내용은 3장에서 설명하기로 한다.

3. 스트레스 방식(stressed trend approach)

Solvency II의 요구자본이 보험회사의 1년 이내 파산확률을 0.5% 이내로 하기 위해 보유하여야 하는 경제적 자본으로 정의되기 때문에 모든 리스크는 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR 개념으로 일관성 있게 계산되어야 한다. 하지만 장수리스크는 장기간에 걸친 사망률 추세의 변동에 의해 야기되는 리스크이기 때문에 이러한 VaR 개념이 부자연스럽다는 지적이 있다. 또한 앞에서도 살펴 보았듯이 장기적인 특성을 갖는 장수리스크를 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR로 계산하는 것은 계산 상의 복잡성을 야기한다. 따라서 장수리스크를 측정하는 대안으로 모든 연령 사망률의 백분위수(percentile)로 부채를 계산하는 방법을 생각할 수 있다. Richard et al.(2012)은 이를 스트레스 방식(stressed trend approach)이라 부르

고 있다.

$m_{x,t}^\alpha$ 를 t 시점에 x 세인 개인 사망률의 신뢰수준 α 백분위수(percentile) 사망률이라 할 때 스트레스 방식의 사망률 $m_{x,t}^{stress}$ 는 아래와 같이 표현되며, 본 연구에서는 신뢰계수를 VaR방식과 같이 99.5%로 가정한다.

$$m_{x,t}^{stress} = m_{x,t}^\alpha \quad (8)$$

스트레스 방식에 의한 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{stress} 은 사망률의 기대값으로 계산한 순자산가치와 모든 연령 사망률의 백분위수로 계산한 순자산가치의 차로 정의할 수 있다. 이를 정리하면 지급능력 요구자본 SCR_{long}^{stress} 은 사망률의 백분위수로 계산한 연금부채의 크기와 연금부채 최선추정치의 차로 측정된다.

$$\begin{aligned} SCR_{long}^{shock} &= NA V_0 - (NA V_0 | stressed trend) \\ &= (BEL_0 | stressed trend) - BEL_0 \end{aligned} \quad (9)$$

스트레스 방식은 VaR방식과 같이 회사 고유의 리스크를 반영하면서도 충격방식과 같은 계산의 편리성을 고려한 절충적인 방식이라 할 수 있다.

III. 연구방법

1. 확률적 사망률 모형

장수리스크를 측정하기 위해서는 미래 사망률 예측을 위한 확률적 사망률 모형이 필요하다. 본 논문에서는 사망률 모형의 선택에 따른 모형리스크를 살펴보기 위해 대표적인 확률적 사망률 모형인 Lee-Carter모형, Cairns et al.(2006)이 제안한 CBD모형과 함께 우리나라 사망률 데이터에 나타나는 코호트 효과(cohort effect, 태어난 해에 따라 사망률 개선정도가 차이를 보이는 현상)를 반영한 Currie의 확장

Lee-Carter모형, 3요인 확장 CBD모형(CBD2모형)을 분석 대상으로 하였다⁶⁾. 각 사망률 모형은 아래와 같다.

가. Lee-Carter모형(LC모형)

Lee-Carter모형은 연령(age)계수와 기간(period)계수로 로그 사망률($\log(m_{x,t})$)을 설명하는 모형이다. 연령계수 $\beta_x^{(1)}$ 은 각 연령에서의 평균적인 사망률을 나타내며, 기간계수 κ_t 는 시간에 따른 전반적인 사망률 개선 정도를 나타낸다. $\beta_x^{(2)}$ 는 각 연령의 기간계수 민감도를 나타낸다.

$$\log(m_{x,t}) = \beta_x^{(1)} + \beta_x^{(2)} \kappa_t \quad (10)$$

κ_t 는 ARIMA 모형으로 모형화될 수 있으며, 미래 사망률의 변동성을 반영한다. Lee-Carter모형의 유일한 계수추정치들을 보장하기 위해서는 아래와 같은 제약조건이 필요하다.

$$\sum_t \kappa_t = 0, \sum_x \beta_x^{(2)} = 1$$

나. Currie모형

Currie(2006)는 Lee-Carter모형에 코호트 효과(cohort effect, 태어난 해에 따라 사망률 개선정도가 차이를 보이는 현상)를 추가한 확장 Lee-Carter 모형을 제안하였다. Cairns et al.(2009)은 평활화 과정을 생략한 Currie모형을 분석에 이용하였으며, 본 논문에서도 이를 따르도록 한다. Currie모형은 기간효과 민감도 계수와 코호트 효과 민감도 계수를 모두 $1/n_a$ 로 단순화하였다. 이때 n_a 는 추정에 사용된 연령의

6) 확률적 사망률 모형에 관한 설명은 Cairns et al.(2009)과 이를 정리한 김세중(2012)을 참고하였다.

수이다.

$$\log(m_{x,t}) = \beta_x^{(1)} + n_a^{-1} \kappa_t + n_a^{-1} \gamma_{t-x} \quad (11)$$

Currie모형 또한 유일한 계수추정치를 보장하기 위해 $\sum_t \kappa_t = 0$, $\sum_{x,t} \gamma_{t-x} = 0$ 의 제약이 부과된다.

다. Cairns-Blake-Dowd 모형(CBD모형)

Cairns et al.(2006)은 로그 사망률이 아닌 로짓 변환한 사망확률을 종속변수로 하는 2요인 모형을 제시하였다. Lee-Carter모형과 Currie의 확장 Lee-Carter모형은 기간 계수 κ_t 가 하나인데 반해 CBD모형은 기간계수가 $\kappa_t^{(1)}$, $\kappa_t^{(2)}$ 로 두 개이다. 로짓 변환한 사망확률은 $\text{logit}(q_{x,t}) = \log \frac{q_{x,t}}{(1-q_{x,t})}$ 로 정의되며 CBD모형은 아래와 같다.

$$\text{logit}(q_{x,t}) = \beta_x^{(1)} \kappa_t^{(1)} + \beta_x^{(2)} \kappa_t^{(2)} \quad (12)$$

모형의 단순화를 위하여 $\beta_x^{(1)} = 1$, $\beta_x^{(2)} = (x - \bar{x})$ 로 가정하며 이 경우 $\kappa_t^{(1)}$ 은 연령에 관계없이 사망률이 추세적으로 개선되는 정도를 의미하고 $\kappa_t^{(2)}$ 는 연령에 따른 사망률 개선정도의 차이를 나타낸다. 한편 계수추정에 있어 제약조건은 없다.

