

경제변수가 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률에 미치는 영향에 관한 연구

A Study on the Effects of Economic Variables on Lapse Rates of Variable Annuity and Variable Universal Life Insurance

권용재* · 윤정선** · 이재민***

Yongjae Kwon · Jeongsun Yun · Jaimin Lee

본 연구는 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률이 여러 경제변수들 그리고 해약률 자신의 충격에 어떻게 반응하는지를 공적분과 벡터오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 구체적으로 경기선행지수, CD유통수익률, 소비자물가지수, 코스피지수, 그리고 실업률을 경제변수로 정하여 이 변수들과 두 변액보험상품의 해약률이 공적분 관계에 있는지를 검정하였다. 요한센공적분검정을 통하여 이 변수들이 공적분되어 있음을 발견하였다. 다음으로 공적분벡터와 벡터오차수정모형을 추정한 후 충격반응곡선을 계산하였다. 분석 결과 두 변액보험은 공통적으로 소비자물가지수와 경기선행지수에 대한 충격에는 해약률이 하락하는 반면 실업률에 대한 충격에는 해약률이 상승하였다. 그러나 CD유통수익률에 대한 충격에는 변액연금보험만이, 그리고 종합주가지수에 대한 충격에는 변액유니버설보험 해약률만이 장기적으로 반응하였다. 이는 변액연금보험과 달리 대부분의 변액유니버설보험에는 생존금부보증이 내재되어 있지 않아 주식형 또는 혼합형 펀드에 투자하는데 있어 제약이 적기 때문으로 판단된다.

국문 색인어: 공적분, 벡터오차수정모형, 변액연금보험, 변액유니버설보험, 충격반응함수

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601

* 국민대학교 경영학부 조교수(yjkwon@kookmin.ac.kr), 주저자

** 국민대학교 경영학부 조교수(jyun@kookmin.ac.kr), 교신저자

*** 경북대학교 경제통상학부 조교수(jm064@knu.ac.kr), 공동저자

논문 투고일: 2012. 05. 04, 논문 최종 수정일: 2012. 09. 15, 논문 게재 확정일: 2012. 11. 23

I. 서론

2001년 중순 변액종신보험이 우리나라에 최초로 소개된 후 변액연금보험과 변액유니버설보험 등이 차례로 소개되었다. 변액종신보험은 종신보험의 특징을 갖지만 보험료의 일부를 펀드에 투자하여 사망보험금이 펀드 투자 성과와 연동되도록 한 보험이다. 변액연금보험은 펀드 투자를 통해 연금액의 증가를 도모할 수 있도록 한 상품이다. 참고로 우리나라에서 판매되는 변액연금보험에는 생존급부보증이 추가되어 있다. 생존급부보증이란 투자수익률이 일정 수준을 하회할 경우 일정 수준의 보험금¹⁾의 지급을 생명보험회사가 약속하는 것이다. 그리고 변액유니버설보험은 펀드투자를 통하여 보험금을 늘릴 수 있으며 더불어 입출금이 자유로운 상품이다²⁾. 이처럼 펀드 투자를 통하여 향후 받게 될 보험금의 수준이 높아질 가능성, 그리고 상품에 내재된 최저보증옵션³⁾ 등의 영향으로 변액보험시장은 지난 10여 년간 빠른 성장세를 시현하였다.

구체적으로 살펴보면 우리나라 변액보험시장의 성장은 변액연금보험과 변액유니버설보험 위주로 이루어지고 있다. <표 1>에서도 알 수 있듯이 변액연금보험과 변액유니버설보험의 수입보험료가 변액보험 수입보험료의 90%를 초과하고 있다. 글로벌 금융위기 직후인 FY2009에 성장세가 주춤하였으나 FY2010에는 경기회복의 영향으로 수입보험료가 큰 폭으로 상승하였다⁴⁾. 특히 글로벌 금융위기 전까지 변액유니버설보험이 변액보험 수입보험료 중 가장 높은 비율을 차지하고 있었으나 금융위기 이후에는 변액연금보험이 변액유니버설보험 수입보험료를 추월한 점은 주목할 만하다. 이러한 현상은 글로벌 금융위기 이후 최저보증옵션이

-
- 1) 보증되는 보험금은 계약자적립금이나 연금연액이 된다.
 - 2) 과거에 판매된 변액유니버설보험에는 적립금보증¹⁾이 부가되지 않았다.
 - 3) 최저보증옵션에는 최저사망보험금보증, 최저연금적립금보증, 최저중도인출금보증, 최저종신중도인출금보증이 있으며 최저사망보험금보증 외의 최저보증옵션은 생존급부보증(Guaranteed Living Benefits, GLBs)으로 통칭된다. 최저사망보험금보증은 사망보험금을 사전에 약정한 수준까지 보증하며 최저연금적립금보증은 연금재원을 약정한 수준까지 보증한다. 최저중도인출금보증은 중도인출기간동안 약정한 중도인출금을 보증하고 최저종신중도인출금보증은 종신동안 약정한 중도인출금을 보증한다.
 - 4) 보험회사 회계연도는 4월부터 이듬해 3월까지이다.

내재된 변액연금보험이 안정적이라는 인식이 확산된 것도 중요한 원인이라 볼 수 있다.

〈표 1〉 변액보험 수입보험료 추이

(단위: 억 원, %)

	FY2005	FY2006	FY2007	FY2008	FY2009	FY2010
변액연금보험	39,417.7 (47.0%)	50,420.6 (43.7%)	82,497.5 (47.4%)	79,433.3 (45.2%)	84,785.8 (49.3%)	101,580.4 (52.3%)
변액유니버설 보험	37,128.1 (44.3%)	56,295.1 (48.8%)	82,302.1 (47.3%)	86,125.5 (49.0%)	77,207.9 (44.9%)	82,585.2 (42.5%)
변액중신보험	3,336.5 (4.0%)	3,302.2 (2.9%)	3,395.3 (2.0%)	3,641.4 (2.1%)	3,580.3 (2.1%)	3,798.5 (2.0%)
기타	3,939.8 (4.7%)	5,260.0 (4.6%)	5,717.2 (3.3%)	6,715.3 (3.8%)	6,307.5 (3.7%)	6,165.6 (3.2%)
계	83,822.1 (100.0%)	115,277.9 (100.0%)	173,912.0 (100.0%)	175,915.5 (100.0%)	171,881.5 (100.0%)	194,129.6 (100.0%)

자료: 보험개발원 보험통계포털서비스.

변액보험 수입보험료와 마찬가지로 효력상실계약금액과 해약금도 글로벌 금융위기 전후로 큰 변화를 겪었다. 〈표 2〉에서 효력상실계약금액과 해약금의 규모를 살펴보면 총규모는 FY2010 현재 약 55조 7천여억 원으로 FY2005의 11조 2천여억 원에 비해 약 4.9배 정도 증가하였다. 그리고 세부 상품으로 구분해보면 변액연금보험과 변액유니버설보험에서 뚜렷한 증가추세가 보이고 있다. 특히 변액유니버설보험의 효력상실계약금액 및 해약금 규모는 FY2010에 약 35조 2천여억 원으로 FY2005의 4조 2천여억 원의 8배 이상의 규모를 보였다.

