

거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향에 관한 분석 - 벡터오차수정모형을 중심으로 -

Impact of Macroeconomic Variables
on Initial Premiums in Variable Life Insurance
with a Vector Error Correction Model

황진태*

Jin-tae Hwang

서대교**

Dai-gyo Seo

2001년 7월 우리나라에 처음 도입된 변액보험은 비약적인 발전을 거듭하여 생명보험산업을 대표하는 종목중의 하나가 되었음에도 불구하고 거시경제지표와의 관계를 분석한 선행연구는 매우 찾아보기 힘들었다. 이에 본 연구는 벡터오차수정모형을 이용하여 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료가 거시변수와 어떠한 관계를 맺고 있는지, 거시변수로부터 발생한 외생적 충격에 어떠한 반응을 보이는지, 그리고 그 충격이 반응함수의 변동성에 어느 정도 영향을 미치는지를 살펴보았다. 분석결과 변액 초회보험료는 이자율(국고채 5년 금리) 충격에 일시적인 양의 반응이후 지속적인 음의 반응을 나타내었으며, KOSPI 지수의 충격에 대해서는 항구적인 양의 반응을 보였다. 한편, 실업률 충격의 경우 변액연금은 양의 반응을 보였으나, 변액유니버설은 음의 반응을 보였다. 예측오차의 변동성과 관련하여 변액연금은 KOSPI 지수와 이자율 충격이 큰 역할을 차지한 반면 변액유니버설의 경우 실업률 충격이 크게 기여한 것으로 나타났다.

국문 색인어: 벡터오차수정모형, 변액초회보험료, 분산분해, 충격반응함수
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B030109

* 보험연구원 부연구위원(jt0813@kiri.or.kr), 주저자, 교신저자

** 예금보험공사 연구위원(dkseo@kdic.or.kr)

논문 투고일: 2010. 07. 13, 논문 최종 수정일: 2010. 11. 23, 논문 게재 확정일: 2010. 11. 24

I. 서론

2001년 7월 우리나라에 처음 출시된 변액보험¹⁾은 방카슈랑스의 도입에 따른 판매채널의 강화, 변액보험상품의 다양한 투자옵션, 주식시장의 지속적인 활황 등에 힘입어 2009년 3월말 현재 약 17.6조 수준의 수입보험료를 기록할 정도로 비약적인 발전을 이루었다²⁾. 변액보험이 생명보험 시장에서 차지하는 비중을 살펴보면 2003년 1.5%에 불과하였으나, 2009년 3월말 기준 23.9%를 차지하여 사망보험³⁾과 함께 생명보험 산업을 대표하는 중요한 종목이 되었다.

아울러 우리나라의 경우 급속한 고령화로 인해 금융소비자들이 자산포트폴리오를 구성함에 있어서 장기금융상품에 대한 관심이 높아지고 있다. 펀드의 경우 단기투자상품으로 변액보험보다 상대적으로 고수익 고위험 체계로 되어 있다. 또한 장기상품이라 할 수 있는 연금펀드의 경우 변액연금보험과는 달리 종신보장기능이 없기 때문에 노후대비용 상품으로 보기에는 한계가 있다. 따라서 고령화 사회로 진입한 우리나라의 실정에 비추어 볼 때 금융소비자들은 변액연금보험 등의 가입으로 노후를 대비하려는 경향이 강해질 것으로 예상된다. 즉, 변액보험은 향후 대중화될 가능성이 높은 금융상품으로 이를 분석하는 것은 중요하다 할 수 있다.

변액보험의 근본적인 목적은 급격한 금융환경의 변화에 대응하여 시장수익률 확보를 통하여 보험금의 실질가치를 보장하기 위한 것으로, 보험계약자가 납입한 보험료 중 특별계정에 포함되는 적립보험료를 모아 펀드로 조성하고 이를 채권이나 주식 등에 투자·운영하여 발생한 이익을 배분하여 주는 실적배당형 보험상품이다⁴⁾. 따라서 변액보험은 투자실적이 좋을 경우에는 사망보험금과 해지환급금이 증가하나,

1) 보험업감독규정 개정안이 2001년 4월 27일 의결되고 동년 7월부터 변액종신보험이 시장에 출시되었다. 2002년 10월에는 변액연금보험이, 2003년 7월에는 변액유니버설보험이 판매되기 시작하였다.

2) 글로벌 금융위기로 인해 성장세가 크게 둔화되었으나, 현재는 금융위기 이전 수준의 회복세를 보이고 있다.

3) 계약기간 내 사망 시 보험금을 지급하는 사망보험은 2009년 3월말 기준 40%를 차지하였다. 종신보험도 사망보험의 일종이다.

4) 사업비, 자산운용보수, 수탁보수 등이 변액보험의 추가비용에 포함된다.

투자실적이 나쁠 경우에는 중도 해지 시 해지환급금이 원금에 미치지 못할 수도 있다.

한편, 변액보험은 일반 보험상품과는 달리 특별계정에 의한 자산운용을 하고 있다. 따라서 변액보험금의 사망보험금은 보험료 산출의 기초가 되는 기본보험계약의 기본보험금과 특별계정의 투자실적에 따라 변동하는 변동보험금으로 구성되어 있다. 현재 보험시장에서 판매되고 있는 변액상품들은 사망보험금에 대한 최저보증을 다양하게 제공하고 있다. 예를 들면 변액종신보험⁵⁾의 경우 최저사망보험금을 기본보험금으로 정하고 있으며, 변액연금⁶⁾ 및 변액유니버설보험⁷⁾의 경우 기납입보험료를 최저사망보험금으로 정하고 있다.

이러한 투자상품으로서의 특징으로 인해 변액보험은 경기변동과 밀접한 관련이 있는 주가, 금리 등의 거시경제변수에 반응을 할 것이라 예상할 수 있다. 예를 들어 변액보험의 경우 펀드 운용실적에 따라 해당 적립금이 변하므로 금리 및 주가지수의 변화가 보험계약자의 변액보험 가입 유인이 될 수 있다. 따라서 변액보험과 거시경제변수와의 관계를 밝혀내는 것은 보험산업에 있어 의미있는 연구라 할 수 있다. 즉, 변액보험시장과 거시경제변수 간 민감도에 따라 보험회사들은 거시환경변화에 적절한 전략을 수립하여 대응할 수 있다. 그러나 현재까지 변액보험과 관련된 국내외 연구들은 주로 법·제도적인 연구들이나, 변액보험의 가격결정에 관한 연구로 국한되어 수행되고 있다.

먼저 법·제도적인 선행연구로서 김선정(2002)은 변액보험 계약 체결 시 변액보험 모집중사자의 설명의무와 적합성원칙의 수용문제에 대한 연구를 위해 일본의 판

5) 일반 종신보험과 상품 형태는 동일하나 펀드 운용실적에 따라 사망 시 사망보험금이나 중도해지시 해지환급금이 변동한다는 점이 상이하다. 또한 변액종신보험은 투자실적이 악화되더라도 계약체결 시 정한 기본사망보험금을 최저보증한다.

6) 변액연금의 특징은 연금 개시까지 상품을 유지 시 펀드운용실적이 악화되더라도 기납입보험료 등을 최저연금적립금으로 보장해준다. 연금개시전 사망할 경우 사망보험금은 기납입보험료를 최저보증 한다.

7) 변액유니버설보험은 실적배당 기능과 자유입출금 기능을 결합하여 만든 일종의 종합금융형 보험이다. 이 상품의 특징은 계약자가 보험기간 중 긴급자금이 필요한 경우 해지환급금의 범위내에서 적립금의 중도 인출이 가능하다. 또한 계약자가 정한 의무납입기간 이후 계약자는 보험료를 자유로이 납입할 수 있다.

례를 분석하여 개선방안을 제시하였다. 그리고 맹수석(2003)은 변액보험상품을 오랫동안 판매하여 법률적 정비가 잘 되어있는 선진국의 법과 제도를 비교·분석하여 설명의무 및 적합성원칙, 주의의무 문제와 변액보험상품 판매 시 은행의 책임소재의 관점에서 변액보험계약자 보호를 위한 방안을 제시하였다.

