

종신연금과 종신보험의 사망 리스크 헤징 포트폴리오 전략에 관한 연구*

A Mortality-Risk Hedging Portfolio Strategy in Whole-Life Insurance and Annuity

성 주 호**

Joo-Ho Sung

본 연구는 사망률의 변화 추세에 따른 사망리스크와 장수리스크에 대해 살펴보고, 이미 여러 연구를 통하여 검증된 Lee-Carter 모형을 이용하여 일반사망률과 연금사망률에 대해 사망률의 변화 추세를 반영함으로써 현행 예정사망률에 의한 상품 설계 속에 내재된 잠재적 손익을 계리적 산출 모형을 통하여 제시하고자 하였다.

본 연구의 결과, 본 연구에서 생사차손익을 0으로 만들기 위한 사망보장급부와 생존보장급부의 비율은 한 가지 상품 내에서 약 "52.74792 : 1"이며, 만약 거치기간이 다르다면 그 비율도 달라진다. 그리고 두 가지 상품으로 사망보장급부와 생존보장급부를 각각 설정한 경우의 급부 비율은 약 "10.59732 : 1"이다. 이러한 상품운용관리는 보험사업자 스스로 적용할 수 있는 내부헤징전략(internal hedging strategies)으로서, 보험사업자는 사망률의 개선을 반영하여 운용해야 할 뿐만 아니라 더 나아가 미래 시장환경을 예측하여 적절한 예정이자율을 설정함으로써 완전한 헤징이 이루어지도록 해야 할 것이다.

국문 색인어: 내부헤징전략, 사망리스크, 장수리스크, 종신보험, 종신연금, Lee-Carter 모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601

* 본 연구는 2007년도 경희대학교 자유공모지원에 의한 결과임(KHU-20070631).

** 경희대학교 경영대학 교수, 경영연구원 연구위원(jhsung@khu.ac.kr)

논문 투고일: 2010. 05. 10, 논문 최종 수정일: 2010. 07. 19, 논문 게재 확정일: 2010. 07. 27

I. 서론

1. 연구 배경 및 목적

의료 기술 및 식생활의 개선, 그리고 각종 의료시설의 보급 확산 및 국민경제생활 수준의 향상은 우리나라를 포함한 선진 각국의 평균수명의 연장을 가져왔다(Kannisto et. al, 1994, Cox, 2007). 1980년에 남성의 평균수명이 70.83세였던 것에 비하여 2006년에는 75.93세로 늘어났으며, 65세 이상의 노인층이 전체인구에서 차지하는 비중이 해마다 증가하여 2000년에 이미 고령화사회(aging society)로 진입하였다. 아울러 2019년에는 고령사회(aged society) 그리고 2026년에는 초고령사회(super-aged society)로 진입할 것으로 예상되고 있다(OECD health data, 2004). 이에 따라 노후생활자금에 대한 불안도가 증가되었으며, 다음 <표 1>에서 알 수 있듯이 노후에 대한 대책의 일환으로 개인연금보험 가입이 꾸준히 증가하고 추세이다.

<표 1> 생명보험가입 의향 설문조사 결과(복수응답)

소비자 선호 보험종목	2003년	2006년	2009년
개인연금보험 (역모기지 포함)	43.1%	44.3%	41.8%
사망보장보험 (상해·재해 포함)	60.3%	43.1%	34.0%

자료: 생명보험협회 생명보험성향조사(2009) 재구성(생명보험성향조사는 3년마다 발표됨.)

주: 2009년 조사결과 개인연금보험 선호도가 조금 감소하였으나 지속적으로 40% 수준 또는 이상의 선호도를 보임.

실제로 보험소비자의 성향은 개인연금보험과 종신보험의 수입보험료 증감률 추세에서도 반영되고 있다. 즉, 다음 <표 2>에서처럼, 개인연금보험의 수입보험료 비

중은 보험전체의 수입보험료 증가에 비하여 크게 증가하고 있다.

〈표 2〉 연금 및 종신보험 수보 증감 추세

(단위: 백만원)

구분 년도	보험전체 (일반계정)	증감률 (%)	개인연금	증감률 (%)	종신보험	증감률 (%)
2003	45,755,333	-	1,946,407	-	10,310,768	-
2004	47,324,227	0.0343	1,899,766	-0.0240	11,727,185	0.1374
2005	47,780,703	0.0096	2,066,959	0.0880	11,656,029	-0.0061
2006	49,610,006	0.0383	2,502,257	0.2106	11,834,634	0.0153
2007	51,685,807	0.0418	2,851,631	0.1396	12,575,339	0.0626
2008	51,232,380	-0.0088	3,026,474	0.0613	12,765,268	0.0151

자료: 보험통계연감(2008) 재구성

주: 개인연금에 대한 수입보험료의 증가률이 2007년보다 2008년도에 약간 감소하였으나 이는 보험전체 수입보험료의 감소율과 연관되어 있다고 볼 수 있음.

여기에서 연금보험료의 증대는 앞에서 언급한 평균수명의 증가 요인에 의해 향후 연금개시 이후의 지출 규모의 증대 가능성이 예견된다. 한편, 사망관련 보장성보험은 사망사고 시점의 이연이 예상되므로, 각 상품별 특성을 반영하여 상품 설계 단계에서 미리 충분히 고려되어야 한다는 점이다. 부연하면, 보험기간 중 부보 리스크(insured risks)의 경과 변화 추세를 사전적으로 추정하여 이를 적극적으로 반영하는 상품운용전략 혹은 리스크 헤징전략이 요구된다. 사망률 개선효과를 Cox(2007) 방식으로 우리나라 경우에 적용하여 보면, 1988년 제1회 경험생명표상의 35세 남성의 사망률은 0.00245, 2009년 제6회 경험생명표에 기초한 사망률은 0.00080이므로 연 평균 3.2% $\left(\frac{0.00080}{0.00245} - 1 \right) / 21$ 씩 감소하는 추세임을 알 수 있다. 이와 같은 개선효과는 전 연령 구간에서 지속적으로 발생되고 있다. 그러나 성주호 외 3인(2005)에서 지적한 것처럼 현행 표준위험률 산출체계는 사후적으로 현행 위험률체계를 보정하는 절차를 거치므로 사전적으로 예상되는 위험률의 변화 추세를 충분히 반영할 수는 없는 구조적 한계가 있다.

따라서 본 연구의 주요 목적은 종신연금을 제공하는 보험회사가 현행 표준위험률 산출체계에서 직면하게 될 것으로 예견되는 장수리스크를 살펴봄에 있다. 여기에서 장수리스크의 측정은 다음 절, 연구방법에서 구체적으로 설명하고자 한다. 그 다음으로는 보험회사가 직면할 사망리스크를 측정하고 계리적 손익을 제시한다. 그리고 각 리스크에 기인한 추정 손익을 4가지 시나리오를 설정하여 측정하고 분석한다. 마지막으로, 보험회사의 리스크관리 전략을 4가지 시나리오에 대해 제시함으로써 보험회사의 가용 가능한 장기적 손익 관리 방안을 모색한다. 논의의 편의상 보험회사가 직면한 사망리스크 그리고 장수리스크를 아래와 같이 각각 정의한다.

■ 사망리스크(mortality risks)¹⁾

: 사망보장 계약 기간 중 보장급여에 적용된 사망률이 실현될 사망률보다 낮게 추정됨에 따라 예견되는 계리적 손실 발생 가능성.

■ 장수리스크(longevity risk)²⁾

: 생존연금 계약 기간 중 보장급여에 적용된 연금사망률이 실현될 연금사망률보다 높게 추정됨에 따라 예견되는 계리적 손실 발생 가능성.

또한 본 연구가 가지는 기존 연구³⁾와의 주요 차이점은 다음과 같다.

첫째, 계리적 손익을 상쇄시키기 위한 방안은 보험가입시점에서 그 이후에 발생하는 지속적인 현금흐름을 통해 고려하였다.

둘째, 보험회사가 직면할 장수리스크의 심각성을 각 시나리오별로 수치적으로 추정하여 제시하였다.

셋째, 설정된 각 시나리오에서 거치기간을 추가적 관리변수(controlling variable)로 설정하여 기간 변화에 따른 상품운용방안을 고려하였다.

마지막으로, 위험률 차이뿐만 아니라 이자율 차이를 동시에 반영하여 상품운용방

1) 성주호·김상만(2007) 채수정

2) 성주호·신화연(2007) 채수정

3) 대표적으로 성주호·김상만(2007) 그리고 김석영·최원·성주호(2007)을 언급할 수 있음.

안을 고려하였다.

2. 연구방법

보험회사의 사망리스크 및 장수리스크에 내재된 계리적 손익을 추정하기 위하여 본 연구에서 이용될 계리적 모형은 다음과 같이 요약된다.

