

IFRS 17하의 확률론적 해지율 모형에 관한 연구*

A Study for Stochastic Lapse Model Under IFRS 17

오 창수**· 송 상욱***

Changsu Ouh·Sangwook Song

향후 도입될 IFRS 17 및 신지급여력제도는 해지위험을 위험조정 및 위험량에 신규로 반영할 예정이기 때문에 해지위험을 확률론적으로 정교하게 산출할 필요성이 증대되고 있다. 이에 본 연구는 IFRS 17 및 신지급여력제도 도입 시 정교한 해지위험 산출에 활용될 확률론적 해지율 모형을 연구하였다.

본 연구에서는 유지함수와 해지력을 정의한 후 Ornstein-Uhlenbeck process를 따르는 확률항과 해지율의 경과기간구조를 나타내는 추세항으로 구분한 후 확률론적 해지율의 미분방정식을 도출하였다. 본 연구모형은 표준편차가 상수인 경우와 동적인 경우 및 단계형으로 구분하여 해지율 모형을 도출하였으며 해지율의 경과기간구조를 반영하는 모형이다. 본 연구에서는 과거 해지율 데이터를 활용하여 간편법으로 해지력을 산출하고 240개월간 해지율 시나리오를 생성하였다.

국문 색인어: 확률론적 해지율 모형, 해지위험, 위험조정, IFRS 17, 신지급여력제도
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600

* 본 연구에 유용한 코멘트를 해주신 최양호 교수님, 심현우 교수님, 문재호 차장님께 감사드립니다.

** 한양대학교 경상대 교수, 경영학박사(csouh@hanyang.ac.kr), 제1저자

*** 금융감독원 수석조사역, 보험계리사(swsong@fss.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2019. 02. 26, 논문 최종 수정일: 2019. 05. 15, 논문 게재 확정일: 2019. 05. 16

I. 서언

2016년 유럽연합(EU)은 자산·부채 시가평가 기반의 지급여력제도인 Solvency II를 성공적으로 도입하였고, 2022년 우리나라는 보험계약부채를 현행 원가법에서 시가법으로 평가하기 위한 새로운 회계제도인 IFRS 17을 도입할 예정이다. 또한 국제보험감독자협의회(IAIS)도 시가평가 기반의 국제적 자본규제인 ICS(Insurance Capital Standards)를 2021년 도입 예정에 있으며, 우리나라도 자산 및 부채의 시가평가에 기반한 새로운 지급여력제도인 신지급여력제도(K-ICS, Korean Insurance Capital Standard) 도입을 추진하고 있다.

보험계약부채에 대한 새로운 회계기준인 IFRS 17은 비금융위험에서 생기는 현금흐름의 금액과 시기에 대한 불확실성을 부담하는 것에 대하여 기업이 요구하는 보상을 반영하기 위하여 위험조정(Risk Adjustment)을 보험부채에 계상하도록 하고 있다.¹⁾ 비금융위험에 대한 위험조정은 금융위험보다는 보험계약에서 발생하는 위험과 관련이 있으며, 금융위험은 미래현금흐름 추정치나 할인율을 통해 보험부채에 반영된다. 비금융위험에 대한 위험조정의 대상이 되는 위험은 보험위험, 해지위험, 사업비위험 등이 있다.²⁾ IFRS 17은 비금융위험에 대한 위험조정을 산정하기 위해 사용한 신뢰수준을 공시토록 하고 있으며, 신뢰수준기법 이외의 기법을 사용하여 위험조정을 산정한다면 동 기법의 결과치에 해당하는 신뢰수준을 공시해야 한다.³⁾ 신뢰수준기법으로 위험조정을 산출하기 위해서는 보험부채의 분포가 필요하다. 해지율의 변동으로 인한 보험부채의 분포를 산출하기 위해서는 해지율 모형을 이용한 확률론적 해지율 시나리오가 필요하다.

K-ICS의 경우에도 그간 RBC제도에서 반영하지 않았던 해지위험을 산출하여 반영할 예정이다. K-ICS는 Solvency II와 같은 충격시나리오 방식으로 해지위험을 산출⁴⁾할 예정인데 동 방식으로 위험량 산출 시 보험위험 중 해지위험의 위험량이 가장 크다고 알려져

1) IFRS 17 문단 37

2) IFRS 17 부록 B 적용지침 B86

3) IFRS 17 문단 119

4) 금융감독원, 新지급여력제도 도입초안(K-ICS 1.0),

[http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1240186854180&bbsid=1240186854180&idx=1524121435166&num=31&stitle=신지급여력제도_도입초안\(K-ICS_1.0\)](http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1240186854180&bbsid=1240186854180&idx=1524121435166&num=31&stitle=신지급여력제도_도입초안(K-ICS_1.0))

있다. 해지위험 산출을 위하여 99.5% 수준의 정교한 계수가 필요하며 이를 위해서는 해지위험의 위험량에 대한 분포가 필요하기 때문에 확률론적 해지율 모형에 대한 연구의 필요성이 제기된다.

확률론적 해지율 모형은 기본해지율⁵⁾을 독립적으로 시뮬레이션하는 모형과 기본해지율을 기초로 계약자행동을 반영하는 동적해지율 모형이 있다. 동적해지율 모형은 이자율에 기초한 계약자행동에 해당하는 동적해지율을 확률론적으로 시뮬레이션 한다. 그동안 동적해지율 모형에 대한 연구는 많이 있었지만, 기본해지율을 독립적으로 시뮬레이션 하는 모형에 대한 연구는 거의 없었다. 이는 지금까지는 기본해지율을 독립적으로 시뮬레이션할 필요성이 없었기 때문이나, 앞에서 언급했듯이 향후에 IFRS 17 및 K-ICS⁶⁾ 적용을 위해서는 해지위험을 정교하게 산출할 수 있는 확률론적 해지율 모형이 필요하다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 해지율의 특성 및 선행연구에 대하여 설명한 후 제III장에서는 유지함수와 해지력을 정의한 후 해지율 모형을 도출하고자 한다. 제IV장에서는 해지율 시뮬레이션을 위해 해지율 시나리오를 생성하고 마팅계일 속성을 고찰한다. 마지막으로 제V장에서 본 연구의 요약 및 향후 과제를 제시하고자 한다.

II. 해지율의 특성

1. 해지율의 특성

가. 해지율의 개념

해지는 사망, 장애 등과 같이 보험계약의 탈퇴 요인 중 하나로 보험계약자가 보험계약을 계속 유지하지 않고 중도에 중단하는 계약자 옵션을 말한다. IFRS 17은 보험부채 평가 시 계약자행동⁷⁾ 가정을 반영하도록 하고 있으며, 해지는 계약자행동 가정 중에서 보험부채

5) 기본해지율은 과거 데이터를 이용한 경과기간별 해지율(상수)을 의미한다.

6) 해지 위험계수는 99.5% 해지위험을 해지위험 익스포져로 나누어 산출한다.

7) 계약자가 실효 및 해지 등을 포함한 보험계약에 내재된 옵션을 행사할 것이라는 가능성을 말한다.

평가에 미치는 영향이 큰 요소 중 하나이다. 이러한 해지로 인해 보험회사의 재무건정성이 악화되는 해지위험이 발생하기도 하는데 예상보다 큰 해지로 인해 장래에 발생할 예상수익이 줄어드는 것이 해지위험이다. 보험종목 및 계약자 옵션의 종류, 납입방식, 납입주기 등에 따라 해지율이 달라질 수 있으므로 해지율 산출 시 동 분류에 따라 구분하여 산출하는 것이 바람직하다.

일반적으로 해지율의 경제적 속성(economic nature) 때문에 해지율의 예측이 어렵다고 알려져 있다.⁸⁾ 다시 말해 해지율은 실업률, 인플레이션율, 이자율 등 다양한 외부 요인에 영향을 받기 때문에 예측이 어려운 것이다. 국내에서도 이자율이 해지율에 미치는 영향과 관련하여 계약자적립금과 보충적립금의 관계에 따라 해지율이 변동하는 동적해지율 모형이 연구되었다.

