

보험금융연구

Journal of Insurance and Finance

소득계층별 위험금융자산투자의 결정요인 분석	임병인 · 윤재형	3
포아송 로그-이중선형 모형을 이용한 한국 남성 사망률의 베이지안 추정 및 활용	황지연 · 고방원	23
국제회계기준(IFRS)하에서의 이율보증평가 - 동적해지율 적용을 중심으로 -	오창수 · 박규서	51
Optimization of Dynamic Guaranteed Minimum Return, Investment And Reinsurance Strategy By Balancing the Risks And Benefit of Both Insurers And Consumers	Hong Mao · James M. Carson · Krzysztof M. Ostaszewski	81
The Performance Evaluation on the General Procedure for Forecasting Mortality	Sang Il Lee	107

소득계층별 위험금융자산투자의 결정요인 분석*

An Analysis on the Determinants for Risky Financial Asset Portfolios of Households by Income Classes

임 병 인**·윤 재 형***

Byung In Lim·Jai Hyung Yoon

본 연구는 2010~2012년의 「가계금융·복지조사」 자료를 활용하여 소득계층별 자산포트폴리오가 어떻게 변화했는지를 살펴보고, 가계의 위험금융자산 투자에 대한 Arrow 가설의 논리를 소득계층별로 구분하여 실증해보았다. 분석결과, 첫째, 부(富)가 증가하면 위험금융자산의 절대투자량이 증가한다는 Arrow 가설 1은 모든 소득층에서 기각되지 못하였으나, 부(富)가 증가할수록 위험금융자산에 대한 투자비율이 감소된다는 Arrow 가설 2는 기각되었다. 이상에서 가구들은 부(富)가 감소하는 경우 위험금융자산에 대한 투자비율을 축소함으로써 위험금융자산 투자로부터 손실을 축소하려는 경향이 있고, 부(富)가 늘어나는 경우 위험금융자산을 늘려 더 높은 소득을 얻으려 한다는 시사점을 도출할 수 있었다. 둘째, 고소득층일수록 위험금융자산에 투자하려는 경향이 다른 소득계층에 비해 강한데, 그 경향은 시간이 지나면서 더욱 두드러지게 나타났다. 셋째, 저소득층이 다른 소득계층에 비해 부가 증가할수록 위험금융자산 투자비율을 증가시키는 경향이 더욱 강하지만, 고소득층은 위험금융자산의 투자비율을 안정적으로 증가시키려는 경향이 나타나고 있어 기존 연구와 유사하였다. 넷째, 본 연구도 Perraudin and Sørensen(2000)와 유사하게 인구통계학적인 변수들이 통계적으로 유의하면서도 일관된 추정결과를 보이지 못하다는 사실을 확인하였다.

국문 색인어: 위험금융자산비율, Arrow 가설, 소득계층, 가계자산포트폴리오
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030603, B030700

* 본 논문은 금융연구원의 지원을 받아 수행한 연구(글로벌금융위기 전후의 소득계층별 가계금융자산 포트폴리오의 차이 분석)를 전면 수정하여 재작성한 것이다.

** 충북대학교 경제학과 교수(billforest@hanmail.net), 제1저자

*** 국립안동대학교 경제학과 교수(jhy@anu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2015. 05. 26, 논문 최종 수정일: 2015. 08. 16, 논문 게재 확정일: 2016. 02.15

I. 서론

일반적으로 금융자산 포트폴리오 구조는 금융시장 참여자들의 금융시장을 바라보는 시각 또는 위험, 수익률 등에 대한 태도나 인식을 보여주는 지표라고 볼 수 있다. 예를 들어, 투자자들이 금융시장에서의 위험이 줄어들고 수익성이 증가할 것으로 예상하면 위험금융자산에 대한 투자 비중을 늘릴 것이다. 반면 2008년 하반기에 촉발된 글로벌 금융위기 때와 같이 전 세계적으로 주식시장이 폭락하고, 우량채권마저 투매하는 상황에 이르면 위험금융자산에 대한 투자 비중을 줄일 것이다. 가계금융자산 포트폴리오는 물론 전술한 외부충격에 의한 금융시장의 위험 증가, 금융시장에 대한 인식과 지식정도 외에 투자자 또는 그가 속한 가구의 인구 통계학적인 변수와 경제적인 변수에 의해서도 달라질 수 있을 것이다.

본 연구는 이와 같은 문제의식 하에서 투자자가 속한 가구 특성 중 소득차이가 가계의 금융자산 포트폴리오, 특히 위험금융자산에 대한 투자에 어떤 영향을 주는지에 초점을 맞춘다. 본 연구는 이 점을 가장 잘 보여줄 수 있는 Arrow(1965)가설에 근거하여 위험금융자산에 대한 투자 결정요인들을 함께 추정하고자 한다. 주지하다시피 Arrow(1965)가설의 주요 내용은 두 가지인데, 첫째는 “동일한 위험에 대해서 부유층이 가난한 사람에 비해 덜 위험회피적(risk-averse)이므로 총자산(또는 富)이 증가하면 위험금융자산에 대한 절대적인 투자를 증가시킨다”(이하, Arrow 가설 1)는 것이고, 둘째는 “위험금융자산에 대한 부(wealth)의 탄력성이 1보다 작아 부(富)가 증가할수록 위험금융자산에 대한 투자비율은 감소한다”(이하, Arrow 가설 2)는 것이다¹⁾.

본 연구가 Arrow가설에 초점을 맞추어 연구하는 것은 다음과 같은 이유가 있다. 첫째, Arrow 가설을 연구한 국내 연구인 양준모·최진석(2007)이 사용한 자료가 2000년 「가구소비실태조사」이므로, 본 연구에서 사용되는 「가계금융조사」자료와

1) Arrow 가설을 연구한 국내 연구 중의 하나인 양준모·최진석(2007)은 2000년 「가구소비실태조사」를 사용하였다. 참고로 양준모·최진석(2007)은 자산에 대한 DARA(Decreasing Absolute Risk Aversion)가설은 기각하지 못한 반면, 자산에 대한 IRRA(Increasing Relative Risk Aversion)가설은 기각하였다.

는 자산구성에서 차이가 있을 뿐만 아니라 가계의 금융자산포트폴리오 구성도 달라질 것이라고 판단했기 때문이다. 둘째, 위험금융자산에 대한 투자 성향이 소득계층별로 다르다고 판단하여 양준모·최진석(2007)이 실증한 Arrow 가설에 관한 연구를 소득계층별 검정으로 확장하고자 함이다. 소득계층별 분석이라는 점에서 박은혜·정순희(2013)와 유사하다. 셋째, 2010~2011년의 「가계금융조사」, 2012년의 「가계금융·복지조사」자료가 이용 가능함으로써 연도별 가계금융자산의 포트폴리오 변화 추이를 잘 살펴볼 수 있게 되었기 때문이다²⁾.

본 연구는 전술한 이유와 문제의식 하에서 2010~2012년의 「가계금융조사」 및 「가계금융·복지조사」자료를 활용하여 Arrow(1965) 가설을 검정하면서 동시에 가계의 위험금융자산 투자 결정요인을 소득계층별로 실증해보는 것을 목적으로 하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 2장에서 국내외 기존 연구에 대하여 일별한다. 3장에서는 사용자료인 「가계금융·복지조사」에 대하여 상술하고, 이어서 Arrow (1965)가설 추정을 위한 모형을 설정하고, 추정방법인 Tobit모형을 기술한다. 4장에서는 「가계금융·복지조사」에서 조사항목들을 제시하고, 기초통계량과 위험 및 무위험금융자산 비중의 추이를 논의한다. 또한 Tobit 모형에 의한 추정결과들을 논의하면서 Arrow 가설 검정결과와 기타 결정요인들을 분석한다. 마지막 5장에서는 분석결과들을 요약하고 시사점들을 제시한 뒤 결론 맺는다.

II. 국내외 기존연구

가계금융자산의 포트폴리오 분석에 관한 국내외 연구는 비교적 많다. 국내연구로는 배미경(2006), 차경옥·정다은(2013), 박은혜·정순희(2013), 임미화·정의철(2011), 노영훈(2011), 해외연구로는 Perraudin and Sørensen(2000), Becker and Shabani(2010), Jin(2011), Bucciol and Miniaci(2014) 등이 있다.

2) 「가계금융조사」는 2012년부터 「가계금융·복지조사」로 명칭이 바뀌었다.

먼저 국내 연구에 대하여 논의해본다. 배미경(2006)은 자산분류항목을 안전금융자산, 위험금융자산, 자가평가액, 자가 이외의 실물자산으로 구분하고, 이러한 자산 유형에 따라 인구사회학적 특성이 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과, 안전자산은 연령이 많아질수록 평균보유액이나 구성비가 증가하다가 소득이나 자산이 감소하는 시점에서 다시 감소하는 것으로 나타났다. 위험금융자산의 경우 연령이 낮을수록 평균보유액이나 구성비가 큰 것으로 나타났고 연령이 증가할수록 감소하는 것으로 나타나 연령증가와 금융자산의 안정성 선호도와의 관계가 유의하게 나타났다.

차경옥·정다운(2013)은 개인투자자의 손실회피성향, 위험태도에 따른 가계금융자산 보유 특성을 분석하였다. 이 분석에서 손실회피성향이 나타난 집단의 안전금융자산 및 금융자산 총액이 유의하게 적었으며, 위험추구 집단의 금융투자자산 보유액이 유의하게 많았다. 위험추구성향이 높을수록 위험금융자산을 보유할 가능성이 높고, 금융자산이 많을수록 위험추구집단에 속할 가능성이 높음을 확인해 주었다.

박은혜·정순희(2013)는 경제환경 변화에 따라 자산수준별 포트폴리오에 변화가 있는지 알아보았다. 연구결과, 전체 자산에서 금융자산이 차지하는 비중이 2008년에 비해 2011년에 증가하였다. 또한 2008년에 비해 2011년에, 중자산가계의 경우 안전자산에 대한 투자비중이 증가하였고, 저자산가계는 위험금융자산에 대한 투자비중이 증가하였다. 고자산가계의 경우에는 펀드의 투자비중만이 유의하게 증가하였다. 2008년과 2011년에 연령, 연령제곱, 학력, 주택소유유무, 대출액, 직업유형 등이 순자산에 미치는 영향이 유사한 것으로 나타났다.

임미화·정의철(2011)은 주택자산이 가구의 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 가구주 연령이 많을수록 안정적인 수익을 주는 무위험 금융자산을 선호한다고 분석하였다. 또한 주택담보대출금을 이용하여 위험성 금융자산에 투자하지는 않으며, 연령이 낮을수록, 거주주택 외 주택자산을 보유할수록 위험금융자산에 대한 투자비중이 증가하는 것으로 분석되어 가구주연령이 높아지고 1가구 1주택보유자가 증가할수록 안정적인 금융자산을 선호할 것으로

예측하고 있다.

노영훈(2011)은 글로벌금융위기 전후의 한국과 미국의 가계자산 변화를 분석하였다. 분석결과, 40세 미만의 가구주를 둔 가구들은 순자산이 오히려 늘었고, 40대, 50대, 60대 이상 가구주를 둔 가구의 경우는 감소하였다. 글로벌 금융위기로 주택 및 부동산 가격보다 금융상품이 상대적으로 더 큰 하락이 있었다면, 금융자산을 많이 보유한 계층의 순자산의 감소폭이 컸을 것으로 분석하였다.

해외 연구 중 Perraudin and Sørensen(2000)은 미국의 가계포트폴리오결정에 관한 모델을 분석하였다. 분석결과, 자산엔젤곡선은 비선형으로서 부(wealth)가 증가하면 주식과 채권에 대한 수요도 증가함을 보였다. 또한 가구원수, 가구주의 성별, 교육수준, 위험에 대한 태도, 유동성은 가계포트폴리오에 영향을 주지만, 인종, 결혼여부, 직업은 덜 중요한 것으로 분석하였다.

Becker and Shabani(2010)는 채무와 자산 포트폴리오와의 관계를 분석하였는데, 채무가 있는 가구는 채무가 없는 가구에 비해 주식 및 채권의 보유를 줄인 것으로 나타났다.

Jin(2011)은 포트폴리오위험이 연령과 부(wealth)가 증가함에 따라 증가한다는 가계금융에 대한 포트폴리오 구성 퍼즐을 위반하는 사례를 제시하였다. 그는 2005년도 호주의 부동산자산을 포함하는 가계금융자산 패널데이터를 활용하여, 젊은 세대와 부가 낮은 가계의 포트폴리오 위험이 노년세대와 부유한 가계보다 더 크다는 고전적 가계금융이론을 입증하였다.

Buccioli and Miniaci(2014)는 많은 부를 소유하는 경우 위험금융자산에 대해 더 공격적으로 투자한다는 점을 밝혔다.

III. 사용자료 및 분석방법

1. 사용자료

본 연구에서는 통계청에서 발표한 2010년과 2011년의 「가계금융조사」, 2012년 「가계금융·복지조사」를 사용한다. 동 조사는 자산, 부채, 소득 등의 규모, 구성 및 분포와 미시적 재무건전성을 파악하여 정부의 금융 및 재정 정책의 기초자료로 활용하고, 또한 가계의 경제·사회적 생활수준의 정도, 변화, 지속기간, 변화요인 등을 종합적으로 파악하여 사회 및 복지관련 정책과 연구에 활용하고자 할 목적으로 도입, 시행되고 있다(이하, 통계청, 2012). 동 조사는 1년 주기로 전국 20,000여 가구를 대상으로 조사한다³⁾. 조사기준일은 가구구성, 자산 및 부채의 경우는 매년 3월 말 기준으로, 지출·소득, 원리금상환액, 평소 경제활동상태의 경우는 전년도 1년을 기준으로 한다. 조사는 조사원이 가구를 직접 방문하여 가구주 또는 가구의 재무 상태를 가장 잘 아는 가구원을 대상으로 면접조사로 이루어진다⁴⁾.

2. 추정모형과 사용자료

가. 실증분석모형

본 연구는 전술하였듯이 소득별 가계금융자산 포트폴리오에 영향을 주는 요인들에 어떠한 변화가 있는지를 분석한다.

이를 위해 본 연구에서는 기술통계량 분석과 Tobit 모형을 활용한 회귀분석기법을 적용한다. 기술통계량은 3개 소득계층별로 가계금융자산 포트폴리오의 특성을 파악한 뒤 가계금융자산 포트폴리오 구조가 연도가 지남에 따라 어떻게 변

3) 조사대상가구는 전국 동, 읍, 면에 거주하는 1인 이상의 표본가구인데, 학업 때문에 떨어져 살고 있는 미혼자녀(학생, 학원생) 가구, 직장 때문에 외지에 살고 있는 배우자, 15세 미만 가구원으로 구성된 가구, 사회시설에 거주, 비혈연 가구원으로 구성된 가구, 외국인으로 구성된 가구 등은 제외된다.

4) 자료사용 시 유의해야 할 것은 2010년과 2011년의 「가계금융조사」, 2012년 「가계금융·복지조사」의 조사항목들이 큰 틀에서는 유사하지만 반드시 일관성을 가지고 있지 못하고 용어도 약간씩 다르게 표현하고 있다는 것이다.

하는지 분석하는 데 사용한다. 추가로 2010년, 2011년, 2012년에 걸쳐 소득계층별 가계금융자산 포트폴리오의 특성을 파악하고 추세적인 변화의 특징을 찾아낸다.

실증분석모형은 다음과 같이 설정하였다⁵⁾.

$$P_i^* = \beta_0 + \beta_1 \log(Y_i) + \beta_2 \log(W_i) + \beta Z + \epsilon_i \quad (1)$$

단, P_i^* : i 가구의 금융자산 중 위험금융자산 비율, $\log(Y_i)$: i 가구의 로그경상소득, $\log(W_i)$: i 가구의 로그총자산, Z : 인구학적 특성을 반영한 설명변수벡터 ϵ_i : 오차항

한편, 식 (1)을 이용하여 총자산에 대한 위험금융자산의 탄력성을 도출해보면 식 (2)와 같다⁶⁾.

$$e_{W_i} = 1 + \frac{\beta_2}{P_i^*} \quad (2)$$

이 때 $e_{W_i} = 1 + \frac{\beta_2}{P_i^*} > 0$ 이면, 총자산에 대한 위험금융자산의 탄력성이 0보다

크게 되어 총자산이 증가하면 위험금융자산 투자액이 증가한다는 Arrow 가설 1이 채택된다. 만약 $\beta_2 < 0$ 라면 총자산이 증가하면, 위험금융자산이 더 적은 비율로 증가하여 총자산에 대한 위험금융자산의 탄력성이 1보다는 작다는 Arrow 가설 2가 성립한다. 반면 $\beta_2 > 0$ 이라면 총자산에 대한 위험금융자산의 탄력성이 1보다는 크게 되어 Arrow 가설 2를 기각한다.

상기 추정식의 종속변수는 위험금융자산 비율인데, 문제가 본 연구의 분석 대

5) 참고로 양준모·최준석(2007)에서 사용한 추정모형은 다음과 같다.

$P_i^* = \beta_0 + \beta_1 \log(Y_i) + \beta_2 \log(W_i) + \beta_3 risk_i + \beta_4 bc_i + \beta + \delta' Z + \eta_i$ (단, P_i^* : i 가구의 금융자산 중 위험자산 투자비율, $\log(Y_i)$: i 가구의 로그총소득, $\log(W_i)$: i 가구의 로그총자산, $risk_i$: i가구가 직면한 노동소득위험, bc_i : i 가구의 차입계약, Z : 인구학적 특성을 반영한 변수벡터)

6) 이것을 양준모·최준석(2007)에서는 이를 위험자산수요에 대한 총자산탄력성이라고 칭하였다.

상 가구 중에서 위험금융자산이 전혀 없는 가구들이 많다는 것에 있다. 이와 같은 자료에 최소자승법을 적용할 경우 비일치추정량을 얻게 되므로 편의가 존재하지 않는 일치추정량(unbiased and consistent estimators)을 도출하기 위해서 Tobit모형을 사용한다. 여기서는 회귀식을 최소자승법이 아니라 Tobit 모형으로 추정한다. 주지하다시피 Tobit 모형은 종속변수가 연속적이거나 일부에 대해서만 적용 가능한 경우에 활용하는 모형이다.

한편, Tobit 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} P_i &= \max(0, P_i^*) \\ &= \max\{0, \beta_0 + \beta_1 \log(Y_i) + \beta_2 \log(W_i) + \beta_3 Z + \epsilon_i\} \end{aligned} \quad (3)$$

Tobit모형은 관측된 P_i 를 잠재변수(latent variable) P_i^* 로 간주하며, P_i^* 는 선형 회귀의 기본조건을 만족한다.

식 (3)으로부터 $P_i^* > 0$ 이면, $P_i = P_i^*$ 이고, $P_i^* < 0$ 이면, $P_i = 0$ 이다.

한편, $I(p_i) = \begin{cases} 0 & \text{if } p_i \leq 0 \\ 1 & \text{if } p_i > 0 \end{cases}$ 라고 정의하면, Tobit모형에 대한 우도함수는

다음과 같이 쓸 수 있다.

$$L = \prod_{j=1}^N \left(\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{P_j - X_j\beta}{\sigma}\right) \right)^{I(p_j)} \left(1 - \Phi\left(\frac{X_j\beta}{\sigma}\right) \right)^{1 - I(p_j)}$$

단, X : 설명변수 벡터(vector), β : 계수벡터, $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$: 각각 표준정규 누적 분포함수와 표준정규분포의 확률밀도함수, σ : 표준편차

나. 추정에 사용할 변수

본 연구는 식 (1)에서 보듯이 종속변수는 위험금융자산비율이고, 독립변수로는 로그경상소득, 로그총자산(금융자산, 부동산, 기타자산의 합으로 정의), 기타 인구통계학적인 변수 등을 이용한다. 여기서 사용한 인구통계학적 변수로는 가구원수, 취업인원수, 가구주연령, 교육수준, 직업, 주거보유여부 등인데, 이 중 가구주의 교육수준, 직업, 주거보유여부, 혼인여부, 성별, 연령 등은 가변수(dummy variable)로 만들어 추정에 적용하였다. 각 변수별 가변수 사용 내역은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 인구통계학적 변수의 가변수

변수명		변수 정의
교육수준	무학	무학 = 1, 기타 = 0
	초등학교	초등학교 = 1, 기타 = 0
	중학교	중학교 = 1, 기타 = 0
	고등학교	고등학교 = 1, 기타 = 0
	전문대	전문대 = 1, 기타 = 0
	대학교 이상	대학교이상 = 1, 기타 = 0
직업	관리자 및 전문직	관리자 및 전문직 = 1, 기타 = 0
	준전문가 및 사무직	준전문가 및 사무직 = 1, 기타 = 0
	판매 및 서비스	판매 및 서비스 = 1, 기타 = 0
	생산 및 운수 등	생산 및 운수 등 = 1, 기타 = 0
주거보유	자가	자가 = 1, 기타 = 0
	전세	전세 = 1, 기타 = 0
	보증월세	보증월세 = 1, 기타 = 0
	무보증월세	무보증월세 = 1, 기타 = 0
혼인여부	미혼	미혼 = 1, 기타 = 0
	유배우	유배우 = 1, 기타 = 0
	사별	사별 = 1, 기타 = 0
	이혼	이혼 = 1, 기타 = 0
성별		여자 = 1, 남자 = 0
나이	25세 이하	25세 이하 = 1, 기타 = 0
	26세 ~ 35세	26세 ~ 35세 = 1, 기타 = 0
	36세 ~ 45세	36세 ~ 45세 = 1, 기타 = 0
	46세 ~ 55세	46세 ~ 55세 = 1, 기타 = 0
	56세 ~ 65세	56세 ~ 65세 = 1, 기타 = 0
	66세 ~ 75세	66세 ~ 75세 = 1, 기타 = 0
	75세 이상	75세 이상 = 1, 기타 = 0

IV. 추정결과 분석

1. 연도별 기초통계량 분석

본 연구는 이미 언급한 바와 같이 2010년 이후 자료를 이용하여 Arrow 가설을 검증하는 것이므로 분석 대상 자산을 위험금융자산과 무위험금융자산으로 구분⁷⁾하는 것이 필요하다. 안전금융자산(이하, 무위험 금융자산)은 대분류로 입출금이 자유로운 저축, 목돈마련저축(적금), 저축성보험, 목돈예치저축(예금) 등으로, 위험금융자산은 목돈마련저축(펀드), 목돈예치저축(펀드), 주식, 채권, 기타(선물, 옵션), 기타 저축(빌려준 돈, 갯돈 불입액) 등으로 구분하였다(〈표 2〉 참조).

〈표 2〉 연도별 평균금융자산액과 비중 추이

(단위: 만 원)

변수명		2010년		2011년		2012년	
		평균	구성비	평균	구성비	평균	구성비
무위험 금융 자산	입출금이 자유로운 저축	690.29	20.6	831.65	21.1	828.77	19.1
	목돈마련저축(적금)	370.69	11.1	407.43	10.3	486.60	11.2
	저축성보험	1,289.09	38.5	1,503.99	38.2	1,535.85	35.3
	목돈예치저축(예금)	997.54	29.8	1,198.96	30.4	1,495.95	34.4
	전체(A)	3,347.7	100.0	3,942.0	100.0	4,347.2	100.0
위험 금융 자산	목돈마련저축(펀드)	149.69	12.4	142.41	9.6	150.05	10.0
	목돈예치저축(펀드)	254.31	21.1	211.06	14.3	214.71	14.3
	주식	421.39	35.0	550.32	37.3	552.24	36.8
	채권	11.72	1.0	57.58	3.9	26.51	1.8
	기타(선물, 옵션)	1.22	0.1	0.45	0.0	9.45	0.6
	기타저축	367.14	30.5	514.01	34.8	545.78	36.4
	전체(B)	1,205.5	100.0	1,475.8	100.0	1,498.70	100.0
A/B		2.78		2.67		2.90	

8) 참고로 가계금융복지조사에는 위험자산들의 위험도를 상세하게 구분하지 않고 있어 부득이 위험자산의 위험도 차이를 반영할 수 없었음에 유의해야 한다.

먼저 두 유형의 자산 추이를 살펴본다. 무위험자산 중에서는 입출금이 자유로운 저축이 증가하다가 2012년에 약간 하락했을 뿐 나머지 항목들은 모두 3년 동안 계속 증가하는 모습을 보이고 있다. 위험금융자산들의 추세는 목돈마련저축(펀드)과 목돈예치저축(펀드)의 경우 하락 후 증가, 주식과 기타 저축은 계속 증가, 채

〈표 3〉 「가계금융조사」의 연도별 기초통계량 추이(평균)

변수명		2010년	2011년	2012년
경상소득(만 원)		3,959.7	4,130.6	4,317.0
가구원수(명)		2,957	2,982	2,867
위험금융자산규모(만 원)		1,205.5	1,475.8	1,498.7
무위험금융자산의 규모(만 원)		3,347.7	3,942.0	4,347.2
교육수준 (구성비)	무학	0.053	0.050	0.051
	초등학교	0.123	0.122	0.127
	중학교	0.103	0.103	0.106
	고등학교	0.336	0.331	0.327
	전문대	0.089	0.094	0.096
	대학교	0.236	0.234	0.232
	대학원 이상	0.059	0.066	0.061
직업 (구성비)	관리자 및 전문직	0.034	0.037	-
	준전문가 및 사무직	0.243	0.242	0.204
	판매 및 서비스	0.173	0.166	0.190
	생산 및 운수 등	0.550	0.555	-
주거보유 (구성비)	자가	0.584	0.569	0.578
	전세	0.204	0.199	0.192
	보증월세	0.148	0.159	0.150
	무보증월세	0.019	0.017	0.024
	무상주택	0.044	0.056	0.056
혼인여부 (구성비)	미혼	0.085	0.085	0.089
	유배우	0.736	0.730	0.701
	사별	0.070	0.074	0.119
	이혼	0.109	0.111	0.090
성별	남성 비율	0.801	0.797	0.782
나이 (구성비)	25세 이하	0.015	0.011	0.010
	26세~35세	0.134	0.129	0.117
	36세~45세	0.257	0.245	0.247
	46세~55세	0.244	0.242	0.258
	56세~65세	0.158	0.170	0.172
	66세~75세	0.134	0.138	0.128
	75세 이상	0.059	0.064	0.068

권은 급증했다가 하락하는 모습이 나타났다.

둘째, 무위험금융자산과 위험금융자산별로 각 세부항목이 차지하는 비중을 보면, 무위험금융자산의 경우, 연도별로 동일하게 저축성보험, 목돈마련저축(예금), 입출금이 자유로운 저축, 목돈마련저축(적금) 순이었다. 위험금융자산의 경우, 주식, 기타 저축, 목돈예치저축(펀드), 목돈마련저축(펀드), 채권 순으로 비중이 높았다.

셋째, 무위험금융자산과 위험금융자산의 비중을 계산해보면, 무위험금융자산이 위험자산에 비하여 2.7배 정도인데, 2010년 이후 하락 후 증가추세로 나타났다. 이제 연도별 주요 변수의 기초통계량을 가구당 평균 기준으로 간략하게 논의해본다(〈표 3〉 참조). 먼저 경상소득은 2010년에 3,960만 원, 2011년에는 4,131만 원, 2012년에는 4,317만 원으로 매년 증가하고 있다. 둘째, 가구원수는 2010년 평균 2.96명에서 2012년에 2.87명으로 미미하게 감소하였다. 셋째, 학력수준은 대졸 이상이 약 38% 수준이었고, 직업 분포는 크게 변화하지 않고 있다⁸⁾. 넷째, 주택보유의 경우, 자가 소유비중이 거의 60%를 차지할 정도이고, 전세는 점차 감소추세, 월세는 미미한 증가추세를 보여주는 것으로 나타났다. 다섯째, 결혼한 가구 비중이 70%를 넘고 있고, 가구주는 남성 비중이 80% 내외인데, 점차 하락하고 있는 것을 보여주고 있다. 여섯째, 가구주 연령구조를 보면, 36세부터 55세까지가 거의 50%를 차지하고 있을 정도이고, 56~65세 가구주 비중이 그 다음인 것으로 나타났다.

2. 소득계층별 위험금융자산보유비율의 연도별 추이

〈표 4〉는 금융자산 대비 위험금융자산의 보유비율을 소득계층별로 구분하여 제시한 것이다. 소득계층은 OECD 기준에 따라 중위소득의 50% 미만은 저소득층, 50% 이상 150% 미만은 중산층, 150% 초과는 고소득층으로 구분한다.

8) 2012년도의 직업과 관련한 통계자료가 미비하여, 평균의 변화가 크지 않은 준전문가 및 사무직, 판매 및 서비스만을 기초통계량에 수록하였다.

〈표 4〉 소득계층별 위험금융자산비율 관련 현황

연도	구분	중위 소득 (만 원)	실제 소득구간	가구 원수	위험금융자산의 비율이 0인 가구수 (가구비중, %)	위험금융자산 비율(%)	
						평균	분산
`10년	고소득층	6,500	4,508~83,450	3.7	1,523(49.0)	17.5	6.2
	중산층	2,910	1,502~4,500	3.0	3,318(74.9)	9.1	4.4
	저소득층	812	5~1,500	1.9	2,299(94.0)	3.1	2.0
	전체	3,000	5~83,450	3.0	7,140(71.5)	10.3	4.7
`11년	고소득층	6,800	4,562~16,200	2.8	1,593(47.4)	18.3	6.6
	중산층	3,000	1,552~4,650	3.1	3,199(71.6)	10.8	5.3
	저소득층	786	10~1,550	3.0	2,413(91.5)	4.1	2.6
	전체	3,120	10~162,000	3.0	7,205(68.8)	11.6	5.4
`12년	고소득층	7,111	4,876~160,120	3.7	1,349(43.9)	18.7	6.4
	중산층	3,000	1,623~4,860	3.0	3,161(72.2)	9.6	4.5
	저소득층	834	20~1,620	1.7	2,330(96.1)	3.7	2.5
	전체	3,240	20~160,120	2.9	6,740(68.2)	11.0	4.9

먼저 위험금융자산을 보유하고 있지 않은 가구의 비율은 고소득층이 2010년에는 49%에서 2011년에는 47.4%, 2012년에 43.9%로 감소하는 모습을 보였다. 중산층의 경우, 위험금융자산을 전혀 보유하고 있지 않은 가구의 비중이 2010년 74.9%, 2011년 71.6%, 2012년에 72.2%였고, 저소득층 중에서 위험금융자산을 전혀 보유하고 있지 않은 가구비중은 2010년 94.0%, 2011년에 91.5%, 2012년 96.1%였다. 따라서 소득이 높을수록 위험금융자산 보유비중이 높아 예상과 일치하고 있다.

아울러 위험금융자산비율은 고소득층의 경우 매년 증가추세, 나머지 두 계층은 2011년에는 전년 대비 증가했으나 2012년에 다시 하락하는 것으로 나타났다. 특히, 고소득층의 위험금융자산 비율이 중산층의 거의 2배, 저소득층의 4~6배에 이를 정도로 큰 차이를 보여주고 있다.

3. 추정결과

이제 전술한 회귀추정식에 로그경상소득을 비롯한 각종 설명변수(로그 총자산, 가구원수 등의 변수와 더불어 성별, 연령, 교육수준, 주거형태, 결혼상태여부 등의 가변수)에 대한 추정한 결과를 제시하고 있다(이하 <표 5>와 <표 6> 참조).

추정결과들을 통계적으로 유의하게 추정된 변수들을 중심으로 정리해본다. 먼저 Arrow 가설 검정결과를 살펴본다. 이는 총자산이 위험금융자산 투자에 어떤 영향을 주는가를 추정한 결과로 설명이 가능하다. 로그총자산의 추정결과에 따르면, 소득계층과 연도와 무관하게 부호가 양(+)이면서 통계적으로 유의하였다. 이 추정결과에서 부(富)가 증가할수록 위험금융자산의 절대량이 증가한다는 Arrow 가설 1은 성립하지만, 부(富)가 증가할수록 위험금융자산에 대한 투자비율은 감소한다는 Arrow 가설 2를 기각하는 것이라는 결론을 도출할 수 있다⁹⁾. 특히, 저소득층의 회귀계수가 연도와 무관하게 가장 커서 부가 증가할 경우 위험금융자산 투자비율을 다른 소득계층에 비해 더 크게 늘릴 것임을 시사해준다.

이하에서는 소득계층별로 가구들의 위험금융자산 투자에의 결정요인 추정결과에 대하여 논의해본다. 첫째, 로그경상소득이 증가하면 위험금융자산 보유비중은 증가하는 것으로 추정되었지만, 통계적으로 유의한 계층은 2010년의 경우 중산층과 고소득층, 2011년은 고소득층, 2012년에는 중산층이었다. 한편, 회귀계수의 크기에 따르면, 2010년과 2012년에는 중산층이 고소득층에 비하여 훨씬 크게 나타나서 소득이 증가할 경우, 중산층이 더 많이 위험금융자산을 보유한다고 볼 수 있다. 그러나 2011년에는 고소득층의 회귀계수가 가장 크게 추정되었다.

9) 여기서 부(富)는 가구가 보유한 금융자산, 부동산, 기타자산의 합계(총자산)이다.

〈표 5〉 위험금융자산 비율에 대한 Tobit 모형의 추정결과(2010년)

구분		2010년		
		저소득층	중산층	고소득층
상수항		-4.652**	-3,260**	-1,807**
로그경상소득		0.049	0.156**	0.093**
로그총자산		0.251**	0.164**	0.086**
가구원수		0.022	-0.025**	-0.006
가 변 수	성별(남성)	-0.108	-0.008	0.023
	연령(20대)	0.371*	0.299**	0.114
	연령(30대)	0.373*	0.274**	0.111
	연령(40대)	0.472**	0.210**	0.121
	연령(50대)	0.171	0.115	0.067
	연령(60대)	0.059	0.054	-0.050
	초등학교	0.129	-0.096	-0.213**
	중학교	0.182	-0.125*	-0.120**
	고등학교	0.518**	-0.041	-0.059**
	전문대	0.535**	-0.008	0.019
	대학교(4년제)	0.513**	0.025	0.035
	준전문가 및 사무직	-0.098	0.042	-0.004
	판매 및 서비스	0.049	0.069**	-0.019
	전세	0.169	0.098**	0.049**
	보증월세	0.167	0.175**	0.074*
	미혼	0.319*	0.013	0.060
	유배우	0.113	-0.081	-0.013
	사별	0.180	0.019	-0.136

주: *(**)는 10%(5%) 유의수준하에서 계수 값이 0이라는 귀무가설을 기각함을 나타냄.

둘째, 연령별 추정결과에 따르면, 소득계층과 무관하게 2010년에는 가구주가 50대 이상인 경우 모두 통계적으로 유의하지 못했지만(고소득층은 전 연령대 모두), 2011년에는 60대 이상만, 2012년에는 60대와 중산층의 50대만이 유의하지 않게 나타났다. 이는 경제활동을 왕성하게 하고 있는 연령계층일수록 위험금융자산을 더 많이 보유하는 경향이 있음을 시사해준다. 연령별 주요 추정결과에 근거하여 연

〈표 6〉 위험금융자산 비율에 대한 Tobit 모형의 추정결과(2011년, 2012년)

구분		2011년			2012년		
		저소득층	중산층	고소득층	저소득층	중산층	고소득층
상수항		-4.505**	-2.584**	-2.016**	-2.707**	-3.876**	-1.366**
로그경상소득		0.061	0.051	0.065**	0.012	0.272**	-0.003
로그총자산		0.278**	0.179**	0.102**	0.166**	0.145**	0.118**
가구원수		0.020	-0.012	-0.014*	-0.071	-0.041**	-0.006
가 변 수	성별(남성)	-0.082	0.015	0.020	0.074	-0.047	0.017
	연령(20대)	0.383**	0.121*	0.403**	0.433**	0.207**	0.239**
	연령(30대)	0.419**	0.187**	0.437**	0.469**	0.178**	0.309**
	연령(40대)	0.386**	0.171**	0.423**	0.369**	0.175**	0.271**
	연령(50대)	0.260**	0.138**	0.379**	0.413**	0.101	0.204**
	연령(60대)	0.105	0.019	0.277**	0.034	0.060	0.170*
	초등학교	0.038	-0.136**	-0.113**	-0.216*	-0.154**	-0.079
	중학교	0.104	-0.162**	-0.130**	-0.067	-0.143**	-0.128**
	고등학교	0.136	-0.061	-0.014	-0.181	-0.048	-0.056**
	전문대	0.530**	0.058	0.034	0.173	-0.046	-0.052*
	대학교(4년제)	0.296**	0.029	0.070**	0.132	-0.028	-0.008
	준전문가 및 사무직	0.048	0.114**	0.004	-0.254**	0.060**	0.039*
	판매 및 서비스	0.196**	0.165**	0.031	0.533**	0.201**	-0.002
	전세	0.165*	0.040	0.022	0.018	0.119**	0.050**
	보증월세	0.306**	0.240**	0.071**	0.160	0.178**	0.081**
	미혼	0.335**	0.051	0.057	-0.179	-0.065	0.024
	유배우	0.012	-0.053	-0.023	-0.149	-0.035	-0.052
	사별	0.119	0.054	0.073	-0.282**	-0.039	0.014

주: *(**)는 10%(5%) 유의수준하에서 계수 값이 0이라는 귀무가설을 기각함을 나타냄.

령더미가 위험금융자산비율에 미치는 영향 중 주요한 것만을 제시해보면 다음과 같다. 가장 높은 계수 값을 보이는 연령대는 2010년 이후 30대인데, 이는 30대가 경제적 능력을 갖추면서 동시에 위험에 대한 두려움은 상대적으로 40대 이상의 연령대보다는 작기 때문이다. 더 나아가 30대의 위험금융자산에 대한 투자는 저소득층이 중산층보다 높게 나타나서 위험금융자산에 대한 비중이 고소득층이 가

장 높지만 투자를 통해 많은 수익을 얻으려는 경향은 저소득층이 높기 때문이라고 해석된다. 한편, 이 같은 추정결과와 기존 연구와 비교해본다. 배미경(2006)은 위험금융자산이 연령이 증가할수록 감소하고, 임미화·정의철(2011)은 가구주 연령이 낮을수록 위험금융자산에 대한 투자비중이 증가함을 보였는데, 이 결과는 20대, 30대, 40대의 경제활동이 왕성한 연령계층일수록 위험금융자산을 더 많이 보유하는 경향이 있는 것으로 나타난 본 연구결과와는 다소 차이가 있다. 다만, 중산층의 경우 전반적으로 연령이 높아질수록 그 한계효과의 크기가 낮아지는 것으로 추정되어 기존 연구와 방향성에서 유사하다고 볼 수 있다. 또한 본 연구결과는 Jin(2011)의 결과와 유사하다고 볼 수 있다.

셋째, 학력 변수는 통계적 유의성이 엇갈리게 나타나고 있지만, 전반적으로 저소득층에서는 양(+)의 영향을, 고소득층에서는 음(-)의 영향을 미치는 경우가 많았다. 특히, 저학력에서는 통계적으로 유의하면서 부호가 음(-)으로 추정되었지만, 고학력으로 갈수록 양(+)이지만 통계적 유의성은 하락하고 있다.

또한 전 소득계층에서 전반적으로 학력이 낮아지면 위험금융자산에 대한 투자비율이 떨어지는데, 이는 학력이 높을수록 유리한 투자정보 접근성과 미래소득에 대한 낮은 불확실성으로 위험금융자산 투자에 대한 위험을 덜 느끼기 때문이라고 해석될 수 있다. 특히, 동일한 학력수준에서 저소득층이 고소득층보다 투자성향이 높은 것은 고소득층의 재산 유지성향과는 다른 저소득층의 재산증식 경향 때문이라고 판단된다.

넷째, 직업이 위험금융자산 투자에 미치는 영향은 연도별로 부호와 통계적 유의성이 엇갈리게 나타나서 일관된 추세를 찾을 수 없었다. 그러나 전반적으로 저소득층은 직업에 의해 위험금융자산에 대한 투자 차이가 분명하게 드러난 반면, 고소득층은 상대적으로 크지 않다고 말할 수 있다.

다섯째, 주거상태는 2010년과 2012년의 경우 중산층과 고소득층이 주거형태와 무관하게 위험금융자산 투자에 양(+)의 효과를 미치지만, 2011년에는 저소득층만 유의한 것으로 추정되었다.

V. 요약 및 결론

지금까지 2010~2012년의 「가계금융·복지조사」 자료를 활용하여 소득계층별 자산 포트폴리오가 어떻게 변했는지를 살펴보고, 가계의 위험금융자산 투자에 대한 Arrow 가설의 논리를 소득계층별로 구분하여 실증해보았다.

먼저 Arrow 가설에 대한 검정 결과, 총자산이 증가하면 위험금융자산의 절대투자량이 증가한다는 Arrow 가설 1은 모든 소득층에서 기각되지 못하고 있다. 반면 총자산에 대한 추정결과, 소득계층과 시기와는 상관없이 모두 통계적으로 유의한 양(+)으로 추정되어 부(富)가 증가할수록 위험금융자산에 대한 투자비율이 감소된다는 Arrow 가설 2가 기각되었다. 이 결과에서 소득계층과 무관하게 부(wealth)가 변화하는 경우, 위험금융자산 보유비율을 변화시켜 위험에 대응하려 한다는 시사점을 도출할 수 있다. 다시 말하면, 가구들은 부(富)가 감소하는 경우 위험금융자산에 대한 투자비율을 축소하여 위험금융자산 투자로 인한 손실을 축소하려는 경향이 있고, 부(富)가 늘어나는 경우 위험금융자산을 늘려 수익을 높이려 한다는 것이다.

둘째, 소득계층별 자산포트폴리오의 변화를 보면, 고소득층일수록 위험금융자산에 투자하려는 경향이 다른 소득계층보다 강하게 나타나며, 이러한 경향은 시간이 지나면서 더욱 두드러지게 나타났다.

셋째, 저소득층이 다른 소득계층에 비해 부가 증가할수록 위험금융자산 투자비율을 증가시키는 경향이 더욱 강하게 나타나지만, 고소득층은 위험금융자산의 투자비율을 안정적으로 증가시키려는 경향이 나타나고 있다(Perraudin and Sørensen, 2000).

넷째, Perraudin and Sørensen(2000) 분석결과에서 가구원수, 가구주의 성별, 교육수준, 위험에 대한 태도, 유동성은 가계포트폴리오에 영향을 주지만, 인종, 결혼여부, 직업은 덜 중요한 것으로 나타났는데, 본 연구에서도 이와 유사하게 소득계층별로 연도별로 해당 변수들에 대한 추정에서 통계적으로 유의하면서도 시기별로 일관된 결과를 발견하지 못했다는 점에서 유사하다고 볼 수 있다.

참고문헌

- 노영훈, “글로벌금융위기와 한국과 미국의 가계자산 변화”, **재정포럼**, 2011, pp. 27-48.
- 박은혜·정순희, “자산수준별 가계 포트폴리오 분석-2008년과 2011년의 비교”, **Financial Planning Review**, 제6권 4호, 2013, pp. 21-43.
- 배미경, “가계 포트폴리오 구성 및 영향변수에 대한 연구”, **소비문화연구**, 제9권 4호, 2006, pp. 123-139.
- 양준모·최진석, “우리나라 가계의 포트폴리오선택과 Arrow 가설에 관한 실증 분석”, **계량경제학보**, 제18권 제3호, 2007, pp. 1-32.
- 임미화·정의철, “주택자산이 가구의 금융자산 포트폴리오 선택에 미치는 영향”, **한국주택학회 2011 추계학술대회 자료**, 2011.
- 차경욱·정다은, “개인투자자의 손실회피성향, 위험태도와 가계금융자산 보유 특성자산수준별 가계 포트폴리오 분석-2008년과 2011년의 비교”, **Financial Planning Review**, 제6권 3호, 2013, pp. 119-141.
- Arrow, K. J., “Aspects of the Theory of Risk-Bearing”, 1965, Helsinki.
- Becker, T. and R. Shabani, “Outstanding Debt and the Household Portfolio”, *Review of Financial Studies* 23, 2010, pp. 2900-2934.
- Buccioli, A. and Miniaci, R(forthcoming), “Household Portfolio Risk”, *Review of Finance*, 2014.
- Jin, Fangyi, “Revisiting the Composition Puzzles of the Household Portfolio: New Evidence”, *Review of Financial Economics* 20, 2011, pp. 63-73.
- Perraudin, William R.M. and Sørensen, Bent E, “The Demand for Risky Assets: Sample Selection and Household Portfolio”, *Journal of Econometrics* 97, 2000, pp. 117-144.

