

---

## 보험료 납입에 대한 동적 계약자행동

- 변액유니버설종신보험의 GMWB와 GMDB를 중심으로 -

### Dynamic Policyholder Behavior for Insurance Premium Payment

- Focused on Values of Guaranteed Minimum Withdrawal Benefit and Guaranteed Minimum Death Benefit in Variable Universal Whole-life Insurance -

---

심 현 우\* · 박 성 순\*\* · 최 양 호\*\*\*

Hyunoo Shim · Sungsoon Park · Yangho Choi

보험계약자가 보험기간 내에 결정하는 행위는 계약의 가치에 영향을 미친다. 변액유니버설종신보험에 내포된 GMWB 및 GMDB 보증옵션의 비용은 유니버설의 보험료 자유납입 기능으로 인한 보험료의 납입수준 변화에 영향을 받게 되는데, 보험료 납입률에 미치는 계약자의 동적인 행위는 지금까지 보험부채에 관한 연구에서 고려되지 않아 왔다. 이에 처음으로 본 연구에서는 계약자의 동적인 보험료 납입에 관한 적립액비율 모형과 금리차 모형, 두 가지 모형을 제시하며, 모형의 모수를 추정하였다. 분석결과, 적립액비율 승법모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. 보험료가 지속적으로 100% 납입된 기본납 시나리오와 계약자 행동을 반영한 동적납 모형 시나리오의 보험료 납입률이 GMWB와 GMDB 보증비용에 어떤 영향을 미치는지 살펴본 결과, 기본납인 경우에 비해 동적납인 경우 보증비용이 적은 것으로 나타났다. 예정이율이 증가할수록, 생활자금 지급기간이 길수록, 해지율이 감소할수록 보증비용이 증가하였으며, 기본납입에 비해 동적납입의 경우 민감도가 적었다.

**국문 색인어:** 동적 계약자행동, 동적납입률 모형, 생활자금지급형 변액유니버설종신보험, 최저중도 인출금보증, 최저사망보험금보증

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051601, B051608, C030805

---

\* 한양대학교 보험계리학과 부교수(hyunooshim@hanyang.ac.kr), 제1저자

\*\* 한양대학교 금융보험학과, 삼성생명 상품개발팀 수석(ss0901.park@samsung.com), 공동저자

\*\*\* 한양대학교 보험계리학과 부교수(ychoi@hanyang.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 6. 29, 논문 최종 수정일: 2021. 3. 25, 논문 게재 확정일: 2021. 8. 20

## I. 서론

IFRS17에 따르면, 종신보험의 부채는 현재 시점의 공정가격으로 평가해야 한다. 이 때 현금흐름에 영향을 미치는 모든 가능한 정보를 이용하여 보험계약자의 행동을 반영하는 것이 원칙이다. 특히, 변액보험에 내재한 보증옵션의 경우 보험계약자의 행동에 따라 그 현금흐름이 큰 영향을 받기 때문에, 보험계약자의 행동을 현금흐름과 가치평가에 적절하게 반영하는 것이 매우 중요하다. 본 연구에서 다루는 변액유니버설종신보험은 이러한 보험계약자 행동의 반영이 필요한 상품이다. 유니버설보험은 자유납입 기능이 있어 계약 당시 약정한 보험료의 전부가 납입되는 것이 아니라 약정보험료의 일부를 보험계약자가 선택적으로 납입하는 상품이다. 따라서 계약자 행동이 변액종신보험에 내포한 보증비용에 영향을 줄 수 있다.

현재 시중에서 판매되고 있는 종신보험의 유형은 크게 금리연동형종신보험과 변액종신보험으로 나눌 수 있다. 금리연동형종신보험은 사망 시 사망보험금 보증 이외에도 생존 시 해지환급금 보증을 포함한다. 반면, 변액종신보험은 사망에 대한 보증은 있으나, 해지환급금, 중도인출금, 또는 적립액에 대한 보증을 포함하지 않아 저금리기에 보험소비자의 다양한 요구수준을 잘 반영하지 못하고 있었다. 이에 최근 변액종신보험도 적립액에 대한 보증을 포함하여 설계하게 되었고, 대표적 상품으로 생활자금지급형 변액유니버설종신보험(이하 '생활자금 변액종신')이 있다. 생활자금 변액종신은 일정기간이 지난 이후부터 매년 자동으로 가입금액을 감액하고 이 감액분을 생활자금으로 지급한다. 이를 위해 예정적립액을 보증하는 것을 생활자금보증액이라고 하는데, 이 금액은 최저중도인출금보증(guaranteed minimum withdrawal benefit, 이하 'GMWB')에 해당한다. 또한, 생활자금 지급기간 종료 후 생존 시 남아있는 사망보험금에 대하여 보증하는 것을 이 보험이 추가적으로 내포하는데, 이는 최저사망보험금보증(guaranteed minimum death benefit, 이하 'GMDB')에 해당한다. 따라서 생활자금 변액종신을 이용하는 경우 보험료 납입행위가 생존급부(생존 시 생활자금 보증수준)와 사망급부(사망 시 사망보험금 보증수준)에 미치는 영향을 함께 파악할 수 있다.

이에 본 연구에서는 이러한 유니버설기능과 GMWB 및 GMDB 보증이 내재한 생활자금

변액종신을 대상으로 보험료의 동적납입 행태를 모형화한다. 본 연구의 중요한 의의는 보험계약자의 납입행동 중 기본보험료 대비 보험료의 납입률(이하 ‘보험료 납입률’)을 결정하는 경제적 요인을 찾는 데에 있다. 선행연구에서 보험계약자 행동의 중요성이 많이 언급되어 오긴 했으나 주로 동적해지율 모형에 한정이 되어 있었다. 그리고 2년 이후 자유납 기능이 있는 대부분의 유니버설 상품들을 대상으로 삼은 선행연구의 경우에도 기본보험료가 100% 납입된다는 가정을 적용하는 한계가 있었다. 본 연구에서 고려하는 모형은 보증 가치와 실제적립액 차이에 따른 보험료 동적납입률 모형, 그리고 실제투자수익률과 예정이율 차이에 따른 보험료 동적납입률 모형 두 가지이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 보험계약자의 계약자행동 및 관련 모형에 대한 선행연구를 살펴본다. 제3장에서는 보험료의 동적납입에 대한 연구모형을 정의하고 생활자금 변액종신의 GMWB 및 GMDB 발생액을 정의한다. 제4장에서는 생활자금 변액 유니버설종신보험, 대표계약 및 계리적 가정을 기술한다. 제5장에서는 모형의 모수를 추정하고 분석한다. 그리고 보험료가 기본납입률로 납입된 경우와 동적납입률 시나리오에 따라 납입된 경우로 나누어 보증비용과 민감도를 분석한다. 마지막으로 제6장에서는 본 연구의 결과를 요약한다.

## II. 선행 연구

한국에 변액보험은 유니버설 기능이 없는 종신보험 형태로 2001년 7월 최초 도입된 후 2002년 9월 변액연금보험, 2003년 7월 변액유니버설적립보험, 2004년 변액유니버설종신보험으로 발전하였다. 이로 인해 국내 변액보험의 보증비용과 관련한 학계와 산업계의 논의는 2008년이 되어서야 서서히 시작되었는데, 2008년 보험개발원은 실무에 종사하는 선임계리사들을 주축으로 각종 세미나 및 정책연구 발표를 통해 변액보증비용에 대한 현금흐름 모델링, 자산이익률 시나리오 생성기법, 계리적 가정의 정합성 등에 대한 논의를 시작하였다. 이후 2010년 3월 24일에 비로소 보증비용과 관련한 규정화(감독업무시행세칙)가 시작되었고, 이 시점을 통해 보증비용 평가에 대한 논의가 본격화되었다.

변액보험의 각종 보증옵션들에 대한 개별적인 연구는 보증옵션 중 비교적 위험이 크지 않은 변액연금의 최저연금적립금보증(guaranteed minimum annuity benefit, 이하 'GMAB')을 대상으로 연구가 시작되었다. 그러다가 변액연금보험의 생존급부보증(guaranteed lifetime benefit, 이하 'GLB') 및 변액종신보험의 위험이 큰 GMDB에 관한 연구로 이어졌으며, 최근에는 적립액의 일부를 지급보증하는 GMWB형태로 확장되었다. 예를 들어, 김용희·김창기(2011)는 변액연금의 GMAB 및 GMDB를 분석하였으며, 정해석(2010)은 GLB의 하나인 최저종신중도인출금보증(guaranteed lifetime withdrawal benefit, 이하 'GLWB') 옵션을 대상으로 주가 및 채권수익률에 대하여 기하브라운 운동 모형을 적용하여 해당 보증리스크를 분석하였고, 이창욱 외(2010)는 변액연금의 GLWB에 대한 보증준비금을 CTE(70) 위험측도로 산출하였다. 심현우(2014)는 변액보험의 GMDB 가치를 피보험자별로 산출한 후, 계약의 조건에 따라 보증수수료율에 차이가 존재하고 위험측도의 선택, 위험회피 수준의 선택 등도 보증가치 추정량의 큰 차등요인임을 보여주었다. 배태한 외(2015)는 지수분포조합을 활용하여 변액연금의 GMDB 가치 수준을 분석하였다. 또한, 오창수·백진욱(2016)은 Lee-Carter 확률적 사망률 모형 시나리오를 가정한 후 변액보험의 최저보증으로 인해 보험회사가 추가적으로 부담하는 장래현금흐름을 통해 GMAB와 GMDB를 서로 비교하고 분석하였다.

Campbell et al.(2014)은 생명보험과 연금보험에서 보험계약자행동의 모델링에 대한 문헌을 검토하고 선행연구, 산업동향을 조사하였다. 그 결과, 신뢰할 만한 데이터의 부족으로 인해 보험계약자 행동 모델링은 여전히 도전 과제로 남아 있는 상황이며 행동경제학이나 편향제거(de-biasing) 접근법 등을 통해서 보험계약자 행동의 편향성을 개선할 수 있다고 설명하였다. Bauer et al.(2017)은 생명보험계약에서 보험계약자의 행동에 대한 이해가 보험회사의 위험관리에 중요함을 실증분석을 통해 보여주었다.

계약자행동은 주로 계약자의 해지 선택과 관련한 동적해지율 모형에 관하여 다음과 같은 선행연구가 이루어졌다. Knoller et al.(2016)은 변액연금보험에서 해지에 대한 동적옵션을 평가하였으며, 해지에 대한 변동은 이자율의 영향을 받음을 일본 변액연금상품의 분석을 통해 보여주었다. Xue(2010)는 실제적립액과 보증적립액의 비율에 따른 동적해지율 모형

으로 Exponential 모형을 제시하였으며, American Academy of Actuaries(2005)는 실제적립액과 보증적립액의 비율에 따라 비례하되 해지조정계수에 상한과 하한을 설정할 수 있는 동적해지율 모형을 제시하였다. 오창수·박규서(2016)는 IFRS17 도입 시 Hull-White One-factor 모형을 이용하여 생성한 이자율 시나리오와 동적해지율 모형을 적용하여 금리연동형 종신보험의 이율보증을 평가하였고, 오창수·은재경(2017)은 위험중립 모형인 Libor Market 모형을 사용하여 생성한 이자율 시나리오와 동적해지율을 적용하여 금리연동형 종신보험의 보증형태별 비용과 TVOG를 고려한 신계약가치를 산출하였다.

보험계약자의 기타 계약자행동에 관한 분석으로는 다음과 같은 선행연구를 발견할 수 있다. 김대규(2017)는 계약자행동의 가정 수립에 관한 연구에서 보험회사의 실제 표본에 적합시킨 승수방식과 로지스틱 모형을 사용한 동적해지율 모델링, 추가납입률과 중도인출률에 대한 연구를 수행하였다. 오창수·김수은(2018)은 금리연동형보험의 중도인출에 관한 몇 가지 계약자행동 모형들을 설계하여, 모형별로 GMSB(guaranteed minimum surrender benefit) 인출옵션에 대한 보증비용을 분석하였다.

한편, 보험료 납입과 관련한 계약자행동에 관련한 연구 중 Gatzert and Schmeiser(2008)는 생명보험계약에서 계약자의 보험료 납입에 대한 잠재적 위험 평가를 하였으며 보험료 납입이 계약자 이익에 영향을 준다는 점을 밝혔다. 보증이 존재하는 상황에서 보험료 납입에 대한 중지, 재개 등 자유로운 옵션이 부가된 경우 옵션비용은 증가하는 것으로 분석하였다. 본 연구는 그러한 자유로운 납입옵션이 옵션가치에 영향을 미칠 가능성에 주목하였다. 그래서 선행연구들의 동적계약자 행동을 고려하여 보험료의 동적납입률 모형을 설계하고, 그러한 자유납입 모형이 보증비용에 미치는 효과를 아래에서 분석하고자 한다.

### Ⅲ. 연구 모형

#### 1. 보험료 동적납입률 모형

##### 가. 적립액비율 방식 보험료 동적납입률 모형

본 연구에서는 실제적립액과 예정적립액의 차이에 따라 보험계약자 행동을 반영한 동적 납입률 모형을 먼저 살펴본다. 선행연구에서 오창수·박규서(2016)는 동적해지율에 대하여 실제적립액과 예정적립액의 차이에 따른 적립액비율 방식으로 모형을 고려하였는데, <Table 1>에 그 모형을 나타내었다. 여기서, 과거 투자수익률의 누적된 결과가 현재의 실제적립액이며, 예정이율의 누적된 결과가 예정적립액이다.

<Table 1> AAA Model for Dynamic Lapse Rate

$$\text{Dynamic Lapse Rate} = \text{Base Lapse Rate} \times \lambda$$

$$\lambda = \min \left[ U, \max \left[ L, 1 - M \left( \frac{GV}{AV} - D \right) \right] \right]$$

Note: The above variables and parameters are defined as below:

- $\lambda$  : Adjustment Factor of Dynamic Lapse Rate
- $GV$  : Expected Accumulated Value
- $AV$  : Real Accumulated Value
- $M$  : Sensitivity Factor ( $0 < M < \infty$ )
- $D$  : Trigger Point ( $0 \leq D < \infty$ )
- $U$  : Upper Bound of Adjustment Factor ( $0 < U \leq 1/\text{Base Lapse Rate}, U > L$ )
- $L$  : Lower Bound of Adjustment Factor ( $0 \leq L < 1/\text{Base Lapse Rate}, L < U$ )

이 동적해지율 모형은 미래가치의 관점에서 다음과 같은 계약자행동 기대에 기초하고 있다. 일단, 유발점  $D = 0$ 이라고 가정하자. 보증이 되지 않는 실제적립액(투자수익률 적용)이 보증이 되는 예정적립액(보험료 산출이율 적용)보다 작으면( $AV < GV$ ) 실제적립액 대비 계약유지 시 향후에 얻는 보증액의 추가적인 가치가 양의 값이므로( $GV - AV > 0$ ), 보험

계약자들이 보험계약의 해지를 기본해지율보다 적게 한다( $\lambda < 1$ ).  $AV > GV$ 인 경우는 반대이다. Knoller et al.(2016)은 가격상태(moneyness)를  $SV$ (surrender value)와  $GV$ (guaranteed value)의 비율로 정의하고 이를 통하여 해지율의 동적인 변화를 설명하고자 하였다.

한편, 보험계약자의 납입에 대한 의사결정은 위의 해지에 대한 의사결정과 어떤 관계를 가질지 알 수 없으나, 보험료의 납입행위도 보험계약의 가치를 변화시키는 행위인 만큼 보험료의 납입에 대한 의사결정도  $AV$ 와  $GV$ 의 비교에 기초하여 행해질 것이라고 예상할 수 있다. 만약 그러한 현상이 실재한다면, 동적납입률 모형의 결정요인에 대한 합리적인 후보변수로써  $AV$ 와  $GV$ 를 선택할 수 있다.

$AV$ 와  $GV$ 를 포함하는 동적납입률 모형은 다음 두 가지로 더 구분할 수 있다. 보험료의 납입률을  $\rho$ 라고 하자. 납입률은 예정된 기본보험료 대비 계약자가 실제로 납입한 보험료의 비율을 의미한다. 동적납입률은 이 비율이 여러 변수의 값에 따라 동적으로 변화하는 경우를 의미한다. 첫째, 다음 식 (1)과 같이  $\rho$ 를  $GV$ 와  $AV$ 의 함수  $f$ 로 설명하고자 하는 것이 적립액방식 동적납입률 모형 유형이다.

$$\rho = f(GV, AV; c, U, L, M, D) \quad (1)$$

이 모형은  $GV$ 와  $AV$ 가 크기를 가지는 변수이므로 어떤 경우에 한계를 가질 수 있다. 둘째, 그래서 더 구체적으로  $f$ 가  $GV$ 와  $AV$ 의 비율의 함수인 경우 아래 식 (2)와 같이 적립액비율방식 동적납입률 모형 유형(이하 ‘적립액비율방식 모형’)이 된다.

$$\rho = f(GV/AV; c, U, L, M, D) \text{ or } f(AV/GV; c, U, L, M, D) \quad (2)$$

이 모형은 보험료 납입에 관한 계약자행동의 판단 근거가 되는 보증의 내가격(In-the-Moneyness)과 외가격(Out-of-the-Moneyness) 성격 및 영역이 계약의 실제 적립액과 예정적립액의 비율로써 구분이 된다고 가정하는 것이다. 우리는 이 함수의 형태에 따라 동적납입률 모형을 4가지로 더 세분화하여 <Table 2>에 나타내었다. <Table 2>는  $GV/AV$  또는  $AV/GV$ 가 변수인지, 그리고 승법인지 가법인지에 따라 적립액비율

방식 동적납입률 모형을 구분한 표이다. 앞으로 혼동의 여지가 없을 때, 시점을 나타내는 아래첨자는 생략하도록 한다. 예를 들어,  $\rho$ 는  $t$ 시점의 동적납입률  $\rho_t$ 를 의미한다.

<Table 2> List of Dynamic Payment Models Based on Ratios of Account Values

Model	Dynamic Payment Rate, $\rho$
Multiplicative Dynamic Payment Model 1	$\rho = \min [ U, \max [ L, c \times \pi ] ]$ $\pi = 1 + M \left( \frac{GV}{AV} - D \right)$
Multiplicative Dynamic Payment Model 2	$\rho = \min [ U, \max [ L, c \times \pi ] ]$ $\pi = 1 + M \left( \frac{AV}{GV} - D \right)$
Additive Dynamic Payment Model 1	$\rho = \min [ U, \max [ L, c + \pi ] ]$ $\pi = 1 + M \left( \frac{GV}{AV} - D \right)$
Additive Dynamic Payment Model 2	$\rho = \min [ U, \max [ L, c + \pi ] ]$ $\pi = 1 + M \left( \frac{AV}{GV} - D \right)$

Note: A subscript index for time is omitted. For example,  $\rho$  represents dynamic payment rate at time  $t$ , which is  $\rho_t$ . The variables and parameters are defined as below:

- $c$  : Average Payment Rate
- $\pi$  : Adjustment Factor of Dynamic Payment
- $GV$  : Guaranteed Accumulated Value of Account ( $V^{(G)}$ )
- $AV$  : Real Accumulated Value of Account ( $V^{(A)}$ )
- $M$  : Sensitivity Factor ( $-\infty < M < \infty$ )
- $D$  : Trigger Point ( $0 \leq D < \infty$ )
- $U$  : Upper Bound of Adjustment Factor ( $0 < U < \infty, U > L$ )
- $L$  : Lower Bound of Adjustment Factor ( $0 \leq L < \infty, L < U$ )

승법모형은 평균납입률에 승법계수(multiplicative factor) 또는 승법동적계수(multiplicative dynamic factor)인 보험료 납입 조정계수  $\pi$ 를 곱하여 동적납입률을 추정하는 모형이고, 가법모형은 평균납입률에 가법계수(additive factor) 또는 가법동적계수(additive dynamic factor)인 보험료 납입 조정계수  $\pi$ 를 더하여 동적납입률을 추정하는 모형이다.

승법모형 1과 승법모형 2, 그리고 가법모형 1과 가법모형 2 사이의 차이는 계약자의 납

입을 결정하는 변인이  $AV$  대비  $GV$ (승법모형 1, 가법모형 1)인지,  $GV$  대비  $AV$ (가법모형 1, 가법모형 2)인지에 달려 있다. 오창수·박규서(2016)는 보증이 설계된 계약의 계약자가 현재 실제적립액을 기준으로 보증액의 수준을 비교하여 그 둘의 비율에 따라 선형적으로 해지를 결정한다고 가정한다. 반면, 본 연구에서 보험료 납입 시 계약자가 그러한 비율 가정 뿐만 아니라 역으로 보증액을 기준으로 실제적립액의 수준을 비교하여 그 둘의 비율에 따라 선형적으로 납입을 결정하는 가정도 고려하였다. 본 연구에서 적립액비율 가법모형들은 가설로 제시만 하며 적립액비율 승법모형 1, 2 가설만을 점검하고 분석하기로 한다.

〈Table 2〉의 승법모형 1과 승법모형 2를 전개하여 쓴 비선형 최소자승회귀분석 식은 각각 다음 식 (3), (4)와 같다.

$$\rho = \min \left[ U, \max \left[ L, c \times \left( 1 + b + M \frac{GV}{AV} \right) \right] \right] + \epsilon \quad (3)$$

$$\rho = \min \left[ U, \max \left[ L, c \times \left( 1 + b + M \frac{AV}{GV} \right) \right] \right] + \epsilon \quad (4)$$

$\rho$ : Dynamic Payment Rate  
 $b = -MD$   
 $c$ : Average Payment Rate

〈Table 1〉의 동적해지율 모형에서는 기본해지율이 해지조정계수에 곱해져 있는 반면, 식 (3)과 (4)의 동적납입률 모형에서는 평균납입률이 납입조정계수 함수의 인자로 포함되어 있다는 차이가 있다. 여기서 Levenberg-Marquardt 알고리즘을 이용하여 잔차를 최소화하는 모수를 찾아서 본 연구의 분석에 적용하였다.

#### 나. 금리차 방식 보험료 동적납입률 모형

여기서는 앞서 살펴보았던 동적납입률 모형 외에 금리차(투자수익률과 예정이율의 차이) 방식에 따른 보험료 동적납입률 모형을 살펴보고자 한다. 오창수·박규서(2016) 및 오창수·김수은(2018)은 금리차 방식 동적해지율 모형을 고려하였다. 해당 연구에서 가정한 대상상품은 금리연동형상품이고, 계약자들이 금리차(또는 금리갭)에 민감하게 반응할 것이라고 하는 기대에 기초하고 있다. 변액유니버설종신은 과거 투자수익률에 의해 적립금

을 지급하는 것이기 때문에 일반적으로 적립액비율이 계약자행동과 밀접하게 관련이 있다고 생각된다. 하지만 계약자행동이 과거의 정보뿐만 아니라 현재의 정보에도 의존할 수도 있다. 만약 그렇다면 보증지급액이 과거 계약초기부터 기설계되어 알려진 상태에서도, 현 시장금리의 변동에 맞추어 계약자의 보험료 납입행동도 변화할 수도 있다는 가능성을 살펴볼 필요가 있다. 다음 식 (5)와 같이 보험료 납입률  $\rho$ 를 Gap(금리차)의 함수  $f$ 로 설명하고자 하는 것이 금리차 방식 승법 동적납입률 모형 유형(이하 ‘금리차방식 모형’)이다.

$$\rho = f(\text{Gap}; c, X_1, X_2, U, L) \text{ or } f(\text{Gap}; c, X_1, X_2, X_3, X_4, U, N, L) \quad (5)$$

$$= c \times \pi$$

〈Table 3〉에 금리차방식 동적납입률 모형에 해당하는  $\pi$ 의 식을 나타내었고 〈Table 4〉에 모형의 변수들을 설명하였다. 적립액비율방식 모형과 달리 금리차방식 모형은  $GV, AV$  대신 금리차  $Gap$ 을 이용한다는 면에서 차이가 있으며, 3단계 모형과 5단계 모형으로 세분화하였다.

〈Table 3〉 List of Dynamic Payment Models Based on Interest Rate Gap

Model	Interest Rate Gap	Adjustment Factor of Dynamic Payment ( $\pi$ )
Three-step Dynamic Payment Model	$Gap < X_1$	$L$
	$X_1 \leq Gap < X_2$	$L + (U - L) \times \frac{Gap - X_1}{X_2 - X_1}$
	$X_2 \leq Gap$	$U$
Five-step Dynamic Payment Model	$Gap < X_1$	$L$
	$X_1 \leq Gap < X_2$	$L + (N - L) \times \frac{Gap - X_1}{X_2 - X_1}$
	$X_2 \leq Gap < X_3$	$N$
	$X_3 \leq Gap < X_4$	$N + (U - N) \times \frac{Gap - X_3}{X_4 - X_3}$
	$X_4 \leq Gap$	$U$

〈Table 4〉 Definition of Variables and Parameters used in 〈Table 3〉

Category	Variable / Parameter
Common Parameters	$\pi$ = Adjustment Factor of Dynamic Payment
	$Gap$ = Interest Rate Gap ( $= i^{(A)} - i^{(G)}$ )
	$U$ = Upper Bound of Adjustment Factor ( $0 < U < \infty, U > N$ )
	$N$ = Middle Point of Adjustment Factor ( $0 < N < \infty, L < N < U$ )
	$L$ = Lower Bound of Adjustment Factor ( $0 \leq L < \infty, L < N$ )
Parameters of three-step model	$X_1$ = Lower boundary of policyholder's response region
	$X_2$ = Upper boundary of policyholder's response region ( $X_1 < X_2$ )
Parameters of five-step model	$X_1$ = Lower boundary of policyholder's response region 1
	$X_2$ = Upper boundary of policyholder's response region 1
	$X_3$ = Lower boundary of policyholder's response region 2
	$X_4$ = Upper boundary of policyholder's response region 2 ( $X_1 < X_2 < X_3 < X_4$ )

여기서,  $Gap = i^{(A)} - i^{(G)}$ ,  $i^{(A)}$  = 투자수익률,  $i^{(G)}$  = 보증이율이다. 3단계 모형은  $Gap$ 이  $X_1$ 과  $X_2$  사이일 때 계약자의 납입행동이 동적으로 변한다고 가정하고 납입조정계수 값이 상한과 하한 사이에서 변화한다.  $Gap$ 이 매우 낮은 경우에는 동적납입률이 무한히 작아지는 것이 아니라 하한  $L$ 에 의해 제한되고,  $Gap$ 이 매우 높은 경우에는 동적납입률이 무한히 커지는 것이 아니라 상한  $U$ 에 의해 제한되는 모형이다. 반면, 5단계 모형은 상한과 하한이 있다는 점에서 3단계 모형과 유사하나, 작은  $Gap$ 에 대해서는 계약자가 무시하여 계약자행동에 변화가 없다고 가정하는 점이 특징이다. 따라서  $Gap$ 이  $X_2$ 과  $X_3$  사이의 중간 단계인 경우 납입조정계수가 중간값인  $N$ 으로 고정된다. 그리고  $Gap$ 이 적당히 작아서  $X_1$ 과  $X_2$  사이일 때가 계약자의 납입행동이 동적으로 변하는 첫 번째 구역이며,  $Gap$ 이 적당히 커서  $X_3$ 과  $X_4$  사이일 때가 계약자의 납입행동이 동적으로 변하는 두 번째 구역이다. 본 연구에서 5단계 금리차 모형은 가설로 제시만 하며 3단계 금리차 모형 가설만을 검증하고 분석하기로 한다.