나. 해지율의 경과기간구조

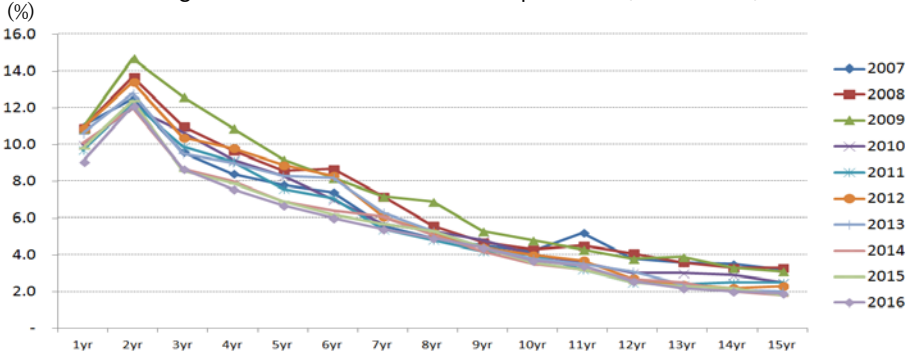
이자율은 잔존만기에 따라 기간구조(term structure)를 보인다. 이자율의 기간구조란 잔존만기에 따른 채권의 수익률을 말하며, 일반적으로 채권의 만기가 길수록 높은 수익률을 보인다. 과거 통계에 따르면 해지율도 보험계약 체결일로부터의 경과기간에 따라 일정한 추세를 갖는 경과기간구조를 보이는 것으로 나타나고 있다.

보험개발원의 “2017 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정”⁹⁾ 보고서는 생명보험회사의 2007년부터 2016년까지 전체 보험계약의 경과기간별 해지율을 제공하고 있다. 동 보고서를 살펴보면 일반적으로 해지율은 보험상품의 담보 특성 및 판매채널에 따라 추세의 차이가 발생하는 특징이 있다. 그리고 보험계약 가입 후 경과기간에 따라 일정 시점까지는 해지율이 상승하다가 그 이후에는 낮아지는 추세를 보인다. 설계사 등에 의해 수동적으로 가입하는 보험계약의 특성상 설계사 수당지급이 완료되는 시점인 약 1년 이후 보험계약 해지가 많아져서 일반적으로 해지율은 2차년도 부근에서 최대치를 보인다. 동 보고서에 따른 생명보험회사의 해지율 경과기간구조는 <Figure 1>과 같다.

8) L. Courtois, and H. Nakagawa(2011), p. 2.

9) https://www.kidi.or.kr/kidi_report/report_data_view.asp?KMBBS_IDX=13486&RetPage=report_data.asp

〈Figure 1〉 Term Structure of Lapse Rate(2007~2016)



2. 선행 연구

해지율과 관련된 연구는 크게 확률론적 해지율 모형, 해지율 분포, 다변량 분석 관련 연구로 나눌 수 있다. 확률론적 해지율 모형은 기본해지율을 독립적으로 시뮬레이션하는 확률론적 시나리오 모형과 기본해지율을 기초로 계약자 행동을 반영하는 동적해지율 모형이 있다. 그간 동적해지율과 관련된 연구는 많이 진행되었지만 기본해지율 시나리오를 독립적으로 생성하는 모형에 대한 연구는 거의 없었다.

동적해지율 연구와 관련해서는 American Academy of Actuary(AAA, 2015)는 보증적립금과 실제적립금의 비율에 따라 미국 RBC제도의 해지조정계수의 상한과 하한을 설정할 수 있는 동적해지율 모형을 제시하였다. Xue(2010)는 동적해지율과 이자율간의 상호작용을 확률론적 모델링의 입장에서 연구하였고, 보증적립금과 실제적립금 비율에 따라 반영되는 Exponential 동적해지율 모형을 제시하고 있다. Conwell et al.(2013)는 계단증가형(step rate increase), 선형 증가형(linear increase), Arctangent의 세 가지 동적해지율 모형을 제시하고, 각 모형별 계약자 해지 특성을 논의하고, 내재옵션비용을 계산하였다. 오창수·박규서(2015), 오창수·은재경(2017)은 다양한 동적해지율 모형을 활용하여 금리연동형 종신보험에 포함된 최저해지환급금보증(GMSB)에 대한 보험부채 평가를 실시하였다.

해지율 분포에 대한 연구를 살펴보면 Loisel and Milhaud(2010)는 SolvencyII 내부

모형에 활용할 수 있도록 해지율 분포를 정규분포로 가정하고 다양한 계약자간 상관관계 하에서 해지율 충격을 산출하였다. 다만 해지위험 산출 시 확률론적 해지율 시나리오를 생성하지 않고 분포에서 산출된 해지율 충격을 현금흐름에 반영하는 방식을 준용하였다. 오창수·조석희(2013)는 IFRS 17 기준하의 보험부채평가에 관한 연구를 하였는데, 호주의 사례를 참고하여 위험조정을 75% VaR(Value at Risk)로 산출하였다. 김현태(2015)는 IFRS 17 기준에 따른 보험계약부채의 위험조정을 산출하기 위하여 정규근사 방법, 베이지안 방법 등을 제시하고 있다.¹⁰⁾

한편 본 논문과는 직접적인 관련은 없지만 이자율, 실업률 등 외부변수와 해지율간의 상관관계를 분석하는 다변량분석은 국내외에서 많은 연구가 진행되었다. Eling and Kochanski(2012)는 기존에 연구된 44개의 이론적 논문과 12개의 실증적 논문을 분석하여 과거 해지율의 다변량분석 관련 연구를 정리하였으며, 과거 16편의 논문 중에서 8편의 논문이 해지율에 주로 영향을 미치는 요인 중 하나가 이자율이라고 언급하였다. 이외에도 국내 연구로는 최영목·최원(2008), 정세창·오승철(2009), 이석범 외 2인(2010), 황진태·이경희(2010), 류건식·이봉주(2011), 오창수·권나연(2018) 등이 해지율의 다변량분석 관련 연구를 진행하였다.

본 논문은 그동안 연구가 진행되지 않았던 기본해지율을 독립적으로 생성하는 확률론적 해지율 모형에 대하여 연구하고자 한다. 이러한 연구는 IFRS 17 및 신지급여력제도 도입으로 해지위험의 평가가 중요하기 때문에 연구의 의의가 있을 것이다.

10) 2016.11. IASB는 그동안 IFRS4 2단계로 불렀던 시가평가 보험회계를 IFRS 17로 명명하였다. 따라서 본 연구에서는 2016.11. 이전에 발표된 선행연구에 IFRS4 2단계라는 용어로 발표된 논문도 IFRS 17로 표기하였다.

III. 해지율 모형의 도출

1. 유지함수 및 해지력의 정의

유지함수($C(t, T)$)는 최초 보험계약자가 1명이라고 가정할 경우 t 시점에서 바라본 T 시점의 보험계약 유지자수로 정의된다. 그리고 $\lambda(t, T)$ 는 t 시점에서 바라본 T 시점의 순간해지율로 정의될 수 있다.

$$\begin{aligned}\lambda(t, T) &= \lim_{\tau \rightarrow 0} \frac{1}{\tau} \left(1 - \frac{C(t, T+\tau)}{C(t, T)} \right) \\ &= \lim_{\tau \rightarrow 0} \left[-\frac{1}{C(t, T)} \left(\frac{C(t, T+\tau) - C(t, T)}{\tau} \right) \right] \\ &= -\frac{\partial}{\partial T} \ln C(t, T)\end{aligned}\quad (1)$$

확률론적 해지율 $w(t)$ 는 t 시점에서 바라본 t 시점의 순간해지율로 $\lambda(t, t)$ 와 같다.

$$\begin{aligned}w(t) &= \left[-\frac{\partial}{\partial T} \ln C(t, T) \right]_{T=t} \\ &= \lambda(t, t)\end{aligned}\quad (2)$$

현재 시점(0)에서 관측한 t 시점의 순간해지율인 $\lambda(0, t)$ 는 해지력(force of lapse)으로 정의할 수 있다.

$$\lambda(0, t) = -\frac{\partial}{\partial t} \ln C(0, t)\quad (3)$$

수식 (3)을 적분하여 현재 시점에서 관측한 유지함수인 $C(0, t)$ 를 해지력 $\lambda(0, t)$ 를 이용하여 나타내면 다음과 같다.

$$C(0, t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda(0, s) ds\right)\quad (4)$$

본 연구에서는 가입연령이 해지율에 크게 영향을 미치지 않고, 유지를 바라보는 관측시점을 현재 시점(0)으로 고정할 것이기 때문에 가입연령(x) 및 관측시점(0)을 제외하여 $C(0, t)$ 를 $C(t)$ 로, $\lambda(0, t)$ 를 $\lambda(t)$ 로 표현하고자 한다.¹¹⁾ $C(t)$ 는 다음과 같은 특징이

있다. 우선 $C(t)$ 는 시간의 흐름에 따른 연속함수이다. 그리고 초기값인 $C(0)$ 는 1에서 시작하며, 탈퇴만 진행되므로 증가하지 않는 비증가(nonincreasing) 함수이다. 그리고 시간이 무한히 지날 경우 결국 $C(t)$ 는 0으로 수렴한다.

