

## 보험사 신뢰, 미디어 노출, 심리요인이 상해보험의 구매의향에 미치는 영향

### The Effects of Trust in Insurers, Media Exposure, and Psychological Factors on Purchase Intention of Accident Coverage

이 찬 희\* · 김 호 일\*\*

Chanhee Lee · Hoil Kim

본 연구는 교통재해를 보장하는 상해보험의 구매의향에 미치는 심리요인, 미디어 노출, 금융이해력의 영향을 구조방정식모형을 이용하여 실증 분석하였다. 상해보험의 구매의향에는 보험사에 대한 신뢰가 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 상해보험 미(未)가입자의 신규 구매의향의 경우 교통재해 관련 미디어 노출은 교통재해에 대한 부정적 위험정서(두려움과 걱정)를 부분매개로, 그리고 낙관주의 편향과 사고가능성은 교통재해에 대한 부정적 위험정서를 완전매개로 긍정적 영향을 주며, 국가 신뢰는 직접적으로 상해보험의 신규 구매의향에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 상해보험 가입자의 추가 구매의향의 경우 보험사 신뢰는 긍정적 영향을 주고, 금융이해력은 부정적 영향을 주는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과는 보험사와 금융당국에게 보험사의 신뢰도가 상해보험의 판매에 가장 큰 역할을 함을 시사하며, 교통재해를 당할 가능성을 높게 인식할수록 상해보험의 신규 구매의향이 높게 나타나 상해보험시장에서의 역선택 가능성을 암시하였다.

**국문 색인어:** 상해보험, 보험사 신뢰, 미디어 노출, 두려움, 걱정, 국가 신뢰

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B050603, B051601, B051605

\* 성균관대학교 경제대학 겸임교수(chanhee1@naver.com), 제1저자

\*\* 안양대학교 스마트창의융합대학 ICT융합공학부 교수(hikim@anyang.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 12. 06, 논문 최종 수정일: 2018. 01. 10, 논문 게재 확정일: 2018. 02. 08

## I. 서론

우리나라 사람들은 교통재해의 위협으로부터 자유롭지 못한 실정이다. 통계청에 따르면 인구 10만 명당 교통사고 사망자수는 10.9명으로 사망원인 9위를 차지하고 있다. 이는 2005년 16.3명에 비해 상당히 감소하였으나, 여전히 재해사고로 인한 사망원인 1위를 고수하고 있다. 2014년 한 해 동안 도로교통사고 사상자는 총 1,796,997명으로 매 18초마다 1명이 죽거나 부상당하는 것으로 나타났다.

교통재해로 인한 손실은 엄청난 사회적 비용을 야기한다. 도로교통공단에 의하면 2014년도 도로교통사고로 인한 인적, 물적, 사회기관 비용은 총 26조 5,725억 원으로 우리나라 연간 GDP의 1.8%, 국가 예산의 9.7%에 이르는 규모이다. 그 중에서 사망과 부상 등 생명의 손실에 따른 인적 피해 비용은 15조 6,750억 원(59.0%)으로 가장 많은 부분을 차지하고 있다.

교통재해로 인한 인적 피해를 보전하기 위하여 상해보험을 구매하는데, 상해보험의 구매나 구매의향의 결정요인을 규명하기 위한 학문적 연구는 소수에 그치고 있다. 상해보험의 구매와 관련해서는 보험요인, 거시경제요인, 심리요인, 미디어 영향을 실증 분석한 연구(이순재·양성문, 2011; 이찬희, 2017)와 구매의향에 미치는 인구통계학적 요인을 분석한 연구를 들 수 있다(류건식·이경희, 2001; 정세창·유효상, 2006). 향후 상해보험의 구매를 예측하기 위해서는 구매의향에 대한 심리, 위험커뮤니케이션 등과 같은 여러 측면에서의 연구가 진행되어야 하나 이에 대한 연구는 부족한 실정이다.

한편 일반인들은 특정위험에 대한 평가를 할 때 객관적 자료를 활용하기보다는 개인의 주관에 의해 평가하며, 위험에 대한 두려움과 지식의 두 심리요인에 의해 위험을 인식한다(Slovic et al., 1984, 1987). 특정 위험에 대한 위험인식은 개인의 행동반응에 영향을 미치는데 구조방정식모형을 이용하여 분석한 결과를 보면 특정 위험에 대한 발생가능성과 대처효용성이 두려움과 걱정을 매개로, 그리고 직접적으로 개인의 행동반응에 영향을 미치는 것으로 나타났다(이현주·이영애, 2011; Prati et al., 2011). 최근 상해보험의 가입에 교통재해에 대한 심리요인이 미치는 영

향을 분석한 이찬희(2017)는 보험사 신뢰가 상해보험의 가입에 직접적으로 영향을 주며, 교통재해에 대한 정서요인의 매개효과는 나타나지 않는다고 밝혔다. 하지만 심리요인이 상해보험의 구매의향에 미치는 직·간접적 효과와 상해보험 가입여부에 따라 상해보험의 구매의향의 차이점을 제시하지는 못하고 있으므로 상해보험 가입자와 미(未)가입자의 심리요인의 차이점을 밝힌다면 상해보험의 마케팅에 유용할 것으로 본다.

일반인의 위험인식과 개인의 행동에는 미디어가 유의한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 실제로 사회적으로 이슈가 된 광우병 등에 관한 TV, 신문 등과 같은 미디어에의 노출이 일반인의 위험인식뿐만 아니라 관련 재화의 구매와 구매의향에 부정적 영향을 주는 것으로 확인되었다(최명일 외, 2009; Verbeke et al., 1999). 그리고 미디어 노출이 교통재해에 대한 두려움과 걱정에 영향을 주며, 상해보험의 구매에도 긍정적 영향을 준다고 밝혔지만(이찬희, 2017), 상해보험의 구매의향에 미치는 영향을 설명하지 못하고 있다.

본 연구에서는 상해보험의 구매의향에 심리요인과 미디어 노출이 미치는 직·간접적 영향과 금융이해력이 미치는 직접 영향을 구조방정식 모형을 이용하여 분석하고자 한다. 특히 상해보험 가입자와 미가입자로 구분하여 특성을 살펴보고 상해보험의 구매의향을 비교 분석하고자 한다. 이를 위해 II 장에서는 상해보험의 구매과 구매의향, 교통재해에 대한 위험인식에 영향을 미치는 심리요인, 미디어 노출과 금융이해력에 관한 이론적 배경과 국내외 선행연구를 고찰한다. III 장에서는 본 연구에서 활용한 연구방법과 IV 장에서 연구결과를 기술하고, V 장에서 결론과 시사점을 도출한다.

## II. 이론적 배경과 선행연구

### 1. 상해보험의 구매의향

상해보험은 신체에 입은 상해에 대하여 치료비용과 상해에 의한 사망 등의 위험에 대하여 금전과 그 밖의 급여를 지급할 것을 약속하고 대가를 수수하는 보험이다. 즉 보험기간 중에 발생한 급격하고 우연한 외래의 사고로 인하여 보험대상자가 입은 신체의 상해를 보장한다.

상해보험의 구매 영향요인을 경제적 변수에 보험변수를 추가하여 분석한 이순재·양성문(2011)은 모집인력, 사업비율, 물가상승률이 상해보험의 구매에 긍정적인 영향을 주고, 가처분소득과 종합물가지수는 부정적 영향을 준다고 주장하였다. 그리고 심리요인과 미디어 노출 등의 요인을 채택하여 상해보험의 가입 결정요인을 분석한 이찬희(2017)는 미디어 노출과 보험사에 대한 신뢰가 상해보험의 가입에 긍정적 영향을 미침을 보여주었다.

특정 제품을 구매하려는 의향으로(Blackwell et al., 2001) 실제 구매행동을 예측하기에 가장 좋은 요소인 구매의향에 관한 연구로 류건식·이경희(2001)는 로짓(logit)분석한 결과, 월소득 150만 원 이하 저소득층의 경우 상해 등을 보장하는 보장성보험의 구매의향이 높다고 밝혔다. 그리고 정세창·유효상(2006)은 동질성분석으로 자영업종사자, 현재 상해보험 미가입자, 저소득 계층, 20대의 경우 상해보험의 신규 구매의향이 높다고 예측하였다. 하지만 상해보험의 구매의향에 대한 영향요인을 분석한 연구는 아직 찾아보기 어렵다.

지금까지 수행된 연구는 상해보험의 구매의향에 영향을 미치는 요인들 간의 인과관계와 경로를 설명하기에는 한계가 있으므로 구조방정식모형을 이용하여 상해보험의 구매의향에 영향을 미치는 요인을 분석해 볼 충분한 가치가 있을 것으로 사료된다.

## 2. 심리요인과 구매의향

일반인들은 위험을 인식하는데 객관적 근거보다는 개인의 주관, 즉 심리적 요인에 의하여 평가한다. Slovic et al.(1984, 1987)의 심리측정연구(psychometric approach)에 의하면 사람들은 위험에 대한 두려움(dread risk)과 위험에 대한 지식(unknown risk)의 두 가지 심리적 차원에 의하여 위험을 인식한다고 주장하였다. 또한 위험에 대한 두려움과 지식에 따라 위험인식은 다르게 나타난다고 보았는데, 위험에 대한 두려움이 클수록, 지식이 적을수록 위험을 높게 평가한다는 것이다.

위험인식에 관한 심리요인이 개인의 행동반응에 미치는 영향을 분석한 연구는 국내 외에서 진행되고 있다. 이현주·이영애(2011)와 Prati et al.(2011)은 심리요인을 걱정(worry)과 두려움(fear)은 정서요인, 발생가능성, 심각성, 대처효용성(coping efficacy)은 인지요인, 국가기관에 대한 신뢰는 사회요인으로 나누었다. 그리고 구조방정식모형을 이용하여 인플루엔자와 테러에 대한 정서요인, 인지요인, 사회요인이 개인의 행동반응에 미치는 직접효과와 정서요인의 매개효과를 분석하였다. 분석 결과 인플루엔자나 테러에 대한 두려움과 걱정이 커지면 개인의 행동반응을 증가시키고, 인플루엔자나 테러의 발생가능성과 대처효용성이 직·간접적으로 개인의 행동반응에 영향을 주는 것으로 밝혀졌다.

교통재해와 상해보험의 구매로 연구범위를 확장한 이찬희(2017)는 교통재해에 대한 심리요인이 상해보험의 구매에 미치는 영향을 구조방정식모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 보험사 신뢰와 미디어 노출이 상해보험의 구매에 긍정적 영향을 주었으나, 교통재해에 대한 두려움과 걱정을 매개로 영향을 미치지 않는 것으로 밝혀졌다.

한편 낙관주의 편향(optimism bias)은 다른 사람에 비해 자신에게 좋은 일이 일어날 확률은 훨씬 높게 평가하는 대신 나쁜 일이 일어날 확률은 훨씬 낮게 평가하는 경향을 말한다(Shepperd et al., 2002). 정운영·박주영(2015)은 심리적 특성과 보험구매 행동과의 관계를 분석한 결과, 낙관주의 편향이 낮은 소비자일수록 보험 구매건수가 많음을 밝혔다. 또한 박주영·유소이(2014)는 낙관주의 편향이 높

은 사람일수록 노후대비를 할 가능성이 낮음을 확인하였다.

신뢰(trust)는 상대방의 행동에 따라 손해가 발생하더라도 감수할 수 있다는 표시라고 할 수 있다(Mayer et al., 1995). 신뢰를 결정하는 요인은 연구자에 따라 다양하게 정의되고 있는데 보험산업의 신뢰 결정요인으로 정홍주·오탈형(2005)은 정직성, 공신력, 배려를, 그리고 남상욱·조명기(2005)는 기업이미지, 기업의 정체성, 커뮤니케이션을 제시하였다.

Lim et al.(2008)은 온라인 보험에서 신뢰가 구매결정에 가장 중요한 요소임을 강조하였으며, 남상욱(2014)은 중국 보험소비자의 보험신뢰가 보험 재구매뿐만 아니라 보험의 추천에 긍정적 영향을 준다고 주장하였다. 그리고 이찬희·정홍주(2013, 2016)는 보험사에 대한 소비자의 신뢰는 개인연금의 구매와 구매의향뿐만 아니라 상해보험의 구매에 긍정적 영향을 준다고 강조하였다.

국가 신뢰는 재해 관련 위험인식에 유의한 영향을 준다. 정부기관에 대한 신뢰는 과학 기술 관련 재해에 대한 일반인의 위험인식에 중요한 요인이다(이현주·이영애, 2011).

이상의 선행연구에서 상해보험의 구매의향에 다양한 심리요인이 어떠한 영향을 미치는지 규명하지 못하고 있으므로 이를 분석해 볼 필요가 있다고 본다.

### 3. 미디어 노출과 구매의향

미디어는 정보원의 역할을 하며, 이를 통해 확산된 정보는 정보수용자인 일반인의 위험인식에 큰 영향을 미친다. 송해룡 외(2005)는 위험에 대한 사건이 발생하면 이는 미디어를 통해 보도되며, 강도 높은 보도는 일반인의 위험인식을 높게 만든다고 강조하였다.

미디어 노출(media exposure)은 위험에 대한 인식뿐만 아니라 금융상품의 구매에도 영향을 미친다. 좌보경 외(2013)는 발암물질과 관련된 다큐멘터리나 시사 프로그램 시청, 뉴스 시청과 청취, 신문이나 잡지 구독, 인터넷 조회 등의 빈도가 높을수록 개인과 사회의 위험인식이 높아짐을 확인하였다. 미디어 노출과 상해보험 구매와의 관계를 연구한 이찬희(2017)는 교통재해를 전하는 미디어에 노출될수록 상

해보험을 구매한 것으로 나타났으나, 위험정서(두려움과 걱정)를 매개로 상해보험의 구매에 영향을 주지는 않았다고 밝혔다. 따라서 미디어 노출이 상해보험의 구매의향에는 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 가치가 있을 것으로 사료된다.

#### 4. 금융이해력과 구매의향

금융이해력(financial literacy)은 일상에서의 금융거래를 이해하고 금융지식을 실제 활용하며 금융선택에 따른 책임을 이해하는 능력을 의미한다(금융감독원, 2010).

객관적 금융지식 수준은 다양한 질문 문항을 이용으로 평가할 수 있는데, Campell et al.(2011)은 이자수익 계산, 인플레이션과 금리 비교, 직접투자과 간접 투자 수익 비교의 3개 항목을 이용한다.

국내외 연구결과에 따르면 금융이해력은 재무관리와 노후대비뿐만 아니라 연금 구매에도 영향을 주고 있다. 최아름·구지현(2016)은 금융이해력이 재무관리 행동에 긍정적 영향을 주고, Lusardi and Mitchell(2007)은 베이비부머의 재정적 노후대비에 긍정적 영향을 미친다고 주장하였다. 그리고 이찬희·정홍주(2013)와 Cappelletti et al.(2011)은 금융이해력이 개인연금의 구매에 긍정적 영향을 미친다고 밝혔다. 하지만 이찬희(2017)는 최근 연구에서 금융이해력이 상해보험의 구매에는 영향을 주지 않는다고 밝혔다. 상해보험의 구매의향에도 같은 결과를 보일지 분석해볼 필요가 있을 것으로 판단된다.

### III. 연구방법

#### 1. 연구모형의 설정

본 연구에서는 상해보험의 구매의향에 영향을 주는 심리요인, 미디어 노출, 금융이해력의 영향을 구조방정식 모형을 이용하여 분석하고자 한다. 즉 상해보험의

구매의향에 영향을 주는 요인으로 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성, 대처효용성, 국가 신뢰, 국가 신뢰, 보험사 신뢰, 금융이해력을 채택하고, 이들 요인이 위험정서, 즉 두려움과 걱정을 매개로 하여 상해보험의 구매의향에 영향을 주는지 아니면 직접적으로 영향을 주는지를 확인하고자 한다. 이에 추가하여 상해보험을 가입한 집단과 가입하지 않은 집단 간의 차이를 살펴보고자 한다.

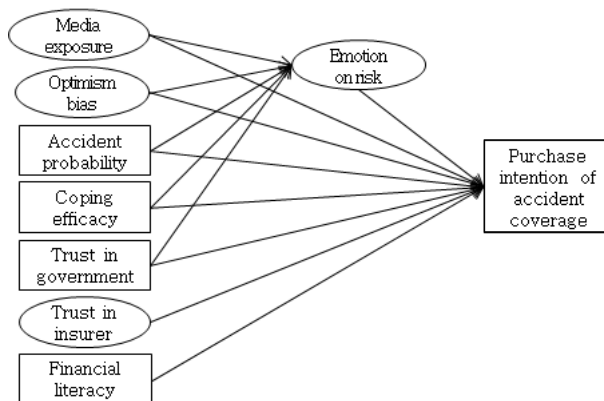
앞서 살펴본 선행연구 결과를 근거로 본 연구에서 검증하려는 가설은 다음과 같다.

가설1: 교통재해 관련 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성, 대처효용성, 국가 신뢰는 위험정서를 매개로 상해보험의 구매의향에 영향을 줄 것이다.

가설2: 교통재해 관련 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성, 대처효용성, 국가 신뢰, 보험사 신뢰, 금융이해력은 상해보험의 구매의향에 직접적으로 영향을 줄 것이다.

이들 가설을 검증하기 위하여 아래 <그림 1>과 같이 연구모형을 제시한다.

<Figure 1> Research model



## 2. 연구방법

본 연구의 조사대상자는 서울 등의 전국 7대도시에 거주하는 21~59세까지 일반인을 대상으로 하였으며, 2010년 인구조사 기준으로 비례할당하여 표본을 추출



하여 전체 모집단의 대표성을 확보하도록 하였다. 조사기간은 2015년 1월부터 동년 2월까지 실시하였다.

측정항목은 선행연구를 통해 확인된 내용의 조정과정을 거쳐 타당성을 확보하였으며, 교통재해에 관한 미디어 노출, 심리요인, 금융이해력, 상해보험 구매의향을 측정하는 문항으로 구성하였다. 미디어 노출은 좌보경 외(2013)의 텔레비전 시청, 다큐멘터리 시청, 신문기사 구독, 인터넷 조회에 관한 4개 항목을 참고하여 측정하였다. ‘교통재해에 관한 텔레비전 뉴스를 시청한 적이 있는지’, ‘교통재해에 관한 다큐멘터리나 시사프로그램을 시청한 적이 있는지’, ‘교통재해에 관한 신문·잡지 기사를 읽은 적이 있는지’, ‘교통재해에 관한 인터넷 뉴스를 본 적이 있는지’를 7점 척도(1: 전혀 없다~7: 자주 있다)로 평정하게 하였다.

정서요인으로 교통재해에 대한 두려움과 걱정은 이현주·이영애(2011)의 연구를 참고하였으며, 낙관주의 편향은 이승희·주소현(2013)의 연구를 참고하여 측정하였다. 교통재해에 대한 두려움은 이현주·이영애(2011)의 연구에서와 같이 ‘교통재해가 어느 정도 두려운가’를 7점 척도(1: 전혀 두렵지 않다~7: 매우 두렵다)로 평정하게 하였다. 교통재해에 대한 걱정의 수준을 측정하기 위하여 ‘교통재해를 당할 것을 걱정하는가’를 7점 척도(1: 전혀 걱정하지 않는다~7: 매우 걱정한다)로 평정하게 하였다. 낙관주의 편향은 ‘나에게 나쁜 일보다 좋은 일이 더 많이 일어날 것을 기대하는가’, ‘불확실한 상황이면 최선의 결과가 일어나길 기대하는가’를 7점 척도(1: 전혀 그렇지 않다~7: 매우 그렇다)로 평정하게 하였다.

인지요인은 교통재해의 사고가능성, 대처효용성에 대한 질문으로 측정하였으며, 이현주·이영애(2011)의 연구를 참고하였다. 교통재해의 사고가능성은 ‘본인이 교통재해를 당할 가능성이 어느 정도라고 생각하는가’와 대처효용성은 ‘교통재해에 어느 정도 대처할 수 있다고 생각하는가’를 질문하였다. 사고가능성(1: 매우 낮다~7: 매우 높다)과 대처효용성(1: 전혀 대처할 수 없다~7: 아주 잘 대처할 수 있다)은 7점 척도로 평정하도록 하였다.

사회요인은 국가 신뢰와 보험사 신뢰로 측정하였다. 국가 신뢰는 이현주·이영애(2011)의 연구를 참고하여 ‘국가가 교통재해를 방지할 수 있다고 믿는가’에 대해 7점

척도(1: 전혀 신뢰하지 않는다~7: 매우 신뢰한다)로 평정하였다. 보험사 신뢰는 정홍주·오태형(2005)과 남상욱·조명기(2005)가 제시한 신뢰 결정요인 중에서 이미지, 정직성, 배려를 선정하였다. 보험사 신뢰는 ‘보험사에 대한 이미지는 어떠한가’에 대해 7점 척도(1: 매우 나쁘다~7: 매우 좋다), ‘보험사가 어느 정도 약속을 잘 지킨다고 생각하는가’에 대해 7점 척도(1: 전혀 지키지 않는다~7: 매우 잘 지킨다), ‘보험회사가 고객을 배려한다고 생각하는가’에 대해 7점 척도(1: 전혀 배려하지 않는다~7: 매우 배려한다)로 평정하게 하였다.

금융이해력은 Campbell et al.(2011)이 이용한 ‘원리금에 대한 계산’, ‘금리와 인플레이션의 비교’, ‘직접투자와 간접투자의 안전성 비교’를 질문하여 정답을 맞힐 경우 각 문항당 1점씩 부여하고 총점을 연속변수로 변수화하였다.

마지막으로 상해보험의 구매의향은 ‘향후 교통재해로 인한 사망과 상해를 보장하는 상해보험을 구매(만일 현재 상해보험을 가입하고 있다면 추가구매)할 의향이 있는가’에 대해 7점 척도(1: 전혀 그렇지 않다~7: 매우 그렇다)로 평정하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 조사대상자의 일반적 특성

본 연구에서는 600명을 대상으로 설문을 진행하였으며, 519부(86.5%)를 최종분석에 사용하였다. 설문응답자의 인구통계학적 특성은 <표 1>과 같이 남성이 50.3%로 여성보다 더 많았고, 평균 39.1세이었다. 500만 원 이하 소득자가 68.8%, 주택을 보유한 경우가 61.1%로 나타났다. 그리고 대학졸업 이상이 66.6%, 사무관리직 종사자가 61.8%로 가장 많았다. 또한 기혼자가 57.6%, 1명 이상의 자녀가 있는 경우가 57.6%를 차지하는 것으로 조사되었다.

〈Table 1〉 Demographic characteristics of respondents

Characteristics		Frequency	%
Gender	male	261	50.3
	female	258	49.7
Age	20s	127	24.5
	30s	140	27.0
	40s	148	28.5
	50s	104	20.0
Monthly household income (mil, KRW)	under 2	96	18.5
	2~3	105	20.2
	3~5	146	28.1
	5~7	107	20.6
	over 7	65	12.5
Housing pattern	own house	317	61.1
	rental house	202	38.9
Education level	under highschool graduate	95	18.3
	two-year college graduate	78	15.0
	university graduate	297	57.2
	over graduate school	49	9.4
Occupation	clerks, manager	321	61.8
	self-employed, manufactor, technician	51	9.8
	professional	46	8.9
	sales & service	34	6.6
	public official	17	3.3
	housewife, others	50	9.7
Marital status	married	299	57.6
	single	220	42.4
Children	none	220	42.4
	more than one	299	57.6

## 2. 측정항목의 평가

측정항목의 내적 일관성을 검증하기 위해 심리요인과 미디어 노출의 측정문항들에 대한 신뢰성 분석을 실시하였다. 〈표 2〉에서와 같이 Cronbach's  $\alpha$  계수는 모두 0.6 이상으로 모든 척도가 수용할 만한 것으로 여겨진다.