이렇듯 변액보험의 해약은 금융위기 전후로 큰 변화를 보였으나 우리나라에서 변액보험 해약에 대한 연구는 부족한 상황이다. 과거 연구들이 생명보험의 해약을 다룬바가 있기는 하다. 최영목·최원(2008)은 생존보험, 사망보험, 생사혼합보험 해약률이 금리, 실업률, 물가상승률, GDP성장률 등의 경제변수들과 어떠한 관계가 있는지를 분석하였다. 그리고 류건식·이봉주(2011)는 생명보험상품 중 연금

〈표 2〉 변액보험 효력상실계약금액 및 해약금 추이

(단위: 억 원, %)

	FY2005	FY2006	FY2007	FY2008	FY2009	FY2010
변액연금 보험	14,020.2 (12.5%)	49,652.0 (21.6%)	84,551.7 (26.7%)	125,257.6 (23.4%)	117,869.6 (21.4%)	146,073.6 (26.2%)
변액유니 버설보험	42,884.9 (38.1%)	111,905.1 (48.7%)	157,100.2 (49.7%)	310,450.0 (58.1%)	354,322.0 (64.4%)	352,526.6 (63.2%)
변액중신 보험	32,869.4 (29.2%)	33,826.5 (14.7%)	34,525.9 (10.9%)	49,085.9 (9.2%)	37,036.0 (6.7%)	31,279.9 (5.6%)
기타	22,805.7 (20.3%)	34,550.2 (15.0%)	39,975.9 (12.6%)	49,853.3 (9.3%)	40,889.5 (7.4%)	27,878.9 (5.0%)
계	112,580.0 (100.0%)	229,933.7 (100.0%)	316,153.7 (100.0%)	534,646.8 (100.0%)	550,117.2 (100.0%)	557,759.0 (100.0%)

자료: 보험개발원 보험통계포털서비스.

에 초점을 맞춰 변동금리형 연금과 고정금리형 연금의 해약률이 실업률과 금리와 어떠한 관계를 맺고 있는지를 벡터오차수정모형을 적용하여 분석한바 있다. 그러나 이들 두 연구는 공통적으로 변액보험의 해약률은 다루지 않고 있다. 황진태·이경희(2010)가 예외적으로 변액연금보험 해약률을 연구한바 있으나 이들의 연구는 해약률 시계열의 모형화와 예측에 초점을 맞춘 연구이며 해약률이 다른 변수들과 어떠한 관계를 맺는지를 실증적으로 분석한 연구는 아니었다.

학술적인 측면에서 뿐만 아니라 실무적인 차원에서도 해약률의 동학(dynamics)에 대한 연구는 필요하다. 보험업감독업무시행세칙에 기재되어 있는 최저보증준비금 산출 원칙에는 해약리스크를 명시적으로 고려하도록 되어 있다. 시행세칙에는 최적해지율에 10%를 가감하는 원칙만 제시되어 있는데 이는 기본적인 원칙일 뿐 개별 생명보험회사의 최저보증부채에 적합한 리스크 마진(risk margin)을 산출하기 위해서는 여러 경제변수의 변화에 대하여 변액보험의 해약률이 어떻게 그리고 얼마나 민감하게 반응하는지를 대략적으로 살펴 볼 필요가 있다.

본 연구는 수입보험료 기준으로 우리나라 변액보험시장에서 90% 이상을 차지

하고 있는 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률이 경기선행지수, CD유통 수익률, 소비자물가지수, 코스피지수, 그리고 실업률과 어떠한 관계를 맺고 있는지를 계량적으로 분석해 보고 도출된 결과가 생명보험회사에 어떠한 의미를 주는지 살펴볼 것이다. Kuo et al.(2003)이 언급하였듯이 다중회귀분석이나 벡터자기회귀모형을 사용할 경우 변수들 간의 장기적인 관계가 간과될 수 있다. 이러한 함정을 피하기 위하여 공적분 검정을 실시해보고 공적분벡터가 존재할 경우 벡터오차 수정모형을 추정할 것이다.

II장에서는 과거 연구들을 정리해보고 III장에서는 자료와 분석방법에 대하여 논할 것이다. IV장에서는 실증분석을 논하여 보고 V장에서는 결론 및 연구의 한계에 대하여 정리할 것이다.

II. 문헌연구

생명보험협회의 2009년 생명보험성향조사에 따르면 해약/효력상실의 이유 중 가장 비중이 큰 응답은 ‘보험료 납입이 어려워서’(응답자의 45%)였고 그 다음은 ‘목돈이 필요해서’(응답자의 31.3%)였다. 또한 ‘인플레로 보험은 손해라고 생각해서’를 선택한 응답비율은 11.9%로 네 번째로 비중이 컸다⁵⁾. 이처럼 보험계약자가 계약을 해지하는 주요한 이유는 경제적 곤란과 투자수익률에 대한 의문이라 할 수 있다. 이러한 관점에서 해약률에 관한 국내외의 학술연구들은 대부분 경제적인 상황이 계약자가 보험을 해약하는데 어떠한 영향을 미치는가에 초점이 맞춰져 왔다.

Kuo et al.(2003)에 따르면 해약의 근본 원인과 관련하여 크게 두 가지의 가설이 존재한다. 하나는 긴급자금가설(emergency fund hypothesis)이고 다른 하나는 이자율가설(interest rate hypothesis)이다. 긴급자금가설은 계약자가 재무적 곤경(financial distress)에 처할 경우 계약자는 보험계약을 해약하여 해약환급금을 사용

5) 본 설문에는 복수응답이 가능하였다. 따라서 응답률을 합치면 100%를 넘었다.

하게 된다는 가설이다. 이 가설이 옳다면 해약률은 경기(business cycle)와 관련된 변수와 음(-)의 관계를 가질 것이고, 실업률과는 양(+)의 관계를 가질 것이다. 그리고 이자율가설은 생명보험상품을 통한 저축은 이자율에 민감하게 반응하며 금리가 상승할 경우 계약자는 더 높은 금리를 제공하는 금융자산을 매입하거나 더 낮은 보험료를 납입하는 보험상품에 가입하기 위해 해약을 한다는 것이다. 이자율가설이 옳다면 이자율과 해약률은 양의 관계를 가질 것이다. 생명보험의 해약과 관련한 과거의 연구들은 이 두 가설을 검정하는데 초점을 맞추었다.

Outreville(1990)은 미국과 캐나다의 종신보험 자료를 이용하여 긴급자금가설과 이자율가설을 검정하였다. 연구 결과는 긴급자금가설을 지지하였으나 시장이자율과 해약률 사이에 통계적으로 유의한 관계는 발견되지 않아 이자율가설은 지지하지 못했다. Kuo et al.(2003)은 공적분 및 벡터오차수정모형을 적용하여 해약률을 분석하였다. 연구 결과 그들은 실업률과 이자율 모두 해약률과 유의한 관계가 있는 것을 확인하였다. 그러나 해약률의 동학을 설명하는데 있어 이자율의 효과가 실업률의 효과보다 더 크다는 것을 발견하여 이자율가설이 더 의미가 있음을 발견하였다. Kim(2005)은 여러 가지 모형을 통해 1997년부터 2000년까지의 우리나라 생명보험의 종목별 월별 계약 자료를 분석하였다. 분석 결과 Kuo et al.(2003)의 연구 결과와 유사하게 해약률과 실업률 사이에 양(+)의 관계를 발견하였고 해약률과 시장이자율 사이에도 유의한 양의 관계를 발견하였다.

최영목·최원(2008)은 국내총소득, 금리, 물가상승률, 실업률 등의 경제변수들이 생존보험·사망보험·생사혼합보험의 실효해약률에 미치는 영향을 분석하였다. 다중회귀모형과 SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 이용하여 변수 간의 관계를 추정한 결과 그들은 실업률과 시장이자율의 회귀계수가 통계적으로 유의하고 물가상승률도 통계적으로 유의한 양의 값을 보임을 발견하였다. 정세창·오승철(2009)은 1995년 2분기부터 2008년 2분기까지의 자료를 이용하여 해약률을 분석을 하였고 연구 결과가 전체적으로 긴급자금가설과 이자율가설을 지지함을 발견하였다. 마지막으로 류건식·이봉주(2011)는 금리확정형 보장성보험과 금리연동형 연금보험의 효력상실·해약률을 다중회귀모형과 벡터오차수정모형을 이용하

여 분석하였다. 그들은 보험종목에 따라 효력상실·해약률과 실업률, 그리고 시장이자율과의 관계가 다름을 발견하였다.