Abstract

This paper examines how risky financial asset portfolios of households by income classes have changed, using the cross-section data of "Household Financial Survey" from 2010 to 2012, and also estimates what determines the ratio function of risky assets relative to total financial asset with the Arrow hypotheses and the regression function. Empirical findings are as follows: first, the first Arrow hypothesis, in which the absolute size of risky financial asset rises according as holdings of total financial asset increases, is accepted by all income classes. However, the second Arrow hypothesis, in which ratios of risky financial assets to total financial asset decline according as holdings of total financial asset increases, is rejected. These imply that households tend to reduce the portion of risky financial asset to total financial asset in order to reduce the loss from the investment in risky financial asset when holdings of total financial asset decreases. Second, the high income earners have stronger propensity to invest the risky financial asset and its tendency gets bigger and bigger. Third, when it comes to the lower income classes, as their wealth increases relative to the other classes, the proportion to invest the risky financial asset rises stronger; on the other hand, the high income tend to increase stably the ratios of risky financial assets to total financial asset. This is similar to previous studies. Fourth, we find that demographical variables, which are similar to Perraudin and Sørensen (2000), have the statistical significance and did not derive consistent results.

※ Key words: Risky Financial Asset Portion, Arrow Hypothesis, Income Bracket, Household Financial Asset Portfolio

포아송 로그-이중선형 모형을 이용한 한국 남성 사망률의 베이지안 추정 및 활용

The Bayesian Estimation on Korean Male Mortality Rates Using Poisson Log-Bilinear Model and its Application

황 지 연* · 고 방 원**

Ji-Yeon Hwang · Bangwon Ko

본 연구는 최근 각광받고 있는 베이지안 통계기법을 이용해 한국 남성의 장래사망률을 추정하고, 베이지안 관점에서 기대여명을 비롯한 종신연금과 종신보험의 보험수리적 현가를 분석한 것이다. 시간이 경과함에 따라 사망률이 개선되고 있는 현상을 확률적으로 모델링하기 위해, 전통적인 Lee-Carter 모형을 보완한 포아송 로그-이중선형 모형을 가정했고, Czado 외 2인(2005)에서 제안된 베이지안 방법론을 적용하여 장래사망률을 추정했다. 추정방법별 추정치들의 차이를 분석하기 위해 특이값 분해 및 최대가능도를 이용한 전통적 추정방법을 병행해 결과를 비교했다. 추정결과에 따르면, 추정방법에 의한 장래사망률의 차이는 크지 않으나, 전통적인 추정방법의 경우 장래사망률의 신뢰구간을 과소평가하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 본 연구에서 사용된 베이지안 추정방법은 이러한 문제에 대한 해결책을 제시할 뿐만 아니라 향후 보험부채의 평가에도 유용하게 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

국문 색인어: Lee-Carter 모형, 베이지안 추정, 장래사망률, 포아송 로그-이중선형 모형

한국연구재단 분류 연구분야 코드: C030805

* 숭실대학교 정보통계보험수리학과 박사과정(hjyn1203@ssu.ac.kr), 제1저자

** 숭실대학교 정보통계보험수리학과 조교수(bko@ssu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2015. 05. 26, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 05, 논문 게재 확정일: 2016. 02. 15

I. 서론

통계청 조사에 따르면 우리나라는 2000년대 초반 이미 65세 이상 인구비율이 7%를 넘어서는 고령화 사회에 진입했고, 앞으로도 고령화 현상은 지속되어 2026년에는 65세 이상 인구비율이 20%에 이르는 초고령화 사회에 진입할 것으로 전망된다. 사망률의 개선은 수명연장이라는 긍정적인 측면도 가지고 있지만, 개인의 노후재정이나 보험사의 재무건전성에 심각한 부작용을 초래할 수 있기 때문에 최근 국내외에서 가장 중요한 사회·경제적 이슈로 부각되고 있다. 따라서 이러한 장수위험에 효과적으로 대응하기 위한 활발한 연구가 진행 중이며, 그 중에서도 장래사망률을 모델링하기 위한 연구는 다른 연구에 선행되어야 하는 중요한 선결과제라 할 수 있다.

장래사망률의 연구에서 최근 가장 널리 사용되고 있는 것은 Lee-Carter 모형(1992, 이하 LC모형)이다. LC모형은 모수추정이 용이하고, 단순하지만 사망률변동에 대한 설명력이 우수하기 때문에 많은 각광을 받아왔다. 이후 LC모형의 단점으로 거론된 문제점을 약간 보완한 유사 LC모형들¹⁾도 많이 제안되었는데, 그 중에서는 포아송 로그-이중선형 모형(Poisson log bilinear model)²⁾이 널리 사용되는 모형 중 하나이다. 포아송 로그-이중선형 모형은 포아송 회귀모형(Poisson regression model)과 LC모형을 결합한 것으로 기존 LC모형의 단점으로 지적된 오차의 등분산성 문제를 해결하기 위해 Wilmoth(1993)와 Alho(2000)가 제안하고, Brouhns 외 2인(2002)이 최대가능도 추정방법(Method of Maximum Likelihood Estimation, MLE)을 이용해 추정한 것이다.

최근 국내에서도 이러한 해외연구를 따라 LC모형 또는 유사 LC모형을 적용한

1) 가령, 코호트 효과를 반영한 Renshaw-Haberman 모형(2006), 사회·경제적 환경이 유사한 국가나 그룹의 사망률 패턴이 유사할 것이라는 가정을 반영한 Li-Lee 모형(2005) 등을 들 수 있다. Cairns 외 6인(2009)은 실증분석을 통해 유사 LC모형들을 포함한 8개의 사망률 모형을 비교했다.

2) LC모형과 포아송 로그-이중선형 모형은 차이가 크지 않기 때문에 두 모형을 구분하지 않고 포아송 로그-이중선형 모형을 LC모형으로 언급하는 선행연구도 많이 있으나, 본 연구에서는 모형과 추정방법에 따른 차이를 조사하기 위해 두 모형을 구분하여 기술했다.

연구결과들을 찾아볼 수 있다. 가령, 김세중(2012)은 LC모형과 포아송 로그-이중선형 모형을 이용해 국내의 장래사망률을 추정했고, 백혜연 외 2인(2013)은 전통적 LC모형의 추정치를 바탕으로 생명보험 상품의 보험수리적 현가를 산출했다. 또한, 주효찬·이항석(2014)은 포아송 로그-이중선형 모형을 활용해 사망률의 개선이 생명보험 부채평가에 미치는 영향을 분석했다. 한편, 박유성 외 2인(2013)은 국내 초고령 사망률 자료의 신뢰성 문제를 언급하며 벡터오차수정 LC모형의 사용을 제안했다.

이러한 최근 노력에도 불구하고 국내에서는 아직 베이지안 기법을 활용한 LC모형 또는 유사 LC모형에 대한 추정은 시도되지 않고 있다. 기본적으로 베이지안 통계기법은 모수의 사전확률분포(prior distribution)를 이용하여 불확실성을 반영한 뒤, 자료를 통해 사후확률분포(posterior distribution)를 구하고, 모수에 대한 통계적 추론을 도출해내는 통계적 방법론이다. 베이지안 추정방법은 최대가능도 추정과는 달리 추정 알고리즘의 초기값에 민감하게 반응하지 않으며, 모수를 포함한 복잡한 비선형함수의 추론에 용이하고, 내포되지 않는(nonnested) 모형들 간의 비교를 허용하는 등 많은 장점을 가지고 있다.

따라서 해외의 경우 베이지안 방법론에 바탕을 둔 장래사망률의 추정이나 응용에 관한 연구가 많이 진행되고 있다. 가령, Czado 외 2인(2005)은 계층적 베이지안 모형을 통해 포아송 로그-이중선형 모형의 모수들을 추정했고, Pedroza(2006)는 LC모형에서 모수의 추정오차를 반영하지 않을 경우 장래사망률에 대한 예측구간이 비정상적으로 좁아진다는 것을 베이지안 관점에서 논의하였다. 또한 Kogure 외 2인(2009)은 베이지안 방법을 이용해 일본의 사망률 모형을 비교하고 장수위험을 평가했고, Kogure and Kurachi(2010)는 이를 장수채권(survivor bond), 장수스왑(survivor swap)과 같은 장수 파생상품의 가격산출에 활용했다.

본 연구는 포아송 로그-이중선형 모형하에서 Czado 외 2인(2005)에서 제안된 베이지안 방법론을 적용하여 국내 남성의 장래사망률을 추정한 것이다. 또한, 추정된 장래사망률을 바탕으로 종신보험이나 종신연금의 보험수리적 현가에 대한 사후분포를 구해 장래사망률의 개선현상이 보험부채의 평가에 미치는 영향을 베이

지안 관점에서 분석했다. 즉, 베이지안 관점에서 장래사망률의 불확실성을 고찰하고, 보험계리 분야에서의 활용가능성을 타진해 봄으로써 기존 국내연구와는 차별성을 가진다고 할 수 있다.

한편, Lee and Carter(1992)에서 언급된 바와 같이 LC모형은 모수 추정치의 안정성을 확보하기 위해 충분히 긴 기간(적어도 30년 이상)의 자료를 필요로 한다. 국내의 경우 신뢰할 만한 자료는 1983년 이후부터 통계청에서 제공되고 있기 때문에 모수 추정치의 안정성을 확보하기 위한 경계에 놓인 것으로 보인다. 따라서 기존의 추정방법과는 다른 베이지안 방법을 통해 기존의 추정결과를 다시 확인해 보는 것도 의미 있는 연구라 할 수 있다. 또한, 조만간 도입이 예정된 보험회계기준 개정안(IFRS Phase2)은 보험부채평가에 위험조정액을 반영하도록 요구하는 바, 베이지안 접근을 통해 평가대상의 사후확률분포를 도출한다면 이를 위험조정액 산출 등에 활용할 수 있을 것으로 기대한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 2장은 LC모형과 포아송 로그-이중선행 모형을 소개하고, 베이지안 추정과 관련된 이론적 배경, 계층적 베이지안 모형의 구조, 고령자 사망률을 포함하기 위한 생명표의 확장 등을 다루었다. 3장은 추정방법에 따른 추정치의 차이를 비교하기 위해, 베이지안 추정치와 더불어 특이값 분해(SVD: singular value decomposition) 및 최대가능도를 이용한 추정결과를 제시했고, 이를 바탕으로 예측정확도를 비교했다. 4장은 장래사망률의 개선이 기대여명과 보험수리적 현가를 산출하는 데 미치는 영향을 사후분포와 최고사후밀도구간(HPDI: highest posterior density interval)을 통해 분석했고, 마지막으로 5장은 향후 연구과제와 함께 본 논문을 마무리했다.

II. 이론적 배경

1. 전통적 LC모형과 포아송 로그-이중선형 모형

Lee and Carter(1992)에서 제안된 전통적인 LC모형은 다음과 같이 연령(x)과 시간(t)효과를 결합하여 장래사망률의 추이를 확률적으로 모델링한 것이다.

$$\ln m_{x,t} = \alpha_x + \beta_x k_t + \varepsilon_{x,t}. \quad (1)$$

여기서 $m_{x,t}$ 는 t 년도 x 세인 사람의 중앙사망률(central death rate)을 나타낸다. 일반적으로 중앙사망률은 $E_{x,t}$ 가 t 년도 x 세 평균 인구 수이고, $D_{x,t}$ 가 t 년도 x 세 사망자 수를 나타낸다고 할 때 $m_{x,t} = D_{x,t} / E_{x,t}$ 로 정의된다. 정수 연령구간에 서 사력($\mu_{x,t}$)이 상수인 경우 $m_{x,t} = \mu_{x,t}$ 가 성립하기 때문에 (1)의 좌변을 중앙사망률 대신 사력으로 나타내기도 한다. 한편 $\varepsilon_{x,t}$ 는 평균이 0이고 분산이 동일한 오차항을 나타내고, α_x 는 연령에 따른 전반적인 사망률 수준을, β_x 는 사망률 개선에 따른 연령별 민감도를, 그리고 κ_t 는 시간경과에 따른 사망률의 개선추세를 의미한다. 일반적으로 모수의 식별가능성(identifiability)을 확보하기 위해 다음의 제약조건이 부과된다.

$$\sum_t \kappa_t = 0, \quad \sum_x \beta_x = 1.$$

Lee and Carter(1992)에서 제안된 추정방법은 특이값 분해를 이용해 모수의 추정치를 구한 뒤, 시계열 분석을 활용해 κ_t 에 대한 모델링과 모수의 추정치를 구하는 것이다. 보다 자세한 추정방법은 박유성 외 3인(2005), 김세중(2012) 등 국내 논문에 소개되어 있으므로 생략한다.

전통적인 LC모형은 각 연령별 로그사망률의 오차항이 등분산성을 만족한다고 가정하고 있는데 이것은 다소 비현실적인 가정이다. 이는 일반적으로 고연령대에서 사망률의 변동성이 커지는 경향을 보이기 때문이다. 따라서 Wilmoth(1993)와

Alho(2000)는 오차항의 등분산성 가정의 문제점을 보완하기 위해 다음과 같은 포아송 로그-이중선형모형을 제안하였다.

$$D_{x,t} \sim \text{Poisson}(E_{x,t} m_{x,t}) \text{ with } \ln m_{x,t} = \alpha_x + \beta_x \kappa_t. \quad (2)$$

식 (2)에서 볼 수 있듯이 포아송 로그-이중선형모형은 LC모형에 포아송 회귀모형을 결합하여 LC모형의 장점을 유지하며, 등분산성의 문제를 해결하도록 고안된 것이다. 이 경우 최대가능도 추정을 위한 가능도함수는 다음과 같다.

$$L(\alpha, \beta, \kappa) \propto \prod_x \prod_t \exp(-E_{x,t} \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t) + D_{x,t}(\alpha_x + \beta_x \kappa_t)).$$

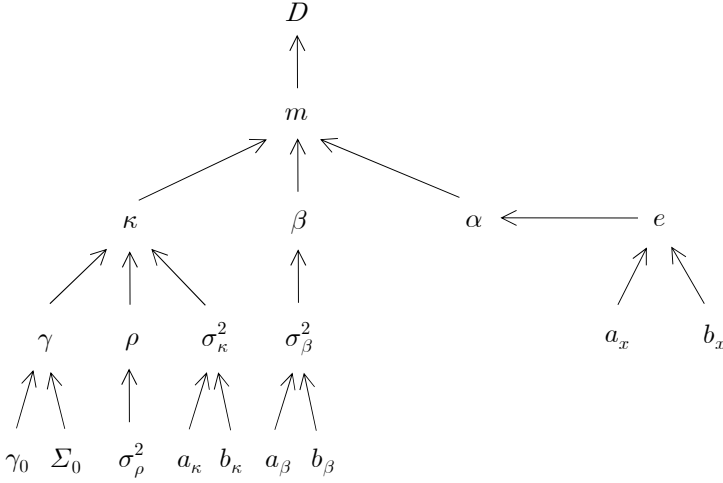
가능도함수가 매우 복잡한 비선형 함수로 표현되기 때문에 일반적인 통계프로그램을 이용해 해를 찾는 것이 쉽지 않다. 따라서 Brouhns 외 2인(2002)은 LEM이라는 범주형 데이터분석 소프트웨어를 이용해 모수를 추정했다. 이 경우 $\alpha_x, \beta_x, \kappa_t$ 의 추정은 Newton-Raphson 방법을 통해 순차적으로 이루어지며, 전통적인 LC모형의 특이값 분해를 이용한 추정에서 이루어졌던 κ_t 에 대한 추가적인 추정은 수행되지 않는다.

2. 베이지안 추정방법

가. 계층적 베이지안 모형의 구조

Czado 외 2인(2005)에서 제안된 계층적 베이지안 모형(hierarchical bayesian model)은 대략적으로 <그림 1>과 같은 구조를 가진다. 편의상 첨자는 생략했고, 모수의 사전분포와 사후분포에 대해서는 다음 절에서 설명한다.

〈그림 1〉 계층적 베이지안 모형의 구조



나. 사전분포

먼저 κ 의 사전분포로 다음을 가정했다(이하 굵은 글씨는 열벡터나 행렬을 나타낸다).

$$\kappa_t - (\gamma_1 + \gamma_2 t) = \rho (\kappa_{t-1} - (\gamma_1 + \gamma_2 (t-1))) + \epsilon_t, \quad t = t_{\min}, \dots, t_{\max}. \quad (3)$$

여기서 ϵ_t 는 평균이 0이고, 분산이 σ_κ^2 인 정규분포를 따르는 오차항이다. 즉, (3)은 시간에 대해 선형적인 추세를 가지도록 κ_t 를 모델링한 것으로, 다변량 정규분포를 이용할 경우 $\kappa \sim N(\mathbf{X}\boldsymbol{\gamma}, \sigma_\kappa^2 \mathbf{Q}^{-1})$ 와 같이 간결하게 표현될 수 있다. 단, 여기서

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & t_{\min} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & t_{\max} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\gamma} = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{pmatrix} 1+\rho^2 & -\rho & 0 & \cdots & 0 \\ -\rho & 1+\rho^2 & -\rho & \ddots & \vdots \\ 0 & -\rho & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1+\rho^2 & -\rho \\ 0 & \cdots & 0 & -\rho & 1 \end{pmatrix}.$$

또한 초모수(Hyperparameter)에 대해서는 $\gamma \sim N(\gamma_0, \Sigma_0)$, $\sigma_\kappa^{-2} \sim \text{Gamma}(a_\kappa, b_\kappa)^3$, 그리고 ρ 는 구간 $(-1, 1)$ 에서 절단된(truncated) $N(0, \sigma_\rho^2)$ 을 따른다고 가정했다.

모수 β 의 사전 분포로 $\beta \sim N(0, \sigma_\beta^2 I_M)$ 을(단, I_M 은 $M = x_{\max} - x_{\min} + 1$ 차원의 단위행렬), 초모수 σ_β^2 의 사전분포로 역감마(inverse gamma)분포, 즉, $\sigma_\beta^{-2} \sim \text{Gamma}(a_\beta, b_\beta)$ 를 가정했다. 또한 모수 α 에 대해 $e_x = \exp(\alpha_x)$ 의 변환을 취했는데 이에 대한 사전분포로 $e_x \sim \text{Gamma}(a_x, b_x)$ 를 이용했다. 이러한 사전분포의 가정은 사후분포의 계산상 편의를 위해 베이지안 추정에서 흔히 이루어지는 것이다.

다. 사후분포

이번 절에서는 논문의 완결성(completeness)을 위해 사후분포와 모수의 추출과정을 $\kappa_t, \beta_x, \alpha_x$ 와 초모수의 순으로 요약해 제시하였다. 보다 자세한 유도과정은 Czado 외 2인(2005)을 참고하기 바란다.

(1) κ 의 사후분포

먼저 κ 와 D 에서 t 번째 성분을 제거한 열벡터를 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned}\kappa_{-t} &= (\kappa_{t_{\min}}, \dots, \kappa_{t-1}, \kappa_{t+1}, \dots, \kappa_{t_{\max}})', \\ D_t &= (D_{x_{\min}, t}, \dots, D_{x_{\max}, t})', D_{-t} = (D_{t_{\min}}, \dots, D_{t-1}, D_{t+1}, \dots, D_{t_{\max}})'. \end{aligned}$$

여기서 $()'$ 은 전치행렬을 나타낸다. 주어진 계층적 구조로부터 κ_t 에 대해 다음의 조건부 확률분포를 얻을 수 있다(유도과정 생략).

3) $\text{Gamma}(a, b)$ 에서 a 는 감마분포의 형태모수(shape parameter)를, b 는 척도모수(scale parameter)의 역수를 나타낸다.

$$f(\kappa_t | \kappa_{-t}, \alpha, \beta, D, \sigma_\kappa^2, \sigma_\beta^2, \gamma, \rho) \propto f(D_{t_{\min}} | \kappa_{t_{\min}}, \alpha, \beta) f(\kappa_{t_{\min}} | \gamma, \sigma_\kappa^2) \\ \times \prod_{s=t_{\min}+1}^{t_{\max}} f(D_s | \kappa_s, \alpha, \beta) f(\kappa_s | \kappa_{s-1}, \gamma, \sigma_\kappa^2, \rho).$$

$t = t_{\min}, t = t_{\max}, t_{\min} < t < t_{\max}$ 으로 경우를 나누어 Metropolis-Hastings 알고리즘을 이용해 κ_t 를 추출할 수 있다.

(2) β 의 사후분포

κ 의 경우와 마찬가지로 Metropolis-Hastings 알고리즘을 이용해 β 의 사후분포를 추출할 수 있다. $\beta_{-x} = (\beta_{x_{\min}}, \dots, \beta_{x-1}, \beta_{x+1}, \dots, \beta_{x_{\max}})'$ 라 할 때

$$f(\beta_x | \beta_{-x}, \alpha, \kappa, D, \sigma_\kappa^2, \sigma_\beta^2, \gamma, \rho) \\ \propto \prod_t \exp(-E_{x,t} \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t)) \prod_t \exp(\beta_x \kappa_t D_{x,t}) \exp(-\frac{1}{2\sigma_\beta^2} \beta_x^2)$$

가 성립한다(유도과정 생략).

(3) α 의 사후분포

앞에서 언급한 바와 같이 α 의 경우 $e_x = \exp(\alpha_x)$ 의 변환을 거쳐 Gibbs sampling을 통해 추출할 수 있다.

$$\alpha_{-x} = (\alpha_{x_{\min}}, \dots, \alpha_{x-1}, \alpha_{x+1}, \dots, \alpha_{x_{\max}})', \\ c_x = \sum_t E_{x,t} \exp(\beta_x \kappa_t), \quad D_{x \cdot} = \sum_t D_{x,t}$$

라 할 때

$$(e_x | \beta, \kappa, D, \sigma_\kappa^2, \sigma_\beta^2, \gamma, \rho) \sim \text{Gamma}(\alpha_x + D_{x \cdot}, b_x + c_x)$$

가 성립한다(유도과정 생략).

(4) 초모수의 조건부분포

초모수의 조건부분포를 요약하면 다음과 같다.

$$(i) \quad (\rho | \alpha, \beta, \kappa, D, \sigma_{\kappa}^2, \sigma_{\beta}^2, \gamma) \sim N(\mu_{\rho}^*, \sigma_{\rho}^{2*}) \text{ truncated to } (-1, 1).$$

$$(ii) \quad (\sigma_{\kappa}^{-2} | \alpha, \beta, \kappa, D, \sigma_{\beta}^2, \gamma, \rho) \sim$$

$$Gamma\left(a_{\kappa} + \frac{T}{2}, b_{\kappa} + \frac{1}{2} \sum_t (\kappa_t - \eta_t - \rho(\kappa_{t-1} - \eta_{t-1}))^2\right).$$

$$(iii) \quad (\sigma_{\beta}^{-2} | \alpha, \beta, \kappa, D, \sigma_{\beta}^2, \gamma, \rho) \sim Gamma\left(a_{\beta} + \frac{M}{2}, b_{\beta} + \frac{1}{2} \beta^t \beta\right).$$

$$(iv) \quad (\gamma | \kappa, \sigma_{\kappa}^2, \sigma_{\beta}^2, \rho) \sim N(\gamma^*, \sigma_{\kappa}^2 \Sigma^*).$$

단, 여기서

$$\mu_{\rho}^* = b_{\rho} / \left(a_{\rho} + \frac{\sigma_{\kappa}^2}{\sigma_{\rho}^2}\right), \quad \sigma_{\rho}^{2*} = \sigma_{\kappa}^2 / \left(a_{\rho} + \frac{\sigma_{\kappa}^2}{\sigma_{\rho}^2}\right), \quad T = t_{\max} - t_{\min} + 1,$$

$$\Sigma^* = (X' Q X + \sigma_{\kappa}^2 \Sigma_0^{-1})^{-1}, \quad \gamma^* = \Sigma^* (X' Q \kappa + \sigma_{\kappa}^2 \Sigma_0^{-1} \gamma_0)$$

이다.

3. 고령자 사망률로의 확장

본 논문에서 사용된 데이터는 통계청에서 제공하는 1983~2013년 사이의 남성 사망자 와 추계인구이다. 이 자료는 기준 연도별로 한계연령에 차이를 가지고 있기 때문에 고령자의 사망률을 분석하기 위해 한계연령 이전의 사망률을 한계연령 이후의 사망률로 확장할 필요가 있다. 국내의 경우 김성용 외 2인(2011)과 주효

찬·이항석(2014)이 각각 Brass-logit 모형(Brass, 1977)과 Gompertz 모형을 적용해 기존의 생명표를 가지고 고령자의 사망률로 확장했다. 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 주효찬·이항석(2014)을 따라 Gompertz 모형을 적용했다.

Gompertz의 사망법칙(Gompertz law of mortality)은 중년 이후의 사망률에 대한 횡단면적(cross sectional) 모델링을 위해 제안된 고전적인 사망률 모형이다. Gompertz 모형은 x 세의 사력에 대해

$$\mu_x = BC^x \quad (B > 0, C > 1) \quad (4)$$

을 가정하며, 이때 x 세의 사망률에 대해 $q_x = 1 - e^{B(1-C^x)/\ln C}$ 가 성립한다. 이 모형은 단순하지만 중년 이후의 자료에 대한 횡단면적 적합도가 우수하기 때문에 보험계리 분야의 최근 연구에서도 종종 사용되고 있다.

일반적으로 Gompertz 모형의 모수는 최소제곱법을 통해 추정된다. Gompertz 모형은 정수 연령구간에서 사력이 상수(constant force of mortality)임을 가정하고 있지 않지만 앞 절에서의 가정과 일치성을 위해 식 (4)가 정수 연령에서만 성립하고 나머지 연령에서는 사력이 상수임을 가정했다. 이때 $p_x = e^{-\mu_x}$ 가 성립하므로(단, x 는 정수) 다음과 같이 오차의 제곱 합이 최소가 되도록 모수를 추정할 수 있다.

$$\min \left(\sum_x \ln(-\ln p_x) - \ln B - x \ln C \right)^2$$

Gompertz 모형의 특징 및 모수추정에 관한 자세한 설명은 Carriere(1994)를 참고하기 바란다.

III. 추정결과

앞에서 언급한 바와 같이 본 연구는 통계청에서 제공하는 1983~2013년 사이의 남성 사망자 수와 추계인구자료를 이용하였다. 기준 연도별로 한계연령에 차이가 존재하기 때문에 3장에서는 공통적으로 포함되어 있는 79세 이전까지의 사망률 자료를 이용한 추정결과를 제시했다. 또한, 기존의 전통적 추정방법과 비교하기 위해 특이값 분해를 이용한 추정결과(LC모형)와 최대가능도를 이용한 추정결과(포아송 로그-이중선형 모형)를 함께 제시하였다. 이후 Gompertz 모형을 통해 기존 사망률 자료를 79세 이후로 확장하고, 모수를 재추정한 뒤 기대여명, 보험수리적 현가 등의 계산에 활용했는데 그 산출결과를 4장에 제시했다. 모수추정을 비롯한 모든 계산과정은 통계분석 패키지 R을 이용했다.

1. 모수의 추정결과

〈표 1〉~〈표 3〉은 추정방법별 모수의 추정치와 베이지안 신뢰구간에 해당하는 95% HPDI⁴⁾를 제공하고 있다. 먼저 SVD열은 전통적인 LC모형(1)하에서 특이값 분해를 이용한 추정결과이고, MLE열은 포아송 로그-이중선형 모형(2)하에서 최대가능도 방법을 이용한 추정결과이고, Bayesian열은 포아송 로그-이중선형 모형(2)하에서 베이지안 방법을 이용한 추정결과이다. 결과를 살펴보면 추정방법에 따른 모수의 추정치에는 큰 차이가 존재하지 않는 것을 확인할 수 있다. MLE의 경우 모든 추정치가 95% HPDI에 포함되었고, SVD의 경우도 거의 대부분 95% HPDI에 포함되는 것을 확인할 수 있다. 다만 몇 개의 추정치가 95% HPDI에 포함되지 않은 것은 두 추정방법에서 가정하고 있는 사망률 모형이 정확히 일치하지는 않기 때문인 것으로 판단된다. 〈그림 2〉는 몇 개의 선택된 연령과 연도에서 α_x , β_x , κ_t 의 사후확률밀도함수를, 〈그림 3〉과 〈그림 4〉는 각각 α_x 와 β_x 의 추정치(사후평균)와 95% HPDI를 그래프로 나타낸 것이다.

4) Y 가 자료를 나타낼 때 다음 조건을 만족하는 집합 C 를 θ 에 대한 $100(1-\alpha)\%$ HPDI라 한다.

(i) $P(\theta \in C|Y) \geq 1-\alpha$

(ii) 모든 $\theta_1 \in C$, $\theta_2 \notin C$ 에 대해 $P(\theta_1 \in C|Y) \geq P(\theta_2 \in C|Y)$

〈표 1〉 특이값 분해, 최대가능도, 베이지안 방법을 이용한 α_x 의 추정결과

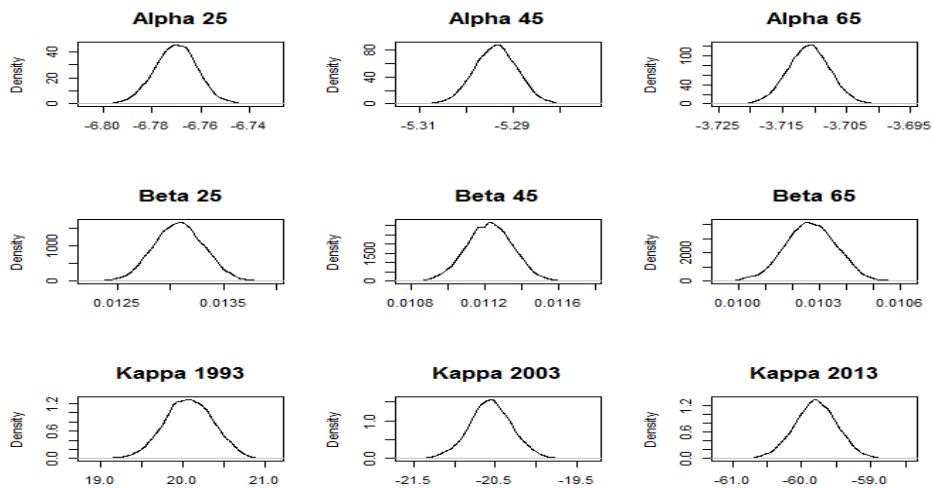
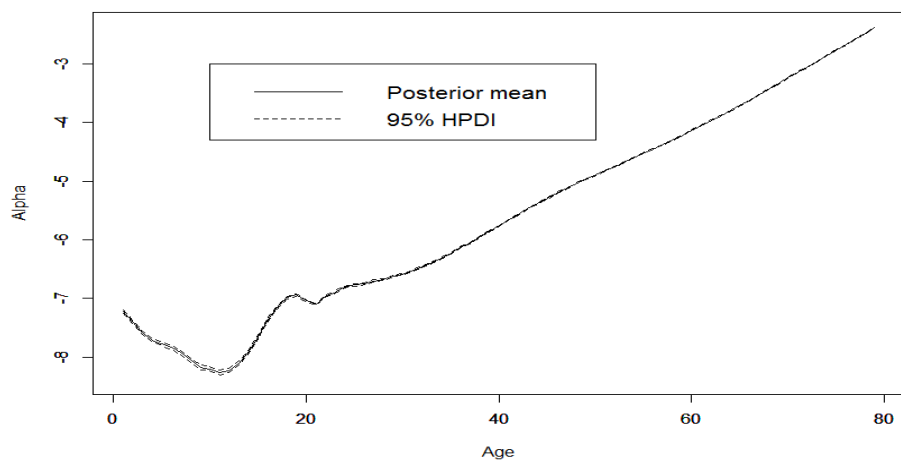
나이	SVD	MLE	Bayesian	95% HPDI	
1	-7.19898	-7.2217	-7.22162	-7.24879	-7.19516
5	-7.76496	-7.77523	-7.77501	-7.8091	-7.73944
10	-8.19767	-8.20133	-8.20042	-8.24167	-8.16242
15	-7.66896	-7.65489	-7.65493	-7.68246	-7.62679
20	-7.04718	-7.04238	-7.042	-7.06252	-7.02202
25	-6.77632	-6.77034	-6.77015	-6.78799	-6.75357
30	-6.60175	-6.5945	-6.59453	-6.60956	-6.57877
35	-6.23146	-6.22841	-6.22837	-6.24106	-6.21533
40	-5.76439	-5.75932	-5.75933	-5.77033	-5.74946
45	-5.29727	-5.29362	-5.29367	-5.30267	-5.28465
50	-4.89974	-4.8955	-4.89552	-4.90359	-4.88787
55	-4.52918	-4.5261	-4.52609	-4.53365	-4.51888
60	-4.13916	-4.13486	-4.13486	-4.14144	-4.12775
65	-3.71494	-3.71083	-3.71093	-3.71743	-3.70446
70	-3.23425	-3.23277	-3.23279	-3.23878	-3.2267
75	-2.76906	-2.76778	-2.76785	-2.77428	-2.76161
79	-2.37841	-2.37867	-2.37868	-2.38536	-2.37163

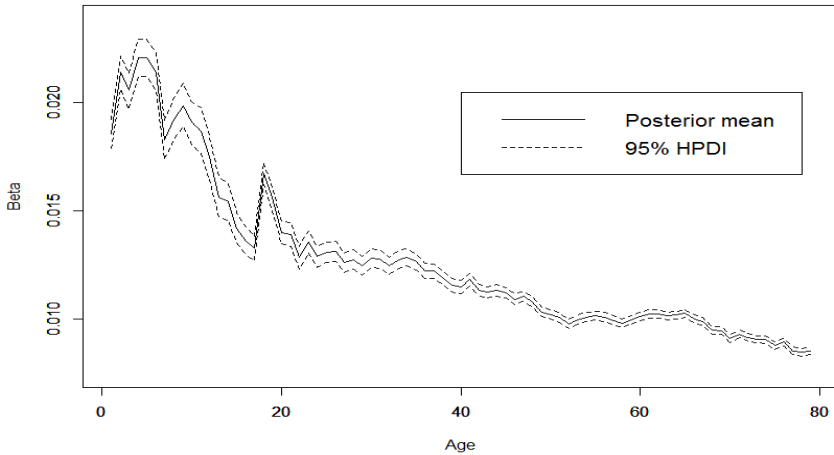
〈표 2〉 특이값 분해, 최대가능도, 베이지안 방법을 이용한 β_x 의 추정결과

나이	SVD	MLE	Bayesian	95% HPDI	
1	0.016917	0.018568	0.018565	0.017904	0.01925
5	0.021254	0.022106	0.022105	0.021223	0.022959
10	0.018546	0.019122	0.019085	0.018054	0.02006
15	0.01486	0.014222	0.014223	0.013522	0.014936
20	0.014347	0.014026	0.014017	0.013486	0.014556
25	0.013147	0.013081	0.013081	0.012626	0.013555
30	0.012938	0.012806	0.01281	0.012386	0.01325
35	0.012712	0.012669	0.012669	0.01227	0.013015
40	0.011628	0.011508	0.011513	0.011194	0.011799
45	0.011204	0.01122	0.011226	0.010974	0.011467
50	0.010239	0.010212	0.010215	0.010008	0.010432
55	0.010259	0.010174	0.010178	0.009968	0.010376
60	0.010211	0.01012	0.010126	0.009919	0.010322
65	0.010379	0.010266	0.010269	0.010083	0.010453
70	0.009228	0.009101	0.009104	0.00893	0.009275
75	0.008882	0.008779	0.008785	0.008618	0.00896
79	0.008454	0.008534	0.008538	0.008355	0.008733

〈표 3〉 특이값 분해, 최대가능도, 베이지안 방법을 이용한 κ_t 의 추정결과

연도	SVD	MLE	Bayesian	95% HPDI	
1983	60.34562	59.95822	59.82294	59.21861	60.37556
1984	51.32354	51.44543	51.62812	51.06111	52.15294
1985	50.09923	49.96973	49.89449	49.39127	50.36573
1986	46.9106	46.61656	46.63919	46.10974	47.13658
1987	45.1395	44.89785	44.77286	44.27569	45.26122
1988	39.73693	39.80725	39.84634	39.33769	40.32109
1989	36.72456	36.76677	36.73082	36.25237	37.21619
1990	33.33951	33.32539	33.304	32.80934	33.77454
1991	29.89335	29.83457	29.75552	29.2575	30.25443
1992	24.21278	24.39479	24.41646	23.90808	24.92969
1993	19.99477	19.96716	20.06768	19.49816	20.64808
1994	19.15861	19.24221	19.12761	18.57833	19.68626
1995	15.39774	15.34507	15.32248	14.81651	15.803
1996	11.20649	11.40524	11.36463	10.88971	11.86315
1997	6.712393	6.637769	6.654651	6.136031	7.143168
1998	3.079118	2.687913	2.632478	2.133724	3.106152
1999	-1.90052	-2.55829	-2.52431	-3.02162	-2.03906
2000	-5.94087	-6.51102	-6.58008	-7.09269	-6.03574
2001	-11.7269	-12.4396	-12.3744	-12.9018	-11.8453
2002	-16.0819	-16.7811	-16.7481	-17.248	-16.2391
2003	-20.1093	-20.5646	-20.5561	-21.0935	-20.0293
2004	-23.8867	-24.5844	-24.6117	-25.154	-24.0691
2005	-29.0791	-29.7901	-29.7837	-30.3588	-29.2089
2006	-34.4569	-35.3524	-35.2593	-35.8501	-34.6845
2007	-38.6211	-39.3328	-39.2847	-39.8368	-38.7542
2008	-42.0799	-42.7176	-42.6876	-43.2167	-42.1468
2009	-45.7079	-46.046	-45.9859	-46.5756	-45.4026
2010	-47.6475	-48.1012	-48.1568	-48.7164	-47.5837
2011	-51.9286	-52.4645	-52.3801	-52.9343	-51.7704
2012	-54.4785	-55.2105	-55.2521	-55.8145	-54.6745
2013	-59.147	-59.8479	-59.7954	-60.4113	-59.1804

〈그림 2〉 $\alpha_x, \beta_x, \kappa_t$ 의 사후확률밀도함수:($x = 25, 45, 65$, $t = 1993, 2003, 2013$)〈그림 3〉 α_x 의 사후평균과 95% HPDI

〈그림 4〉 β_x 의 사후평균과 95% HPDI

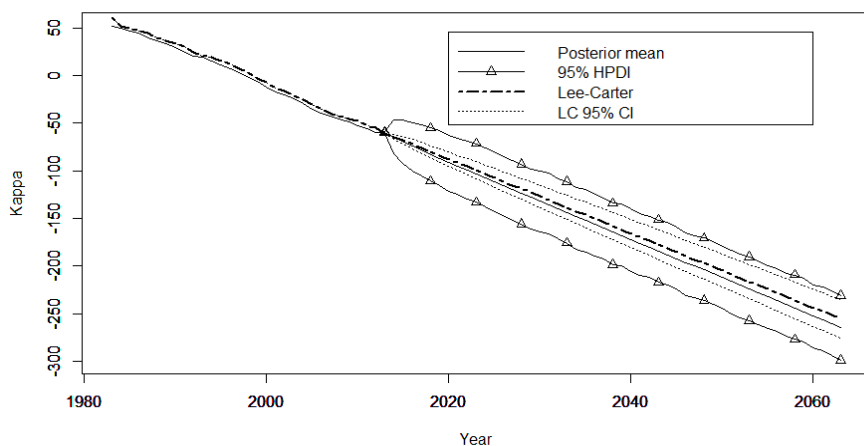
2. 장래사망률의 추정결과

전통적인 추정방법과 달리 베이지안 방법은 κ_t 뿐만 아니라 α_x 와 β_x 의 불확실성을 모두 반영해 장래사망률의 사후분포를 도출하기 때문에 이를 이용하면 장래사망률(q_x)의 사후평균과 HPDI를 쉽게 얻을 수 있다. 〈그림 5〉는 κ_t 의 추정치와 95% 신뢰구간(또는 95% HPDI)을 각각 특이값 분해와 베이지안 방법으로 구하여 그래프로 나타낸 것이다. 〈그림 5〉를 통해 추정방법에 따른 κ_t 의 추정치(Posterior mean과 Lee-Carter로 표시됨)에는 큰 차이가 없지만, 95% 신뢰구간(HPDI와 CI로 표시됨)에는 상당한 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있다. 이러한 현상은 LC모형의 단점 가운데 하나로 지적된 것으로 κ_t 의 미래치가 절편(drift)에 의해 거의 결정됨으로써 κ_t 의 신뢰구간이 너무 좁게 나온 것에 기인한다⁵⁾. 최대가능도를 이용하는 경우는 특이값 분해를 이용하는 경우와 큰 차이를 보이지 않았기 때문에 그래프에 표시하지 않았다. 〈그림 6〉은 특이값 분해와 베이지안 방법으로 추정된 κ_t , α_x , β_x 를 바탕으로 현재 45세인 남성의 장래사망률을 구하여 그래프로 나타내었다. 베이지안 방법을 이용할 경우 κ_t 의 신뢰구간에 대한 차이와 더불어 모수 α_x

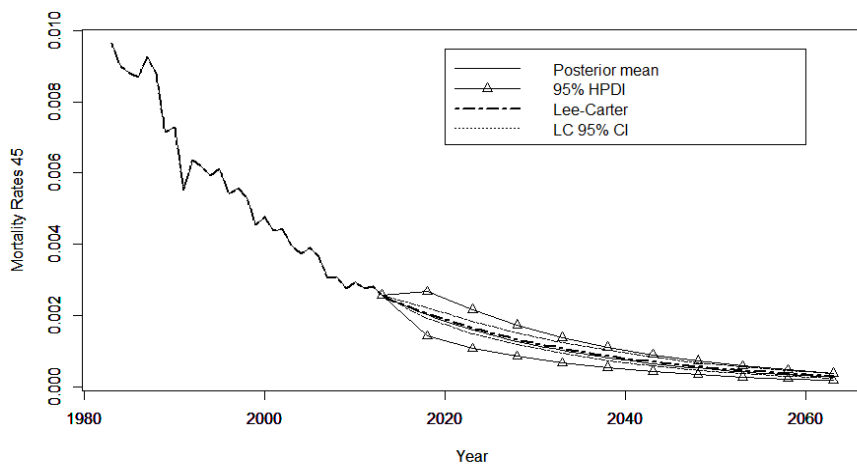
5) 박유성 외 2인(2013)을 참고하기 바란다.

와 β_x 에 대한 불확실성이 추가되기 때문에 장래사망률의 신뢰구간이 훨씬 넓어지는 것을 확인할 수 있다. <그림 7>은 45세 남성의 장래사망률에 대한 사후밀도 함수의 그래프를 20년 간격(2014년, 2034년, 2054년)으로 나타내었다.

