

Journal of Insurance and Finance

2
0
1
9
년
2
월
제
30
권
제
1
호
·
통
권
제
94
호

kiri
보
험
금
융
연
구
원

보험금융연구

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

Jintae Hwang · Daigyo Seo

Analysis on Health Behavior Difference in Diabetic
Patients by Private Medical Insurance

Songhee Kim · Eyunghee Kim

A Study on the Fair Value Calculation of Insurance
Contract Liability for Whole Life Products under IFRS

Changsu Ouh · Jongkook Jung

Estimation of determinants and potential demand for
private health insurance for the elderly in Korea

Sungho Kang · DaeHwan Kim ·
Soonjae Lee

종신보험 해지율과 거시경제변수 간 장기
시계열 관계에 대한 연구

황진태 · 서대교

민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의
건강관리 차이 분석

김송희 · 김윙희

IFRS 적용을 위한 종신보험의 보험계약부채
공정가치 산출에 관한 연구

오창수 · 정종국

고령층의 민영건강보험 수요결정요인과
잠재적 수요 분석

강성호 · 김대환 · 이순재

편집위원회

위원장	오창수(한양대학교 교수)
편집위원	권용재(국민대학교 교수)
	김 범(송실대학교 교수)
	김은경(한국외국어대학교 교수)
	박기영(연세대학교 교수)
	박소정(서울대학교 교수)
	변희섭(한림대학교 교수)
	윤석명(보건사회연구원 연구위원)
	이상호(전남대학교 교수)
	전희주(동덕여자대학교 교수)
	정세창(홍익대학교 교수)
	정중영(동익대학교 교수)
	조석희(안동대학교 교수)
	조혜진(인천대학교 교수)
	한상범(경기대학교 교수)
	Hua Chen(Temple University)
	Kili Chiling Wang(Tamkang University) 〈가나다순〉
편집간사	정원석(보험연구원 연구위원)

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제30권 제1호 (통권 제94호)

발행일 2019년 2월 28일
발행인 한기정
편집인 오창수
발행처 보험연구원
등 록 2016년 9월 23일 영등포바 00139
주 소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9055
Fax: 02-3775-9105 E-mail: journal@kiri.or.kr
인 쇄 신우씨애편

정가 10,000원

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

황 진 태**·서 대 교***

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 예정사업비용을 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 종신보험의 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 종신보험 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 변수 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.

$$\text{해지율}_t = \frac{\Delta \text{해지 건수}_t + \Delta \text{효력상실 계약건수}_t}{\text{월 보유 계약건수}_{t-1} + \Delta \text{신 계약건수}_t} \quad (1)$$

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 대표적인 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⁾

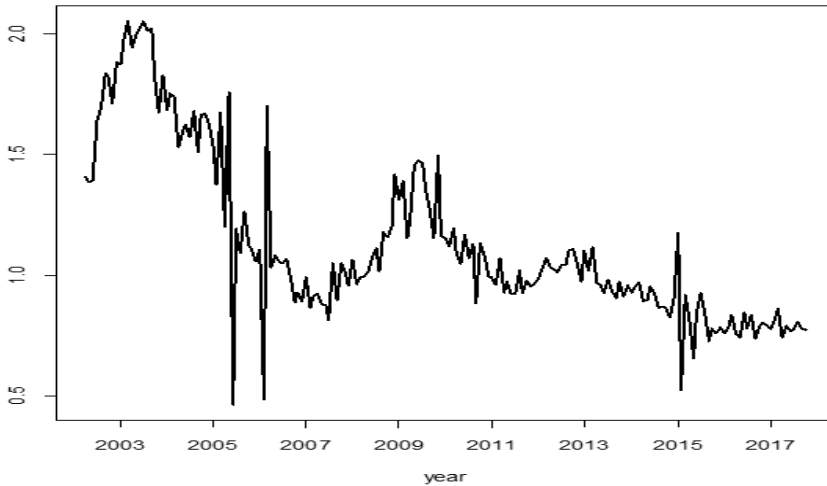
7) <그림 1>에서 나타난 종신보험 해지율의 경우 전반적으로 금융위기 이전 하락추세, 금융위기 동안 상승추세, 이후 하락 안정화 추세가 나타나고 있다. 이와 관련하여 고재현·김홍기(2015)도 전체 생명보험 해지율에 대해 2005~2008년 동안 하락추세, 금융위기 시 상승추세, 이후 하락 안정화가 있었다고 보고하고 있다. 다만, <그림 1>에서 2005~2006년간 2번의 급락 후 반등이 나타나고 있는데, 이러한 현상의 구체적 원인을 현재로서는 정확히 파악하기 어렵다. 이 점은 본 연구의 한계임을 밝힌다.

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 나타나고 있는 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.

$$y_t = x_t' \beta + \epsilon_t \quad (2)$$

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 종신보험 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 종신보험 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) 종신보험 해지율만을 모형의 종속변수로 사용하는 이유는 전술한 바와 같이 거시경제변수가 종신보험 해지율에 영향을 미치는 것은 가능하나, 반대로 종신보험 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 2.7bp¹³⁾ (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 대용변수를 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) 베이스스 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 성립할 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 큰 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 중목임에도 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 종신 보험 해지율 예측치를 <부록 3>을 통해 제시하였으니 참조하기 바란다.

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

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 유지하는 것으로 밝혀졌다. 종신보험 해지율은 경기동행지수와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타나 긴급자금가설을 지지하는 것으로 나타났다. 즉, 긴급자금가설과 인플레이션가설이 종신보험 해지율을 보다 더 잘 설명한다고 볼 수 있다. 상기 결과를 바탕으로 생명보험회사들은 종신보험상품의 계약유지와 관련하여 이러한 거시경제변수들을 특히 중점적으로 관리해야 할 것으로 보인다.

본 연구는 자료입수의 한계로 종신보험의 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.

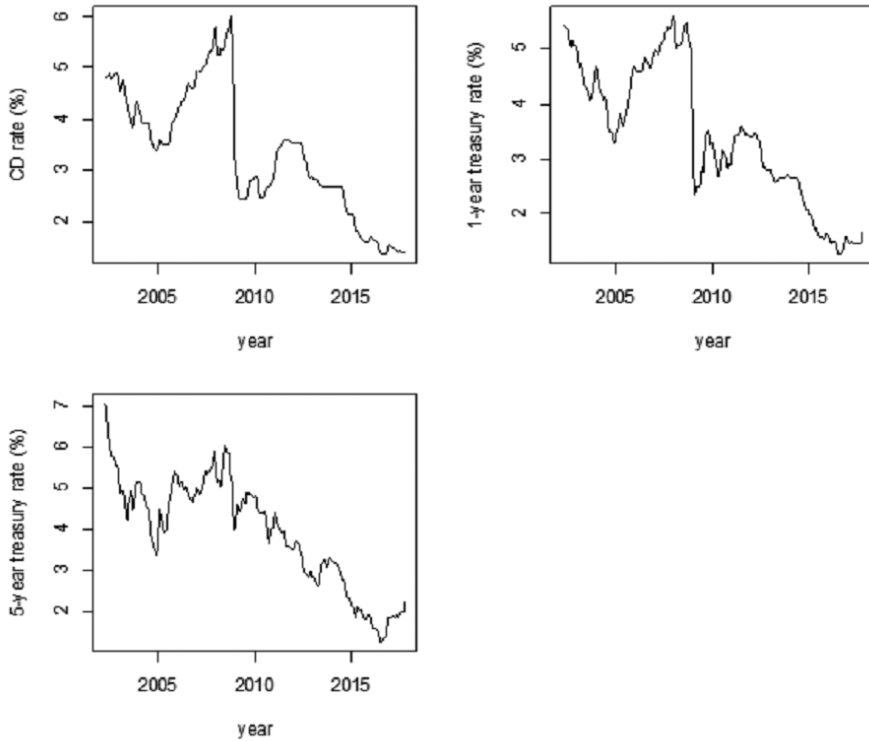
Engle, R., and C., Granger (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55: 251-276.

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

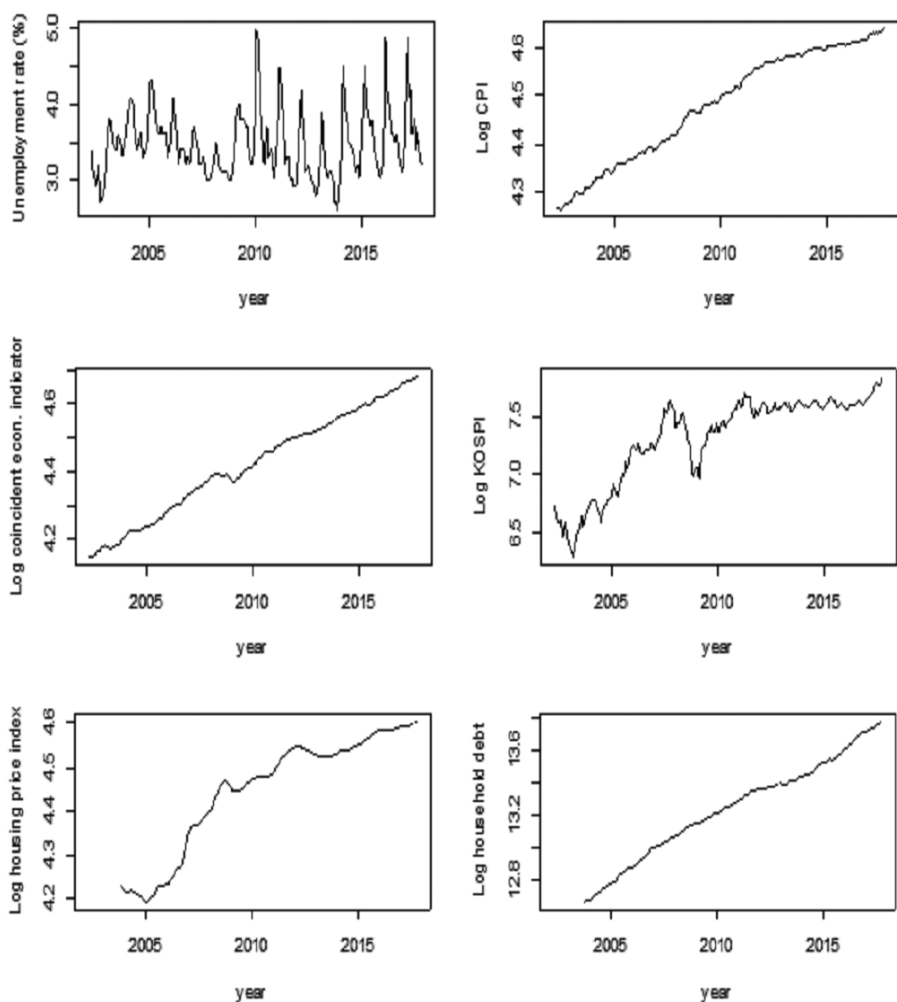
- Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Kim, C. (2005). “Modeling Surrender and Lapse Rate with Economic Variables”, *North American Actuarial Journal*, 9: 56-70.
- Kuo, W., C., Tai, and W., Chen (2003). “An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration 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

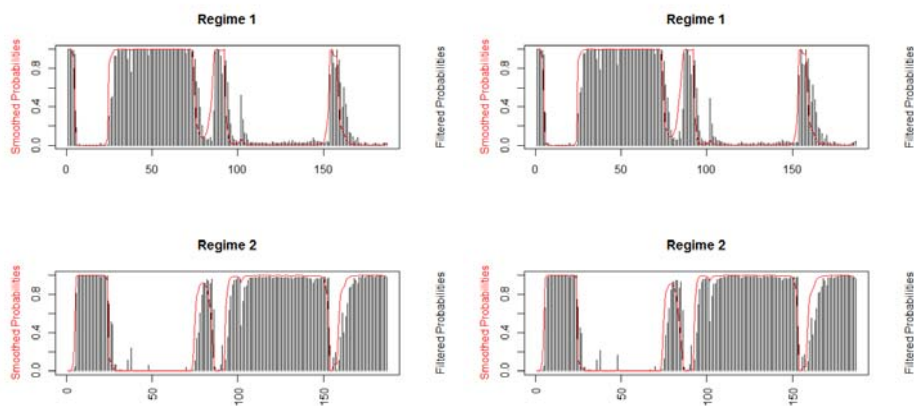


〈Appendix 2-1〉 Filtered and Smoothed Probabilities

(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)

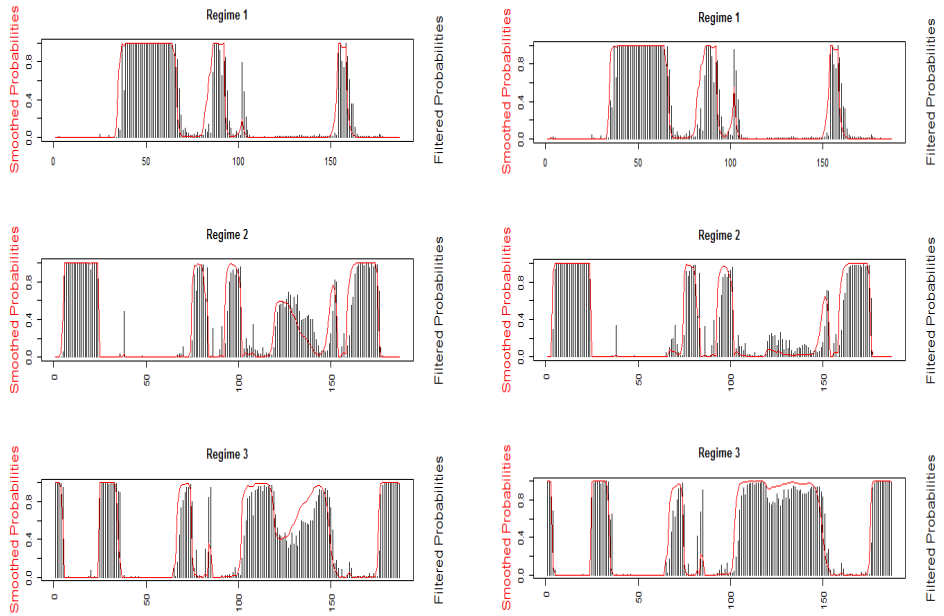
Regime 1		Regime 2	
Starting period	Ending period	Starting period	Ending period
Apr. 2002	Aug. 2002	Sep. 2002	May 2004
Jun. 2004	Aug. 2008	Sep. 2008	May 2009
Jun. 2009	Jan. 2010	Feb. 2010	Aug. 2010
Sep. 2010	Sep. 2010	Oct. 2010	Dec. 2014
Jan. 2015	Jul. 2015	Aug. 2015	Aug. 2015
Sep. 2015	Sep. 2015	Oct.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

〈Appendix 2-2〉 Filtered and Smoothed Probabilities

(a) Three-State Model

Model (1)

Model (2)



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

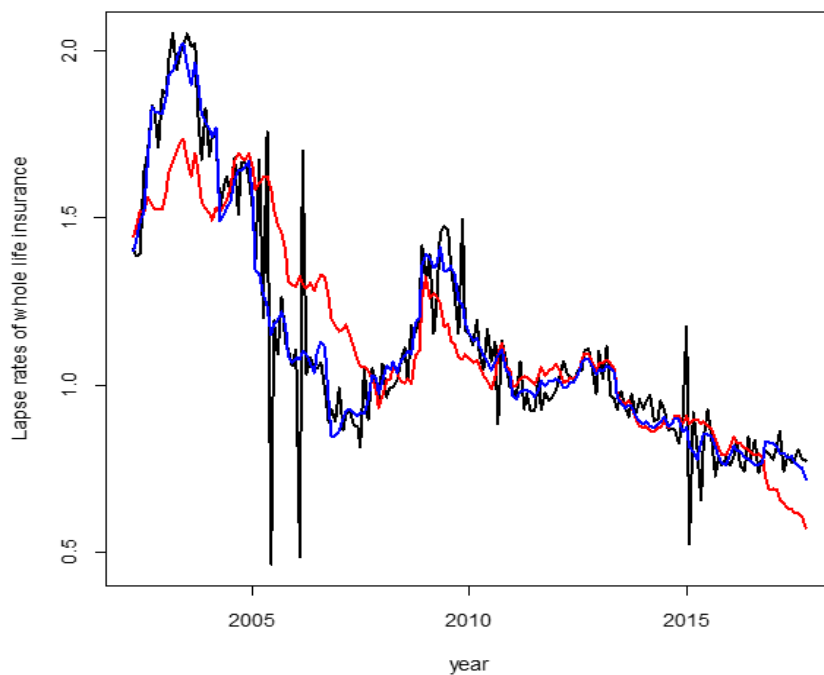
(b-1) Periods by Regime for Model (1)

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)	2.899*** (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	0.023	0.961	0.063	0.960	0.039
	0.040	0.977	0.039	0.937	0.040	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 $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}$, 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**		-5.00***		-5.32***	
	[0.011]		[<0.010]		[<0.010]	
PP test	-237.73***		-227.79***		-220.89***	
	[<0.010]		[<0.010]		[<0.010]	

Notes: 1) The transition matrix for each model is in the form of $P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}$, 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**		-5.84***		-6.17***	
	[0.029]		[<0.010]		[<0.010]	
PP test	-223.62***		-226.25***		-225.39***	
	[<0.010]		[<0.010]		[<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)	-0.199*** (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]		
PP test	[<0.010]			[<0.010]			[<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

민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 차이 분석

Analysis on Health Behavior Difference in Diabetic Patients by Private Medical Insurance

김 송 희*·김 윤 희**

Songhee Kim·Eyunghye Kim

고령 인구비율과 만성질환자가 증가함에 따라 보험사들은 건강관리 영역에 진출하고 있다. 특히 일부 보험사에서는 당뇨병 관리 프로그램을 제공하고 있는데 이는 당뇨 유병자의 자가 관리를 돕기 위해 식생활, 운동 등 생활습관을 개선하는 것을 목표로 하고 있다. 본 연구에서는 보험가입 여부를 포함하여 당뇨 유병자들의 건강관리, 즉 운동과 식생활 관리와 관련 있는 요인을 분석하고자 한다. 분석결과, 보험가입자는 비가입자보다 걷기 및 근력운동을 할 확률이 높았으며, 당뇨 유병자들에게 권고되는 탄수화물과 지방질 기준을 충족할 확률이 높았다. 이는 보험가입자는 위험회피적이며 따라서 건강위험을 낮추기 위해 건강관리에 더욱 높은 관심을 보임을 의미한다. 그리고 체질량지수가 높은 사람의 운동 실천력이 낮게 나타났고 경제활동 참여자는 비참여자에 비하여 운동과 식생활 권고기준을 따르고 있지 않아 이들의 생활을 중재하려는 방안이 필요하다.

국문 색인어: 민영보험, 운동관리, 식생활관리, 위험회피

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051601, B051603

* 고려대학교 강사(rabisong@korea.ac.kr), 제1저자

** 현대해상 교통기후환경연구소 책임 전문위원(honeyoong@naver.com), 교신저자

논문 투고일: 2018. 09. 09, 논문 최종 수정일: 2019. 02. 08, 논문 게재 확정일: 2019. 02. 14

I. 서론

고령 인구비율과 만성질환자가 증가함에 따라 보험사들은 건강관리 영역에 진출하고 있다. 특히 2017년 12월 정부가 보험과 건강관리 서비스가 결합된 ‘건강증진형 상품 개발 판매 가이드라인’을 발표한 이후 보험사들은 건강증진형 상품을 본격적으로 출시하고 있다(금융감독원, 2018).

보험사의 건강관리 서비스는 대상군에 따라 표준체와 유병자 프로그램으로 구분할 수 있다. 표준체를 대상으로 이루어지고 있는 서비스는 주로 보상 프로그램(reward program)인데 가입자에게 활동 목표를 제시하고 이를 달성하는 사람에게 현금성 포인트 등 혜택을 지급한다. 이러한 혜택을 제공함으로써 보험사는 마케팅 효과를 기대할 수 있을 뿐만 아니라 건강관리를 적극적으로 하는 가입자 즉 우량체를 확보할 수 있다는 장점이 있다. 반면 유병자 대상 프로그램은 기존 보험가입자 중 특정 질병 보유자를 대상으로 하며 개인은 건강증진을, 보험회사는 손해를 경감하고 회사 이미지 개선을 목적으로 한다.

유병자 대상 프로그램 중 가장 관심을 끄는 것은 당뇨병 관리인데, 이미 일부 보험사에 서 이에 관한 프로그램을 제공하고 있다. 보험사는 생활 중재 프로그램 제공을 통해 당뇨 유병자들이 식생활, 운동, 스트레스, 수면, 흡연 등 생활습관을 개선할 수 있도록 독려한다. 생활 중재를 위해서 걷기 등 운동량을 측정하고 식사기록 등의 라이프 로그와 혈당, 혈압, 몸무게 등 생체정보를 기록할 수 있는 모바일 애플리케이션을 제공한다. 또한 의료기관 또는 건강관리 업체는 가입자의 기록을 바탕으로 적합한 피드백을 제공하고 있다.

이러한 보험사의 적극적인 당뇨병 관리는 당뇨 유병자수의 급격한 증가와 당뇨 관리 시 경제적 효과가 우수하다는 점에 기인한다. 대한당뇨병학회의 Diabetes Fact Sheet in Korea 2016에 따르면, 2015년 한국의 당뇨 유병률 수치는 역대 최고인 13.7%를 기록하였으며 특히 65세 이상 노령층 유병률은 30.4%에 달한다. 당뇨 유병자의 건강관리 목적은 합병증으로의 이환을 예방하는 것이다. 이는 당뇨 유병자가 합병증 이환 시 발생하는 의료비 증가에 기인하는 데 황주안 외(2008)의 연구 결과에 따르면 합병증이 없는 당뇨 유병자의 직접치료비는 연간 118만 원인데 반해 대혈관 합병증이 있는 환자의 의료비는 10배에 해당하는 1,263만 원이었다. 또한 문은준 외(2008)는 내분비대사내과에 방문한 당뇨 환자

의 추적 조사를 통해 당뇨병 환자의 혈당 조절 방법에 따른 직접의료비용을 산출하였는데 식단과 운동으로 혈당을 조절하고 있는 그룹의 연간 치료비는 226만 원으로 경구 혈당강하제를 사용하여 혈당을 조절하는 그룹의 270만 원보다 적었다.

당뇨병 관리 프로그램 제공하는 보험회사는 당뇨 유병자들의 건강관리와 관련 있는 요인들을 이해할 필요가 있다. 그리고 민영보험 가입자의 경우 건강관리에 있어서 비가입자와 상이할 수 있어서 보험가입자의 운동 및 식생활 행태를 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 당뇨 유병자들의 건강관리, 즉 운동과 식생활 관리와 관련이 있는 요인을 분석하고, 보험사의 당뇨 관리를 위한 자료로 사용될 수 있도록 민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 차이를 분석하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 당뇨 유병자의 생활 중재 요법에 관한 이론적 배경과 선행연구를 살펴보고, III장에서는 본 연구에서 사용하는 연구 자료와 방법을 설명한다. IV장은 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 V장에서는 연구 결과 내용을 요약하고 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 보험사의 당뇨 유병자 생활 중재 요법

당뇨병은 자가 면역 이상이 원인으로 췌장에서 인슐린 분비기능이 상실되는 제1형 당뇨병과 인슐린 저항성이 원인이 되어 성인기에 주로 발생하는 제2형 당뇨병이 있다. 이 중 보험사의 관리 대상은 환경적 요인, 즉 비만, 스트레스, 운동 부족 등과 관련이 높은 제2형 당뇨 유병자이며 이들은 전체 당뇨 유병자의 90~95%를 차지한다(Morris et al., 1989). 이들이 혈당을 효과적으로 관리하지 못하면 눈, 신장 질환, 신경 손상, 뇌졸중, 허혈성 심 질환, 말초혈관 질환 등의 합병증이 초래되므로 보험사의 건강관리 서비스는 이들의 생활 습관을 개선해 환경적 요인을 통제하고 혈당을 적정 수준에서 관리하는 것을 목적으로 하고 있다. 보험사들이 시행하는 당뇨 유병자의 생활 중재 요법은 크게 운동과 식생활 관리

로 구분된다.

운동 중재에서 가장 활발하게 권장되고 있는 것은 유산소 운동이며 보험사의 건강관리 서비스는 모바일 애플리케이션으로 걷기 기록을 측정하여 하루 걷기 목표량과 실제 걸음 수를 비교하는 방식으로 유산소 운동을 독려하고 있다. 유산소 운동이 혈당 조절에 도움이 된다는 것은 다수의 연구에서 입증되었는데 이들 연구 결과는 실제 당뇨 유병자를 대상으로 한 임상실험을 바탕으로 하고 있다. 안건희 외(2005), 이상민·김명진(2005), 유지수 외(2006), 김영일 외(2008), 이승환(2009) 등은 대상군에 12주에서 6개월간 일정한 간격으로 유산소 운동을 시행시킨 결과 체중, 체질량지수, 공복혈당 등이 유의하게 감소하였다. 해외연구인 Yokoyama et al.(2004), Oberbach et al.(2006), Hansen et al.(2009)에 서도 유사한 결과가 도출되었다.

근력운동인 저항성 운동의 경우, 운동 시 순간적으로 혈압이 상승할 수 있어 과거에는 제한적으로 권장됐다. 그러나 다수의 연구에서 저항성 운동이 혈당을 감소시키고 인슐린 민감도를 상승시키는 등의 효과가 나타났고(Dunstan et al., 2005; Brooks et al., 2007; Misra et al., 2008), 유산소 운동과 저항성 운동을 동시에 시행하게 하는 복합운동의 경우, 보다 효과적으로 혈당이 관리될 수 있음을 보인 연구 결과도 있다(Grontved et al., 2012; 강설중·류부호, 2014). 하지만 저항성 운동은 걷기 운동과 다르게 모바일로 측정하기 어려우므로 보험사의 건강관리 서비스에서는 주로 교육을 통해 근력운동의 중요성을 설명하고 이를 시행할 방법을 교육하고 있다.

식생활 관리는 운동과 함께 매우 중요한 역할을 차지하고 있다. 제2형 당뇨병 환자 중 상당수가 과체중 또는 비만임을 고려할 때 식생활 관리는 특히 중요한데, 올바른 식이요법을 실천하는 것만으로도 정상 혈당을 유지할 수 있다고 알려져 있다(Hoogeveen et al., 1998). 그러나 정지혜 외(2004)에 따르면 당뇨 유병자들 대부분은 식생활 관리가 중요하다고 인식은 하고 있으나 구체적인 내용, 즉 식품 교환표, 일일 섭취할 식품의 양, 1일 총 열량 계산법에 대한 지식은 높지 않았다.

식생활 관리는 지속적인 교육 및 관리가 필요함에도 불구하고 대면 교육으로 이를 시행하는 데에는 현실적인 제약이 있어 온라인 기반으로 영양 교육 프로그램이 개발되고 있다(한지숙·이숙희, 1994; 이영호 외, 2010). 실제로 박선영·한지숙(2006)에 따르면 온라인

을 기반으로 한 영양 교육은 제2형 당뇨 유병자의 식사요법에 대한 지식을 향상시키고 식생활을 개선시켰다.

보험사 건강관리 서비스도 식생활 관리를 독려하고 있는데 먼저 모바일 애플리케이션을 이용해 일일 권장 섭취 열량을 제시하고 음식을 기록하면 자동으로 열량 및 영양성분이 산출되는 기능을 구현하고 있으며 콘텐츠 제공 또는 전문가와의 질의 답변을 통해 당뇨 유병자가 알아야 할 영양 지식을 교육하고 있다.

2. 보험가입과 건강관리

본 연구의 목적은 당뇨 유병자의 운동 및 식생활과 관련이 있는 요인을 분석하고 민영보험을 보유하고 있는 당뇨 유병자의 건강관리 특징을 살펴보는 것이다.

국내 보험사들이 건강관리 프로그램을 제공하기 시작한 것은 최근으로, 보험가입 여부와 건강관리의 관계에 관한 선행연구는 찾기 어려우며 보험가입과 건강관리 행동에 관한 기존 연구는 주로 보험가입자의 의료이용 행태를 분석함으로 이루어졌다. 이러한 연구들이 공통으로 관심을 보인 것은 보험가입자들의 낮은 의료비용 부담이 의료이용률을 상승시키는 데 이바지하는지 여부이다.