III. 자료 및 연구방법

1. 자료

해약률 계산을 위한 기초자료는 보험개발원 보험통계포털서비스⁶⁾에서 획득하였다. 동 사이트의 해약 자료는 일시납과 월납을 구분하지 않고 있다. 또한 다수의 저축성보험은 해약환급금이 적립금 수준에 연동한다. 따라서 변액보험의 경우 금액 기준으로 해약률을 계산하면 해약률 수준이 투자자산의 가격수준과 연계되어 결과적으로 해약률이 실제에 비해 과대 또는 과소하게 계산되는 문제점이 나타난다. 요컨대 금액기준으로 계산된 해약률을 시계열 분석할 경우 부정확한 결과를 얻을 수 있다. 이러한 잠재적인 문제점을 극복하기 위해 본 연구는 해약금액이 아닌 해약건수를 이용하여 해약률을 계산하기로 하였다⁷⁾.

2006년 1월부터 2011년 12월까지의 월말보유계약의 수, 신계약의 수, 해약의 수, 그리고 효력상실계약의 수를 기초로 해약률을 구성하였다⁸⁾. 구체적으로 전월 말의 보유계약의 건수에 신계약의 건수를 더한 수를 분모로 하고 해약의 건수와 효력상실계약의 건수를 분자로 하여 해약률을 계산하였다.

$$lapse_t = \frac{(\Delta \text{해약건수}_t + \Delta \text{효력상실계약건수}_t)}{(\text{월말보유계약건수}_{t-1} + \Delta \text{신계약건수}_t)} \quad (1)$$

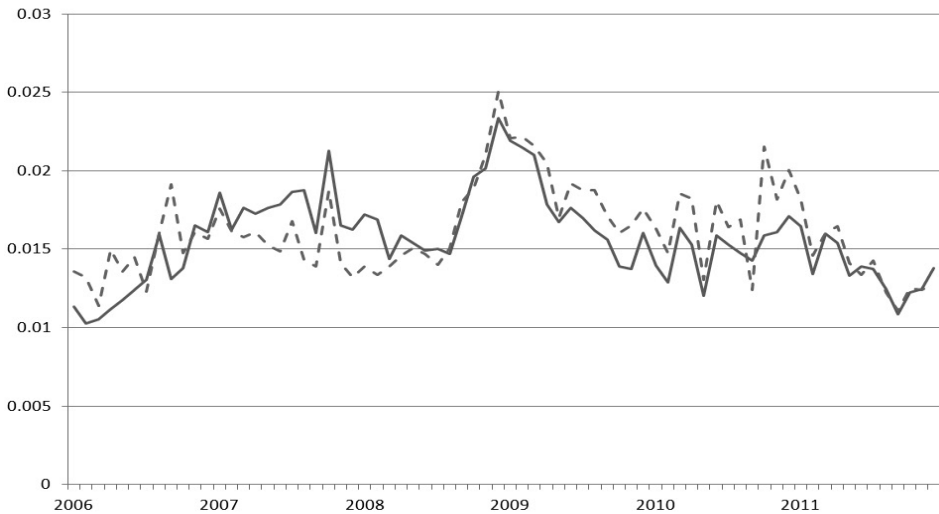
6) <http://www.insis.or.kr>

7) 이를 제안하여 주신 익명의 심사자에게 깊은 감사를 드린다.

8) 변액연금보험은 2002년, 변액유니버설보험은 2003년부터 국내에서 판매되었다. 2004년까지 느리게 성장하던 변액보험시장은 2005년에 변액연금보험과 변액유니버설보험을 중심으로 빠르게 성장하여 2006년부터는 안정세를 보였다. 이러한 점을 감안하여 자료의 시작점을 2006년 1월로 잡았다.

이렇게 계산된 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률이 <그림 1>에 제시되어 있다.

<그림 1> 변액연금보험과 변액유니버설보험의 건수기준 해약률 추이



주: 실선은 변액연금보험의 해약률이고 점선은 변액유니버설보험의 해약률임.
자료: 보험개발원 보험통계포털서비스.

<그림 1>에 나타난 해약률 추이를 살펴보면 2007년부터 2009년 중후반까지는 전반적으로 변액유니버설보험의 해약률이 변액연금보험의 해약률보다 낮았다. 이는 우리나라 금융시장의 호황으로 펀드수익률이 높았고 이로 인해 펀드투자자에 대한 제약이 상대적으로 적은 변액유니버설보험에 대한 선호도가 높았기 때문이었다. 그러나 글로벌 금융위기 이후부터 2011년 12월까지의 변액유니버설보험 해약률이 변액연금보험 해약률보다 높은 상황이 유지되고 있다. 이는 금융위기 이후 국내외의 펀드수익률이 크게 하락한 점과 변액유니버설보험의 경우 최저보증 옵션이 없어서 펀드투자자로서 인한 손실을 계약자가 안게 된다는 점이 금융위기 이후 계약자들에게 뚜렷하게 인식되었기 때문으로 보인다⁹⁾. 반면 변액연금보험은

9) 우리나라에서 판매되는 소수의 변액유니버설보험에 최저적립금보증이 존재한다. 단, 보증이 부가된 변액유니버설보험에 대해서는 펀드투자에 있어 변액연금보험에 준하는

주식형 또는 혼합형 펀드의 편입에 있어 상당한 제약이 따르고 펀드수익률이 하락하여 적립금이 일정 수준을 하회하더라도 최저보증옵션이 존재하여 생명보험 회사가 일정 수준의 금액의 지급을 보증하는 점으로 인해 해약이 상대적으로 적었던 것으로 판단된다.

변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률 외에 실증분석에 사용될 경제변수로는 경기선행지수, 금리, 소비자물가지수, 코스피지수, 그리고 실업률을 선정하였다. 금리와 실업률은 경제상황에 관한 경제변수로서 국내외의 생명보험상품 해약률 연구에 사용된바 있다. (Kuo et al., 2003; 최영목·최원, 2008; 류건식·이봉주, 2011) 경기선행지수는 경기 전망에 대하여 계약자가 반응하는 정도를 보기 위해 선택되었고 소비자물가지수는 소비자물가의 변화에 대한 보험계약자의 반응을 추정하기 위해 추가되었다¹⁰⁾. 최영목·최원(2008)에 따르면 물가의 상승은 수

〈표 3〉 기초통계량

변수명	평균	표준편차	최대값	최소값
변액연금보험 해약률	0.0156	0.0028	0.0233	0.0103
변액유니버설보험 해약률	0.0161	0.0029	0.0251	0.0111
경기선행지수	120.7264	11.1723	137.7	104
ln(경기선행지수)	4.7893	0.0925	4.9251	4.6444
CD유통수익률	0.0397	0.0117	0.0598	0.0241
소비자물가지수	95.6694	5.5589	105.2	87.09
ln(소비자물가지수)	4.5592	0.0581	4.6559	4.4669
코스피지수	1,636,2070	284,8804	2,192,36	1,063.03
ln(코스피지수)	7.3846	0.1796	7.6927	6.9689
실업률	0.0345	0.0043	0.0500	0.0290

주: 1) 2006년 1월 - 2011년 12월

2) 금리와 코스피수익률은 월말자료를 사용함.

자료: 보험개발원 보험통계포털서비스; 한국은행 ECOS.

제약이 따른다.

10) 소비자물가지수는 최영목·최원(2008)의 생존보험·사망보험·생사혼합보험의 해약률 연구에도 사용된바 있다.

량하게 될 보험금의 실질가치를 감소시켜 보험상품의 매력을 감소시킨다. 그러나 기존의 투자성보험과 달리 변액보험은 보험료 중 일부가 펀드에 투자되므로 물가 상승으로 인한 실질수익률의 하락을 회피할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 소비자물가지수를 연구에 고려하여 물가의 변화가 변액보험 계약률에 미치는 영향을 살펴볼 것이다. 마지막으로 변액보험이 주식형 및 혼합형 펀드에도 투자할 수 있다는 점을 고려하여 우리나라 종합주가지수인 코스피지수도 실증분석에 추가하였다. 해약을 시계열을 포함하여 지금까지 열거한 변수들의 기초통계량이 <표 3>에 제시되어 있다.

