

생명보험회사의 예정이율 결정 방법에 관한 연구

(A Study on Life Insurer's Approaches Determining the Assumed Interest Rate)

마승렬*

Ma Seung-Ryul

박상범**

Park Sang-Bum

현행의 예정이율은 시장금리, 자산운용수익률, 가격경쟁력 등을 고려하여 회사가 자율적으로 결정하고 있다. 시장금리는 잘 알려진 대로 불안정시계열로서 이를 준거이율로 할 경우에 장기금리 예측의 어려움이 있다. 따라서 예정이율의 결정방법에 있어서 새로운 대체안을 고려할 필요가 있다. 본 연구에서는 시계열의 안정성 여부 분석을 통하여 생명보험회사 운용자산이익률 시계열의 평균값을 예정이율 결정시 주요변수로 반영할 경우 얻을 수 있게 되는 이점에 대하여 논의하고 있다. 예정이율은 생명보험회사의 투자수익률과 연관되어 있다. 생명보험회사 운용자산이익률의 시계열 추이는 급격한 구조적 변화가 있었던 2000년 4월 이후 안정적 시계열 형태임을 보이고 있고, 시계열의 변동성의 크기에 있어서도 기존의 시장금리에 비해 생명보험회사 운용자산이익률의 변동성이 약 56%수준으로서 현저히 낮은 값을 보여주고 있다. 즉, 이 기간 생명보험회사 운용자산이익률의 평균값은 향후 예정이율의 결정시 사용할 준거이율로써 유용하게 활용될 수 있음을 보이고 있다고 할 수 있다.

※ 국문 색인어: 예정이율, 시장금리, 이익률, 금리리스크

* 대구대학교 보험금융학부 겸임교수(e-mail: samhan12@hanmail.net)

** 동서대학교 금융보험학과 교수(e-mail: psb2214@gdsu.dongseo.ac.kr)

I. 서론

IMF 외환위기 이후 한국의 금리는 급격하게 상승한 바 있으나 이 후 구조조정 등을 통하여 경제가 안정되면서 금리는 지속적인 하향 추이를 보여주었고 현재 명목이자율이 3%대 수준을 유지하는 저금리 시대를 맞이하고 있다³⁾.

계약기간이 장기간인 생명보험의 경우 보험료 산출 시 시간의 흐름에 따라 발생하는 이자 효과를 고려하게 되는데, 순보험료 산출에 적용되는 이자율을 예정이율이라 한다. 보험료는 예정이율로 할인하여 정해지기 때문에 순보험료 계산에 적용되는 이자율이 높으면 높을수록 상대적으로 보험료는 저렴하게 된다.⁴⁾

예정이율의 크기는 보험회사의 투자수익률과 밀접하게 연관되는데, 투자수익률이 높을수록 보험료를 결정 시 높은 예정이율을 적용할 수 있게 될 것이다. 보험회사는 다수의 보험계약자가 납입한 보험료를 통하여 보험사업을 영위하기 때문에 수입보험료는 보험회사의 자금조달에 가장 크게 기여한다. 생명보험에서 수입보험료로 조달되는 자금의 원가는 순보험료 기준으로 최소한 예정이율과 같기 때문에 생명보험사의 자산운용수익률은 순보험료에 대하여 최소한 예정이율은 초과해야 하며, 그러하지 못하는 경우에는 역마진이 발생하여 생명보험회사의 경쟁력을 약화시키는 결과를 초래하게 될 것이다.

실제로 예정이율을 결정할 때 보험자가 고려하는 사항은 다양하다. 주요한 요소로는 운용자산이익률 이외에도 앞으로의 경제여건 전망, 금리변동 추이, 가격경쟁력, 배당률 등을 들 수 있다. 예정이율은 미래의 장기간에 걸친 금리변동, 운용자산이익률의 정확한 예측에 의하여 결정하는 것이 바람직하나, 장기예측에는 어려움이 따르게 된다. 선진국의 예를 보자면 장기국채, 회사채수익률 등 시장금리의 60~80% 정도의 보수적 수준으로 정하며 사후 위험관리 측면에 더 심혈을 쏟고 있다. 우리나라의 경우 생명보험회사가 예정이율을 자율적으로 정할 수 있게 된 것은 2000년 4월부터이므로 아직까지는 안정성을 체계적으로 고려한 예정이율의 산출에 대한 노하우가 일천하다고 할 수 있으며 2003회계연도부터 3년 만기 무보증회사채(AA-)의 수익률을 준거이율로 하는 표준이율 산출 공식을 개발하여 사용하고 있다.

최근 지속되는 저금리 추이에서 한국의 생명보험회사들은 예정이율이 시장금리 수준을 상회하는 현재의 시장 환경은 이차손을 불러일으킬 것으로 우려하고 있다. 다만, 최근 3년간의 예정이율이 시장금리(국고채수익률) 보다 높은 수준을 유지하고 있지만, 동일기간의 생명보험회사 운용자산이익률(ratio of invest assets profits) 보다는 낮은 수준이다. 이러한 관점에서 본다면 최근 생명보험회사의 이차손은 저금리시대 이전 판매 상품의 높은 (확정)예정이율 수준에 의한 것으로 볼 수 있다.

우리나라의 시장금리 시계열이 I(1)과정의 불안정 시계열이라는 사실은 그 동안의 여러 연구 결과 이제는 잘 알려져 있는 사실이다. 따라서 시장금리는 불안정 시계열로서 이를 준거이율로 하는 현행의 예정이율 결정방법은 불안정시계열인 시장금리의 장기 예측의 어려움

3) 2003년 12월 18일 현재 한국의 3년만기 회사채수익률은 5.57%, 3년만기 국고채수익률은 4.84%이다.

4) 이경룡, 『보험학원론』, 영지문화사, 2002, 277쪽 참조

으로 인해 항상 금리변동에 따른 금리리스크에 노출 될 수 밖에 없다. IMF 외환위기 이후 금융환경의 자율화, 개방화에 따른 금리자유화의 진전으로 시장금리가 장기적 하향추이를 가지는 저금리시대에 접어들면서 시장금리 수준이 예정이율 수준을 하회하여 금리 역마진 발생과 지급불능사태를 초래할 수도 있다는 위기감으로 인해 이후 보험산업에서는 다각도의 금리리스크 분석 및 금리리스크 완화 방안이 논의되어져 오고 있다.