첫째, 사망리스크에 기인한 계리적 손익은 제6회 경험 일반사망률(무배당, 남)을 예정사망률로 설정하고, 향후 전개될 사망률 개선효과는 통계청 국민사망률 경험 통계(1997년부터 9개년도 적용⁴⁾)를 적용하여 산출한다. 여기에서 우리는 사망률 개선 추정 모형으로 널리 알려진 Lee-Carter 모형을 채택하여 향후 전개될 것으로 예상되는 추정사망률을 산출한다. 궁극적으로 이 둘의 차이에 기인한 종신보험의 계리적 손익을 수치적으로 제시한다.

둘째, 생존연금보장의 장수리스크를 추정하기 위하여 앞에서와 같은 방법을 적용하게 된다. 즉, 제6회 경험 연금사망률(남)을 예정연금사망률로 설정하고, 연금사망률 개선효과는 통계청 국민사망률 경험 통계(1997년부터 9개년도 적용)를 적용하여 산출한다. 물론 추정의 일관성을 유지하기 위하여 상기와 동일한 추정모형을 채택한다. 따라서 이 둘의 차이에 기인한 장수리스크의 계리적 손익을 산출한다.

셋째, 사망리스크와 장수리스크를 보험사의 총체적리스크(integrated risks)로 설정하고, 이들을 상호 상쇄시킬 수 있는 상품운용 방안을 제시하고자 한다. 또한 거치기간을 상품 운용 변수로 설정하여 거치기간 변경에 따른 기대 손익을 추정한다.

마지막으로, 실제이자율과 예정이자율의 차이(보험회사 spread로 이해할 수 있음)에 기인한 총체적리스크의 변화 추이를 추정한다.

위 방법론을 적용하기 위한 상품 모형은 크게 4가지 시나리오로 구성되었다.

- 시나리오 1: 하나의 상품 안에 사망보장과 연금보장이 혼합된 종신연금상품.
- 시나리오 2: 사망보장과 연금보장이 각각 개별적인 상품.

4) Lee-Carter 모형

- 시나리오 3: 시나리오 1에서 추가적으로 거치기간을 조정하는 경우.
- 시나리오 4: 시나리오 1에서 추가적으로 이자율차(interest spread)를 조정하는 경우.

이러한 시나리오 설정은 우선, 시나리오 1과 2의 비교를 통해 하나의 상품 안에서 사망보장과 생존보장을 할 경우와 각각 독립된 상품을 통해 보장할 경우에 발생하는 차이를 보는데 그 목적이 있다. 다음으로, 시나리오 3을 통해 처음 시나리오 1에서 설정한 거치기간이 내부해징전략에 미치는 효과를 보는데 그 목적이 있다. 마지막으로, 시나리오 4를 통해서 앞에서는 설정한 시나리오들에서 일정하게 설정한 예정이율과 실제이율의 차로 인해 발생할 수 있는 손실의 정도를 파악하여 보험상품의 순보험료(사업비 부분 제외)에 미치는 요인인 사망률과 이자율의 효과를 동시에 보고자 한다.

II. 사망률 개선 추정

1. 모형 개요

위험률 개선 예측모형으로는 미국 인구통계학자 Lee & Carter에 의해 1992년에 발표된 모형을 적용하였으며, 이 모형의 특성에 대해 간단히 요약하면 다음과 같다⁵⁾.

- 추정 결과 모형: $\hat{q}_{x,t} = \exp(\hat{a}_x + \hat{b}_x \cdot \hat{k}_t)$
- Lee-Carter 모형: $q_{x,t} = \exp(a_x + b_x \cdot k_t + \epsilon_{x,t})$

5) 최근 Lee-Carter 모형에 대한 국내 연구로 강중철·이도수·성주호(2006), 성주호·김양균(2006), 마승렬·조덕호(2007) 등, 외국 연구로는 대표적으로 Carins et al(2006), Renshaw & Haberman (2006) 등을 언급할 수 있음. ARIMA 모형에 대해서는 김명직·장국현(2002) 참조.

여기에서,

$\epsilon_{x,t}$ 는 관측시점($t=1,2,\dots,n$)에서의 연령그룹($x=0,1,2,\dots,w-1$)의 오차항 (단, 평균 0, 분산 $\sigma^2 > 0$) 그리고 한계연령 w)

q_{xt} 는 관측시점(t)에서 연령그룹 x 세의 기초사망률(본 연구에서는 통계청에서 매년 발표하고 있는 연도별 국민사망률에 해당함)

- Lee-Carter 모형 추정을 위한 일반 유일해 제약식: $\sum_{x=0}^{w-1} b_x = 1, \sum_{t=1}^n k_t = 0$

성주호 · 김상만(2007)에서 이미 언급한 바와 같이 상기 모형은 일반 인구통계학적 모형과 시계열 모형이 결합된 일종의 일반 이선형 시계열 모형(generalized bilinear time-series model)으로서, 적용상의 간편성이라는 대표적 장점이 있지만 특정 연령대별로 차별적인 사망률 변화가 발생할 경우(age-specific cohort effect of mortality improvement) 이를 충분히 반영하지 못하는 구조적 단점이 상존한다. 왜냐하면 이러한 단점을 보완하기 위해서는 사망률 지수(mortality index)가 연령별로, 그리고 적용 시점별로 반영할 수 있는 k_{xt} 로 모형화되어야 하지만 연도별 개선효과만을 반영하는 k_t 로 설계되어 있기 때문이다. 물론, 모형의 범용성, 우수성 등은 선진국에서 널리 적용되고 활용되고 있다는 점에서 상당부분 검증된 것으로 인정할 수 있다.

우선 위험률 관련 손익 추정에 앞서 상기 Lee-Carter 모형을 적용하여 추정 사망률, 추정 연금사망률을 산출하기 위해 국민사망률 경험통계의 각 세별 자료(1997년부터 9개년도 적용)를 분석자료로 설정한다. 성주호 · 김양균(2006)에 따르면 통념적으로 Lee-Carter 모형을 적용하려면 최소 12개년의 경험통계자료가 필요한 것으로 알려져 있지만 최소 기준은 신뢰할 만한 시계열 통계자료가 8개년 정도면 적용상에 큰 문제가 없는 것으로 받아들여지고 있다. 그러나 국민사망률 경험통계의 각 세별 자료의 한계성으로 인하여 누락된 1998년과 2000년도의 연령별 사망률을 회귀분석(regression)으로 추정된 값을 사용하였다.

그리고 생사차손익을 산출하기 위한 예시로서 가입연령을 35세(남)로 설정하였다. 그 이유는 앞 절에서 이미 언급한 바대로 인구의 고령화 현상으로 인하여 노후

생활에 대한 불안이 증대되었으며, 노후생활을 하는 기간이 길어짐에 따라 노후생활을 준비하기 위해서는 많은 자금이 필요하여 시간이 갈수록 가입연령이 낮아지고 있는 추세를 보이기 때문이다.

일반사망률과 연금사망률을 추정하기에 앞서 사망률과 생존율을 확률적 기호로 다음과 같이 나타낸다.

- l_x : 연령이 x 세인 생존자수
- l_{x+t} : 연령 x 세로부터 t 년 경과 시의 생존자수
- ${}_t p_x$: 연령 x 세가 t 년 경과 시까지 생존할 확률($= \frac{l_{x+t}}{l_x}$)
- ${}_t q_x$: 연령 x 세가 t 년 이내에 사망할 확률($= \frac{l_x - l_{x+t}}{l_x} = 1 - \frac{l_{x+t}}{l_x} = 1 - {}_t p_x$)

여기에서,

x 는 연령, t 는 x 로부터의 경과기간

2. 일반사망률 및 연금사망률 추정 결과

가. 일반사망률 추정 결과

우선 제6회 경험 일반사망률(무배당, 남)과 Lee-Carter 모형에 의해 향후 전개될 것으로 예측되는 추정 실제사망률을 비교한다. 이를 위한 추정 절차는 다음과 같다.

〈step 1〉

우리나라의 국민사망률 경험통계(1997년부터 9개년도 적용) 각 세별 자료를 분석자료로 설정한다.

〈step 2〉

국민사망률의 연도별 사망률 개선 전이과정을 산출한다. 즉, \hat{a}_x , \hat{b}_x , \hat{k}_t 각각을 추정한다.