〈Table 2〉 Verification results of the internal consistency

Factors	Variables	Cronbach's $\alpha$
Emotion on risk	fear worry	.683
Media exposure	watching TV watching documentaries reading articles internet inquiry	.814
Optimism bias	comparative optimism best expected results	.635
Trust in insurer	image honesty benevolence	.885

〈표 3〉과 같이 각 측정 항목들 간의 판별 타당성의 충족 정도를 확인하기 위해 상관관계 분석을 실시한 결과, 통계적 유의성을 확보한 것으로 보인다. 그러나 보험사의 정직과 배려는 .783, 보험사의 이미지와 정직은 .706, 인터넷 조회와 다큐시청은 .684, 보험사의 이미지와 배려는 .669로 상대적으로 높게 나타났다.

### 3. 상해보험 가입자와 미(未)가입자의 특성 비교

상해보험의 구매의향에 영향을 미치는 요인을 분석하기에 앞서 상해보험의 가입여부에 따라 가입자(n=150, 28.9%)와 미가입자(n=369, 71.1%)로 나누고 인구통계학적 요인에 대해서는 교차분석( $\chi^2$ )을 실시하였으며, 심리요인에 대해서는 t-test를 실시하여 연관성을 분석하였다(〈표 4〉 참조).

상해보험 가입자의 경우 남성이 여성보다 많았으며, 30~50대에서 평균 30% 정도 가입하였다. 소득수준이 높을수록 가입률이 증가하였으며, 소득의 대리변수로 볼 수 있는 주택을 보유한 경우(31.2%), 전문직과 자유직 종사자(41.2%)의 가입률이 높았다. 기혼자와 자녀가 있는 경우 더 많이 가입하였다.

상해보험 미가입자와 연관성을 검증한 결과, 가계소득, 교육수준, 결혼여부, 자녀유무에서 연관성을 보였다. 가계소득이 701만 원 이상인 경우 44.6% 가입하였다. 대학원 재학 이상의 교육수준에서 49.0%로 가장 높은 가입률을 보였다. 또한

기혼자(33.1%)와 자녀가 있는 경우(33.1%) 상대적으로 가입률이 높았다.

상해보험의 가입여부에 따른 심리요인, 미디어 노출, 금융이해력의 평균값 차이를 비교한 결과, 미디어 노출, 낙관주의 편향, 대처효용성, 보험사 신뢰에서 유의한 차이를 보였다. 상해보험 가입자는 TV, 신문, 인터넷과 같은 대중매체에 노출이 많았으며, 낙관주의적 성향이 강하며, 교통재해에 잘 대처할 수 있다고 생각하며, 보험사에 대한 이미지, 보험사의 정직성과 소비자에 대한 배려를 높게 평가하였다.

〈Table 3〉 Correlations between measured variables

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. Fear	1														
2. Worry	.412**	1													
3. Watching TV	.159**	.159**	1												
4. Watching documentaries	.221**	.128**	.591**	1											
5. Reading articles	.149**	.104*	.409**	.470**	1										
6. Internet inquiry	.198**	.150**	.505**	.684**	.478**	1									
7. Comparative optimism	.186**	.110*	.129**	.169**	.095*	.120**	1								
8. Best expected results	.320**	.236**	.253**	.264**	.146**	.240**	.465**	1							
9. Accident probability	.268**	.642**	.077	.021	.066	.045	.005	.052	1						
10. Trust in government	-.060	.104*	-.007	-.064	-.007	-.167**	.120**	.017	.200**	1					
11. Coping efficacy	-.001	.175**	.059	-.035	.038	.002	.105*	.009	.307**	.455**	1				
12. Image	.151**	.189**	.136**	.088*	.138**	.035	.100*	.132**	.214**	.302**	.207**	1			
13. Honesty	.142**	.212**	.090*	.012	.067	-.010	.102*	.112*	.181**	.276**	.196**	.709**	1		
14. Benevolence	.122**	.169**	.144**	.066	.149**	.027	.143**	.121**	.142**	.342**	.242**	.669**	.783**	1	
15. Financial literacy	.032	-.018	.120**	.137**	.083	.121**	.009	.026	-.084	-.077	-.073	-.078	-.050	-.049	1
M	4.00	4.95	5.19	5.70	5.22	5.71	5.03	5.44	4.27	3.55	3.64	4.01	3.81	3.90	1.84
SD	.78	1.32	1.24	1.08	1.25	1.08	1.30	1.15	1.40	1.64	1.42	1.30	1.38	1.35	.94

\* p&lt;0.05 \*\* p&lt;0.01 \*\*\* p&lt;0.001

〈Table 4〉Analysis of differences between subscriber and non-subscriber of accident coverage

		Subscriber	Non-subscriber	$\chi^2$
No. of person		150(28.9%)	369(71.1%)	-
Gender	male	29.9	70.1	.247
	female	27.9	72.1	
Age	20s	22.0	78.0	3.978
	30s	30.0	70.0	
	40s	31.8	68.2	
	50s	31.7	68.3	
Monthly household income (mil, KRW)	under 2	16.7	83.3	18,988**
	2~3	22.9	77.1	
	3~5	29.5	70.5	
	5~7	35.5	64.5	
	over 7	44.6	55.4	
Housing pattern	own house	31.2	68.8	2,149
	rental house	25.2	74.8	
Education level	under highschool graduate	31.6	68.4	12,628**
	two-year college graduate	21.8	78.2	
	university graduate	26.6	73.4	
	over graduate school	49.0	51.0	
Occupation	clerks, manager	30.5	69.5	15,152
	self-employed et al.	41.2	58.8	
	professional	17.4	82.6	
	sales & service	29.4	70.6	
	public official	35.3	64.7	
	housewife & others	14.0	86.0	
Marital status	married	33.1	66.9	6,080*
	single	23.2	76.8	
Children	none	23.2	76.8	16,355**
	more than one	33.1	66.9	
		mean		<i>t</i>
Emotion on risk	fear worry	4,70	4,54	1,950
		4,29	4,18	1,352
		5,10	4,89	1,679
Media exposure	watching TV watching documentaries reading articles internet inquiry	5,69	5,36	3,727***
		5,53	5,04	4,155***
		5,91	5,61	2,890**
		5,45	5,12	2,674**
Optimism bias	comparative optimism best expected results	5,45	5,15	3,203**
		5,29	4,92	2,958**
		5,60	5,37	2,220*
Accident probability		4,32	4,25	.541
Trust in government		3,63	3,51	.745
Coping efficacy		3,86	3,55	2,290*
Trust in insurer	image honesty benevolence	4,28	3,75	4,627***
		4,40	3,85	4,461***
		4,15	3,67	3,666***
		4,30	3,73	4,424***
Financial literacy		1,95	1,80	1,617

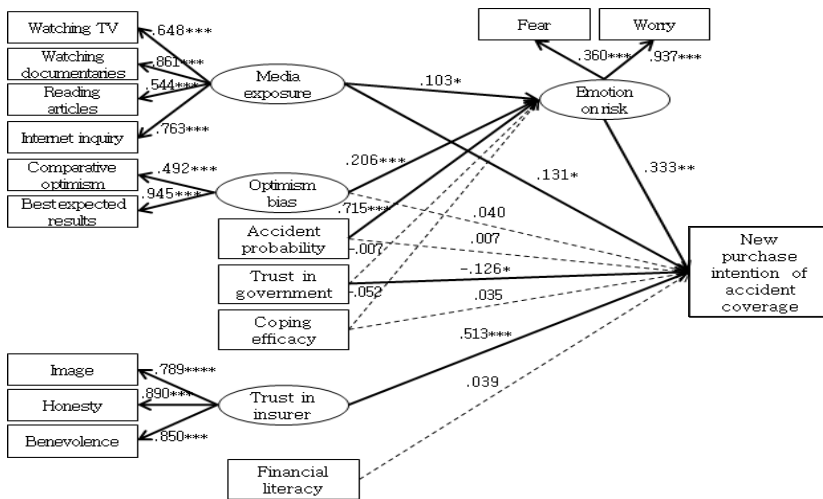
\* p<0,05 \*\* p<0,01 \*\*\* p<0,001

## 4. 상해보험 구매의향의 결정요인

### 가. 상해보험 미(未)가입자의 신규 구매의향

설문응답자 519명 중에서 현재 상해보험을 가입하지 않은 369명(71.1%)을 대상으로 조사한 결과를 분석하였다. 현재 상해보험을 가입하고 있지 않으나 향후 구매할 의향이 있는 경우 상해보험의 구매의향에 영향을 주는 요인을 확인하기 위한 최종 적합모형은 <그림 2>와 같다.

<Figure 2> Final structural equation model for new purchase intention of accident coverage



\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

분석모형의 적합도를 검증한 결과  $\chi^2=137.812$ , NFI=.934, TLI=.952, CFI=.962, RMSEA=.041로 나타났다. CFI, NFI, TLI가 .90이상으로 매우 양호하며, RMSEA .05이하로 제안모형을 최종모형으로 채택하였다.

연구가설을 검증한 결과는 <표 5>와 같이 나타났다. 첫째, 가설 1에서 미디어 노출은 위험정서를 부분매개로 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 교통재해와 관련된 TV, 신문, 인터넷과 같은 대중매체에 노출될수록



재해에 대한 두려움과 걱정이 커지며( $\beta=.103, p<.05$ ), 두려움과 걱정은 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주는 것으로 나타났다( $\beta=.333, p<.001$ ).

낙관주의 편향과 사고가능성은 위험정서를 완전매개로 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 나에게 좋은 일이 더 많이 일어나고 불확실 상황에서 최선의 결과를 기대할수록 교통재해에 대한 두려움과 걱정이 커지며( $\beta=.206, p<.001$ ), 또한 교통재해가 발생할 가능성이 크다고 인식할수록 교통재해에 대한 두려움과 걱정이 커지며( $\beta=.715, p<.001$ ), 두려움과 걱정은 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만 국가 신뢰와 대처효용성은 위험정서를 매개로 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주지 않는 것으로 밝혀져 가설 1은 기각되었다.

둘째, 가설 2에서 미디어 노출, 국가 신뢰, 보험사 신뢰는 상해보험의 신규 구매의향에 직접적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 교통재해와 관련된 TV, 신문, 인터넷과 같은 대중매체에 노출될수록( $\beta=.131, p<.05$ ), 교통재해 방지와 관련하여 국가에 대한 신뢰도가 낮을수록( $\beta=-.126, p<.05$ ), 보험사에 대한 이미지가 좋고, 보험사가 정직하며, 고객을 배려한다고 인식할수록( $\beta=.513, p<.001$ ) 상해보험의 신규 구매의향에 직접적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 낙관주의 편향( $\beta=.040, p=.01$ ), 사고가능성( $\beta=.007, p=.01$ ), 대처효용성( $\beta=.035, p=.01$ ), 금융이해력( $\beta=.039, p=.01$ )은 상해보험의 신규 구매의향에 직접적으로 영향을 주지 않는 것으로 확인되어 가설 2는 기각되었다.

교통재해에 관한 미디어 노출과 보험사 신뢰가 직접적으로 상해보험 신규 구매의향에도 영향을 준다는 점은 상해보험 가입의 결정요인 분석 연구(이찬희, 2017)와 동일하지만, 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성이 위험정서를 매개로 하여, 그리고 국가신뢰가 상해보험의 신규 구매의향에 직접적으로 영향을 준다는 점은 새롭게 확인되었다.

경로모형의 예측력의 평가지표 중 하나는 분산을 얼마나 잘 설명해주고 있는지를 나타내주는  $R^2$  값(Barclay et al., 1995)은 39.7%로 위험정서, 미디어 노출, 낙관주의 편향, 국가 신뢰, 보험사 신뢰에 의해 상해보험의 신규 구매의향이 설명되고 있

음을 알 수 있다.

〈표 6〉은 상해보험의 신규 구매의향에 대한 영향요인의 직·간접효과와 총효과를 보여준다. 상해보험의 신규 구매의향에는 보험사 신뢰의 총효과가 .513, 위험정서가 .333, 미디어 노출이 .165, 국가 신뢰가 -.124로 보험사 신뢰의 영향력이 가장 큰 것으로 확인되었다.

〈Table 5〉 Parameter estimates of the model for new purchase intention of accident coverage

path		$R^2$	$\beta$	S.E.	C.R.
Fear	→	.184	.360***	.040	5.828
Worry	→	.878	.937***		
Media exposure	→	.560	.103*	.068	2.180
Optimism bias	→		.206***	.064	3.481
Accident probability	→		.715***	.037	17.266
Coping efficacy	→		-.052	.039	-1.080
Trust in government	→		-.007	.033	-1.161
Watching TV	→		.419	.648***	.081
Watching documentaries	→	.742	.861***	.077	14.466
Reading articles	→	.295	.544***	.084	9.937
Internet inquiry	→	.581	.763***		
Comparative optimism	→	.242	.492***	.118	4.971
Best expected results	→	.893	.945***		
Image	→	.622	.789***	.052	17.746
Honesty	→	.791	.890***	.054	19.973
Benevolence	→	.722	.850***		
Emotion on risk	→	.397	.333**	.125	2.978
Media exposure	→		.131*	.082	2.568
Optimism bias	→		.040	.064	.764
Accident probability	→		.007	.091	.074
Coping efficacy	→		.035	.047	.724
Trust in government	→		-.126*	.044	-2.491
Trust in insurer	→		.513***	.064	10.067
Financial literacy	→		.039	.062	.916

\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

〈Table 6〉 Direct, indirect and total effects of the model for new purchase intention of accident coverage

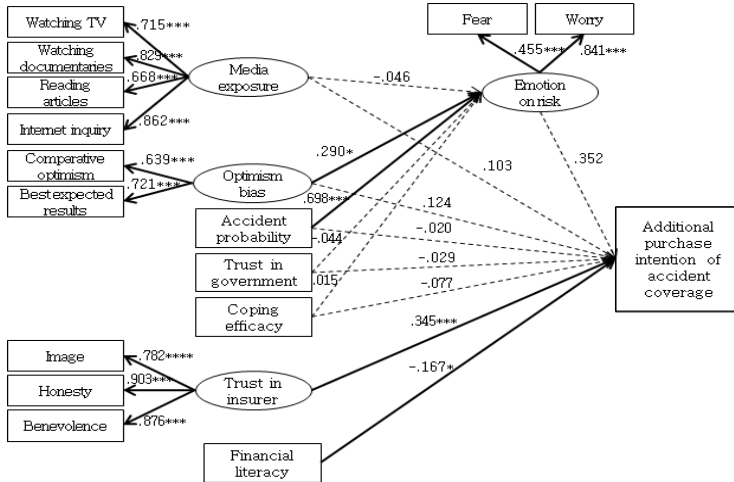
path		Direct effect	Indirect effect	Total effect
Emotion on risk	→	.333***	.000***	.333
Media exposure	→	.131*	.034*	.165
Trust in government	→	-.126*	.002	-.124
Trust in insurer	→	.513***	.000***	.513

\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

### 나. 상해보험 가입자의 추가 구매의향

설문응답자 519명 중에서 현재 상해보험을 가입한 150명(28.9%)을 대상으로 추가 구매의향을 분석하였으며, 최종 적합모형은 아래 〈그림 3〉과 같다.

〈Figure 3〉 Final structural equation model for additional purchase intention of accident coverage



\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

분석모형의 적합도 검증 결과,  $\chi^2=113,259$ , NFI=.881, TLI=.950, CFI=.965, RMSEA=.048로 나타났다. NFI를 제외한 CFI와 TLI가 .90이상이고, RMSEA는 .05이하로 나타나 제안모형을 최종모형으로 채택하였다.

연구가설을 검증한 결과는 <표 7>과 같이 나타났다. 첫째, 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성, 대처효용성, 국가 신뢰는 위험정서를 매개로 상해보험의 추가 구매의향에 영향을 주지 않는 것으로 확인되어 가설 1은 기각되었다. 낙관주의 편향( $\beta=.290, p<.05$ )과 사고가능성( $\beta=.698, p<.001$ )은 위험정서에 영향을 주었지만 위험정서는 상해보험의 추가 구매의향에 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다.

둘째, 보험사 신뢰와 금융이해력은 상해보험의 추가 구매의향에 직접적으로 유의한 영향을 주는 것으로 밝혀져 가설 2는 채택되었다. 즉 보험사에 대한 이미지가 좋고, 정직하며, 배려한다고 인식할수록( $\beta=.345, p<.001$ ), 개인의 객관적 금융 지식 수준이 낮을수록( $\beta=-.167, p<.05$ ) 상해보험을 추가 구매할 의향이 높아지는 것으로 나타났다. 하지만 미디어 노출( $\beta=.103, p=.01$ ), 낙관주의 편향( $\beta=.124, p=.01$ ), 사고가능성( $\beta=-.020, p=.01$ ), 대처효용성( $\beta=-.077, p=.01$ ), 국가 신뢰( $\beta=-.029, p=.01$ )는 상해보험의 추가 구매의향에 직접적으로 영향을 미치지 않는 것으로 확인되어 가설 2는 기각되었다. 보험사 신뢰가 상해보험 추가 구매의향에 직접적으로 영향을 준다는 점은 상해보험 가입의 결정요인 분석 연구(이찬희, 2017)와 동일한 결과이며, 금융이해력이 상해보험의 추가 구매의향에 부정적 영향을 준다는 점은 새로운 사실이다.

상해보험 추가 구매의향에 대한 설명정도를 보여주는  $R^2$ 는 33.6%로 보험사 신뢰, 금융이해력에 의해 상해보험의 추가 구매의향이 설명되고 있음을 알 수 있다.

<Table 7> Parameter estimates of the model for additional purchase intention of accident coverage

path		$R^2$	$\beta$	S.E.	C.R.
Fear	→	.207	.455***	.068	4.480
Worry	→		.841***		
Media exposure	→	.548	-.046	.154	-.404
Optimism bias	→		.290*	.204	2.131
Accident probability	→		.698***	.061	8.529
Coping efficacy	→		.015	.071	.174
Trust in government	→		-.044	.056	-.517
Watching TV	→		.511	.715***	.102

Watching documentaries	→	exposure	.687	.829***	.090	11.321
Reading articles	→		.447	.668***	.101	8.830
Internet inquiry	→		.743	.862***		
Comparative optimism	→	Optimism bias	.408	.639***	.202	4.815
Best expected results	→		.519	.721***		
Image	→	Trust in insurer	.611	.782***	.069	11.892
Honesty	→		.816	.903***	.074	14.125
Benevolence	→		.768	.876***		
Emotion on risk	→	Additional purchase intention of accident coverage	.336	.352	.226	1.881
Media exposure	→			.103	.172	.977
Optimism bias	→			.124	.247	.913
Accident probability	→			-.020	.135	-1.135
Coping efficacy	→			-.077	.081	-.928
Trust in government	→			-.029	.065	-.349
Trust in insurer	→			.345***	.087	4.287
Financial literacy	→			-.167*	.099	-2.431

\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

〈표 8〉은 상해보험의 추가 구매의향에 대한 직·간접효과와 총효과를 보여준다. 상해보험의 추가 구매의향에는 보험사 신뢰의 총효과가 .344, 금융이해력이 -.167로 보험사 신뢰가 상해보험의 추가 구매의향에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다.

〈Table 8〉 Direct, indirect and total effects of the model for additional purchase intention of accident coverage

Path			Direct effect	Indirect effect	Total effect
Trust in insurer	→	Additional purchase intention of accident coverage	.345***	.000***	.344
Financial literacy	→		-.167*	.000***	-.167

\* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

## V. 결론 및 시사점

본 연구의 목적은 교통재해에 관한 심리요인, 미디어 노출, 금융이해력과 상해보험의 구매의향 간의 구조적 인과관계를 확인하고, 교통재해에 대한 위험정서의 매개역할을 검증하고자 하였다. 아울러 상해보험 가입자와 미가입자로 구분하여 비교 분석하고자 하였다.

본 연구에서 설정한 가설의 검증 결과는 다음과 같다. 미디어 노출은 교통재해에 대한 위험정서(두려움과 걱정)를 부분매개로, 그리고 낙관주의 편향과 사고가능성은 교통재해에 대한 위험정서를 완전매개로 상해보험의 신규 구매의향에 긍정적 영향을 주었다. 또한 보험사 신뢰는 직접적으로 상해보험의 추가 구매의향에 긍정적 영향을 주었으며, 금융이해력은 직접적으로 부정적 영향을 주었지만, 위험정서를 통한 매개효과는 나타나지 않았다.

상해보험의 가입 여부에 따른 상해보험 구매의향에는 분명한 차이를 보였다. 첫째, 상해보험을 가입하지 않은 경우 미디어 노출은 교통재해의 부정적 위험정서, 즉 두려움과 걱정을 부분매개로, 그리고 낙관주의 편향과 사고가능성은 부정적 위험정서를 완전매개로 상해보험의 신규 구매의향에 긍정적 영향을 미쳤다. 교통재해와 관한 TV, 신문, 인터넷과 같은 대중매체에 노출될수록, 낙관적 편향이 강할수록, 교통재해의 사고가능성을 높게 평가할수록 교통재해에 대한 두려움과 걱정이 커지며, 이러한 부정적 정서는 상해보험의 신규 구매의향에 긍정적 영향을 미쳤다.

국가 신뢰와 보험사 신뢰는 상해보험의 신규 구매의향에 직접적으로 각각 부정적 영향과 긍정적 영향을 주었다. 교통재해의 방지에 대한 국가 신뢰도가 낮을수록, 보험사에 대해 좋은 이미지를 가질수록, 보험사가 정직하며, 고객을 배려한다고 평가할수록 상해보험의 신규 구매의향에 긍정적 영향을 주었다.

둘째, 상해보험을 가입한 경우 추가 구매의향에 보험사 신뢰와 금융이해력이 직접적으로, 그리고 각각 긍정적 영향과 부정적 영향을 주었다. 보험사에 대해 좋은 이미지를 가질수록, 보험사가 정직하며, 고객을 배려한다고 평가할수록 상해

보험의 추가 구매의향에 긍정적 영향을 미친 반면, 금융에 대한 객관적 지식수준이 높을수록 상해보험의 추가 구매의향에 부정적 영향을 미쳤다.

본 연구를 통해 상해보험 미가입자의 신규 구매의향과 가입자의 추가 구매의향의 영향요인은 뚜렷한 차이가 있음을 확인하였다. 상해보험의 신규 구매의향에는 미디어 노출, 낙관주의 편향, 사고가능성이 위험정서를 매개로, 그리고 미디어 노출, 국가 신뢰, 보험사 신뢰는 직접적으로 영향을 주었다. 하지만 상해보험의 추가 구매의향에는 보험사 신뢰와 금융이해력이 직접 영향을 주었다. 상해보험의 추가 구매의향에는 사회요인인 보험사 신뢰가 영향을 준 반면, 신규 구매의향에는 보험사 신뢰와 정서요인인 교통재해의 두려움과 걱정이 영향을 준다는 점이다.