변액보험의 가격과 관련한 연구로서는 이근창(2008)을 들 수 있다. 그는 변액보험상품 판매에 따른 재무적 위험이 순보험료에서 차지하는 비중에 대하여 연구하였는데, 확률적 급리환경 하에서 시물레이션을 통해 구한 최저수익률 보장의 가치가 보험료에서 차지하는 비중이 1.26%~4.19% 정도로 나타난다고 주장하였다. 엄영호·김계홍(2009)은 변액연금상품에 내재한 보장옵션을 설명하고 최저 만기적립금 보장(GMAB: guaranteed minimum accumulation benefit), 최저 사망보험금 보장(GMDB: guaranteed minimum death benefit,) 그리고 해지옵션(SO: surrender option)에 대하여 간편법과 몬테카를로 시물레이션을 적용하여 가치 계산 및 리스크 측정 결과를 제시하고 있다. Milevsky and Salisbury(2005)는 시물레이션을 통해 인출보증옵션부 변액연금자산이 부족해질 가능성을 분석하였다. 이들은 인출률을 100%로 가정하고 연평균 기대수익률과 투자수익의 연변동성 조합을 다양하게 구성하여 일정기간 내에 연금자산이 부족해질 확률을 측정하였다.

상기에서 조사한 선행연구에도 불구하고 변액보험과 경제변수 간의 관계를 규명하는 연구는 찾아보기가 쉽지 않다. 따라서 본 연구는 변액보험이 생명보험 산업에서 차지하는 비중이 매우 크며 생명보험 산업을 주도하고 있는 시점에서 백터오차수정모형을 이용하여 변액보험 초회보험료⁸⁾⁹⁾와 각종 거시경제지표와의 관계를 분석하고, 이에 대한 경제적 의미를 찾아보고자 한다. 또한 본 연구는 변액연금과 변액유니버설 상품을 동시에 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별성을 가진다.

8) 보험계약을 체결하면 보험계약자는 보험료 납입의무를 지며, 이 의무에 의해 보험계약자가 납입한 총 보험료를 수입보험료라 한다. 그 중 계약 이후 최초로 납입되는 보험료를 초회보험료, 그리고 2회차 이후의 납입보험료를 계속보험료라 부른다.

9) 변액보험의 수입보험료와 거시변수간의 민감도를 측정해 볼 수 있으나, 초회보험료가 거시변수에 더욱 민감하게 반응할 것으로 예상되어 본 연구에서 수입보험료는 제외하였다. 수입보험료를 사용할 경우 계속보험료의 혼동효과(compounding effects)로 인해 거시경제변수에 대한 변액보험의 반응을 정확히 도출할 수 없는 단점이 발생한다.

거시변수 간 동태적 관계를 분석하는 모형으로 ARIMA(autoregressive integrated moving average) 모형, 벡터자기회귀(VAR: vector autoregressive) 모형, 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model) 등이 사용되고 있다. ARIMA 모형은 단일 시계열 분석에 주로 사용되는 모형으로 본 연구에서는 적합하지 않으며¹⁰⁾, 벡터자기회귀모형을 사용할 경우 공적분관계의 유·무에 따라 모형의 적합성에 문제가 발생할 수 있다. 벡터자기회귀모형은 공적분관계가 존재할 경우 설정오류를 범하게 되어 추정된 계수가 편의(bias)를 가지는 문제가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 변액보험 초회보험료와 거시변수간의 공적분 관계를 먼저 조사하고, 공적분 관계가 존재할 경우 벡터오차수정모형을 이용하여 변액보험 초회보험료와 거시변수와의 관계를 살펴본다¹¹⁾.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서 본 연구에 사용한 자료와 모형에 대해 설명을 한다. 다음으로 III장에서는 변액초회보험료와 거시변수 간의 관계에 대한 실증분석 결과를 제시하고 이를 해석한다. 그리고 IV장에서 본 연구를 맺는다.

II. 방법론 및 데이터

1. 방법론

변액보험 초회보험료의 시계열 특성 및 거시변수와의 관계를 파악하기 위해서 변수별 시계열 자료의 안정성(stationarity) 확보가 먼저 필요하다. 시계열이 안정하다는 것은 해당 시계열 자료가 시간에 관계없이 일정한 확률적인 특징(평균, 분산, 공분산 등)을 가짐을 의미한다. 그러나 만약 시계열 자료가 안정적이지 않은 상태,

10) 본 연구의 분석을 위해 Multivariate ARIMA 모형도 이용할 수 있다.

11) 거시변수로 국고채 5년 금리, KOSPI 지수, 소비자물가지수, 실업률을 포함한다.

즉 평균, 분산 등의 모집단 적률이 시간 가변적이라면 어떤 시간대를 표본으로 자료를 추출하느냐에 따라 얻게 되는 추정 및 검정 통계량 등이 달라지는데, 이러한 경우 그 추정 및 통계량에 대한 신뢰성을 담보하기 어렵다. 따라서 통계량의 신뢰성을 위해서는 시계열 자료의 안정성 검정이 필요하고 그 자료가 불안정 시계열일 경우에는 안정 시계열로 전환하여야 한다.

시계열 자료의 안정성을 검정하기 위한 가장 보편적인 방법으로 단위근 귀무가설의 ADF 검정(augmented Dickey-Fuller test)과 PP 검정(Phillips-Perron test)이 있다. 이들 두 검정에서 ADF 검정은 오차항의 정규성(normality)을 가정한 반면, PP 검정은 이분산성(heterogeneity)과 자기상관(autocorrelation)을 가정한 비모수적 방법이라는 데서 차이가 난다. 그리고 안정 시계열을 귀무가설로 하는 KPSS 검정(Kitawoski-Phillips -Schmidt-Shin test)도 있다. 정리하면 ADF 및 PP 검정은 불안정 시계열 검정인 반면, KPSS 검정은 안정 시계열 검정방법이다.

시계열 자료의 불안정성을 쉽게 표현하면 추세를 지니는 것으로 보면 된다. 그리고 그 추세의 종류로는 크게 결정적 추세(deterministic trend)와 확률적 추세(stochastic trend)로 나뉜다. 만약 하나의 시계열 자료가 결정적 추세를 가지고 있다면 이를 제거하기 위한 일반적인 방법으로 추세항을 포함한 회귀분석을 이용하면 가능하다. 반면, 확률적 추세인 경우는 차분을 통해서 추세를 제거할 수 있다. 그러나 추세의 성격이 분명하지 않다면 차분을 통해 추세를 제거함으로써 안정 시계열화하는 것이 보수적인 것으로 알려져 있다(Plosser and Schwert, 1977, 1978).

한편, 단위근을 가진 시계열 변수(1차 적분 시계열 변수) 간 회귀식에서의 OLS(ordinary least square) 추정은 가성적(spurious)일 수 있으나, 이들이 서로 공적분(cointegration) 관계가 존재한다면 그 변수들 간에 장기균형관계가 있는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 공적분 관계의 존재 유무는 요한센 공적분 검정을 통해 알 수 있는데, 공적분 관계가 존재할 경우는 벡터오차수정모형을, 그렇지 않을 경우에는 각 변수를 차분하여 벡터자기회귀모형을 일반적으로 이용한다. 실제 공적분 벡터가 존재할 때 차분 벡터자기회귀모형을 사용할 경우 설정오류(misspecification error)로 인해 추정된 계수가 편의를 갖게 되는 문제점을 발생시

킨다¹²⁾. 따라서 본 연구에서는 공적분 관계가 있을 경우에는 벡터오차수정모형을 사용하기로 한다.

그리고 본 연구는 모형 추정 후 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(variance decomposition)를 구함으로써 모형에 포함된 변수에 대한 외생적 충격으로 인해 발생하는 변액보험 초회보험료의 반응 추이와 그 외생적 충격이 그 반응함수의 예측오차 변동성을 어느 정도 설명하는지를 살펴보고자 한다.

2. 데이터

본 연구에서 사용한 변액보험 관련 데이터는 보험개발원(KIDI: Korea Insurance Development Institute)이 제공하는 INsis(Insurance Statistics Information Services)로부터 입수하였다. 자료는 모두 회계연도(fiscal year)가 아닌 역년(calendar year) 기준에 해당하고, 분석대상 보험종목으로 변액연금 및 변액유니버설 상품에 한하기로 한다¹³⁾¹⁴⁾. 앞서 언급한 바와 같이 변액보험은 거시경제변수와 밀접한 관련을 맺고 있는 것으로 추측되는데, 그러한 밀접한 관련을 분석하기 위해 본 연구는 수입보험료 대신 초회보험료를 사용한다. 그 이유로는 거시경제환경 변화에 대한 반응이 수입보험료보다는 초회보험료가 더 민감할 것이라는 가정에 기초한다. 실제로도 초회보험료 대신 수입보험료를 사용하는 것은 수입보험료의 구성항목인 계속보험료의 혼동효과로 인해 거시경제변수에 대한 변액보험의 반응을 정확히 도출할 수 없는 단점이 발생할 수 있는데, 이는 계속보험료가 계약체결

12) 공적분 벡터가 존재하나 정확한 공적분 관계를 알지 못할 경우 일각에선 수준단계의 벡터자기회귀모형 사용을 제안하기도 한다. 그 이유로는 수준 벡터자기회귀모형은 공적분이 존재하는 경우에도 불편추정치(unbiased estimator) 결과를 나타내기 때문이다. 그러나 그 추정치가 효율적(efficient)이지 않다는 단점도 존재하는 것으로 알려져 있다.