〈step 3〉

동일연령에 대하여 〈step 2〉에서 산출한 전이효과를 제6회 경험 일반사망률(무배당, 남)에 적용한다. 즉,

$$\frac{\hat{q}_{x,t+1}}{\hat{q}_{x,t}} = \exp\{\hat{b}_x \cdot (\hat{k}_{t+1} - \hat{k}_t)\}$$

(단, 여기서의 $\hat{q}_{x,t}$ 는 현시점에서 t 년 이후 시점에서의 x 세 피보험자가 직면할 것으로 예측된 Lee & Carter 모형상의 추정 사망률을 의미함)

〈step 4〉

계리적 손익 분석을 위해 대표 가입연령을 2010년 현재 35세(남)로 설정하고, 상기 과정에서 산출된 결과를 보험계약 경과기간에 따라 사망률 전이 추정치를 적용한다. 즉, 보험계약이 유지됨에 따라(예를 들어, 2011년, 2012년, ...) 피보험자도 사망률 개선효과에 직접적으로 노출됨으로 기존의 정태적 생명표(2차원표)로는 이를 반영할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 사망률표에 새로이 시간축을 추가하여 동태적 생명표(3차원표)를 구축한다.

상기의 절차를 통해 최종적으로 산출한 결과는 아래의 〈표 3〉로 집약된다. 산출된 추정결과는 통계적 유의수준 95%에서 모두 유의한 것으로 나타나고 있으며, 연도별 사망률 개선효과를 대별하는 추정치 \hat{k}_t 는 Box-Jenkins 시계열 모형 중에서 ARIMA(0, 1, 1)에 의해 유의하게 추정되었다⁶⁾.

6) \hat{k}_t 추정 시계열 모형은 경험통계의 적용 범위에 따라 다르게 규정될 수 있다. 예를 들어 미국의 경우 Lee & Carter(1992)는 ARIMA(0, 1, 0) 혹은 ARIMA(1, 0, 0) 모형이 적합한 것으로 분석하고 있으며, 우리의 경우는 마승렬·조덕호(2007)은 ARIMA(0, 2, 0), 성주호·김양균(2006)과 성주호·김상만(2007)은 ARIMA(1, 0, 1)이 적합한 것으로 분석하고 있음.

〈표 3〉 Lee-carter 모형에 의한 추정 일반사망률

연령	제6회 경험 일반사망률	추정 일반사망률	개선할인율
35세	0.00080	0.00080	1.00000
36세	0.00087	0.00082	0.94154
37세	0.00096	0.00086	0.89164
38세	0.00106	0.00089	0.83517
39세	0.00117	0.00092	0.78843
⋮	⋮	⋮	⋮
95세	0.36436	0.23006	0.63141
96세	0.40557	0.25334	0.62465
97세	0.44969	0.27612	0.61403
98세	0.49641	0.29858	0.60147
99세	0.54526	0.32008	0.58703

주: 1) 추정일반사망률은 2010년 계약시점 35세(남)를 기준으로 보험계약 경과기간(시간 축)을 고려하여 산출함. 예를 들어, 36세의 경우는 35세에 가입하여 2011년 36세 도달연령에 적용되는 사망률임.

2) 개선할인율 = (추정일반사망률/제6회 경험 일반사망률) × 100%

위의 〈표 3〉에서 알 수 있듯이 개선할인율이 전 연령대에서 사망률 개선효과로 인해 보험기간이 경과함에 따라 대체적으로 점증하고 있는데, 이러한 개선효과는 개선할인율의 산출식이 의미하는 바에 따라 그 크기가 작을수록 크다. 이로 인해 현재 보험상품 설계 시 적용하는 제6회 경험 일반사망률 체계 하에서는 사망담보 급여 설계에서 사망차익이 발생할 것으로 추정되며, 이에 대한 구체적 수치의 예시는 제Ⅲ장에서 다루고자 한다.

나. 연금사망률 추정 결과

앞에서 일반사망률에 적용한 바와 같이 장수리스크의 위험률로서 연금사망률(남)을 상기와 유사한 절차에 의해 추정치를 산출하고자 한다. 추정을 위해 사용되는 자료는 제6회 경험 연금사망률(남) 자료를 활용한다. 단, 제6회 경험 연금사망률 자료는 실무적으로 연금이 개시되는 가장 빠른 연령인 45세부터 작성된다. 최종적 산출한 결과는 아래의 <표 4>로 집약된다. 산출된 추정결과는 일반사망률과 마찬가지로 통계적 유의수준 95%에서 \hat{k}_t 는 Box-Jenkins 시계열 모형 중에서 ARIMA(0, 1, 1)에 의해 유의하게 추정되었다.

<표 4> Lee-Carter 모형에 의한 추정 연금사망률

연령	제6회 경험 연금사망률	추정 일반사망률	개선할인율
45세	0.00092	0.00055	0.60077
46세	0.00104	0.00056	0.54295
47세	0.00118	0.00065	0.54855
48세	0.00132	0.00071	0.53466
49세	0.00147	0.00076	0.51792
⋮	⋮	⋮	⋮
95세	0.16783	0.10597	0.63141
96세	0.19203	0.11995	0.62465
97세	0.21922	0.13461	0.61403
98세	0.24959	0.15012	0.60147
99세	0.28327	0.16629	0.58703

주: 1) 연금사망률은 2010년 계약시점 35세(남)를 기준으로 보험계약 경과기간(시간축)을 고려하여 산출함. 예를 들어, 45세의 경우 2010년 35세에 가입하여 2020년 45세에 도달연령에 적용되는 연금사망률입(제6회 경험 연금사망률(남)자료는 45세부터 명시됨).

2) 개선할인율 = {추정연금발생률/제6회 경험 연금사망률} × 100%

위 <표 4>를 통해 알 수 있듯이 향후 개선될 사망률에 대해 적절히 대응하지 않는다면 향후 보험산업 전체는 심각한 장수리스크에 직면할 개연성이 높음을 시사하고 있다. 더욱이 종신연금에서 생존차손 발생 가능성은 더욱 심화될 것으로 예측할 수 있다. 그러므로 현행 연금사망률 체계의 획기적 전환이 없다면 단순히 연금수령기간을 축소함으로써 재정적 부담을 줄일 수 있을 것이다. 그러나 이러한 소극적 대응은 연금보험상품 운영에 제약을 두는 것이기 때문에 궁극적 해결 방안으로는 볼 수 없다.

따라서 본 연구에서는 사망보장과 생존보장의 상호 상쇄효과를 고려한 적극적 상품운용 전략이 그 대안임을 제시한다. 다음 장에서는 구체적 상품운용 방안에 대해서 다룰 것이며, 이에 앞서 생사차손익에 대한 추정 전망을 먼저 살펴보기로 한다.

Ⅲ. 계리적 손익 추정에 따른 상품운용방안 제시

1. 계리적 손익 추정

우선 본론에 들어가기 앞서 다음과 같은 두 가지 기본적 시나리오를 가정하고 각각의 시나리오에서 예정사망률과 실제사망률 차이에 기인한 생사차손익에 대하여 살펴보도록 하자.

- 시나리오 1: 사망보장과 생존보장이 혼합된 종신연금상품의 경우
- 시나리오 2: 사망보장상품과 생존보장이 개별적인 상품인 경우

또한 앞으로 나오는 용어에 대해 다음과 같이 정의한다.

- 사망차손익 : 사망보장에서 산출되는 손익
- 생존차손익 : 생존보장에서 산출되는 손익

- 생사차손익 : 사망차손익과 생존차손익을 합산한 손익
- 총합손익 : 생사차손익과 이자율차손익을 합산한 손익

가. 시나리오 1

시나리오 1은 사망보장과 생존보장이 혼합된 종신연금상품으로, 사망보장과 생존보장이 혼합된 종신연금상품의 사망차손익과 생존차손익을 추정하기 위한 기본 가정은 다음과 같다.