많은 선행연구에서 민영의료보험 가입자일수록 의료이용을 많이 하였으며 보장성이 높은 상품을 보유하고 있을수록 의료이용에 미치는 효과가 크다는 것이 입증되었다(김재호, 2011; 유창훈·김정동, 2011; 백인립 외, 2012; 이현복·남상욱, 2013; 김대환, 2014). 이러한 보험가입 여부와 의료이용률과의 관계는 역선택 또는 도덕적 해이로 설명된다. 역선택은 입원이나 외래 경험이 높은 사람이 보험에 주로 가입하는 현상을 의미하며 도덕적 해이는 보험가입 후 낮은 의료비 부담으로 의료이용이 증가한다는 것을 의미한다.

하지만 보험가입자의 건강관리 여부를 의료이용과 유사하게 역선택과 도덕적 해이로 가정한다면 역선택과 도덕적 해이는 각각 건강관리에 소홀한 사람이 보험에 적극적으로 가입하는 것과 보험가입 이후 건강관리에 소홀한 것을 의미한다. 그러나 의료이용은 건강상태를 개선할 수 있는 행위지만 건강관리 소홀은 의료비 부담뿐 아니라 정서적, 경제적 불이익을 가져올 수 있는 행위이므로 의료행위와 유사하게 해석하는 것은 무리가 있다. 실제

로 민간 보험가입 여부에 따른 의료이용과 건강행태를 함께 비교한 이용철 외(2010)에 따르면 보험가입은 의료이용을 상승시키는 요인이었으나 보험가입자들에게서 격렬한 신체 활동 및 근력운동 이행률이 높게 나타났다.

오히려 건강관리와 보험의 관계는 위험회피도로 해석할 수 있다.¹⁾ 일반적으로 위험관 리자가 어떠한 불확실한 위험에 직면했을 때 이를 어떻게 처리할 것인가는 각 개인이 위험 회피 정도에 따라 달라지며 이때 위험회피 정도가 높을수록 보험가입 동기가 크다 (Mossin, 1964; Ehrlich and Becker, 1972; Borch, 1990). 또한 Diamond and Stiglitz(1985), Briys and Schlesinger(1990), 김철현·임용택(2003)은 위험회피증가 에 따라 보험가입뿐 아니라 자가보험 즉 손실방지 노력으로 불확실한 위험을 경감하려는 경향이 높아진다는 것을 입증하였다. 따라서 보험가입자들이 위험회피자이며 건강위험으 로 발생할 수 있는 손실을 방지하려는 경향이 높다면 건강관리에 적극적일 것으로 예상할 수 있다.

Ⅲ. 연구 자료와 방법

1. 연구 자료와 변수

본 연구는 보건복지부 질병관리본부의 ‘국민건강영양조사’를 이용하여 민영보험 가입 여부에 따라 당뇨 유병자의 건강관리를 분석하였다. 국민건강영양조사는 1998년(제1기) 부터 2005년(제3기)까지는 3년 주기로 시행되다가 2007년 이후 매년 실시하고 있으며 3 개년도 표본이 서로 유사하도록 순환표본설계방법으로 설계되었다.²⁾ 이에 연간 자료만으로 표본 수가 불충분하여 안정적인 통계 산출이 어려운 경우, 통합가중치를 이용하여 기수

- 1) 위험회피도뿐 아니라 실질적인 건강위험, 즉 현재 건강상태도 보험을 포함한 금융상품 선택에 영향을 미친다. Rosen and Wu(2004)와 Berkowitz and Qiu(2006)는 건강상태가 나쁜 경우 금융자산 포트폴리오에 안전자산의 비중이 높다는 것을 증명하였다. 그러나 보험은 언더라이팅으로 인해 건강상태가 나쁜 사람의 가입이 제약되므로 보험가입은 실제 건강위험보다는 위험회피도가 높은 사람이 선택하는 것으로 해석하는 것이 타당하다.
- 2) 제4기(2007-2009), 제5기(2010-2012), 제6기(2013-2015), 제7기(2016-2018)이며 현재 제7기 1차연도 자료까지 공개되었다.

내 각 연도 자료뿐만 아니라 기수 간 자료를 통합하여 필요 표본 수를 확보할 수 있다(보건복지부·질병관리본부, 2018). 그리고 이 조사에서 국민의 건강 수준, 건강행태, 식품 및 영양섭취 실태를 알 수 있으므로 당뇨 유병자들의 건강관리에 관한 실증분석이 가능하다.

본 연구는 만19세 이상 성인 중 당뇨병을 진단받은 사람을 대상으로 분석하였는데, 2016년 조사 자료만으로 표본 수가 불충분하여 2010~2016년 자료를 이용하였고, 전수 조사가 아닌 표본조사 자료이므로 복합표본요소를 고려하여 분석하였다(보건복지부·질병관리본부, 2018). 종속변수와 설명변수는 다음과 같다.

가. 종속변수

(1) 운동관리

2형 당뇨병 임상연구센터(2014, 이하 ‘임상연구센터’라 함)의 「한국인을 위한 당뇨병 임상 진료지침(2014)」에 따르면, 중증도 이상의 유산소 운동은 당뇨 유병자에게 이환율 및 사망률을 낮추고 근력운동은 2형 당뇨 유병자에게 혈당 조절 개선, 인슐린 저항 감소, 근력 향상을 보고하고 있다. 그리고 동일연구에서 당뇨 유병자들에게 일주일 3회 이상, 150분 이상 걷기와 3일 이상의 근력운동을 권고하고 있다.

이에 본 연구는 당뇨 유병자들이 임상연구센터에서 권고하고 있는 유산소 운동과 근력 운동을 하고 있는지 분석하기 위하여 국민건강영양조사에서 ‘하루에 10분 이상 걷기일수’, ‘걷기 지속시간’, 그리고 ‘1주일간 근력운동 일수’를 사용하였다. 이 변수를 활용하여 당뇨 유병자가 일주일에 3회 이상, 150분 이상 걷기 운동을 하였으면 1, 그렇지 않다면 0이고, 일주일에 3일 이상 근력운동을 실천하였으면 1, 그렇지 않다면 0이다.

분석을 위한 모집단은 19세 이상 당뇨 유병자이며 걷기의 경우는 3,908명, 근력의 경우는 3,916명이다. 이들은 평균 3.70일, 일주일에 271분을 걸었고 일주일 근력운동 일수는 평균 0.75일이었는데, 이는 77.43%가 하루도 근력운동을 하지 않았다고 응답하였기 때문이다.

(2) 식생활 관리

당뇨 유병자는 균형 잡힌 식사와 건강 식단이 필요하다. 「한국인을 위한 당뇨병 임상 진료지침(2014)」에 따르면, 식생활 관리는 당뇨병의 급성과 만성 합병증을 예방하고 치료할 수 있다. 그리고 당뇨 유병자는 약 60%가 과체중으로 추정되므로 체중 감량 및 열량을 제한할 필요가 있으며, 당뇨병 관리를 위한 이상적인 영양소 분배와 관련하여 총열량 대비 탄수화물 45~60%, 일일 기준 단백질 15~20g, 그리고 지방질 20~35g을 섭취할 것을 권장하고 있다.

이를 위해 국민건강영양조사의 식품섭취조사를 통한 영양소 섭취량에서 에너지 섭취량(Kcal/일), 단백질 섭취량(g/일), 지방섭취량(g/일), 탄수화물섭취량(g/일) 자료를 사용하였다. 본 연구에서는 당뇨 유병자가 열량을 제한하고 있음을 살펴보기 위하여 보건복지부·한국영양학회에서 발간한 「2015 한국인 영양소 섭취 기준」에 따라 성별과 연령별로 하루 에너지(열량) 섭취량을 필요 추정량³⁾과 비교하였다. 그래서 하루 에너지 필요 추정량 이하로 섭취하였을 경우 1, 추정량을 초과한 경우는 0이 된다. 그리고 당뇨병 환자가 하루 총 에너지 섭취량 대비 탄수화물을 45~60% 섭취하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0이다. 또한 당뇨병 환자가 일일 단백질 섭취량 기준을 준수하고 있는지 살펴보기 위하여, 일일 기준 단백질인 15~20g을 섭취하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0이고 일일 지방질 섭취량 권고기준인 20~35g을 충족하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0이 된다.⁴⁾

민영보험 가입과 식생활 관리의 관계를 분석하기 위한 모집단은 만19세 이상 당뇨 유병자 3,511명이다. 하루 에너지 필요 추정량 이하를 섭취하는 당뇨 유병자는 2,150명(61.24%)이며, 하루 총 에너지 섭취량 대비 탄수화물의 경우 556명(15.84%), 단백질 783명(22.30%), 지방질 327명(9.31%)이 하루 섭취량을 충족하고 있었다.

3) 19~29세 남성은 2,600(Kcal), 여성은 2,100(Kcal), 30~49세 남성은 2,400(Kcal), 여성은 1,900(Kcal), 50~64세 남성은 2,200(Kcal), 여성은 1,800(Kcal), 65세 이상 남성은 2,000(Kcal), 여성은 1,600(Kcal)이다.

4) 본 연구는 당뇨 유병자가 권고된 영양소 섭취 기준을 준수하는지를 분석하는 것으로 기준량 초과와 미만을 미준수로 동일하게 분류하였다(김민지·임재영, 2017). 단, 열량의 경우 당뇨 유병자의 60% 이상이 과체중으로 추정되므로 하루 에너지 필요 추정량 이하로 섭취하는 것을 권고 사항을 지키는 것으로 가정하였다.

나. 설명변수

본 연구의 주요 변수는 민영보험 가입 여부로써, 보험가입자들이 위험회피자이고 건강 위험으로부터 발생할 수 있는 손실을 방지하려고 한다면 보험가입자는 건강관리에 적극적일 것이다. 민영보험 가입 여부와 건강관리의 관계를 분석하기 위해 민영보험을 보유하고 있는 보험가입자와 보험에 가입하지 않은 미가입자(기준)로 구분하였다.

민영보험 가입 여부 이외에 당뇨 유병자 건강관리에 영향을 미치는 요인에 관한 직접적인 연구가 미흡하여 건강행태(비만, 운동 등)에 영향을 미치는 선행연구에서 제시한 변수를 사용하였다(김진희, 2011). 건강 관련 분야 연구에서 성별, 연령 등 인구학적 변수를 포함하여 교육수준, 소득, 결혼상태 등을 고려하였다.

성별과 연령은 체중관리와 건강행태에 차이를 주는 요인으로(윤태호 외, 2000), 본 연구는 남성(기준)과 여성으로 구분하여 더미변수로 분석하였고, 19세 이상 성인의 만연률을 연속변수로 사용하였다.

교육수준이 높을수록 건강상태가 좋다고 알려져 있는데, 교육수준이 높을수록 노동시장에서 좋은 지위를 확보하게 되고, 자신감, 성실성, 자기 삶에 대한 통제감을 강화시켜 바람직한 건강행위와 생활습관을 통해 건강을 유지하는데 기여할 수 있다(김진영 외, 2011). 교육수준의 효과를 추정하기 위하여 교육수준을 최종학력을 기준으로 네 그룹으로 분류하였는데, 초졸 이하, 중졸, 고졸(기준), 대졸 이상이다. 졸업일 경우는 현 학력이며 수료, 중퇴, 재학/휴학은 이전 학력으로 분류하였다.

가구소득이 낮을수록 질이 높은 식품으로 접근성이 떨어져 영양섭취 적정도가 낮을 수 있고, 여가시간을 이용한 신체활동보다는 걷기 운동을 할 가능성이 높다(김혜련, 2009). 국민건강영양조사는 소득 사분위수(하, 중하, 중상, 상)⁵⁾로 분류한 자료를 제공하고 있는데, 소득 사분위수 '하'에 해당하면 소득 1분위, '중하'는 소득 2분위, '중상'은 소득 3분위, '상'은 소득 4분위로 구분하였으며, 기준은 '소득 1분위'이다.

취업자는 미취업자보다 여가시간이 부족할 수 있어 여가시간을 이용한 건강관리에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 경제활동 여부를 참여와 비참여로 구분하였으며 실업자나 비경제

5) 소득사분위수는 가구소득을 가구 균등화지수

(월평균가구균등화소득 = 월가구소득 / $\sqrt{\text{가구원수}}$)로 바로잡은 것이다.

활동인구에 해당하면 ‘비참여자(기준)’, 취업자는 ‘참여자’로 구분하였다.

배우자는 건강상태를 모니터하고 건강관리를 위해 노력할 수 있도록 영향을 미칠 수 있다(Umberson, 1992). 배우자 효과를 살펴보기 위하여 배우자 없음(미혼, 사별, 별거, 이혼 기준)과 배우자 있음(유배우자)으로 구분하였다.

체질량지수는 비만과 관련이 있는데 비만인은 올바른 식습관 관리와 활발한 신체활동으로 건강관리가 필요하다. 본 연구에서 체질량지수는 체중/신장제곱으로 구했으며, 연속변수로 사용하였다.

건강상 또는 신체적, 정신적 장애로 활동에 제한이 있는 경우, 운동을 통한 건강관리에 영향을 미칠 수 있으므로 활동에 제한이 있는 경우와 제한이 없는 경우(기준)로 구분하여 더미변수로 분석하였다. 한편 영양 교육 이수 여부는 식생활에 영향을 미칠 수 있으므로 식생활 관리와 관련한 설명변수로 사용되었으며, 최근 1년간 영양 교육을 받은 경우와 받지 않은 경우(기준)로 구분하였다.

본 연구의 실증분석에서 연속변수가 아닌 모든 설명변수는 더미변수로 이용하였으며 본 연구에서 사용하는 설명변수의 기초통계량은 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Descriptive Statistics for Independent Variables

This table presents the summary statistics of Korean National Health & Nutrition Examination Survey from 2010 to 2016 used in the estimation. The number of observations during the period is 3,916.

Variable	Definition	Composition ratio(%)
Private insurance	1 if Private Insurance membership	54.32
Female	1 if female	48.6
Age*	age over 19	62.27(11.89)
Education		
Elementary school	less than middle school	42.08
Middle school	less than high school	15.83
High school	less than college, base level	26.17
College	some college or more	15.91
Spouse	1 if a married couple	74.46
Work	1 if work	48.98

Household income		
Income level 1	25 th percentile, base level	32.69
Income level 2	50 th percentile	27.07
Income level 3	75 th percentile	20.84
Income level 4	100 th percentile	19.41
BMI*	kg/m ²	25.19(3.57)
Limited activities	1 if limited activities	16.09
Nutritional education**	1 if nutritional education	6.73

* Note : continuous variable is mean and standard variation in parentheses.

** The number of observations is 3,509.

2. 분석방법 및 모형

당뇨병을 진단받은 사람은 건강관리를 위한 행위를 할 것인지 또는 하지 않을 것인지 선택할 수 있다. 당뇨 환자가 건강관리를 하였으면 1의 값을, 그렇지 않았으면 0의 값을 갖는다. 이렇게 관찰된 종속변수(y)가 0과 1이라는 두 개의 값만 취하는 이항 종속변수 모형에서 조건부 확률은 $p = \Pr(y = 1|x) = F(x'\beta)$ 의 형태이다. 여기서 $F(\cdot)$ 는 $x'\beta$ 에 대해 설정된 모수적 함수이며, 이 함수를 어떻게 설정하느냐에 따라 크게 프로빗(probit) 모형과 로짓(logit) 모형으로 구분한다(Cameron and Trivedi, 2010).⁶⁾ 종속변수가 이항변수인 경우 주로 이 두 모형으로 추정하는데, 본 연구에서는 로지스틱 분포를 가정한 로짓 모형을 사용하여 분석하였다. 이 분포를 이용하여 구해지는 확률 추정치는 다음과 같다.

$$p = \Pr(y = 1|x) = \frac{\exp(x'\beta)}{1 + \exp(x'\beta)}$$

여기서 y 는 운동관리와 식생활 관리 여부, β 는 추정해야 할 계수 값, x 는 벡터로 표시된 설명변수이다. 설명변수 x 는 민영보험 가입 여부 더미, 성별 더미, 연령, 연령제곱, 교육수준 더미, 배우자 유무 더미, 경제활동 여부 더미, 가구소득 더미, 체질량지수(BMI), 활동 제한 여부 더미, 영양 교육 이수 여부 더미이다.

6) 프로빗 모형은 $F(\cdot)$ 에 대해서 0을 중심으로 표준정규분포로 가정하며, 로짓 모형은 로지스틱 분포를 가정한다. 이 두 모형은 유사한 값을 가지며, 로짓 모형의 추정치들이 프로빗 모형의 추정치에 비해 다소 크게 나타난다(Cameron and Trivedi, 2010).

설명변수의 영향력을 살펴보기 위해서는 다른 조건이 동일한 상태에서 설명변수가 한 단위 변할 때 y 가 1일 확률인 한계효과($\frac{\partial p}{\partial x_j} = p(1-p)\beta_j$)를 살펴보아야 한다. 비선형 모형의 한계효과를 계산하는 방법은 세 가지가 있는데 한계효과의 평균값을 제시하는 방법(Average marginal effect), 평균에서 한계효과를 제시하는 방법(Marginal effect at mean), 그리고 한 대푯값에서 한계효과를 계산하는 방법(Marginal effect at a representative value)이 있다(Cameron and Trivedi, 2010). 본 연구에서는 첫 번째 방법으로 한계효과를 제시하였다.

본 연구에서 건강관리의 영향을 좀 더 체계적으로 분석하기 위하여 다음과 같이 추정한다. [모형1]-[모형2]는 운동관리에 미치는 요인을 추정한 것으로 [모형1]은 걷기 운동 실천 여부를 종속변수로 하고 설명변수는 민영보험 가입 여부 더미, 성별더미, 연령, 연령제곱, 교육수준 더미, 배우자 유무 더미, 경제활동 여부 더미, 가구소득 더미, 체질량지수(bmi), 활동 제한 여부 더미이다. [모형2]는 근력운동 실천 여부가 종속변수이며 [모형1]과 설명변수는 동일하다. [모형3]-[모형6]은 식생활 관리에 미치는 요인을 추정한 것으로 설명변수는 [모형1]과 [모형2]에서 사용한 변수와 동일하지만 활동 제한 여부 더미 대신에 영양 교육 여부 더미를 사용하였다. [모형3]의 종속변수는 하루 에너지 필요 추정량 대비 섭취량 제한 여부, [모형4]는 하루 총 에너지 섭취량 대비 당질 충족 여부, [모형5]는 일일 기준 단백질 충족 여부, [모형6]은 일일 기준 지방질 충족 여부이다.

IV. 연구 결과

본 연구는 민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 차이를 분석하는 것으로 로짓 모형을 이용하였다. 각 모형의 추정 결과는 <Table 2>과 <Table 3>에 제시하였고, 이 표들은 회귀계수(β)와 한계효과(Marginal Effects)에 대한 추정치를 포함한다. Wald 검정법을 통해 모형의 유의성을 검정하였는데(Cameron and Trivedi, 2010), 그 결과가 $p = 0.00$ 으로 각 모형이 통계적으로 유의미하였다.

1. 운동 관리

당뇨 유병자의 운동 요법과 관련된 요인을 분석하기 위하여 당뇨 유병자에게 권고되는 운동 시간인 일주일 3회 이상, 150분 이상 걷기 운동 실천 여부(모형1)와 3일 이상 근력운동 실천 여부(모형2)를 종속변수로 사용하였다. 걷기의 경우는 3,908명, 근력운동의 경우는 3,916명이 대상이며, 분석결과는 <Table 2>에 제시하였다.

민영보험 가입 여부와 운동관리의 관계를 살펴보면, 당뇨 유병자 중 보험가입자는 보험 비가입자보다 걷기와 근력운동을 모두 적극적으로 하는 것으로 나타났다. 다른 변수를 통제하는 경우 보험에 가입되어 있는 사람은 보험 미가입자보다 권고되는 걷기 운동을 실천할 확률이 평균적으로 4.3%($p<0.1$), 근력운동을 실천할 확률은 3.7%($p<0.05$) 높았다. 이는 건강에 대한 위험을 회피하고 싶은 사람들이 보험에 가입하는 경향이 있으므로 보험가입자들은 운동을 통해 건강관리를 할 가능성이 큼을 의미한다.

당뇨 유병자들의 성별, 교육수준 및 경제활동 여부는 두 가지 운동의 실천 여부에 유사한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성의 경우 걷기 운동을 실천할 확률이 남성보다 평균적으로 4.0%($p<0.1$), 근력운동은 17.2% 낮았다($p<0.01$). 즉 여성은 남성보다 운동에 소극적이었으며, 특히 근력운동의 경우 실천 정도가 크게 떨어졌다.

교육수준이 운동 실천율에 미치는 효과를 살펴보면, 교육수준이 낮을수록 걷기 운동과 근력운동을 실천할 확률이 낮았지만 초졸 이하의 경우만 유의하였다. 초졸 이하 당뇨 유병자가 걷기 운동을 실천할 가능성은 고졸보다 평균적으로 7.9%($p<0.01$), 근력운동의 경우는 5.8%($p<0.05$) 낮게 나타났다. 이러한 결과는 교육수준이 높을수록 운동실천율이 높다는 선행연구와 유사하다(김혜련 외, 2004; 이용철 외, 2010).

경제활동 여부가 운동 실천율에 미치는 영향을 살펴보면, 경제활동 참여자는 비참여자와 두 가지 운동에서 권고기준을 충족할 확률이 낮게 나타났다. 걷기 운동의 경우는 경제활동 참여자가 비참여자보다 5.8%($p<0.05$), 근력운동의 경우는 4.8%($p<0.05$) 낮았는데, 이는 취업자에게 운동 시간이 상대적으로 부족하기 때문으로 추정된다.

〈Table 2〉 Logit Estimates for Exercise

This table reports the estimation results based on a Logit model, where dependent variables are Walking and Muscular exercise; and independent factors are private insurance and other factors that may affect dependent variables.

	Model 1: Walking		Model 2: Muscular exercise	
	β	Marginal effects	β	Marginal effects
Private insurance	0.177* (0.100)	0.043* (0.024)	0.259** (0.128)	0.037** (0.018)
Female (Base: male)	-0.165* (0.087)	-0.040* (0.021)	-1.266*** (0.127)	-0.172*** (0.016)
<i>age</i>	0.042 (0.029)	0.010 (0.007)	0.038 (0.040)	0.005 (0.006)
<i>age</i> ²	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Elementary school (Base: high school)	-0.323*** (0.112)	-0.079*** (0.027)	-0.415** (0.161)	-0.058*** (0.022)
Middle school	-0.120 (0.134)	-0.029 (0.033)	-0.126 (0.162)	-0.019 (0.024)
College	0.141 (0.128)	0.035 (0.031)	0.088 (0.148)	0.014 (0.024)
Spouse	0.010 (0.101)	0.002 (0.025)	-0.119 (0.139)	-0.018 (0.021)
Work	-0.239** (0.097)	-0.058** (0.023)	-0.323** (0.137)	-0.048** (0.020)
Income level 2 (Base: income level 1)	0.128 (0.108)	0.031 (0.026)	0.347** (0.152)	0.049** (0.021)
Income level 3	0.063 (0.124)	0.015 (0.030)	0.236 (0.169)	0.032 (0.023)
Income level 4	0.142 (0.132)	0.035 (0.032)	0.395** (0.176)	0.056** (0.025)
BMI	-0.037*** (0.012)	-0.009*** (0.003)	-0.026* (0.015)	-0.004* (0.002)
Limited activities	-0.255** (0.108)	-0.062** (0.026)	-0.140 (0.162)	-0.020 (0.022)
Constant	-0.341 (0.876)		-1.488 (1.202)	
Observations	3,908		3,916	
F	4.39***		11.93***	

Notes: 1) Standard variation in parentheses

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

가구소득은 근력운동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구소득이 높은 그룹에서 근력운동 실천율이 높았는데, 2분위와 4분위의 경우만 5% 유의수준에서 유의하였다. 근력운동은 개인적으로 실천하기에는 쉽지 않아 주로 전문 운동기관에서 이루어짐을 고려할 때 근력운동을 실천하기 위해서는 시간뿐 아니라 금전적인 재원이 필요하다고 볼 수 있다. 그래서 가구소득의 경우 걷기 운동에는 유의한 영향을 미치지 못한 반면 근력운동에는 유의한 영향을 미친 것으로 보인다.

비만은 당뇨병을 일으키는 하나의 원인으로 알려져 있다. 그러므로 당뇨 유병자는 체질량 지수(bmi)를 정상으로 유지해야 한다. 그러나 분석결과 체질량지수가 높은 당뇨 유병자일수록 걷기와 근력운동 실천 확률이 모두 낮았다. 따라서 체질량지수가 높은 사람이 운동에 적극적으로 참여할 수 있는 방안을 개발할 필요가 있다.

활동 제한 여부는 건강상 또는 신체적, 정신적 장애로 일상생활 및 사회생활에 제한이 있는지를 의미하며 활동 제한이 있는 경우 걷기와 근력운동에 부(-)의 관계를 보였으나 걷기 실천 확률에만 유의한 영향을 미쳤다.

한편 연령과 배우자 유무는 운동관리에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

2. 식생활 관리

당뇨 유병자의 영양 증재에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 당뇨 유병자는 약 60%가 과체중으로 추정되므로 열량을 제한할 필요가 있으며 총열량 기준으로 탄수화물 45~60%, 그리고 일일 기준 단백질 15~20g, 지방질 20~35g을 섭취할 것이 권장된다. 따라서 종속 변수는 하루 에너지 필요 추정량 대비 섭취량 제한 여부(모형3), 하루 총 에너지 섭취량 대비 탄수화물 충족 여부(모형4), 일일 기준 단백질 섭취 충족 여부(모형5), 일일 기준 지방질 충족 여부(모형6)이다. 식생활의 경우 3,511명이 대상이며 분석결과는 <Tabel 3>에 제시하였다.

〈Table 3〉 Logit Estimates for Dietary Life

This table reports the estimation results based on a Logit model, where dependent variables are Calorific limit, Carbohydrate, Protein and Fat ingestion; and independent factors are private insurance and other factors that may affect dependent variables.

	Model 3 : Calorific limit		Model 4 : Carbohydrate	
	β	Marginal effects	β	Marginal effects
Private insurance	-0.064 (0.111)	-0.015 (0.025)	0.357** (0.141)	0.049*** (0.019)
Female (Base: male)	0.249*** (0.094)	0.057*** (0.021)	-0.309** (0.123)	-0.043** (0.017)
<i>age</i>	-0.038 (0.032)	-0.009 (0.007)	-0.015 (0.036)	-0.002 (0.005)
<i>age</i> ²	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Elementary school (Base: high school)	-0.078 (0.125)	-0.018 (0.028)	-0.476*** (0.165)	-0.065*** (0.022)
Middle school	0.046 (0.142)	0.010 (0.032)	-0.332* (0.183)	-0.047* (0.025)
College	-0.218 (0.139)	-0.050 (0.032)	0.095 (0.164)	0.015 (0.027)
Spouse	-0.180 (0.116)	-0.041 (0.026)	0.386** (0.166)	0.051** (0.020)
Work	-0.211** (0.102)	-0.048** (0.023)	-0.050 (0.127)	-0.007 (0.018)
Income level 2 (Base: income level 1)	-0.322*** (0.123)	-0.072*** (0.028)	0.189 (0.173)	0.026 (0.023)
Income level 3	-0.244* (0.145)	-0.054* (0.032)	0.183 (0.192)	0.025 (0.026)
Income level 4	-0.521*** (0.150)	-0.120*** (0.035)	0.163 (0.198)	0.022 (0.027)
BMI	-0.032** (0.013)	-0.007** (0.003)	-0.003 (0.015)	-0.000 (0.002)
Nutritional education	0.458** (0.184)	0.099*** (0.037)	0.208 (0.213)	0.031 (0.033)
Constant	2.884*** (1.004)		-0.913 (1.038)	
Observations	3,511		3,511	
F	6.21***		7.42***	

Note: 1) Standard variation in parentheses

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

〈Table 3〉 Logit Estimates for Dietary Life(continued)

This table reports the estimation results based on a Logit model, where dependent variables are Calorific limit, Carbohydrate, Protein and Fat ingestion; and independent factors are private insurance and other factors that may affect dependent variables.