13) 실제 INsis로부터 입수한 변액종신의 초회보험료 중 일부에 오류가 있는 것으로 판단되었고, 변액종신이 변액보험 전체에서 차지하는 비중이 크지 않다는 점을 감안하여 변액종신에 대한 분석은 본 연구에서 제외하였다.

14) 1장에서 서술하였듯이 변액연금과 변액유니버설 보험은 기능에서 차이점을 가지므로 개별 상품에 대한 분석을 실시한다.

후 보험계약자가 계약관계에 따라 납입하는 2회차 이후의 보험료를 의미하므로 보험계약자의 해지행위를 제외하고는 거시경제환경 변화에 민감하기 어렵다는 점이 그 이유라 할 수 있다.

그리고 본 연구는 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료에 적합한 거시변수로 국고채 5년 금리, KOSPI 지수, 소비자물가지수, 실업률을 도입하였다. 1장에서 설명한 바와 같이 상기의 변수를 선택한 이유는 변액보험의 경우 해당 적립금이 주식 및 채권 등으로 이루어진 운용자산의 성과에 따라 변하므로 금리 및 주가지수의 변화가 보험계약자의 변액보험 가입 유인이 될 수 있다는 점을 들 수 있다. 그리고 물가지수와 실업률은 자산운용의 성과와는 직접적 관계가 존재하지 않지만 변액상품 구입에 대한 보험계약자의 구매력에 영향을 미칠 수 있는 변수이므로 분석모형에 포함한다. 한편, 금리변수들 중 국고채 5년 금리를 선택한 이유로는 변액연금 및 변액유니버설 상품이 장기성 보험상품이기 때문에 본 연구는 이점에 착안하여 단기 금리보다는 장기 금리인 국고채 5년 금리를 선택하였다.

Ⅲ. 분석모형 및 결과

본 연구는 분석모형으로 전술한 바와 같이 벡터자기회귀모형 또는 벡터오차수정모형을 사용하고, 그 해당 분석모형에 포함될 변수로는 변액연금 또는 변액유니버설 초회보험료, 거시변수로 국고채 5년 금리, KOSPI 지수, 소비자물가지수, 실업률이다.

1. 단위근 검정

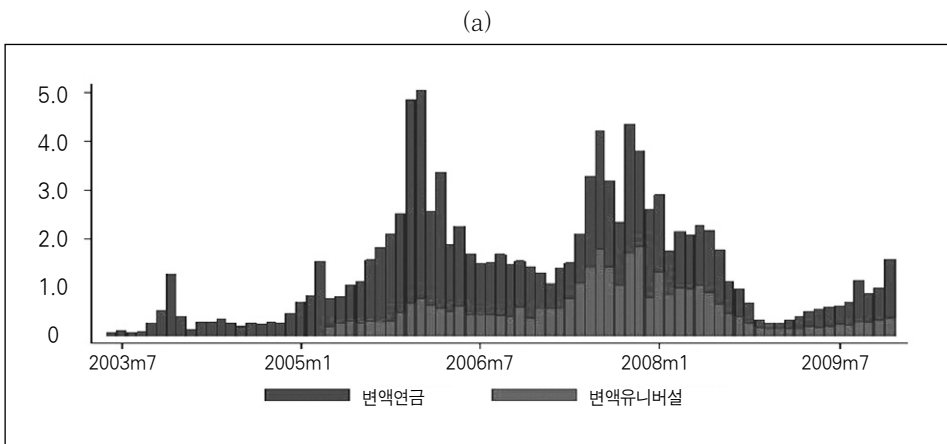
선택된 변수 중 변액유니버설을 제외한 모든 변수들의 표본기간은 2003년 6월부터 2009년 12월까지이다. 변액유니버설 초회보험료 기간은 2005년 4월부터 2009

년 12월까지 해당한다. <그림 1>에서 나타난 것처럼 변액연금 및 변액유니버설의 월별 초회보험료는 서로 비슷한 형태의 추이를 보여주고 있다.

<그림 1>의 (a)를 보면 금융위기 이전에는 2005년말~2006년말, 2007년 중후반을 중심으로 변액연금과 유니버설 모두 양호한 판매실적을 기록한 가운데 전반적인 초회보험료의 증가세를 시현하였으나, 금융위기 이후 극심한 감소세를 나타내었다. 변액연금 및 변액유니버설 모두 금융위기가 본격화된 2008년 12월에 가장 저조한 판매실적을 기록하여 각각 281억원, 152억원의 초회보험료를 기록하였고, 이는 금융위기 직전인 2008년 6월 초회보험료인 2,160억원, 906억원에 비해 각각 월평균 14.5%, 13.9% 감소한 수준에 해당된다.

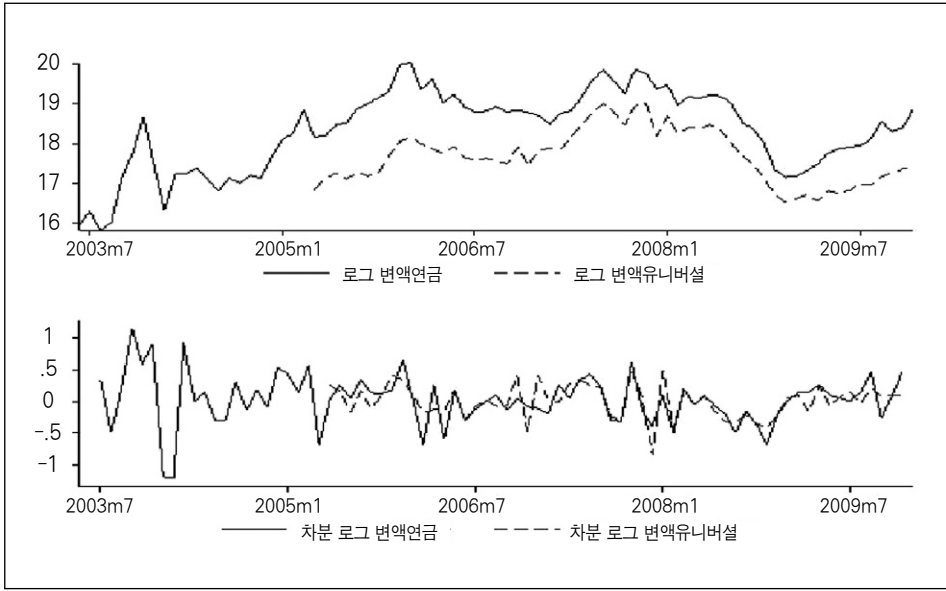
한편, <그림 1>의 (b)는 변액연금과 유니버설의 로그 초회보험료의 추이를 보여주고 있는데 수준(level) 단계의 로그 초회보험료는 불안정 시계열의 추이를 보여주고 있는 반면, 이들 두 변수의 1차 차분(first differencing) 추이는 비교적 안정 시계열의 추이를 보여주고 있다. 이를 종합하면 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료는 모두 1차 적분과정(I(1): integrated of order 1)으로 수준단계에서는 추세를 가지고 있는 것으로, 그리고 차분단계에서는 안정 시계열인 것으로 볼 수 있다.

<그림 1> 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료 추이



주: 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료의 단위는 천억원임.

(b)



주: 로그 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료는 천원 단위로 측정된 초회보험료에 로그를 취하여 구함.