다음으로 계약률과 경제변수들의 비정상성(nonstationarity)과 정상성(stationarity)을 통계적으로 검정하였다. 우선 비정상성 검정을 위하여 Augmented Dickey-Fuller(이하 ADF) 단위근 검정과 Phillips-Perron(이하 PP) 단위근 검정을 실시하였다. 그리고 시계열의 정상성을 검정하기 위해 Kwiatkowski et al.(1992)이 제안한 정상성 검정(이하 KPSS)을 시행하였다¹¹⁾. <표 4>에 비정상성 검정과 정상성 검정의 결과

<표 4> 비정상성 및 정상성 검정 결과

변수명	ADF		PP		KPSS	
	statistic	p-value	statistic	p-value	statistic	p-value
변액연금보험 계약률	-3.1125	0.1113	-2.9746	0.1465	0.5027	0.0411
변액유니버설보험 계약률	-2.4103	0.3713	-3.8659	0.0186	0.4254	0.0662
경기선행지수	-3.8090	0.0218	-1.8284	0.6806	3.5446	<0.01
ln(경기선행지수)	-3.9384	0.0156	-1.8282	0.6807	3.5446	<0.01
CD유통수익률	-2.5649	0.2973	-1.9218	0.6329	1.9560	<0.01
소비자물가지수	-3.5724	0.0394	-2.5286	0.3139	3.6384	<0.01
ln(소비자물가지수)	-3.6401	0.0333	-2.5850	0.2883	3.6424	<0.01
코스피지수	-1.8522	0.6687	-2.1506	0.5092	1.2420	<0.01
ln(코스피지수)	-1.8306	0.6795	-2.1745	0.4961	1.1572	<0.01
실업률	-4.4568	0.0034	-3.0467	0.1272	0.2407	>0.10

주: ADF와 PP검정에는 상수항과 추세항을 포함시켰고, KPSS 정상성 검정에서는 상수항을 포함시킴.

가 제시되어 있다.

제시된 단위근 검정 결과를 살펴보면 다수의 변수들이 비정상시계열임을 확인할 수 있다. 그러나 ADF 단위근 검정에서는 경기선행지수와 소비자물가지수, 그리고 실업률이 10% 유의수준에서 비정상시계열이라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 하지만 PP 단위근 검정에서는 동일한 유의수준하에서 변액유니버설보험의 해약률을 제외한 모든 시계열에 대하여 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 일관된 결과를 보이지 않았다. 이러한 분석 결과를 보완하기 위하여 KPSS 정상성 검정 결과를 살펴보면 해약률을 제외한 모든 시계열들에 대하여 정상시계열이라고 볼 수 없는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 보수적인 접근법을 취하여 연구에 사용되는 변수들을 비정상시계열로 간주하였다¹²⁾.

2. 벡터오차수정모형과 공적분검정

비정상적인(nonstationary) 시계열들 간에 장기적인 균형관계(long-run relationship)가 존재하는지는 공적분 검정(Cointegration Test)을 통하여 분석하여야 한다. 만일 비정상적인 시계열들 간에 공적분 관계가 존재한다면 공적분 관계가 포함된 벡터자기회귀모형 즉, 벡터오차수정모형(vector error correction model)으로 추정해야 할 것이며 공적분 관계가 존재하지 않는다면 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model)으로 추정해야 할 것이다. 공적분 분석의 기본적인 아이디어는 개별 시계열 변수들이 단위근(unit root)을 보유하고 있다 할지라도 불안정적인 시계열 변수들 간의 선형관계는 정상적(stationary)일 수 있다는 것이다.

$n \times 1$ 차원 시계열 벡터, Z_t 는 불안정적인 시계열 변수 벡터로서 d 번 차분해야 안정적인 시계열로 전환되는 $I(d)$ process로 정의할 수 있다. 이때 본 연구에서 Z_t 는 해약률, 경기선행지수, 단기금리, 소비자물가지수, 코스피지수, 그리고 실업률로 정리할 수 있다. Engle and Granger(1987)가 제안한 방법론을 따르면 $n \times 1$ 차원 시계열 벡터, Z_t 는 다음과 같은 벡터오차수정모형으로 정의된다.

11) KPSS 검정은 통계소프트웨어 R의 시계열분석 패키지인 'tseries'를 이용하였다.

12) 황진태·서대교(2010)도 이와 유사한 접근법을 취한바 있다.

$$C(L)\Delta Z_t = \mu + \gamma Z_{t-1} + e_t \quad (2)$$

이때 $C(L)$ 은 p 차(p th order) 래그 다항식을 정의한 6×6 행렬, Δ 는 차분기호, μ 는 6×1 상수항 벡터, γ 는 오차수정항 및 오차수정항안의 계수들의 조합으로 6×6 행렬, 그리고 e_t 는 백색잡음 교란항으로 정의된다.

본 연구에서 이용된 개별 변수, Z_t , 즉 해약률, 경기선행지수, 단기금리, 소비자물가지수, 코스피지수, 그리고 실업률은 ADF 검정, Phillips-Perron 단위근 검정, 그리고 KPSS 검정에 의하여 정상적이지 않은 시계열로 판명되어 벡터오차수정모형을 적용할 수 있다. 다음으로 개별 변수들 간에 장기균형관계가 존재하는지를 요한센 공적분 검정(Johansen Cointegration Test)¹³⁾을 이용할 수 있는데 기본적인 아이디어는 다음과 같다.

$$\Delta Z_t = A_0 + A_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + A_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + e_{0t} \quad (3)$$

$$Z_{t-1} = B_0 + B_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + B_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + e_{1t} \quad (4)$$

(3)과 (4)에 대한 회귀분석을 수행한 이후에 잔차항 $\hat{e}_{i,t}$ ($i=0$ 혹은 1)을 산정하고 이를 이용하여 표본공분산행렬을 다음과 같이 계산한다.

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t} \hat{e}'_{j,t}, \quad i, j = 0, 1 \quad (5)$$

이때 T 는 표본관측치의 개수를 의미한다. 이러한 표본공분산행렬을 이용하여 다음을 만족하는 특성근(Eigenvalues), λ 를 구한다.

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (6)$$

13) 요한센공적분검정의 구체적인 내용에 대해서는 Johansen(1991)과 Johansen and Juselius (1992)의 논문을 참조하기 바란다.

Johansen(1991)은 이를 이용하여 다음과 같은 우도비(likelihood ratio) 검정통계량을 제안하였다¹⁴⁾.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

식 (7)을 trace 통계량이라 정의하는데 trace 통계량의 귀무가설은 “공적분 벡터의 수가 r개보다 작거나 같다.”이다. trace 통계량은 일반적인 χ^2 분포를 따르지 않고 비표준형태의 χ^2 분포를 따른다. 이러한 공적분 검정을 통하여 공적분 관계의 개수가 결정되면 다음과 같은 벡터오차수정모형을 추정할 수 있다.

$$\Delta Z_t = \mu + \gamma Z_{t-1} + \xi_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \xi_p Z_{t-p+1} + e_t \quad (8)$$

IV. 분석 결과

1. 변액연금보험 해약률

앞서 언급했듯이 Kuo et al.(2003)과 류건식·이봉주(2011)는 경제변수와 해약률 간의 장기적인 관계를 고려하여 벡터오차수정모형을 적용하여 분석하였다. 본 연구는 이 두 연구를 참고하여 공적분 검정을 실시하여 변수들 간에 장기적인 균형 관계가 존재하는지 파악한 후 존재할 경우 벡터오차수정모형을 적용하여 추정하기로 하였다. 더불어 충격반응곡선을 계산하여 경제변수에 대한 외생적인 충격이 두 변액보험 상품의 해약률에 미치는 영향도 파악하였다.