	Model 5 : Protein		Model 6 : Fat	
	β	Marginal effects	β	Marginal effects
Private insurance	0.103 (0.125)	0.018 (0.022)	0.352* (0.199)	0.030* (0.016)
Female (Base: male)	0.123 (0.106)	0.022 (0.019)	0.176 (0.159)	0.016 (0.014)
<i>age</i>	0.052 (0.036)	0.009 (0.006)	-0.039 (0.045)	-0.003 (0.004)
<i>age</i> ²	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Elementary school (Base: high school)	-0.426*** (0.144)	-0.074*** (0.025)	-0.795*** (0.221)	-0.063*** (0.017)
Middle school	-0.267* (0.156)	-0.048* (0.028)	-0.566*** (0.219)	-0.049*** (0.018)
College	0.205 (0.149)	0.041 (0.030)	0.329* (0.176)	0.039* (0.022)
Spouse	0.014 (0.133)	0.002 (0.023)	0.199 (0.205)	0.017 (0.017)
Work	0.005 (0.114)	0.001 (0.020)	-0.161 (0.164)	-0.015 (0.015)
Income level 2 (Base: income level 1)	0.060 (0.140)	0.010 (0.023)	0.467** (0.227)	0.039** (0.018)
Income level 3	0.268* (0.154)	0.047* (0.027)	0.532** (0.244)	0.046** (0.020)
Income level 4	0.375** (0.162)	0.068** (0.030)	0.240 (0.257)	0.018 (0.019)
BMI	0.021 (0.015)	0.004 (0.003)	0.028* (0.016)	0.003* (0.001)
Nutritional education	-0.143 (0.204)	-0.025 (0.034)	0.126 (0.267)	0.012 (0.026)
Constant	-3.216*** (1.079)		-1.906 (1.178)	
Observations	3,511		3,511	
F	4.41***		7.82***	

Notes: 1) Standard variation in parentheses.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) dy/dx for factor levels is the discrete change from the base level.

먼저 보험가입 여부가 영향을 미친 변수는 탄수화물과 지방질로 나타났다. 민영보험에 가입되어 있는 사람은 그렇지 않은 사람보다 탄수화물을 권고기준에 따라 섭취할 확률이 평균적으로 4.9%($p<0.05$), 지방질의 경우는 3.0%($p<0.1$) 높았다. 당뇨 발병 시 섭취가 제한되는 영양소가 탄수화물과 지방인 것을 고려하면 보험가입자는 식생활 관리에 상대적으로 높은 관심을 기울이는 것을 알 수 있다.⁷⁾ 이러한 결과를 통하여 보험가입자는 비가입자보다 운동과 식생활을 관리하는 경향이 있음을 알 수 있다.

성별은 당뇨 유병자의 섭취 열량에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성은 남성보다 일일 권장 칼로리를 제한하여 섭취할 확률이 평균적으로 5.7%($p<0.01$) 높았고, 탄수화물 일일 기준비율을 충족할 확률은 4.3%($p<0.05$) 낮았다. 비록 통계적으로 유의하지는 않았지만, 단백질과 지방질을 일일 기준량만큼 섭취할 확률은 높았다. 운동관리 결과를 함께 고려하면 여성은 남성보다 운동 실천율은 낮았지만, 식생활 관리에는 대체로 적극적인 것으로 보인다. 하지만 탄수화물을 일일 기준비율대로 섭취할 필요가 있는 것으로 나타났다.

교육수준이 낮은 당뇨 유병자는 주요 영양소 섭취 기준을 충족할 확률이 낮았는데 중졸은 고졸보다 단백질, 지방, 탄수화물 모두 섭취 기준을 충족할 확률이 상대적으로 낮았다. 반면 대졸은 고졸보다 주요 영양소 섭취 기준을 충족할 확률이 상대적으로 높았지만, 지방질 섭취 기준만 통계적으로 유의하였다.

배우자가 있는 경우 전반적으로 영양 섭취 기준을 잘 따르고 있는 것으로 나타났다. 배우자가 있는 당뇨 유병자가 그렇지 않은 경우보다 주요 영양소 섭취 기준을 충족할 확률이 높았지만, 탄수화물의 경우만 통계적으로 유의하였다.

경제활동 참여자는 비참여자보다 하루 에너지를 필요 추정량 이하로 제한할 확률이 평균적으로 4.8% 낮게 나타났다($p<0.05$). 운동관리 결과를 함께 고려하면 경제활동 참여자는 비참여자보다 운동 실천 확률은 낮았고 에너지는 필요 추정량 이상을 섭취하고 있어 생활 증재 요법이 더욱 시급함을 알 수 있다.

가구소득이 높을수록 에너지를 필요 추정량 이하로 제한하여 섭취할 확률이 낮았지만, 주요 영양소에 대해서는 섭취 기준을 충족하는 경향을 보였다. 이러한 결과는 가구소득이

7) 탄수화물은 혈당을 높일 수 있으며 지방은 비만을 유발할 수 있다.

낮을수록 영양소 섭취 정도가 낮다는 김혜련(2009)의 보고와 유사하다. 소득 2분위의 당뇨 유병자가 열량을 제한하여 섭취할 확률이 소득 1분위보다 평균적으로 7.2%($p<0.01$), 소득 3분위는 5.4%($p<0.1$), 소득 4분위는 12.0%($p<0.01$) 각각 낮았다. 한편 소득 3분위는 소득 1분위보다 다른 조건이 동일할 경우 단백질 섭취기준을 충족할 확률이 평균적으로 4.7%($p<0.1$), 4분위는 6.8% 높았다($p<0.05$). 지방질의 경우 소득 2분위는 1분위보다 섭취기준 충족확률이 3.9%($p<0.05$), 소득 3분위는 4.6%($p<0.05$) 높았으나 소득 4분위는 유의하지 않았다.

체질량지수가 높은 경우 하루 에너지를 필요 추정량 이하로 제한하여 섭취하려는 확률이 다소 낮았다. 하지만 이들이 지방질을 권장 기준에 따라 섭취할 확률은 높았다. 이는 체질량지수가 높은 당뇨 유병자의 경우 지방질을 제한하는 식이요법을 시행하고 있으나 전체 칼로리는 초과하여 섭취하고 있음을 나타낸다.

당뇨 유병자의 총 칼로리 섭취에 있어서 영양 교육은 중요한 것으로 나타났다. 영양 교육을 받았으면 그렇지 않았을 때에 비해 하루 에너지를 필요 추정량 이하로 제한하여 섭취할 확률이 9.9% 높았다($p<0.01$). 그러나 영양 교육 여부는 주요 영양소 섭취에는 유의한 영향을 미치지 못했다. 이는 영양 교육이 주로 칼로리 위주로 이루어지고 있거나 영양 교육을 받았다 해도 주요 영양소 기준을 계산해서 기준을 따르는 것이 어려울 수 있음을 의미한다. 당뇨 유병자는 칼로리 섭취 이외에도 탄수화물, 단백질, 지방의 종합적인 관리가 필요하다는 점을 고려하면 보험사의 영양 교육은 좀 더 다각도로 수행되어야 함을 의미한다.

V. 결론

본 연구는 민영보험을 포함하여 당뇨 유병자들의 운동관리와 식생활 관리와 관련 있는 요인을 2010-2016 국민건강영양조사 자료를 이용하여 분석하였다.

분석결과, 걷기 운동과 관련 있는 요인은 보험가입 여부, 성별, 경제활동 여부, 체질량지수, 활동 제한 여부이고 근력운동과 관련 있는 요인은 보험가입 여부, 성별, 경제활동 여부, 가구소득, 체질량지수이다. 한편 열량 제한은 성별, 경제활동 여부, 가구소득, 영양교

육 이수 여부와 관련 있는 것으로 나타났다. 주요 영양소 섭취기준의 경우 공통적으로 교육수준이 영향을 미쳤으며 성별은 탄수화물, 가구소득은 단백질과 지방질 권고기준 충족 여부와 관련이 있었다. 특히 민영보험 가입자는 비가입자보다 걷기 및 근력운동을 할 확률이 높았으며, 탄수화물과 지방질 기준을 충족할 확률이 높았다. 이는 보험가입자는 위험회피도가 높으며 건강위험을 낮추기 위해 건강관리에 더욱 높은 관심을 보임을 의미한다.

본 연구는 보험사의 당뇨 유병자에 대한 프로그램에 대해 다음과 같은 시사점을 제시한다. 첫째, 비만은 당뇨의 주요 원인이며 다수의 당뇨 환자는 체질량지수를 낮춤으로써 상당한 개선 효과를 기대할 수 있으나 본 연구 결과에서는 체질량지수가 높은 사람에게서 운동 실천력이 낮게 나타났다. 따라서 보험사의 당뇨 관리 프로그램은 체질량지수가 높은 사람이 적극적으로 운동에 참여할 수 있도록 동기 부여 방안을 고려할 필요가 있다. 둘째, 시간적 여유가 없는 경제활동 참여자는 비참여자에 비하여 운동과 식생활 권고기준을 따르고 있지 않아 이들의 생활을 적극적으로 중재하려는 방안이 필요하다. 마지막으로 영양 교육은 총열량을 제한하는 것에는 영향을 미쳤으나 주요 영양소 섭취와는 관련이 없는 것으로 나타났다. 따라서 보험사의 당뇨관리 프로그램은 열량뿐만 아니라 탄수화물, 단백질 등 주요 영양소의 섭취 기준을 교육하고 실제 식생활에서 이런 영양소 섭취량을 알 수 있게 하는 등 좀 더 다각도의 영양 교육을 포함해야 할 필요가 있다.

보험사들이 당뇨 관리 프로그램의 방향을 결정하기 위해서는 현재 당뇨 유병자들의 건강관리 행동에 대한 분석뿐 아니라 교육, 또는 보상 제공 등 동기 부여가 되었을 때 나타나는 행동의 변화에 대한 예측이 필요하다. 그러나 본 연구에서는 데이터의 한계로 보험사가 당뇨 관리 프로그램을 제공한 이후 가입자의 행동을 예측하는 데에는 어려움이 있었다. 이러한 한계점에도 불구하고 보험가입자들이 비가입자들에 비해 적극적으로 당뇨를 관리할 확률이 높음을 확인하였다. 따라서 보험사에서 당뇨 유병자에 대한 프로그램을 적극적으로 시행한다면 이로 인한 보험금 지출 감소로 이어질 수 있을 것이다.

한편 민영보험 가입이 당뇨 유병자의 건강 행동에 미치는 영향 분석은 보험사의 언더라이팅으로 인한 당뇨 유병자 보험 가입 제한과 본 연구에서 사용한 횡단면 데이터로 분석하는 데에는 한계가 있었다. 그러나 당뇨 유병자가 가입 가능한 유병자 실손보험이나 간편가입보험의 데이터가 분리되어 축적된다면 당뇨 유병자들의 민영의료보험 가입 이후 당뇨

유병자의 건강 행동의 변화에 대한 분석이 이루어질 수 있으며 이는 향후 연구에서 이루어져야 할 것으로 보인다.

참고문헌

- 강설중·류부호 (2014), “복합운동이 노인 당뇨병 환자의 당화혈색소, 심혈관질환 위험인자 및 체력에 미치는 영향”, **운동학 학술지**, 제16권 2호, pp. 21-30.
- (Translated in English) Kang, S, and B., Ryu (2014). “Effects of Combined Exercise on HbA1c, Cardiovascular Disease Risk Factors, and Physical Fitness in Elderly Women with Type 2 Diabetes Mellius”, *Korean Academy of Kinesiology*, 16(2):21-30.
- 김대환 (2014), “실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향”, **보험학회지**, 제98권, pp. 61-90.
- (Translated in English) Kim, D. (2014). “Effects of Fee-For-Service Health Insurance on Medical Consumption”, *Korean Insurance Journal*, 98:61-90.
- 김민지·임재영 (2017), “사회·경제적 지위가 노인의 만성질환 유병률에 미치는 영향: 영양소 섭취를 중심으로”, **보건사회연구**, 제37권 4호, pp. 125-145.
- (Translated in English) Kim, M, and J., Lim (2017). “The Effect of Socioeconomic Status on the Prevalence of Chronic Disease in the Elderly: Focusing on Nutrient Intake”, *Health and Social Welfare Review*, 37(4):125-145.
- 김영일·손원일·김정규 (2008), “12주 규칙적인 유산소 트레이닝이 중년이 제2형 당뇨병 환자의 회복기 심박수와 심혈관계 요인에 미치는 영향”, **운동과학**, 제17권 4호, pp. 423-432.
- (Translated in English) Kim, Y., W., Son, and J., Kim (2008). “The effect of 12 weeks aerobic training on heart rate recovery and cardiovascular factors in middle age type 2 diabetes mellitus”, *Official Journal of the Korea Exercise Science Academy*, 17(4):423-432.

김진영·송예리아·백은정 (2013), “학력과 주관적 건강의 관계 : 노동시장 지위와 경제적 지위를 통한 연결”, **한국사회학**, 제47집 2호, pp. 211-239.

(Translated in English) Kim., J. Y., Song, and E., Paek (2013). “Education and Self-Rated Health: The Links through Labor-Market Status and Economic Status”, *Korean Sociology*, 47(2):211-239.

김진희 (2011), “근로자의 사회경제적 지위와 건강행태, 주관적 건강수준의 관련성- 남녀 차이를 중심으로”, **보건교육·건강증진학회지**, 제28권 1호, pp. 57-67.

(Translated in English) Kim, J. (2011). “The Relationship among Socioeconomic Status, Health Behavior, and Self-Rated Health Status in Employees : Gender Difference”, *Korean Journal of Health Education and Promotion*, 28(1):pp. 57-67.

김재호 (2011), “민간보험가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정”, **보험학회지**, 제89권, pp. 95-126.

(Translated in English) Kim. J. (2011). “Private Health Insurance Policyholders` Moral Hazard in the Use of Medical Services by Income Levels”, *Korean Insurance Journal*, 89:95-126.

김철현·임용택 (2003), “위험회피와 보험수요에 관한 연구”, **산업경제연구**, 제16권 3호, pp. 223-239.

(Translated in English) Kim, C., and Y., Lim (2003). “A Study on Risk Aversion and Demand for Insurance”, *Korea Industrial Economics Association*, 16(3):223-239.

김혜련·강영호·유강재·김창석 (2004), **건강수준의 사회계층간 차이와 정책 방향**, 연구보고서, 한국보건사회연구원.

(Translated in English) Kim, H., Y., Kang, K., Yu, and C., Kim (2004) *Socioeconomic Health Inequalities and Counter Policies in Korea*, Korea Institute for Health and Social Affairs.

김혜련 (2009), “건강형평성에서 건강행태의 함의와 정책과제”, **보건복지포럼**, pp. 36-47.

(Translated in English) Kim, H. (2009). "Implication of Health Behaviors in Socioeconomic Health Inequalities and Policy Directions", *Health and Social Welfare Forum* :36-47.

문은준·조영은·박태진·김연경·정선헤·김혜진·김대중·정윤석·이관우 (2008), "제2형 당뇨병환자의 임상적 특징 및 직접의료비용 조사", **대한당뇨병학회지**, 제32권, pp. 358-365.

(Translated in English) Moon, E., et al. (2008). "Clinical Characteristics and Direct Medical Costs of Type 2 Diabetic Patients", *Diabetes and Metabolism Journal*, 32:358-365.

박선영·한지숙 (2006), "제2형 당뇨병 환자의 식품섭취 및 식행동에 대한 웹기반 영양상담의 효과", **한국식품영양과학회지**, 제35권 4호, 2006, pp. 430-439.

(Translated in English) Park, S., and J., Han (2006). "Effects of Web Based Nutrition Counseling on Dietary Behavior and Food Intake of Type II Diabetic Patients", *The Korean Society of Food Science and Nutrition*, 35(4):430-439.

박성복·정기호 (2011), "민간의료보험의 가입 결정요인 및 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향 연구", **보험학회지**, 제88집, pp. 23-49.

(Translated in English) Park, S., and K., Jeong (2011). "The Determinants of Private Health Insurance and Its Effects on Medical Utilization in Korea", *Korean Insurance Journal*, 88:23-49.

백인립·박현수·변성수 (2012), "민간의료보험의 가입요인과 의료이용행태", **한국콘텐츠학회 논문지**, 제12권 7호, pp. 294-305.

(Translated in English) Baek, I. H., Park, and S., Byun (2012). "The Determinants and Medical Care Utilization Behavior of Private Health Insurance", *The Korean Contents Association*, 12(7):294-305.

보건복지부·질병관리본부, 국민건강영양조사 원시자료 이용지침서 제7기 1차년도 (2016), 최초공개 2018년 1월.

(Translated in English) Ministry of Health and Welfare Korea Centers (2016). *for Disease Control & Prevention Guidebook for The Korea National Health and Nutrition Examination Survey*.

보건복지부·한국영양학회 (2015), 2015 한국인 영양소 섭취기준.

(Translated in English) Ministry of Health and Welfare the Korean Nutrition Society (2015). 2015 Dietary Reference Intakes for Koreans.

안근희·민경완·한경아 (2005), “비만하지 않은 제2형 당뇨병 환자에서 유산소 운동 훈련과 저항성 운동훈련의 효과”, **대한당뇨병학회지**, 제29권 5호, pp. 486-494.

(Translated in English) An., K, K., Min, and K., Han (2005). “Original Articles : The Effects of Aerobic Training Versus Resistance Training in Non-obese Type 2 Diabetics”, *Diabetes and Metabolism Journal*, 29(5):486-494.

유지수·김은정·이숙정 (2006), “스트레스 중재를 포함한 포괄적인 생활습관 개선 프로그램이 제2형 당뇨병환자의 당조절과 스트레스 반응에 미치는 효과”, **대한간호학회지**, 제36권 5호, pp. 751-760.

(Translated in English) Yoo, J., E., Kim, and S., Lee (2006). “Original Articles : The Effects of a Comprehensive Life Style Modification Program on Glycemic Control and Stress Response in Type 2 Diabetes”, *Journal of Korean Academy of Nursing*, 36(5):751-760.

유창훈·김정동 (2011), “민영의료보험의 가입과 해약의 특성 분석”, **리스크관리연구**, 제22권 2호, pp. 189-222.

(Translated in English) You, C., and J., Kim (2011). “A Study on the Determinants of Purchasing and Surrendering Private Health Insurance”, *The Journal of Risk Management*, 22(2): 189-222.

윤태호·문옥륜·이상이·정백근·이신재·김남순·장원기 (2000), “우리나라의 사회계층별 건강행태의 차이”, **예방의학회지**, 제33권 4호, pp. 469-476.

(Translated in English) Yoon, T., et al. (2000). “Differences of Health

Behaviors among the Social Strata in Korea”, *The Korean Society for Preventive Medicine*, 33(4):469-476.

이상민·김명진 (2005), “유산소 운동이 고혈압 및 당뇨병 환자의 혈압 및 혈당에 미치는 효과”, **한국스포츠리서치**, 제16권 4호, pp. 411-420.

(Translated in English) Yi, S., and M., Kim (2005). “Physical Science : The Effect of Aerobic Exercise on Hypertension and DM Patient”, *Korean Sports Research*, 16(4):411-420.

이승환 (2009), “6주간의 복합운동을 포함한 생활습관 중재요법이 제 2형 당뇨병 환자의 대혈관 합병증 위험도와 대사지표에 미치는 영향”, **체육연구논문집**, 제16권 1호, pp. 91-140.

(Translated in English) Lee, S. (2009). “Effects of 6 Weeks of Lifestyle Modification Including Combined Exercise Program on the Risk of Macrovascular Complications and Metabolic Parameters in Type 2 Diabetic Patients”, *Journal of P.e., Sport & Leisure Studies*, 16(1):91-140.

이영호·김중훈·김재권·민경필·정은영·박동균 (2010), “스마트폰 기반의 당뇨병 환자를 위한 개인 맞춤형 식단 관리 시스템”, **한국콘텐츠학회논문지**, 제10권 12호, pp. 1-9.

(Translated in English) Lee, Y. (2010). “Smart Phone based Personalized Menu Management System for Diabetes Patient”, *The Journal of the Korea Contents Association*, 10(12):1-9.

이용철·임복희·박영희 (2010), “국민건강영양조사 대상자들의 민간의료보험 가입 요인 및 가입 여부에 따른 건강행태 의료이용 비교”, **한국콘텐츠학회논문지**, 제10권 12호, pp. 190-204.

(Translated in English) Lee, Y., B., Im, and Y., Park (2010). “The Determinants and Comparison of Health Behavior and Health Service by Private Medical Insurance on National Health-Nutrition Survey”, *The Journal of the Korea Contents Association*,

10(12):190-204.

이창우 (2010), “중고령자의 민영건강보험 선택이 외래이용에 미치는 영향”, **보건경제와 정책연구**, 제16권 2호, pp. 1-15.

(Translated in English) Lee, C. (2010). “The Effect of Private Health Insurance on Medical use”, *Korean Health Economic Review*, 16(2):1-15.

이현복·남상욱 (2013), “민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제75집, pp. 1-24.

(Translated in English) Lee, H., and S., Nam (2013). “An Empirical Study of Private Health Insurance and Healthcare Utilization”, *Korean Insurance Journal*, 75:1-24.

2형 당뇨병 임상연구센터 (2014), 한국인을 위한 당뇨병 임상 진료지침, KNDP.

(Translated in English) Clinical Practice Guideline for the prevention and management of diabetes in Korea (2014), KNDP.

한지숙·정지혜 (2004), “당뇨병 환자의 체중분포별 식사요법 실행 및 자료의 활용 실태”, **한국식품영양과학회지**, 제33권 3호, pp. 533-541.

(Translated in English) Han, J., and J. Jeong (2004). “Materials and Compliance of Diet Therapy by Distribution of Body Weight in Diabetic Patients”, *Journal of the Korean Society of Food Science and Nutrition*. 33(3):533-541.

한지숙·이숙희 (1994), “당뇨병 환자를 위한 전산화된 영양상담 시스템”, **한국식품영양과학회지**, 제22권 6호, pp. 734-742.

(Translated in English) Han, J., and S., Rhee (1994). “A Computerized Nutrition Counseling System for Patients with Diabetes”, *Journal of the Korean Society of Food Science and Nutrition*, 22(6):734-742.

황주안·박태진·정선혜·김혜진·김대중·김소현·남문석·김태현·이문규·이관우 (2008), “후향적 조사를 통한 3차 의료기관 제2형 당뇨병 환자의 의료비용 연구”, **대한당뇨병**

학회지, 제32권, pp. 259-268.

(Translated in English) Hwang, J., et al. (2008). "Direct Medical Costs of Type 2 Diabetic Patients in the Tertiary Hospital", *Diabetes and Metabolism Journal*, 32:259-268.

Berkowiz, M., and J., Qiu (2006). "A Further Look at Household Portfolio Choice and Health Status", *Journal of Banking and Finance*, 30(4):1201-1217.

Brooks, N., et al. (2007). "Strength Training Improves Muscle Quality and Insulin Sensitivity in Hispanic Older Adult with Type 2 Diabetes". *International Journal of Medical Science*, 4(1):19-27.

Briys, E., and H., Schlesinger (1990). "Risk Aversion and the Propensities for Self-Insurance and Self-Protection". *Southern Economic Journal*, 57:458-467.

Carmen, A., and P., Trivedi, (2010). *Microeconometrics Using Stata* (Revised Edition), Stata Press.

Diamond, P., and J., Stiglitz (1974). "Increase in Risk and in Risk Aversion", *Journal of Economic Theory*:66-84.

Dunstan, D., et al. (2002). "High-intensity Resistance Training Improves Glycemic Control in Older Patients with Type 2 Diabetes", *Diabetes Care*, 25(10):1729-1736.

Enrich, L., and G., Becker (1972). "Market Insurance, Self-Insurance and Self-Protection", *Journal of Political Economy*, 80:623-648.

Grontved, A., et al. (2012). "A Prospective Study of Weight Training and Risk of Type 2 Diabetes Mellitus in Men", *Journal of American Medicine Association*, 172(17):1306-1312.

Hansen, D., et al. (2009). "Continuous Low to Moderate Intensity Exercise

- Training is as Effective as Moderate to High Intensity Exercise Training at Lowering Blood HbA1c in Obese Type 2 Diabetes Patients”, *Diabetologia*, 52:1789-1797.
- Hoogeveen, E., et al. (1998). “Hyperhomocysteinemia is Associated with an Increased Risk of Cardiovascular Disease, Especially in Non-insulin Dependent Diabetes Mellitus a Population-based Study. Arteriosclerosis”, Thrombosis, *Vascular Biology*, 18(1):133-138.
- Borch, K. (1990). “Economic of Insurance”, *Norwegian School of Economics and Business Administration Bergen*, North-Holland :137-144.
- Kitchen, P., A., Williams, and J., Chowhan (2011). “Walking to Work in Canada: Health Benefits, Socio-economic Characteristics and Urban-regional Variations”, *BMC Public Health*, 11, 212:2-11.
- Misra, A., et al. (2008). “Effect of Supervised Progressive Resistance Exercise Training Protocol on Insulin Sensitivity, Glycemia, Lipids, and Body Composition in Asian Indians with Type 2 Diabetes. Diabetes Care”, 31:1282-1287.
- Morris, R. (1989). “Obesity and Heredity in the Etiology of Non-insulin-dependent Diabetes Mellitus in 21, 622 adult white women”, *American Journal of Epidemiology*, 130:112-121.
- Mossin. J. (1968). “Aspects of Rational Insurance Purchasing”, *Journal of Political Economy*, 76:553-568.
- Oberbach, A., et al. (2006). “Effect of a 4 week Physical Training Program in Plasma Concentrations of Inflammatory Markers in Patients with Abnormal Glucose Tolerance”, *European Journal of Endocrinology*, 154:577-585.
- Rosen, H., and S., Wu (2004). “Portfolio choice and health status”, *Journal*

of Financial Economics, 72:457-484.

Umberson, D. (1992). "Gender, Marital Status and the Social Control of Health Behavior", *Soc. Sci. Med.*, 34(8):907-917.

Yokoyama, H., et al. (2004). "Effect of Aerobic Exercise on Plasma Adiponectin Levels and Insulin Resistance in Type 2 Diabetes", *Diabetes Care*, 27(7):1756-1758.

Abstract

As the number of chronic patients grows, insurance companies have entered into the health-care business. In this paper, we studied the relationship between diverse factors including private health insurance and diabetic patients' self-health management. The result shows private insurance holders are more likely to participate in both aerobic and muscular exercise and follow the diet advice for diabetic patients, which implies private insurance holders are more concerned with a health condition. Also, we prove that a person with the high body mass index ratio is less active in a workout and the employed persons do not follow the recommended guide for diabetic patients.

※ Key words: private insurance, health behavior, risk aversion

IFRS 적용을 위한 종신보험의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구

A Study on the Fair Value Calculation of Insurance Contract Liability for Whole Life Products under IFRS

오 창 수*·정 종 국**

Changsu Ouh·Jongkook Jung

본 연구는 IFRS 17 전환방법 중 공정가치법을 사용하여 종신보험의 대표적인 보유계약에 대한 전환 시 보험계약마진(*CSM*) 및 IFRS 17 보험계약부채를 직접적으로 산출한 후 현행 책임준비금과의 차이를 분석하였다.

공정가치법 적용 시 할인율에 채무불이행위험을 반영해야하기 때문에 본 연구 결과 분석대상 종신보험계약의 전환일의 보험계약부채 공정가치가 IFRS 17 이행현금흐름보다 작게 산출되어 $CSM = 0$ 의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 기본분석 대상인 예정이율 5.5%인 금리확정형 종신보험계약은 IFRS 17 전환 시 부채가 약 8.0%p 증가하나, 예정이율 3.75%와 최저보증이율 2.5%인 금리연동형 종신보험계약은 전환 시 부채가 현행 책임준비금보다 약 4.5%p 작아지는 것으로 분석되었다. 본 연구에서는 순채무불이행위험 적용율의 변동, 자본비용률의 변동, 시장금리의 변동, 장기수령금리 변동 및 종신보험상품 변경 등에 따른 민감도분석도 수행하였다.