2. 해지율 모형의 도출

가. 해지율 모형의 가정

해지율 모형을 도출하기 전에 확률론적 시나리오 모형에 대한 연구를 간단히 살펴보면 Brown(1827)은 작은 입자의 불규칙한 운동을 정리하여 브라운운동(brownian motion) 이론을 도입하였다. Wiener(1863)는 브라운운동 이론의 수학적 모형인 위너과정(Wiener process)을 정립하였고,¹²⁾ Ornstein and Uhlenbeck(1930)은 브라운운동 이론을 더욱 발전시킨 확률과정인 Ornstein Uhlenbeck process를 도출하였다.¹³⁾ 동 모형은 평균회귀 속성을 가진 브라운운동으로 위너과정(Wiener process)을 활용한 모형이다. 확률론적 해지율($w(t)$) 모형을 도출하기 위하여 다음과 같은 몇 가지 가정을 설정하기로 한다.

- ① $w(t)$ 는 시간에 따른 연속함수로 가정한다.
- ② $w(t)$ 는 마코프 과정(Markov process)을 따른다. 마코프 과정은 미래 결과는 현재 결과에만 영향을 받으며, 현재 이전의 과거 결과에는 영향을 받지 않는 조건을 만족하는 확률과정이다.
- ③ ①, ②번 조건을 만족하기 위해 $w(t)$ 가 연속된 시간의 흐름에 따라 정규분포를 따라 움직이는 위너과정¹⁴⁾(Wiener process)를 따른다고 가정한다.
- ④ $w(t)$ 는 해지율의 경과기간구조를 추세항으로 갖는다는 것을 가정한다.
- ⑤ 확률론적 $w(t)$ 로 산출된 유지지수의 기댓값은 유지함수($C(t)$)와 같다고 가정한다.¹⁵⁾

11) 향후 더 정교한 연구에서는 x 를 해지율에 고려하는 $C_x(t)$ 를 유도할 수도 있을 것이다.

12) E. Nelson(2001), p. 9.

13) E. Nelson(2001), p. 45.

14) 위너과정은 기하학적 브라운운동(standard brownian motion)이라고도 불리며, 통상 위너과정을 $W(t)$ 로 표현하나 본 연구에서는 순간해지율을 w 로 표현하였으므로 위너과정을 $Z(t)$ 로 표현하기로 한다.

$$C(t) = E \left[e^{-\int_0^t w(s) ds} \right] \quad (5)$$

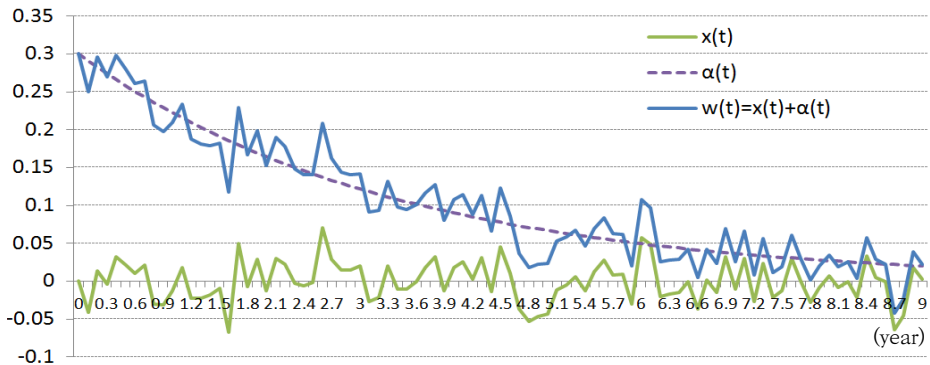
나. 해지율 모형의 도출

1) 상수 표준편차(σ) 가정

앞에서 설정한 가정을 기초로 $w(t)$ 를 위너과정을 따르는 확률항(stochastic)인 $x(t)$ 와 해지율의 경과기간구조를 나타내는 비확률항(deterministic)인 추세항 $\alpha(t)$ 로 정의한다.¹⁶⁾

$$w(t) = x(t) + \alpha(t) \quad (6)$$

〈Figure 2〉 Stochastic Term($x(t)$) and Deterministic Term($\alpha(t)$)



$x(t)$ 는 위너과정을 만족하면서 추세를 반영할 수 있는 기본적인 확률과정인 Ornstein-Uhlenbeck process를 따른다고 가정한다. 본 논문에서는 추세항을 이용하므로 Ornstein-Uhlenbeck process에서 평균(μ) 및 초기값($x(0)$)은 0으로 가정하였다. a 를 평균회귀속도(mean reverting speed), σ 를 해지율의 표준편차, $Z(t)$ 를 위너과정으로 가정하면 Ornstein-Uhlenbeck process는 다음과 같다.¹⁷⁾

$$dx(t) = a(u - x(t))dt + \sigma dZ(t) \quad (7)$$

$$dx(t) = -ax(t)dt + \sigma dZ(t) \quad (8)$$

15) E. Biffis(2005), p. 5.

16) M. Overhaus et al.(2007), p. 95.

17) http://www.thetaris.com/wiki/Hull-White_model

확률항의 도함수 $dx(t)$ 에 e^{at} 를 곱한 후 적분하여 $x(t)$ 를 도출하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 e^{at} dx(t) &= e^{at} \{-ax(t)dt + \sigma dZ(t)\} \\
 dx(t)e^{at} + x(t)ae^{at}dt &= e^{at}\sigma dZ(t) \\
 dx(t)e^{at} + x(t)d\{e^{at}\} &= e^{at}\sigma dZ(t) \\
 d\{x(t)e^{at}\} &= e^{at}\sigma dZ(t) \\
 \int_0^t d\{x(s)e^{as}\} &= \int_0^t \sigma e^{as} dZ(s) \\
 x(t)e^{at} - x(0)e^{a \cdot 0} &= \int_0^t \sigma e^{as} dZ(s) \\
 x(t)e^{at} &= x(0) + \int_0^t \sigma e^{as} dZ(s) \\
 x(t) &= x(0)e^{-at} + \int_0^t \sigma e^{-a(t-s)} dZ(s) \tag{9}
 \end{aligned}$$

유지함수($C(t)$)를 활용하여 추세항($\alpha(t)$)을 도출하기 전에 $\alpha(t)$ 도출 과정에서 필요한 몇 가지 결과를 먼저 구해본다. 첫 번째, $\alpha(t)$ 는 비확률항(deterministic)으로 주어지므로 다음식이 성립한다.

$$E\left[e^{-\int_0^t \alpha(s) ds}\right] = e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \tag{10}$$

두 번째, 결정론적 함수의 확률론적 적분의 기댓값은 가우시안 분포의 연속적인 합이므로 $E\left[\left(\int_0^t X(s)dZ(s)\right)\right] = 0$ 을 만족하며¹⁸⁾, $x(0) = 0$ 이므로 다음식이 성립한다.

$$\begin{aligned}
 E\left[-\int_0^t x(s)\right] &= E\left[-\int_0^t \left\{x(0)e^{-au} + \int_0^u \sigma(s)e^{-a(u-s)} dZ(s)\right\} du\right] \\
 &= x(0) \int_0^t e^{-au} du = 0 \tag{11}
 \end{aligned}$$

세 번째, $Var\left[\int_0^t x(u)du\right]$ 를 구해보자. $x(0) = 0$ 이고, Ito isometry¹⁹⁾ 이론에 따라

18) D. Brigo, F. Mercurio(2006), p. 201.