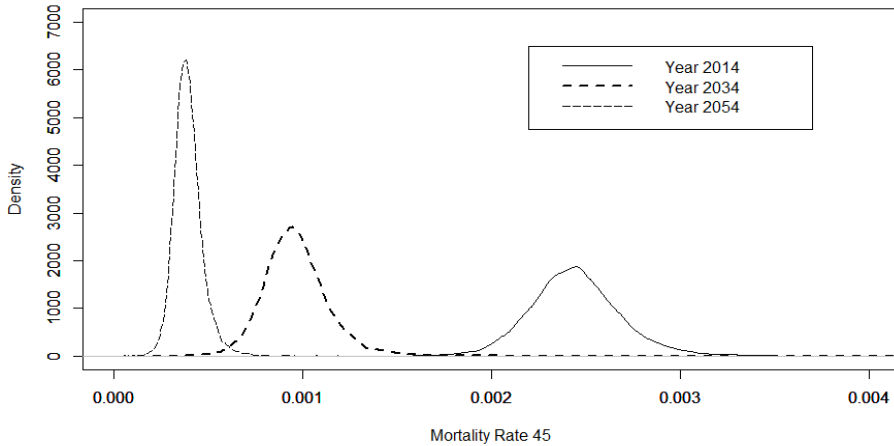
<그림 5> κ_t 의 사후평균과 95% 신뢰구간



<그림 6> 45세 남성 장래사망률의 추정치와 95% 신뢰구간



〈그림 7〉 45세 남성의 장래사망률에 대한 사후밀도함수



3. 추정방법에 따른 예측정확도의 비교

이번 절에서는 1983~2013년의 통계청 자료를 1983~2003년과 2004~2013년의 두 부분으로 나누어 사후검증(backtesting)한 결과를 제시한다. 추정방법별 예측의 정확도(prediction accuracy)를 비교하기 위해 먼저 1983~2003년 사망률 자료를 가지고 장래사망률을 추정한 뒤 2004~2013년 실제 자료에 대한 MAPE(mean absolute percentage error)⁶⁾ 값을 계산하였다. 이를 〈표 4〉에 정리했는데, 최대가능도 방법, 베이지안 방법, 특이값 분해의 순서로 예측의 정확도가 우수한 것으로 평가되었다. 그러나 이 차이가 통계적으로 의미가 있어 보이지는 않는다. 이보다 〈그림 8〉을 통해 앞에서 언급한 신뢰구간의 과소평가 문제를 재확인해 볼 수 있다. MAPE를 계산할 때와 마찬가지로 1983~2003년 자료를 가지고 각각 특이값 분해와 베이지안 방법으로 장래사망률의 95% 신뢰구간과 95% HPDI를 구한 뒤, 이를

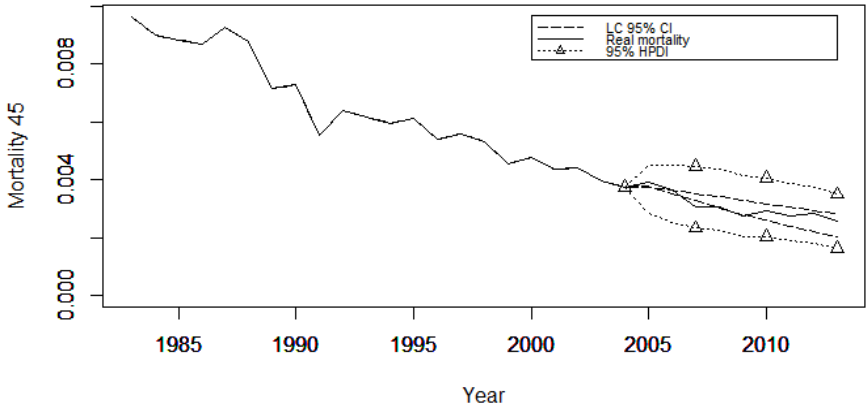
6) $MAPE = \frac{1}{n} \sum_{x,t} \left| \frac{q_{x,t} - \hat{q}_{x,t}}{q_{x,t}} \right|$ 으로 정의된다. 여기서 $q_{x,t}$ 는 실제 사망률을, $\hat{q}_{x,t}$ 는 추정된 미래사망률을, n 은 자료의 개수를 나타낸다. MAPE는 단순하지만 직관적으로 설득력을 가지고 있기 때문에 통계모형이나 추정방법에 따른 예측정확도를 평가하기 위해 많이 사용되는 척도 가운데 하나이다.

2004~2013년의 실제 사망률(실선으로 표시됨)과 함께 <그림 8>에 표시하였다. 그림을 통해 특이값 분해를 이용한 신뢰구간의 경우 신뢰구간을 벗어나는 실제 사망률의 개수가 기대치보다 많아 신뢰구간이 과소평가되고 있음을 확인할 수 있었다⁷⁾.

〈표 4〉 특이값 분해, 최대가능도, 베이지안 추정방법에 대한 MAPE 비교

	SVD	MLE	Bayesian
MAPE	0.1028916	0.1023678	0.1023942

〈그림 8〉 45세 남성의 실제 사망률과 신뢰구간의 비교



IV. 추정결과의 활용방안

이번 장에서는 추정된 장래사망률이 기대여명을 비롯하여 종신연금과 종신보험의 보험수리적 현가 산출에 미치는 영향을 분석하여 보험계리 분야에서의 향후 활용가능성을 살펴보았다. 먼저 Gompertz 모델을 통해 기존의 생명표(1983~2013년,

7) 특이값 분해의 경우 대략 실제 사망률 가운데 대략 70%가 신뢰구간에 포함되었고, 베이지안 방법의 경우 대략 98%가 HPDI에 포함되었다.

79세까지)를 초고령자를 포함한 생명표(119세까지)로 확장한 뒤, 이를 가지고 포아송 로그-이중선형 모형의 모수를 재추정하고, 장래사망률의 예측치를 구해 분석에 활용하였다. 특히 분석과정에서 도출한 사후분포를 함께 제시하여 베이지안 추정이 가지는 차별성을 나타냈다.

1. 기대여명

기대여명은 현재 x 세인 생존자의 잔여수명에 대한 기댓값이다. 이번 절에서는 기대여명의 값으로 다음과 같이 정의된 단축기대여명(또는 개산기대여명, curtate life expectancy)을 고려했다.

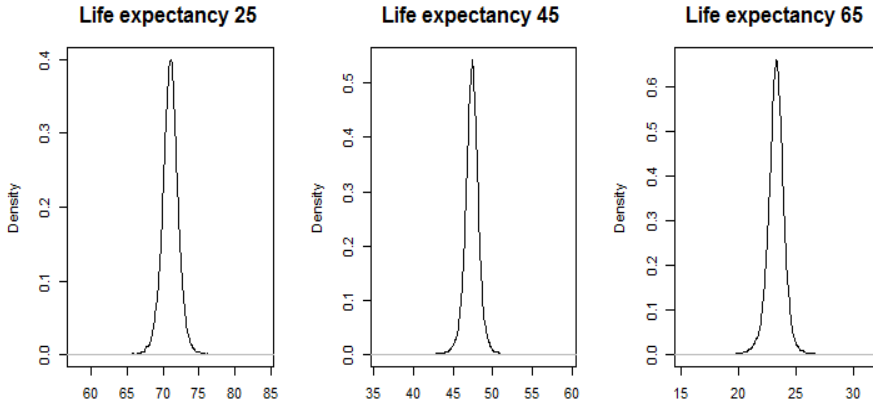
$$e_x = \sum_{k=1}^{\infty} {}_k p_x$$

여기서 ${}_k p_x$ 는 x 세인 생존자가 k 년 시점에 생존해 있을 확률이다. 장래사망률의 개선효과를 반영한 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어 25세, 45세, 65세의 기대여명의 추정치(사후평균)를 각각 계산하고, 이를 <표 5>에 정리하였다. 가령, 현재 통계청 자료에 따르면 45세의 기대여명은 대략 35년⁸⁾인 반면, 시간에 따른 장래사망률의 개선효과를 반영하면 기대여명이 47년으로 증가한다. 베이지안 방법으로 기대여명의 사후확률밀도함수를 구하여 이를 <그림 9>에 나타냈다.

<표 5> 단축기대여명(e_x)의 사후평균과 95% HPDI

연령(x)	현행	개선 반영	95% HPDI	
25	54,11082	71,0064	68,61508	73,25366
45	35,26142	47,34397	45,47682	49,14476
65	18,17641	23,29988	21,75295	24,75617

8) 본 논문의 경우 Gompertz 모형으로 생명표를 확장하고, 단축기대여명을 사용했기 때문에 통계청에서 발표되는 완전기대여명(complete life expectancy)과는 약간의 차이가 있다.

〈그림 9〉 단축기대여명(e_x)의 사후밀도함수

2. 생명보험과 생명연금

이번 절은 장래사망률의 개선효과가 생명연금과 생명보험의 보험수리적 현가(actuarial present value)에 미치는 영향을 조사하기 위해 다음과 같은 단순한 계약을 분석했다.

종신연금: 가입 이후 매년 초에 연금 1을 지급

종신보험: 사망이 발생한 연도 말에 보험금 1을 지급

앞에서와 마찬가지로 현행 사망률이 유지될 경우와 장래사망률의 개선효과를 반영할 경우로 나누어 보험수리적 현가를 산출했는데 이자율(effective rate of interest)은 3%의 고정금리를 이용했다. 또한 비용과 해약은 발생하지 않는다는 단순한 가정하에서 보험수리적 현가를 산출했다. <표 6>과 <표 7>에 종신연금과 종신보험의 보험수리적 현가에 대한 추정치(사후평균)와 95% HPDI 계산결과를 제시하였다. 종신연금의 경우 장래사망률의 개선효과를 반영할 때 나이가 증가함에 따라 보험수리적 현가의 증가가 상대적으로 커지는 것을 확인할 수 있다. 즉, 연금수령인의 나이가 25세인 경우 종신연금 보험수리적 현가의 상대적인 증가율이 6.7%이나 65세인 경우 16.3%로 증가한다. 따라서 종신연금의 경우 고령에서 장래

사망률의 개선이 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. <표 7>을 통해 종신보험의 경우에는 사망률의 개선효과가 반대로 나타나는 것을 확인할 수 있다. 앞서서와 마찬가지로 <그림 10>과 <그림 11>을 통해 종신연금과 종신보험의 보험수리적 현가에 대한 사후확률밀도함수를 그래프로 나타내었다.

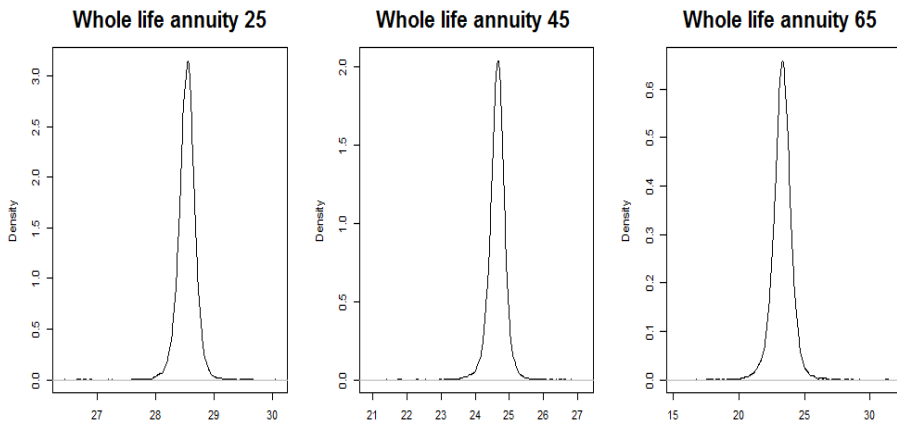
<표 6> 종신연금의 보험수리적 현가(\ddot{a}_x)에 대한 사후평균과 95% HPDI

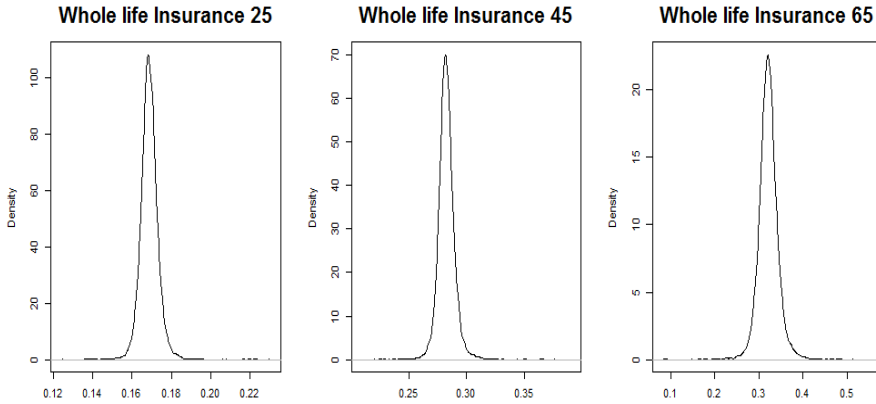
연령(x)	현행	개선 반영	95% HPDI	
25	26,73616	28,53697	28,22352	28,82286
45	21,32947	24,64108	24,13971	25,11306
65	13,69465	15,93218	15,19214	16,63992

<표 7> 종신보험의 보험수리적 현가(A_x)에 대한 사후평균과 95% HPDI

연령(x)	현행	개선 반영	95% HPDI	
25	0,221277	0,1688262	0,1604991	0,1779558
45	0,3787533	0,2822988	0,2685516	0,2969018
65	0,6011267	0,5359561	0,5153421	0,5575105

<그림 10> 종신연금의 보험수리적 현가(\ddot{a}_x)에 대한 사후확률밀도함수



〈그림 11〉 종신보험의 보험수리적 현가(A_x)에 대한 사후확률밀도함수

V. 결론 및 향후 연구과제

본 연구에서는 최근 각광받고 있는 베이지안 통계기법을 이용해 시간이 경과함에 따라 개선되고 있는 장래사망률을 추정하고, 베이지안 관점에서 이러한 영향을 평가해 보았다. 국내의 연구 가운데 처음으로 베이지안 기법을 통해 장래사망률을 추정했다는 측면에서 의의를 가지며, 베이지안 추정의 장점을 최대한 활용하여 추정치에 대한 사후확률밀도함수와 최고사후밀도구간을 함께 제시하였다. 분석결과에 따르면 추정방법별 추정치의 차이는 크지 않으나, 전통적인 추정방법의 경우 신뢰구간을 과소평가하는 경향을 확인할 수 있었다.

한편 본 연구는 베이지안 관점에서 기본적인 LC모형만을 고려했으나, 향후 보다 다양한 모형을 가지고 분석해 보는 것도 의미 있는 후속 연구가 될 것이다. 또한, 현실적인 보험계리 가정을 추가하여 보험계약을 분석한다면 실무자를 위한 가이드라인이 될 것으로 기대한다. 마지막으로, 본 연구는 베이지안 추정에 주안점을 두기 위해 편의상 Gompertz 모형을 이용해 고연령의 사망률로 확장했지만, 향후 관련연구에서는 이에 관해 보다 세심한 주의가 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 김성용 · 김기환 · 박유성, “우리나라의 초고령 사망률의 확장에 대한 연구”, **조사연구**, 제12권 제2호, 2011, pp. 1-26.
- 김세중, “Lee-Carter 모형을 이용한 사망률 예측에 관한 연구”, **계리학연구**, 제4권 제2호, 2012, pp. 48-66.
- 박유성 · 김기환 · 이연경 · 이동희, “사망률 예측을 위한 모형 비교”, **응용통계연구**, 제18권 3호, 2005, pp. 639-654.
- 박유성 · 장선화 · 김성용, “사망률 추계를 위한 오차수정 LC 모형”, **조사연구**, 제14권 2호, 2013, pp. 19-47.
- 백혜연 · 노주희 · 이항석, “Lee-Carter 모형에서 사망률 추정과 보험수리적 현가분석”, **한국자료분석학회지**, 제15권 제3호, 2013, pp. 1553-1572.
- 주호찬 · 이항석, “사망률의 개선이 책임준비금에 미치는 영향”, **리스크관리연구**, 제25권 제2호, 2014, pp. 3-33.
- Alho, J. M., “Discussion of the Lee-Carter Method for Forecasting Mortality with Various Extensions and Applications”, *North American Actuarial Journal* 4(1), 2000, pp. 91-93.
- Brass, W., “On the Scale of Mortality”, *Biological Aspects of Demography*, 1977.
- Brouhns, N., Denuit, M. and Vermunt, J.K., “A Poisson Log-Bilinear Approach to the Construction of Projected Lifetables”, *Insurance: Mathematics and Economics* 31, 2002, pp. 373-393.
- Cairns, A. J. G., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G. D., Epstein, D., Ong, A. and Balevich, I., “A Quantitative Comparison of Stochastic Mortality Models Using Data from England and Wales and the United States”, *North American Actuarial Journal* 13(1), 2009, pp. 1-35.
- Carriere, J. F., “An investigation of the Gompertz Law of Mortality”, *Actuarial*

- Research Clearing House* 2, 1994, pp. 161-177.
- Chib, S., "Markov Chain Monte Carlo methods: Computation and Inference", *Handbook of Econometrics* 5, 2001, pp. 3569-3649.
- Czado, C., Delwarde, A. and Denuit, M., "Bayesian Poisson Log-Bilinear Mortality Projections", *Insurance: Mathematics and Economics* 36, 2005, pp. 260-284.
- Huang, H.-C., Yue, J. C., and Yang, S. S., "An Empirical Study of Monthly Models in Taiwan", *Asia Pacific Journal of Risk and Insurance* 3(1), 2008, pp. 150-164.
- Kogure, A. Kitsukawa, K. and Kurachi, Y., "A Bayesian Comparison of Models for Changing Mortalities toward Evaluating Longevity Risk in Japan", *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance* 3, 2009, pp. 1-22.
- Kogure, A. and Kurachi, Y., "Bayesian Approach to Pricing Longevity Risk Based on Risk-Neutral Predictive Distributions", *Insurance: Mathematics and Economics* 46(1), 2010, pp. 162-172.
- Lee, R. D., "The Lee-Carter Method for Forecasting Mortality with Various Extensions and Applications", *North American Actuarial Journal* 4(1), 2000, pp. 80-91.
- Lee, R. D., and Carter, L., "Modelling and Forecasting the Time Series of US Mortality", *Journal of American Statistical Association* 87, 1992, pp. 659-671.
- Li, N. and Lee, R., "Coherent Mortality Forecasts for a Goup of Populations: An Extension of the Lee-Carter Method", *Demography* 42(3), pp. 575-594.
- Pedroza, C., "A Bayeisan Forecasting Model: Predicting U.S. Male Mortality", *Biostatistics* 7, 2006, pp. 530-550.
- Renshaw, A. E., and Haberman, S., "A Cohort-Based Extension to the Lee-Carter Model for Mortality Reduction Factors", *Insurance: Mathematics and Economics* 38(3), pp. 556-570.
- Wilmoth, J. R., "Computational Methods for Fitting and Extrapolating the

Lee-Carter Model of Mortality Change”, Technical Report, Department of Demography, University of California, Berkeley, 1993.

Abstract

In this paper, we intend to project the future Korean mortality rates, and analyze the effect of mortality improvement on the life expectancies and the actuarial present values of life insurances and life annuities. Under the Poisson log-bilinear model, we estimate the parameters for the Korean males by using the hierarchical Bayesian methodology proposed by Czado et al. (2005). For comparison purpose, we provide the estimation results based on the singular value decomposition and the maximum likelihood estimation. Our results show that the parameter estimates based on three different estimation methods do not exhibit a large difference between each other, but the traditional estimation methods underestimate the prediction interval. We expect that the Bayesian estimation method not only can provide a solution to this underestimation problem, but could be very useful to evaluate insurers' liabilities in the future.

※ Key words: Lee-Carter Model, Bayesian Estimation, Mortality Projection, Poisson Log-bilinear Model

국제회계기준(IFRS4)하에서의 이율보증평가 - 동적해지율 적용을 중심으로 -

A Study on the Valuation of Interest Rate Guarantees under IFRS with Dynamic Lapse Rates

오 창 수*·박 규 서**

Changsuh Ouh · Kyusuh Park

IFRS4 2단계가 도입되면 보험계약 평가에 있어 계약자행동을 고려하고 보험계약에 포함된 다양한 옵션과 보증(Option & Guarantee)을 평가해야 한다. 이에 본 논문에서는 금리연동형 종신보험에 포함된 최저이율보증(GMIB)과 최저해지환급금보증(GMSB)에 대하여 동적해지율을 적용하여 그 가치를 평가하였다.

평가한 결과 GMIB와 GMSB는 각각 최저보증이율과 적용이율이 높을수록 그 가치가 높게 나타났다. 동적해지율을 적용한 경우 기본해지율을 적용한 경우에 비하여 그 가치가 낮게 나타났는데, 그 이유는 동적해지율모형이 보증적립금이 실제적립금보다 큰 경우 해지율이 감소한다는 가정에 기인한다. 동적해지율이 감소하는 경우, 해지시점에 지급되는 것으로 정의된 GMIB와 GMSB가 미래로 해당 부담이 지연되어 작게 나타났다.

공시이율에 대한 민감도분석 결과, 공시이율이 자산수익률보다 낮을수록 GMIB와 GMSB의 가치는 크게 나타났는데, 이는 자산수익률과 공시이율의 차이에 의한 투자이익이 모두 보험회사의 이익이 아니고 GMIB나 GMSB에 의한 손실을 고려해야 함을 보여주고 있다. 또한, 본 연구의 기본 분석 대상인 적용이율 3.5%에 대한 최저보증이율 민감도분석 결과, 최저보증이율이 낮아지면 GMIB는 낮아지나 GMSB는 동일한 것으로 나타났다.

국문 색인어: 국제회계기준 IFRS4, 이율보증, 동적해지율, 최저이율보증(GMIB), 최저해지환급금보증(GMSB)
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600

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

** 삼성생명 계리RM팀(kyspark100@gmail.com), 한국·미국 공인회계사, 보험계리사, 교신저자
논문 투고일: 2015. 09. 07, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 12, 논문 게재 확정일: 2016. 02. 15

I. 서언

우리나라는 이미 2011년부터 모든 상장회사 및 금융회사에 대하여 국제회계기준(IFRS; International Financial Reporting Standards)을 전면 도입하였다. 다만, 보험계약에 대하여는 IFRS4 1단계가 2011년부터 적용되고 있으나, 이는 과도기적인 기준서로 기존 회계기준이 여전히 적용되고 있다. IFRS4 2단계 기준서는 그 내용이 너무 복잡하고 방대하여 2013년 6월 국제회계기준위원회(IASB; International Accounting Standards Board)가 IFRS4 2단계 수정공개초안을 발표하는 등 지속적인 논의가 계속되고 있다.

IFRS4 2단계 기준서의 도입과 관련한 중요한 이슈 중 하나는 보험회사가 계약자행동을 고려하고 보험계약에 포함된 여러 옵션과 보증(O&G; Option & Guarantee)을 평가하는 것이다. 그러나, 현재 국내 관련 규정 및 실무에서는 계약자행동이 적절히 고려되지 않아 그 효과가 결산에 반영되지 못하고 있으며, O&G는 변액보험 등 일부 보증준비금에 대하여 감독규정에 의한 확률론적 평가를 수행하고 있을 뿐이다. 또한 현재 저금리 상황하에서 과거 고금리 금리확정형상품에 대한 이자역마진 위험도 있지만 금리위험을 줄이기 위해 도입된 금리연동형상품의 경우에도 O&G에 해당하는 이율보증에 의한 금리위험이 실제 나타나고 있다.

이에 본 연구에서는 IFRS4 2단계와 관련하여 금리연동형 종신보험에 포함된 최저이율보증(GMIB; Guaranteed Minimum Interest Benefit)과 최저해지환급금보증(GMSB; Guaranteed Minimum Surrender Benefit)을 중심으로 이율보증의 가치를 동적해지율을 적용하여 평가하고자 한다. 이러한 평가를 통하여 현재 판매하고 있는 금리연동형상품의 향후 부담과 리스크를 추정할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 IFRS4 2단계, 이율보증, 동적해지율 모형 및 선행연구에 대하여 설명한 후, 제Ⅲ장에서는 분석 모형, 상품 및 가정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 GMIB와 GMSB에 대한 가치를 산출하고, 민감도 분석을 수행한다. 그리고 제Ⅴ장에서 본 연구 결론 및 향후 과제를 제시하고자 한다.

II. 이율보증의 평가 및 선행 연구

1. IFRS4 2단계 보험계약 평가

국제회계기준위원회(IASB)는 2013년 6월에 발표된 IFRS4 2단계 수정공개초안에서 보험계약에 대한 기본 측정모델로 Building Block Approach(BBA)를 제시하였고, 보험계약을 이행현금흐름¹⁾과 계약서비스마진이라는 2가지 요소로 구성된 것으로 보았다. 일반모형인 BBA를 무배당 보험계약에 적용하는 것에는 IASB도 거의 결론을 내린 것으로 보인다²⁾. 그러나, 현재 유배당계약에 대하여는 IASB에서 어떠한 모형을 적용할 지에 대하여 계속적으로 논의가 진행 중이다.

IFRS4 2단계 보험계약을 평가함에 있어서 계약 이행과 직접적으로 관련된 장래의 현금흐름을 평가해야 하고 그 현금흐름에는 일반적인 수입보험료, 지급보험금, 사업비 이외에도 보험계약으로부터 분리되지 않는 옵션과 보증을 포함하여 평가한다. 또한, 수정공개초안에서는 보험계약이 내재된 옵션이나 보증을 포함하고 있다면 시나리오의 모든 범위를 고려하는 것이 중요하다고 설명한다³⁾.

보험계약과 분리되지 않은 O&G는 IFRS4 2단계를 적용하여 해당 가치를 평가하여 재무제표에 반영한다. 만일 O&G 등 파생상품이 기준서의 요건에 따라 보험계약에서 분리된다면 분리하여 IFRS9을 적용한다⁴⁾. 적용되는 기준서의 차이는 있으나 IFRS에서는 분리되든 되지 않든 O&G는 모두 평가되어 재무제표에 반영하게 된다⁵⁾.

IASB는 보험부채의 측정은 계약에서의 기대현금흐름을 포함하도록 하고 있으며, 이 현금흐름에는 현금흐름의 금액이나 시기가 보험계약자가 계약 내의 옵션을 행사함에 따라 변하는 현금흐름을 포함하도록 하고 있다. 따라서, 계약자에 의한 해지, 보험금증액·감액, 중도인출, 추가납입 등의 계약자행동도 계약의 측정

1) 이행현금흐름 = 미래현금유출의 현재가치 - 미래현금유입의 현재가치 + 위험조정

2) IASB(2015), 문단 9

3) IFRS4 2단계 수정공개초안 B66

4) IFRS4 2단계 수정공개초안 문단 10

5) 기업회계기준서 제1104호 보험계약 실무적용지침 문단 IG3

에 포함되게 된다. 이러한 계약자행동이라는 용어는 IFRS에서는 종종 보험계약자가 보험계약에 포함된 옵션을 어떻게 행사하느냐를 설명하는 데 사용된다. 이러한 옵션과 계약자행동을 측정함에 있어서 가능한 모든 경우를 모두 반영하는 시나리오를 고려해야 하고, 각 시나리오에 의해 특정 결과에 대한 현금흐름의 금액이나 시기 등이 결정된다⁶⁾.

보험계약을 평가함에 있어 미래 현금흐름의 특성을 반영하는 할인율을 사용하여 화폐의 시간가치에 대하여 조정함으로써 이행현금흐름을 결정한다⁷⁾. 보험회사는 측정 대상인 보험계약이 특정자산의 운용성과에 부분적으로도 의존하지 않고 회사가 상향접근법(bottom-up)을 이용하는 경우, 보험계약 부채의 측정 시 무위험이자율에 비유동성에 대한 조정분을 고려하여 할인율을 결정해야 하며 보험회사의 자기 신용위험은 배제한다. 2013년 수정공개초안에서는 할인율 산출방식에 있어서 하향접근법(top-down)과 상향접근법(bottom-up)을 제시⁸⁾하고 있으나, 현재 금리연동형상품 및 O&G평가에 적용할 할인율에 대하여는 아직 연구가 더 필요한 부분이고 본 연구에서는 기존 선행연구에서와 마찬가지로 이율보증에 대하여 유동성프리미엄은 고려하지 않는다.

2. 금리연동형 보험과 이율보증

가. 금리연동형보험 특징

국내보험사에서 판매하는 금리연동형상품은 적용이율을 사용하여 보험료를 산출하고, 산출된 보험료 중 적립부분을 공시이율로 부리하는 형태의 상품으로 보험료 산출 시의 적용이율보다 높게 운영되는 공시이율의 효과로 인해 기간경과에 따라 보험금 및 해지환급금이 증가하는 효과를 가진 상품이다. 이로 인해 물가 상승에 따라 발생하는 보험금 및 해지환급금의 가치하락을 방지할 수 있었다⁹⁾.

6) IASB(2010(a)), 문단 6~8

7) IFRS4 2단계 수정공개초안 문단 25-26, B69-75

8) IFRS4 2단계 수정공개초안 B69-75

9) 오창수 · 이윤구(2010), p. 5.

보험업감독규정 제1-2조 제6호에 의하면 금리연동형보험이란 보험회사의 자산 운용이익률, 시장금리 등에 따라 보험료적립금 적용이율이 변동되는 보험이라고 정의하고 있고, 제7호에는 금리확정형보험이란 보험료적립금 적용이율이 고정된 보험이라고 정의하고 있다.

금리연동형보험은 보험회사의 자산운영 성과가 낮을 경우 최저이율보증에 의하여 손실을 부담하거나, 최저해지환급금보증이 포함되어 있어 그에 따른 손실을 부담하게 될 수 있다. 이러한 보증에 대하여 보증수수료를 국내보험사는 현재 별도로 부과하는 경우도 있고, 그렇지 않는 경우도 있다. 저금리 상황에서 이율보증에 의한 손실이 발생하는 경우 금리연동형상품에 대한 부담은 회사가 부담하게 되고 이 손실은 재무제표에 계상되게 될 것이다.

본 연구에서는 국내에서 GMIB와 GMSB를 모두 포함하고 있는 금리연동형 종신보험¹⁰⁾을 대상으로 분석한다.

나. 이율보증

GMIB와 GMSB는 미래 시장금리의 변동에 따라 보험회사로 하여금 보증의무를 부담하게 한다. 이 중 GMIB는 현재 감독규정에 의하여 금리연동형상품에 의무적으로 설정되어 있다¹¹⁾.

(1) 최저이율보증(GMIB)

금리연동형보험에 GMIB를 설정함으로써 공시이율이 최저보증이율보다 큰 경우에는 자산운용 결과가 공시이율로 부리되어 적립금에 반영되고, 자산운용결과가 악화되어도 공시이율은 GMIB에 의하여 최저이율로 보증된다.

10) 현재 국내 금리연동형 연금보험에는 GMIB는 포함되어 있으나 GMSB는 없다.

11) 보험업감독규정 제6-12조(보험료적립금의 적용 이율 및 위험률 등) ④ 금리연동형보험의 경우 최저보증이율 또는 최저보증금액을 설정하여야 한다. <신설 2010.4.1> <개정 2014.12.31>

결국 GMB는 다음과 같이 보험계약자가 t 시점에 계약을 해지하는 경우 공시이율에 의하여 적립된 적립금(U_t)와 각 시점별로 공시이율과 최저보증이율 중 큰 이율이 적용되어 적립된 적립금(S_t) 중 큰 금액을 지급하기 때문에 발생하고, 해지 시 적립금(AV_t)은 식 (1)과 같이 표현된다¹²⁾.

$$AV_t = \text{Max} [U_t, S_t] \quad (1)$$

AV_t : t 시점 적립금 t : 해지시점

U_t : t 시점까지 공시이율 적용 적립금

S_t : t 시점까지 Max(공시이율, 최저보증이율) 적용 적립금

식 (1)을 최저이율보증이 없는 적립금과 구별하여 표시하면 다음 식 (2)와 같다.

$$AV_t = U_t + \text{Max} [0, S_t - U_t] \quad (2)$$

식 (2)에 포함되어 있는 다음 식 (3)이 금리연동형보험에 있어서 각 시점별 최저보증이율에 의한 보증가치로 볼 수 있고, 이 부분은 Put option의 형태와 동일하다.

$$\text{Max} [0, S_t - U_t] \quad (3)$$

따라서, GMB는 계약시점($t=0$)에 다음 식 (4)와 같이 표현된다.

$$V_{GMB}(x)_{t=0} = \sum_{t=1}^{w-x} (1+r)^{-t} {}_{t-1}p_x q_{x+t-1}^* \text{Max} [0, S_t - U_t] \quad (4)$$

여기에서 ${}_t p_x$ 는 x 세 보험계약자가 t 년 동안 생존할 확률이고, q_{x+t}^* 는 $x+t$ 세에 계약을 해지할 확률이다. 또한, r 은 무위험이자율(risk free interest rate)이다.

12) 양해직(2010), pp. 22~23.

(2) 최저해지환급금보증(GMSB)

금리연동형 종신보험에서 해지할 경우 (i) 공시이율에 의한 계약자적립금과 (ii) 적용이율에 의한 예정적립금 중 큰 금액을 지급 보증하는 것을 본 연구에서는 GMSB로 정의한다. 이 최저해지환급금보증에 의한 해지환급금은 다음 식 (5)와 같이 표현된다.

$${}_t W_x = \text{Max} [\text{Max}({}_t V_x^{(a)}, {}_t V_x^{(e)}) - \frac{12m - t'}{12m} \alpha, 0] \quad (5)$$

${}_t W_x$: t시점 해지환급금

${}_t V_x^{(a)}$: 공시이율에 의한 계약자적립금

${}_t V_x^{(e)}$: 적용이율에 의한 예정적립금

t : 해지시점(가입 후 경과월수), t' : 납입경과 월수

m : 보험료 납입기간(연수)

α : 신계약비, $\frac{12m - t'}{12m} \alpha$: 해지공제

상기 식 (5)는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$${}_t W_x = \text{Max} [{}_t V_x^{(a)} + \text{Max}(0, {}_t V_x^{(e)} - {}_t V_x^{(a)}) - \frac{12m - t'}{12m} \alpha, 0] \quad (6)$$

이 식 (6) 중에서 다음 식 (7)에 해당하는 부분이 해당 시점 GMSB이다.

$$\text{Max}[0, {}_t V_x^{(e)} - {}_t V_x^{(a)}] \quad (7)$$

이 보증도 최저이율보증과 같이 Put option의 형태를 가지고 있다. 따라서, GMSB는 계약시점(t=0)에 다음 식 (8)와 같이 표현된다.

$$V_{GMSB}(x)_{t=0} = \sum_{t=1}^{w-x} (1+r)^{-t} {}_{t-1}p_x q_{x+t-1}^* \text{Max}[0, {}_t V_x^{(e)} - {}_t V_x^{(a)}] \quad (8)$$

금리에 연동된 이율보증인 GMIB와 GMSB에 대하여 확률론적 평가를 하기 위해

금리시나리오를 생성하여야 한다. 금리시나리오는 위험중립(risk neutral)과 비위험중립(real world) 시나리오가 있는데 본 연구에서는 위험중립 시나리오를 산출하여 이율보증을 평가한다. 이를 위해 무차익모형(No-Arbitrage Model) 중에서 Hull and White(1990)가 제시한 1-Factor Hull-White Model을 사용한다.

3. 동적해지율 모형

IFRS4 2단계에 따른 보험부채의 산출 시에는 계약자행동을 반영해야 하고, 이를 반영하기 위하여 동적해지율을 적용하는 것이 필요하다. 따라서, 동적해지율 모형이 필요하고 모형 구축을 위해 동적해지에 영향을 주는 변수를 찾아내고 그 변수와 해지율 간의 관계를 찾아야 한다.

동적해지율에 영향을 주는 요소는 기본해지율과 마찬가지로 시장금리와 보증금리 차이, 경제성장률, GDP 등 경제적 요인이 있을 수 있고, 보험경과기간, 보험

〈표 1〉 동적해지율 모형

모델	동적해지율(DL) 산식
Exponential 모형 (Xue(2010))	$DL = \text{기본 해지율} \times \lambda$ $\lambda = e^{M \times [\min(\frac{AV}{GV}, 1) - 1]}$
AAA 모형 (AAA(2005))	$DL = \text{기본해지율} \times \lambda$ $\lambda = \text{Min}[U, \text{Max}[L, 1 - M \times (\frac{GV}{AV} - D)]]$
Arctangent 모형 (Conwill 등(2013))	$DL = a + b \times \text{Arctangent}(m \times \Delta - n)$
Parabolic 모형	$DL = a + b \times \text{Sign}(\Delta) \times \Delta^2$

DL : 동적해지율

U : 해지조정계수 상한

M : 조정계수 민감도

GV : 보증적립금

a, b, m, n : 계수

Δ : 시장이율과 부담이율의 차이

Sign() : 괄호 안이 (+)이면 1, (-)이면 -1

λ : 해지조정계수

L : 해지조정계수 하한

D : 유발점(Trigger Point)

AV : 계약자적립금

료납입상태, 가입채널 등 계약과 관련된 요인이 있을 수 있다. 따라서, 동적해지율에 영향을 주는 요인을 찾아 모델링을 하여야 하는데 현재까지 동적해지율에 대한 기존 모델을 보면 대표적인 요인이 계약자적립금과 보증에 의한 보증적립금 차이 또는 시장금리와 보증금리 간의 차이이고 이러한 모델로 다음 <표 1>과 같은 것이 있다. 동적해지율모형에는 계약자들이 보증적립금이 계약자적립금보다 크거나 보증금리가 시장금리보다 높으면 해지를 적게 한다는 전제가 있다.

4. 선행연구

국내에 국제회계기준에 대한 연구는 많으나, 본 연구와 같이 IFRS4 2단계 보험계약평가에 관한 학술적 연구는 활발하게 이루어지지 않는 상태였다. 오창수·조석희(2009)는 IFRS 2단계가 논의문서(DP)로 발표된 당시 IFRS하에서 리스크마진의 측정에 대하여 연구하였고, 2010년 처음으로 공개초안이 발표되었을 때 오창수(2011)는 공개초안에 따른 보험부채를 추정하고 보험상품의 영향분석을 수행하였으나, 초기 공개초안에 따른 연구로 보험부채의 구성요소인 최적추정치, 위험조정 및 서비스마진을 각각 추정하지는 못하였다. 윤영준(2011)은 IFRS4와 기존 보험회계기준을 비교하고, 보장성보험을 통하여 IFRS4의 영향을 분석하였다.

오창수 외(2013)는 2013년 발표된 수정공개초안을 바탕으로 IFRS4 2단계 도입 시 전환시점의 보험부채를 평가하여 국내 대표상품의 현행 부채금액과 비교 분석하였다. 이 과정에서 IFRS4 2단계 전환일의 회계처리를 검토하였고, 당시 새로 소개된 할인율 변동 효과를 기타포괄손익에 반영하는 방식을 적용하였다.

노건엽·박경국(2014)은 IFRS4 2단계 시행 시 보험부채 평가목적 할인율 산출 방법을 제시하고, 이를 연금보험과 종신보험에 적용하여 현행 책임준비금제도에 비해 보험부채가 증가하여 보험사의 재무구조와 수익성을 악화시킬 수 있는 것을 보여주었다.

국내의 보험관련 보증에 대한 연구는 변액보험의 보증에 대하여는 김재호(2010) 등 여러 연구가 많으나, 본 연구의 대상인 일반보장성보험에 대한 보증연구

는 상대적으로 많지는 않다. 오창수 외(2010)는 금리연동형 보장성보험에 최저보증이율의 성격과 리스크를 분석하여 보증비용에 영향을 주는 요인에 대한 검토와 함께 Black-Karasinski모형을 이용하여 보증비용에 영향을 많이 주는 요인은 최저보증이율수준 등이라는 것을 보여주고, 이 비용을 보험료에 부가하고 이에 대한 헤징이 필요하다고 하였다.

양해직(2010)도 보장성 금리연동형상품에 대하여 최저이자율보증에 대한 연구를 수행하여, 최저보증에 대한 재무적 부담 및 적정수수로 부가방안을 real world 금리시나리오를 사용하여 연구하였다.

이항석(2013)은 저금리 상황과 이자율 보증옵션 적용방식 현황을 살펴보고, 금리연동형 종신보험과 금리연동형 연금보험의 이차손익 구조 및 이자율 보증옵션의 가치와 리스크를 분석하였고, 금리모형으로는 CIR(Cox-Ingersoll-Ross)모형을 사용하여 real world 시나리오를 산출하여 분석하였다.

동적해지율과 관련된 연구로 American Academy of Actuary(AAA, 2005)는 미국 보험감독관협의회(NAIC; National Association of Insurance Commissioners)의 RBC 관련 보고서에서 보증적립금과 실제적립금 비율에 의하여 영향을 받는 동적해지율모형을 사용하였고, 동 모형은 해지조정계수의 상한과 하한을 설정할 수 있는 특징이 있다.

Xue(2010)는 확률론적 모델링을 통하여 동적해지율과 이자율 간의 상호작용에 대하여 연구하였고, 보증적립금과 실제적립금비율에 의한 Exponential 형태의 동적해지율모형을 제시하였다. 이 모형은 기본해지율을 최대로 하고 보증적립금이 실제적립금보다 커지면 해지율이 하락한다는 가정이 모형에 반영되었다.

보험개발원(2011)은 계약자행동 모델링에 대해 측정방법론, 해외 사례 등을 정리하고, 4개년치 통계를 이용하여 해지율을 분석하였으나 자료의 한계 등에 따른 분석의 한계가 존재하였다.

Conwell 외(2013)는 Milliman 연구보고서를 통해 동적해지리스크에 대하여 사례로 이자율의 변동에 대한 계약자의 반응패턴을 계단형(Step), 선형(Linear) 및 Arctangent형 3가지로 나누어 각 형태간의 차이를 설명하고 내재옵션 가치비율을

계산하였다.

현재까지 국내 이율보증에 대한 연구는 주로 변액보험에 포함된 보증 및 최저 이율보증에 대한 연구가 주된 것이었다. 또한, 기존 국내 보험상품과 관련된 연구는 주로 해지율에 대하여 결정론적 모형을 사용하여 연구를 하였고, 금리시나리오의 경우 확률론적 모형을 사용한 경우에도 real world 시나리오가 많이 이용되었다.

이에 본 연구에서는 해지율에 대하여 동적해지율모형을 이용하여 계약자행동을 반영하였고, GMIB와 함께 GMSB를 연구 대상으로 하였다. 이 과정에서 Hull-White 모형을 이용하여 향후 위험증립시나리오 사용을 고려하여 연구하였다.

III. 분석 모형과 가정

1. 분석 모형

본 연구의 금리연동형보험에 포함된 이율보증과 같은 보증을 평가하기 위해 여러 방법을 생각할 수 있다. 첫째는 유사한 옵션의 시장가치를 기초로 평가하는 것이고, 둘째는 블랙-숄즈공식과 같은 공식을 이용하는 방법이다. 세번째는 이 보증과 관련된 기대현금흐름에 기초하여 가치를 평가하는 방법이다¹³⁾. 본 연구의 대상인 GMIB나 GMSB의 평가를 실무적으로 첫번째나 두번째로 하는 것은 시장에서 해당 가격을 찾을 수 없는 등 실무적으로 힘든 방법이기 때문에, 세번째와 같이 현금흐름을 이용하여 평가한다.

따라서, 본 연구는 현금흐름모형을 이용하여 이율보증과 관련된 부분인 금리연동형보험의 적립금에 대하여 분석한다. 따라서, 보험료가 납입되고 보험계약에 의한 관련 사업비와 위험보험료를 차감한 후 적립금에 쌓여 공시이율 등에 의하여 부리되는 과정을 모형화하여 사용한다.

13) IASB(2010(a)), 문단 17

이율보증에 대한 가치는 현금흐름을 통하여 몬테카를로 시뮬레이션을 통하여 분석한다. IFRS4 2단계 수정공개초안에서는 어느 특정 방법 사용을 규정하지 않았으나, Solvency II 나 각종 계리실무에서 확률론적 방법론이 이용되고 있다. Solvency II 에서도 옵션 및 보증의 가치를 산출하기 위한 방법론으로 확률론적 방법, 결정론적 방법, 복제포트폴리오에 의한 방법을 제안하고 있으며 몬테카를로 시뮬레이션이나 복제포트폴리오 방법을 권장하고 있다¹⁴⁾.

본 연구에서는 보험기간 전체에 대하여 각각 다음 식 (9)과 (10)을 이용하여 $N=1,000$ 개의 금리시나리오를 적용하여 계약시점 ($t=0$)에서의 GMIB와 GMSB에 대한 현재가치 평균을 구하여 GMIB와 GMSB 가치를 산출한다.

$$\hat{V}_{GMIB}(x)_{t=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^{w-x} (1+r)^{-t} {}_{t-1}p_x q_{x+t-1}^* \text{Max}(0, S_t - U_t) \right]_i \quad (9)$$

$$\hat{V}_{GMSB}(x)_{t=0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^{w-x} (1+r)^{-t} {}_{t-1}p_x q_{x+t-1}^* \text{Max}(0, {}_tV_x^{(e)} - {}_tV_x^{(a)}) \right]_i \quad (10)$$

여기에서 ${}_tp_x$ 는 x 세 보험계약자가 t 년 동안 생존확률이고, q_{x+t}^* 는 $x+t$ 세에 계약을 해지할 확률이다. 또한, r 은 무위험이자율(risk free interest rate)이다.