보험사의 신뢰는 상해보험의 가입여부에 상관없이 가장 큰 영향을 주는 요인으로 확인되었다. 상해보험의 신규 구매의향과 추가 구매의향 모두 영향을 준다는 점은 개인연금의 구매와 구매의향, 상해보험의 구매에 보험사 신뢰가 가장 큰 영향요인이라고 밝힌 선행연구(이찬희·정홍주, 2013, 2016; 이찬희, 2017)의 결과와 일치한다.

가설을 검증한 결과 다음과 같은 시사점을 도출하였다. 첫째, 대중매체가 상해보험을 가입하지 않은 개인의 구매의도에 상당한 영향을 미친다는 점이다. 세월호 사고, 졸음운전사고 등과 같은 각종 교통재해가 TV, 라디오, 인터넷 등을 통해 접촉횟수가 증가할수록 일반인은 교통재해를 두렵게 느끼며, 교통재해에 대한 걱정이 커지고, 이로 인해 상해보험을 구매하려는 의향이 높아진다는 점을 보여 주었다. 많은 사람들의 관심을 집중시키는 대형 교통재해가 발생하게 되면 상해보험에 대한 필요(needs)는 증가한다고 볼 수 있다.

둘째, 상해보험을 가입한 경우와 가입하지 않은 경우 상해보험의 구매의향에 미치는 심리요인은 차이가 있음을 발견할 수 있다. 상해보험을 추가 구매하려는 소비자는 보험사에 대한 신뢰를 구매결정의 중요한 기준으로 삼는 반면, 상해보험을 처음 구매하려는 소비자는 보험사에 대한 신뢰에 더하여 교통재해에 대한 두려움과 걱정이 중요한 구매결정요인으로 작용한다는 점이다. 상해보험의 권유 단계에서 신규고객에게는 교통재해와 관련된 두려움과 걱정을 자극하여 필요를

환기시키고, 기존고객에게는 보험사의 신뢰를 언급한다면 자연스럽게 계약체결을 이끌어 낼 수 있을 것이다.

셋째, 보험사 신뢰가 상해보험의 구매의향에 가장 큰 영향요인으로 밝혀졌다. 상해보험을 가입한 경우와 가입하지 않은 경우와 관계없이 보험사의 이미지, 정직성, 배려에 대한 평가가 긍정적일수록 상해보험을 구매할 의향이 높음을 보여주었다. 선행연구에서 확인된 바와 같이 보험사에 대한 소비자의 신뢰는 생명보험과 손해보험을 막론하고 보험거래에 핵심적 역할을 한다는 점을 재확인할 수 있다.

넷째, 교통재해에 대한 사고가능성이 위험정서를 매개로 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 주었다. 이는 상해보험시장에서 역선택 가능성이 존재함을 암시하고 있다. 상해보험을 가입하지 않은 소비자가 교통재해를 당할 주관적인 가능성을 높게 평가하는 경우 상해보험을 가입할 가능성이 상대적으로 높음을 의미하므로 이에 대한 적절한 대비가 이루어져야 할 것으로 보인다.

마지막으로, 금융이해력이 높을수록 상해보험을 추가로 구매할 의향이 낮다는 점이다. 이는 상해보험을 가입한 보험소비자의 경우 교통재해에 대한 보장을 받을 수 있으므로 상해보험을 추가 구매할 필요를 느끼지 못하는 것으로 판단된다.

본 연구는 보험과 심리, 위험커뮤니케이션을 융합한 학제 간 연구라는 점에서 학문적으로 가치가 있을 것으로 사료된다. 즉 상해보험의 구매의향에 영향을 주는 심리요인과 미디어의 영향을 구조방정식 모형을 이용하여 실증적으로 분석하였다는 점이다. 그리고 보험사에 대한 신뢰도가 상해보험의 구매의향에 가장 중요한 요인임이 확인되었으므로 보험사뿐만 아니라 협회와 금융당국은 보험산업의 신뢰도를 지속적으로 향상시키기 위한 부단한 노력이 요구된다. 또한 상해보험 가입 여부에 따른 구매의향의 차이를 비교 분석함으로써 보험회사의 마케팅에 유용한 자료가 될 것으로 판단된다. 아울러 자신이 교통재해를 당할 가능성을 높게 인식할수록 상해보험 구매의향이 높아진다는 점은 상해보험시장에서의 역선택 가능성을 암시하며 언더라이팅 단계에서의 대책이 필요함을 보여준다.

본 연구에서는 교통재해의 위험에 대한 주관적인 평가를 특정시점에서 분석하



였으나, 만약 짧은 기간에 교통재해의 위험인식이 크게 변화할 수 있다면 패널자료에 의한 보다 유용한 분석결과를 얻을 수 있을 것이다. 그리고 미디어 노출이 상해보험의 신규 구매의향에 영향을 준다는 점을 확인하였으나 TV, 신문, 인터넷 등 매체별 영향의 차이를 확인하지는 못하였다. 또한 상해보험의 구매의향과 보험소비자의 구매력을 매개변수로 하여 상해보험의 구매결정요인을 분석하여 선행연구와 비교해 볼 수 있을 것으로 기대되는데 이는 후속 연구과제로 삼고자 한다.

## 참고문헌

금융감독원, “대학생 금융이해력 지수(FQ: Financial Quotient) 측정 결과”, 2010.12.22., 보도자료.

(Translated in English) Financial Supervisory Service, “Measurement result of college students’ financial comprehension index”, 22, Dec., 2010, Press Release.

남상욱, “보험소비자의 보험업 신뢰 결정요인 : 중국 사례 연구”, **디지털융복합연구**, 제12권 제2호, 2014, 한국디지털정책학회, pp. 211-221.

(Translated in English) Sang Wook Nam, “An empirical study on the determinants of trust for the insurance industry : a case of China”, *Journal of Digital Convergence*, Vol. 12(2), 2014, pp. 211-221.

남상욱 · 조명기, “생보업의 사회적 신뢰 제고방안”, **생명보험**, 2005, pp. 16-36.

(Translated in English) Sang Wook Nam and Myung Ki Cho, "Measures to Enhance the Social Reliability of Life Insurance Industry", *Life Insurance*, 2005, pp. 16-36.

류건식 · 이경희, “생명보험상품에 대한 소비자구매성향분석”, **보험학회지**, 제58권, 한국보험학회, 2001, pp. 199-224.

(Translated in English) Ryu Keon Shik and Lee Kyong Hee, “A Study of the Purchase Tendencies of Lift Insurance Products”, *Korean Insurance Journal*, Vol. 58, 2001, pp. 199-224.

박주영 · 유소이, “은퇴 준비와 은퇴 후 재무걱정: 한국, 중국, 미국 비교”, **소비문화연구**, 제17권 제2호, 한국소비문화학회, 2014, pp. 183-204.

(Translated in English) Joo Yung Park and So Ye You, “Retirement Preparedness and Financial Stress After Retirement: A Comparison of Koreans, Chinese and Americans”, *Consumption Culture Study*, Vol. 17(2), 2014, pp. 183-204.

송해룡 · 김원제 · 조항민, “과학기술 위협보도에 관한 수용자 인식 연구:GMO(유

전자변형식품)을 중심으로”, **한국언론학보**, 제49권 제3호, 한국언론학회, 2005, pp. 105-128.

(Translated in English) Song Hae Ryong, Kim Won Jae, Cho Hang Min, “A Study on Audience's Awareness about the Media Reports of Science Technology Risk: Focused on the Genetically Modified Organism(GMO) Case”, *Korean Journal of Journalism & Communication Studies*, Vol. 49(3), 2005, pp. 105-128.

이순재 · 양성문, “페널데이터를 이용한 생명보험 수요 요인 분석: 종신, 질병, 상해, 변액보험을 중심으로”, **보험학회지**, 제90권, 한국보험학회, 2011, pp. 51-75.

(Translated in English) Lee Soon Jae and Yang Seong Moon, “An analysis on determinants of life insurance demand using penal data: Focusing on whole life, sickness & accident and variable life”, *Korean Insurance Journal*, Vol. 90, 2011, pp. 51-75.

이승희 · 주소현, “애널리스트의 목표주가 설정에서 나타나는 준거점 효과”, **Financial Planning Review**, 제6권 제3호, 한국FP학회, 2013, pp. 59-80.

(Translated in English) Lee Seunghee and Joo So Hyun, “Anchoring effects on analysts' target stock price estimation”, *Financial Planning Review*, Vol. 6(3), 2013, pp. 59-80.

이찬희, “구조방정식을 활용한 상해보험 가입의 결정요인 분석”, **Journal of the Korean Data Analysis Society**, 제19권 제2호, 2017, 한국자료분석학회, pp. 817-837.

(Translated in English) Chan Hee Lee, “An analysis of determinants of purchase of accident coverage using structural equation model”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, Vol. 19, 2017, pp. 817-837.

이찬희 · 정홍주, “개인연금 가입과 선호의 결정요인 분석: 인지요인, 정서요인, 금융이해력, 신뢰, 위험감수성향을 중심으로”, **금융연구**, 제27권 제4호,

2013, 한국금융연구원, pp. 25-51.

(Translated in English) Chan Hee Lee and Hong Joo Jung, “An analysis of determinants of purchase and preference of the individual pension: Focusing on cognitive and emotional factors financial literacy, trust and risk tolerance”, *Journal of Money and Finance*, Vol. 27(4), 2013, pp. 25-51.

\_\_\_\_\_, “구조방정식을 이용한 개인연금 가입의향의 결정요인 분석”, **응용통계연구**, 제29권 제3호, 2016, 한국통계학회, pp. 409-424.

(Translated in English) Chan Hee Lee and Hong Joo Jung, “An analysis of determinants of purchase intention of individual pension using structural equation model”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, Vol. 29(3), 2016, pp. 409-424.

이현주·이영애, “테러 위협지각의 인지-사회 모형”, **한국심리학회지: 사회문제**, 제17권 제4호, 한국심리학회, 2011, pp. 485-503.

(Translated in English) Hyunju Lee, Young-Ai Lee, “A Cognitive-social Model for Risk Perception of Terrorism”, *KOREAN JOURNAL OF CULTURE AND SOCIAL ISSUES*, Vol. 17, 2011, pp. 485-503.

정세창·유효상, “소비자 특성별 채널 선호 분석 및 손해보험 상품별 판매전략”, **보험금융연구**, 제47권, 보험연구원, 2006, pp. 35-70.

(Translated in English) Jung Se Chang and Yu Hyo Sang, “The Preference of Consumers for the Channels and the Distribution Strategies by Products”, *Journal of Insurance and Finance*, Vol. 47, 2006, pp. 35-70.

정운영·박주영, “심리적 특성과 보험관련행동-낙관주의 오류와 후회회피를 중심으로-”, **소비문화연구**, 제18권 제1호, 한국소비문화학회, 2015, pp. 179-196.

(Translated in English) Woon Young Jeong and Joo Yung Park, “Psychological factors and insurance related behavior -Focusing on optimism bias and regret aversion-”, *Consumption Culture Study*, Vol. 18(1), 2015, pp.

179-196.

정홍주·오태형, “보험업 신뢰도 및 결정요인에 관한 실증연구-은행과의 비교를 중심으로-”, **보험학회지**, 제71권 제8호, 한국보험학회, 2005, pp. 49-73.

(Translated in English) Hong Joo Jung and Tae Hyeong Oh, “An empirical study on the trust and determination factors of trust in the insurance industry”, *Korean Insurance Journal*, Vol. 71(8), 2005, pp. 49-73.

좌보경·윤문영·백혜진, “미디어, 지각된 위험 특성, 위험 인식의 관계에 대한 연구발암물질 위험 이슈를 중심으로”, **홍보학연구**, 제17권 제4호, 한국PR학회, 2013, pp. 72-109.

(Translated in English) Bokyoung Jwa, Moon-young Yun, Hye-Jin Paek, “Media, risk characteristics, and risk perceptions the context of carcinogenic hazards”, *Journal of Public Relations*, Vol. 17(4), 2013, pp. 72-109.

최명일·김경환·주지혁, “행위단서로서 광우병 관련 미디어 노출이 미국산 쇠고기 구매 의도에 미치는 영향 : 지각된 취약성, 지각된 심각성의 매개 효과를 중심으로”, **한국언론학보**, 제53권 제6호, 한국언론학회, 2009, pp. 50-65.

(Translated in English) The effect of media exposure as a cue to action on purchase intention of U.S. beef : “Focusing on the mediating effect of perceived susceptibility and perceived severity”, *Korean Journal of Journalism & Communication Studies*, Vol. 53(6), 2009, pp. 50-65.

최아름·구지현, “대학생의 금융이해력과 재무관리행동의 연관성에 관한 연구”, **Journal of The Korean Data Analysis Society**, 제18권 제5호, 한국자료분석학회, 2016, pp. 2637-2650.

(Translated in English) A Reum Choi and Ji Hyun Koo, “A study on the interrelationship between financial literacy and financial management behaviors of university students”, *Journal of The Korean Data Analysis Society*, Vol. 18(5), 2016, pp. 2637-2650.

- Barclay, D. W., Higgins, C., Thompson, R., “The partial least square(PLS) approach to casual modeling: Personal computer adoption and use as an illustration”, *Technology Studies*, Vol. 2(2), 1995, pp. 285-309.
- Blackwell, R. D., Miniard, P. W., and Engel, J. F., *Consumer Behavior*, The Dryden Press, 2001, Orlando, FL.
- Campbell, J., Jackson, E., Madrain, B., and Tufano, P., “Consumer financial protection”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25(1), 2011, p. 94.
- Cappelletti, G., Guazzarotti, G., and Tommasino, P., “What determines annuity demand at retirement?”, Bank of Italy, Working Paper #805, 2011, pp. 1-38.
- Lim Se Hun, Lee Suk Ho, Hur Yeon, “An empirical study on purchase intention with different purchase frequency for online automobile insurance: A trust-based decision-making model approach”, *Journal of Risk Management*, Vol. 19(2), 2008, pp. 123-160.
- Lusardi, A. and Mitchell, O. S., “Baby Boomer retirement security: The role of planning, financial literacy, and housing wealth”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007, pp. 205-224.
- Mayer, R. C. Davis, J. H. and Schoorman, F. D., “An Integrative Model of Organizational Trust”, *Academy of Management Review*, Vol. 20, 1995, pp. 709-734.
- Prati, G., Pietrantonio, L., and Zani, B., “A social-cognitive model of pandemic influenza H1N1 risk perception and recommended behaviors in Italy”, *Risk Analysis*, Vol. 31(4), 2011, pp. 645-650.
- Shepperd, J. A., P. Carroll, J. Grace, and M. Terry, “Exploring the cause of comparative optimism”, *Psychological Belgica*, Vol. 42, 2002, pp. 65-98.
- Slovic, P., “Perception of risk”, *Science*, Vol. 236, 1987, pp. 280-285.
- Slovic, P., Fischhoff, B. & Lichtenstein, S., “Behavioral decision theory perspectives

on risk and safety”, *Acta Psychologica*, Vol. 56, 1984, pp. 183-203.

Verbeke, W., Viaene, J., Guiot, O., “Health communication and consumer behavior on meat in Belgium: From BSE until dioxin”, *Journal of Health Communication*, Vol. 4(4), 1999, pp. 345-357.

## Abstract

This study empirically analyzed the effects of psychological factors, media exposure, and financial literacy on purchasing intention of accident insurance covering traffic accidents using structural equation model. The study showed that trust in insurers is found to be the most influential factor in the purchase intention. In the case of non-subscribers of accident coverage, media exposure had a positive effect on the new purchase intention of accident coverage as partial mediation of risk sentiment(fear and worry) on traffic accidents. The optimism bias and accident probability positively influenced the new purchase intention of accident coverage as full mediation of risk sentiment for traffic accidents. In addition, trust in government has a direct impact on the purchase intention of new accident coverage in a negative way. On the other hand, for the people who already joined accident coverage, trust in insurers and financial literacy influenced the additional purchase intention of accident coverage in positive and negative way respectively. The findings suggest that insurers, insurance industry, and financial authorities need to continue their efforts to improve the trust of insurance consumers for the sales of accident coverage. Furthermore, it is implied that there is a possibility of adverse selection in accident insurance market as the higher the perceived probability of traffic accident, the higher the purchase intention of accident coverage.

※ **Key words:** Accident Coverage, Trust in Insurer, Media Exposure, Fear, Worry, Trust in Government



## IFRS 17의 계약자행동을 반영한 금리연동형보험의 GMSB 비용 분석

### Analysis of the Cost of Guaranteed Minimum Surrender Benefit(GMSB) for Interest Sensitive Life Insurance considering Policyholder Behaviour under IFRS 17

오 창 수\* · 김 수 은\*\*

Changsu Ouh · Sueun Kim

IFRS 17이 적용되면 매 보고기간 말 시점의 가정을 사용하여 보험부채의 현행가치를 측정해야 한다. 이때 보험부채는 보험계약에 포함된 옵션과 보증을 포함하여 측정하여야 하며, 미래현금흐름에 영향을 미치는 계약자행동도 반영하는 것이 원칙이다. 이에 본 연구에서는 중도인출에 대한 계약자행동 가정을 반영하여 금리연동형 종신보험의 최저보증해지환급금(GMSB) 비용을 분석하였다.

수입보험료의 현가 대비 GMSB 발생액의 현가를 GMSB 비용(PB\_GMSB1)으로 정의할 때, 중도인출을 반영한 경우는 반영하지 않은 경우에 비해 PB\_GMSB1이 작아지는 것으로 분석되었다. 또한 본 연구에서는 GMSB( $W_t^c$ )를 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^*$ )으로 나눈 두 해지환급금의 비율( $W_t^c / W_t^*$ )에 따른 인출률 시나리오와 최저보증이율을 적용한 공시이율( $i'$ )과 보험료 산출이율( $i^*$ )의 차이에 따른 인출률 시나리오를 이용하여 계약자행동을 반영한 동적인출률 모형을 적용하였다. 인출률에 대한 계약자행동을 반영하는 경우는 인출률을 상수로 적용하는 경우에 비하여 PB\_GMSB1이 비슷하거나 커지는 것으로 분석되었고 이와 같은 결과로 볼 때 GMSB 비용 평가시 동적인출률의 반영이 필요할 것으로 판단된다.

**국문 색인어:** 최저보증해지환급금, 금리연동형 종신보험, 국제보험회계기준, 동적인출률  
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051600

\* 한양대학교 경상대학 교수, 경영학 박사, 미국보험계리사(ASA)([csouh@hanyang.ac.kr](mailto:csouh@hanyang.ac.kr)), 제1저자

\*\* 삼성생명 CPC기획팀, 보험계리사([sueunk@naver.com](mailto:sueunk@naver.com)), 교신저자

논문 투고일: 2017. 11. 07, 논문 최종 수정일: 2018. 02. 06, 논문 게재 확정일: 2018. 02. 08

## I. 서언

국제회계기준(IFRS, International Financial Reporting Standard)은 자본시장의 국제화로 인하여 단일기준의 신뢰성 있는 재무정보 요구를 충족시키고자 국제회계기준위원회(IASB, International Accounting Standard Board)가 제정한 회계처리 기준이며, 보험계약과 관련한 회계처리 기준을 규정한 기준서인 IFRS 17은 2017년 5월에 발표되어 2021년부터 적용될 예정이다.

IFRS 17에 따르면 보험부채는 예상되는 현금흐름의 금액, 시기 및 불확실성에 대한 모든 가능한 정보를 이용하여 현재 시장가격과 일관된(market-consistent) 관점에서 평가해야 하며, 이때 현금흐름에 영향을 미치는 계약자행동을 반영하는 것이 원칙이다. 특히 옵션이나 보증을 계약자행동에 따라 현금흐름에 큰 영향을 받기 때문에 계약자행동을 반영하는 것이 매우 중요하다. 변액보험의 경우 평가시점에서 보증준비금을 평가할 수 있도록 규정<sup>1)</sup>이 마련되어 있으나, 금리연동형 보험은 매우 다양한 옵션과 보증이 내재되어 있음에도 불구하고 변액보험에 비해 관련 규정이 미비한 상황이다.

이러한 이유로 보험에서 나타나는 갱신, 해지, 인출, 추가납입 등 매우 다양한 요인에 대해 동태적 계약자행동 모형의 구축이 요구되고 있으며, 선행연구에서도 계약자행동의 중요성이 많이 언급되어 왔으나 주로 동적헤지율 모형에 한정되어 연구가 이루어져 왔다. 이에 본 연구에서는 계약자행동을 반영한 적립액의 인출(이하 '중도인출'이라 한다)을 반영하여 금리연동형보험에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

본 연구에서는 금리연동형보험 중 큰 판매 비중을 차지하고 있는 종신보험의 '최저보증해지환급금(GMSB)'에 대하여 중도인출을 반영하여 그 영향을 평가한다. 이때 중도인출은 기본인출률을 반영한 경우와 계약자행동을 반영한 동적인출률 모형을 적용한 경우로 나누어 분석하고자 한다.

1) 최저보증리스크 헤지를 하는 변액보험의 보증준비금 산출 시 기존 평가방법에 추가하여 공정가치로도 평가할 수 있도록 허용하는 규정이 2016년 1월 1일에 시행되었다(보험업감독업무시행세칙 별표24(보증준비금 산출기준) 2-3(적립기준)의 나목 참조).

본 연구의 구성은 제Ⅱ장에서는 금리연동형 종신보험의 GMSB 도입에 대한 설명과 GMSB 발생액의 정의를 하고, 제Ⅲ장에서는 분석 상품, 할인율, 사망률, 해지율, 인출률 등 가정에 대하여 고찰한다. 제Ⅳ장에서는 중도인출을 반영하지 않은 경우와 중도인출을 반영한 경우로 나누어 기본분석을 하고, 중도인출 기간, 공시이율, 인출률, 해지율 등의 변수에 대한 민감도분석을 수행한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 향후 과제에 대하여 논한다.

## II. 금리연동형보험의 GMSB와 중도인출

### 1. 금리연동형 종신보험의 GMSB

금리연동형보험에 적용되는 이율은 크게 ‘보험료 산출이율(‘적용이율’이라고도 한다)’과 ‘공시이율’로 구분할 수 있다. ‘보험료 산출이율’은 보험료를 산출할 때 장래 수입인 보험료와 지출인 보험금의 현재가치를 계산할 때 사용하는 이자율이며, ‘공시이율’은 실제 납입한 보험료를 적립하는데 사용하는 이자율이다. 보험료 산출이율은 시중금리와 계약 체결 이후의 금리 수준을 감안하여 설정하며, 공시이율은 국고채, 회사채 등 객관적인 외부지표와 보험회사의 자산운용이익률의 변동에 따라 매월 변동하며 최저로 보증하는 수준(‘최저보증이율<sup>2)</sup>’이라 한다)을 설정하여 이자율이 하락하더라도 최저보증이율 이상이 적용되도록 운영하고 있다.

따라서 공시이율이 보험료 산출이율보다 높은 경우 적립액이 장래 보험금을 지급하는데 부족함이 없을 것이나 반대인 경우 해지환급금 및 보험금의 축소가 발생하기 때문에 금리연동형 종신보험의 판매 초기인 2000년대 초반에는 이러한 문제를 해결하고자 최저보증이율을 보험료 산출이율로 설정하였다. 이후 시중금리가 지속적으로 하락함에 따라 최저보증이율을 보다 보수적으로 설정해야 하는 필요성이 부각되었다. 하지만 보험료 산출이율을 최저보증이율과 동일하게 설정하

2) 보험업감독규정 제6-12조(보험료적립금의 적용 이율 및 위험률 등) 제4항

고 있는 상황에서 최저보증이율을 시중금리보다 낮게 설정하는 경우 보험료가 급증하기 때문에 보험회사 입장에서는 금리연동형 종신보험의 상품 구조 변화가 시급한 상황이었다.