- 보험기간은 35세(남)에 계약하여 처음 20년 동안은 사망보장, 20년 후부터 사망 시까지 생존보장
- 보험계약시점부터 20년 안에 사망 시 사망보험금은 기말에 1 지급(단위원금 의미를 부여하기 위해 화폐단위 생략)
- 연금개시시점부터 사망 시까지 매년 1씩 지급
- 예측 일반사망률은 제6회 경험 일반사망률(무배당, 남)(상기 <표 3> 참조)
- 실제 사망률은 Lee-Carter 모형에 의한 추정 일반사망률(상기 <표 3> 참조)
- 예측 연금사망률은 제6회 경험 일반사망률(무배당, 남)(상기 <표 4> 참조)
- 실제 연금사망률은 Lee-Carter 모형에 의한 추정 일반사망률(상기 <표 4> 참조)
- 예정이율 $i=5.5%$ (사망률에 의한 영향만을 보이기 위하여 종신연금, 종신보험 모두 동일하게 설정함)

위 내용에 따른 사망보장에 대한 보험가입시점의 계리적 기대 사망차손익은 다음 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 사망차손익 추정(시나리오 1)

사망급여액(S)	1
사망차손익 추정치(G)	0.00919
G/S×100%	0.919%

위 〈표 5〉에서 사망차손익의 추정치는 연령별 제6회 경험 일반사망률과 Lee-Carter 모형에 의한 추정 일반사망률의 차이를 반영하여 보험가입시점으로 산출한 계리적 손익의 현가이다. 즉, 적용된 계리적 적용 모형은 아래와 같다.

$$G = \sum_{t=0}^{19} \frac{{}_tq_{35} - {}_t\hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} \quad (1)$$

여기에서,

${}_tq_{35}$: 가입연령 35세에 적용되는 예정 일반사망률(〈표 3〉에서의 제6회 경험 일반사망률을 의미)

${}_t\hat{q}_{35}$: 가입연령 35세에 적용되는 실제 사망률(〈표 3〉에서의 Lee-Carter 모형을 적용한 추정 일반사망률을 의미)

주: 1) ${}_tq_{35} = {}_tp_{35} \cdot q_{35+t}$ (35세가 t 년까지 생존하고 t 와 $t+1$ 사이에 사망하는 것을 의미함)

2) 보험가입시점 이후에 지속적으로 발생될 손익을 살펴보기 위하여 한 시점이 아닌 거치기간을 적용한 모형임.

다음으로, 연금보장에 대한 보험가입시점의 계리적 기대 생존차손익은 다음 〈표 6〉에 나온 것과 같다.

〈표 6〉 생존차손익 추정(시나리오 1)

매년지급연금액(C)	1
생존차손익 추정치(L)	-0.48482
L/C×100%	-48.482%

위 산출결과에서 생존차손익의 추정치는 연령별 제6회 경험 연금사망률과 Lee-Carter 모형에 의한 추정 연금사망률의 차이를 반영하여 보험가입시점으로 산출한 계리적 현가이다. 즉, 적용된 계리적 모형은 아래와 같다.

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_{20}p_{35} \cdot {}_t^* p_{55} - {}_{20}\hat{p}_{35} \cdot {}_t^* \hat{p}_{55}}{(1+i)^{20+t}} \quad (2)$$

여기에서,

${}_{20}p_{35}$: 연금개시 전 거치기간에 적용되는 예정 일반생존율(〈표 3〉에서의 제6회 경험 일반사망률에서 도출)

${}_t^* p_{55}$: 연금개시 55세 후 적용되는 예정 연금생존율(〈표 4〉에서의 제6회 경험 연금사망률을 의미)

${}_{20}\hat{p}_{35}$: 연금개시 전 거치기간에 적용되는 실제 생존율(〈표 3〉에서의 Lee-Carter 모형을 적용한 추정 일반사망률에서 도출)

${}_t^* \hat{p}_{55}$: 연금개시 55세 후 적용되는 실제 연금생존율(〈표 4〉에서의 Lee-Carter 모형을 적용한 추정 연금사망률을 의미)

주: 1) 연금보험의 거치기간에 적용되는 사망률은 보수성에 의해 일반사망보장의 사망률을 적용함.

2) 보험가입시점 이후에 지속적으로 발생될 손익을 살펴보기 위하여 한 시점이 아닌 거치기간을 적용한 모형임.

위의 결과로 알 수 있듯이 가입시점 이후에 추정 사망률이 실제로 발생될 경우 하나의 상품 안에서 사망보장급부와 매년지급연금액이 각 단위원에 대해

0.47563(47.563%)⁷⁾의 손실이 발생함을 알 수 있다.

나. 시나리오 2

시나리오 2는 사망보장상품과 생존보장상품이 개별적인 상품으로, 각 상품의 사망차손익과 생존차손익을 수치적으로 살펴보기로 한다. 이를 위한 기본 가정은 일관성을 유지하기 위해 시나리오 1에서 적용된 가정과 동일하다. 단, 다음의 내용만 달리한 두 가지 상품을 가정한다.

- 사망보장상품은 보험가입시점 이후에 사망 시 보험금이 지급되는 종신보장
- 생존보장상품은 보험가입시점에서 20년 후부터 사망 시까지 지급되는 종신연금

이때의 사망보장에 대한 보험가입시점의 계리적 기대 사망차손익은 <표 7>에 나온 것과 같다.

<표 7> 사망차익 추정(시나리오 2)

사망급여액(S)	1
사망차손익 추정치(G)	0.04575
G/S×100%	4.575%

논의의 일관성을 유지하기 위해 시나리오 1에서 사망차익을 추정하는 방법과 유사한 방법으로 사망차익을 추정한다. 구체적으로 적용된 계리적 적용 모형은 다음과 같다.

$$G = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_tq_{35} - {}_t\hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} \quad (3)$$

7) <표 5>와 <표 6> 참조

여기에서,

${}_tq_{35}$: 가입연령 35세에 적용되는 예정 일반사망률(〈표 3〉에서의 제6회 경험 일반사망률을 의미)

${}_t\hat{q}_{35}$: 가입연령 35세에 적용되는 실제 사망률(〈표 3〉에서의 Lee-Carter 모형을 적용한 추정 일반사망률을 의미)

생존보장은 시나리오 1의 보장내용과 동일함으로 보험가입시점의 계리적 기대 생존차손익은 시나리오 1의 결과와 같다. 이에 따른 결과는 두 가지 상품, 사망급여액과 매년연금지급액이 각 단위원에 대해 $-0.43907(-43.907\%)^8$ 의 손실이 발생함을 알 수 있다.

다. 시나리오 3

시나리오 3은 시나리오 1에 대하여 거치기간을 통제변수로 설정하였다. 여기에서 거치기간은 사망보장이 되는 기간이며, 각각의 거치기간에 따른 사망차손익과 생존차손익을 수치적으로 살펴보기 위해 구체적으로 적용된 계리적 적용 모형은 다음과 같다.

$$G = \sum_{t=0}^{d-1} \frac{{}_tq_{35} - {}_t\hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} \quad (4)$$

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_d p_{35} \cdot {}_t^* p_{35+d} - {}_d \hat{p}_{35} \cdot {}_t^* \hat{p}_{35+d}}{(1+i)^{d+t}} \quad (5)$$

여기에서, d 는 거치기간

거치기간이 각각 다음의 〈표 8〉과 같을 경우 보험가입시점의 계리적 기대 생사차

8) 〈표 5〉와 〈표 7〉 참조

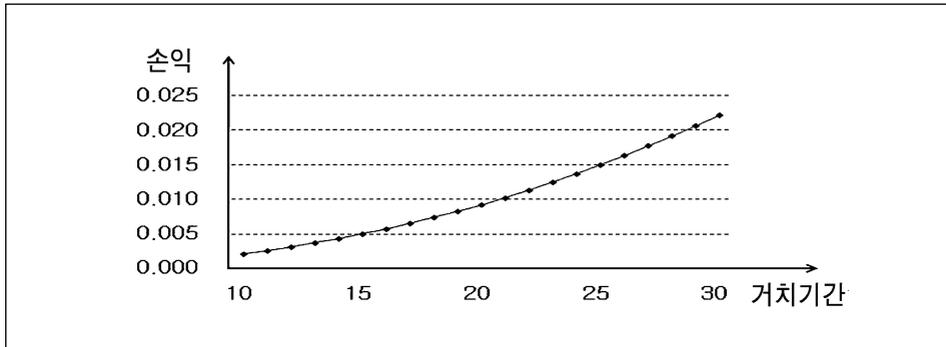
손익은 다음과 같다.

〈표 8〉 거치기간에 따른 생사차손익의 추정(시나리오 3)

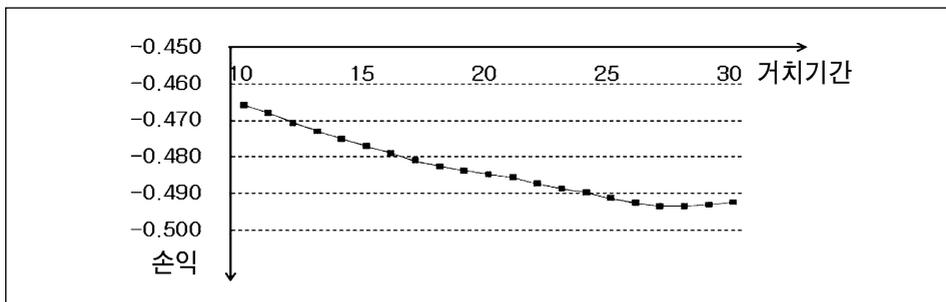
손익 \ 거치기간(d)	10	15	20	25	30
사망차손익	0.00209	0.00496	0.00919	0.01496	0.02216
생존차손익	-0.46574	-0.47704	-0.48482	-0.49126	-0.49248
생사차손익	-0.46365	-0.47208	-0.47563	-0.47630	-0.47032

위의 〈표 8〉을 그림으로 나타내면 다음과 같다.