류근옥 (1996)은 1년만기 정기예금 이자율을 기준으로 예정이율을 정해온 생명보험회사의 기존의 관행의 문제점을 지적하면서, 그 개선안으로서 Arrow-Debreu 유형의 상황의존적 평가모형(state preference theory)을 보험분야에 응용하여 무재정(arbitrage-free) 관계에서의 가격결정과 이자율 구조를 제시함으로써 경쟁적인 보험시장에서의 가격산정의 개선 및 합리화를 시도한 바 있다. 이원돈·노병윤·장강봉 (1997)은 자산운용수익률의 예측치와 예정이율과의 대소 관계를 상품별, 회사별로 분석하여 금리리스크 수준을 측정하고 여기에 따라 예정이율을 적절히 조정할 필요가 있음을 보여주고 있으며, 이원돈 (2003)은 시장금리의 변동 중 고금리보다는 현재와 같이 저금리 상황의 지속이 보험회사의 경영에 보다 악영향을 미치게 됨을 보여주고 있다. 이원돈·이승철·장강봉 (1998)은 생명보험 예정이율의 안전성 분석 및 운용방안 연구에서 향후 시장금리 및 자산운용수익률을 감안하여 생명보험회사의 재무건전성을 해하지 않는 수준의 예정이율을 산출하는 방식을 제시하고 있다. 권영준·지흥민 (2000)은 예정이율 결정메카니즘의 안정성을 검토하기 위해 유럽형 옵션식 배당부 생명보험계약의 가치를 Monte Carlo 모의실험에 의한 분석을 통하여 분석하였는데, 생명보험회사의 자산운용수익률의 변동성이 향후 예정이율의 안정성을 결정하는데 매우 중요한 역할을 할 것으로 판단하고 있다. 류건식·이도수 (2001)는 생명보험사의 예정이율리스크에 관한 연구에서 기준금리는 안정성, 장기성, 정확성, 대표성 등의 선정기준과 실제 자산운용과의 연관성을 고려하여 결정하여야 함을 설명하고, 우리나라의 기준금리와 금리생성모형의 특성을 고려할 때 Jetton모형이 적합하다는 연구 결과를 보여주고 있다⁵⁾.

한편, 류근옥 (1996)은 대형보험사들이 가지고 있는 자산포트폴리오 수익률은 전체 자산 중 이월되는 부분을 제외하면 새로운 환경에서 투자되는 부분이 차지하는 비중은 그다지 크지 않으므로(예를 들어 전체자산의 약 10%), 금리의 급변동 등 환경변화에 대한 내성(inertia)을 지니게 되며, 따라서 새로운 환경변화에 있어서도 보험사의 자산수익률은 합리적으로 예측할 수 있을 것임을 주장하고 있다.

본 연구에서는 생명보험회사 운용자산이익률 시계열이 안정적 시계열임을 단위근검정법을 통하여 확인한 후, 생명보험의 가격결정 시 생명보험회사 운용자산이익률 시계열의 안정적 특성을 충분히 고려한 예정이율의 수준을 적용함으로써 얻을 수 있게 될 이점에 대하여 논하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 본 연구에

5) Jetton모형은 생성하는 금리가 지나치게 발산하는 경우를 방지하기 위하여 모형에 평균회귀(mean reversion)항을 추가한 모형인데(류건식·이도수(2001), p.49 참조), 우리나라의 시장금리 시계열이 I(1)과정의 불안정 시계열인 점을 감안하면 평균회귀항에 의해 금리를 장기 기대금리(target rate)에 근접하게 생성하려는 동 모형에서의 가정은 시장금리의 시계열적 특성과는 다소 거리가 있다고 할 수 있다.

사용할 자료와 분석방법을 살펴본다. 제3장에서는 분석결과를 도출, 해석한 후 제4장에서 본 연구의 결론을 도출한다.

II. 자료와 분석방법

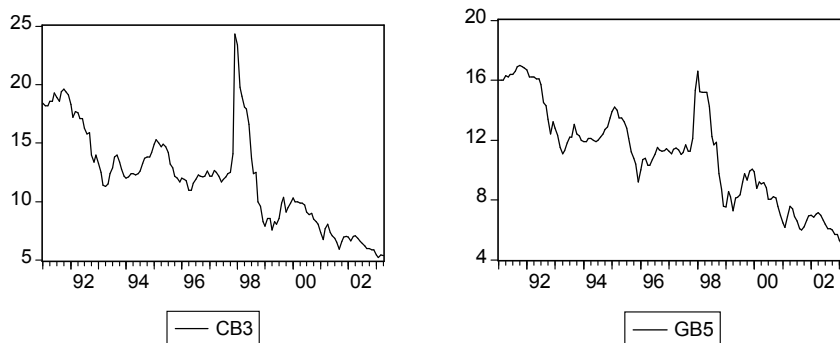
1. 자료

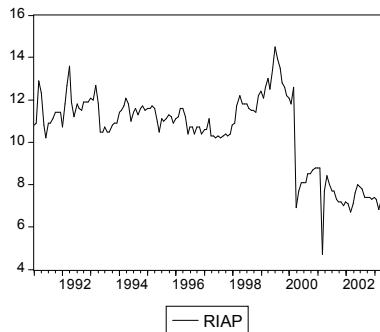
본 연구에서는 한국은행 DB에서 구한 1991.01~2003.04 간의 3년 만기 회사채수익률 자료, 5년 만기 주택채권수익률 자료와 통계청 DB에서 구한 1991.01~2003.04 간의 생명보험 운용자산이익률(RIAP: ratio of invested assets profits) 자료를 사용하여 분석한다. 각각의 시계열은 다음과 같이 정의한다.

- 3년 만기 회사채수익률 : CB3
- 5년 만기 주택채권수익률 : GB5
- 생명보험사 운용자산이익률 : RIAP

이상의 시계열을 그림으로 나타내면 다음과 같다.

<그림1> 시장금리(CB3, GB5)와 생명보험 운용자산이익률(RIAP)시계열 추이





위의 <그림1>에 나타난 각각의 시장금리 시계열 및 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP) 시계열의 형태는 모두 불안정 시계열의 형태를 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 RIAP시계열은 2000년 4월 시계열 추이에 급격한 구조적 변화가 있었음이 포착되고 있으며 동 시점을 전, 후하여 구분한 2개의 하부기간 (1991.01~2000.03 과 2000.04~ 2003.04)을 분리하여 살펴보면 하부기간들은 각각 안정적 시계열의 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있는데, 이들 하부기간 시계열의 구체적 안정성 여부는 추후 단위근검정법(unit root test) 등을 통하여 확인하기로 한다.

2. 분석방법

본 연구에서는 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP) 시계열의 안정성 여부 확인에 연구의 중점을 둔다⁶⁾.

시계열의 안정성 여부 분석을 위하여 본 연구에서는 단위근검정법(unit root test)을 사용하는데, 단위근검정법으로 ADF검정(Augmented Dickey-Fuller test)과 PP검정(Phillips-Perron test)을 사용하여 분석한다.

DF검정(Dickey-Fuller test)은 다음과 같은 세가지 형태의 모형을 설정하여 단위근의 존재 여부를 검정한다.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + u_t$$

6) 시계열데이터 $\{y_t\}$ 가 안정성(stationarity; 정상성)을 가지면 다음을 만족한다(김명직·장국현(1998), pp.38-40 참조). ① 평균값 $E(y_t)$ 는 일정하다. 즉, 시점 t 에 의존하지 않는다. ② 분산 $Var(y_t)$ 도 시점 t 에 의존하지 않는다. ③ 공분산 $Cov(y_t, y_{t+k})$ 는 단지 시차(lag) k 에 의존하지 실제 시점들인 t 와 $t+k$ 에 의존하지 않는다.