그러나 본 연구의 목적인 변수 간의 장기균형 관계, 충격반응함수, 분산분해 등을 구하기 위해서는 보다 통계적인 방법, 즉 단위근 검정을 통하여 시계열 자료의 특성을 파악할 필요가 있는데, 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료와 거시변수 각각에 대해 시차 1¹⁵⁾을 가진 단위근 검정 결과 이들 변수 모두는 1차 적분(I(1)인 것으로 나타났다. 물론 실업률의 경우 수준변수에서 ADF 검정은 1%, PP 검정은 10% 유의수준에서 단위근을 가지는 귀무가설을 기각하고 있으나, 안정 시계열의 귀무가설을 가진 KPSS 검정 또한 기각되므로 실업률의 수준변수가 반드시 안정적이라고 단정 짓기는 어렵다. 반면, 단위근 검정에 포함된 모든 차분변수는 ADF

15) 단위근 검정을 위한 시차는 주로 단위근 검정 시 모형에서 발생할 수 있는 이분산성이나 자기상관을 보완하기 위하여 차분 시차변수를 통제하는 것으로 본 연구에서는 관측치 수를 고려하여 시차 1에 한하였다.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

수준변수	로그 변액연금 초회보험료	로그 변액 유니버설 초회보험료	국고채 5년 금리	로그 KOSPI 지수	로그 소비자물가 지수	실업률
ADF	-2.379 (0.391)	-1.686 (0.757)	-2.722 (0.227)	-1.982 (0.611)	-3.139* (0.097)	-4.489*** (0.002)
PP Z(t)	-2.443 (0.357)	-1.925 (0.641)	-2.503 (0.327)	-1.683 (0.758)	-2.477 (0.340)	-3.348* (0.059)
KPSS	0.667**	0.634**	1.290***	2.490***	3.950***	0.739***
차분변수	로그 변액연금 초회보험료	로그 변액 유니버설 초회보험료	국고채 5년 금리	로그 KOSPI 지수	로그 소비자물가 지수	실업률
ADF	-6.711*** (0.000)	-4.731*** (0.001)	-6.247*** (0.000)	-5.653*** (0.000)	-6.574*** (0.000)	-6.689*** (0.000)
PP Z(t)	-8.302*** (0.000)	-8.201*** (0.000)	-7.459*** (0.000)	-6.038*** (0.000)	-6.561*** (0.000)	-6.123*** (0.000)
KPSS	0.171	0.248	0.069	0.130	0.073	0.037

주: 1) 변액유니버설 초회보험료(2005.4~2009.12)를 제외한 변수들의 표본기간은 모두 2003.6~2009.12임.

2) 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료의 단위는 천원이고 국고채 5년 금리와 실업률은 %임.

3) ADF 검정 및 PP 검정의 귀무가설은 단위근이 존재, 즉 불안정 시계열 검정인 반면 KPSS(Kitawoski-Phillips-Schmidt-Shin Test) 검정의 귀무가설은 안정시계열을 의미함.

4) ADF 및 PP 검정에는 추세를 포함시켰고, KPSS에는 안정시계열 귀무가설을 위해 추세를 제외하였으며, 검정의 시차는 모두 1로 함.

5) KPSS 검정의 1%, 5%, 10% 임계치는 각각 0.739, 0.463, 0.347임.

6) 괄호 안은 p-값을 의미함.

및 PP 검정에서 모두 단위근 귀무가설을 기각하고 KPSS는 안정 시계열 귀무가설을 채택하므로 저자들은 보수적 관점에서 본 연구에 포함된 모든 변수를 1차 적분

으로 간주한다.

2. 공적분 검정 및 벡터오차수정모형

변액연금 및 변액유니버설 초회보험료와 본 모형에 사용된 거시변수 간의 공적분 검정과 모형 추정을 위한 선행단계로 적절한 시차를 결정하여야 하는데, 이는 모든 시차변수의 계수가 영(0)이라는 귀무가설의 우도비(LR: log likelihood ratio) 검정을 통해 결정될 수 있다. 이렇게 정해진 시차를 기본모형으로 하여 요한센 공적분 검정을 수행하여 공적분 여부를 밝힌다. 참고로 분석모형에 포함된 변수명은 VAFP, VUFP, GBI, CPI, Unemp로 각각 변액연금과 변액유니버설 초회보험료, 국고채 5년 금리, 소비자물가지수, 실업률을 의미한다. 한편, 공적분 검정 후 차분 벡터자기회귀모형 또는 벡터오차수정모형을 통한 직교화(orthogonalized)된 충격 반응함수에서 변수의 순서가 중요할 수 있는데 본 연구가 행하는 변수의 순서로는 변액보험의 초회보험료, 국고채 5년 금리, 소비자물가지수, 실업률 순임을 참고하길 바란다¹⁶⁾.

가. 변액연금

모형에서 사용된 거시변수와 변액연금 초회보험료와의 적절한 시차 결정을 위해 시행한 우도비 검정에서 시차가 3인 경우가 선택되어 변액연금 관련 분석모형에서는 시차 3을 가정한다.

앞서 언급한 바와 같이 본 연구에서 사용되는 변수는 모두 1차 적분을 가진다. 실제 1차 적분을 가지는 변수들 간의 장기균형관계, 즉 공적분 벡터가 존재할 수 있는데, 이렇듯 공적분 관계가 존재할 경우 벡터오차수정모형을 사용하는 것이 적절하다¹⁷⁾. 시차 3을 가진 요한센 공적분 검정을 위해서는 시차 3인 벡터오차수정모형을

16) 직교화된 충격반응함수와 모형에 포함된 변수의 순서와 관련된 내용은 후술하기로 한다.

이용하면 되는데, <표 2>에서의 검정 결과 공적분 벡터 수가 하나인 경우에 Trace 통계량이 처음으로 5% 임계치를 하회함에 따라 변액연금 초회보험료와 거시변수들과의 공적분 벡터는 1개 존재하는 것으로 볼 수 있다.

<표 2> 요한센 공적분 검정 결과

maximum rank	eigenvalue	Trace 통계량	5% 임계치
0	.	73.00	68.52
1	0.32	43.15*	47.21
2	0.25	21.63	29.68
3	0.17	7.66	15.41
4	0.09	0.49	3.76
5	0.01		

주: trace 통계량은 관측치 수는 76개이고, 시차가 3인 벡터오차수정모형으로부터 구해진 통계량임.

1개의 공적분 벡터를 가진 시차 3의 벡터오차수정모형을 추정한 결과 로그 변액연금 초회보험료는 이자율과 통계적으로 유의한 음(-), 추가지수와 유의한 양(+), 물가지수와 유의한 음(-), 실업률과 유의한 양(+), 장기균형 관계를 가지는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \log(VAFP) = & 45.511 - .639^{**}GBI + 4.992^{***}\log(KOSPI) \\ & (.267) \quad (.623) \\ & -13.383^{***}\log(CPI) + .770^{*}Unemp \\ & (2.442) \quad (.429) \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 괄호()안은 표본오차를 나타내고, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의

17) 공적분이 존재함에도 불구하고 차분 벡터자기회귀모형을 사용할 경우 앞서 언급한 것처럼 모형의 설정오류에 따른 편의된 추정값을 얻을 수 있음을 인식해야 한다.

수준에서의 통계적 유의성을 나타낸다.

식(1)의 내용을 해석하면 국고채 5년 금리가 0.01%p 상승할 때 변액연금 초회보험료는 0.64% 하락하는 장기선형관계가 나타난 반면, KOSPI 지수가 1% 증가할 때 초회보험료는 4.99% 증가하는 선형관계가 나타났다. 한편, 소비자물가지수가 1% 증가하면 초회보험료가 13.38% 감소하는 관계가 나타났으나 실업률이 0.01%p 증가하면 초회보험료가 0.77% 증가하는 선형관계가 나타났다. 실업률의 경우 일반적인 예상과는 달리 증가한 것으로 나타났는데, 10% 수준에서는 유의하나 5% 수준에서 유의하지 않은 결과가 나타남에 따라 귀무가설을 기각함과 그에 따른 해석에서 신중함이 요구된다.

나. 변액유니버설

변액유니버설 초회보험료의 경우 거시변수들과의 시차 결정을 위한 우도비 검정에서 시차 5를 가정한 모형이 선택되었다. <표 3>은 사용된 변수 모두가 1차 적분을 가짐을 감안한 요한센 공적분 검정 결과를 보여주는데, trace 통계량이 rank가 2일 때 처음으로 5% 임계치를 기각하지 못하므로 공적분 벡터가 2개 존재함을 알 수 있다. 이에 2개의 공적분 벡터를 가진 벡터오차수정모형을 추정한다.

<표 3> Johansen 공적분 검정 결과

maximum rank	eigenvalue	Trace 통계량	5% 임계치
0	.	86.01	68.52
1	0.50	49.68	47.21
2	0.43	20.61*	29.68
3	0.24	6.60	15.41
4	0.10	0.97	3.76
5	0.02		

주: trace 통계량은 관측치 수는 52개이고, 시차가 5인 벡터오차수정모형으로부터 구해진 통계량임.