$$\text{logit}(q_{x,t}) = \kappa_t^{(1)} + \kappa_t^{(2)}(x - \bar{x}) \quad (13)$$

라. 2차항을 추가한 확장 CBD모형(CBD2모형)

CBD2모형은 CBD모형에 코호트 효과를 고려하고 로짓 변환한 사망확률의 연령에 대한 비선형성을 감안하기 위하여 연령의 2차 항에 대한 기간계수를 추가한 모형이다. 이때 σ_x^2 는 연령 x 의 분산이다.

$$\text{logit}(q_{x,t}) = \kappa_t^{(1)} + \kappa_t^{(2)}(x - \bar{x}) + \kappa_t^{(3)}((x - \bar{x})^2 - \hat{\sigma}_x^2) + \gamma_{t-x} \quad (14)$$

$\kappa_t^{(1)}, \kappa_t^{(2)}, \kappa_t^{(3)}$ 는 각각 사망률의 수준(level), 기울기(slope), 곡률(curvature)로 해석될 수 있으며, 계수의 추정을 위하여 $\sum_{c \in C} \gamma_c = 0, \sum_{c \in C} c\gamma_c = 0, \sum_{c \in C} c^2\gamma_c = 0$ 의 제약이 부과된다.

마. 확률적 사망률 모형의 계수 추정방법

$D_{x,t}$ 를 t 연도에 x 세인 사망자 수라 하고 $E_{x,t}$ 를 t 연도에 x 세인 평균 인구라 정의하면 사망률 $m_{x,t}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$m_{x,t} = D_{x,t}/E_{x,t} \quad (15)$$

이때 사망확률 $q_{x,t}$ 는 아래와 같이 계산된다.

$$q_{x,t} = 1 - \exp(-m_{x,t}) \quad (16)$$

모든 확률적 사망률 모형의 계수는 사망자수가 Poisson 분포를 따른다는 가정 하에 최대우도추정법(MLE, Maximum Likelihood Estimation)으로 추정하였다⁷⁾⁸⁾.

사망률 모형의 적합도 비교는 베이즈 정보 기준(Bayesian Information Criterion(BIC))을 사용한다. BIC는 추정모형의 최대로그우도값에 계수의 증가에 따른 페널티를 추가한 형태로 정의된다.

$$BIC = l(\hat{\phi}) - \frac{1}{2} K \ln N \quad (17)$$

7) Brouhns et al.(2002)

8) 확률적 사망률 모형의 계수 추정과 미래 사망률 예측에는 J.P Morgan이 제공하는 Lifemetric 프로그램을 수정하여 사용하였다.

이때 $\hat{\phi}$ 는 계수들의 최대우도 추정치이며, N 은 데이터의 수, K 는 추정계수의 수를 의미한다. 우리나라 남성 사망률 데이터를 이용하여 추정한 4가지 사망률 모형의 BIC계산 결과는 <표 1>과 같다. 적합도 계산결과 Currie 모형, CBD2 모형과 같이 코호트 효과를 감안한 확률적 사망률 모형의 적합도가 높게 나타남을 알 수 있다.

<표 1> 확률적 사망률 모형의 적합도(BIC) 비교

확률적 사망률 모형	BIC
LC	-10106,65
Currie	-6855,63
CBD	-15478,86
CBD2	-6737,11

주: BIC값이 클수록 모형의 적합도가 높음을 의미한다.

2. 계수 불확실성을 고려한 사망률 시나리오 생성

유럽보험감독자기구(CEIOPS)는 장수리스크의 측정 요소에 추정계수리스크를 포함하고 있으며, 따라서 장수리스크 측정 시 추정계수리스크를 반영하기 위한 방법이 필요하다.

미래 사망률에 내재하는 불확실성은 다음과 같은 두 가지 요인에 의해 발생한다. 첫째, 사망률 추세를 의미하는 기간계수 κ_t 를 예측할 때 나타나는 예측오차이며 이는 단기적으로 사망률이 사망률 추세를 벗어나는 변동성리스크를 유발한다. 기간계수 κ_t 를 표류항(drift)을 갖는 임의보행 모형으로 모형화하면 사망률 추세는 아래와 같은 관계에 의해 예측되며 이때 예측오차 ϵ_t 의 표준편차 σ_ϵ 이 변동성리스크의 유발요인이 된다.

$$\kappa_{t+1} = \mu + \kappa_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim (0, \sigma_\epsilon) \quad (18)$$

둘째, 모형의 추정계수에 존재하는 계수 불확실성(parameter uncertainty)이다. 특히 사망률 추세를 의미하는 기간계수 κ_t 의 계수 불확실성은 추세리스크를 야기한다. 그런데 미래 사망률은 불확실성을 야기하는 두 요인에 대해 비선형이기 때문에 계수 불확실성을 독립적으로 계산하여 내부모형에 반영하기는 어렵다. 따라서 미래 사망률 시나리오 생성 과정에서 계수 불확실성을 반영하는 방법이 일반적이다.

미래 사망률 시나리오 생성 시 계수 불확실성을 고려하기 위한 방법으로는 MCMC 방법(Markov Chain Monte Carlo)을 사용하는 베이지언 방식⁹⁾, 사망자수 $D_{x,t}$ 에 포아송분포를 적용하여 샘플링하는 준모수적 부트스트랩 방식(semi-parametric bootstrapping)¹⁰⁾, 사망자수 추정치의 잔차를 이용한 잔차 부트스트랩 방식(residual bootstrapping)¹¹⁾ 등이 있다. 본 논문에서는 이중 잔차 부트스트랩 방식을 이용하여 미래 사망률 시나리오 생성에 계수 불확실성을 감안하였으며, 잔차 부트스트랩 방식을 이용한 미래 사망률 시나리오 생성은 다음과 같은 절차로 수행된다¹²⁾.