국문 색인어: 국제보험회계기준(IFRS 17), 공정가치법, 채무불이행위험, 종신보험계약

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600

* 한양대학교 경상대 교수, 경영학박사(csouh@hanyang.ac.kr), 제1저자

** ABL생명보험 위험관리책임자(CRO)(jongkook.jung@abllife.co.kr), 교신저자

논문 투고일: 2018. 12. 07, 논문 최종 수정일: 2019. 02. 14, 논문 게재 확정일: 2019. 02. 14

I. 서언

보험계약 관련 새로운 국제회계기준(IFRS 17)이 최근 개최된 국제회계기준위원회(IASB)의 결정으로 1년 연기되어 2022년 1월 1일 시행 예정이고, 시행일 직전 회계연도 시작일을 전환일로 하여 비교 목적의 재무제표를 IFRS 17에 따라 작성하여야 한다. 이와 같이 회계 정책이 변경되는 경우 IAS 8 기준에 따라 IFRS 17을 최초부터 일관되게 적용하여 온 것처럼 보험계약을 인식·측정하여야 하는데, 이를 완전소급법이라 한다. IASB는 완전소급법 적용이 실무적으로 불가능한 경우 수정소급법 또는 공정가치법을 대안적으로 선택할 수 있도록 전환규정을 완화하였다. 우리나라 생명보험계약의 장기적 특성과 과거 보험계약 현금흐름에 대한 정보관리 실태를 고려해 볼 때, IFRS 17 전환일 기준 1년, 3년 또는 5년 등 일정한 소급기간을 정하여 소급기간 이내에 판매된 최근 보험계약에 대하여서는 완전 또는 수정소급법을 제한적으로 적용할 수 있으나 소급기간 이전에 판매된 과거 보험계약의 경우에는 공정가치법이 광범위하게 적용될 것으로 예상된다.

보험계약의 공정가치를 측정하기 위해서는 IFRS 17 기준 외에도 공정가치 측정 국제회계기준(IFRS 13)을 적용하여야 한다. IFRS 13 기준에 따른 보험계약부채의 공정가치는 합리적이고 자발적인 시장참여자 사이의 정상거래에서 부채를 이전하기 위해 지급하여야 하는 가격으로 정의된다. 현재 우리나라에서 보험계약이 거래되는 활성화된 시장이 존재하지 않기 때문에 보험계약부채의 공정가치는 IFRS 13 공정가치 측정방법 가운데 이익접근법의 현재가치기법을 사용하여 측정하여야 한다. 이때 보험계약부채의 공정가치는 미래 기대현금흐름에 시장참여자가 현금흐름에 내재된 불확실성에 대한 보상으로 요구할 위험프리미엄(Risk Premium)을 가산하여 산출하는데 기업의 자기신용위험을 포함한 채무불이행위험(Non-performance risk)을 반영하여야 한다.

IFRS 17 전환일 전에 비교재무제표를 작성하고 전환 시 영향 분석을 수행하기 위한 준비 기간이 충분하지 않기 때문에 IFRS 17 공정가치법을 적용하여 직접적으로 보험계약부채의 공정가치를 산출하고 전환 시 보험계약마진(CSM)을 측정하는 실증적 연구의 필요성이 제기되고 있다. 그러나 공정가치법에 관한 국내 연구는 두 편 정도에 불과하고 보험상품을 적용한 직접적 산출에 관한 연구는 아직 수행되지 않았다.

이에 본 연구에서는 IFRS 17 및 IFRS 13 그리고 우리나라 신지급여력제도를 기초로 위험프리미엄 및 채무불이행위험을 반영하여 보험계약부채의 공정가치를 측정하는 방법론을 종합적으로 고찰하여 보고, 실제로 2017년 12월 말을 기준으로 종신보험상품의 대표적인 보유계약에 대한 보험계약부채의 공정가치를 산출하고 IFRS 17 이행현금흐름과 차이를 이용하여 전환 시 *CSM*을 측정하고자 한다. 또한 이렇게 산출된 *CSM*을 반영하여 IFRS 17 전환 시 보험계약부채를 계산하고 현행 책임준비금과 비교 분석하여 IFRS 17 도입에 따른 종신보험계약의 재무적 영향을 추정하고자 한다. 또 순채무불이행위험 적용율, 자본비용률, 장기수령금리, 시장이자율 및 종신보험상품 변경에 따른 공정가치와 IFRS 17 보험계약부채의 영향을 민감도분석으로 심층적으로 분석하고자 한다.

본 연구의 제II장에서는 국제회계기준에 따른 보험계약부채 평가법을 고찰하고, 제III장에서는 보험계약 부채평가 분석모형을 정의한다. 제IV장에서는 분석상품 및 모델계약과 할인율, 사망률, 해지율 및 사업비용 등 가정을 설정하고, 제V장에서는 IFRS 17 전환 시 보험계약부채 공정가치를 산출하고 현행 준비금과 전환 시 부채 측정값의 차이를 분석한다. 또한 공정가치 산출 시 할인율에 반영하는 순채무불이행위험 적용율과, 자본비용률, 시장금리 등의 변동에 따른 민감도분석을 수행한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 요약과 결론을 제시하고자 한다.

II. 국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치

1. IFRS 17 기준¹⁾의 보험계약 평가

국제회계기준위원회(ISAB)는 보험계약 회계처리에 대한 국제적으로 통일된 회계기준을 제정하여 보험사업자의 재무제표의 비교가능성과 재무정보의 질적 수준을 개선하고자 1997년부터 국제회계기준 수립 프로젝트를 수행하였다. 2010년과 2013년 두 차례에 걸쳐 보험계약 회계기준 IFRS4관련 공개초안을 발표하였고, 2016년 IFRS 17로 명칭을 변

1) 기업회계기준서 제1117호 ‘보험계약’ 제정 공개초안(2017. 12).

경한 후 2017년 5월 기준서를 확정하여 발표하였다. IFRS 17 기준서는 약 4년간의 준비 기간을 거쳐 2022년 1월 시행될 예정이다.

IFRS 17 기준에 따라 보험계약부채는 매 보고 시점마다 현행 위험률과 이자율을 사용하여 시가평가하여야 한다. 따라서 2008년 이후 지속되고 있는 초저금리 상황과 과거 판매한 고금리 보험계약 비중이 높은 보험사의 경우 시가평가 부채가 증가하여 재무건전성이 악화될 위험이 있으며 또한 부채의 금리민감도가 증가하게 되어 재무변동성 또한 크게 증가할 것으로 예상된다.

가. IFRS 17하의 보험계약 측정모형

IFRS 17 기준에 따라 보험계약부채를 평가할 때 계약의 형태에 따라 일반모형(General Model, GM), 변동수수료접근법(Variable Fee Approach, VFA) 및 보험료배분접근법(Premium Allocation Approach, PAA) 등 측정모형을 달리 적용하여야 한다. 먼저 직접 참가 특성이 없는 보험계약은 일반모형(GM)에 따라 보험계약부채를 측정한다. 이 경우 보험계약 이행 관련 미래현금흐름을 추정하고 현재 시점의 시장이자율로 할인한 현재가치로 평가하는데 이때 현금흐름 추정의 불확실성을 보완하기 위해 비금융위험(Non-financial risk)에 대한 위험조정(Risk adjustment)을 가산하여야 한다. 또한, 보험계약으로부터 기대되는 장래 이익은 계약체결 시점에 즉시 인식하지 않고 부채항목인 보험계약마진(CSM)으로 계상한 후 보험계약에 대한 의무를 이행함에 따라 상각하여 이익으로 인식한다. 직접 참가 특성이 있는 보험계약의 부채평가는 변동수수료접근법(VFA)을 적용하여 측정한다. 마지막으로 보험계약의 보장기간이 1년 이하이거나 다른 측정방법을 사용한 경우와 보험계약 부채 측정결과가 중요하게 다르지 않을 것으로 합리적으로 기대되는 경우 단순한 방법으로 보험료배분접근법(PAA)을 사용할 수 있다.

화폐의 시간가치를 반영하기 위하여 사용하는 할인율은 보험계약의 특성 및 현금흐름의 유동성을 반영하여 현행 시장이자율을 조정하여 결정되는데, 하향식 및 상향식 접근법 모두 허용된다. 하향식 접근법은 보험자가 보유하고 있는 자산 또는 참조포트폴리오의 기대 수익률에서 유동성 특성을 제외한 보험계약부채와 관련 없는 요소(신용스프레드 등)를 차

감하여 할인율을 결정하며, 상향식 접근법에서는 무위험이자율에 비유동성 프리미엄을 가산하여 할인율을 결정한다.

본 연구에서는 종신보험계약의 보험계약부채 측정을 분석 대상으로 하기 때문에 IFRS 17 측정모형 중 일반모형(GM)과 할인율 산출 시 상향식 접근법을 이용하고자 한다.

나. 전환시점의 보험계약부채 측정

IFRS 17 전환시점에 *CSM*을 추정하기 위하여 원칙적으로 완전소급법을 적용하여야 하나, IASB는 과도한 노력이나 비용 없이 회계기준 전환을 용이하게 하기 위해 실무적으로 완전소급법 적용이 불가능한 경우 대안적으로 수정소급법 또는 공정가치법을 선택적으로 적용할 수 있도록 전환규정을 완화하였으며, 이 경우에는 발행시점의 차이가 1년을 초과하는 계약을 같은 보험계약집합으로 통합하여 평가할 수 있도록 허용하였다. 그러나 완전소급법, 수정소급법 및 공정가치법 등 적용된 전환방법에 따라 *CSM*이 다르게 산출될 수 있으며 이러한 차이는 보험회사의 전환시점 재무상태 및 미래 수익성에 중대한 영향을 미치게 되어 보험회사 재무제표의 비교가능성을 저해할 수 있다. 따라서 IFRS 17 기준서는 별도의 공시를 통하여 보험계약집합별 전환방법에 따른 *CSM*의 영향 및 미래 보험수익에 대한 정보를 제공하도록 요구하고 있다.

대안적인 방법 중 수정소급법을 선택하는 경우에도 보험계약의 최초 판매시점부터 전환시점까지 세분화된 실제현금흐름에 대한 정보가 축적 관리되지 않은 우리나라 상황에서 실무적으로 수정소급법을 적용하는 것도 쉽지 않을 것으로 판단된다. 따라서 전환 시 *CSM* 추정을 위해 많은 보험회사들이 공정가치법을 광범위하게 적용할 것으로 예상된다. 공정가치법에 따른 전환일의 *CSM*은 보험계약의 공정가치에서 이행현금흐름을 차감하여 산출하며 결과값이 0보다 큰 경우 부채항목인 *CSM*으로 계상한 후 잔여 계약기간 동안 상각하여 이익으로 인식하고, 만약 0보다 작은 경우 *CSM*은 0으로 처리한다.

IFRS 17 기준서는 보험계약의 공정가치 측정에 대한 구체적 가이드라인을 제공하지 않고 있으며, 따라서 보험계약부채의 공정가치 평가를 위해 달리 규정하지 않는 한 IFRS 13²⁾ 기준서를 적용하여야 할 것이다.

2. IFRS 13 기준의 공정가치 평가

IFRS 13 기준서는 2013년 제정·시행되었으며 공정가치의 정의, 측정 기준 및 공시에 대한 가이드라인을 제공한다. IFRS 13에서 정의하는 공정가치란 측정일에 시장참여자 사이의 정상거래에서 자산을 매도할 때 받거나 부채를 이전할 때 지급하게 될 가격, 즉 유출 가격을 의미하며, 이때 가격은 거래시장에서 직접 관측할 수도 있으며 다른 가치평가기법을 사용하여 추정할 수도 있다.

IFRS 13 기준서는 공정가치를 평가하는 방법으로 시장접근법, 원가접근법, 이익접근법 등을 제시하고 있다. 먼저 시장접근법에 따른 공정가치는 동일하거나 비슷한 자산, 부채에 대한 시장 거래에서 생성된 가격 정보를 사용하는 것이다. 다음으로 원가접근법이란 현행 대체원가라고 하며 자산 매각 시 받게 될 가격은 매입자가 이와 비슷한 유용성이 있는 대체 자산을 취득하거나 생산하기 위한 원가를 기준으로 한다. 마지막으로 이익접근법에 따른 공정가치는 미래현금흐름을 현재가치로 할인된 금액으로 평가하는 것으로 현재가치기법, 옵션가격결정모형 또는 다기간초과이익법 등이 있다. IFRS 13에서 제시된 가치평가기법들 가운데 이익접근법의 현재가치기법은 IFRS 17 보험계약의 측정 기준인 이행현금흐름 접근법과 공통점이 많으며, 보험계약부채의 공정가치 측정에 적합하다고 판단된다.

보험계약과 같이 다른 상대방이 자산으로 보유하지 않는 부채의 공정가치를 추정하기 위해 현재가치기법을 적용하는 경우 현금흐름에 내재된 불확실성을 부담하는 것에 대한 보상을 반영하여 위험프리미엄을 가산하며, IFRS 17 기준과 다르게 기업(보험사)의 자기 신용위험을 포함한 채무불이행위험을 반영하여야 한다.

3. 선행연구

IFRS 17 보험계약 시가평가, 리스크마진 및 IFRS 17 전환방법과 관련된 다양한 선행연구들이 수행되어 왔다. 특히 본 연구와 관련하여서 보험계약부채 공정가치 평가 연구, 리스크마진 관련 연구 및 할인을 관련 연구 등이 있다.

보험계약부채의 공정가치 평가 관련하여 오창수 외(2012)은 경제적 재무제표방식

2) 기업회계기준서 제1113호 '공정가치 측정'.

(Market value balancesheet)을 소개하고 보험계약부채의 공정가치 평가방법 등을 제시하였다. 오창수(2016)는 IFRS 17과 IFRS 13을 동시에 고려하는 국제회계기준(IFRS)하의 공정가치 산출에 대하여 처음으로 종합적 연구를 수행하였으며, 간접법을 이용한 공정가치 산출 방법론을 제시하였다. 오창수(2017)는 보험계약에 대한 공정가치를 직접적으로 산출하는 방법론과 우리나라 실정에 맞는 적정 자본비용률을 제시하였다.

리스크마진과 관련하여 오창수·조석희(2009)는 국제보험회계기준하의 리스크마진 평가에 대하여 고찰하였다. 오창수(2009)는 Solvency II QIS4에 기초한 지급여력자본요구량(Solvency Capital Requirement)을 계산하였고, 이를 이용한 자본비용의 관점에서 보험상품의 수익성을 분석하였다. 오창수(2011)는 국제회계기준의 ED(Exposure draft) 기준하에서 최선추정부채(BEL)와 위험조정(risk adjustment)을 이용한 보험계약부채의 비교평가를 수행하였다.

보험계약 평가를 위한 할인율 관련하여 노건엽·박경국(2014)은 무위험이자율 기간구조 추정에 Smith-wilson 방법을 이용하고, 유동성 프리미엄 산출 시 신용부도스왑을 이용한 방법을 제시하였으며, 노건엽 외(2016)는 산금채를 이용한 Covered Bond 방법을 이용하여 유동성 프리미엄 산출법을 제시하였다. 오세경 외(2016)는 유동성 프리미엄을 측정할 수 있는 모형을 제시하였고, 다양한 보험계약의 특성을 반영하여 보험계약부채를 평가할 수 있도록 기준 포트폴리오의 유동성 프리미엄을 측정하고 기간구조를 제시하였다. 오세경 외(2018)는 국내 보험사의 보험계약부채 내부수익률(IRR)을 구하고 이를 유사 회사채 등급으로 미러링하여 보험계약부채의 유동성 프리미엄과 할인율을 추정하였다.

그 외 보험계약 국제회계기준과 관련된 연구들을 살펴보면 윤영준(2011)과 오창수 외(2013)는 국제회계기준하 보험계약부채평가에 관하여 연구하였고, 오창수 외(2016a, 2016b)는 IFRS 17 도입에 따른 보험계약부채 영향에 대해 분석하였다. 오창수(2015)는 보험계약부채 시가평가에 기반한 신지급여력제도의 운영방안을 제시하였으며, 오창수·최양호(2015)는 공정가치 평가를 기반으로 헷지 시 보증준비금 평가기준을 제안하였다. 최근의 연구들은 오창수 외(2017a, 2017b, 2018)가 IFRS 17기준하 계약자행동을 반영한 최저보증비용 등에 관한 연구들이 있다.

III. 분석모형

1. 전환시점 보험계약부채 공정가치 평가

본 연구에서는 IFRS 13 기준에 따른 공정가치 측정방법 중 현재가치기법을 사용하여 보험계약부채의 공정가치(FV)를 측정한다. 현재가치기법을 사용하는 경우 먼저 기대현금흐름(ECF)을 추정하고 실제현금흐름이 기대현금흐름과 다를 수 있는 불확실성을 반영한 위험프리미엄(RP)을 가산한다.

$$FV = ECF + RP$$

가. 기대현금흐름(Estimated Cashflows, ECF)

ECF 은 보험계약의 미래현금흐름을 추정하고 화폐의 시간가치를 반영하여 현재가치로 할인한 후, 보험계약에 내재되어 있는 계약자옵션 및 보증의 시간가치를 가산하여 산출하는데 T 를 평가기간이라고 할 때 식 (1)과 같이 표현된다.

$$ECF = \sum_{t=0}^T \frac{CF_{out}(t) - CF_{in}(t)}{(1 + r_n)^t} + TVOG \quad (1)$$

보험계약의 미래현금흐름은 현금유입항목(CF_{in})과 현금유출항목(CF_{out})으로 구분하며, 현금유입항목에는 보험료 및 재보험수입 등이 해당³⁾하고, 현금유출항목에는 지급보험금 및 해지환급금과 판매수수료, 계약관리비, 인건비 등의 사업비가 포함된다.

위 식에서 $TVOG$ 는 보험계약에 내재되어 있는 옵션 및 보증의 시간가치를 나타내며, 확률론적 시나리오로 산출된 현금흐름 현가의 평균값과 결정론적 단일시나리오로 산출된 현금흐름 현가의 차이로 평가하며, 아래 식(2)와 같이 표현한다.

보험계약에 내재되어 있는 계약자옵션에는 계약해지, 위험보장의 증액·감액 등이 있으며, 보증에는 최저이율보증, 최저 사망·연금보증, 투자원금 보증 등이 포함된다.

3) 본 연구에서는 재보험 관련 현금흐름은 분석모형에 포함하지 않았다.

$$TVOG = \frac{\sum_{j=0}^N PV(FNCF_{stoch(j)})}{N} - PV(FNCF_{det}) \quad (2)$$

위 식에서 $PV(FNCF_{det})$ 는 결정론적 단일시나리오로 산출된 현금흐름의 현가를 나타내고, $PV(FNCF_{stoch})$ 는 확률론적 시나리오로 산출된 현금흐름 현가를 나타내며 본 연구에서는 N=1000개의 시나리오를 사용하였다. $CFout_{j,t}$, $CFin_{j,t}$ 및 $r_{f,j}$ 가 시나리오 j 에 따른 현금유입항목, 현금유출항목 및 무위험이자율이라 할 때, 각각의 산출식은 아래 식 (3) 및 (4)와 같다.

$$PV(FNCF_{det}) = \sum_{t=0}^T \frac{CFout_t - CFin_t}{(1 + r_f)^t} \quad (3)$$

$$PV(FNCF_{stoch(j)}) = \sum_{t=0}^T \frac{CFout_{j,t} - CFin_{j,t}}{(1 + r_{f,j})^t} \quad (4)$$

나. 할인율

보험계약부채의 공정가치 산출 시 미래현금흐름에 화폐의 시간가치를 반영하기 위하여 적정한 할인율을 결정하여야 하는데, IFRS 13 기준서에 따라 할인율은 무위험 이자율에 보험계약의 현금흐름의 특성(발생시기 및 유동성 등)과 보험사의 자기신용위험을 포함한 채무불이행위험을 반영하여야 한다.⁴⁾

본 연구에서는 아래 식 (5)와 같이 공정가치 산출을 위한 할인율 r_n 을 만기 20년까지 국고채 이자율 r_f 에 유동성프리미엄(LP) 및 순채무불이행 위험스프레드(NCR)를 가산하여 산출한다.

$$r_n = r_f + LP + NCR \quad (5)$$

여기에서 NCR은 보험사가 발행한 회사채 이자율과 국고채 이자율간의 차이인 전체 위험스프레드(TRS)에서 유동성프리미엄(LP)을 차감⁵⁾한 후, 예금보험제도의 지급보증 효

4) 기업회계기준서 제1113호 부록B13 (3), (6).

과 등 순채무불이행위험 적용율(이하, 순적용율) g 를 곱하여 아래 식 (6)과 같이 측정한다.

$$NCR = (TRS - LP) \times g \quad (6)$$

할인율 r_n 을 위 식 (6)을 반영하여 다시 표현하면 아래 식 (7)과 같이 정의할 수 있다.

$$r_n = r_f + LP + (TRS - LP) \times g \quad (7)$$

위 식에서 정의된 이자율을 기초로 만기 20년을 초과하는 기간의 이자율을 추정하기 위해 Smith-Wilson(2001) 방법을 사용하여 이자율 기간구조를 외삽법(extrapolation)으로 산출한다.

다. 위험프리미엄(Risk Premium, RP)

위험프리미엄이란 부채를 이전하는 경우 시장참여자의 관점에서 부채에 대한 의무를 부담할 때 요구하는 보상을 의미한다.⁶⁾ 즉 부채의 현금흐름에 내재된 불확실성을 부담하는 것에 대한 보상⁷⁾으로 신지급여력제도(K-ICS)의 위험마진과 유사한 개념이다.

본 연구에서는 미래 헤지불가능위험에 대한 기대요구자본의 현재가치에 자본비용률(CoC)을 곱하여 위험프리미엄을 산출한다. 이 때 적용되는 할인율은 무위험이자율(r_f)곡선을 사용한다.

$$RP = CoC \times \sum_{t=0}^T \frac{RPSCR(t)}{(1 + r_f)^t} \quad (8)$$

위 식 (8)에서 $RPSCR(t)$ 은 미래 t 시점에 요구되는 보험위험자본과 운영위험자본을 합한 금액이며, 아래 식 (9)와 같이 나타낸다.

5) “신용스프레드의 크기는 채무불이행 가능성에 대한 위험프리미엄 이외에 유동성프리미엄(liquidity premium)과 같은 다른 요인을 포함하고 있을 수 있다”(조하현·이승국, 2005, p. 55 참조)

6) 기업회계기준서 제1113호 부록 B31.

7) 기업회계기준서 제1113호 부록 B13 (4).

$$RPSCR(t) = SCR_{life}(t) + SCR_{ops}(t) \quad (9)$$

위 식에서 SCR_{life} 은 각각 사망, 장수, 장애·건강, 해약, 사업비 및 대재해위험으로 구성되며 K-ICS 도입초안의 위험별 상관계수를 적용하여 산출한다. 또한 SCR_{ops} 은 운영위험자본을 나타내며 연간 수입보험료의 4%와 최선추정부채(BEL)의 0.4% 가운데 큰 값으로 정의한다.

2. 전환시점 이행현금흐름

본 연구에서 이행현금흐름(FCF)을 최선추정부채(BEL)와 위험조정(RA)의 합으로 정의한다.

$$FCF = BEL + RA$$

최선추정부채(BEL)와 위험조정(RA)은 아래 식 (10)과 (12)로 나타내며, BEL 은 보험계약 미래현금흐름의 현재가치에 계약자옵션 및 보증의 시간가치를 가산하여 산출한다.

$$BEL = \sum_{t=0}^T \frac{CF_{out}(t) - CF_{in}(t)}{(1 + r_i)^t} + TVOG \quad (10)$$

이 때 적용되는 할인율은 IFRS 17 기준서에서는 구체적 방법을 제시하지 않고 있고, 다만 보험계약의 현금흐름 특성 및 유동성에 기인하는 요소(illiquidity premium)를 반영하여 적절한 할인율을 사용할 것을 요구하고 있다. 본 연구에서는 K-ICS의 규정을 이용하여 무위험이자율 r_f 에 유동성프리미엄(LP)을 가산한 조정이자율 r_i 을 아래 식 (11)과 같이 정의한다.

$$r_i = r_f + LP \quad (11)$$

본 연구에서 위험조정(RA)은 자본비용법을 사용하여 미래 비금융위험 요구자본에 대해 자본비용률(CoC)를 곱하여 산출한다. IFRS 17 기준서에 따라 비금융위험에 대한 RA 산출 시 운영위험은 포함되지 않으며,⁸⁾ 이 때 할인율은 무위험이자율(r_f) 곡선을 사용한다.

$$RA = CoC \times \sum_{t=0}^T \frac{RASCR(t)}{(1+r_f)^t} \quad (12)$$

위 식에서 $RASCR(t)$ 는 미래 t 시점에 요구되는 보험위험에 대한 요구자본 금액으로 이때 운영위험은 제외되며, 아래와 같이 나타낸다.

$$RASCR(t) = SCR_{life}(t)$$

3. 전환시점 보험계약마진

공정가치법을 적용하여 전환 시 보험계약마진(CSM)을 산출하는 경우 CSM 은 공정가치(FV)에서 이행현금흐름(FCF)을 차감하여 산출한다.

$$CSM = FV - FCF \quad (13)$$

만약 $FV > FCF$ 인 경우 $CSM > 0$ 이며, 부채로 인식한 후 잔여 계약기간 동안 상각하여 이익으로 인식한다. 반대로 $FV \leq FCF$ 인 경우 $CSM = 0$ 으로 처리한다.

IFRS 17 전환방법으로 완전소급법 또는 수정소급법이 아닌 공정가치법을 적용하는 경우 보험계약마진(CSM)이 과소하게 측정될 수 있는데 주요 이유는 IFRS 13 기준 공정가치는 현재 시장에서 보험계약부채를 이전할 때 지불하는 가격으로 평가하고 전환시점의 이행현금흐름(FCF)보다 큰 경우에만 CSM 을 인식하는데 반하여, 완전소급법 또는 수정소급법을 적용하는 경우 보험계약부채는 최초 인식시점에 채무를 인수할 때 요구하는 가격으로 평가하여 미래 미실현이익에 해당하는 CSM 을 부채로 적립한 후 계약기간 동안 상각하게 되어 전환시점에 잔여 CSM 을 인식하여야 한다.

4. IFRS 17 전환시점 보험계약부채

IFRS 17 전환 시 보험계약부채(TV)는 아래와 같이 정의하며 이행현금흐름(FCF)에 보험계약마진(CSM)을 더하여 산출한다.

$$TV = FCF + CSM$$

만약 IFRS 17 전환 시 보험계약부채(TV)가 현행 준비금(CV)보다 큰 값을 가지면 전환일에 부채가 증가하게 되어 보험사의 순자산은 감소하고, 반대로 IFRS 17 전환 시 보험계약부채(TV)가 현행 준비금(CV)보다 작으면 전환일에 부채가 감소하게 되어 순자산은 증가할 것이다.

IV. 분석상품 및 가정

1. 분석상품

본 연구의 기본분석을 위해 생명보험업계의 대표적인 종신보험계약을 선정하였는데, 금리확정형 종신보험계약은 과거 판매된 고금리상품이 대부분으로 금리확정형 종신보험 보유계약 중 책임준비금 비중이 가장 높은 상품⁹⁾을 선정하였다. 금리연동형 종신보험계약의 경우 현재까지 판매 중인 상품으로 보험료 납입 비중이 가장 큰 상품¹⁰⁾을 기본분석 대상으로 선정하였다. 판매시기에 따라 종신보험의 상품내용이 달라지므로 상이한 종신보험계약에 대한 분석은 민감도분석을 통하여 고찰하고자 한다. 아래 <Table 1>과 <Table 2>에 기본분석 대상 종신보험계약의 상품구조 및 세부 계약내용을 정리하였다.

9) 2002년 12월 31일 판매된 금리확정형 종신보험상품.

10) 2010년 12월 31일 판매된 금리연동형 종신보험상품.

가. 금리확정형 종신보험

〈Table 1〉 Fixed Interest Whole Life Product for Analysis

This table shows the detailed insurance contract of the fixed interest whole life product (FIWL) to be analyzed.

Classification		Contents				
Product type		non-participating FIWL				
Model point	Sex	Age	Face amount	Issue date	Payment term	Payment method
	male	40	₩100 million	Dec 2002	20 years	monthly
	Premium		₩205 thousand	Current reserve on Dec 2017		₩34,035 thousand
Assumed interest rate			5.5%			
Expected mortality rate			the 3 th life table			
Expense loadings	Acquisition			(α1): 30/1,000 of face amount in the 1 st year (α2): 110% of 1 st yearly premium		
	Maintenance	during payment term		(β1): 1.5/1,000 of face amount each year (β2): 4.5% of paid premium		
		after payment term		(β3): 0.5/1,000 of face amount each year		
		Collection	during payment term		(γ): 2.0% of paid premium	

나. 금리연동형 종신보험

〈Table 2〉 Interest Sensitive Whole Life Product for Analysis

This table shows the detailed insurance contract of an interest sensitive whole life product (ISWL) to be analyzed.