시계열 자료의 안정성여부 분석이 본 연구에서 중요한 점은 위와 같이 일차 모멘트(moment: 적률) 및 이차 모멘트들이 시간 t 에 대하여 불변하는 유한한 상수(常數)일 때 시계열 $\{y_t\}$ 를 안정적 시계열이라 한다는 점 때문이다.

세 가지 회귀모형의 차이점은 상수(절편)와 추세항의 포함 여부에 있다. 위의 DF검정에서는 오차항 u_t 가 정규분포한다고 가정한다. 그러나 오차항 u_t 가 자기상관 (autocorrelated) 되어 있는 경우 위의 모형들은 자기상관의 효과를 완화시키기 위해 다음과 같이 시차 차분항(lagged difference terms)들을 포함한 모형으로 수정되어 진다.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

이와 같이 시차 차분항이 포함된 모형으로 DF검정을 하는 경우 이를 ADF검정 (augmented Dickey-Fuller test)이라 한다. 위의 DF검정 및 ADF검정식에서 t는 시간 또는 추세를 나타내는 변수이며 각각의 모형에서 귀무가설은 $H_0 : \delta = 0$, 즉 '단위근이 존재한다'이다. 단위근을 가지는 시계열은 비정상적(nonstationary) 시계열임을 의미한다. 한편, PP검정은 오차항 (u_t)이 $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 와 같은 가정이 충족되지 않는 보다 포괄적인 상황 즉, \hat{u}_t 가 자기상관은 물론 이분산 현상까지 갖게 되는 경우에도 적용 할 수 있는 단위근 검정 방법이다. PP검정은 ADF검정과 달리 시차 차분항이 없는 위의 DF검정에서 사용한 형태의 모형을 설정하여 단위근 존재여부를 검정한다. PP검정은 1차적으로 DF검정모형에 대하여 OLS(ordinary least squares) 추정을 하게 되고, 계수의 t통계량은 계열상관에 따라 수정되어 진다.

단위근 검정 결과 RIAP 시계열에 급격한 구조적 변화가 있었던 2000.04 이후의 시계열이 안정적 시계열로 확인되면 우리는 안정적 시계열인 RIAP시계열의 평균값을 향후 예정이율의 준거이율로서 사용할 수 있다는 결론을 도출할 수 있게 될 것이다. 또한, 본 연구에서는 시장금리와 RIAP와의 사이에 장기적 균형관계 여부를 분석하기 위해 Johansen공적분 검정을 실시한다.

III. 분석결과

1. 기초 통계량

본 연구에 사용된 전체기간 (1991.01-2003.04)의 각각의 변수에 대한 기초 통계량 및 하부기간 (1991.01-1998.12 와 1999.01-2003.04)의 기초통계량은 다음과 같다.

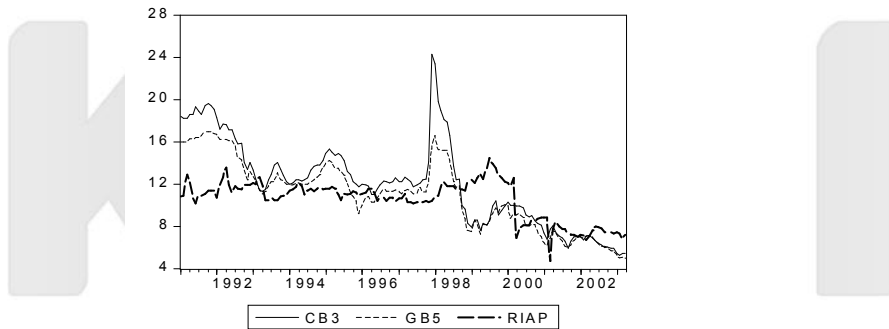
<표1> 기초통계량

(단위: %)

기 간	CB3		GB5		RIAP	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
1991.01-2003.04	12.0236	4.1058	11.0075	3.3061	10.4932	1.8689
1991.01-1998.12	14.3500	3.0547	12.9645	2.2093	11.2448	0.6682
1999.01-2003.04	7.7286	1.4874	7.3946	1.3766	9.1058	2.4919

<표1>에서와 같이 평균적으로는 RIAP 시계열의 평균값이 시장금리 시계열의 평균값보다 낮은 것으로 나타난다. 그러나 IMF 외환위기 시점 이전에는 생명보험회사 운용자산이익률이 시장금리 수준보다 더 낮은 값을 보여주지만 외환위기 시점 이후에는 오히려 시장금리 보다 생명보험회사 자산운용수익률(RIAP) 값의 크기가 더 큰 값을 보여주고 있음을 확인할 수 있다. 이들 시계열을 하나의 그림으로 나타내면 <그림2>와 같다.

<그림2> 시장금리와 생명보험회사 운용자산이익률 시계열 추이



2. 시계열의 안정성 검정

본 연구에서의 분석대상 시계열인 회사채수익률(CB3), 국민채권수익률(GB5) 및 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP) 각각의 시계열은 외견 상 불안정 시계열의 형태를 띠고 있음을 앞의 <그림1, 2>에서 확인할 수 있다.

본 연구에서는 보다 구체적으로 이들 시계열의 안정성 여부를 확인하기 위해 ADF 검정 및 PP검정법에 의한 단위근 검정을 시행하였으며, 그 결과는 <표2>와 같다.

<표2> 단위근 검정 결과

변 수	ADF 통계량	PP 통계량	임계치
CB3	-3.3194	-3.0201	1%:-4.0212, 5%:-3.4405, 10%:-3.1447
GB5	-3.1425	-2.9808	
RIAP	-3.4584	-3.1213	

- 주) 1.절편과 추세항 모두를 포함한 검정식을 사용하여 분석한 결과임.
 2.검정 통계량 값이 정해진 유의수준에서 임계치보다 작으면 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 됨 .
 3.임계치(critical values)는 Mackinnon(1996)의 임계치임.

원시계열의 단위근 검정결과 GB5와 CB3 시계열은 ADF검정, PP검정 결과 모두 5% 유의수준에서 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정 시계열로 확인되었다.