(a) 확률적 사망률 모형의 계수를 추정한 후 추정에 사용된 데이터 상의 실제 사망자수와 모형에 의해 추정된 사망자수를 이용하여 사망자수 추정치의 잔차 행렬(r_p)을 계산한다. 최대우도추정법(MLE)으로 추정된 사망자수 추정치의 잔차는

$$r_d = \text{sign}(D_{x,t} - \hat{D}_{x,t}) \times [D_{x,t} \ln\left(\frac{D_{x,t}}{\hat{D}_{x,t}}\right) - (D_{x,t} - \hat{D}_{x,t})]^{1/2} \quad (19)$$

로 정의되지만(Koissi et al.(2006)), 본 논문에서는 계산의 편의 상 Renshaw and Haberman(2003)이 제안한 Pearson 잔차를 사용한다.

9) Cairns et al.(2006)

10) Brouhns et al.(2002)

11) Koissi et al.(2006)

12) Koissi et al.(2006)을 주로 참고하였다.

$$r_p = \frac{D_{x,t} - \hat{D}_{x,t}}{\sqrt{\hat{D}_{x,t}}} \quad (20)$$

(b) r_p 행렬의 원소를 복원 추출하면서 n 개의 새로운 r_p^i ($i = 1, 2, \dots, n$) 행렬을 구성하고 이를 이용하여 n 개의 새로운 사망자수 추정치 행렬 $\hat{D}_{x,t}^i$ ($i = 1, 2, \dots, n$)을 구성한다.

$\hat{D}_{x,t}^i$ 는 Pearson 잔차 식을 통해 계산되며,

$$\hat{D}_{x,t}^i = -\frac{r_p^i}{2} \pm \sqrt{\frac{r_p^2}{4} + D_{x,t}} \quad \text{이다.} \quad (21)$$

(c) 새롭게 구성된 사망자수 추정치 행렬 $\hat{D}_{x,t}^i$ 를 이용하여 확률적 사망률 모형의 계수를 재추정하고 이때 기간계수 $\hat{\kappa}_t^i$ 를 표류항(drift)을 갖는 임의보행 모형으로 모형화한 후 미래 사망률 시나리오를 k 회 생성한다.

결과적으로 n 회의 잔차 부트스트랩과 k 회의 시나리오 생성을 통해 총 $m = n \times k$ 회의 미래 사망률 시나리오가 생성된다.

3. VaR방식의 장수리스크 측정 절차

VaR방식을 통한 장수리스크의 측정은 1년 후 사망률의 변동성리스크와 1년 후 사망률의 변화로 인해 발생하는 1년 이후 기간의 사망률 추세리스크를 모두 고려하기 위하여 2단계의 추정절차를 거친다. 1단계에서는 1983년~2010년까지의 데이터를 이용하여 확률적 사망률 모형의 계수를 추정하고 잔차 부트스트랩 방식으로 2011년의 사망률 시나리오를 m 회 생성한 후 통계청의 2011년 추계인구 데이터를 이용하여 2011년 사망자수 데이터를 생성한다. 2단계에서는 각각의 2011년 인구수 및 사망자수 시나리오를 1983년~2010년까지의 실제데이터에 추가하여 1983년~2011년까지의 데이터를 구성한 후 다시 한번 확률적 사망률 모형의 계수를 추

정하고 2011년 이후 미래 사망률의 기대값을 계산한다. 2011년 이후 미래 사망률의 경우 시나리오를 생성하지 않고 기대값만을 계산하는 이유는 사망률의 추세 변동만을 고려하기 위함이다. 2단계에 걸쳐 구해진 미래 사망률 시나리오를 이용하여 연금부채의 VaR값을 계산하고 연금부채 최선추정치와의 차로 지급능력 요구자본(*SCR*)을 계산한다. 구체적인 절차는 아래와 같다.

1단계 :

Step1 : 1983년~2010년, 45세~94세 남성 인구 및 사망자수 데이터를 이용하여 확률적 사망률 모형의 계수 추정

Step2 : 잔차 부트스트랩 방식을 이용하여 2011년의 연령별 사망률 시나리오를 m 회 생성한 후 통계청의 2011년 추계인구 데이터를 이용하여 2011년 인구수 및 사망자수 시나리오를 생성

2단계 :

Step3 : m 개의 2011년 인구 및 사망자수 시나리오를 추가한 m 개의 1983년~2011년, 45세~94세 남성 인구 및 사망자수 데이터셋에 대해 확률적 사망률 모형의 계수를 재추정

Step4 : 2011년 이후 미래 사망률의 기대값을 산출

Step5 : m 개의 2011년 사망률 및 2011년 이후 미래 사망률 기대값 시나리오를 이용하여 연금부채의 크기를 계산

Step6 : 연금부채의 VaR값을 계산하고 연금부채 최선추정치와의 차로 지급능력 요구자본(*SCR*)을 계산

4. 데이터

인구 데이터는 통계청의 추계인구 데이터를 사용하였다. 추계인구자료는 1960년부터 1999년까지 0~79세, 80세 이상으로 집계되었으며, 2000년에서 2005년까지는 0~94세, 95세 이상으로, 2006년부터는 0~99세, 100세 이상으로 집계되고 있다. 그러나 통계청에서 제공하는 연령별 사망자수 데이터는 1983년부터 0~89세, 90세

이상으로만 집계되고 있기 때문에 인구데이터와 사망자수 데이터가 동시에 존재하는 경우는 1983년부터 1999년까지 0~79세, 2000년에서 2010년까지 0~89세에 불과하며, 이들 데이터만으로는 90세 이상 고연령 사망률에 대한 분석이 불가능하다. 본 논문은 이러한 한계를 극복하기 위하여 통계청이 유료로 제공하는 마이크로데이터 서비스 시스템을 이용하였다. 마이크로데이터 서비스 시스템은 사망자수 데이터를 100세 이상 모든 연령에 대해 제공한다. 따라서 본 논문에서는 90세 이상의 추계인구 자료가 존재하는 2000년 이후 기간에 대해 연령별 사망자수 데이터 대신 마이크로데이터 사망자수를 이용함으로써 90세 이상으로 데이터를 확장하였다. 결과적으로 분석에 사용된 데이터는 1983년부터 1999년까지 45~79세 자료와 2000년부터 2010년까지 45~94세 자료이다. 분석의 편의 상 고려대상은 남성의 경우로 한정하였다¹³⁾.