14) Johansen(1991)은 trace 통계량 외에 최대특성근(maximum eigenvalue) 통계량도 제안하였다. 그러나 Lütkepohl et al.(2001)은 표본의 수가 적을 경우 trace 통계량을 이용한 검정의 검정력(power)이 최대특성근 통계량을 이용한 검정의 검정력보다 더 높음을 발견하였다. 본 연구에서 사용되는 표본의 수가 72개로 적은 편이어서 Lütkepohl et al.(2001)의 연구결과를 참고하여 trace 통계량만을 고려하였다.

〈표 5〉 Johansen 공적분 검정 - 변액연금보험

Trace Test			
Maximum Rank	Eigenvalue	Statistic	5% Critical Value
0	0.4324	114.6020	95.7537
1	0.3400	73.8294	69.8189
2	0.2425	43.9173	47.8561
3	0.1848	23.9240	29.7971
4	0.0920	9.2111	15.4947
5	0.0309	2.2625	3.8415

변수들 간에 공적분 관계가 존재하는지를 보기 위해 요한센공적분검정을 실시하였다. 요한센공적분검정을 실시한 결과 〈표 5〉에 나타난 것처럼 5% 유의수준 하에서 2개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 추정된 공적분 벡터는 아래 식과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준하에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 \text{Valapse}_{t-1} = & -0.1209 - 0.0347 \ln(\text{business}_{t-1}) - 0.0019 \ln(\text{CPI}_{t-1}) \\
 & + 0.0404^{***} \ln(\text{KOSPI}_{t-1}) + 0.3862^* \text{unemp}_{t-1}
 \end{aligned}
 \tag{9A}$$

$$\begin{aligned}
 \text{cdrate}_{t-1} = & 0.5277 - 0.0048 \ln(\text{business}_{t-1}) - 0.1722^{**} \ln(\text{CPI}_{t-1}) \\
 & + 0.0494^{***} \ln(\text{KOSPI}_{t-1}) - 1.3061^{***} \text{unemp}_{t-1}
 \end{aligned}
 \tag{9B}$$

주의해야 할 점은 위의 두 공적분 벡터는 분리하여 해석해서는 안 되고 벡터오차수정모형 내에서 결합해야 한다¹⁵⁾. 두 벡터를 결합할 경우 도출되는 장기균형

15) 공적분 벡터가 2개 이상인 경우는 공적분 벡터는 1개인 경우와 달리 공적분 벡터를 직접 해석해서는 안되며 하나의 벡터로 만들어서 해석해야 한다. 예를 들어 3개의 변수를 포함하는 벡터오차수정모형을 생각해보자. 이 모형을 벡터식으로 표현하면 아래와 같다.

식은 (10)과 같다¹⁶⁾.

$$0.0167 VA\lapse_{t-1} + 0.0546 cdrate_{t-1} + 0.0008 \ln(business_{t-1}) + 0.0094 \ln(CPI_{t-1}) - 0.0034 \ln(KOSPI_{t-1}) + 0.0649 unemp_{t-1} = 0 \quad (10)$$

다음으로 경제변수들에 대한 변액연금보험 해약률의 충격반응곡선을 계산하였다. 변액연금보험 해약률의 충격은 동일 상품의 해약률을 상승시키는 것으로 나타나 자체적인 지속성이 있는 것으로 파악되었다. 해약률이 정상시계열이 아닌 것으로 단위근검정과 KPSS검정을 통해 판별되었으므로 이는 자연스러운 결과다. 그리고 경기선행지수의 상승은 해약률을 장기적으로 하락시키는 것으로 나타났다. 일반적으로 경기에 대한 긍정적인 전망은 투자자로 하여금 투자수익률이 상승할 것이라는 기대를 갖게 하고 따라서 보험계약자로 하여금 변액연금보험을 해약할 유인을 약화시킨다고 해석할 수 있다. 소비자물가지수에 대한 충격도 경기선행지수와 유사한 방향으로 변액연금보험 해약률에 장기적인 영향이 있었는데 이는 펀드에 투자하는 변액보험의 특성상 물가헤지(inflation hedge)에 대한 기대라고 판단된다.

우리나라 종합주가지수에 대한 충격 역시 단기적으로 해약률을 감소시키지만 장기적으로는 해약률에 미미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 증시의 상승은 투자자의 심리에 긍정적인 영향을 미치고 따라서 변액연금보험의 해약을 단기적

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} \\ \Delta X_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & \delta_1 \\ 0 & 1 & \delta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \\ X_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \\ \epsilon_{3,t} \end{bmatrix}$$

(일반적으로 차분된 과거항의 벡터도 우변에 포함되나 본 표현식에서는 생략하였다.) 이 때 우변의 두 번째로 위치한 세 개의 곱해진 행렬을 전개한 후 나오는 첫 번째 행의 원소가 우리가 원하는 벡터가 된다. 즉, 이 경우 최종적인 공적분 벡터는 아래와 같다.

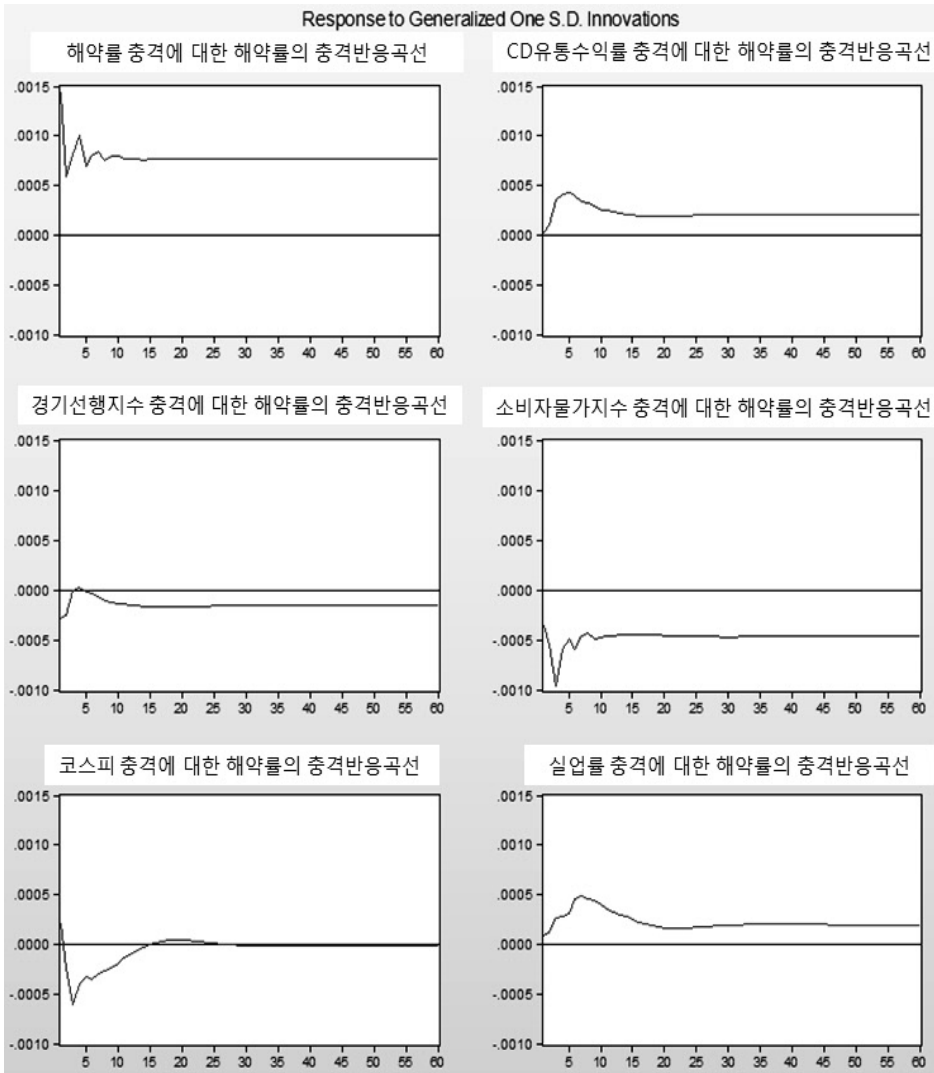
$$\gamma_{11}X_{1,t-1} + \gamma_{12}X_{2,t-1} + (\delta_1\gamma_{11} + \delta_2\gamma_{12})X_{3,t-1} = 0$$

구체적인 내용은 Kuo et al.(2003)을 참조하라.