이러한 단점을 극복하고자 2006년 4월 보험료 산출이율과 최저보증이율을 분리한 종신보험(이하 ‘이원화 종신보험’이라 한다)이 최초로 도입되었다. 이원화 종신보험은 계약자의 보험료 부담을 줄이고자 보험료 산출이율은 시중 금리수준으로 책정하되 보험회사의 금리리스크를 감소시키고자 최저보증이율은 보험료 산출이율보다 낮게 책정한 상품이다. 이 경우 앞서 언급한 것처럼 공시이율이 보험료 산출이율보다 낮아질 수 있어 적립금이 소멸하는 문제가 발생할 수 있는데, 이원화 종신보험에서는 보험료 산출이율을 적용한 적립액으로 계산한 최저보증해지환급금(GMSB)과 최저보증보험금(GMDB)을 설정함으로써 이 문제를 해결하였다. 관련 규정<sup>3)</sup>에 따르면, 금리연동형 보장성보험의 해지환급금 등에 대한 최저보증을 설정하고 보증비용을 계약자에게 부담하게 하는 경우에는 보증 유무를 계약자가 선택할 수 있도록 하고 있다.

## 2. 최저보증해지환급금 발생액(GMSB Claims)

본 연구에서는 금리연동형 종신보험에서 계약 체결 이후 계약자가 계약을 해지할 때 ‘공시이율을 적용한 적립액( $V_t^s$ )으로 계산한 해지환급금( $W_t^s$ , 공시이율 적용 해지환급금)’이 ‘보험료 산출이율을 적용한 적립액( $V_t^e$ )으로 계산한 해지환급금( $W_t^e$ , 예정해지환급금)’보다 작은 경우  $W_t^e$ 를 계약자에게 지급하는 것을 보증한다. 이때  $W_t^e$ 를 본 연구의 최저보증해지환급금(GMSB)으로 하며, ‘최저보증해지환급금 발생액(GMSBC, GMSB Claims)’은 다음 식과 같이 표현된다.

$$GMSBC = {}_{t-1}p_x \cdot w_{x+t-1} \cdot \text{Max}(W_t^e - W_t^s, 0) \quad (1)$$

3) 보험업감독업무시행세칙 별표18 보험상품심사기준(제5-19조 관련) 심사항목2의 머목

$t-1p_x$ : x세가 t-1번째 월계약해당일까지 잔존할 확률

$w_{x+t-1}$ : x세가 t-1번째 월계약해당일부터 t번째 월계약해당일 전일까지 계약을 해지할 확률

$$W_t^s = \text{Max}\left(V_t^s - \frac{12 \cdot m - t'}{12 \cdot m} \cdot \alpha, 0\right) : \text{공시이율 적용 해지환급금}$$

$$W_t^e = \text{Max}\left(V_t^e - \frac{12 \cdot m - t'}{12 \cdot m} \cdot \alpha, 0\right) : \text{최저보증해지환급금(예정해지환급금)}$$

$V_t^s$ :  $\text{Max}(\text{공시이율}(i), \text{최저보증이율}(i^f))$ 을 적용한 적립액

$V_t^e$ : 보험료 산출이율( $i^*$ )을 적용한 적립액

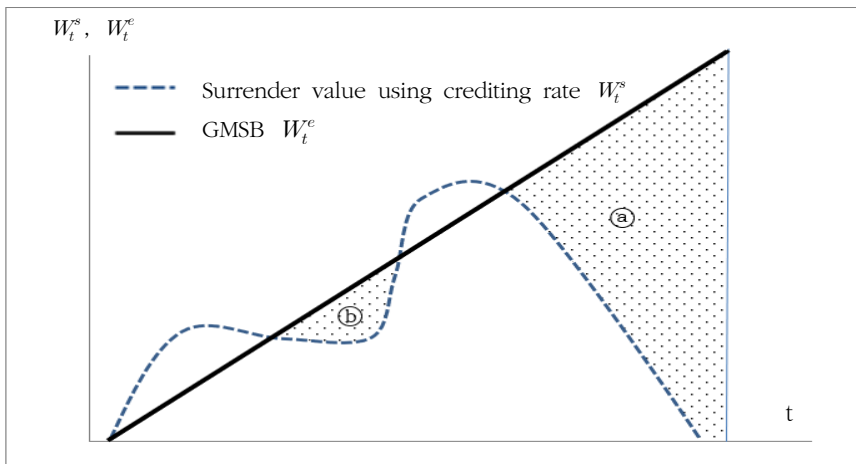
$m$ : 계약공제기간,  $\text{Min}(\text{보험료 납입기간}, 7)$

$t'$ : 납입경과월수

$\alpha$ : 표준계약공제액

GMSB 발생 여부는 보험기간 동안의 공시이율 수준에 의해 결정되므로 공시이율이 변동하여 보험료 산출이율보다 지속적으로 낮아지는 구간이 나타날 경우 <Figure 1>의 ㉠와 ㉡ 부분과 같이  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 작아지는 구간이 나타나는데 이 구간에서 계약을 해지하는 경우에 GMSB Claim이 발생한다.

<Figure 1>  $W_t^s$  and  $W_t^e$  of interest 55sensitive whole life insurance



### 3. 중도인출

중도인출은 계약의 해지환급금을 담보하는 보험계약대출과 달리 해지환급금의 일정 범위 내에서 계약자가 필요한 금액을 직접 인출하는 기능이다. 중도인출 금액이 반영된  $W_t^s$ 와 GMSB를 계산하기 위한 각 적립액은 식 (2) 및 식 (3)과 같이 표현된다.

$$V_t^s = (V_{t-1}^s - LP_{t-1}^s + PP_{t-1} - WD_{t-1}) \cdot (1 + i')^{1/12} \quad (2)$$

$$V_t^e = (V_{t-1}^e - LP_{t-1}^e + PP_{t-1} - WD_{t-1}) \cdot (1 + i^*)^{1/12} \quad (3)$$

$$V_0^s = V_0^e = 0$$

$i'$  : Max(공시이율( $i$ ), 최저보증이율( $i^f$ ))

$i^*$  : 보험료 산출이율

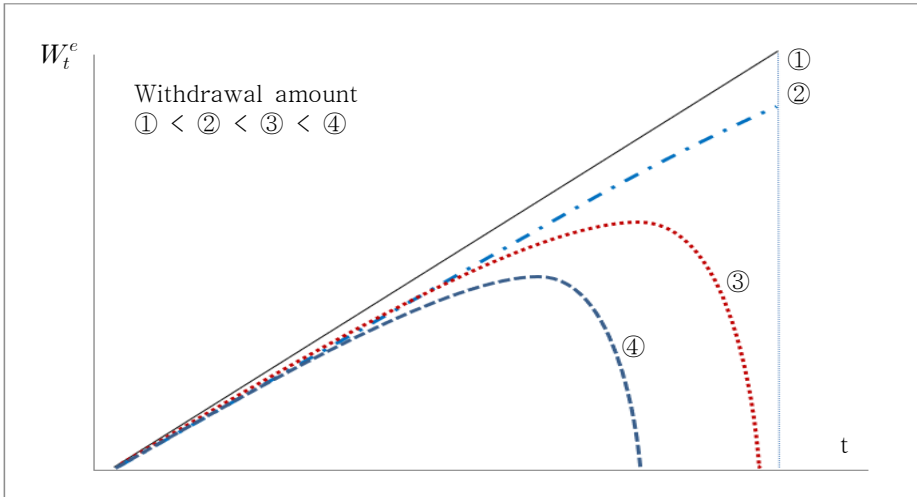
$LP_{t-1}^s$  : t-1번째 월계약해당일부터 t번째 월계약해당일 전일까지의  $V_{t-1}^s$  를 기준으로 계산한 위험보험료, 계약체결비용, 계약관리비용의 합계

$LP_{t-1}^e$  : t-1번째 월계약해당일부터 t번째 월계약해당일 전일까지의  $V_{t-1}^e$  를 기준으로 계산한 위험보험료, 계약체결비용, 계약관리비용의 합계

$PP_{t-1}$  : t-1번째 월계약해당일부터 t번째 월계약해당일 전일까지 납입한 영업보험료

$WD_{t-1}$  : t-1번째 월계약해당일부터 t번째 월계약해당일 전일까지 인출한 금액

본 연구에서는 중도인출을 하면 중도인출금액만큼 적립액( $V_t^s$ ,  $V_t^e$ )과 사망보험금에서 차감하는 것으로 정의하였고, 이로 인하여 중도인출이 발생한 경우(②, ③, ④)는 중도인출이 없는 경우(①)에 비해 GMSB의 크기와 GMSB 발생 구간이 달라지므로 GMSB 발생액이 달라진다. <Figure 2>는 중도인출금액의 크기에 따라 달라지는 GMSB를 나타내고 있다.

〈Figure 2〉 GMSB( $W_t^e$ ) based on withdrawal amount

#### 4. 선행연구

금리연동형보험의 각종 이율 보증과 관련한 초기 국내의 연구는 비위험중립(real world) 이자율 시나리오를 생성하여 VaR 또는 CTE 방식으로 보증리스크량을 산출하고 이를 지표로 이용한 보증리스크 관리 방안을 제시하였으며, 이후 위험중립(risk neutral) 이자율 시나리오에 동적해지율 모형 등을 적용하여 보증리스크량을 산출하였다. 보증옵션의 평가나 가치(가격)를 구하는 경우는 real world 시나리오를 사용할 수 없으며, 시장데이터를 이용한 risk neutral 시나리오를 사용해야 한다.

양해직(2010)은 금리연동형 종신보험에서 real world 이자율 시나리오를 사용하여 최저보증이율 보증에 대한 재무적 부담을 계산하고 이를 고려하여 적절한 최저보증이율 비용을 결정하는 방법을 연구하였고, 오창수·이윤구(2011)는 Black-Karasinski 모형을 사용하여 금리연동형 종신보험의 최저보증이율 설정 시 리스크와 보증비용을 측정했으며, 보험 가입 속성을 관리하여 보증리스크를 축소하는 방안을 제시하였다. 이항석(2013)은 금리연동형 종신보험과 연금보험의 이차손익 구조 및 이자율 보증옵션의 가치와 리스크를 real world 모형인 CIR 모형을 사용하여 분석하였다. 박선영(2014)은 금

리연동형 저축보험에서 real world 이자율 시나리오를 이용하여 최저보증이율 리스크와 이차익의 VaR값을 계산하고 이 수준을 지표로 활용하여 적정 최저보증이율을 설정하는 방안을 제안하였다.

오창수·박규서(2016)는 IFRS 17 도입 시 보험계약에 포함된 옵션과 보증의 평가방법에 대하여 설명하고, risk neutral 이자율 모형인 Hull-White 1 factor 모형을 사용하여 생성한 이자율 시나리오와 동적해지율 모형을 적용하여 금리연동형 종신보험의 이율 보증을 처음 평가하였다. 오창수·은재경(2017)은 risk neutral 이자율 모형인 Libor Market 모형을 사용하여 산출한 이자율 시나리오와 동적해지율을 적용하여 금리연동형 종신보험의 보증형태별 비용과 TVOG(Time Value of Option & Guarantee)를 고려한 신계약가치(NBV, New Business Value)를 산출하였다. 이 연구에서 산출한 금리연동형 종신보험의 보증형태는 최저보증이율, GMSB, 최저보증사망보험금이며, 산출 결과 GMSB 비용은 최저보증이율이 낮을수록 보험료 산출이율이 높을수록 증가하는 것으로 나타났다. 오창수·임현수(2017)는 risk neutral 이자율 모형인 Hull-White 2 factor 모형으로 이자율 시나리오를 생성하고 동적해지율 모형인 Exponential 모형과 AAA 모형을 적용하여 금리연동형 보장성보험의 GMSB 비용 수준을 분석하였다.

계약자행동의 모델링과 관련한 선행연구로 SOA(2014)는 조사와 문헌 검토를 통해서 생명보험과 연금보험에서의 계약자행동 모델링에 대해 조사·연구하였다. 계약자행동 모델링과 관련한 보험산업 관행의 동향을 파악한 결과 계약자행동 모델링은 여전히 도전 과제로 남아 있는 상황이며, 행동경제학이나 편향제거(de-biasing) 접근법 등을 통해서 계약자행동의 편향성을 개선할 수 있다고 설명하였다. Xue(2010)는 적립액과 보증적립액의 비율에 따른 동적해지율 모형으로 Exponential 모형을 제시하였으며, American Academy of Actuary(2005)는 적립액과 보증적립액의 비율에 따라 해지율이 결정되며 해지조정계수의 상한과 하한을 설정할 수 있는 동적해지율 모형을 제시하였다.

오창수 외 3인(2017)은 해지율의 분류에 대하여 설명하고 동적해지율 모형과 이를 적용한 가치평가 예시를 소개했으며, 김대규(2017)는 보험회사의 데이터를 활용하여 승수 방식과 로지스틱 모형을 사용한 동적해지율 모델링과 추가납입률과



중도인출률에 대한 분석·산출을 하였고, 이때 중도인출률은 상수로 산출하였다.

본 연구는 금리연동형 종신보험의 GMSB 비용에 대하여 중도인출률을 적용한 영향을 분석한다. 김대규(2017)의 선행연구에서는 인출률이 상수로 산출되었으나 본 연구에서는 계약자행동을 반영한 동적인출률이 GMSB 비용에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

### III. GMSB 비용 산출 모형 및 가정

#### 1. GMSB 비용 산출 모형

본 연구의 금리연동형 종신보험의 GMSB 옵션은 행사가격이 예정해지환급금( $W_t^e$ )인 풋옵션 성격의 내재파생상품의 일종으로 완결형태(Closed form)의 함수로 표현하기 어려운 이색옵션이기 때문에 수학적으로 계산하여 해를 도출하기 어렵다. 이러한 경우 수치해석(numerical method)으로 해를 찾기 위해 난수를 반복적으로 발생시켜서 확률변수의 분포를 시뮬레이션하는 몬테카를로 시뮬레이션 방법을 주로 이용하여 보증비용을 결정하는데, 본 연구에서도 이 방식으로 보증비용을 산출하기로 한다.

최저보증해지환급금(예정해지환급금,  $W_t^e$ )보다 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^s$ )이 적을 경우 그 차액으로 정의한 GMSBC(식 (1))를 별도로 생성한 위험중립 시나리오별 현재가치로 계산한 값의 평균은 식 (4)와 같이 표현된다.

$$AV\_GMSBC = \frac{1}{N} \cdot \left[ \sum_{t=1}^{\omega-x} (1+r)^{-t} \cdot GMSBC \right]_N \quad (4)$$

$r$  : 이자율 시나리오에 따른 무위험 이자율

$N$  : 이자율 시나리오 개수

## 2. 분석 상품

본 연구에서는 <Table 1>에서 정한 금리연동형 종신보험의 계약에 대하여 GMSB 비용을 분석하고자 한다. 이때 GMSB 수수료(fee)는 '0'으로 가정한다.

<Table 1> Products for analysis

Classification	Description		
Product	Interest sensitive whole life insurance		
Model point	Sex: male, Issue age: 40,	Face amount : KRW 100 million, Premium payment period: 20 years, Premium payment method: monthly	
Guarantee	GMSB guarantee		
Pricing interest rate	3.0%, 2.5%, 2.0%		
Guaranteed minimum interest rate	1.0%		
Mortality rate	the 8th reference insurance premium rate		
Expected loadings	Acquisition	$\alpha_1$	10/1,000 of face amount in the 1 <sup>st</sup> year
		$\alpha_2$	100% of 1 <sup>st</sup> year annual net premium
	Maintenance		
	During premium payment period	$\beta_1$	1.0/1,000 of face amount each year
		$\beta_2$	8% of gross premium
	After premium payment period	$\beta'$	0.6/1,000 of face amount each year
Others	$\beta_3$	2.5% of gross premium	

## 3. 보증비용 산출 가정

### 가. 이자율 시나리오 및 할인율

본 연구에서는 Hull-White 1-factor 모형을 사용하여 이자율 시나리오를 생성하였으며, 산출한 이자율 시나리오를 공시기준이율 및 할인율로 가정한다.

2017년 12월 말 데이터를 기준으로 만기별 1년에서 30년까지의 국고채 금리를 적용하여 무위험 이자율을 산출하며, 시장에서 관찰되지 않는 기간의 이자율 추정을 위해서는 만기가 30년을 초과하는 국고채의 금리는 30년과 동일하다고 가정한다. 블룸버그(Bloomberg)의 스왑(Swap) 금리로 금리회귀계수를 추정하고 내재변동성은 스왑선(Swaption)의 내재변동성을 적용한다. 이렇게 추정된 결과 평균회귀계수는 0.009788324, 변동성은 0.004850662 이며, 이를 적용하여 1,000개의 시나리오에 각 1,200개월의 선도이자율(Forward rate)을 산출하였다.

## 나. 공시이율

금리연동형보험에 적용하는 각 시점의 공시이율은 국고채, 회사채 등 객관적인 외부지표금리와 보험회사의 운용자산이익률로 결정되는 공시기준이율에 조정률을 반영하여 결정하는데, 본 연구에서 공시이율은 공시기준이율의 100%로 가정한다.

## 다. 사망률

실제 사망률은 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정의 담보별 성별 경과연도별 최종 위험률 결과<sup>4)</sup>를 이용하는데, 제8회 참조순보험요율에 <Table 2>의 경과연도별 손해율을 곱하여 실제 사망률로 사용한다.

<Table 2> Actual mortality compared to expected mortality(A/E) by year(%)

1 <sup>st</sup> year	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	11th+
44	71	83	87	90	92	94	95	96	98	98

## 라. 해지율

본 연구에서는 <Table 3>의 기본해지율에 동적해지율 모형을 추가 적용하여 GMSB 비용에 미치는 영향을 분석해 보았다.

4) 보험개발원(2016), p. 86

### (1) 기본해지율

기본해지율은 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정의 비일시납 종신보험의 경과연도별 최종 해지율 결과<sup>5)</sup>를 사용하였다.

〈Table 3〉 Lapse rate by year(%)

1 <sup>st</sup> year	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th	11th	12th+
17.0	18.0	12.4	9.8	8.9	8.1	6.4	5.5	4.5	3.8	3.6	2.8

### (2) 동적해지율

금전적 손실 또는 유동성 문제를 유발할 수 있는 해지율의 변화는 계약자행동 특성, 상품의 특성 또는 금융시장, 거시경제 환경 등 다양한 모수에 영향을 받기 때문에 해지율을 모형화하는 것은 어렵다. 저금리 상황에서 갑자기 이자율이 대폭 상승하는 경우 계약자는 계약을 포기할 경제적 이익을 가질 수 있기 때문에 이자율 상승으로 인하여 해지율이 증가할 수도 있고, 반면 저금리가 지속되는 경우 적립액이 GMSB보다 작아지면 계약자는 계약을 유지할 경제적 이익을 가지기 때문에 해지율이 감소할 수 있다. 이렇게 이자율, 적립액 대비 최저보증금액의 수준(Moneyness) 등 동적인 변수의 수준에 따라 해지율이 달라지도록 적용하는 것을 동적해지율 산출이라고 한다.

본 연구에서는 동적해지율 모형인 Exponential 모형과 American Academy of Actuaries(AAA) 모형을 적용하였다. 각 모형의 모수는 선행연구에서와 마찬가지로 Exponential 모형의 조정계수 민감도  $M$ 은 Xue(2010)가 사용한 2로 정하고, AAA 모형에서는 AAA(2005)에서 사용한 유발점  $D = 1.1$ , 해지조정계수 상한  $U = 1$ , 하한  $L = 0.5$ , 조정계수 민감도  $M = 1.25$ 로 한다.<sup>6)</sup>

Exponential 모형, AAA 모형은 해지율을 변화시키는 내가격(In-the-moneyness) 수준을 계약자적립액 대비 GMSB의 수준으로 보고 그 수준이 일정 수치 이상인 경우에는 계

5) 보험개발원(2016), p. 85

6) 오창수·박규서(2016), pp. 65~66

약자들이 해지를 적게 한다는 가정하에 만든 한방향 모형이다. Exponential 모형은 GMSB( $W_t^e$ )를 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^s$ )으로 나눈 두 해지환급금의 비율( $W_t^e / W_t^s$ )이 1(단, AAA 모형에서는 1.1) 이하가 되는 경우에는 기본해지율이 적용되며, Exponential 모형의 해지율은  $W_t^e / W_t^s$ 가 2가 되는 경우 기본해지율의 0.368배를 적용하고 AAA 모형의 해지율은  $W_t^e / W_t^s$ 가 1.5 이상이 되는 경우 기본해지율의 0.5배를 적용한다.

〈Table 4〉 Dynamic lapse models

Model	Formula
Exponential model	Dynamic lapse rate = Base lapse rate $\times\lambda$ $\lambda = e^{M \cdot \left[ \text{Min}\left(\frac{AV}{GV}, 1\right) - 1 \right]}$
AAA model	Dynamic lapse rate = Base lapse rate $\times\lambda$ $\lambda = \text{Min}\left[ U, \text{Max}\left[ L, 1 - M \cdot \left( \frac{GV}{AV} - D \right) \right] \right]$

Note)  $\lambda$  : Dynamic factor  
 $GV$  : Guaranteed value( $W_t^e$ )                       $AV$  : Account value( $W_t^s$ )  
 $M$  : Dynamic factor sensitivity                       $D$  : Trigger point  
 $U$  : Upper bound for dynamic factor  
 $L$  : Lower bound for dynamic factor

#### 마. 적립액의 인출(중도인출)

본 연구에서는 기본인출률과 동적인출률 모형으로 나누어 적용하여 GMSB 비용에 미치는 영향을 분석해 보았다.

##### (1) 기본인출률

본 연구에서 중도인출은 중도인출 이후 적립액이 연간 영업보험료 이상이 되는 범위 내에서 계약일부터 24개월 경과 이후 보험기간이 종료될 때까지 매월 인출하는 것으로 가정한다. 이때 인출금액( $WD_t$ )은 매월 해지환급금의 0.124%(기본인출률, 연 1.49%<sup>7)</sup>)를 적용하며,  $W_t^s \cdot 0.124\%$ 로 표현된다.