IV. 장수리스크 측정 결과

본 논문에서는 충격방식과 VaR방식, 스트레스 방식으로 측정한 장수리스크를 용이하게 비교하기 위하여 각 방식으로 계산된 지급능력 요구자본(*SCR*)을 연금부채 최선추정치(*BEL*)로 나눈 값을 ‘*SCR* 비율’로 정의하고 장수리스크를 비교하는 척도로 사용하기로 한다.

$$SCR \text{ 비율} = \frac{SCR}{BEL} \quad (22)$$

1. 측정방식별 비교

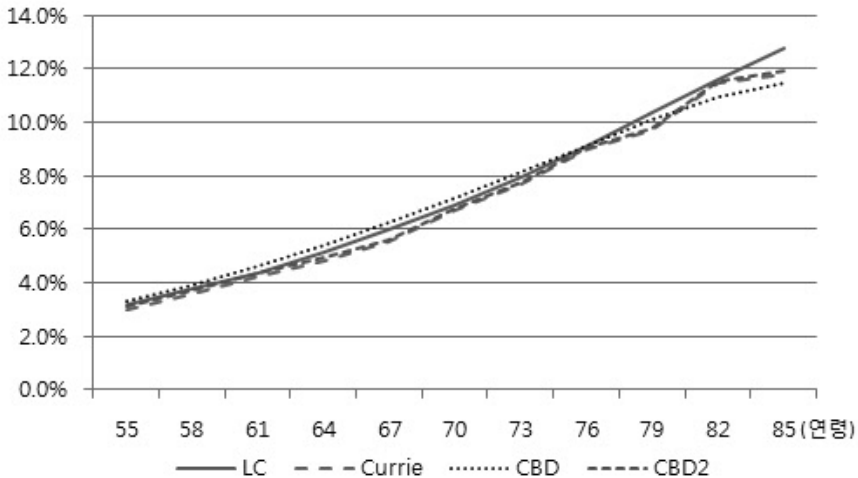
가. 충격방식

충격방식으로 측정한 사망률 모형별 *SCR* 비율은 <그림 1>과 같다. 분석결과

13) 여성의 경우에도 분석결과는 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

충격방식으로 측정한 *SCR* 비율은 연령이 상승함에 따라 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있으며, *SCR* 비율은 55세에서 평균 3.2%로 나타났으나 85세에서는 평균 12.0%로 4배 가량 큰 것으로 나타났다. 또한 모형 간 *SCR* 비율의 차이가 크지 않은 것으로 나타났으며, 이는 충격방식이 모형에 따라 다르게 나타나는 사망률의 분산정도를 반영하지 않고 단순히 사망률의 기대값에 의존하는 방식이기 때문이다. 각 연령별 사망률 모형 간의 차이는 최대 0.2%p에서 1.3%p의 범위를 나타내고 있다. 한편 Currie모형과 CBD2모형은 코호트 효과를 감안하기 때문에 연령 증가에 따른 *SCR* 비율이 매끄럽지 못한 모습을 보인다.

〈그림 1〉 사망률 모형에 따른 충격방식 결과 비교



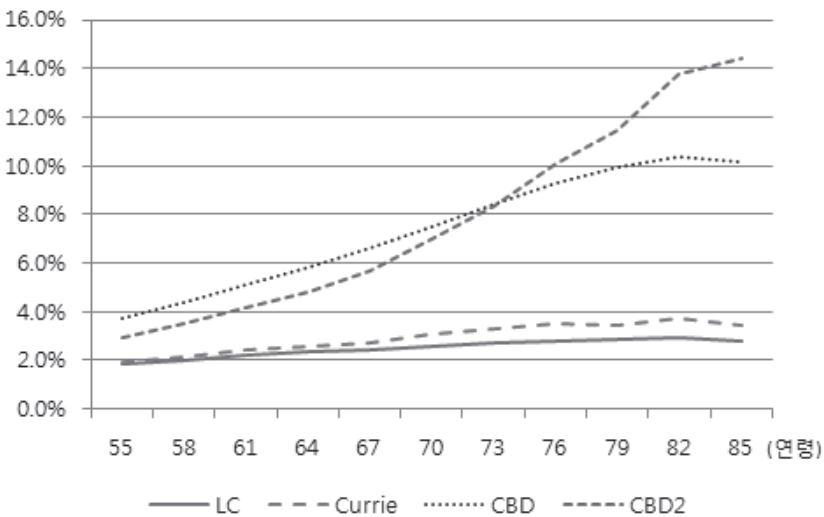
충격방식으로 측정한 장수리스크가 연령이 증가함에 따라 지속적으로 증가하는 것은 충격방식의 단점으로 지적될 수 있다. 충격방식 하에서는 고연령의 연금 계약자를 많이 보유한 보험회사의 경우 저연령의 연금계약자를 많이 보유한 경우보다 장수리스크를 상대적으로 과대평가하기 때문이다. 이는 저연령과 고연령 모두 사망률 충격이 20%로 동일하기 때문이다. Borger(2010)는 고연령대의 사망 원인이 저연령대보다 다양하기 때문에 몇 가지 사망원인에 대한 사망률 개선이 이

루어진다 해도 고연령대의 전체적인 사망률이 크게 개선되기 어렵고 따라서 고연령의 사망률 개선정도는 저연령에 비해 낮을 가능성이 높다고 지적하였으며, 고연령의 사망률 개선정도가 저연령보다 감소하도록 표준모형을 설계하는 것이 적절하다고 주장하였다.

나. VaR방식

보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR로 계산된 VaR방식의 사망률 모형별 SCR 비율은 <그림 2>와 같다. 모든 모형에서 연령이 상승함에 따라 SCR 비율은 증가하는 모습을 보이고 있으나 충격방식과 달리 증가폭은 고연령에서 감소하는 것으로 나타났다.

