

종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기 시계열 관계에 대한 연구*

Examining the Long-Run Relationship Between Macroeconomic Variables and the Lapse Rates of Whole Life Insurance

황진태**·서대교***

Jintae Hwang·Daigyo Seo

본 연구는 실업률, 경기동행지수, 소비자물가지수, 이자율 등의 거시경제변수가 종신보험의 해지율에 어떠한 영향을 미치는지를 국면전환(regime switching) 모형을 이용하여 분석하였다. 본 연구의 주된 실증결과로 이자율이 종신보험 해지율에 미치는 영향은 명확하지 않은 것으로 나타났다. 이는 이자율가설을 지지하는 것으로 보기 어렵다는 점을 의미한다. 물가지수와 종신보험 해지율 간에는 양(+)의 관계를 가지고 경기동행지수와는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타나 긴급자금가설을 지지하는 것으로 나타났다. 즉, 긴급자금가설과 인플레이션가설이 종신보험 해지율을 보다 더 잘 설명한다는 연구 결과를 도출하였다.

국문 색인어: 종신보험, 해지율, 공적분, 국면전환 모형, 거시경제변수

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B030109

* 본 논문을 위해 세심하면서도 유익한 논평을 주신 익명의 두 심사자님들께 진심으로 감사 드린다. 아울러, 본 연구를 위해 자료정리와 편집을 도와준 대구대학교 경제학과 석사과정 이도현 학생에게도 감사의 뜻을 전한다. 추후 본 논문에서 발견될 수 있는 오류에 대한 책임이 전적으로 저자들에게 있음도 밝힌다.

** 대구대학교 경제학과 조교수(jhwang@daegu.ac.kr), 제1저자

*** 건국대학교 글로벌캠퍼스 경제통상학전공 부교수(dkseo@kku.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2018. 09. 04, 논문 최종 수정일: 2019. 01. 24, 논문 게재 확정일: 2019. 02. 14

I. 서론

2013년 4월 도입된 현금흐름방식의 보험료 산출체계는 보험상품의 해지율에 대한 중요성을 각인시켜 주었다. 이전의 3이원 방식¹⁾의 보험요율 산출체계와는 달리 현금흐름방식은 실제 보험료에 영향을 주는 투자수익률, 계약해지율, 지급여력 등을 반영해 보험료를 산출하는 방식이다. 이 경우 해지율 예측 시 이를 과소예측하게 되면 보험료를 적정 수준보다 적게 받음으로 해서 보험회사의 손실을 초래하게 된다. 또한, 해지율을 과대예측할 경우 개별 보험회사는 적정 수준의 보험료보다 더 높은 보험료를 받게 됨에 따라 타 보험회사와의 경쟁구도에서 가격우위를 가져올 수 있는 기회를 스스로 포기하는 경우가 발생한다. 따라서 보험료 산출의 정확성을 높이기 위해서 해지율에 대한 보다 정교하고 세밀한 추정 및 예측이 필요하다. 그럼에도 불구하고 해지율에 대한 선행연구들은 크게 활성화되어 있지 못하며, 특히 우리나라의 종신보험을 연구한 실증분석 결과는 소수에 불과하다.

한편, 국제회계기준(International Financial Reporting Standards 17, IFRS17)²⁾의 도입으로 우리나라 보험시장도 국제기준에 맞추어 저축성 보험의 비중이 줄어들고, 변액보험이나 보장성 보험의 비중이 늘고 있는 추세이다.³⁾ 전통적인 보장성 보험은 질병이나 사망 재해에 대한 보장을 갖춘 보험이며, 정기보험이나 종신보험이 이에 해당한다. 정기보험은 피보험자의 생명에 대해 일정기간 동안 보장을 해주는 반면, 종신보험의 경우 보험기간이 정해져 있지 않으며 평생 동안 보장을 해주는 상품이다.

우리나라의 종신보험은 2016년 수입보험료 기준으로 25조 원을 상회할 정도로 생명보험산업에서 차지하는 비중이 큰 종목이다. 따라서 종신보험은 급변하는 환경 속에서 보험회사들이 변액보험과 더불어 증점적으로 육성해야 될 분야로 간주된다. 그러나 최근 들어 이러한 종신보험시장이 포화상태에 직면하고 있어 성장이 정체되어가고 있는 실정이다.⁴⁾

-
- 1) 예정위험률, 예정이자율 및 예정사업비율을 기초로 보험료를 산출하는 방식을 3이원 방식이라 한다.
 - 2) 2021년 1월 1일부터 시행되는 국제보험회계기준으로 보험부채의 평가기준을 원가에서 시가로 변경하는 것을 주요 내용으로 한다.
 - 3) 국제회계기준에 따르면 저축성 보험이 매출에서 제외되기 때문에 순이익이 축소될 확률이 매우 높으며, 이는 보험회사의 건전성에 문제를 발생시킬 수 있다.
 - 4) 보험연구원이 발간한 『2018 보험산업의 전망과 과제』에 따르면 연금전환 특약 종신보험, 저해지환급금 종신보험 등 새로운 종신보험상품 가입자들의 증가에도 보장성 보험의 신규

이러한 시장환경하에서 보험회사의 리스크관리와 경영효율성 제고를 위해 기존 계약을 유지하는 경영전략이 점차 중요해지고 있다. 따라서 중신보험의 해지율 관련 연구는 생명보험산업의 건강한 토대를 마련하기 위해 시급하면서도 중요한 과제라 할 수 있다.

〈Table 1〉 Annual Premium of Life Insurers in Korea

(unit: billion KRW)

Year	Insurance		(a)/(b) (%)	General account (c)	(a)/(c) (%)	Total ((c) + Separate account) (d)	(a)/(d) (%)
	Whole life (a)	against death (b)					
2016	25,248.0	38,660.7	65.3	83,679.9	30.2	119,811.2	21.1
2015	23,011.9	36,036.1	63.9	82,871.6	27.8	117,213.7	19.6
2014	20,320.5	33,178.8	61.2	78,082.2	26.0	110,575.3	18.4
2013	14,465.7	23,866.0	60.6	54,720.2	26.4	77,236.7	18.7
2012	18,766.5	30,841.1	60.8	87,469.3	21.5	115,308.6	16.3
2011	17,518.4	28,711.2	61.0	59,687.0	29.4	87,836.0	19.9
2010	17,233.6	28,716.2	60.0	57,147.8	30.2	83,007.4	20.8
2009	16,890.7	28,949.8	58.3	53,359.1	31.7	76,956.8	21.9
2008	12,765.3	29,453.1	43.3	51,232.4	24.9	73,561.4	17.4
2007	12,575.3	29,770.0	42.2	51,685.8	24.3	75,095.6	16.7
2006	11,834.6	28,563.7	41.4	49,610.0	23.9	66,454.9	17.8
2005	11,656.0	27,121.5	43.0	47,780.7	24.4	61,472.2	19.0
2004	11,727.2	25,533.8	45.9	47,324.2	24.8	53,750.6	21.8
2003	10,310.8	22,935.9	45.0	45,755.3	22.5	50,392.5	20.5

Source: INsis, Korea Insurance Development Institute

보험상품 해지율을 다룬 선행연구 중 다수는 해지율과 거시경제변수 간 관계를 살펴본 연구로 일반적인 회귀분석(regression analysis)이나 벡터자기회귀(VAR: vector autoregressive) 모형, 벡터오차수정모형(VECM: vector error correction model)을 주된 방법론으로 이용하였다. 그럼에도 이들 선행연구 중 중신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계(long-run relationship)를 규명한 연구는 아직까지 없는 것으로 보인다. 이와 관련하여 보험상품 해지율과 거시경제변수 간 장기 시계열 관계를 찾을 수 있다

수요 창출에는 한계가 있을 것으로 예상된다.

면 주어진 실업률, 이자율, 물가상승률, 경기상황 등 거시환경변화에 대한 장기 예측을 이용하여 보험상품의 해지율에 대한 장기 추이나 예측을 구할 수 있다는 점에서 중요한 의의를 갖는다. 이에 본 연구는 종신보험을 대상으로 해당 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 살펴보는 것을 연구의 목적으로 한다. 이를 위해 본 연구는 일반적인 공적분 검정 모형과 국면전환모형(regime-switching model)을 이용하여 종신보험 해지율과 거시경제변수 간의 장기적 시계열 관계를 파악하여 학술적으로 기여하는 동시에 선행연구와 차별성을 가지고자 한다. 아울러, 실증분석 연구에서 자료의 갱신이 중요하다는 점을 고려할 때 본 연구가 글로벌 금융위기를 포함하여 시계열 자료를 충분히 축적한 상태에서 종신보험 해지율에 대한 분석을 시도한 점도 기존연구와의 차별성이 될 수 있을 것이다.

본 연구의 구성으로 II장에서 선행연구를 검토한다. III장의 경우 본 연구에서 사용한 종신보험 해지율과 거시경제변수 등 시계열 자료, 분석모형 및 결과를 제시하고 해석한다. 그리고 IV장에서 본 연구를 맺는다.

II. 문헌연구

보험상품 해지율과 관련한 이론적 가설은 크게 긴급자금가설, 이자율가설, 그리고 인플레이션가설로 구분된다. 이자율가설의 경우 이자율과 해지율이 양(+의) 관계, 긴급자금가설은 경기 관련 거시변수와 해지율이 음(-)의 관계와 실업률과는 양(+의) 관계, 인플레이션가설은 인플레이션과 해지율이 음(-)의 관계를 보여줌을 가리킨다.

첫째, 긴급자금가설의 경우 경기악화 시 자금압박을 받는 보험계약자들이 가입한 보험상품을 해지하여 환급금을 수령함으로써 가계의 예산을 확보하는 방식이다. 이러한 긴급자금가설을 지지한 대표적 연구로는 Outreville(1990)이 있다. 그는 1966~1979년간의 미국과 캐나다 종신보험 해지율과 실업률 변수를 이용하여 실업률이 종신보험 해지율에 통계적으로 유의한 양(+의) 영향을 보여주었다.

Kuo, Tsai & Chen(2003), Kim(2005), 황진태·이경희(2010), 고재현·김흥기(2015)도 실업률이 높아질 때 보험계약 해지율이 높아진다는 실증분석 결과를 제시하였다. 이와 관련

하여 Kuo et al.(2003)의 경우 1951~1998년간 자료를 대상으로 공적분(cointegration) 검정을 실시하여 실업률이 해지율에 장·단기 모두에 영향을 미침을 보여주었다. Kim(2005)은 1997~2000년간에 걸쳐 우리나라의 저축성 생명보험, 연금보험, 손해보험, 교육보험상품들을 대상으로 해지율과 거시경제변수 간의 관계를 로짓(logit)모형과 로그-로그 모형을 이용하여 분석하였다. 황진태·이경희(2010)는 종신보험, 정기보험, 암보험, 금리확정형 연금, 금리연동형 연금 및 변액연금 등을 대상으로 2000~2008년간의 표본기간을 이용하여 해지율 수준을 추정하고 해지율 예측 관련 모형도 제시하였다. 고재현·김홍기(2015)도 2002~2012년간 생명보험회사를 대상으로 공적분 검정을 실시하였다.