16) 공적분 벡터가 2개인 경우 그 의미를 설명해야 함을 지적해주는 익명의 심사자에게 감사드린다.

으로 감소시킬 수 있다. 그러나 이 충격이 변액연금보험의 해약률에 장기적으로 큰 영향을 미치지 않는 것은 대부분의 변액연금보험의 경우 생존급부보증(GLB)이 내재되어 있어 계약자가 주식형 또는 혼합형 펀드를 편입하는데 있어 상당한 수준의 제약이 따르기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

〈그림 2〉 경제변수에 대한 변액연금보험 해약률의 충격반응곡선



주: Pesaran and Shin(1997)의 일반화충격반응함수 계산결과임.

다음으로 CD유통수익률과 소비자물가지수는 변액연금보험 해약률에 일정한 영향을 미치는 것으로 나타났다. CD유통수익률의 상승은 해약률을 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 시장이자율이 상승하면 은행 정기예금과 같은 금융자산에 투자하는 것이 수익률을 높일 수 있기 때문에 해약한다는 이자율가설을 지지하는 결과라 할 수 있다¹⁷⁾. 대부분의 변액연금보험은 투자에 대한 제약 때문에 채권형 펀드를 일정 수준 포함해야만 하는 점을 고려하면 합리적인 결과로 볼 수 있다. 다음으로 소비자물가가 상승하면 해약률이 감소하는 것으로 나타났다. 최영목·최원(2008)의 연구를 살펴보면 소비자물가의 상승은 생명보험의 해약을 증가시키는 것으로 알려져 있다. 즉, 소비자물가의 상승은 실질구매력을 감소시키고 따라서 보험계약자는 수익률 제고를 위해 보험을 해약을 하고자 한다는 것이다. 그러나 변액보험은 기존의 생명보험상품과 달리 여러 종류의 펀드에 투자하여 인플레이션 위험을 어느 정도 헤지(hedge)할 수 있다는 점을 고려하면 물가 상승으로 변액보험의 해약률이 감소하는 것은 합리적인 결과라 하겠다. 마지막으로 실업률이 증가하면 변액연금보험의 해약률이 증가하는 것으로 나타나는데 이러한 결과는 Outreville(1990)과 Kuo et al.(2003) 등의 연구에서 지지된 긴급자금가설과 부합한다.

2. 변액유니버설보험 해약률

다음으로 변액유니버설보험의 해약률과 경제변수들 간의 관계에 대한 분석을 실시하였다. 변수들 간의 공적분 관계를 파악하기 위해 요한센공적분검정을 시행한 결과 1개의 공적분 벡터가 발견되었다.

추정된 공적분 벡터가 아래 식 (11)에 제시되어 있다. 식 (9A)와 식 (9B)에서와 마찬가지로 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 통계적 유의수준을 나타낸다. 벡터 내에서 경기선행지수와 실업률이 모두 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 장기적인 관점에서 변액유니버설보험 해지율은 경기에 상당히 민감한 것으로 나타났다.

17) 박송춘·조영석(2008)은 CD유통수익률과 은행 예금금리 간에 유의한 관계가 있음을 확인한바 있다.

〈표 6〉 Johansen 공적분 검정 - 변액유니버설보험

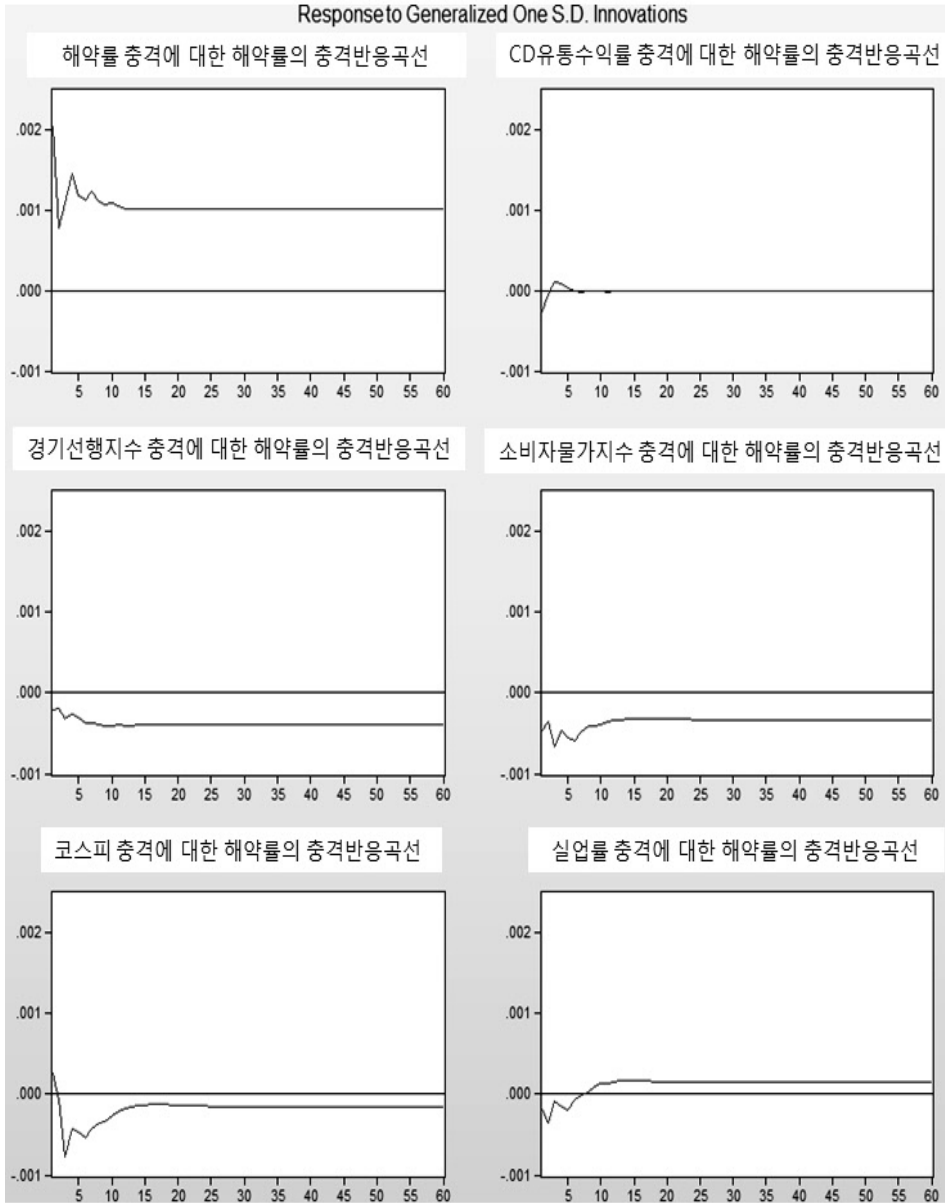
Trace Test			
Maximum Rank	Eigenvalue	Statistic	5% Critical Value
0	0.3820	99.2287	95.7537
1	0.3304	64.5756	69.8189
2	0.2039	35.6991	47.8561
3	0.1297	19.2800	29.7971
4	0.1091	9.2793	15.4947
5	0.0133	0.9622	3.8415

$$\begin{aligned}
 VULLapse_{t-1} = & 0.1000 - 0.1884 cdrate_{t-1} - 0.0745^* \ln(business_{t-1}) \\
 & + 0.0339 \ln(CPI_{t-1}) + 0.0409^{***} \ln(KOSPI_{t-1}) \\
 & + 0.7006^{***} unemp_{t-1}
 \end{aligned} \quad (11)$$

다음으로 변액유니버설보험에 대한 충격반응곡선을 계산하였다. 〈그림 4〉에 제시된 충격반응곡선을 살펴보면 변액유니버설보험의 해약률에 대한 충격은 동일 상품의 해약률을 증가시키는 것으로 나타났는데 이는 해약률 시계열이 정상시계열이 아니기 때문이다. 그리고 변액연금보험 해지율과 마찬가지로 경기선행지수의 상승은 변액유니버설보험 해약률을 낮추는 효과가 있었는데 이는 경기에 대한 긍정적인 전망은 펀드투자수익률이 상승할 것이라는 전망으로 이어지고 이는 해약을 줄이기 때문으로 판단된다.