Classification		Contents				
Product type		non-participating ISWL				
Model point	Sex	Age	Face amount	Issue date	Payment term	Payment method
	male	40	₩100 million	Dec 2010	20 years	monthly
	Premium		₩208 thousand	Current reserve on Dec 2017		₩13,532 thousand
Assumed interest rate			3.75%			
Guarantees			minimum guaranteed interest rate: 2.5%			
Expected mortality rate			the 6 th life table			

Expense loadings	Acquisition		30/1,000 of face amount in the 1 st year
	Maintenance	during payment term	($\beta 1$): 1.5/1,000 of face amount each year ($\beta 2$): 4.5% of paid premium
		after payment term	($\beta 3$): 0.5/1,000 of face amount each year
	Collection	during payment term	(γ): 3.0% of paid premium

2. 가정

기본분석에 사용되는 계리적 가정 및 이자율 가정은 다음과 같다.

가. 사망률

본 연구에 사용한 사망률 가정은 보험산업통계¹¹⁾를 참조하여 제8회 참조사망률에 아래 <Table 3>의 경과연도별 손해율을 곱하여 사망률 가정으로 사용하였다.

<Table 3> Mortality Rate Assumption

Below claim rate is multiplied to the corresponding mortality rate of the 8th life table.

Policy term	1 st yr	2 nd yr	3 rd yr	4 th yr	5 th yr	6 th yr	7 th yr	8 th yr	9 th yr	10 th yr	11 th yr+
Claim rate(%)	44	71	83	87	90	92	94	95	96	98	98

나. 보험계약 해지율

본 연구에서는 보험산업통계(2016)를 참조하여 아래 <Table 4>와 같이 비일시납 종신보험의 경과연도별 해지율 결과를 사용하였다.

<Table 4> Lapse Rate Assumption

Policy year	1 st yr	2 nd yr	3 rd yr	4 th yr	5 th yr	6 th yr
Lapse rate(%)	17	18	12	10	9	8
Policy year	7 th yr	8 th yr	9 th yr	10 th yr	11 th yr	12 th yr+
Lapse rate(%)	6	6	5	4	4	3

11) 보험개발원(2016), 보험산업통계.

다. 사업비

본 연구를 위해 아래 <Table 5>와 같이 사업비에 대한 가정을 적용하였다.

<Table 5> Expense Rate Assumption

Acquisition expense	Direct commission	40% level of acquisition loadings
	Other indirect expense	40% level of acquisition loadings
Maintenance expense		70% level of maintenance & collection loadings

라. 자본비용률(CoC)

본 연구의 기본분석을 위해 RP 및 RA 산출 시 적용되는 자본비용률(CoC)을 신지급
여력제도(K-ICS)¹²⁾ 도입초안에서 제시한 대로 5%로 가정하였다.

마. 이자율

본 연구의 기본분석에 사용되는 할인율 r_n 및 r_i 를 결정하기 위하여 먼저 2017년 12월
말 시장에서 관측된 만기 1년에서 20년까지의 국고채 이자율을 기본 무위험이자율 r_f 로
정의한다.

유동성프리미엄(LP)은 K-ICS 도입초안의 변동성 조정을 그대로 적용하여 32bp로 가
정하였다.

보험회사의 경우 일반 회사채 발행이 허용되고 있지 않으며 자본확충 목적으로 후순위
채권 또는 신종자본증권을 제한적으로 발행할 수 있어 관측 가능한 회사채 정보를 구하기
가 쉽지 않다. 따라서 본 연구에서는 아래 <Table 6>과 같이 2017년말 AA⁺등급(비은행)
금융채 이자율을 사용하여 국고채 이자율과의 차이인 전체 위험스프레드(TRS)를 만기
20년까지 산술평균한 53bp로 가정하였다.

12) 금융감독원(2018. 4), 新지급여력제도 도입초안[K-ICS 1.0].

〈Table 6〉 Yields of KTB and Non-banking Financial Bond at The End of 2017
(Unit: %)

Bond maturity	1yr	2yr	3yr	4yr	5yr	7yr	10yr	15yr	20yr
KTB yield	1.86	2.09	2.15	2.31	2.36	2.46	2.48	2.47	2.46
Non-banking financial bond	2.06	2.31	2.50	2.66	2.83	2.90	3.17	3.45	3.50
Credit spread	0.20	0.22	0.35	0.35	0.47	0.44	0.69	0.98	1.04

또한 현행 예금자보호제도 및 감독규제의 효과를 차감하여 순채무불이행위험 적용율(g)을 40%로 가정하였다.

위의 가정들을 적용한 할인을 r_n 및 r_i 는 아래 식 (14) 및 식 (15)와 같이 정의할 수 있다.

$$r_n = r_f + 32bp + (53bp - 32bp) \times 40\% = r_f + 40bp \quad (14)$$

$$r_i = r_f + 32bp \quad (15)$$

만기 20년을 초과하는 기간의 이자율 곡선을 추정하기 위해 Smith-Wilson방법을 사용하여 만기60년 장기수렴금리(UFR)를 4.5%로 가정하여 초장기 이자율기간구조를 외삽법(extrapolation)으로 보정하였으며 1,000개의 위험중립(Risk-neutral) 금리시나리오를 사용하였다.¹³⁾

본 연구에서는 Hull-White 1-factor 모형을 기반으로 이자율 시나리오를 산출하고 공사이율은 이자율 시나리오의 90%로 가정하였다.

V. 분석 결과

1. 기본분석

본 연구에서는 2017년 12월 31일을 IFRS 17 전환일로 가정하였으며, 산출 결과의 비교 설명을 용이하게 하기 위해 IFRS 17 전환 시 보험계약부채(TV)를 현행준비금(CV)으

13) Numerix 경제적 시나리오 생성모델(ESG)을 통해 산출하였다.

로 나눈 비율인 IFRS 17 부채전환율(%)을 $R-TVCV$ 로 정의하며, 아래 식 (16)으로 표시한다.

$R-TVCV > 100\%$ 인 경우 IFRS 17 전환 시 보험계약부채가 현행준비금보다 커지게 되어 부채를 추가적으로 적립하여야 하고, 반대의 경우 IFRS 17 전환 시 부채가 현행준비금보다 작게 되어 부채가 감소하게 됨을 의미한다.

$$R-TVCV = \frac{TV}{CV} \quad (16)$$

가. 공정가치법하의 CSM

2017년 12월 말을 전환시점으로 가정하고 IV. 분석상품 및 가정을 적용하여 공정가치법하의 CSM을 산출한 결과는 아래 <Table 7>과 같다.

<Table 7> CSM Based on Fair Value Approach

This table shows the contractual service margin(CSM) based on fair value approach for whole life products to be analyzed.

(Unit: ₩ thousand)

Classification		FIWL	ISWL
Fair value (IFRS 13)	ECF	34,602	11,477
	RP	1,765	1,212
	FV	36,367	12,689
Fulfillment cash flows (IFRS 17)	BEL	35,172	11,774
	RA	1,592	1,143
	FCF	36,764	12,917
CSM (=FV - FCF)		-397=> 0	-228 => 0

본 연구 결과에 따르면 분석 대상 종신보험계약의 전환시점 CSM 값은 모두 0으로 산출되었다. 전환시점 CSM을 결정하는 FV와 FCF 간의 차이를 발생시키는 요인은 첫째, FV 산출 시 보험회사의 자기신용위험 등 채무불이행위험을 가산한 할인율 r_n 이 FCF 산출 시 할인율 r_i 보다 약 8bp 높아지게 되어 FV가 상대적으로 작게 산출되는 영향이고,

두 번째는 보험위험 및 운영위험의 기대 요구자본을 반영한 FV 산출 시 RP 가 보험위험만을 반영한 FCF 산출 시 RA 보다 큰 값을 가지므로 FV 가 상대적으로 크게 산출되는 요인으로 구분될 수 있다. 위 <Table 7>에서는 할인율 차이에 의한 FV 감소효과가 운영위험자본 반영에 의한 FV 증가효과보다 크게 나타나는 것으로 판단된다.

나. 전환시점 보험계약부채평가

아래 <Table 8>은 2017년 12월 말을 IFRS 17 전환일로 가정하였을 경우 분석 대상 종신보험계약의 IFRS 17 부채전환율($R - TVCV$) 및 현행 준비금과의 차이를 나타낸다.

<Table 8> $R - TVCV$ at IFRS 17 Transition Date

This table shows the results of insurance contract liability under IFRS 17 and gives a comparison with the current policy reserve for whole life products to be analyzed. The $R - TVCV$ refers to IFRS 17 insurance contract liability over the current policy reserve at the IFRS 17 transition date.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	TV		CV		$TV - CV$	$R - TVCV(\%)$
FIWL	TV	36,764	CV	34,035	+2,729	108.0%
	FCF	36,764	V_t	34,035		
	CSM	0	DAC	0		
ISWL	TV	12,917	CV	13,532	-615	95.5%
	FCF	12,917	V_t	13,532		
	CSM	0	DAC	0		

위 표에서 현행준비금(CV)은 순보험료식 책임준비금(V_t)에서 미상각신계약비(DAC)를 차감한 해약식 준비금을 의미하며 최초 보험계약 체결 시점의 예정이자율, 예정사망률 및 예정사업비율 가정을 일관되게 적용하여 산출한다. 따라서 2017년 12월 말 전환시점의 시장이자율, 사망률 및 사업비 등 현행 최적가정을 반영한 IFRS 17 전환 시 부채(TV) 값과 차이가 발생하게 된다.

분석 대상 금리확정형 종신보험계약의 경우 예정이자율 5.5% 대비 IFRS 17 전환일의 시장금리를 반영한 낮은 할인율로 인하여 IFRS 17 전환 시 $R - TVCV$ 가 108.0%로 TV

와 CV 의 차이 금액인 2,729천원의 추가 부채 부담이 발생하는 것으로 분석되었다. 반면 금리연동형 종신보험계약은 현행준비금이 예정이율 3.75% 또는 최저보증이율 2.5% 이상의 공시이율 중 큰 금액으로 적립되므로 할인율 인하 영향이 상대적으로 작으며 대부분 사망률 개선효과로 상쇄되어 IFRS 17 전환 시 $R - TVCV$ 가 95.5%로 615천원의 부채 환입이 발생하는 것으로 파악된다.

또한 완전소급법 또는 수정소급법을 적용하는 경우 최초 인식시점의 CSM 중 전환일 이후 잔여 계약기간에 해당하는 미상각액을 부채로 인식하여야 하나, 공정가치법을 적용할 경우 CSM 이 0의 값으로 측정되어 IFRS 17 전환 시 부채에 추가적인 영향을 주지 않는다.

아래 <Table 9>와 <Table 10>은 IFRS 17 부채전환을 $R - TVCV$ 및 현행준비금(CV)과의 차이를 주요 원인별로 분석한 결과¹⁴⁾를 나타낸다.

<Table 9> Variation Factors of $R - TVCV$ for FIWL

This table shows the key variation factors between IFRS 17 insurance contract liability and the current policy reserve and also each impact on $R - TVCV$ for FIWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Insurance contract liability	Difference	$R - TVCV(\%)$
CV	34,035	-	100%
i) Others	34,160	+125	+0.4%
ii) Lapse rate	34,177	+17	+0.0%
iii) Expense rate	32,988	-1,189	-3.5%
iv) Mortality rate	21,537	-11,451	-33.6%
v) Discount rate	35,172	+13,635	+40.1%
vi) RA	36,764	+1,592	+4.7%
TV	36,764	+2,729	108.0%

금리확정형 종신보험의 IFRS 17 기준 부채 측정값은 예정이자율(5.5%)이 아닌 현재 시장금리를 반영한 낮은 할인율(r_t)로 평가되어 부채가 약 40.1% 매우 크게 증가하게 된다. 다만 사망률 가정을 예정사망률인 제3회 경험생명표가 아닌 현행 경험통계인 제8회 참조사망률에 경과연도별 조정률로 평가하므로 사망률 개선효과로 인하여 부채가 약 33.6% 감소

14) IFRS 17 전환 시 보험계약부채(TV)를 산출한 후 역순으로 현행준비금(CV)과의 차이를 원인별로 분석하였다.

하게 된다. 또한 현행 준비금(CV) 산출 시 요구되지 않으나 IFRS 17 부채평가를 위해 포함하여야 하는 위험조정(RA) 가산 효과로 부채가 약 4.7% 증가하며, 반대로 예정사업비 대비 현행사업비율 가정이 낮음에 따라 약 3.5% 부채가 감소하는 것으로 분석되었다.

〈Table 10〉 Variation Factors of $R - TVCV$ for ISWL

This table shows the key variation factors between IFRS 17 insurance contract liability and the current policy reserve and each impact on $R - TVCV$ for ISWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Insurance contract liability	Difference	$R - TVCV(\%)$
CV	13,532	-	100%
i) Others	13,505	-27	-0.2%
ii) Lapse rate	13,533	+28	+0.2%
iii) Expense rate	10,414	-3,119	-23.0%
iv) Mortality rate	8,807	-1,607	-11.9%
v) Discount rate	11,476	+2,669	+19.7%
vi) RA & $TVOG$	12,917	+1,441	+10.6%
TV	12,917	-615	95.5%

금리연동형 종신보험의 경우 예정이율 3.75%와 현행 할인율 차이에 따른 보험계약부채 증가 효과가 약 19.7%이고 반면 예정사망률인 제6회 경험생명표 대비 현행 사망률 차이로 인한 부채 감소 효과가 약 11.9%로 측정되었다. 또한 $TVOG$ 및 RA 가산 효과로 부채가 약 10.6% 증가하나, 반대로 현행 사업비율이 낮아져 부채가 약 23.0% 감소한다.

금리확정형 대비 금리연동형 종신보험의 $R - TVCV$ 차이를 비교하면 금리연동형 종신보험의 예정이자율 대비 현행 할인율 효과가 금리확정형보다 적어 $R - TVCV$ 증가폭이 상대적으로 작고, 금리연동형 종신보험에는 제6회 경험생명표가 적용되어 금리확정형의 제3회 경험생명표보다 사망률 개선 효과로 인한 $R - TVCV$ 감소폭 역시 감소하였다. 또한 금리연동형 종신보험의 잔여 보험료납입기간 및 보험계약기간이 금리확정형보다 장기간으로 RA 및 사업비율 효과가 각각 크게 나타나는 것으로 분석되었다.

2. 민감도분석

가. 순적용율(g)에 따른 민감도분석

공정가치(FV) 산출을 위한 할인율 r_n 에 반영되는 순적용율 g 에 대한 민감도분석 결과는 아래 <Table 11> 및 <Table 12>와 같다.

먼저 $g=100\%$ 인 경우, 즉 예금보험제도 등 지급보증 효과를 고려하지 않는 경우, 순채 무불이행 위험스프레드(NCR) 및 할인율 r_n 이 증가하여 전환일 FV 가 감소하므로 $R-TVCV$ 는 변하지 않는다. 반대로 $g=0\%$ 인 경우, 즉 예금보험제도 등 지급보증 효과로 $NCR = 0$ 이 되어 할인율 r_n 이 감소하므로 FV 가 증가하고 $CSM > 0$ 으로 산출된다. 따라서 IFRS 17 전환일 $R-TVCV$ 가 금리확정형은 0.3%p 그리고 금리연동형은 0.5%p 증가한다.

<Table 11> Sensitivity Analysis by Net Application Rate(g) for FIWL

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of the net application rate(g) used to determine discount rate of fair value calculation for FIWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	$g = 100\%$	Base($g = 40\%$)	$g = 0\%$
FV	35,571	36,367	36,868
FCF	36,764		
CSM	0	0	104
TV	36,764	36,764	36,868
CV	34,035		
$R-TVCV(\%)$	108.0%	108.0%	108.3%

〈Table 12〉 Sensitivity Analysis by Net Application Rate(g) for ISWL

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of the net application rate(g) used to determine discount rate of fair value calculation for ISWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	$g = 100\%$	Base($g = 40\%$)	$g = 0\%$
<i>FV</i>	12,208	12,689	12,991
<i>FCF</i>	12,917		
<i>CSM</i>	0	0	74
<i>TV</i>	12,917	12,917	12,991
<i>CV</i>	13,532		
<i>R- TVCV(%)</i>	95.5%	95.5%	96.0%

나. 자본비용률(CoC)에 따른 민감도분석

FV 산출 시 적용하는 CoC 에 대한 민감도분석 결과는 아래 〈Table 13〉과 〈Table 14〉와 같다.

$CoC = 6\%$ 인 경우 금리확정형은 *FV*가 여전히 *FCF* 보다 작아 *R- TVCV*가 변하지 않으나, 금리연동형은 *FV*가 *FCF* 보다 크게 되어 *CSM*=14로 산출되고 *R- TVCV*가 0.1%p 증가한다. 만약 $CoC = 7\%$ 인 경우 분석 대상 계약 모두 *FV*가 *FCF* 보다 커지며 전환시점 *CSM*이 금리확정형은 310 그리고 금리연동형은 257로 산출되어 *R- TVCV*가 각각 0.9%p와 1.8%p 증가한다.

〈Table 13〉 Sensitivity Analysis by CoC for FIWL

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of CoC used to calculate fair value of FIWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Base($CoC = 5\%$)	$CoC = 6\%$	$CoC = 7\%$
<i>FV</i>	36,367	36,721	37,074
<i>FCF</i>	36,764		
<i>CSM</i>	0	0	310
<i>TV</i>	36,764	36,764	37,074
<i>CV</i>	34,035		
<i>R- TVCV(%)</i>	108.0%	108.0%	108.9%

〈Table 14〉 Sensitivity Analysis by CoC for ISWL

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of CoC used to calculate fair value of ISWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Base($CoC=5\%$)	$CoC=6\%$	$CoC=7\%$
FV	12,689	12,931	13,174
FCF	12,917		
CSM	0	14	257
TV	12,917	12,931	13,174
CV	13,532		
$R-TVCV(\%)$	95.5%	95.6%	97.4%

다. 해지율에 따른 민감도분석

해지율이 기본가정 대비 75%로 감소하거나 또는 125%로 상승하는 경우의 민감도분석 결과는 아래 〈Table 15〉와 같다. 계약 경과기간이 얼마 지나지 않은 신규계약의 경우를 제외하고 일반적으로 보유계약의 해지율이 낮아지면 미래 계약현금흐름에서 해약환급금 지급은 감소하나 보험료 수입은 증가하게 되어 IFRS 17 전환 시 부채(TV)가 감소하고 $R-TVCV$ 또한 감소할 것이다.

금리확정형 종신보험은 해지율이 감소될 때 $R-TVCV$ 가 약 1.4%p 감소하고, 해지율이 증가되는 경우 $R-TVCV$ 가 약 0.8%p 증가하는 것으로 분석되었다. 금리연동형 종신보험은 해지율이 감소될 때 $R-TVCV$ 가 2.2%p 감소하고, 해지율이 상승하는 경우 $R-TVCV$ 약 1.6%p 증가하는 것으로 분석되었다.

금리확정형의 경우 해지율이 하락할 때 보다 상승할 때의 $R-TVCV$ 영향이 작은 이유는 해지율 상승으로 미래 보유건수가 감소하여 이자율차 역마진 영향이 완화되기 때문인 것으로 판단된다.

〈Table 15〉 Sensitivity Analysis by Lapse Rate

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of lapse rate assumptions.
(Unit: ₩ thousand)

Classification		Lapse 25% down	Base	Lapse 25% up
FIWL	TV	36,268	36,764	37,038
	R- TVCV(%)	106.6%	108.0%	108.8%
ISWL	TV	12,631	12,917	13,141
	R- TVCV(%)	93.3%	95.5%	97.1%

라. 시장이자율에 따른 민감도분석

만약 전환시점 시장이자율이 만기 20년까지 일률적으로 0.5%씩 하락 또는 상승하는 경우 원가법 기반의 현행준비금(CV)은 변하지 않으나, 시가평가 기반의 전환 시 부채(TV)는 이자율에 매우 민감하게 변동한다.

아래 〈Table 16〉과 같이 금리확정형 종신보험은 시장이자율이 0.5%p 하락 또는 상승하는 경우 IFRS 17 전환 시 부채(TV)가 변동되어 R- TVCV가 각각 10.2%p 증가 또는 9.2%p 감소한다. 그러나 금리연동형의 경우 최저보증이율 효과로 인하여 시장이자율 하락 시에는 R- TVCV가 15.9%p 증가하나 반대로 시장이자율 상승 시에는 R- TVCV가 8.5%p 감소하여 금리 하락 시 부채 변동이 더 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

〈Table 16〉 Sensitivity Analysis by Risk Free Interest Rate

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of the interest rate curve based on Korea treasury bonds.

(Unit: ₩ thousand)

Classification		$r_f - 0.5\%$	Base(r_f)	$r_f + 0.5\%$
FIWL	TV	40,225	36,764	33,617
	CV	34,035		
	R- TVCV(%)	118.2%	108.0%	98.8%
ISWL	TV	15,075	12,917	11,767
	CV	13,532		
	R- TVCV(%)	111.4%	95.5%	87.0%

마. UFR에 따른 민감도분석

2017년 유럽보험연금감독청(EIOPA)은 SolvencyII에 적용되는 장기수령금리(UFR)을 기존 4.2%에서 3.65%로 인하하도록 관련규정을 개정하였으며, 2018년 적용 UFR을 기존 대비 15bp 낮은 4.05%로 제시하였다.

따라서 우리나라의 K-ICS기준 UFR이 인하되는 경우의 민감도분석 결과는 아래 <Table 17>과 같다. UFR이 낮아지는 경우 장기할인을 인하 효과로 IFRS 17 전환 시 부채(TV)가 증가하고 $R-TVCV$ 또한 증가할 것이다.

금리확정형은 UFR이 0.3%p 인하될 때 $R-TVCV$ 가 약 0.9%p씩 증가하며, 금리연동형 종신보험의 경우 부채의 잔존 계약기간 및 보험료 납입기간이 긴 영향으로 약 2.7%p씩 증가하는 것으로 분석되었다.

<Table 17> Sensitivity Analysis by UFR

This table shows the results of sensitivity analysis by changes of the ultimate interest rate(UFR) for generating discount rate curve.

(Unit: ₩ thousand)

Classification		Base(4.50%)	4.20%	3.90%	3.60%
FIWL	TV	36,764	37,053	37,344	37,636
	$R-TVCV(\%)$	108.0%	108.9%	109.7%	110.6%
ISWL	TV	12,917	13,271	13,634	14,003
	$R-TVCV(\%)$	95.5%	98.1%	100.8%	103.5%

바. 종신보험 상품별 민감도분석

기본분석에서 사용된 종신보험계약은 생명보험업계의 대표적인 상품을 선정하였고 기본분석상품 외에도 많이 판매된 추가적인 대표 종신보험계약을 선정하여 민감도분석을 수행하고자 한다.

(1) 민감도분석 대상 계약

기본분석 종신보험 대표 계약에 외에 아래 <Table 18>과 같이 상이한 종신보험계약들

을 민감도분석 대상 계약으로 선정하였다. 민감도분석을 위해 IFRS 17 전환일을 2017년 12월 31일로 가정하였고 기본분석 가정을 그대로 사용하였다.

〈Table 18〉 Different Types of Whole Life Products for Sensitivity Analyses

This table shows the detailed insurance contracts for sensitivity analyses of different types of FIWL and ISWL.

Classification		Issue date	Assumed/Minimum guaranteed rate	Mortality rate table	Premium (₩ thousand)
FIWL	policy1	Dec 31, 2007	4.0%	the 5 th life table	213
	policy2	Dec 31, 2012	3.5%	the 7 th life table	217
ISWL	policy3	Dec 31, 2004	4.0%/4.0%	the 4 th life table	235
	policy4	Dec 31, 2014	3.5%/2.0%	the 7 th life table	218

(2) 민감도분석 결과

금리확정형의 경우 아래 〈Table 19〉와 같이 예정이율이 4.0%인 민감도분석 대상 계약(policy1)의 $R-TVCV$ 가 101.4%로 기본분석에 비해 6.6%p 감소하고, 예정이율이 3.5%인 계약(policy2)의 경우 $R-TVCV$ 가 88.7%로 IFRS 17 전환 시 부채가 현행 준비금 대비 감소하고 약 11.3% 부채의 환입이 발생하는 것으로 분석되었다. 따라서 본 민감도분석 결과에 따라 예정이율이 낮아질수록 IFRS 17 전환 시 부채 부담이 감소하며 예정이율이 4.0%보다 낮은 금리확정형 종신보험계약의 경우 IFRS 17 전환일 부채가 현행 준비금 보다 작아지는 것으로 판단된다.

〈Table 19〉 Sensitivity Analysis for Different Types of FIWL

This table shows the results of sensitivity analyses for different types of FIWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Base	Policy1	Policy2
TV	36,764	20,864	8,031
CV	34,035	20,578	9,056
$R-TVCV(\%)$	108.0%	101.4%	88.7%

아래 〈Table 20〉과 같이 금리연동형 종신보험계약에 대한 민감도분석 결과 예정이율 및 최저보증이율이 4.0%로 동일한 계약(policy3)의 $R-TVCV$ 는 100.1%로 기본분석

에 비해 4.6%p 증가하는 반면, 예정이율이 3.5%이고 최저보증이율 2.0%인 계약 (policy4)의 경우 $R-TVCV$ 가 95.0%로 IFRS 17 전환 시 부채가 현행 준비금 대비 감소하고 약 5%의 부채 환입이 발생하는 것으로 분석된다.

〈Table 20〉 Sensitivity Analysis for Different Types of ISWL

This table shows the results of sensitivity analyses for different types of ISWL.

(Unit: ₩ thousand)

Classification	Base	Policy3	Policy4
<i>TV</i>	12,917	30,970	3,923
<i>CV</i>	13,532	30,925	4,128
$R-TVCV(\%)$	95.5%	100.1%	95.0%

VI. 결론

2022년 1월 1일 시행 예정인 IFRS 17 경과규정에 따라 보험회사는 시행일 직전회계연도 시작일을 전환일로 하여 비교목적 재무제표를 새로운 회계기준에 따라 재작성하여야 한다. 이때 원칙적으로 완전소급법을 적용하여야 하나, 실무적으로 완전소급법 적용이 불가능한 경우 수정소급법 또는 공정가치법을 선택적으로 적용할 수 있다. 우리나라 실정에서 완전소급법 또는 수정소급법을 오래된 과거 보험계약에 적용하는 것은 어려운 것으로 판단되기 때문에 보험사들은 전환시점 *CSM*을 추정하기 위해 공정가치법을 광범위하게 적용할 것으로 예상된다.

본 연구는 보험계약부채 공정가치 산출에 대한 국제회계기준 및 신지급여력제도 (K-ICS) 공개초안의 요구사항과 선행연구들을 종합적으로 고찰한 후, 자본비용법을 사용하여 위험프리미엄을 산출하고 할인율에 채무불이행위험을 반영하는 방법을 실증적으로 제시하였다. 특히 IFRS 17 공정가치법하에서 실제 종신보험상품의 보유계약에 대한 보험계약부채의 공정가치를 산출하였으며 IFRS 17 이행현금흐름과 차이를 이용하여 전환 시 *CSM*을 측정하였다.

본 연구의 기본분석에서는 공정가치법을 적용하여 전환일의 공정가치에서 IFRS 17 이행

현금흐름을 차감하여 *CSM*을 측정할 경우 기본분석 대상 종신보험계약의 전환 시 *CSM*이 모두 0의 값으로 산출되었고 따라서 IFRS 17 전환 시 *CSM*으로 인하여 부채가 추가적으로 증가하지 않는 것으로 분석되었다. 또한 기본분석 대상 금리확정형 종신보험계약의 경우 예정이율 5.5%로 현재 시장이자율 대비 높은 금리역마진 부담으로 인하여 IFRS 17 전환 시 부채가 현행 준비금 대비 108.0% 수준으로 증가하는 것으로 나타났으며, 반면 기본분석 대상 금리연동형 종신보험계약은 예정이율 및 최저보증이율이 각각 3.75%와 2.5%로 금리역마진 부담이 상대적으로 작고 예상사망률 대비 현행 최적사망률의 개선효과로 대부분이 상쇄되어 IFRS 17 전환 시 부채가 현행준비금 대비 95.5%로 감소하는 것으로 분석되었다.