2. 분석 상품

본 연구에서는 금리연동형보험의 이율보증에 대한 가치를 평가하기 위하여 금리연동형보험 중에서 대표적인 종신보험을 선택하였다. 금리연동형 종신보험을 택한 이유는 현재 국내에서 최저이율보증과 최저해지환급금보증이 모두 포함되어 있는 상품은 금리연동형상품 중에서 종신보험이기 때문이다. 종신보험에 대하여 다음 <표 2>와 같은 속성 및 가정을 사용하였다.

그리고 적용이율은 3.5%, 3.25%, 3.0%로 하고 최저이율보증은 각각 2.0%, 1.5%, 1.0%를 적용하여 다음 <표 3>과 같이 3개 Case별로 가치를 측정한다. 본 연구에서는 기준시점인 2014년 12월 현재 업계에서 판매 시 적용하고 있는 적용이율 3.5%

14) 보험개발원(2011), pp. 8-9.

이율보증과 관련하여 보험계약자에게 수수료는 받지 않는 것으로 가정한다.

〈표 2〉 모델상품 요약

구분	내용			
상품	종신보험(금리연동형)			
속성	<div>- 성별: 남자</div> <div>- 가입금액: 1억 원</div> <div>- 납입기간: 20년</div> <div>- 가입연령: 40세</div> <div>- 납입방법: 월납</div> <div>- 보험기간: 종신</div>			
보증 내용	<div>- 최저이율보증</div> <div>- 최저해지환급금보증: 계약자적립금과 적용이율에 의한 예정적립금 중 큰 금액</div>			
적용이율	- 적용이율: 3.5%, 3.25%, 3.0% (Case별로 분석)			
최저보증이율	- 최저보증이율: 2.0%, 1.5%, 1.0% (Case별로 분석)			
적용위험률	- 제8회 경험생명표 기초 할증			
적용사업비율				
	구분		사업비율	
	계약채결 비용	a1	초년도 보험가입금액	8.5/1000
		a2	초년도 연납순보험료	80%
	계약관리 비용	납입중(β_1)	매년 보험가입금액	0.6/1000
		납입중(β_2)	영업보험료	7.0%
		완납후(β')	매년 보험가입금액	0.6/1000
수금비 (γ)		영업보험료	2.5%	

〈표 3〉 적용이율 및 최저보증이율

구분	Case1	Case2	Case3
적용이율	3.5%	3.25%	3.0%
최저보증이율	2.0%	1.5%	1.0%

3. 분석 가정

본 연구는 이율보증에 대한 가치평가로 상기 <표 2>의 가정을 사용하였고, 해지율은 금리연동형 종신보험의 해지율을 대형3사의 자료를 기초로 다음 <표 4>와 같이 가정하였다. 9년~20년은 5%로 하고, 납기 이후인 21년부터는 4%로 가정하였다.

<표 4> 경과기간별 해지율

경과기간(년)	1	2	3	4	5	6	7	8	9~20	21~
해 지 율	12%	22%	12%	11%	10%	8%	7%	6%	5%	4%

할인을 산출을 위하여 Hull-White모형을 사용하였고, 그 결과를 이용하여 1,000개의 금리시나리오를 생성하였다. 금리시나리오를 생성하기 위하여 Bloomberg에서 구한 2014년 12월 31일 현재 시장에서의 Swap rate과 Swaption Volatility를 이용하였다. 이 과정에서 이자율곡선을 구하기 위하여 이자율이 시장에 존재하지 않는 구간에 대하여는 Smith-Wilson방법을 이용하여 100년을 추정하였다. Smith-Wilson방법을 사용함에 있어 UFR(Ultimate Long Term Forward Rate)은 Solvency II에서 사용한 우리나라 UFR인 4.2%를 사용하였고, 회귀계수(α)는 CEIOPS(2010)에서 사용한 0.1을 적용하였다.

자산수익률은 이자율모형에 의하여 산출한 금리시나리오를 이용한다. 또한, 금리연동형보험에서는 공시이율에 대한 가정이 필요하다. 본 연구에서는 자산수익률에 일정 비율을 곱하여 공시이율을 결정한다고 가정한다. 이율보증에 대하여 우선 자산수익률의 100%를 공시이율로 보아 분석한다. 그리고, 자산이익률과 공시이율이 다른 경우 GMIB나 GMSB의 가치 변화를 분석하기 위해 자산이익률의 95%와 90%를 공시이율로 가정한 민감도 분석을 추가로 수행한다.

4. 동적해지율 추정

동적해지율모형은 과거의 해지율 자료가 충분하다면 그에 따라 통계적 분석을 통하여 모형을 설정할 수도 있겠으나 현재 국내 상황에서 이러한 데이터의 집적이 충분하지 못한 부분이 있다. 따라서, 여기에서는 국내외 문헌 등을 중심으로 수집한 동적해지율모형을 이용하여 동적해지율에 따른 이율보증의 가치 변동을 살펴보았다.

본 연구에서는 다음 <표 5>에서와 같이 선행연구에서 제시된 2가지 동적해지율 모형을 사용하여 분석한다.

<표 5> 동적해지율모형

모형	동적해지율(DL) 산식
Exponential 모형	$DL = \text{기본 해지율} \times \lambda$ $\lambda = e^{M \times [\min(\frac{AV}{GV}, 1) - 1]}$
AAA 모형	$DL = \text{기본해지율} \times \lambda$ $\lambda = \text{Min}[U, \text{Max}[L, 1 - M \times (\frac{GV}{AV} - D)]]$

DL : 동적해지율

U : 해지조정계수 상한

M : 조정계수 민감도

GV : 보증적립금

λ : 해지조정계수

L : 해지조정계수 하한

D : 유발점(Trigger Point)

AV : 실제적립금

본 연구에서 사용되는 Exponential 모형은 공시이율 등에 의하여 부리된 실제적립금(AV)과 보증에 의한 보증적립금(GV)의 비율에 의하여 해지조정계수(λ)가 최대 1을 상한으로 하여 변동되는 모형으로 보증적립금이 실제 계약자적립금에 비하여 크게 되면(in the money)¹⁵⁾ 해지율이 상대적으로 작아지는 구조이다. 이는 보증적립금이 실제적립금에 비하여 크거나 보증금리가 시장금리에 비하여 크면 해지율이 작아지는 일반 동적해지율의 가정과 동일하다. 이 모형은 ITM일 경우 해지율이 감소하나, OTM일 경우에는 기본해지율이 적용되는 특징이 있다.

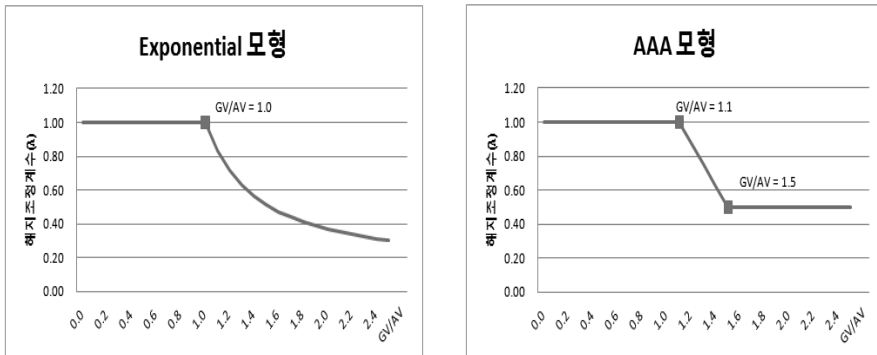
15) 보험계약에서 보증적립금이 실제적립금을 초과하는 경우를 “in-the-money(ITM)”라고 하고 실제적립금이 보증적립금보다 큰 경우를 “out-of-the-money(OTM)”라고 한다.

AAA 모형도 Exponential 모형과 같이 적립금의 크기에 따라 동적해지율이 결정되는 구조는 동일하나, 상한과 하한을 조정할 수 있다. U 는 해지조정계수의 상한이고, L 은 해지조정계수의 하한이며, M 은 조정계수 민감도를 의미한다. D 는 유발점(Trigger point)이다. 즉, 해지조정계수 λ 는 L 과 U 사이에서 결정되고, 보증적립금이 실제적립금에 비하여 커지면 해지률이 작아지게 된다.

모형의 모수에 대하여 실제 데이터를 이용하여 추정하는 것이 필요하지만 실제 국내에서 이를 위한 데이터 확보가 어렵다. 본 연구는 이윤보증에 대한 동적해지율 적용에 따른 가치 변화 영향을 분석하는 것이므로 선행연구에서 제시된 모수를 그대로 사용하여 연구하였고, 실제 경험데이터를 통한 모형의 설정 및 모수 추정은 향후의 과제로 한다.

본 연구에서는 Exponential 모형의 경우에는 조정계수민감도(M)를 Xue(2010)가 사용한 바와 같이 2로 하고, AAA 모형의 경우에는 AAA(2005)에서 제시한 $U=1$, $L=0.5$, $M=1.25$, $D=1.1$ 을 사용한다. 이를 적용하면 다음 <그림 1>과 같이 보증적립금과 실제적립금 비율(GV/AV)에 따른 해지조정계수(λ)의 변화를 알 수 있다. Exponential 모형은 $GV/AV=1$ 을 기준으로 1보다 큰 경우 해지조정계수 λ 는 감소하고, AAA 모형은 유발점(D)이 1.1이기 때문에 GV/AV 이 1.1보다 커지면 해지조정계수 λ 는 감소하고 하한(L)이 0.5로 정해져 있어 $GV/AV=1.5$ 보다 크면 해지조정계수 λ 는 0.5로 일정해진다.

<그림 1> Exponential 모형과 AAA 모형



본 연구에서는 기본해지율과 동적해지율을 이용하여 금리연동형 종신상품에 포함되어 있는 이율보증인 GMIB와 GMSB를 몬테카를로 시뮬레이션을 통하여 산출하였다. 이 과정에서 금리시나리오를 1,000개 생성하여 적용하였다. 이율보증에 대한 가치를 산출된 금액이 아닌 GMIB와 GMSB를 수입보험료 현재가치로 나누어 구한 비율(%)을 각각 P-GMIB와 P-GMSB로 정의하여 분석한다. 이는 GMIB와 GMSB를 금액으로 분석하는 경우 각 적용이율별로 산출한 보험료 금액이 상이하기 때문에 상호 비교가 어려워 금액이 아닌 수입보험료현가에 대한 보증가치금액 비율(%)인 P-GMIB와 P-GMSB로 분석한다.

IV. 분석결과

1. 기본해지율 적용 결과

가. 기본해지율 적용 GMIB

앞에서 살펴본 식 (9)에 의하여 산출한 GMIB를 이용하여 구한 P-GMIB는 각 적용이율 및 최저보증이율별로 다음 <표 6>과 같다.

<표 6> P-GMIB 비교

Case	적용이율	최저보증이율	Spread1	Spread2	P-GMIB
Case1	3.50%	2.00%	1.50%	1.96%	0.23%
Case2	3.25%	1.50%	1.75%	2.46%	0.04%
Case3	3.00%	1.00%	2.00%	2.96%	0.01%

- 주: 1) Spread1 = 적용이율 - 최저보증이율
 2) Spread2 = (시나리오 금리 - 최저보증이율)의 평균
 3) P-GMIB = GMIB ÷ 수입보험료 현재가

〈표 6〉에서 보듯이 최저보증이율이 높을수록 P-GMIB는 커진다. 또한, 본 연구에서는 몬테카를로 시뮬레이션을 이용하였기 때문에 최저보증이율이 높은 경우, 금리시나리오와 최저보증이율 차이인 Spread2가 작아지면 P-GMIB는 커지는 현상을 볼 수 있다. Case1의 Spread2가 1.96%일때 P-GMIB는 0.23%이며, Case2와 Case3의 Spread2가 2.46%, 2.96%로 커짐에 따라 P-GMIB는 0.04%, 0.01%로 작아진다. 이는 동일한 금리시나리오의 경우, 최저보증이율이 높을수록 GMIB에 의한 보증손실이 발생할 확률이 커지기 때문이다.

나. 기본해지율 적용 GMSB

상기 식 (10)에 의하여 산출한 GMSB에 의해 구한 P-GMSB는 각 적용이율 및 최저보증이율별로 다음 〈표 7〉과 같다.

〈표 7〉 P-GMSB 비교

Case	적용이율	최저보증이율	Spread1	Spread3	P-GMSB
Case1	3.50%	2.00%	1.50%	0.46%	3.10%
Case2	3.25%	1.50%	1.75%	0.71%	2.08%
Case3	3.00%	1.00%	2.00%	0.96%	1.32%

- 주: 1) Spread1 = 적용이율 - 최저보증이율
 2) Spread3 = (시나리오 금리 - 적용이율)의 평균
 3) P-GMSB = GMSB ÷ 수입보험료 현가

〈표 7〉에서와 같이 동일한 금리시나리오하에서 적용이율이 높을수록 P-GMSB는 커진다. 이는 시뮬레이션에 있어서 적용이율이 높을수록 시나리오 금리와 적용이율 차이 평균인 Spread3이 작아지고, P-GMSB가 커지는 결과를 보여주고 있다. Case1에서 Spread3이 0.46%일 때, P-GMSB는 3.10%이고, Case3에서 Spread3이 0.96%인 경우에는 1.32%로 작아진다. 적용이율이 높을수록 동일한 금리시나리오하에서 손실이 발생할 확률이 더 높아지게 되기 때문이다.

이는 금리확정형보험의 금리위험을 줄이기 위해 도입한 금리연동형보험의 경우에도 GMSB에 의한 보증손실이 발생할 수 있음을 보여주고 있다. 즉, 과거 높은 적용이율을 적용하여 판매된 금리연동형상품은 저금리 상황이 지속되면 향후 GMSB에 대한 부담이 예상되고, 이러한 손실이 장부에 반영될 수 있다는 시사점을 보여주고 있다.

〈표 6〉의 P-GMIB와 〈표 7〉의 P-GMSB를 Case별로 보면 P-GMIB는 0.01%~0.23% 이나 P-GMSB는 1.32%~3.10%로 P-GMSB가 더 크다는 것을 알 수 있다. 이는 저금리 상황에서 보험회사에게 GMIB보다 GMSB의 부담이 더 클 수 있음을 보여준다.

2. 동적해지율 적용 결과

가. 동적해지율 적용 GMIB

동적해지율을 적용하여 P-GMIB를 산출한 결과는 〈표 8〉과 같다.

〈표 8〉 동적해지율 적용 P-GMIB 비교

Case	Exponential 모형	AAA 모형	기본해지율
Case1	0.20%	0.21%	0.23%
Case2	0.04%	0.04%	0.04%
Case3	0.00%	0.00%	0.01%

〈표 8〉에서 보듯이 Case1에서는 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율에서 P-GMIB가 각각 0.20%, 0.21%, 0.23%인데 Case3에서는 각각 0.00%, 0.00%, 0.01%로 나타나, 최저보증이율이 높을수록 기본해지율이든 동적해지율이든 P-GMIB가 높게 나타났다. 또한, 동적해지율을 적용한 상기 결과를 적용하지 않은 경우와 비교하면 Case1의 경우 기본해지율을 적용한 경우 0.23%인데 Exponential 모형과 AAA 모형을 적용한 경우는 각각 0.20%와 0.21%로 기본해지율의 경우보다 P-GMIB가 작은 결과가 나왔다¹⁶⁾. 동적해지율에 의하여 보증적립금이 실제적립금보다 큰 경

16) 본 연구의 분석 Case에서는 동적해지율을 적용한 경우 P-GMIB 차이가 작게 나타난다.

우 해지율이 낮아졌기 때문이다. 즉, 금리가 인하되어 보증이 발생하여 보증적립금이 실제적립금보다 커지게 되면 해지가 적게 일어난다. 이는 동적해지율을 적용한 경우, 해지 시 지급되는 GMB효과가 기본해지율을 적용한 경우보다 미래로 이연되기 때문에 작아지는 것으로 나타난다.

그러나, 어느 모형을 쓰던 최저보증이율이 낮아질수록 모형 간의 차이 및 기본해지율과의 차이는 작아져 Case2의 경우에는 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율모형에 대한 P-GMIB가 모두 0.04%로 동일하고 Case3의 경우에는 P-GMIB가 0%로 나타났다.

나. 동적해지율 적용 GMSB

Exponential 모형과 AAA 모형에 의한 동적해지율을 적용하여 각 Case별로 P-GMSB를 <표 9>와 같이 산출하였다.

<표 9> 동적해지율 적용 P-GMSB 비교

Case	Exponential 모형	AAA 모형	기본해지율
Case1	2.70%	2.89%	3.10%
Case2	1.87%	1.99%	2.08%
Case3	1.21%	1.29%	1.32%

<표 9>에서 보듯이 Case1에서는 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율에서 P-GMSB가 각각 2.70%, 2.89%, 3.10%인데 Case3에서는 각각 1.21%, 1.29%, 1.32%로 나타나, 적용이율이 높을수록 기본해지율이든 동적해지율이든 P-GMSB가 높게 나타났다. 동적해지율을 적용한 상기 결과를 적용하지 않은 경우와 비교하면 Case1의 경우 기본해지율을 적용한 경우 3.10%인데 Exponential 모형과 AAA 모형을 적

이는 현재 저금리상황에서 최저보증이율이 과거 최저보증이율에 비하여 낮아져 차이가 작게 나타났다. 예를 들어, 과거 상품의 적용이율 3.75%, 최저보증이율 3.0%를 그대로 적용한다면 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율모형의 경우 P-GMIB는 각각 1.62%, 1.72% 및 1.85%로 산출된다.

용한 경우는 각각 2.70%와 2.89%로 기본해지율의 경우보다 P-GMSB가 작은 결과가 나왔다¹⁷⁾. 이는 GMIB의 경우와 마찬가지로 동적해지율에 의하여 실제적립금이 보증적립금에 비하여 낮은 경우에는 해지율이 낮아졌기 때문이다. 이 또한 GMIB에서와 같이 해지할 때 지급되는 GMSB효과가 기본해지율을 적용한 경우보다 미래로 이연되기 때문에 작아진 것이다.

〈표 9〉에서 보듯이 Exponential 모형과 AAA 모형 간에는 AAA 모형의 P-GMSB가 더 크게 나타난다. 이는 모형 내의 하한효과나 유발점(Trigger point) 등 모수의 차이에 기인한 것이다. 〈그림 1〉에서 보듯이 AAA 모형에서는 GV/AV비율이 1.1보다 커야 동적해지율이 감소하기 시작한다. 그런데 Exponential 모형에서는 〈그림 1〉에서와 같이 GV/AV비율이 1보다 크면 동적해지율이 감소하기 시작한다. Exponential 모형의 경우, 보증적립금이 실제적립금보다 커지면 AAA 모형보다 해지율이 더 먼저 감소하기 시작하여 Exponential 모형의 P-GMSB가 AAA 모형보다 더 작은 결과가 나타났다. 이는 〈표 8〉의 P-GMIB에서도 비록 그 차이는 작으나 P-GMSB의 결과와 동일하게 나타났다. 또한, P-GMSB의 경우도 어느 모형을 쓰던 적용이율이 낮아질수록 모형 간의 차이 및 기본해지율과의 차이는 작아져 Case3의 경우에는 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율모형에 의한 P-GMSB가 각각 1.21%, 1.29%, 1.32%로 기본해지율을 적용한 결과와 각각 0.11%p, 0.03%p의 차이를 나타냈다.

3. 민감도분석

가. 공시이율에 대한 민감도분석

상기 분석은 공시이율을 자산수익률의 100%인 경우를 가정하여 분석하였다. 실제에서는 자산운용 결과를 전부 계약자에게 배분하지 않는 것이 일반적인 경우이다. 여기에서는 공시이율을 자산수익률의 95%와 90%로 변경한 경우 GMIB와

17) P-GMSB의 경우, 과거 상품의 적용이율 3.75%, 최저보증이율 3.0%를 그대로 적용한다면 Exponential 모형, AAA 모형, 기본해지율모형의 경우 P-GMSB는 각각 3.68%, 3.96%, 및 4.36%로 산출된다.

GMSB를 산출하여 비교하였다.

(1) P-GMIB 민감도분석

다음 <표 10>은 공시이율이 자산수익률의 95%, 90%인 경우와 앞서 살펴본 100%인 경우의 P-GMIB를 비교한 것이다. 100%를 적용한 경우의 결과와 동일하게 95%와 90%를 적용한 경우에도 Case1인 경우 P-GMIB가 각각 0.29%, 0.37%로 Case2인 경우의 0.05%, 0.07%보다 컸으며, Case3은 모두 0.01%로 가장 낮아 최저보증이율이 높을수록 P-GMIB가 크게 나타났다.

<표 10> 공시이율에 따른 P-GMIB 비교

구분	자산수익률의 100% (A)	자산수익률의 95% (B)	자산수익률의 90% (C)	차이 (D = B-A)	차이 (E = C-A)
Case1	0.23%	0.29%	0.37%	0.06%	0.14%
Case2	0.04%	0.05%	0.07%	0.01%	0.03%
Case3	0.01%	0.01%	0.01%	0.00%	0.00%

<표 10>에서 95%와 90%인 경우 각각 100%와의 차이 (D와 E)가 Case1과 Case2의 경우 (+)로 95%와 90%의 경우가 100%인 경우에 비하여 P-GMIB가 크고, Case3은 최저보증이율이 더 낮아 차이가 없게 나타났다. 이는 95%와 90%인 경우 공시이율이 자산수익률의 100%인 경우보다 작아져 P-GMIB가 더 커짐을 보여주는 것이다. 즉, 자산이익률 중 5%나 10%를 차감하고 공시이율을 정하는 경우 확률론적 시나리오에 의하여 최저보증이율을 하회할 확률이 더 커지게 되어 GMIB가 커지게 되는 것이다. 또한, 이는 95%인 경우보다 90%인 경우 P-GMIB가 크게 나타나는 원인이기도 하다. 이러한 결과는 공시이율을 자산수익률의 95%나 90%로 정하여 자산수익률 중 5%나 10%를 보험회사가 투자이익으로 인식한다고 하여도 실제 GMIB의 크기가 커져 실제 투자관련 손익은 이보다 작게 됨을 의미한다.

또한, <표 10>의 차이를 보면 최저보증이율이 작아질수록 그 차이가 감소함을 볼 수 있다. P-GMIB에 대하여 차이(D)와 차이(E)를 보면 Case1은 각각 0.06%p, 0.14%p, Case2는 0.01%p, 0.03%p 그리고 Case3은 모두 0%p이다. 이는 최저보증이율이 낮아지면 자산이익률과 공시이율 간의 스프레드 차이에 의한 P-GMIB 차이가 감소함을 보여준다.

(2) P-GMSB 민감도분석

다음 <표 11>은 공시이율이 자산이익률의 95%와 90%인 경우, 앞서 살펴본 100%인 경우와 P-GMSB가치를 비교한 것이다. 100% 적용한 경우의 결과와 마찬가지로 P-GMSB는 95%와 90%를 적용한 경우에서도 각각 Case1은 3.76%, 4.51%, Case2는 2.59%, 3.19%, Case3은 1.67%, 2.11%로 적용이율이 높을수록 P-GMSB가 크다.

<표 11> 공시이율에 따른 P-GMSB 비교

구분	자산이익률의 100% (F)	자산이익률의 95% (G)	자산이익률의 90% (H)	차이 (I = G-F)	차이 (J = H-F)
Case1	3.10%	3.76%	4.51%	0.66%	1.41%
Case2	2.08%	2.59%	3.19%	0.51%	1.11%
Case3	1.32%	1.67%	2.11%	0.35%	0.79%

<표 11>에서 95%와 90%의 경우, 100%의 P-GMSB와 비교해보면 95%나 90%의 경우가 P-GMSB가 크다. 이는 95%나 90%인 경우 공시이율이 자산이익률의 100%인 경우보다 작아져 P-GMSB의 가치가 더욱 커짐을 보여주는 것이다. P-GMIB와 마찬가지로 자산이익률 중 5%나 10%를 차감하고 공시이율을 정하는 경우 확률론적 시나리오에 의하여 공시이율이 적용이율보다 작아질 확률이 더 커지게 되어 P-GMSB가 커지게 되는 것이다. 이러한 결과는 GMIB의 결과와 동일하게 공시이율을 자산이익률의 95%나 90%로 정하여 자산이익률 중 일부를 보험회사가 투자이

익으로 인식한다고 하여도 GMSB의 크기가 커져 실제 투자관련 손익은 이보다 작게 됨을 의미한다.

또한, <표 11>에서 공시이율 간의 차이를 보면 P-GMIB의 경우와 같이 적용이율이 작아질수록 그 차이가 감소함을 볼 수 있다. P-GMSB에 대하여 95%와 90%인 경우와 100% 경우의 차이(I와 J)를 보면 각각 Case1은 0.66%p, 1.41%p, Case2는 0.51%p, 1.11%p 그리고 Case3는 0.35%p, 0.79%p이다.

<표 11>의 공시이율 민감도에 의한 P-GMSB 차이를 보면 예를 들어 Case1의 차이(J)는 1.41%p인데 <표 10>의 P-GMIB 차이(E)는 0.14%p로 GMSB에 의한 차이 효과가 GMIB보다 크다는 것을 알 수 있다.

나. 최저보증이율 민감도분석

다음 <표 12>는 상기 분석에서 사용한 기본 Case인 적용이율 3.5%에 대하여 동일 금리시나리오를 적용한 최저보증이율에 대한 민감도분석 결과이다.

<표 12> 최저보증이율 민감도분석 (P-GMIB와 P-GMSB)

적용이율	최저보증이율	P-GMIB	P-GMSB
3.50%	2.50%	0.80%	3.10%
3.50%	2.00%	0.23%	3.10%
3.50%	1.50%	0.04%	3.10%
3.50%	1.00%	0.00%	3.10%
3.50%	0.50%	0.00%	3.10%

<표 12>에서 보듯이 최저보증이율을 변경하는 경우 P-GMSB는 영향이 없이 3.10%로 동일하나, P-GMIB는 최저보증이율에 의하여 영향을 받아 최저보증이율이 낮아지면 P-GMIB는 작아지고, 최저보증이율이 1%이하인 경우에는 P-GMIB는 0%가 된다.

V. 결론

IFRS4 2단계가 도입되면 보험계약에 대한 평가와 함께 각종 옵션과 보증에 대한 평가가 중요해지며, 이러한 평가는 확률론적 방법론에 기반하여 이루어질 것이고 이에 계약자행동까지 반영하여야 한다. 이에 본 연구에서는 국내에서 판매되고 있는 대표적인 상품인 금리연동형 종신보험을 대상으로 이 상품에 포함되어 있는 대표적 이율보증인 GMIB와 GMSB에 대하여 동적해지율을 적용하여 그 가치를 평가해 보았다.

본 연구에서 GMIB는 최저보증이율이 높을수록 GMIB가 크고, GMSB는 적용이율이 높을수록 GMSB가 커지는 결과가 나타났다. 이는 최저보증이율이나 적용이율이 높은 경우 GMIB나 GMSB에 대해 보험회사가 부담해야 하는 손실이 커진다는 것을 의미한다. 금리연동형보험은 과거 금리확정형보험의 금리리스크를 줄이기 위해 도입되었으나, 현재와 같은 저금리상황이 계속되어 시장금리가 최저보증이율이나 적용이율보다 낮아지게 되면 금리연동형보험도 이율보증에 따른 손실이 발생하게 된다. 이 경우 금리연동형보험의 이자율이 시장금리에 연동되어 변하지 않고 실질적으로 이자율이 최저보증이율이나 적용이율로 고정화되는 현상이 발생할 수 있음을 시사한다. 또한, 연구결과 모든 Case에서 GMSB가 GMIB보다 크게 나타나, 저금리 상황이나 IFRS4 2단계 도입 시 GMIB보다 GMSB의 재무적 영향이 더 클 수 있음을 시사하고 있다.

또한, 동적해지율을 적용한 결과 GMIB나 GMSB에 대하여 모두 기본해지율을 적용한 경우보다 그 가치가 작게 나타났다. 이는 동적해지율의 기본가정이 보증적립금이 실제적립금보다 큰 경우 해지가 감소한다는 모형의 전제에 따른 결과이다. 그리고 최저보증이율이나 적용이율이 크면 기본해지율을 적용한 경우와 동적해지율을 적용한 경우 간의 차이가 상대적으로 크고, 최저보증이율이나 적용이율이 낮아지면 그 차이가 작아지는 것으로 분석되었다. 이는 과거 높은 최저보증이율이나 적용이율을 적용한 상품의 경우에는 동적해지율에 따른 차이가 상대적으로 더 크게 발생할 것이라는 시사점을 준다.

본 연구에서는 자산수익률에 대한 공시이율 결정에 있어 자산이익률에 대하여 공시이율을 100%와 95%, 90%인 경우로 나누어 민감도 분석을 해보았다. 공시이율이 자산수익률보다 낮아 스프레드가 생기면 자산수익률 중 일부를 이차익으로 실현할 수 있으나 GMIB나 GMSB 손실이 발생하게 되면 이차익으로 인식한 것이 실재는 모두 다 이익이 아니라 GMIB나 GMSB 부담만큼 이익이 감소할 수 있다.

본 연구를 통하여 이율보증 및 계약자행동에 대한 적절한 평가가 필요함을 살펴보고, 해당 이율보증 등으로 재무적 부담이 발생할 수 있음을 확인하였다. 따라서, 이러한 O&G 등에 대한 재무영향과 리스크를 재무제표 등에 적절히 반영하여야 하며, 보험상품에 대한 수익성 검토 및 Pricing 시에도 반영하여야 할 것으로 생각된다.

동적해지율에 대하여는 아직 실제 데이터에 대한 집적이 부족하고 체계적인 연구가 미흡하여 향후 지속적인 연구가 필요한 부분이다. 또한, 계약자행동에 대하여는 본 연구에서는 동적해지율만을 대상으로 했으나 중도인출, 추가납입, 갱신 등에 대한 연구도 필요하다. 더불어 금리연동형상품 등에 대하여 어떤 할인율을 사용할 지에 대하여도 향후 지속적인 연구가 필요하고, 금리연동형상품에 대한 공시이율 모델링 방법, 위험조정이나 계약서비스마진에 대한 연구도 진행되어야 할 것이다.

IFRS4 2단계의 도입은 단순한 회계 및 계리 방법론 변화가 아니라 보험계약을 바라보는 관점의 변화로 보험계약 본질에 대한 심도 깊은 이해와 그에 따른 회계 및 계리적 해석이 필요한 것으로 보인다. IFRS4 2단계 도입 시 도입 충격을 줄이는 것도 중요하나, 합리적인 방법이 무엇인지에 대한 본질적인 판단을 하는 것도 중요하다라고 생각된다.

참고문헌

- 김재호, “변액연금의 가치산정 - GMWB와 GLVWB 중심으로”, **계리학연구**, 제2권 제2호, 한국계리학회, 2010.12, pp. 81-107.
- 노건엽·박경국, “IFRS4 2단계 하에서의 보험부채 평가목적 할인율에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 25권3호, 한국리스크관리학회, 2014, pp. 73-111.
- 보험개발원, **금리연동형 보험의 최저보증이율리스크 측정방안**, 보험개발원, 2011.7.
- _____, **금융환경 변화에 따른 계약자행동 모델링-계리실무 Practice 2011-2**, 보험개발원, 2011.12.
- 양해직, “보장성 부분금리연동형의 GMIR 평가에 관한 연구”, 한양대학교 대학원 석사논문, 2010.2.
- 오창수, “국제회계기준도입에 따른 보험상품의 영향분석”, **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 한국리스크관리학회, 2011.12, pp. 158-188.
- 오창수·유인현·박규서·강원재, “IFRS4 기준하의 보험부채 평가에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제24권 제2호, 한국리스크관리학회, 2013, pp. 99-122.
- 오창수·이윤구, “금리연동형 보장성보험의 최저보증이율 보증비용 산출에 관한 연구”, **계리학연구**, 제2권 제2호, 2010.12, pp. 27-50.
- 오창수·조석희, “보험부채 리스크 마진의 측정에 관한 연구-국제회계기준을 중심으로-”, **보험학회지**, 제84집, 한국보험학회, 2009.12, pp. 35-68.
- 윤영준, “국제보험회계기준 도입에 따른 책임준비금 평가에 관한 연구 - 생명보험 회사를 중심으로”, **계리학연구**, 제3권 제1호, 한국계리학회, 2011, pp. 29-58.
- 이항석, “이자율 보증옵션이 내재된 생명보험의 이차익 분석”, **한국데이터정보과학회지**, 24(4), 한국데이터정보과학회, 2013.7, pp. 737-753.
- 한국회계기준원, 「기업회계기준서 제1104호 보험계약 실무적용지침」, 2015.

- American Academy of Actuaries, "Recommended approach for setting regulatory risk-based capital requirements for variable annuities and similar products, Report". *American Academy of Actuaries*, Boston, MA., 2005.
- CEIOPS, "QIS 5 Risk-free interest rates-Extrapolation method", 2010.
- Conwill, S., Furuya, Y., and Ito, K., "Dynamic lapse risk in an era of quantitative easing", Milliman, October 2013.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E. and Ross, S. A., "A theory of the term structure of interest rates.", *Econometrica*, Vol. 53, No.2, March 1985, pp. 385-407.
- Hull, J. C., *Options, Futures, and other Derivatives*, 3rd ed. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ., 1997.
- Hull, J. and White, A., "Pricing Interest Rate Derivative Securities", *The Review of Financial Studies*, 3, 4, 1990, pp. 573-92.
- IASB(International Accounting Standards Board), "Insruance contracts - Policyholder Behavior:" IASB/FASB Meeting Agenda 6C, January 2010(a).
- _____, *Insurance Contracts Exposure Draft*, August 2010(b).
- _____, *Insurance Contracts, Basis for Conclusions, Exposure Draft*, August 2010(c).
- _____, *Revised Insurance Contracts Exposure Draft*, July 2013(a).
- _____, *Insurance Contracts, Basis for Conclusions, Exposure Draft*, July 2013(b).
- _____, "Insruance contracts cover note: IASB Agenda ref 2" Staff paper, June 2015.
- IAA(International Actuarial Association), *Stochastic Modeling Theory and Reality from an Actuarial Perspective*. IAA, Canada, 2010.
- Vasicek, O., "An equilibrium characterization of the term structure", *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, pp. 177-188.
- Xue, Y., "Interactions Between Dynamic Lapses and Interest Rates in Stochastic Modeling", *Product Matters*, The Society of Actuary, June 2010 - Issue 77, pp. 8-12.

Abstract

If IFRS4 Phase II is adopted, various options and guarantees embedded in insurance contracts should be valued in the light of policyholder behavior. In this paper, the research on the valuation of interest rate guarantees was performed focusing on guaranteed minimum interest benefit(GMIB) and guaranteed minimum surrender benefit(GMSB) embedded in interest sensitive whole life products with dynamic lapse rate models.

The research shows that higher guaranteed minimum interest rates for GMIB and pricing interest rates for GMSB result in higher values of GMIB and GMSB, respectively. When applying dynamic lapse rates, GMIB and GMSB are lower than those with basic lapse rates. This is due to the dynamic lapse assumption that lapse rates decrease when guaranteed account value is greater than actual account value. If dynamic lapse rates decrease, GMIB and GMSB decrease, since the financial burden will be deferred to the future period. The sensitivity analysis for crediting interest rates shows that lower crediting interest rates result in higher values of GMIB and GMSB. In addition, lower mortality rates lead to higher GMIB and GMSB.

The analysis results imply that GMIB and GMSB for the existing old products with high guaranteed minimum interest rates and pricing interest rates could be financially burdensome to insurers in a low interest rate environment and under IFRS4 Phase II.

※ Key words: International Financial Reporting Standards, IFRS4, interest rate guarantee, dynamic lapse rate, Guaranteed Minimum Interest Benefit, Guaranteed Minimum Surrender Benefit, GMIB, GMSB

Optimization of Dynamic Guaranteed Minimum Return, Investment And Reinsurance Strategy By Balancing the Risks And Benefit of Both Insurers And Consumers*

보험회사와 소비자의 이익 및 리스크를 고려한 동적 최저보증
수익, 투자전략, 재보험전략의 최적화에 관한 연구

Hong Mao** · James M. Carson*** · Krzysztof M. Ostaszewski****

In this article, we model and discuss determination of optimal minimum guaranteed rate of return, as well as optimal investment and reinsurance strategies of universal life insurance by minimizing both the investment risk and the risk of obtaining guaranteed return, with the constraint of surplus larger than a prescribed constant. We also discuss the application of dynamic programming in finding dynamic solutions to these optimization problems. We analyse the affect of the change of the risk-free interest rate, the age of insured, the cost of reinsurance, and mortality on optimal solutions. Our results indicate that changes in the insured age, in the risk-free interest rate (when risk-free interest rate takes high value), and of mortality will not materially affect the optimal value of minimum guaranteed return rate, investment and reinsurance strategies except for the situation when mortality decreases. However, changing these parameters will affect the sum of the volatilities of investment and minimum guaranteed return rate and the surplus of the insurer. The results also indicate that the optimal and sub-optimal minimum guarantee return rates are very low when risk-free interest rate is very low ($r_f = 0.1\%$).

Key words: Life insurance, Universal life, Minimum interest rate guarantee, Optimal risk management
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030600, B051600

* Korean title, abstract and keywords of this paper are translated by editors themselves(Any errors are their responsibility.).

** Shanghai Second Polytechnic University(maohong@sspu.edu.cn), The first author

*** Daniel P. Amos Distinguished Professor of Insurance, Terry College of Business, University of Georgia(jcarson@uga.edu)

**** Department of Mathematics, Illinois State University(krzysio@ilstu.edu), Corresponding author

논문 투고일: 2016. 11. 03, 논문 최종 수정일: 2016. 02. 04, 논문 게재 확정일: 2016. 02. 15

I. Introduction

Universal life insurance is a very popular life insurance product in the U.S and other countries as a whole because of its flexibility and providing the policyholder with minimum guarantee return so as to decrease the risk taken by policyholders. Currently, some insurance companies in China have begun to sell this product. However, because interest rates in developed economies and also in developing economies are so low, life insurance companies are concerned about the cost of those guarantees.

An important thing is that the minimum guarantee implicitly represents short positions in financial derivatives together with other elements of optimality such as bonus distribution schemes and surrender possibilities and as such are liabilities which constitute a potential hazard to company solvency(Mahayni and Schlogl, 2003). How to determine the optimal guarantee return rate? If it is too high, it will increase the insolvency risk of insurers, but if it is too low, it will reduce the policyholder's benefits so as to decrease the motive for consumer to buy life insurance policies and further damage the company solvency. The valuation of life products with minimum guaranteed return rate has been discussed in a lot of literature. Persson and Aase (1997), Grosen(1997), Briys and Varenne(1997) have proposed the valuation of life products with the minimum guaranteed return. Bacinello and Ortu(1993), Nielsen and Sandmann(1995), Boyley and Hardy(1997), Grosen and Joergensen(1997) and Bacinello(2001) studies unit-linked contracts with minimum return guarantee. Moeller (2001) discussed risk-minimizing hedging strategies for a general unit-linked life insurance contract driven by a Markov jump process and a claim process from non life insurance where the claim size distribution is affected by a traded price index. Milevsky and Salisbury(2005) discussed the financial valuation of guaranteed minimum withdraw benefit for variable annuity. However, as Mahayni and Schlogl(2003) pointed

out:“ the existing literature is mainly concerned with the correct valuation of insurance policies, i.e. the pricing of the option component by standard Black/Scholes-type dynamic arbitrage arguments”. Risk management of insurance products must consider and balance benefits and risks of both consumers’ and insurers’. In our article, minimum guaranteed return rate is seen as a kind of price of insurance policies. Minimum guaranteed return rate g is determined based on the objective to minimize the sum of volatilities of investment and minimum guaranteed return rate, at the same time, satisfy a certain constraint, that is, the surplus rate of insurance companies is equal to or larger than a constant. The determination of the premium is still based on the equivalence principle, that is, the net premium is equal to the total claim payment due to the death events. Therefore, for universal life insurance, it is necessary to determine two different prices, one is premium not including the factor of investment and another is minimum guaranteed return rate which is necessary to consider the hedging factor of investment risk. Since it is general practice in actuarial science on determining the life insurance premium without considering investment factor, here we will not discuss it. We mainly focus on discussing how to determine optimal minimum guaranteed rate. We also consider the hedge of the investment return to the underwriting risk and to the payment of minimum guaranteed return and assume that return rates of risk assets invested are Vasicek(1977) stochastic processes. We transfer the Vasicek models into Gaussian stochastic process so that we can easily formulation the equation of calculating the volatility of the minimum guarantee return rate.

In this article, we apply similar method to that of dynamic mean-variance(M-V) model¹⁾. But the difference between our approach and those in existing literature is

-
- 1) Since Markowitz(1952) proposed mean-variance(M-V) portfolio selection, there is a lot of literature to study and extend the Markowitz's M-V model (1) to formulate dynamic M-V models; (2) to combine stochastic optimal control theory to derive the expression of the efficient strategy and efficient frontier in closed forms; (3) to extend the dynamic M-V model to cases with a variety of more realistic conditions; and to adopt the dynamic M-V model to study the ALM problem(Yao, Lai and Li, 2013).

that we use minimizing the sum of volatilities of investment return rate and minimum guaranteed return rate instead of minimizing the volatility of the terminal surplus as an objective function.

The model proposed in this article mainly has two advantages. The first one is that the determination of minimum guaranteed return rate g considers both the insurer's and policyholder's risks and benefits. Therefore, it can decrease insolvency risk and at the same time raise the motive for consumer to buy this universal life insurance because of minimum claim risk and insolvency risk of insurance companies. The second advantage is that the optimal solutions can be dynamic with time. Therefore, it is more truly reflecting the real situation of insurance companies.

The remaining part of this article is organized as follows. In the next section, several assumptions are discussed, a general valuation model is proposed, and determination of optimum g is discussed. In the third section of this article an example is given to illustrate its application and numerical analysis is carried out. Last section gives our conclusions

1. Valuation model of universal life insurance with level premium paid at the beginning of each year

1.1. Assumptions

Assume that the life product is a universal life insurance product and the term of each policy is T_0 . Each life has the same death distribution and the death events are independent of each other. The death probability of the insured aged x who is alive at $x+t-1$ but dead at $x+t$ is expressed as q_{x+t} .