7) 김대규(2017) p. 18의 보장성 금리연동형 비일시납 보험의 임직원 및 설계사 채널 기준 중도인출률

## (2) 동적인출률

또한 본 연구에서는 GMSB( $W_t^e$ )를 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^s$ )으로 나눈 두 해지환급금의 비율( $W_t^e/W_t^s$ )에 따른 인출률 시나리오와 공시이율과 보험료 산출이율의 차이에 따른 인출률 시나리오를 도입하여 계약자행동을 반영한 인출률 모형을 적용하기 위하여 <Table 5>의 Dynamic Factor  $\lambda^{\omega j}$ 를 기본인출률에 곱하여 인출률로 사용한다.<sup>8)</sup>

&lt;Table 5&gt; Withdrawal rate scenarios

	Dynamic Factor $\lambda^{\omega j}$	
Scenario1	$\lambda^{\omega 1} = \text{Min} \left[ 1.5, \text{Max} \left[ 1, 1 - 1.25 \cdot \left( \frac{W_{t-1}^e}{W_{t-1}^s} - 0.9 \right) \right] \right]$	
Scenario2	$\lambda^{\omega 2} = \text{Min} \left[ U, \text{Max} \left[ 0.5, 1 - 1.25 \cdot \left( \frac{W_{t-1}^e}{W_{t-1}^s} - T \right) \right] \right]$	
Scenario3	Gap	$\lambda^{\omega 3}$
	$Gap \leq i^* \cdot 20\%$	100%
	$i^* \cdot 20\% < Gap < i^* \cdot 80\%$	$\left[ 1 + 50\% \cdot \frac{Gap - i^* \cdot 20\%}{i^* \cdot 80\% - i^* \cdot 20\%} \right]$
	$i^* \cdot 80\% \leq Gap$	150%

- 8) 인출률 시나리오3, 4에서 Gap의 구간을 보험료 산출이율의 일정비율로 정한 것은 보험료 산출이율의 수준에 따라 모형산식을 변경하지 않도록 하기 위함이다. 보험료 산출이율이 2.5%인 경우 인출률 시나리오4는 아래 표와 같으며, 아래 표와 같이 Gap의 구간을 특정 숫자로 설정하는 경우는 보험료 산출이율이 아주 크거나 작을 경우 Gap의 구간을 변경할 필요가 생긴다.

Gap	$\lambda^{\omega 4}$
$Gap \leq -2.0\%$	50%
$-2.0\% \leq Gap < -0.5\%$	$\left[ 1 - 50\% \cdot \frac{-Gap - 0.5\%}{2.0\% - 0.5\%} \right]$
$-0.5\% \leq Gap < 0.5\%$	100%
$0.5\% \leq Gap < 2.0\%$	$\left[ 1 + 50\% \cdot \frac{Gap - 0.5\%}{2.0\% - 0.5\%} \right]$
$2.0\% \leq Gap$	150%

Scenario4	Gap	$\lambda^{\omega 4}$
	$Gap \leq -i^* \cdot 80\%$	50%
	$-i^* \cdot 80\% < Gap \leq -i^* \cdot 20\%$	$\left[ 1 - 50\% \cdot \frac{-Gap - i^* \cdot 20\%}{i^* \cdot 80\% - i^* \cdot 20\%} \right]$
	$-i^* \cdot 20\% < Gap \leq i^* \cdot 20\%$	100%
	$i^* \cdot 20\% < Gap < i^* \cdot 80\%$	$\left[ 1 + 50\% \cdot \frac{Gap - i^* \cdot 20\%}{i^* \cdot 80\% - i^* \cdot 20\%} \right]$
	$i^* \cdot 80\% \leq Gap$	150%

Note)  $W_t^e$ : GMSB,  $W_t^s$ : Surrender value using crediting rate

$U$ : Upper bound for dynamic factor  $\lambda^{\omega 2}$ ,  $T$ : Trigger Point

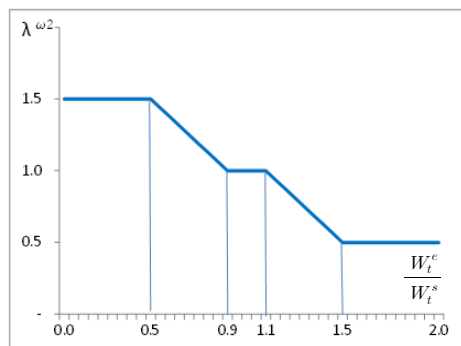
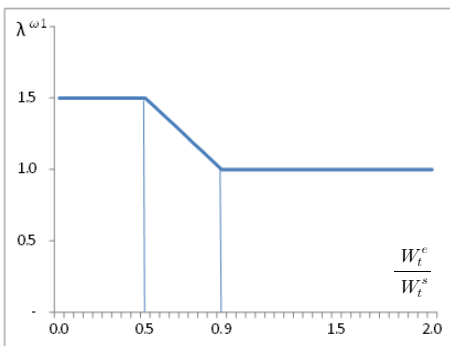
$$U = 1.5, T = 0.9 \text{ if } \frac{W_t^e}{W_t^s} < 0.9, \quad U = 1, T = 1.1 \text{ if } \frac{W_t^e}{W_t^s} \geq 0.9$$

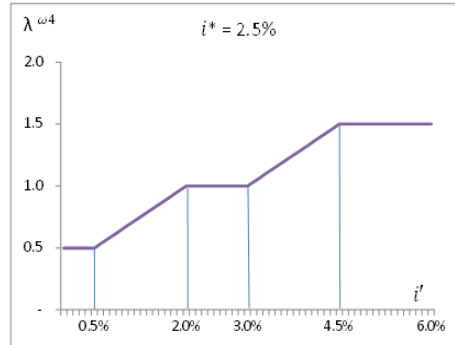
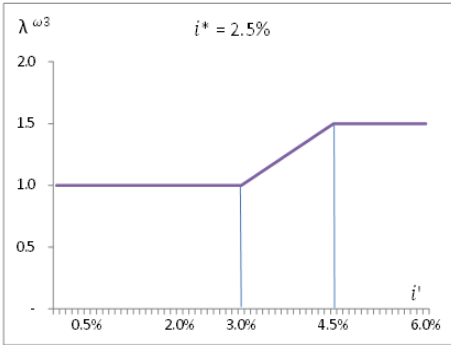
Gap:  $i - i^*$ ,  $i^* = \text{Max}\{\text{crediting rate}(i), \text{GMIR}(i^f)\}$ ,  $i^*$ : Pricing interest rate

본 연구에서는  $W_t^s$ 가 GMSB보다 작거나 보증하는 이자율(보험료 산출이율)이 공시이율보다 높으면 계약자들이 인출을 적게 하고, 반대의 상황에서는 인출을 더 많이 할 것이라는 계약자행동을 인출률에 반영하고자 하였다.

〈Figure 4〉는 중도인출 모형별 Dynamic Factor  $\lambda^{\omega j}$ 를 나타낸 것으로 인출률 시나리오 1과 3( $\lambda^{\omega 1}$ ,  $\lambda^{\omega 3}$ )은 인출률이 증가하는 효과만 반영한 한방향 모형이고, 인출률 시나리오 2와 4( $\lambda^{\omega 2}$ ,  $\lambda^{\omega 4}$ )는 인출률의 증가와 감소를 함께 반영한 양방향 모형이다.

〈Figure 4〉 Dynamic Factor  $\lambda^{\omega j}$





## IV. 분석 결과

### 1. 기본분석 결과

본 연구에서는 산출 결과의 비교 설명을 용이하게 하고자 AV\_GMSBC를 수입보험료 현재가치로 나눈 비율을 GMSB 비용(%)으로 정의하며 식 (5)로 표현된다. AV\_GMSBC는 GMSB 발생액을 위험중립 시나리오에 의한 현재가치의 평균 식 (4)이며, PVPREM1은 수입보험료의 현재가치<sup>9)</sup>를, PVPREM2는 수입보험료에서 중도인출금액을 차감한 금액의 현재가치<sup>10)</sup>를 의미한다.

$$PB\_GMSB1 = \frac{AV\_GMSBC}{PVPREM1}, \quad PB\_GMSB2 = \frac{AV\_GMSBC}{PVPREM2} \quad (5)$$

#### 가. 인출률을 적용하지 않은 경우(모형1)

인출률을 반영하지 않은 경우를 모형1로 하고 보험료 산출이율을 달리하여 PB\_GMSB1을 산출하였다.

9) 모형1 기준

10) 모형2 기준



〈Table 6〉 PB\_GMSB1 without withdrawal rate

Case	Pricing interest rate ( $i^*$ )	Interest rate difference ( $\Delta I$ )	Model 1
1	2.00%	1.00%	1.68%
2	2.50%	1.50%	3.27%
3	3.00%	2.00%	5.36%

Note) Interest rate difference( $\Delta I$ ) = pricing interest rate( $i^*$ ) - GMIR(1%)

〈Table 6〉의 산출 결과 PB\_GMSB1은 보험료 산출이율에 따라 Case1이 1.68%, Case2가 3.27%, Case3이 5.36%로 산출되었다. 공시이율 시나리오가 같은 경우 최저보증이율과 보험료 산출이율의 차이가 클수록 PB\_GMSB1이 커지는 것으로 나타나고 있다. 회사가 GMSB를 보증하는 이율이 보험료 산출이율이기 때문에 보험료 산출이율이 높을수록 보증이율과 공시이율의 차이가 크기 때문에 나타나는 결과이다.

#### 나. 인출률을 적용한 경우

24개월 경과 이후 계약이 유지되는 동안 매월 다음의 3가지 모형에서 정하는 인출률만큼 인출이 발생한다고 가정하고 PB\_GMSB1과 PB\_GMSB2를 산출하였다.

모형2 : 매월 0.124%

모형3 : 매월  $0.124\% \times \lambda^{\omega 1}$

모형4 : 매월  $0.124\% \times \lambda^{\omega 2}$

단,  $\lambda$   $\omega$  1과  $\lambda$   $\omega$  2는 각각 인출률 시나리오1과 2의 Dynamic factor를 의미한다.

〈Table 7〉에서 보는 바와 같이 인출률을 적용하지 않은 모형1에 비해 '매월 해지 환급금에서 동일한 비율로 인출하는 것을 가정한 모형2'의 PB\_GMSB1이 작게 산출되었다. 이 결과는 중도인출을 반영하면 PB\_GMSB1이 작게 산출된다는 것을 보여준다.

〈Table 7〉 PB\_GMSB1 and PB\_GMSB2 with withdrawal rate

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	PB_GMSB1				PB_GMSB2		
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 2	Model 3	Model 4
1	2.00	1.68	1.04 (-0.63)	1.04 (-0.63)	1.08 (-0.59)	1.24 (-0.44)	1.26 (-0.42)	1.30 (-0.38)
2	2.50	3.27	2.05 (-1.23)	2.05 (-1.23)	2.17 (-1.10)	2.42 (-0.85)	2.45 (-0.82)	2.57 (-0.70)
3	3.00	5.36	3.36 (-2.00)	3.36 (-2.00)	3.62 (-1.74)	3.99 (-1.37)	3.99 (-1.37)	4.25 (-1.11)

Note) ( ) = the value of model k - the value of the model 1 (k = 2, 3, 4)

모형3은  $GMSB(W_t^e)$ 를 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^s$ )으로 나눈 두 해지환급금의 비율( $W_t^e / W_t^s$ )이 0.9보다 작은 경우 인출률이 증가하는 모형이며, 모형2와 모형3의 PB\_GMSB1은 거의 동일한 수준으로 산출되는데, 그 이유는 모형2의 중도인출금액에 비해 모형3의 중도인출금액이 증가했더라도 모형3에서 늘어난 중도인출금액은  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 큰 구간에서 발생한 것이고 이 구간에서는 회사가 부담하는  $GMSB$  발생액은 없기 때문에 중도인출금액이 증가하더라도 PB\_GMSB1에 미치는 영향은 미미하기 때문이다.

모형4의 PB\_GMSB1은 모형2에 비해 Case별로 0.04%p에서 0.26%p 크게 산출되었다. 모형4는  $W_t^e / W_t^s$ 가 0.9보다 작은 경우에 인출률이 증가하고  $W_t^e / W_t^s$ 가 1.1보다 큰 경우에 인출률이 감소하는 모형이다. 모형4에서의 PB\_GMSB1이 커진 효과는 아래 (i)과 (ii)의 효과를 합하여 나타난 것이다.

- (i) 모형3과 마찬가지로 인출률이 높아지는 구간에서 중도인출금액이 증가했더라도 늘어난 중도인출금액은  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 큰 구간에서 발생한 것이고 이 구간에서는 회사가 부담하는  $GMSB$  발생액은 없으므로 중도인출금액의 증가가 PB\_GMSB1에 미치는 영향은 미미하다.
- (ii) 중도인출률이 낮아지는 구간은  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 작은 구간이므로 이 구간에서는 공시이율도 대부분 보험료 산출이율보다 낮아지는 구간에 해당할 것

이다. 이 구간에서는 인출률이 줄어들면서 인출을 했으면 보증하지 않아도 되는 부분이 인출이 되지 않아 회사가 보증을 해주는 효과가 나타나기 때문에 PB\_GMSB1이 커지게 된다.

모형2, 3, 4의 산출 결과를 종합해보면 중도인출을 반영하면 PB\_GMSB1은 작아 지지만 매월 일정한 율로 반영하는 것보다 계약자행동을 고려한 인출률을 적용하는 경우 PB\_GMSB1은 커질 수 있음을 알 수 있다. 또한 동일한 이자율 시나리오에서 Case1에 비해서 Case2와 Case3의 경우 보험료 산출이율이 높기 때문에  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 작은 구간이 많이 나타나고 이로 인하여 인출률이 감소하는 구간이 많이 나타나므로 Case2와 Case3의 PB\_GMSB1은 Case1에 비해 상대적으로 크게 변동하는 것으로 나타났다.

한편 중도인출이 있는 경우 PVPREM2는 PVPREM1보다 작기 때문에 PB\_GMSB2 ( $AV\_GMSBC \div PVPREM2$ )는 PB\_GMSB1 ( $AV\_GMSBC \div PVPREM1$ )보다 크게 나타난다. 따라서 수입보험료에서 중도인출금액을 차감한 수정된 수입보험료를 기준으로 GMSB 수수료(fee)를 책정하는 경우에는 PB\_GMSB2가 책정의 기준이 될 수 있을 것이다.

## 2. 민감도분석 결과

민감도분석은 PB\_GMSB1을 기준으로 한다.

### 가. 중도인출 적용기간에 대한 민감도분석

중도인출 적용기간을 보험료 납입기간(20년) 이내로 줄여 적용한 경우 산출한 결과는 다음과 같다.

〈Table 8〉 PB\_GMSB1 based on shorter withdrawal period

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	Model 2	Model 3	Model 4
1	2.00	1,34 (0,30)	1,34 (0,30)	1,34 (0,26)
2	2.50	2,60 (0,55)	2,60 (0,55)	2,61 (0,44)
3	3.00	4,22 (0,87)	4,22 (0,87)	4,25 (0,64)

Note) ( ) = the value of model k - the value of model k in 〈Table 7〉 (k = 2, 3, 4)

〈Table 8〉에서 보는 바와 같이 보험료 납입기간(20년) 이내에만 중도인출을 적용한 경우는 〈Table 7〉의 보험기간 동안 중도인출을 적용한 기본분석 결과에 비해 PB\_GMSB1이 크게 산출되었다. 모형3의 PB\_GMSB1은 모형2와 거의 유사한 수준으로 산출되었으며 이는 기본분석과 유사한 결과이다. 하지만 모형4의 경우 기본분석과 달리 Case1, 2에서는 PB\_GMSB1이 모형2와 거의 동일하고 Case3에서는 0.03%p가 높게 산출되었다. 모형4는 두 해지환급금의 비율( $W_t^e / W_t^s$ )이 1.1을 초과하는 구간에서 인출률이 감소하는 모형이며, 동일한 이자율 시나리오 하에서 보험료 납입기간 이내에는 Case3인 경우에만 유의미하게 인출률 감소 구간이 적용되었기 때문이다.

#### 나. 공시이율에 대한 민감도분석

공시이율을 공시기준이율의 90%로 적용하여 산출한 PB\_GMSB1은 〈Table 7〉의 기본분석에 비해 크게 산출되었다. 이는 공시이율을 공시기준이율보다 10% 낮게 적용함에 따라 공시이율이 보험료 산출이율보다 낮게 적용되는 경우가 더 많아졌기 때문이다. 한편 공시이율을 공시기준이율의 100%로 설정한 경우보다 90%로 설정한 경우의 PB\_GMSB1이 높다는 것은 회사가 이차마진을 고려하여 공시이율을 설정할 때 이차마진을 크게 할수록 GMSB 비용 부담은 커질 수 있다는 것을 의미한다.

〈Table 9〉 PB\_GMSB1 based on lower crediting rate<sup>11)</sup>

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
1	2.00	1,92 (0,25)	1,21 (0,17)	1,21 (0,17)	1,25 (0,17)
2	2,50	3,72 (0,45)	2,35 (0,31)	2,35 (0,31)	2,49 (0,32)
3	3,00	6,03 (0,67)	3,81 (0,46)	3,81 (0,46)	4,11 (0,49)

Note) ( ) = the value of model k - the value of model k in 〈Table 7〉 (k = 1, 2, 3, 4)

## 다. 가입 속성에 대한 민감도분석

### (1) 성별 및 보험료 납입기간에 대한 분석

〈Table 10〉의 산출 결과에 따르면 가입연령이 동일한 경우 여자가 남자보다 보험기간이 길기 때문에 PB\_GMSB1이 크게 산출되었으며, 중도인출 적용으로 인하여 PB\_GMSB1이 감소하는 비율도 크게 산출되었다. 또한 보험료 납입기간이 짧을수록 계약 초기부터 해지환급금이 상대적으로 크기 때문에 중도인출 적용으로 인하여 PB\_GMSB1이 감소하는 비율이 크게 산출되었다. 모형별 산출 결과는 모형2와 모형3의 결과가 유사하고, 모형4의 PB\_GMSB1은 모형2에 비해 다소 크게 산출되었다.

〈Table 10〉 PB\_GMSB1 by sex &amp; premium payment period

Unit: %, (%)

Premium payment period	Male				Female			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
5 years	3,41	2,05 (-40,0)	2,05 (-40,0)	2,19 (-35,8)	3,85	2,29 (-40,5)	2,29 (-40,5)	2,47 (-36,0)
10 years	3,33	2,04 (-38,6)	2,04 (-38,6)	2,18 (-34,6)	3,79	2,30 (-39,2)	2,30 (-39,2)	2,47 (-34,8)
20 years	3,27	2,05 (-37,5)	2,05 (-37,5)	2,17 (-33,8)	3,79	2,35 (-38,0)	2,35 (-38,0)	2,50 (-34,0)
25 years	3,15	1,99 (-37,0)	1,99 (-37,0)	2,10 (-33,5)	3,68	2,30 (-37,5)	2,30 (-37,5)	2,44 (-33,7)

Note) ( ) = (the value of model k - the value of the model 1) ÷ the value of the model 1 (k = 2, 3, 4), pricing interest rate 2,5%, issue age 40 years old

11) Crediting rate is 90% of the interest rate under generated interest rate scenarios

## (2) 성별 및 가입연령에 대한 분석

〈Table 11〉에서 보는 바와 같이 보험료 납입기간이 20년으로 동일한 경우 가입 연령이 높을수록 보험기간이 짧아지기 때문에 PB\_GMSB1이 작게 산출되었다. 가입연령이 동일한 경우 여자가 보험기간이 남자보다 길기 때문에 PB\_GMSB1이 크게 산출되었으며 이는 〈Table 10〉과 유사한 결과이다. 중도인출 적용으로 인하여 PB\_GMSB1이 감소하는 비율은 가입연령이 낮을수록 크게 나타났다.

〈Table 11〉 PB\_GMSB1 by sex & issue age

Unit: %, (%)

Issue age	Male				Female			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
30 yrs old	4.28	2.52 (-41.1)	2.52 (-41.1)	2.73 (-36.3)	4.74	2.78 (-41.4)	2.78 (-41.4)	3.02 (-36.3)
40 yrs old	3.27	2.05 (-37.5)	2.05 (-37.5)	2.17 (-33.8)	3.79	2.35 (-38.0)	2.35 (-38.0)	2.50 (-34.0)
50 yrs old	2.24	1.50 (-32.8)	1.50 (-32.8)	1.56 (-30.2)	2.76	1.84 (-33.6)	1.84 (-33.6)	1.91 (-30.8)

Note) ( ) = (the value of model k - the value of the model 1) ÷ the value of the model 1 (k = 2, 3, 4), pricing interest rate 2.5%, premium payment period 20 years

## 라. 인출률에 대한 민감도분석

### (1) 기본인출률의 민감도분석

〈Table 12〉의 결과를 〈Table 7〉의 기본분석과 비교 시 기본인출률의 90%를 적용한 경우는 PB\_GMSB1이 커지고, 기본인출률의 110%를 적용한 경우는 PB\_GMSB1이 작아졌다. 이는 매월 해지환급금에서 동일한 비율로 인출하는 것을 가정한 경우에는 인출률이 높아질수록 PB\_GMSB1이 작게 산출된다는 것을 보여준다.

〈Table 12〉 PB\_GMSB1 based on withdrawal rate level

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	90% of base withdrawal rate			110% of base withdrawal rate		
		Model 2	Model 3	Model 4	Model 2	Model 3	Model 4
1	2.00	1.09 (0.05)	1.09 (0.05)	1.13 (0.04)	1.00 (-0.04)	1.00 (-0.04)	1.04 (-0.04)
2	2.50	2.13 (0.09)	2.13 (0.09)	2.25 (0.08)	1.96 (-0.08)	1.96 (-0.08)	2.09 (-0.08)
3	3.00	3.50 (0.14)	3.50 (0.14)	3.75 (0.13)	3.22 (-0.14)	3.22 (-0.14)	3.49 (-0.13)

Note) ( ) = the value of model k - the value of model k in 〈Table 7〉 (k = 2, 3, 4)

**(2) 중도인출 모형의 추가**

인출 시점의 공시이율과 보험료 산출이율의 차이에 따라 인출률이 달라지는 인출률 시나리오3과 4를 적용하여 PB\_GMSB1을 산출하였다.

모형5 : 매월  $0.124\% \times \lambda^3$ 모형6 : 매월  $0.124\% \times \lambda^4$ 단,  $\lambda^3$  과  $\lambda^4$  는 각각 인출률 시나리오3과 4의 Dynamic factor를 의미한다.

〈Table 13〉 PB\_GMSB1 applying additional dynamic withdrawal models

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
1	2.00	1.04	1.08	1.04 (0.00)	1.13 (0.05)
2	2.50	2.05	2.17	2.04 (0.00)	2.27 (0.10)
3	3.00	3.36	3.62	3.35 (0.00)	3.77 (0.16)

Note) ( ) = the value of model 5(6) - the value of model 3(4)

〈Table 13〉의 결과를 보면 모형3과 모형5의 PB\_GMSB1은 차이가 미미하다. 모형5는 공시이율이 보험료 산출이율보다 일정 수준 높은 구간에서 인출률이 증가한다고 가정한 모형이므로 모형3과 마찬가지로 회사가 보증해주는 금액이 거의

없는 구간에서 인출을 하는 것과 유사한 상황이다. 따라서 모형5의 인출률의 증가가 PB\_GMSB1에 미치는 영향은 미미한 것이다.

한편 모형6은 공시이율이 보험료 산출이율보다 일정 수준 높은 구간에서 인출률이 증가하고 일정 수준 낮은 구간에서는 인출률이 감소하는 모형이므로 인출률이 감소하는 구간에서는 낮은 공시이율로 인하여  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 작아지는 구간에 해당할 가능성이 매우 크다. 따라서 이 구간에서는 모형4와 마찬가지로 인출률이 줄어들면서 인출을 했으면 보증하지 않아도 되는 부분이 인출이 되지 않아 회사가 보증을 해주는 효과가 나타나기 때문에 PB\_GMSB1이 커지게 된다. 또한 모형6의 경우  $W_t^s$ 가  $W_t^e$ 보다 작아지는 구간에서 이자율 차이로 인한 중도인출금액의 감소가 모형4에 비해서 더 크게 나타나서 PB\_GMSB1도 모형4에 비해 다소 크게 산출되었다.