3단계 금리차 모형의 비선형 최소자승회귀분석 식은 다음 식 (6)과 같다.

$$\rho = c \times \pi + \epsilon \quad (6)$$

$$\pi = \begin{cases} L & , \text{Gap} < X_1 \\ \left[ L + (U - L) \times \frac{\text{Gap} - X_1}{X_2 - X_1} \right] & , X_1 \leq \text{Gap} < X_2 \\ U & , X_2 \leq \text{Gap} \end{cases} \quad (7)$$

$\rho$ : Dynamic Payment Rate

$c$ : Average Payment Rate

위 식에서  $X_1 \leq \text{Gap} < X_2$ 인 경우,  $\pi$ 는 다음과 같이 다시 적을 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi &= L + M(\text{Gap} - X_1) & (8) \\ &= 1 + b + M \cdot \text{Gap} \\ M &= \frac{U - L}{X_2 - X_1} \\ b &= L - MX_1 - 1 \\ X_1 &= \frac{L - b - 1}{M} \\ X_2 &= \frac{U - b - 1}{M} \end{aligned}$$

여기서 Levenberg-Marquardt 알고리즘을 이용하여 잔차를 최소화하는 모수를 찾아서 본 연구의 분석에 적용하였다.

## 2. 생활자금 변액유니버설종신의 GMWB 및 GMDB 산출모형

본 연구의 생활자금 변액유니버설종신보험에는 최저생활자금보증(GMWB) 및 최저사망보험금보증(GMDB) 옵션이 포함되어 있다. GMWB는 다음과 같은 이유로 포함되었다. 최근 의료기술의 발달로 기대수명이 증가하고 저금리로 인해 노후기의 안정적 생활자금 수급을 원하는 소비자의 욕구가 증가하였다. 그래서 그동안 금리연동형종신에서만 내포되어 있던 해지환급금보증, 중도인출금보증, 또는 적립액보증을 변액종신에도 제공하는 형태의 하나가 최저생활자금보증이다. 미래 생활자금지급기간 동안 일정한 생활자금을 지급할 것을 보증하는 것이다.

한편, 변액보험은 계약자로부터 수취한 보험료를 투자성과에 따라 지급하는 상품으로

투자성과에 따라 실제적립액이 증가 또는 감소한다. 실제적립액이 감소하더라도 유지된 계약에서 종신까지 사망보증을 해야 하기 때문에 최저사망보험금보증(GMDB)이 포함된다. 전통적인 변액종신의 GMDB의 유효시기는 실제적립액이 소멸되는 시기부터 예정적립액이 소멸되는 기간까지이므로 보험료의 납입과 투자수익률에 영향을 받게 된다. 예를 들어, 기본보험료가 전부 납입된 기본납보다 적게 납입되거나 투자수익률이 낮으면, 실제적립액이 예상보다 빨리 감소되어 GMDB 시작시기가 이르게 되므로, GMDB보증비용이 늘어나게 된다.

전통적인 변액종신의 경우는 종신까지 사망보험금이 고정인 반면, 생활자금 변액종신의 경우는 생활자금 지급액만큼 사망보험금을 감액하여 사망보험금이 줄어든다(인출의 효과). 따라서 생활자금을 위한 GMWB와 잔존 사망보험금에 대한 GMDB는 서로 보완적인 관계에 있다고 할 수 있다.

이러한 보증옵션의 가치를 추정하기 위해서는 여러 가정을 적용한 현금흐름 시나리오를 통해 시나리오별 보험료 납입액과 적립액을 산출하고 보증손실금액(claim)과 보증비용(fee)의 기댓값을 산정해야 한다. 먼저 보험료 납입액을 산출하는 과정은 다음과 같다. 유니버설종신에서 계약자가 납입하는 보험료는 기본납입보험료와 추가납입보험료로 구성된다. 기본보험료는 보험계약체결 시 약정한 보험료를 의미하는데, 유니버설 상품은 의무납입기간(2년) 이후 보험료를 자유롭게 납입할 수 있는 옵션이 있다. 본 연구는 추가보험료를 감안하지 않으며 의미의 혼동이 없는 경우 기본납입보험료를 기본보험료로 칭한다. 의무납입기간 이후의 보험료 납입액은 시나리오마다 달라져서 적립액에 영향을 주게 된다. 투자수익률로 부리한 실제적립액( $V_t^{(A)}$ )과 예정이율로 부리한 예정적립액( $V_t^{(G)}$ )은 각각 다음 식 (9), (10)과 같다.

$$V_t^{(A)} = (V_{t-1}^{(A)} - LP_{t-1}^{(A)} + PP_{t-1} \cdot \rho_{t-1}) \cdot (1 + i_{t-1}^{(A)})^{1/12} \quad (9)$$

$$V_t^{(G)} = (V_{t-1}^{(G)} - LP_{t-1}^{(G)} + PP_{t-1} \cdot \rho_{t-1}) \cdot (1 + i_{t-1}^{(G)})^{1/12} \quad (10)$$

$$V_0^{(A)} = V_0^{(G)} = 0$$

- $i_{t-1}^{(A)}$  :  $t-1$ 시점의 투자수익률(월)
- $i_{t-1}^{(G)}$  :  $t-1$ 시점의 보증이율(예정이율, 월)
- $LP_{t-1}^{(A)}$  :  $t-1$ 시점에  $V_t^{(A)}$ 를 기준으로 계산한 위험보험료, 계약체결비용, 계약관리비용의 합계
- $LP_{t-1}^{(G)}$  :  $t-1$ 시점에  $V_t^{(G)}$ 를 기준으로 계산한 위험보험료, 계약체결비용, 계약관리비용의 합계
- $PP_{t-1}$  :  $t-1$ 시점의 기본보험료
- $\rho_{t-1}$  :  $t-1$ 시점의 보험료 동적납입률
- $V_t^{(A)}$  :  $t$ 시점의 실제적립액
- $V_t^{(G)}$  :  $t$ 시점의 예정적립액

위 식의  $V_t^{(A)}$ ,  $V_t^{(G)}$ 와 아래의 변수들은 모두 이자율시나리오에 따라 달라지는 값이며, 각 시나리오의 이자율  $i_t^{(A)}$ ,  $i_t^{(G)}$ 은 생략하여 표기하도록 한다. 최저생활자금보증(GMWB)의 비용  $GMWBC_t$ 는  $t$ 시점에 실제적립액( $V_t^{(A)}$ )이 예정적립액( $V_t^{(G)}$ )보다 작은 경우 생활자금을 지급하기 위해 그 부족분을 보증하는 비용이다. 이 때,  $V_t^{(G)}$ 가 최저생활자금보증이며  $GMWBC_t$ 는 식 (11)과 같다. 그리고 생활자금이 지급된 이후 감액된 사망보험금을 보장하기 위해 발생하는 최저사망보험금보증(GMDB)의 비용  $GMDBC_t$ 는 식 (12)와 같이 표현된다.

$$GMWBC_t = {}_{t-1}p_x \times \text{Max}(V_t^{(G)} - V_t^{(A)}, 0) \times A_t \times I_t \tag{11}$$

$$GMDBC_t = {}_{t-1}p_x \cdot \max(V_{t-1}^{(A)}, {}_tS) \cdot q_{x+t-1} \tag{12}$$

(단,  $V^{(A)} < 0$ ,  $V^{(G)} < 0$  가 되는 시간 구간)

- $A_t$  : 생활자금 지급률 =  $t$ 시점 잔존 적립금 대비 중도인출금의 비율
- $I_t$  :  $\begin{cases} 1, & t \text{가 } 12 \text{의 배수,} \\ 0, & \text{그 외.} \end{cases}$
- ${}_{t-1}p_x$  :  $x$ 세인 계약자가 사망/해지로 탈퇴하지 않고  $t-1$  시점에 계약을 유지하고 있을 확률
- $q_{x+t-1}$  :  $x$ 세인 계약자가  $t = [t-1, t)$ 에 사망할 확률
- ${}_tS$  : 생활자금이 지급된 이후,  $t$ 시점의 사망보험금

$GMWBC_t$ 들의 기대현재가치  $AV\_GMWBC$ 는 보증금액인 예정적립액( $V_t^{(G)}$ )보다 실제 투자수익률을 적용한 실제적립액( $V_t^{(A)}$ )이 적을 경우 그 차액을 위험중립 시나리오

별 현재가치로 계산한 값의 평균이며 식 (13)과 같다.  $GMDBC_t$ 들의 기대현재가치  $AV\_GMDBC$ 는 실제적립액이 0이 된 후 예정적립액이 0이 될 때까지, 생활자금을 지급하고 남은 잔존 가입금액을 보증하는 금액을 위험중립 시나리오별 현재가치로 계산한 값의 평균이며 식 (14)와 같다.

$$AV\_GMWBC = E \left[ \sum_{t=1}^{12 \cdot (E_{age} - x)} (1 + r_t)^{-t} GMWBC_t \right] \quad (13)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{12 \cdot (E_{age} - x)} (1 + r_t^{(i)})^{-t} GMWBC_t^{(i)}$$

$$AV\_GMDBC = E \left[ \sum_{t=1}^{12 \cdot (w - x)} (1 + r_t)^{-t} GMDBC_t \right] \quad (14)$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{12 \cdot (w - x)} (1 + r_t^{(i)})^{-t} GMDBC_t^{(i)}$$

- $S_{age}$  : 생활자금 개시나이
- $E_{age}$  : 생활자금 종료나이(=  $S_{age} + e - 1$ )
- $e$  : 생활자금 지급기간(년)
- $r_t$  :  $t$ 기간 평균 무위험 수익률(월 단위)
- $r_t^{(i)}$  :  $i$ 번째 이자율 시나리오의  $t$ 시점  $r_t$  측정값
- $n$  : 이자율 시나리오 개수
- $w$  : 종국 연령

$GMWBC_t^{(i)}$  :  $i$ 번째 이자율 시나리오의  $t$ 시점  $GMWBC_t$  측정값

$GMDBC_t^{(i)}$  :  $i$ 번째 이자율 시나리오의  $t$ 시점  $GMDBC_t$  측정값

## IV. 분석상품 정보 및 계리적 가정

### 1. 분석상품 정보

본 연구에서 분석하고자 하는 생활자금 변액유니버설종신보험 및 대표계약에 대한 개괄적인 내용을 <Table 5>에 나타내었다.

〈Table 5〉 Summary of Variable Universal Whole-life Insurance Product with Living Expense Benefit & Description of a Contract

Item	Description				
Product	Variable Universal Whole-life Insurance with Living Expense Benefit				
Contract	Gender	Age at Entry	Face Amount		
	Male	40 years-old	100,000,000		
	Payment Period	Payment Frequency	Coverage Period		
	20 years	Monthly	Whole-life		
Guarantee	Guaranteed Minimum Withdrawal Benefit (Guaranteed Minimum Living Expense Benefit), Guaranteed Minimum Death Benefit				
Guaranteed Rate of Interest (Assumed Rate of Interest)	3.0%				
Mortality Rate	The 9 <sup>th</sup> life table of Republic of Korea				
Early Withdrawal/ Additional Premium Payment	Nothing				
Premium Discount / Bonus	Nothing				
Eligibility Age of Living Expense Benefit	65 years-old				
Living Expense Benefit Option	Selected or Not Selected				
Period of Living Expense Benefit	20 years				
Living Expense Benefit Rate ( $A_t$ )	4.5%				
Asset Allocation of Fund	Bond 50%, Stock 50%				
Expense	Item			Fee	
	Acquisition Expense		$\alpha 1$	Per Face Amount	10/1000
			$\alpha 2$	Per Annualized Net Premium	100%
	Operational Expense	Maintenance Expense	In Payment ( $\beta 1$ )	Per Face Amount	1/1000
			In Payment ( $\beta 2$ )	Per Gross Premium	8%
			Paid-up ( $\beta'$ )	Per Face Amount	0.5/1000
Other Expense		In Payment ( $\beta 3$ )	Per Gross Premium	2.5%	

## 2. 계리적 가정

본 연구는 경제적 가정으로 할인율, 채권 및 주식펀드의 수익률을 포함하며 계리적 가정으로 위험률, 해지율, 보험료 납입률, 펀드선택비중, 판매 속성 등을 반영한다.

### 가. 할인율 및 채권/주식펀드 수익률

할인율 및 채권/주식펀드 수익률의 시나리오는 분석의 객관성 및 비교가능성을 위해 금융감독원에서 정하는 변액보험 표준시나리오를 활용하였다. 금융감독원장이 제공하는 시장지수별 표준 자산이익률 시나리오는 국내주식형, 국내배당주식형, 국내채권형, 국내단기채권형, 해외선진국 주식형, 해외이머징 주식형, 무위험수익률 7종류로 구성된다. 이 중 무위험수익률을 할인율( $r_t$ ) 시나리오로, 나머지 자산이익률을 채권/주식펀드 수익률( $i_t^{(A)}$ ) 시나리오로 활용하였다.

### 나. 사망률 및 해지율

사망률은 제9회 경험생명표의 담보별, 성별, 연령별 참조사망률을 적용하였다. 후속연구에서는 확률적 사망률의 적용을 고려할 수도 있을 것이다. 해지율의 경우, ‘2019 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정’(보험개발원 2019) 중 납입중인 종신보험의 경과연도별 최종 해지율을 참고하여 설정하였으며, 그 값들을 <Table 6>에 나타내었다.

<Table 6> Lapse Rate by Contract Age

Contract Age (Years)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Lapse Rate (%)	10	20	9	9	8	8	7	7	6	6
Contract Age (Years)	11	12	13	14	15	16	17	18	19+	-
Lapse Rate (%)	5	5	5	5	5	5	5	5	4	-

### 다. 보험료 납입률

자료의 계약별로 기본보험료 대비 기본납입률  $\rho$ 를 다음 식 (15)와 같이 산출한다.

$$\rho = \min \left[ \frac{\text{실제납입한 보험료}}{\text{기본보험료}}, 1 \right] \quad (15)$$

동적납입률 모형의 보험료 평균납입률  $c$ 에 대한 추정값은 '2018 생명보험 계약자행동 가정 산출방안 연구' 중 보장성 변액보험 보험료의 계약별 기본납입률의 평균인 83.2%(보험개발원 2018a)를 적용하였다.

## V. 분석결과

본 장에서는 먼저 보험료 동적납입률 모형을 분석하고 기본보험료 납입 시나리오, 동적납입 시나리오에 대하여 보증비용을 분석한 후, 마지막으로 여러 변수에 대한 보증비용의 민감도를 분석한다.

### 1. 동적납입률 모형 추정

본 연구에서 적립액비율 모형 중에서는 '승법모형 1, 2'를 고려하였고, 금리차 모형 중에서는 '3단계 금리차 승법모형'을 고려하였다. 승법모형 1, 2의 모수들을 추정하기 위하여, 2013년 이후 생활자금 변액종신상품의 보유계약 946건을 추출한 뒤 48월차의  $GV$ ,  $AV$ , 납입률  $\rho$ 를 산출하여 모형을 적합시켰다. 3단계 금리차 모형의 모수들을 추정하기 위하여, 2013년 이후 생활자금 변액종신상품의 보유계약 월별 50건씩, 관측값 18,113개를 추출한 뒤  $Gap$ , 납입률  $\rho$ 를 산출하여 모형을 적합시켰다.

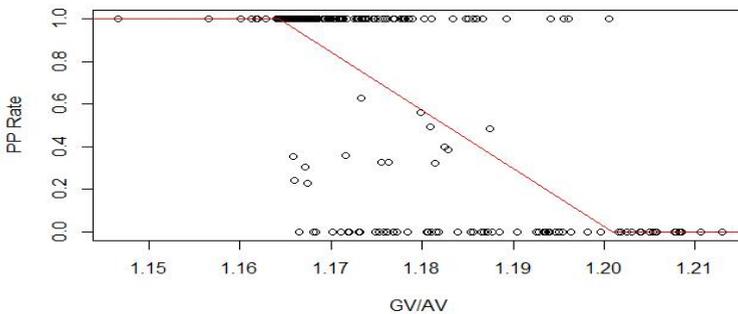
먼저 적립액비율 모형의 결과는 다음과 같다. 납입률의 최댓값에 제한이 없는 경우  $U = \infty$ 로 놓을 수 있지만, 실제로 보험료를 무한히 납입할 수 있는 것은 아니다. 한국의 경우, 보험기간 중 '(기본보험료+추가납입보험료)×납입기간'을 한도로 계약자가 최대로 납입할 수 있으며 이를 총보험료 한도라고 한다. 여기서, 추가납입보험료는 한국 감독규정 상 기본보험료의 1배를 한도로 한다. 본 연구에서는 최대 기본보험료까지 납입하는 경우를 고려하고 추가납입에 대해서는 고려하지 않으므로, ' $U = 1$ '로 설정한다. 납입률의 최솟값이 0이므로  $L = 0$ 으로 놓는다.  $\rho \in [0, 1]$ 이다. 납입조정계수  $\pi$ 를 결정하는 주요 모수의 추정값을 <Table 7>에 나타내었다.

〈Table 7〉 Parameter Estimates of Dynamic Payment Models: Multiplicative Accumulated Value Ratio Models

Parameter	Multiplicative Model 1		Multiplicative Model 2	
	Estimate (Standard Error)	t-value	Estimate (Standard Error)	t-value
$M$	-32.828 (1.263)	-25.99	45.489 (1.748)	26.03
$b$	38.424 (1.474)	25.93	-38.867 (1.498)	-26.08
$D$	1.170	-	0.854	-
BIC	480.107		481.351	
Residual Deviance	32.626		32.584	
Null Deviance	79.57			

분석결과 승법모형2가 승법모형1에 비해 잔차이탈도(residual deviance)를 더 줄이긴 하지만 BIC 기준에서는 승법모형1이 승법모형2에 비해 더 적합하므로, 승법모형1을 보증 비용 및 민감도 분석의 기본 모형으로 선택하고 이를 기준으로 분석하도록 한다. 그럼에도 불구하고 두 모형의 차이는 크지 않다. 납입률과  $GV/AV$  사이의 관계를 나타내는 산점도 및 적합된 승법모형1의 적합선을 〈Figure 1〉에 나타내었다.

〈Figure 1〉 Scatter Plot of Payment Rate('PP Rate') vs  $GV/AV$ , and the Fitted Line of Multiplicative Accumulated Value Ratio Model 1: individual data(black empty circle) and the fitted line(red line)



모수 추정값 중  $D$ 는 다음과 같이 해석할 수 있다. 승법모형1의 경우  $D > 1$  인데,  $GV$ 가  $AV$ 보다 충분히 큰 경우에만 낮은 납입률로 보험료 납입이 발생하며, 그렇지 않은 경우 납입률이 높다. 승법모형2는 반대로  $D < 1$ 이지만 같은 방식으로 해석할 수 있다.

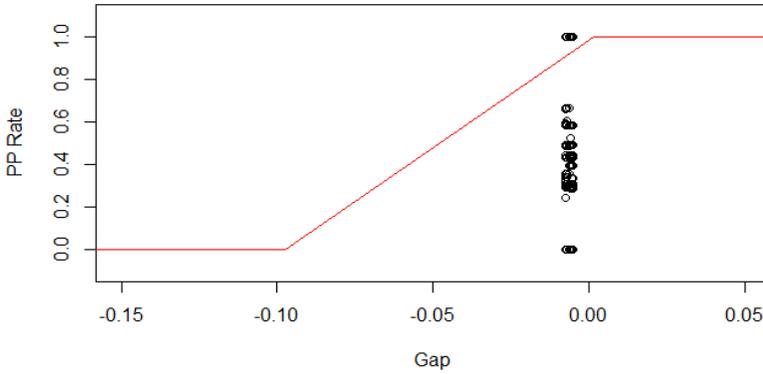
승법모형1의 경우  $M < 0$ 인데 보험료 납입을 투자 선택의 관점에서 바라보아 다음과 같이  $M$ 을 해석할 수 있다. 과거 투자수익률이 적용된 현재 실제적립액이 보증이율이 적용된 현재 예정적립액보다 적은 경우( $AV < GV$ ), 보험계약자는 변액계정의 과거 투자수익률 성과가 예정했던 보증이율보다 저조한 것으로 인식하여 시장에 존재하는 다른 투자대안을 선택하고 현 변액보험의 펀드에 소극적인 투자(보험료 납입 감소)를 선택한다 ( $\rho \rightarrow 0$ ). 반대로 현재 실제적립액이 현재 예정적립액보다 큰 경우( $AV > GV$ ), 반대로 보험계약자는 과거 투자수익률 성과가 예정이율보다 우위에 있는 것으로 인식하여 다른 투자대안을 포기하고 현 변액보험의 펀드에 적극적인 투자(보험료 납입 증가)를 선택한다 ( $\rho \rightarrow 1$ ).

3단계 금리차 승법모형의 결과는 다음과 같다. 납입조정계수  $\pi$ 를 결정하는 주요 변수의 추정값을 <Table 8>에 나타내었다.  $U = 1/c = 1.202$ 이며,  $L = 0$ 이다. 금리차 모형은 영모형에 비해 잔차이탈도의 감소가 거의 없다. 그리고 납입률과 금리차인  $Gap$  사이의 관계를 나타내는 산점도 및 적합한 3단계 금리차 승법모형의 적합선을 <Figure 2>와 <Figure 3>( <Figure 2>의 확대된 그림)에 나타내었는데, 금리차와 납입률의 상관관계가 매우 낮은 것을 알 수 있다. 이 둘을 종합해 보면 3단계 금리차방식 동적납입률 모형의 적합도가 매우 떨어지는 것으로 보인다. 따라서 여기서부터 이후 분석에서는 '적립액비율방식 승법모형 1'만을 분석모형으로 사용하였다.

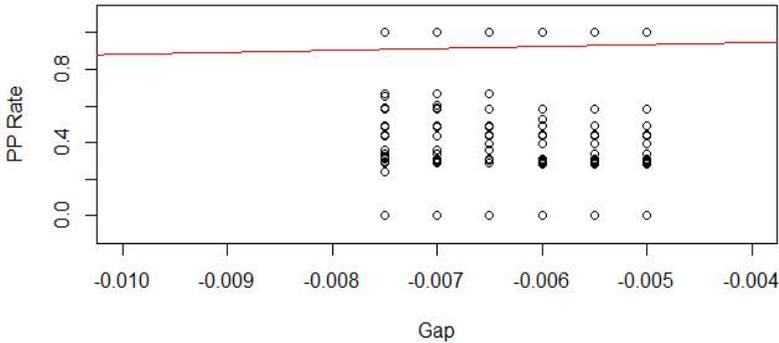
<Table 8> Parameter Estimates of Dynamic Payment Model: 3-step Interest Rate Gap Model

Parameter	3-step Interest Rate Gap Model	
	Estimate (Standard Error)	t-value
$M$	12.158 (2.272)	5.352
$b$	0.185 (0.014)	-1.215
$X_1$	-0.097	
$X_2$	0.001	
Residual Deviance	1238.688	
Null Deviance	1241	

〈Figure 2〉 Scatter Plot of Payment Rate('PP Rate') vs  $GV/AV$ , and the Fitted Line of 3-step Interest Rate Gap Model: individual data(black empty circle) and the fitted line(red line)



〈Figure 3〉 Enlarged Plot near the Center of 〈Figure 2〉



## 2. 보증비용 분석

보험회사들이 변액종신보험의 보험료 및 수익성을 분석할 때 보험료 납입행위에 대한 가정으로 기본납입 상황(매 납입회차별 기본보험료의 100%를 정상적으로 계속 납입) 또는 평균납입 상황(매 납입회차별 평균납입률로 보험료를 계속 납입) 중 하나를 택하고 있다. 여기서는 대부분의 보험사가 적용하고 있는 기본납입 시나리오와 계약자의 동적인 납입행동 시나리오 시 보증비용에 어떤 차이가 발생하는지 살펴본다. 그리고 생활자금 수령 여부는 계약자의 선택 옵션이므로 생활자금 수령 선택/미선택 계약에 따라 상기의 기본납

입, 동적납입 시나리오가 어떤 차이를 낳는지 다차원적으로 분석하여 본다. <Table 9>에 그 결과를 나타내었다.

<Table 9> Values of Guarantees Estimated under the Two Scenarios: Base Payment and Dynamic Payment in the Multiplicative Accumulated Value Ratio Model 1

Scenario	Living Expense Benefit Option	AV_GMWB (3)	AV_GMDB (4)	Total (3+4)
Base Payment	Not Selected (1)	-	1,175,694	1,175,694
	Selected (2)	1,464,934	122,778	1,587,712
	Difference (2-1)	+1,464,934	-1,046,985	+412,018 (+35.0%)
Dynamic Payment	Not Selected (1)	0	652,769	652,769
	Selected (2)	261,867	410,793	672,660
	Difference (2-1)	+261,867	-241,976	+19,89 (+3.1%)

<Table 9>에서 생활자금 미선택 계약과 생활자금 선택 계약을 비교하여 볼 때 먼저 확인할 수 있는 점은 생활자금 미선택 계약에서 항상 GMWB비용이 없고 GMDB비용만 존재한다는 것이다. 그 이유는 생활자금에 대한 보증이 GMWB로 인식되기 때문이다. 반면, 생활자금 선택 계약에서 GMWB비용이 발생하는 대신에 생활자금 미선택 계약에 비해 GMDB비용이 적다는 점을 알 수 있다. 그 이유는 생활자금 GMWB의 존재에 의하여 생활자금 지급기간 동안 생존 시 적립액의 일부를 지급한 후 남은 잔존 적립액을 기준으로 사망보증금액의 크기가 매겨지는데 그 사망보증금액의 크기 자체가 감소하기 때문이다. 다만, 생활자금 미선택 계약 대비 생활자금 선택 계약의 GMWB 증가분이 GMDB 감소분보다 크기 때문에, 생활자금 선택 계약의 보증비용 총합이 미선택 계약의 그것보다 크다. 예를 들어, 기본납입의 경우 생활자금 선택 계약의 보증비용 총량(1,587,712)이 미선택 계약의 경우(1,175,694)보다 약 35% 크다.