Assume that the rate of return of investment portfolio can be expressed as the following stochastic differential equation(because the return rate of investment may have negative values, we use Vasicek model):

$$dr = a(b_r - r)dt + \sigma_r dz_r \quad (1)$$

where dz_r is a standard Wiener process, σ_r is the standard deviation of return rate of investment portfolio, b_r is the equilibrium return rate of investment portfolio of long term, $b_r - r$ is the gap between its current rate of return and its long-run equilibrium level and a is a parameter measuring the speed at which the gap diminish. Assuming that the diversified portfolio consists of one risk-free asset and n types of risky investments, the fraction invested in i -th risky investment is α_i , $i = 1, 2, \dots, n$, the fraction invested in risk-free asset is α_{n+1} and $\sum_{i=1}^{n+1} \alpha_i = 1$, then the return on risky asset i follows equation

$$dr_i = a_i(b_i - r_i)dt + \sigma_i dz_i \quad (2)$$

and a portfolio return is $r = \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i$. The differential of the portfolio return is

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i dr_i = \sum_{i=1}^n \alpha_i (a_i(b_i - r_i)dt + \sigma_i dz_i) = \sum_{i=1}^n \alpha_i a_i(b_i - r_i)dt + \sum_{i=1}^n \alpha_i \sigma_i dz_i \quad (3)$$

If $a_i = a$, then

$$b_r = \sum_{i=1}^n \alpha_i b_i \quad (4)$$

If the correlation between z_i and z_j is ρ_{ij} , then the variance of the portfolio return is

$$V_t \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i \sigma_i dz_i \right) = \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \alpha_i \alpha_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \right) dt$$

and the standard deviation is

$$\sigma_r = \sqrt{\sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \alpha_i \alpha_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j} \quad (5)$$

Based on Momon(2004), we know that the expected return rate of risky investment portfolio is

$$E(r) = \mu_r(t) = E \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i = \sum_{i=1}^n \alpha_i \mu_i(t) = \sum_{i=1}^n \alpha_i e^{-a_i t} \left(r_i(0) + b_i (e^{a_i t} - 1) \right), \quad (6)$$

where $\mu_i(t)$ is the expected return rate of i -th risky asset at time t in real world measure and $r_i(0)$ is the return rate of i -th risky investment at time $t=0$. And we define

$$\sigma_r^2(t) = \text{Var}(r) = \text{Var} \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i r_i \right) = \sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \alpha_i \alpha_j \sigma_{ij}(t), \quad (7)$$

where $\sigma_i^2(t)$ is the volatility of the return rate of i -th risky asset in real world measure, $\sigma_i^2(t) = \sigma_i^2 \left(\frac{1 - e^{-2a_i t}}{2a_i} \right)$ and $\sigma_{ij}(t)$ is covariance between i -th risky asset and j -th asset in real world measure,

$$\sigma_{ij}(t) = e^{\frac{A_i + \frac{1}{2}B_i + A_j + \frac{1}{2}B_j + Y_i}{2}} - e^{\frac{A_i + \frac{1}{2}B_i + A_j + \frac{1}{2}B_j}{2}} \quad (8)$$

where

$$\begin{aligned} A_{it} &= \frac{r_{i0} - b_i}{a_i} (1 - e^{-a_i t}) - b_i t & B_{it} &= \frac{\sigma_i^2}{2a_i^3} (2a_i t - 3 + 4e^{-a_i t} - e^{-2a_i t}) \\ A_{jt} &= \frac{r_{j0} - b_j}{a_j} (1 - e^{-a_j t}) - b_j t & B_{jt} &= \frac{\sigma_j^2}{2a_j^3} (2a_j t - 3 + 4e^{-a_j t} - e^{-2a_j t}) \end{aligned}$$

and

$$Y_t = \frac{1}{a_i + a_j} \left(\frac{\sigma_i \sigma_j}{a_i + a_j} \left(\frac{1}{a_i^2} (a_i t + e^{-a_i t} - 1) + \frac{1}{a_j^2} (a_j t + e^{-a_j t} - 1) \right) - \frac{\sigma_i \sigma_j}{a_i a_j} (e^{-a_i t} - 1)(e^{-a_j t} - 1) \right).$$

For the proof of equation (8), please see Mao et al.(2012). Since $r_i(t) \sim N(\mu_i(t), \sigma_i^2(t))$, $r_i(t)$ also satisfies the stochastic differential equation: $dr_i(t) = \mu_i(t)dt + \sigma_i(t)dz_i$ and the return rate of investment portfolio $r(t)$ satisfies

$$dr(t) = \mu_r'(t)dt + \sigma_r(t)dz_r \quad (9)$$

where $\mu_r'(t) = \mu_r(t) + \alpha_{n+1}r_f$.

Assume that mortality is independent of the investment return, and follows the Gompertz-Makeham distribution(Milevsky, 2006), with the instantaneous force of mortality(IFM) given as:

$$\lambda(x) = \delta + \frac{1}{b} e^{(x-m)/b}, \quad t \geq 0 \quad (10)$$

where m is the modal value of future lifetime and b is the dispersion coefficient. According to the equation (10), the instantaneous force of mortality is a constant δ plus a time-dependent exponential curve. The constant δ aims to capture the component of the death rate that is attributable to accidents, while the exponentially increasing portion reflects nature death. The conditional probability of survival under this Gompertz-Makeham IFM curve is equal to

$$\begin{aligned}
 {}_t p_x &= \exp \left\{ - \int_x^{x+t} \left(\delta + \frac{1}{b} e^{(s-m)/b} \right) ds \right\} = \\
 &= \exp \left\{ -\delta t + b(\lambda(x) - \delta)(1 - e^{t/b}) \right\}
 \end{aligned} \tag{11}$$

Assuming the surplus of the insurer at time t , $X(t)$, satisfies the following stochastic differential equation:

$$\begin{aligned}
 dX(t) &= \left(q_{x+t} \text{Re}(1 - \eta) + X(t) \mu_r'(t) - \text{Re} q_{x+t} \max(e^{g_t}, e^{\mu_r' t}) \right) dt + \\
 &\quad + X(t) \sigma_r(t) dz - \text{Re} q_{x+t} \sigma_g(t) dz_1,
 \end{aligned} \tag{12}$$

with boundary condition $X(0) = 1$, where Re is the proportion of retention of reinsurance and η is the rate of reinsurance cost.

1.2. Valuation Models for Static Solutions

The stochastic differential equation (12) has the unique solution based on Ito's Lemma:

$$\begin{aligned}
 X(t) &= X_0 + \int_0^t X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^t X(s) \sigma_r(s) dz - \\
 &\quad - \int_0^t \text{Re}(q_{x+s} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r' s}) ds + q_{x+s} \sigma_g(s) dz_1)
 \end{aligned} \tag{13}$$

$$\begin{aligned}
 E^P(X(t)) &= E^P \left(X_0 + \int_0^t X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^t X(s) \sigma_r(s) dz \right) + \\
 &\quad + E^P \left(\int_0^t \text{Re}(q_{x+s} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r' s}) ds + q_{x+s} \sigma_g(s) dz_1) \right)
 \end{aligned} \tag{14}$$

where $E^P(\square)$ is the expectation operator under the real world measure and g is minimum guarantee return rate. By the constraint condition that $E^P(X(T_0) - X(0)) \geq C$, we have

$$\begin{aligned}
E^P(X(T_0) - X(0)) &= E^P\left(X_0 + \int_0^{T_0} X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^{T_0} X(s) \sigma_r(s) dz\right) - \\
&- E^P\left(\int_0^{T_0} \text{Re}(q_{x+s} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r's}) ds + q_{x+s} \sigma_g(s) dz_1)\right) - X(0) \geq C
\end{aligned} \tag{15}$$

where $\mu_r'(t) = \mu_r(t) + \alpha_{n+1} r_f$, $\sigma_r(t) = \sqrt{\sum_{k=1}^n \alpha_k^2 \sigma_k^2(t) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n \alpha_i \alpha_j \sigma_{ij}(t)}$, and $q_{x+t} = {}_{t-1}p_x - {}_t p_x$

is the mortality rate at time t , x is the age the insurance policy is issued, T_0 is the maturity of insurance contracts and

$$\begin{aligned}
\sigma_g^2(t) &= \int_{-\infty}^g (g(t) - E(x(t)))^2 f(x(t)) dx + \int_g^{+\infty} (x(t) - E(x(t)))^2 f(x(t)) dx \\
&= \int_{-\infty}^g (g(t) - \mu_r'(t))^2 f(x(t)) dx + \int_g^{+\infty} (x(t) - \mu_r'(t))^2 f(x(t)) dx \\
&= (g(t) - \mu_r'(t))^2 \Phi\left(\frac{g(t) - \mu_r'(t)}{\sigma_r(t)}\right) + \sigma_r^2(t)
\end{aligned} \tag{16}$$

Letting the objective function be

$$\begin{aligned}
&\min \left(\sum_{t=1}^{T_0} \sigma^2(t) \right)^{\frac{1}{2}} \\
&= \left(\sum_{t=1}^{T_0} (q_{x+t})^2 (\sigma_r^2 + \sigma_g^2) \right)^{\frac{1}{2}} = \left(\sum_{t=1}^{T_0} (q_{x+t})^2 \left((g(t) - \mu_r'(t))^2 \Phi\left(\frac{g(t) - \mu_r'(t)}{\sigma_r(t)}\right) + 2\sigma_r^2(t) \right) \right)^{\frac{1}{2}} \\
&\text{st : } E^P(X(T_0) - X(0)) \geq C
\end{aligned} \tag{17}$$

Write the Lagrange equation of objective function (17) as:

$$L(g) = \sum_{t=1}^{T_0} (q_{x+t})^2 \left((g(t) - \mu_r(t))^2 \Phi\left(\frac{g(t) - \mu_r(t)}{\sigma_r(t)}\right) + 2\sigma_r^2(t) \right) + \lambda(E(X(T))) \tag{18}$$

The one order conditions of Lagrange equation with respect to $g, \alpha_i, i = 1, 2, \dots, n$, Re can be written as:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial \alpha_i} &= \sum_{t=1}^{T_0} q_{x+t}^2 (g(t) - \mu_r'(t)) \left(2\Phi \left(\frac{g(t) - \mu_r'(t)}{\sigma_r(t)} \right) \frac{\partial \mu_r'}{\partial \alpha_i} + (g(t) - \mu_r'(t)) \frac{\partial \Phi}{\partial \mu_r'} \frac{\partial \mu_r'}{\partial \alpha_i} \right) \\
&+ \lambda \left[\frac{\partial}{\partial \alpha_i} E^P \left(X_0 + \int_0^T X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^T X(s) \sigma_r(s) dz \right) - \int_0^T \text{Re } q_{x+s} \frac{\partial}{\partial \mu_r'} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r's}) \frac{\partial \mu_r'}{\partial \alpha_i} ds \right. \\
&\left. - \frac{\partial}{\partial \mu_r'} \int_0^T \text{Re } q_{x+s} (g(t) - \mu_r'(t)) \left(2\Phi \left(\frac{g(t) - \mu_r'(t)}{\sigma_r(t)} \right) \frac{\partial \mu_r'}{\partial \alpha_i} + (g(t) - \mu_r'(t)) \frac{\partial \Phi}{\partial \mu_r'} \frac{\partial \mu_r'}{\partial \alpha_i} \right) dz \right] \\
&= 0
\end{aligned} \tag{19}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial \lambda} &= E^P \left(X_0 + \int_0^{T_0} X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^{T_0} X(s) \sigma_r(s) dz \right) - \\
&- E^P \left(\int_0^{T_0} \text{Re}(q_{x+s} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r's}) ds + \int_0^s q_x \sigma_g(s) dz_1) \right) - C = 0
\end{aligned} \tag{20}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial g} &= \sum_{t=1}^{T_0} q_{x+t}^2 (g(t) - \mu_r(t)) \left(2\Phi \left(\frac{g(t) - \mu_r(t)}{\sigma_r(t)} \right) + (g(t) - \mu_r(t)) \frac{\partial \Phi}{\partial g} \right) \\
&+ \lambda \left[\frac{\partial}{\partial g} E^P \left(X_0 + \int_0^T X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^T X(s) \sigma_r(s) dz \right) - \int_0^T \text{Re } q_{x+s} \frac{\partial}{\partial g} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r's}) ds \right. \\
&\left. - \frac{\partial}{\partial g} \int_0^T \text{Re } q_{x+s} (g(t) - \mu_r(t)) \left(2\Phi \left(\frac{g(t) - \mu_r(t)}{\sigma_r(t)} \right) + (g(t) - \mu_r(t)) \frac{\partial \Phi}{\partial g} \right) dz_1 \right] \\
&= 0
\end{aligned} \tag{21}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial \text{Re}} &= 2 \sum_{t=1}^{T_0} \text{Re } q_{x+t}^2 \left((g(t) - \mu_r(t))^2 \Phi \left(\frac{g(t) - \mu_r(t)}{\sigma_r(t)} \right) + 2\sigma_r^2 \right) \\
&+ \lambda \left[\frac{\partial}{\partial \text{Re}} E^P \left(X_0 + \int_0^T X(s) \mu_r'(s) ds + \int_0^T X(s) \sigma_r(s) dz \right) \right. \\
&\left. - E^P \left(\int_0^T (q_{x+s} \max(e^{g_s}, e^{\mu_r's}) ds + \int_0^s q_x \sigma_g(s) dz_1) \right) \right] = 0
\end{aligned} \tag{22}$$

By solving the system of equations (19), (20), (21) and (22), we can get the optimal solution of g^* and optimal investment allocation strategy $(g, \alpha_1^*, \alpha_2^*, \dots, \alpha_n^*, 1 - \alpha_1^* - \alpha_2^* - \dots - \alpha_n^*)$. However, it is impossible to get the explicit solutions of these four system equations by analysis methods. We use numerical method and optimization technique to get the approximated solutions.

1.3. Proper order dynamic programming models

In above section, we discuss the problem of finding the static solutions of optimal minimum guaranteed return rate, the proportions of risky assets invested and the proportion of reinsurance. In this section, we will discuss how to find the dynamic optimal solutions of these parameters by dynamic programming. Usually, the inverse order method is used to solve the problem of dynamic programming with the initial values of parameters given. However, since the boundary condition at last stage is given in our case, it is necessary for us to use proper order dynamic programming by dividing the total maturity time into several stage, and the duration for each stage is just one year, then, the process to find optimal solution is from first stage to the final stage. The objective function of the k -th stage with the constraint of the average surplus of each year being larger or equal to c can be written as:

$$\begin{aligned} \min \sigma_k &= \left(\sum_{i=1}^k \sigma^2(i) \right)^{\frac{1}{2}}, k = 1, 2, \dots, T_0 \\ \text{st: } & \frac{E(X(k) - X(0))}{k} \geq c \end{aligned} \quad (23)$$

where

$$\sigma^2(i) = (\text{Re } q_{x+i})^2 \left((g(i) - \mu_r'(i))^2 \Phi \left(\frac{g(i) - \mu_r'(i)}{\sigma_r(i)} \right) + 2\sigma_r^2(i) \right)$$

Solving the objective functions of each stage, firstly, get the optimal solutions of the first stage, $g_1, \alpha_1^1, \alpha_2^1, \alpha_3^1$ and Re_1 , secondly, put these optimal solutions into the objective function and solving it to get the optimal solutions in the second stage until the last stage where the optimal solutions $g_{T_0}, \alpha_1^{T_0}, \alpha_2^{T_0}, \alpha_3^{T_0}$ and Re_{T_0} are obtained.

2. Numerical Examples and Discussion

2.1. Without consideration of reinsurance

It is assumed that there are three kinds of investments: stocks, Treasury Bond, and Treasury Bill. The allocations of them in the investment portfolio are α_1, α_2 and α_3 , respectively. We use Vasicek model to simulate the return rates of stocks and bonds. We use the data of S&P 500 index, the bonds²⁾ from 1976 to 2009 to estimate the parameters of a_i, b_i and $\sigma_i, i=1,2$. We use the maximum likelihood estimation to find these parameters based on the formulas discussed in the book written by Gouriéroux and Jasiak(2001) (Section 12.1.2). The estimated values of parameters are listed in Table 1. We estimate the risk-free return rate using the return rate of 3 months Treasury Bill from 1976 to 2009 and get $r_f = 0.054$. $r_1(0) = 0.2645, r_2(0) = -0.149$. We assume that the initial value of wealth $X_0 = 1$

〈Table 1〉 The values of parameters of S&P 500 stock market index and Government Bond estimated by maximum likelihood

MLE	S&P	Government Bond
estimation(a_i)	2,2183	0.7931
estimation(σ_i^2)	0.1318	0.0457
estimation (b_i)	0.1251	0.0959

We also assume $\lambda = 0, m = 86.34, b = 9.5$ according to GoMa law³⁾, the insured age at the time when the insurance policy issued is $x = 40$, the insurance term is whole life, then $T_0 = 10$, the longest life span is 110 (under the Gompertz-Makeham IFM curve, $T \infty$ is , but we assume that ${}_tP_x$ is zero when $t \geq 110$).

By considering the stochastic objective function with the constraint (23), and with

2) Sources: Stocks, Bonds, Bills, and Inflation Yearbook. The data is annually reported.

3) These were the best-fitting parameters to the unisex RP2000 mortality table, see Milevsky(2006).

the help of Monte Carlo simulation and optimization techniques, we get the optimized investment portfolio proportion, sub-optimal minimum guarantee rate and optimal reinsurance proportion when C takes value of 0, 0.10 and 0.20 (please see Table 2, the solutions in lines 2, 4 and 6 are optimal solutions, while those in lines 3, 5 and 7 are sub-optimal solutions.).

〈Table 2〉 The optimal and sub-optimal solutions of minimum guaranteed return rate and the proportions of investments without consideration of reinsurance

C	α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$
0	0.0262	0.0063	0.9674	0.0699	0.0011	0.0671
0	0.0182	0.0269	0.9546	0.0093	0.0009	0.0846
≥ 0.10	0.0262	0.0063	0.9674	0.0699	0.0014	0.1758
≥ 0.10	0.0182	0.0269	0.9546	0.0093	0.0014	0.2042
≥ 0.20	0.0256	0.0495	0.9249	0.0613	0.0025	0.2167
≥ 0.20	0.0294	0.0199	0.9507	0.0048	0.0017	0.3028

Our results (Table 2) show that the optimal minimum guaranteed return rate is very small when the total volatility reaches smallest, but the expected optimal surplus of the insurer is larger. It is not beneficial to the consumer. But it is conformed to the current situation, that is, very low interest rate due to the financial crisis occurred in 2008. We also get the sub-optimal minimum guaranteed return rate and corresponding investment strategy. Table 2 also shows that the bigger the value upper bound of constraint, the larger the optimal total volatility is.

2.2. With consideration of reinsurance

Reinsurance is an important tool to hedge the underwriting risk and investment risk and it can also be used as an important instrument of capital management when the reinsurance cost is not high. Table 3 lists the results of optimal solutions under the

constraint value being zero.

〈Table 3〉 The optimal and sub-optimal solutions of minimum guaranteed return rate and the allocations of investments under consideration of reinsurance

C	α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$
≥ 0	0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000009	0.4075
≥ 0	0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.00006	0.6017

From Table 3, we find that the optimal and sub optimal surplus is much larger, the total volatility is much smaller and the investment strategy is more aggressive than that without reinsurance. The main reasons may be that it decreases minimum guaranteed return payment to the consumer due to the decrease of retention and reinsurance helps to decrease underwriting risk⁴⁾ and further hedge investment risk so as to obtain more surplus. Therefore, reinsurance not only helps decrease underwriting risks but also increase the surplus of the insurer. This result is conformed to the results obtained by Scordis and Steinorth(2012), in which they find that a positive relation between the use of reinsurance and value.

2.3 Numerical analysis of dynamic programming under the condition without reinsurance

For multi-stage dynamic programming without reinsurance, the results are listed in Table 4 and Table 6. We change the maturity time from 10 years into 5 years in order to simplify the calculation. Here we assume that the constraint of average annual surplus is $c = 0.00$.

4) In our model, we did not consider the volatility of mortality and the underwriting risk is indicated by paying the minimum guaranteed return. When the return rate is lower than the minimum guaranteed return rate, the insurer will have deficit due to resulting overpayment.

〈Table 4〉 The optimal solutions obtained multi-stage dynamic programming under the condition without reinsurance

Stage(k)	1	2	3	4	5
c	0,00				
$g(k)$	0,0048	0,0048	0,0048	0,0093	0,0232
$\alpha_1(k)$	0,00294	0,0294	0,0294	0,0182	0,0138
$\alpha_2(k)$	0,0199	0,0199	0,0199	0,0269	0,0210
$\alpha_3(k)$	0,9507	0,9507	0,9507	0,9549	0,9652
$\min \sigma_k$	0,0051	0,0041	0,0035	0,0027	0,0019
$\frac{E(X(k))}{k}$	0,00002	0,1883	0,1015	0,0572	0,0388

〈Table 5〉 The sub-optimal solutions obtained multi-stage dynamic programming under the condition without reinsurance

Stage(k)	1	2	3	4	5
c	0,00				
$g(k)$	0,0328	0,0328	0,0613	0,0613	0,0699
$\alpha_1(k)$	0,0097	0,0097	0,0256	0,0256	0,0342
$\alpha_2(k)$	0,0749	0,0749	0,0495	0,0495	0,0063
$\alpha_3(k)$	0,9154	0,9154	0,9249	0,9249	0,9674
$\min \sigma_k$	0,0078	0,0065	0,0054	0,0046	0,0028
$\frac{E(X(k))}{k}$	0,0123	0,1877	0,0995	0,0553	0,0342

From Table 4 we find that the optimal solutions of minimum guaranteed return rate are very small except in the last stage. From Table 5 we find that the sub-optimal minimum guaranteed return rate increases with the time, the annual average surplus is small in first year and reaches largest in the second year and then gradually decreases with time from the third year. The total volatility gradually decreases with the time from first year to last year.

2.4. Numerical analysis of dynamic programming under consideration of reinsurance

For multi-stage dynamic programming under consideration of reinsurance, the results are listed in Table 6 and Table 7. From Table 6 we find that the optimal minimum guaranteed return rate are very low except the third stage. From Table 8 we find that the sub-optimal minimum guaranteed return rate, the proportion of retention and investment strategy is same in each stage except those in the first stage. We also find from Table 7 that the sub-optimal minimum guarantee rate is higher and the investment tends to be more aggressive(the portion of risk-free investment is lower) while the sub-optimal retention rate is increasing. The possible explanation may be that higher retention rate means the underwriting risk is not high and the insurer is expecting to obtain more underwriting profit and more investment return, therefore, the policyholder is also expected to obtain more return due to higher minimum guarantee return rate. The optimal total volatilities are larger in every stage than those without considering reinsurance.

〈Table 6〉 The optimal solutions obtained multi-stage dynamic programming under the condition with reinsurance

Stage(k)	1	2	3	4	5
c	0.00				
$Re(k)$	0.5035	0.1838	0.4654	0.5648	0.5035
$g(k)$	0.0093	0.0004	0.0249	0.0057	0.0093
$\alpha_1(k)$	0.0182	0.0597	0.0181	0.0392	0.0182
$\alpha_2(k)$	0.0269	0.0149	0.0191	0.0370	0.0269
$\alpha_3(k)$	0.9549	0.9254	0.9627	0.9238	0.9549
$\min \sigma_k$	0.0044	0.0062	0.0026	0.0047	0.0021
$\frac{E(X(k))}{k}$	0.0242	0.2172	0.1196	0.0649	0.0032

〈Table 7〉 The sub-optimal solutions obtained multi-stage dynamic programming under the condition with reinsurance

Stage (k)	1	2	3	4	5
c	0.00				
$Re(k)$	0.4100	0.7989	0.7989	0.7989	0.7989
$g(k)$	0.0545	0.0638	0.0638	0.0638	0.0638
$\alpha_1(k)$	0.0290	0.0103	0.0103	0.0103	0.0103
$\alpha_2(k)$	0.0607	0.1186	0.1186	0.1186	0.1186
$\alpha_3(k)$	0.9103	0.8712	0.8712	0.8712	0.8712
$\min \sigma_k$	0.0087	0.0109	0.0083	0.0068	0.0058
$\frac{E(X(k))}{k}$	0.0382	0.1670	0.0952	0.0439	0.0382

This result is just opposite to that discussed in Section 2.2. The main reasons may be due to that the proportion of retention is much higher and investment strategy is more aggressive in dynamic programming case. However, the optimal guaranteed return rates are higher except that in last stage. Therefore, it is beneficial to the customer for the universal life insurance with reinsurance as whole.

On the whole, it is important to notice that the investment strategies suggested in our analyses are rather conservative compared with those in current situations (NAIC capital markets special report as of year-end 2010 stated that the portion of bonds and common stock in insurance firms investments in the U.S. were 69.7% and 10.3% respectively, where the bonds includes categories such as corporate dept, municipal bonds, structured securities, U.S. government bonds and foreign government bonds). Since current interest rates are unprecedentedly low in relation to human history, life insurance companies face considerable interest rate risk given their investment in fixed-income securities and their unique liabilities if the interest rate is expected to rise. Moreover, our analysis shows that the optimal minimum guaranteed return rates are much smaller than those in current industry policy (Please see the data in Table 8).

Therefore, we believe that lower portion of bonds and lower guaranteed return rate suggested in our paper can help insurance companies reduce the insolvency risk and avoid the vulnerability to a sustained low interest environment.

〈Table 8〉 Guaranteed interest rate in life insurance policies in the United States

Total Guaranteed Interest Rate				
2006	2007	2008	2009	2010
4.22%	4.20%	4.11%	4.14%	4.09%

Source: National Association of Insurance Commissioners(NAIC), online data at http://www.naic.org/cipr_newsletter_archive/vol3_low_interest_rates.htm

3. Sensitivity analysis of risk-free interest rate and other parameters

3.1 What happens when risk-free interest rate and other parameters change

In the previous sections, it was assumed that the risk-free interest rate and other parameters are unchanged when the valuation models are discussed. In this section, we will discuss the sensitivity of optimal minimum guaranteed return rate, the investment and reinsurance strategy to the change of risk-free interest rate and other parameters. We set the levels of risk-free interest rate, mortality, the insured age and the cost rate of reinsurance 20% higher and lower than the standard values to see what happens when these parameters change(see Table 9).

〈Table 9〉 The optimal and sub-optimal solutions when risk-free interest rate, mortality, insured age and the cost rate of reinsurance changes

$r_f = 0.054(1+0.2)$							$\Delta r_f = 0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0996	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000008	0.5784	-0.1111	0.4194
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.7272		
$r_f = 0.054(1-0.2)$							$\Delta r_f = -0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000010	0.2500	0.1111	-0.3865
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.6010		
$q_{x+t}(1+0.2)$							$\Delta q_{t+x} = 0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000010	0.3256	0.1111	-0.2010
0.0182	0.0269	0.9549	0.0093	0.5035	0.000003	0.3666		
$q_{x+t}(1-0.2)$							$\Delta q_{t+x} = -0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.029	0.0607	0.9103	0.0545	0.41	0.000005	0.4216	-0.4444	0.0351
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000005	0.6483		
$x = 40(1+0.2) = 48$							$\Delta x = 0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000009	0.4106	0	0.0076
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000005	0.6032		
$x = 40(1-0.2) = 32$							$\Delta x = -0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000009	0.4062	0	-0.0032
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.6010		
$\eta = 0.1(1+0.2) = 0.12$							$\Delta \eta = 0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000009	0.4022	0	-0.0130
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.5966		
$\eta = 0.1(1-0.2) = 0.08$							$\Delta \eta = -0.2$	
α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E^*(X(10) - X(0))$	$\frac{\Delta \sigma}{\sigma(r_f = 0.054)}$	$\frac{\Delta E^*(X(10) - X(0))}{E^*(X(10) - X(0))/r_f = 0.054}$
0.0966	0.0153	0.8881	0.0901	0.2637	0.000009	0.4128	0	0.0130
0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.6067		

From the results of sub-optimum in Table 9, we find that increasing risk-free interest rate, when risk-free interest rate is higher, will increase the optimal surplus of insurance companies and the minimum volatilities of investment and minimum guaranteed return rate, and vice versa. However, the optimal investment, reinsurance strategies and optimal minimum guaranteed return rate keeps same whatever the risk-free interest rate increases or decreases. Table 9 also shows that increasing the mortality will increase the minimum total volatility of investment and guaranteed return rate and decrease the surplus of insurance companies. And the optimal investment, reinsurance strategies and optimal minimum guaranteed return rate keeps same as those when mortality does not change. However, the retention increase, the investment strategy becomes more conservative, minimum guaranteed return rate becomes smaller, the optimal surplus of insurance companies become slightly larger and the minimum total volatility of investment and minimum guaranteed return rate smaller when the mortality decreases. Finally, Table 9 shows that there is little effect of changing the age of the insured and the cost rate of reinsurance on the optimal investment and reinsurance strategies, on the minimum total volatility, and on the minimum guaranteed return rate.

3.2. Discussion

From the results of Table 9, we find that risk-free interest rate is the factor to which response variables are most sensitive(i.e., changes of minimum total volatility and expected surplus of the insurer are the largest in response to this factor). In this section, we will discuss how the optimal solutions change when we take the actual risk-free interest rate in current three months U.S. Federal Government Treasury Bill⁵⁾, that is, we take $r_f = 0.1\%$ and observe what happens to the optimal solutions, Table 10

5) <http://www.marketwatch.com/tools/pftools>

and Table 11 list the results.

〈Table 10〉 The optimal and sub-optimal solutions of minimum guaranteed return rate and the proportions of investments without consideration of reinsurance ($r_f = 0.1\%$)

C	α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E(X(10)) - X(0)$
≥ 0	0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.0024	0.0290
≥ 0	0.0294	0.0199	0.9507	0.0048	0.0017	0.0359

〈Table 11〉 The optimal and sub-optimal solutions of minimum guaranteed return rate and the proportions of investments under consideration of reinsurance ($r_f = 0.1\%$)

C	α_1^*	α_2^*	α_3^*	g^*	Re^*	$\min \sqrt{\sum_{t=1}^{10} \sigma^2(t)}$	$E(X(10)) - X(0)$
≥ 0	0.0627	0.0789	0.8583	0.0208	0.2552	0.000010	0.0466
≥ 0	0.1138	0.0019	0.8843	0.0169	0.2525	0.000006	0.1030

From the result of Table 10 and Table 11 we see that the optimal and sub-optimal solutions of minimum guaranteed return rate are much smaller when risk-free interest rate is very low. However, it is still necessary for insurance companies to set a non-zero but lower level of guaranteed return rate, which will be beneficial for both consumer and the insurer.

II. Conclusions

In this article, we discuss the optimal determination of minimum guaranteed return rate, investment and reinsurance strategies with the help of dynamic programming, stochastic optimization and Monte Carlo techniques. We establish the objective function of minimizing the sum of volatilities of investment and minimum guaranteed

return rate, at the same time, satisfying with the constraint of surplus of the insurer larger than a constant. The results shows that changing the insured age, the risk-free interest rate(when risk-free interest rate takes high value), the mortality will not affect the optimal value of minimum guaranteed return rate, investment and reinsurance strategies except the case when the mortality decreases. However, changing these parameters will affect the sum of the volatilities of investment and minimum guaranteed return rate and the surplus of the insurer. The results also show that when risk-free interest rate is very low ($r_f = 0.1\%$), the optimal and sub-optimal minimum guarantee return rates are very low. One major limitation of our study may be that we did not consider the effect of capital, and capital cost, on the optimal strategies and these topics could be studied in future research work.

References

- Bacinello, A.R., "Fair Pricing of Life Insurance Participating Policies with a minimum Interest Rate Guaranteed", *Astin Bulletin*, 31, 2001, pp. 275-297.
- Bacinello, A.R. and F. Ortu, "Pricing Equity-Linked Life Insurance with Endogenous Minimum Guarantee", *Insurance: Mathematics and Economics*, 12, 1993, pp. 245-258.
- Boyle, P.P. and M.R. Hardy, "Reserving for Maturity Guarantee: Two Approaches", *Insurance: Mathematics and Economics*, 1997.
- Briys, E. and F. Varenne, "On the Risk of Insurance Liabilities: Debunking Some Common Pitfalls", *The Journal of Risk and Insurance*, 64, 1997, pp. 673-694.
- Bruning, L., "Low Interest Rates and the Implications on Life Insurers", CIPR Newsletter Article http://www.naic.org/cipr_newsletter_archive/vol3_low_interest_rates.htm, 2012.
- Capital Markets Special Report by NAIC, accessed online at http://www.naic.org/capital_markets_archive/110819.htm
- Galambos, J. D. and J.A. Holmes, "Efficient Treatment of Uncertainty in Numerical optimization", *Risk Analysis*, 17, 1997, pp. 93-96.
- Gourieroux, C. and J. Jasiak, *Financial Econometrics*, Princeton University Press: Princeton, New Jersey, 2001.
- Grosen, A. and P.L. Joergensen, "Valuation of Early Exercisable Interest Rate Guarantees", *The Journal of Risk and Insurance*, 64, 1997, pp. 481-503.
- _____, "Fair Valuation of Life Insurance Liabilities: The Impact of Interest Guarantees, Surrender Options, and Bonus Policies", *Insurance: Mathematics and Economics*, 26, 2000, pp. 37-57.
- Mahayni, A. and E. Schlogl, "The Risk Management of Minimum Return Guarantees", working paper, http://www.business.uts.edu.au/cfic/research/research_papers/tp102.pdf, 2003.
- Mao, H, K. M. Ostaszewski, Y.L. Wang and Z.K. Wen, "Determination of Optimal

- Contribution Rate and Optimal Investment Portfolio of Defined Benefit Pension Plan under the Expected Shortfall Constraint”, working paper, 2012.
- Milevsky, M. A. and T. S. Salisbury, “Financial Valuation of Guaranteed Minimum Withdraw Benefit”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 2005.
- Moeller, H., “Risk-minimizing Hedging Strategies for Insurance Payment Processes”, *Finance and Stochastic*, 5, 2001, pp. 419-446.
- Nielsen, J. A. and K. Sandmann, “Equity-Linked Life Insurance: A Model with Stochastic Interest Rates”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 16, 1995, pp. 225-253.
- Persson, S-A and K. K. Ase, “Valuation of the Minimum Guaranteed Return Embedded Life Insurance Products”, *The Journal of Risk and Insurance*, 64, 1997, pp. 599-617.
- Scordis, N. A. and P. Steinorth, “Valuation from Hedging Risk with Reinsurance”, *Journal of Insurance Issues*, 35, 2012, pp. 210-231.
- Vasicek, O. A., “An Equilibrium Characterization of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, pp. 177-188.
- Yao, H, Y Lai and Y Li, “Continuous-time mean? variance asset? liability management with endogenous liabilities”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 52, 2013, pp. 6-17.

요 약

본 논문은 유니버설 사망보험의 최적 최저보증 수익률과 최적 투자전략 및 재보험전략을 결정하는 방식을 모델링하고 시사점을 제시한다. 이를 위해 잉여금이 사전에 제시된 값에 비해 커야 한다는 제약하에 투자위험과 보증수익 달성 위험을 모두 최소화하는 과정을 거쳤다. 저자는 이러한 최적화 문제의 동태적 해를 구하기 위하여 동적 프로그래밍 방법론을 적용하였다. 또한 무위험 이자율, 피보험자의 나이, 재보험 비용 및 사망률의 변화가 최적 해에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과 사망률이 감소하는 경우를 제외하고 피보험자의 나이, 무위험 이자율(무위험 이자율이 높은 경우) 및 사망률의 변화는 최적 최저보증 수익률과 최적 투자 및 재보험 전략에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 변화들은 투자 변동성 및 최저보증 수익률의 변동성의 합과 보험회사의 잉여금에 영향을 미칠 것이다. 연구결과 무위험 이자율이 매우 낮은 상황($=0.1$)에서는 최적 및 준최적 최저보증 수익률도 매우 낮아지는 것으로 나타났다.

※ 국문 색인어: 생명보험, 유니버설보험, 최저이자율보증, 최적 리스크관리

The Performance Evaluation on the General Procedure for Forecasting Mortality*

사망을 예측을 위한 일반적 과정 성능평가

Sang Il Lee**

이 상 일

This study investigates the forecasting ability of the general procedure(GP) using mortality data for South Korean males during 1983–2010. The GP was recently introduced to construct a stochastic mortality model by including every significant demographic feature in historical mortality data. We assess the GP via a comparison with seven existing stochastic mortality models, testing in-sample fit and out-of-sample prediction for three age groups: 1–79, 11–79, and 60–79. The results suggest that the GP consistently outperforms other models with regard to the Bayesian Information Criterion(BIC) and Mean Absolute Percentage Error (MAPE). This shows that the GP extracts optimal risk factors for the projections of age-specific mortality rates from mortality data. Furthermore, we examine predicted levels of uncertainty in forecasts at different ages and show how the risk can be hedged using q-forwards. This information is useful for pension providers or insurers to hedge future unexpected liabilities.

Key words: General Procedure, Stochastic Mortality Models, Forecasting Performance, Q-forwards, Longevity Risk

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051609

* We appreciate the anonymous reviewers for their valuable comments and suggestions that greatly improved the quality of the paper.

** 아주대학교 금융공학과 박사과정(silee@ajou.ac.kr)

논문 투고일: 2015. 03. 02, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 27, 논문 게재 확정일: 2016. 02. 15

I. Introduction

Human mortality decreased significantly in the 20th century(Preston, 1993; Smith, 1993). During the first part of the 20th century, the decline in mortality primarily resulted from the reduction of infectious diseases for younger groups, and during the last decades of the 20th century, the decline resulted from the reduction in deaths owing to chronic diseases mainly for older age groups(Antolin, 2007). This increase in longevity of human life is a blessing, but creates systemic risk in pension systems and public retirement systems.

Population forecasts using static life tables would overestimate death rate because they do not consider the evolution of mortality over time. An alternative solution is to use a stochastic mortality model. Lee and Carter(1992) first proposed a stochastic mortality model for forecasting mortality in the US, which is currently being considered as the benchmark model. Subsequently, various models have been proposed to contain more detailed demographic features such as cohort effects and age-dependent differentials(Lee and Miller, 2001; Booth et al., 2002; Brouhns et al., 2002; Girosi and King, 2005; Renshaw, 2006; Cairns et al., 2006a; Currie, 2006; H'ari et al., 2008; Tulijapurkar, 2008; Plat, 2009; O'Hare, 2012).

In spite of such developments, it is ambiguous whether these models have enough flexibility to represent age-specific differentials in mortality data. Moreover, the models suffer from the limitation of universal applicability, because they were designed based on the observation of mortality data for a few developed countries, especially the UK.

These problems can be overcome by using the "General Procedure"(GP) developed by Hunt and Blake(2014). The GP provides an effective method of capturing all major age-dependent demographic features from mortality data and of incorporating them into a stochastic mortality model using non-parametric period and parametric age functions. Since age/period functions are independent of each other, we are able to

establish the age-specific mortality structure of the population under consideration and a distinctive demographic pattern by comparing estimated age/period functions across nations. We call the stochastic mortality model built by the GP as the GP model.

The GP model was originally constructed using mortality data from the UK and was found to fit well in-sample on the basis of the Bayesian Information Criterion(BIC). However, this does not necessary imply that the model is informative regarding out-of-sample predictive contents. The GP model could be useful to forecast future mortality rates, since it considers all risk factors for projections by obtaining the period functions corresponding to age functions. In this study we investigate the accuracy of projected mortality rates by the GP model. We evaluate the forecasting ability by comparing out-of-sample forecasting performances of the GP model with those of the seven popular models shown in Table 2. To obtain robustness of the out-of-sample test, we also examine the impact of parameter uncertainty using the residual bootstrapped technique(Koissi et al., 2006). This serves as a test for demonstrating computational stability of the GP model. We also present fan charts of the forecasts produced by the GP and two other models to show the impact of diverse risk sources on mortality rate forecasts. This information is valuable for pension providers and insurers to hedge unexpected liabilities.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 presents a stochastic mortality model produced by the GP and assesses its goodness-of-fit. Section 3 builds a time-series forecasting model for the time-varying indexes of the GP model. Section 4 shows the in-sample fit and the out-of-sample forecasting accuracy of the GP model, along with a comparative analysis of the performance of the GP model with those of the other models. Section 5 examines the hedge effectiveness of q-forwards using sample paths generated by the GP model. Finally, Section 6 summarizes and concludes the study.

II. Constructing Stochastic Mortality Model using the General Procedure

1. Definition of Mortality and Data Source

To build stochastic mortality models, we use the crude(i.e., unsmoothed) death rate $m_{x,t}$ for age x in calendar year t :

$$m_{x,t} = \frac{\text{Number of deaths during calendar year } t \text{ aged } x \text{ last birthday}}{\text{Average population during calendar year } t \text{ aged } x \text{ last birthday}}, \quad (2.1)$$

where calendar year t is defined as running from t to $t+1$; and the average population is approximated by the estimate of the population aged x last birthday in the middle of the calendar year. The one-year mortality rate $q_{x,t}$ is given by

$$q_{x,t} = 1 - \exp[-m_{x,t}], \quad (2.2)$$

which is the probability that an individual aged exactly x at exact time t will die between t and $t+1$. We use the South Korean male mortality data during 1983~2010 for the age range 1~79¹⁾.

2. The GP Model

We construct a stochastic mortality model using the GP. For brevity, we restrict the discussion to points necessary for evaluating its predictive performance. Hunt and Blake(2014) provide more detailed information on the GP, such as the identifiability constraints and the algorithms for estimating parameters.

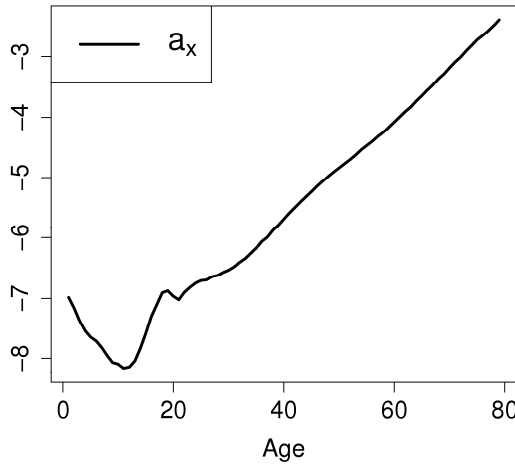
STAGE 0. The first step is to fit the mortality data to the model,

1) The data is obtained from Statistics Korea(KOSTAT). Available at www.kostat.go.kr.

$$\ln(m_{x,t}) = a_x, \quad (2.3)$$

where a_x is a nonparametric age function to be estimated, which reflects the average age-specific pattern of mortality across the full age range. To estimate the parameter a_x and the parameters in the following stages, we use Brouhns' methodology by maximizing the log-likelihood of a Poisson distribution (Brouhns et al., 2002). Figure 1 displays the estimation results, showing the age pattern of mortality in childhood, young adulthood (the accident hump), and senescence.

〈Figure 1〉 Estimated values of a_x for Stage 0



STAGE 1. For improving flexibility of the model (2.3), the next stage is to add a nonparametric age/period term $b_x^{(1)}k_t^{(1)}$ to it:

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x^{(1)}k_t^{(1)}, \quad (2.4)$$

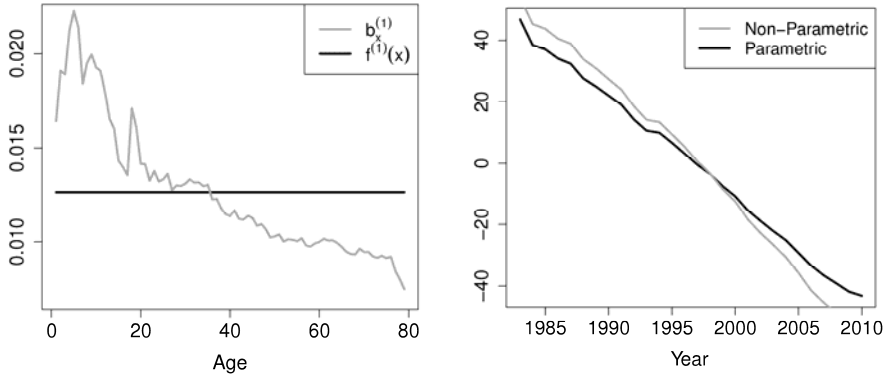
where the nonparametric age function $b_x^{(1)}$ and the nonparametric period function $k_t^{(1)}$ describe the age effect and the period effect, respectively. The two grey lines shown in the left and right panels of Figure 2 represent the fitted values of $b_x^{(1)}$ and $k_t^{(1)}$, respectively. To improve the parsimony of the model (2.4), we need to design a parametric age function $f^{(1)}(x)$ reflecting the significant demographic feature of $b_x^{(1)}$.

We select a constant function($f^{(1)}(x) \propto 1$) describing a general level of mortality for all ages. Substituting $b_x^{(1)}$ with $f^{(1)}(x)$, the updated model is expressed as

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + f^{(1)}(x)k_t^{(1)}. \quad (2.5)$$

The two black lines shown in the left and right panels of Figure 2 represent the fitted values of $f^{(1)}(x)$ and $k_t^{(1)}$, respectively. This substitution provides a trade-off between the fit quality and the parsimony of the model.