2개의 공적분 벡터를 반영한 시차 5의 벡터오차수정모형을 추정한 결과 로그 변액유니버설 초회보험료는 이자율과 KOSPI 지수와 장기균형 관계에서 통계적으로 유의한 관계를 보여주지 못하였으나, 물가지수와 실업률과는 유의한 음(-)의 장기균형 관계를 보여주었다. 두 개의 공적분 벡터로 이루어진 벡터오차수정모형에서의 장기균형 관계는 각각 식 (2A)와 (2B)로 표시된다. 전술한대로 괄호()안은 표본 오차를, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \log(VUFP) = & 61.485 + 0.000GBI - .822\log(KOSPI) \\ & (.762) \\ & -6.176^{***}\log(CPI) - 2.901^{***}Unemp \\ & (1.693) \quad (.533) \end{aligned} \tag{2A}$$

$$\begin{aligned} \log(GBI) = & 36.905 - 4.305^{***}\log(KOSPI) \\ & (1.158) \\ & + 2.084\log(CPI) - 3.437^{***}Unemp \\ & (2.573) \quad (.809) \end{aligned} \tag{2B}$$

식(2A)에 나타난 결과 중 유의한 관계를 보여주는 변수를 중심으로 설명하면 소비자물가지수가 1% 증가하면 변액유니버설 초회보험료가 6.18% 감소하는 장기선형관계가 있고, 실업률이 0.01%p 증가하면 3.44% 감소하는 관계가 있는 것으로 나타났다.

3. 충격반응함수

공적분 관계가 존재하는 경우에 (차분) 벡터자기회귀모형을 통해 추정된 충격반응함수도 장기적 관점에서 편의를 가지는 결과를 낳게 된다. 따라서 벡터오차수정

모형에 입각한 충격반응함수를 구해야 한다. 벡터오차수정모형은 차분 벡터자기회귀모형에서 오차수정항이 삽입된 형태로 볼 수 있어 실제로 제약적(restricted) 벡터자기회귀모형으로도 불린다. 차분 벡터자기회귀모형의 경우 안정적이고 게다가 오차수정항도 안정적이므로 벡터오차수정 모형은 안정시계열 모형으로 볼 수 있다. 이 경우 Wold 분해에 의해 $MA(\infty)$ 모형으로 표현될 수 있고, 이 때 오차항의 공분산 행렬에서의 공분산이 반드시 영(0)이라고 볼 수는 없다.

이와 같이 공분산이 영(0)이 아닐 경우 변수 간 외생적 충격에서 서로 상관관계가 존재하므로 해당변수에 대한 하나의 외부적 충격이 타 변수의 충격에도 영향을 줌에 따라 그 외생적 충격이 모형에 포함된 각각의 변수에 미치는 고유한 영향을 파악하기 쉽지 않은 단점이 존재한다. 이러한 단점을 극복하기 위하여 공분산 행렬을 대각행렬, 특히, 분산이 1인 행렬로 전환할 필요가 있는데, 본 연구는 충격반응함수를 이용함에 있어 이러한 방법이 반영된 직교화된 충격반응함수를 사용한다¹⁸⁾.

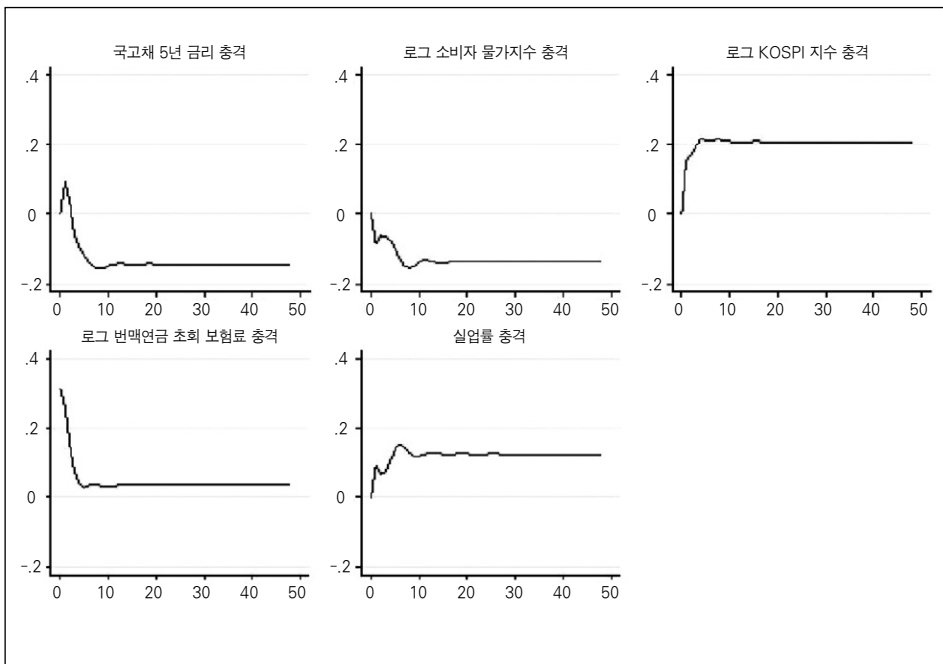
가. 변액연금

변액연금 초회보험료 관련 추정된 벡터오차수정모형 결과를 이용한 충격반응함수 결과는 <그림 2>¹⁹⁾에 나타나 있으며, 변액연금 초회보험료 자신을 비롯한 각각의 거시변수들에 예상치 못한 외생적 충격이 발생할 경우 변액연금 초회보험료가 어떻게 반응하는지에 대한 시간적 추이를 보여주고 있다.

-
- 18) 변액보험은 일종의 투자상품 성격을 가지고 있어 자금의 일부가 주식시장에 투자된다. 이러한 경우 KOSPI 지수의 내생성 가능성을 배제하기 어렵다. 게다가 직교화된 충격반응함수 계산 시 이용되는 콜레스키(Cholesky) 분해의 경우 변수의 순서가 중요해질 수 있다는 점에 착안하여 모형 내에 있는 변수의 순서도 바꾸어서 분석해 보았다. 분석 결과로 나타난 충격반응함수의 추이를 살펴보았을 때 충격에 대한 반응의 크기는 다소 차이가 있었으나 그 충격반응의 추이 형태는 본문에 나타나 있는 <그림 2>와 <그림 3>과 유사한 형태를 보이고 있음을 확인하였고, 그 결과 별도로 논문에 포함시키지는 않았다.
- 19) 충격반응함수와 4절에 나타나게 될 분산분해의 실제 결과는 모형에 포함된 모든 변수에 대해서 나타나나, 본 연구가 변액연금과 변액유니버설 초회보험료에 초점을 맞추고 있어 거시변수에 대한 결과는 본문에 포함시키지 않았음에 유의하길 바란다.

우선 국고채 5년 금리에서의 충격 발생 후 1~2개월 동안은 변액연금의 초회보험료가 양(+)¹⁾의 충격 반응을 나타냈으나, 3개월부터 지속적인 음(-)의 반응을 보여 주었다. 이러한 음(-)의 반응은 거의 항구적(permanent)인 것으로 판단된다. 이러한 현상을 해석해보면 일시적 금리 상승이 발생할 경우 전반적으로 금융상품에 대한 수요가 증가하게 되는데, 그 수요 증가의 일환으로 변액연금에 대한 수요도 증가하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 그 후 금리상승 정도가 상대적으로 약한 보험상품의 특성으로 인해 타 금융상품으로의 대체효과가 커져 오히려 변액연금에 대한 수요가 장기적으로는 감소하는 것으로 추론해 볼 수 있다.

〈그림 2〉 로그 변액연금 초회보험료의 충격 반응



물가수준에 나타난 충격의 경우 그 충격에 따른 변액연금 초회보험료의 음(-)의 반응은 점차 확대된 후 궁극적으로 그 음(-)의 반응이 지속되는 것으로 나타났다.

이는 물가가 상승할 경우 실물자산에 비해 금융자산의 가치가 하락할 수밖에 없으므로 변액연금의 수요가 약화되는 것으로 해석할 수 있다. 반면, KOSPI 지수 충격으로 나타난 변액연금 초회보험료는 항구적인 양(+)의 반응을 나타내었는데, 이는 주식시장의 활황세로 인한 적립금 규모의 증가가 예상되므로 변액연금에 대한 수요는 증가하는 것으로 볼 수 있다. 한편, 변액연금 초회보험료 자신에 대한 충격으로 인한 변액연금 초회보험료의 양(+)의 반응은 시간이 지남에 따라 점차 축소되어 사라지는 것으로 나타나 변액연금 초회보험료 충격에 대한 자신의 반응은 일시적임을 알 수 있다. 아울러 실업률 충격에 대한 변액연금 초회보험료는 항구적인 양(+)의 반응을 나타냈는데, 이는 우리나라 변액연금보험 특성상 투자상품으로서의 기능 외에도 최저보증의 일환인 납입보험료에 대한 원금보장과 같은 안정적 노후소득보장 기능으로 인해 실업률 충격이 잠재적 변액보험 소비자들로 하여금 오히려 변액연금 가입에 대한 관심을 증대시킨 것으로 해석해 볼 수 있다.