<그림 2> 사망률 모형에 따른 VaR방식 결과 비교

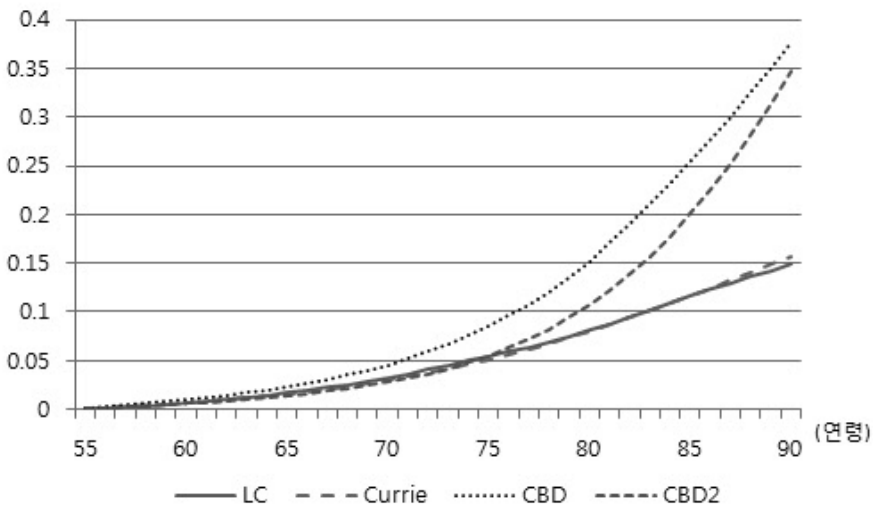


그러나 연령에 따른 SCR 비율의 증가 정도는 사망률 모형별로 큰 차이를 보이고 있으며, 연령이 상승함에 따라 모형 간의 차이가 커지는 모습을 보이고 있다. 이는 VaR방식에 모형리스크가 존재함을 의미한다. CBD모형과 CBD2모형은 연령

이 상승함에 따라 *SCR* 비율이 크게 상승하는 반면 LC모형과 Currie모형의 경우 연령이 상승함에도 *SCR* 비율이 크게 증가하지 않는 모습이다. 이처럼 충격방식과 달리 모형 간 *SCR* 비율의 차이가 크게 나타나는 것은 각 모형에서 1년 후 사망률의 변동성과 1년 후 사망률의 변동이 1년 이후 기간의 사망률 추세에 영향을 미치는 정도가 다르게 나타나기 때문이다.

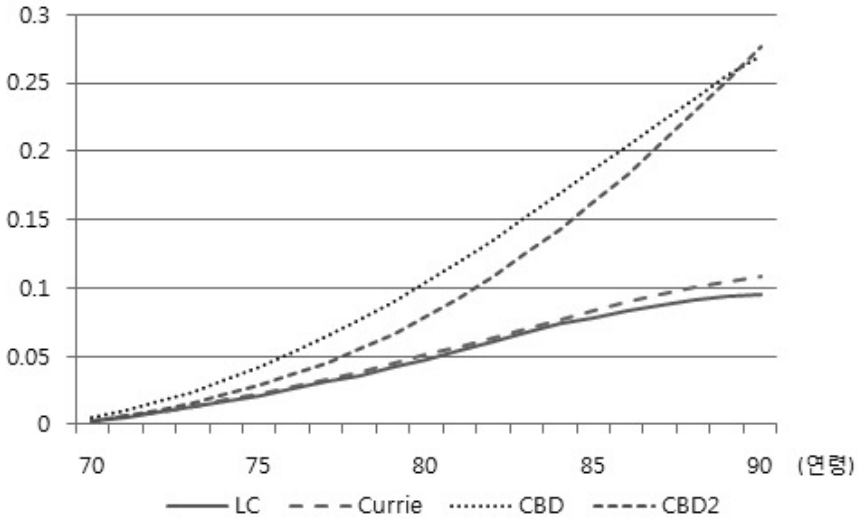
〈그림 3〉과 〈그림 4〉는 각각 현재 연령이 55세, 70세인 경우 *VaR*방식으로 계산한 90세까지 생존확률의 변동성¹⁴⁾을 사망률 모형별로 보여주고 있다. 55세와 70세 모두 1년 후 생존확률의 변동성은 크게 차이가 나지 않는 반면 1년 이후 기간의 생존확률은 큰 차이를 보이고 있다. 이는 1년 후 사망률의 변동이 1년 이후 기간의 사망률 추세에 미치는 영향 정도가 사망률 모형별로 큰 차이를 보임을 의미한다. CBD모형과 CBD2모형의 1년 이후 기간 사망률 추세 변동성이 크게 나타나는 이유는 LC모형이나 Currie모형과 달리 사망률 추세의 변동성을 야기하는 기간계수가 2개 이상이기 때문이다.

〈그림 3〉 사망률 모형별 VaR방식의 55세 생존확률 변동성 비교



14) 생존확률의 변동성은 미래 생존확률의 99.5 백분위수와 0.5 백분위수의 차로 정의하였다.

〈그림 4〉 사망률 모형별 VaR방식의 70세 생존확률 변동성 비교



특히 CBD2모형의 경우에는 기간계수가 3개이고 연령의 제곱에 비례하는 기간계수를 가지고 있기 때문에 예측기간이 길어질수록 사망률 추세의 변동성이 빠르게 증가함을 알 수 있다.

한편 VaR방식으로 계산한 SCR 비율이 CBD2모형을 제외하고 전반적으로 충격방식으로 계산한 SCR 비율과 유사하거나 작은 것을 알 수 있다. 이는 Solvency II에서 표준모형에 적용되는 충격방식이 모든 보험회사에 일률적으로 적용되는 단순한 장수리스크 측정방식이기 때문에 내부모형에 적용되는 VaR방식보다 장수리스크를 보수적으로 측정할 수 밖에 없으며, 이는 보험회사들이 보다 정교한 내부모형을 구축하는 데 대한 인센티브를 제공한다는 측면에서 당연한 결과라 할 수 있다.

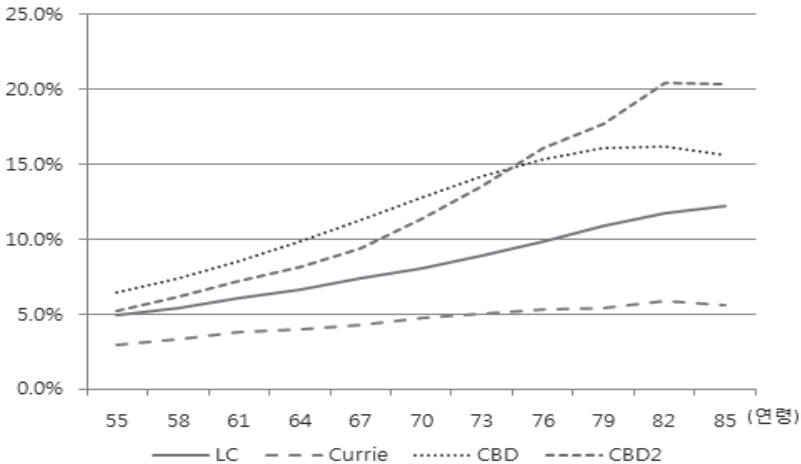
VaR방식은 보유기간 1년의 VaR로 장수리스크를 측정하기 때문에 1년 후의 사망률 변화가 야기하는 1년 이후 기간의 사망률 추세 변화를 어떻게 모형화할 것인가에 따라 장수리스크의 크기가 달라질 수 있다. Plat(2011)은 본 논문에서 사용한 2단계 추정방법의 경우 1년 후의 사망률 변화가 1년 이후 기간의 사망률 추세에