류건식·이봉주(2011)는 2000~2007년간의 표본기간 동안 금리확정형 보장성 보험상품과 금리연동형 연금상품을 중심으로 실업률과 해지율 간의 관계를 분석하였는데, 금리연동형 연금상품의 경우 긴급자금가설이 성립함을 보여주었다. 또한, 보험종목에 따라 보유계약 및 피보험자의 특성이 해지율에 미치는 영향이 상이함을 보여주었다. 권용재·윤정선·이재민(2012)은 2006~2011년간 자료와 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 분석한 결과, 변액연금보험과 변액유니버설보험에서 공통적으로 해지율이 실업률에 대해 상승하는 것을 발견하였다. Cox & Lin(2006)도 1993~2003년간 미국의 거치연금 보험상품을 대상으로 토빗(Tobit)모형을 이용하여 분석한 결과, 경제성장률이 해지율과 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다.⁵⁾ 이들은 미국 자료에서 해지율이 '0'인 경우가 전체 관측치의 약 43%를 차지한다는 점을 들어 로짓모형보다는 토빗모형 사용이 더 적절하다고 주장하였다. 정세창·오승철(2009)은 1995~2008년에 걸친 명목국민총생산, 금리, 실업률 등 거시경제변수를 대상으로 그랜저(Granger) 인과관계 검정을 보여주었는데, 명목국민총생산이 해지율에 시차 1~4에 걸친 음(-)의 그랜저 인과관계, 실업률의 경우 시차 1~11까지 양(+)의 그랜저 인과관계가 있음을 보여주었다. 이처럼 경기상황과 실업률 변수가 사용된 긴급자금가설의 경우 전반적으로 해당 가설을 지지하는 실증분석 결과가 나타나고 있다.

둘째, 이자율가설은 일반적으로 시장이자율이 상승할 경우 다른 금융자산에 대한 투자가 확대되면서 보험계약 해지가 증가한다는 가설이다. 이러한 가설을 지지한 실증연구로

5) Cox & Lin(2006)의 연구에서 실업률은 다중공선성(multicollinearity) 문제로 분석에서 제외되었다.

는 Cox & Lin(2006), 최영목·최원(2008), 정세창·오승철(2009), 황진태·이경희(2010)가 있다. Cox & Lin(2006)은 전술한 바와 같이 미국의 거치연금 보험상품을 대상으로 분석하여 이자율이 해지율에 양(+)의 영향이 있음을 보여주었다. 최영목·최원(2008)은 1998~2008년에 해당하는 표본기간을 대상으로 생명보험 종목별 및 회사별 해지율에 GDP성장률, 처분가능소득증가율, 실업률, 시장이자율, 소비자물가 상승률 등 경제변수가 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하였다. 또한, 권용재 등(2012)도 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 변액연금보험에서 CD유통수익률 상승 시 해지율 상승이 나타난다고 주장하였다. Kuo et al.(2003)의 경우 단기적으로는 이자율이 해지율에 유의한 정(+)의 영향을 미치지 못하였으나, 장기적으로는 이러한 현상이 나타난다고 보고하고 있다.

반면, Outreville(1990)은 장·단기에 관계없이 이자율이 해지율에 미치는 영향은 크지 않다고 주장하였다. 또한, 로짓(logit)분석을 실시한 서영수(2003)는 3년 만기 국고채 금리가 해지율과 음(-)의 관계를 가짐을 제시하였다. 이석범·이영중·옥주영(2010)은 공적분(cointegration) 관계를 이용하여 우체국보험 중 교육보험의 경우 이자율가설을 지지하나, 생사혼합보험과 연금보험에서는 지지하지 않는 등 보험상품에 따라 다른 결과가 나타나고 있음을 보여주었다. 결론적으로 이자율가설의 경우 연구들마다 그 실증분석 결과가 상이하다고 할 수 있다.⁶⁾

마지막으로 인플레이션가설은 물가상승 시 보험계약의 실질가치 하락으로 해지가 증가한다는 가설이다. 최영목·최원(2008)의 실증분석 결과는 인플레이션가설을 지지하고 있다. 그러나 우체국보험을 분석한 이석범 등(2010)은 보험종목별로, 그리고 해지 관련 건수 및 금액기준에 따라 상이한 결과가 나타난다고 지적하고 있다.

6) 상품군에 따라 상이한 결과를 제시한 연구로 Kiesenbauer(2012)가 있다. 이 연구는 1997~2009년간 독일의 133개 생명보험회사를 대상으로 5개 보험상품군(저축성 보험, 연금보험, 정기보험, 단체보험, 기타)에 대한 해지율 결정요인을 분석하였다. 분석결과, 투자형 보험상품군(변액보험 계열)의 경우 긴급자금가설과 이자율가설이 모두 통계적으로 유의하게 나타났지만, 전통형 보험상품군에서는 두 가설 모두 지지되지 않음을 보여주었다.

III. 실증분석

1. 시계열 자료

개별 보험계약 자료를 이용한 종신보험 해지율에 대한 연구로 황진태·이경희(2010)가 있다. 이들은 먼저 종신보험의 경과월차별 해지율 추이를 제시하였는데, 종신보험계약 후 6개월 경과 시점에서 해지율이 2.8%, 15개월 경과 시점에서 3.5% 수준을 상회한 후 지속적으로 하락하는 추세를 보여주었다. 그리고 15개월 경과 시점에서의 해지율 급등의 이유로 신계약 판매수당 구조를 지적하였다. 예를 들어, 신계약 판매수당 구조와 관련하여 12개월 이내 종신보험계약 해지 시 수수료 환수조치 등 페널티가 있으며, 보험계약 유지수당의 경우 판매채널의 유지 동기가 평균적으로 15개월까지라는 것이다. 이러한 경과월차별 해지율에 더하여 이들은 앞서 언급한 바와 같이 시계열 형태의 1차 차분 종신보험 해지율과 거시경제변수를 이용한 해지율 예측모형을 구축하고자 하였는데, 그 예측모형으로 시차가 6인 벡터자기회귀(VAR: Vector Autoregressive) 모형이 가장 적합하다고 주장하였다. 그럼에도 이들은 종신보험 해지율과 거시경제변수 간에 어떠한 장기적 관계(long-run relationship)가 존재하는지는 발견하지 못하였다. 이에 본 연구는 이러한 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 시계열 관계를 밝히는 데에 연구의 목적을 둔다.

이러한 장기적 관계를 규명하기 위하여 본 연구는 보험개발원(KIDI: Korea Insurance Development Institute)이 집적 및 제공하고 있는 생명보험산업의 종신보험계약 실적 자료를 활용하여 종신보험 해지율을 계산한다. 이를 위해 보험개발원이 운영하고 있는 INsis(Insurance Statistics Information Services)를 통해 해당 실적 자료를 입수하였으며, 역년(calendar year) 기준 해지율 계산을 위해 아래 식(1)을 이용하였다.

$$\text{해지율}_t = \frac{\Delta \text{해지건수}_t + \Delta \text{효력상실 계약건수}_t}{\text{월보유 계약건수}_{t-1} + \Delta \text{신계약건수}_t} \quad (1)$$

식(1) 좌변에 있는 t 시점 해지율은 해당 기간의 해지 및 효력상실 계약건수를 신계약을 포함한 보유계약으로 나눈 값으로 정의된다. 식에서 사용된 기호 ‘ Δ ’는 INsis의 실적 자료가 매 회계연도(fiscal year)별로 누적 개념인 저량(stock)변수로 집적되어 있어 이를 유

량(flow)변수로 전환하는 과정에서 사용된 것이라 하겠다.

식(1)을 통해 구해진 월별 종신보험 해지율은 그 표본기간이 2002년 4월부터 2017년 10월까지이며, 그 추이는 <그림 1>과 같다. 그림에서 보는 바와 같이 2002:4~2005:12 동안 산술평균 기준 해지율은 1.61%로 나머지 기간에 비해 높은 수준이다. 동 기간 중 2003년 3월을 비롯해 6~9월의 경우 해지율이 2% 수준을 상회하는 등 전체 분석기간에서 가장 높은 수준의 종신보험 해지율이 나타났다. 그리고 2006:1~2007:12 동안 해지율의 산술평균은 0.98%, 2008:1~2011:12는 1.12%, 2012:1~2017:10은 0.89%로 나타났다.⁷⁾ 이러한 추세를 볼 때 종신보험 해지율의 시계열적 특성은 비정상성(non-stationarity)을 가지고 있을 것으로 보인다. 자세한 시계열적 특성은 단위근 및 정상시계열 검정을 통한 결과로 후술된다.

한편, 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 살펴보기 위한 구체적인 시계열 변수를 선택하자. 이를 위해 II장에서 언급한 긴급자금가설, 이자율가설, 인플레이션가설 등 세 가지 가설에 근거할 필요가 있다. 그럼에도 종신보험의 경우 생명보험의 대표적 상품으로 그 해지율과 관련하여 본 연구에서 선택하는 거시경제변수들이 선행연구들에서 사용된 것과 특별히 다르지는 않다. 이에 본 연구에서는 종신보험 해지율을 분석하기 위한 거시경제변수로 실업률 및 경기상황지표(긴급자금가설, 이자율(이자율가설), 소비자물가지수(인플레이션가설)를 고려하기로 한다. 다만, 본 연구가 비교적 보험기간이 장기인 종신보험 해지율을 다루고 있는 만큼 이자율 변수로 5년 만기 국고채 금리를 사용하며, 경기상황지표로 경기동행지수를 사용한다.⁸⁾ 참고로 이들 변수들은 한국은행과 통계청을 통해 입수할 수 있다.⁹⁾

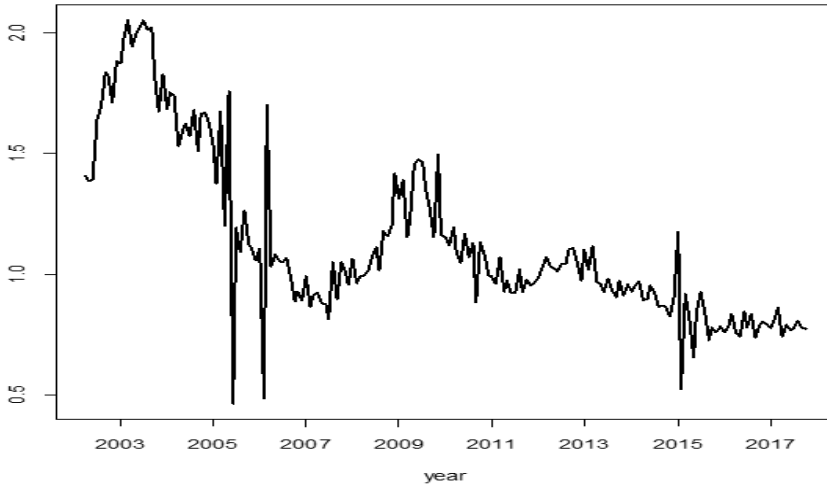
7) <그림 1>에서 나타난 종신보험 해지율의 경우 전반적으로 금융위기 이전 하락추세, 금융위기 동안 상승추세, 이후 하락 안정화 추세가 나타나고 있다. 이와 관련하여 고재현·김홍기(2015)도 전체 생명보험 해지율에 대해 2005~2008년 동안 하락추세, 금융위기 시 상승추세, 이후 하락 안정화가 있었다고 보고하고 있다. 다만, <그림 1>에서 2005~2006년간 2번의 급락 후 반등이 나타나고 있는데, 이러한 현상의 구체적 원인을 현재로서는 정확히 파악하기 어렵다. 이 점은 본 연구의 한계임을 밝힌다.