#### 마. 해지율에 대한 민감도분석(동적해지율의 적용)

기본해지율을 대신하여 Exponential 모형이나 AAA 모형을 적용한 경우 PB\_GMSB1은 <Table 14>에서 보는 바와 같이 <Table 7>의 기본해지율을 적용한 경우보다 작게 산출되었다.

<Table 14> PB\_GMSB1 applying dynamic lapse models

Unit: %, (%p)

Case	Pricing interest rate	Exponential Model		AAA Model	
		Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
1	2.00	1.14 (-0.54)	0.77 (-0.28)	1.33 (-0.35)	0.86 (-0.18)
2	2.50	2.05 (-1.22)	1.40 (-0.65)	2.48 (-0.79)	1.61 (-0.44)
3	3.00	3.21 (-2.15)	2.20 (-1.16)	3.99 (-1.37)	2.57 (-0.79)

Note) ( ) = the value of model k - the value of model k in <Table 7> (k = 1, 2)

이렇게 Exponential 모형과 AAA 모형을 적용한 경우 기본분석에 비해 PB\_GMSB1이 작아진 것은 두 모형 모두 GMSB가 발생하는 구간에서 해지자가 감소하는 동적해지율



모형이기 때문에 GMSB 발생을 장래로 이연하는 효과가 나타난 것이다.

한편 Exponential 모형의 PB\_GMSB1이 AAA 모형보다 작게 산출되었는데 그 이유는 아래 (i), (ii) 및 (iii)으로 인하여 Exponential 모형의 해지조정계수( $\lambda$ )가 AAA 모형의  $\lambda$  보다 작게 적용되는 구간이 많기 때문이다.

- (i) Exponential 모형의  $\lambda$  는 두 해지환급금의 비율( $W_t^e / W_t^s$ )이 1을 초과하면 즉시 감소하고 AAA 모형의  $\lambda$  는  $W_t^e / W_t^s$  가 1.1을 초과할 때부터 감소한다.
- (ii)  $\lambda$  가 변동하는 범위는 Exponential 모형의 경우  $0.135 < \lambda \leq 1$  이며, AAA 모형의 경우  $0.5 < \lambda \leq 1$  이다.
- (iii)  $W_t^e / W_t^s$  가 1.482보다 크고 1.531보다 작은 구간을 제외한 모든 구간에서 Exponential 모형의  $\lambda$  는 AAA 모형의  $\lambda$  보다 작거나 같다.

## V. 결론

IFRS 17이 적용되면 매 보고기간 말 시점의 가정을 사용하여 보험부채의 현행가치를 측정해야 한다. 이때 보험부채는 보험계약에 포함된 옵션과 보증을 포함하여 측정하여야 하며, 미래현금흐름에 영향을 미치는 계약자행동도 반영하는 것이 원칙이다. 이러한 의미에서 볼 때 본 연구는 선행연구에서 적용한 동적해지율과 더불어 인출률에 대하여 계약자행동을 반영했다는 측면에서 의미가 있다고 할 수 있다.

본 연구는 금리연동형 중신보험에서 중도인출 반영 여부에 따른 GMSB 비용을 산출하였다. 매월 해지환급금에서 상수 인출률을 적용한 모형2는 중도인출을 반영하지 않은 모형1에 비해 GMSB 비용이 작아졌다. 또한 모형2와 계약자행동을 반영한 인출률을 적용한 모형3과 모형4를 비교하였다. 'GMSB( $W_t^e$ )를 공시이율 적용 해지환급금( $W_t^s$ )으로 나눈 두 해지환급금의 비율( $W_t^e / W_t^s$ )이 0.9보다 작은 구간에서 인출률이 증가하는 모형3'에서 인출률이 증가하는 구간은  $W_t^s$ 가 GMSB보다 큰 구간이고 이 구간에서는 회사가 부담하는 GMSB 발생액이 거의 없기 때문

에 인출률이 증가하더라도 GMSB 비용에 미치는 영향은 미미하다. 따라서 모형2와 모형3의 GMSB 비용은 거의 동일한 수준으로 산출되었다. 반면  $W_t^e/W_t^s$ 가 0.9보다 작은 구간에서 인출률이 증가하고  $W_t^e/W_t^s$ 가 1.1보다 큰 구간에서 인출률이 감소하는 모형4는 모형2에 비해 GMSB 비용이 다소 크게 산출되었는데, 그 이유는 인출률이 증가하는 구간은 모형3과 동일한 이유로 GMSB 비용에 미치는 영향이 미미하지만, 인출률이 감소하는 구간은  $W_t^s$ 가 GMSB보다 작은 구간이므로 이 구간에서는 인출을 했으면 보증하지 않아도 되는 부분이 인출이 되지 않아 회사가 보증을 해주는 효과가 나타나기 때문에 GMSB 비용이 증가되기 때문이다.

민감도분석에서는 중도인출 반영 기간, 공시이율 수준, 인출률에 대하여 상승 또는 하락을 가정하고 동적해지율 모형을 적용하여 이들의 보증비용에 대한 영향도를 분석하였다. 중도인출 적용기간을 보험기간에서 보험료 납입기간(20년)으로 줄인 경우, 공시이율을 공시기준이율의 90%로 적용한 경우 및 기본인출률의 90%를 적용한 경우는 GMSB 비용이 증가하였고, 기본인출률의 110%를 적용한 경우와 동적해지율 모형인 Exponential 모형과 AAA 모형을 적용한 경우에는 GMSB 비용이 감소하였다. 또한 공시이율과 보험료 산출이율의 차이에 따라 인출률을 달리한 모형5와 모형6을 추가하여 분석한 결과는 각각 모형3 및 모형4의 GMSB 비용과 상당히 유사하게 산출되었다.

기본분석과 민감도분석을 종합해보면 매월 해지환급금을 상수인 인출률을 적용하여 인출하면 GMSB 비용이 작아진다. 또 계약자행동을 반영하는 동적인출률을 사용하는 경우(모형3, 4)는 상수인 인출율을 적용하는 경우(모형2)에 비하여 GMSB 비용이 비슷하거나 약간 크게 산출되었다. 이러한 결과를 고려할 때, 동적인출률을 적용하는 것이 GMSB 비용 산출시 의미가 있는 것으로 판단된다.

본 연구에서는 두 해지환급금의 비율( $W_t^e/W_t^s$ )과 공시이율과 보험료 산출이율의 차이( $i' - i^*$ )를 이용하여 동적인출률 모형을 적용하였다. 하지만 실제 계약자행동은 이외에도 계약자의 재정 상황이나 물가지수, 경제성장률 등 거시경제관련 지표들에도 유의미한 영향을 받을 수 있으므로 지속적인 데이터 관리와 연구보다 합리적인 계약자행동 반영 모형을 도출하는 것이 바람직할 것으로 보인다.

또한 본 연구의 대상은 금리연동형 종신보험의 최저해지환급금 보증에 제한되었으나, 금리연동형 저축과 연금, 저해지환급금 종신 등 보다 다양한 상품의 다양한 보증에 대한 영향을 비교·연구하는 것도 필요하다고 생각된다.

## 참고문헌

김대규, “계약자행동 가정 산출방안 연구-추가납입중도인출 및 동적해지율”, 한국  
계리학회 특별세미나, 2017.

(Translated in English) Daegyung Kim, “A Study on the Calculation of Policyholder  
Behavior Assumption”, Special Seminar, Korean Academy of Actuarial  
Science, 2017.

박선영, “금리연동형 상품의 적정 최저보증이율에 관한 연구”, 성균관대학교 대학  
원, 2014.

(Translated in English) Sunyoung Park, “A Study on the Adequate Minimum  
Guaranteed Interest Rates of Floating Rate Products”, Graduate School of  
SungKyunkwan University, 2014.

보험개발원, “산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정-계리실무  
Practice 2016-1”, 보험개발원, 2016.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute, “Actuarial  
Assumptions based on Life Insurance Industrial Statistics-Actuarial Practice  
2016-1”, Korea Insurance Development Institute, 2016.

양해직, “보장성 부분금리연동형의 GMIR 평가에 관한 연구”, 한양대학교 대학원,  
2010.

(Translated in English) Haejick Yang, “A Study on evaluation of the GMIR for  
protection-oriented, partially interest-crediting protection products”,  
Graduate School of Hanyang University, 2010.

오창수·박규서, “국제회계기준(IFRS 4)하에서의 이율보증평가 -동적해지율 적용  
을 중심으로-”, **보험금융연구**, 제27권 제1호, 보험연구원, 2016, pp. 51-79.

(Translated in English) Changsu Ouh, Kyusuh Park, “A Study on the Valuation of  
Interest Rate Guarantees under IFRS with Dynamic Lapse Rates”, Journal of  
Insurance and Finance, Volume 27 Issue 1, Korea Insurance Research

Institute, 2016, pp. 51-79.

오창수 · 박규서 · 은재경 · 임현수, “동적해지율을 적용한 IFRS 17하의 가치평가”, 한국계리학회 특별세미나, 2017.

(Translated in English) Changsu Ouh, Kyusuh Park, Jaekyoung Eun, Hyunsu Lim, “Valuation under IFRS17 with Application of Dynamic Surrender Rate”, Special Seminar, Korean Academy of Actuarial Science, 2017.

오창수 · 은재경, “IFRS 17 도입에 따른 종신보험의 보증형태별 보증비용 및 수익성 분석”, **보험금융연구**, 제28권 제3호, 보험연구원, 2017, pp. 25-52.

(Translated in English) Changsu Ouh, Jaekyoung Eun, “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, Volume 28 Issue 3, Korea Insurance Research Institute, 2017, pp. 25-52.

오창수 · 이윤구, “금리연동형 보장성보험의 최저보증이율 보증비용 산출에 관한 연구”, **계리학연구**, 제2권 제2호, 한국계리학회, 2010.

(Translated in English) Changsu Ouh, Yungoo Lee, “A Study on the Minimum Guaranteed Interest Rate Cost of Interest-Sensitive Life Insurance Products”, The Journal of Actuarial Science, Volume 2 Issue 2, Korean Academy of Actuarial Science, 2010.

오창수 · 임현수, “IFRS 17 도입에 따른 금리연동형보험의 최저해지환급금 보증비용에 관한 연구”, **계리학연구**, 제9권 제1호, 한국계리학회, 2017.

(Translated in English) Changsu Ouh, Hyunsu Lim, “A Study on the GMSB Cost of Interest Sensitive Whole Life Insurance Product under IFRS 17”, The Journal of Actuarial Science, Volume 9 Issue 1, Korean Academy of Actuarial Science, 2017.

이항석, “이자율 보증옵션이 내재된 생명보험의 이차익 분석”, **한국데이터정보과학회지**, 제24권 제4호, 한국데이터정보과학회, 2013, pp. 737-53.

(Translated in English) Hangsuck Lee, "Profit analysis of Life insurance products with interest rate options", *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, Volume 24 Issue 4, Korean Data & Information Science Society, 2013, pp. 737-53.

American Academy of Actuaries, *Recommended Approach for Setting Regulatory Risk-Based Capital Requirements for Variable Annuities and Similar Products*, American Academy of Actuaries, Boston, MA., 2005. Retrieved from

[http://www.naic.org/documents/committees\\_e\\_capad\\_lrbc\\_2\\_LCASDocFinal.pdf](http://www.naic.org/documents/committees_e_capad_lrbc_2_LCASDocFinal.pdf)

PricewaterhouseCoopers, Society of Actuaries, Life Insurance Marketing and Research Association, *Modeling of Policyholder Behavior for Life Insurance and Annuity Products*, SOA, 2014. Retrieved from

<https://www.soa.org/resources/research-reports/2014/research-2014-modeling-policy>

Xue, Y., "Interactions Between Dynamic Lapses and Interest Rates in Stochastic Modeling", *Product Matters!*, The Society of Actuary, June 2010-Issue 77, pp. 8-12.

## Abstract

IFRS 17 requires that insurance companies should measure insurance liabilities at each reporting date, using current assumptions such as the amount, timing and uncertainty of future cash flows and discount rates and it is a principle to reflect policyholder behaviors that affect future cash flow.

This research analyzes how GMSB costs of interest sensitive whole life insurance change when withdrawal is taken into account. When GMSB cost (PB\_GMSB1) is defined as the present value of GMSB claims over the present value of a written premium, the basic analysis shows how PB\_GMSB1 decreases when withdrawal is considered.

Moreover, the research uses withdrawal models considering policyholder behaviors based on “the moneyness of the guarantees (GMSB over surrender value under crediting rate)” or “the difference between crediting rate with a minimum guaranteed interest rate and the pricing interest rate”.

It is shown that PB\_GMSB1 applying policyholder behaviors on withdrawal rate is no less than PB\_GMSB1 applying the constant withdrawal rate. As a result, it is necessary to apply the dynamic withdrawal rate in GMSB costs evaluation.

※ **Key words:** Guaranteed Minimum Surrender Benefit(GMSB), Interest Sensitive Whole Life Insurance, IFRS 17, Dynamic withdrawal rate

## 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계 검증: Carhart(1997) 4요인 모형을 중심으로

### Idiosyncratic Volatility and Cross-Section of Expected Returns: Using the Carhart(1997) four-factor model

옥 영 경\* · 김 정 무\*\*

Youngkyung Ok · Jungmu Kim

본 연구는 2000년 1월부터 2015년 12월까지 유가증권 시장의 보통주를 표본으로 하여 고유변동성이 기대수익률의 횡단면에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 2000년 이후 한국주식시장의 체계적 위험으로 밝혀진 모멘텀 효과를 고려하기 위해 Carhart(1997)의 4요인 모형을 이용하여 고유변동성을 추정하였다. 주요 연구방법론과 결과는 다음과 같다. 첫째, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략을 매월 반복 시행하여 헤지 포트폴리오의 평균 수익률을 살펴보았다. 이러한 거래 전략은 월평균 -1.15%의 수익률을 보이지만, 4요인 모형 위험 조정 수익률은 -0.71%이며 통계적으로 유의하지 않았다. 둘째, 개별 주식의 다양한 특성을 통제하기 위해 이중정렬 포트폴리오 분석을 실시하였다. 그 중 거래회전율을 통제한 고유변동성 거래전략은 월평균 -0.86%의 수익률을 거두었다. 그러나 4요인 모형을 통해 위험프리미엄을 조정할 경우 -0.43%로 낮아지며, 통계적으로 유의하지 않다. 마지막으로, 고유변동성 크기에 따라 정렬된 25개의 포트폴리오에 대해 다양한 특성변수를 통제하여 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀 분석을 실시하였다. 고유변동성 정렬 포트폴리오 수익률의 횡단면은 일반적으로 포트폴리오의 고유변동성 크기에 의해 유의하게 설명되지만, 거래회전율을 통제할 경우 그 유의성이 사라졌다. 이러한 본 연구의 결과는 국내 주식시장에 모멘텀 효과를 고려할 때 고유변동성 이례현상이 유의하지 않으며, 유동성에 의해 크게 영향을 받고 있음을 시사한다.

**국문 색인어:** 고유위험, 고유변동성, 4요인 모형, 모멘텀 효과, 이례현상

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B050700, B050701, B050704

\* 영남대학교 경영학과 대학원 박사과정(okyk@yu.ac.kr), 제1저자

\*\* 영남대학교 경영대학 경영학과 조교수(jungmukim@yu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 11. 17, 논문 최종 수정일: 2018. 01. 17, 논문 게재 확정일: 2018. 02. 08



## I. 서론

고유변동성과 기대수익률이 음(-)의 횡단면적 관계에 있다는 Ang et al.(2006)의 실증 결과는 전통적 자산 가격 결정 이론의 틀 안에서 쉽게 설명되지 않는다. Sharpe(1964)와 Lintner(1965)의 자산 가격 결정 이론에 의하면 투자자는 완전히 분산된 포트폴리오를 보유하며, 개별 자산의 기대수익률은 오직 체계적 위험에 의해서만 결정된다. 다시 말해 고유변동성은 자산의 기대수익률에 영향을 미치지 않는다. 설사 투자자들이 완전히 분산된 포트폴리오를 보유하지 못한다고 가정하더라도, 합리적 투자자는 고유변동성에 대해 양(+)의 프리미엄을 요구하게 된다(Merton, 1987). 따라서 고유변동성이 낮은 주식을 보유할 때 높은 수익률을 얻는다는 실증적 발견은 현대 포트폴리오의 이론적 관점에서 볼 때 다소 놀라운 점이다.

우리는 한국 주식시장에서의 모멘텀 효과를 고려하여 고유변동성과 기대수익률의 횡단면적 관계를 분석해 본다. 최근 국내 주식시장을 대상으로 한 연구들은 Ang et al.(2006)의 결과를 지지하며 고유변동성 이례현상이 존재함을 보고하고 있다(김태혁, 변영태, 2011; 고봉찬, 김진우, 2014; 변영태 외 2인, 2011; 엄철준 외 4인, 2014; 장지원, 2016). 그러나 이 연구들은 고유변동성을 추정하기 위한 시장모형으로써 단일요인 모형인 CAPM 혹은 Fama and French(1993) 3요인 모형을 사용하고 있다. 만일 이 모형들이 한국 주식시장의 체계적 위험을 모두 통제하고 있지 못하다면, 추정된 고유변동성은 여전히 체계적 위험요인을 내포하게 될 것이다. 최근 국내 주식시장의 위험요인을 분석한 연구는 국내 주식시장에서 규모효과와 가치효과의 영향이 과거에 비해 감소하기는 했으나 여전히 나타나고 있음을 주장하고 있으며(고봉찬, 김진우, 2007; 김규영, 김영빈, 2001; 김동철, 2004), 특히 그간 혼재된 결과를 제시했던 모멘텀 전략 역시 외환위기 이후의 기간에서는 유의한 양(+)의 성과를 얻는다고 보고하고 있다(김상환, 2012; 엄윤성, 2013; 이창준, 장지원, 2015; 장지원, 2017). 이는 고유변동성을 보다 정교하게 추정하기 위해 모멘텀 요인을 추가적으로 고려할 필요성이 있음을 시사한다. 이에 따라 우리는 Fama and French(1993) 3요인 모형에 Jegadeesh and Titman(1993)의 모멘텀 요인을 추가한 Carhart(1997)의 4요인 모형을 시장모형으로 하

여 고유변동성 이레 현상을 재분석하였다.

분석기간은 국내 주식시장에서 모멘텀현상이 유의하다고 보고된 2000년 1월부터 2015년 12월까지이다. 유가증권 시장 보통주를 분석대상으로 하며, 포트폴리오 분석과 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석한다. 구체적으로, 매월 말 고유변동성 크기에 따라 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 1개월 후의 수익률(post-ranking returns)을 관찰하며, Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 주식수익률에 영향을 주는 것으로 알려진 다양한 요인을 통제한 이후에 고유변동성의 영향을 확인한다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 단일정렬 포트폴리오 수익률을 관찰한 결과, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략의 4요인 알파는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 고유변동성 현상이 기업 특성에 의해 관찰되는 현상인지 살펴보기 위해 이중정렬 포트폴리오를 구성한 결과, 거래회전율을 통제한 경우에 4요인 알파가 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 개별주식 단위 횡단면 분석에서는 통제변수의 포함여부에 관계없이 고유변동성의 회귀계수가 음으로 나타나 고유변동성 이레현상이 관찰되었다. 그러나 포트폴리오 단위 분석에서는 통제변수로 거래회전율을 포함하는 경우 고유변동성의 회귀계수는 유의하지 않았으며, 오히려 거래회전율의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이것은 이중정렬 포트폴리오 분석 결과와 일치하는 것으로 거래회전율을 통제하는 경우에 거래회전율이 고유변동성의 영향을 흡수하며 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 관찰되지 않는 것을 확인할 수 있었다. 마지막으로, 고유변동성 이레현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 확인하기 위해 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 포트폴리오 내의 개별주식 단위 횡단면 분석 결과, 고유변동성 이레현상은 고유변동성이 높은 포트폴리오와 소규모 기업 포트폴리오에서만 관찰되었다. 이상의 실증분석 결과를 종합하면, 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면적 관계는 주로 고-고유변동성 주식과 소규모 주식에서 기인하는 것으로 볼 수 있으며,

모멘텀 효과를 고려할 때 국내 주식시장에서 고유변동성 이례현상은 강건하지 않다고 볼 수 있다.

서론에 이어 본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. II장에서는 연구에 사용되는 자료의 범위 및 주요 변수의 추정방법을 설명한다. III장에서는 포트폴리오 분석 및 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다. IV장에서는 고유위험 이례현상에 주로 관찰되는 표본의 특성에 대해 분석한다. 마지막으로 V장에서 실증분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 자료 및 연구방법

### 1. 자료

본 연구는 2000년 1월부터 2015년 12월까지 유가증권시장에 상장된 보통주를 분석대상으로 한다. 자본잠식기업은 분석대상에서 제외하며, 재무제표 항목의 사용을 위해 금융업을 제외한다.<sup>1)</sup> 또한 모든 표본에 대해 공통적으로 적용되는 사항은 다음과 같다. 수정계수로 수정주가가 계산되어 주식수익률이 존재하지만 거래량과 거래대금이 모두 0인 경우에는 실질적인 거래가 없었다고 판단하여 분석대상에서 제외한다. 분석기간 중, 코스닥 시장에서 유가증권 시장으로 이전을 한 경우에는 시장이전 전 시계열 자료는 분석대상에서 제외한다.

연구에 필요한 자료는 다음과 같다. 주가, 시가총액, 거래량, 거래대금, 상장주식수 등 주가 관련 자료와 총자산, 우선주 자본금 등의 회계자료를 필요로 한다. 주식 수익률은 현금배당을 반영한 수정주가로 계산한다. 시장 수익률로는 KOSPI 지수 수익률을 사용하며, 무위험 이자율의 대용치로는 CD금리(91일물)를 사용한다. 연구에 필요한 모든 자료는 FnGuide에서 얻는다.

1) 본 연구에서 금융업은 한국표준산업분류 9차(대분류)의 금융업으로 정의한다.

## 2. 주요변수의 추정

연구에 사용될 주요 특성변수는 다음의 방법으로 추정한다. 시장베타(BETA)는 시장 포트폴리오 수익률에 대한 베타를 나타내며, 개별 주식의 초과수익률을 시장포트폴리오의 초과수익률에 대해 회귀분석하여 얻는다. 매월 마지막 거래일을 기준으로 해당 월의 일별 시계열 자료를 사용하며, 거래일수가 충분하지 않은 경우에는 결측치로 처리한다.<sup>2)</sup> 기업규모(ME)는 매월 말 기준 시가총액을 나타낸다. 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 t-1년도 말의 자본총계에서 우선주 자본금을 차감한 값을 t-1년도 말의 시가총액으로 나누어 계산한다. 모멘텀(MOM12,7)은 직전 12개월에서 7개월의 누적수익률을 나타낸다. 거래회전율(TURN)은 한 달 동안의 거래량을 상장주식수로 나누어 계산한다. 비유동성(ILLIQ)은 Amihud(2002)의 정의에 따라 일 수익률의 절댓값을 거래대금으로 나눈 값의 월평균 값을 사용한다. 전기수익률(PRET1)은 t-1월의 수익률을 나타낸다.