19) $E\left[\left(\int_0^t X(s)dZ(s)\right)^2\right] = E\left[\int_0^t X^2(s) ds\right]$, B. Oksendal(2000), p. 29.

$$\begin{aligned}
\text{Var} \left[\int_0^t x(u) du \right] &= E \left[\left(\int_0^t x(u) du \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t x(u) du \right) \right]^2 \\
&= E \left[\left(\int_0^t \int_0^u \sigma e^{-a(u-s)} dZ(s) du \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t \int_0^u \sigma e^{-a(u-s)} dZ(s) du \right) \right]^2 \\
&= E \left[\left(\int_0^t \sigma \int_s^t e^{-a(u-s)} dudZ(s) \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t \sigma \int_s^t e^{-a(u-s)} dudZ(s) \right) \right]^2 \\
&= E \left[\left(\int_0^t \sigma \int_s^t e^{-a(u-s)} dudZ(s) \right)^2 \right] \\
&= E \left[\int_0^t \left(\sigma \int_s^t e^{-a(u-s)} du \right)^2 ds \right] \\
&= \int_0^t \sigma^2 \left(\int_s^t e^{-a(u-s)} du \right)^2 ds \\
&= \int_0^t \sigma^2 \left(\frac{1 - e^{-a(t-s)}}{a} \right)^2 ds \\
&= \frac{\sigma^2}{a^2} \int_0^t (1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}) ds \\
&= \frac{\sigma^2}{a^2} \left(t - 2 \frac{1 - e^{-at}}{a} + \frac{1 - e^{-2at}}{2a} \right) \tag{12}
\end{aligned}$$

앞에서 구한 세 가지 결과와 $C(t)$ 와 $E[e^x]$ 20)의 정의를 활용하여 $\alpha(t)$ 를 도출하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
C(t) &= E \left[e^{-\int_0^t w(s) ds} \right] = E \left[e^{-\int_0^t \{x(s) + \alpha(s)\} ds} \right] \\
&= E \left[e^{-\int_0^t x(s) ds} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \right] \\
&= E \left[e^{-\int_0^t x(s) ds} \right] \cdot E \left[e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \right] \\
&= e^{E \left[-\int_0^t x(s) ds \right] + \frac{1}{2} \text{Var} \left[-\int_0^t x(s) ds \right]} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \\
&= e^{\frac{1}{2} \text{Var} \left[-\int_0^t x(s) ds \right]} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \\
C(t) &= e^{\frac{\sigma^2}{2a^2} \left\{ t - 2 \frac{1 - e^{-at}}{a} + \frac{1 - e^{-2at}}{2a} \right\}} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \tag{13}
\end{aligned}$$

수식 (13)의 양변에 로그를 취하여 전개하면 다음과 같다.

20) $E[e^x] = e^{E[x] + \frac{1}{2} \text{Var}[x]}$

$$\ln C(t) = \frac{\sigma^2}{2a^2} \left(t - 2 \frac{1 - e^{-at}}{a} + \frac{1 - e^{-2at}}{2a} \right) - \int_0^t \alpha(s) ds$$

$$\frac{\partial}{\partial t} \ln C(t) = \frac{\sigma^2}{2a^2} (1 - 2e^{-at} + e^{-2at}) - \alpha(t) \quad (14)$$

$\lambda(t)$ 의 정의에 의해 $-\frac{\partial}{\partial t} \ln C(t)$ 는 $\lambda(t)$ 이고 추세항 $\alpha(t)$ 를 중심으로 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\alpha(t) = -\frac{\partial}{\partial t} \ln C(t) + \frac{\sigma^2}{2a^2} (1 - 2e^{-at} + e^{-2at}) \quad (15)$$

$$= \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{2a^2} (1 - 2e^{-at} + e^{-2at}) \quad (16)$$

수식 (9)의 $x(t)$ 와 수식 (16)의 $\alpha(t)$ 를 이용하면 수식 (6)의 확률론적 해지율($w(t)$)를 구할 수 있다. 수식 (6)의 $w(t)$ 를 미분하면 다음과 같다.

$$dw(t) = dx(t) + d\alpha(t) \quad (17)$$

먼저 수식 (8)에 따라 $dx(t)$ 는 다음과 같다.

$$dx(t) = -ax(t)dt + \sigma dZ(t)$$

$$= -a\{w(t) - \alpha(t)\}dt + \sigma dZ(t) \quad (18)$$

다음으로 $d\alpha(t)$ 는 앞에서 산출한 $\alpha(t)$ 를 편미분하면 다음과 같이 산출된다. 다만 $\alpha(t)$ 의 변수는 t 밖에 없으므로 상미분과 편미분이 같아 편의상 편미분 형태로 미분한다.

$$\frac{d}{dt} \alpha(t) = \frac{\partial}{\partial t} \alpha(t)$$

$$= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{2a^2} \{2ae^{-at} - 2ae^{-2at}\}$$

$$= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{a} \{e^{-at} - e^{-2at}\} \quad (19)$$

이제 확률론적 해지율 모형의 미분방정식($dw(t)$)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} dw(t) &= dx(t) + d\alpha(t) \\ &= -ax(t)dt + \sigma dZ(t) + d\alpha(t) \\ &= -a\{w(t) - \alpha(t)\}dt + \sigma dZ(t) + d\alpha(t) \\ &= \left\{ a\alpha(t) + \frac{d\alpha(t)}{dt} - aw(t) \right\} dt + \sigma dZ(t) \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} &= \left[a\lambda(t) + \frac{\sigma^2}{2a} \{1 - 2e^{-at} + e^{-2at}\} \right. \\ &\quad \left. + \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{a} \{e^{-at} - e^{-2at}\} - aw(t) \right] dt + \sigma dZ(t) \\ &= \left\{ a\lambda(t) + \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{2a} (1 - e^{-2at}) - aw(t) \right\} dt + \sigma dZ(t) \end{aligned} \quad (21)$$

위 식에서 $a\alpha(t) + \frac{d\alpha(t)}{dt}$ 를 추세를 반영하기 위한 함수인 $\theta(t)$ 로 표현할 경우 다음과 같다.

$$dw(t) = \{\theta(t) - aw(t)\}dt + \sigma dZ(t) \quad (22)$$

$$\theta(t) = a\lambda(t) + \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\sigma^2}{2a} (1 - e^{-2at}) \quad (23)$$

2) 동적 표준편차($\sigma(t)$) 가정

현실적으로는 표준편차가 경과시간에 따라 일정한 것이 아니라 지속적으로 변하는 동적 표준편차($\sigma(t)$) 또는 단계형 상수(σ_i)로 반영될 가능성이 높다. 따라서 표준편차가 시간에 따라 동적으로 변동하는 $\sigma(t)$ 를 가정하고 확률론적 해지율 미분방정식을 산출해 본다.

동적 표준편차 가정하에서 $\alpha(t)$ 도출 과정에 필요한 $Var \left[\int_0^t x(t)dt \right]$ 를 먼저 구해보자.

$$\begin{aligned} Var \left[\int_0^t x(u)du \right] &= E \left[\left(\int_0^t x(u)du \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t x(u)du \right) \right]^2 \\ &= E \left[\left(\int_0^t \int_0^u \sigma(s) e^{-a(u-s)} dZ(s) du \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t \int_0^u \sigma(s) e^{-a(u-s)} dZ(s) du \right) \right]^2 \\ &= E \left[\left(\int_0^t \sigma(s) \int_s^t e^{-a(u-s)} du dZ(s) \right)^2 \right] - \left[E \left(\int_0^t \sigma(s) \int_s^t e^{-a(u-s)} du dZ(s) \right) \right]^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= E \left[\left(\int_0^t \sigma(s) \int_s^t e^{-a(u-s)} du dZ(s) \right)^2 \right] \\
 &= E \left[\int_0^t \left(\sigma(s) \int_s^t e^{-a(u-s)} du \right)^2 ds \right] \\
 &= \int_0^t \sigma^2(s) \left(\int_s^t e^{-a(u-s)} du \right)^2 ds \\
 &= \int_0^t \sigma^2(s) \left(\frac{1 - e^{-a(t-s)}}{a} \right)^2 ds \\
 &= \frac{1}{a^2} \int_0^t \sigma^2(s) (1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}) ds \tag{24}
 \end{aligned}$$

수식 (24)와 $C(t)$ 의 정의를 활용하여 $\alpha(t)$ 를 도출하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 C(t) &= E \left[e^{-\int_0^t w(s) ds} \right] = E \left[e^{-\int_0^t \{x(s) + \alpha(s)\} ds} \right] \\
 &= E \left[e^{-\int_0^t x(s) ds} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \right] \\
 &= E \left[e^{-\int_0^t x(s) ds} \right] \cdot E \left[e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \right] \\
 &= e^{E \left[-\int_0^t x(s) ds \right] + \frac{1}{2} Var \left[-\int_0^t x(s) ds \right]} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \\
 &= e^{\frac{1}{2} Var \left[-\int_0^t x(s) ds \right]} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \\
 C(t) &= e^{\frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\} ds} \cdot e^{-\int_0^t \alpha(s) ds} \tag{25}
 \end{aligned}$$

$$\ln C(t) = \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\} ds - \int_0^t \alpha(s) ds$$

변수 t 로 편미분할 경우 Leibniz 적분 공식²¹⁾에 따라 계산하여야 하는데 동 공식에서 적분 이외에 추가로 계산하는 항목이 0이 되므로²²⁾ 다음이 성립한다.