〈그림 1〉 거치기간에 따른 사망차손익의 추정(시나리오 3)

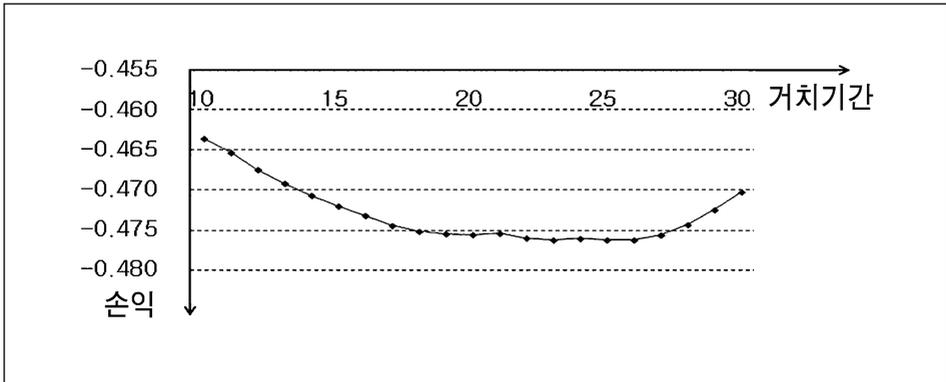


〈그림 2〉 거치기간에 따른 생존차손익(시나리오 3)



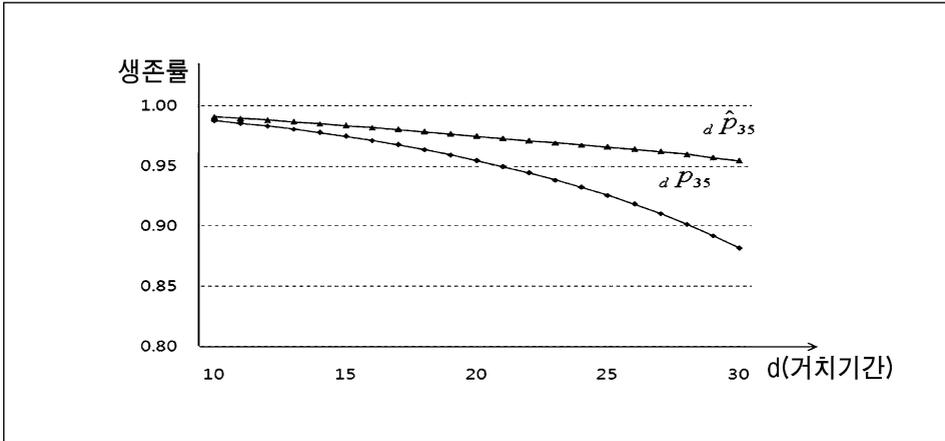
사망률의 개선을 반영하기 위하여 Lee-Carter 모형을 적용한 추정 일반사망률, 추정 연금사망률과 각각의 예정 일반사망률, 예정 연금사망률과의 차이로 인한 사망차익은 사망보장기간(거치기간)이 길수록 증가하고, 생존차손은 거치기간이 길수록 감소한다. 이러한 특징을 시나리오 1처럼 하나의 상품으로 거치기간동안은 사망보장을 하고 거치기간 이후에는 피보험자가 사망할 때까지 매년 초 1씩을 지급하는 종신연금으로 구성할 경우 생사차손익은 거치기간에 따라 다음 <그림 3>과 같이 나타난다.

<그림 3> 거치기간에 따른 생사차손익(시나리오 3)

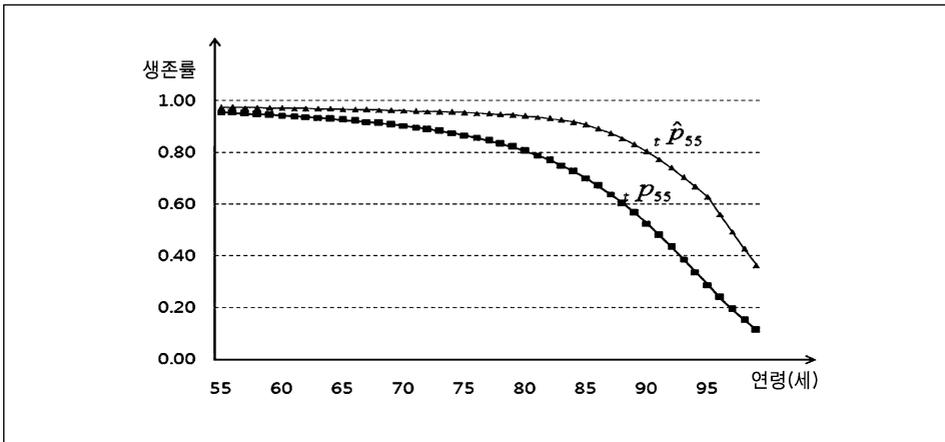


위 <그림 3>에서 보는 바와 같이, 하나의 상품 안에서 발생하는 생사차손익은 약 20년의 거치기간까지는 지속적으로 감소하다가 그 이후시점부터는 일정 손실이 발생하고, 약 27년 거치기간부터는 다시 손실이 줄어들음을 확인할 수 있다. 이렇게 생사차손익이 거치기간에 따라 달라지는 이유는 앞에서 언급한 식 (5)에서 거치기간에 따라 ${}_d p_{35}$ (d : 거치기간)과 ${}_d \hat{p}_{35}$ 의 차이는 증가하고 ${}_{p_{35+d}}$ 와 \hat{p}_{35+d} 의 차이가 증가하다가 다시 감소하는 형태를 보이기 때문으로 설명할 수 있으며, 다음 <그림 4>와 <그림 5>(예: 거치기간 20년)로 나타낼 수 있다.

〈그림 4〉 ${}_dP_{35}$ 와 ${}_d\hat{P}_{35}$ 의 차이



〈그림 5〉 거치기간이 20년일 경우



라. 시나리오 4

보험회사의 손익은 위험률뿐만 아니라 이자율에 의해서도 영향을 받는다. 이제 Lee-Carter 모형에 의해 추정 일반사망률과 추정 연금사망률이 확정적으로 발생한

다는 전제하에서 예정이자율과 실제이자율의 차이로 인해 보험회사의 손익이 어떻게 달라지는지에 대해 시나리오 4를 통하여 살펴보도록 한다.

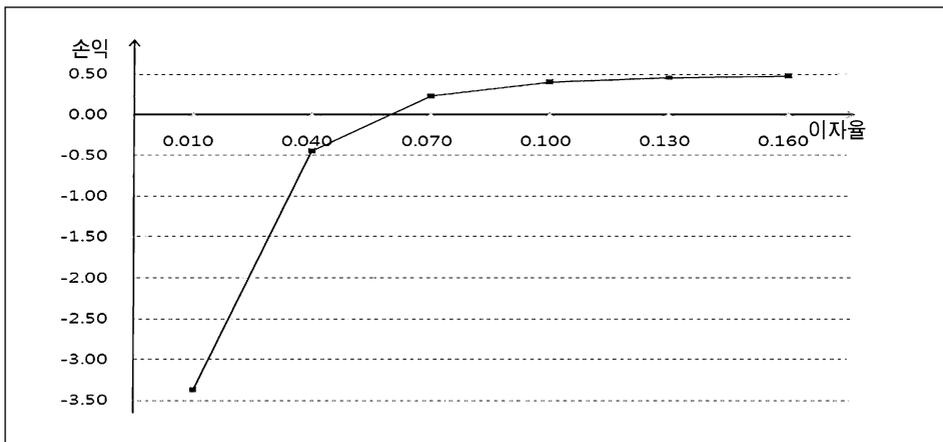
아래 <표 9>를 통하여 시나리오 1 내용상에서 실제 발생한 수익률에 따라 총합손익이 어떻게 나타날 수 있는지를 알 수 있다.

<표 9> 이자율차가 반영된 시나리오 1의 손익(시나리오 4)

\hat{i}	0.010	0.040	0.070	0.100	0.130	0.160
$\hat{i} - i$	-0.045	-0.015	0.015	0.045	0.075	0.105
사망차손익	0.00225	0.00125	0.00071	0.00041	0.00024	0.00014
생존차손익	-3.37583	-0.44713	0.22254	0.39871	0.45231	0.47104
총합손익	-3.37358	-0.44588	0.22325	0.39912	0.45255	0.47118

위의 <표 9>를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

<그림 6> <표 9>의 사망보장손익 및 생존보장손익(시나리오 4)



상기 <그림 6>을 통해 사망보장의 경우 이자율의 차이가 손익에 미치는 영향이

미미함을 알 수 있다. 반면 생존보장의 경우 예정이자율 5.5%보다 작은 1%인 경우(그 차가 -4.5%) 매년 1씩 지급하는 상품에서 약 3.37의 손실이 발생하며, 실제 수익률을 16%달성한 경우(그 차이가 10.5%) 0.47의 이익이 발생하는 것으로 보아 손익에 미치는 정도가 크다는 것을 알 수 있다.