8) 관련 거시경제변수들의 추이는 <부록 1-1>~<부록 1-2>를 참조하기 바란다.

9) 경기동행지수는 광공업생산지수, 소매판매액지수, 비농림어업취업지수 등 현재의 경기상태를 나타내는 7개의 지표로 구성된다. 자세한 내용은 통계청을 참조하기 바란다.

〈Figure 1〉 Lapse Rates of Whole Life Insurance

(unit: %)



2. 시계열 변수의 단위근 및 정상성 검정

시계열 모형을 사용하기에 앞서 고려해야 할 시계열 자료의 중요한 특징은 정상성(stationarity)에 있다. 그 이유로 시계열 변수의 정상성을 확보하지 못할 경우 시계열 모형의 분석결과에 대한 유효성을 보장하기 어렵기 때문이다. 시계열 변수의 정상성을 나타내는 일반적인 정의는 해당 변수의 확률적 특징이 시간불변적(time-invariant)이라는 것이다. 이는 모집단의 확률변수가 모든 시점에 대해 동일한 확률분포를 가짐을 의미한다. 그 결과 시점에 관계없이 평균, 분산, 공분산 등 해당 확률변수의 모멘트들이 동일하게 된다. 반대로 확률변수인 시계열 변수가 시간에 따라 상이한(time-varying) 확률분포를 가질 경우 해당 변수는 비정상적(non-stationary)이라 불린다. 이러한 비정상적 시계열 변수를 시계열 모형에 그대로 사용할 경우, 주어진 특정 시점이나 기간에서 추출된 시계열 자료로 계산된 모형의 통계량이 시간의 흐름에 따라 달라 모든 기간에 걸쳐 적용되기 어렵게 된다. 이는 결국 해당 통계량의 신뢰성 확보에 문제를 발생시키게 된다. 따라서 시계열 모형을 다루기에 앞서 분석에 사용되는 변수들의 시계열적 특징을 파악하는 것이 중요하다.

〈Table 2〉 Unit Root and Stationarity Tests of Time Series Variables

Variables	ADF		PP		KPSS	
	Level	First-difference	Level	First-difference	Level	First-difference
Lapse rate of whole life (%)	-1.773 [0.671]	-6.673 [0.010]	-71.740 [0.010]	-282.858 [0.010]	2.996 [0.010]	0.036 [0.100]
CD rate (%)	-2.252 [0.471]	-5.037 [0.010]	-10.842 [0.496]	-72.519 [0.010]	3.186 [0.010]	0.055 [0.100]
1-year treasury rate (%)	-2.514 [0.361]	-5.572 [0.010]	-12.993 [0.373]	-90.547 [0.010]	3.64 [0.010]	0.042 [0.100]
5-year treasury rate (%)	-2.331 [0.438]	-5.761 [0.010]	-13.644 [0.336]	-140.762 [0.010]	3.807 [0.010]	0.103 [0.100]
Unemployment rate (%)	-5.303 [0.010]	-7.256 [0.010]	-55.445 [0.010]	-134.144 [0.010]	0.109 [0.100]	0.012 [0.100]
Log CPI	-0.157 [0.990]	-5.658 [0.010]	-0.879 [0.989]	-101.878 [0.010]	4.717 [0.010]	0.589 [0.024]
Log coincident econ. indicator	-2.757 [0.260]	-5.517 [0.010]	-11.051 [0.484]	-105.416 [0.010]	4.739 [0.010]	0.087 [0.100]
Log KOSPI	-2.502 [0.366]	-5.93 [0.010]	-10.002 [0.544]	-194.907 [0.010]	3.738 [0.010]	0.057 [0.100]
Log housing price index	-1.527 [0.774]	-3.863 [0.018]	-1.782 [0.974]	-39.719 [0.010]	5.105 [0.010]	0.416 [0.070]
Log household debt	-2.005 [0.574]	-3.878 [0.017]	-4.432 [0.861]	-120.86 [0.010]	5.554 [0.010]	0.397 [0.078]

Notes: 1) The sample period in this study is from April 2002 to October 2017 except for log housing price index and log household debt where it is over the period from November 2003 to October 2017.

2) The estimation results for models including CD rate, 1-year treasury rate, log KOSPI, log housing price index, and log household debt are provided from Appendix 4-1 to Appendix 4-3-3.

3) ADF and PP tests are for a unit root test, whereas KPSS tests are for a stationarity test.

4) ADF tests assume regularity of errors in the model, while PP tests do not due to heteroskedasticity and/or autocorrelation.

5) The figures in brackets indicate p-values.

본 연구에서는 시계열 변수의 특징을 파악하기 위하여 단위근(unit root) 및 정상성 검정을 실시한다. 단위근 검정으로는 ADF 검정(augmented Dickey-Fuller test)와 PP 검정(Phillips-Perron test)을, 정상성 검정으로는 KPSS 검정(Kitawoski-Phillips-

Schmidt-Shin test)을 사용한다. ADF 및 PP 검정 등 단위근 검정에서 사용되는 귀무가설은 시계열 변수가 단위근을 포함하고 있다는 것인데, 이는 시계열 자료를 통해 구한 단위근 검정 통계량이 해당 귀무가설을 기각하지 못할 경우 해당 시계열 변수가 비정상적일 수 있음을 의미한다. 반대로 KPSS 검정에서 사용되는 귀무가설은 해당 시계열 변수가 정상적임을 가리킨다.

〈표 2〉는 본 연구에서 사용되는 시계열 변수인 종신보험 해지율과 거시경제변수들의 정상성 검정 결과를 보여준다. 이러한 검정 결과를 전체적으로 종합해 볼 때 실업률을 제외한 나머지 변수들은 비정상시계열 변수로 판단된다. 예를 들어, 수준(level)변수 단계의 단위근 검정에서 실업률은 ADF 및 PP 검정 모두 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이는 결국 분석대상에 포함된 실업률 자료에서는 단위근이 없는 것으로 추정된다고 하겠다. 또한, 정상시계열 검정인 KPSS 검정에서도 실업률은 정상시계열로 추정하게 하는 통계량을 보여준다. 반면, 종신보험 해지율을 비롯한 다른 시계열 변수의 경우 수준변수 단계에서 비정상시계열로 판단된다. 물론 종신보험 해지율의 경우 PP 검정에서 귀무가설을 기각하고 있어 정상시계열의 가능성을 나타내고 있으나, ADF 및 KPSS 검정 결과에 비추어 비정상시계열로 간주한다.

한편, 차분(difference)변수 단계에서 소비자물가지수가 KPSS 검정에서 정상시계열 귀무가설을 기각하고 있어 비정상시계열로 추정되는 결과가 나타나고는 있으나, ADF 및 PP 검정에서 단위근 귀무가설을 기각하고 있어 이를 종합하여 1차 차분 소비자물가지수는 정상시계열인 것으로 간주한다.

3. 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기 시계열 관계

단일국면모형은 분석대상기간을 전체를 대상으로 단일국면으로 간주하여 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 추정하는 것이다. 분석에 사용되는 기본모형은 아래 식(2)와 같다.

$$y_t = x'_t \beta + \epsilon_t \tag{2}$$

식(2)에서 y_t 는 종속변수인 종신보험 해지율이며, x_t 는 분석에 사용되는 거시경제변수들을 가리킨다. 그리고 ϵ_t 는 오차항에 해당한다. 본 연구의 경우 일반적인 벡터 형태의 종속변수(거시경제변수 포함)를 사용하지 않고 단일 방정식 형태의 모형을 사용하고자 한다. 그 이유로 첫째 종신보험 해지율이 거시경제변수에 영향을 줄 가능성이 낮거나 거의 없다는 점, 둘째 본 연구가 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계에 초점을 두고 있다는 점을 들 수 있다.

이러한 장기적 관계를 규명하기 위하여 앞서 실시했던 종신보험 해지율과 거시경제변수들의 시계열적 특성이 중요하다. 이러한 특성과 관련하여 전술한 바와 같이 실업률을 제외하고는 식(2)에 포함될 모든 시계열 변수들이 비정상성(non-stationarity)을 가지고 있는 것으로 보인다. 그 결과 일반적인 회귀분석은 모형의 장기적 관계에 대해 가성적인 회귀분석(spurious regression) 결과를 낳게 되는 경우도 있어 이를 면밀히 다룰 필요가 있다.

가. 실증분석 전략

(1) 공적분 검정

단일국면에 해당하는 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 시계열 관계를 살펴보기 위하여 공적분 검정(cointegration test)을 살펴본다. 구체적으로 본 연구는 단일 방정식에 대한 일반적인 공적분 검정을 실시한다. 공적분 검정은 일반적으로 비정상적 시계열 변수들을 대상으로 하는데, 이들 변수 간 선형관계를 나타내는 시계열 변수가 정상성을 나타내면 이들이 공적분 관계에 있다고 한다. 그리고 이는 해당 시계열 변수 간 장기적 관계가 존재함을 나타낸다. 예를 들어, 식(2)에서 $\epsilon_t = y_t - x'_t\beta$ 의 추정치, 즉 잔차($\hat{\epsilon}_t$)가 단위근 검정을 통해 정상시계열로 판정되면 비정상시계열 변수 x_t 와 y_t 간에 공적분 관계가 존재함을 뜻한다. 그렇지 않을 경우 전술한 바와 같이 이들 변수 간에 가성적 회귀식 관계가 발생하여 추정된 $\hat{\beta}$ 에 대한 검정결과에 편의(bias)가 발생할 수 있다.