본 연구에서 수행한 민감도분석 결과에 따르면 공정가치 산출 시 할인율에 반영되는 채무불이행위험 순적용율 $g = 0$ 인 경우 전환일 공정가치가 이행현금흐름보다 크게 되어 *CSM*이 0보다 크게 산출되며, 또한 공정가치 산출 시 위험프리미엄의 자본비용률을 6%로 증가시키면 금리연동형 종신보험계약의 *CSM*이 0보다 크게 산출되었으며, 자본비용률이 7%로 증가하면 금리확정형 및 금리연동형 종신보험계약 모두에서 *CSM*이 0보다 크게 산출되는 것으로 분석되었다. IFRS 17 기준 보험계약부채는 시장이자율 변화에 따라 민감하게 변동되는데 시장이자율이 0.5%p 하락하면 IFRS 17 전환 시 부채전환율($R - TVCV$)이 금리확정형 종신보험의 경우 약 10.2%p 증가하고 금리연동형은 약 15.9%p 증가하는 것으로 분석되었으며, 만약 장기수령금리(UFR)가 현재 4.5%에서 0.3%p씩 인하되는 경우 전환 시 $R - TVCV$ 가 금리확정형은 약 0.9%p 그리고 금리연동형은 약 2.7%p 증가할 것으로 분석되었다. 예정이율 및 판매일자가 각기 다른 종신보험계약에 대한 민감도 분석을 수행한 결과 예정이율 또는 최저보증이율이 4.0% 보다 낮은 종신보험계약의 경우 전환 시 보험계약부채(*TV*)가 현행준비금(*CV*) 보다 작아지며 IFRS 17 전환 시 부채 환입이 발생하는 것으로 분석되었다.

본 연구 결과는 여러 제약요소를 포함하고 있다. 우리나라에서는 특정 보험계약집합(Closed fund or Runoff contracts)에 대한 계약이전이나 공동재보험(Coinsurance) 등의 거래가 허용되고 있지 않아 보험계약부채의 공정가치 평가를 위한 적절한 위험프리미엄 또는 할인율 등에 관한 관측 가능한 시장정보가 존재하지 않는다. 본 연구에서는 보험계약

부채 공정가치 산출 시 반영하여야 하는 위험프리미엄과 할인율에 가산하여야 하는 비유동성프리미엄 및 채무불이행위험(Non-performing risk) 등 매개변수들을 K-ICS 공개초안을 기초로 단순화하여 정의하였다. 따라서 IFRS 17 전환 시 공정가치법을 적용하기 위해서 보험회사 자기신용위험을 포함한 채무불이행위험과 보험계약부채의 비유동성프리미엄을 측정하고 위험프리미엄을 산출하는 방법에 대한 더 구체적인 연구가 필요할 것이다.

IFRS 17에서 허용하고 있는 전환방법에 따라 전환 시 *CSM*이 다르게 산출될 수 있으며 수정소급법 또는 공정가치법을 적용하는 경우에는 발행시점 차이가 1년을 초과하는 보험계약을 동일한 계약집합으로 통합하여 평가할 수 있기 때문에 보험계약집합별 IFRS 17 전환방법을 선정하고 전환 시 *CSM*을 평가하는 것은 보험회사의 전환일 현재 재무상태와 전환일 이후 미래 수익성에 중대한 영향을 미치게 된다. 만약 선택한 전환방법에 의해 전환 시 *CSM*을 크게 산정하는 경우 전환일의 자본이 감소하여 재무상태는 악화되고 자본확충 부담이 증가하나, 반면에 전환일에 적립한 *CSM*은 미래 보험계약에 대한 서비스가 제공되는 기간 동안 비례하여 상각되어 이익으로 인식됨으로써 미래 수익성은 개선될 수 있을 것이다. 반대로 선택한 전환방법으로 인해 전환 시 *CSM*을 작게 산정하는 경우에는 상대적으로 전환일의 자본이 증가하여 재무상태는 개선되나, 미래 당기손익의 원천이 감소하여 회사의 미래 수익성은 낮아질 것이다. 이러한 관점에서 전환일의 전환방법은 향후 보험사의 미래 수익성에 중요한 영향을 미치게 될 것이므로 향후 공정가치법을 포함한 전환방법에 대한 연구가 더 이루어지길 기대한다.

참고문헌

- 금융감독원 (2018. 4), 신지급여력제도 도입초안, IFRS 17 도입준비위원회.
(Translated in English) Financial Supervisory Service (2018. 4). K-ICS 1.0,
The IFRS 17 Introduction Committee.
- 금융감독원 (2018. 1), IFRS 17 시행 대비 보험감독회계 개선 공개협의안(II), IFRS 17
도입준비위원회 실무작업반.
(Translated in English) Financial Supervisory Service (2018. 1). A Exposure
Draft of Statutory Accounting Standard for Implementing IFRS 17,
Working Group of SAP in IFRS 17 Introduction Committee.
- 김석영·김세영·이선주 (2018), **보험상품 변천과 개발 방향 : 생명보험 상품 중심**, 연구보
고서 2018-5, 보험연구원.
(Translated in English) Kim, S., S., Kim, and S., Lee (2018). *Insurance
Product Changes and Development Direction - Focused on Life
Insurance Products*, The Research Report 2018-5, Korea Insurance
Research Institute.
- 노건엽·박경국 (2014), “IFRS4 2단계 하에서의 보험부채평가목적 할인율에 관한 연구”,
리스크관리연구, 제25권 제3호, 한국리스크관리학회.
(Translated in English) Noh, G., and K., Park (2014). “A Study on Discount
Rate for Insurance Liability Valuation under IFRS 4 Phase II”, *The
Journal of Risk Management*, 25(3).
- 노건엽·장봉규·태현욱 (2016), “보험부채 공정가치 평가 목적 할인율에 관한 연구”, **보
험학회지**, 제107집, 한국보험학회.
(Translated in English) Noh, G., B., Jang, and H., Tae (2016). “A Study on
Discount Rates for Fair Valuation of Insurance Liabilities”, *Korea
Insurance Journal*, 107.
- 오세경·박기남·최시열 (2016), “IFRS4 2단계 하에서의 유동성 프리미엄을 반영한 할인

을 추정에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제27권 제4호, 보험연구원.

(Translated in English) Oh, S., K., Park. and S., Choi (2016). “Estimation of the Discount Rates for Insurance Liability Valuation Reflecting the Term Structure of Liquidity Premiums under IFRS 4 Phase II”, *Journal of Insurance and Finance*, 27(4).

오세경·오창수·박소정·최시열·박기남 (2018), “IFRS 17 보험부채의 할인율 추정에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제29권 제3호, 보험연구원.

(Translated in English) Oh, S., et al. (2018). “A Study on the Estimation of the Discount Rate for the Insurance Liability under IFRS 17”, *Journal of Insurance and Finance*, 29(3).

오창수 (2017), “국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제28권 제4호, 보험연구원.

(Translated in English) Ouh, C. (2017). “A Study on the Fair Value of Insurance Contract Liabilities under IFRS”, *Journal of Insurance and Finance*, 28(4).

____ (2016), “국제회계기준(IFRS4)하에서 공정가치접근법 적용에 관한 연구”, **계리학연구**, 제8권 제1호, 한국계리학회.

(Translated in English) Ouh, C. (2016). “A Study on the Fair Value Approach under IFRS 4”, *The Journal of Actuarial Science*, 8(1).

____ (2015), “IFRS 4 도입에 따른 보험감독제도 운영방안”, **보험금융연구**, 제26권 제3호, 보험연구원.

(Translated in English) Ouh, C. (2015). “The Proposal of Insurance Supervisory System with the Introduction of IFRS 4”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(3).

____ (2011), “국제회계기준도입에 따른 보험상품의 영향분석”, **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 한국리스크관리학회.

(Translated in English) Ouh, C. (2011). “The Impact of the Introduction of IFRS

17 on Insurance Products”, *The Journal of Risk Management*, 22(2).

____ (2009), “리스크를 고려한 생보상품의 수익성 측정에 관한 연구”, **계리학연구**, 제1권 제1호, 한국계리학회.

(Translated in English) Ouh, C. (2009). “A Study on the Risk Based Profit Measure of Life Insurance Products”, *The Journal of Actuarial Science*, 1(1).

오창수·김성수 (2017a), “IFRS 17하에서 금리연동형 연금보험의 최저보증이율 보증비용에 관한 연구”, **계리학연구**, 제9권 제1호, 한국계리학회.

(Translated in English) Ouh, C., and S., Kim (2017a). “A Study on the Minimum Guaranteed Interest Rate Cost of Interest-Sensitive Annuity Products under IFRS 17”, *The Journal of Actuarial Science*, 9(1).

오창수·김수은 (2018), “IFRS 17의 계약자행동을 반영한 금리연동형보험의 GMSB비용 분석”, **보험금융연구**, 제29권 제1호, 보험연구원.

(Translated in English) Ouh, C., and S., Kim (2018). “Analysis of the Cost of Guaranteed Minimum Surrender Benefit(GMSB) for Interest Sensitive Life Insurance considering Policyholder Behaviour under IFRS 17”, *Journal of Insurance and Finance*, 29(1).

오창수·박규서 (2016a), “국제회계기준(IFRS4)하에서의 이율보증평가-동적해지율 적용을 중심으로-”, **보험금융연구**, 제27권 제1호, 보험연구원.

(Translated in English) Ouh, C., and K., Park (2016a). “A Study on the Valuation of Interest Rate Guarantees under IFRS with Dynamic Lapse Rates”, *Journal of Insurance and Finance*, 27(1).

오창수·박종각 (2016b), “국제회계기준(IFRS4) 2단계 도입에 따른 보험부채 영향분석”, **계리학연구**, 제8권 제1호, 한국계리학회.

(Translated in English) Ouh, C., and J., Park (2016b). “The Impact on Reserve under IFRS 4 Phase II”, *The Journal of Actuarial Science*, 8(1).

오창수·오수연·오창영·이성호·이창욱 (2012), “Solvency II 기준에 따른 보험부채평가

에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제23권 제1호, 한국리스크관리학회.

(Translated in English) Ouh, C., et al. (2012). “A Study on the Valuation of Insurance Liability under Solvency II”, *The Journal of Risk Management*, 23(1).

오창수·유인현·박규서·강원재 (2013), “IFRS4 기준하의 보험부채평가에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제24권 제2호, 한국리스크관리학회.

(Translated in English) Ouh, C., I., Ryu, K., Park, and W., Kang (2013). “A Study on the Valuation of Insurance Liability based on the IFRS 4”, *The Journal of Risk Management*, 24(2).

오창수·은재경 (2017b), “IFRS 17 도입에 따른 종신보험의 보증형태별 보증비용 및 수익성 분석”, **보험금융연구**, 제28권 제3호, 보험연구원.

(Translated in English) Ouh, C., and J., Eun (2017b). “A Study on the Guarantee Costs and the Profitability Analysis of Whole Life Insurance by Different Guarantee Type according to Introduction of IFRS 17”, *Journal of Insurance and Finance*, 28(3).

오창수·조석희 (2009), “보험부채 리스크마진의 측정에 관한 연구 -국제회계기준을 중심으로-”, **보험학회지**, 제84집, 한국보험학회.

(Translated in English) Ouh, C., and S., Cho (2009). “A Study on the Measurement of the Risk Margin of the Insurance Liability - Focusing on the IFRS4”, *Korea Insurance Journal*, 84.

오창수·최양호 (2015), “헷지 관련 보증준비금제도 운영방안”, **계리학연구**, 제7권 제2호, 한국계리학회.

(Translated in English) Ouh, C., and Y., Choi (2015). “A Study under Guaranteed Minimum Reserve related to Hedging”, *The Journal of Actuarial Science*, 7(2).

윤영준 (2011), “국제보험회계기준 도입에 따른 책임준비금 평가에 관한 연구 -생명보험 회사를 중심으로”, **계리학연구**, 제3권 제1호, 한국계리학회.

(Translated in English) Yoon, Y. (2011). “A Study on the Evaluation of Reserve based on the Introduction of IFRS4 - Concentrated on Life Insurance Company”, *The Journal of Actuarial Science*, 3(1).

조하현·이승국 (2005), “신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구”, **한국경제의 분석**, 제11권 제1호, 한국금융연구원.

(Translated in English) Cho, H., and S., Lee (2005). “An Empirical Study on the Determinants of Credit Spread”, *Journal Korean Economic Analysis*, 11(1).

한국회계기준원 (2017), 기업회계기준서 제1117호-보험계약 제정 공개초안.

(Translated in English) Korea Accounting Standard Board (2017). A Exposure Draft of Accounting Standard 1117 - Insurance Contracts.

_____ (2015), 기업회계기준서 제1113호-공정가치 측정.

(Translated in English) Korea Accounting Standard Board (2015), Accounting Standard 1113 - Fair Value Measurement.

Abstract

Using the fair value approach for IFRS 17 transition, this study directly computes the contractual service margin(CSM) and the insurance contract liability under IFRS 17 for representative Whole Life product contracts, and then compares them with the current reserves. Because a non-performance risk should reflect the discount rate used in fair value approach, the fair value at the transition date is lower than the fulfillment cash flow under IFRS 17, and so CSM is equal to zero. As a result, IFRS 17 liability of the fixed interest whole life insurance contract(5.5% of the assumed rate) is increased by 8.0%p compared to the current reserve, but IFRS 17 liability of the interest sensitive whole life insurance contract(3.75% of the assumed rate and 2.5% of the minimum guaranteed rate) is decreased by 4.5%p at the transition date. This study also carries out the sensitivity analysis for changes of main variables.

※ Key words: IFRS 17, Fair Value Approach, Non-performance risk, Whole Life Insurance Contract

고령층의 민영건강보험 수요결정요인과 잠재적 수요 분석*

Estimation of determinants and potential demand for private health insurance for the elderly in Korea

강 성 호**·김 대 환***·이 순 재****

Sungho Kang·DaeHwan Kim·Soonjae Lee

본 연구는 민영건강보험 수요를 결정하는 요인과 고령층의 잠재적 민영건강보험 수요를 추정하고 있다. 이에 의하면 민영건강보험 수요를 결정하는 주요 요인은 소득과 연령이며, 소득이 증가할수록 보험수요는 증가하는 반면 연령이 증가하면 보험수요는 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 소득이 줄어드는 고령기에는 보험수요가 급격히 줄어들게 되고, 특히 저소득 노인의 경우 실제 보험수요가 잠재적 수요 수준에 못 미칠 수 있음을 의미한다. 본 연구에서 추정된 잠재적 민영건강보험료 수준은 월평균 11만 6천 원(보험료율 5.9%)으로 노인의 6.1%만 이를 충족하였다. 미충족자만을 대상으로 미충족갭률을 비교한 결과, 비노인은 67.1%, 노인은 91.7%로 나타났으며, 고연령화가 진행될수록 미충족갭률이 높아질 것으로 우려된다. 우리나라의 높은 노인빈곤율을 고려할 때 독일에서와 같이 근로기간 동안 보험료를 미리 적립하고 소득이 감소하는 은퇴기간에는 보험료 부담을 경감하는 평준보험료 방식(고령화적립금)을 고려할 필요가 있겠다.

국문 색인어: 보험수요, 인구고령화, 건강보험, 고령화 적립금

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030104, B051603, C030805

* 본 연구의 연구결과는 저자 개인적인 견해이며, 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.

** 보험연구원 연구위원(ksh0515@kiri.or.kr), 제1저자

*** 동아대학교 경제학과 부교수(kimdh@dau.ac.kr), 교신저자

**** 세종대학교 경영학부 교수(sjlee@sejong.ac.kr), 공동저자

논문 투고일: 2019. 01. 07, 논문 최종 수정일: 2019. 02. 13, 논문 게재 확정일: 2019. 02. 14

I. 서론

정부 통계에 의하면 2017년 8월에 우리나라의 65세 이상 인구(노인) 수는 726만명으로 전체 인구의 14.0%를 초과하여 고령사회로 진입하였다.¹⁾ 이러한 노인인구 비중은 2025년 20%, 2030년 24.5%, 2050년 38.1%로 급격히 증가할 것으로 전망된다.²⁾ 현재 우리나라 노인인구 비중은 일본, 영국, 미국, 독일 등 주요 선진국에 비해 상대적으로 낮은 상태에 있지만, 인구고령화 속도는 급속하게 진행되어 2026년에는 노인인구 비중이 20%를 상회하는 초고령사회에 진입할 것으로 추정된다. 일본(미국, 프랑스)이 고령화사회에서 고령사회, 초고령사회로 진입하는 데 각각 24년(73년, 115년)과 12년(21년, 39년)이 걸린 반면(한국은행, 2017), 우리는 각각 17년과 8년에 불과할 정도로 가장 빠른 인구고령화가 진행되고 있다.

우리나라의 빠른 인구고령화 속도는 낮은 출산율과 기대수명(0세 기준 기대여명) 증가가 맞물린 결과이다. 합계출산율은 1970년 4.53명에서 계속 감소하여, 2001~2015년에는 초저출산율 수준(1.30명 이하)이 지속되었다. 반면, 같은 기간 여성의 기대수명은 65.8세에서 85.2세로, 남성의 기대수명은 58.7세에서 79세로 빠르게 증가하였다(통계청, 2016).

기대수명과 노인인구 비중이 상승함에 따라 우리나라 노인의료비도 빠르게 증가하고 있다. 2014년 기준으로 노인인구의 비중이 11.9%였으나 이들 노인인구는 전체 의료비의 35.5%를 지출하였다. 특히 75세 이상 노인인구의 의료비 비중은 2010년 27.1%에서 2014년 33.5%로 급격히 증가하였는데, 건강보험심사평가원(2015년)에 따르면 기대수명 증가로 노인인구가 증가하는 동시에 1인당 의료비도 증가한 결과로 보고 있다.

정부는 국민건강보험의 보장률을 80%로 설정하고, 국민건강보험의 보장성 강화를 체계적으로 이행하기 위해 2005년부터 4~5년 단위로 중장기 계획을 수립해 운영하고 있음에도 불구하고, 국민건강보험의 실질 보장률은 60~65%에서 답보 상태에 있다. 비급여를 급여화하는 일명 ‘문제인 케어’가 시도되고 있으나 의료공급자의 완강한 반대에 직면해 있음

1) 행정안전부 홈페이지, 주민등록 인구통계.

2) 통계청, 2017 고령자 통계, 보도자료.

며, 흑여 문제인 케어가 실행된다고 하더라도 급격한 인구고령화와 재정문제로 인해 공적 건강보험만으로 충분한 보장은 어려운 상황이다. 이와 관련하여 빠른 노인의료비 증가의 부담으로 정부도 국민건강보험의 목표보장률 80%를 70%로 축소시킨 바 있다(보건복지부, 2015). 이렇듯 국민건강보험만으로 충분한 보장이 되지 못하는 상황에서 국민들은 민영건강보험에 추가적으로 가입하고 있으며, 급속한 인구고령화 상황에서 민영건강보험의 사회경제적 필요성은 유지 또는 확대될 것으로 예상된다.

현재 우리나라 보건의료체계가 직면하고 있는 문제 중의 하나는 노인인구의 증가에도 불구하고, 의료비 보장이 미흡하다는 것이다. 다시 말해 고령층을 대상으로 실손의료보험, 장기간병보험, 암보험 등이 공급되고 있으나, 노인의 실질적인 수요 욕구를 충족하지 못하는 것으로 평가되고 있다.

무엇보다도 고령층은 높은 사회적 위험³⁾에 노출되어 잠재된 보험수요는 높으나, 취약한 경제적 여건(저소득 혹은 무소득) 등으로 실질적인 보험수요는 낮은 상황이다. 이는 고령층 대상 보험시장에서 공급과 수요 간에 괴리가 발생하고 있는 것을 의미한다. 이에 본 연구에서는 이러한 문제를 직시하고, 문제 해결을 위해 민영건강보험의 수요를 결정하는 요인이 무엇인지 살펴보고, 나아가 고령자가 필요로 하는 잠재적 보험수요⁴⁾ 수준과 불충분 갭 수준을 파악하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어, 제2장에서는 선행연구들에 대해 살펴보고 본 연구와의 차별성을 제시하고자 한다. 제3장에서는 본 연구에서 활용한 자료, 분석가정, 분석모형, 그리고 기초통계를 제시하고자 한다. 이를 바탕으로 제4장에서는 민영건강보험의 수요 결정요인을 파악하고, 또한 잠재적 수요 추정 및 불충분 갭을 분석한다. 제5장에서는 위 분석결과에 근거한 시사점을 제시한다.

3) 건강이 나빠지고, 소득이 부족하게 되어 고독사(자살 포함)와 빈곤 위험에 노출될 여지가 다른 계층에 비해 높음을 의미한다.

4) 여기서 잠재적 보험수요란 자신이 필요로 하는 보험수요 욕구를 정확히 표출하는 경우의 수요수준을 의미하며, 연구자마다 다른 용어를 사용하는 경향이 있으나, 적정, 필요 수준 등과 동일한 의미로 표현된다(강성호, 2017). 특히 강성호(2017)에 의하면 노후에는 중산층 이상의 생활수준을 누릴 것을 목표로 한다는 점에서 중산층 이상 노후소득을 필요노후 소득으로 보았다.

II. 선행연구

최근 민영건강보험 수요와 관련된 선행연구를 살펴보면, 민영건강보험의 결정요인 분석을 통해 역선택(adverse selection) 및 도덕적 해이(moral hazards)가 발생하고 있는지를 파악하거나, 국제비교를 통해 우리나라 민영건강보험의 정책 방향 등 다양한 관점에서 수행되고 있는 것으로 판단되었다. 그러나 대부분의 선행연구들이 민영건강보험의 수요 결정요인 분석에 상당한 관심을 갖고 있었으나, 이를 활용한 민영건강보험의 잠재적 수요, 특히 고령층을 대상으로 한 연구는 찾아보기 어렵다. 특히 잠재적 보험료 수준을 추정하기 위해서는 종속변수가 금액이어야 하는데, 민영건강보험의 수요를 분석한 선행연구에서는 주로 가입 여부를 종속변수로 설정하고 있다. 이러한 관점에서 선행연구들의 주요연구결과를 살펴보고, 본 연구와의 차이점을 제시하고자 한다.

민영건강보험의 수요에 집중하여 분석한 연구로는 권혁성(2012), 김대환·이봉주(2013), 김대환(2014), 박성복·정기호(2011), 오창수·유동완(2018), 유창훈·김정동(2011), 유창훈 외(2010), 이현복·한경래(2011) 등의 연구가 있다. 권혁성(2012)은 장기간병 수요 예측을 통해 현행 노인장기요양보험 제도로는 대상자 모두를 수용할 수 없으므로 민영장기간병보험 역할이 증대될 필요가 있음을 주장하고 있다.

김대환·이봉주(2013)는 민영건강보험 중에서도 실손의료보험의 가입에 영향을 미치는 요인을 분석하였는데, 역선택이 주요 요인이라는 결론을 내렸다. 즉 소득이 높을수록 건강보험에 가입하려는 경향이 있지만 건강상태가 좋지 않다고 생각하는 사람들, 병원에 외래 및 입원 목적으로 방문한 사람들, 만성질환을 보유하고 있는 사람들이 건강보험에 가입하려는 선호가 높다는 것이다. 다만 김대환·이봉주(2013)는 고령자들이 건강보험에 가입하려는 선호도는 높겠지만 보험회사가 가입을 거부하는 경향 때문에 가입률 자체가 높지 않아 분석대상에서 65세 이상자를 제외하였다.

김대환(2014)은 실손의료보험 가입 및 의료이용 행태를 통해, 민영건강보험의 도덕적 해이 문제를 살펴보고 있다. 이에 의하면, 실손의료보험에 가입한 직후에는 병원을 자주 방문하는 도덕적 해이가 발생한다는 것을 실증적으로 분석하였다. 하지만 실손의료보험에 가입한지 1년이 지난 이후에는 가입자와 미가입자 간 의료수요 수준에 차이가 없었던 것

으로 분석하고 있다. 결국 실손의료보험 가입자가 단기간에 의료수요를 확대하는 것은 도덕적 해이가 아닌 가입단계에서 발생하는 역선택의 결과라고 주장하였다.

유창훈·김정동(2011), 박성복·정기호(2011), 오창수·유동원(2018)도 민영건강보험의 수요를 분석하는 과정에서 연령에 따른 가입유인을 분석하였다. 모든 연구에서 연령이 증가함에 따라 민영건강보험 수요가 증가하지만 일정 연령을 초과하면서 수요가 감소하는 것으로 밝히고 있다. 즉 연령을 연속변수로 통제하고 또한 2차 함수를 활용했기 때문에 고령자에 대한 시사점을 제공하기 어렵지만, 김대환·이봉주(2013)가 언급하고 있는 것처럼 보험회사가 고령자의 가입을 거부하는 경향이 있기 때문에 고령자의 수요가 감소한 것으로 인식되는 경향이 있다. 이현복·한경래(2011)는 더미변수를 활용해 고령자의 민영건강보험 수요를 분석하였는데, 고연령일수록 가입 가능성이 감소하는 것으로 밝히고 있다. 하지만 민영건강보험 수요에 대한 선행연구는 모두 종속변수가 가입 여부를 의미하는 더미변수이기 때문에 본 연구주제에서 필요한 고령자의 잠재적 보험료수준을 추정하는 것과 거리가 있다. 유창훈 외(2010)도 연령에 따른 민영건강보험 수요를 분석하였지만 종속변수가 민영건강보험의 수이므로 본 연구주제와는 거리가 있다.

신종협·서대교(2009)는 보험선진국과 한국의 보험수요 결정요인 비교를 통해 기대인플레이션, 실질이자율 등 경제적 변수가 보험수요에 미치는 영향에서 크게 차이 나는 것으로 분석하고 있다. 즉, 한국은 국내금융시장의 환경변화를 반영할 만큼 충분한 시계열 자료를 축적하지 못하고 있어, 선진국에 비해 주요 경제변수의 보험수요에 미치는 영향이 크지 못한 것으로 분석하고 있다. Çelik, S., and M., Kayali(2009)은 유럽 31개 국가를 대상으로 보험수요결정요인에 대해 분석하고 있다. 이들에 의하면, 소득이 생명보험수요(life insurance consumption)에 영향을 주는 가장 중요한 변수로 나타났으며, 인구와 소득은 수요에 긍정적으로 영향을 미치고, 교육수준과 물가상승률은 부정적인 영향을 주는 것으로 분석하고 있다. Li et al.(2007)은 1993년에서 2000년 동안 OECD 30개국에 대한 횡단면 자료를 활용하여 생명보험수요를 분석한 바 있다. 이들에 의하면 소득, 부양자수(number of dependents), 교육과 금융자산 수준 그리고 경쟁수준(degree of competition)이 보험수요에 긍정적으로 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 그러나, 기대여명(life expectancy), 사회보장지출(social security expenditure), 물가(inflation),

실질이자율(real interest rates)은 보험수요를 감소시키는 것으로 분석하고 있다.

국내외의 연구결과들을 통해 볼 때 생명보험수요에 가장 큰 영향을 미치는 요소로는 소득과 인구변수(연령 등)인 것으로 판단된다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서도 소득과 인구변수를 활용하여 고령층의 잠재적 보험수요 수준을 분석할 필요가 있음을 시사한다.

선행연구들과 비교할 때 다음과 같은 점에서 차별화된다. 첫째, 잠재적 민영건강보험 수요 수준에 대한 개념 정의를 설정하고 있다. 뒤에서 살펴보겠지만, 중산층 이상의 수요욕구를 잠재적 보험수요 수준으로 정의하고 있다. 이는 기존의 선행 연구들이 민영건강보험 수요의 결정요인을 찾는 데 머무르지 않고, 보다 적극적으로 잠재적 수준을 개념화 하여 이에 대해 논하고 있다는 점에서 차별화된다.

둘째, 논리적으로 설정한 잠재적 수요 개념에 근거하여 고령층의 잠재적 민영건강보험 수요를 추정하고 있다는 점에서 차별화된다. 즉, 실현된 민영건강보험 수요를 바탕으로 잠재적 수요를 반영한 민영건강보험 수요를 추정한다. 이러한 관점에서 역선택이나 도덕적 해이 문제에 초점을 둔 연구(김대환, 2014; 김재호, 2011; 김대환·이봉주, 2013)와 차이가 있다. 물론 최적보험수요에 대한 연구들도 있으나(류근옥·홍순구, 2002; 홍순구, 2003), 이들 연구들은 실증분석이 아닌 이론적 측면에서 접근하고 있다는 점에서 차별화된다. 또한 보험수요의 결정요인을 분석하고 있는 연구들(Sibel Çelik·Mustafa Mesut Kayali, 2009; 신종협·서대교, 2009)은 결정요인 중심으로 분석하나, 보험수요의 잠재적 수준까지는 고려하지 않고 있다는 점에서 차이가 있다.

셋째, 민영건강보험의 잠재적 수요 수준과 실현 수준 간의 갭을 분석을 통해 향후 초고령사회에 미리 대비할 수준에 대해 제언하고 있다는 점에서 차별화된다.