21) $\frac{d}{dt} \left(\int_{a(t)}^{b(t)} f(t, s) ds \right) = f(t, b(t)) \frac{d}{dt} b(t) - f(t, a(t)) \frac{d}{dt} a(t) + \int_{a(t)}^{b(t)} \frac{\partial}{\partial t} f(t, s) ds$

22) $f(t, s)$ 에 해당하는 부분이 $\sigma^2(s) \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\}$ 이므로 s 에 t 를 대입할 경우 $\sigma^2(s) \{1 - 2 + 1\} = 0$ 으로 사라지게 된다.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial}{\partial t} \ln C(t) &= \frac{\partial}{\partial t} \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\} ds - \frac{\partial}{\partial t} \int_0^t \alpha(s) ds \\
&= \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \frac{\partial}{\partial t} \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\} ds - \frac{\partial}{\partial t} \int_0^t \alpha(s) ds \\
&= \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \frac{\partial}{\partial t} \{1 - 2e^{-a(t-s)} + e^{-2a(t-s)}\} ds - \alpha(t) \\
&= \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \{2ae^{-a(t-s)} - 2ae^{-2a(t-s)}\} ds - \alpha(t) \tag{26}
\end{aligned}$$

$\alpha(t)$ 를 중심으로 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\alpha(t) = -\frac{\partial}{\partial t} \ln C(t) + \frac{1}{2a^2} \int_0^t \sigma^2(s) \{2ae^{-a(t-s)} - 2ae^{-2a(t-s)}\} ds \tag{27}$$

$$= \lambda(t) + \frac{1}{a} \int_0^t \sigma^2(s) \{e^{-a(t-s)} - e^{-2a(t-s)}\} ds \tag{28}$$

$d\alpha(t)$ 를 구하기 위하여 Leibniz 적분 공식을 이용하면 다음과 같다.²³⁾

$$\begin{aligned}
\frac{d\alpha(t)}{dt} &= \frac{\partial}{\partial t} \alpha(t) \\
&= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{\partial}{\partial t} \left[\frac{1}{a} \int_0^t \sigma^2(s) \{e^{-a(t-s)} - e^{-2a(t-s)}\} ds \right] \\
&= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{1}{a} \int_0^t \sigma^2(s) \frac{\partial}{\partial t} \{e^{-a(t-s)} - e^{-2a(t-s)}\} ds \\
&= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{1}{a} \int_0^t \sigma^2(s) \{-ae^{-a(t-s)} + 2ae^{-2a(t-s)}\} ds \\
&= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \int_0^t \sigma^2(s) \{-e^{-a(t-s)} + 2e^{-2a(t-s)}\} ds \tag{29}
\end{aligned}$$

23) $f(t,s) = \sigma^2(s) \{e^{-a(t-s)} - e^{-2a(t-s)}\}$ 이므로 s 에 t 를 대입할 경우 동 항은 0이 된다.

이제 확률론적 해지율 모형의 미분방정식($dw(t)$)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 dw(t) &= dx(t) + d\alpha(t) \\
 &= -ax(t)dt + \sigma(t)dZ(t) + d\alpha(t) \\
 &= -a\{w(t) - \alpha(t)\}dt + \sigma(t)dZ(t) + d\alpha(t) \\
 &= \left\{ a\alpha(t) + \frac{d\alpha(t)}{dt} - aw(t) \right\}dt + \sigma(t)dZ(t) \\
 \alpha(t) &= \lambda(t) + \frac{1}{a} \int_0^t \sigma^2(s) \{ e^{-a(t-s)} - e^{-2a(t-s)} \} ds \\
 \frac{d\alpha(t)}{dt} &= \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \int_0^t \sigma^2(s) \{ -e^{-a(t-s)} + 2e^{-2a(t-s)} \} ds
 \end{aligned} \tag{30}$$

위 식에서 $a\alpha(t) + \frac{d\alpha(t)}{dt}$ 를 추세를 반영하기 위한 함수인 $\theta(t)$ 로 표현할 경우 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 dw(t) &= \{ \theta(t) - aw(t) \} dt + \sigma(t)dZ(t) \\
 \theta(t) &= a\alpha(t) + \frac{d\alpha(t)}{dt} \\
 &= a\lambda(t) + \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \int_0^t \sigma^2(s) e^{-2a(t-s)} ds
 \end{aligned} \tag{31}$$

3) 단계형 표준편차(σ_i) 가정

표준편차를 단계형(stepwise) 상수(σ_i)로 활용할 경우 $\sigma(t)$ 는 단계형 상수로 다음과 같이 정의한다. $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_{n-1} < t_n = t$ 인 구간에서

$$\sigma(t) = \sigma_i, \quad t_{i-1} < t < t_i, \quad i = 1, \dots, n \tag{32}$$

$\theta(t)$ 를 먼저 산출하기 위해 $\int_0^t \sigma(t)^2 e^{-2a(t-s)} ds$ 를 구간별로 적분하면 각 구간 안에서는 σ_i 는 상수이기 때문에 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned}
 \int_{t_{i-1}}^{t_i} \sigma_i^2 e^{-2a(t-s)} ds &= \sigma_i^2 \int_{t_{i-1}}^{t_i} e^{-2a(t-s)} ds \\
 &= \sigma_i^2 \left[\frac{e^{-2a(t-s)}}{-2a} \right]_{t_{i-1}}^{t_i} \\
 &= \sigma_i^2 \left[\frac{e^{-2a(t-t_i)} - e^{-2a(t-t_{i-1})}}{-2a} \right]
 \end{aligned} \tag{33}$$

$$= e^{-2at} \sigma_i^2 \left[\frac{e^{2at_i} - e^{2at_{i-1}}}{2a} \right] \quad (34)$$

위 식을 활용하여 산출한 단계형 표준편차를 가정한 미분방정식은 다음과 같다.

$$dw(t) = \{\theta(t) - aw(t)\}dt + \sigma_i dZ(t) \quad (35)$$

$$\theta(t) = a\lambda(t) + \frac{\partial}{\partial t} \lambda(t) + \frac{e^{-2at}}{2a} \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 (e^{2at_i} - e^{2at_{i-1}}) \quad (36)$$

IV. 해지율 모형을 이용한 시뮬레이션

1. C(t) 및 λ(t)의 추정

본 연구에서 수행한 확률론적 해지율 모형의 도출 및 적용을 위하여 연속 형태의 유지함수($C(t)$)가 필요하다. 실제적으로 유지함수를 추정하기 위해서는 보험회사의 과거 유지율 데이터를 활용할 수 있을 것이다. 일반적으로 유지율은 연간 또는 월간 단위로 산출되는 이산(discrete) 형태이므로 이를 활용하여 연속 형태인 유지함수를 추정할 필요가 있다. 유지함수를 추정하기 위해서는 곡선적합(curve fitting) 방법을 비롯한 여러 가지 방법이 있다. 곡선적합은 주어진 데이터를 다항회귀분석(polynomial regression)을 활용하여 다항식²⁴⁾의 계수를 산출하는 방법이다. 함수의 차원이 높아질수록 주어진 데이터에 보다 정확하게 함수를 적합(fitting)할 수 있다. 유지함수($C(t)$)를 추정하면 이를 미분하여 해지력($\lambda(t)$)을 도출할 수 있고, 해지력을 이용하면 수식 (23)의 해지율 모형을 이용할 수 있다.

실무적으로는 경과월별 해지율을 해지력으로 활용하는 간편법의 적용도 가능하다. IFRS 17 보험부채 평가 시 실무적으로는 현금흐름을 월별로 산출하기 때문에 연속 형태의 해지력이 아닌 이산 형태의 해지력 활용도 가능하다. 다시 말해 보험회사의 보험상품별 자체 해지율을 월별로 산출 가능할 경우 이를 바로 해지력으로 활용하여 수식 (23)의 해지율 모형을 이용할 수 있다.