기본납입과 동적납입을 비교하면, 동적납입의 경우가 대체로 기본납입보다 보증비용이 적게 평가된다. 생활자금 미선택 계약의 경우 동적납입 시나리오가 기본납입 시나리오에 비해 GMDB 보증비용이 낮는데, 그 이유는 보험료 납입액 크기 자체가 기본납입에 비해 더 작기 때문이다. 생활자금 선택 계약에서 관측할 수 있는 점은 동적납입이 기본납입의 경우보다 GMWB 보증비용이 낮고 GMDB 보증비용이 높은 편이라는 점이다. 그 이유는

생활자금 미선택 계약과 마찬가지로 보험료 납입액이 기본납입에 비해 적어서 중도인출금을 보증해야 할 예정적립액의 크기가 작은 데에 있다. 보험료 납입률 감소가 적립액의 감소 → GMWB의 감소 → GMDB의 증가로 그 효과가 이어진다. 단, 생존급부인 GMWB 감소분이 사망급부인 GMDB 증가분보다 크기 때문에, 보증비용 합계액은 기본납입 시나리오에 비해 작다.

전체 총 보증비용 관점에서 보면, 생활자금 선택 옵션에 따른 보증Gap(생활자금 선택 시 보증 Claim에서 생활자금 미선택 시 보증 Claim을 뺀 차액)이 기본납입 시나리오에서는 큰(35.0%) 반면 동적납입 시나리오에서는 작다(3.1%). 의무적인 기본납입 대신 선택적인 동적납입 시에 계약자들은 생활자금 옵션 선택과 상관없이 보증의 가치를 일정하게 유지하도록 납입행위를 조절한다고 추측할 수 있다.

### 3. 보증비용의 민감도 분석

#### 가. 예정이율 민감도

본 절에서는 보험계약일 이후 특정 설명변수가 여러 요인에 의해 영구적으로 충격을 받았을 때 보증비용이 얼마나 변화하는지 민감도를 측정하고자 한다. 먼저 예정이율을 민감도의 충격변수로 정하여 분석한 후 <Table 10>에 그 결과를 나타내었다. 예정이율이 낮아지면 예정 기본보험료가 증가한다. GMWB의 경우, 그러한 보험료 증가효과와 예정적립액에 부리되는 이자의 감소효과가 혼재하여 예정적립액이 증가할 수도, 감소할 수도 있다. 반면 보험료 증가 효과로 실제적립액은 증가한다. 종합하면 예정적립액과 실제적립액 차이인 GMWB 클레임은 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다. 예정이율이 낮아지면 GMDB는 낮아지는데, 그 이유는 보험료의 증가로 예정적립액이 소멸될 확률이 작아지기 때문이다.

예정이율이 감소하면 총 보증비용이 감소한다. 기본납입의 총 보증비용에 비해 동적납입의 총 보증비용이 예정이율 변화에 덜 민감한 것으로 나타났다. 한편, 앞 V.2절에서 발견한 기본납입과 동적납입 사이에 존재하는 경향은 예정이율이 달라지더라도 동일하게 관측된다.

〈Table 10〉 Sensitivity of GMWB and GMDB to Sensitivity Factor of Assumed Rate of Interest(The Selected Dynamic Payment Model of Base Premium is Multiplicative Accumulated Value Ratio Model 1.)

Assumed Rate of Interest	Scenario	AV_GMWB (3)	AV_GMDB (4)	Total (3+4)
2.0% (1)	Base Payment	1,181,083	65,927	1,247,010
	Dynamic Payment	322,890	344,479	667,369
3.0% (2)	Base Payment	1,464,934	122,778	1,587,712
	Dynamic Payment	261,867	410,793	672,660
Difference (1-2)	Base Payment	-283,851	-56,851	-340,702
	Dynamic Payment	61,023	-66,314	-5,291

#### 나. 생활자금 지급기간 민감도

월별 생활자금 지급률(4.5%)이 동일하다고 가정하고 생활자금 지급기간을 민감도 충격 변수로 정하여 보증비용을 분석한 결과를 〈Table 11〉에 나타내었다. 생활자금 지급기간 차이에 대한 기본납입 시나리오와 동적납입 시나리오의 경향은 반대이다. 기본납입의 경우 생활자금 지급기간이 짧을수록, GMWB는 낮아지나 실제납입액이 커져서 GMDB는 커진다. 동적납입의 경우 생활자금 지급기간이 짧을수록, GMWB는 높아지고 실제납입액이 줄어들어 GMDB는 작아진다. 두 시나리오의 경향은 반대지만, 앞서 설명한 바와 유사하게 GMWB와 GMDB는 서로 역의 관계에 있다.

생활자금 지급기간이 감소하는 경우 전체 보증비용은 감소하긴 하지만 크게 감소하지 않는 것으로 보여, 계약상에 생활자금 지급기간을 어떻게 설정하는 것과 총 보증비용과는 크게 연관이 없는 것으로 나타났다. 기본납입의 총 보증비용에 비해 특히 동적납입의 총 보증비용이 지급기간 설정 변화에 덜 민감한 것으로 나타났다.

〈Table 11〉 Sensitivity of GMWB and GMDB to Sensitivity Factor of Living Expense Benefit Period (The Selected Dynamic Payment Model of Base Premium is Multiplicative Accumulated Value Ratio Model 1.)

Living Expense Benefit Period	Scenario	<i>AV_GMWB</i> (3)	<i>AV_GMDB</i> (4)	Total (3+4)
10 Years (1)	Base Payment	823,049	631,986	1,455,035
	Dynamic Payment	489,544	180,354	669,898
20 Years (2)	Base Payment	1,464,934	122,778	1,587,712
	Dynamic Payment	261,867	410,793	672,660
Difference (1-2)	Base Payment	-641,885	509,208	-132,677
	Dynamic Payment	227,677	-230,439	-2,762

#### 다. 해지율 민감도

본 연구에서 적용한 해지율은 동적계약자 행동을 반영하지 않은 상수 값을 가지는 기본 해지율인데, 〈Table 12〉에 해지율 변화에 대한 보증비용의 민감도를 나타내었다. 해지율이 증가하면 유지자 수의 감소 및 납입보험료 감소로 GMWB, GMDB, 합계 모두 보증비용이 감소한다.

〈Table 12〉 Sensitivity of GMWB and GMDB to Sensitivity Factor of Lapse Rate (The Selected Dynamic Payment Model of Base Premium is Multiplicative Accumulated Value Ratio Model 1.)

Change in Lapse Rate	Scenario	<i>AV_GMWB</i> (1)	<i>AV_GMDB</i> (2)	Total (1+2)
+10%	Base Payment	1,181,794	99,277	1,281,071
	Dynamic Payment	213,740	348,678	562,418
0%	Base Payment	1,464,934	122,778	1,587,712
	Dynamic Payment	261,867	410,793	672,660
-10%	Base Payment	1,813,054	164,134	1,977,188
	Dynamic Payment	320,348	483,578	803,926

## VI. 결론

본 연구는 계약자행동에 관한 계리적 가정 중 선행연구에서 다루지 않았던 보험료 동적 납입률을 적립액비율 모형과 금리차 모형으로 모형화하였으며, 생활자금형 변액유니버설 종신보험의 GMWB와 GMDB 보증옵션을 대상으로 동적납입률이 보증비용에 미치는 영향과 민감도를 분석하였다. 분석대상 상품은 일정 기간 이후 가입금액을 감액하여 그 감액분을 생활자금으로 지급할 것을 보증하는 GMWB와 생활자금 지급완료 후에도 잔존한 사망보험금(감액된 가입금액)을 보증하는 GMDB를 포함한다.

적립액비율 모형은 보증이 되는 예정적립금과 실제적립금의 가치비교를 통해 계약자가 자유납입액을 조절할 것이라는 가정에 기초한 모형이며, 금리차 모형은 현재 시중금리와 계약의 예정이율의 비교를 통해 계약자가 자유납입액을 선택할 것이라는 가정에 기반을 둔 모형이다. 이 모형들의 모수를 추정하고 모형을 검증한 결과, 금리차 모형은 설명력이 부족한 반면 적립액비율 승법모형이 적합한 것으로 나타났다. 후자의 모형에 따르면 예정적립액에 비해 실제적립액이 적은 경우 계약자가 보험료 납입을 줄인다.

분석을 위해 기본보험료의 100%를 계속 납입하는 기본납입 시나리오와 각 시점별 적립액에 따라 계약자의 행동을 반영한 동적납입 시나리오를 마련하여 보증비용을 산출해 보았다. 분석 결과, 계정으로 보험료가 완전히 불입되는 기본납입 시나리오에 비해 계약자의 선택에 의존하는 동적납입 시나리오의 총 보증비용이 적었다. 분석대상 상품의 설계상 특징으로 인하여, 동적납입 시나리오에서 기본납입 시나리오 대비 납입액 감소로 GMWB는 감소하는 반면, 생활자금 지급액 감소로 반대급부인 GMDB는 증가하였다. GMWB와 GMDB의 총 보증비용은 생활자금 지급옵션 선택에 따라 차이가 나는데, 기본납입에 비해 동적납입 시 옵션선택에 덜 민감한 것으로 나타났다. 또한, 예정이율, 생활자금 지급기간, 해지율 수준별로 보증비용의 민감도를 분석하였다. 예정이율이 증가할수록, 생활자금 지급기간이 길수록, 해지율이 감소할수록 보증비용이 증가하였다. 그리고 공통적으로 기본납입에 비해 동적납입의 경우 민감도가 적었다.

현재 대부분의 한국 보험회사들은 보증비용을 산출할 때 보험료의 실제납입 행태를 반영하지 않고 기본보험료의 100%가 납입될 것을 가정하고 있다. 따라서 실제 계약자 행동

에 가까운 보험료 동적납입률을 반영하여 평가한 보증비용과 비교한다면, 한국 보험회사들의 보증비용은 과대평가된 것일 수 있다. 본 연구는 계약자행동 가정 중 보험료 동적납입률 모형을 제안한 선구적 연구로써 의의가 있다. 그러나 보험료 납입의사를 결정하기 위해 연구모형에서 필요한 요인인 납입시점별 적립금가치는 계약자가 정량적으로 평가하거나 합리적으로 판단하기 어려운 정보비대칭적인 면이 존재하므로, 모형이 계약자의 납입 결정을 완전히 설명하지 못하는 한계가 있다. 이에 후속 연구에서는 계약의 보험료 납입 시 효용과 전망이론 등을 근거로 하여 더 면밀하게 계약자행동을 분석할 필요가 있다. 또한 최저해지환급금보증(GMSB)과 같은 다른 보증옵션에도 동적납입에 대한 연구를 확대하는 방향도 생각해 볼 필요가 있다.

## 참고문헌

- 고상희 (2012), “계약자행동에 따른 변액보험 보증옵션 수수료 분석”, 석사학위논문, 한양대학교 대학원.
- (Translated in English) Koh, S. (2012). “Analysis of the Impact of Policyholder Behavior on Variable Insurance Guarantee Option Fee”, Master Thesis, Graduate School of Hanyang University.
- 김대규 (2017), “계약자행동 가정 산출방안 연구 - 추가납입중도인출 및 동적해지율”, 한국계리학회 특별세미나.
- (Translated in English) Kim, D. (2017). “A Study on the Calculation of Policyholder Behavior Assumption”, Korean Academy of Actuarial Science Special Seminar.
- 김용희·김창기 (2011), “변액 연금 상품의 보증 옵션 분석”, **보험금융연구**, 제22권 제2호, pp. 3-25.
- (Translated in English) Kim, E., and C., Kim (2011). “Analyzing Guarantees in Variable Annuities”, *Journal of Insurance and Finance*, 22(2):3-25.
- 노건엽·박경국 (2014), “IFRS4 2단계 하에서의 보험부채 평가목적 할인율에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제25권 제3호, pp. 73-111.
- (Translated in English) Noh, G., and K., Park (2014). “A Study on Discount Rates for Insurance Liability Valuation under IFRS4 Phase II”, *The Journal of Risk Management*, 25(3):73-111.
- 박선영 (2014), “금리연동형 상품의 적정 최저보증이율에 관한 연구”, 석사학위논문, 성균관대학교.
- (Translated in English) Park, S. (2014). “Study on the Adequate Minimum Guaranteed Interest Rates of Floating Rate Products”, Master Thesis, Sungkyunkwan University.

배태한·Tran Thi Thanh Huong·고방원 (2015), “지수분포조합을 이용한 최저사망 보증옵션의 가치평가”, **리스크관리연구**, 제26권 제3호, pp. 71-99.

(Translated in English) Bae, T., T., Huong and B., Ko (2015). “On the Valuation of GMDB Options Using a Combination of Exponentials”, *The Journal of Risk Management*, 26(3):71-99.

보험개발원 (2016), “2016 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정”, **계리실무 Practice**.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2016). “2016 Actuarial Assumptions of Life Insurance Estimated by Using Industrial Statistics”, *Actuarial Practice*.

\_\_\_\_\_ (2017), “IFRS17 실무적용방안 마련”, **보험 계리리스크 검토보고서**.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2017). “IFRS17 Preparation for Applying to Practice”, *Review Report on Insurance Actuarial Risk*.

\_\_\_\_\_ (2018a), “2018 생명보험 계약자행동가정 산출방안 연구”, **보험 계리리스크 검토보고서**.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2018a). “2018 A Study on Estimating Policyholder Behavior of Life Insurance”, *Review Report on Insurance Actuarial Risk*.

\_\_\_\_\_ (2018b), **KIDI 보험회계 및 리스크 INSIGHT**, 제4호.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2018b). *KIDI Insurance Accounting and Risk INSIGHT*, 4.

\_\_\_\_\_ (2019), “2019 산업통계를 활용하여 산출한 생명보험 계리적 가정”, **계리실무 Practice**.

(Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2019). “2019 Actuarial Assumptions of Life Insurance Estimated by Using Industrial Statistics”, *Actuarial Practice*.

- 심현우 (2014), “다단계 확률론적 방법론을 이용한 변액보험의 수익성 분석”, **보험금융연구**, 제25권 제2호, pp. 111-137.
- (Translated in English) Shim, H. (2014). “A Study on Profit Analysis of Variable Life Insurance by Nested Stochastic Modeling”, *Journal of Insurance and Finance*, 25(2):111-137.
- 양해직 (2010), “보장성 부분금리연동형의 GMIR 평가에 관한 연구”, 석사학위논문, 한양대학교 대학원.
- (Translated in English) Yang, H. (2010). “A Study on Evaluation of the GMIR for Protection-Oriented, Partially Interest-Crediting Protection Product”, Master Thesis, Graduate School of Hanyang University.
- 오창수 (2017), “국제회계기준하의 보험계약부채 공정가치 산출에 관한 연구”, **보험금융연구**, 제28권 제4호, pp. 127-178.
- (Translated in English) Ouh, C. (2017). “A Study on the Fair Value of Insurance Contract Liabilities under IFRS”, *Journal of Insurance and Finance*, 28(4):127-178.
- 오창수·김경희·박규서·박형관·유인현·이준호·조석희 (2016), “보험계약 국제회계 기준(IFRS 17)하의 회계모형의 적용”, **계리학연구**, 제8권 제2호, pp. 55-92.
- (Translated in English) Ouh, C. et al. (2016). “A Study on Accounting Model under IFRS 17”, *The Journal of Actuarial Science*, 8(2):55-92.
- 오창수·김수은 (2018), “IFRS17의 계약자행동을 반영한 금리연동형보험의 GMSB 비용 분석”, **보험금융연구**, 제29권 제1호, pp. 35-65.
- (Translated in English) Ouh, C., and S., Kim (2018). “Analysis of the Cost of Guaranteed Minimum Surrender Benefit(GMSB) for Interest Sensitive Life Insurance considering Policyholder Behaviour under IFRS 17”, *Journal of Insurance and Finance*, 29(1):35-65.
- 오창수·노건엽 (2016), “보증준비금제도 발전방안”, 한국계리학회 정책세미나.

- (Translated in English) Ouh, C., and G., Noh (2016). "Improvement of Regulation on Guarantee Reserves", Korean Academy of Actuarial Science Policy Seminar.
- 오창수·박규서 (2016), "국제회계기준(IFRS4)하에서의 이율보증평가 - 동적해지율 적용을 중심으로 -", **보험금융연구**, 제27권 제1호, pp. 51-79.
- (Translated in English) Ouh, C., and K., Park (2016). "A Study on the Valuation of Interest Rate Guarantees under IFRS with Dynamic Lapse Rates", *Journal of Insurance and Finance*, 27(1):51-79.
- 오창수·백진욱 (2016), "변액보험 최저보증준비금에 관한 영향 연구", **계리학연구**, 제8권 제2호, pp. 3-30.
- (Translated in English) Ouh, C., and J., Baek (2016). "A Study on the reserve of GMAB and GMDB under Lee Carter Model", *The Journal of Actuarial Science*, 8(2):3-30.
- 오창수·은재경 (2017), "IFRS17 도입에 따른 종신보험의 보증형태별 보증비용 및 수익성 분석", **보험금융연구**, 제28권 제3호, pp. 25-52.
- (Translated in English) Ouh, C., and J., Eun (2017). "A Study on the Guarantee Costs and the Profitability Analysis of Whole Life Insurance by Different Guarantee Type according to Introduction of IFRS17", *Journal of Insurance and Finance*, 28(3):25-52.
- 이창욱·이성호·오창영 (2010), "최저종신중도인출금보증 옵션이 부가된 변액연금의 보증준비금 분석", **리스크관리연구**, 제21권 제2호, pp. 97-124.
- (Translated in English) Lee, C. et al. (2010). "Analysing the Guarantee Reserves for Variable Annuities embedded with Guaranteed Lifetime Withdrawal Benefit Options", *The Journal of Risk Management*, 21(2):97-124.
- 정해석 (2010), "변액연금보험의 생존급부보증(GLB)옵션에 관한 연구", **리스크관리연구**, 제21권 제2호, pp. 31-65.

(Translated in English) Jeong, H. (2010). “A Study on Guaranteed Living Benefit options in Variable Annuity”, *The Journal of Risk Management*, 21(2):31-65.

American Academy of Actuaries (2005). “Recommended Approach for Setting Regulatory Risk-Based Capital Requirements for Variable Annuities and Similar Products”, Retrieved from [https://www.naic.org/documents/committees\\_e\\_capad\\_lrbc\\_2\\_LCASD ocFinal.pdf](https://www.naic.org/documents/committees_e_capad_lrbc_2_LCASD ocFinal.pdf), 2020. 6. 1.

Anna, R. (2003). “Fair Valuation of a Guaranteed Life Insurance Participating Contract Embedding a Surrender Option”, *The Journal of Risk and Insurance*, 70(3):461-487.

Bauer, D., J., Gao, T., Moenig, E., Ulm and N., Zhu (2017). “Policyholder Exercise Behavior in Life Insurance: The State of Affairs”, *North American Actuarial Journal*, 21(4):485-501.

Campbell, J., M., Chan, K., Li, L., Lombardi, L., Lombardi, M., Purushotham and A., Rao (2014). “Modeling of Policyholder Behavior for Life Insurance and Annuity Products - A survey and literature review”, Society of Actuaries 2014 Report, Retrieved from <https://www.soa.org/resources/research-reports/2014/research-2014-modeling-policy>, 2020. 6. 1.

Conwill, S., F., Yoshihiko and I., Kenjiro (2013). “Dynamic lapse risk in an era of quantitative easing”, Milliman Research Report.

European Insurance and Occupational Pensions Authority (2015). “Guidelines on the implementation of the long-term guarantee measures”, Retrieved from [https://www.eiopa.europa.eu/content/guidelines-implementation-long-term-guarantee-measures\\_en](https://www.eiopa.europa.eu/content/guidelines-implementation-long-term-guarantee-measures_en), 2020. 6. 1.

- Gatzert, N., and H., Schmeiser (2008). “Assessing The Risk Potential of Premium Payment Options in Participating Life Insurance Contracts”, *The Journal of Risk and Insurance*, 75(3):691-712.
- International Accounting Standards Board (2017). “IFRS 17 Insurance Contracts”, Retrieved from <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/ifrs-17-insurance-contracts/>, 2020. 6. 1.
- Knoller, C., G., Kraut and P., Schoenmaekers (2016). “On the Propensity to Surrender a Variable Annuity Contract: An Empirical Analysis of Dynamic Policyholder Behavior”, *The Journal of Risk and Insurance*, 83(4):979-1006.
- Xue, Y. (2010). “Interactions Between Dynamic Lapses and Interest Rates in Stochastic Modeling”, *Product Matters!*, Society of Actuaries, (77):8-12.

## Abstract

A policyholder's decision made in the policy period affects the contractual value. The values of GMWB and GMDB embedded in variable universal whole-life insurance are affected by the change in premium payment level due to the feature of flexible premium payment. Nevertheless, the dynamic policyholder behavior driving premium payment has not been considered in the studies on insurance liabilities so far. Thus, for the first time, this study suggests two models - the account value ratio model and the interest rate gap model for policyholder's dynamic payment of insurance premium, and we estimate the models' parameters. As a result of analysis, a multiplicative-type account value ratio model is shown to be the best model. We analyze how the premium payment level affects values of GMWB and GMDB in the two scenarios, which are the base payment scenario of paying constant 100% premium and the dynamic payment model scenario reflecting the policyholder's behaviour. The results show that the values of guarantees in the dynamic payment scenario are lower than in the base payment scenario. We present that the values of guarantees increase as the assumed rate of interest increases, the living expense benefit period becomes longer, and the lapse rate decreases. The sensitivity in the dynamic payment scenario is lower, compared to the base scenario.

※ **Key words:** Dynamic Policyholder Behavior, Dynamic Payment Rate Model, Variable Universal Whole-life Insurance with Living Expense Benefit, Guaranteed Minimum Withdrawal Benefit, Guaranteed Minimum Death Benefit

# 동학개미운동에 대한 이론경제학적 분석

## Economic Analysis of Donghak Ants Movement

정 한 나\* · 김 상 기\*\*  
Hanna Jung · Sangkee Kim

본 연구는 코로나 팬데믹 이후 주식시장에서 발생했던 '동학개미운동' 현상에 대한 이론경제학적 분석을 시도하였다. Morris & Shin(1998)의 글로벌게임(global game)모형을 응용하여 본 연구의 분석모형을 수립하였고 도출된 결과는 다음과 같다. 첫째, 주식시장에서의 투기적 행위가 발생하는 특정 구간이 존재한다는 것을 보임으로써 동학개미운동의 성립 가능성을 이론적으로 확인하였다. 둘째, 과거로부터 형성되어 온 주식시장의 내러티브가 현재 주식가격에 영향을 미치고 있으며 그 영향에 의해 실물경기흐름과 무관한 주가상승이 발생할 수 있음을 보였다. 셋째, 이자율과 신용매수비용이 낮으면 주가가 상승한다. 마지막으로 이자율 및 신용조달비용을 높임으로써 투기적 행위가 발생하는 구간을 감소시킬 수 있다.

**국문 색인어:** 동학개미운동, 내러티브, 글로벌게임, 투기적 공격, 신용매수비용  
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030603, B030200, B030109

\* 목포대학교 경제학과 조교수(hnjung5493@gmail.com), 제1저자  
\*\* 충북대학교 국제경영학과 부교수(abekim@chungbuk.ac.kr), 교신저자  
논문 투고일: 2020. 9. 13, 논문 최종 수정일: 2021. 2. 16, 논문 게재 확정일: 2021. 8. 20

## I. 서론

최근 Shiller(2020)는 코로나 팬데믹 상황에도 불구하고 미국의 S&P 500 지수가 2월 20일부터 3월 23일까지 34% 폭락 후 다시 한 달 만에 40% 이상 급등한 현상을 지적하면서 주식시장에서 관찰되고 있는 독특한 상황에 주목하였다. 코로나 팬데믹 이후 전개된 한국의 주식시장의 흐름도 미국의 주식시장과 거의 동일한 궤적을 보인다. 소비와 투자가 급감하는 등의 심각한 실물경기 침체가 진행 중임에도 불구하고 주식시장은 실물경기를 완전히 벗어나 오히려 팽창하는 등의 반대 양상으로 가고 있다.<sup>1)</sup> 경제의 내재가치를 벗어난 금융자산의 과도한 가격상승은 버블로 진행될 가능성이 크다. 팬데믹이라는 거대한 악재에 비해 한국주식시장의 활황이 지속되어, 팬데믹 상황 중에 주식시장에 유입된 자금만 약 50조 원에 달한다. 이 자금의 원천은 '개미'라 불리는 개인투자자들이며 유입된 자금으로 인해 팬데믹 초기 폭락 저점 대비 한국의 코스피는 50.6%, 코스닥은 77% 상승하였다. <Table 1>은 개인의 매수와 외국인 및 기관의 매도는 거의 정반대 흐름으로 전개되어 왔음을 보여준다. 3월 중순 본격적인 팬데믹 이후부터 개인들은 주식을 계속 샀으나 기관과 외국인은 지속적으로 팔았다. 외국인들의 투매로 코스피지수는 3월 20일 올해 최저점인 1,493까지 폭락하였으나 오히려 이 시점부터 개인투자자들의 적극적 매수 현상이 생겨났고 이를 '동학개미운동'으로 부른다.

동학개미운동 초기 제기되었던 질문은 이 운동의 성립과 지속 가능성 그리고 발생 원인에 관한 것이었다. 또 하나의 관심사는 동학개미운동의 주도세력 즉 개인투자자들의 레버리지 투자에 대한 사회적 우려였다. 마지막으로 주가 회복 후 동학개미투자자의 수익률 정도에 대한 관심이었다. 본 연구는 동학개미운동이라 명명되는 현상에 대한 이론 경제학적 분석을 시도하며 앞서 제기된 몇 가지 관심들에 대한 설명을 제공하고자 노력하였다.