III. 분석가정 및 분석방법

1. 분석자료 및 가정

본 연구에서는 한국의료패널 2011~2015년 자료를 활용하여, 민영건강보험수요 결정요인과 잠재적 수준을 추정한다. 동 패널자료는 2008년부터 구축되었으며, 국민건강보험에 대한 정책수립을 위해 매년 약 8,000가구와 가구를 조사대상으로 하고 있다. 주요 조사내용으로는 가구단위에서 가구특성, 의약품구매, 노인장기요양 등이 조사되고, 개인단위에서 개인특성, 경제활동, 건강, 의료행태, 건강습관, 의료접근성 등이 조사되고 있다. 특히, 의료패널자료는 의료 및 민영건강보험과 관련한 조사자료 중 가장 자세한 정보를 제공하고 있다는 점에서, 본 연구의 수행 목적 중 하나인 잠재적 민영건강보험수요 추정에 가장 적합한 자료로 판단된다.

본 연구는 크게 두 가지로 구성되는데, 하나는 고령자의 민영건강보험수요의 결정요인이고, 다른 하나는 고령자의 잠재적 민영건강보험수요 추정이다. 전자는 별도의 가정없이 일반적인 회귀모형으로 분석이 가능하지만, 후자는 잠재적 수준의 판단 기준 등 특정한 가정을 필요로 한다.

이러한 점을 고려하여 고령자의 잠재적 민영건강보험수요 수준을 추정하기 위해 다음과 같은 가정을 설정한다.⁵⁾

첫째, 고령자(65세 이상)의 민영건강보험수요는 은퇴이전 수요 욕구의 연속성 상에 있어 체감하는 것으로 가정한다. 물론 현실적으로는 소득감소 등에 직면할 경우 보험가입의 해약, 정지 등으로 수요가 급감하는 형태로 나타날 수 있지만,⁶⁾ 고령자의 잠재적 보험수요 욕구는 소득감소 만큼 줄어들지는 않을 것으로 판단된다. 특히, 고령기에는 공적건강보험이 상대적으로 강화되기 때문에 완만하게 체감할 것으로 예상해 볼 수 있다.

5) 동 기준은 강성호(2017)를 참고하여 중산층 이상의 노인소득계층에서 보유하는 보험수요를 잠재적 민영건강보험 수요로 간주한다.

6) 보험연구원(2018), 보험소비자 설문조사에서 생명보험에 대한 연령별 질병보장(실손의료보험) 가입률을 살펴보면, 20대는 44.2%(27.1%), 30대는 53.0%(32.2%), 40대는 63.7%(29.5%), 50대는 68.6%(33.5%), 60대는 65.1%(22.3%)로 나타나 50대까지는 연령이 높아질수록 가입률이 증가하다가 60세 이후부터 감소하는 것으로 나타난다.

둘째, 잠재적 민영건강보험수요 수준은 중산층⁷⁾ 이상이 가입한 민영건강보험 수요로 설정하였다. 한편, 소득이 높다하더라도 보장성 보험을 필요 이상으로 가입하지는 않을 것이라는 판단에 따라 고소득층을 포함한 중산층 이상 소득자의 민영건강보험 수요를 잠재적 수요로 보았다. 또한 고소득층 표본 유실에 따라 유의한 분석결과를 추정하지 못할 수 있다는 점도 고려하였다.⁸⁾ 다만, 빈곤층은 보험료 납부가 어려워 가입하지 못하는 경우가 발생할 수 있으므로 동 집단을 포함할 경우 과소 추정될 우려가 있어 잠재적 수요분석에서는 제외하였다.

셋째, 고령 가구도 중산층 소득 이상을 획득할 경우 가구에서 필요한 만큼 민영건강보험을 가입하게 되는 것으로 가정한다.

2. 분석방법 및 기초통계

가. 분석변수 및 모형

본 연구는 고령자의 민영건강보험수요의 결정요인을 분석하고 이를 바탕으로 고령자의 잠재적 민영건강보험수요 수준을 추정하기 위해 다음과 같이 분석변수와 모형을 설정한다.

모형에 활용한 종속변수는 민영건강보험료(지출)⁹⁾로 하였으며, 민영건강보험료를 결정하는 변수들은 기존 연구들에서 고려하고 있는 변수들과 본 연구에서 차별성 있게 포함되어야 할 변수들을 고려하여 구성하였다. 정액형 건강보험은 의료비 보장기능과 함께 소득 보장기능도 포함되어 있다는 측면에서 실손의료보험과는 차이가 있다(김대환, 2014). 그러나, 건강보험은 궁극적으로 모두 의료비를 보장한다는 점을 고려하여 종속변수를 건강보험 종류별로 구분하지 않고 통합하였다. 즉, 본 연구는 실손의료보험 또는 정액형 건강보험을 세분하여 보험 수요를 추정하기 보다는 민영건강보험의 잠재적 수준과 현실을 비교하여 시사점을 도출하는 것이 목적이다. 다만, 후속연구로 실손의료보험 또는 정액형 건

7) OECD 분류체계에 따르면 빈곤층은 중위소득의 50% 미만, 중산층은 중위소득의 50% 이상 150% 미만, 고소득층은 중위소득의 150% 이상으로 분류한다.

8) 동 분석자료에서 저소득층은 25.8%, 중산층 47.0%, 고소득층 27.2%로 추정된다.

9) 보험료 대신 보험가입금액을 사용할 수도 있겠지만, 보험가입금액은 실태조사자료에 포함되지 않아 이를 활용하지 못하였으며, 보험료와 보험가입금액은 분석상 대체관계에 있다고 볼 수 있으므로 어느 변수를 사용하더라도 차이는 없을 것으로 판단하였다.

강보험으로 세분화하여 보험수요를 추정하는 것도 의미 있을 것으로 보인다. 본 연구의 주제를 분석하는데 합동일반회귀모형(Pooled OLS), 랜덤효과모형(REM), 고정효과모형(FEM) 등의 모형을 고려할 수 있겠다. 하지만 실증분석에 활용된 자료가 패널자료라는 특성을 고려할 때 횡단면 자료를 통합하여 분석하는 합동일반회귀모형(Pooled OLS)보다는 패널자료에 특화된 실증분석 모형인 랜덤효과모형(REM)과 고정효과모형(FEM)이 적절하다. <Table 1>에서 확인할 수 있는 것처럼 주요 설명변수들이 각 그룹을 나타내는 더미변수로 단기간에 값이 쉽게 변하기 어려운 특성이 있다. 그러므로 FEM보다는 REM이 본 논문의 연구주제를 분석하는데 적합하다. 물론 FEM과 REM 모형 중 적합한 모형을 선택하기 위해 Hausman Test를 실시하여 판단할 수도 있으나 FEM을 활용할 수 있는 기본 요건은 종속변수와 주요 설명변수가 시기별로 변동성이 높아야 한다(Cameron A. and P., Trivedi, 2005). 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 성, 연령(노인여부 등 포함), 교육변수 등 time-invariant 성격의 변수들이 포함된 경우에는 FEM보다는 REM 모형이 더욱 유용하다는 점에서 REM을 중심으로 살펴보려고 한다.¹⁰⁾

구체적으로 설정된 변수를 요약하는 다음 <Table 1>에서와 같다.

<Table 1> Definition of Variables

Classification	Variable	Definition
Dependent variable	lnmcont	The natural logarithm value of monthly private health insurance premium per person
Independent variables	dold	1 if age is 65 and over, 0 otherwise
	dtype1	dtype1=1 if non-elderly and under 50% of median income, 0 otherwise
	dtype2 dtype3	dtype2=1 if elderly and over 50% of median income, 0 otherwise dtype3=1 if elderly and under 50% of median income, 0 otherwise The reference group is those with non-elderly age and median income of 50% or more
Control variables	dhead	1 if householder, 0 otherwise
	dsex	1 if male, 0 otherwise

10) 동 분석과 관련하여 패널토빗(panel tobit) 모형을 고려할 수 있으나, 종속변수(lnmcont)에서 중단(censored)되는 값이 많지 않았으며 REM 분석결과와 차이가 거의 없어 토빗(tobit) 모형에 의한 분석 결과는 부록(<Appendix table 1>, <Appendix table 2>)에 첨부한다.

dwork	1 if currently working, 0 otherwise
dwed	1 if living with a spouse, 0 otherwise
dedu	1 if above high school, 0 otherwise
ddisab	1 if disabled, 0 otherwise
dake	1 if having a chronic disease, 0 otherwise
lnmmedi	The natural logarithm value of monthly medical expense per person
lnmincom	The natural logarithm value of monthly labor income per person

여기서 종속변수는 ‘보험료 월납부액의 자연대수 값’(lnmcont)이며, 주요설명변수로 는 고령더미(dold, 65세 이상=1)¹¹⁾, 교차항더미 변수로 하였다.

교차항더미 변수는 근로소득더미와 노인여부더미 변수간의 상호교차항으로, 근로소득 더미는 상대빈곤수준을 고려하여 중위소득의 50%이상은 1, 미만은 0으로, 노인여부더미 는 노인 1, 비노인 0으로 설정하였다. 이러한 4개의 소득유형은 비노인 중위소득 이상, 비 노인 중위소득 미만, 노인 중위소득 이상, 노인 중위소득 미만의 집단으로 구성되는 더미 변수로 표현할 수 있다. 여기서 교차항 더미변수를 활용하여 4개의 소득유형 변수를 설정 한 이유는 고령여부와 소득이 보험료 납부를 결정하는 가장 중요한 요소이나 두 관계는 퇴 직 전후(즉 고령이 될수록) 급격하게 변하기 때문에 이로 인한 집단의 특성 변화를 살펴보 기 위함이다.¹²⁾

기타 통제변수는 가구주더미(dhead, 가구주=1), 성더미(dsex, 남성=1), 경제활동 더 미(dwork, 경제활동 중=1), 배우자더미(dwed, 유=1), 교육더미(dedu, 고등학교 졸업 이 상=1), 장애더미(ddisab, 장애 보유=1), 만성질환더미(dake, 만성질환 보유=1), 개인별 월의료비(lnmmedi) 및 월 근로소득(lnmincom)으로 설정하였다 를 포함하고 있다. 종 속변수, 기타통제변수 중 연속변수들은 모두 로그 값으로 전환하였다.

앞에서 설정된 변수를 모형화하면 다음 (식 1)과 같다.

11) 고령자 여부 변수 제외할 경우에는 연령(age), 연령제곱(age²) 변수를 추가하여 모형을 구성한다.

12) 관련해서는 4장의 제1절 민영건강보험 수요 결정요인을 참고하기 바란다.

$$\ln mcont = \beta_0 + X\beta_1 + \beta_2dold + \beta_3dwork + \beta_4dtype1 + \beta_5dtype2 + \beta_6dtype3 + \epsilon \quad (\text{식 1})$$

단, X 는 $dold$, $dwork$, $dtype$ 1~3을 제외한 변수들의 벡터를 의미함

동 모형을 활용하여 분석하면, 결정요인과 잠재적 수준을 추정할 수 있게 된다. 한편, 결정요인은 회귀계수의 크기에 의해 설명되는데 일반적으로 비표준화 계수로만 언급되는 경향이 있어 해당 요소의 실질적인 영향력을 파악하는데 한계가 있다. 즉, 비표준화계수는 변수의 단위 또는 터미변수 여부 등에 의해 계수 값이 결정되는 것이므로 표준화가 되지 않으면 해당 변수의 상대적 영향도를 파악할 수 없다. 이를 위해 비표준화 계수를 표준화 계수로 전환하여 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 표준화계수는 Friedrich, R.(1982) 및 Aiken, L. and S., West(1991)의 Z-score 방법을 활용한다. 아래 식에서 σ_y 는 종속변수 데이터의 표준편차(standard deviation)을 σ_{x_j} 는 j 번째 설명변수의 표준편차를 의미한다. (식 2)와 같이 각 변수의 수치 대신 표준편차 값을 활용하기 때문에 단위와 터미 변수 여부 등에 영향을 받지 않고 각 변수의 상대적 중요성을 산출할 수 있다.

$$Standardized\ Coefficient_j = \left(\frac{\sigma_{x_j}}{\sigma_y}\right) \times Estimated\ Coefficient_j \quad (\text{식 2})$$

한편, 잠재적 보험수요 추정은 비표준화 계수를 활용하여 추정하게 되는데, 앞의 가정을 분석모형에 적용하여 추정할 수 있다.

나. 기초통계

분석에 앞서 추정에 활용한 주요변수들의 기초통계를 살펴보면 다음과 같다. 본 분석에 활용한 자료는 2011~2015년 5년 동안 조사대상 개인에 대해 조사한 것이다. 가구주 비율은 32.9%, 연령은 39.3세, 배우자 있는 비율은 51.7%, 경제활동참가율(경활률)은 49.3%, 근로소득은 월 209만 원, 고령화 수준은 12.6%로 조사되었다.

〈Table 2〉 Summary Statistics for 2010–2015

Variables	2011	2012	2013	2014	2015	Total
Ratio of householder (%)	32.1	32.5	32.6	33.5	33.4	32.9
Ratio of male (%)	50.1	50.1	50.1	50.0	50.1	50.1
Age	38.4	38.9	39.4	39.8	39.8	39.3
Marriage rate (%)	52.1	52.1	51.9	51.7	50.8	51.7
Ratio of higher than high school degree (%)	64.2	65.2	66.0	67.4	68.4	66.3
Ratio of disability (%)	4.9	4.8	4.8	4.8	4.6	4.8
Ratio of labor force (%)	47.9	49.0	49.7	50.1	49.9	49.3
Ratio of chronic disease (%)	48.8	49.0	51.1	49.3	48.8	49.4
Ratio of aged population (%) ¹⁾	11.9	12.4	12.6	13.1	12.8	12.6
Labor income ²⁾ per person (1,000 won per month)	1,977	2,004	2,065	2,135	2,254	2,094
Medical expense ³⁾ per person (1,000 won per month)	36	39	41	41	42	40
Private health insurance premium per person (1,000 won per month)	126	127	130	130	136	130

Notes: 1) Ratio of population over age 65.

2) Labor income before tax.

3) Medical expenses from emergency, hospitalization, outpatient, prescription drugs only.

〈Table 3〉에서는 5년 동안의 자료를 합동으로 분석하였으며, 여기서는 연령에 따른 변화 상황을 고려하여 10세 기준으로 구분하여 민영건강보험가입률, 민영건강보험료, 의료비지출, 소득수준을 살펴보았다.

민영건강보험가입률은 30~40세 미만에서 가장 높았으며, 60세 이후 퇴직 및 고령기로 가면서 급격히 감소하는 것으로 나타났다. 민영건강보험 가입자의 민영건강보험료는 40~50세 미만에서 가장 높았으며, 마찬가지로 고령기로 가면서 급격히 감소하는 것으로 나타났다. 이는 근로소득의 경우도 마찬가지 특징을 보였다.

〈Table 3〉 Characteristics of Economic Variables by Age Group

(unit: %, 1,000 won per month)

Age group	Proportion covered by Private health insurance	Private health insurance premium	Labor income ¹⁾	Medical expense ²⁾
Under 30	75.0	76	1,387	22
30~39	80.5	158	2,240	29
40~49	79.1	179	2,634	33
50~59	77.2	171	2,330	53
60~69	57.1	124	1,317	79
70~79	19.0	66	656	83
80 and over	2.5	35	512	77

Notes: 1) Labor income before tax.

2) Medical expenses from emergency, hospitalization, outpatient, prescription drugs only.

3) Average value for 5 years from 2011 to 2015.

4) Refer to Appendix table 3 for yearly statistics.

IV. 분석결과

1. 민영건강보험 수요 결정요인

〈Table 4〉는 패널자료를 활용한 민영건강보험 수요의 결정요인 추정 결과이다. 여기서는 앞에서 설명한 바와 같이 비표준화계수와 표준화계수로 구분하여 살펴보도록 한다.

일반적으로 결정요인 분석결과들은 비표준화 계수의 크기로 설명된다. 이를 고려하여 본 연구에서도 합동일반회귀모형(Pooled OLS), 랜덤효과모형(REM), 고정효과모형(FEM)의 3가지 모형으로 추정하였다. 앞에서 설명하였듯이 주요 설명변수인 ‘노인여부’는 65세 이상이 될 때만 값이 0에서 1로 변경되는 더미변수이므로 시간에 따른 변동성이 크지 않다. 그러므로 고정효과모형으로 분석하는 것은 적합하지 않을 수 있으며 분석 결과에서도 유의하지 않는 결과를 보여주고 있다. 5년(2011년~2015년) 동안의 의료패널자료를 Pooling하여 분석한 OLS분석과 패널분석(REM, FEM) 결과 간의 해석상 큰 차이가 없었으나, Breusch and Pagan Lagrangian Multiplier test¹³⁾ 결과 OLS보다는 REM 분석

이 보다 적합한 것으로 나타나 REM 모형에서 추정된 결과를 활용하여 설명하고자 한다.

〈Table 4〉에 의하면, 민영건강보험 수요를 증가시키는 요인으로는 가구주, 유배우자, 고학력(고등학교 이상)인 경우와 의료비, 근로소득이 많은 경우로 나타났다. 가구주와 유배우자의 경우는 가구원과 배우자 등 가족의 경제생활을 책임지기 위한 위험해지 수단으로서 민영건강보험수요에 대한 욕구가 큰 것으로 이해된다. 교육수준이 높을수록 민영건강보험수요를 증가시키는 것으로 나타났다. 의료비 지출이 많은 사람은 의료비 절감의 필요성에서, 근로소득이 많은 사람은 미래에 발생한 건강위험을 해지하는 수단으로서 민영건강보험수요를 증가시키는 것으로 이해된다. 한편 남성인 경우는 유의하지는 않지만 민영건강보험 수요를 증가시킬 유인이 있는 것으로 분석되었다.

〈Table 4〉 Determinants of Private Health Insurance Demand (1)

Variables	Non-standardized coefficient			Standardized coefficient	Impact ranking 1)
	OLS	REM	FEM		
Dummy for householder(dhead)	0.191***	0.203***	0.108**	0.114	3
Dummy for gender (dsex)	-0.051**	0.002	(omitted)	-0.030	6
Dummy for elderly (dold)	-0.514***	-0.153***	0.028	-0.133	2
Dummy for labor force (dwork)	-0.059**	-0.007	0.001	-0.017	8
Dummy for marriage (dwed)	0.177***	0.209***	0.089***	0.090	4
Dummy for education (dedu)	0.009	0.174***	-0.366***	0.004	10
Dummy for disability (ddisab)	-0.156***	-0.105***	-0.009	-0.031	5
Dummy for chronic disease (dake)	-0.015	-0.014	-0.003	-0.009	9
Lnmedi	0.010**	0.004*	0.003	0.020	7
Lnmincom	0.182***	0.076***	0.035***	0.203	1
Constant	3.307***	3.800***	4.675***	-	-
Number of observations	23,126				-
Coefficient of determination (R^2)	Adj R^2 : 0.1076	within = 0.0022	within = 0.0051	-	-

13) 동 검증은 OLS 추정치와 패널분석인 FEM 추정치의 적합성을 분석하는 것이다.

		between = 0.1192 overall = 0.0987	between = 0.0007 overall = 0.0000		
F test/Wald test	F=244.80***	Wald chi2(10) =961.57***	F=18.87***	-	-

Notes: 1) The higher the absolute value of the standardized coefficient, the greater the impact.

2) Dependant variable is lnmccont.

3) For the robustness of the analysis results, the Heckman test is supplemented (see Appendix table 4).

이에 반해 수요를 감소시키는 요인으로는 노인, 경제활동자, 장애인, 만성질환자인 것으로 분석되었다. 다만, 경제활동자와 만성질환자인 경우는 유의하지 않았다. 경제활동자는 건강위험이 낮은 근로세대이므로 민영건강보험 수요가 낮은 것으로 이해된다. 노인, 장애인, 만성질환자는 위험상태가 높아 건강보험수요 욕구도 클 것으로 일견 판단되나, 공적건강보험에 대한 혜택 등으로 민영건강보험수요가 낮아질 수 있는 것으로 추측된다. 즉, 노인, 장애인, 만성질환자는 강한 보험수요 욕구가 있을 것으로 보이나 공급자인 보험자 입장에서는 고위험자의 가입을 거절하거나 높은 보험료를 부과하여 수요를 억제시키려는 경향도 존재한다(김대환, 2014).

한편, 해당변수가 민영건강보험 수요에 미치는 상대적 영향 정도를 표준화계수를 통해 살펴보면, 근로소득(0.203)과 노인여부(-0.133) 변수가 주요한 결정요인으로 추정되었다. 다음으로 가구주여부(dhead), 배우자유무(dwed), 장애여부(ddisab), 남성여부(dsex), ln(의료비), 경찰여부(dwork) 순으로 영향도가 높은 것으로 나타났다. 앞서 설명한 바와 같이 표준화계수는 비표준화계수와 달리 단위에 영향을 받지 않아 일반적인 영향도를 파악할 수 있다는 점에서 의미있는 지표라고 하겠다.

여기서 주목할 점은, 근로소득은 민영건강보험수요를 증가시키고, 고령일 경우 민영건강보험수요를 감소시켜 영향도가 반대 방향으로 작용된다는 점이다. 이러한 결과는 두 변수의 관계에 의해 민영건강보험수요가 매우 탄력적으로 변할 수 있음을 예측하게 한다. 즉, 근로소득은 퇴직 직전까지 지속적으로 증가하는 경향이 있으나, 퇴직 이후 소득절벽을 직면하게 되는 고령기에는 급격히 민영건강보험 수요를 줄일 유인이 발생할 수 있다.

이러한 이유로 고령층의 민영건강보험의 현실적 수요는 필요수준보다 적을 것으로 앞에서 예측한 바 있다. 이러한 예측은 퇴직 후 노인이 되더라도 민영건강보험의 욕구수준은 줄어들 이유가 없으나, 근로소득이 감소함에 따라 보험수요를 줄일 수밖에 없는 현실에 근거한다. 따라서 노인은 자신의 욕구를 충족시키지 못하는 수준의 보험을 수요할 우려가 있게 된다. 이러한 미충족 보험수요는 현실적으로 보험회사들의 언더라이팅에 의한 인수거절과도 관련될 수 있음도 고려할 필요가 있다.

이러한 현상을 모형 내에서 직접적으로 관찰하기 위해서는 근로소득과 노인여부 변수의 상호교차항 변수를 모형에 포함할 필요가 있다. 상호교차항 변수는 앞의 변수설명에서와 같이 근로소득을 일정수준 이상과 이하로 구분하고, 여기에 노인여부를 적용하여 생성한 것이다. 이러한 상호교차항은 앞의 <Table 1>에서 언급한 4가지 소득유형 변수로 나타낼 수 있다. 동 소득유형 변수에서 노인중위소득 이상을 준거집단으로 하여 분석한 결과는 <Table 5>와 같다.

<Table 5> Determinants of Private Health Insurance Demand (II)

Variables			OLS	REM	FEM
Dummy for householder (dhead)			0.254***	0.310***	0.073**
Dummy for gender (dsex)			-0.043***	-0.029*	(omitted)
Dummy for labor force (dwork)			0.178***	0.059***	0.017*
Income type	Non-elderly	Over median income	0.561***	0.150***	-0.024
		Under median income	0.407***	0.101***	-0.03
	Under median income for elderly		-0.094**	-0.037*	0.01
Dummy for marrage (dwed)			0.353***	0.371***	0.089***
Dummy for education (dedu)			0.219***	0.240***	0.150***
Dummy for disability (ddisab)			-0.221***	-0.140***	-0.032
Dummy for chronic disease (dake)			0.002	-0.003	0.003
Ln(medical expense): lnmmmedi			0.030***	0.005***	0.003*
Constant			3.481***	3.856***	4.293***

Notes: 1) Dependant variable is lnmmcont.

2) For the robustness of the analysis results, the Heckman test is supplemented (see Appendix table 5).

3) The variables used in Table 5 differ from Table 4, such that elderly (dold) and income (lnmincom) variables in Table 4 are converted into four dummy variables in Table 5. The reference group is the elderly over median income.

여기서 주요하게 살펴볼 변수는 '노인중위소득 미만' 변수이다. 동 변수의 계수 값은 음으로 나타나는데, 이는 준거 집단인 '노인 중위소득이상인 자'에 비해 노인중위소득 미만 인 자의 민영건강보험수요가 적다는 것을 의미한다. 이는 앞에서 노인의 잠재적 민영건강보험수요를 노인 중위소득 이상이 수요하는 수준으로 가정할 경우 노인 중위소득 미만인 자는 민영건강보험수요가 잠재적 수준에 있지 못하다는 것을 보여주는 결과로 이해할 수 있다.

한편 중위소득 이상이든 미만이든 간에 비노인은 중위소득 이상인 노인보다 민영건강보험수요가 높은 것으로 나타났다. 이는 노인에 비해 비노인 가구의 민영보험수요가 전반적으로 높다는 것을 보여준다. 또한 비노인 집단만 볼 때 중위소득 이상에 비해 미만인 집단(저소득층)에서 추정계수가 적었다. 이는 상대적으로 비노인 저소득층도 민영건강보험 수요를 미충족할 우려가 있음을 추측하게 한다.

〈Table 4〉와 〈Table 5〉의 분석결과에서 보면, 민영건강보험 수요에 가장 크게 영향을 미치는 요인은 소득과 연령 변수로 나타났으며, 두 변수를 고려하면 고령이면서 소득이 낮은 경우에 민영건강보험 수요를 자신의 욕구보다 줄이게 되는 것으로 분석되었다.

다음에서는 노후의 잠재적 민영건강보험 수준을 추정하고 현재 어느 정도의 미충족 갭이 발생하는 지에 대해 살펴보고자 한다.

2. 잠재적 민영건강보험 수준 추정 및 노후의 미충족 갭

가. 잠재적 민영건강보험 수준 추정

앞의 가정에 의해 잠재적 민영건강보험수요 수준은 중산층 이상이 가입한 민영건강보험 수요로 하고 있다. 이에 의해 본 연구에서는 잠재적 민영건강보험 수준은 다음과 같이 두 가지 방법으로 추정하였다.

첫째, 앞에서 설정한 'OECD 소득계층 구분 개념'을 활용하여 중산층 이상인 자의 민영건강보험 평균가입금액을 잠재적 민영건강보험 수요로 설정하였다. 동 정의에 의한 잠재적 민영건강보험 수요는 단순, 간편하게 산출될 수 있다는 장점이 있으나, 인구학적 특성인 성, 연령 등에 대한 반영없이 소득만을 고려하고 있다는 점에서 한계가 있다.

둘째, '추정모형에서 산출된 변수별 회귀계수 값을 적용'하여 산출된 중산층 이상인 자의 민영건강보험 평균가입금액을 잠재적 민영건강보험 수요로 설정하였다. 동 방법은 위 방법의 단순성을 보완하여 개인의 인구학적, 경제학적 특성을 모두 고려하고 있다는 점에서 발전적 모형이라고 할 수 있다. 이러한 점에서 동 연구에서는 '추정모형 기준'에 의한 방법을 중심으로 살펴보고자 한다. 다만, 비교를 위해 '중산층 개념 기준'에 의한 결과로 제시한다.

두 가지 방법론에 의해 산출된 개인의 잠재적 민영건강보험 수요 수준은 다음 <Table 6>과 같다. 여기서 첫 번째 방법론에 의해 산출된 잠재적 민영건강보험료는 월 평균 13만 7천 원 수준으로 추정되었으며, 두 번째 방법론에 의해 산출된 잠재적 민영건강보험료는 월 평균 11만 6천 원 수준으로 추정되었다. 이를 중산층 대상 월평균 소득인 197만 원으로 나누어 잠재적 민영건강보험료율로 환산하면 각각 7.0%, 5.9%로 추정되었다. 평균적으로 볼 때 두 방법론에 의한 잠재적 민영건강보험 수준에 큰 차이가 없다는 점에서 추정모형에 의한 결과는 신뢰성이 있는 것으로 판단된다. 한편, 추정모형은 최소자승법에 근거하여 잠재적 민영건강보험 수요를 추정하므로 단순 평균으로 산출한 중산층 개념에 비해 분산이 최소화된 추정치를 제시한다는 점에서 우월한 것으로 판단하였다. 또한, 고소득층 및 중산층 포함여부를 고려할 때 중산층 개념에 의한 산출보다 추정모형에 의한 산출 결과가 상대적으로 안정적이라는 점에서 추정모형에 의해 산출된 결과를 활용하고자 한다.