2. 상품 운용 방안

앞서 언급한 바에 따르면 보험회사의 손익 관리 관점에서 사망차익과 생존차손은 상호 반대 방향으로 손익이 발생할 것으로 추정되고 있다. 따라서 사망급여액과 연금지급액을 합리적으로 조율하면 보험사가 담보한 사망리스크와 장수리스크는 상호 상쇄될 수 있음을 암시한다. 구체적으로 본 절에서는 시행착오 과정(process of trial and error)을 거쳐 종신연금과 사망보장상품의 결합에서 계리적으로 사망차익과 생존차손을 상호 상쇄시킬 수 있는 합리적 급여 설계비율을 제시하고자 한다.

가. 시나리오 1: 사망보장과 생존보장이 혼합된 종신연금상품

일정 기간의 사망보장과 종신의 생존보장이 혼합된 종신연금상품의 경우 사망차익과 생존차손을 상호 상쇄시키기 위해 다음의 식에서 보장급여액 S, C의 비율을 조정하는 방안을 제시하고자 한다. 이때 적용된 모형은 다음과 같다.

$$S \times \sum_{t=0}^{19} \frac{{}_tq_{35} - {}_t\hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} + C \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_{20}p_{35} \cdot {}_t^*p_{55} - {}_{20}\hat{p}_{35} \cdot {}_t^*\hat{p}_{55}}{(1+i)^{20+t}} \approx 0 \quad (6)$$

(S, C는 보험기간동안 일정한 금액을 가정함)

연금을 매년 1씩 지급할 경우 계리적으로 생사차손익을 0으로 만들기 위한 사망급여액은 다음의 <표 10>과 같다.

〈표 10〉 사망차익, 생존차손 상호 상쇄를 위한 급여설계(시나리오 1)

연금지급액(C)	1
생존차손 추정치(L)	0.48482
생존차손 추정치(L)과 사망차익 추정치(G)를 상호 상쇄시키는 급여 설계액	
사망급여액(S)	52.74792
사망차익 추정치(G)	0.48482
$(S/C) \times 100\%$	5,274.792%

여기에서 사망차익 추정치와 생존차손 추정치는 각각 앞 절의 식들에 의해 산정된 수치이다. 부연 설명하면, 각 연령별 제6회 경험위험률과 Lee-Carter 모형을 적용하여 추정 산출한 위험률과의 차를 해당 급여액 1을 곱하여 35세의 계약 시점으로 할인한 값이다.

상기 〈표 10〉의 주요 시사점은 보험상품을 설계하는 단계에서 상호 상쇄효과가 있는 급여들을 일정비율로 구성함으로써 관련된 부보리스크를 교차헤징(cross hedging)할 수 있다는 점이다. 위의 예시에서 우리는 동일한 피보험자에 대하여 사망급여액과 연금지급액을 약 “52.74792 : 1”로 급여 설계하면 부보한 사망리스크와 장수리스크를 상호 상쇄할 수 있음을 제시하고 있다.

나. 시나리오 2: 사망보장상품과 생존보장상품이 개별적인 상품

종신의 사망보장과 종신의 생존보장으로 설계된 각각의 상품을 함께 운영하는 경우 사망차익과 생존차손을 상호 상쇄시키기 위해 다음의 식에서 보장급여액 S, C의 비율을 조정하는 방안을 제시하고자 한다. 또한 시나리오 2의 경우, 보장급여액의 비율은 “1 : 1”로 두고 상품 판매의 비율을 조정함으로써 사망차익과 생존차손을 상호 상쇄시킬 수 있다. 우선 보장급여액 비율을 조정하기 위한 모형은 다음과 같다.

$$S \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_t q_{35} - {}_t \hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} + C \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_{20} p_{35} \cdot {}^* p_{55} - {}_{20} \hat{p}_{35} \cdot {}^* \hat{p}_{55}}{(1+i)^{20+t}} \approx 0 \quad (7)$$

(S, C는 보험기간동안 일정한 금액을 가정함)

연금을 매년 1씩 지급할 경우 계리적으로 생사차손익을 0으로 만들기 위한 사망 급여액은 다음의 <표 11>과 같다.

<표 11> 사망차익, 생존차손 상호상쇄를 위한 급여설계(시나리오 2)

연금지급액(C)	1
생존차손 추정치(L)	0.48482
생존차손 추정치(L)과 사망차익 추정치(G)를 상호 상쇄시키는 급여 설계액	
사망급여액(S)	10.59732
사망차익 추정치(G)	0.48482
(S/C) × 100%	1,059.732%

위의 예시에서 우리는 동일한 피보험자에 대하여 사망급여액과 연금지급액을 약 “10.59732 : 1”로 급여 설계하면 부보한 사망리스크와 장수리스크를 상호 상쇄할 수 있음을 알 수 있다.

다. 시나리오 3: 거치기간을 조정한 경우

앞에서 설명한 대로 거치기간(사망보장기간)에 따라 생사차손익이 달라진다. 따라서 시나리오 1, 2와 마찬가지로 일정 기간의 사망보장과 종신의 생존보장이 혼합된 종신연금상품에서 사망차익과 생존차손을 상호 상쇄시키기 위해서는 거치기간 차이에 따라 보장급여액 S, C의 비율을 달리 조정하는 방안을 제시하고자 한다. 이때 적용된 모형은 다음과 같다.

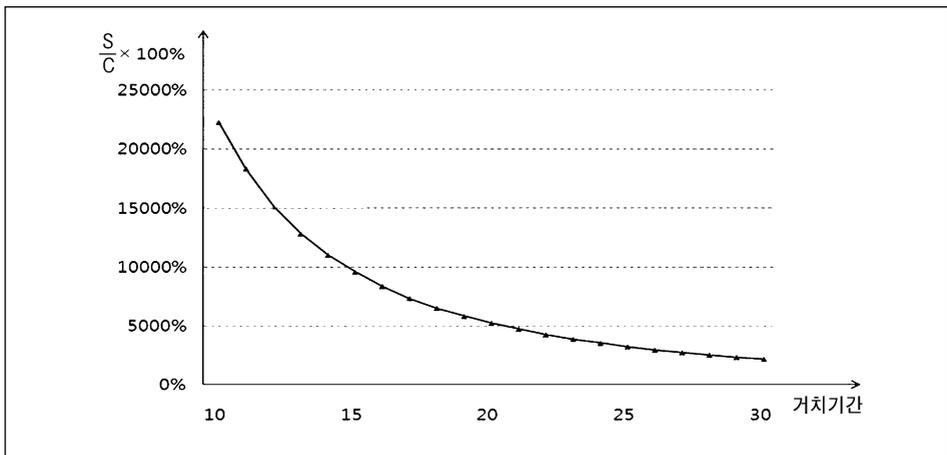
$$S \times \sum_{t=0}^{d-1} \frac{{}_t q_{35} - {}_t \hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} + C \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{{}_d p_{35} \cdot {}_t^* p_{35+d} - {}_d \hat{p}_{35} \cdot {}_t^* \hat{p}_{35+d}}{(1+i)^{d+t}} \approx 0 \quad (8)$$

(S, C는 보험기간동안 일정한 금액을 가정함)

〈표 12〉 사망차익, 생존차손 상호상쇄를 위한 급여설계(시나리오 3)

손익 \ 거치기간(d)	10	15	20	25	30
연금지급액(C)	1				
생존차손(L)	-0.46574	-0.47704	-0.48481	-0.49126	-0.49248
생존차손 추정치(L)과 사망차익 추정치(G)를 상호 상쇄시키는 급여 설계액					
사망급여액(S)	223.19720	96.12799	52.74793	32.83011	22.22884
사망차익(G)	0.00209	0.00496	0.00919	0.01496	0.02216
(S/C) × 100%	22319.720%	9612.799%	5274.793%	3283.011%	2222.884%

〈그림 7〉 거치기간에 따른 보장비율



위의 <그림 7>을 통해 거치기간에 따라 사망급여액과 생존급여액의 비율은 반비례하며, 그 감소폭이 체감하는 형태임을 알 수 있다. 따라서 거치기간과 급부보장 비율이 선형적인 관계가 아니므로 급부 설계 시 거치기간의 설정이 중요함을 제시한다.