〈Figure 2〉 Age functions(left-hand panel) and period functions(right-hand panel) for Stage 1



STAGE 2. Similarly, adding a nonparametric age/period $b_x^{(2)}k_t^{(2)}$ function to the model (2.5), we arrive at

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + f^{(1)}(x)k_t^{(1)} + b_x^{(2)}k_t^{(2)}. \quad (2.6)$$

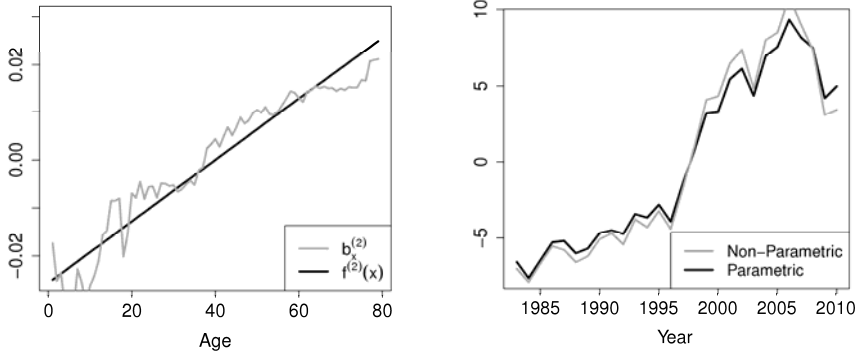
The two grey lines shown in the left and right panels of Figure 3 represent the fitted values of $b_x^{(2)}$ and $k_t^{(2)}$, respectively. We use a straight line to capture the dominant trend of $b_x^{(2)}$. Substituting $b_x^{(2)}$ with $f^{(2)}(x)(\propto x)$, we arrive at

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + f^{(1)}(x)k_t^{(1)} + f^{(2)}(x)k_t^{(2)}. \quad (2.7)$$

The two black lines shown in Figure 3 represent the fitted values of $f^{(2)}(x)$ on the left-hand panel and $k_t^{(2)}$ on the right one.

STAGES 3–6. We repeat the procedure until the functions $f^{(3)}(x), \dots, f^{(6)}(x)$ are obtained. Then, we arrive at

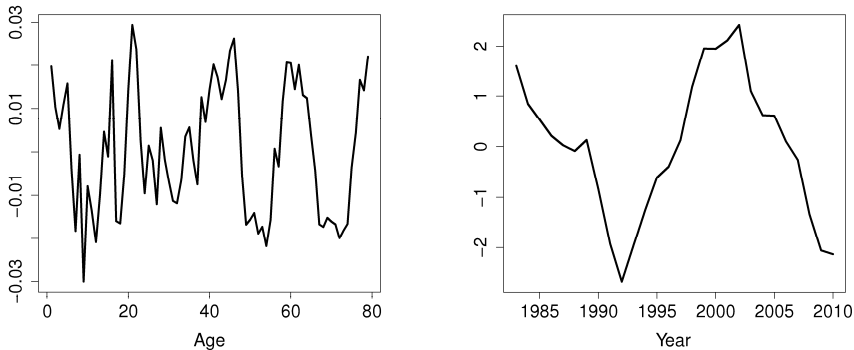
〈Figure 3〉 Age functions(left-hand panel) and period functions(right-hand panel) for Stage 2



$$\ln(m_{x,t}) = a_x + \sum_{i=1}^6 f^{(i)}(x) k_t^{(i)}. \quad (2.8)$$

Table 1 shows the implemented six parametric functional forms and their demographic implications: the average level of mortality($i = 1$); the increase in the general level of mortality with aging($i = 2$); mortality differentials related to young adult mortality ($i = 3$); childhood mortality($i = 4$); postponement of old age mortality($i = 5$); and an accident hump($i = 6$).

〈Figure 4〉 Nonparametric age(left-hand panel) and period(right-hand panel) functions for Stage 7



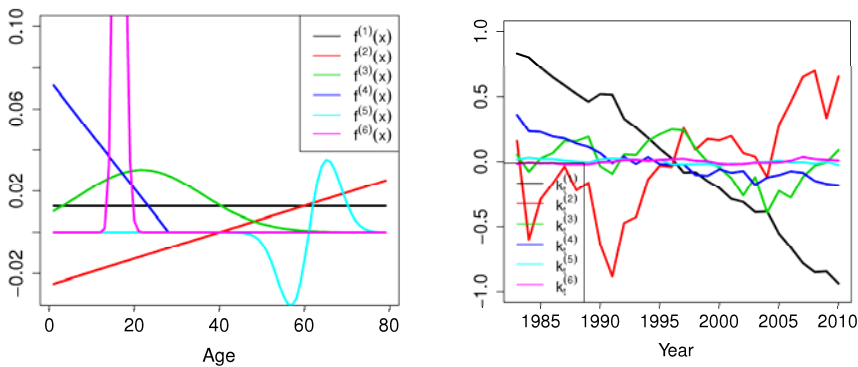
STAGE 7. Figure 4 shows the fitted values of $b_x^{(7)}$ (left) and $k_t^{(7)}$ (right) obtained by adding the additional age/period term $b_x^{(7)}k_t^{(7)}$ to the model (2.8). We do not observe any significant demographic features in the age function, such as distinct features superimposed on a specific age range or trends across the entire age range. Thus, we do not consider hidden parametric age functions.

STAGE 8. The final stage is to add the cohort term γ_{t-x} to estimate lifelong effects specified by different generations. Then, we arrive at the final model:

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + \sum_{i=1}^6 f^{(i)}(x)k_t^{(i)} + \gamma_{t-x}, \quad (2.9)$$

where $y = t - x$ (i.e., the year of birth). Figure 5 shows the estimation results obtained using the model: the left-hand panel shows parametric age functions, $f^{(i)}(x)$, and the right-hand panel the mortality indexes, $k_t^{(i)}$, scaled by deducting their means and dividing by their standard deviations for convenience sake. The period functions, $k_t^{(i)}$, represent the time-trending behavior of the corresponding age functions $f^{(i)}(x)$. The fitted cohort effects are shown as dots in Figure 7.

〈Figure 5〉 (Color online) Parametric age functions(left-hand panel) and period functions(right-hand panel) scaled by deducting their means and dividing by their standard deviations



〈Table 1〉 Parametric age function and demographic significance

Term (<i>i</i>)	Description	$f^{(i)}(x) \propto$	Free parameters	Demographic significance
1	Constant	1	None	General level of mortality
2	Linear	$x - \bar{x}$	None	Gompertz slope
3	Normal	$\exp(-\frac{(x-\hat{x})^2}{\sigma^2})$	\hat{x}, σ	Young adult mortality
4	Put option	$(x_c - x)^+$	x_c	Childhood mortality
5	Rayleigh	$(x - \hat{x}) \exp(-\rho^2(x - \hat{x})^2)$	\hat{x}, ρ	Postponement of old age mortality
6	Log-normal	$\frac{1}{x} \exp(-\frac{(\ln(x) - \hat{x})^2}{\sigma^2})$	\hat{x}, σ	Peak of accident hump

〈Table 2〉 Specifications of the seven stochastic mortality models

Model	Formula
M1	Lee and Carter(1992) $\log m_{x,t} = a_x + b_x^{(1)} k_t^{(1)}$
M2	Renshaw(2006) $\log m_{x,t} = \alpha_x + b_x^{(1)} k_t^{(1)} + b_x^{(2)} \gamma_{t-x}$
M3	Currie(2006) $\log m_{x,t} = a_x + n_a^{-1} k_t^{(1)} + n_a^{-1} \gamma_{t-x}$
M5	Cairns et al.(2006a) $\log(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x})$
M6	Cairns et al.(2009) $\log(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x}) + \gamma_{t-x}$
M7	Cairns et al.(2009) $\log(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x}) + k_t^{(3)}((x - \bar{x})^2 - \hat{\sigma}_x^2) + \gamma_{t-x}$
M8	Cairns et al.(2009) $\log(\frac{q_{x,t}}{1-q_{x,t}}) = k_t^{(1)} + k_t^{(2)}(x - \bar{x}) + \gamma_{t-x}(x_c - x)$

Note: \bar{x} is the mean age over the range of ages being used in the analysis, n_a is the number of ages covered in the sample age range, $\hat{\sigma}_x^2$ is the mean value of $(x - \bar{x})^2$, x_c is a constant parameter to be estimated, M4 is not included in our analysis. It is the P -splines model developed in Currie(2006).

〈Table 3〉 BIC measures for GP, M1–M3 and M5–M8 models using mortality data for South Korean males aged 1–79

Model	Log-likelihood	BIC
General Procedure	-10,895.49	-12,241.69
M1	-17,138.76	-17,855.35
M2	-11,691.97	-13,121.29
M3	-15,478.96	-16,295.71
M5	-115,383.90	-115,599.60
M6	-56,615.52	-57,235.79
M7	-45,644.04	-46,368.33
M8	-33,587.82	-32,959.84

3. Assessing Model Fit

In order to assess the goodness-of-fit of the GP model and the other seven models listed in Table 2, we use the BIC measure:

$$BIC = L(\hat{\phi}) - \frac{1}{2}K \ln(P), \quad (2.10)$$

where $L(\hat{\phi})$ is the log-likelihood of the estimated parameter $\hat{\phi}$; P is the number of observations; and K is the number of parameters being estimated. It provides a trade-off between the fit quality and parsimony of the model. The best estimate is chosen based on the highest value of BIC measure. Table 3 shows the BIC scores for the eight models estimated using mortality data for South Korean males aged 1–79 during 1983–2010. The GP model has the highest value of BIC(-12,241.69), making it the best-fit model. We also observe that the models, M5–M8, do not deliver significant performance results. This is because they were solely designed for higher age groups.

III. Modeling Time-varying Indexes

To examine the future distribution of mortality rates, we build time series models for the stochastic variables(i.e., the mortality indexes and cohort effects) of the eight models.

1. Modeling GP Mortality Indexes

Chan et al.(2014) suggest a general class of vector autoregressive integrated moving average(VARIMA) model for multiple mortality indexes. However, when we applied the VARIMA model to the GP indexes, the first and second best-fit models do not pass diagnostic tests. Thus, the GP mortality indexes, $k_t^{(i)}$, are modeled using a multivariate random walk with drift(RWD) commonly used to build time-series models for mortality indexes(for example, a univariate RWD model in Lee and Carter(1992) and a multivariate RWD model in Cairns et al.(2006a, 2011)).

The multivariate RWD process for the mortality indexes $k_t = (k_t^{(1)}, \dots, k_t^{(6)})^T$ is defined as follows:

$$k_{t+1} = k_t + \mu + CZ_{t+1}, \quad (3.1)$$

where $\mu \in R^6$ is a constant 6×1 vector; C is a constant 6×6 upper triangular matrix; and Z_t is a six-dimensional standard normal random variable. Vector μ represents the drift and matrix C the volatility of the risk factors, satisfying $Var(\Delta k_t) = CC^T$. The volatility matrix C is uniquely determined from $Var(\Delta k_t)$ based on the Cholesky-decomposition. The estimation results are

$$\hat{\mu} = (-3.413, 0.155, 0.035, -0.524, -0.040, 0.025)^T \quad (3.2)$$

and

$$Var(\nabla \hat{k}_t) = \hat{C}\hat{C}^T = \begin{pmatrix} 7.12 & -4.84 & -5.87 & -1.17 & 0.29 & -0.12 \\ -4.84 & 5.07 & 4.48 & 1.54 & -0.35 & -0.05 \\ -5.87 & 4.48 & 8.95 & 0.27 & -0.31 & 0.02 \\ -1.17 & 1.54 & 0.27 & 1.48 & -0.18 & -0.03 \\ 0.29 & -0.35 & -0.31 & -0.18 & 0.11 & 0.02 \\ -0.12 & -0.05 & 0.02 & -0.03 & 0.02 & 0.07 \end{pmatrix} \quad (3.3)$$

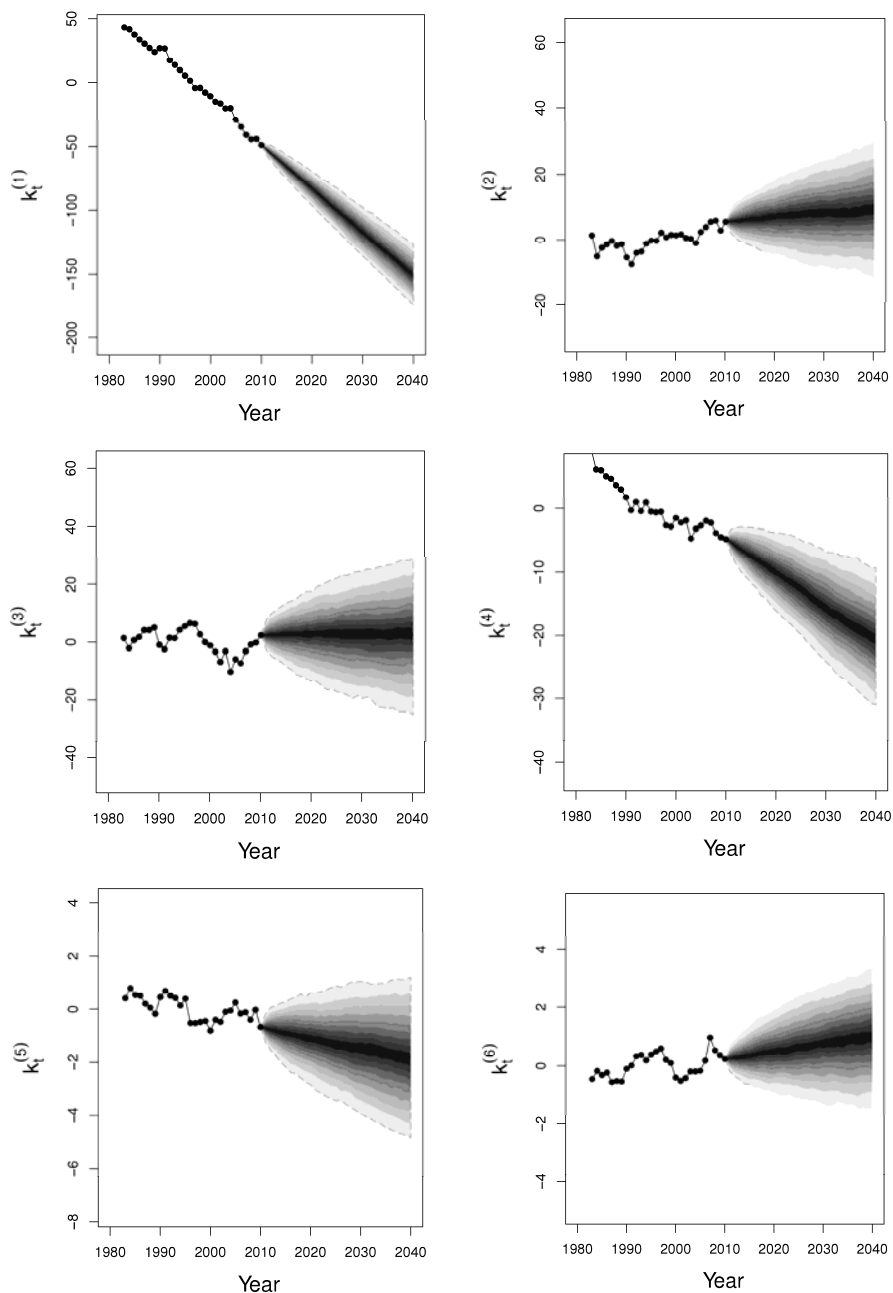
Figure 6 displays the fan charts for the GP mortality indexes obtained by simulating 1,000 paths. The dashed lines indicate 95% confidence intervals. The projections show diverse patterns of trend and level of uncertainty, which reflects own intrinsic features of specific age groups for mortality rate projections.

2. Modeling Cohort Effects

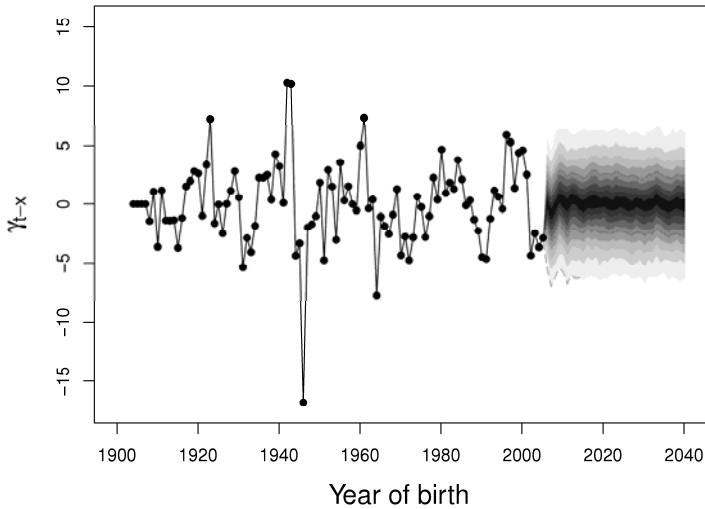
We assume that cohort effects, γ_{t-x} , are independent of $k_t^{(i)}$. For the time horizon of 1983~2010, the year of birth, $t-x$, is given from 1904 to 2009, and the cohort effects with fewer than 5 observations are excluded from the fitting procedure. Since an RWD model is unlikely to be appropriate for modeling cohort effects(Cairns et al., 2011), we use a more general autoregressive integrated moving average(ARIMA) process. The ARIMA(p, d, q) models with $d = 0, 1, 2$ and $p, q = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ are considered as candidates. Of these models, the best model is ARIMA(2,0,2) based on the BIC.

Figure 7 shows the fan chart for cohort effects obtained by simulating 1,000 paths. We observe a strong discontinuity between 1945 and 1946 relating to the end of the Second World War. A similar result is also observed in the cohort effects estimated by the GP model for the UK mortality data(Hunt and Blake 2014).

(Figure 6) Mortality index fan charts, $k_t^{(i)}$. The dots display the estimates of the mortality indexes fitted to the historical data.



〈Figure 7〉 Cohort effect fan charts γ_{t-x} . The dots display the estimates of the cohort effects fitted to the historical data.



IV. Evaluating Predictive Accuracy

In this section, we examine the accuracy of projected mortality rates for the eight models. To establish the robustness of our results, we perform out-of-sample forecasting experiments for three different age groups: 11~79(younger and older age ranges), 1~79(full age range), and 60~79 years(older age range).

1. Mortality Projections for Age Range 11–79

We fit the models to mortality data over the age range 1~79 and over four different historical “look-back” windows: (1) 1983~2000; (2) 1983~2001; (3) 1983~2002; and (4) 1983~2003.

We first evaluate the fitting performances in terms of the BIC. As shown in Table 4, the best-fit model is the GP model with the highest BIC measure(marked with the

symbol *) for all look-back windows. The second-best model(marked with the symbol **) is M3 for the look-back window 2001~2010 and M2 for the other look-back windows.

Next, we evaluate the forecasting performances over the four different “look-forward” windows: (1) 2001~2010; (2) 2002~2010; (3) 2003~2010; and (4) 2004~2010. Mortality indexes over the windows are generated by using the multivariate(or univariate) RWD model fitted to the corresponding look-back windows. The models are quantitatively assessed based on the accuracy of projections using the mean absolute percentage error(MAPE) between $\bar{q}_{x,t}$, the mean forecasts of $q_{x,t}$, and $q_{x,t}$, historical data:

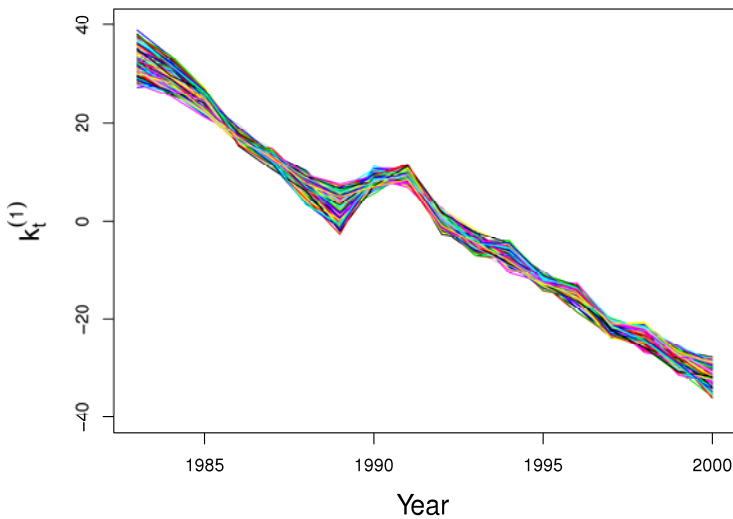
$$\text{MAPE} = \frac{1}{N} \sum_{t=t_0} \sum_x \left| \frac{q_{x,t} - \bar{q}_{x,t}}{q_{x,t}} \right|, \quad (4.1)$$

where t_0 is the first year of the look-forward horizons and N is the number of observations. The MAPE measure is computed only for the age range 11~79 for the convenience of not extrapolating the cohort effects γ_{t-x} . That is, the cohort effects for computing future mortality rates are obtained from the estimations over the look-back windows. As shown in Table 4, the GP model is the best-fit model with the smallest MAPE measures for all look-forward windows, and the second-best model is M1.

Further, we examine the effect of parameter uncertainty using the residual bootstrap methodology proposed by Koissi et al.(2006). Figure 8 displays the mortality index $k_t^{(1)}$ for 500 bootstrap residual matrices over a look-back window of 1983~2000. We observe that the underlying pattern of $k_t^{(1)}$ (and also the other indexes, not shown here) remain unchanged, which reflects the computational stability of the GP model. The MAPE value calculated over the period 2001~2010 is 9.31%, which is close to the value of 9.07% in the absence of parameter uncertainty. This (roughly) reflects that parameter uncertainty has little impact on ranking the forecasting performance of mortality models on the basis of MAPE.

These results show that the GP model delivers the best performance in terms of both in-sample and out-of-sample fit, regardless of the sample types. The second model, M2 or M3 in terms of BIC and M1 in terms of MAPE, is highly dependent on the sample types. We also observe that the model M5 does not deliver significance performance results, since it was designed for higher groups only.

〈Figure 8〉 (Color online) Mortality index $k_t^{(1)}$, 500 bootstraps



2. Mortality Projections for Age Range 1-79

To simulate mortality rates for the age range 1~79, we need to specify stochastic processes for modeling cohort effects. For the models with the cohort term γ_{t-x} , M2, M3, M6, M7, and M8, we consider $ARIMA(p, d, q)$ models with $d = 0, 1, 2$ and $p, q = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ as candidates and pick the best-fit model among them using the BIC measure. The period 1983~2000 is used as the historical look-back window for examining ten-year forecasts. As shown in Table 5, the best predictor is the GP model with the smallest MAPE measure of 8.24%, and the second-best model is M3 with 11.12%.

〈Table 4〉 BIC results for age range 1–79 over a look-back window and MAPE results for age range 11–79 over a look-forward window

GP	M1	M2	M3	M5	M6	M7	M8
(1) A look-back window of 1983–2000 and a look-forward window of 2001–2010							
BIC	-8,074.48*	-10,617.72	-8,407.68	-8,382.38**	-19,859.95	-17,804.65	-19,713.98
MAPE	9.07%*	15.88%*	17.76%	18.31%	21.60%	19.35%	20.25%
(2) A look-back window of 1983–2001 and a look-forward window of 2002–2010							
BIC	-8,511.59*	-11,354.66	-8,818.04**	-8,910.33	-20,724.14	-18,505.36	-20,647.88
MAPE	8.00%*	13.54%*	22.19%	16.73%	20.57%	17.76%	20.64%
(3) A look-back window of 1983–2002 and a look-forward window of 2003–2010							
BIC	-8,997.48*	-12,091.72	-9,217.34**	-9,440.92	-21,621.59	-19,195.7	-21,644.11
MAPE	7.92%*	12.11%*	23.66%	15.97%	20.31%	17.79%	15.67%
(4) A look-back window of 1983–2003 and a look-forward window of 2004–2010							
BIC	-9,402.29*	-12,693.66	-9,678.78**	-9,837.27	-22,543.7	-19,961.73	-22,613.41
MAPE	8.94%*	11.38%*	20.24%	15.34%	20.24%	18.76%	20.43%

〈Table 5〉 MAPE results for age range 1–79 over a look-back window of 2001–2010 and ARIMA model for cohort effects

GP	M1	M2	M3	M5	M6	M7	M8
MAPE	8.24%*	14.52%	12.74%	11.12%*	16.44%	31.74%	30.01%
Model	ARIMA(2,0,2)	None	ARIMA(2,0,1)	ARIMA(1,1,0)	None	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(2,0,1)

Note: M1 and M5 do not include a cohort term.

〈Table 6〉 MAPE results for age range 60–79 over a look-back window of 2001–2010 and ARIMA model for cohort effects

GP	M1	M2	M3	M5	M6	M7	M8
MAPE	2.82%*	6.11%	18.06%	4.37%*	8.68%	5.19%	7.31%
Model	ARIMA(2,0,2)	None	ARIMA(0,1,0)	ARIMA(0,1,1)	None	ARIMA(1,0,0)	ARIMA(1,1,1)

Note: M1 and M5 do not include a cohort term.

3. Mortality Projections for Age Range 60–79

For the age range 60~79, the models M1~M3 and M5~M8 are fitted into the mortality data for a back-ward window of 1983~2000, and time-series models are also constructed. However, the GP model is fitted to the age range 1~79, because the model already has the age functions characterizing age-specific demographic features over the range. Among the parametric age functions, only the three functions, $f^{(1)}$, $f^{(2)}$, and $f^{(5)}$ effectively contribute to the projections. The others have little effect on the projections, since their values are near zero in the range as shown in the left panel of Figure 5. This might be a penalty to the GP model owing to some poor-fit arising from the difference between the fitting age range and the evaluating one.

The MAPE measures are computed over a forward window of 2001~2010. As shown in Table 6, the GP model is the best predictor with the smallest MAPE measure of 2.82%, and the second-best model is M3.

V. Applications to Mortality/Longevity-linked Derivatives

1. Comparison of Mortality Fan Charts

For the LC(M1), CBD(M5), and GP models, we look at the volatility of projections of mortality rates at younger and older ages. The top panel of Figure 9 shows the fan charts for mortality rates at age 25 for each of the LC and GP models fitted to mortality data for the age range 1~79. The fan under the GP model is significantly wider than those under the LC model, which results from the multiple risk sources of the GP model. This reflects that at the younger age, the forecasting performance of the LC model underestimates the risk associated with the forecast levels of uncertainty.

The bottom panel of Figure 9 shows the fan charts for mortality rates at age 65 for

each of the LC, CBD, and GP models. As mentioned in Subsection 4.3, the LC and CBD models are estimated using mortality data for the age range 60~79, and the GP model is estimated using mortality data for the age range 1~79. We observe that the widths of confidence intervals of the fans are broadly similar.

Information regarding forecast levels of uncertainty is valuable for pension providers or insurers to hedge future unexpected liabilities. We shall look at hedging strategy for the mortality risk using q-forwards.

2. Hedging Longevity Risk using q-forwards

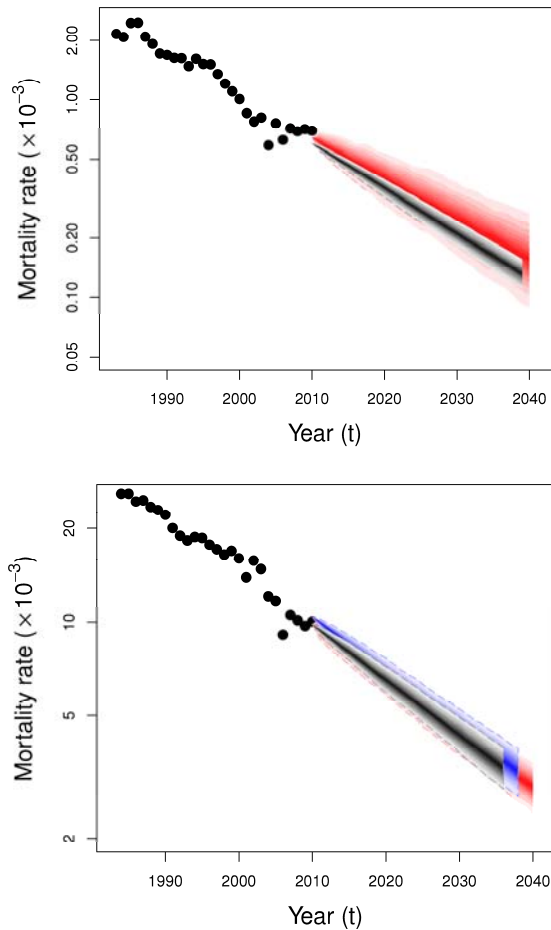
A newly emerging life market offers risk management opportunities against mortality risks such as brevity risk(i.e., the risk of premature death) and longevity risk(i.e., the risk of living too long). Mortality-linked securities and derivatives have been extensively developed by academic communities as well as industry specialists,(e.g., longevity bond(Blake 2001), k-forward(Chan et al., 2014; Tan et al., 2014), q-forward(Coughlan et al., 2007)), and theoretical frameworks for pricing them have been established(Cairns et al., 2006b; Loeys, 2007; Bauer, 2010; Barrieu, 2012). The payoff structure of such products is basically expressed as a function of current expectations for future mortality rate or indexes related to mortality rate. Thus, finding the most efficient estimator and assessing forecast levels of uncertainty in projections play key roles in mortality risk management.

As a simple example, we consider a pension provider's hedging strategy against unexpected liabilities owing to longevity risk. The pension provider uses q-forward derivatives launched by J. P. Morgan in 2007. Figure 10 illustrates the transaction between party A(e.g., a pension provider) and party B(e.g., a bank). The settlement of q-forward contract at maturity is given by

$$\begin{cases} N \times (q_f - q_r) & \text{for party A} \\ N \times (q_r - q_f) & \text{for party B,} \end{cases}$$

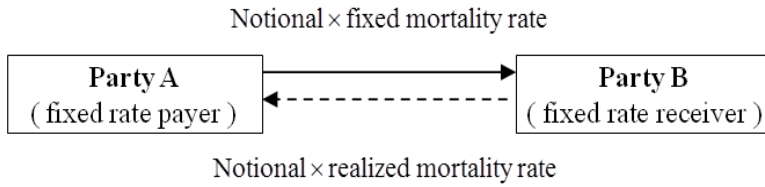
where N is the notional amount, q_f is the fixed mortality rate determined at the time of evaluation, that is, the best estimate, and q_r is the realized mortality rate at the time of maturity, T . Using q -forwards, pension providers can hedge against the risk of

〈Figure 9〉 (Color online) The top panel shows the fan charts at age 25 for the LC model(short) and the GP model(long). The bottom panel shows the fan charts at age 60 for the LC model(short), the CBD model(middle), and the GP model(long). The dots represent historical mortality rates for period 1983–2010.



decreasing mortality of plan members, and life insurers can protect themselves against significant increases in the mortality of policyholders. For example, when unexpected reduction in mortality rate arises, the pension provider can cover the loss owing to the longevity risk by receiving more funds from the bank.

〈Figure 10〉 A q-forward transaction at Maturity, T



We examine the hedging performance for a hypothetical pension plan containing one pensioner aged 65. It pays the pensioner \$1 at the beginning of each year starting from a certain age until the pensioner dies or attains age 90. For simplicity, we assume that there are no other risk sources such as credit, sampling, and basis risk. Then, the present value of the unexpected cash flows, X , from the plan is given by

$$X = V_{Liability} - E(V_{Liability}), \quad (5.1)$$

where $V_{Liability}$ is the present value of the realized liability, and $E(V_{Liability})$ is the present value of the best estimated liability. The present value of the unexpected cash flow from the hedged portfolio, i.e., the liability with additional hedging portfolios, is written as

$$X^* = V_{Liability} - E(V_{Liability}) - h[V_{Hedge} - E(V_{Hedge})], \quad (5.2)$$

where V_{Hedge} is the present value of all payoffs from a hedging instrument (here, q-forward), and h is the number of units held of the hedging instrument. Hedge effectiveness is evaluated based on the amount of longevity risk reduction (LRR) defined by

where $\sigma(X)$ is the standard deviation of portfolio X . A higher value of LRR indicates better hedge effectiveness. Figure 11 shows the distribution of the two portfolios

$$\text{Longevity Risk Reduction(LRR)} = 1 - \frac{\sigma^2(X^*)}{\sigma^2(X)}, \quad (5.3)$$

obtained by using 5,000 simulation paths. The distribution of the hedged portfolio is narrower than that of the unhedged one. Here, all cash flows were discounted at a 3% interest rate. Table 7 presents the results of hedge effectiveness assessment for three different ages. $\sigma_{unhedged}$ and σ_{hedged} are the standard deviations for the unhedged and hedged portfolios, respectively. The LRRs are 90% at age 60 and 92% at ages 65 and 70. The hedge ratio h at age 60 is 6.4, implying that the optimal number of q-forward contracts is 6.4, or rounding to the nearest whole number, 6. The high LRR values reflect the high hedging effectiveness of q-forwards against mortality risk. As shown above, mortality rate predictions and their uncertainties play key roles in the management of mortality risk using q-forwards(as well as other mortality-linked products such as S-forwards, longevity swaps, and k-forwards). The GP optimally provides age-specific risk factors for the estimates.

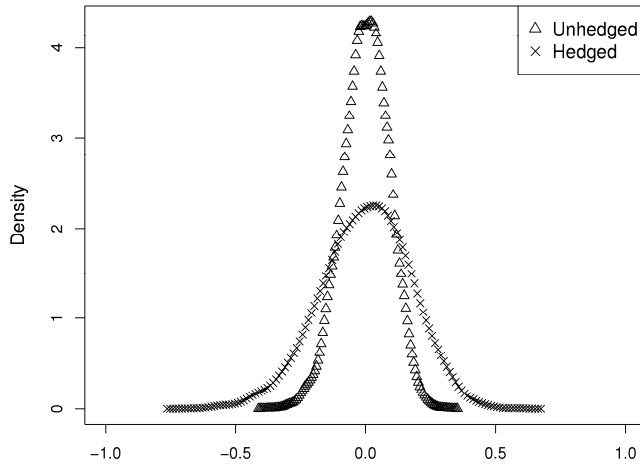
〈Table 7〉 Hedge effectiveness

Age	$\sigma_{unhedged}$	σ_{hedged}	h	LRR
60	0.0912	0.0288	6.4	90%
65	0.158	0.0433	7.2	92%
70	0.239	0.0676	8.8	92%

VI. Concluding Remarks

In this study, we constructed the GP model using mortality data for South Korean males. The six age/period functions and cohort effects are identified as the key factors for fitting the data. These factors are also shown in the GP model for the UK mortality data; however, the UK GP model has another age function for middle-age mortality between ages 55~65(Hunt and Blake, 2014), which reflects different demographic profiles between the two nations.

〈Figure 11〉 Distributions of the present values of the hedged and unhedged portfolios



The key finding of this study is that the GP model consistently outperforms the other seven models when evaluated based on both in-sample fit tests using the BIC and out-of-sample fit tests using the MAPE, achieving robustness against parameter uncertainties.

The analysis on the fluctuations of mortality indexes may be an interesting topic for future research. Hanewald(2012) and Niu and Melenberg(2013) investigate the dynamic relationships between the Lee-Carter mortality index and variables such as leading causes of death, real growth rates, and employment rates. Using the GP mortality indexes can give more detailed information on mortality dynamics, since they provide age-specific mortality indexes, unlike the Lee-Carter mortality index which provides only the overall improvement of mortality rate. Lim et al.(2014) present an analysis on the trends of leading causes of death for South Korean, which would usefully serve to investigate the research.

References

- Antolin, P., "Longevity Risk and Private Pensions. OECD working papers on insurance and private pensions", *OECD publishing*, No. 3, 2007, doi:1.1787/261260613084.
- Barrieu, P., Bensusan, H., El Karoui, N., Hillairet, C., Loisel, S., Ravanelli, C., and Salhi, Y., "Understanding, modelling and managing longevity risk: key issues and main challenges", *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol. 2012, No. 3, 2012, pp. 203-231.
- Bauer, D., Boerger, M., and Russ, J., "On the pricing of longevity-linked securities", *Insurance, Mathematics and Economics*, Vol. 46, No. 1, 2010, pp. 139-149.
- Blake, D and Burrows, W. "Survivor Bonds: Helping to Hedge Mortality Risk", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 68, 2001, pp. 339-348.
- Booth, H., Maindonald, J., and Smith, L., "Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline", *Population Studies*, Vol. 56, 2002, pp. 325-336.
- Brouhns, N., Denuit, M., and Vermunt, J. K., "A Poisson Log-Bilinear Regression Approach to the Construction of Projected Lifetables", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 31, 2002, pp. 373-393.
- Cairns, A. J. G., Blake, D., and Dowd, K., "A two-factor model for stochastic mortality with parameter uncertainty: Theory and calibration", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 73, No. 4, 2006a, pp. 687-718.
- _____, "Pricing Death: Frameworks for the Valuation and Securitization of Mortality Risk", *ASTIN Bulletin*, Vol. 36, No. 1, 2006b, pp. 79-120.
- Cairns, A., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G. D., Epstein, D., Ong, A., and Balevich, I., "A quantitative comparison of stochastic mortality models using data from England and Wales and the United States", *North American*

- Actuarial Journal*, Vol. 13, No. 1, 2009, pp. 1-35.
- Cairns, A. J. G., Blake, D., Dowd, K., Coughlan, G. D., Epstein, D., and Khalaf-Allah, M., "Mortality density forecasts: an analysis of six stochastic mortality models", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 48, 2011, pp. 355-367.
- Chan, W. S., Li, J. S. -H., and Li, J., "The CBD mortality indexes: Modeling and applications", *North American Actuarial Journal*, Vol. 18, No. 1, 2014, pp. 38-58.
- Coughlan, G. D., Epstein, D., Shinha, A., Honig, P., "q-Forwards: Derivatives for transferring longevity and mortality risk", J.P. Morgan: London, 2007.
- Currie, I. D., "Smoothing and forecasting mortality rates with P-splines", Presentation to the Institute of Actuaries, 2006.
- Dowd, K., Cairns, A.J.G., Blake, D., Coughlan, G.D, Epstein, E., and Khalaf-Allah, M., "Backtesting Stochastic Mortality Models", *North American Actuarial Journal*, Vol. 14, 2010, pp. 281-298.
- Giroi, F. and King, G., "A reassessment of the Lee-Carter mortality forecasting method", Working Paper. Harvard University, 2005.
- Hanewald, K. "Explaining Mortality Dynamics", *North American Actuarial Journal*, Vol. 15, No. 2, 2012, pp. 290-314.
- Hári, N., Waegenare, A., Melenberg, B., and Nijman, T., "Estimating the term structure of mortality", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 42, 2008, pp. 492-504.
- Hunt, A. and Blake, D., "A general procedure for constructing mortality models", Vol. 18, No. 1, 2014, pp. 116-138.
- 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, 2006, pp. 1-20.
- Lee, R. D. and Carter, L. R., "Modeling and forecasting US mortality", *Journal of the*

- American Statistical Association*, Vol. 87, 1992, pp. 659-675.
- Lee, R. D. and Miller, T., "Evaluating the Performance of the Lee-Carter Approach to Modeling and Forecasting Mortality", *Demography* Vol. 38, No. 4, November 2001, pp. 537-549.
- Lim, D., Ha, M., and Song, I., "Trends in the Leading Causes of Death in Korea, 1983-2012", *J Korean Med Sci*, Vol. 29, No. 12, 2014, pp. 1597-1603.
- Loeys, J., Panigirtzoglou, N., and Ribeiro, R. M., "Longevity: A Market in the Making", J. P. Morgan, 2007.
- Niu, G., and Melenberg, B., "Trends in mortality decrease and economic growth", DP 11/2013-071, 2013.
- O'Hare C, Li, Y., "Explaining young mortality", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 50, No. 1, 2012, pp. 12-25.
- Plat, R., "On stochastic mortality modeling", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 45, No. 3, 2009, pp. 393-404.
- Preston, S. H., In *Forecasting the Health of Elderly Populations*, Manton K G, Singer B H, Suzman R M, editors. New York, Springer, 1993, pp. 51-77.
- Renshaw, A.E. and Haberman, S., "A cohort-based extension to the Lee-Carter model for mortality reduction factors", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 38, 2006, pp. 556-570.
- Smith, D. W., *Human Longevity*, Oxford Univ. Press, New York, 1993.
- Tan, C. I., Li, J., Li, J. -H., Balasooriya, U., "Parametric mortality indexes: From index construction to hedging strategies", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 59, 2014, pp. 285-299.
- Tuljapurkar, S., "Mortality declines, longevity risk and aging", *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, Vol. 3, No. 1, 2008, pp. 37-51.

요 약

확률적 사망모형(stochastic mortality models)은 미래 사망률 예측에 널리 사용된다. 사망률 데이터 적합(fitting)을 위해 다양한 형태의 모형들이 제시됐지만, 범용성과 최적화 측면에서 한계를 지닌다. 최근에 소개된 일반적 과정(general procedure)은 사망률 데이터로부터 연령에 따른 모든 모수적 나이 함수(parametric age functions)를 단계적으로 추출하여 모델링하므로 기존의 한계를 극복할 수 있다. 이에 본 연구는 일반적 과정의 이러한 특징이 사망률 예측에 어떻게 구현되는지 살펴보고자 한다.

1983년부터 2010년까지 한국인의 사망률 통계를 이용해 일반적 과정과 널리 사용되는 7개의 확률적 사망모형의 표본 내 적합도(in-sample fit)와 표본 외 예측력(out-of-sample forecasting)을 비교 평가했다. 표본 내 적합도 검정은 베이지안 정보 기준(Bayesian information criterion)을, 표본 외 예측력 검정은 절대 평균오차 비율(mean absolute percentage error)을 이용했다. 세 개의 연령 집단(1~79세, 11~79세, 60~79세)에 대한 검정 결과는 일반적 과정의 우수한 수행력을 보여주었다. 이는 사망률 예측을 위해 필요한 최적 변수들이 일반적 과정의 단계적 분석에 의해 검출될 수 있고, 나이 함수에 대한 모수적 접근은 과적합(overfitting) 문제를 줄여 예측 결과의 신뢰성을 높일 수 있음을 보여준다. 추정된 모수적 나이함수와 그에 대응하는 비모수적 기간함수(nonparametric period functions), 코호트 효과(cohort effects)는 사회경제적 그리고 인구통계학적 의미를 내포하므로 사망률 추세를 이해하는데 있어 중요하다. 또한, 일반적 과정의 다중 리스크 인자(multiple risk factors)는 연금, 보험시장에서 미래 사망률에 연관된 리스크를 추정하고 관리하는 데 유용하게 사용될 수 있다. 활용사례로 연금 시장에서 장수위험(longevity risk)을 살펴봤다. 즉 연금 지급자의 불확실한 미래부채(future liabilities)를 추정하여 q-선물(q-forwards)을 이용한 헤지(hedge) 전략을 논했다.