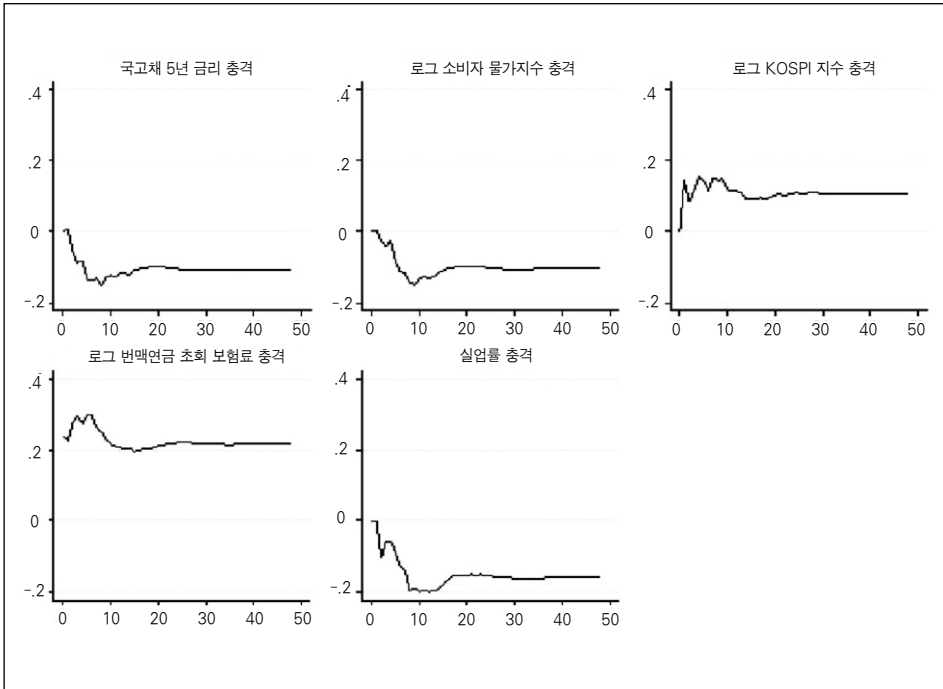
나. 변액유니버설

변액연금의 경우와 마찬가지로 벡터오차수정모형의 추정결과를 통해 변액유니버설 관련 충격반응함수를 구할 수 있다²⁰⁾. 아래 <그림 3>은 변액유니버설 초회보험료가 자신의 충격을 비롯한 각각의 거시변수 충격에 대한 반응을 보여주고 있는데, 변액유니버설 초회보험료 자신 및 실업률 충격을 제외하곤 전반적으로 변액연금 초회보험료와 비슷한 충격 반응을 보여주고 있다.

국고채 5년 금리의 경우 충격 후 1개월 동안은 변액연금의 초회보험료가 양(+)의 충격 반응을 나타냈으나, 그 이후 항구적인 음(-)의 반응을 보여주었다. 물가수준에 한 단위 충격이 발생할 경우 그 충격 발생 후 2년까지는 변액유니버설 초회보험료가 등락이 있는 음(-)의 반응을 보이다가 그 이후에는 일정한 음(-)의 반응을 나타내었다. 반면, KOSPI 지수의 경우에는 충격 후 19개월까지 변액유니버설 초

20) 서론의 각주에서 설명한 바와 같이 변액유니버설 상품은 변액연금과 최저보증, 적립금의 입출금 방식 등 여러 면에서 서로 다른 특징을 가지므로 이 두 상품에 대한 비교분석은 의미가 있다할 수 있다.

〈그림 3〉 로그 변액유니버설 초회보험료의 충격 반응



회보험료가 등락이 있는 양(+)¹의 반응을 보여주었으나, 그 이후에는 항구적이고 일정한 양(+)²의 반응을 보여주었다. 한편, 변액유니버설 초회보험료 자신의 충격에 대한 반응은 변액연금의 경우와는 달리 항구적인 양(+)³의 반응을 보여주고 있는 것이 그 특징으로 볼 수 있다.

변액유니버설 초회보험료의 실업률 충격에 대한 반응은 타 변수 충격에 비해 보다 민감한 것으로 나타난 가운데, 전반적으로 등락이 존재하는 음(-)⁴의 반응을 나타내었다. 이러한 음(-)⁵의 반응은 변액연금의 양(+)⁶의 반응과는 대조적이다. 변액유니버설의 경우 변액연금과는 달리 일반적으로 입출금이 자유로운 대신에 납입한 보험료의 원금이 보장되지 않는다는 점과 운용자산 펀드가 다소 공격적이라는 특징을 가지는데, 이러한 특징으로 말미암아 변액유니버설 상품에 대한 관심을 보이는 보

험소비자는 변액연금 소비자에 비해 퇴직 후 노후소득보다는 단기적 투자상품의 수익률 성과에 더 많은 관심을 가진다고 볼 수 있다. 이러한 점을 감안할 때 변액유니버설 상품에 대한 가입의도를 가진 보험소비자들은 노후소득 보장에 상대적으로 관심이 많은 변액연금 소비자에 비해 실업률 충격으로 발생하는 자금경색에 더 민감한 음(-)의 반응을 보일 수 있다. 따라서 이와 같은 경우 실업률 충격에 대한 변액유니버설 상품에 대한 가입유인은 저하될 수 있을 것으로 추론해 볼 수 있다. 즉, 변액연금과 변액유니버설 상품 각각에 대한 보험소비자의 구입 동기는 다소 이질적일 수 있다.

4. 분산분해

직교화된 충격반응함수와 마찬가지로 벡터오차수정모형 추정 후 예측오차 분산분해(variance decomposition)를 통해 특정변수에 대한 충격이 반응함수의 변동성에 어느 정도 공헌하는지를 구할 수 있다. 구체적으로 표현하면 분산분해는 특정변수에 대한 하나의 외생적 충격이 반응변수의 예측오차의 분산을 얼마나 설명하는지에 대한 측정치이다.

가. 변액연금

분산분해 결과 변액연금 초회보험료의 변동에 가장 큰 영향력을 미치는 변수로는 KOSPI 지수인 것으로 나타났다. KOSPI 지수에서 발생한 한 단위의 충격은 변액연금 초회보험료의 변동에 지속적으로 그 영향력이 증가하는 추세를 나타내어 1년이 경과한 시점부터는 40%를 상회하는 공헌도를 보여주었다.

다음으로는 국고채 5년 금리인 것으로 나타났는데, 국고채 5년 금리 충격 한 단위는 6개월까지는 변액연금 초회보험료의 변동에 7.3%정도 영향을 미쳤으나, 1년이 경과되면서 그 영향력은 15%를 상회하여 20% 수준에 이르는 영향력을 보여주었다.

〈표 4〉 로그 변액연금 초회보험료의 분산분해 결과

단계	로그 변액연금 초회보험료	국고채 5년 금리	로그 KOSPI 지수	로그 소비자물가 지수	실업률
1	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.779	0.039	0.112	0.033	0.038
3	0.689	0.033	0.193	0.040	0.045
4	0.585	0.039	0.277	0.046	0.053
5	0.481	0.055	0.341	0.052	0.071
6	0.396	0.074	0.371	0.062	0.097
7	0.329	0.093	0.381	0.078	0.119
8	0.278	0.111	0.385	0.097	0.128
9	0.242	0.126	0.388	0.114	0.130
10	0.216	0.137	0.392	0.125	0.130
11	0.196	0.145	0.396	0.132	0.131
12	0.179	0.151	0.400	0.136	0.133
24	0.094	0.180	0.418	0.163	0.145
36	0.066	0.190	0.423	0.172	0.148
48	0.053	0.194	0.426	0.177	0.150

가장 약한 영향력을 보여준 변수로는 변액연금 초회보험료 자신이었는데, 그 초회보험료에 한 단위 충격이 발생할 경우 변액연금 초회보험료 변동에 미치는 영향은 급속한 감소 추이를 보여 1년이 경과할 경우 20%에도 미치지 못하는 수준으로 하락하고 장기간이 경과할 경우 영향력이 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다.

나. 변액유니버설

한편, 변액유니버설 초회보험료의 분산분해 결과 그 초회보험료의 예측오차 분산

에 가장 큰 영향력을 미치는 것은 변액유니버설 초회보험료 자신에서 발생하는 충격인 것으로 나타났다. 변액유니버설에서의 충격은 최초 6개월 동안 70%를 상회하는 영향력을 보여주었다. 그러나 그 이후에는 그 영향력이 점차 축소되어 46%대의 영향력을 나타내었다.