RIAP시계열은 원시계열의 단위근 검정결과 PP검정의 결과와는 달리 ADF검정의 경우에는 5% 유의수준에서 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 안정적 시계열이라는 분석결과를 보여주고 있다. 그러나 절편만 있는 검정식을 사용한 추가적 분석에서는 10% 유의수준에서 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 RIAP시계열의 원시계열도 불안정시계열이라는 결론을 내릴 수 있다. 7)

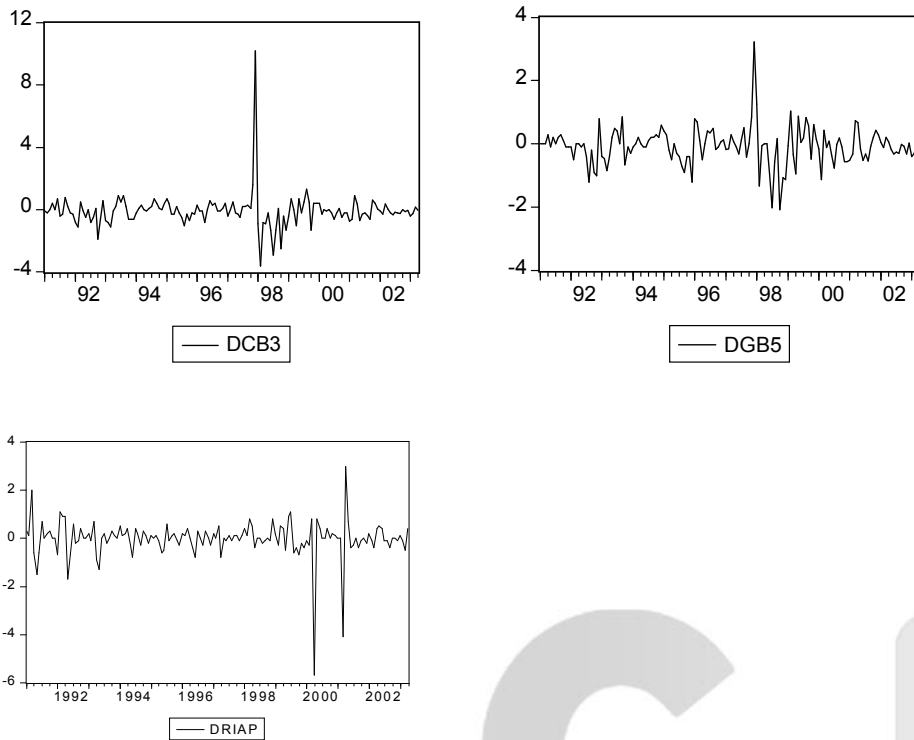
불안정 시계열로 확인되는 시계열은 차분과정을 통하여 안정적 시계열로 변환시킬 수 있는데, 각각의 시계열에 대하여 1차 차분을 시행한 시계열은 각각 다음과 같이 정의한다 .

- 1차 차분된 3년 만기 회사채수익률 : DCB3
- 1차 차분된 5년 만기 주택채권수익률 : DGB5
- 1차 차분된 생명보험사 운용자산이익률 : DRIAP

1차 차분된 시계열의 추이는 다음 <그림3>과 같이 모두 안정적 시계열 형태를 보여주고 있다.

7) 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP)의 경우 절편만 있는 검정식을 사용하여 분석한 경우 ADF통계량과 PP통계량은 모두 -2.3131으로서 10% 유의수준 (-2.5772)에서 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. RIAP시계열의 자기상관함수(autocorrelation function)의 형태도 검토해본 바 불안정시계열의 형태임을 확인시켜 주었다. 그러나 이러한 결과는 구조적 변화가 있었던 2000.04 전 후 시계열을 분리한 분석 결과와는 상이하다는 사실을 추후의 분석에서 확인하게 될 것이다.

<그림3> 각각의 1차 차분된 시계열 추이



각각의 1차 차분된 시계열에 대하여 안정성 여부를 구체적으로 확인하기 위해 단위근 검정을 시행하였으며, 단위근 검정 결과는 <표3>과 같다.

<표3> 차분시계열에 대한 단위근 검정 결과

변수	ADF 통계량	PP통계량	임계치
DCB3	-9.4272	-10.1091	1%:-3.4749, 5%:-2.8810 10%:-2.5772
DGB5	-8.8398	-8.7676	
DRIAP	-14.6975	-16.0482	

- 주) 1.절편만 있는 검정식을 사용한 분석 결과임.
 2.검정 통계량 값이 정해진 유의수준에서 임계치보다 작으면 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 된다.
 3.임계치(critical values)는 Mackinnon(1996)의 임계치임.

<표3>의 1차 차분된 시계열은 ADF 검정과 PP 검정 결과 모든 시계열이 안정적 시계열로 확인되었다. 따라서 본 연구의 분석대상 시계열의 원시계열들은 모두 I(1)과정의 불안정 시계열이라는 결론을 내릴 수 있다.

3. 준거이율로서 시장금리의 적정성 여부

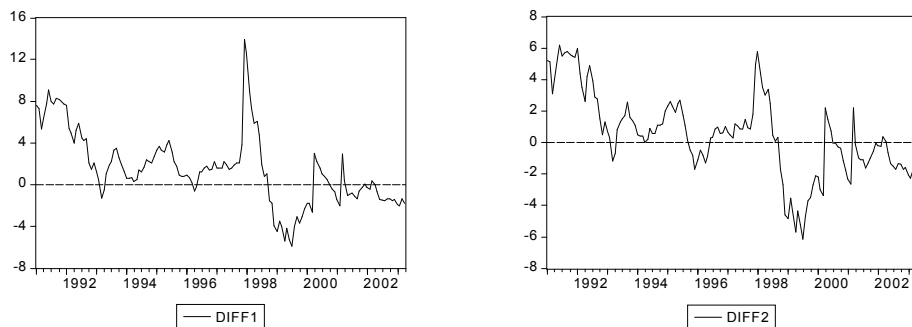
시장이율을 예정이율의 준거이율로 사용하는 경우 장기성 보험상품에서는 금리리스크 완화를 위하여 변액보험 등 금리연동형 보험상품의 개발이 필요하게 되고, 이러한 상품의 경우 예정이율은 운용자산이익률과의 괴리를 최소화하는 수준으로 결정되어야 할 것이다. 현행의 실무와 같이 시장금리를 예정이율의 준거이율로 삼기 위해서는 운용자산이익률과 시장금리 간의 안정적 균형관계가 전제되어야 할 것이므로 이들 간의 관계를 먼저 확인해볼 필요가 있다. 만일 이들의 시계열이 장기적으로 어떤 안정적 균형관계를 가진다는 사실이 확인된다면 시장금리 수준을 예정이율의 준거이율로서 사용하는 현행의 예정이율 결정방법에 대한 타당성을 인정받을 수 있게 될 것이다.⁸⁾

본 연구에서는 이러한 분석을 위하여 먼저 시장금리와 보험회사의 운용자산이익률 간의 차율(spread) 시계열을 생성하였으며, 각각 다음과 같이 정의한다.

- 회사채수익률과의 차율 : $DIFF1 = CB3 - RIAP$
- 주택채권수익률과의 차율 : $DIFF2 = GB5 - RIAP$

1991.01 ~ 2003.04 간의 시장금리(CB3, GB5)와 보험사 운용자산이익률(RIAP) 간의 차율을 계산한 후 각각의 차율 시계열 형태를 그림으로 나타내면 다음 <그림4>와 같다.

<그림4> 시장금리와 생명보험회사 운용자산이익률 간의 차율시계열 추이



보험회사의 운용자산이익률과 시장금리를 이용하여 생성한 <그림4>의 차율 (DIFF1,

8) 시장금리와 생명보험회사 운용자산이익률 시계열이 장기적으로 안정적 균형관계를 가진다는 사실이 확인된다고 하더라도 우리나라의 시장금리(CB3, GB5) 시계열이 불안정성 시계열이라는 특성으로 인해 현행과 같이 시장금리를 예정이율의 준거이율로 사용하는 경우에는 미래의 시장금리의 변동에 따른 금리리스크에는 항상 노출될 수 밖에 없다. 따라서 시장금리를 준거이율로 사용함으로써 필연적으로 발생하게 되는 금리리스크를 회피하기 위해서는 이를 위한 적절한 헷징 방안을 또한 강구하여야 할 것이므로 예정이율의 운용은 보다 복잡한 양상으로 나타낼 수 밖에 없다.