1) 코로나 이후 소비와 투자의 감소로 한국의 2020년 1분기 성장률은 -1.4%, 2분기 성장률은 -3.3%를 기록하였다.

〈Table 1〉 Net Purchasing by Investors and Kopsi Index after Pandemic  
(unit: \100m)

	March	April	May	June	July	August
Net purchasing by institution	1,166	-137	-1,881	-27,108	-30,637	-35,640
Net purchasing by individual	111,869	38,124	37,835	38,144	22,389	61,708
Net purchasing by foreigner	-125,550	-41,001	-38,838	-12,188	10,791	-28,469
KOSPI index (Monthly)	1754.64	1947.56	2029.6	2108.33	2249.37	2326.17

Source: Korea Exchange.

본 연구의 분석모형은 Morris & Shin(1998) 연구에 기반한다. 이들의 연구는 기존의 모형들과 달리 불완비정보(incomplete information)를 가정하며 외환시장의 투기적 현상에 따른 환율제도 붕괴 메커니즘에 대해 연구했고 유일 균형이 존재함을 증명하였다. 그 연구는 Calsson & Van Damme(1995)의 핵심가정인 경제여건상태(a state of fundamentals)는 누구나 알고 있는 공통지식(common knowledge)이 아닌 경제주체들은 경제여건상태를 노이즈가 포함된 각자의 신호(an independent noisy signal)로 관찰하고 이해할 뿐임을 전제한다. 관찰된 신호에 근거하여 경제주체는 외환시장에 대한 투기 행위 여부를 선택한다. 이 가정에 근거하여 기존의 연구에서 관찰되고 있는 특정할 수 없는 복수 균형들(multiple equilibria)이 제거되는 결과를 보여주었다. 이러한 결론 덕분에 외환위기 시 어떤 정책적 조치가 뒷받침되어야 하는지에 대한 좀 더 구체적이고 명확한 기준과 함의를 도출할 수 있었다. 본 연구 또한 Morris & Shin(1998)의 기여를 토대로 글로벌 게임(global game)이라는 분석 틀에서 최근 한국주식시장의 동학개미운동을 살펴보고자 한다. Morris & Shin(1999)과의 여러 유사점에도 불구하고 본 연구가 제시하는 새로운 기여를 소개한다. 첫째, 본 연구는 외환시장이 아닌 주식시장의 투기적 현상을 분석한다. 코로나로 인한 주가지수의 급락과 급등 현상이 비단 한국 주식시장만의 일이 아니며 미국이나 중국 등의 여러 국가에서도 유사 현상이 관찰되었다.<sup>2)</sup> 둘째, Morris &

2) 코로나 팬데믹 이후 주식시장의 낙폭이 가장 작았던 지역이 중국시장인데 그 이유는 2015

Shin(1999)을 주식시장 모형으로 응용 후 주식시장에 대한 설명력을 갖는 주요변수들의 역할 등을 중점적으로 논의할 수 있고 이를 통해 정책적 함의 등을 도출해 낼 수 있었다.

본 연구를 통해 도출된 주요 결론은 다음과 같다. 첫째, 주식시장의 균형에서 특정 수준 이하의 시그널에서만 매수자들은 투기적 행위를 시도하고 이 때 매도자들은 반드시 그 거래에 응한다. 즉 특정할 수 없는 복수균형이 발생하는 구간이 제거되고 균형을 특정할 수 있게 된다. 이 결론은 Morris & Shin(1998)의 결과와 유사하다. 둘째, 지불용의 매수 가격과 과거 내러티브와의 유의미한 연결성을 가정한다. 과거의 내러티브란 주식시장에서 과거 주식시장에서 벌어졌으나 현재 주식시장에 떠돌아 다니는 여러 가지 이야기나 소문들을 의미한다. 이러한 논의에 대해 Shiller(2017) 또한 주식시장은 이성적인 시장이기보다는 내러티브가 지배하는 비이성적 시장으로 파악한다. 실례로 Shiller(2020)는 2007년부터 2009년 사이 글로벌 금융위기 및 회복과정으로부터 상당한 수준의 수익을 창출해 냈던 수많은 이야기(내러티브)들이 존재함을 설명하였다.<sup>3)</sup> 이러한 과거 사례들이 오늘날의 주식 매수자들의 매수 동기에 영향을 미칠 수 밖은 것이다. 따라서 본 연구에서는 과거로부터의 내러티브가 매수자들의 지불용의 매수가격에 영향을 미쳤다고 가정하면서 그 역할을 소개한다. 셋째, 레버리지를 통한 매수행위 비중이 클수록 주가는 상승 동력을 상실하기 쉽다는 점이다. 오히려 자기자본에 기초한 매수행위가 클 때 주가가 상승할 가능성이 크다. 너무 높은 수준의 레버리지 허용은 주식시장을 붕괴시킬 수 있는 위험성을 내포하며 동학개미운동의 성공 가능성을 낮춘다. 마지막으로 투기행위가담비율이 클수록 매수자들의 이익은 감소하나 매도자들이 이익은 증가한다. 바꾸어 말하면 경제여건이 나빠질수록 매도자(주식보유자)들에게 주가 하락은 손실로 귀결되지만 하락하는 주가를 매수하려는 과도한 욕심은 주가를 상승시켜 매도자들의 손실을 줄여주는 역할을 한다. 코로나 이후 외국인들이나 기관으로부터 대량투매가 발생한 직후 개인투자자들의 집단적인 매수는 오

년~2016년 다른 국가들과 달리 중국시장은 2015년에 이미 상당한 수준의 폭락을 경험한 적이 있다. 2015년에 40% 이상의 폭락 및 시가총액의 1/3이 증발 되는 경험하였다(초흐름 외 2015).

- 3) Shiller(2020)는 미국주식시장이 저점이던 2009년 3월 말부터 2020년 2월까지 S&P 500 지수가 5배 상승했고 이 과정에서 중앙은행과 미국정부의 대규모의 정책 개입이 존재했으며 이로 인해 주식시장은 붕괴하더라도 반드시 회복된다는 내러티브가 미국 주식시장에 존재했다는 점을 강조한다. 따라서 코로나 팬데믹으로 주가가 폭락하더라도 필연적 회복이 뒤 따른다는 내러티브에 근거한 믿음으로 인해 주가가 매우 빠른 속도로 회복한 것으로 이해하였다.

히려 외국인이나 기관투자자들의 매도 손실을 상당히 줄여주었다고 이해할 수 있다. 반대로 동학개미운동은 개인투자자들이 주식을 더욱 싸게 매입할 수 있는 기회를 감소시켰다고 볼 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 문헌연구, 3장에서 기본모형을 소개하고 4장에서 비교정태분석을 시도한다. 5장에서 본 연구의 한계점 및 결론을 기술하였다.

## II. 문헌연구

국내외적으로 무리행동을 다룬 행동경제학 및 행동재무학적 문헌을 소개한다. 무리행동(herd behavior)을 설명한 기존 연구들이다.<sup>4)</sup> 가장 대표적으로 Banerjee(1992)는 사람들의 의사결정이 자신이 보유한 정보가 아닌 타인의 정보에 의존하기 때문에 결과적으로 타인의 행위를 추종하는 과정의 산물로서 무리행동(herd behavior)을 이해했다. Bickchandani et al.(1992)도 흡사한 주제를 논의하였으나 무리행동(herd behavior)을 타인정보추종성(informational cascades)라는 용어로 재정의한 후 분석을 시도하였다. Avery & Zemsky(1998)는 무리행동과 자산가격 간의 관계에 주목하면서 무리행동이 장기 자산가격에 미치는 영향, 버블형성 및 붕괴 가능성 등을 살펴보았다. 한편 무리행동을 주제로 한 계량분석기반 다수의 연구들은 Lakonishock et al.(1992)가 확립한 LSV 모형을 따르고 있다. 위의 기념비적인 연구들이 취하고 있는 동일한 가정은 자신의 정보를 무시하고 타인의 정보를 따르는 과정에 있어 자신의 행위는 타인의 행위 관찰 이후의 발생된다는 행위의 순차성을 강조한다. 그러나 본 연구에서 다루는 무리행동은 순차적인 아닌 타인의 행위를 추측하면서 자신의 행위를 동시에 선택하는 과정을 따른다. 이는 타인들과 동일한 형태의 목적함수를 가지면서 무리들이 동시에 어떤 행위를 함께 수행할 때 서로의 보수(payoff)를 상승시킬 수 있는 전략적 보완성(strategic complement)에 기초하기 때문으로 이해할 수 있다. 한편 전략적 보완성과 관련한 가장 대표적인 최근 연구

4) 무리행동이란 다른 사람의 행위 관찰 이후 자신이 소유한 정보를 무시하고 타인의 행위를 추종하는 상황을 의미한다.

로 Park & Kim(2018)이 있다. 그 연구는 국가별 금융규제의 전략적 보완성과 전략적 대체성에 기초하여 국제금융시장의 국경 간 금융 안정성의 정책 협력 연구를 진행하였고 통화정책에 대한 정치적 영향력이 배제될수록 금융 안정이 지속될 수 있음을 보였다.

한편 동학개미운동을 설명함에 있어 Bikhchandani & Sharma(2001)는 중요한 연구이며 그 연구에서 무리행동은 투자자의 확신, 간절한 기대, 집단에 대한 순응, 타인의 판단 파악하기 등으로 구분된다. 한국에서 개인투자자들의 투자의사결정에 있어 인터넷이나 SNS(대표적으로 유튜브)를 통한 주식이나 부동산 관련 전문가에 대한 의존 현상이 관찰되었다.<sup>5)</sup> 한편 Chang et al. (1999)의 연구에 따르면 다른 나라 주식시장에 비해 한국 주식시장에서 무리행동이 명확히 관찰된다고 진술하고 있는데 본 연구는 동학개미운동이라는 특정 사건의 메커니즘 규명하고 초래될 변화를 살펴 보고자 하였다. Froot et al.(1992)는 타인을 추종하는 투자행위자들의 기대효용이 투자기간(investment horizon)의 장단기 여부에 따라 달라질 수 있음을 설명하였다. 투자기간이 단기일수록 투자행위의 전략적 보완성(strategic complementarity)이 강화되고 투자의 기대효용이 높아지는 일련의 과정을 통해 무리행동을 설명하였다. 본 연구에서도 투자자들의 전략적 보완성이 주가를 상승시킨다. 한편 Cipariani & Guarino(2009)는 정보캐스케이드와 무리행동을 분석하기 위해 투자전문가를 대상으로 실험을 설계하였고 투자전문가를 대상으로 실험을 수행하였다. Avramov et al.(2006)은 무리행동(비정보투자자)과 반대투자거래(정보투자자) 각각이 일일 변동성 및 주가에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. Blasco & Ferreruela(2008)는 선진 7개국의 주식시장자료를 근거로 Christie & Huang(1995)의 CSSD(cross-sectional standard deviation)를 기초로 여러 국가들에서의 무리행동을 파악하였고 대중들에게 친숙한 기업의 주식으로부터 무리행동 관찰이 더욱 용이하다는 사실을 제시하였다.<sup>6)</sup>

주식시장 및 외환시장의 무리행동에 대한 국내연구는 윤성민과 박범조가 주도해 왔다.

- 
- 5) 세밀한 연구가 필요한 부분이지만 예를 들어 월스트리트저널은 “Cub Investors, Taking Cues From YouTube Gurus, Help Hoist Korean Stocks”라는 기사에서 주식투자자들의 유튜브 영향력을 조망하였다.
- 6) ‘동학개미운동’이라는 표현이 등장할 무렵 한국에서도 유사한 현상이 관찰되는데 친숙한 기업에 대한 매수가 급증한 현상을 그 예로 들 수 있다. 2020년 초 주가 폭락 이후 3월 3주간 개인투자자들의 순매수 종목은 삼성전자 4조 원, 현대차 6,000억 원, SK하이닉스 6,000억 원, 삼성전자우선주 5,500억 원, LG 화학 3,600억 원 순이다.

윤성민·김경식(2005)은 스며들기모형(percolation)을 응용한 무리행동 모형을 설정하였고 수익률의 급격한 변동을 설명하였다. 연구의 분석대상은 일본 외환시장이었고 단기에서 무리행동이 더욱 빈번하게 관찰되었는데 이는 정보전달의 불충분함에 기인하는 것으로 설명하였다. 비슷한 맥락에서 시간척도를 고려한 윤성민·류수열(2007)은 유로-달러 외환시장의 수익률분포를 분석하였고 윤성민·김경식(2005)과 유사한 결론을 제시하였다. 한편 박범조(2011)는 무리행동을 시간흐름에 따라 동태적으로 측정할 수 있는 Park(2007)의 방법론을 소개하였고 기존의 Christie & Huang(1995)와 Lakonishok et al.(1992)의 무리행동 측정 방법론에 대한 대안적 방식으로 제시하였다. Park(2011)은 최우추정법에 기초한 GARCH-type 방법론을 통해 달러와 엔화에 나타난 무리행동의 특징을 파악하였다. 박범조(2012)는 GJR-GARCH를 통해 비대칭 변동성을 추정하였다. Park(2014)은 제한된 합리성을 지닌 투자자 및 이질적 위험 회피 성향과 무리행동을 시간흐름에 따라 파악하였다. 마지막으로 최성민·윤기홍(2019)은 CSAD(cross-sectional absolute deviation)을 토대로 국내 시장에서의 무리행동이 추가하락기에 발생했다는 점과 이를 분위별로 구분하여 분석하였고, 최종적으로 무리행동이 투자자 심리에 크게 영향을 받는다는 사실을 밝혀냈다. 그러나 본 연구는 이론모형을 통해 국내주식시장의 특정 현상을 분석하지만 앞서 소개한 국내연구자들의 주요연구는 주로 계량경제학적 분석 모형에 기반하여 무리행동을 살펴보고 있다.

### Ⅲ. 기본모형

주식시장의 평균적인 주가지수는 근본적으로는 어떤 국가나 시장이 지닌 경제의 펀더멘탈에 의존한다. 경제여건에 기초하여 주가지수가 형성되고 이를 기초로 매수자와 매도자 간의 거래가 성립된다. 한편 주식시장에서는 공격적인 매수나 매도가 주가가격에 큰 영향을 미치기도 하는데 이러한 투기나 투매행위를 투기적 공격(speculative attack)으로 총칭한다. 투기적 공격이 특정종목의 주가가격 내지는 평균적인 주가지수에 영향을 주는 가장 중요한 조건은 얼마나 많은 시장 참여자들이 참여하는가 하는 것이다. 이런 맥락에서 투기적 공격은 전략적 보완성(strategic complementarity)을 지닌다고 이해할 수 있을

것이다. 본 연구에서는 특정 경제여건  $\theta$ 하에서의 투기행위 가담비율을  $\alpha$ 로 정의한다. 주가는 경제여건  $\theta$ 와 투기행위 가담비율  $\alpha$ 에 영향을 받아 매수자와 매도자 간의 거래 성사에 영향을 미치게 되므로 경제여건  $\theta$ 와 투기행위 가담비율  $\alpha$ 에 기초하여 매수자와 매도자 간의 전략적 상호작용이 형성된다고 이해할 수 있다. 먼저 매수자의 전략과 보수를 살펴보기로 하자.

## 1. 투기적 매수자(speculator)

본 모형에서 투기적 매수자(이하, 매수자)들은 투기행위 참여 여부를 선택한다. 매수자의 보수(payoff)는 다음과 같이 정의된다.

$$p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t \quad (1)$$

$p(n)$ 는 지불용의 매수가격으로서 이는 개인들의 내러티브에 의존되어 있다고 설정하였다(Shiller 2017;2020).  $f(\alpha, \theta)$ 는 실제매수가격(혹은 주식가격)이다. 주식 매수 시  $f(\alpha, \theta)$ 를 지불하는 것 외에도 비용을 발생시키는데 매수자가 신용(레버리지)도 활용할 수 있기 때문에 신용매수비율을  $(1 - \beta)$ 으로 나타나며 따라서  $\beta$ 는 자기자본을 활용한 매수비율을 뜻한다. 신용매수를 하는 경우에는  $(1 + \gamma)$ 만큼의 이자비용도 발생한다. 이 둘을 곱한  $(1 + \gamma)(1 - \beta)$ 은 신용매입시 발생하는 총비용으로 정의할 수 있다. 마지막으로  $t$ 는 거래수수료이다.  $f(\alpha, \theta)$ 는 경제여건  $\theta$ 와 투기행위 가담비율  $\alpha$ 의 함수로서 경제여건이 개선될수록 투기행위가담비율이 높아지는 경우에 상승한다. 즉  $f_\alpha > 0$  이고  $f_\theta > 0$  이다.<sup>7)</sup> 매수자들은  $p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t \geq 0$ 이 성립되어야 주식을 매수하려 할

7) ‘경제여건과 추가변화의 방향이 일치할 것이다’라는 가정을 뒷받침하기 위해 기존의 문헌들을 소개한다. 먼저 Chen et al.(1986)은 기존의 재무이론들의 “거시경제변수는 체계적으로 주식수익률에 영향을 미친다”는 이론적 주장을 실증적으로 검증하였다. 그 이후 Mukherjee & Naka(1995)는 VECM모형을 통해 일본의 경우에도 거시경제변수가 체계적으로 추가에 영향을 미치고 있음을 파악하였다. Wongbampo & Sharma(2002)는 장단기에서 추가와 거시변수와의 관계가 존재함을 보였다. 한편 Ratanapakorn & Sharma(2007)는 단기가 아닌 장기에서만 추가가 거시경제변수에 의해 설명된다고 주장하였다. Pal & Mittal (2011)은 인도의 경우 거시경제변수와 추가와의 정의 관계가 장기적으로 성립됨을 제시했다. 한편 이론연구인 Obsfeld(1996)는 경제여건을 어떤 국가의 경제 구조로 정의하였고 Morris & Shin(1998)도 통화의 가치가 경제여건을 반영한다고 가정하였다.

것이다.  $\theta$ 가 너무 높으면 이 부등식은 역전될 것이다. 이를 만족시키는  $\theta$ 의 최대치를  $\bar{\theta}$ 로 정의하기로 한다. 바꾸어 말하면 시장의 경제여건이 양호하여 주가가격이 과도하게 높아졌을 때는 주식 매수의 유인이 사라진다.  $\bar{\theta}$ 는  $p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \bar{\theta}) - t = 0$ 를 성립하는 경제여건수준을 의미한다.

## 2. 매도자 혹은 주식보유자(seller)

매도자는 매수자의 매수를 받아주는 역할을 한다. 매도자의 보수함수는 다음과 같이 정의된다.

$$(1 - \tau)(f(\alpha, \theta) - v(\theta)) \tag{2}$$

여기에서 매도자는 주식 매도 시 양도세  $\tau$ 를 부담한다.  $v(\theta)$ 는 주식매도 유보가격이며 이것은 경제여건  $\theta$ 에만 의존되어 있고 매수자들의 투기행위가담비율  $\alpha$ 에는 영향을 받지 않으며  $f_\theta(\alpha, \theta) > v_\theta(\theta) > 0$ 로 가정한다. 먼저 위 관계식은 주가와 주식매도 유보가격은 경제여건에 대한 증가함수임을 가정하고 있으며 경제여건이 한 단위만큼 좋아졌을 때 주가의 상승폭이 주식매도 유보가격의 상승폭보다는 크다는 것을 뜻한다. 이 가정은 매수자(개인)에 비해 매도자(외국인, 기관)들이 주가에 대한 평가를 좀 더 정확하게 수행하고 있는 현실을 반영한 것이다. 혹은 매도자들은 주식을 보유하고 있는 상황이므로 자신들이 이미 보유한 주식의 가치에 대한 이해가 좀 더 높다는 사실을 반영한 것이다. 또한 우리는  $f(1, \theta) \geq v(\theta) \geq f(0, \theta)$ 을 가정한다. 투기행위가담이 전혀 없으면 주가는 하락하므로  $v(\theta) \geq f(0, \theta)$ 이 될 것이고 모든 매수자들이 투기행위에 가담한다면 주가는 급등하여  $f(1, \theta) \geq v(\theta)$ 이 성립된다. 투기행위가담비율이 증가할수록 주가는 상승한다. 즉 동일한 경제여건하에서도 투기행위가담비율에 따라 주가가 결정되고 매도자들의 매도유인이 존재할 수 있다. 매도자들은 오직  $f(\alpha, \theta) \geq v(\theta)$  조건하에서만 매도에 참여할 것이다. 따라서 투기행위가담비율이 최대인 경우라도 매도자들이 거래에 참여할 수 있는 경제여건  $\underline{\theta}$ 가 존재할 것이고  $f(1, \underline{\theta}) = v(\underline{\theta})$ 을 성립시킨다.  $\underline{\theta}$ 를 포함하여 그보다 낮은 구간인  $[0, \underline{\theta}]$ 에서는 매도자들의 차익이 발생하지 않으므로 주식거래가 발생하지 않는 구간이 되

고  $\bar{\theta}$ 보다 높은 구간  $[\bar{\theta}, 1]$ 에서는 주가가 너무 높아서 매수자들이 주식매입을 포기하는 구간이 된다. 따라서  $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 에서만 매수자들과 매도자 간의 거래가 발생할 유인이 존재할 것이다. 매수자들의 경제여건에 대한 완전정보(perfect information)를 가정했을 때 매수자들이 이익이 된다면 언제든지 주식을 매수하려 할 것이다. 바꾸어 말하면 매수자의 자기 실현적 예언이 작동한다면 매수자 투자행위 간의 전략적 보완성으로 인해 이 구간 내 모든 영역에서 투기적인 무리행동이 생겨날 수 있다. 즉  $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 내에서 무리행동은 항상 발생할 수 있다는 의미이나 무리행동이 발생하는 특정 지점을 포착해 낼 수 없는 복수균형(multiple equilibria)의 문제가 대두된다. 그러나 현실에서  $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 내 모든 구간에서 동화 개미운동과 같은 무리행동이 항상 발생하지는 않는다는 점에 주목해야 하며 우리는 아래 분석 모형을 따라 무리행동을 설명하기로 한다.

가정을 달리하여 개인투자자들은 경제여건  $\theta$ 에 대해 각자의 시그널을 갖는다고 하자. 그리고 게임은 다음과 같이 설정한다. 먼저 자연(nature)은 경제여건  $\theta$ 을 선택하고 경제여건은  $[0, 1]$ 에 존재하며 균일분포를 따른다. 다음으로 경제여건  $\theta$ 를 파악한 후 매수자들은 주식 매수를 시도하는데 이 때 개인들은 경제여건  $\theta$  자체를 정확히 파악하지 못하고 대신  $x$ 라는 시그널로 관찰한다고 가정한다. 즉 개인들이 경제여건 관찰 시 노이즈 혹은 오차가 발생하는데 그 이유는 첫째로 경제여건을 알고자 할 때 파악되는 정보가 불완전할 뿐만 아니라 둘째로 동일한 정보를 받더라도 개인들마다 정보를 해석하는 주관이 존재하기 때문이다. 각 개인들은  $\theta$  자체를 정확히 관찰하기보다는  $x \in [\theta - \epsilon, \theta + \epsilon]$ 라는 균일분포로부터 주어지는 시그널을 갖는다고 이해할 수 있다. 따라서 시그널  $x$ 는  $\theta$ 에 조건부로 존재한다. 관찰된 시그널에 근거하여 매수자들은 투기적 행위 참여 여부를 결정한다. 매수자의 선택에 따른 투기행위참여비율과 경제여건을 관찰한 후 매도자들은 자신이 보유한 주식의 매도 여부를 결정할 것이다.

본 게임의 균형은 매도자의 전략과 매수자들의 전략으로 구성되며 균형상태에서는 누구도 전략을 변경할 유인이 존재하지 않아야 할 것이다. 앞에서 보았듯이 투기행위 참여비율이 증가하면 주가가 상승하여 매도자의 매도행위를 유인한다. 매도자들이  $\theta$ 를 정확히 관찰하고 있는 상태에서 매도에 참여하도록 만드는 매수자들의 투기행위참여비율을  $a(\theta)$ 로 정의하자. 구체적으로  $a(\theta)$ 는  $f(a, \theta) = v(\theta)$ 를 만족시키는 값으로써 투기행위로 유도

하는 투기행위참여비율의 임계치로 이해할 수 있다.  $f(\alpha, \theta) = v(\theta)$ 를 전미분하면  $f_\alpha d\alpha + f_\theta d\theta = v_\theta d\theta$  이고 이를 기초로  $\frac{d\theta}{d\alpha} = -\frac{f_\alpha}{f_\theta - v_\theta} < 0$  도출할 수 있다. 이로서  $\alpha$ 와  $\theta$ 의 관계가 음의 관계임을 알 수 있다. 따라서  $\alpha$ 가  $a(\theta)$ 인 모든 구간에서는 주식거래가 발생할 것이다.