흥미롭게도 종합주가지수의 상승은 변액연금보험 해약률과 달리 변액유니버설보험의 해약률을 크게 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다. 대다수의 변액유니버설보험이 주식형과 혼합형 펀드를 계약자가 원하는 만큼 편입할 수 있도록 설계된 점을 감안하면 이는 합리적인 결과라 할 수 있다. 즉, 종합주가지수가 상승하는 시기에는 주식형펀드에 자유롭게 투자할 수 있는 변액유니버설보험의 매력력이 증대되기 때문에 계약자는 해약을 할 유인이 변액연금보험에 비해 상대적으로 약해지는 것이다.

〈그림 3〉 경제변수에 대한 변액유니버설보험 해약률의 충격반응곡선



주: Pesaran and Shin(1997)의 일반화충격반응함수 계산결과임.

다음으로 CD유통수익률에의 충격은 변액유니버설보험 해약률에 미치는 효과가 미미하였는데 이는 단기금리상품이 변액유니버설보험 계약자가 관심을 갖는

투자상품이 아니기 때문에 판단된다. 앞서 언급했듯이 변액유니버설보험은 펀드투자에 대한 제약이 변액연금보험에 비해 약하다. 따라서 변액유니버설보험 계약자는 시중의 예적금을 변액유니버설보험의 대체상품으로 간주하지 않을 것이고 따라서 CD유통수익률에 대한 충격에 민감하게 반응하지 않을 것이다. 그리고 소비자물가지수의 상승이 해약률을 낮추는 것은 앞서 본 변액연금보험의 경우와 마찬가지로 가입자가 펀드투자를 통하여 물가헤지 효과를 기대하기 때문에 판단된다. 마지막으로 실업률의 상승은 해약률을 증가시키는 것으로 나타나 변액연금보험의 경우와 마찬가지로 긴급자금가설을 지지하였다.

V. 결론과 연구의 한계

본 연구는 변액보험상품 중 그 규모가 큰 변액연금보험과 변액유니버설보험에 초점을 맞춰 두 상품의 해약률과 경제변수들 간의 관계를 계량적으로 분석하였다. 해약률 계산 시 해약금액 자료를 사용할 경우 환급금이 적립금 수준에 연동하고 또한 일시납과 월납 간 구분을 할 수 없어서 결과적으로 해약률이 지나치게 크거나 작게 계산될 수 있으므로 해약금액이 아닌 해약건수로 해약률을 계산하였다. 분석 결과 변액유니버설보험의 해약률이 변액연금보험의 해약률보다 경기선행지수와 종합주가지수 등 경제변수의 변화에 민감하게 반응하였다. 이는 펀드투자에 대한 제약이 약하고 생존급부보증이 없어 투자 손실이 발생할 경우 이를 보험계약자가 책임져야 하는 변액유니버설보험의 특성에 기인하는 것으로 판단된다. 특히 종합주가지수인 코스피가 상승하면 변액유니버설보험의 해약률은 장기적으로 감소하였으나 변액연금보험의 해약률은 단기적으로 하락하지만 장기적으로는 변화가 없었는데 이는 변액연금보험에 비해 변액유니버설보험이 주식형 펀드의 편입에 대한 제약이 약하기 때문으로 추론된다.

본 논문에서 제시된 결과는 최저보증부채에 있어 해약에 대한 리스크 마진을 어느 정도로 산정할 것인가에 관하여 실증적인 단서를 제공할 수 있을 것으로 판

단된다. 하지만 본 연구에서는 상품별 자료가 아닌 누적 자료가 분석에 사용된 점으로 인하여 결과를 해석하는데 있어 한계가 있다. 또한 변액유니버설보험의 경우 보장형과 적립형이 구분되지 않은 점도 아쉽다. 그러나 변액연금보험과 변액유니버설보험의 전체적인 해약률의 동학(dynamics)을 최초로 분석했다는 점에서 의미있는 연구 방향을 제시했다고 생각된다. 차후의 연구에서는 적립형 변액유니버설보험을 별도로 살펴보는 한편 계약별 자료를 이용하여 변액보험의 해약률이 여러 경제변수들에 대한 외생적인 충격에 대하여 어떻게 반응하는지를 미시적으로 연구할 필요가 있다.

참고문헌

- 김명직·장국현, 『금융시계열분석』, 경문사, 2002.
- 류건식·이봉주, 「생명보험 계약률의 계량경제적 분석」, 『산업경제연구』, 제24권 제2호, 2011, pp. 1099-1121.
- 박송춘·조영석, 「RP금리가 상호저축은행의 금리결정에 미치는 효과 분석」, 『금융공학연구』, 제7권 제4호, 2008, pp. 133-155.
- 생명보험협회, 『생명보험성향조사』, 2009.
- 정세창·오승철, 「생명보험회사의 계약률에 관한 연구」, 『보험학회지』, 제82집, 2009, pp. 155-178.
- 최영목·최원, 「경제변수가 생명보험 계약률에 미치는 영향」, 『보험개발연구』, 제19권 제3호, 2008, pp. 3-36.
- 황진태·서대교, 「거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향 - 벡터오차수정모형을 중심으로」, 『보험금융연구』, 제21권 제3호, 2001, pp. 3-32.
- 황진태·이경희, 「생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형」, 보험연구원 연구보고서, 2010.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 35, 1987, pp. 251-276.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1991, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K., “Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model”, *Journal of Econometrics*, 63, 1992, pp. 7-36.
- Kim, C., “Modeling Surrender and Lapse Rate With Economic Variables”, *North*

American Actuarial Journal, 9(4), 2005, pp. 42-63.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Shin, Y., "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp. 159-178.

Kuo, W., Tsai, C., Chen, W.-K., An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach, *Journal of Risk and Insurance*, Vol.70, No.3, 2003, pp. 489-508.

Lütkepohl, H., Saikkonen, P., and Trenkler, C., "Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process", *Econometrics Journal*, 4, 2001, pp. 287-310.

Naka, A. and Tufte, D., "Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems", *Applied Economics*, 29, 1997, pp. 1593-1603.

Outreville, J., "Whole-life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis", *Insurance: Mathematics and Economics*, 9, 1990, pp. 56-81.

Pesaran, H.H. and Shin, Y., "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate models", *Economics Letters*, 58(1), 1997, pp. 17-29.

Phillips, P.C.B. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335-346.