그리고 실업률에 대한 충격이 그 다음으로 변액유니버설 초회보험료의 변동에 대한 영향력이 큰 것으로 나타났는데, 초반에 미약했던 영향력이 점차 증가하여 궁극적으로는 20%대의 영향력을 보여주었다.

〈표 5〉 로그 변액유니버설 초회보험료의 분산분해 결과

단계	로그 변액연금 초회보험료	국고채 5년 금리	로그 KOSPI 지수	로그 소비자물가 지수	실업률
1	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.836	0.000	0.163	0.000	0.000
3	0.812	0.014	0.124	0.003	0.047
4	0.796	0.031	0.124	0.007	0.041
5	0.769	0.039	0.146	0.007	0.039
6	0.735	0.059	0.146	0.017	0.043
7	0.707	0.073	0.134	0.031	0.055
8	0.671	0.081	0.139	0.041	0.068
9	0.625	0.090	0.137	0.054	0.094
10	0.591	0.093	0.138	0.066	0.113
11	0.567	0.095	0.134	0.073	0.131
12	0.547	0.097	0.132	0.078	0.146
24	0.484	0.103	0.116	0.092	0.204
36	0.470	0.105	0.114	0.096	0.215
48	0.463	0.106	0.112	0.098	0.222

주목할 만한 점은 변액연금의 경우와는 달리 KOSPI 지수와 국고채 5년 금리 충격의 영향력이 크지 않은 것으로 나타나 48경과월 시점에서는 변액유니버설 초회보험료의 변동에 미치는 영향력이 10% 초반대에 머물러 있는 것으로 나타났다.

Ⅳ. 결론

본 연구는 종전까지 잘 다루어지지 않았던 변액보험 가입유인에 대한 시계열 분석을 거시변수와의 연계를 통하여 수행하였다. 이러한 시계열 분석을 통해 본 연구는 변액연금 및 변액유니버설 초회보험료가 거시변수와 어떠한 관계를 맺고 있는지, 거시변수로부터 발생한 외생적 충격에 어떠한 반응을 보이는지, 그리고 그 충격이 변액연금 또는 변액유니버설 초회보험료의 변동성에 어느 정도 영향을 미치는지를 살펴보았다. 그 주요내용을 정리하면 다음과 같다.

거시변수에 대한 각각의 외생적 충격에 있어 변액연금과 변액유니버설 초회보험료는 실업률을 제외하고 비교적 유사한 반응을 나타내었다. 먼저 이자율(국고채 5년 금리) 충격에는 초기의 일시적인 양(+)의 반응 후 지속적인 음(-)의 반응을 나타내었다. 즉, 이자율이 일시적으로 증가할 경우 금리 상승으로 인해 금융상품 구입에 대한 유인이 커져 변액상품에 대한 수요가 일시적으로 증가하였으나, 그 후 상대적으로 금리변화에 둔한 보험상품의 특성으로 인해 타 금융상품으로의 대체효과가 크게 나타나 점차 변액상품에 대한 수요가 하락하는 것으로 추론하였다. 그리고 금리 충격에 대한 음(-)의 반응은 변액연금이 다소 더 큰 것으로 나타났다. 물가충격의 경우 두 상품 모두 음(-)의 항구적 반응을 나타냈는데, 이는 물가상승이 우연히 발생할 경우 전반적으로 금융상품에 대한 수요가 하락하고 실물자산에 대한 수요가 증가한 것으로 해석해 볼 수 있다. 반면, KOSPI 지수 충격에 대하여 변액연금의 양(+)의 반응이 더 큰 것으로 나타났으나, 두 상품 모두 양(+)의 지속적인 반응을 나타내었다. 이는 주식시장의 활황 충격이 변액연금 및 유니버설 초회보험료 모두를 지속적으로 증가시키는 역할을 한 것으로 볼 수 있다. 실업률 충격의 경우는 다소 상이한 결과를 나타내었는데, 변액연금 초회보험료는 항구적인 양(+)의 반응을

보였으나, 변액유니버설은 항구적인 음(-)의 반응을 보였다. 그리고 자신의 충격에 대한 반응으로 변액연금은 점차 축소되어 사라진 반면, 변액유니버설은 항구적인 양(+)의 반응을 보여주었다.

한편, 분산분해의 경우 변액연금의 예측오차의 변동성에 대한 공헌도로서 KOSPI 지수, 국고채 5년 금리 충격의 역할이 큰 것으로 나타난 반면, 변액유니버설의 경우는 자신, 그리고 실업률 충격으로 인한 변액유니버설 초회보험료의 예측 오차 변동성이 심한 것으로 나타났다. 그리고 변액연금 초회보험료 자신의 충격은 변액연금 초회보험료의 예측오차 변동성에 대한 기여도가 가장 낮은 것으로 나타났고, 변액연금의 경우는 KOSPI 지수와 국고채 5년 금리의 기여도가 낮은 것으로 나타났다.

변액연금과 변액유니버설 상품이 생명보험에서 차지하는 비중이 점점 높아지고 있다는 점을 감안할 때, 변액연금과 변액유니버설 상품 모두 외생적 거시경제충격에 영향을 받고 있다는 연구결과는 경기 변동이 보험회사에 매우 중요하다는 것을 의미한다. 즉, 보험회사는 거시경제변수에 대한 지속적인 모니터링과 경기변동 예측능력 배양에도 힘을 쏟아야 할 것으로 보인다. 마지막으로 앞서 언급한 것처럼 변액종신은 데이터의 신뢰성을 확보할 수 없어 연구를 진행할 수 없었다. 향후에 이 종목에 대한 자료가 신뢰할만하다면 동일한 방식으로 연구할 수 있을 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김선정, 「변액보험계약체결시 부당설명한 보험자의 법적 책임」, 『보험개발연구』, 제13권 제1호, 보험연구원, 2002, pp.21~71.
- 맹수석, 「변액보험제도의 법적 문제에 관한 연구」, 『보험개발연구』, 제14권 제2호, 보험연구원, 2003, pp.3~45.
- 엄영호 · 김계홍, 「변액연금의 가치산정 및 리스크 분석」, 『보험학회지』, 제84집, 한국보험학회, 2009, pp.105~137.
- 이근창, 「확률적 금리환경 하에서의 변액보험 가격결정」, 『리스크관리연구』, 제19권 제1호, 한국리스크관리학회, 2008, pp.67~98.
- <http://www.ibtimes.co.kr/bodo/view.php?id=11398>, 2009. 12.
- Johansen, S., *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Milevsky, M., and T. Salisbury, “Financial valuation of guaranteed minimum withdrawal benefits”, *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 38, 2005, pp.21~38.
- Osterwald-Lenum, M., “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp. 461~472.
- Plosser, C. I. and G. W. Schwert, “Estimation of a Non-Invertible Moving Average Process: The Case of Overdifferencing”, *Journal of Econometrics*, Vol. 6, 1977, pp.199~224.
- _____, “Money, Income, and Suspects: Measuring Economic Relationship and the Effects of Differencing”, *Journal Monetary Economics*, Vol. 4, 1978, pp.637~660.