※ 국문 색인어: 일반적 과정, 확률적 사망 모형, 표본 외 예측력, q-선물, 장수 위험

◇보험연구원(KIRI) 발간물 안내◇

1. 정기 간행물

- 보험동향 / 계간
- 고령화리뷰 / 연 2회
- 보험금융연구 / 연 4회

2. 비정기 간행물

■ 연구보고서

- 2008-1 보험회사의 리스크 중심 경영전략에 관한 연구 / 최영목, 장동식, 김동겸 2008.1
- 2008-2 한국 보험시장과 공정거래법 / 정호열 2008.6
- 2008-3 확정급여형 퇴직연금의 자산운용 / 류건식, 이경희, 김동겸 2008.3
- 2009-1 보험설계사의 특성분석과 고능률화 방안/ 안철경, 권오경 2009.1
- 2009-2 자동차사고의 사회적 비용 최소화 방안 / 기승도 2009.2
- 2009-3 우리나라 가계부채 문제의 진단과 평가 / 유경원, 이해은 2009.3
- 2009-4 사적연금의 노후소득보장 기능제고 방안 / 류건식, 이창우, 김동겸 2009.3
- 2009-5 일반화선형모형(GLM)을 이용한 자동차보험 요율상대도 산출방법 연구 / 기승도, 김대환 2009.8
- 2009-6 주행거리에 연동한 자동차보험제도 연구 / 기승도, 김대환, 김혜란 2010.1
- 2010-1 우리나라 가계 금융자산 축적 부진의 원인과 시사점 / 유경원, 이해은 2010.4
- 2010-2 생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형 / 황진태, 이경희 2010.5
- 2010-3 보험회사 자산관리서비스 사업모형 검토 / 진익, 김동겸 2010.7

■ 조사보고서

- 2008-1 보험회사 글로벌화를 위한 해외보험시장 조사 / 양성문, 김진억, 지재원, 박정희, 김세중 2008.2
- 2008-2 노인장기요양보험 제도 도입에 대응한 장기간병보험 운영 방안 / 오영수 2008.3
- 2008-3 2008년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 기승도, 이상우 2008.4

- 2008-4 주요국의 보험상품 판매권유 규제 / 이상우 2008.3
- 2009-1 2009년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 이상우, 권오경 2009.3
- 2009-2 Solvency II의 리스크평가모형 및 측정방법 연구 / 장동식 2009.3
- 2009-3 이슬람 보험시장 진출방안 / 이진면, 이정환, 최이섭, 정중영, 최태영 2009.3
- 2009-4 미국 생명보험 정산거래의 현황과 시사점 / 김해식 2009.3
- 2009-5 헤지펀드 운용전략 활용방안 / 진익, 김상수, 김종훈, 변귀영, 유시용 2009.3
- 2009-6 복합금융 그룹의 리스크와 감독 / 이민환, 전선애, 최원 2009.4
- 2009-7 보험산업 글로벌화를 위한 정책적 지원방안 / 서대교, 오영수, 김영진 2009.4
- 2009-8 구조화금융 관점에서 본 금융위기 분석 및 시사점 / 임준환, 이민환, 윤건용, 최원 2009.7
- 2009-9 보험리스크 측정 및 평가 방법에 관한 연구 / 조용운, 김세환, 김세중 2009.7
- 2009-10 생명보험계약의 효력상실·해약분석 / 류건식, 장동식 2009.8
- 2010-1 과거 금융위기 사례분석을 통한 최근 글로벌 금융위기 전망 / 신종협, 최형선, 최원 2010.3
- 2010-2 금융산업의 영업행위규제 개선방안 / 서대교, 김미화 2010.3
- 2010-3 주요국의 민영건강보험의 운영체제와 시사점 / 이창우, 이상우 2010.4
- 2010-4 2010년 보험소비자 설문조사 / 변혜원, 박정희 2010.4
- 2010-5 산재보험의 운영체제에 대한 연구 / 송윤아 2010.5
- 2010-6 보험산업 내 공정거래규제 조화방안 / 이승준, 이종욱 2010.5
- 2010-7 보험종류별 진류수가 차등적용 개선방안 / 조용운, 서대교, 김미화 2010.4
- 2010-8 보험회사의 금리위험 대응전략 / 진익, 김해식, 유진아, 김동겸 2011.1
- 2010-9 퇴직연금 규제체계 및 정책방향 / 류건식, 이창우, 이상우 2010.7
- 2011-1 생명보험설계사 활동실태 및 만족도 분석 / 안철경, 황진태, 서성민 2011.6
- 2011-2 2011년 보험소비자 설문조사 / 김대환, 최원 2011.5
- 2011-3 보험회사 녹색금융 참여방안 / 진익, 김해식, 김혜란 2011.7
- 2011-4 의료시장변화에 따른 민영실손의료보험의 대응 / 이창우, 이기형 2011.8
- 2011-5 아세안 주요국의 보험시장 규제제도 연구 / 조용운, 변혜원, 이승준, 김경환, 오병국 2011.11
- 2012-1 2012년 보험소비자 설문조사 / 황진태, 전용식, 윤상호, 기승도, 이상우, 최원 2012.6
- 2012-2 일본의 퇴직연금제도 운영체제 특징과 시사점 / 이상우, 오병국 2012.12
- 2012-3 솔벤시 II의 보고 및 공시 체계와 시사점 / 장동식, 김경환 2012.12
- 2013-1 2013년 보험소비자 설문조사 / 전용식, 황진태, 변혜원, 정원석, 박선영, 기승도, 이상우, 최원 2013. 8
- 2013-2 건강보험의 진료비 전망 및 활용방안 / 조용운, 황진태, 조재린 2013. 9

- 2013-3 소비자 신뢰 제고와 보험상품 정보공시 개선방안 / 김해식, 변혜원, 황진태 2013. 12
- 2013-4 보험회사의 사회적 책임 이행에 관한 연구 / 변혜원, 조영현 2013. 12
- 2014-1 주택연금 연계 간병보험제도 도입방안 / 박선영, 권오경 2014.3
- 2014-2 소득수준을 고려한 개인연금 세제 효율화방안 / 정원석, 강성호, 이상우 2014.4
- 2014-3 보험규제에 관한 주요국의 법제연구 / 한기정, 최준규 2014.4
- 2014-4 보험산업 환경변화와 판매채널 전략 연구 / 황진태, 박선영, 권오경 2014.5
- 2014-5 거시경제 환경변화의 보험산업 파급효과 분석 / 전성주, 전용식 2014.5
- 2014-6 국내경제의 일본식 장기부진 가능성 검토 / 전용식, 윤성훈, 채원영 2014.5
- 2014-7 건강생활관리서비스 사업모형 연구 / 조용운, 오승연, 김미화 / 2014.7
- 2014-8 보험개인정보 보호법제 개선방안 / 김경환, 강민규, 이해량 2014.8
- 2014-9 2014년 보험소비자 설문조사 / 전용식, 변혜원, 정원석, 박선영, 오승연, 이상우, 최원 2014.8
- 2014-10 보험회사 수익구조 진단 및 개선방안 / 김석영, 김세중, 김혜란, 2014.11
- 2014-11 국내 보험회사의 해외사업 평가와 제언 / 전용식, 조영현, 채원영 2014.12
- 2015-1 보험민원 해결 프로세스 선진화 방안 / 박선영, 권오경 2015.1
- 2015-2 재무건전성 규제 강화와 생명보험회사의 자본관리 / 조영현, 조재린, 김혜란 2015.2
- 2015-3 국내 배상책임보험 시장 성장 저해 요인 분석 - 대인사고 손해배상액 산정 기준을 중심으로 -/ 최창희, 정인영 2015.3
- 2015-4 보험산업 신뢰도 제고 방안 / 이태열, 황진태, 이선주 2015.3
- 2015-5 2015년 보험소비자 설문조사 / 동향분석실 2015.8
- 2015-6 인구 및 가구구조 변화가 보험 수요에 미치는 영향 / 오승연, 김유미 2015.8

■ 정책보고서

- 2008-1 민영건강보험 운영체제 개선방안 연구 / 조용운, 김세환 2008.3
- 2008-2 환경오염리스크관리를 위한 보험제도 활용방안 / 이기형 2008.3
- 2008-3 금융상품의 정의 및 분류에 관한 연구 / 유지호, 최원 2008.3
- 2008-4 2009년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 이태열, 신중협, 황진태, 유진아, 김세환, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 2008.11
- 2009-1 현 금융위기 진단과 위기극복을 위한 정책제언 / 진익, 이민환, 유경원, 최영목, 최형선, 최원, 이경아, 이해은 2009.2
- 2009-2 퇴직연금의 급여 지급 방식 다양화 방안 / 이경희 2009.3
- 2009-3 보험분쟁의 재판외적 해결 활성화 방안 / 오영수, 김경환, 이종욱 2009.3

- 2009-4 2010년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 황진태, 변혜원, 이경희, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 2009.12
- 2009-5 금융상품판매전문회사의 도입이 보험회사에 미치는 영향 / 안철경, 변혜원, 권오경 2010.1
- 2010-1 보험사기 영향요인과 방지방안 / 송윤아 2010.3
- 2010-2 2011년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 김대환, 이경희, 이정환, 최원, 김세중, 최이섭 2010.12
- 2011-1 금융소비자 보호 체계 개선방안 / 오영수, 안철경, 변혜원, 최영목, 최형선, 김경환, 이상우, 박정희, 김미화 2011.4
- 2011-2 일반공제사업 규제의 합리화 방안 / 오영수, 김경환, 박정희 2011.7
- 2011-3 퇴직연금 적립금의 연금전환 유도 방안 / 이경희 2011.5
- 2011-4 저출산·고령화와 금융의 역할 / 윤성훈, 류건식, 오영수, 조용운, 진익, 유진아, 변혜원 2011.7
- 2011-5 소비자보호를 위한 보험유통채널 개선방안 / 안철경, 이경희 2011.11
- 2011-6 2012년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 황진태, 이정환, 최원, 김세중, 오병국 2011.12
- 2012-1 인적사고 보험금의 지급방식 다양화 방안 / 조재린, 이기형, 정인영 2012.8
- 2012-2 보험산업 진입 및 퇴출에 관한 연구 / 이기형, 변혜원, 정인영 2012.10
- 2012-3 금융위기 이후 보험규제 변화 및 시사점 / 임준환, 유진아, 이경아 2012.11
- 2012-4 소비자중심의 변액연금보험 개선방안 연구 : 공시 및 상품설계 개선을 중심으로 / 임준환, 김해식, 이경희, 조영현, 정인영 2012.12
- 2013-1 생명보험의 자살면책기간이 자살에 미치는 영향 / 이창우, 윤상호 2013.1
- 2013-2 퇴직연금 지배구조체계 개선방안 / 류건식, 김대환, 이상우 2013.1
- 2013-3 2013년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 전용식, 이정환, 최원, 김세중, 채원영 2013.2
- 2013-4 사회안전망 체계 개편과 보험산업 역할 / 진익, 오병국, 이성은 2013.3
- 2013-5 보험지주회사 감독체계 개선방안 연구 / 이승준, 김해식, 조재린 2013.5
- 2013-6 2014년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 전용식, 최원, 김세중, 채원영 2013.12
- 2014-1 보험시장 경쟁정책 투명성 제고방안 / 이승준, 강민규, 이해랑 2014.3
- 2014-2 국내 보험회사 지급여력규제 평가 및 개선방안 / 조재린, 김해식, 김석영 2014.3
- 2014-3 공·사 사회안전망의 효율적인 역할 제고 방안 / 이태열, 강성호, 김유미 2014.4
- 2014-4 2015년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 김석영, 김진억, 최원, 채원영, 이아름, 이해랑 2014.11
- 2014-5 의료보장체계 합리화를 위한 공·사건강보험 협력방안 / 조용운, 김경환, 김미화 2014.12
- 2015-1 보험회사 재무건전성 규제 : IFRS와 RBC 연계방안 / 김해식, 조재린,

이경아 2015.2
 2015-2 2016년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 김석영, 김진억, 최원, 채원영,
 이아름, 이해랑 2015.11

■ 경영보고서

2009-1 기업휴지보험 활성화 방안 연구 / 이기형, 한상용 2009.3
 2009-2 자산관리서비스 활성화 방안 / 진익 2009.3
 2009-3 탄소시장 및 녹색보험 활성화 방안 / 진익, 유시용, 이경아 2009.3
 2009-4 생명보험회사의 지속가능성장에 관한 연구 / 최영목, 최원 2009.6
 2010-1 독립판매채널의 성장과 생명보험회사의 대응 / 안철경, 권오경 2010.2
 2010-2 보험회사의 윤리경영 운영실태 및 개선방안 / 오영수, 김경환 2010.2
 2010-3 보험회사의 퇴직연금사업 운영전략 / 류건식, 이창우, 이상우 2010.3
 2010-4(1) 보험환경변화에 따른 보험산업 성장방안 / 산업연구실, 정책연구실,
 동향분석실 2010.6
 2010-4(2) 종합금융서비스를 활용한 보험산업 성장방안 / 금융제도실, 재무연구실 2010.6
 2010-5 변액보험 보증리스크 관리연구 / 권용재, 장동식, 서성민 2010.4
 2010-6 RBC 내부보험 도입방안 / 김해식, 장동식, 최영목, 김소연, 서성민
 2010.10
 2010-7 금융보증보험 가격결정모형 / 최영수 2010.7
 2011-1 보험회사의 비대면채널 활용방안 / 안철경, 변혜원, 서성민 2011.1
 2011-2 보증보험의 특성과 리스크 평가 / 최영목, 김소연, 김동겸 2011.2
 2011-3 충성도를 고려한 자동차보험 마케팅 전략 연구 / 기승도, 황진태 2011.3
 2011-4 보험회사의 상조서비스 기여방안 / 황진태, 기승도, 권오경 2011.5
 2011-5 클레임에 대한 최적조사방안 / 송윤아, 정인영 2011.6
 2011-6 민영의료보험의 보험리스크 관리방안 / 조용운, 황진태, 김미화 2011.8
 2011-7 보험회사의 개인형 퇴직연금 운영방안 / 류건식, 김대환, 이상우 2011.9
 2011-8 퇴직연금시장의 환경변화에 따른 확정기여형 퇴직연금 운영방안 /
 김대환, 류건식, 이상우 2011.10
 2012-1 국내 생명보험회사의 기업공개 평가와 시사점 / 조영현, 전용식, 이해은
 2012.7
 2012-2 보험산업 비전 2020 : @sure 4.0 / 진익, 김동겸, 김혜란 2012.7
 2012-3 현금흐름방식 보험료 산출의 시행과 과제 / 김해식, 김석영, 김세영,
 이해은 2012.9
 2012-4 보험회사의 장수리스크 발생원인과 관리방안 / 김대환, 류건식, 김동겸 2012.9
 2012-5 은퇴가구의 경제행태 분석 / 유경원 2012.9
 2012-6 보험회사의 날씨리스크 인수 활성화 방안: 지수형 날씨보험을 중심으로 /
 조재린, 황진태, 권용재, 채원영 2012.10
 2013-1 자동차보험시장의 가격경쟁이 손해율에 미치는 영향과 시사점 / 전용식,

- 채원영 2013.3
 2013-2 중국 자동차보험 시장점유율 확대방안 연구 / 기승도, 조용운, 이소양
 2013. 5

■ 조사자료집

- 2014-1 보험시장 자유화에 따른 보험산업 환경변화 / 최원, 김세중 2014.6
 2014-2 주요국 내부자본적정성 평가 및 관리 제도 연구 - Own Risk and Solvency Assessment- / 장동식, 이정환 2014.8
 2015-1 고령층 대상 보험시장 현황과 해외사례 / 강성호, 정원석, 김동겸 2015.1
 2015-2 경증치매자 보호를 위한 보험사의 치매실태 도입방안 / 정봉은, 이선주 2015.2
 2015-3 소비자 금융이해력 강화 방안: 보험 및 연금 / 변혜원, 이해랑 2015.4
 2015-4 글로벌 금융위기 이후 세계경제의 구조적 변화 / 박대근, 박춘원, 이항용 2015.5
 2015-5 노후소득보장을 위한 주택연금 활성화 방안 / 전성주, 박선영, 김유미 2015.5
 2015-6 고령화에 대응한 생애자산관리 서비스 활성화 방안 / 정원석, 김미화 2015.5
 2015-7 일반손해보험 요율제도 개선방안 연구 / 김석영, 김혜란 2015.12

■ 연차보고서

- 제1호 2008 연차보고서 / 보험연구원 2009.4
 제2호 2009 연차보고서 / 보험연구원 2010.3
 제3호 2010 연차보고서 / 보험연구원 2011.3
 제4호 2011 연차보고서 / 보험연구원 2012.3
 제5호 2012 연차보고서 / 보험연구원 2013.3
 제6호 2013 연차보고서 / 보험연구원 2013.12
 제7호 2014 연차보고서 / 보험연구원 2014.12
 제8호 2015 연차보고서 / 보험연구원 2015.12

■ 영문발간물

- 제7호 Korean Insurance Industry 2008 / KIRI, 2008.9
 제8호 Korean Insurance Industry 2009 / KIRI, 2009.9
 제9호 Korean Insurance Industry 2010 / KIRI, 2010.8
 제10호 Korean Insurance Industry 2011 / KIRI, 2011.10
 제11호 Korean Insurance Industry 2012 / KIRI, 2012.11
 제12호 Korean Insurance Industry 2013 / KIRI, 2013.12
 제13호 Korean Insurance Industry 2014 / KIRI, 2014.7
 제1호 Korean Insurance Industry Trend 4Q FY2011 / KIRI, 2012.8

제2호	Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2012 / KIRI, 2012.10
제3호	Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2012 / KIRI, 2012.12
제4호	Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2012 / KIRI, 2013.4
제5호	Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2013 / KIRI, 2013.11
제6호	Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2013 / KIRI, 2014.2
제7호	Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2013 / KIRI, 2014.5
제8호	Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2014 / KIRI, 2014.8
제9호	Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2014 / KIRI, 2014.10
제10호	Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2014 / KIRI, 2015.2
제11호	Korean Insurance Industry Trend 4Q FY2014 / KIRI, 2015.4
제12호	Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2015 / KIRI, 2015.8

■ Insurance Business Report

26호	퇴직연금 중심의 근로자 노후소득보장 과제 / 류건식, 김동겸 2008.2
27호	보험부채의 리스크마진 측정 및 적용 사례 / 이경희 2008.6
28호	일본 금융상품판매법의 주요내용과 보험산업에 대한 영향 / 이기형 2008.6
29호	보험회사의 노인장기요양 사업 진출 방안 / 오영수 2008.6
30호	교차모집제도의 활용의향 분석 / 안철경, 권오경 2008.7
31호	퇴직연금 국제회계기준의 도입영향과 대응과제 / 류건식, 김동겸 2008.7
32호	보험회사의 헤지펀드 활용방안 / 진익 2008.7
33호	연금보험의 확대와 보험회사의 대응과제 / 이경희, 서성민 2008.9

■ CEO Report

2008-1	자동차보험 물적담보 손해율 관리 방안 / 기승도 2008.6
2008-2	보험산업 소액지급결제시스템 참여 관련 주요 이슈 / 이태열 2008.6
2008-3	FY2008 수입보험료 전망 / 동향분석실 2008.8
2008-4	퇴직급여보장법 개정안의 영향과 보험회사 대응과제 / 류건식, 서성민 2008.12
2009-1	FY2009 보험산업 수정전망과 대응과제 / 동향분석실 2009.2
2009-2	퇴직연금 예금보험요율 적용의 타당성 검토 / 류건식, 김동겸 2009.3
2009-3	퇴직연금 사업자 관련규제의 적정성 검토 / 류건식, 이상우 2009.6
2009-4	퇴직연금 가입 및 인식실태 조사 / 류건식, 이상우 2009.10
2010-1	복수사용자 퇴직연금제도의 도입 및 보험회사의 대응과제 / 김대환, 이상우, 김혜란 2010.4
2010-2	FY2010 수입보험료 전망 / 동향분석실 2010.6
2010-3	보험소비자 보호의 경영전략적 접근 / 오영수 2010.7
2010-4	장기손해보험 보험사기 방지를 위한 보험금 지급심사제도 개선 / 김대환, 이기형 2010.9

- 2010-5 퇴직금 중간정산의 문제점과 개선과제 / 류건식, 이상우 2010.9
- 2010-6 우리나라 신용카드시장의 특징 및 개선논의 / 최형선 2010.11
- 2011-1 G20 정상회의의 금융규제 논의 내용 및 보험산업에 대한 시사점 / 김동겸 2011.2
- 2011-2 영국의 공동계정 운영체계 / 최형선, 김동겸 2011. 3
- 2011-3 FY2011 수입보험료 전망 / 동향분석실 2011.7
- 2011-4 근퇴법 개정에 따른 퇴직연금 운영방안과 과제 / 김대환, 류건식 2011.8
- 2012-1 FY2012 수입보험료 전망 / 동향분석실 2012.8
- 2012-2 건강생활서비스법 제정(안)에 대한 검토 / 조용운, 이상우 2012.11
- 2012-3 보험연구원 명사초청 보험발전 간담회 토론 내용 / 윤성훈, 전용식, 전성주, 채원영 2012.12
- 2012-4 새정부의 보험산업 정책(Ⅰ): 정책공약집을 중심으로 / 이기형, 정인영 2012.12
- 2013-1 새정부의 보험산업 정책(Ⅱ): 국민건강보험 본인부담경감제 정책에 대한 평가 / 김대환, 이상우 2013.1
- 2013-2 새정부의 보험산업 정책(Ⅲ): 제18대 대통령직인수위원회 제안 국정과제를 중심으로 / 이승준 2013.3
- 2013-3 FY2013 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2013.7
- 2013-4 유럽 복합금융그룹의 보험사업 매각 원인과 시사점 / 전용식, 윤성훈 2013.7
- 2014-1 2014년 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2014.6
- 2014-2 인구구조 변화가 보험계약규모에 미치는 영향 / 김석영, 김세중 2014.6
- 2014-3 『보험 혁신 및 건전화 방안』의 주요 내용과 시사점 / 이태열, 조재린, 황진태, 송윤아 2014.7
- 2014-4 아베노믹스 평가와 시사점 / 임준환, 황인창, 이혜은 2014.10
- 2015-1 연말정산 논란을 통해 본 소득세제 개선 방향 / 강성호, 류건식, 정원석 2015.3
- 2015-2 2015년 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2015.6
- 2015-3 보험산업 경쟁력 제고 방안 및 이의 영향 / 김석영 2015.10
- 2016-1 금융규제 운영규정 제정 의미와 시사점 / 김석영 2016.1

◇보험금융연구 수록 논문◇

□ 제1권 제1호 (1990. 12)

- | | |
|------------------------------|--------------------|
| · 보험개발원에 바란다 | 박동진, 조해균, 최병익, 손경식 |
| · 한국보험산업과 보험개발원의 역할과 발전방향 | 신수식 |
| · 환경변화에 대응한 보험상품 개발방향에 관한 연구 | 이경용 |
| · 손해보험산업의 수익성과 효율산정 개선방향 | 박승전 |
| · 90년대 경제환경변화와 보험전략 | 송기철 |
| · 해외보험시장 최근동향과 한국보험사의 해외진출전략 | 김억현 |
| · 보험회사의 자산, 부채경영에 관한 소고 | 이봉주 |
| · 제조물책임법의 입법과 그 대응방안 | 황철홍 |
| · 적해보험의 위험분류개선에 관한 연구 | 유형균 |
| · 미국의 보험규제 제도 | 보험개발원 |

□ 제2권 제1호 (1991. 3)

- | | |
|---------------------------------|-----|
| · 환경보험의 이용에 관한 소고 | |
| -유해 산업폐기물에 의한 오염사고를 중심으로- | 이재현 |
| · 금융개방과 보험산업 | 권영준 |
| · 재보험활용과 미국손보시장의 담합구조에 관한연구 | 정병대 |
| · 자동차보험 의료비 적정화 방안 | 정채용 |
| · 한미 생명보험사업자 세제에 관한 소고 | 김억현 |
| · 손해보험회사의 지급준비금적립패턴과 효율자율화 | 이봉주 |
| · 손해보험효율산정의 이론과 실무(I) | 김태곤 |
| · 업무상 재해사고를 면책사유로 한 자동차보험약관의 효력 | 양승규 |
| · 일본의 보험효율산출기관 | |
| · 보험효율제도와 자유화 고찰 | |
| · 유니버설 생명보험에 대한 NAIC 모델규정 | |

□ 제2권 제2호 (1991. 6)

- | | |
|------------------------------|-----|
| · 환경위험의 보험화 방안 | 박은희 |
| · 국제보험시장의 담보력이 요구되는 보험상품가격결정 | 이해관 |
| · 동구권 보험시장의 현황과 전망 | 김기현 |
| · 보험회사의 지불능력 특정에 관한 고찰 | 이명주 |
| · 적정경쟁과 생명보험산업의 경영정책 | 지범하 |
| · 손해보험 정보시스템 구축방안 연구 | 양희산 |

- 손해보험 요율산정의 이론과 실무(II) 김태곤
- 총수의방식 기업휴지보험의 연구 오해송
- 미국의 보험요율산출기관 ISO
- 미국의 장기개호보험

□ 제2권 제3호 (1991. 11)

- 손해보험 요율자유화와 대응방안 조해균
- 손해보험 요율자유화와 그 대응책 이해관
- 손해보험 요율체계의 현황과 자율화 방안 신기철
- 일본선박보험 현황과 그 자유화 방안 신기철
- 참고자료: 독금법 적용제외제도의 개선에 관하여
- 생명보험의 상품개발 방향 이준호
- 충돌상대선의 화물에 대한 책임부담위험과 보험관리 광봉환
- 산업재해 보상체계에 관한 연구 김두철
- 분리계정과 금리자유화 이봉주, 최상태
- 등급요율체계 최용석
- 미국의 생산물배상책임보험 현황과 입법화동향 보험개발원 가계보험부

□ 제3권 제1호 (1992. 3)

- 금리자유화의 금융환경과 보험산업 대응방안 이경룡
- 금리자유화와 손해보험의 대응방안 최창룡
- 금리자유화와 생명보험산업 지범하
- 참고자료:금리자유화에 따른 생보상품 개발방향
- 북한보험제도의 체계와 그 개요 고평석
- 한미생명보험 정보공시제도에 관한 고찰 김억현
- 선진국 고용보험제도의 경험과 교훈 유길상
- 생명보험회사의 ALM 최정호
- 기업연금의 재정방식에 관한 고찰 오창수
- 자동차보험자의 면책사유에 대한 고찰 임충희
- 위험통제와 절세효과 정홍주
- 미국의 보험감독제도
- 일본 손해보험 모집제도의 현상과 과제

□ 제3권 제2호 (1992. 7)

- 생명보험회사의 경영평가제도에 관한 소고 추암대
- 생보사 재무구조 건전성 제고를 위한 제언 안상식
- 손보사의 재무상태 안전성확보와 조기경보시스템 운영 이상화
- 손해보험사의 재무건전성 향상방안 목진수

· 손해보험회계의 회계이론적 고찰과 개선방향	강원희
· 보험회사 재무건전성 확보방안	이근창
· 손해보험 요율산출의 개선방안	박승전
· 손해보험시장의 구조분석과 요율정책 방향	류근옥
· 생보사 책임준비금 규제에 대하여	이광봉
· 자동차보험 특정물건 공동인수제도 개선방안	이일령
· 자동차보험 코스트 경감과 수리비 적정화 대책	최상태
· 자동차보험 손해를 구조변화 분석모형	
· 자동차사고의 표준간이상해도에 관하여	보험개발원 자동차보험부

□ 제3권 제3호 (1992. 11)

· 우리나라 금융전산망의 현황과 과제	정복희
· 보험전산망의 구축과 전담사업자의 역할	정인근
· 보험전산망 종합계획	윤홍렬
· 생명보험 전산망의 발전방향	정명남
· 손해보험 전산망의 발전방향	김여성
· 재보험업무의 보험전산망 활용방안	이형신
· 급변하는 보험환경과 손보업체의 당면과제	박해춘
· 자동차책임보험에 관한 연구	김주동
· 생명보험 영업소의 주요성공인자(CSF) 분석	이국희

□ 제4권 제1호 (1993. 2)

· 생명보험 계약자배당의 정책과제	김성재
· 우리나라 생보사의 계약자배당제도의 현황과 발전방향	김원현
· 국내 계약자배당의 바람직한 개선방향	김재우
· 계약자배당의 과거, 현재, 그리고 미래에 대한 소고	김철수
· 계약자배당제도에 대한 제언 -신설사의 입장을 중심으로-	김관치
· 금리변동과 보험회사의 위험관리	류근옥
· 우리나라기업의 근로자 장애시의 보상실태와 민영보험의 역할제고방안	신기철
· 고도 정보화사회의 생명보험 정보시스템 구축방안	김제성
· 장기손해보험의 현황과 문제점 및 이에 대한 개선방안	엄호영
· 미국보험사의 지급불능과 이를 위한 통계적방법의 고찰	김용덕
· 이사의 법적 책임과 보험제도에 관한 고찰	보험개발원 가계보험부

□ 제4권 제2호 (1993. 5)

· 유사보험제도의 현황과 민영보험과의 상호 발전방안	신수식
· 우리나라 유사보험의 운영현황과 감독체계의 발전방향	엄창희

· 유사보험의 업무영역 확대에 따른 생보업계 대응방안	문정용
· 체신보험의 운영현황과 민영생명보험과의 관계 발전방향	김용덕
· 육운공제조합 운영현황과 향후 정책과제	권오선
· 일본 공제사업의 현황과 감독문제	정봉은
· 금리인하가 생명보험상품에 미치는 영향	서병남
· 듀레이션 기법의 실천적 이용방안	이근창, 이봉주
· 손해보험수요에 관한 이론적 고찰	홍순구

□ 제4권 제3호 (1993. 10)

· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제	정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할	경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안	김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제	곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안	홍순구
· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제	정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할	경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안	김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제	곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안	홍순구
· 일본의 연금지급식 적립손해보험에 관한 소고	신기철
· 시장지배력과 손해보험회사의 체계적 위험	정병대
· 방화와 화재위험의 손해사정	기홍철

□ 제5권 제1호 (1994. 7)

· 보험산업 경영혁신과 벤치마킹	이경주
· 손해액 분포와 위험의사결정	오창수
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(I)	정홍주
· 생보자산의 포트폴리오 구성 및 유동성 확보방안	박영규
· 보험중개인제도의 도입방향과 과제	정봉은
· 화재보험 보험금 지급방식에 관한 고찰	이기형
· 신뢰도(Credibility)에 관한 이론적 고찰	최용석
· 자보 의료비 지급제도의 개선 추진 현황 및 향후 과제	권홍구
· 필요잉여금과 배당에 관한 고찰	나우송
· 최근의 생명보험 상품개발동향	보험개발원 생명보험상품부
· 외국의 제조물책임 동향과 우리나라의 실태	차일권

□ 제5권 제2호 (1994. 10)

· 손해보험 모집환경의 변화와 정책대응방향	양희산
-------------------------	-----

· 주요국의 보험판매조직에 관한 비교연구	양희산
· 금융환경변화에 대응한 생명보험 경쟁전략	김재우
· 생명보험 판매경쟁력 제고를 위한 모집조직의 개선방안	우정연
· 가격자유화 등 환경변화에 따른 손해보험 마케팅 전략	박해춘
· 소비자권익보호와 시장질서 정상화를 위한 손해보험 모집제도의 개선방안	강원희
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(II)	정홍주
· 제조물책임에 관한 입법논적 연구	강창경
· 위험관리관점에서 연구한 환경오염위험의 관리방안과 정책적 제언	홍순구

□ 제5권 제3호 (1994. 12)

· 개인연금보험의 도입 및 운용과제	이명주
· 개인연금보험의 자산운용전략	김현호
· 생보 개인연금보험 마케팅전략의 재모색 방안	현휘남
· 손보 개인연금보험 마케팅전략	양희산
· 보험가격자유화와 소비자보호	김성재
· 금융소득종합과세가 생명보험산업에 미치는 영향	권영준
· 손해보험사의 대형화, 전문화 전략에 관한 소고	이봉주
· 자동차보험 요율분류체계의 적정성에 대한 통계적 분석	이창수, 강종철
· 내실경영을 위한 생명보험 상품운용전략	박상래
· 개인연금보험의 상품판매현황	보험개발원

□ 제6권 제1호 (1995. 7)

· 가격자유화 추진에 따른 사후감독체계 구축방안	박은희
· 가격자유화 추진에 따른 보험산업 경쟁정책방향	김성재
· 가격자유화 추진에 따른 보험계리제도의 개선방향	성기홍
· 사차배당자유화가 생보업계에 미치는 영향	정성택
· 손보 가격자유화의 추진 현황 및 향후 진로	김규선
· 장기손해보험의 준비금 적립방안에 관한 고찰	정건영
· 선주손해배상책임과 Forwarder를 둘러싼 제문제	곽봉환
· 국공채 창구판매에 따른 보험산업 대응방안	이갑열

□ 제6권 제2호 (1995. 12)

· 금융산업 지배구조개선과 생명보험회사의 종합금융기관화 방안	오영수
· 향후 보험사의 대출이자율 결정에 관한 연구	조강필
· 경기변동이 손해보험에 미치는 영향	이기형
· 한국 생명보험산업의 규모 및 변위의 경제에 관한 연구	김재봉
· 보험자산운용에 관한 연구	전기석

□ 제7권 제1호 (1996. 5)

- The Role of Insurance in Korean Economic Development Harold D. Skipper
- 민간의료보험의 현황과 활성화 방안 정기택
- 보험 Broker제도의 Agency문제에 관한 이론적 분석 권영준
- 자율금리환경하에서의 생보상품운영 방안 박상래
- 가격자유화가 손해보험 수요에 미치는 영향과 보험사의 대책 박해춘
- 상품 및 가격자유화 대비방안에 관한 연구 조해균
- 제조물책임법 입법화에 따른 책임보험의 활성화 방안 김성태
- 사회환경변화에 따른 보험수요의 변화와 예측 박은희
- 한국경제발전에 있어서의 보험의 역할 해롤드 스키피

□ 제7권 제2호 (1996. 8)

- 보험사기의 조기적발을 위한 전문가시스템의 개발 김광용
- 리스크관리 이론의 발전과 현황 -역사적인 관점을 중심으로- 이순재
- 금리리스크가 기업가치에 미치는 영향 이근창
- 금리리스크의 평가 및 대응방안 이명주
- 파생금융상품의 도입과 보험사의 자산운용 이근영, 박한구
- 금융겸업화의 국가 및 유형별 사례분석과 시사점 오영수

□ 제7권 제3호 (1996. 11)

- 저성장기의 상품개발 및 운용방향 주동안
- 저성장기의 보험마케팅 전략 김병현
- 저성장시대의 자산운용방향 문무택
- 공정거래법 개정에 따른 보험권의 대응방안 유승규
- 보험자금의 중소기업 대출에 관한 연구 김중국, 양희산
- 비과세 가계저축제도 시행에 따른 보험회사의 대응방안 김명환
- 손보사의 위험관리 이론과 기법 김용재
- 자동차보험 대인배상 II 의 면책규정에 관한 소고 김광국

□ 제8권 제1호 (1997. 6)

- 업무영역 조정과 신규진입제도 개선의 영향 오영수
- 업무영역 조정에 따른 보험회사의 경영전략 지대섭
- 업무영역 확대에 따른 보험회사의 건전성 제고방안 류근욱
- 근로환경변화와 기업연금보험 신수식
- 경기변동에 따른 보증보험산업의 수지개선 전략 안병언
- 우리나라의 장기금리 전망 최공필
- 독립 대리점제 도입의 보험시장에의 영향 석승훈

□ 제8권 제2호 (1997. 8)

- 보험회사의 M&A의 전망과 과제 김성우
- 보험회사 M&A의 법률적 고찰 양승규
- 주요국 보험,금융회사의 M&A 추세와 시사점 김호경
- 손해보험 중개인제도의 효율적 활용방안 연구 이해관
- 보험정보공시제도 운영현황 및 발전방향 이재식
- 신뢰도 기법을 이용한 자료의 충분성 평가와 보험요율의 조정 이창수
- 고령자 개호시장 규모 추계 조영훈, 박재영

□ 제8권 제3호 (1997. 12)

- 퇴직연금의 시장전망 김성우
- 퇴직연금의 자산운용 방향 성기홍
- 퇴직연금보험의 상품개발전략 이명주
- 생명보험 Moral Risk 관리방안 조해균
- 다자간투자협정이 보험업계에 미치는 영향 구본성
- 교통법규위반에 따른 자동차보험료 차등화 방안 이득주
- Data Mining을 활용한 변환기 시점의 생보사 마케팅 전략 손관설

□ 제9권 제1호 (1998. 2)

- 금융정보기술의 발전과 보험회사의 Restructuring 김수영
- 전자상거래 확산에 따른 보험마케팅 전략 고창은
- 금융기술의 발전과 리스크관리기법 지홍민
- 보험마케팅채널의 적합성 및 효율성에 관한 연구 양희산
- 기관투자자로서 보험회사의 역할 활성화방안 나동민
- 산업재해보상보험의 민영화 논의에 대한 연구 장동한, 정중영
- 보험회사 보험중개인제도 활성화방안 정성택
- 남북한 교역증대에 따른 적해보험의 담보(Coverage)연구 안철경

□ 제9권 제2호 (1998. 5)

- IMF체제하에서의 보험정책 및 감독 류근옥
- IMF체제하에서의 생명보험회사 대응전략 신이영
- IMF체제하에서의 손해보험회사 대응전략 조수웅
- 손해보험회사의 리스크관리 서비스 활성화에 관한 연구 이상림
- 자동차보험 자유요율제 시행에 따른 보험회사의 경영전략 함상호
- 민영보험회사의 장기간병보험 영위방안 류성경, 조영훈
- 체제전환국가의 사회보험변화와 남북한 사회보험 통합에 대한 시사점 신동호

□ 제9권 제3호 (1998. 10)

- 미,영의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 한기정
- 독일의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 최병규
- 우리나라 보험감독법 체계의 현황과 문제점 및 개선방향 조해균
- 기업환경변화에 따른 생명보험회계제도 개산방안 김호중
- 데이터 마이닝을 이용한 자동차사고 다발자 성향분석 최대우, 박일용, 박현진
- 생명보험회사의 성격변화와 위험관리방향 류건식
- 자동차대인배상책임보험제도의 일원화에 관한 소고 김광국

□ 제10권 제1호 (1999. 1)

- 구조조정 이후 보험사의 경영전략 권영준
- 구조조정 이후 보험제도의 선진화 방향 김성재
- 구조조정 이후 보험계약자 보호 강화방안 이봉주
- 보험사의 스톡옵션 효율성에 관한 연구 박상범
- 생명보험회사의 현금흐름 개선방안 권영한
- 재보험에 있어서 원보험수익자의 직접청구권 장덕조
- 통일한국의 사회보장체계 통합모델에 관한 연구 김제성

□ 제10권 제2호 (1999. 7)

- 신회계제도의 의의 및 향후과제 김호중
- 신회계제도의 도입에 따른 재무전략 윤형모
- 신회계제도의 도입에 따른 마케팅 전략 양희산
- 생명보험회사 가치평가에 관한 이론적 고찰 박상래
- 보험감독목표에 부합된 보험회사 경영평가제도 확립방안에 관한 연구 조해균
- 우리나라공제제도의 문제점 및 감독체계 개선방안 정봉은
- 홍수재해지도의 작성 및 활용방안 김양수

□ 제10권 제3호 (1999. 12)

- 국내보험시장 개방의 평가와 보험산업의 경쟁력
-제고방안:가격경쟁력을 중심으로- 조강필
- 신금융기법과 보험회사의 리스크관리 오평석
- 금융기관의 신용위험관리방안 : 국내 보험사로의 적용 이승우, 반준화
- 장기간병보험의 활성화를 통한 노인복지의 개선 박상범
- 미래소득흐름 예측을 위한 적정 시계열분석모형 김주동, 마승렬
- 자동차배상책임보험의 무과실화를 중심으로 정병대
- 정보기술의 발달과 보험 비즈니스 모델의 변화 박주석

□ 제11권 제1호 (2000. 3)

- 영국 생명보험산업의 방카슈랑스의 규모의
경제와 비용보완성에 관한 연구 정세창
- 모럴해저드의 경제학적 이해 및 효과적 대응수단 연구
-법제적 측면의 인프라 구축방안을 중심으로- 안철경
- 투자리스크 보험자로서 금융매체의 역할 : 예금기관을 중심으로 오기석
- 선택적 복리후생제도의 도입에 따른
생명보험기업의 역할에 관한 실태조사 정영동
- 공,사연금의 균형적 발전 필요성 및 노후소득보장체계 구축방향 윤석명

□ 제11권 제2호 (2000. 10)

- 기업 퇴직금의 미적립 부채규모 추정과
연금보험 전환에 관한 연구 최병호, 조준행
- 임원배상책임보험의 면책사유에 대한 비교연구 김원기, 박수영
- 상호위험분담계약을 통한 보험산업의 지급보증에 관한 분석 오평석
- 해상적하보험에서의 담보범위 및 부보금액에 관한 연구 박석재
- 국제 금리 동조화 현상의 시계열적 분석 :
한국,미국,일본을 중심으로 정석영

□ 제11권 제3호 (2000. 12)

- 임원배상책임보험 활성화의 법적과제 김선정
- 다수보험계약과 고지(통지)의무위반에 대한 기존 해석의 비판
-상해보험약관의 해석을 중심으로- 박세민
- 자동차보험 No-fault 제도의 효율성 연구 -확률지배이론적 접근- 마승렬
- 몬테칼로기법을 이용한 손해액 추정 강중철
- 채신보험에 대한 규모의 경제성 분석 및 제도개선에 관한 소고 정재욱
- A Comparative Study on Productivity and Efficiency
-Japanese and the US Non-Life Insurance Industries- 김재현

□ 제12권 제1호 (2001. 3)

- 생명보험회사의 부채평가모형에 관한 연구 이상림
- 인공신경망모형과 전통적 모형의 국내 주식시장
변동성 예측력에 대한 비교연구 김현수, 김광용
- 경험적 베이지 신뢰도 모델의 가중치 부여 방법에
대한 실증적 고찰 이강섭, 이희춘
- An Application of the RBC Requirements to P/L
Insurer Insolvencies Worldwide 정중영
- The Long-Run Fisher Effects in Korea 정석영, 이종걸

□ 제12권 제2호 (2001. 9)

- 국내손보산업의 언더라이팅주기 분석 및 시사점 김동훈,이기형
- 순할인율 모형에 적용할 기초소득 수준의 결정 마승렬
- 손해방지의무의 위반과 해상보험자의 보상 윤일현
- 소비자 니드 변화와 보험회사의 상품 및 판매전략에 관한 연구 정세창
- -표적고객 선정을 중심으로-
- 데이터마이닝 기법의 성과평가 및 새로운 위험분류측정에 관한 실증적 연구 김광용
- 범 국가적 차원의 보험사기 대처방안에 관한 연구 조해균, 양왕승

□ 제12권 제3호 (2001. 12)

- 보험계약상 고지의무와 인과관계 전우현
- 비상위험준비금의 정보가치에 대한 실증적 연구 심규영, 이봉주
- 기업의 보험수요와 손보사의 기업보험전략에 관하여 정병대
- 보험사를 위한 Web-based Marketing 이훈영,임민형
- 로버스트 신뢰도모형 강중철

□ 제13권 제1호 (2002. 3)

- 상해보험에서 '상해로 인한 사망' 의경우 이경재
- 변액보험계약체결시 부당설명한 보험자의 법적 책임 김선정
- -일본의 경험을 중심으로-
- 자동차보험 가격자유화에 따른 판매채널 및 상품 경쟁력 강화 방안 정중영
- 보험기업의 FP의 활성화 방안에 관한 탐색적 연구 권금택
- 국내 보험업의 e-Business 발전 단계에 관한 연구 박주석,이수연

□ 제13권 제2호 (2002. 9)

- 손해보험산업의 적정수익률 결정방법에 관한 연구 김동훈, 이기형
- 보험종목별 소비자의 컨조인트 선호 분석과 표적고객 정세창
- 보험회사의 수평적 리스크관리 평가체제 분석 정석영, 류건식
- 국제기업 연금회계기준의 연금계리적 평가 성주호
- 손해배상액의 정기금 지급방법에 관한 연구 마승렬

□ 제13권 제3호 (2002. 12)

- 생명보험산업의 이윤변화분해 지홍민
- 업소장의 리더십유효성에 관한 실증연구 오기석, 우승찬
- 보험중개인의 엄격한 책임과 그 완화에 관한 연구 전우현
- 국민건강보험과 민간의료보험의 균형적 발전방향 김원식
- 인공신경망모형을 이용한 KOSPI 200 선물의 가격결정에 관한 연구

□ 제14권 제1호 (2003. 4)

- 생명보험사의 예정이율 및 가격변동리스크평가 류건식, 천일영
- 해상보험계약상 보험료 미지급과 보험자의 보상책임 이재복
- 국내 손해보험사의 경영평가와 시사점 정중영
- 보험회사에 대한 방카슈랑스 도입 효과 및 시사점 분석 정세창, 이정환

□ 제14권 제2호 (2003. 9)

- 변액보험제도의 법적 문제에 관한 연구 맹수석
- 「자동차손해배상보장법」상의 ‘운행’ 및 ‘운행기인성’ 개념에 대한 소고 박세민
- 자동차보험약관에 관한 한·중 비교 남원식
- 비통계적 링크분석을 활용한 보험사기의 효과적 적발방법 연구 김현수
- 공적연금재원조달에 관한 거시경제학적 접근법과 계리학적 접근법의 비교 연구 성주호, 최기홍

□ 제14권 제3호 (2003. 12)

- 정보가 비대칭하는 보험시장에서의 오프라인과 온라인 보험의 경쟁에 관한 경제학적 분석 이윤호
- 신채널 규모 예측과 소비자 만족도 및 채널선택 원인 분석을 통한 보험판매채널 전략 정세창, 안철경
- 국내 손해보험회사 발전 방안 정중영, 김형도
- 퇴직연금 기금운용의 규제 및 감독방안 류건식, 이태열
- 국민연금 재정계산과 재정안정화 방안 연구 김용하