미치는 영향이 상대적으로 작을 수 있기 때문에 2단계 추정방법을 이용한 VaR방식은 장수리스크를 과소평가할 수 있다고 지적하였다. 분석결과 LC모형이나 Currie모형의 경우 VaR방식이 장수리스크를 과소평가하고 있는 것으로 판단된다. VaR방식에 나타나는 모형리스크는 VaR방식을 내부모형으로 사용할 때 단점으로 지적될 수 있으며, 이러한 모형리스크는 감독당국의 내부모형 승인기준에 고려되어야 할 것이다.

다. 스트레스 방식

스트레스 방식으로 계산된 사망률 모형별 SCR 비율은 <그림 5>와 같다. 스트레스 방식 또한 연령이 상승함에 따라 SCR 비율이 증가하는 모습을 보이고 있고 그 정도는 사망률 모형별로 큰 차이를 보이고 있다. 따라서 스트레스 방식 또한 VaR방식과 마찬가지로 모형리스크가 존재한다고 할 수 있다.

<그림 5> 사망률 모형에 따른 스트레스 방식 결과 비교



스트레스 방식으로 계산한 SCR 비율은 전체적으로 VaR방식과 유사한 모습을 보이고 있지만 Currie모형을 제외하고 충격방식이나 VaR방식에 비해 매우 크게

나타남을 알 수 있다. 이는 스트레스 방식이 모든 연령 사망률의 백분위수 값을 사용하기 때문이다. 따라서 스트레스 방식을 장수리스크 측정에 사용할 때에는 Solvency II의 표준모형과 내부모형에 적용되는 충격방식 또는 VaR방식과 유사한 수준의 SCR 비율을 산출할 수 있도록 신뢰수준을 조정할 필요가 있다.

스트레스 방식으로 계산한 SCR 비율이 충격방식에 비해 작게 나타나는 Currie 모형을 제외하고 스트레스 방식이 평균적으로 충격방식에 근접하는 신뢰수준을 찾기 위하여 스트레스 방식의 신뢰수준을 80, 85, 90, 95, 99 백분위수로 변경한 후 SCR 비율을 계산해본 결과 LC모형의 경우 신뢰수준 99 백분위수의 스트레스 방식이, CBD모형과 CBD2모형의 경우에는 신뢰수준 95 백분위수의 스트레스 방식이 충격방식과 유사한 결과를 얻는 것으로 나타났다. 만일 스트레스 방식으로 장수리스크를 측정할 경우에는 신뢰수준을 95~99 백분위수로 설정하는 것이 Solvency II의 표준모형 방식과 일관성 있는 것으로 판단된다.

〈표 2〉 신뢰수준 별 평균 SCR 비율

신뢰수준	LC모형	CBD모형	CBD2모형
80 백분위수	0.0247	0.0374	0.0380
85 백분위수	0.0306	0.0457	0.0468
90 백분위수	0.0382	0.0558	0.0575
95 백분위수	0.0496	0.0709	0.0736
99 백분위수	0.0723	0.1019	0.1046
충격방식	0.0739	0.0732	0.0714

2. 이자율 민감도 분석

장수리스크의 이자율 민감도를 살펴보기 위하여 연금부채 계산에 적용된 이자율을 4.5%에서 1.0%p 조정한 3.5%와 5.5%로 변경한 후 계산한 SCR 비율을 살펴 보았다. 이자율 민감도 분석을 위한 확률적 사망률 모형은 LC모형과 CBD모형으

로 한정하였다. 이자율을 4.5%보다 1.0%p 낮춘 3.5%로 가정할 경우 연금부채 최선추정치(*BEL*)와 지급능력 요구자본(*SCR*)의 크기는 모두 증가하였으며, *SCR* 비율도 충격방식, *VaR*방식, 스트레스 방식 모두에서 증가하는 것으로 나타났다. 이자율을 4.5%보다 1.0%p 높인 5.5%로 가정할 경우에는 반대로 모든 방식에서 *SCR* 비율이 감소하였다. 이자율을 4.5%보다 1.0%p 낮춘 3.5%로 가정할 경우 각 사망률 모형과 장수리스크 측정방식 별로 *SCR* 비율 증가폭이 다르게 나타나고 있으나 이는 이자율을 4.5%로 적용했을 때 *SCR* 비율 수준에 의한 차이로 보인다.

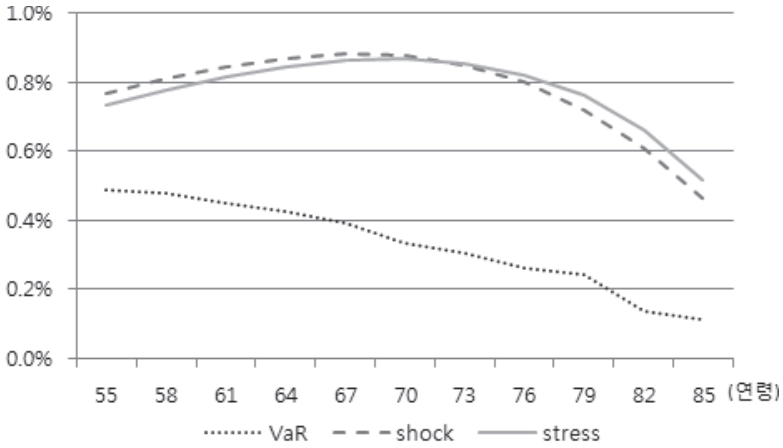
결과적으로 이자율의 하락은 연금부채 뿐만 아니라 장수리스크의 증가를 야기하며, 따라서 최근과 같은 저금리 상황이 장기간 지속된다면 장수리스크로 인한 보험회사의 자본비용 부담은 커질 수 밖에 없을 것이다.