시계열 변수 x_t 와 y_t 간의 선형관계인 $\epsilon_t = y_t - x'_t\beta$ 에 대한 공적분 검정에는 대표적으로 Engle & Granger(1987), Philips & Ouliaris(1990), Johansen(1991)이 제시한 방법이 있다. 이들 방법의 공통점으로는 모두 잔차 $\hat{\epsilon}_t$ 의 시계열적 특징을 검정하는 방법이

다. 이 중 Engle-Granger 방법을 통한 공적분 검정이 가장 일반적이면서도 사용하기 쉬운 장점이라 할 수 있다. 그러나 이러한 검정방법의 경우 모형의 종속변수로 어떠한 시계열 변수를 사용하느냐에 따라 공적분 관계가 달라질 가능성이 있다는 점도 단점으로 지적되고 있다(Armstrong, 2001). 그럼에도 본 연구는 비교적 간편한 Engle-Granger 방법을 사용하기로 하는데, 그 이유로 본 연구가 다른 거시경제변수가 아닌 중신보험 해지율만을 종속변수로 사용할 것이라는 점에서 공적분 검정을 위한 Engle-Granger 방법의 사용이 문제가 되지 않을 것으로 보았기 때문이다.¹⁰⁾ 따라서 본 연구에서는 식(2)와 관련한 공적분 검정을 위해 ADF 및 PP 검정 등 단위근 검정을 이용해 잔차 $\hat{\epsilon}_t$ 의 시계열적 특성을 살펴보기로 한다.

(2) 국면전환모형(Regime-Switching Models)

전술한 바와 같이 본 연구는 중신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이러한 장기적 관계에 대해 단일국면만을 이용한다면 공적분 관계를 발견하기 어려운 경우가 있을 수 있다. 이는 전체 분석기간을 대상으로 하나의 공적분 방정식으로 그 관계를 규정하는 데에 구조적 단절(structural break) 등의 이유로 어느 정도 한계가 있을 수 있기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 복수국면의 공적분 방정식을 이용하는 모형이 있는데, 예를 들어 분석대상 기간에 아래와 같이 2개의 국면이 존재한다고 하자. 이는 종속변수 y_t 가 해당 국면별(국면 1: S_1 ; 국면 2: S_2)로 서로 다른 모형에 의해 형성되었음을 의미한다.

$$y_t = \begin{cases} x'_t \beta_{s_1} + \epsilon_t^1, & t \in S_1 \\ x'_t \beta_{s_2} + \epsilon_t^2, & t \in S_2 \end{cases} \quad (3)$$

여기서 β_{s_1} 와 β_{s_2} 는 각 국면별 설명변수 벡터 x_t 에 결부되는 모수(parameter) 벡터이다. 그리고 ϵ_t^1 와 ϵ_t^2 는 각 국면에서의 오차항으로 그 분포에 차이가 있을 수 있음을 나타낸

10) 중신보험 해지율만을 모형의 종속변수로 사용하는 이유는 전술한 바와 같이 거시경제변수가 중신보험 해지율에 영향을 미치는 것은 가능하나, 반대로 중신보험 해지율이 다른 거시경제변수에 영향을 미치는 것은 사실상 불가능하기 때문이다.

다. 예를 들어, $\epsilon_t^1 \sim N(0, \sigma_1^2)$ 와 $\epsilon_t^2 \sim N(0, \sigma_2^2)$ 을 가정할 수 있다.

식(3)에 포함된 모수를 추정하기 위한 일반적 방법으로 최우추정법(maximum likelihood estimation)이 사용된다. 추정 대상이 되는 기본적인 모수들은 β_{s_1} , β_{s_2} , σ_1^2 , σ_2^2 이다. 이에 더하여 국면전환모형은 국면(S)전환에 관련되는 (전이)확률행렬도 추정 대상이 되는 모수가 됨에 유의할 필요가 있다.

나. 실증분석 결과

일반적인 공적분 검정 및 국면전환모형을 이용한 실증분석 결과는 <표 3-1>과 <표 3-2>에 나타나 있다. 각 모형의 설명변수로 전술한 바와 같이 긴급자금가설에 근거한 실업률과 경기동행지수, 이자율가설에 근거한 국고채 5년 금리, 인플레이션에 근거한 소비자물가지수를 사용하였다.¹¹⁾ 이 중 실업률의 경우 단위근 검정과 정상성 검정에서 정상시계열의 가능성이 높아 실업률이 포함되지 않은 모형(1)과 포함된 모형(2)로 구분하여 제시하였다.¹²⁾

<표 3-1>에 나타나 있는 단일국면모형(one-state model)은 일반적인 공적분 방정식이라 할 수 있다. 동 모형의 추정결과는 모형(1)과 (2) 모두에서 종신보험 해지율이 국고채 5년 금리가 1%p 상승할 경우 0.124%p 하락, 소비자물가지수가 1% 상승 시 2.7bp(3)(0.027%p) 상승, 경기동행지수가 1% 하락 시 4.7bp(0.047%p) 상승함을 보여준다. 그리고 이들 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의미함을 보여준다.

이러한 단일국면모형에 대해 종신보험 해지율과 모형에 포함된 거시경제변수 간 장기적 관계를 살펴보자. 이를 위한 공적분 검정 결과, PP 검정 통계량의 경우 약 -114.2로 제시되

11) 모형을 추정할 때 모형 내 종속변수인 종신보험 해지율에 영향을 줄 수 있는 충격(예: 글로벌 경제변수 등)이 해당 모형에 포함된 거시경제변수에도 영향을 줄 수 있음을 생각해 볼 수 있다. 이러한 내생성(endogeneity) 문제로 해석될 수 있으며, 해당 문제의 발생 가능성은 사실 상존한다. 본 연구에서 추가적인 통제변수를 활용하여 추정하고는 있으나(<부록 4-1>~<부록 4-3-2> 참조), 가령 글로벌 경제변수에 해당하는 대응변수를 찾기는 쉽지 않다. 이러한 점은 분명 본 연구에 한계이며, 추후 연구에서 새롭게 다루어질 필요가 있음을 밝힌다.

12) 공적분 관계를 나타내는 방정식은 1차 적분인 I(1) 형태의 확률과정을 따르는 시계열 변수만으로 모형을 설정하여 추정하는 것이 일반적이라 하겠다. 본 연구의 결과에서 볼 수 있듯이 정상시계열로 보이는 실업률이 추세가 있는 종신보험 해지율과 통계적으로 유의한 장기적 관계를 보여주지 못하는 결과는 당연한 것이라 하겠다.

13) 베이스 포인트(basis point).

어 있어 단위근 귀무가설을 기각한다. 이는 모형의 잔차(residual)가 정상시계열임을 함의한다. 그러나 ADF 검정 통계량의 경우 -1.97로 해당 귀무가설을 기각하지 못하고 있어 해당 잔차가 비정상시계열일 가능성도 보여주고 있다. 따라서 이러한 공적분 검정 결과는 중신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계에 대해 확신하기 어렵다는 점을 알려준다.

〈Table 3-1〉 Estimation Results for Cointegration Equations

Variables	One-State Model		Two-State Model			
	Model (1)	Model (2)	Model (1)		Model (2)	
			Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
5-year treasury rate (%)	-0.124*** (0.020)	-0.124*** (0.021)	-0.039 (0.031)	-0.107*** (0.009)	-0.067* (0.037)	-0.109*** (0.009)
Unemployment rate (%)	-- --	-0.001 (0.034)	-- --	-- --	-0.150 (0.096)	0.022 (0.015)
Log CPI	2.731*** (0.799)	2.731*** (0.802)	8.662*** (1.363)	-0.814*** (0.141)	9.497*** (0.645)	-0.701*** (0.127)
Log coincident econ. indicator	-4.706*** (0.636)	-4.707*** (0.639)	-8.236*** (0.947)	-2.521*** (0.120)	-8.943*** (0.501)	-2.618*** (0.107)
Constant	10.207*** (1.192)	10.212*** (1.217)	-1.144 (0.783)	16.460*** (0.388)	-1.107 (1.903)	16.314*** (0.358)
R^2	0.690	0.690	0.504	0.958	0.520	0.959
Transition matrix (P)	--	--	0.955	0.036	0.955	0.036
	--	--	0.045	0.964	0.045	0.964
AIC	-69.45	-67.45	-225.99		-226.34	
ADF test	-1.97 [0.590]	-1.97 [0.590]	-3.67** [0.029]		-4.08*** [<0.010]	
PP test	-114.23*** [<0.010]	-114.21*** [<0.010]	-223.62*** [<0.010]		-220.27*** [<0.010]	

Notes: 1) The specific periods by regime for the above two-state models (1) and (2) are shown in Appendix 2-1, divided into two regimes in terms of a filtered probability of 50%.

2) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} \equiv P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

3) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

4) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.

5) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

같은 표에 제시된 2개의 국면으로 추정된 국면전환모형(two-state model)(이하, 2개 국면전환모형)의 결과를 살펴보자. 단일국면모형에서와 마찬가지로 국고채 5년 금리 상승 시 모형(1)과 (2) 모두, 그리고 국면 1과 2 모두에서 종신보험 해지율이 하락하는 결과가 나타났다. 국면 2에서 이자율의 효과가 상대적으로 크게 나타나는 경향이 있어 국고채 5년 금리가 1%p 상승 시 해지율이 0.109%p 하락함을 보여준다. <표 3-1>에 있는 단일국면모형 및 2개 국면전환모형의 분석결과를 볼 때 해당 분석결과가 시장이자율과 보험계약 해지율 간 양(+)의 관계를 나타내는 이자율가설을 지지한다고 말하기는 어려워 보인다. 이와 관련하여 전술한 바와 같이 이자율가설에 대한 선행연구에서도 보험종목에 따라 상이한 결과가 나타났음에 상기할 필요가 있다. 소비자물가지수의 경우 국면에 따라 상반되는 결과가 나타났는데, 국면 1에서는 소비자물가가 1% 상승 시 해지율이 8~9bp만큼 높아지는, 반대로 국면 2에서는 0.7~0.8bp가량 낮아지는 결과가 나타났다. 즉, 국면 1에서만 인플레이션가설이 성립하는 것으로 해석할 수 있다. 경기동행지수가 1% 하락 시 국면 1에서는 8bp를 상회하는 수준, 국면 2에서는 2.5bp를 상회하는 수준에서 종신보험 해지율이 상승하는 것으로 추정되어 국면에 따라 그 크기는 다르나 긴급자금가설이 어느 정도 성립하는 것으로 보인다.