라. 시나리오 4: 예정이자율과 실제이자율의 차이를 반영한 경우

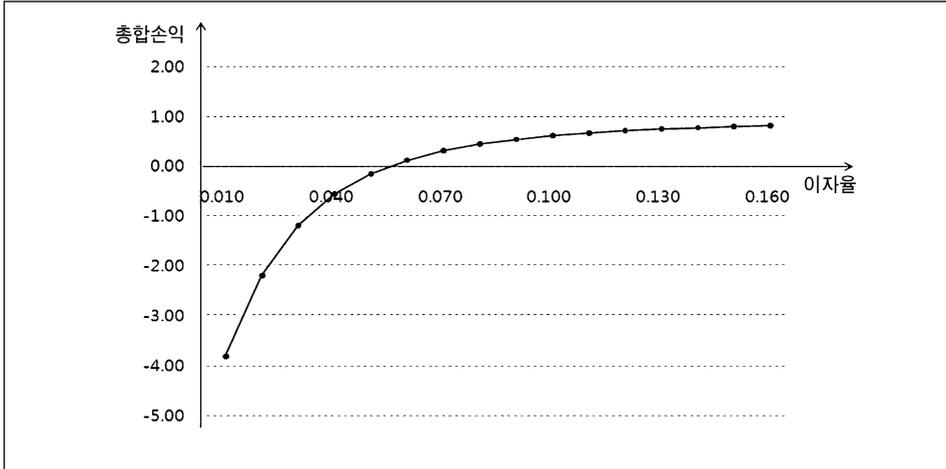
앞에서 살펴본 바대로 사망률, 생존률의 차이와 함께 이자율의 차이 또한 총손익에 영향을 미치며, 이자율 차이는 사망보장보다 생존보장에 더 큰 영향을 미친다. 그 이유는 시나리오 1에서 설계한 상품의 내용상 사망보장의 보장기간이 생존보장의 보장기간보다 짧으며 사망차익의 크기 또한 상대적으로 작기 때문이다. 이번에는 시나리오 1에서 제시한 사망급여액과 생존급여액 비율을 5274.79%로 하였을 때 총합손익의 분포를 살펴보고 이자율차이에 대한 방안을 제시하고자 한다.

<표 13> 예정이자율과 실제이자율의 차이에 따른 손익 추정(시나리오 4-1)

\hat{i}	0.010	0.040	0.070	0.100	0.130	0.160
$\hat{i} - i$	-0.045	-0.015	0.015	0.045	0.075	0.105
사망차손익	-0.42931	-0.10985	0.08676	0.21087	0.29116	0.34437
생존차손익	-3.37583	-0.44713	0.22254	0.39871	0.45231	0.47104
총합손익	-3.80514	-0.55698	0.30931	0.60959	0.74347	0.81541

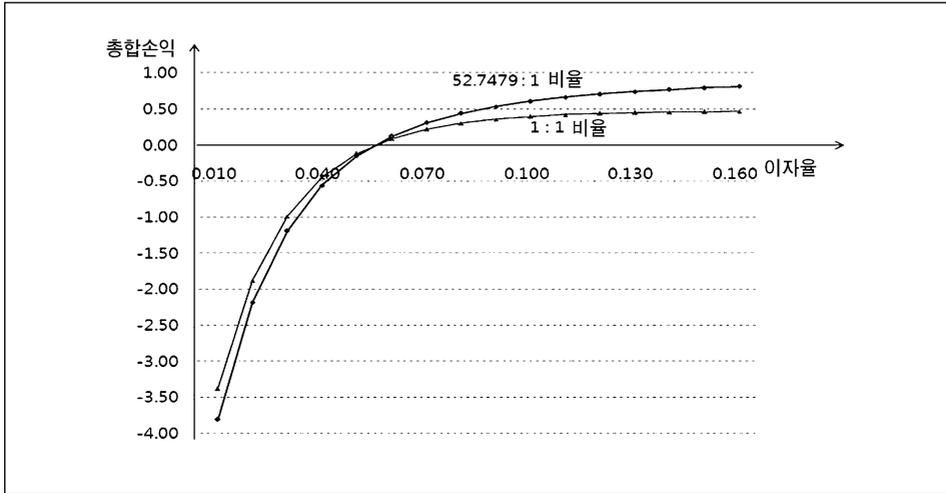
<표 13>을 그림으로 나타내면 다음 <그림 8>과 같다.

〈그림 8〉 예정이자율과 실제이자율의 차이에 따른 손익(시나리오 4-1)



앞 절에서 시나리오 4에서 보인대로 1:1비율로 구성된 경우에는 1.0%일 때 약 3.37의 총합손실이 발생하고, 16%일 때에는 약 0.47의 총합이익이 발생한다. 그러나 급부비율을 52.7479 : 1로 할 경우에는 1.0%일 때 약 3.81의 총합손실이, 16%일 때에는 약 0.81의 총합이익이 발생한다. 이를 비교하여 다음과 같이 〈그림 9〉로 나타낼 수 있다.

〈그림 9〉 금부비율 조정에 따른 총합손익의 비교(시나리오 4-2)



사망률 변화 추세를 반영하여 적절한 금부 비율을 적용할 경우 그렇지 않은 경우와 비교하면, 예정이율인 5.5%보다 낮을 경우 더 큰 손실이 발생하고 5.5%보다 높을 경우에는 더 큰 이익이 발생한다. 그러나 손실의 증가폭보다는 이익의 증가폭이 더 크며, 향후 사망률의 변화 추세를 반영하여 금부를 설계하더라도 향후 시장환경과 타보험회사의 예정이율 등을 고려하여 적절한 예정이율을 설정해야 할 필요성을 제시한다.

이상의 논의를 종합적으로 살펴보면, 상품 포트폴리오 운용관점에서 사망리스크 관련 유효 계약건수와 장수리스크 관련 유효계약 건수를 일정비율로 관리함으로써 교차헤징 효과를 얻을 수 있다. 따라서 앞에서 보인 사망금부와 생존금부의 비율, 그리고 거치기간 조정을 통한 내부헤징전략과 판매건수의 비율 관리를 통한 교차헤징 효과를 하나의 모형으로 나타내면 다음의 식과 같다.

$$M_0 \times S \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{t q_{35-t} \hat{q}_{35}}{(1+i)^{t+1}} + N_0 \times C \times \sum_{t=0}^{\infty} \frac{d p_{35}^* t p_{35+d} - d \hat{p}_{35}^* t \hat{p}_{35+d}}{(1+i)^{d+t}} \approx 0 \quad (9)$$

여기에서,

M_0 (사망리스크 담보 계약 건수), N_0 (장수리스크 담보 계약 건수)는 마케팅 통제 가능변수(Marketing Controlling variable)

S (사망급부), C (생존급부), i (예정이율), d (거치기간)은 상품설계 통제가능변수 (Production Controlling variable)

상기 식에서 M_0 는 사망담보형 상품의 연간 선호도가 앞의 <표 1>에서 본 바와 같이 지속적으로 감소함에 따라 줄어들고 있으며, 반면 N_0 는 생존담보형 상품의 연간 선호도가 앞의 <표 1>에서 본 바와 같이 지속적으로 40%를 유지하고 있듯이 그 판매건수가 일정률을 유지하거나 다소 증가하는 추세에 있다. 따라서 이러한 추세를 반영한 판매건수(M_0 , N_0)는 마케팅 통제가능변수로서, 보험회사의 총합손익에 그 영향을 반영하여 설계할 수 있다. 또한 앞의 시나리오 1~4를 통해서 살펴본 바와 같이 보장급부, 예정이율, 그리고 거치기간의 설정에 따라 총합손익이 변동하므로 이들 요소들을 상품설계 통제가능변수로 볼 수 있으며, 마케팅 통제가능변수와 함께 총괄적으로 관리함으로써 향후 예상되는 생사차손익을 관리할 수 있을 것이다.

이상에서 살펴본 것처럼, 해당 보험사의 마케팅 전략 혹은 상품설계전략 등을 효율적으로 운용함으로써 사망리스크와 장수리스크를 동시에 기업 내부에서 전략적으로 헤징할 수 있다. 이러한 관점에서 이를 내부헤징전략(internal hedging strategy)이라고 명명할 수 있을 것이다.