시장에서 직접 관찰할 수 없는 고유위험은 시장모형을 이용해 추정하며, 이 때 추정된 고유변동성을 고유위험의 대용치로 사용한다. 본 연구에서는 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하며, 추정방식은 Ang et al.(2006)의 방법을 따른다.

구체적인 과정은 다음과 같다. 각 주식의 고유변동성은 매월 추정된다. 고유변동성 추정에 사용되는 시장모형은 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 회귀식 (1)로 나타낼 수 있다. Rachwalski and Wen(2016)에 의하면 6개월 이상의 장기 시계열 자료로 추정된 고유변동성이 횡단면 관계를 예측하는 데 유용하므로 본 연구에서는 매월 마지막 거래일을 기준으로 과거 12개월의 일별 시계열자료를 사용한다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,mkt}MKT_t + \beta_{i,smb}SMB_t + \beta_{i,hml}HML_t + \beta_{i,umd}UMD_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기에서,  $R_{i,t}$ 는 주식  $i$ 의 수익률을 나타내며,  $R_{f,t}$ 는 무위험 이자율을 나타낸다. MKT는 시장 요인, SMB는 기업규모 요인, HML은 장부가 대비 시장가 요인, UMD는 모멘텀 요인을 나타낸다.

2) 해당 월의 일별 시계열 자료가 15개 미만인 경우에는 결측치로 처리한다.

위의 과정을 통해 주식  $i$ 의 잔차가 추정되면, 잔차들의 표준편차를 계산해 주식  $i$ 의  $m$ 월 고유변동성으로 사용한다. 이 때, 해당기간 동안의 일별 시계열 자료가 120개 미만인 경우에는 결측치로 처리한다.

### III. 실증분석

본 장에서는 포트폴리오 분석과 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석한다. 포트폴리오 분석은 단일정렬 포트폴리오와 이중정렬 포트폴리오로 구분하며, 양 극단에 위치한 포트폴리오의 수익률 간에 유의한 차이가 있는지 분석한다. 다음으로, 포트폴리오 분석의 결과가 주식수익률에 영향을 주는 다양한 요인들을 동시에 통제한 이후에도 관찰되는 지 확인하기 위하여 개별주식 단위와 포트폴리오 단위에서 각각 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 실시한다.

#### 1. 포트폴리오 분석

##### 가. 단일정렬

본 절에서는 단일정렬 포트폴리오 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다. 이를 위해, 앞서 정의한 방식으로 추정된 주식  $i$ 의  $t$ 월 고유변동성 크기를 기준으로 단일정렬 된 5분위 포트폴리오를 구성한 뒤,  $t+1$ 월의 포트폴리오의 수익률(post-ranking returns)을 관찰한다. 또한 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오(5번)를 매수하고, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오(1번)를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월평균 수익률과 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 위험조정 수익률을 관찰한다.

〈표 1〉에서 그 결과를 보고하고 있다. Panel A의 가치가중 포트폴리오의 결과를 보면, 포트폴리오 수익률에서 단조감소하거나 단조증가하는 패턴은 관찰되지 않는다. 1

년부터 3번 포트폴리오까지는 수익률이 증가하고 있으며, 그 이후에 수익률이 감소하여 5번 포트폴리오에서는 수익률이 눈에 띄게 낮아진다. 이러한 현상은 고유변동성 이례현상을 최초로 보고한 Ang et al. (2006)의 연구와 일치하는 결과이며, Bali and Cakici (2008)는 이에 대한 원인으로 각 포트폴리오 별 시가총액 차이를 지적하고 있다.<sup>3)</sup> 5번 포트폴리오의 수익률 급감현상으로 인해 5번 포트폴리오를 매수하고, 1번 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오는 약 -1.15%의 월평균 수익률을 얻으며, 이 값은 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 기존 연구가 보고한 가치가중 포트폴리오에서 고유변동성과 수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 존재한다는 것과 일치하는 결과이다(고봉찬, 2014; 엄철준 외, 2014; 장지원, 2016). 그러나 체계적 위험을 통제한 이후에는 헤지 포트폴리오의 수익률이 통계적으로 유의하지 않다. 다음으로 Panel B의 동일가중 포트폴리오의 결과를 보면, 가치가중 포트폴리오와 유사하게 1번부터 4번 포트폴리오는 수익률에서 그 차이가 크지 않지만, 5번 포트폴리오의 수익률이 급격히 낮아지며 헤지 포트폴리오는 월평균 -1.23%의 수익률을 얻고 있다. 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과이다. 또한 체계적 위험을 통제한 이후에도 유의한 음(-)의 수익률을 가지는 것을 볼 수 있다. 동일가중 포트폴리오에서 고유변동성과 기대수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 존재한다는 기존의 연구 결과와 일치한다(김태혁, 변영태, 2011; 장지원, 2016). 그러나 포트폴리오 분석에서 동일가중 방식을 취하는 경우 극소규모 주식(microcaps)의 영향이 커질 수 있음을 지적하며 가치가중 방식이 적절하다고 주장한 Hou et al. (2017)의 주장을 따르면 단일정렬 포트폴리오 분석에서는 고유변동성 이례현상은 유의하지 않다고 볼 수 있다.

〈표 1〉의 결과에서 주목할 만한 또 다른 점은, 가치가중 포트폴리오와 동일가중 포트폴리오의 고유변동성 크기가 비슷하다는 점이다. 동일한 분위의 포트폴리오를 비교했을 때 가치가중 포트폴리오의 고유변동성 크기가 오히려 더 작게 나타난다. 이것은 기존의 문헌에서 보고하고 있는 고유변동성과 기업규모의 음(-)의 관계가 한국 주식시장에서도 존재한다는 것을 확인하게 한다(Ang et al, 2006; Bali and Cakici, 2008;

3) 본 연구의 결과에서도 1번 포트폴리오의 시가총액은 전체의 55.7%를 차지하는 데 반해, 5번 포트폴리오의 시가총액 비중은 2.6%에 지나지 않는다.

Rachwalski, Wen, 2016).

또한 포트폴리오 수익률 가중방식에 따라 포트폴리오 수익률의 차이가 크게 나타나고 있다. 동일가중 포트폴리오에서는 음(-)의 수익률이 관찰되지 않으나, 가치가중 포트폴리오에서는 5번 포트폴리오의 수익률이 음수로 전환된다. 소규모 주식의 높은 수익률이 가치가중 포트폴리오에 미치는 영향이 축소되어 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

결과적으로 고유변동성과 기업규모의 음(-)의 관계로 인해 고유변동성이 큰 주식들로 구성되는 5번 포트폴리오에 소규모 주식이 대거 포함되며, 5번 포트폴리오의 낮은 수익률이 소규모 주식이 가지고 있는 특성에 의해서 나타날 수 있다는 가능성이 제기된다. 헤지 포트폴리오의 위험조정 수익률이 가치가중 포트폴리오에서는 유의하지 않고 동일가중 포트폴리오에서만 유의한 것도 소규모 주식에 의한 영향으로 볼 수 있다. 이러한 해석이 가능하다면, <표 1>에서 보고하고 있는 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 고유변동성 기준 정렬이 아닌 기업규모로 정렬한 포트폴리오의 결과로 볼 수도 있음을 시사한다. 실제로 기업규모는 단조감소하는 패턴을 보이고 있다. 따라서 IV장에서 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 각 포트폴리오 내에 속하는 개별주식을 대상으로 하는 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 포트폴리오의 특성을 확인한다.

이 밖에도 Panel A에서 시장가치 대비 장부가치 비율과 모멘텀에서 단조증가하는 패턴이 관찰되고 있으므로, 각 포트폴리오의 수익률이 다른 특성변수에 의해 영향을 받는지 확인하기 위하여 다음절에서 특성변수들을 통제한 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 각각의 영향을 통제한 이후에 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다.

〈Table 1〉 Portfolios Sorted by Idiosyncratic Volatility

This table reports the mean values of post-ranking excess returns and characteristics of quintile portfolios sorted by idiosyncratic volatility. Using daily data over previous 12 months, idiosyncratic volatilities are estimated relative to the Carhart(1997) four factor model. After that, stocks are sorted into quintiles based on their idiosyncratic volatility. We rebalance the portfolios every month and obtain post-ranking returns by the next month excess returns of each portfolio. RETURN is calculated by averaging the post-ranking returns. Characteristics are calculated using pre-formation values; BETA reports beta for market portfolio, ME reports the market capitalization, BM reports book-to-market ratio, and MOM(12,7) reports the cumulative returns during the previous period from 12 to 7 months. The row “5-1” refers to the difference in monthly returns between portfolios 5 and 1. The row “4Factor- $\alpha$ ” reports risk-adjusted returns relative to the Carhart(1997) model. Panels A and B report the result for value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	RETURN	IVOL	BETA	ME	BM	MOM(12,7)
<b>Panel A: Value-Weighted Portfolios</b>						
1	0.31	1.57	0.99	4992.27	0.90	8.94
2	0.82	2.32	0.94	754.14	1.17	11.48
3	0.96	2.76	0.99	376.87	1.28	16.24
4	0.59	3.31	1.03	279.59	1.48	24.69
5	-0.84	4.72	0.91	152.44	1.87	30.50
5-1	-1.15**					
	(-2.30)					
4Factor- $\alpha$	-0.71					
	(-1.28)					
<b>Panel B: Equal-Weighted Portfolios</b>						
1	1.45	1.80	0.50	267.49	2.12	1.45
2	1.33	2.34	0.63	103.48	2.06	3.82
3	1.46	2.78	0.70	66.02	2.03	7.30
4	1.53	3.37	0.71	34.81	2.11	10.55
5	0.21	4.86	0.64	12.61	2.35	18.46
5-1	-1.23***					
	(-3.24)					
4Factor- $\alpha$	-0.98**					
	(-2.49)					



## 나. 이중정렬

본 절에서는 주식수익률에 영향을 주는 것으로 알려진 특성변수들의 영향을 통제 한 이후에 고유변동성 현상을 관찰하기 위하여 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오 수익률을 관찰한다. 이를 위해, 먼저  $t$ 월의 특성변수를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 그리고 다시 각 특성변수 5분위 포트폴리오 내에서  $t$ 월의 고유변동성 크기를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 이렇게 25개의 포트폴리오가 구성되면 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오(5번)를 매수하고, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오(1번)를 매도하는 헤지 포트폴리오의  $t+1$ 월의 월평균 수익률과 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 위험 조정 수익률을 관찰한다. 헤지 포트폴리오의 수익률은 각 패널의 가장 오른쪽 열에서 보고한다. <표 2>에서 보고하는 각 고유변동성 포트폴리오의 값들은 특성변수 5분위 포트폴리오의 평균값이다. 예를 들어, 시장베타(BETA)를 통제한 고유변동성 1번 포트폴리오의 수익률은 시장베타 1번~5번 포트폴리오 중 고유변동성 1번 포트폴리오에 해당하는 주식 수익률을 동일 가중 평균한 값이다. 이렇게 구성된 고유변동성 포트폴리오는 비슷한 크기의 시장베타를 가진 주식들로 구성이 되어 시장베타가 통제된 포트폴리오의 수익률을 관찰할 수 있다. 나머지 이중정렬 포트폴리오의 수익률도 동일한 방식으로 계산되었으며, 그 결과도 유사하게 해석할 수 있다.

이중정렬 포트폴리오 구성에 사용되는 특성변수로는 Carhart(1997)의 4요인 모형의 위험요인(BETA, ME, BM, MOM(12,7)) 및 비유동성(ILLIQ), 거래회전율(TURN), 전기수익률(PRET1)을 사용한다. 먼저 Panel A의 가치가중 포트폴리오의 결과를 보면, 다양한 특성변수들을 각각 통제한 이후에도 대부분의 고유변동성 포트폴리오 수익률은 단일정렬 포트폴리오의 결과와 유사한 패턴을 보이고 있다. 또한 5번 포트폴리오에서 수익률이 급감하는 현상도 일관되게 나타난다. 이로 인해 헤지 포트폴리오에서 통계적으로 유의한 음(-)의 수익률이 관찰된다. 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 이후의 위험조정 수익률도 유의성이 낮아지기는 하지만 유의한 음(-)의 수익률을 보고하고 있다. 다만, 거래회전율을 통제한 경우에는 수익률

차이가 유의하지 않다. Panel B에서 보고하고 있는 동일가중 포트폴리오의 결과 역시 가치가중 포트폴리오의 결과와 유사하다.

이상의 포트폴리오 분석 결과를 종합하면, 단일정렬 포트폴리오에서 나타난 고 유위험 이례현상은 주식수익률에 영향을 주는 대부분의 특성변수를 통제하더라도 유사하게 나타나고 있으나, 거래회전율을 통제한 경우에는 통계적 유의성이 관찰되지 않는 것을 볼 수 있다.

〈Table 2〉 Double Sort Portfolios

This table reports the mean values of post-ranking excess returns and risk-adjusted returns of quintile portfolios. Using daily data over previous 12 months, idiosyncratic volatilities are estimated relative to the Carhart(1997) four factor model. Quintile portfolios are formed by first sorting stocks by firm characteristics respectively, then within each characteristic quintile, stocks are further sorted into quintiles by idiosyncratic volatility. Characteristics are BETA(market beta), ME(market capitalizations), BM(book to market ratio), momentum(cumulative returns during the previous period from 12 to 7 months), TURN(turnover), ILLIQ(illiquidity) and PRETI(1-month prior return). The values report the average returns across the characteristic quintiles within each IVOL quintiles. The row "5-1" refers to the difference in monthly returns between portfolios 5 and 1. The row "4Factor alpha" reports risk-adjusted returns relative to the Carhart(1997) model. Panel A and Panel B report value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Quintile portfolios are rebalanced every month. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	IVOL					IVOL						
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
Panel A: Value-Weighted Portfolios	Monthly Average Excess Return						Risk-Adjusted Return					
BETA	0.52 (1.34)	0.83 (1.49)	0.88 (1.54)	0.68 (1.08)	-1.07 (-1.63)	-1.60*** (-2.98)	0.69* (1.66)	1.17** (2.11)	1.20** (2.08)	1.14 (1.57)	-0.47 (-0.71)	-1.16** (-2.26)
ME	1.48*** (3.37)	1.41*** (2.67)	1.71*** (3.25)	1.08* (1.89)	-0.30 (-0.49)	-1.78*** (-4.84)	1.59*** (3.48)	1.57*** (2.99)	1.91*** (3.50)	1.50** (2.53)	0.26 (0.40)	-1.32*** (-3.27)
BM	1.00** (2.27)	1.07 (1.57)	1.03 (1.59)	0.86 (1.36)	-0.36 (-0.59)	-1.36*** (-3.20)	1.31*** (2.77)	1.25* (1.91)	1.39** (2.10)	1.24* (1.80)	0.21 (0.32)	-1.10*** (-2.61)
MOM(12,7)	0.49 (1.18)	0.91 (1.65)	0.81 (1.21)	0.64 (0.98)	-1.07* (-1.84)	-1.56*** (-4.09)	0.70 (1.61)	1.12* (1.93)	1.10* (1.71)	1.02 (1.45)	-0.42 (-0.67)	-1.12*** (-2.89)
TURN	0.42 (0.80)	0.41 (0.68)	0.78 (1.40)	0.57 (1.01)	-0.43 (-0.78)	-0.86** (-2.27)	0.63 (1.28)	0.73 (1.11)	1.08* (1.83)	1.02* (1.67)	0.20 (0.34)	-0.43 (-1.24)
ILLIQ	1.16*** (2.68)	1.07** (2.06)	1.05** (2.01)	1.18** (2.13)	-0.40 (-0.70)	-1.56*** (-3.55)	1.32*** (2.83)	1.31** (2.41)	1.29** (2.45)	1.47*** (2.60)	0.02 (0.03)	-1.30*** (-2.87)
PRETI	0.57 (1.43)	0.90 (1.43)	0.67 (1.22)	0.76 (1.17)	-0.68 (-1.07)	-1.25** (-2.53)	0.79* (1.95)	1.13* (1.88)	0.95* (1.68)	1.11* (1.70)	-0.09 (-0.13)	-0.88* (-1.80)

	IVOL					IVOL						
	Monthly Average Excess Return					Risk-Adjusted Return						
	1	2	3	4	5	5-1	1	2	3	4	5	5-1
Panel B: Equal-Weighted Portfolios												
BETA	1.50*** (3.49)	1.39** (2.59)	1.44*** (2.68)	1.23** (2.19)	0.41 (0.64)	-1.08** (-2.47)	1.67*** (3.68)	1.64*** (2.98)	1.71*** (3.12)	1.57*** (2.67)	0.83 (1.23)	0.84* (1.96)
ME	1.63*** (3.60)	1.47*** (2.84)	1.76*** (3.29)	1.23** (2.15)	-0.11 (-0.18)	-1.73*** (-5.12)	1.75*** (3.69)	1.67*** (3.28)	1.99*** (3.59)	1.65*** (2.77)	0.37 (0.56)	-1.38*** (-3.53)
BM	1.35*** (3.13)	1.34** (2.56)	1.41** (2.54)	1.43** (2.48)	0.45 (0.74)	-0.90** (-2.55)	1.54*** (3.50)	1.58*** (2.89)	1.67*** (2.88)	1.76*** (3.03)	0.87 (1.33)	-0.68* (-1.80)
MOM(12,7)	1.41*** (3.23)	1.36*** (2.68)	1.35** (2.38)	1.29** (2.20)	0.59 (0.98)	-0.82** (-2.31)	1.61*** (3.52)	1.60*** (3.07)	1.64*** (2.76)	1.59*** (2.64)	1.01 (1.56)	-0.60* (-1.68)
TURN	1.33*** (2.88)	1.21** (2.13)	1.21** (2.28)	1.04* (1.95)	1.19** (2.13)	-0.14 (-0.54)	1.56*** (3.22)	1.46** (2.55)	1.51*** (2.74)	1.38** (2.45)	1.53** (2.50)	-0.04 (-0.13)
ILLIQ	1.42*** (3.24)	1.35*** (2.66)	1.47*** (2.69)	1.51** (2.57)	0.23 (0.38)	-1.19*** (-3.19)	1.61*** (3.50)	1.59*** (2.99)	1.76*** (3.05)	1.83*** (3.11)	0.65 (0.99)	-0.96** (-2.32)
PRETI	1.47*** (3.32)	1.37** (2.56)	1.37*** (2.65)	1.23** (2.10)	0.54 (0.88)	-0.93** (-2.40)	1.71*** (3.69)	1.63*** (2.93)	1.61*** (2.92)	1.59*** (2.73)	0.89 (1.37)	-0.82*** (-2.13)

## 2. Fama and MacBeth 횡단면 분석

고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 보다 면밀하게 검증하기 위해서는 주식 수익률에 영향을 미치는 것으로 알려진 다양한 요인들을 동시에 통제한 후에 고유변동성의 영향을 관찰할 필요가 있다. 이를 위해, 본 절에서는 개별기업 단위와 고유변동성 포트폴리오 단위에서 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하여 고유변동성(IVOL) 회귀계수의 부호와 유의성을 관찰한다. 회귀모형에 포함될 각 통제변수들은 앞서 설명한 것과 동일한 방법으로 측정되었으며, 기업규모(ME)와 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 로그를 취한 값을 사용한다. 또한 장지원(2017)의 연구에 의하면 과거 성과 측정시점에 따라 모멘텀의 영향력에 차이가 있으므로 이를 보다 세밀하게 통제하기 위하여 측정시점에 따른 모멘텀 즉, 과거 12개월에서 과거 2개월의 누적수익률(MOM12,2)과 과거 6개월에서 과거 2개월의 누적수익률(MOM6,2)을 통제변수로 추가한다. 횡단면 분석에 사용될 회귀식은 다음의 식 (2)로 나타낼 수 있다.

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha + \gamma_{i,IVOL} IVOL_{i,t} + \gamma_{i,t} X_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

여기에서,  $R_{i,t}$ 는 주식  $i$ 의  $t+1$ 월 수익률이며,  $IVOL_{i,t}$ 은 주식  $i$ 의  $t$ 월의 고유변동성,  $X_{i,t}$ 는 통제변수를 나타낸다.

〈표 3〉은 개별주식 단위의 횡단면 분석 결과를 보고한다. 모형(1)은 다른 통제변수를 포함하지 않고 고유변동성과 기대수익률의 관계를 확인하기 위한 모형이며, 모형(2)는 3요인 모형의 체계적 위험을 통제한 모형이다. 모형(3) ~ 모형(5)는 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 모형으로, 측정시기에 따른 모멘텀을 각각의 모형에서 통제변수로 포함한다. 마지막으로 모형(6)은 위험요인 이외에 주식수익률에 영향을 줄 수 있는 유동성 관련 변수들과 단기수익률 반전현상을 확인하기 위한 변수를 통제변수로 추가한 모형이다. 먼저 모형(1)에서 IVOL의 회귀계수는 -0.460으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 통제변수를 추가한 이후에도 IVOL의 회귀계수는 -0.460 ~ -0.812로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값

을 가진다. 앞서 관찰된 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계를 개별 주식 단위의 횡단면 분석에서도 재확인 할 수 있다. 또한 통제변수의 회귀계수의 크기와 유의성이 모형에 따라 조금씩 차이가 나지만, 대부분 기존에 알려진 것과 동일한 부호를 보인다. 구체적으로 측정시점으로 구분된 모멘텀의 회귀계수를 보면 MOM(12,7)과 MOM(12,2)은 각각 0.011과 0.009로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지며, MOM(6,2)는 설명력이 없다. 증기과거(MOM(12,2))의 성과와 기대수익률이 양(+)의 관계에 있으며, 설명력이 가장 높다고 보고한 장지원(2017)의 연구와 일치된 결과이다. 또한 lnME의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지며, lnBM은 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것에서 유가증권시장에서 규모효과와 가치주효과가 유의한 것을 확인할 수 있다. TURN의 회귀계수가 1% 수준에서 음(-)으로 유의한 것에서 거래회전율이 높은 주식의 미래 수익률이 낮아지는 것을 확인할 수 있다.

〈Table 3〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IVOL	-0.460*** (-3.43)	-0.694*** (-5.46)	-0.812*** (-6.39)	-0.773*** (-6.20)	-0.689*** (-5.36)	-0.421*** (-3.77)
MOM(12,2)			0.009*** (4.09)			
MOM(12,7)				0.011*** (5.28)		0.010*** (5.14)
MOM(6,2)					0.003 (0.78)	
BETA		0.754*** (3.28)	0.758*** (3.42)	0.754*** (3.30)	0.735*** (3.35)	0.790*** (3.34)
lnME		-0.497*** (-3.63)	-0.592*** (-4.60)	-0.540*** (-3.98)	-0.514*** (-3.86)	-0.517*** (-3.96)
lnBM		0.483*** (3.04)	0.332** (2.21)	0.431*** (2.84)	0.457*** (2.93)	0.402*** (2.77)

TURN						-1.328***
						(-5.54)
ILLIQ						0.005
						(0.70)
PRET1						-0.002
						(-0.31)
Adj. R <sup>2</sup>	0.022	0.047	0.056	0.051	0.053	0.068

다음으로 고유변동성 크기를 기준으로 구성된 25개의 포트폴리오에 대하여 횡단면 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 4>에서 보고하고 있다. 결과는 Panel A의 가치가중 포트폴리오를 중심으로 살펴본다. 먼저 다른 통제변수를 포함하지 않은 모형(1)에서 IVOL의 회귀계수는 -0.742로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로도 1% 수준에서 강하게 유의하다. <표 1>의 포트폴리오 분석에서 관찰된 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 일관되게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 모형(2) ~ 모형(5)에서도 IVOL의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 그러나 모형(6)에서는 IVOL의 회귀계수가 음(-)의 값을 갖지만 통계적인 유의성은 사라지며, 오히려 TURN의 회귀계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이것은 거래가 활발하게 일어나는 주식일수록 사후적으로 수익률이 낮아지는 것을 의미하며, TURN이 IVOL의 영향력을 모두 흡수한 것으로 볼 수 있다. 동일가중 포트폴리오에서도 이러한 현상은 동일하게 나타난다. 즉, 포트폴리오 단위 횡단면 분석에서는 고유변동성이 아닌 유동성에 의해 기대수익률이 설명된다고 볼 수 있다.