우리는 매도자의 전략이  $a(\theta)$ 에 근거한다는 것을 밝혔다. 매도자의 전략에 근거하여 매수자들이 어떠한 방식으로 투기에 참여하는지를 살펴보기로 하자. 먼저  $\omega(x)$ 를 정의한다.  $\omega(x)$ 란 매수자들이 경제여건에 대한 어떤 시그널  $x$ 를 받았을 때 투기행위에 참여하는 비율을 의미한다.  $\omega(x)$ 의 비율은  $x$ 의 함수이며  $x$ 는  $[\theta - \epsilon, \theta + \epsilon]$  구간의 균일분포를 따르기 때문에 투기행위참여비율의 기댓값을 구하면 다음과 같다.

$$\pi(\theta, \omega) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{\theta - \epsilon}^{\theta + \epsilon} \omega(x) dx \tag{3}$$

매도자들이 거래에 참여하도록 만들기 위해서는  $\pi(\theta, \omega)$ 가  $a(\theta)$ 보다는 최소한 커야지만 매도에 대한 유인을 갖게 되어 거래가 성사된다. 투기적 매수가 성립되는 모든 경우(즉 매수자가 매도자로부터 매수 발생)에 대한 모든  $\theta$ 값의 집합을 다음과 같이 정의한다.

$$E(\omega) = \{\theta \mid \pi(\theta, \omega) \geq a(\theta)\}$$

투기행위 참여비율이 증가하면 주가가 상승하여 매도자의 매도행위를 유도하는 조건이  $\alpha \geq a(\theta)$ 이므로  $\pi(\theta, \omega) \geq a(\theta)$ 가 성립되면 매수자와 매도자 간의 거래가 성사되므로 성사되는 경우( $E(\omega)$ )와 그렇지 않은 경우( $E(\omega')$ )의 매수자들의 보수는 아래와 같을 것이다.

$$g(\theta, \omega) = \begin{cases} p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t & \text{if } \theta \in E(\omega) \\ -\delta & \text{if } \theta \notin E(\omega) \end{cases} \tag{4}$$

투기적 거래가 성립되면  $p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t$ 의 보수를 얻지만 그렇지 않은 경우의 보수는 거래 참여에 대한 기회비용  $-\delta$ 을 무시할 만한 음의 값으로 고려한다. 한편 매수자는 경제여건  $\theta$ 를 직접적으로 관찰하는 것이 아니라 자신에게 주어진 시그널  $x$

을 통해 관찰하므로 기대보수는 아래와 같이 다시 설정된다.

$$u(x, \omega) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{x-\epsilon}^{x+\epsilon} g(\theta, \omega) d\theta = \frac{1}{2\epsilon} \int_{E(\omega) \cap [x-\epsilon, x+\epsilon]} (p(n) - (\beta + (1+\gamma)(1-\beta))f(\alpha, \theta) - t) d\theta \quad (5)$$

식 (5)의 기대보수를 기초로 매수자들은 투기적 거래 참여 여부를 선택한다. 보수가 양이 되면 투기적 선택을 할 것이고 보수가 0이면 투기적 거래에 참여하지 않을 것이다. 가령  $u(x, \omega) > 0$ 이면  $\omega(x) = 1$ 이고  $u(x, \omega) \leq 0$ 이면  $\omega(x) = 0$ 이 된다. 투기적 공격으로 인해 양의 보수가 발생하면 시그널  $x$ 에 따른 투기행위 참여 비율이 1이 되고 보수가 0이면 시그널에 따른 투기행위 참여 비율은 0이 된다. 우리는 구체적으로 어느 지점 즉 어떠한 경제여건하에서 투기적 행위가 발생하는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해서는 몇 가지 단계를 거쳐야 한다. 먼저 매수자들의 투기적 행위는 시그널에 대해 어떻게 반응하는지 그리고 매수자들의 기대보수는 어떤 영향을 받는지를 살핀다. 이를 통해 시그널에 대한 매수자들의 일관된 반응 및 대응태도가 존재하는지를 먼저 파악할 것이다. 다음으로 매수자들의 효용함수 임계치를 구해야 한다. 매수자의 투기행위 촉발 여부는 매수자가 시그널을 통해 파악하고 있는 경제 상황의 좋고 나쁨에 따라 결정된다. 기준이 되는 경제상황이  $k$ 라고 했을 때 매수자들은 자신이 받은 시그널이 그 경제상황보다 나쁘다고 판단하면 모든 매수자들은 투기행위를 시도할 것이다. 그러나 경제상황이 좋으면 주가가 이미 충분히 높아 투기행위를 통한 이익이 존재하지 않게 되므로 투기에 가담하지 않을 것이다. 자신들이 생각하는 것(자신들이 받은 시그널)보다 경제가 좋다면 투기행위에 가담하지 않으나 그 반대 경우에는 가담하는 즉 매수자들의 전환전략(switching strategy)을 살펴보고 이를 근거로 투기행위 가담 여부를 결정하는 임계치를 도출할 것이다. 마지막 단계에서는 매수자들의 이러한 전환전략의 일관성 특성 및 법칙을 파악할 것이다. 이러한 전반의 과정을 통해 어느 수준의 경제여건하에서 투기적 공격이 발생되는지를 구체적으로 파악해 볼 수 있을 것이다. 위에서 제시된 순서에 따라 시그널에 대한 매수자의 투기적 행위 및 기대보수변화를 파악하기로 한다.  $\omega(x)$ 와  $\omega'(x)$ 라는 두 개의 전략을 비교했을 때  $\omega(x) \geq \omega'(x)$ 이면  $u(x, \omega) \geq u(x, \omega')$ 이 성립한다. 즉 투기가담행위가 증가할수록 매수자들의 기대보수가 증가한다. 이를 보조정리 1에 기술한다.

보조정리 1 (Morris-Shin). 모든  $x$ 에 대하여  $\omega(x) \geq \omega'(x)$ 이며  $u(x, \omega) \geq u(x, \omega')$ 가 성립한다.

증명:  $\omega(x) \geq \omega'(x)$ 일 때 모든  $\theta$ 에 대해  $\pi(\theta, \omega)$  정의로부터  $\pi(\theta, \omega) \geq \pi(\theta, \omega')$ 가 성립한다. 또한  $E(\omega)$ 의 정의로부터  $E(\omega) \supseteq E(\omega')$ 의 성립한다. 그 의미는 매도자들의 매도라는 사건(event)은  $\omega'(x)$ 일 때 보다  $\omega(x)$ 에서 빈번하기 때문에  $E(\omega)$ 의 조건인  $\pi(\theta, \omega) \geq a(\theta)$ 를 충족시키는  $\theta$ 의 개수도 증가하므로 집합 간 관계는  $E(\omega) \supseteq E(\omega')$ 가 될 것이다. 기대보수의 정의에서  $(p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t) \geq 0$ 이므로  $E(\omega)$ 가 증가하면 즉 구간이 커지면 보수는 증가한다. 바꾸어 말하면  $(p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t)$ 를  $E(\omega)$ 구간에서 측정한 기대보수를  $u(x, \omega)$ 이고  $(p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t)$ 를  $E(\omega')$ 에서 측정한 기대보수를  $u(x, \omega')$ 라고 하면  $u(x, \omega) \geq u(x, \omega')$ 가 명백히 성립된다.

그 다음 단계는 모든 매수자들이 특정상수  $k$ 보다 낮은 시그널  $x$ 를 받는다면 경제상황이 나쁘다는 인식하에 투기행위에 참여할 것이다. 이를 위해 먼저 지시함수  $I_k$ 를 설정하고  $k$ 보다 낮은 시그널을 받았을 때는 모든 매수자들이 투기행위 참여하므로  $I_k$ 는 1이 되고  $k$ 보다 높은 시그널하에서는 투기행위가 발생되지 않으므로  $I_k$ 는 0이 된다. 이 규칙에 근거하여 투기자들은 투기 여부를 선택하며 수식으로 이를 정리하면 아래 식과 같다:

$$I_k = \begin{cases} 1 & \text{if } x < k \\ 0 & \text{if } x \geq k \end{cases} \tag{6}$$

이 지시함수가 메시지를 받은 매수자들의 투기행위가담행위를 결정한다. 어떤 무차별한 투자자의 경우 경제 상황이  $k$ 라는 시그널을 받았다면 ( $x = k$ )가 되는데 이 때 경제상황에 대한 시그널이 상승하여  $x = k + \Delta$ 가 된다면, 즉 경제여건이 좋다고 판단하면 투기적 공격을 고려할 필요가 없어진다. 즉 경제여건이 개선될수록 무차별한 매수자들의 보수는 감소한다.

보조정리 2 (Morris-Shin).  $u(k, I_k)$ 는  $k$ 에 대해 감소한다.

증명: 지시함수가 규정한 체제하에서 투기가담행위가 정의될 때 그 기댓값은 다음과 같을 것이

다. 매수자가 관찰한 시그널이  $k$ 보다 작다면 투기적 공격을 감행하므로  $I_k$ 는 1이나 그 반대의 경우  $I_k$ 는 0의 값을 갖는다는 사실을 기억하자. 투기적 공격의 기준이 되는 특정 상수  $k$ 가 시그널이 존재하는 구간의 범위 안에 존재한다면, 즉  $x \in [\theta - \epsilon, \theta + \epsilon]$ 일 때는 이 전체구간을  $k$ 보다 작은 구간과 큰 구간으로 구분한 후 다음과 같이 투기가담행위에 대한 기댓값을 도출할 수 있다.

$$\pi(\theta, I_k) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{\theta-\epsilon}^k I_k dx + \frac{1}{2\epsilon} \int_k^{\theta+\epsilon} I_k dx = \frac{1}{2\epsilon} \int_{\theta-\epsilon}^k 1 dx = \frac{k - (\theta - \epsilon)}{2\epsilon}. \quad \text{그}$$

다음 만일 특정상수  $k$ 보다 매수자들이 받는 시그널의 최대치가 작다면, 즉  $k \geq \theta + \epsilon$  라면 시그널을 받은 모든 매수자들은 경제여건이 나쁘다고 인식하여 투기적 공격을 감행할

$$\text{것이므로 } \pi(\theta, I_k) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{\theta-\epsilon}^{\theta+\epsilon} I_k dx = \frac{1}{2\epsilon} \int_{\theta-\epsilon}^{\theta+\epsilon} 1 dx = \frac{(\theta + \epsilon) - (\theta - \epsilon)}{2\epsilon} = 1$$

이 된다. 마지막으로 매수자들이 받는 시그널 중 가장 작은 값이 특정상수  $k$ 보다 크다면 모든 매수자들은 경제여건이 양호하다고 생각하는 것이므로 투기적 공격은 발생하지 않을 것이다. 이를 수식으로 다시 쓰면  $k \leq \theta - \epsilon$ 인 경우이고 이때 투기가담행위에 대한

$$\text{기댓값은 } \pi(\theta, I_k) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{k \leq \theta - \epsilon}^{\theta + \epsilon} I_k dx = \frac{1}{2\epsilon} \int_{k \leq \theta - \epsilon}^{\theta + \epsilon} 0 dx = 0 \text{이 된다. 상술된 내}$$

용을 정리하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi(\theta, I_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta \leq k - \epsilon \\ \frac{1}{2} + \frac{k - \theta}{2\epsilon} & \text{if } k - \epsilon \leq \theta \leq k + \epsilon \\ 0 & \text{if } k + \epsilon \leq \theta \end{cases} \quad (7)$$

그리고 투기가담행위가 지시함수  $I_k$ 에 의해 정해질 때 (7)에서 정의된 투기행위를 매도자들이 받아주는 조건을  $E(\omega) = \{\theta | \pi(\theta, I_k) \geq a(\theta)\}$ 로 다시 쓸 수 있다.  $\pi(\theta, I_k) = a(\theta)$ 를 성립시키는 경제여건 상태  $\theta$ 가 존재할 것이다. 유일해가 존재하기 위해서는  $\theta - k \geq 0$ 이 되어야 한다.<sup>8)</sup> 따라서  $\theta - k = \psi(k)$ 라고 먼저 정의한다. 이 값은

8) 만일  $\theta - k \leq 0$  혹은  $\theta \leq k$ 이라면  $\pi(\theta, I_k) = 1$ 이 되므로  $\pi(\theta, I_k) = a(\theta)$  조건이 성립되지 않고 항상  $\pi(\theta, I_k) > a(\theta)$ 이 된다. 바꾸어 말하면  $\pi(\theta, I_k) = \frac{k - (\theta - \epsilon)}{2\epsilon}$ 이 1보다 작을 조

$\pi(k + \psi, I_k) = a(k + \psi)$ 를 충족시킬 것이다. 만일  $k \leq \underline{\theta} - \epsilon$ 라면 이 경우에는  $\pi(\theta, I_k) = 0$ 이므로  $\pi(\theta, I_k) = \frac{k - (\theta - \epsilon)}{2\epsilon} = \frac{k - \theta + \epsilon}{2\epsilon} = \frac{-\psi(k) + \epsilon}{2\epsilon}$  따라서  $\psi(k) = \epsilon$ 이다. 반대로  $k > \underline{\theta} - \epsilon$ 에서, 즉  $-\epsilon < \psi(k) < \epsilon$ 에서  $\pi(\theta, I_k) = a(\theta)$ 를  $\pi(\theta, I_k) = \frac{-\psi(k)}{2\epsilon} + \frac{1}{2} = a(k + \psi)$ 로 만족시킨다. 매수자는 원래 구간  $[k - \epsilon, k + \epsilon]$  안에서만 투기적 공격을 진행하나  $\pi(\theta, I_k) \geq a(\theta)$ 이 만족되어야 매도자의 거래를 이끌어 낼 수 있으므로 이 조건을 만족시키는 최대값은  $k + \psi$ 가 되어  $[k - \epsilon, k + \psi(k)]$ 가 된다. 따라서 매수자들의 보수  $u(k, I_k)$ 를 아래와 같이 정의할 수 있다.

$$u(k, I_k) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{k-\epsilon}^{k+\psi(k)} (p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t) d\theta.$$

$p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t$ 는  $\theta$ 에 대해 감소하므로 이 때  $k + \psi(k)$ 가  $k$ 에 대해 감소하는 것을 보인다면  $u(k, I_k)$ 가  $k$ 에 대해 감소한다는 것을 증명할 수 있다. 균형상태의  $\pi(k + \psi, I_k) = a(k + \psi)$ 를  $k$ 에 대해 전미분하면  $\frac{\psi'(k)}{2\epsilon} = a' + a'\psi'(k)$ 를 얻고 이 식을 정리하면  $\psi'(k) \leq 0$ 을 확인할 수 있다. 따라서  $u(k, I_k)$ 가  $k$ 에 대해 감소한다.

보조정리 2을 통해 무차별한 매수자의 보수가 감소하여 연속임을 파악하였다.  $u(k, I_k) = 0$ 인 경우  $k$ 가 감소하면  $u(k, I_k) > 0$ 이고  $k$ 가 증가하면  $u(k, I_k) < 0$ 이 성립할 것이다. 그러면  $u(k, I_k) = 0$ 을 만족시키는 유일한  $k$ 가 존재함을 알 수 있다. 매수자가 받은  $k$ 라는 메시지가 매우 낮아 즉 경제상황이 매우 나쁘다고 판단하면 주식을 낮은 가격으로 매수할 수 있기 때문에 이득을 얻는다. 따라서  $u(k, I_k) > 0$ 이 성립한다. 반면 경제상황이 충분히 크게 개선되어 주가가 매우 높은 경우의 투기행위시 보수는  $u(k, I_k) < 0$  즉 손실(- $\delta$ )을 발생시킨다. 따라서 이와 같은 특성을 보조정리 2에 비추어 보면  $u(k, I_k) = 0$ 을 만족시키는 유일한  $k$ 가 존재함을 알 수 있다. 이 유일한 해를  $x^*$ 라고 하자.  $\omega(x)$ 는 시그널을 받은 후 투기행위기담비율이다.  $x$ 로 부터  $\underline{x} = \inf\{x|\omega(x) < 1\}$

---

건을 찾으면  $\theta - k \geq 0$ 이다.

와  $\bar{x} = \sup\{x|\omega(x) > 0\}$ 로 각각 정의할 수 있다. 이므로  $\underline{x} < \bar{x}$ 는 항상 성립한다.  $\underline{x} = \inf\{x|\omega(x) < 1\} < \inf\{x|0 < \omega(x) < 1\} < \sup\{x|0 < \omega(x) < 1\} < \bar{x} = \sup\{x|\omega(x) > 0\}$ 이 성립되기 때문이다.  $\omega(x) < 1$ 의 의미는 투기에 참여하지 않는 매수자가 존재한다는 것이다.  $\omega(x) < 1$ 은  $\underline{x}$ 에 대해서도 성립된다. 한편 가장 낮은 시그널인  $\underline{x}$ 를 가진 매수자는 투기행위시 모든 투자자들 중에서 가장 높은 보수를 갖게 되는데 이 투기자의 보수가 투기적 행위를 하지 않을 때의 보수보다 낮아야  $\underline{x}$ 에 대해서도 투기하지 않는 매수자가 존재하게 되므로  $\omega(x) < 1$  조건 하에서  $u(\underline{x}, \omega) \leq 0$  또한 성립된다.  $I_{\underline{x}} \leq \omega$  이므로  $u(\underline{x}, I_{\underline{x}})$ 는 보조정리 2에 의해  $u(\underline{x}, \omega)$ 보다 작기 때문에  $u(\underline{x}, I_{\underline{x}}) \leq u(\underline{x}, \omega) \leq 0$ 이 성립한다<sup>9)</sup>. 그리고  $u(\underline{x}, I_{\underline{x}}) \leq u(\underline{x}, \omega) \leq u(x^*, I_{x^*}) = 0$ 이 성립되며 보조정리 2에 의해  $\underline{x} \geq x^*$ 이 성립된다. 반대로  $\omega(x) > 0$ 을 고려하자. 이 때는 투기행위에 가담하는 매수자들이 존재함을 의미한다. 투기행위를 하는 매수자들 중  $\bar{x}$ 를 받은 매수자의 보수가 모든 투자자들 중에서 가장 작을 것이다. 그러나 가장 작은 보수를 갖는  $\bar{x}$ 시그널을 가진 매수자 중에서도 투기행위 참여한다면  $u(\bar{x}, \omega) \geq 0$ 을 만족해야 할 것이다.  $I_{\bar{x}} \geq \omega$ 이므로 보조정리 1에 의해  $u(\bar{x}, I_{\bar{x}}) \geq u(\bar{x}, \omega) \geq 0$  혹은  $u(\bar{x}, I_{\bar{x}}) \geq u(\bar{x}, \omega) \geq u(x^*, I_{x^*})$ 이 성립되며 보조정리 2의 성질에 따라  $\bar{x} \leq x^*$ 임을 알 수 있다. 따라서  $\underline{x} \geq x^*$ 과  $\bar{x} \leq x^*$ 를 동시에 충족시키는 유일한 조건은  $\underline{x} = \bar{x} = x^*$ 이다. 따라서 유일 해가 존재함을 알 수 있다. 이 유일 해를 (7)에 대입함으로써 균형에서의 매수자들의 투기전략을 다시 쓸 수 있다.

$$\pi(\theta, I_{x^*}) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta \leq x^* - \epsilon \\ \frac{1}{2} + \frac{x^* - \theta}{2\epsilon} & \text{if } x^* - \epsilon \leq \theta \leq x^* + \epsilon \\ 0 & \text{if } x^* + \epsilon \leq \theta \end{cases} \quad (8)$$

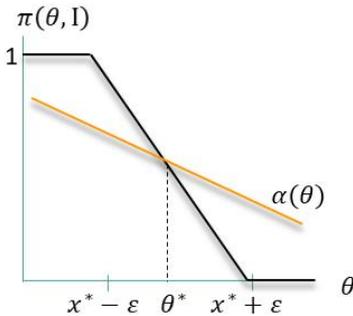
도출된 균형전략은 Morris&Shin(1999)의 그것과 유사하다. 매수자들의 투기 전략  $\pi(\theta, I_{x^*})$ 은  $\theta$ 에 감소한다. 그러나 Morris&Shin(1999)와 달리 본 연구에서 매도자들의

9)  $I_{\underline{x}}$ 일 때는  $x \geq \underline{x}$ 이면 지시함수는 0의 값을 갖고  $x < \underline{x}$ 이면 지시함수는 1을 갖는다.  $\underline{x}$ 가 최소값이므로 후자는 성립될 수 없기 때문에  $I_{\underline{x}}$ 는 0이 된다. 따라서  $I_{\underline{x}} \leq \omega$ 이 된다.

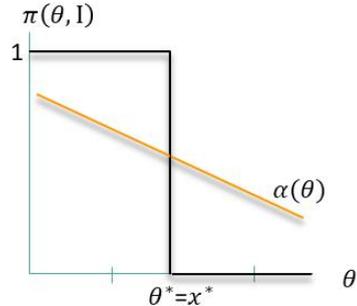
전략인  $a(\theta)$ 는  $\theta$ 에 대해 감소한다. 따라서 <Figure 1>을 보면  $\alpha(\theta)$ 의 기울기를 따라 최대 2개 지점에서 만날 수 있으므로 두 개의 균형값이 존재한다고 이해할 수 있다. 그러나 이것은 투기적 행위가 발생하는 구간을 특정할 수 없다는 기존연구의 복수균형과는 전혀 다른 개념이다. 또한 그러나 두 개의 균형 중 하나는 개인들이 받는 시그널의 범위인  $x^* - \epsilon \leq \theta \leq x^* + \epsilon$ 의 바깥에 존재하므로 인해 이 구간에서 형성된 한 균형은 제거된다. 이 균형을 배제하면  $x^* - \epsilon \leq \theta \leq x^* + \epsilon$  구간 내에서  $\pi(\theta, I_x^*)$ 는  $a(\theta)$ 과 오직 한 점에서 교차한다. 두 곡선이 교차하도록 하는 임계점을  $\theta^*$ 라고 하자. 따라서 오직  $\theta \leq \theta^*$  구간 내에서만  $\pi(\theta, I_x^*) = a(\theta)$ 이 성립되어 투기적 공격에 의한 주식거래가 발생할 수 있다. 이 모든 과정을 종합하여 다음의 정리 1이 성립한다.

정리 1. 불완전정보게임하에서 최대 두 개의  $\theta^*$ 가 존재할 수 있지만 모형내 시그널 범위 하에서는 하나의  $\theta^*$ 만이 존재하며  $\theta \leq \theta^*$ 에서만 투기적 거래가 발생할 수 있다.

<Figure 1> Equilibrium



<Figure 2> Equilibrium as  $\epsilon \rightarrow 0$



## IV. 비교정태분석

위에서 도출된  $x^* - \epsilon \leq \theta \leq x^* + \epsilon$  내에  $\theta^*$ 가 존재하나 극한에서  $\epsilon$ 가 0으로 수렴하는 경우  $x^* = \theta^*$ 이 성립된다. <Figure 2>는 이를 묘사한다. 이 균형 값을 기초로 몇 가지의 비교정태분석을 시도하기로 한다. 먼저 극한에서  $\epsilon$ 가 0으로 수렴한다면  $u(x^*, I_{x^*}) = 0$ 의 값을 통해 우리는 균형에서의 주가를 파악할 수 있다.<sup>10)</sup> 주가는 다음과 같다:

$$f(\alpha, \theta^*) = \frac{p(n) - t}{(\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))} \quad (9)$$

균형에서 주가는 식 (9)로 도출되고 이 주가에 근거하여 정리 2를 아래와 같이 도출하였다.

정리 2. 지불용의 매수가격이 내러티브의 증가함수(감소함수)라면 과거의 내러티브는 지불용의 매수가격을 높여서(낮추어) 주가를 상승(하락)시킨다.

정리 2의 경제적 의미는 다음과 같다. 매수자들의 지불 용의 매수가격은 고정된 상수가 아닌 그 주식시장에서 형성된 과거 사건들의 내러티브에 영향을 받고 있다. 글로벌 금융위기 같은 폭락장에서 주식을 매수함으로써 막대한 이익을 봤던 여러 사례나 경험담들이 주식 시장에서 회자됨으로써 현재의 지불 용의 매수가격에 영향을 줄 수 있다. 주식시장의 내러티브는 사람들을 학습시키고 각인시킴으로써 주식에 대한 지불용의 가격을 형성하게 된다. Shiller(2020)의 설명처럼 코로나 이후의 주식시장의 반등은 2008년 주식시장의 회복 사례 즉 “위기가 곧 기회다” 내지 “남들이 두려움에 질려 있을 때 사라” 등의 내러티브

10)  $u(x^*, I_{x^*}) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{E(\omega(x^*)) \cap [x^* - \epsilon, x^* + \epsilon]} (p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta) - t) d\theta = 0$  로부터 적분내의 함수를  $f(\theta)$ 로 정의한 후

$$u(x^*, I_{x^*}) = \frac{1}{2\epsilon} \int_{x^* - \epsilon}^{x^*} f(\theta) d\theta = [F(\theta)]_{x^* - \epsilon}^{x^*} / 2\epsilon = (F(\theta^*) - F(x^* - \epsilon)) / 2\epsilon \text{이 된다.}$$

$F(\theta^*) - F(x^* - \epsilon)$ 를  $\epsilon$ 로 미분하면  $f(x^* - \epsilon)$ 가 되고 극한에서  $\epsilon$ 가 0으로 수렴하면  $f(x^*)$  혹은  $f(\theta^*)$ 가 된다. 따라서 로피탈의 정리에 의해  $u(x^*, I_{x^*}) = (F(\theta^*) - F(x^* - \epsilon)) / 2\epsilon = f(x^*) / 2 = f(\theta^*) / 2$ 이며  $f(\theta^*) = 0$ 이므로  $p - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta^*) - t = 0$ 이 된다.

에 기초한다고 이해할 수 있다. 그러나 오늘날과 같이 과거 내러티브에 대한 과도한 반응 즉  $p(n)$ 의 기울기가 수직에 가깝다면 실물경제와 매우 무관한 방향으로 주가를 높이게 되어 주식버블에 발생할 가능성이 매우 커진다.

따름정리 1.  $p(n)$ 의 기울기가 매우 가파른 양의 기울기를 갖는다면 과거의 내러티브로 인해 현재의 실물경제 흐름을 벗어난 과도한 주식이가격상승 즉 주식버블이 발생할 수 있다.

정리 3. 이자율과 차입매수 비중이 낮을수록, 그리고 이 둘을 종합한 차입매수에 대한 총비용이 높을수록 주식이가격  $f(\alpha, \theta^*)$ 은 상승한다.

정리 3은 이자율이 낮은 경우 신용을 통한 주식거래비용이 감소하며 이는 주가를 상승 시킴을 의미한다. 또한 자기자본이 큰 경우 지속적인 주가 상승도 가능하다. 그러나 신용을 통한 주가상승은 한계를 지닌다고 이해할 수 있다. 따라서 규제당국이 만일 주식시장 버블을 우려할 시 신용조달비중을 조절함으로써 과도한 주가상승을 억제하는 것은 효과적인 방안이 아닐 수 있다. 그것보다는 본질적으로 차입비용의 가장 핵심적 요소가 되는 이자율 및 이자율과 관련한 규제를 통해 통제하는 것이 더욱 효과적인 것이다.

한편 위의 식 (9)의 균형 값에 대한 비교정태분석을 통해 몇 가지 사실을 도출해 낼 수 있다. 앞에서 설명된 것처럼  $\theta^* \leq \theta$ 인 영역에서만 투기적 공격의 주식거래가 발생한다는 점을 주목하자. 따라서  $\theta^*$ 의 증가는 투기적 공격에 의한 주식거래가 성립되는 구간의 확장을 의미하나  $\theta^*$ 의 감소는 투기적 행위의 제약을 의미한다. 주요변수들이  $\theta^*$ 에 미치는 효과에 대한 비교정태분석을 살펴본 후 정리 4로 요약하였다.