<Table 6> Estimation of Potential Demand for Monthly Private Health Insurance
(unit: 1,000 won, %)

Classification	Middle-class concept basis	Estimation model basis
Average monthly labor income of the middle class ¹⁾ (A)	1,971	
Potential monthly private health insurance premium ²⁾ (B)	137 (108)	116 (107)
Male	147	127
Female	122	97
Potential monthly private health insurance premium rate ³⁾ (B/A*100)	7.0	5.9

Notes: 1) Average monthly labor income for individuals with median income of 50% or more.

2) Average monthly private health insurance premium for individuals with median income of 50% or more.

3) The premium rate is calculated by dividing premiums by income.

4) Figures in parentheses are private health insurance premiums only for the middle class.

이제 위 두 가지 방법에 의해 산출된 잠재적 민영건강보험 수요 수준을 고려하여 노후의 민영건강보험 미충족 수준(미충족 갭)을 살펴보고자 한다.

나. 노후의 민영건강보험 미충족 갭

〈Table 7〉은 실제와 잠재적 수준의 민영건강보험 납부현황을 제시하고 있다. 잠재적 수준을 고려하지 않은 납부여부만으로 본 실제납부율은 전체 65.7%, 비노인 76.4%, 노인 24.7%로 나타났다.

〈Table 7〉 Actual and Potential Payment Rate of Private Health Insurance

(unit: %)

Classification		All	Non-elderly	Elderly
Actual payment rate ¹⁾		65.7	76.4	24.7
Potential payment rate ²⁾	Estimation model basis	26.1	30.9	6.1
	Middle-class concept basis	21.6	25.6	4.6

Notes: 1) The proportion of the insured paying monthly private health insurance premiums.

2) Only the insured who paid private health insurance premiums above the potential.

반면, 〈Table 6〉의 ‘추정모형 기준’에 의해 산출된 잠재적 민영건강보험료 이상을 납부하고 있는 가입자의 비율(잠재적 기준)은 전체 26.1%, 비노인 30.9%, 노인 6.1%로 나타났다. 이는 실제납부율과 비교할 때 현재 민영건강보험을 가입하고 있는 대부분의 사람이 잠재적 수준 이하(민영건강보험 미충족)에서 납부하고 있는 것으로 추정된다. 민영건강보험료 미충족자 비율은 전체 73.9%, 비노인 69.1%, 노인 93.9%라고 할 수 있다.

〈Table 8〉은 실제 및 잠재적 민영건강보험 수요 수준을 비교하고 있으며, 이를 통해 노후의 민영건강보험의 미충족 수준을 보여주고 있다. 앞에서 설명한 바와 같이 잠재적 민영건강보험 수준은 추정모형 기준에 의해 산출된 결과로 설정하고자 한다.

〈Table 8〉 Unfulfilled Rate of Private Health Insurance for the Elderly and Non-elderly (per month)

(unit: 1,000 won, %)

Classification	Unfulfilled group ¹⁾		All ²⁾	
	Elderly	Non-elderly	Elderly	Non-elderly
Actual payment (A)	10	38	21	98
Actual payment rate	19.8	65.8	24.7	76.4
Potential demand (B)	116			
Unfulfilled gap (A-B)	-107	-78	-95	-18
Unfulfilled gap rate((A-B)/B*100))	91.7	67.1	81.7	15.4

Notes: 1) Include the insured who pay less than the appropriate premium and the uninsured.

2) Includes those who pay appropriate premium as well as who are unfulfilled.

3) The elderly are 65 or older, and the non-elderly are under 65.

주요 분석대상은 민영건강보험 미충족 노인¹⁴⁾으로 하되, 비교를 위해 비노인 집단과 전체(충족자 및 미충족자 모두)도 함께 살펴보고자 한다.

잠재적 수준을 충족하지 못하는 노인(미충족 노인)은 매월 1만 원 정도의 민영건강보험료를 납부하여 잠재적 수준인 11만 6천 원에 10만 7천 원 적은 것으로 나타났다. 이를 미충족률¹⁴⁾로 표현하면 91.7%(충족률 8.3%)로 상당히 낮다. 한편, 비노인은 매월 3만 8천 원의 민영건강보험료를 납부하여 노인에 비해 약 4배정도로 높으나, 잠재적 수준에는 7만 8천 원 정도 낮아 미충족률은 67.1%(충족률 32.9%)로 추정되었다.

여기에 잠재적 수준을 충족하고 있는 납부자를 포함한 전체 기준으로 살펴보면, 전체 노인은 매월 2만 1천 원 정도의 민영건강보험료를 납부하여 잠재적 수준인 11만 6천 원에 9만 5천 원 적은 것으로 나타났다. 이를 미충족률로 표현하면 81.7%(충족률 18.3%)로 나타났다. 한편, 비노인은 매월 9만 8천 원의 민영건강보험료를 납부하여 노인에 비해 약 4.6배정도로 높으나, 잠재적 수준에는 1만 8천 원 정도 낮아 미충족률은 15.4%(충족률 84.6%)로 추정되었다.

이러한 결과를 노인에 대해 성별로 구분하여 살펴보면 다음 〈Table 9〉와 같다. ‘미충족 남성 노인¹⁵⁾’과 ‘미충족 여성 노인’의 의 실제 민영건강보험료는 각각 월평균 1만 2천 원,

14) 미충족분/잠재적 수요수준의 비율로 산출된다.

15) 잠재적 민영건강보험 수요를 충족하지 못하는 남성 노인을 의미한다.

1만 1천 원으로 분석되었다. 이들의 실제 납부율은 각각 21.5%, 20.7%로 낮았다. 이를 미충족갭률로 살펴보면, 두 집단은 각각 89.3%, 90.9%로 '미충족 여성 노인'이 조금 높기는 하였으나 큰 차이는 없는 것으로 분석되었다.

〈Table 9〉 Unfulfilled Gap Rate of Private Health Insurance for the Elderly by Gender (per month)

(unit: 1,000 won, %)

Classification	Unfulfilled group ¹⁾		All ²⁾	
	Male	Female	Male	Female
Actual payment amount(A)	12	11	25	19
Actual payment rate	21.5	20.7	26.0	23.7
Potential demand (B)	116			
Unfulfilled gap(A-B)	-104	-106	-91	-98
Unfulfilled gap rate ((A-B)/B*100))	89.3	90.9	78.7	84.0

Notes: 1) Include the insured who pay less than the appropriate premium and the uninsured.

2) Includes those who pay appropriate premium as well as who are unfulfilled.

3) The elderly are 65 or older, and the non-elderly are under 65.

전체 노인 기준으로 살펴보면, 남성 노인은 매월 2만 5천 원 정도의 민영건강보험료를 납부하여 잠재적 수준인 11만 6천 원에 비해 9만 1천 원 적은 것으로 나타났다. 이를 미충족률로 표현하면 78.7%(충족률 21.3%)로 나타났다. 한편, 여성 노인은 매월 1만 9천 원의 민영건강보험료를 납부하여 남성 노인에 비해 76% 수준이며, 잠재적 수준에는 9만 8천 원 정도 낮아 미충족률은 84.0%(충족률 16.0%)로 추정되었다.

한편, 노인의 연령이 증가할수록 미충족분도 증가할 수 있다는 점에서 노인연령을 5세 단위로 구분하여 살펴본 결과, 연령이 증가할수록 미충족 수준이 높아지는 것으로 분석되었다.

〈Table 10〉에 의하면, 65세 이상 노인을 5세 연령집단으로 구분하여 본 결과 연령이 높은 집단으로 갈수록 실제납부율은 낮고 이에 따른 미충족분과 미충족률은 높아지는 것으로 분석되었다.

〈Table 10〉 Private Health Insurance Purchase of the Elderly by Age Group
under Potential Demand (per month)

(unit: 1,000 won, %)

Classification		65~69	70~74	75~79	80~84	85 & over
Under potential demand	Actual payment amount (A)	24.3	11.1	4.3	1.1	0.2
	Actual payment rate	39.7	22.7	10.2	3.5	0.8
	Potential demand (B)	116				
	Unfulfilled gap (A-B)	-92	-105	-112	-115	-116
	Unfulfilled gap rate ((A-B)/B*100))	79.0	90.5	96.3	99.0	99.8
All	Actual payment amount(A)	47.4	18.0	5.5	1.1	0.4
	Actual payment rate	46.7	25.1	10.8	3.5	0.9
	Potential demand (B)	116				
	Unfulfilled gap (A-B)	-69	-98	-111	-115	-116
	Unfulfilled gap rate ((A-B)/B*100))	59.2	84.5	95.3	99.0	99.7

Note: Only for individuals aged 65 or older.

이는 향후 고령화 과정에서 초고령자 비중이 높아지게 되면 그만큼 미충족자 비율도 높아질 우려가 있음을 시사한다고 하겠다.

다음 〈Table 11〉은 잠재적 민영건강보험수요를 충족하지 못하는 노인(미충족 노인)이 이를 충족시키기 위해 추가적으로 필요한 보험료액(추가 보험료)을 성별로 구분하여 연간 및 생애 기준으로 살펴본 것이다. 여기서 ‘생애’는 65세 이후의 기대여명 기간을 의미한다.

‘미충족 노인’의 연간 추가 보험료는 남성과 여성이 각각 124만 원, 127만 원으로 추정되었다. 이를 부부로 환산하면 연간 251만 원의 추가적인 보험료 납부가 요구된다고 하겠다. 생애기간으로 확장하여 살펴보면, 남성과 여성 노인의 생애 추가 보험료는 각각 2,290만 원, 2,863만 원으로 추정되었다. 이를 부부로 환산하면 5,152만 원으로 추정되었다.

이는 현재의 미충족 노인이 민영건강보험에 추가적으로 납부해야 잠재적 수준에 도달할 것으로 예상되는 금액을 의미한다고 하겠다.

〈Table 11〉 Estimation of Additional Health Insurance Level by Gender
Considering the Life Expectancy of the Elderly

(unit: 1,000 won, year)

Classification	Elderly male	Elderly female	Elderly couple
Annual premium needed ¹⁾	1,244	1,267	2,511
Lifetime premium needed ²⁾	22,896	28,626	51,522
Life expectancy ³⁾	18.4	22.6	-

Notes: 1) Unfulfilled gap (A-B) × 12 months.

2) Annual premium needed × life expectancy (years).

3) Statistical Office, 2016 Mortality Table.

동일한 논리로 ‘미충족 노인’ 연령을 5세단위로 구분하여 살펴본 결과, 연령이 증가할수록 연간 필요보험료는 증가하나, 생애 필요보험료는 감소하는 것으로 분석되었다. 여기서 연간 필요보험료가 증가하는 이유는 앞에서 살펴본 연령 증가에 따른 미충족 분이 많기 때문이고, 생애 필요보험료가 감소하는 이유는 기대여명이 연령 증가에 따라 줄어들기 때문이다.

〈Table 12〉 Estimation of Additional Health Insurance Level by Age Group
Considering the Life Expectancy of the Elderly

(unit: 1,000 won, year)

Classification	65~69	70~74	75~79	80~84	85 & over
Annual premium needed ¹⁾	1,102	1,261	1,343	1,381	1,392
Lifetime premium needed ²⁾	22,703	20,683	16,923	12,842	9,188
Life expectancy ³⁾	20.6	16.4	12.6	9.3	6.6

Notes: 1) Unfulfilled gap (A-B) × 12 months.

2) Annual premium needed × life expectancy (years).

3) Statistical Office, 2016 Mortality Table.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 인구고령화 과정에서 고령층에 대한 민영건강보험 수요가 증대될 필요가 있음에도 불구하고, 다른 연령대에 비해 가입률이 낮은 이유에 대해 살펴보기 위해 연구를 수행하였다. 이를 바탕으로 보험 수요를 결정하는 요인과 잠재적 민영건강보험 수요를 추정하는 것에 주요 목적을 두었다.

분석결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 민영건강보험 수요를 결정하는 주요 요인은 소득과 연령(고령 여부)이었으며, 소득 증가는 보험수요를 증가시키는 것으로, 고연령화는 보험수요를 감소시키는 것으로 분석되었다. 이로 인해 소득이 감소하는 고령기에는 보험 수요가 급격히 줄어들 우려가 있는 것으로 추측되었다.

이러한 추측사항을 계량적으로 파악하기 위해 소득과 고령여부 변수로 구성된 교차항 변수를 통해 살펴본 결과, 저소득(중위소득 미만) 노인 집단은 중산층 노인 집단의 민영건강보험 수요에 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 이는 저소득층의 보험 수요 욕구가 적다기 보다 소득이 적어서 충분한 보험 수요를 하지 못하기 때문으로 판단된다.

다음으로 고령층의 잠재적 민영건강보험 수준에 대한 추정과 노후 미충족 갭에 대해 살펴보았다. 본 연구에서 활용한 추정 모형을 통해 산출된 고령층의 잠재적 민영건강보험료 수준은 월평균 11만 6천 원이었으며, 이를 잠재적 보험료율로 환산하면 5.9% 수준이었다. 이러한 잠재적 수준의 보험료를 납부하고 있는 비율을 살펴본 결과, 비노인은 30.9%임에 비해 노인은 6.1%로 24.8%p 낮게 나타났다. 한편, 미충족자만을 대상으로 미충족갭률을 비교한 결과, 비노인은 67.1%, 노인은 91.7%로 나타나 노인의 보험수요가 매우 취약한 것으로 분석되었다. 성별로는 미충족갭률에 큰 차이가 없었으나 고연령화가 진행될수록 미충족갭률이 높아지는 것으로 나타나 향후 초고령자가 많아지는 상황에 대비한 대책 마련이 요구된다고 하겠다.

문제는 현재 우리나라 노인빈곤율이 50%에 달하는 상황에서 노후의 의료비 리스크를 보장하기 위한 잠재적 민영건강보험 수요 수준으로 개선하기는커녕 현재 상황을 유지하는 것도 쉽지 않을 것으로 판단된다. 즉 국내 민영건강보험의 보험료는 연령과 연동하여 증가하기 때문에 은퇴 이후 높은 보험료를 유지하기 어렵다. 이에 노후에 필요한 보험료를 소득이

높은 시점에 미리 적립하는 방안도 고민할 필요가 있다. 이와 관련하여 독일의 경우 소득수준이 높은 청·장년기에 민영건강보험료를 납부할 때 고령기에 필요한 보험료를 미리 납부하는 제도(고령화적립금)를 운영하고 있다는 점은 우리에게 시사하는 바가 크다고 하겠다. 한편, 고령자의 의료보험 수요를 충족시킬 수 있는 추가적인 공적보험의 역할과 함께 사적 보험에서도 고령자의 가입을 유인할 수 있도록 제도적 개선도 병행될 필요가 있다.

참고문헌

- 강성호 (2017), “국민·퇴직·개인·주택연금 소득대체율 추정과 노후소득보장체계 충당 방안”, **예산정책연구**, 제6권 제2호, 국회예산정책처, pp. 20-53.
- (Translated in English) Kang, S. (2017). “Estimation of Public and Private Pension Income Replacement Rate and Measures to Supply Old-age Income Sources”, *Journal of Budget and Policy*, 6(2):20-53.
- 권혁성 (2015), “노인성 질병에 대한 민영 보험의 수요추정과 보험수리 모형의 설계에 관한 연구”, **보험학회지**, 제93집, 보험학회, pp. 107-129.
- (Translated in English) Kwon, H. (2012). “A Study on Estimating Needs of Private Insurance for Geriatric Diseases and Designing a Related Actuarial Model”, *Korean Insurance Journal*, 93:107-129.
- 김대환·이봉주 (2013), “실손의료보험의 역선택분석”, **보험학회지**, 제96집, 보험학회, pp. 25-50.
- (Translated in English) Kim, D., and B., Lee (2013). “An Analysis on Adverse Selection in Fee-for-service Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 96:25-50.
- 김대환 (2014), “실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향”, **보험학회지**, 제98집, 보험학회, pp. 61-90.
- (Translated in English) Kim, D. (2014). “Effects of Fee-for-service Health Insurance on Medical Consumption”, *Korean Insurance Journal*, 98:61-90.
- 김재호 (2011), “민간보험 가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정”, **보험학회지**, 제89집, 보험학회, pp. 95-126.
- (Translated in English) Kim, J. (2011). “Estimating Moral Hazard of Policyholders of Private Health Insurance in the Use of Medical Services by Income Levels”, *Korean Insurance Journal*, 89:95-126.

류근옥·홍순구 (2002), “위험성의 증가와 최적보험수요”, **리스크관리연구**, 제13권 제2호, 리스크관리학회, pp. 61-95.

(Translated in English) Lew, K., and S., Hong (2002). “Mean Preserving Increase in Risk and an Optimal Coverage of Insurance”, *Journal of Risk Management*, 13(2):61-95.

박성복·정기호 (2011), “민간의료보험의 가입 결정요인 및 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향 연구”, **보험학회지**, 제88집, 보험학회, pp. 23-49.

(Translated in English) Park, S., and K., Jeong (2011). “The Determinants of Private Health Insurance and Its Effects on Medical Utilization in Korea”, *Korean Insurance Journal*, 88:23-49.

보건복지부 (2015), **2014~2018 건강보험 증기보장성 강화계획**.

(Translated in English) Ministry of Health and Welfare (2015). *2014 ~ 2018 Mid-term Health Insurance Protection Enhancement Plan in Korea*.

생명보험협회 (2012), **2012 생명보험 성향조사**.

(Translated in English) Korea Life Insurance Association (2012). *2012 Korea Life Insurance Survey*.

신중협·서대교 (2009), “한국을 포함한 보험선진국의 보험수요 결정요인 분석”, **보험금융연구**, 제20권 제3호, 보험연구원, pp. 67-96.

(Translated in English) Shin, J., and D., Seo (2009). “The Determinants of Insurance Demand in Selected Developed Countries Including Korea”, *Journal of insurance and finance*, 20(3):67-96.

오창수·유동완 (2018), “민영건강보험의 가입 결정요인에 관한 연구”, **보험학회지**, 제114집, 보험학회, pp. 35-56.

(Translated in English) Ouh, C., and D., You (2018). “A Study on the Determinants of Private Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 114:35-56.

유창훈·강성욱·권영대·오은환 (2010), “누가 민간의료보험에 가입하는가: 가입 건수를 중

- 심으로”, **보건경제와 정책연구**, 제16권 제3호, 한국보건경제정책학회, pp. 1-16.
 (Translated in English) You, C., S., Kang, Y., Kwon, and E., Oh (2010).
 “Influence Factors on Coverage Expansion of Private Health Insurance”, *Korean Health Economic Review*, 16(3):1-16.
- 유창훈·김정동 (2011), “민영의료보험의 가입과 해약의 특성 분석”, **리스크관리연구**, 제22권 제2호, 리스크관리학회, pp. 1-34.
 (Translated in English) You, C. and J., Kim (2011). “A Study on the Determinants of Purchasing and Surrendering Private Health Insurance”, *The Journal of Risk Management*, 22(2):1-34.
- 이태열·강성호·김유미 (2014), **공·사 사회안전망의 효율적인 역할 제고 방안**, 보험연구원.
 (Translated in English) Lee, T., S., Kang, and Y., Kim (2014). *Public-private partnership to enhance korean social safety net*, Korea Insurance Research Institute.
- 이현복·한경래 (2011), “민간의료보험 가입자 특성과 가입요인에 관한 연구”, **사회보장연구**, 제27권 제1호, 한국사회보장학회, pp. 217-240.
 (Translated in English) Lee, H., and K., Hyun (2011). “A Study for Characteristics and Factors of Private Health Insurers”, *Korean Social Security Studies*, 27(1):217-240.
- 임진 (2014), 고령층 소비증대를 위한 정책방안, **주간금융브리프**, 금융포커스, 금융연구원.
 (Translated in English) Lim, J. (2014). “Policies for Increasing the Consumption of the Elderly”, *Weekly Financial Brief*, Finance Focus, Korea Institute of Finance.
- 보험연구원 (2018), **2018년 보험소비자 설문조사**.
 (Translated in English) Korea Insurance Research Institute (2018). *2018 Insurance Consumer Survey*.
- 한국은행 (2017), **인구구조 고령화의 영향과 정책과제**.
 (Translated in English) The Bank of Korea (2017). *The Impact of*

Population Aging and Policy Tasks.

- Aiken, L., and S., West (1991). *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*, Newbury Park: SAGE Publications.
- Cameron A., and P., Trevedi (2015). *Microeconomics: Method and Applications*, MIT Press.
- Çelik, S., and M., Kayali (2009). “Determinants of Demand for Life Insurance in European Countries”, *Problems and Perspectives in Management*, 7(3):32-37.
- Friedrich, R. (1982). “In Defense of Multiplicative Terms in Multiple Regression Equations”, *American Journal of Political Science*, 26(4):797-833.
- Li, D., F., Moshirian, P., Nguyen, and T., Wee (2007). “The Demand for Life Insurance in OECD Countries,” *Journal of Risk and Insurance*, 74(3):637-652.
- Liebenberg, A., J., Carson, and R., Hoyt (2010). “The Demand for Life Insurance Policy Loans,” *Journal of Risk and Insurance* 77(3):651-666.
- Liebenberg, A., J., Carson, and R., Dumm (2012). “A Dynamic Analysis of the Demand for Life Insurance,” *Journal of Risk and Insurance*, 79(3):619-644.
- Liu, C., and T., Christianson (1998). “The Demand for Health Insurance by Employees in a Voluntary Small Group Insurance Program”, *Medical Care*, 36(3):437-443.
- OECD (2015). *Health at a glance*, OECD Indicators, OECD Publishing, Paris.
- Park, S., and J., Lemaire (2011). “The Impact of Culture on the Demand for Non-life Insurance”, IRM WP2011-02 Insurance and Risk Management Working Paper Insurance and Risk Management.

Appendices

〈Appendix table 1〉 Determinants of Private Health Insurance Demand (I) :
REM vs. Panel Tobit

Variables	REM	Panel Tobit
Dummy for householder (dhead)	0.203***	0.203***
Dummy for gender (dsex)	0.002	0.002
Dummy for elderly (dold)	-0.153***	-0.151***
Dummy for labor force (dwork)	-0.007	-0.007
Dummy for marriage (dwed)	0.209***	0.209***
Dummy for education (dedu)	0.174***	0.174***
Dummy for disability (ddisab)	-0.105***	-0.104***
Dummy for chronic disease (dake)	-0.014	-0.014
Lnmmmedi	0.004*	0.004*
Lnmincom	0.076***	0.075***
Constant	3.800***	3.804***
Number of observations	23,126	

Note: This analysis compares the results analyzed by the panel tobit with the REM in 〈Table 4〉.

〈Appendix table 2〉 Determinants of Private Health Insurance Demand (II) :
REM vs. Panel Tobit

Variables			REM	Panel Tobit
Dummy for householder (dhead)			0.310***	0.310***
Dummy for gender (dsex)			-0.029*	-0.029*
Dummy for labor force (dwork)			0.059***	0.058***
Income type	Non-elderly	Over median income	0.150***	0.146***
		Under median income	0.101***	0.098***
	Under median income for elderly		-0.037*	-0.036*
Dummy for marrage (dwed)			0.371***	0.370***
Dummy for education (dedu)			0.240***	0.239***
Dummy for disability (ddisab)			-0.140***	-0.139***
Dummy for chronic disease (dake)			-0.003	-0.003
Ln(medical expense): lnmmmedi			0.005***	0.005***
Constant			3.856***	3.860***
Number of observations			47,436	

Note: This analysis compares the results analyzed by the panel tobit with the REM in 〈Table 5〉.

〈Appendix table 3〉 Characteristics of Economic Variables by Age Group

(unit: %, 1,000 won per month)

Year/Classification \ Age		Under 30	30~39	40~49	50~59	60~69	70~79	80 & over	Total
2011	Coverage rate ¹⁾	72.6	81.0	77.8	74.8	50.3	15.8	0.5	68.5
	Premium ²⁾	76	160	175	159	104	58	22	126
	Labor income ³⁾	1,324	2,133	2,444	2,185	1,166	670	274	1,977
	Medical expenses ⁴⁾	21	24	30	55	73	76	67	36
2012	Coverage rate ¹⁾	72.6	81.0	77.8	74.8	50.3	15.8	0.5	68.5
	Premium ²⁾	76	160	175	159	104	58	22	126
	Labor income ³⁾	1,324	2,133	2,444	2,185	1,166	670	274	1,977
	Medical expenses ⁴⁾	21	24	30	55	73	76	67	36
2013	Coverage rate ¹⁾	74.7	80.8	78.9	77.0	57.9	18.8	2.7	69.9
	Premium ²⁾	76	158	178	169	122	63	40	130
	Labor income ³⁾	1,445	2,216	2,599	2,258	1,297	662	558	2,065
	Medical expenses ⁴⁾	23	32	34	54	82	84	71	41
2014	Coverage rate ¹⁾	74.9	79.2	79.0	77.5	59.0	19.5	2.9	69.7
	Premium ²⁾	75	156	181	169	130	69	38	130
	Labor income ³⁾	1,425	2,303	2,711	2,355	1,396	644	755	2,135
	Medical expenses ⁴⁾	23	31	35	52	78	83	83	41
2015	Coverage rate ¹⁾	78.9	81.0	81.2	79.3	62.8	22.8	3.2	72.8
	Premium ²⁾	79	158	183	185	137	73	35	136
	Labor income ³⁾	1,380	2,375	2,881	2,548	1,450	684	335	2,254
	Medical expenses ⁴⁾	22	29	34	53	84	89	89	42
total	Coverage rate ¹⁾	75.0	80.5	79.1	77.2	57.1	19.0	2.5	70.1

Premium ²⁾	76	158	179	171	124	66	35	130
Labor income ³⁾	1,387	2,240	2,634	2,330	1,317	656	512	2,094
Medical expenses ⁴⁾	22	29	33	53	79	83	77	40

Notes: 1) Proportion covered by private health insurance.

2) Private health insurance premium.

3) Labor income before tax.

4) Medical expenses from emergency, hospitalization, outpatient, prescription drugs only.

〈Appendix table 4〉 Determinants of Private Health Insurance Demand (1) : Heckman Model

Variables	Select model (step 1)	Outcome model (step 2)
Dummy for householder (dhead)	0.204***	0.199***
Dummy for gender (dsex)	-0.424***	-0.074***
Dummy for elderly (dold)	-0.869***	-0.518***
Dummy for labor force (dwork)	-0.036	-0.054**
Dummy for marriage (dwed)	0.254***	0.176***
Dummy for education (dedu)	0.212***	0.037**
Dummy for disability (ddisab)	-0.264***	-0.138***
Dummy for chronic disease (dake)	-0.130***	-0.021
Lnmedi	0.015***	0.013***
Lnmincom	0.239***	0.189***
Constant	-1.002***	3.218***
Athrho cons	0.055	
Lnsigma cons	-0.229***	
Number of observations	31,586	
Wald chi2(10)	1615.81***	

〈Appendix table 5〉 Determinants of private health insurance demand (II) :
Heckman Model

Variables			Select model (step 1)	Outcome model (step 2)
Dummy for householder (dhead)			-0.016	0.268***
Dummy for gender (dsex)			-0.044***	-0.055***
Dummy for labor force (dwork)			0.003	0.184***
Income type	Non- elderly	Over median income	0.931***	0.540***
		Under median income	0.703***	0.390***
	Under median income for elderly		-0.683***	-0.130***
Dummy for marrage (dwed)			0.114***	0.362***
Dummy for education (dedu)			0.041***	0.209***
Dummy for disability(ddisab)			-0.504***	-0.203***
Dummy for chronic disease (dake)			-0.178***	-0.001
Ln(medical expense): lnmedi			0.026***	0.032***
Constant			0.003	3.487***
Athrho cons			0.004	
Lnsigma cons			-0.259***	
Number of observations			71,325	
Wald chi2(11)			12264.52***	

Abstract

The purpose of this study is to estimate the determinants of private health insurance (PHI) demand and potential demand for the elderly. The main determinants are found to be income and age, and the potential demand of PHI was estimated as KRW116,000 per month. Only 6.1% of the elderly meet this level.

Comparing the unfulfilled gap rates of the unfulfilled persons only, 67.1% of the non-elderly and 91.7% of the elderly showed very weak demand. This result shows that the higher the age of the elderly, the higher the unfulfilled rate of PHI premiums, suggesting the need for policy measures such as aging reserve.

※ Key words: private health insurance, determinants of demand, potential demand, aging population, aging reserve