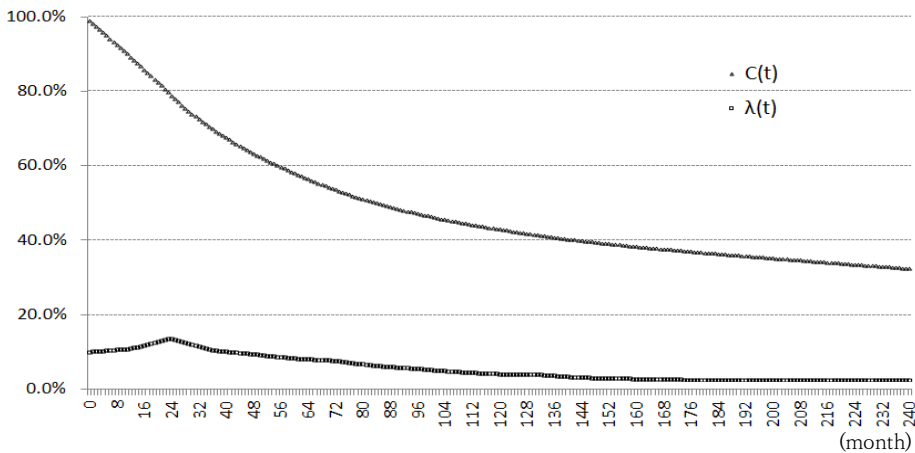
24) 1차($y=ax+b$), 2차($y=ax^2+bx+c$), 3차($y=ax^3+bx^2+cx+d$) 등 다양한 다항식 가능하다.

한편 IFRS 17 적용 시 사망률, 해지율과 같은 보험회사의 비시장변수의 추정치는 이용할 수 있는 내부 또는 외부의 모든 정보를 고려하여야 하며, 설득력이 있는 정보에 보다 많은 가중치를 부여하여 비시장변수의 추정치를 산출해야 한다.²⁵⁾ 따라서 유지합수 또는 해지력 추정 시 보험회사의 내부 또는 외부의 모든 정보를 고려할 수 있을 것이다.

2. 해지율 시나리오의 생성

본 연구에서는 간편법을 이용하여 보험회사의 경과월별 연해지율을 해지력으로 활용하여²⁶⁾ 해지율 시나리오를 생성하였다. 보험회사의 내부 정보를 가지고 있지 않기 때문에 보험개발원에서 공시한 2007년부터 2016년까지 생명보험회사 경과기간별 평균 해지율을 활용하여 해지력을 산출하였다. 경과월별 연해지율을 활용하여 추정한 해지력과 유지합수는 다음과 같다.

〈Figure 3〉 $\lambda(t)$ and $C(t)$



Notes: 1) Initial lapse rate of 10% is assumed.

2) The lapse rate after 15th year is assumed constant.

평균회귀속도(a)는 크게 설정할 경우 해지율 시나리오가 해지율의 경과기간구조와 빠른 속도로 일치되고 작게 설정할 경우 천천히 해지율의 경과기간구조와 일치된다. 본 연구에

25) IFRS 17 기준서 부록 B 적용지침 B50.

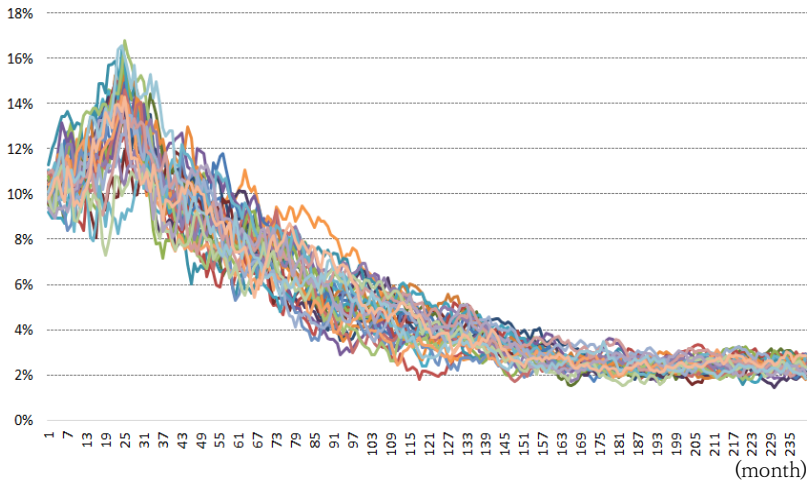
26) 보험개발원이 제공한 경과연도별 해지율을 직선보간하여 경과월별 연해지율로 변환하였다.

서는 해지율 시나리오가 해지율의 경과기간구조와 빠르게 일치되는지 확인하기 위해 평균 회귀속도를 1로 설정한 가정하에서 해지율 시나리오를 확인하였다.

그리고 표준편차의 경우 각 경과월별 해지율의 20%를 단계형 표준편차(σ_i)의 형태로 설정하였다.²⁷⁾ 이는 Solvency II의 99.5%의 해지율 충격이 $\pm 50\%$ 인데 정규분포(0, 1) 가정 시 신뢰도 99.5% z값이 2.576이므로 50%를 2.576으로 나눌 경우 대략 해지율의 20%가 표준편차로 역산된다.²⁸⁾ 다만 본 연구에서는 개별 상품의 해지율 표준편차 산출이 곤란하여 Solvency II 해지율 충격을 역산하여 표준편차를 추정한 것이며, Solvency II에서 해지율의 분포에 대한 가정을 정규분포가 아닌 다른 분포를 가정했을 경우 해지율 표준편차가 과소 산출될 수 있으므로 개별 보험계약의 해지위험 산출 시에는 개별 보험계약의 해지율 표준편차를 활용하는 것이 바람직하다.

앞에서 설정한 가정을 활용하여 생성한 확률론적 $w(t)$ ²⁹⁾ 시나리오는 <Figure 4>와 같다.

<Figure 4> Generated Stochastic Scenarios of $w(t)$



Note: 30 generated scenarios are selected.

27) 실무적으로 가장 적용 가능성이 높은 단계형 표준편차를 활용하여 시뮬레이션을 실시하였다.

28) 정규분포 가정 시

$$99.5\% \text{ 해지율} = \text{해지율} \times 50\%(\text{Solvency II 기준}) = 2.576 \times \text{해지율 표준편차}$$

$$\therefore \text{해지율 표준편차} = 50\% \div 2.576 \times \text{해지율} = 19.4\% \times \text{해지율}$$

29) 생성된 $w(t)$ 는 경과월별로 생성된 연단위 해지율이며, 동 해지율을 월별로 활용하기 위해

서는 $1 - e^{-\frac{w(t)}{12}}$ 의 변환 과정이 필요하다.

마팅게일(Martingale)이란 연속적인 확률론적 랜덤변수에서 다음 순서의 확률변수의 평균은 현재 발생한 확률변수와 같다는 이론이다. 다시 말해 과거의 모든 정보를 알고 있다면 다음 순서의 확률변수는 현재의 확률변수에만 영향을 받는다는 이론이다.³⁰⁾

$$\begin{aligned} E[|X_n|] &< \infty \\ E[X_{n+1}|X_1, \dots, X_n] &= X_n \end{aligned} \quad (37)$$

확률론적 시나리오 모형은 마팅게일 속성을 만족하는 것이 바람직할 것이다. 수식 (38)과 같이 $\lambda(t)$ 로 산출한 $C(t)$ 와 확률론적 해지율 시나리오로 산출한 유지자수의 기댓값이 같은지를 확인하여 마팅게일 속성을 검증할 수 있다. $w_i(t)$ 는 확률론적 해지율의 t 시점 i 번째 시나리오이다.

$$C(t) = \exp\left\{-\int_0^t \lambda(s)ds\right\} = E\left[\exp\left\{-\int_0^t w_i(s)ds\right\}\right] \quad (38)$$

다만 해지율 시나리오가 연속형이 아닌 월별 이산의 형태로 발생되기 때문에 다음과 같은 식을 활용할 수 있다.