정리 4. 이자율 높을 때 투기행위의 발생 구간이 감소한다.

증명:  $f(\alpha, \theta^*) - \frac{p(n) - t}{(\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))} = 0$  라는 음함수로 설정 후 음함수정리를 통해  $\theta^*$ 와  $\gamma$ 에 대한 각각의 변화를 통해  $d\theta^*/d\gamma < 0$ 을 파악할 수 있다. 신용조달비용을  $R = (1 + \gamma)(1 - \beta)$ 로 정의 후  $\theta^*$ 와  $R$ 에 대한 각각의 변화를 파악하더라도

$d\theta^*/dR < 0$ 으로 도출된다.

위의 정리 4는 균형 상태에서 변수들 간의 관계를 파악한 것으로 정책 변수들이 균형  $\theta^*$ 에 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석한 결과이다. 그 결과 이자율의 상승 혹은 신용조달비용의 상승이 투기행위구간을 축소시키는 것으로 확인되었다. 따라서 정책당국은 주식시장이 실물경제흐름을 완전히 벗어난 투기적 흐름으로 인한 버블 형성 시 이자율 및 신용조달비용에 높이는 방식으로 규제하는 것이 효과적이다.

정리 5. 투기행위가담비율이 증가할수록 매수자들의 이익은 줄어들고 매도자들의 이익은 증가할 것이다.

증명: 매수자의 이익은  $p(n) - (\beta + (1 + \gamma)(1 - \beta))f(\alpha, \theta^*) - t$ 로 정의되고 매도자의 이익은  $f(\alpha, \theta^*) - v(\theta^*)$ 로 정의된다. 투기행위가담비율이 증가하면 주가  $f(\alpha, \theta^*)$ 가 상승하여 매수자들은 좀 더 비싸게 매수하고 매도자들은 덜 싸게 매도할 수 있게 되었다.

정리 5를 통해 매수자와 매도자 간의 이익변화를 살펴볼 수 있다. 정리 5는 동학개미운동에 의해 투기행위가담비율이 급증하여 주가가 상승하면 기존에 주식을 보유하고 있던 매도자들은 덜 손해를 보고 주식을 팔 수 있었고 반면 투기행위가담비율이 높아질수록 주식가격이 덜 하락하기 때문에 매수자들은 더 낮은 가격에서 매수할 수 있는 기회를 잃어버렸다. 혹은 매도자는 덜 손해를 봤고 매수자는 덜 이익을 본 것으로도 이해할 수 있을 것이다. 거래에 참여한 매수자들은 이익을 실현하였을 것이지만 그 이익의 폭은 감소한 것으로 이해할 수 있다. 왜냐하면 투기행위가담비율이 높았기 때문에 더 낮게 살 수 있었던 주식을 좀 더 비싸게 사야 했기 때문이다.

## V. 결론

본 연구는 최근 우리나라의 주식시장에서 발생했던 '동학개미운동'을 이해하고자 시작되었다. Morris&Shin(1998)의 연구를 기초로 하여 주식시장에 대한 분석모형을 설계한 후 분석을 시도하였다. 본 연구의 주요질문은 첫째 동학개미운동의 성립가능성 및 발생원인, 둘째 레버리지 투자에 대한 우려, 셋째 이 운동에 따른 시장 참여들의 손익 여부 등이었다. 질문에 대한 결론은 다음과 같다. 첫째, 투기적 행위가 발생하는 특정 구간이 존재한다는 것을 보임으로써 성립 가능성을 제시하였다. 둘째, 과거 내러티브가 현재의 주가가격에 영향을 미치고 있으며 내러티브의 영향에 의해 실물흐름과 무관한 주가상승이 발생할 수 있음을 보였다. 셋째, 이자율이 낮고 차입매수비중이 높으면 주가가 상승하기 때문에 레버리지 또한 주가를 상승시킨 주요인임을 확인하였다. 넷째, 투기행위를 제약할 필요가 있다고 판단한다면 정책당국은 신용비율(차입비중)보다는 이자율 및 이자율 관련 정책을 통해 통제하는 것이 효과적이다. 한편 본 연구의 분석모형 및 결과가 좀 더 일반화 되기 위해서는 공매도를 분석과정에 포함했어야 했다. 사실 공매도는 주식시장의 투자자들에게 매우 중요한 전략이다. 가령 공매도를 다루었던 Miller(1977), Harrion & Kreps(1978), Daimond & Verrecchia(1987) 연구들은 당시 큰 주목을 받았고 이후 수많은 후속연구들이 파생시켰다. 만일 동학개미운동 당시부터 현시점까지 규제당국에 의해 공매도가 금지된 기간이 아니었다면 본 연구 또한 공매도를 분석모형에 당연히 포함시켜 분석해야 했고 그로 인해 도출된 결론들이 좀 더 일반화된 의미를 가졌을 것이다. 이런 맥락에서 공매도를 분석모형에 포함하는 문제는 가장 선행되어야 할 후속 연구 주제로 판단된다.

## 참고문헌

- 박범조 (2011), “개별 주가에 반영된 시변 무리행동 연구”, **한국데이터정보과학회지**, 제 22권 3호, pp. 423-436.
- (Translated in English) Park, B.(2011). “Study on time-varying herd behavior in individual stocks”, *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, 22(3):423-436.
- \_\_\_\_\_ (2012). “주식시장의 비대칭 무리행동과 변동성 연구”, **한국증권학회지**, 제41권 3호, pp. 373-391.
- (Translated in English) Park, B.(2012). “A Study on Asymmetric Herding and Volatility in Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, 41(3):373-391.
- 윤성민·김경식 (2005), “시간척도와 외환시장의 효율성: 무리행동과 정보전달”, **경제학 연구**, 제53권 2호, pp. 145-168.
- (Translated in English) Yoon, K., and K., Kim (2005). “Time Scale and and Efficiency of Foreign Exchange Market: Herd Behavior and Information Transmission”, *The Korean Journal of Economic Studies*, 53(2):145-168.
- 윤성민·류수열 (2007), “시간척도, 정보비대칭성, 무리행동”, **금융학회지**, 제12권 4호, pp. 229-256.
- (Translated in English) Yoon, K., and S., Ryu (2007). “Time-scale, Information Asymmetry and Herd Behavior”, *Korean Journal of Money & Finance*, 12(4):229-256.
- 초흠흠·강주화·윤성민 (2015). “중국 주식시장에서 변동성 전이효과와 위험 최소화 포트폴리오”, **산업경제연구**, 제28권 6호, pp. 2381-2407.
- (Translated in English) Cho, H., J., Kang and S., Yoon (2007). “Volatility Spillover Effects and the Risk Minimizing Portfolios in Chinese

- Stock Markets”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 28(1):2381-2407.
- 최기홍·윤성민 (2019), “한국 주식시장에서의 무리행동과 투자자 심리에 대한 실증연구”, *금융공학연구*, 제18권 1호, pp. 21-45.
- (Translated in English) Choi, K., and S., Yoon (2019). “An Empirical Analysis on Herding Behavior and Investor Sentiment in Korean Stock Market”, *The Korean Journal of Financial Engineering*, 18(1):21-45.
- Avery, C., and P., Zemsky (1998). “Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets”, *American Economic Review*, 724-748.
- Avramov, D., T., Chordia and A., Goyal (2006). “The impact of trades on daily volatility”, *The Review of Financial Studies*, 19(4).
- Banerjee, A. (1992). “A simple model of herd behavior”, *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3):797-817.
- Bikhchandani, S., D., Hirshleifer and I., Welch (1992). “A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades”, *Journal of Political Economy*, 100(5):992-1026.
- Bikhchandani, S., and S., Sharma (2000). “Herd behavior in financial markets”, *IMF Staff papers*, 47(3):279-310.
- Blasco, N., and S., Ferreruela (2008). “Testing intentional herding in familiar stocks: an experiment in an international context”, *The Journal of Behavioral Finance*, 9(2):72-84.
- Carlsson, H., and E., Damme (1993). “Global games and equilibrium selection”, *Econometrica*, 989-1018.
- Chang, E., J., Cheng and A., Khorana (2000). “An examination of herd

- behavior in equity markets: An international perspective”, *Journal of Banking & Finance*, 24(10):1651-1679.
- Chen, N., R., Roll and S., Ross (1986). “Economic forces and the stock market”, *Journal of Business*, 383-403.
- Cipriani, M., and A., Guarino (2009). “Herd behavior in financial markets: an experiment with financial market professionals”, *Journal of the European Economic Association*, 7(1):206-233.
- Christie, W., and R., Huang (1995). “Following the pied piper: Do individual returns herd around the market?”, *Financial Analysts Journal*, 51(4):31-37.
- Diamond, D., and R., Verrecchia (1987). “Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information”, *Journal of Financial Economics*, 18(2):277-311.
- Froot, K., D., Scharfstein and J., Stein (1992). “Herd on the street: Informational inefficiencies in a market with short-term speculation”, *The Journal of Finance*, 47(4):1461-1484.
- Harrison, J., and D., Kreps (1978). “Speculative investor behavior in a stock market with heterogeneous expectations”, *The Quarterly Journal of Economics*, 92(2):323-336.
- Lakonishok, J., A., Shleifer and R., Vishny (1992). “The impact of institutional trading on stock prices”, *Journal of Financial Economics*, 32(1):23-43.
- Miller, E. (1977). “Risk, uncertainty, and divergence of opinion”, *The Journal of Finance*, 32(4):1151-1168.
- Morris, S., and H., Shin (1998). “Unique equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks”, *American Economic Review*, 587-597.

- Mukherjee, T., and A., Naka (1995). "Dynamic relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An application of a Vector Error Correction Model", *The Journal of Financial Research*, 2:223-237.
- Obstfeld, M. (1996). "Models of currency crises with self-fulfilling features", *European Economic Review*, 40(3-5):1037-1047.
- Pal, K., and R., Mittal (2011). "Impact of macroeconomic indicators on Indian capital markets", *The Journal of Risk Finance*.
- Park, B. (2007). "Trading volume, volatility, and garch effects in the South Korean won/US dollar exchange market: Evidence from conditional quantile estimation", *The Japanese Economic Review*, 58(3): 382-399.
- \_\_\_\_\_ (2011). "Asymmetric herding as a source of asymmetric return volatility", *Journal of Banking & Finance*, 35(10):2657-2665.
- \_\_\_\_\_ (2014). "Time-varying, heterogeneous risk aversion and dynamics of asset prices among boundedly rational agents", *Journal of Banking & Finance*, 43:150-159.
- Park, S., and Y., Kim (2018). "International policy coordination for financial regime stability under cross-border externalities", *Journal of Banking & Finance*, 97:177-188.
- Ratanapakorn, O., and S., Sharma (2007). "Dynamics analysis between the US Stock Return and the Macroeconomics Variables", *Applied Financial Economics*, 17(4):369-377.
- Shiller, R. (2017). "Narrative economics", *American Economic Review*, 107(4):967-1004.
- \_\_\_\_\_ (2020). "Understanding the Pandemic Stock Market". *Project Syndicate*.

Wongbampo, P., and S., Sharma (2002). "Stock Market and Macroeconomic Fundamental Dynamic Interactions: ASEAN-5 Countries", *Journal of Asian Economics*, 13:27-51.

## Abstract

This study analyzes ‘Donghak Ants Movement’<sup>11)</sup> after Covid-19 pandemic. In the present study, building upon the seminal work by Morris and Shin (1998), we set up a theoretical framework to investigate the phenomenon which has been spreading in South Korean stock market called ‘Donghak Ants Movement’. The result proves that there exists a region where there is a speculative investment. Second, narrative has an important role in driving stock market price up regardless of a stagnant real business cycle. Third, an increase in stock prices can be explained by a low interest rate or a high leveraged buyout.

※ Key words: Donghak Ants Movement, Narrative Economics, Global Game, Speculative Attack

---

11) It is likened to the Donghak Peasant Movement from Korea’s history.



# 심리변수가 손해보험 소비자의 의사결정에 미치는 영향: 위험회피수준 및 댓글감성을 중심으로\*

## The Effect of Psychology Factors on Property Insurance Buyers' Decision: New Evidence from Risk-aversion and Online Comments Sentiment

김 세 완\*\*·구 지 현\*\*\*·임 소 연\*\*\*\*·김 영 민\*\*\*\*\*

Sei-Wan Kim·Jeehyun Khu·Soyeon Lim·Young-Min Kim

본 연구는 심리변수가 손해보험 소비자의 의사결정(수입보험료)에 미치는 영향을 분석하였다. 심리변수로는 VKOSPI지수에서 도출한 위험회피수준과 온라인 댓글감성(긍정도)을 사용하였다. 주요 분석내용은 다음과 같다. 첫째, 심리변수인 위험회피수준 및 댓글감성과 (장기·상해·연금 보험)의 전체 수입보험료 간에는 그랜저인과(Granger causality) 관계가 있는 것으로 나타났다. 보험종목별로 구분하면, 위험회피수준과 댓글감성은 모두 장기보험의 수입보험료와 그랜저인과 관계가 있는 반면 위험회피수준은 연금, 댓글감성은 상해 보험의 수입보험료와 각각 그랜저인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 장기손해보험이 보장기능 외에 적립부분(저축보험료)이 포함된 상품이라는 특성상 심리변수의 영향을 더 많이 받기 때문인 것으로 보인다. 둘째, 충격반응 분석을 한 결과, 댓글감성보다 위험회피수준의 충격이 더 지속적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 보험이 금융상품이라는 특성상 주식시장의 충격에 더 민감한 것으로 해석된다. 본 연구 결과는 보험소비자에 대한 이해도를 제고할 뿐만 아니라 보험회사의 영업 전략 수립 등에도 활용될 수 있을 것이다.

**국문 색인어:** 위험회피수준, 댓글감성, 손해보험, 그랜저인과, 충격반응

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051605, B211600, C120302

\* 이 논문은 2019년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 중견연구자지원사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2019S1A5A2A01041891).

\*\* 이화여자대학교 경제학과 교수([swan@ewha.ac.kr](mailto:swan@ewha.ac.kr)), 제1저자

\*\*\* 이화여자대학교 행동사회경제학 협동과정 석사([areyoudan@hotmail.com](mailto:areyoudan@hotmail.com)), 공동저자

\*\*\*\* 이화여자대학교 경제학 박사과정([limsoyun2000@naver.com](mailto:limsoyun2000@naver.com)), 공동저자

\*\*\*\*\* 강원대학교 글로벌인재학부(지역경제전공) 조교수([ymkim1@kangwon.ac.kr](mailto:ykim1@kangwon.ac.kr)), 교신저자  
논문 투고일: 2020. 9. 25, 논문 최종 수정일: 2021. 2. 10, 논문 게재 확정일: 2021. 8. 20

## I. 서론

### 1. 연구 배경

보험은 위험에 따른 경제적 손실을 대비하기 위한 상품으로 크게 생명보험과 손해보험으로 나눌 수 있다. 생명보험이 피보험자의 생존 또는 사망을 보험사고로 하고 있는데 비해 손해보험은 피보험자의 재산상의 손해를 보상하는 보험이다. 즉, 생명보험은 피보험자의 사망이 확실하지만 ‘언제’ 보험사고가 발생할지 알 수 없는 반면 손해보험은 보험사고의 발생여부, 발생시기, 발생의 규모 등의 ‘모든’ 것이 불확실하다. 따라서 손해보험은 생명보험에서 보장하는 위험(사람의 생(生)·사(死))을 제외하고 일상생활 중에서 발생하는 인적·물적 사고에 따른 손실을 보상하는 금융상품으로 위험의 대상과 범위가 매우 넓다. 이러한 이유 등으로 손해보험을 ‘일반적인 보험(General Insurance)’ 또는 ‘생명보험을 제외한 모든 보험(Non-life Insurance)’이라고 부른다(손해보험협회 2012). 2018년 기준 우리나라 가구당 손해보험의 가입률은 91.0%로 생명보험 가입률(85.9%)보다 높은 반면 보험에 대한 민원도 지속적으로 발생하고 있어 보험회사 입장에서는 신규 가입자뿐 아니라 기존 가입자의 보험계약 유지도 중요하다(보험연구원 2019). 따라서 본 연구에서는 보험 보험소비자의 의사결정 과정을 이해하기 위한 학문적인 목적뿐만 아니라 보험회사 경영에 있어서의 시사점도 도출하기 위하여 손해보험의 수입보험료(신규 보험 가입과 해약의 차액)를 분석한다. 특히, 손해보험에는 장기보험, 연금보험, 상해보험, 자동차보험 등 다양한 상품이 있으나 자동차보험은 법규상 의무적으로 가입하여야 하며 해상·화재·보증보험 등은 기업 활동의 영향을 받는 경향이 있다. 이에 본 연구에서는 보험소비자의 심리변수가 의사 결정에 미치는 영향에 집중하기 위하여 손해보험 중 장기·연금·상해 종목의 수입보험료를 연구대상으로 한다.

한편, 행동재무이론(behavioral finance)에 따르면 소비자는 의사결정을 할 때 합리적이지 않다. 즉, 의사결정을 위한 근거 자료, 전문지식, 시간 등이 부족하여 제한적 합리성을 가지며(bounded rationality), 감정(sentiment) 등의 영향을 받는다. 특히 보험은 복잡한 금융상품이라는 점에서 보험소비자가 의사결정을 할 때 심리변수의 영향을 받는지

분석할 필요가 있으며, 이는 보험소비자에 대한 이해도를 제고할 뿐만 아니라 보험회사의 영업 전략 수립 등에도 활용될 수 있다.

본 연구는 보험이 금융상품이라는 점에서 금융시장을 대변하는 변수인 주식시장의 변동성지수(VKOSPI)을 이용하여 산출한 위험회피수준 및 온라인상에서 자유롭게 의견을 피력하는 보험에 대한 댓글의 감성(긍정도) 등을 심리변수로 사용하여 이들 변수가 손해보험 소비자의 의사결정(수입보험료)에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 구체적으로 위험회피수준 및 댓글감성과 (장기·상해·연금 등 모두 포함한) 전체 수입보험료 및 보험종목별로 그랜저인과(Granger causality) 관계가 있는지 분석한다. 또한, 위험회피수준과 댓글감성의 충격에 대해 전체 수입보험료 및 보험종목별 반응(충격반응)을 분석한다. 본 연구는 위험회피수준 및 댓글감성 등의 심리변수를 사용하여 보험소비자의 의사결정에 미치는 영향을 처음으로 분석하였다는 점에서 그 의미가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 II장에서는 위험회피수준, 댓글감성 등 심리변수 및 보험소비자의 의사결정에 영향을 미치는 것으로 알려진 거시경제 변수 등 사용변수와 데이터에 대해 살펴본다. III장에서는 그랜저인과 관계 및 충격반응 등의 분석 모형과 결과를 설명한다. 마지막으로 IV장에서는 본 연구의 결과를 요약한다.

## 2. 기존 연구

보험은 위험관리 상품으로 소비자의 위험회피수준이 보험소비자의 의사결정(보험수요)에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. Dionnie & Eeckhoudt(1985)는 위험회피수준이 높을수록 위험의 정도가 낮고 손실이 크지 않은 금융상품인 보험을 선호하는 것을 발견하였으며, 김철현·임용택(2003), 천성용·조은성(2017) 등은 소비자의 위험회피도가 증가할수록 보험수요도 커진다고 주장하였다. 허경옥 등(2012)도 위험을 추구하는 집단일수록 안전금융자산 보유 비중이 낮으며 위험회피집단의 경우는 안전 자산을 더 많이 보유한다고 주장하였다. 이들 기존 연구는 개별 소비자의 위험회피수준을 측정하기 위해 “귀하의 위험회피성향은 얼마입니까?” 등과 같은 설문조사를 이용하였으며 보험종목별로도 분석하지 않았다. 설문조사에서는 표본 규모의 한계 및 편향 등의 문제가 발생할 수 있다(김해

연·김시월 2016 등).<sup>1)</sup> 특히 보험이 가계 금융자산에서 위험회피 수단으로 이용되고 있다는 점에서 주식시장의 위험수준(변동성)이 보험소비자의 의사결정(보험수요)에 미치는 영향을 분석할 필요가 있다. 실제로 우리나라 가계의 금융자산을 살펴보면, 현금·예금 비중이 42%, 금융투자상품, 25.7%, 보험이 31.5%를 보이고 있어 보험 수요는 주식시장과 직간접적 연관이 있을 것이다(금융투자협회 2015).

한편, 정보기술의 발달로 인터넷 사용자가 급증하고 있으며 이들은 온라인상에 자신의 의견을 자유롭게 표현한다. 정지선(2015)은 인터넷상의 특정 기업에 대한 뉴스 데이터를 수집하여 감성분석을 실시함으로써 주가가격에 대한 예측을 시도하였으며 Random Walk 방안에 따른 예측력에 비해 뉴스데이터를 이용하여 감성사전을 구축하였을 때 개별 주가의 예측률이 더 높아 심리변수로서의 가능성을 보여 주었다. 김유신 등(2017)은 소셜 빅데이터를 이용하여 온라인 소비자 감성지수(e-CCSI)를 개발하였으며, 한국은행이 매일 집계하여 발표하고 있는 소비자심리변수지수(CCSI)와 강한 상관관계를 보여 심리변수로서 사용 가능함을 보여주었다. 이에 송민채·신경식(2017) 등은 뉴스기사를 이용한 소비자 경기심리변수지수가 소비자심리변수지수(CSI)에 비해 속보성이 높고 커버리지가 넓어 경제에 미치는 영향을 더 빠르게 파악할 수 있어 경기판단자료로도 잠재적 가능성이 크다고 주장하였다. 이와 같이 댓글감성을 이용한 심리분석이 주가예측, 콘텐츠 소비 예측, 상품 구매 평가 분석 등 다방면에서 활용되고 있으나, 아직까지 댓글감성이 보험소비자의 의사결정에 미치는 영향을 분석한 연구는 없는 것으로 보인다.

이전 연구들과 비교하여 본 연구의 방법론적 특징은 다음의 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 본 연구에서는 빅데이터(big-data) 자료 수집을 이용하여 보험소비자들의 인터넷 공간에서 손해보험에 대한 심리적 요인을 ‘댓글감성’으로 변수화하여 이 심리변수가 손해보험의 수입보험료에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 데서 이전의 연구와 차별성이 있다. 둘째, 보험은 기본적으로 위험을 회피하는 수단이어서 금융 소비자들의 위험회피 정도가 보험수요에 영향을 미치리라는 합리적 예상이 가능하다. 이에 이전의 연구에서 변수화되지 않았던 ‘위험회피(risk-aversion)’를 변수화하였으며, 특히 주식시장의 변동성

1) 한편 기대효용이론(Expected Utility Theory)을 이용하는 방법으로 김철현·임용택(2003); 이윤호·이형기(2013) 등의 연구가 있다.

지수(VKOSPI)를 ‘위험회피’ 대용변수로 사용하여(Bekaert, 2003 등) 위험회피가 손해보험의 수입보험료에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다는 데서도 이전 연구와 차별성이 있다.

이와 같이, 본 연구는 보험이 가계 금융자산 중 위험관리 수단으로 사용되고 있는 금융상품이라는 점에서 주식시장에서 도출한 위험회피수준 및 온라인 뉴스의 댓글에서 나타나는 보험에 대한 댓글감성 등을 심리변수로 사용하여 이들 심리변수가 손해보험의 장기·연금·상해 종목의 수입보험료에 미치는 영향을 처음으로 분석한다는 점에서 의의가 있다. 이는 보험소비자에 대한 이해도 제고 뿐 만 아니라 보험에 대한 수요예측 등 보험회사의 영업 전략 수립에도 활용될 수 있을 것이다.

## II. 데이터

본 연구는 손해보험 중에서 범규 및 기업활동의 영향을 덜 받는 장기·연금·상해 종목의 수입보험료를 연구대상으로 한다. 분석기간은 글로벌 금융위기 이후인 2010년 1월에서 2018년 12월까지이며 월별 변수를 사용하였다.<sup>2)</sup> 심리변수 등 사용변수에 대한 구체적인 산정 방법은 다음과 같다.

### 1. 위험회피 수준

본 연구에서는 다음과 같은 이유로 위험회피수준을 산출하기 위하여 주식수익률을 이용한다. 첫째, 기존 연구에 따르면 주식수익률 등 금융시장이 수입보험료에 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며(황진태·서대교 2010; 류건식·이봉주 2011 등), 금융시장에서 위험

2) 글로벌 금융위기 전후를 구분하는 시점은 연구자마다 상이하다. 김원혁·곽노선(2016)의 경우 리만브라더스의 파산과 함께 글로벌 금융위기의 충격이 직접적으로 발생한 2008년 9월을 기준으로 삼았다. 반면 이창섭 외(2019)은 2010년 이후를 기준으로 하고 있다. 또한 저자들이 우리나라와 미국 실질 GDP와 산업생산지수의 증가율을 이용하여 글로벌 금융위기로 인한 시계열의 구조적 변화(structural break)를 추정하여도 2008년에서 2010년 사이의 기간에 넓게 분포되어 있었다. 따라서 본 연구에서는 글로벌 금융위기가 지나 금융시장이 안정화된 2010년부터를 연구기간으로 한다.

은 일반적으로 주식시장의 변동성으로 나타낸다. 예를 들어 미국의 공포지수라고 하는 VIX 지수도 일별 주가수익률을 이용하여 산출된다(최훈철 2009). 둘째, 가계 금융자산관리 차원에서 보험이 위험관리 수단으로 활용되고 있다는 점에서 보험에 대한 수요(수입보험료)는 주식시장 등 금융시장의 직간접적인 영향을 받을 것이다. 셋째, 우리나라 주식시장에서 개인투자자의 거래 비중은 매우 높다. 예를 들어 2018년 말 현재 개인투자자의 거래비중이 67.6%를 차지하고 있어 (코스피지수의) 주식수익률은 개인투자자의 투자심리를 나타낸다고 할 수 있다(김영민·김세완 2014).