2개 국면전환모형을 이용한 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 규명하기 위하여 단일국면모형과 마찬가지로 <표 3-1>에 제시되어 있는 잔차에 대한 ADF 및 PP 검정을 살펴보자. 해당 ADF 검정 통계량의 경우 모형(1)에서 -3.67, 모형(2)에서 -4.08로 나타나 모두 1% 유의수준에서 단위근 귀무가설이 기각된다. 또한, PP 검정 통계량에서도 모형(1) -223.62, 모형(2) -220.27로 나타나 1% 유의수준에서 단위근 귀무가설이 모두 기각된다. 이를 종합하면 2개 국면전환모형은 단일국면모형과는 달리 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계의 존재를 보다 확실히 보여준다.

본 연구는 단일국면모형과 2개 국면전환모형에서 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계와 관련하여 이자율 및 인플레이션가설을 중심으로 한 본 연구의 결론이 성급할 수 있어 강건성 차원에서 3개 국면으로 이루어진 국면전환모형(three-state model)(이하 '3개 국면전환모형'이라 함)을 추가로 살펴본다.¹⁴⁾ 그 추정결과는 <표 3-2>에 제시되어 있다.

국면 1의 경우 종신보험 해지율이 국고채 5년 금리와 양(+)의 관계를 보여주고 있으나

14) 4개 국면전환모형은 시계열 자료의 한계로 추정되지 않았음을 밝힌다.

통계적으로 유의미하지는 않다. 반면, 국면 2와 3에서는 <표 3-1>에서와 마찬가지로 국고 채 5년 금리 1%p 상승 시 해지율이 0.131~0.150%p 하락하는 등 음(-)의 관계를 보여주고 있다. 이를 종합할 때 중신보험 해지율의 경우 이자율가설을 지지하는 것으로 보이지는 않는다. 소비자물가지수의 경우 2개 국면전환모형의 결과와는 달리 소비자물가 1% 상승 시 국면 1에서는 해지율이 10.5~10.6bp, 국면 2에서는 1.8~2.9bp, 국면 3에서는 0.2~0.6bp 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 인플레이션가설에 해당하는 물가상승과 보험계약 해지율 간의 양(+)의 관계가 모든 국면에서 일관성 있게 추정되어 나타난다고 하겠다. 경기동행지수도 1% 하락 시 국면 1에서 8.3~8.4bp, 국면 2에서 4.8~5.7bp, 국면 3에서 2.6~2.9bp 상승하는 등 긴급자금가설이 성립하고 있는 것으로 보인다.

<Table 3-2> Estimation Results for Cointegration Equations

Variables	Three-state model					
	Model (1)			Model (2)		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3
5-year treasury rate (%)	0.056 (0.052)	-0.135*** (0.007)	-0.132*** (0.004)	0.038 (0.050)	-0.150*** (0.021)	-0.131*** (0.020)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-- --	-0.023 (0.104)	0.007 (0.019)	0.027* (0.015)
Log CPI	10.661*** (0.833)	1.848*** (0.065)	0.213** (0.083)	10.525*** (0.507)	2.920*** (0.065)	0.636*** (0.057)
Log coincident econ. indicator	-8.346*** (0.698)	-4.848*** (0.053)	-2.643*** (0.064)	-8.434*** (0.471)	-5.716*** (0.069)	-2.912*** (0.027)
Constant	-10.018*** (2.781)	14.925*** (0.246)	12.393*** (0.307)	-8.868*** (2.350)	13.998*** (1.136)	11.591*** (1.037)
R^2	0.438	0.983	0.948	0.437	0.982	0.951
Transition matrix (P)	0.930	0.033	0.017	0.925	0.040	0.019
	0.037	0.905	0.059	0.043	0.907	0.040
	0.033	0.062	0.924	0.032	0.053	0.941
AIC	-299.86			-297.55		
ADF test	-7.44*** [<0.010]			-7.42*** [<0.010]		
PP test	-234.85*** [<0.010]			-235.08*** [<0.010]		

Notes: 1) The specific periods by regime for the above three-state models (1) and (2) are shown in Appendix 2-2, divided into three regimes in terms of the highest filtered probability.

- 2) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} \equiv P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.
- 3) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.
- 4) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.
- 5) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

3개 국면전환모형에 대한 공적분 검정 결과 ADF 검정 통계량이 모형 (1)과 (2)에서 각각 -7.44, -7.42, PP 검정 통계량이 각각 -234.85, -235.08로 나타나 1% 유의수준에서 단위근 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 또한, 이들 통계량은 2개 국면전환모형의 결과보다 그 절대값이 크는 등 종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기적 관계를 설명하는데 3개 국면전환모형이 더 적합한 것으로 보인다. 이는 모형의 상대적 적합성을 나타내는 Akaike information criterion(AIC)에서도 3개 국면전환모형이 -295를 하회하는 등 <표 3-1>과 <표 3-2>에서 가장 낮은 수준의 통계량을 보여주어 있어 이러한 주장을 뒷받침하고 있다.¹⁵⁾

IV. 결론

국제회계기준의 도입은 우리나라 보험시장에 많은 변화를 가져다주고 있다. 저축성 보험상품 판매의 하락세와 보장성 보험상품 판매의 성장세도 현재 보험산업에서 일어나고 있는 여러 가지 변화들 중 하나라고 할 수 있다. 보장성 보험상품 중 종신보험의 경우 매우 중요한 종목임에도 불구하고 시장이 가지는 한계성 때문에 정체상태에 머물러 있다. 시장이 발전하지 못하고 정체상태에 있을 경우 중요하게 간주해야 될 것이 계약유지에 관한 부분이다. 결국 계약유지를 통해 보험회사들은 안정적인 경영을 유지할 수 있다.

15) 단일국면모형(one-state model)과 3개 국면전환모형(three-state model)을 이용한 종신보험 해지율 예측치를 <부록 3>을 통해 제시하였으니 참조하기 바란다.

이러한 차원에서 본 연구는 중신보험상품의 해지율이 실업률과 경기동행지수, 국고채 5년 금리, 소비자물가지수와 각각 어떠한 장기적인 관계를 가지는지를 국면전환모형을 이용하여 추정하였다. 이러한 장기적 관계에 대한 추정결과는 거시경제변수들의 예측치가 주어질 때 중신보험 해지율에 대한 장기예측도 가능하다는 점에서 유용하게 사용될 수 있다.

본 연구의 주된 실증결과로 이자율이 중신보험 해지율에 미치는 영향은 명확하지 않은 것으로 나타났다. 이는 이자율가설을 지지하는 것으로 보기 어렵다는 점을 의미한다. 물가지수와 중신보험 해지율 간에는 양(+)의 관계를 유지하는 것으로 밝혀졌다. 중신보험 해지율은 경기동행지수와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타나 긴급자금가설을 지지하는 것으로 나타났다. 즉, 긴급자금가설과 인플레이션가설이 중신보험 해지율을 보다 더 잘 설명한다고 볼 수 있다. 상기 결과를 바탕으로 생명보험회사들은 중신보험상품의 계약유지와 관련하여 이러한 거시경제변수들을 특히 중점적으로 관리해야 할 것으로 보인다.

본 연구는 자료입수의 한계로 중신보험의 해지에 대한 보험계약자의 성향을 미시적으로 분석하는 것은 시도하지 못하였다. 사실 이러한 미시적 분석과 거시적 분석이 결합된다면 해지율이 어떤 방식으로 움직일지에 대한 예측을 보다 구체적으로 밝혀낼 수 있을 것이다. 따라서 보험계약 해지에 대한 개별 보험계약자의 성향을 파악하는 연구는 향후과제로 남겨두고자 한다. 아울러, 이러한 국면전환모형을 사용한 접근법이 저축성 보험이나 연금보험 해지율 연구에도 유용하게 적용될 수 있을 것으로 보인다. 그럼에도 본 연구에서 이 모든 상품을 포함하여 분석하기에는 지면상 한계가 있어 해당 상품들은 추후 연구과제를 통해 분석될 필요가 있음을 밝힌다.

참고문헌

- 고재현·김홍기 (2015), “생명보험 계약의 해약에 영향을 미치는 보험산업 변수에 대한 연구”, **춘계학술발표대회 논문집**, 한국산업경제학회, pp. 123-148.
- 권용재·윤정선·이재민 (2012), “경제변수가 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률에 미치는 영향에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제23권 제4호, 보험연구원, pp. 3-28.
- (Translated in English) Kwon, Y., J., Yun, and J., Lee (2012). “A Study on the Effects of Economic Variables on Lapse Rates of Variable Annuity and Variable Universal Life Insurance”, *Journal of Insurance and Finance*, 23(4): 3-28.
- 류건식·이봉주 (2011), “생명보험 해약률의 계량경제적 분석”, **산업경제연구**, 제24권 제2호, 한국산업경제학회, pp. 1099-1121.
- (Translated in English) Ryu, K., and B., Lee (2011). “Econometric Analysis of Surrender and Lapse Rate of Life Insurance Business”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 24(2): 1099-1121.
- 서영수 (2003), “생명보험상품의 해약옵션 가치에 관한 연구: 이자율 변동성의 영향을 중심으로”, 박사학위 논문, 성균관대학교.
- (Translated in English) Seo, Y. (2003). “A Study on the Valuation of Surrender Option Embedded in Life Insurance Products -focusing on the Effect of Interest Rate Volatility”, Ph.D. Dissertation, Sungkyunkwan University.
- 이석범·이영종·옥주영 (2010), “우체국보험 해약요인에 관한 연구”, **기본연구**, 정보통신정책연구원.
- 정세창·오승철 (2009), “생명보험 해약률에 관한 연구”, **보험학회지**, 제82권, 한국보험학회, pp. 155-178.
- (Translated in English) Jung, S., and S., Ouh (2009). “An Empirical Study on

the Lapse Rate in the Life Insurance Industry”, *Korean Journal of Insurance*, 82: 155-178.

정세창·오승철·강중철 (2011), “생명보험산업에서 상품 판매비중과 금리가 해약률에 미치는 영향에 관한 연구”, **한국데이터정보과학회지**, 제22권 제1호, 한국데이터정보과학회, pp. 73-80.

(Translated in English) Jung, S., S., Ouh, and J., Kang (2011). “An Empirical Study on the Influence of Product Portfolio and Interest Rate on the Lapse Rate in the Life Insurance Industry”, *Journal of the Korean Data and Information Science Society*, 22(1): 73-80.

최영목·최원 (2008), “경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향에 관한 연구”, **보험개발연구**, 제19권 제3호, 보험연구원, pp. 3-36.

(Translated in English) Choi, Y., and W., Choi (2008). “The Effect of Economic Variables on Lapse and Surrender Rate in Life Insurance”, *Journal of Insurance and Finance*, 19(3): 3-36.

황진태·이경희 (2010), **생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형**, 보험연구원.

(Translated in English) Hwang, J., and K., Lee (2010). *Estimating and Forecasting Models of Lapse Rates in the Life Insurance Industry*, Korea Insurance Research Institute.