DIFF2)의 시계열이 안정적 시계열로 확인되면 우리는 장기보험의 가격 결정 시 적용할 예정이율의 수준으로서 과거 일정기간(예: 1991.01 ~ 2003.04)의 시장금리 시계열의 평균값에서 위의 차율의 평균값을 차감한 이율을 예정이율 수준으로 적용하는 방안 등 시장금리를 준거 이율로 하는 여러 방법을 고려해 볼 수 있게 될 것이다. 이들 시계열에 대한 단위근 검정 결과는 다음 <표4>와 같다.

<표4> 단위근 검정 결과

변수	ADF 통계량	PP통계량	임계치
DIFF1	-3.2414	-3.3324	1%:-4.0212, 5%:-3.4405, 10%:-3.1447
DIFF2	-3.6951	-3.8130	

- 주) 1.절편과 추세항을 모두 포함한 검정식을 사용한 분석 결과임
 2.검정 통계량 값이 정해진 유의수준에서 임계치보다 작으면 해당시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 됨.
 3.임계치(critical values)는 Mackinnon(1996)의 임계치임.

단위근 검정 결과 DIFF1 시계열은 5% 유의수준에서 모두 불안정 시계열로 확인 되었다. 그러나 DIFF2 시계열은 ADF통계량과 PP통계량 모두 5% 유의수준에서 안정적 시계열이라는 통계량을 보여주고 있다. 그러나 각각의 시계열에 대한 자기상관함수 형태를 확인해 본 바, DIFF2 시계열과 DIFF1 시계열의 자기상관함수의 형태는 서로 유사한 불안정시계열의 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있었다. 본 연구에서는 보다 최근에 개발된 단위근검정법인 DFGLS (Dickey-Fuller Test with GLS Detrending) 검정법⁹⁾을 사용하여 DIFF1과 DIFF2 시계열의 안정성 여부를 추가로 확인하였다.

<표5> DF-GLS 단위근검정 결과

변수	t-Statistic	임계치
DIFF1	-2.8763	1%: -3.5224, 5%: -2.9820, 10%: -2.6920
DIFF2	-2.3605	

- 주) 1.귀무가설: 해당시계열에 단위근이 존재함.
 2.절편과 추세항이 있는 모형을 사용한 검정 결과임.
 3.임계치는 Elliott, Rothenberg, and Stock (1996)에 의함.

DF-GLS 단위근검정 결과에 의하면 DIFF1과 DIFF2 시계열은 모두 5% 유의수준에서 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 불안정 시계열인 것으로 확인되었다. 이상의 분석 결과에 근거하면 본 연구의 분석대상 시계열인 DIFF1과 DIFF2 시계열은 모두 불안정 시계열이라고 결론 지을 수 있다.

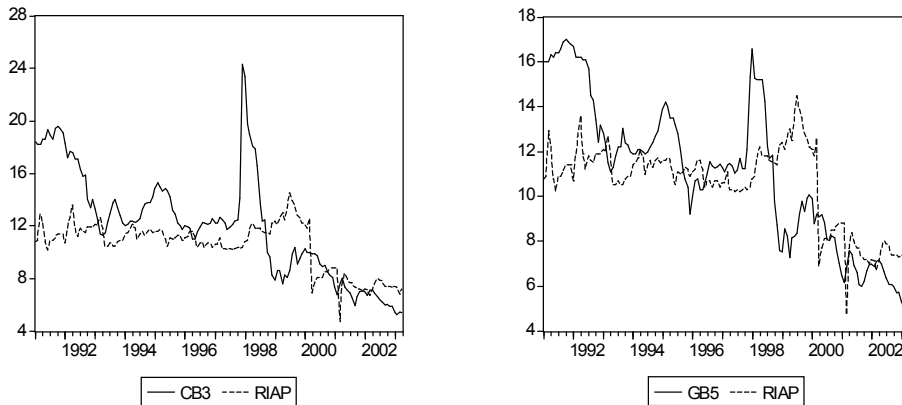
이러한 분석 결과는 시장금리와 보험회사의 운용자산이익률 간에 장기적인 안정적 균형

9) Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) 참조

관계가 존재하지 않는 것을 의미하므로, 현행과 같이 시장금리를 예정이율의 준거이율로서 사용하는 데에는 무리가 있음을 말해주는 것이다.

한편, 본 연구에서는 시장금리시계열과 RIAP시계열 간의 장기적 균형관계를 좀 더 구체적으로 파악하기 위하여 Johansen공적분 검정을 실시하였다. 1991.01 ~ 2003.04 동안 시장금리 (CB3, GB5)와 RIAP간의 관계는 <그림 5>와 같이 나타난다.

<그림 5> CB3, GB5, RIAP간의 관계



우선, 공적분검정에 사용될 시차 수(p)를 결정하기 위하여 CB3시계열과 RIAP시계열을 사용한 VAR(p)모형을 추정하였다. AIC(Akaike Information Criterion)와 SIC(Schwartz Information Criterion)를 최소화하는 시차 수는 <표 6>에 요약되어 있다.

<표 6> P의 선택 (CB3 and RIAP)

p	AIC	SIC	선택
0	9.4110	9.4515	
1	5.3294	5.4509	
2	5.3145	5.5170	o
3	5.3148	5.5983	

<표 6>에 의하면, AIC의 경우 시차 2 (p=2)에서 그리고 SIC의 경우는 시차 1 (p=1)에서 각각 최소값을 갖게 된다. 본 연구에서는 AIC에 기초하여 p=2 (1차 차분변수의 경우 p=1)을 선정하였다. 그리고 공적분방정식과 VAR 각각에 절편(intercept)이 있는 모델 (unrestricted cointegration rank test)을 사용하여 공적분검정을 실시하였다. Johansen 공적분검정 결과는 <표 7>에 요약되어 있다.