위험회피수준을 산출하는 구체적인 과정은 다음과 같다. 먼저 일별 주식수익률을 이용하여 아래 (1)식과 같이 월평균분산(Realized Variance; RVAR)을 도출한다. (1)식에서  $S_i$ 는 일별 주가이며  $RVAR_t$ 은 영업일의 일별 주가 상승률을 월평균 분산으로 계산한 다음 연율화하여 월단위 데이터로 환산하였다.

$$RVAR_t = \frac{\sum_{i=1}^p \ln(S_i/S_{t-1})^2}{1 \text{ month}} * \frac{252}{12} \quad (1)$$

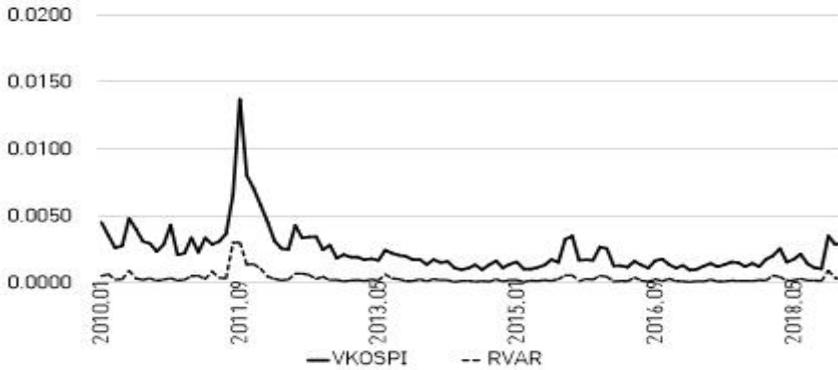
한편 VKOSPI의 월말 값( $raw\ VKOSPI_t$ )으로 월별 분산데이터를 계산하였다. VKOSPI 지수는 국내 코스피 200 옵션가격에 내재된 미래 기초자산의 변동성을 나타내며 주식시장의 변동성이 클 것이라고 예상하는 투자자가 많은 경우 지수가 상승한다. 한국 거래소는 VKOSPI를 2009년 4월 13일부터 매일 발표하고 있으며, 이는 미국의 VIX하고 유사하다.<sup>3)</sup> RVAR과 VKOSPI의 추이는 유사하게 나타나고 있다(〈Figure 1〉 참조).

$$VKOSPI_t = \left( \frac{raw\ VKOSPI_t}{100} \right)^2 / 12 \quad (2)$$

3) 최훈철(2009) 등은 VKOSPI와 VIX 지수가 공정분산 스왑방식을 통해 도출되고 음(-)의 자기 상관관계를 보이며 추세가 지속되는 점 등을 근거로 두 지수가 유사하다고 지적하였다. 최민지(2016)도 VKOSPI를 VIX지수로 대체하여 위험회피수준을 분석하였다.

〈Figure 1〉 Trend of VKOSPI and RVAR

The abbreviations of variables are RVAR(Realized Variance), KOSPI(Volatility index of KOSPI200).



이들 RVAR과 VKOSPI을 이용하여 (3)~(4)식과 같이 위험회피수준과 불확실성을 분해 하였으며(Bekaert et al. 2013; 최민지 2016), 분석 결과는 〈Table 1〉과 같다.

$$RVAR_t = \beta_0 + \beta_1 RVAR_{t-1} + e_t \tag{3}$$

$$RVAR_t = \beta_0 + \beta_1 RVAR_{t-1} + \beta_2 VKOSPI_{t-1} + e_t \tag{4}$$

〈Table 1〉 Regression Results

The sample period in this study is from January 2010 to December 2018.

	(3)	(4)
$\hat{\beta}_0$	0.0001 <sup>***</sup> (0.0003)	0.0001 <sup>*</sup> (0.0713)
$\hat{\beta}_1$	0.6385 <sup>***</sup> (0.0000)	0.6006 <sup>***</sup> (0.0001)
$\hat{\beta}_2$	-	0.0114 (0.7657)
Adjusted $R^2$	0.4023	0.3972

Notes: 1) \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.

2) t-values appear in the brackets.

(3)식 결과가 (4)식보다 계수의 유의수준이 상대적으로 높고 수정  $R^2$  값도 높아 (3)식 결과를 이용하여 정리하면 (5)식과 같다.

$$RVAR_t = 0.0001 + 0.6385RVAR_{t-1} + e_t \quad (5)$$

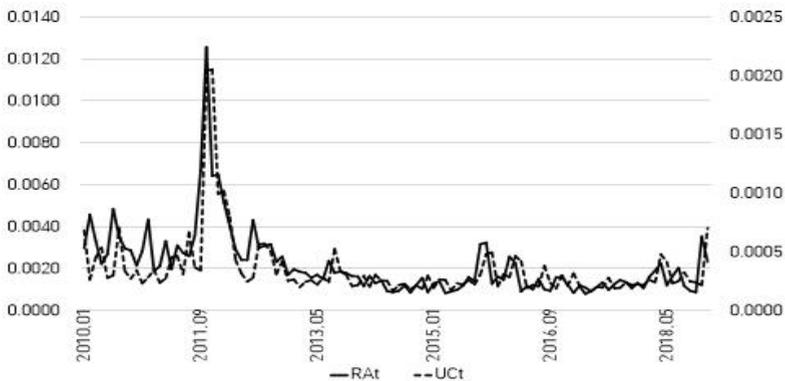
(5)식에서 잔차를 제외한 추정치( $\widehat{RVAR}_t$ )는 위험에 대한 태도가 제거된 시장의 순수 불확실성(Uncertainty,  $UC_t$ )으로 볼 수 있다. 이에 따라 (6)식과 같이 VKOSPI 지수에서 (5)식에서 잔차를 제외한 시장의 순수 불확실성값인  $UC_t$ 를 차감하여 위험회피수준인  $RA_t$ (Risk-Aversion)을 도출할 수 있다.

$$RA_t = VKOSPI_{t-1} - \widehat{RVAR}_t \quad (6)$$

〈Figure 2〉는 (1)~(6)식을 통해 도출된 2011년 1월부터 2018년 12월까지의 불확실성( $UC_t$ )과 위험회피수준( $RA_t$ )의 흐름을 보여주며 이들 변수의 추세가 유사함을 알 수 있다.<sup>4)</sup> 이와 같은 방법으로 산정된 위험회피수준( $RA_t$ )을 심리변수로 사용한다.

〈Figure 2〉 Trend of  $UC_t$  and  $RA_t$

The abbreviations of variables are  $UC_t$ (Uncertainty),  $RA_t$ (Risk-aversion).



4) 2011년 유럽의 국가 부채 위기로 촉발된 경제위기 시기에 불확실성과 위험회피 수준이 다른 시기보다 큰 폭으로 증가하였다.

## 2. 댓글감성

소셜 미디어에 게시된 글에 나타난 사람들의 감성을 ‘소셜 감성’이라 하며, 이러한 감성(sentiment)은 투자 결정 등에 영향을 줄 수 있어 소셜 감성을 파악하는 것은 사람들의 행동을 설명하거나 예측하는데 있어 유용하다. 그중에서도 소셜 감성을 통해 자산시장의 변화를 예측하는 연구가 활발하게 이루어지고 있다(Akerlof and Shiller 2010; 김태환 등 2014; 유상이 등 2019; 김세완 등 2020).

이에 본 연구에서는 또 다른 심리변수로 보험에 관한 뉴스에 달린 댓글감성을 사용하여 보험소비자의 의사결정에 미치는 영향을 분석한다. 먼저, 대형 포털 사이트인 ‘NAVER’에서 ‘보험 가입’을 키워드로 한 뉴스를 검색하여 해당하는 뉴스에 달려있는 댓글을 크롤링(Crawling)하였다. 2011년 1월부터 2018년 12월까지 총 13만 건의 댓글을 수집하였으며 매월 평균 약 1,300건 이상의 댓글이 분석 대상이 된다. 수집된 댓글은 클린징 작업 후 Konlpy의 ‘Komoran’ 형태소 분석기를 이용하여 형태소 단위로 토큰화(Tokenize)하였다. 다음으로 분해된 형태소 단위의 단어를 매칭시킬 수 있는 감성사전을 구축하였다. 감성사전은 한국어 감성사전인 KOSAC(Korean Sentiment Analysis Corpus)에서 제공하는 어휘 목록을 기본으로 사용하였다. KOSAC에서 제공한 어휘 목록 중 긍정/부정의 극성이 명확하지 않고 중립적인 단어들도 다소 포함되어 있어 판단 비율이 0.5 이상인 주요 품사(일반명사, 형용사, 동사 선어말어미, 어근, 감탄사)만을 별도로 추출하여 기본 감성사전을 구축하였다.

그러나 KOSAC 감성사전은 뉴스 기사를 기반으로 구축되었기 때문에 표준 언어 위주로 구성되어 온라인에서 사용되는 언어 형태를 반영하지 못하며 생활, 사회의 주제를 대상으로 하는 뉴스 기사를 위주로 분석되어 ‘보험’ 혹은 ‘경제’와 관련된 단어도 포함되지 않는 한계가 있다. 또한, 조하나(2013) 등의 연구에 따르면 인터넷 뉴스 댓글을 감성 분석 시 비속어 혹은 은어를 고려하는 것이 고려하지 않을 때보다 실제 리서치 조사와 유사한 의견을 파악할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이를 보완하고 온라인 댓글의 감성 분석력을 제고하기 위하여 인터넷에서 사용되는 신조어 등을 감성사전에 추가하였다. 인터넷에서 사용되는 신조어 등은 위키피디아의 ‘대한민국의 인터넷 신조어 목록’에서 댓글에서 높은 빈도

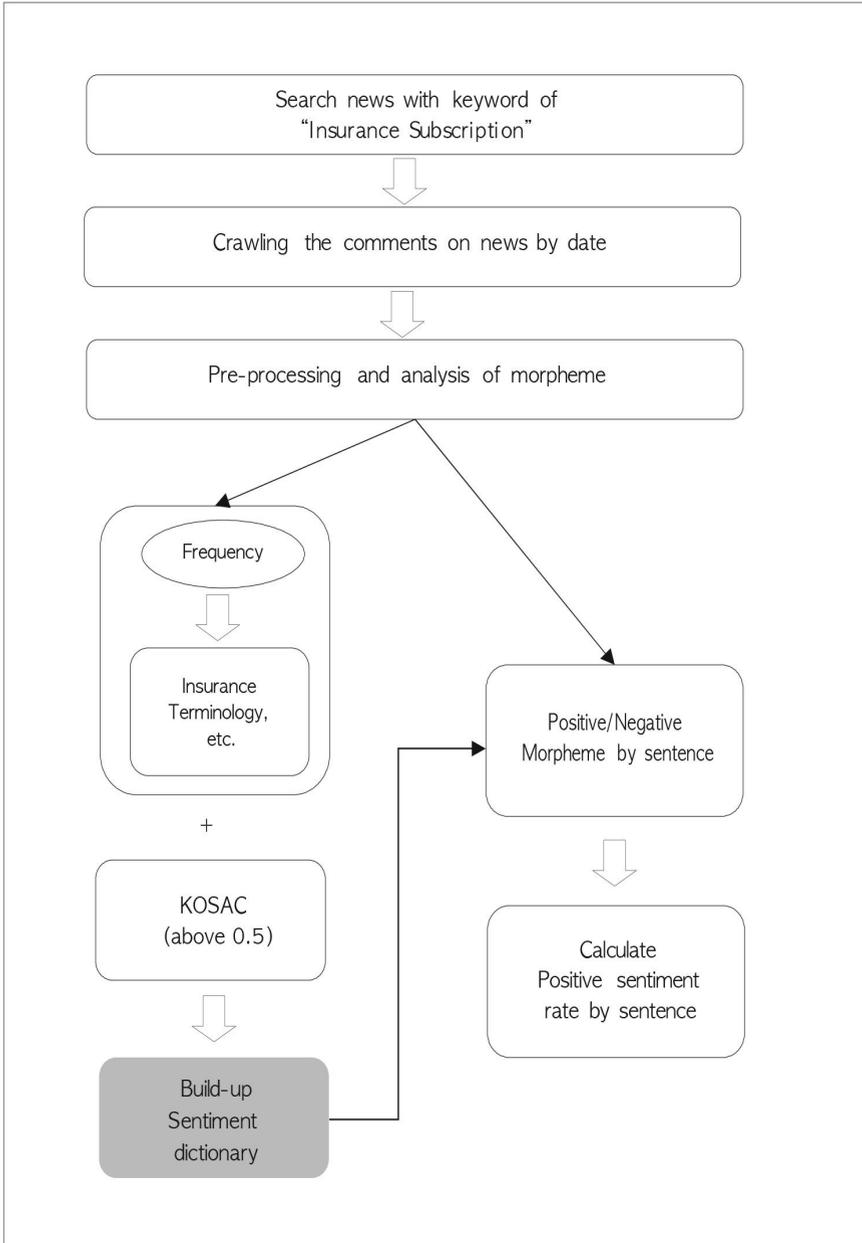
로 출현하는 단어를 추려내어 감성사전에 포함하였다. 즉, 전체 댓글의 형태소 단위 어휘를 기준으로 빈도 분석을 실시하여 상위 빈도의 단어 중에서 감성을 나타내는 단어는 감성사전에 포함하였다.

다음으로 일별로 분류되어 수집된 댓글의 어휘를 새롭게 구축한 감성사전에 대응시켰다. 댓글에 포함된 어휘가 감성사전의 긍정어, 부정어 목록에 포함되어 있는 경우, 단순히 그 어휘의 개수를 세지 않고 KOSAC에서 판단한 판단 비율을 바탕으로 긍정도를 판단하였다. 다만 KOSAC에 포함되어 있지 않고 새로 감성사전에 추가한 감성 어휘들은 모두 판단 비율을 '1'로 적용하였으며, 각 댓글은 감성사전에 대응되어 측정된 긍정비와 부정비를 이용하여 아래 (7)식에 따라 긍정도를 측정하였다.

$$\text{긍정도} = \frac{\text{긍정비} - \text{부정비}}{\text{긍정비} + \text{부정비}} \quad (7)$$

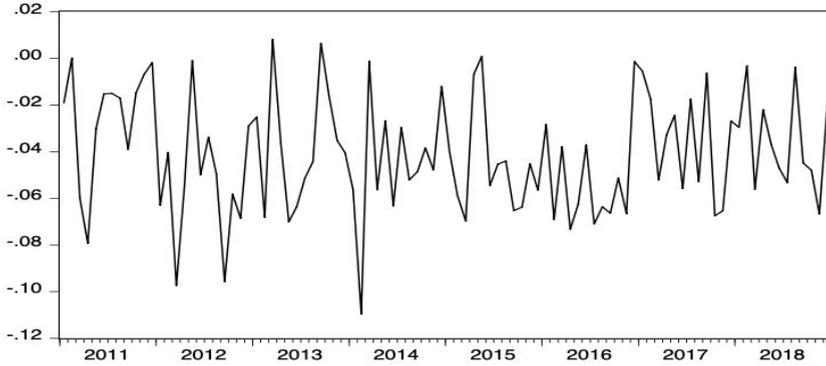
긍정도가 측정된 각 댓글은 다시 월 단위로 평균화하여 월 평균 기사 댓글의 긍정도를 산출하였다. <Figure 3>은 댓글 긍정도 산출 과정이며, 월별 댓글감성의 긍정도 추이는 <Figure 4>와 같다.

〈Figure 3〉 Process for Positive Sentiment Rate



〈Figure 4〉 Trend of Positive Sentiment Rate

Positive sentiment rate is the monthly average from daily positive comments.



### 3. 기타 변수

심리변수로 구축한 위험회피수준과 댓글감성(긍정도) 변수 외에 보험의 수요에 영향을 미치는 것으로 알려져 있는 거시경제 변수, 즉, 이자율(국고채 5년 금리), 물가(CPI), 실업률(계절조정), 소득 대용 변수로 전산업생산지수, 주가지수(KOSPI)(월별평균지수), 소비자심리변수지수(CSI) 등을 사용하였다(황진태·서대교 2010; 류건식·이봉주 2011 등). 특히 소비자의 경제 인식에 따라 수입보험료의 변동의 영향을 파악하기 위하여 생활형편, 가계수입전망, 소비지출전망 등 6개의 주요 개별 지수를 표준화하여 합성하여 전반적인 소비자 심리변수를 종합적으로 판단하는 데 유용한 지수인 소비자심리변수지수(CSI)도 추가하였다.

## III. 추정 모형 및 결과

### 1. 그랜저인과(Granger causality) 관계 분석

본 절에서는 수입보험료에 영향을 미치는 심리변수와 거시경제변수를 포함하는 다변량 벡터자기회귀(Vector Auto-Regressive; VAR)모형을 이용하여 그랜저 인과관계

(Granger causality)를 분석한다.

먼저 이들 변수간 상관관계를 분석한 결과는 <Table 2>와 같으며 상관관계는 상대적으로 높지 않아 다중공선성 등의 문제는 없는 것으로 보인다.

<Table 2> Correlation between variables

The variables are monthly data from Jan. 2010 to Dec. 2018.

	Risk-aversion	Comments sentiment	Interest rate	Inflation	Unemployment rate	Income increase rate	Stock return	Consumer Survey Index
Risk-aversion	1.0000	0.1558	0.3997	0.2681	-0.3346	-0.0233	-0.3217	-0.0486
Comments Sentiment	0.1558	1.0000	0.0709	0.1663	-0.0665	-0.0979	-0.0631	0.0087
Interest rate	0.3997	0.0709	1.0000	-0.0294	-0.4144	-0.0381	-0.0763	-0.0448
Inflation	0.2681	0.1663	-0.0294	1.0000	0.0402	-0.0199	-0.3959	0.0245
Unemployment rate	-0.3346	-0.0665	-0.4144	0.0402	1.0000	-0.0449	-0.0099	-0.0845
Income increase rate	-0.0233	-0.0979	-0.0381	-0.0199	-0.0449	1.0000	-0.0848	-0.1358
Stock return	-0.3217	-0.0631	-0.0763	-0.3959	-0.0099	-0.0848	1.0000	0.3973
Consumer Survey Index	-0.0486	0.0087	-0.0448	0.0245	-0.0845	-0.1358	0.3973	1.0000

또한 사용변수들에 대해 단위근 검정(Augmented Dickey-Fuller test)을 수행한 결과 모두 안정적이었으며 시차(lag)는 AIC 등을 통해 시차 '2'가 적정한 것으로 나타났다. 구체적인 분석 모형은 아래 (8)식과 같으며 특히 그랜저인과 관계를 분석하기 위해 귀무가설  $H_0: \gamma_i = 0 (i = 1, 2)$ 을 설정하고 모수의 F검정을 사용하여 유의성 여부를 판정한다. 즉, 귀무가설이 기각되면 X와 Y간 그랜저인과(Granger causality) 관계가 있는 것을 의미한다.

$$\Delta Y_{j,t} = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{k,t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{k,t-i} + \mu_t \quad (8)$$

여기에서  $Y$ =종속변수(수입보험료)

$X$ =독립변수

$i$  =시차(lag=2)

$j$ =전체 및 보험종목(장기·연금·상해 보험)

$k$ =심리변수(위험회피수준 및 댓글감성)와 거시경제변수(이자율, 물가, 실업률, 소득, 주가, 소비자심리지수)

(8)식 추정결과 중 위험회피수준과 댓글감성이 전체 및 종목별 수입보험료에 미치는 영향을 정리하면 <Table 3>과 같다. 위험회피수준은 시차 '1'이 전체 및 장기, 연금 등의 수입보험료에 10% 수준에서 유의하게 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 평균적으로 1달 전 위험회피 수준의 증가는 대부분 손해보험 수입보험료에 양(+의 영향을 주고 있음을 의미한다. 하지만 상해보험의 경우 위험회피수준이 수입보험료에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 반면 댓글감성은 시차 '2'가 전체, 장기, 상해 등의 수입보험료에 10% 수준에서 유의하게 영향을 주었다. 이러한 결과 역시 평균적으로 2달 전 댓글감성의 변화가 수입보험료에 영향을 미치고 있음을 보여준다. 이와 같이, 위험회피수준과 댓글감성 모두 수입보험료에 유의한 영향을 주며 위험회피수준(시차 1)이 댓글감성(시차 2)보다 빠르게 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 댓글감성보다 금융시장의 위험회피수준이 더 빠르게 수입보험료에 영향을 준다는 것을 의미한다.

〈Table 3〉 The Effect of Psychology Factors on Property Insurances

	Total	Long-term Insurance	Pension Insurance	Accident Insurance
Risk-aversion (-1)	4.4901* (-1.6902)	2.3603* (-1.7943)	7.9856** (-1.9128)	12.7716 (-0.2654)
Risk-aversion (-2)	2.0619 (-0.7627)	2.3658 (-0.9943)	0.6752 (-0.1804)	1.6668 (-0.0384)
Comments sentiment(-1)	-0.0839 (-1.0922)	-0.0167 (-0.2442)	-0.1299 (-1.2285)	-0.8826 (-0.7084)
Comments sentiment(-2)	0.1329* (-1.6671)	0.1599** (-2.2877)	0.0113 (-0.1013)	-0.2976* (-1.7998)

Notes: 1) \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.  
 2) t-values appear in the brackets.

〈Table 4〉 Granger Causality from Psychology Factors to Property Insurance

	Total		Long-term insurance		Pension Insurance		Accident Insurance	
	p-value	Granger causality	p-value	Granger causality	p-value	Granger causality	p-value	Granger causality
Risk-aversion	0.0001***	Yes	0.0019***	Yes	0.0298**	Yes	0.5621	No
Comments sentiment	0.0793*	Yes	0.0873*	Yes	0.5924	No	0.0670*	Yes

Note: \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.

한편, 〈Table 4〉는 심리변수와 수입보험료 간 그랜저인과 관계를 분석한 결과이며 주요 내용은 다음과 같다.5) 첫째, 장기·상해·연금의 전체 수입보험료의 경우, 심리변수인 위험회피수준과 댓글감성이 모두 귀무가설을 기각함으로써 전체 수입보험료와 이들 변수간 그랜저인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 위험회피수준은 1% 유의수준, 댓글감성과 소비자심리변수지수는 10% 유의수준에서 그랜저인과 관계를 보여 심리변수가 전체 수입 보험료에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 보험종목별 그랜저인과 관계를 분석하면, 위험회피수준과 댓글감성은 모두 10% 유의수준에서 장기보험과 그랜저인과 관계가 있는

5) 수입보험료에 대한 전체 변수들의 그랜저인과 관계는 〈Appendix Table 1〉, 〈Appendix Table 2〉에 포함하였다.

것으로 나타났다. 반면, 위험회피수준, 댓글감성은 각각 5%, 10% 유의수준에서 연금보험 및 상해보험과 그랜저인과 관계에 있는 것으로 나타났다. 이와 같이 장기보험에서는 심리 변수가 모두 그랜저인과 관계를 나타냈으며, 이는 장기보험이 보장기능 외에 적립부분(저축보험료)이 포함된 상품이라는 특성상 심리변수의 영향을 더 많이 받기 때문으로 보인다.<sup>6)</sup> 반면 상해보험은 일상생활에서 발생할 수 있는 상해와 직접적으로 관련되어 금융시장의 위험회피수준과는 직접적인 그랜저인과 관계를 나타내지 않은 것으로 보인다.

이와 같이 위험회피수준 및 댓글감성과 수입보험료 간에는 그랜저인과 관계가 나타났다. 즉, 이들 심리변수와 전체 및 장기보험 간에는 그랜저인과 관계를 보였으며, 위험회피수준과 댓글감성은 각각 연금보험, 상해보험과 그랜저인과 관계를 나타냈다. 이는 심리변수가 보험소비자의 의사결정에 영향을 미친다는 것으로 특히 장기보험은 저축성 특성이 강해 다른 보험들보다 심리변수의 영향에 더 민감한 것으로 보인다.

## 2. 충격 반응(Impulse Response) 분석

예상치 못한 변화 충격이 주어졌을 때 수입보험료의 반응을 분석하기 위하여 아래 (9)식과 같이 충격 반응을 분석하였다.

$$X_t = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \Psi_p \varepsilon_{t-p} \quad (9)$$

위의 식에서  $\Psi_p$ 는  $t$ 기의  $\varepsilon_t$ 의 충격에 대해  $p$ 시점 후의  $X$ 의 변화를 나타내는 충격반응을 나타낸다. 충격반응을 나타내는 그래프에서  $X$ 축은 충격이 발생한 다음 10기까지 보여준다. 앞의 그랜저인과 관계 분석에서 위험회피수준 및 댓글감성은 전체 및 장기보험의 수입보험료와 그랜저인과(Granger causality) 관계를 보인 반면 위험회피수준은 연금보험, 댓글감성은 상해보험과 각각 그랜저인과 관계를 나타냈다. 이에 본 절에서는 위험회피수준 및 댓글감성의 충격에 따른 전체 및 장기 수입보험료의 반응을 분석하고, 또한 위험회피수준 및 댓글감성의 충격에 따른 연금 및 상해 수입보험료의 반응을 각각 분석하였다.

6) 이는 <부록>에서와 같이 소비자심리지수 변화율이 장기보험에 그랜저인과 관계를 나타낸 것 과도 연관된다.