(부표 1) 변액연금보험과 경제변수의 벡터오차수정모형 추정결과

	변액연금보험혜택 _{t-1}	CD유통수익률 _{t-1}	경기선행지수 _{t-1}	소비자물가지수 _{t-1}	코스피지수 _{t-1}	실업률 _{t-1}	상수
공적분배터 1	1.0000 (N/A)	0.0000 (N/A)	0.0347 (0.0331)	0.0019 (0.0456)	-0.0404*** (0.0079)	-0.3862* (0.2416)	0.1209 (N/A)
공적분배터 2	0.0001 (N/A)	1.0000 (N/A)	0.0048 (0.0532)	0.1722** (0.0734)	-0.0494*** (0.0128)	1.3061*** (0.3890)	-0.5277 (N/A)
공적분배터 1	0.0167 (0.0524)	-0.1164* (0.0621)	0.4105*** (0.1248)	-0.0450 (0.1153)	6.3720*** (2.3702)	0.1989* (0.1020)	
공적분배터 2	0.0546* (0.0333)	-0.0770* (0.0395)	0.0011 (0.0793)	-0.0660 (0.0732)	-2.9931** (1.5055)	-0.1974*** (0.0648)	
△변액연금혜택 _{t-1}	-0.7119*** (0.1259)	0.1658 (0.1494)	-0.6712** (0.3000)	0.2772 (0.2772)	-11.6546** (5.6975)	0.1512 (0.2452)	
△변액연금혜택 _{t-2}	-0.4109*** (0.1135)	0.0276 (0.1347)	-0.2408 (0.2706)	-0.0031 (0.2500)	-8.9796* (5.1395)	0.0295 (0.2212)	
△CD유통수익률 _{t-1}	0.0435 (0.0971)	0.5207*** (0.1152)	0.3669* (0.2314)	0.0147 (0.2138)	-1.1826 (4.3949)	0.0397 (0.1891)	
△CD유통수익률 _{t-2}	0.1408 (0.1010)	-0.3134*** (0.1198)	0.1253 (0.2407)	-0.1836 (0.2223)	6.2125 (4.5707)	0.0448 (0.1199)	
△경기선행지수 _{t-1}	-0.0864* (0.0573)	0.0546 (0.0680)	0.4089*** (0.1366)	-0.1160 (0.1262)	-3.0746 (2.5935)	0.1199 (0.1116)	
△경기선행지수 _{t-2}	-0.0086 (0.0484)	-0.0205 (0.0574)	-0.0751 (0.1154)	-0.0273 (0.1066)	0.5910 (2.1914)	-0.1253 (0.0943)	
△소비자물가지수 _{t-1}	-0.1638*** (0.0616)	0.0351 (0.0731)	-0.2414* (0.1468)	0.2842** (0.1356)	-2.3370 (2.7885)	0.1841* (0.1200)	
△소비자물가지수 _{t-2}	-0.2094*** (0.0606)	-0.0901 (0.0719)	0.0565 (0.1443)	-0.3255** (0.1334)	3.4742 (2.7413)	-0.1688 (0.1180)	
△코스피지수 _{t-1}	-0.0001 (0.0033)	-0.0012 (0.0040)	0.0300*** (0.0079)	0.0017 (0.0073)	0.0417 (0.1507)	-0.0126* (0.0065)	
△코스피지수 _{t-2}	-0.0019 (0.0034)	-0.0043 (0.0040)	0.0136* (0.0081)	-0.0008 (0.0074)	0.0616 (0.1530)	-0.0075 (0.0066)	
△실업률 _{t-1}	-0.0244 (0.0649)	0.1073 (0.0770)	0.0738 (0.1547)	0.2743* (0.1430)	3.4888 (2.9389)	0.2745** (0.1265)	
△실업률 _{t-2}	0.0398 (0.0674)	-0.0262 (0.0800)	-0.1831 (0.1485)	0.1788 (0.1485)	4.8697* (3.0525)	-0.0180 (0.1314)	
상수	0.0015*** (0.0004)	-0.0006 (0.0005)	0.0030*** (0.0010)	0.0034*** (0.0009)	0.0116 (0.0182)	0.0001 (0.0008)	

주: 1) * 15% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 2) ** 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 3) *** 5% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 4) **** 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 2〉 변액유니버설보험과 경제변수의 벡터오차수정모형 추정결과

	변액유니버설계약률 _{t-1}	CD유용수익률 _{t-1}	경기선행지수 _{t-1}	소비자물가지수 _{t-1}	코스피지수 _{t-1}	실업률 _{t-1}	상수
공적분배터	1.0000 (N/A)	0.1884 (0.1508)	0.0745* (0.0411)	-0.0339 (0.0464)	-0.0409*** (0.0101)	-0.7006*** (0.2647)	0.1000 (N/A)
공적분배터	0.0970 (0.0677)	-0.1995*** (0.0574)	0.3691*** (0.1167)	-0.0859 (0.1033)	3.0633 (2.2018)	0.1582 ⁺ (0.0967)	
△변액유니버설계약률 _{t-1}	-0.7381*** (0.1458)	0.1889 ⁺ (0.1237)	-0.2793 (0.2514)	-0.1226 (0.2225)	-10.2781** (4.7427)	-0.1240 (0.2082)	
△변액유니버설계약률 _{t-2}	-0.3340*** (0.1279)	0.0754 (0.1085)	-0.2640 (0.2205)	-0.1444 (0.1952)	-9.2915** (4.1599)	0.0698 (0.1827)	
△CD유용수익률 _{t-1}	0.0368 (0.1378)	0.5505*** (0.1169)	0.3124 (0.2377)	-0.0212 (0.2104)	-3.4606 (4.4830)	0.1502 (0.1968)	
△CD유용수익률 _{t-2}	0.1726 (0.1376)	-0.3500*** (0.1167)	-0.0505 (0.2373)	-0.1599 (0.2101)	3.1149 (4.4767)	0.0179 (0.1966)	
△경기선행지수 _{t-1}	-0.0680 (0.0786)	0.0719 (0.0666)	0.4793*** (0.1355)	-0.1251 (0.1199)	-1.4115 (2.5558)	0.0722 (0.1122)	
△경기선행지수 _{t-2}	-0.0547 (0.0688)	-0.0099 (0.0584)	-0.0610 (0.1187)	-0.0358 (0.1050)	0.8866 (2.2385)	-0.0641 (0.0983)	
△소비자물가지수 _{t-1}	-0.0386 (0.0864)	-0.0058 (0.0733)	-0.1598 (0.1490)	0.2322* (0.1318)	-2.7000 (2.8097)	0.1486 (0.1234)	
△소비자물가지수 _{t-2}	-0.0869 (0.0798)	0.0218 (0.0676)	0.1623 (0.1375)	-0.3797*** (0.1217)	3.8589 ⁺ (2.5941)	-0.2345** (0.1139)	
△코스피지수 _{t-1}	0.0011 (0.0047)	-0.0001 (0.0040)	0.0289*** (0.0081)	0.0050 (0.0072)	0.1630 (0.1525)	0.0013 (0.0067)	
△코스피지수 _{t-2}	-0.0084* (0.0047)	0.0052 (0.0040)	0.0149* (0.0082)	0.0020 (0.0072)	0.1595 (0.1542)	0.0009 (0.0068)	
△실업률 _{t-1}	-0.0392 (0.0887)	0.0476 (0.0752)	0.0671 (0.1529)	0.2308* (0.1354)	1.1165 (2.8846)	0.2089* (0.1267)	
△실업률 _{t-2}	0.0748 (0.0875)	-0.1200 ⁺ (0.0742)	-0.1357 (0.1509)	0.1216 (0.1336)	2.7522 (2.8470)	-0.1723 (0.1250)	
상수	0.0009* (0.0005)	-0.0004 (0.0004)	0.0021** (0.0009)	0.0037*** (0.0008)	0.0008 (0.0170)	0.0001 (0.0008)	

주: 1) ⁺: 15% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 2) * : 10% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 3) **: 5% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함. 4) ***: 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함.

Abstract

Using cointegration technique and vector error correction model, we analyze how lapses of variable annuity(VA) and variable universal life insurance(VULI) respond to shocks to economic variables as well as each of themselves. Business leading indicator, CD rate, consumer price index(CPI), and unemployment rate are chosen as economic variables. We find that variable annuity and variable universal life insurance both showed negative responses to a shock from business leading indicator and CPI while they showed positive responses to a shock from themselves and unemployment rate. Variable annuity shows positive response to a shock from CD rate while variable universal life insurance does not. Variable universal life insurance show positive response to a shock from KOSPI while variable annuity does not. This is because lower levels of restrictions on fund selection are given to VULI when policyholders invest in equity funds or mixed funds.

※ **Key words:** cointegration, impulse response function, lapse, variable annuity, variable universal life insurance, vector error correction model