<표 7> 공적분검정결과 (CB3, RIAP)

귀무가설	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
$H_0 : r=0$	13.6687	15.41	20.04
$H_0 : r \leq 1$	1.4040	3.76	6.65
귀무가설	Max-Eigen 통계량	5% 임계치	1% 임계치
$H_0 : r=0$	12.2647	14.07	18.63
$H_0 : r \leq 1$	1.4040	3.76	6.65

- 주: 1. Trace 통계량과 Max-eigenvalue통계량은 각각 5% 유의수준에서 공적분관계에 있지 않음을 보이고 있음.
 2. 귀무가설은 '공적분 개수는 r과 같거나 크다'임
 3. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 수치임

다음으로 GB5와 RIAP 시계열간의 공적분검정에 사용될 변수의 시차를 결정하기 위해 GB5 시계열과 RIAP시계열을 사용하여 VAR(p) 모형을 추정하였다. 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> P의 선택 (GB5 and RIAP)

p	AIC	SIC	선택
1	4.1135	4.2350	
2	4.0293	4.2318	o
3	4.0346	4.3181	
4	4.0611	4.4256	

<표 8>에 의하면 AIC와 SIC 모두 시차 2 (p=2)에서 최소값을 갖는다. 본 연구에서는 이들 통계량에 근거하여 시차 p=2 (1차 차분변수의 경우 시차 p=1)를 선정하였다. 그리고 공적분방정식과 VAR 각각에 절편(intercept)이 있는 모델(unrestricted cointegration rank test)을 사용하여 공적분검정을 실시하였다. Johansen공적분검정 실시 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9> 공적분검정결과 (GB5, RIAP)

귀무가설	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
$H_0 : r=0$	13.6687	15.41	20.04
$H_0 : r \leq 1$	1.4040	3.76	6.65
귀무가설	Max-Eigen 통계량	5% 임계치	1% 임계치
$H_0 : r=0$	12.2647	14.07	18.63
$H_0 : r \leq 1$	1.4040	3.76	6.65

- 주: 1. Trace 통계량과 Max-eigenvalue통계량은 각각 5% 유의수준에서 공적분관계에 있지 않음을 보이고 있음.
 2. 귀무가설은 '공적분 개수는 r과 같거나 크다'임.
 3. 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 수치임.

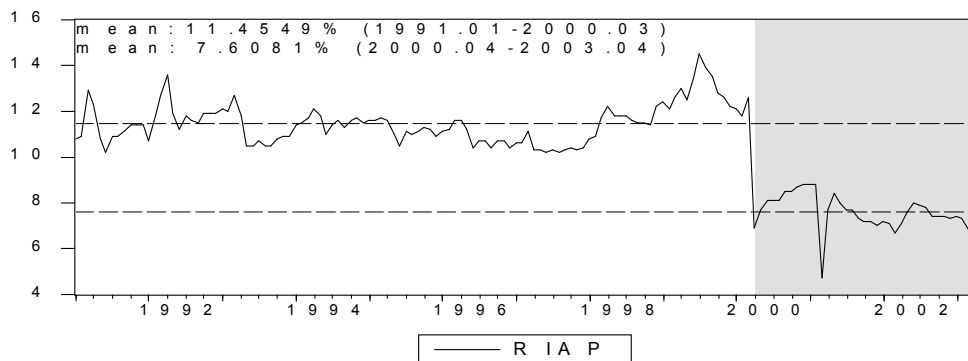
공적분검정 결과에 의하면 <표7>과 <표9> 모두 Trace 통계량과 Max-eigen 통계량이 각각 5% 유의 수준에서 두 변수 간에 공적분관계가 존재하지 않음을 보이고 있다. 따라서 본 연구의 결과에 의하면 시장금리시계열과 RIAP시계열 간에는 장기적 균형관계가 존재하지 않는다 라는 결론을 내릴 수 있다.

4. 생명보험회사 운용자산이익률 시계열의 특성

미래의 장기간에 걸친 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP)을 정확하게 예측할 수 있다면 예정이율의 수준을 적정하게 유지하는데 도움이 될 것이다. 본 절에서는 앞의 <그림1, 2>에서 살펴본 운용자산이익률 시계열의 특성을 보다 구체적으로 검토해 보기로 한다. 앞 절의 분석에서 생명보험회사 RIAP 시계열은 불안정 시계열로 확인된 바 있는데, RIAP 시계열 추이를 보다 구체적으로 살펴보면 <그림6>에서와 같이 1991.01~2003.04 간의 운용자산이익률의 장기적 시계열 추이 중 2000년 4월에 접어들면서 시계열 추이에 급격한 구조적 변화가 있었음을 확인할 수 있다.

이 시점을 전, 후하여 추가 하락 및 저금리상황이 지속되기 시작하였으며, 채권금리의 하향 안정화, 금융기관별 소매금융 확대에 따른 대출금리 하락, 주식시장 침체 등으로 유가증권 관련 이익이 크게 감소하여 생명보험회사의 운용자산이익률을 급속히 악화시킨 것으로 파악 되고 있는데 (생명보험협회 (2001), 류건식·이도수 (2001)), 이러한 경제적 상황의 급변화가 운용자산이익률 시계열에 있어서의 구조적 변화를 야기시킨 주 요인으로 생각된다¹⁰⁾.

<그림6> 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP) 시계열 추이



본 연구에서는 1991.01~2003.04 동안의 RIAP시계열의 구조적 변화를 확인하기 위하여 RIAP 시계열의 구조적 안정성검사(stability test)를 실시하였다. 우선, 불안정 시계열로 확인되는 전체기간 즉, 1991.01-2003.04 간의 RIAP 시계열의 1차 차분된 시계열인 DRIAP시계열

10) 한편, 생명보험회사 운용자산이익률 시계열에 급격한 구조적 변화가 있었던 2000년 4월은 우리나라 생명보험의 예정이율 및 예정사업비율이 자율화되어 본격적인 가격경쟁시대를 맞이하게 된 시점이기도 하다.

의 ARMA(p, q)모형을 추정하였다.

DRIAP의 ACF(autocorrelation function)와 PACF(partial autocorrelation function)의 특성은 모두 시차(lag) 3에서 correlogram의 spike가 사라지는 형태를 띠고 있다. 이러한 correlogram의 형태에 근거하여 ARMA(p,q)모형을 추정하였으며, AIC와 SIC 값을 가장 작게 해주는 최적모형을 선택한 결과, 최종적으로 ARMA(0, 2)모형이 RIAP시계열에 가장 잘 적합되는 것으로 확인되었다.

<표10>ARMA(p,q) 모형의 선택

(p, q)	AIC	SIC	선택
(0, 2)	2.3002	2.3407	o
(1, 1)	2.3044	2.3451	
(2, 0)	2.3232	2.3641	
(2, 2)	2.3265	2.4083	

DRIAP시계열의 추정된 ARMA모형은 다음과 같았다

<표11> ARMA(0, 2)모형

$DRIAP_t = \varepsilon_t - 0.2590\varepsilon_{t-1} - 0.1541\varepsilon_{t-2}$ <p>t-Statistic: (-3.1663) (-1.8815)</p> <p>{ε_t}는 분산이 σ_ε^2 인 백색잡음과정</p>
Adj.R ² : 0.0751, Durbin-Watson: 1.9907, AIC: 2.3002, SIC: 2.3407

본 연구에서는 상기 추정된 ARMA모형을 이용하여 RIAP 시계열의 구조적 안정성검정을 실시하였다. 구조적 변화를 전후한 기간 각각에 추정된 방정식이 잘 부합되는지 여부 및 추정된 방정식에 현저한 차이가 있는지를 살펴보기 위하여 Chow검정(Chow Breakpoint Test)을 실시하였는데, 여기서 현저한 차이는 이들 관계에 있어 구조적 변화를 의미한다. Chow검정 결과는 <표 12>와 같다.