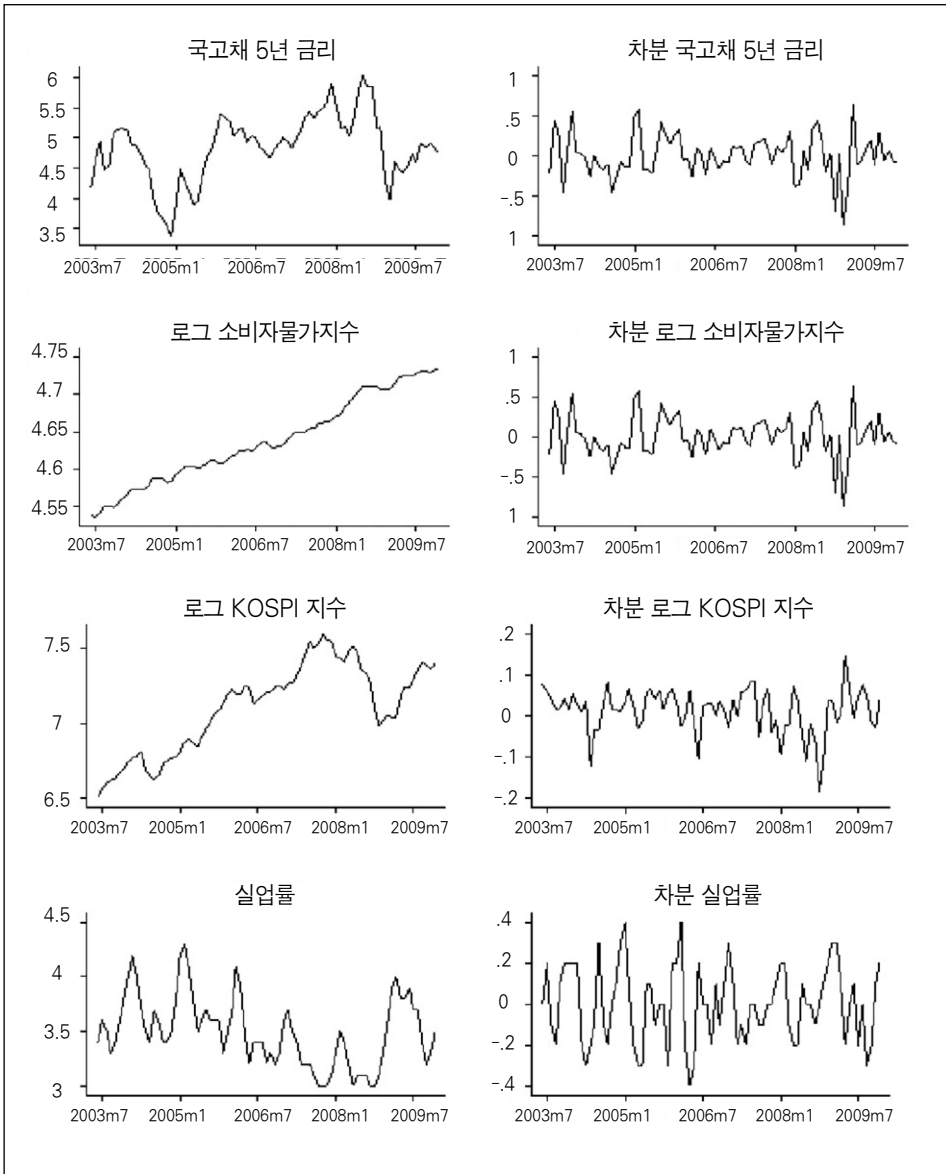
Abstract

This paper analyzes how first premiums in variable annuities and universal products respond to shocks to macroeconomic variables as well as each of their own variables. Then it decomposes the variance of their forecast errors caused by shocks given exogenously to the variables.

Our end results in the paper are that following a temporary positive response, the first premiums in both variable annuities and universal continue to respond negatively to a shock to the interest rate, the so-called Korea's 5-year government bond yield, whereas they show a permanent positive response to the Korea Composite Stock Price Index (KOSPI). In addition, it follows that the first premiums in variable annuities shows a positive response to a shock to the unemployment rate, while those in variable universal does a negative response. The variance of forecast errors in variable annuities is greatly caused by a shock to the KOSPI and the interest rate. In contrast, the variance of forecast errors in variable universal is largely led to by a shock to the unemployment rate.

※ Key words: First Premiums in Variable Life Insurance, Impulse Response Function, Variance Decomposition, Vector Error Correction Model

【부 록 1】 거시변수 추이



주: 국고채 5년 금리와 실업률의 단위는 %임.

【부 록 2】 공적분 검정 모형

공적분 검정을 위한 기본모형은 다음과 같은 벡터오차수정모형에 근거한다.

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \tag{A1}$$

여기서 y_t 는 모형에 포함된 K 개 변수들로 이루어진 $K \times 1$ 벡터, Γ_i 는 $K \times K$ 인 계수 행렬이고, α 와 β 는 각각 $K \times r$ 인 벡터이다. 또한 $r (r < K)$ 은 $K \times K$ 행렬인 $\Pi = \alpha\beta'$ 의 rank이고 동시에 공적분 벡터의 개수를 가리킨다.

요한센(1995)은 행렬 Π 의 r 를 결정하기 위해 다음과 같은 trace 통계량을 제시하였다.

$$LR_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{A2}$$

여기서 T 는 관측치 수이고, $\hat{\lambda}_i (i=1, \dots, K)$ 는 식(A1)을 모형으로 하여 최우추정(maximum likelihood estimation)을 통해 얻어진 $K \times K$ 행렬 $\hat{\Pi}$ 의 eigenvalue를 크기 순서대로 나열한 것이다. 즉, $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_K$ 와 같은 관계가 성립한다. 식(A2)에 나타나 있는 trace 통계량이 주어진 유의수준에서의 임계치²¹⁾를 초과하지 못하는 수준에서 공적분 벡터의 개수 r 이 결정된다. 그리고 공적분 벡터가 r 개 존재하는 것으로 판정되면 공적분 벡터 수를 반영하여 식(A1)과 같은 벡터오차수정모형을 추정한다. 참고로 공적분 벡터가 존재하지 않는다면 식(A1)이 차분 벡터자기회귀모형으로 변형됨을 쉽게 확인할 수 있다.

21) trace 통계량은 귀무가설이 적용될 경우 계수행렬 Π 에 $K-r$ 개에 해당하는 임의확률보행 과정을 따르는 요소를 포함하게 되므로 정규분포를 따르지 않는다. 따라서 공적분 검정을 위한 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)를 사용한다.

【부 록 3】 직교화된 충격반응함수 모형

다변량 안정시계열 모형의 경우 Wold 분해에 의해 아래와 같은 $MA(\infty)$ 모형으로 표현될 수 있다.

$$Y_t = \mu + \Psi(L)\epsilon_t, \quad E(\epsilon_t\epsilon_t') = \Omega \quad (A3)$$

여기서 $\Psi(L)$ 은 다항행렬 시차연산자(matrix polynomial in the lag operator)를 가리킨다. 그리고 Ω 는 변수 간 공분산 행렬을 의미하고 이 때 변수 간 공분산이 반드시 영(0)일 필요는 없다.

만약 공분산이 영(0)이 아닌 상태에서 외부충격이 발생할 경우 변수 간의 상관관계로 인해 해당변수에 대한 하나의 외생적 충격이 타 변수에도 충격을 주므로 해당 변수의 외생적 충격이 각각의 변수에 미치는 고유한 영향을 파악하기 어렵다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위하여 공분산 행렬을 대각행렬, 특히, 분산이 1인 행렬로 전환하여야 한다. 즉, $H\Omega H' = I$ 를 만족하는 하나의 행렬 H 를 도입하는 것이다. 행렬 Ω 는 대칭이고 양정부호(positive definite)를 가진 행렬이므로 출레스키(Cholesky) 분해를 통하여 $\Omega = PP'$ 를 만족하는 하방대각행렬(lower triangular matrix) P 를 구할 수 있다. 이 때 행렬 H 를 행렬 P 의 역행렬을 통해 구하면 $H\Omega H' = I$ 를 만족하게 된다. 참고로 하방대각행렬의 역행렬은 역시 하방대각행렬이므로 H 도 하방대각행렬이다. 다음으로 $J(L) = \Psi(L)H'$, $\eta_t = H\epsilon_t$ 로 두면 식(A3)은 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$Y_t = \mu + J(L)\eta_t, \quad E(\eta_t\eta_t') = I \quad (A4)$$

【부 록 4】 예측오차 분산분해

식(A3)과 같은 Wold 분해식이 존재할 때 s 기간 앞선 예측오차는 다음과 같이 표현된다.

$$Y_{t+s} - Y_{t+slt} = \epsilon_{t+s} + \psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \dots + \psi_{s-1} \epsilon_{t+1} \quad (A5)$$

그리고 동식에 근거한 s 기간 앞선 예측오차의 평균제곱오차(MSE: mean squared error)는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} MSE(Y_{t+slt}) &= E(\epsilon_{t+s} + \psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \dots + \psi_{s-1} \epsilon_{t+1} - 0)^2 \\ &= \Omega + \psi_1 \Omega \psi'_1 + \dots + \psi_{s-1} \Omega \psi'_{s-1} \end{aligned} \quad (A6)$$

여기서 $G=H^{-1}$ 라 정의하고 $\eta_i=H \epsilon_i$ 를 이용하면 $\epsilon_i=G\eta_i$ 라 할 수 있고, 아울러 $E(\eta\eta')=I$ 를 이용하면 $\Omega=GIG'$ 로 표현된다. 그리고 이는 모형에 포함된 변수가 K 개라면 다시 $\Omega=GI_1G'+GI_2G'+\dots+GI_KG'$ 로 표현되는데, I_j 는 j 번째 대각원소만 1이고 나머지는 모두 영(0)인 $K \times K$ 행렬이다. 따라서 j 번째 변수에 대한 직교화된 외생적 충격이 s 기간 앞선 예측의 분산(평균제곱오차)에 대한 공헌도는 $GI_jG'+\psi_1GI_jG'\psi_1+\dots+\psi_{s-1}GI_jG'\psi_{s-1}$ 로 표현된다.