Armstrong, J. (2001). *Principles of Forecasting: A Handbook for Researchers and Practitioners*, Springer Science & Business Media.

Cox, S., and Y., Lin (2006). “Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?”, *Working Paper*, Society of Actuaries.

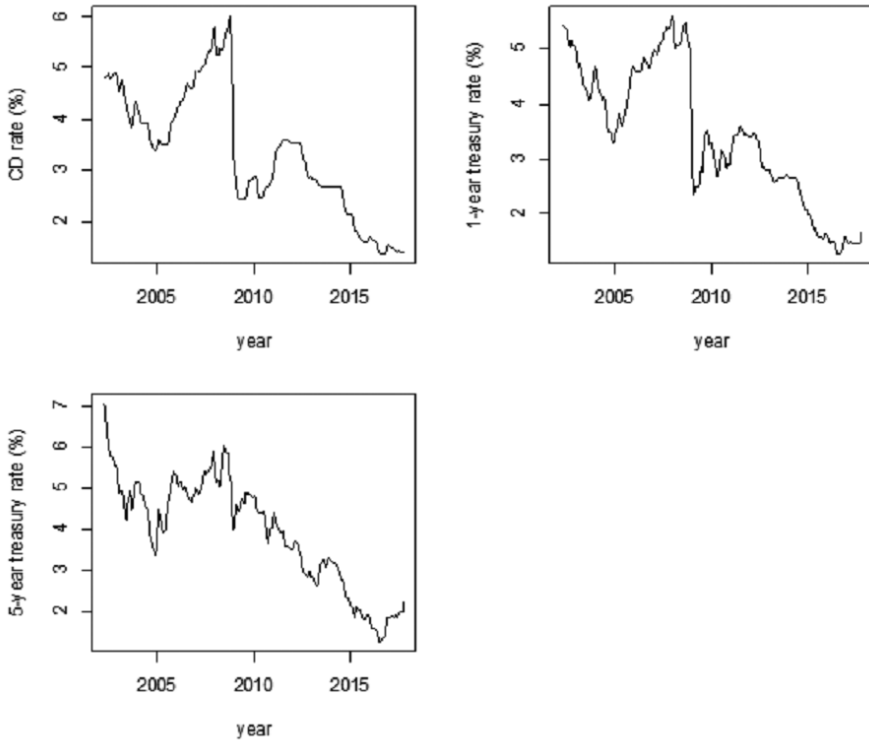
Engle, R., and C., Granger (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55: 251-276.

Johansen, S. (1991). “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration

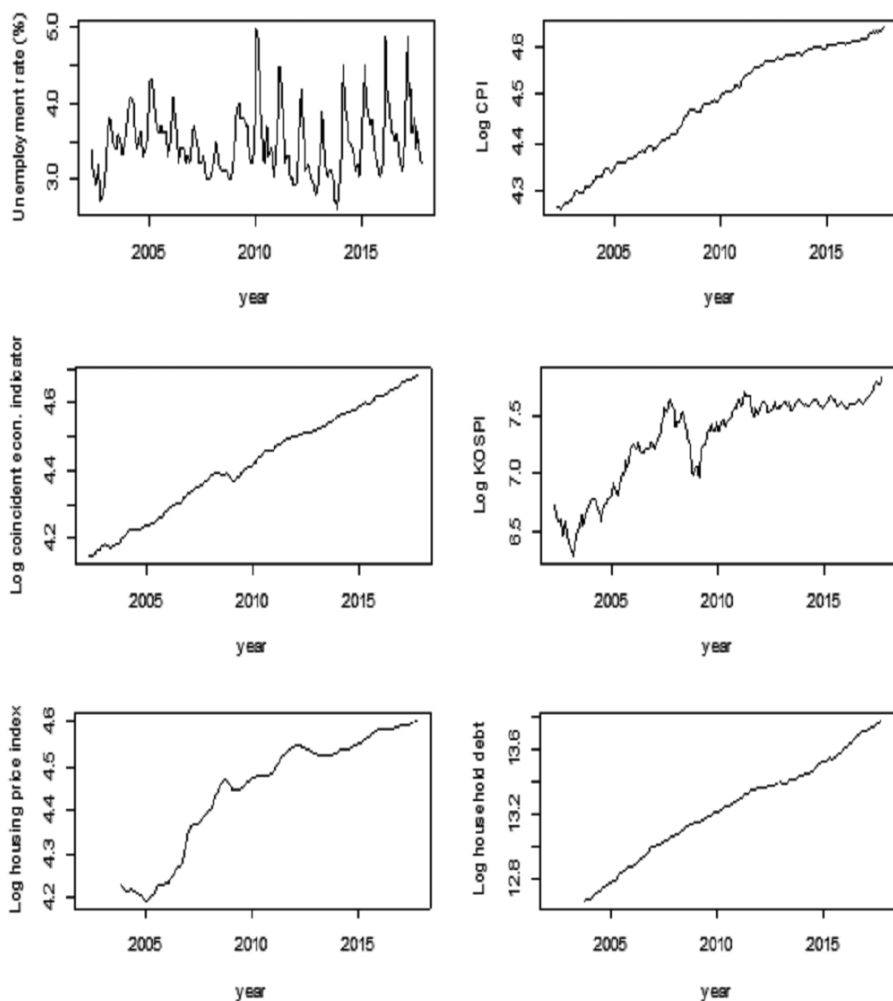
- Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Kim, C. (2005). “Modeling Surrender and Lapse Rate with Economic Variables”, *North American Actuarial Journal*, 9: 56-70.
- Kuo, W., C., Tai, and W., Chen (2003). “An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach”, *Journal of Risk and Insurance*, 70(3): 489-508.
- Outreville, F. (1990). “Whole-life insurance lapse rates and the emergency fund hypothesis”, *Insurance: Mathematics and Economics*, 9: 249-255.
- Phillips, P, and S., Ouliaris (1990). “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration”, *Econometrica*, 58: 165-193.

Appendices

〈Appendix 1-1〉 Time Series of Macroeconomic Variables



〈Appendix 1-2〉 Time Series of Macroeconomic Variables

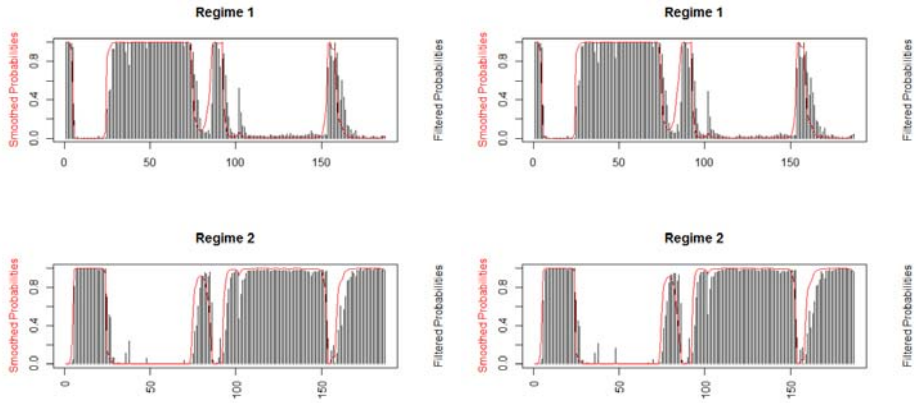


〈Appendix 2-1〉 Filtered and Smoothed Probabilities

(a) Two-State Model

Model (1)

Model (2)



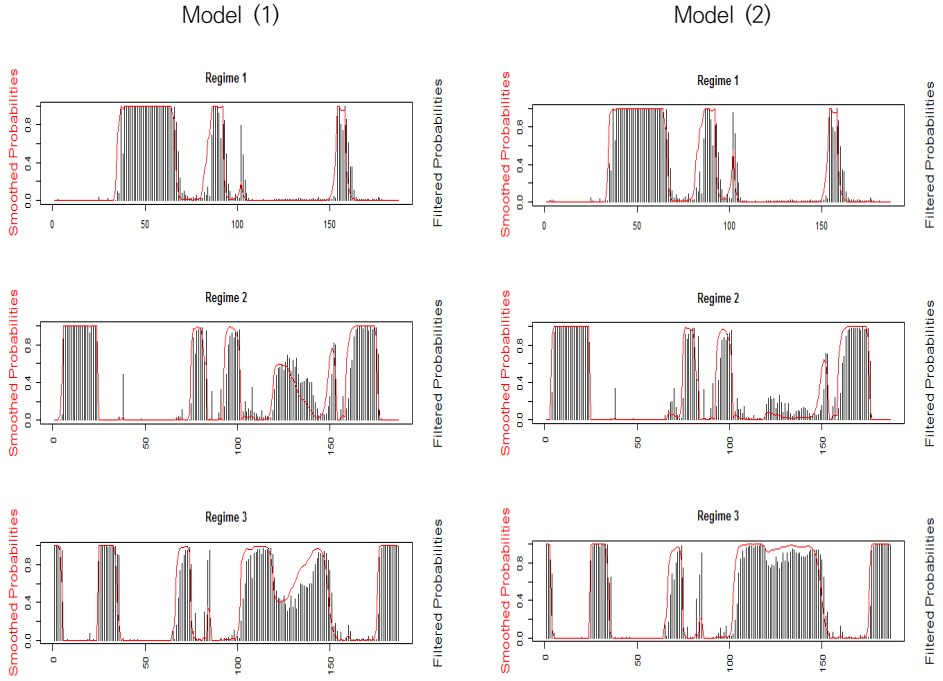
Note: The bars and red solid lines indicate filtered probabilities and smoothed probabilities, respectively.

(b) Periods by Regime for Models (1) and (2)

Regime 1		Regime 2	
Starting period	Ending period	Starting period	Ending period
Apr. 2002	Aug. 2002	Sep. 2002	May 2004
Jun. 2004	Aug. 2008	Sep. 2008	May 2009
Jun. 2009	Jan. 2010	Feb. 2010	Aug. 2010
Sep. 2010	Sep. 2010	Oct. 2010	Dec. 2014
Jan. 2015	Jul. 2015	Aug. 2015	Aug. 2015
Sep. 2015	Sep. 2015	Oct. 2015	Oct. 2017

〈Appendix 2-2〉 Filtered and Smoothed Probabilities

(a) Three-State Model



Note: The bars and red solid lines indicate filtered probabilities and smoothed probabilities, respectively.