<표 12> Chow검정(Chow Breakpoint Test)결과 : 2000:04

F-statistic :	53.8657	Probability: 0.000000
Log likelihood ratio:	82.6653	Probability: 0.000000

Chow검정 통계치는 모두 2000년 4월을 전후한 ARMA(0, 2) 모형에 구조적 변화가 없었다는 귀무가설을 결정적으로 기각함을 확인할 수 있다.

본 연구에서는 2000년 4월 이후의 이용 가능한 시계열 기간이 짧은 관계로 Chow검정

(Chow Breakpoint Test)과 더불어 Chow예측검정(Chow Forecast Test)을 또한 실시하였으며 그 결과는 다음과 같았다.

<표13> Chow예측검정: Forecast 2000:04~2003:04

F-statistic :	6.2577	Probability: 0.000000
Log likelihood ratio:	168.5969	Probability: 0.000000

위의 결과에서 볼 수 있듯이 Chow예측검정 결과 역시 Chow검정 결과를 확인시켜주고 있다.

본 연구에서는 RIAP시계열에 있어서 급격한 구조적 변환점(2000.04)을 기준으로 나뉜 전, 후 각각의 시계열이 안정적 형태를 띠고 있는 점을 고려하여 표본 기간을 두 기간, 즉 1991.01~2000.03과 2000.04~2003.04로 나눈 후, 각각의 시계열에 대하여 단위근검정을 실시하였으며 그 결과는 다음 표와 같다.

<표 14> 단위근검정 결과 (RIAP)

기간	ADF	PP	임계치
1991.01 - 2000.03	-3.0599	-3.9375	1%:-3.4902, 5%:-2.8877, 10%:-2.5808
2000.04 - 2003.04	-9.9557	-10.0768	1%:-3.6210, 5%:-2.9434, 10%:-2.6103

- 주) 1.절편만을 포함한 검정식을 사용한 결과임.
 2.귀무가설은 RIAP에 단위근이 포함되어 있다임.
 3.임계치(Critical values)는 Mackinnon(1996)의 임계치임.

단위근검정 결과, 표본기간 전 기간을 대상으로 했던 결과와는 다르게 하부기간별로는 RIAP 시계열이 각각 안정적인 것으로 나타나고 있다. 따라서 우리는 2000.04 부근의 급작스런 구조적 변화가 전 시계열에 결정적 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 한편, 위 결과와 비교하기 위하여 구분된 두 기간 동안의 시장금리에 대한 단위근 검정을 실시하였으며 그 결과는 다음과 같다.

<표 15> 단위근검정 결과 (CB3, GB5)

기간	변수	ADF 통계량	PP 통계량	임계치
1991.01 - 2000.03	CB3	-2.9714	-2.6702	1%: -4.0428, 5%: -3.4508, 10%: -3.1508
	GB5	-2.7505	-2.6846	
2000.04 - 2003.04	CB3	-2.3218	-2.0948	1%: -4.2268, 5%: -3.5366, 10%: -3.2003
	GB5	-3.5156	-1.9420	

주) 1. 절편과 추세항을 포함한 검정식을 사용한 결과임.

2. 귀무가설은 CB3에 단위근이 그리고 GB5에 단위근이 각각 포함되어 있다임.

3. 임계치(Critical values)는 Mackinnon(1996)의 임계치임.

위 결과에서 볼 수 있듯이 CB3와 GB5 시계열은 5% 수준의 신뢰도에서 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 따라서 예상했던 대로 CB3와 GB5 시계열은 각각 구분된 기간에서 모두 안정적이지 못함을 확인할 수 있다. 한편, 구분된 기간의 RIAP의 기초통계량은 다음과 같다¹¹⁾.

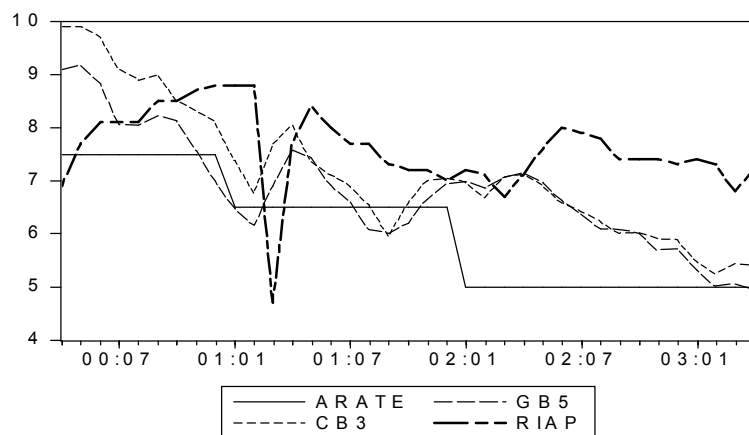
<표 16> 각 기간별 기초 통계량 (RIAP)

기간	평균	표준편차
1991.01-2000.03	11.4549	0.8607
2000.04-2003.04	7.6081	0.7693

위 표에서 2000.04 이후 생명보험회사의 RIAP 평균치(mean value)가 약 3.8% 정도 감소하고 있음을 볼 수 있다.

생명보험회사 운용자산이익률(RIAP)의 장기적 시계열 추이에서 급격한 구조적 변화가 있었던 2000.04 시점 이후의 시계열 추이와 동 기간에 있어서의 시장금리 및 예정이율(ARATE) 추이를 그림으로 함께 나타내면 다음과 같다¹²⁾.

<그림7> 생명보험회사 운용자산이익률, 시장금리 및 예정이율(ARATE) 추이
(2000.04 ~ 2003.04)



11) Ma and Park (2004)은 생명보험회사 총자산운용수익률(RTAP:ratio of total assets profits)의 시계열자료를 사용하여 본 연구에서와 유사한 분석 결과를 도출하고 있는데, 하 부기간인 2000.04-2003.04 간의 RTAP 시계열의 평균값은 약 7.0%인 것으로 확인된다.

12) 생명보험회사 예정이율은 이유문(2003)의 자료를 사용하였다.

현행(2003.04 현재)의 생명보험회사 예정이율 수준은 5% 수준으로서 국고채수익률보다는 약간 높고 회사채수익률보다는 약간 낮은 수준을 유지하고 있다.

최근 지속되는 저금리 추이에서 최근 약 3년간의 생명보험회사 예정이율이 시장 실세금리인 국고채수익률 보다 약간 높은 수준을 유지하고 있지만, 동일기간의 생명보험회사 운용자산이익률(RIAP: ratio of invested assets profits) 보다는 평균적으로 약 2.6% 낮은 수준에 해당하여 예정이율 수준이 생명보험회사 운용자산이익율에 비하면 현저히 낮은 약 66% 수준이다.

예정이율의 준거 이율로서 시장금리가 사용되고 있으나, 예정이율은 생명보험회사의 미래 투자수익률에 대한 기대치가 반영되는 것이므로 예정이율 결정 시 시장금리 수준보다는 투자수익률(운용자산이익률)의 추이를 기준으로 예정이율의 수준을 결정하는 것이 보다 바람직하다 할 것이다.