□ 제15권 제1호 (2004. 3)

- 생명보험회사의 복합성과변수와 특성에 관한 연구 정세창
- 손해보험산업의 준범위의 경제 측정 지홍민
- 연기금 지급능력 안정성을 위한 장기 상각 전략 방안 성주호
- 감성지능과 보험설계사의 영업성과에 관한 소고 오기석, 우승찬
- 산업재해보상보험제도의 현안과제 신수식

□ 제15권 제2호 (2004. 9)

- 생명보험회사의 재무비율을 이용한 재무건전성 평가모형의 유용성에 관한 연구 박한구
- 퇴직연금 규제감독체계에 관한 보험회사의 인식실태분석 류건식, 이태열
- 국내 공적 장기간병보험제도 도입에 관한 연구 류성경, 신기섭
- 도시근로자가구의 보험가입 및 저축결정에 영향을 미치는

□ 제15권 제3호 (2004. 12)

- 생명보험회사의 예정이율 결정 방법에 관한 연구 마승렬, 박상범
- 방카슈랑스 도입의 정책목표에 따른 평가 및 제도개선 신문식
- 우리나라 국민연금의 보험수리적 구조 최기홍
- Heuristic Projections of Solvency and Contribution Risks Due to Non-Stationary Stochastic Rates of Return 성주호

□ 제16권 제1호 (2005. 3)

- 생명보험회사의 역모기지론 운용리스크 분석 성주호, 김준석
- 손해보험회사의 배당성향 결정요인 연구 김재현
- 우리나라 근로자의 퇴직연금 선호요인 분석 류건식, 정석영
- 퇴직연금제도의 문제점과 발전방향 김원식
- Key Ethical Issues and Hindrances to Ethical Behavior in Insurance Industry 이봉주, 이경룡, 이한덕

□ 제16권 제2호 (2005. 9)

- 산업자본(보험)의 은행소유 제한 정책의 타당성 검증 류근옥
- 보험가입자의 연성 보험사기 행위에 대한 실험 분석적 검토 김현수
- 자연재해위험의 위험분산과 정부의 역할에 대한 연구 신동호
- 주가지수연계연금의 현재가치 및 손익분기 배당참여율 측정 지홍민
- 보험계약자의 행동적 반응에 근거한 생명보험서비스 평가 오기석

□ 제16권 제3호 (2005. 12)

- 보험설계사의 직무동기와 직무특성이 일-가족 갈등 및 스트레스에 미치는 영향 한주희
- 방카슈랑스와 소비자 편익 제고 -역경쟁과 결합판매 과제- 이상제, 정재욱
- 홈쇼핑 보험광고에 대한 소비자 인식과 소비자문제 김경자
- 국민, 퇴직, 개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과 임병인, 강성호

□ 제17권 제1호 (2006. 3)

- 생명보험회사의 설립형태 및 규모별 생산성 변화추이 분석 신종각
- 소비자 특성별 채널 선호 분석 및 손해보험 상품별 판매전략 정세창, 유효상
- 민영건강보험 가입자의 상품정보 획득특성과 만족도 연구 김재현, 김현수
- 국민건강보험과 민간건강보험간 역할 재정립 방안 오영수
- 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석 전승훈, 임병인, 강성호

□ 제17권 제2호 (2006. 10)

- | | |
|--------------------------------|----------|
| · 확률지배이론으로 분석한 위험성의 증가와 최적손실통제 | 홍순구 |
| · 개인연금에 대한 소득공제의 수익률효과 분석 | 정요섭 |
| · 주택가격과 금리 시계열의 순환주기와 역모기지 리스크 | 김갑태, 마승렬 |
| · DEA 방법을 이용한 수익증권의 효율성 분석 | 지홍민, 권수연 |

□ 제17권 제3호 (2006. 12)

- | | |
|---|-----|
| · 예측급여적립방식에 의한 근퇴법상의 연금부채 평가 | 성주호 |
| · 공정가치회계 도입시 이원분석 | 장이규 |
| · 타인의 사망보험에서 피보험자의 동의 흠결시
법적 효과에 관한 연구 | 한기정 |

□ 제18권 제1호 (2007. 3)

- | | |
|---|---------------|
| · 방카슈랑스 도입에 따른 생명보험회사의 비용효율성 및
생산성변화 연구 | 김재현 |
| · 개인연금 불입액의 가처분소득 탄력성과 세계혜택 | 전승훈, 강성호, 임병인 |
| · VaR 모형을 이용한 이행보증보험의 보증한도에 대한 연구 | 차일권 |
| · 국민연금 가입자의 Markov Chain 보험료 기여 모형 | 최기홍 |
| · Identification of Insurer Insolvencies Using
the Cox Proportional Hazard Model | 이석호 |

□ 제18권 제2호 (2007. 7)

- | | |
|---|-----|
| · 금융투자업법의 제정이 보험업법 개정에도 미칠 영향
-영업행위규제를 중심으로- | 한기정 |
| · 영국보험시장에서 슬립의 역할과 법적 지위 | 이우영 |
| · 기대존성과 다수위험하의 베르누이원칙 | 홍순구 |
| · 동태적패널모형을 이용한 손해보험의 위험인수주기 분석 | 최영목 |
| · 확률적 프런티어 방법론을 이용한 손해보험사의 기술효율성 측정 | 지홍민 |

□ 제18권 제3호 (2007. 11)

- | | |
|---------------------------------|----------|
| · 보험산업 신뢰도제고 방안에 관한 연구 | 이순재, 정중영 |
| · 생명보험회사의 자산배분 결정요인 | 최영목 |
| · 국내 생명보험회사의 파생상품 이용 결정 요인 | 이경희 |
| · 퇴직연금제도의 도입 실태와 향후과제 -고용주 서베이- | 김원식, 신문식 |

□ 제19권 제1호 (2008. 3)

- | | |
|---|----------|
| · 퇴직연금제도의 재무건전성규제 비교 | 류건식, 이경희 |
| · 전화판매 민간의료보험의 정보제공 실태 | 이원영, 홍지영 |
| · 국제선박보험약관(International Hull Clauses)의 도입과 주요특징에 관한 고찰 | |

- 국제선박보험약관(2003년)과 협회기간약관(1983년)과의
비교분석을 중심으로-

이재복

□ 제19권 제2호 (2008. 7)

- 자기부담금 보험계약과 Mossin 정리
-자산가치변동위험과 손실위험이 공존하는 경우- 홍순구
- 방카슈랑스 효과와 생명보험회사의 경영전략 정세창, 송영효
- 기온확률모형에 근거한 날씨보험의
가격결정에 대한 연구 이창수, 권혁성, 하홍준
- 풍수해보험의 의무보험화를 위한 정책 과제 신동호
- 유해산출물을 고려한 생명보험회사의 효율성 연구 정재욱, 김재현
- Testing for the Presence of Moral Hazard in the Automobile
Insurance Market using the Mixed Proportional Hazard Model 이응우

□ 제19권 제3호 (2008. 11)

- 상해저축은행의 소유· 지배구조가 경영성과 및
위험도에 미치는 영향 전선애, 이민환
- 우리나라 펀드 시장의 토너먼트 현상 연구 고광수, 하연정
- 인구고령화가 인적자본 투자 및 금융시장에 미치는 영향 김기호, 유경원
- 산업재해보상보험 급여체계의 적정성 분석 마승렬, 김명규
- 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과
정책시사점 전승훈, 임병인
- 교차모집에서 설계사의 보험회사 선택에 영향을
미치는 요인 분석 정세창, 안철경
- 이중일반선형모형(DGLM)을 이용한 자동차 보험요율 추정 최우석, 한상일
- 경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향 최영목, 최원

□ 제20권 제1호 (2009. 3)

- 생명보험회사의 위험률 차익률 결정 요인 분석 이경희, 서성민
- 보험소비자의 충성도에 영향을 미치는 요인 연구 안철경, 권오경
- 퇴직연금 회계기준의 국제 비교 및 영향 분석 류건식, 이봉주
- 기후변화와 가계의 위험관리 노용환, 유경원
- 기업의 문화예술 지원활동(메세나)과 조직 동일시의 관계
메커니즘 고연정, 한주희

□ 제20권 제2호 (2009. 7)

- 기대효용함수를 활용한 중신연금의 가치 분석 여운경, 양재환
- 확정기여형 퇴직연금 가입자의 급여 리스크 분석 성주호, 이경희
- 생명보험신탁의 법적 문제에 관한 고찰 한기정

- 온라인전용 손해보험회사의 경영효율성 분석 양해일, 이재복
- 보험회사의 해외직접투자 결정요인 분석 서대교, 신종협
- An Analysis of Market Exit Forms and Decision Factors 김현수, 권옥진
- Money, Credit, and Opportunity Costs 최형선

□ 제20권 제3호 (2009. 11)

- 보험계약자의 최적 손실포트폴리오 및
자산포트폴리오에 미치는 부의 효과 홍순구
- 내생적 시간계임을 활용한 생명보험회사의
상품 판매경쟁 분석 이민환, 최강식
- 한국을 포함한 보험선진국의 보험수요 결정요인 분석 신종협, 서대교
- 스왑 스프레드 역전 현상과 채권시장의 효율성 원승연, 한상범
- 경기침체의 국가간 파급경로 이항용, 홍기석, 홍유화
- 국민연금의 소득조사(earnings test) 기준 변경이
근로유인에 미치는 영향 권혁진, 김대철
- 연금보험료 소득공제의 사회후생효과 분석 강성호
- 가계의 적립식펀드와 거치식펀드 투자 행동 주소현

□ 제21권 제1호 (2010. 3)

- 시장금리의 변화가 생명보험회사의
투자수익률에 미치는 영향 최영목, 황진태
- 개인의 민영건강보험과 개인연금 선택간의 관계연구 이창우
- 보험대리점에 대한 감독법적 개선방안에 대한 고찰 전우현
- 주택관련대출의 가계소비 구축효과 분석 임병인, 강성호
- Obesity and Employer-Provided Health Insurance 김대환
- Long Memory and Structural Breaks in Extreme Value Estimators 권용재

□ 제21권 제2호 (2010. 7)

- 종신연금과 종신보험의 사망 리스크 헤징 포트폴리오 전략에
관한 연구 성주호
- 자동차보험 자기차량손해담보 미가입자 특성분석에 따른
가입강화 방안 연구 강기훈, 기승도
- 금융기관의 퇴직연금사업 효율성 연구 김재현
- 보험회사 자산관리서비스 확대 유인 검토 진익, 김동겸
- Reexamination of Forward Premium Anomaly in Foreign Exchange Markets
Allowing for Realized Volatility and Jump Process 한영옥
- The Asset Price and Investment Technology 유진아

□ 제21권 제3호 (2010. 11)

- 거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향에 관한 분석 황진태, 서대교
- 한국과 독일 산재보험 보험료 산정 방법 비교를 통한 개선방안 김상호
- 생명보험 정산거래와 한국 보험시장에서의 가용성 김석영, 김해식
- 금융상품의 불완전판매와 입증책임의 역할 이운호
- 국민연금 가입자를 대상으로 한 개인종신연금의 효용가치 분석 양재환, 여윤경
- 가격제한폭의 가격발견지연효과 및 이를 고려한 투자패턴 분석 최우석, 한상일

□ 제22권 제1호 (2011. 2)

- 선형혼합효과모형을 이용한 자동차보험 사고유형별 손해액 탄력성 분석 강기훈, 기승도
- 평균·분산모형으로 분석한 보험과 투자의 상호연계성 홍순구
- 국내 주식형펀드의 특성과 펀드성과 간의 관계에 대한 연구 윤봉한, 이세우
- Noise Trading Channel and Timing of Effective Central Bank Intervention 전종병
- Potential Sources of the Long Memory Property in the Volatility Process of Daily KRW-USD Exchange Rates -Jumps and Structural Breaks- 한영욱

□ 제22권 제2호 (2011. 5)

- 변액 연금 상품의 보증 옵션 분석 김용희, 김창기
- 생애환자의료비 추정을 통한 노인의료비 분석 조용운
- 순차로짓(Sequential Logit) 모형을 활용한 기업의 퇴직연금 선호 형태 분석 김대환, 류건식

□ 제22권 제3호 (2011. 8)

- 운전자의 운전 중 주의분산 행동이 자동차 사고에 미치는 영향 분석 기승도
- 개인은퇴준비지수에 관한 연구 여윤경
- 금융기관 대출행태지수로 대출금리를 예측할 수 있는가? 임재만
- 해외 단기자금 유입과 뱅크런(Bank Runs) 서은숙

□ 제22권 제4호 (2011. 11)

- 국민연금의 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과 김재호
- 우리나라 중·고령자의 퇴직결정과 재무적 유인
 - 연기연금 확대방안의 효과에 대한 모의실험 - 권혁진
- 장애와 기대여명 사이의 연관성 분석 우해봉
- 한국주식시장의 온라인 거래와 오프라인 거래의 가격발견 비교 분석 이우백, 김종오

□ 제23권 제1호 (2012. 2)

- 변액보험의 보증준비금 평가시 확률변동성 특성을 통한 주식수익률 시나리오 적용 연구 노건엽
- 불연속시간체계에서 접근한 예금보험 가격결정모형 오기석
- 자동차보험의 확률론적 통합보험리스크 실증분석 조용운, 조재린
- 즉시연금보험의 특성과 가입자 선택행동 분석 이경희

□ 제23권 제2호 (2012. 5)

- 소파동(Wavelet)분석을 활용한 정책금리와 수익률곡선 간 관계 분석 박창균, 이석균
- 주가지수선물시장에서 지정가 주문의 체결과 취소에 대한 생존분석 한상범
- 확률모형을 활용한 교통사고 유자녀 수 추정 조재린, 김해식, 하형태
- 흡연이 비만에 미치는 영향분석과 건강보험에 대한 시사점 김대환, 이기효, 정기택

□ 제23권 제3호 (2012. 8)

- 생명보험산업에 대한 보험영업 효율성 분석 서대교, 황진태
- 생명보험시장에서 광고가 가격민감도에 미치는 영향 최영목, 김동겸
- 개인연금자산의 수요와 적정성에 관한 분석 여윤경, 이남희
- 경영진의 주가연계보상이 부채의 만기구조에 미치는 영향 박명호, 박대근, 윤정선

□ 제23권 제4호 (2012. 11)

- 경제변수가 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률에 미치는 영향에 관한 연구 권용재, 윤정선, 이재민
- 음이항회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구 전희주, 안철경
- 효율적 다층노후소득보장시스템을 위한 국민연금 구조개선 방향 김원식
- 주가수익률 추정 모델 선택에 따른 변액 연금
- 최저보증준비금 분석 김윤희, 김창기
- 보험그룹 범위 설정에 관한 연구 민세진, 김현수

□ 제24권 제1호 (2013. 2)

- 리스크기준 자기자본제도의 도입이 생명보험회사의 자기자본, 자산리스크 및 경영성과에 미치는 영향 박경국, 최종범
- 대 · 중소기업 간 위험공유와 설비투자 - 금융부문의 역할 - 하준경, 한재준
- 스왑 스프레드의 기간구조모형 이준희, 박수천, 김재운
- 온라인 자동차보험의 가격효과 - 사업비율을 중심으로 - 서대교, 황진태
- 보험회사를 대상으로 하는 예금보험 가격결정모형에 관한 소고 - 불연속시간체계하에서의 접근 - 오기석
- 일반화 로짓과 대응분석을 이용한 GA사업모델 방향에 관한 연구 전희주, 안철경

□ 제24권 제2호 (2013. 5)

- 집단위험모형을 이용한 성장추세에 있는
실손의료보험리스크 측정 조용운, 조재린
- 세계적 개인연금 계약자의 지급옵션 선택 분석 이경희
- 실손의료보험 손해액 극단값 혼합분포의 베이지언 추정 조재훈, 이근창
- KOSPI200선물 글로벌 야간시장에서 주문집계장의 가격 발견 이우백, 우민철
- 변액보험에 부과된 최저실적배당연금액
보증옵션에 대한 연구 김윤희, 김창기

□ 제24권 제3호 (2013. 8)

- 베이지언 통계기법을 이용한 변액연금
보증준비금의 평가 유병학, 고방원, 권혁성
- 보험산업의 산업간 연쇄효과 분석 정기호
- 금융소비자의 변액연금 수수료 체계 선택에 관한 연구 진익
- 장수리스트 측정방식에 관한 비교 연구 김세중

□ 제24권 제4호 (2013. 11)

- 개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석 김재호
- 지배주주는 언제 사회적 책임을 강화하는가? 이지혜, 변희섭
- An Exploration into the Annuity Puzzle: The Role of Health Risk,
Lack of Liquidity of Annuities, and the Value of Life 이경우
- 자동차보험 과실상계 게임 권세훈

□ 제25권 제1호 (2014. 2)

- 보험상품의 핵심상품설명서 개선효과 추정
-변액보험을 중심으로- 황진태, 변혜원, 김해식
- 주택연금이 장수리스크 감소에 미치는 효과에 대한 분석
-중신형 즉시연금과의 비교를 중심으로- 양재환, 여윤경, 김혜경
- 인덱스연금 판매를 통한 변액연금 최저보증리스크의
자연해정 효과에 대한 연구 송창길, 이창수, 허연
- 국제주식시장 수익률 위험요인에 관한 연구 김순호

□ 제25권 제2호 (2014. 5)

- RBC를 고려한 보험회사 포트폴리오 최적화 최창희
- 통화신용정책과 거시건전성정책의 정책공조 효과 평가 주동헌
- A Method of Hedging Mortality Rate Risks
in Endowment Product Development 김창기, 최양호
- 다단계 확률론적 방법론을 이용한 변액보험의 수익성 분석 심현우

□ 제25권 제3호 (2014. 8)

- 자동차보험 계약자의 보험회사 전환 가능성 분석 전용식
- 생명보험회사 보험설계사의 조직동일시가
이직의도에 미치는 영향 정귀자, 김중인, 정세창
- 기업 업력과 정부소유 은행과의 관계 이상욱
- 정액형 민영의료보험이 입원일수에 미치는 영향 이창우

□ 제25권 제4호 (2014. 11)

- 국민연금 연금자산이 개인의 예상소득 대체율에 미치는 영향 분석
-추정 방법론을 중심으로- 김현수, 최기홍
- 암 위험인식과 암보험 가입 -역선택 가능성- 김대환
- Hidden Effect of monetary Surprises on US Unemployment 유재인
- 사회적 책임 활동, 배당정책과 기업가치 이지혜, 변희섭

□ 제26권 제1호 (2015. 2)

- 고지의무 위반과 사기적 보험계약 김성완
- 손해보험사의 출재는 과다한가? -RBC 규제에 기초한 분석- 김현수, 김석영
- CEO의 평판 관리에 대한 인센티브와
기업의 사회적 책임에 대한 연구 강상구, 임현일
- 연금재정상황을 고려한 퇴직급여 지급보증가치에
관한 연구 최경진, 한동, 성주호

□ 제26권 제2호 (2015. 5)

- 레버리지를 활용한 확정급여형(DB) 퇴직급여제도의
부채연계투자(LDI)전략 정도영, 성주호
- 손해보험회사 지급준비금 적립형태에 관한 실증연구 오창수, 변재웅
- 이익 공시에 대한 주가 지연 반응(PEAD)의
확률할인요소 위험조정을 이용한 실증 검증 정찬식, 김순호
- 건강보험의 질병 간 비용부담의 형평성 제고 방안 김대환

□ 제26권 제3호 (2015. 8)

- 거래승수 인상에 따른 일증 KOSPI200 옵션거래활동과
현물 시장 변동성간의 관계 분석 이우백
- Cheap Talk으로 제시된 비대칭 정보와 위험회피 성향, 그리고
불확실성 하에서의 의사결정 시간: 실험경제학적 접근 박범조, 조홍중
- 지배주주 지분율과 기업의 위험추구행태: 경쟁위협 of 규율효과 이지혜, 변희섭
- 생명보험계약과 피보험이익의 재검토 이정원
- IFRS4 도입에 따른 보험감독제도 운영방안 오창수

□ 제26권 제4호 (2015. 11)

- 통화정책 효과의 지역적 차이에 대한 분석 김기호, 유경원
- 보험시장의 건전한 발전을 위한 비전속대리점의 책임성 및 전문성 강화 방안 정세창, 김은경, 김현수
- 공무원 일실회의의 합리적 산정방법 연구 마승렬
- 기업의 사회적 책임과 주가급락 위험에 관한 연구 강상구, 김학순, 임현일
- 생애사건이 가구의 보험보유상태 변화에 미치는 영향 분석 오승연, 송윤아

『보험금융연구』 논문심사 및 편집기준

1. 목적

이 기준은 보험연구원(이하 “연구원”이라 한다)의 보험학술논문집인 『보험금융연구』의 논문심사 및 편집에 관한 모든 사항을 규정하는 것을 목적으로 한다.

2. 발간일정

가. 『보험금융연구』의 발간은 연 4회 발간을 원칙으로 한다.

나. 발간예정일은 매년 2월 28일, 5월 31일, 8월 31일, 11월 30일로 하되 필요한 경우 달리할 수 있다.

3. 편집일정

가. 투고논문 접수 (D(접수일) + 1일)

나. 심사자 결정 및 심사의뢰 (D + 7일)

다. 심사자의 심사완료 및 심사결과 보고 (D + 21일)

라. 제 1차 논문게재 여부 결정 및 통보 (D + 25일)

마. 논문 투고자의 수정·보완 조치 및 응답 (D + 35일)

바. 최종 게재 결정: 편집위원회 심의

사. 이상의 절차는 편집위원장 또는 편집위원회의 판단에 따라 달리 적용될 수 있다.

4. 편집위원회의 구성 및 운영

가. 편집위원회의 구성

- ① 편집위원은 학계교수, 연구기관의 연구원 및 전문연구능력이 있다고 인정되는 자 중 20명 이내에서 보험연구원장이 위촉한다.
- ② 편집위원장은 편집에 관한 일체의 업무를 관장한다.
- ③ 편집위원장은 편집위원 중 편집간사 1인을 임명하고 편집간사는 편집위원장을 보좌한다.
- ④ 편집위원의 임기는 2년으로 하며 연임할 수 있다.
- ⑤ 편집위원의 투고논문에 대해서는 편집위원장이 해당 투고 논문에 한해 편집

위원을 편집회의에서 제외시킬 수 있다.

나. 편집위원은 다음 각 호중 하나에 해당되는 자이어야 한다.

- ① 4년제 대학의 부교수 이상인 자
- ② 연구업적이 총 3편 이상인 자
- ③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자)로서의 경력이 2회 이상인 자

다. 편집위원회는 다음의 사항을 심의, 의결한다

- ① 편집위원회는 『보험금융연구』의 편집 및 발간 등 전반에 관한 사항을 의결한다.
- ② 편집 및 발간 등에 대한 주요 심의, 의결사항은 논문심사 및 편집기준 등 관련 기준의 변경, 편집방향, 심사자의 선정, 심사결과 평가 및 게재여부 결정 등이다.

5. 논문심사

가. 편집위원장은 논문 편당 심사자 2인을 선정하고 『심사의뢰서(양식1)』에 의거 해당 심사자에게 논문심사를 의뢰한다. 특히 논문심사 의뢰시 투고자와 심사자간에는 서로 확인되지 않도록 한다.

나. 심사자의 자격

심사자는 다음 각 호중 하나에 해당하는 자이어야 한다. 단 논문의 특성상 필요시 전문연구기관 또는 실무 전문가에게 심사를 의뢰할 수 있다.

- ① 4년제 대학의 조교수 이상인 자
- ② 연구업적이 총 5편 이상인 자
- ③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자) 또는 국내·외 학회지 게재 신청논문 심사자로서 경력이 있는 자

다. 논문 심사절차 및 기준

- ① 심사자는 논문심사 의뢰일로부터 15일 이내에 서면 또는 전자우편으로 『심사자 의견서(양식 2)』를 작성하여 편집위원장에게 제출하여야 한다.
- ② 논문 심사를 의뢰받은 심사자는 다음의 “논문심사기준”에 기초하여 해당논문을 심사하여 점수로 평가하고 “종합적인 평가등급”을 부여한다.

〈 논문 심사기준 〉

기 준	세 부 평 가 내 용	평가점수
연구의 필요성 및 기여도	<ul style="list-style-type: none"> - 연구의 배경과 필요성이 충분히 서술되었는가? - 연구 필요성을 뒷받침할 사실 및 근거는 적절히 제시되었는가? - 연구가 보험산업의 발전에 기여할 수 있는가? - 연구가 학문적 발전 및 다음의 연구에 기여할 수 있는가? 	20점
연구의 독창성	<ul style="list-style-type: none"> - 연구가 새로운 연구방법론을 제시했는가? - 연구가 학술적으로 새로운 사실을 입증했는가? 	30점
연구방법의 적합성	<ul style="list-style-type: none"> - 기존 연구성과를 충분히 검토하고 평가하고 있는가? - 연구의 목표 및 과제가 명확하게 제시되고 있는가? - 연구의 가설에 대한 입증이 일반적인 연구방법론(계량적 분석 또는 논리적 분석)에 입각하여 적절하게 이루어지고 있는가? 	20점
연구결론의 타당성	<ul style="list-style-type: none"> - 연구결과가 현실적으로 활용가능한가? - 연구의 한계 또는 논문의 한계가 제시되었는가? 	15점
논문의 체계 · 표현력 (원고작성원칙 준수여부)	<ul style="list-style-type: none"> - 논문제목이 연구내용을 적절하게 표현하는지, 논문의 구성 및 전개가 논리적인지 ? - 연구에 대한 결과 설명 및 전달에 사용하는 문장표현이 적절한지 ? - 원고작성기준에 의거 논문이 작성되었는지 여부 	15점

〈 논문 심사 종합 평가등급 〉

심사 종합등급 구분		평가점수
A	일부 수정 후 게재 또는 수정 없이 게재	90점 이상
B	소폭 수정 후 재심사	70 - 89
C	대폭 수정 후 재심사	50 - 69
F	게재불가	50점미만

- ③ 심사자는 심사한 결과 해당논문이 수정보완 요청사항이 있거나 게재 불가능한 등급인 경우에는 해당사유를 『심사자 의견서(양식2)』에 상세히 기록하여야 한다.

라. 편집간사는 개별 논문에 대한 『심사자 의견서(양식 2)』를 취합·검토하여 논문 게재 여부에 대한 제1차 의견을 편집위원장에 개진한다.

- ① 편집위원장은 심사자의 논문심사 등급과 편집간사의 의견을 토대로 논문 게재 여부를 결정(판정기준은 아래 “게재 여부 결정기준” 참조)하고, 투고자에게 『심사자 의견서(양식2)』와 『게재여부 확인서(양식 3)』(필요시)를 서면 또는 전자우편을 통해 전달한다.

〈 게재 여부 결정기준 〉

심사자1	심사자2	판정
A	A	게재
	B	수정 후 재심사
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정
B	B	수정 후 재심사
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정 가능*
C	C	수정 후 재심사
	F	게재불가
F	F	게재불가

* 편집위원장의 판단에 의하여 제3심사자를 선정할 수도 있음.

- ② 투고자가 논문을 수정·보완하여 『집필자 응답서(양식 4)』와 함께 보내오면, 담당 심사자가 재심사(필요시 재재심사)를 한다.

마. 재재심사에서도 논문의 게재 혹은 게재불가 판정이 확정되지 않은 경우나 저자와 심사자간에 이견이 해소되지 않을 것으로 편집위원장이 판단할 경우에 편집위원장은 제3자가 게재여부를 판단토록 심사를 의뢰하거나 편집위원회에 안건으로 부의할 수 있다.

6. 논문 작성 원칙 및 투고절차

가. 투고자는 편집위원장이 정한 “『보험금융연구』논문작성 원칙”에 의하여 투고한다.

① 논문 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.

② 논문의 제출은 전자메일 또는 서면으로 보험연구원 『보험금융연구』 담당자에게 한다.

- 주소 : 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 (우편번호 07328)

- E-Mail : journal@kiri.or.kr

- Tel : 02) 3775-9079 Fax : 02) 3775-9105

나. 투고자는 논문에 대한 게재 여부 결정의 통보를 받은 후 심사자의 『심사의견서(양식2)』에 근거하여 논문을 수정·보완하고 조치내용을 설명하는 『집필자 응답서(양식3)』와 함께 편집간사에게 다시 논문을 보낸다.

7. 게재논문의 선정

가. 게재대상 논문의 선정 원칙

① 게재대상 논문은 심사 및 수정이 완료된 논문 중에서 편집위원회가 결정한다. 다만 편집위원회를 열기 어려운 상황일 경우에는 편집위원장이 게재 예정 여부를 결정할 수 있다.

② 게재대상 논문의 선정은 최종 심사결과 모두(제3심의 경우는 제3심사자로부터) A 등급을 받은 논문을 대상으로 한다. 단, 같은 등급을 받은 논문의 편수가 해당 호에 기술적으로 게재가능한 편수를 초과하는 경우 논문 접수 일자 순, 편집간사의 의견 등을 고려하여 편집위원회가 게재대상 논문을 선정한다.

나. 게재 여부의 통보

① 편집간사는 게재 여부가 확정된 논문에 대해서는 투고자에게 서면 또는 유선으로 게재확정 사실을 통보한다.

② 게재가 확정된 논문에 대해서는 투고자의 요청에 따라 『게재예정 확인서(양식5)』를 발급할 수 있다.

부 칙

이 기준은 1998년 5월 25일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 1999년 2월 26일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2004년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2005년 10월 31일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2007년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2008년 7월 4일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2008년 7월 28일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2012년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2013년 9월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2014년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 3월 1일부터 시행한다.

『보험금융연구』 논문작성 원칙 및 투고방법

□ 논문작성 원칙

1. 『보험금융연구』에 투고될 논문은 학술논문 형태에 준하여 작성함을 원칙으로 한다.
 - 가. 논문제목(국문 및 영문)
 - 나. 성명(국문 및 영문)
저자의 소속과 지위 및 전자우편 주소 등을 각주로 처리한다. 저자소개를 위한 각주는 *, **, *** 등의 기호를 사용한다.
 - 다. 국문초록(10줄 내외, 국문 색인어 명기)
 - 라. 한국연구재단 분류 연구분야 코드
 - 마. 본문
 - 바. 참고문헌
 - 사. 영문초록(영문 300단어 정도/본문의 주요내용, Key words 명기)
2. 공동연구의 경우에는 연구자들의 서열에 관계없이 제1연구자를 맨 앞에 두고 이를 저자소개 각주에 표기하여야 한다. 또한 제1연구자 및 공동연구자의 소속과 지위가 모두 명기되어야 한다.
3. 원고분량은 B5 용지로 30매를 넘지 않도록 한다(국문초록, 참고문헌, 영문초록도 원고분량에 포함한다).
4. 논문작성은 아래의 기준에 의거하여 작성하는 것을 원칙으로 한다.
 - 가. 편집용지는 워드 프로세서에서 표준으로 제공하는 B5 용지규격을 사용한다.
 - 나. Word Processor 종류 : 아래한글
 - 다. 논문의 장, 절 표기는 I, 1, 가, (1), (가), ①, ㉠ 순으로 한다.

라. 본문의 양식

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 18pt (장평 : 100%, 자간 : -6)
- 문단 들여쓰기 : 10pt

마. 그림, 표

① 그림, 표의 제목

- 글꼴 : HY중고딕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 150%

② 그림, 표 안의 글자

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 130%

바. 각주

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 150%

5. 외래어는 ‘외래어 표기법’에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 한자로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 특수 학술용어 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.

6. 표와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 표나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 영문으로 작성하여야 한다.

가. 표 및 그림은 장(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ 등)별 구분 없이 <표 1>, <그림 1>과 같이 표기한다.

나. 주와 자료(Note와 Source)는 표(그림)의 바로 밑에 나란히 적되 칸을 맞추어야 한다.

다. 단위는 표(그림)의 오른쪽 상단에 위치하도록 하며, 해당 단위를 2개 이상 사용하는 경우에는 해당 단위 사이에 쉼표(.)를 넣어 순서대로 정리한 후 괄호로 묶는다.

7. 본문에서 인용을 표기할 때에는 홍길동(1995) 또는 홍길동(1995: 89-90)으로 한다.

8. 각주 및 참고문헌

가. 각주의 서술방법은 서술형 종결어미로 마치는 것을 원칙으로 한다. (예: 본 연구는 보험연구원의 지원을 받아 수행되었다.)

나. 주(註)는 내각주 방식을 따르되, 부기할 내용에 한하여 각주로 처리한다. 주에서 참고문헌을 표기할 때는 다음의 기준을 따른다.

① 주 안에서 내용을 직접 인용할 경우 : 인용 내용을 겹따옴표(“ ”) 안에 쓰고, 괄호 안에 출처를 밝힌다. 예: “The higher the contributions paid the lower the number of insolvencies.”(Collins, 1992: 88-90)

② 본문에서 참조한 내용을 주로 표시할 경우 : 참조한 내용의 출처를 밝힌다(저자(출판년도), 페이지 수). 예: 홍길동(1995), pp. 89-90

다. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 ‘참고문헌’에서 밝힌다.

라. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함시키지 않는다.

마. 참고문헌은 국문, 중국어, 일본어 등 동양(한자권) 문헌부터 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 성(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.

바. 동일 저자의 저서가 여러 개 있는 경우는 출판연도 순서로 기록하고 같은 해에 출판된 것은 본문에 인용된 순서에 따라 출판연도 뒤에 1990(a), 1990(b), 1990(c)과 같은 방식으로 표기한다. 이 때, 맨 앞의 저자 이름은 반복을 피하고 _____로 대체한다.

사. 각주의 기입사항은 단행본인 경우 “저자명, 서명, 발간지명, 발간년도, 페이지 수” 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 한다. 논문의 경우에는 참고문헌 표기에 따라 기입하는 것으로 한다.

아. 각주 및 참고문헌의 표기는 기본적으로 국문 도서와 정기간행물은 볼드체, 영문

도서와 정기간행물은 이탤릭체로, 국문 논문과 영문 논문은 겹따옴표(“ ”)로 표기한다. 논문, 저서 및 신문기사의 인용은 다음 각호의 예를 참고한다.

- 서헌제, **국제거래법**, 서울: 법문사, 1997.
- 김준경, “유동성 제약과 소비지출: 한국·일본·미국 비교분석”, **KDI 정책연구**, 한국개발연구원, 1995년 겨울호.
- 이기형·나우승·김해식, “손해보험사의 RBC도입방안”, **리스크관리연구**, 제15호, 한국리스크관리학회, 2005. 9, pp. 15-35.
- Priestley, M.B., *Spectral Analysis and Time Series*, New York: Academic Press, 1981.
- Ginsberg, P.B. and Manheim, L. M., “Insurance , Copayment and Health Services Utilization: A Critical Review”, *Journal of Economic and Business*, Vol. 58 No. 2, May 1968, pp. 35-53.
- “보험사, 민원과의 전쟁”, 한국일보, 2014. 5. 18
- New York Times, August 15, 1998, sec. 4, p. 11.
- <http://www.casact.org/library/astin/vol34no1/5.pdf>, 2005. 10. 20.

□ 논문 투고방법

1. 원고 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.
2. 투고된 논문은 심사(또는 세미나) 의견을 최대한 반영하여 수정하여야 한다.
3. 문의처
 - 보험연구원 『보험금융연구』 담당자
 - 주소 : 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 (우편번호 07328)
 - E-Mail : journal@kiri.or.kr
 - Tel : 02) 3775-9079 Fax : 02) 3775-9105

『보험금융연구』 윤리기준

제정 2008년 6월 20일

1. 목적

이 기준은 보험연구원의 학술논문집인 『보험금융연구』에의 논문게재 등과 관련하여 준수하여야 할 윤리의 원칙과 기준을 정함을 그 목적으로 한다.

2. 적용대상

이 기준은 『보험금융연구』에 논문을 기고한 연구논문 저자, 『보험금융연구』 편집위원 및 심사자에게 적용한다.

3. 서약

가. 『보험금융연구』의 편집위원은 이 윤리기준을 준수하기로 서약하여야 한다.

나. 편집위원회는 『보험금융연구』 원고모집을 공고할 때 윤리기준을 함께 공지하여야 하며, 기고자는 원고를 기고한 시점에서, 심사자는 심사를 승낙한 시점에서 이 기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

4. 연구논문 저자가 지켜야 할 윤리기준

가. 『보험금융연구』에 연구논문을 기고한 저자는 기고 논문과 관련하여 다음의 어느 하나에 해당하는 행위(이하 “연구부정행위”라 한다)를 하여서는 안된다.

- ① (위조) 존재하지 않는 데이터나 연구결과를 인위적으로 또는 허위로 만들어 내는 행위
- ② (변조) 연구와 관련된 데이터나 연구과정 등을 인위적으로 조작·수정하거나, 연구결과를 왜곡함으로써 연구의 내용이 정확하게 발표되지 않도록 하는 행위
- ③ (표절) 다른 사람의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정당한 승인 또는 인용 없이 도용하는 행위
- ④ (부당한 논문저자 표시) 연구내용 또는 결과에 대하여 일정한 공헌 또는 기여

를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자 자격을 부여하지 않거나, 공헌 또는 기여를 하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문저자 자격을 부여하는 행위

- ⑤ (중복게재) 자기의 기 발표 논문을 재사용하거나, 하나의 논문을 두 개 이상의 학술지에 동시에 투고하는 행위(외국 저널에 발표한 논문을 번역하여 또는 번역 없이 그대로 국내 학술지에 투고하는 행위 포함)
 - ⑥ (용인범위이탈) 기타 관련 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 연구부정행위
- 나. 연구논문 저자는 논문의 심사과정에서 제시된 심사자의 의견을 가능한 한 수용하여 논문에 반영되도록 노력하여야 한다.

5. 편집위원이 지켜야 할 윤리기준

- 가. 편집위원은 투고된 논문에 대하여 지체 없이 적절한 심사조치를 취해야 하며, 투고된 논문의 게재 여부를 결정하는 모든 책임을 진다.
- 나. 편집위원은 투고된 논문을 저자의 성별, 나이, 소속기관은 물론이고 어떤 선입견이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 논문심사 및 편집기준에 근거하여 공정하게 취급하여야 한다.
- 다. 편집위원은 투고된 논문의 심사를 해당 분야의 전문적 지식과 공정한 판단능력을 지닌 심사자에게 의뢰하여야 한다.
- 라. 편집위원은 투고된 논문의 게재가 결정될 때까지는 심사자 이외의 사람에게 저자에 대한 사항이나 논문의 내용을 공개하지 말아야 하고, 저자의 인격과 학자적 독립성을 존중하여야 한다.

6. 심사자가 지켜야 할 윤리기준

- 가. 심사자는 편집위원회가 의뢰하는 논문을 심사기준이 정한 바에 따라 성실하게 심사하고, 심사결과를 편집위원회에 통지하여야 한다. 만약, 자신이 논문의 내용을 평가하는 데에 책임자가 아니라고 판단될 경우에는 그 사실을 편집위원회에 지체 없이 통지하여야 한다.
- 나. 심사자는 논문을 개인적인 학술적 신념이나 저자와의 사적인 친분관계를 떠나

객관적 기준에 의해 공정하게 평가하여야 한다. 충분한 근거를 명시하지 않은 채 또는 심사자 본인의 관점이나 해석과 상충된다는 이유로 해당 논문에 게재 불가 등급을 부여하거나, 심사대상논문을 제대로 읽지 않은 채 평가해서도 안 된다.

- 다. 심사자는 투고된 논문의 내용과 관련된 중요한 연구결과 및 자료가 정확히 인용되었는지에 대하여 세심한 주의를 기울여야 한다. 심사하는 논문의 내용이 이미 학술지에 공개된 다른 논문과 매우 유사할 경우에는 편집위원회에 그 사실을 상세하게 알려 주어야 한다.
- 라. 심사자는 전문지식인으로서의 저자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다. 심사의견서에는 논문에 대한 자신의 판단을 밝히되, 보완이 필요하다고 생각되는 부분에 대해서는 그 이유도 함께 상세하게 설명하여야 한다.
- 마. 심사자는 심사대상논문에 대한 비밀을 준수하여야 한다. 논문심사를 위해 특별히 조언을 구하는 경우가 아니라면 논문을 다른 사람에게 보여 주거나 논문내용을 놓고 다른 사람과 논의하는 것도 삼간다. 또한 논문이 게재된 학술지가 출판되기 전에 저자의 동의 없이 논문의 내용을 인용해서는 안 된다.

7. 윤리위원회

- 가. 이 윤리기준의 목적을 달성하기 위하여 윤리위원회를 설치한다. 윤리위원회의 위원 및 위원장은 각각 『보험금융연구』 편집위원회의 위원 및 위원장으로 한다.
- 나. 윤리위원회는 재적위원 2/3의 찬성으로 의결하며, 위원이 당해 안전과 직·간접적인 이해관계가 있는 때에는 그 안전의 심의·의결에 관여할 수 없다. 그 밖에 윤리위원회의 운영 및 조사 등에 관한 구체적인 사항은 윤리위원회에서 정한다.
- 다. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 사안에 대하여 제보자, 피조사자, 증인·참고인 및 증거자료 등을 통하여 이 윤리기준 위반여부에 대한 조사를 실시하여야 한다. 이 조사에 협조하지 않는 것은 그 자체로서 윤리기준 위반이 된다.
- 라. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 피조사자 등에 대하여 충분한 소명기회를 주어야 한다.
- 마. 윤리기준 위반에 대해 윤리위원회의 최종적인 결정이 내려질 때까지 윤리위원회는 피조사자의 신원을 외부에 공개해서는 안 된다.

바. 윤리위원회가 윤리기준 위반에 대하여 제재하기로 결정한 경우에는 위반행위의 경중에 따라 다음의 어느 하나 이상에 해당하는 제재를 부과할 수 있다.

- ① 논문이 학술지에 게재되기 이전인 경우에는 해당 논문의 게재의 불허
- ② 논문이 학술지에 게재된 경우에는 해당 논문의 학술지 게재의 소급적 무효화 및 해당 논문 삭제
- ③ 향후 3년간 학술지 논문게재 금지
- ④ 기타 윤리위원회에서 정하는 제재사항

사. 윤리위원회가 “바”항 “②”호의 제재를 결정한 경우, 보험연구원 홈페이지 및 연구부정행위가 확정된 이후 발간되는 최초 『보험금융연구』에 연구부정행위사실 공지하여야 한다.

아. 윤리위원회는 연구부정행위가 중대하다고 판단할 경우에는, 연구부정행위자의 소속기관에 연구부정행위 사실을 통보할 수 있다.

8. 보칙

가. 윤리기준은 윤리위원회의 의결로 개정한다.

나. 윤리기준의 개정시, 기존 윤리기준을 준수하기로 서약한 자는 추가적인 서약 없이 개정된 윤리기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

부 칙

이 기준은 공포한 날부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

도서회원 가입안내

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원
연회비	₩ 300,000원	₩ 150,000원	₩ 150,000원
제공자료	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 정기간행물 · 보험동향 · 고령화 리뷰 · 보험금융연구 	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 정기간행물 · 보험동향 · 고령화 리뷰 · 보험금융연구 	<ul style="list-style-type: none"> - 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 정기간행물 · 보험동향 · 고령화 리뷰 · 보험금융연구
	<ul style="list-style-type: none"> -본원 주최 각종 세미나 및 공청회 자료(PDF) -영문보고서 	-	-

※ 특별회원 가입대상 : 도서관 및 독서진흥법에 의하여 설립된 공공도서관 및 대학도서관

가입문의

보험연구원 도서회원 담당

전화 : (02)3775-9113, 9056 팩스 : (02)3775-9102

회비납입방법

- 무통장입금 : 국민은행 (400401-01-125198)

예금주 : 보험연구원

가입절차

보험연구원 홈페이지(www.kiri.or.kr)에 접속 후 도서회원이가입신청서를 작성•등록 후 회비입금을 하시면 확인 후 1년간 회원자격이 주어집니다.

자료구입처

서울 : 보험연구원 보험자료실, 교보문고, 영풍문고, 반디앤루니스

부산 : 영광도서