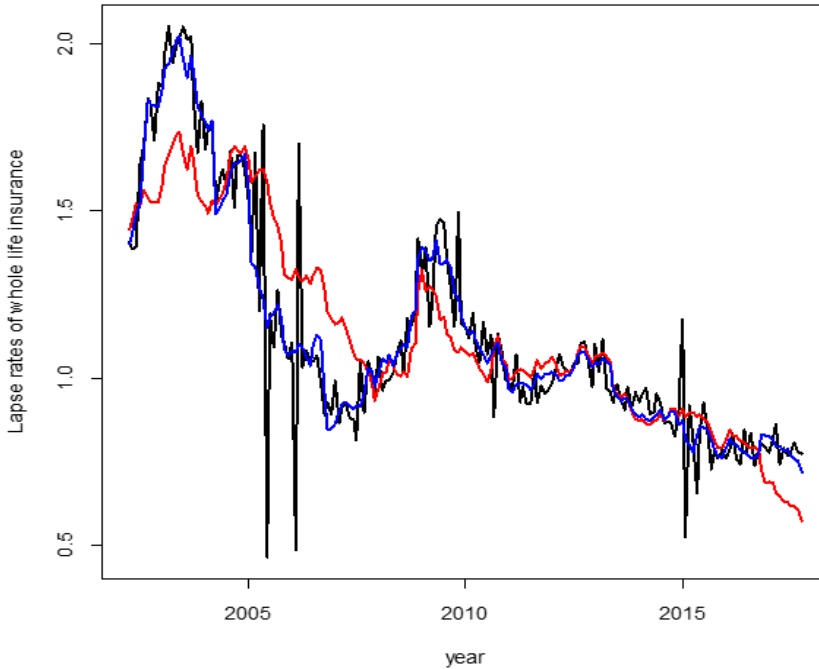
(b-1) Periods by Regime for Model (1)

Regime 1		Regime 2		Regime 3	
Starting period	Ending period	Starting period	Ending period	Starting period	Ending period
Apr. 2005	Nov. 2007	Sep. 2002	Mar. 2004	Apr. 2002	Aug. 2002
May 2009	Jan. 2010	Jul. 2008	Feb. 2009	Apr. 2004	Mar. 2005
Sep. 2010	Oct. 2010	Feb. 2010	Aug. 2010	Dec. 2007	Jun. 2008
Jan. 2015	Jul. 2015	May 2012	Apr. 2013	Mar. 2009	Apr. 2009
		Nov. 2014	Dec. 2014	Nov. 2010	Apr. 2012
		Aug. 2015	Nov. 2016	May 2013	Oct. 2014
				Dec. 2016	Oct. 2017

(b-2) Periods by Regime for Model (2)

Regime 1		Regime 2		Regime 3	
Starting period	Ending period	Starting period	Ending period	Starting period	Ending period
Apr. 2005	Oct. 2007	Aug. 2002	Mar. 2004	Apr. 2002	Jul. 2002
May 2009	Jan. 2010	Jul. 2008	Feb. 2009	Apr. 2004	Mar. 2005
Sep. 2010	Nov. 2010	Feb. 2010	Aug. 2010	Nov. 2007	Jun. 2008
Jan. 2015	Jul. 2015	Nov. 2014	Dec. 2014	Mar. 2009	Apr. 2009
		Aug. 2015	Nov. 2016	Dec. 2010	Oct. 2014
				Dec. 2016	Oct. 2017

〈Appendix 3〉 Actual and Predicted Lapse Rates of Whole Life Insurance



Note: The black line refers to the actual lapse rates of whole life insurance. The red and blue lines indicate the predicted lapse rates from estimating Model (1) of One- and Three-State Models in Tables 3-1 and 3-2.

〈Appendix 4-1〉 Estimation Results for Cointegration Equations

Variables	One-State Model								
	CD rate			1-year treasury rate			5-year treasury rate		
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (1)	Model (2)	Model (3)
Interest rate (%)	-0.108*** (0.018)	-0.080*** (0.021)	-0.081*** (0.022)	-0.140*** (0.019)	-0.090*** (0.027)	-0.090** (0.029)	-0.124*** (0.020)	0.001 (0.032)	-0.001 (0.032)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-0.004 (0.029)	-- --	-- --	0.001 (0.029)	-- --	-- --	0.028 (0.029)
Log CPI	1.833*** (0.797)	1.294 (0.900)	1.283 (0.907)	1.528** (0.772)	1.230 (0.952)	1.232 (0.961)	2.731*** (0.799)	2.970*** (0.898)	2.890*** (0.901)
Log coincident econ. indicator	-3.802** (0.603)	-0.693 (1.092)	-0.693 (1.095)	-3.854*** (0.582)	-0.996 (1.091)	-0.996 (1.095)	-4.706*** (0.636)	-1.777 (1.185)	-1.709 (1.187)
Log KOSPI	-- --	-0.556*** (0.097)	-0.556*** (0.097)	-- --	-0.488*** (0.112)	-0.488*** (0.113)	-- --	-0.721*** (0.121)	-0.704*** (0.122)
Log housing price index	-- --	1.846*** (0.508)	1.848*** (0.510)	-- --	1.706*** (0.514)	1.705*** (0.515)	-- --	0.691 (0.568)	0.789 (0.577)
Log household debt	-- --	-1.289** (0.501)	-1.288** (0.502)	-- --	-1.183** (0.505)	-1.183** (0.507)	-- --	-0.480 (0.474)	-0.546 (0.479)
Constant	10.105*** (1.196)	11.543*** (2.700)	11.605*** (2.744)	11.819*** (1.243)	11.939*** (3.019)	11.927*** (3.080)	10.207*** (1.192)	4.203 (2.610)	4.442* (2.622)
R ²	0.687	0.705	0.705	0.708	0.699	0.699	0.690	0.678	0.680
AIC	-67.82	-151.64	-149.66	-80.73	-148.16	-146.16	-69.45	-137.11	-136.09
ADF test	-2.22 [0.485]	-3.84** [0.019]	-3.85** [0.018]	-2.34** [0.435]	-3.92** [0.014]	-3.92** [0.015]	-1.97 [0.590]	-3.98** [0.012]	-3.94** [0.014]
PP test	-112.05*** [<0.010]	-213.55*** [<0.010]	-213.37*** [<0.010]	-123.60*** [<0.010]	-209.15*** [<0.010]	-209.18*** [<0.010]	-114.23*** [<0.010]	-200.31*** [<0.010]	-202.21*** [<0.010]

Notes: 1) The estimation results for Model (1) using 5-year treasury rate are the same as those for Model (1) of One-State Model in Table 3-1.

2) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

3) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.

4) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-2-1〉 Estimation Results for Cointegration: CD Rate

Variables	Two-State Model					
	Model (1)		Model (2)		Model (3)	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
CD rate (%)	-0.004 (0.042)	-0.029 (0.013)	-0.005 (0.007)	-0.042 (0.047)	-0.008 (0.010)	-0.103*** (0.025)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-- --	-- --	0.011 (0.011)	-0.044 (0.064)
Log CPI	6.037*** (0.308)	-1.586 (0.123)	3.711*** (0.117)	11.860*** (1.394)	4.753*** (0.064)	1.239 (0.871)
Log coincident econ. indicator	-5.792*** (0.265)	-1.300 (0.117)	-4.821*** (0.100)	0.295 (0.908)	-4.797*** (0.064)	0.756 (0.822)
Log KOSPI	-- --	-- --	-0.279*** (0.041)	-0.250 (0.306)	-0.045 (0.037)	-0.452*** (0.144)
Log housing price index	-- --	-- --	-1.894*** (0.130)	3.360*** (0.784)	-0.981*** (0.252)	3.048*** (0.471)
Log household debt	-- --	-- --	1.182*** (0.041)	-6.311*** (0.368)	0.753*** (0.029)	-2.792*** (0.145)
Constant	-0.405 (2.642)	14.196 (0.368)	0.711 (0.457)	16.978*** (1.284)	-4.372*** (0.609)	19.344*** (1.617)
R^2	0.345	0.931	0.938	0.620	0.827	0.629
Transition matrix (P)	0.960 0.040	0.023 0.977	0.961 0.039	0.063 0.937	0.960 0.040	0.039 0.961
AIC	-210.71		-287.33		-281.08	
ADF test	-3.83** [0.019]		-5.39** [<0.010]		-5.88*** [<0.010]	
PP test	-243.92*** [<0.010]		-223.94*** [<0.010]		-225.67*** [<0.010]	

Notes: 1) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} \equiv P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

- 2) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.
- 3) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.
- 4) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-2-2〉 Estimation Results for Cointegration: 1-Yr T-Rate

Variables	Two-State Model					
	Model (1)		Model (2)		Model (3)	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
1-year treasury rate (%)	-0.152*** (0.044)	-0.169*** (0.009)	-0.018** (0.007)	-0.092** (0.039)	-0.016** (0.008)	-0.099* (0.052)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-- --	-- --	0.014 (0.013)	-0.139 (0.107)
Log CPI	2.346*** (0.396)	0.737*** (0.082)	3.640*** (0.087)	8.828*** (0.408)	3.699*** (0.081)	12.352*** (0.414)
Log coincident econ. indicator	-4.229*** (0.044)	-4.022*** (0.064)	-5.144*** (0.077)	0.018 (0.204)	-5.044*** (0.073)	0.520 (1.038)
Log KOSPI	-- --	-- --	-0.222** (0.087)	-0.116 (0.176)	-0.212 (0.186)	-0.055 (0.261)
Log housing price index	-- --	-- --	0.230 (0.171)	3.961*** (0.469)	0.197 (0.290)	3.565*** (0.578)
Log household debt	-- --	-- --	0.807*** (0.037)	-5.742*** (0.106)	0.760*** (0.035)	-7.033*** (0.110)
Constant	9.756*** (2.203)	16.323*** (0.272)	-2.497*** (0.425)	20.843*** (1.596)	-2.560*** (0.462)	21.684*** (2.174)
R^2	0.568	0.963	0.793	0.623	0.785	0.628
Transition matrix (P)	0.946	0.049	0.956	0.090	0.956	0.085
	0.054	0.951	0.044	0.910	0.044	0.915
AIC	-210.05		-266.64		-264.75	
ADF test	-3.99** [0.011]		-5.00*** [<0.010]		-5.32*** [<0.010]	
PP test	-237.73*** [<0.010]		-227.79*** [<0.010]		-220.89*** [<0.010]	

Notes: 1) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} \equiv P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

- 2) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.
- 3) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.
- 4) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-2-3〉 Estimation Results for Cointegration: 5-Yr T-Rate

Variables	Two-State Model					
	Model (1)		Model (2)		Model (3)	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
5-year treasury rate (%)	-0.039 (0.031)	-0.107*** (0.009)	0.003 (0.005)	0.187 (0.423)	0.002 (0.019)	0.178** (0.088)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-- --	-- --	0.010 (0.012)	-0.152 (0.106)
Log CPI	8.662*** (1.363)	-0.814*** (0.141)	3.887*** (0.129)	13.908*** (0.578)	3.821*** (0.506)	16.401*** (1.073)
Log coincident econ. indicator	-8.236*** (0.947)	-2.521*** (0.120)	-4.885*** (0.125)	3.645 (9.021)	-4.764*** (0.518)	4.361* (2.427)
Log KOSPI	-- --	-- --	-0.289*** (0.038)	-0.916 (1.437)	-0.291*** (0.058)	-0.955*** (0.307)
Log housing price index	-- --	-- --	-2.057*** (0.152)	1.501 (4.708)	-1.975*** (0.454)	1.495 (1.040)
Log household debt	-- --	-- --	1.254*** (0.045)	-6.311*** (0.406)	1.187*** (0.227)	-7.460*** (0.287)
Constant	-1.144 (0.783)	16.460*** (0.388)	0.016 (0.159)	5.221 (21.157)	0.282 (1.522)	6.962 (4.860)
R^2	0.504	0.958	0.939	0.637	0.939	0.648
Transition matrix (P)	0.955	0.036	0.961	0.065	0.963	0.062
	0.045	0.964	0.039	0.935	0.037	0.938
AIC	-225.99		-289.62		-287.80	
ADF test	-3.67** [0.029]		-5.84*** [<0.010]		-6.17*** [<0.010]	
	-223.62*** [<0.010]		-226.25*** [<0.010]		-225.39*** [<0.010]	

Notes: 1) The estimation results for Model (1) are the same as those for Model (1) of Two-State Model in Table 3-1.