한편 예정이율의 결정시 생명보험회사 운용자산이익률이 주요하게 반영되기 위해서는 기존의 시장금리 시계열과 생명보험회사 운용자산이익률 시계열의 변동성의 크기를 상호 비교하여 시장금리의 변동성이 운용자산이익률의 변동성보다 더 큰 값을 보여주고 있는지 여부도 확인 해 볼 필요가 있다. 각각의 시계열의 변동성을 비교하기 위해 우리는 변동계수(coefficient of variation)를 사용할 수 있는데 변동계수는 각각의 시계열의 표준편차를 평균값으로 나눈 값을 의미한다. 각각의 시계열에 대한 변동계수는 <표17>과 같다.

<표17> 변동계수의 비교

기간	CB3	GB5	RIAP
1991.01-2003.04	0.34148	0.30035	0.17810
1991.01-2000.03	0.24743	0.202757	0.07514
2000.04-2003.04	0.17983	0.15874	0.10112

본 연구에서 분석 대상으로 하고 있는 전체 기간인 1991.01~2003.04 간의 기간과 RIAP 시계열에 급격한 구조적 변화가 있었던 시점을 중심으로 2개의 하부 기간인 1991.01~2000.03 간, 2000.04~2003.04 간의 기간에 대한 변동계수를 각각 구해본 바 어느 경우에 있어서나 변동계수의 크기는 CB3가 가장 큰 값을 보여주고 있으며 RIAP가 가장 작은 값을 보여주고 있음을 확인 할 수 있다.

본 연구에서 시행한 시계열의 안정성검정 결과에 의하면 2000.04~2003.04 간의 생명보험

회사 운용자산이익률 시계열이 안정적 시계열로 확인되므로 향후 예정이율의 결정시 불안정 시계열인 기존의 시장금리(CB3) 보다 2000.04 이후의 RIAP 시계열의 평균값을 더 큰 비중으로 반영하는 방법의 채택이 보다 바람직함을 확인할 수 있었다. <표17>에서 확인한 바와 같이 2000.04~2003.04 간의 CB3와 RIAP 시계열의 변동계수의 크기를 보면 기존의 예정이율의 준거이율로 삼고 있는 CB3의 변동계수의 크기가 RIAP 시계열의 변동계수의 크기에 비해 1.8배에 가까운 큰 값을 보여주고 있으므로 시계열의 변동성의 크기 측면에 있어서도 RIAP시계열이 CB3시계열에 비해 예정이율의 준거이율로서 보다 우월한 대체변수가 될 수 있음을 확인할 수 있다.

IV. 결론

시장금리는 불안정 시계열로서 이를 준거이율로 하는 현행의 예정이율 결정방법은 장기금리 예측의 어려움으로 인해 항상 미래의 금리변동에 따른 금리리스크에 노출되게 될 것이므로, 향후 예정이율의 결정방법은 안정적 시계열로 확인되는 생명보험회사 운용자산이익율을 보다 비중있게 반영하는 새로운 예정이율 결정방법을 고려할 필요가 있다.

우리는 시계열 추이에 급격한 구조적 변화가 있었던 2000.04 시점 이후 생명보험회사 운용자산이익률 추이가 안정적 시계열임을 확인할 수 있었고, 시계열의 변동성의 크기에 있어서도 기존의 시장금리에 비해 현저히 낮은 값(약 56% 수준)을 보여주고 있음을 확인하였으므로 이 기간 생명보험회사 운용자산이익률의 평균값(7.6%)을 향후 예정이율의 결정시 유용하게 사용할 수 있음을 확인하였다. 이 경우 시장금리를 준거이율로 사용하는 경우에 비해 향후의 경제환경 변화에 따르는 예정이율리스크는 상당부분 제거시킬 수 있게 될 것이다.

하지만, 생명보험회사 운용자산이익률의 산정에 있어서는 문제점이 따르는 바, 투자유가증권의 수익률 계산문제, 회계기준의 변경에 따른 문제, 장부가격의 시장가격 반영 문제 등이 그것이다. 또한 본 연구에서는 안정적 시계열로 확인되는 생명보험회사 운용자산이익률 시계열의 분석 대상 기간이 너무 짧다는 한계점을 내포하고 있기도 하다.

이에 따라 우리는 회계정보의 정확성 확보에 더욱 노력하고 우리나라 생보 산업에서 2000년 4월 야기된 구조적 변화 시점 이후의 생명보험회사 운용자산이익률의 안정적 시계열 추이가 미래에도 지속될지 여부에 대한 관심을 계속적으로 기울일 필요가 있을 것이다.

If a market interest rate that is in an unstable time series is used as a reference interest rate to calculate the assumed interest rate, life insurers cannot avoid facing interest risk due to the difficulties of forecasting future long-term interest rates. Thus, it is necessary to determine an alternative method to calculate the assumed interest rate. In this study, we investigate a new method to calculate the assumed interest rate based on the average of the time series of returns on total assets of life insurers. The trend

of the time series of returns on total assets of life insurers is stable after April 2004, when there was rapid systematic change. Also, the size of variance of the returns on total assets of life insurers is about 50 % of that of the market interest rate. Therefore, we can tell that the return on total assets is better than the market interest rate as a reference interest rate in reducing the risk caused by determining the assumed interest rate.



<참고문헌>

- 권영준 · 지홍민, 「Monte Carlo Simulation을 통한 생명보험 예정이율의 옵션적 가치와 보험계약의 안정성 분석」, 『리스크관리연구』 제11권 제1호, 2000, pp.189 ~217.
- 김명직 · 장국현, 『금융시계열분석』, 경문사, 1998.
- 류건식 · 이도수, 『생명보험회사의 예정이율 리스크에 관한 연구』, 보험개발원 보험연구소, 2001. 4.
- 류근욱, 「생명보험상품의 예정이율 결정과 자산부채관리에 관한 연구」, 『금융학회지』 창간호, 1996, pp.133 ~163.
- 생보협회, 「FY2000 생명보험 사업실적 분석」, 『월간생명보험』, 2001. 6, pp.26 ~ 31.
- 이경룡, 『보험학원론』, 영지문화사, 2002, p.277.
- 이원돈 · 노병윤 · 장강봉(1997), 『금리변동에 따른 보험회사의 금리리스크 분석』, 보

- 협개발원 보험연구소, 1997.
- 이원돈 · 이승철 · 장강봉(1998), 『생명보험 예정이율의 안전성 분석 및 운용방안』, 보험개발원 보험연구소, 1998. 10.
- 이원돈, 「저금리시대의 생명보험산업」, 『보험학회지』 제65집, 2003, pp.15 ~43.
- 이유문, 「생명보험회사 손익 및 재무구조 현황과 주요현안」, 한국보험학회 하계 학술대회 발표논문, 2003. 8.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, and James H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica* 64, pp.813 ~836.
- Ma, Seungryul and Sang-Bum Park, "A Study on a Method of Determining the Assumed Interest Rate," *The 8th APRIA Annual Conference*, July 2004.
- MacKinnon, James G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics* 11, pp.601 ~618.

K C I