〈Table 4〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Portfolio Level

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly portfolio excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Panel A and Panel B report value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Quintile portfolios are rebalanced every month. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: Value-Weighted Portfolios						
IVOL	-0.742*** (-5.28)	-1.221*** (-5.81)	-1.475*** (-5.80)	-1.413*** (-5.86)	-1.151*** (-4.81)	-0.493 (-1.54)
MOM(12,2)			0.014** (1.97)			
MOM(12,7)				0.019 (1.52)		0.019 (1.60)
MOM(6,2)					0.002 (0.27)	
BETA		0.672 (1.38)	0.470 (1.04)	0.454 (0.97)	0.455 (0.94)	0.305 (0.72)
lnME		-0.311** (-2.47)	-0.342*** (-2.61)	-0.340*** (-2.73)	-0.308** (-2.34)	-0.232 (-1.49)
lnBM		0.925*** (2.72)	0.711** (2.25)	0.932*** (2.62)	0.783** (2.27)	1.005*** (3.31)
TURN						-3.662** (-2.55)
ILLIQ						-0.364 (-0.96)
PRET1						0.010 (0.44)
Adj. R <sup>2</sup>	0.107	0.215	0.270	0.249	0.257	0.324



Panel B: Equal-Weighted Portfolios						
IVOL	-0.435*** (-3.23)	-0.790*** (-4.30)	-0.892*** (-3.85)	-0.911*** (-4.49)	-0.883*** (-4.65)	-0.397 (-1.41)
MOM(12,2)			0.002 (0.32)			
MOM(12,7)				0.013 (1.33)		0.021* (1.95)
MOM(6,2)					0.019 (1.61)	
BETA		1.406** (2.44)	1.351** (2.20)	1.441** (2.25)	1.659*** (2.68)	0.839 (1.32)
lnME		-0.678*** (-3.67)	-0.758*** (-3.76)	-0.856*** (-5.08)	-0.745*** (-3.56)	-0.760*** (-3.42)
lnBM		0.559 (1.34)	-0.012 (-0.03)	0.261 (0.62)	0.341 (0.79)	-0.167 (-0.45)
TURN						-2.533*** (-3.55)
ILLIQ						-0.013 (-0.45)
PRET1						0.024 (0.76)
Adj. R <sup>2</sup>	0.219	0.289	0.314	0.305	0.321	0.367

이상의 횡단면 분석 결과를 종합하면, 개별 주식단위의 횡단면 분석에서는 고유변동성과 기대수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 분명하게 관찰되지만, 포트폴리오 단위 분석에서는 이 결과가 강건하게 유지되지 않았다. 이것은 4요인 모형으로 추정된 고유변동성과 기대수익률 간에 유의한 음(-)의 관계가 존재한다는 결론을 내리기 어렵게 한다. 그러나 고유변동성 현상이 일부 관찰되고 있으므로 IV장에서 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 분석하고, 실증분석 결과의 강건성을 확인한다.

## IV. 추가 분석

Lawellen et al.(2010)은 포트폴리오의 구성이 실증분석 결과에 크게 영향을 줄 수 있기 때문에 횡단면 회귀분석은 개별주식 단위에서의 분석이 더 적절하다고 주장한다. 따라서 본 장에서 각각 고유변동성의 크기 및 기업규모에 따라 5분위 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 Fama and MacBeth (1973) 횡단면 분석을 한다. 이를 통해 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 포트폴리오의 특성을 분석하고, 유가증권시장에서 고유위험 이례현상이 강건하게 존재하는지 확인한다.

### 1. 고유변동성 포트폴리오의 특성

본 절에서는 고유변동성 크기를 기준으로 구성된 5분위 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 실시한다. <표 5>에서 그 결과를 보고하고 있다. Panel A는 모형(1)을 사용한 횡단면 분석 결과이며, Panel B는 모형(6)을 사용한 결과이다. <표 5>에서 주목할 만한 점은 모형에 관계없이 IVOL 회귀계수는 5분 포트폴리오에서만 음(-)으로 유의하다는 점이다. 구체적으로 Panel A의 결과를 보면, 5분 포트폴리오의 IVOL 회귀계수는 -1.168로 1% 수준에서 강하게 유의하게 나타나, 고유변동성이 높은 주식들의 기대수익률이 낮은 현상이 뚜렷하게 관찰된다. Panel B의 결과를 보면, 2분 포트폴리오에서도 IVOL 회귀계수가 음(-)으로 나타나지만, 5분 포트폴리오의 IVOL 회귀계수가 음(-)으로 가장 크며 통계적인 유의성도 가장 높다. 1분, 3분, 4분 포트폴리오는 통계적인 유의성은 없으나 IVOL 회귀계수가 양(+)의 값을 가져, 고유변동성과 수익률의 음(-)의 횡단면 관계는 주로 5분 포트폴리오에서 기인했을 것이라는 해석을 가능하게 한다.

양 극단에 있는 1분 포트폴리오와 5분 포트폴리오를 중심으로 포트폴리오 별 특성을 살펴보면 MOM(12,7), BETA, lnME, lnBM은 포트폴리오에 미치는 영향이 유사하다. 과거 7개월에서 12개월의 누적수익률이 높을수록, 시장베타가 클수록, 기업

규모가 작을수록, 시장가치 대비 장부가치 비율이 높을수록 기대수익률에는 유의한 양(+ )의 영향을 준다. 4요인 모형의 위험요인은 기존에 알려진 것과 동일한 방향으로 포트폴리오에 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 그러나 유동성의 영향은 1번 포트폴리오와 5번 포트폴리오에서 상이하게 나타난다. TURN 회귀계수는 5번 포트폴리오에서는 1% 수준에서 유의한 음(-)인데 반해, 1번 포트폴리오에서는 통계적인 유의성은 없지만 양(+ )으로 나타난다. 앞선 횡단면 분석에서 나타난 TURN의 유의한 음(-)의 영향은 고유변동성이 높은 주식들에서만 나타나는 현상이며, 고유변동성이 높은 주식들에서만 거래회전율이 높을수록 수익률이 낮아지는 현상이 뚜렷하게 관찰이 된다. 이것은 고유변동성이 높은 주식을 선호하는 투자자들에 의해 거래회전율이 높아진 주식의 수익률이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 고유변동성 포트폴리오 내에서 개별주식 단위의 횡단면 분석 결과를 종합하면, 고유위험 이상현상은 고유변동성이 높은 5번 포트폴리오에서 주로 관찰되는 현상이며, 앞선 포트폴리오 분석에서 나타난 헤지 포트폴리오의 유의한 음(-)의 수익률은 5번 포트폴리오에서 기인한 결과로 볼 수 있으며, 개별주식 단위에서의 횡단면 분석 결과 역시 고유변동성이 높은 소규모 주식에 의한 결과로 볼 수 있다.

〈Table 5〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level within Quintile Portfolio sorted by Idiosyncratic Volatility

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Panel A and Panel B report the coefficients for model (1) and model (6), respectively. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	1	2	3	4	5
Panel A: Model (1)					
IVOL	0.489 (1.51)	-0.786 (-1.38)	0.680 (1.27)	0.442 (0.88)	-1.168*** (-4.07)
Adj. R <sup>2</sup>	0.005	0.001	0.001	0.002	0.021
Panel B: Model (6)					
IVOL	0.303 (0.74)	-0.886* (-1.84)	0.219 (0.39)	0.038 (0.07)	-0.967*** (-3.25)

MOM(12,7)	0.018*** (2.98)	0.019*** (3.49)	0.021*** (5.19)	0.016*** (3.60)	0.011*** (2.74)
BETA	0.459* (1.74)	0.612** (2.28)	0.620** (2.11)	0.565** (2.08)	1.044*** (2.67)
lnME	-0.319*** (-3.00)	-0.313* (-1.90)	-0.487*** (-2.67)	-0.825*** (-3.40)	-1.617*** (-5.95)
lnBM	0.543*** (2.77)	0.268 (0.88)	0.245 (1.62)	0.386** (2.22)	0.483** (2.58)
TURN	2.699 (1.01)	-0.732 (-0.66)	-0.198 (-0.24)	-1.143** (-2.25)	-1.281*** (-4.37)
ILLIQ	-0.010 (-0.58)	-0.028 (-1.18)	0.024 (0.74)	0.070 (1.17)	-0.038 (-1.08)
PRET1	0.021 (1.54)	0.026* (1.90)	-0.004 (-0.49)	0.011 (1.08)	-0.004 (-0.44)
Adj. R <sup>2</sup>	0.082	0.071	0.067	0.065	0.072

## 2. 기업규모 포트폴리오의 특성

Bali and Cakici(2008)는 소형주와 대형주에서의 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 각각 확인하기 위하여 매월 말 기업규모의 중간값을 기준으로 소형주와 대형주를 구분하여 각 그룹에서 고유위험과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석하였다. 그러나 2015년 12월 30일 기준, 유가증권 시장 시가총액 상위 20% 기업이 전체 시가총액의 86%를 차지하는 것을 고려한다면 대형주 표본에도 소규모 주식이 대거 포함될 수 있다. 또한 단일정렬 포트폴리오 분석에서 언급한 것과 같이 고유변동성을 기준으로 정렬된 포트폴리오 별 시가총액은 큰 차이를 보이고 있다. 5번 포트폴리오의 시가총액과 1번 포트폴리오의 시가총액 차이는 무려 21배에 달하며, 1번 포트폴리오의 시가총액은 2번부터 5번 포트폴리오의 시가총액을 모두 합한 것 보다 더 크다. 따라서 본 연구에서는 기업규모에 따른 고유변동성의 영향을 면밀하게 분석하기 위하여, 매월 말 시가총액 크기를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 횡단면 분석을 실시한다.

그 결과는 <표 6>에서 보고하고 있다. 주요 결과를 간단히 요약하면, 통제변수에 대한 회귀계수의 부호는 모든 포트폴리오에서 동일하게 나타난다. 다만 기업규모가 가장 큰 주식들로 구성된 5번 포트폴리오의 IVOL 회귀계수는 통계적 유의

성이 없다. 이를 통해 고유위험 이례현상이 대형주에서는 관찰되지 않으며, 소형주에서 주로 나타나는 현상이라고 볼 수 있다.

〈Table 6〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level within Quintile Portfolio sorted by Firm Size

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Panel A and Panel B report the coefficients for model (1) and model (6), respectively. Sample period is from January 2000 to December 2015. \*, \*\*, and \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

	1	2	3	4	5
Panel A: Model (1)					
IVOL	-0.473** (-2.59)	-0.570*** (-2.85)	-0.865*** (-6.06)	-1.403*** (-7.73)	-0.047 (-0.20)
Adj. R <sup>2</sup>	0.027	0.028	0.038	0.040	0.031
Panel B: Model (6)					
IVOL	-0.500*** (-2.78)	-0.140 (-0.78)	-0.508*** (-3.79)	-1.040*** (-4.66)	-0.252 (-1.31)
MOM(12,7)	0.017*** (2.67)	0.015*** (3.39)	0.007** (2.19)	0.019*** (4.44)	0.016*** (3.15)
BETA	0.973* (1.71)	0.870** (2.34)	0.710** (2.60)	0.714** (2.08)	0.389 (1.57)
lnME	-3.123*** (-5.60)	-0.586 (-1.11)	-1.475** (-2.05)	-0.737** (-2.45)	-0.279*** (-3.07)
lnBM	0.234 (0.97)	1.038*** (4.34)	0.322 (1.48)	0.239 (0.86)	0.411* (1.93)
TURN	-1.528*** (-3.03)	-1.209*** (-3.12)	-1.549*** (-4.07)	-1.705*** (-2.63)	-0.363 (-0.26)
ILLIQ	-0.012 (-0.72)	-0.002 (-0.08)	-0.044* (-1.95)	-0.013 (-0.29)	-0.509 (-0.41)
PRET1	0.006 (0.44)	-0.013 (-1.60)	0.011 (0.89)	-0.002 (-0.20)	0.020** (1.99)
Adj. R <sup>2</sup>	0.089	0.098	0.105	0.110	0.133

## V. 결론

본 연구는 Carhart(1997)의 4요인 모형을 통해 추정된 고유변동성을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면적 관계를 분석하였다. 지금까지의 고유변동성 이례현상을 분석한 국내의 선행연구는 주로 CAPM 혹은 Fama and French(1993) 3요인 모형으로 고유변동성을 추정하고 있다. 그러나 외환위기 이후의 기간에서 모멘텀이 유의한 위험요인임으로 보고됨에 따라 본 연구에서는 고유변동성을 보다 정확하게 추정하기 위해 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하였으며, 2000년 이후의 기간에 대해 고유위험 이례현상을 분석하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 단일정렬 포트폴리오 분석 결과, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략의 위험 조정 수익률은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 이중정렬 포트폴리오 분석에서 역시 거래회전율을 통제한 경우에는 위험 조정 수익률이 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 개별주식 단위 횡단면 분석에서는 통제변수의 포함여부에 관계없이 고유변동성의 회귀계수가 음으로 나타나 고유변동성 이례현상이 유의하게 관찰되었으나 포트폴리오 단위 분석에서는 통제변수로 거래회전율을 포함하는 경우 고유변동성의 회귀계수는 유의하지 않았으며, 오히려 거래회전율의 회귀계수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 이것은 이중정렬 포트폴리오 분석 결과와 일치하는 것으로 거래회전율을 통제하는 경우에 거래회전율이 고유변동성의 영향을 흡수하는 것으로 볼 수 있다. 마지막으로, 고유변동성 이례현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 확인하기 위해 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 포트폴리오 내의 개별주식 단위 횡단면 분석을 실시한 결과, 고유변동성 이례현상은 고유변동성이 높은 포트폴리오와 소규모 기업 포트폴리오에서만 관찰되었다. 이상의 결과를 종합하면, 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면적 관계는 주로 고-고유변동성 주식과 소규모 주식에서 기인하는 것으로 볼 수 있으며, 국내 주식시장에서 모멘텀 효과를 고려할 때 고유변동성 이례현상은 강건하지 않다고 볼 수 있다.

본 연구가 가지는 의의는 다음과 같다. 기존연구가 주로 CAPM 및 Fama and French(1993) 3요인 모형으로 고유변동성을 추정하는 데 반해, 본 연구에서는 Carhart(1993)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하였다. 2000년 이후의 기간에 모멘텀이 유의한 위험요인으로 보고되고 있으므로, 모멘텀 요인을 포함한 4요인 모형은 고유변동성을 보다 정교하게 추정되게 한다. 또한 연구 방법론적 측면에서 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오 분석을 통해 국내 주식시장에서 고유변동성 이례현상이 관찰되는지를 살펴보았으며, 개별주식 단위 및 포트폴리오 단위의 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성 이례현상의 유의성을 체계적으로 분석하였다.

## 참고문헌

- 고봉찬 · 김진우, “발생액 이상현상에 대한 위험평가”, **한국증권학회지**, 제36권3호, 한국증권학회, 2007, pp. 425-461.
- (Translated in English) Bong Chan Kho and Jin Woo Kim, “Does the Accrual Anomaly Reflect a Risk Factor? The Case of the Korean Stock Market”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.36, No.3, 2007, pp. 425-461.
- \_\_\_\_\_, “저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증”, **한국증권학회지**, 제43권3호, 한국증권학회, 2014, pp. 573-603.
- (Translated in English) Bong Chan Kho and Jin Woo Kim, “Low Volatility Anomaly and Its Profitability in Korean Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.43, No.3, 2014, pp. 573-603.
- 김규영 · 김영빈, “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?”, **한국증권학회지**, 제28권1호, 한국증권학회, 2001, pp. 57-85.
- (Translated in English) Kyou Yung Kim and Young Bin Kim, “What Determines Expected Stock Returns in the Korean Stock Market?”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.28, No.1, 2001, pp.57-85.
- 김동철, “시장위험의 구조적 변화와 주가수익률의 결정요인에 대한 재고찰”, **한국증권학회지**, 제33권4호, 한국증권학회, 2004, pp. 95-134.
- (Translated in English) Dong Cheol Kim, “Structural Shifts of Market Betas and Common Risk Factors in Korean Stock Returns”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.33, No.4, 2004, pp. 95-134.
- 김상환, “과거 수익률을 이용한 거래전략의 성과분석”, **재무연구**, 제25권2호, 한국재무학회, 2012, pp. 203-246.
- (Translated in English) Sangwhan Kim, “A Study on the Profitability of the Trading Strategies Using Past Returns”, *Asian Review of Financial Research*, Vol.25, No.2, 2012, pp. 203-246.



김태혁 · 변영태, “한국 주식시장에서 3 요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계”, **한국증권학회지**, 제40권3호, 한국증권학회, 2011, pp. 525-550.

(Translated in English) Tae Hyuk Kim and Young Tae Byun, “The Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns in the Korea Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.40, No.3, 2011, pp. 525-550.

변영태 · 박종해 · 김수경, “고유변동성과 기대수익률간의 관계에 관한 연구”, **산업경제연구**, 제24권2호, 한국산업경제학회, 2011, pp. 613-627.

(Translated in English) Young-Tae Byun, Joung-Hae Park and Su-Kyung Kim, “An Empirical Study on the Cross-Sectional Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns”, *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol.24, No.2, 2011, pp. 613-627.

이창준 · 장지원, “경제상황에 따른 기업규모효과, 가치효과, 모멘텀효과”, **재무관리연구**, 제32권2호, 한국재무관리학회, 2015, pp. 201-234.

(Translated in English) Changjun Lee and Jeewon Jang, “Size, Book-to-Market, and Momentum Effects Across Economic States: Evidence from the Korean Stock Market”, *The Korean Journal of Financial Management*, Vol.32, No.2, 2015, pp. 201-234.

엄윤성, “모멘텀과 기업규모의 관계”, **한국증권학회지**, 제42권5호, 한국증권학회, 2013, pp. 901-927.

(Translated in English) Yun Sung Eom, “Momentum Profits and Firm Size”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.42, No.5, 2013, pp. 901-927.

엄철준 · 이우백 · 박래수 · 장욱 · 박종원, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구”, **한국증권학회지**, 제43권4호, 한국증권학회, 2014, pp. 753-784.

(Translated in English) Cheol Jun Eom, Woo Baik Lee, Rae Soo Park, Uk Chang and Jong Won Park, “A Study on the Relationship between Idiosyncratic

Volatility and Stock Returns in the Korean Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.43, No.4, 2014, pp. 753-784.

장지원, “극단적 투자성과에 대한 회피 성향과 주식 수익률의 횡단면”, **한국증권학회지**, 제45권5호, 한국증권학회, 2016, pp. 1001-1034.

(Translated in English) Jeewon Jang, “Idiosyncratic Kurtosis and the Cross-Section of Stock Returns”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.45, No.5, 2016, pp.1001~1034.

\_\_\_\_\_, “주가 모멘텀 이상현상의 재검토”, **재무연구**, 제30권3호, 한국재무학회, 2017, pp. 317-359.

(Translated in English) Jeewon Jang, “Price Momentum Anomaly Revisited : Evidence in the Korean Stock Market”, *Asian Review of Financial Research*, Vol.30, No.3, 2017, pp. 317-359.

Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., and Zhang, X., “The Cross-section of Volatility and Expected Returns”. *The Journal of Finance*, Vol.61, No.1, 2006, pp.259-299.

Asness, C. S., Moskowitz, T. J., and Pedersen, L. H., “Value and Momentum Everywhere”, *The Journal of Finance*, Vol.68, No.3, 2013, pp. 929-985.

Bali, T. G., and Cakici, N., “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.43, No.1, 2008, pp. 29-58.

Carhart, M. M., “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *The Journal of finance*, Vol.52, No.1, 1997, pp. 57-82.

Fama, E. F., and French, K. R., “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.33, No.1, 1993, pp. 3-56.

Fama, E. F., and MacBeth, J. D., “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.3, 1973, pp. 607-636.

- Fu, F., "Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol.91, No.1, 2009, pp. 24-37.
- Griffin, J. M., Ji, X., and Martin, J. S., "Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole", *The Journal of Finance*, Vol.58, No.6, 2003, pp. 2515-2547.
- Hou, K., Xue, C., and Zhang, L., "Replicating Anomalies", *National Bureau of Economic Research*, No.w23394, 2017.
- Jegadeesh, N., and Titman, S., "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance*, Vol.48, No.1, 1993, pp. 65-91.
- Lewellen, J., Nagel, S., and Shanken, J., "A Skeptical Appraisal of Asset Pricing Tests", *Journal of Financial Economics*, Vol.96, No.2, 2010, pp. 175-194.
- Liew, J., and Vassalou, M., "Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors that Predict Economic Growth?", *Journal of Financial Economics*, Vol.57, No.2, 2000, pp. 221-245.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol.47, No.1, 1965, pp. 13-37.
- Merton, R. C., "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *The Journal of Finance*, Vol.42, No.3, 1987, pp. 483-510.
- Rachwalski, M., and Wen, Q., "Idiosyncratic Risk Innovations and the Idiosyncratic Risk-Return Relation", *The Review of Asset Pricing Studies*, Vol.6, No.2, 2016, pp. 303-328.
- Rouwenhorst, K. G., "International Momentum Strategies", *The Journal of Finance*, Vol.53, No.1, 1998, pp. 267-284.
- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol.19, No.3, 1964, pp. 425-442.

Spiegel, M. I., and Wang, X., Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk, Working paper, 2005, Yale University.

West, K. D., and Newey, W. K., “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, Vol.55, No.3, 1987, pp. 703-708.

## Abstract

We examine the effect of idiosyncratic volatility on expected returns using daily data for common stocks listed on Korean Stock Exchange for the period of January 2000 to December 2015. In particular, we estimate idiosyncratic volatility based on the Carhart(1997) four-factor model in order to control for momentum, a systematic risk for the post-2000 period. Methodology and main findings are as follows. First, although the value-weighted average return differential between the lowest and highest idiosyncratic volatility portfolios is approximately -1.15% per month, the risk-adjusted return is approximately -0.71% per month yet statistically insignificant. Second, we conduct a double-sort portfolio analysis to control for potential effects of firm characteristics. After controlling for turnover, the trading strategy yields -0.86% per month on average, but risk-adjusted return decreases to -0.43% insignificant. Finally, we run Fama and MacBeth(1973) regressions to control for various firm characteristics at the portfolio level. While Idiosyncratic volatility account for the cross-section of returns on idiosyncratic volatility sorts, it becomes insignificant when controlling for turnover. Our findings suggest that there is no robust evidence of a negative relation between idiosyncratic volatility relative to the Carhart(1997) four-factor model and expected returns and that the relationship highly relies on liquidity.

※ **Key words:** Idiosyncratic Risk, Idiosyncratic Volatility, Four-Factor Model, Momentum Effect, Anomaly