〈표 3〉 이자율 변화에 따른 *SCR* 비율 변동폭

	LC		CBD	
	이자율 3.5%	이자율 5.5%	이자율 3.5%	이자율 5.5%
충격방식	0.3~0.4%p	-0.3~-0.4%p	0.2~0.5%p	-0.2~-0.4%p
<i>VaR</i> 방식	0.1~0.3%p	-0.1~-0.2%p	0.2~0.7%p	-0.2~-0.6%p
스트레스 방식	0.3~0.8%p	-0.3~-0.7%p	0.4~1.2%p	-0.4~-1.1%p

한편 〈그림 6〉에서 보는 바와 같이 이자율이 4.5%에서 3.5%로 하락했을 경우 *SCR* 비율의 증가정도는 연령에 따라 다르게 나타남을 알 수 있다. *VaR*방식은 연령이 증가함에 따라 *SCR* 비율 증가폭이 감소하는 모습을 보이고 있으며, 충격방식과 스트레스 방식은 *SCR* 비율 증가폭이 증가하다가 다시 감소하는 것으로 나타났다.

〈그림 6〉 연령에 따른 이자율 민감도



〈표 3〉에서는 각 장수리스크 측정방식을 요약하고 장단점을 비교하였다.

〈표 4〉 장수리스크 측정방식 별 장단점 비교

	충격방식	VaR 방식	스트레스 방식
측정 방식	모든 연령의 사망률이 기대값보다 20% 개선되는 것을 가정하여 계산한 연금부채와 연금부채 최선추정치의 차로 측정함.	Solvency II의 원칙에 따라 확률적 시나리오 생성을 통해 보유기간 1년, 신뢰수준 99.5%의 VaR로 계산한 연금부채와 연금부채 최선추정치의 차로 측정함.	모든 연령 사망률의 백분위수(percentile)로 계산한 연금부채와 연금부채 최선추정치의 차로 측정함.
장점	복잡성을 배제하고 모든 보험회사가 쉽게 적용할 수 있는 방식이며, 측정결과가 사망률 모형에 따라 큰 차이를 보이지 않음.	각 보험회사의 고유 리스크를 반영할 수 있음. 연령이 상승함에 따라 장수리스크가 증가하지만 충격방식과 달리 증가폭은 고연령에서 감소함.	VaR방식과 같이 각 보험회사 고유의 리스크를 반영할 수 있으며, 동시에 충격방식과 같은 계산의 편리성이 고려된 절충적인 방식임.
단점	각 보험회사 고유의 리스크를 반영할 수 없음. 연령이 증가함에 따라 장수리스크가 지속적으로 증가함.	계산방법이 간단하지 않으며, 2단계 추정방법이 필요함. 연령이 상승함에 따라 모형 간의 장수리스크 측정결과가 큰 차이를 보이며, 이는 VaR방식에 모형리스크가 존재함을 의미함.	VaR방식과 마찬가지로 모형리스크가 존재함. 신뢰수준에 따라 장수리스크 측정결과가 달라지므로 적당한 신뢰수준을 설정해야함.

V. 결론

본 논문은 우리나라 사망률 데이터를 이용하여 Solvency II의 표준모형과 내부 모형에 적용되는 충격방식과 VaR방식, 그리고 스트레스 방식으로 장수리스크를 측정하고 결과를 비교해 보았다. 또한 각 방식에 대한 모형리스크를 감안하기 위하여 확률적 사망률 모형으로 Lee-Carter모형, Currie모형, CBD모형, CBD2모형 등 네 가지 모형을 적용하였다. 충격방식은 모든 연령의 사망률이 기대값보다 20% 개선되는 것을 가정하여 계산한 연금부채의 크기와 연금부채 최선추정치의 차로 장수리스크를 측정하며, VaR방식은 사망률의 확률적 시나리오를 통해 계산한 연금부채의 보유기간 1년 99.5% VaR값과 연금부채 최선추정치의 차로 측정한다. 스트레스 방식은 사망률의 백분위수로 계산한 연금부채 크기와 연금부채 최선추정치의 차로 장수리스크를 측정한다.

분석결과 충격방식으로 측정한 장수리스크는 사망률 모형 간 차이가 크지 않은 것으로 나타났으며, 이는 충격방식이 모형에 따라 다르게 나타나는 사망률의 분산정도를 반영하지 않기 때문이다. 충격방식으로 측정한 장수리스크는 저연령과 고연령 모두 사망률 충격이 20%로 동일하기 때문에 연령이 증가함에 따라 장수리스크가 지속적으로 증가하는 것으로 나타났으며, 이는 충격방식의 단점으로 지적될 수 있다. VaR방식으로 측정한 장수리스크도 모든 모형에서 연령이 증가함에 따라 증가하는 모습을 보이고 있으나 충격방식과 달리 증가폭은 고연령에서 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 모형별로 연령에 따른 장수리스크는 큰 차이를 보이고 있으며, 이는 VaR방식에 모형리스크가 존재함을 의미한다. 이는 각 모형에서 1년 후 사망률의 변동성과 1년 후 사망률의 변동이 1년 이후 기간의 사망률 추세에 영향을 미치는 정도가 다르게 나타나기 때문이다. 또한 전체적으로 VaR방식의 장수리스크가 CBD2모형을 제외하고 충격방식으로 측정한 장수리스크와 유사하거나 작게 측정됨을 알 수 있다. 이는 충격방식이 모든 보험회사에 일률적으로 적용되는 측정방식이기 때문에 내부모형에 적용되는 VaR방식보다 장수리스크를 보수적으로 측정할 수 밖에 없기 때문이다.

스트레스 방식 또한 연령이 증가함에 따라 장수리스크는 증가하는 모습을 보이고 있고 그 정도는 큰 차이를 보이고 있다. 전체적으로 VaR 방식과 유사한 모습을 보이고 있지만 Currie모형을 제외하고 장수리스크가 충격방식이나 VaR 방식에 비해 매우 크게 측정됨을 알 수 있다. 분석결과 스트레스 방식이 평균적으로 충격방식에 근접하는 신뢰수준은 95~99 백분위수로 나타났다. 이자율 민감도 분석결과 이자율이 하락하는 경우 장수리스크는 증가하는 것으로 나타났으며, 이는 최근과 같은 저금리 상황이 장기간 지속된다면 장수리스크로 인한 보험회사의 자본비용 부담이 커질 수 있음을 의미한다.