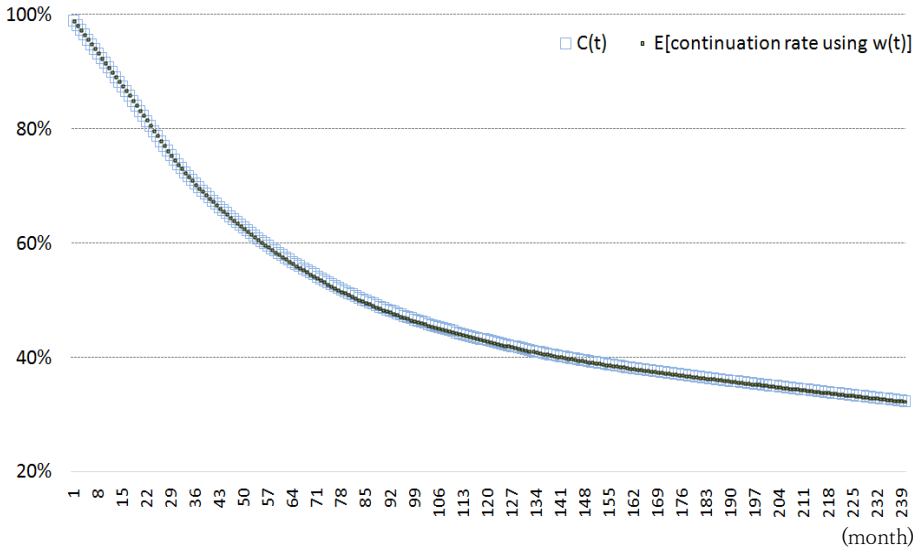
$$\exp\left\{-\sum_{k=1}^n \lambda(k)\right\} = E\left[\exp\left\{-\sum_{k=1}^n w_i(k)\right\}\right] \quad (39)$$

수식 (39)에 경과월(n)을 1부터 240까지 적용하여 산출한 유지함수 및 시나리오별³¹⁾ 유지자수의 기댓값은 다음과 같다.

30) 랜덤워크(Random Walk) 모형은 마팅게일의 대표적인 예이다.

31) 본 연구에서는 시나리오 개수를 1,000개로 설정하였다.

〈Figure 5〉 The Result of Martingale Test



3. 해지율 모형의 확장

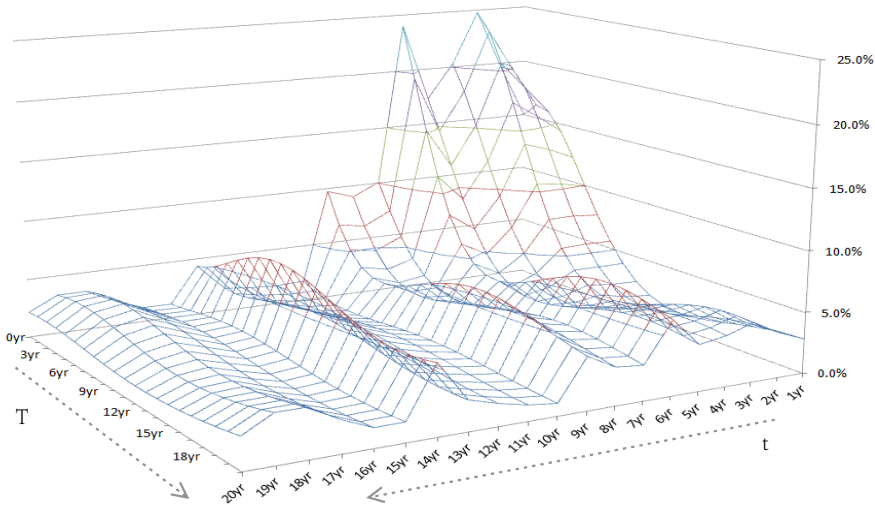
앞에서 생성한 시나리오는 1차년도인 보험계약(신계약)에 적용되는 시나리오이다. 만약 경과기간(T)이 1차년도보다 큰 보험계약의 경우 생성시점 시 경과기간별로 다른 시나리오 생성이 필요하다. T 를 생성시점의 보험계약별 경과기간이라고 할 때 확률미분방정식에서 t 를 $t+T$ 로 설정하면 경과기간이 다른 보험계약에 본 해지율모형을 적용할 수 있다. 경과기간의 확장은 $\theta(t)$ 와 $\sigma(t)$ 모두 적용하여야 하며, 경과기간이 확장된 해지율의 확률미분방정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} dw(t) &= \{\theta(t+T) - aw(t)\}dt + \sigma(t+T)dZ(t) \\ \theta(t+T) &= a\alpha(t+T) + d\alpha(t+T) \end{aligned} \quad (40)$$

예를 들어 신계약의 경우 시나리오 산출 시 $\theta(t+0)$ 가 적용되는 반면, 10년 경과된 계약의 경우 $\theta(t+10)$ 의 함수가 적용된다. 다만 $\theta(t+0)$ 나 $\theta(t+10)$ 의 장래시점(t)별 시나리오 생성 시 브라운운동에서 만들어진 랜덤 변수의 값은 동일하게 적용된다. 이는 경과기간별로 해지율 수준은 차이가 있지만 동일한 장래시점(t)에서 적용받는 랜덤 변수의 값은 같은 값으로 설정하여 동일한 장래시점에서 해지율의 방향성(상승 또는 하락)은 모두

같도록 설정할 필요가 있기 때문이다. 아래 그래프는 해지율 1번 및 2번 시나리오를 경과 기간별로 확장한 그래프이다. 그래프에서 보듯이 장래시점(t)의 시나리오는 같은 상승 또는 하락 흐름을 보인다.

〈Figure 6〉 Lapse Rate Scenario #1 (example)



V. 결론

IFRS 17 및 K-ICS가 도입되면 보험계약의 해지위험에 대한 평가가 중요해짐에 따라 정교한 해지위험 산출을 위해 확률론적 방법으로 해지위험을 산출할 필요성이 증가하고 있다. 이에 본 연구에서는 확률론적 해지율 모형을 연구하고 해지율 시뮬레이션을 수행하였다. 과거 통계에 따르면 보험계약의 해지율은 경과기간에 따라 추세(경과기간구조)를 갖는 특징을 가지고 있다. 본 연구에서는 해지율의 경과기간구조를 반영하는 해지율 모형을 도출하였다.

본 연구의 3장에서는 확률론적 해지율 모형을 도출하였다. 최초 보험계약자가 1명이라고 가정할 경우 0시점에서 바라본 T 시점의 보험계약 유지자수를 유지함수($C(t)$)로 정의하고, 동 유지함수의 도함수를 유지함수로 나누어 해지력($\lambda(t)$)을 도출하였다. 그리고 확

률론적 해지율 모형 도출을 위해 확률론적 $w(t)$ 를 O-U process를 따르는 확률항($x(t)$)과 해지율의 추세를 나타내는 추세항($\alpha(t)$)으로 구분한 후 수학적으로 전개하여 해지율 모형의 확률미분방정식 $dw(t)$ 를 도출하였다.

본 연구의 4장에서는 도출된 해지율 모형을 이용하여 시뮬레이션을 수행하였다. 도출된 확률미분방정식으로 해지율을 시뮬레이션하기 위해 생명보험사의 과거 해지율 통계를 활용하여 간편법으로 해지력($\lambda(t)$)을 산출하였다. 그리고 평균회귀속도를 1로 설정하고 SolvencyII의 위험계수를 역산하여 산출한 해지율 표준편차를 활용하여 해지율 시나리오를 1,000개 생성하였으며 $\lambda(t)$ 로 산출한 $C(t)$ 와 확률론적 해지율 시나리오로 산출한 유지자수의 기댓값이 같은지를 검증하였다. 경과기간이 다른 보험계약을 본 모형에 적용하기 위한 해지율 모형의 확장방법에 대하여도 고찰하였다.

향후 금리위험과 해지위험 간에 정교한 상관관계 반영을 위해 이자율 및 해지율 시나리오 생성 단계부터 금리위험과 해지위험의 상관관계를 반영하는 방안에도 연구할 필요가 있다. 또한 정규분포 가정을 활용한 해지율 모형의 단점은 해지율의 표준편차가 클 경우 해지율 시나리오가 음수로 발생 가능한 것이므로 향후 음의 해지율이 발생하지 않는 해지율 모형에 대한 연구도 필요할 것이다. 아울러 개별 보험상품의 해지율 통계와 상품 정보 등을 활용하여 해지율을 시뮬레이션하고 해지위험을 산출할 필요가 있다. 또한 유지함수 적합 방법론으로 곡선적합(Curve fitting)과 간편법을 제시하였는데, 동 방법론보다 유지함수를 정확하고 간단한 형태의 함수식으로 적합할 수 있는 방법에 대한 연구도 필요할 것이다. 마지막으로 본 연구에서는 가입연령에 관계없이 경과기간별로 동일한 유지함수 및 해지력을 적용하였지만 가입연령에 따라 유지율의 차이가 발생할 수 있으므로 가입연령 및 경과기간에 따라 변하는 유지함수를 설정하는 방안도 향후 연구할 필요가 있다.