- 2) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} \equiv P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.
- 3) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.
- 4) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.
- 5) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-3-1〉 Estimation Results for Cointegration: CD Rate

Variables	Three-State Model								
	Model (1)			Model (2)			Model (3)		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3
CD rate (%)	-0.059 (0.109)	-0.097*** (0.016)	-0.109*** (0.003)	-0.097*** (0.006)	-0.019*** (0.007)	0.069 (0.167)	-0.138*** (0.007)	-0.002 (0.003)	-0.099 (0.086)
Unemployment rate (%)	-- --	-- --	-- --	-- --	-- --	-- --	0.016 (0.024)	0.012 (0.013)	-0.210 (0.143)
Log CPI	6.311 (4.893)	2.610*** (0.158)	0.179*** (0.065)	5.398*** (0.048)	2.251*** (0.165)	22.056*** (0.895)	4.870*** (0.046)	3.499*** (0.075)	0.486 (3.108)
Log coincident econ. indicator	-6.207** (2.869)	-5.092*** (0.134)	-2.600*** (0.049)	-3.748*** (0.060)	-4.632*** (0.111)	0.579 (1.379)	-4.377*** (0.053)	-5.227*** (0.065)	7.676*** (1.520)
Log KOSPI	-- --	-- --	-- --	-0.215*** (0.022)	-0.291*** (0.039)	0.104 (0.380)	-0.281*** (0.071)	-0.190*** (0.047)	-0.975*** (0.325)
Log housing price index	-- --	-- --	-- --	1.251*** (0.138)	-1.347*** (0.153)	4.579*** (1.619)	1.920*** (0.086)	-2.588*** (0.102)	6.927*** (1.105)
Log household debt	-- --	-- --	-- --	-1.332*** (0.018)	1.302*** (0.044)	-10.452*** (0.258)	-1.246*** (0.017)	1.591*** (0.022)	-6.650*** (0.377)
Constant	0.405 (9.351)	12.432*** (0.565)	12.232*** (0.242)	7.365*** (0.305)	2.549*** (0.471)	16.325*** (4.678)	9.027*** (0.451)	0.509 (0.424)	30.183*** (5.337)
R ²	0.413	0.982	0.972	0.901	0.955	0.570	0.954	0.964	0.784
Transition matrix (P)	0.947	0.002	0.065	0.886	0.037	0.091	0.851	0.061	0.097
	0.001	0.896	0.081	0.054	0.933	0.065	0.104	0.821	0.367
	0.053	0.103	0.854	0.060	0.030	0.844	0.045	0.118	0.536
AIC	-276.76			-329.91			-310.39		
ADF test	-5.27*** [<0.010]			-6.69*** [<0.010]			-5.68*** [<0.010]		
PP test	-248.36*** [<0.010]			-210.45*** [<0.010]			-191.11*** [<0.010]		

Notes: 1) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

2) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

3) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.

4) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-3-2〉 Estimation Results for Cointegration: 1-Yr T-Rate

Variables	Three-State Model								
	Model (1)			Model (2)			Model (3)		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3
1-year treasury rate (%)	0.003 (0.054)	-0.146*** (0.010)	-0.123*** (0.008)	-0.220*** (0.007)	-0.005 (0.006)	0.189 (0.133)	-0.223*** (0.007)	-0.001 (0.007)	0.188 (0.128)
Unemployment rate (%)	--	--	--	--	--	--	-0.012 (0.019)	0.012 (0.010)	-0.096 (0.175)
Log CPI	9.390*** (0.799)	2.306*** (0.115)	-0.749*** (0.097)	4.705*** (0.054)	3.804*** (0.058)	15.644*** (0.886)	4.690*** (0.059)	3.826*** (0.065)	17.402*** (1.038)
Log coincident econ. indicator	-8.112*** (0.053)	-5.189*** (0.098)	-2.015*** (0.079)	-4.887*** (0.057)	-4.996*** (0.050)	0.754 (2.939)	-4.917*** (0.062)	-4.949*** (0.056)	1.205 (2.901)
Log KOSPI	--	--	--	-0.098*** (0.035)	-0.303*** (0.038)	-0.934 (0.635)	-0.091** (0.037)	-0.305*** (0.038)	-0.944 (0.629)
Log housing price index	--	--	--	2.478*** (0.072)	-2.757*** (0.068)	2.840* (1.712)	2.503*** (0.077)	-2.705*** (0.076)	2.627 (1.699)
Log household debt	--	--	--	-1.860*** (0.017)	1.481*** (0.018)	-6.239*** (0.279)	-1.872*** (0.019)	1.457*** (0.021)	-6.927*** (0.327)
Constant	-5.158** (2.256)	14.386*** (0.367)	13.834*** (0.274)	16.661*** (0.218)	1.143** (0.461)	3.601 (5.400)	16.896*** (0.240)	0.880* (0.511)	4.161 (5.018)
R^2	0.417	0.982	0.968	0.978	0.910	0.572	0.978	0.909	0.576
Transition matrix (P)	0.919	0.001	0.080	0.827	0.025	0.221	0.829	0.026	0.218
	0.001	0.922	0.078	0.041	0.936	0.083	0.041	0.937	0.083
	0.080	0.077	0.842	0.132	0.039	0.696	0.130	0.037	0.699
AIC	-292.26			-331.38			-327.31		
ADF test	-6.00*** [<0.010]			-5.34*** [<0.010]			-5.37*** [<0.010]		
	-244.14*** [<0.010]			-234.16*** [<0.010]			-234.56*** [<0.010]		

Notes: 1) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

2) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

3) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.

4) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

〈Appendix 4-3-3〉 Estimation Results for Cointegration: 5-Yr T-Rate

Variables	Three-State Model								
	Model (1)			Model (2)			Model (3)		
	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3	Regime 1	Regime 2	Regime 3
5-year treasury rate (%)	0.056 (0.052)	-0.135*** (0.007)	-0.132*** (0.004)	0.202*** (0.056)	-0.091*** (0.011)	0.019** (0.008)	0.608*** (0.078)	-0.114*** (0.010)	0.009** (0.004)
Unemployment rate (%)	--	--	--	--	--	--	-0.299 (0.184)	0.030** (0.015)	0.010 (0.013)
Log CPI	10.661*** (0.833)	1.848*** (0.065)	0.213** (0.083)	21.237*** (0.872)	6.704*** (0.067)	3.456*** (0.088)	14.647*** (0.710)	6.010*** (0.050)	4.156*** (0.055)
Log coincident econ. indicator	-8.346*** (0.698)	-4.848*** (0.053)	-2.643*** (0.064)	4.107* (2.103)	-0.626*** (0.166)	-4.585*** (0.076)	13.168*** (0.776)	-1.482*** (0.095)	-5.637*** (0.048)
Log KOSPI	--	--	--	-0.646*** (0.222)	-0.281*** (0.078)	-0.341*** (0.064)	-2.358*** (0.315)	-0.107 (0.069)	-0.249** (0.016)
Log housing price index	--	--	--	1.918*** (0.328)	0.766*** (0.144)	-2.275*** (0.153)	-1.891** (0.873)	0.385*** (0.135)	-2.473*** (0.079)
Log household debt	--	--	--	-9.378*** (0.258)	-3.137*** (0.020)	1.432*** (0.026)	-6.560*** (0.213)	-2.460*** (0.016)	1.627*** (0.017)
Constant	-10.018*** (2.781)	14.925*** (0.246)	12.393*** (0.307)	6.910** (3.384)	14.117*** (0.426)	-0.447 (0.769)	-11.890*** (3.290)	12.483*** (0.289)	-1.279*** (0.257)
R^2	0.438	0.983	0.948	0.590	0.901	0.952	0.681	0.900	0.970
Transition matrix (P)	0.930	0.033	0.017	0.861	0.050	0.032	0.650	0.046	0.093
	0.037	0.905	0.059	0.082	0.881	0.033	0.092	0.888	0.047
	0.033	0.062	0.924	0.057	0.069	0.935	0.258	0.066	0.860
AIC	-299.86			-312.17			-313.52		
ADF test	-7.44*** [<0.010]			-7.23*** [<0.010]			-6.98*** [<0.010]		
PP test	-234.85*** [<0.010]			-215.07*** [<0.010]			-219.64*** [<0.010]		

Notes: 1) The estimation results for Model (1) are the same as those for Model (1) of Three-State Model in Table 3-2.

2) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{pmatrix}$, and each element in the transition matrix refers to a conditional probability $p_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$.

3) ***, **, and * are statistically significant at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

4) The figures in parentheses indicate standard errors, and those in brackets refer to p-values.

5) ADF and PP tests are to test the stationarity of residuals from estimating cointegration equations.

Abstract

Using Markov switching models as well as a standard cointegration equation, we examine the long-run relationship between the lapse rate of whole life insurance and macroeconomics variables-interest rate, unemployment, business, and inflation. Focusing on the three-regime switching model used in this paper, we find that the lapse rate of whole life insurance has a negative long-run relationship with business, whereas it has a positive long-run relationship with inflation, consistent with the predictions of the emergency fund and inflation hypotheses. However, the interest rate hypothesis is not supported by the estimation result that the lapse rate has a moderate negative long-run relationship with the interest rate.

※ Key words: Lapse rate of whole life insurance, Cointegration, Markov switching model, Macroeconomic variables