우리나라의 RBC제도에 장수리스크가 도입될 경우에는 앞에서 살펴본 충격방식, VaR 방식, 스트레스 방식의 장단점이 고려되어야 할 것이다. 충격방식의 경우에는 연령이 증가할수록 장수리스크가 상대적으로 빠르게 증가하는 점을 고려하여 연령에 따라 사망률 개선 정도에 차등을 두는 방식이 고려될 수 있을 것이며, VaR 방식의 경우에는 모형리스크에 대한 반영이 필요할 것이다. 스트레스 방식의 경우에는 모형리스크 반영 뿐 아니라 장수리스크를 과대평가하지 않도록 적절한 신뢰수준을 설정해야 할 것이다.

본 논문에서 분석에 이용한 우리나라 사망률 데이터는 1983년부터 2010년까지 상대적으로 단기간 존재하며, 최고연령이 94세로 낮기 때문에 종신연금을 대상으로 분석할 수 없었다는 것에 한계점이 있을 수 있다. 한편 즉시연금계약 뿐 아니라 거치연금계약의 장수리스크 분석이나 연금계약 포트폴리오를 감안한 보험회사 단위의 장수리스크 분석 등도 다루지 못하고 있는데 이러한 부분은 향후 연구 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 김대환·류건식·김동겸, 『보험회사의 장수리스크 발생원인과 관리방안』, 보험연구원, 2012.
- 김석영·최원·성주호, 「개인종신연금보험의 장수리스크 분석 및 대응방안」, 『보험학회지』, 제76집, 2007, pp. 31-59.
- 김세중, 「장수리스크 측정을 위한 확률적 사망률 모형 비교연구」, 『보험학회지』, 제93집, 2012, pp. 213-235.
- 오창수 외 6인, 『Solvency II 표준·내부모형 도입기준에 관한 연구』, 한국계리학회, 2012.
- Borger, M., “Deterministic Shock vs. Stochastic Value-at-risk: An Analysis of the Solvency II Standard Model Approach to Longevity Risk”, *Blatter DGVFM* 31, 2010, pp. 225-259.
- Borger, M., D. Fleischer, and N. Kuksin, “Modeling Mortality Trend under Modern Solvency Regimes”, Working Paper, 2012.
- Brouhns, N., M. Denuit, and J. Vermunt, “A Poisson Log-Bilinear Regression Approach to the Construction of Projected Life Tables”, *Insurance: Mathematics and Economics* 31, 2002, pp. 373-393.
- Brouhns, N., M. Denuit, and I. Keilegom, “Bootstrapping the Poisson Log-Bilinear Model for Mortality Forecasting”, *Scandinavian Actuarial Journal* vol. 3, 2005, pp. 212-224.
- Cairns, A., D. Blake, and K. Dowd. “A Two-Factor Model for Stochastic Mortality with Parameter Uncertainty: Theory and Calibration.”, *Journal of Risk and Insurance* 73, 2006, pp. 687-718.
- Cairns, A., D. Blake, K. Dowd, D. Coughlan, D. Epstein, A. Ong, and I. Balevich, “A Quantitative Comparison of Stochastic Mortality Models Using Data from

- England & Wales and the United States”, *North American Actuarial Journal* 13, 2009, pp. 1-35.
- CEIOPS, *QIS4 Technical Specifications*, 2008.
- _____, *Consultation Paper No. 49, Draft CEIOPS’ Advice for Level 3 Implementing Measures on Solvency II: Standard formula SCR - Article 109 c Life underwriting risk*, 2009.
- _____, *QIS5 Technical Specifications*, 2010.
- Currie, I., “Smoothing and Forecasting Mortality Rates with P-splines”, DP Heriot Watt University, 2006.
- Eling, M., H. Schmeiser, and J. Schmit. “The Solvency II Process: Overview and Critical Analysis”, *Risk Management and Insurance Review* 10, 2007, pp. 69-85.
- Koissi, M., A. Shapiro, and G. Hognas, “Evaluating and Extending the Lee-Carter Model for Mortality Forecasting: Bootstrap Confidence Interval”, *Insurance: Mathematics and Economics* vol. 38 no. 1, 2006, pp. 1-20.
- Lee, R., and L. Carter, “Modeling and Forecasting US Mortality”, *Journal of the American Statistical Association* 87, 1992, pp. 659-671.
- Plat, R., “One-year Value-at-Risk for Longevity and Mortality”, *Insurance: Mathematics and Economics* 49(3), 2011, pp. 462-470.
- Renshaw, A., and S. Haberman, “On the forecasting of mortality reduction factors”, *Insurance: Mathematics and Economics* 32(3), 2003, pp. 379-401.
- Richards, S., I. Currie, and G. Ritchie, “A Value-at-risk Framework for Longevity Trend Risk”, A discussion paper, 2012.
- 통계청 국가통계포털 <http://kosis.kr/>, 2013.2.1
- 통계청 마이크로 데이터 시스템 <http://mdss.kostat.go.kr>, 2013.2.1
- LifeMetrics - Software, 2013.2.1
- <http://www.jpmorgan.com/pages/jpmorgan/investbk/solutions/lifemetrics/software>

Abstract

This paper compared three methods of assessing the longevity risk of life insurers, which are the shock approach, VaR approach and stressed trend approach, using Korean mortality data. To consider model risk, we applied four stochastic mortality models(Lee-Carter model, Currie model, CBD model, CBD2 model) to each method.

The longevity risk calculations using the shock approach did not vary considerably with mortality models; however, the figures increased consistently with age. The longevity risk calculations using the VaR approach were lower than or about the same as those using the shock approach; however, figures vary considerably across mortality models. The VaR approach would have a significant mortality risk. The results from the stress trend approach, in the 99.5 percentile, show a similar trend with those from the VaR approach; however, it overestimates longevity risk more than the VaR approach. A confidence level from 95 to 99 would be enough to equate the results from the stress trend approach to those from the shock approach. Meanwhile, lower interest rates increased longevity risk in life insurers. These pros and cons of the three methods should be considered when introducing longevity risk to Korean solvency regulation.

※ **Key words:** Solvency II, Longevity Risk, Standard Model, Internal Model, Shock Approach, VaR Approach, Stressed Trend Approach