향후 IFRS 17 및 신지급여력제도 도입 시 본 연구에서 도출된 확률론적 해지율 모형이 합리적인 해지위험 및 위험조정 산출에 활용될 것으로 기대한다.

참고문헌

- 금융감독원 (2015), **보험계약 국제회계기준 2단계(IFRS4 PhaseII) 해설서**.
(Translated in English) Financial Supervisory Service (2015). *Guide of IFRS4 Phase II*.
- _____ (2018), **新지급여력제도 도입초안(K-ICS 1.0)**.
(Translated in English) Financial Supervisory Service (2018). *K-ICS 1.0*.
- 김현태 (2015), **보험계약 국제회계기준(IFRS4)에 입각한 위험조정 산출 방법론 연구**, 생명보험협회.
- (Translated in English) Kim, H. (2015). *Estimating Risk Adjustment (RA) for life Insurance contracts under IFRS4 phase 2*, Korea Life Insurance Association.
- 류건식·이봉주 (2011), “생명보험 해약률의 계량경제적 분석”, **산업경제연구**, 제24권 제2호, pp. 1099-1121.
- (Translated in English) Ryu, K., and B., Lee (2011). “Econometric Analysis of Surrender and Lapse Rate of Life Insurance Business”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 24(2): 1099-1121.
- 보험개발원 (2013), **확률론적 자산시나리오 발생기 산출 방안**, 보험개발원.
- (Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2013). *Stochastic Asset Scenarios Generating Method*.
- _____ (2017), **2017 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정**, 보험개발원.
- (Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2017). *2017 Life Insurance Actuarial Assumption using Industrial Statistics*.
- 오창수 외 3인 (2013), “IFRS4 기준하의 보험부채평가에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제24권 2호, 한국리스크관리학회.
- (Translated in English) Ouh, C., I., Ryu, K., Park, and W., Kang (2013). “A Study on the Valuation of Insurance Liability based on the IFRS4”,

The Journal of Risk Management, 24(2).

오창수 (2014), **최신보험수리학**, 제3판, 박영사.

(Translated in English) Ouh, C. (2014). *New Actuarial Mathematics*, 3rd Eds, Parkyoungsa.

오창수·조석희 (2009), “보험부채 리스크 마진의 측정에 관한 연구-국제회계기준을 중심으로-”, **보험학회지**, 제84집, 한국보험학회, pp. 35-68.

(Translated in English) Ouh, C., and S., Cho (2009). “A study on the Measurement of the Risk Margin of the Insurance Liability - Focusing on the IFRS4”, *Korean Insurance Journal*, 84: 35-68.

오창수·박규서 (2016), “국제회계기준(IFRS4)하에서의 이율보증평가 -동적해지율 적용을 중심으로-”, **보험금융연구**, 제27권 제1호, pp. 51-79.

(Translated in English) Ouh, C., and K., Park (2016). “A Study on the Valuation of Interest Rate Guarantees under IFRS with Dynamic Lapse Rates”, *Journal of Insurance and Finance*, 27(1): 51-79.

오창수·은재경 (2017), “IFRS17 도입에 따른 종신보험의 보증형태별 보증비용 및 수익성 분석”, **보험금융연구**, 제28권 제3호, pp. 25-52.

(Translated in English) Ouh, C., and J., Eun (2017). “A Study on the Guarantee Costs and the Profitability Analysis of Whole Life Insurance by Different Guarantee Type according to Introduction of IFRS 17”, *Journal of Insurance and Finance*, 28(3): 25-52.

오창수·권나연 (2018), “제3보험의 해약 결정요인에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제29권 제4호, pp. 35-61.

(Translated in English) Ouh, C., and N., Kwon (2018). “A Study on the Determinants of the Surrender Behavior for Type 3 Insurance”, *Journal of Insurance and Finance*, 29(4): 35-61.

이석범·이영종·옥주영 (2010), **우체국보험 해약요인에 관한 연구**, 정보통신정책연구원, 기본연구, 10-16.

- (Translated in English) Lee, S., Y., Lee, and J., Ok (2010). *A study on the factors of postal insurance cancellation*, Korea Information Society Development Institute, Basic research, 10-16.
- 정세창·오승철 (2009), “생명보험회사의 해약률에 관한 연구”, **보험학회지**, 제82집, pp. 155-178.
- (Translated in English) Jung, S., and S., Ouh (2009). “An Empirical Study on the Lapse Rate in the Life Insurance Industry”, *Korean Insurance Journal*, 82: 155-178.
- 최영목·최원 (2008), “경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향”, **보험개발연구**, 제19권 제3호, pp. 3-36.
- (Translated in English) Choi, Y., and W., Choi (2008). “The Effect of Economic Variables on Lapse and Surrender Rate in Life Insurance”, *Journal of Insurance and Finance*, 19(3): 3-36.
- 황진태·이경희 (2010), **생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형**, 보험연구원.
- (Translated in English) Hwang, J., and K., Lee (2010). *Estimating and Forecasting Models of Lapse Rates in the Life Insurance Industry*, Korea Insurance Research Institute.
- American Academy of Actuaries (2005). “Recommended approach for setting regulatory risk-based capital requirements for variable annuities and similar products, Report”, Boston, MA.
- Brigo, D., and F. Mercurio (2006). *Interest Rate Models - Theory and Practice*, 2nd Eds, Springer.
- Biffis, E. (2005), “Affine processes for dynamic mortality and actuarial valuations”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 37: 443-468.
- CEIOPS (2010). *QIS5 Technical Specifications for SolvencyII*.
- Courtois, L., and H. Nakagawa (2011). “Surrender Risk and the Default of

- Insurance Companies”, *Mathematical Finance*.
- Conwill, S., Y. Furuya, and K. Ito (2013). “Dynamic lapse risk in an era of quantitative easing”, Miliman.
- Eling, M., and M. Kochanski (2013). “Research on Lapse in Life Insurance - What has been done and what needs to be done”, *Journal of Risk Finance*, 14(4): 392-413.
- Hull, J., and A. White (1990). “Pricing Interest-Rate-Derivative Securities”, *The Review of Financial Studies*, 3: 373-392.
- _____ (1993). “One-Factor Interest-Rate Models and the Valuation of Interest-Rate Derivative Securities”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(2).
- IASB (2017). IFRS 17 Insurance Contracts.
- Loisel, S., and X. Milhau (2010). “From deterministic to stochastic surrender risk models: impact of correlation crises on economic capital”, *European Journal of Operational Research*.
- Nelson, E. (2001). *Dynamical Theories of Brownian Motion*, 2nd Eds, Princeton University.
- Newton, L. et al. (1997). *Actuarial Mathematics*, The Society of Actuaries.
- Oksendal, B. (2000). *Stochastic Differential Equations*, 5th Eds, Springer.
- Overhaus, M. et al. (2007). *Equity Hybrid Derivatives*, Wiley, 1st Eds.
- Uhlenbeck, G., and L. Ornstein (1930). “On the Theory of the Brownian Motion”, *American Physical Society*.
- Vasicek, O. (1997). “An equilibrium characterization of the term structure”, *Journal of Financial Economics*, 5: 177-188.
- Xue, Y. (2010). “Interactions Between Dynamic Lapses and Interest Rates in Stochastic Modeling”, *Product Matters*, Society Of Actuaries, 77: 8-12.

http://en.wikipedia.org/wiki/Ornstein%E2%80%93Uhlenbeck_process,
2019. 01. 02.

http://en.wikipedia.org/wiki/Hull%E2%80%93White_model, 2019. 01. 02.

[http://en.wikipedia.org/wiki/Martingale_\(probability_theory\)](http://en.wikipedia.org/wiki/Martingale_(probability_theory)), 2019. 01. 02.

http://www.thetaris.com/wiki/Hull-White_model, 2019. 01. 02.

Abstract

The needs for calculating more precise lapse risk are increasing as lapse risk will be newly applied in risk adjustments and risk categories when IFRS 17 and K-ICS (Korean Insurance Capital Standard) will be introduced. This study researches a stochastic lapse model which can be used in computing precise lapse risk in IFRS 17 and K-ICS.

We defines continuation function and force of lapse, and we derives a stochastic lapse model which can be composed by a stochastic term following Ornstein-Uhlenbeck process and a trend term presenting lapse term structure. This study derives three lapse models according to constant, dynamic, and stepwise standard deviations. The models can reflect term structure of lapse. This study generates 1,000 stochastic lapse scenarios for 240 months using force of lapse by simple method.

※ Key words: Stochastic lapse model, lapse risk, risk adjustment, IFRS 17, K-ICS