IV. 결 론

개인의 노후생활에 대한 대비체계는 3층 보장론에 입각하여 국가 차원의 국민연금과 기업 차원의 퇴직연금, 그리고 개인 차원의 개인연금으로 이루어진다. 평균수명의 연장으로 노후생활의 준비에 대한 관심이 고조되는 가운데 더욱 안정적인 노후생활을 영위하고자 종신연금의 수요가 증가하고 있다. 그러나 본론에서 살펴본 것처럼 사망률과 관련한 상품운용관리의 부재로 잠재적 손실에 노출되어 있으므로

이에 대한 대비가 필요하다. 본 연구는 Lee-Carter 모형을 예정 일반사망률과 예정 연금사망률에 적용한 내부헤징전략(internal hedging strategies)을 그 방안으로 제시하였다.

결론적으로, 본 연구에서는 세 가지 내부헤징전략을 제시하고 있다. 첫 번째로 하나의 상품(또는 두 가지 상품) 안에 사망리스크와 장수리스크의 보장 비율을 조율하는 상품설계전략이고, 두 번째로는 동일한 피보험자군에 대하여 사망리스크 보장 상품의 유효계약 건수와 장수리스크 보장상품의 유효계약 건수를 일정 비율로 조율하는 상품 마케팅전략이다. 그리고 마지막으로 사망보장기간(거치기간에 해당함)을 조율하는 상품설계전략이다. 이에 대한 결과의 예시로서 생사차손익을 “0”으로 설정한 경우 동일한 계약조건, 동일한 피보험자군에 대하여 사망 대비 생존 급여비율은 한 가지 상품 내에서 약 “52.74792 : 1”, 두 가지 상품의 경우 약 “10.59732 : 1”임을 보이고 있다. 그리고 추가적으로 예정이율과 이자율 간의 차이로 발생하는 이자율차손익을 Lee-Carter 모형으로 반영한 개선된 사망률 및 생존률과 함께 살펴봄으로써 이자율이 예정이율보다 작은 경우가 큰 경우보다 변동폭이 넓음을 확인할 수 있었다. 따라서 보험회사는 향후 지속적인 사망률 개선효과를 반영한 사망 급부 및 생존급부 설계를 통해 생사차손익을 관리해야 할 뿐만 아니라, 보험회사의 외부 시장환경과 이자율 민감도를 고려하여 보험회사가 감내할 수 있는 범위 내에서의 예정이율을 설정해야 할 것이다. 그러나 본 연구에서 내부헤징전략을 보이기 위하여 설정한 시나리오는 예정이율이나 거치기간 등의 설정이 임의적이라는 측면에서 단순성을 가진다는 한계가 있으므로 실무적으로 이러한 내부헤징전략을 통해 보험상품을 설계할 때에는 보다 다양한 시나리오 설정이 요구될 것이다.

마지막으로, 본 연구에서 중점적으로 살펴본 내부헤징전략이 향후 생존율 개선으로 인해 보험회사가 직면하게 될 근본적인 문제를 완전히 해결해줄 절대적인 해결책은 아닐 것이다. 왜냐하면 내부헤징전략 하에서 보험회사는 상품 설계에 대한 한계를 가지므로 이로 인해 보험소비자의 수요에 부합하는 상품을 제 때에 적절히 공급하지 못하는 한계에 부딪히기 때문이다. 따라서 보험회사 자체 내의 내부헤징전략과 함께 종신연금상품의 리스크를 관리하는 방안으로 김석영·최원·성주호(2007)와 성주호·신화연(2007)에서 제안한 바와 같이, 생존채권(survivor

bond), 생존스왑(survivor swap), 생존선물옵션(survivor future option) 등을 활용한 외부헤징전략(external hedging strategies)을 모색할 수 있을 것이며, 이러한 외부헤징전략을 우리나라 환경에 맞게 적용할 수 있는 방안에 대한 활발한 연구가 향후 필요할 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 강중철 · 이도수 · 성주호, 「장수리스크를 고려한 사망률 추정방법에 관한 연구」, 『리스크 관리연구』 제17권 제1호, 2006, pp.153~178.
- 김명직 · 장국현, 『금융시계열분석』 2판, 경문사, 2002.
- 김석영 · 최원 · 성주호, 「개인종신연금보험의 장수리스크 분석 및 대응방안」, 『보험학회지』 제76집, 2007, pp.31~59.
- 마승렬 · 조덕호, 「역모기지의 대출종료확률과 보증리스크」, 한국리스크관리학회 정기학술대회 발표논문, 2007.
- 보험개발원, 「보험사 장래 손익전망」세미나 발표자료, 2007.02.07.
- _____, 『보험통계연감』, 2006
- 생명보험협회, 『생명보험성향조사』, 2003, 2006, 2009.
- 성주호, 「사망리스크와 생존리스크 헤징을 위한 상품운용전략에 관한 연구: Lee-Carter 추정방법을 중심으로」, 하계통합학술대회, 2007.
- 성주호 · 김상만, 「생존리스크와 사망리스크 헤징을 위한 상품운용전략에 관한 연구」, 『보험학회지』 제78집, 2007, pp.197~217.
- 성주호 · 김양균, 「퇴직연금사망률 산출체계 개선에 관한 연구」, 『보험학회지』 제73집, 2006, pp.77~100
- 성주호 · 신화연, 「사망관련 유동화시장 진단 및 관련 논제에 대한 고찰」, 『보험학회지』, 제77집, 2007, pp.291~324
- 성주호 외 3인, 「현행 표준사망률 산출체계의 개선에 관한 연구」, 『리스크관리연구』 제16권 제2호, 2005 pp.97~125.
- 통계청, 『국민사망률』, 1997, 1999, 2001-2005 각 년도.
- Blake, D., A. J. G., Cairns, K. Dowd, and R. MacMinn, “Longevity Bonds: Financial Engineering, Valuation, and Hedging”, *Journal of Risk and Insurance* 73(4), 2006, pp.647~672.
- Cairns, A. J. G., D. Blake, and K. Dowd, “A Two-Factor Model for Stochastic Mortality with Parameter Uncertainty: Theory and Calibration”, *Journal of Risk and Insurance*, 73(4), 2006, pp.687~718.
- Carter, L, “Forecasting U.S. Mortality: A Comparison of Box-Jenkins ARIMA and Structural Time Series Models”. *Sociological Quarterly* 37, 1996(b),

pp.127~44.

- Cox, S. H. and Y. Lin, "Natural Hedging of Life and Annuity Mortality Risks", *North American Actuarial Journal*, 11(3), 2007, pp.1~15.
- Kannisto, V., J. Lauritsen, A. R. Thatcher, and J.W. Vaupel, "Reductions in Mortality at Advanced Ages: Several Decades of Evidence From 27 Countries", *Population and Development Review* 20, 1994, pp.793~810.
- Lee, R. D, "The Lee-Carter Method for Forecasting Mortality, With Various Extensions and Applications". *North American Actuarial Journal* 4, 2000, pp.80~91.
- Lee, R. D. and L. R. Carter, "Modeling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association* 87, 1992, pp.659~671.
- Renshaw, A. E, and S. Haberman, "A Cohort-Based Extension to the Lee-Carter Model for Mortality Reduction Factor", *Insurance: Mathematics and Economics* 38, 2006, pp.556~570.

Abstract

The demand for a whole life annuity in pursuit of planning for one's retirement has been gradually increasing in Korea, and this is rooted in the prolongation of average lifespan. However, this trend is not reflected in the assumed mortality, which is used when designing insurance products.

In this study, we first examined mortality, survival, and longevity risks based on the mortality rate changes. Subsequently, we suggested the actuarial gain and loss inherent to a product design through an actuarial model by considering the rate changes both in ordinary mortality rate and annuity mortality rate based on the Lee-Carter model. In the case where both mortality coverage and survival coverage are included in one product, we proposed a mechanism to hedge the aggregate survival-mortality gain and loss adjusted through the mortality coverage benefit to survival coverage benefit ratio in a given period. Furthermore, we suggested a measure to achieve gain and loss management goals of insurance providers by establishing different mortality coverage benefit to survival coverage benefit ratio in order to offset the aggregate survival-mortality gain and loss variable in accordance with the mortality coverage period through our model discussed above. Finally, we emphasized the importance of establishing the assumed interest rate by presenting the aggregate gain and loss estimates as a result of effective interest rate following product management under the assumption that prospective improvement in the mortality rate is guaranteed.

In conclusion, the mortality coverage benefit to survival coverage benefit ratio to make the aggregate survival-mortality gain and loss zero in this study was approximately "52.74792 to 1" in one product, and this ratio varied according to the term unredeemed. In addition, the ratio when two products exist was approximately "10.59732 to 1". Therefore, insurance providers must perform product management with the improvement in mortality rate through internal hedging strategies taken into account in order to lead a successful business. In addition, they must pursue complete hedging by predicting future market environment and establishing an appropriately assumed interest rate.

※ Key words: Internal hedging strategy, Lee-Carter model, Longevity risk, Mortality risk, Whole life annuity, Whole life insurance