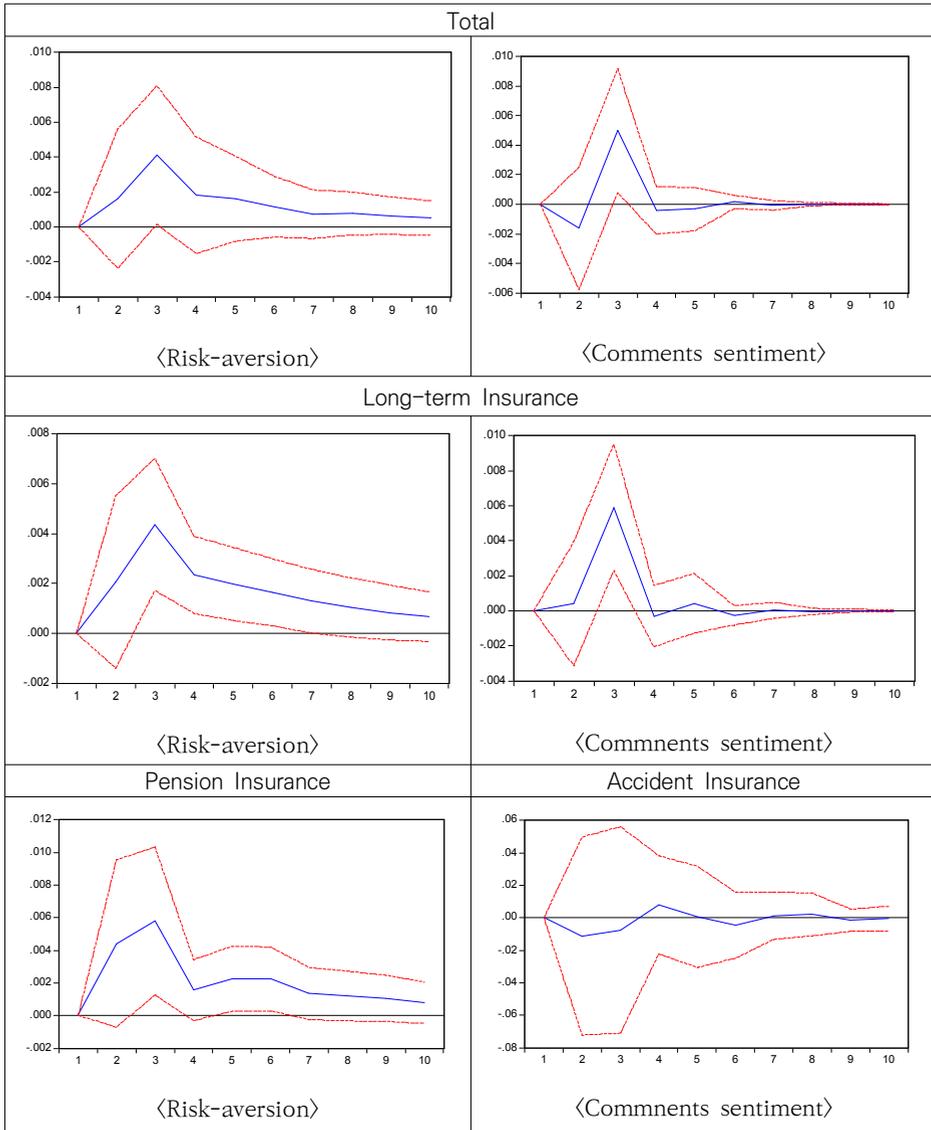
〈Figure 5〉는 전체 수입보험료 및 종목별 수입보험료에 대한 충격반응을 분석한 결과이며 주요 내용은 다음과 같다. 첫째, 위험회피수준의 충격에 대해 전체 수입보험료는 초기에는 0.010~-0.002의 반응을 보이다가 점차 줄어들기는 하지만 10개월까지 충격이 지속되는 모습을 보였으며 특히 양(+)의 반응이 더 크게 나타났다. 한편, 댕글감성의 충격에 대해서는 초기에 0.010~-0.006의 반응을 보이다가 점차 줄어들어 6개월 이후에는 영향이 거의 사라지는 모습을 보였다. 이와 같이 위험회피수준의 충격이 댕글감성보다 훨씬 더 오래 지속되는 반면 반응 크기는 댕글감성에서 다소 크게 나타났다.

둘째, 보험종목별로 분석하면, 위험회피수준의 충격에 장기 수입보험료는 초기에 0.008~-0.002의 반응을 보였으며, 10개월 이후에도 충격이 지속되는 모습을 보였다. 연금보험의 경우에도 초기에 0.012~-0.002의 반응이 나타났으며, 10개월 이후에도 충격이 지속되는 모습을 보였으며 특히 장기보험보다 양(+)의 반응이 다소 더 컸다. 그러나, 장기 및 연금 보험 모두 금융시장의 위험회피수준의 충격에 양(+)의 반응이 음(-)의 반응보다 크게 나타나 이들 보험이 안전상품으로 수요되고 있음이 확인되었다. 한편, 댕글감성의 충격에 장기보험은 초기에 0.010~-0.004의 반응을 보이고 8개월 이후에는 충격이 점차 사라지는 것으로 나타났다. 반면 손해보험은 초기에 0.06~-0.08의 크기를 나타냈으며 이후에도 충격이 지속되는 모습을 보였다. 특히 장기보험보다 충격반응이 더 크고 오래 지속되는 것으로 나타났다.

이와 같이, 심리변수인 위험회피수준과 댕글감성의 충격에 대한 수입보험료의 반응을 분석하면 전반적으로 양(+)의 반응이 음(-)의 반응보다 더 크게 나타나 보험소비자들이 보험을 위험회피수단으로 인식하고 있음을 확인할 수 있다. 또한, 댕글감성보다 위험회피수준의 충격이 더 지속되었으며, 이는 보험이 금융상품이라는 특성상 주식시장의 충격에 더 민감한 것으로 해석될 수 있다. 다만, 손해보험은 그 성격상 주식시장과 덜 관련되어 있으므로 댕글감성의 충격이 상대적으로 작게 나타난 것으로 보인다. 이처럼, 보험종목별로 위험회피 수준 및 댕글감성이 미치는 충격이 상이하게 나타났다.

〈Figure 5〉 Analysis on Impulse Response

It presents the impulse response with respect of psychology factors such as risk-aversion and comments sentiment. Since granger causality between insurance and psychology factors are different as shown 〈Table 4〉, the impulse response is estimated based on the results.



## IV. 결론

손해보험은 일상생활에 따른 다양한 위험을 관리하기 위해 광범위하게 활용되고 있다. 본 연구는 주식시장의 변동성 지수인 VKOSPI를 분해하여 산출한 위험회피수준, 댓글에서 나타난 보험에 대한 감성 등의 심리변수가 손해보험 소비자의 의사결정(수입보험료)에 미치는 영향을 분석하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 위험회피수준 및 댓글감성과 수입보험료 간에는 그랜저인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 이들 심리변수와 전체 및 장기보험 간에는 그랜저인과 관계를 보였으며, 위험회피수준과 댓글감성은 각각 연금보험, 상해보험과 그랜저인과 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 심리변수가 보험소비자의 의사결정에 영향을 미친다는 것으로 특히 장기보험은 저축성 특성이 강해 다른 보험들보다 심리변수의 영향에 더 민감한 것으로 보인다.

둘째, 위험회피수준과 댓글감성의 충격에 대한 수입보험료의 반응을 분석한 결과 대체로 양(+)의 반응이 음(-)의 반응보다 더 크게 나타나 보험이 위험(충격)관리 상품으로 활용되고 있음을 확인하였다. 다만, 댓글감성보다 위험회피수준의 충격이 더 지속되었으며, 이는 보험이 금융상품이라는 특성상 주식시장의 충격에 더 민감한 것으로 해석된다.

본 연구는 위험회피수준과 댓글감성이라는 심리변수로 처음으로 사용하여 이들 심리변수가 손해보험 소비자의 의사결정에 영향을 미치며 또한 보험종목에 따라 심리변수의 영향이 상이함을 발견하였다. 이러한 연구결과는 보험소비자에 대한 이해도 제고 및 보험회사의 영업전략 수립 등에 기여할 것으로 기대된다.

한편, 본 연구는 위험회피수준을 주식시장의 변동성을 통해 도출하였으나 향후 보험소비자의 위험회피수준을 별도로 산출할 수 있는 방법을 모색할 필요가 있으며, 인터넷 댓글은 긍정 및 부정 감성이 미치는 영향이 상이할 수 있으므로(김세완 등 2020) 이를 세분화하여 분석할 필요가 있다. 또한, 보험소비자의 의견을 분석하기 위한 보험 관련 감성사전 구축 등의 연구도 향후 필요할 것으로 보인다.

## Appendices

〈Appendix Table 1〉 Granger Causality between Total Insurance and Psychology Factors

Variables	p-value	Granger Causality
Risk-aversion	0.0001	Yes
Comment sentiment	0.0793	Yes
Interest rate	0.1049	Yes
Inflation	0.0360	Yes
Unemployment rate	0.2609	No
Income increase rate	0.4356	No
Stock return	0.0168	Yes
CIS	0.0951	Yes

Note: \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.

〈Appendix Table 2〉 Granger Causality between each Insurance and Psychology Factors

Variables	Long-term Insurance		Pension Insurance		Accident Insurance	
	p-value	Granger Causality	p-value	Granger Causality	p-value	Granger Causality
Risk-aversion	0.0019***	Yes	0.0298**	Yes	0.5621	No
Comment sentiment	0.0873*	Yes	0.5924	No	0.0670*	Yes
Interest rate	0.6713	No	0.2668	No	0.0006***	Yes
Inflation	0.9581	No	0.5301	No	0.0241**	Yes
Unemployment rate	0.3346	No	0.1750	No	0.0778*	Yes
Income increase rate	0.6169	No	0.0647*	Yes	0.1171	No
Stock return	0.0995*	Yes	0.0908*	Yes	0.0039***	Yes
CIS	0.0996*	Yes	0.3657	No	0.2003	No

Note: \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.

## 참고문헌

- 곽승욱·박종성 (2015), “휴리스틱, 편향, 감정과 경제적 의사결정의 역학관계”, **경영컨설팅연구**, 제15권 제3호, pp. 121-132.
- (Translated in English) Kwag, S., and J., Park (2015). “The Dynamic Relationship between Behavioral Traits and Economic Decision Making”, *Korean Management Consulting Review*, 15(3):121-132.
- 금융투자협회 (2015), “2015\_보도자료 주요국 가계 금융 자산 비교”.
- (Translated in English) Korea Financial Investment Association (2015). “Analysis on Major Countries’ Household Financial Assets”, Press Release.
- 김세완·박지원·함희경·김영민 (2020), “소셜 감성이 개별 기업 주식수익률에 미치는 비대칭적 영향 분석”, **Information Systems Review**, 제22권 제4호, pp. 59-74.
- (Translated in English) Kim, S. et. al (2020). “Asymmetric Effect of Social Sentimental on an Individual Stock Price Return”, *Information Systems Review*, 22(4): 59-74.
- 김영민·김세완 (2014), “직간접 투자자의 현금 유출입 비교 분석”, **재무관리연구** 제31권 제2호, pp. 141-167.
- (Translated in English) Kim, Y., and S., Kim (2014). “Analysis of Direct and Indirect Investors with a Focus on their Inflow and Outflow”, *The Korean Journal of Financial Management*, 31(2):141-167.
- 김원혁·곽노선 (2016), “글로벌 금융위기 전후 한국의 통화정책 반응함수 추정”, **경제학연구**, 제64권 제4호, pp. 5-43.
- (Translated in English) Kim, W., and N., Kwag (2016). “Estimation of the Monetary Policy Reaction Function in Korea Before and After the Global Financial Crisis”, *The Korean Economic Association*,

64(4):5-43.

김유신·홍성관·강희주·정승렬 (2017), “소셜빅데이터를 이용한 온라인 소비자 감성지수 (e-CCSI) 개발”, *Journal of Internet Computing and Services*, 제18권 제4호, pp. 121-131.

(Translated in English) Kim, Y., et. al (2017). “Electronic-Composit Consumer Sentiment Index(CCSI) development by Social Bigdata Analysis”, *Journal of Internet Computing and Services*, 18(4):121-131.

김철현·임용택 (2003), “위험회피와 보험수요에 관한 연구”, *산업경제연구*, 제16권 제3호, pp. 223-239.

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

김태환·정우진·이상용 (2014), “기업의 SNS 노출과 주식 가격간의 관계 분석,” *Asia Pacific Journal of Information Systems*, 제24권 제2호, pp. 235-253.

(Translated in English) Kim T., W., Jeong and S., Lee (2014). “The Analysis on the Relationship between Firms’ Exposures to SNS and Stock Prices in Korea”, *Korea Society Of Management Information Systems*, 24(2):235-253.

김해연·김시월 (2016), “보험에 대한 소비자 지식 및 태도가 보험상품 구매의도에 미치는 영향: 대학생소비자의 성격유형 차이를 중심으로”, *Financial Planning Review*, 제9권 제4호, pp. 21-47.

(Translated in English) Kim, H., and S., Kim (2016). “Effect of Consumer Knowledge and Attitudes on Purchase Intention of Insurance: Focusing on the Difference between the Personality Types of College Student Consumers”, *Financial Planning Review*, 9(4):21-47.

남상욱 (2006), “보험업과 경제성장간의 인과관계”, *보험학회지*, 제74권, pp. 169-197.

(Translated in English) Nam, S. (2006). “A Study on the Causality Between

the Insurance Industry and Economic Growth”, *Korean Insurance Journal*, 74:169-197.

류건식·이봉주 (2011), “생명보험 해약률의 계량경제적 분석”, **산업경제연구**, 제24권 제2호, pp. 1099-1121.

(Translated in English) Ryu, K., and B., Lee (2011). “Econometric Analysis of Surrender and Lapse Rate of Life Insurance Business”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 24(2):1099-1121.

문광수·김슬·오세진 (2013), “베스트 댓글의 방향성이 일반댓글의 동조효과에 미치는 영향”, **한국콘텐츠학회논문지**, 제13권 제2호, pp. 201-211.

(Translated in English) Moon, K, S., Kim and S., Oah (2013). “An Effect of the Valence of Best Reply on the Conformity of General Reply”, *Journal of the Korea Contents Association*, 13(12):201-211.

보험연구원 (2019), “2018년 보험소비자 설문조사”, 보험연구원.

(Translated in English) Korea Insurance Research Institute (2019). “Survey on Insurance Consumer in 2018”, Korea Insurance Reserach Institute.

서대호·김지호·김창기 (2018), “댓글 분석을 통한 19대 한국 대선 후보 이슈 파악 및 득표율 예측”, **지능정보연구**, 제24권 제3호, pp. 199-219.

(Translated in English) Seo, D., J., Kim and C., Kim (2018). “Issue Tracking and Voting Rate Prediction for 19th Korean President Election Candidates”, *Journal of Intelligence and Information Systems*, 24(3):199-219.

손해보험협회 (2012), “학생과 교사가 함께 풀어 쓴 손해보험”.

(Translated in English) General Insurance Association of Korea (2012). “General Insurance Written by Students and Teachers”.

송민채·신경식 (2017), “뉴스기사를 이용한 소비자의 경기심리변수지수 생성”, **지능정보연구**, 제23권 제3호, pp. 1-27.

(Translated in English) Song, M., and K., Shin (2017). “Construction of

Consumer Confidence Index Based on Sentiment Analysis Using News Articles”, *Journal of Intelligence and Information Systems*, 23(3):1-27.

옥기울·김지수 (2012), “소비자 심리변수지수가 KOSPI 수익률에 미치는 비대칭적 영향에 대한 연구”, *금융공학연구*, 제11권 제1호, pp. 17-37

(Translated in English) Ohk, K., and J., Kim (2012). “An Empirical Study between Consumer Sentiment Index and KOSPI's Return: Negativity Effect”, *The Korean Journal of Financial Engineering*, 11(1):17-37.

옥정우·노병희 (2019), “감성사전 구축과 SVM을 이용한 온라인 뉴스 댓글의 부정 및 긍정 성향 분석”, *한국통신학회 학술대회 논문집*, pp. 1189-1190.

(Translated in English) Ok, J., and B., Roh (2019). “Analysis of Negative and Affirmative Tendency of Online News Comments Using Emotion Dictionary Construction and SVM”, *Proceedings of Symposium of the Korean Institute of Communications and Information Sciences*, 1189-1190.

유상이·현지연·이상용 (2019), “소셜 감성과 암호화폐 가격 간의 관계 분석: 빅데이터를 활용한 계량경제적 분석”, *Information Systems Review*, 제21권 제1호, pp. 91-111.

(Translated in English) S., Ryu, J., Hyun and S., Lee (2019). “An Analysis of Relationship between Social Sentiments and Cryptocurrency Price: An Econometric Analysis with Big Data”, *Information Systems Review*, 21(1):91-111.

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

(Translated in English) Lee, S., and S., Yang (2011). “An Analysis on Determinants of Life Insurance Demand Using Panel Data: Focusing on Whole Life, Sickness & Accident and Variable Life”, *Korean*

*Insurance Journal*, 90:51-75.

이윤호·이형기 (2013), “생명보험수요함수를 이용한 위험회피계수의 추정”, **전문경영인 연구**, 제16권 제1호, pp. 81-100.

(Translated in English) Lee, Y., and H., Lee (2013). “Estimating the Coefficient of Risk Aversion by life Insurance Demand Function”, *The Journal of Professional Management*, 16(1):81-100.

이창섭·전홍민·서승범 (2019), “글로벌 금융위기와 외국인투자자의 감시자 역할”, **한국 콘텐츠학회논문**, 제19권 제9호. pp.233-241.

(Translated in English) Rhee, C., H., Chun and S., Soh (2019). “Global Financial Crisis and the Monitoring Role of Foreign Investors”, *The Journal of the Korea Contents Association*, 19(9):233-241.

정지선·김동성·김종우 (2015), “온라인 언급이 기업 성과에 미치는 영향 분석”, **지능정보 연구**, 제21권 제4호, pp. 37-51.

(Translated in English) Jeong, J., D., Kim and J., Kim (2015). “Influence Analysis of Internet Buzz to Corporate Performance: Individual Stock Price Prediction Using Sentiment Analysis of Online News”, *Journal of Intelligence and Information Systems*, 21(4):37-51.

정홍주·정희주·최미수 (2008), “보험, 저축, GNP의 관계에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제56권, pp. 91-115.

(Translated in English) Jung, H., H., Jung, and M., Choi (2008). “An Empirical Study on the Relationship among GNP, Savings and Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 56:91-116.

조하나·정연오·이재동·이지형 (2013), “인터넷 뉴스 댓글의 감성 분석을 통한 오피니언 마이닝”, **한국지능시스템학회 학술발표 논문집**, 제23권 제1호, pp. 149-150.

(Translated in English) Cho, H., et. al (2013). “Sentiment Analysis Using News Comments for Public Opinion Mining”, *Proceeding of Korean Institute of Intelligent Systems*, 23(1):149-150.

- 천성용·조은성 (2017), “심적회계 기간, 위험회피, 지불의 고통이 보험상품 가입의도에 미치는 영향”, *Financial Planning Review*, 제10권 제3호, pp. 87-106.
- (Translated in English) Chun, S., and E., Cho (2017). “The Influence of Mental Accounting Period, Risk Aversion, and Pain of Paying on the Purchase Intention for Insurance Products”, *Financial Planning Review*, 10(3):87-106.
- 최민지(2016), “통화정책의 파급경로에 관한 연구: 위험추구경로를 중심으로”, 이화여자 대학교 대학원 석사학위논문.
- (Translated in English) Choi, M. (2016). “A Study on Monetary Policy Transmission Mechanism: Focused on the Risk-Taking Channel”, Dissertation for Masters’ Degree.
- 최석규 (2011), “보험수요의 미시적 결정요인 분석: 가계의 인구·재무특성 중심”, *한국산업경제저널*, 제3권 제3호, pp. 105-126.
- (Translated in English) Choi, S. (2011). “The Empirical Study on the Micro Determinants of the Demand for Insurance: Evidence from Household Demographic and Financial Characteristics”, *Asia-Pacific Journal of Business & Commerce*, 3(3):105-126.
- 최훈철·한석호 (2009), “변동성지수(VKOSPI) 해설 및 실증분석”, *KRX Market* 주요 자료, pp. 43-56.
- (Translated in English) Choi, H., and S., Han (2009). “Explanation for VSVSP and Empirical Analysis”, *KRX Market*, 43-56.
- 한재호·김우정·한경식 (2018), “인터넷 뉴스 댓글 기반의 다중 감정 분석 모델 개발 및 적용”, *한국 HCI학회 학술대회*, pp. 893-897.
- (Translated in English) Han, J., W., Kim and K., Han (2018). “Development of a Multi-Emotional Model for Online News Comments and Its Application”, *Proceedings of HCI Society of Korea*, 893-897.
- 허경옥·박상미·박귀영 (2012), “보험에 대한 소비자태도 및 지식과 보험구매단계별 소비

자만족도 영향요인 분석”, *Financial Planning Review*, 제5권 제3호, pp. 37-58.

(Translated in English) Huh, K., S., Park and G., Park (2012). “Investigating factors influencing consumers' attitude and knowledge about insurance, and consumers' satisfaction in the purchase stage of insurance”, *Financial Planning Review*, 5(3):37-58.

황진태·서대교 (2010), “거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향에 관한 분석”, *보험금융연구*, 제21권 제3호, pp. 3-32.

(Translated in English) Hwang, J., and D., Seo (2010). “Impact of Macroeconomic Variables on Initial Premiums in Variable Life Insurance with a Vector Error Correction Model”, *Insurance Finance Study*, 21(3):3-32.

Akerlof, G., and R., Shiller (2010). “Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why it Matters for Global Capitalism”, Princeton University Press.

Beck, T., and I., Webb (2003). “Economic Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries”, *World Bank Economic Review*, 17:51-88.

Bekaert, G., M., Hoerova and M., Lo Duca (2013). “Risk, Uncertainty, and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 60:771-88.

Dionnie, G., and L. Eeckhoudt (1985). “Self-Insurance Self-Protection and Increased Risk Aversion”, *Economic Letters*, 17:39-42.

Goleman, D. (2006). *Social Intelligence: The New Science of Human Relationships*, New York: Bantam Books.

Headen, R., and J., Lee (1974). “Life Insurance Demand and Household Portfolio Behavior”, *The Journal of Risk and Insurance*, 41:685-698.

- Hofstede, G. (1994). *Cultures and Organizations: Intercultural Cooperation and Its Importance for Survival*, Hammersmith: Harper Collins Publishers.
- Ifcher, J., and H., Zarghamee (2014). "Affect and Overconfidence: A Laboratory Investigation", *Journal of Neuroscience, Psychology, & Economics*, 7:125-150.
- Marlow C. (2004). "Audience, Structure and Authority in the Weblog Community", *In the 54th Annual Conference of the International Communication Association*, p.1-9.
- Outreville, J. (1990). "Whole-life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis", *Insurance: Mathematics and Economics*, 9:249-255.
- Sen S., and S., Madheswaran (2013). "Regional Determinants of Life Insurance Consumption: Evidence from Selected Asian Economies", *Asian-Pacific Economic Literature*, 27(2):86-103.
- Stallings, M. et. al (1996). "Genetic and Environmental Structure of the Tridimensional Personality Questionnaire: Three or Four Temperament Dimensions?", *Journal of Personality & Social Psychology*, 70(1):127-140.

## Abstract

This study investigates the effect of psychology factors on property insurance buyers' decision. The level of risk aversion derived from the VKOSPI index and the attitude toward insurance derived from online comments sentiment are employed as the psychology factors. Main findings are as follows: first of all, both of risk-aversion and comments sentiment granger cause total and long-term property insurance while risk-aversion granger causes pension insurance and comments sentiment granger causes accident insurance. In particular, long-term insurance is largely granger caused by psychology factors since it has saving attribute. Secondly, we analyze impulse response with respect to risk-aversion and comments sentiment to total and each property insurance and find that the impulse response of risk-aversion is larger and longer than that of comments sentiment. It implies that insurance is also a financial product related with stock market. This study contributes to improve the understanding about insurance consumers and it is useful for insurance companies in terms of marketing strategy.

※ **Key words:** Risk-aversion, Comments sentiment, Property insurance, Granger causality, Impulse response



# 국민기초생활보장제도 보장확대 정책의 거시경제효과\*

## Macroeconomic Impacts of The Reform of National Basic Livelihood Security System

이 정 택\*\*·임 태 준\*\*\*

Jungtaek Lee·Taejun Lim

2000년 도입 이래 국민기초생활보장제도의 보장성은 매해 증가하였다. 하지만 최근 빈곤층 확산 및 소득 양극화의 가속화로 보장수준 확대에 대한 논의가 지속되고 있다. 본 연구는 기초생활보장제도 보장확대 정책의 거시경제효과 정량화를 목적으로 동태확률일반균형 모형을 제시하고 모형실험을 수행한다. 모형실험 결과에 따르면, 기초생활보장제도의 보장확대는 가구의 노동공급 및 저축 유인을 감소시키며 이에 따른 총생산요소량의 감소는 경제의 총생산을 위축시키지만 사회복지(social welfare) 수준은 오히려 향상된다. 동일한 예산을 투입할 경우, 수급기준 완화를 통한 보장확대가 가구당 급여액 증대보다 효과적으로 사회복지수준을 향상시키는 반면 생산위축 효과는 더 큰 것으로 예측된다.

**국문 색인어:** 동태확률일반균형, 국민기초생활보장제도, 사회보장제도

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030300

\* 본 논문은 2019년도 동국대학교 신입교원 정착연구비 지원(S-2019-001523)으로 이루어졌으며, 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국의료패널 2008년~2018년 연간데이터(베타버전)를 활용하였습니다. 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자께 감사드립니다. 본 논문은 집필자 개인의 의견임을 밝힙니다.

\*\* 동국대학교(서울) 경제학과 조교수(jungtaeklee@dongguk.edu), 제1저자

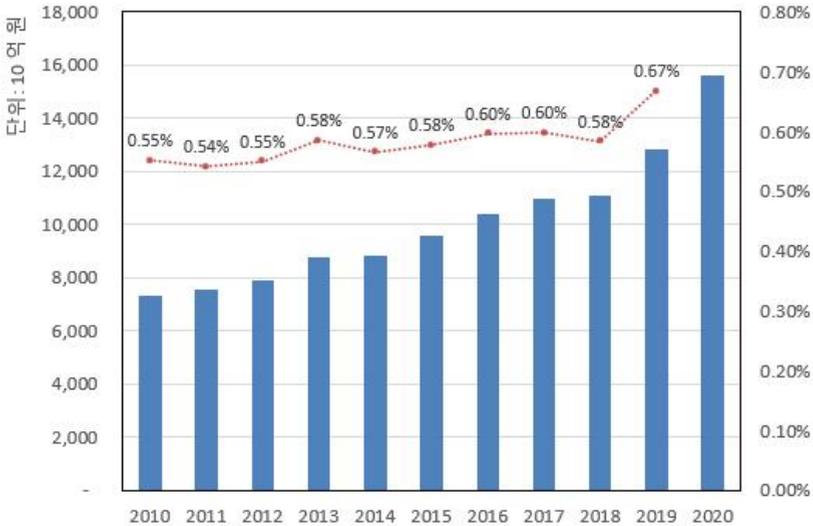
\*\*\* 동국대학교(서울) 경제학과 조교수(limtaejun@dongguk.edu), 교신저자

논문 투고일: 2021. 2. 23, 논문 최종 수정일: 2021. 3. 25, 논문 게재 확정일: 2021. 8. 20

## I. 서론

기초생활보장제도는 “생활이 어려운 사람에게 필요한 급여를 실시해 이들의 최저생활을 보장하고 자활을 돕고자 실시되는 제도”로서(「국민기초생활 보장법」 제1조), 수급권자인 개별 가구에 생계급여, 주거급여, 의료급여, 교육급여, 해산급여, 장제급여 및 자활급여 등 다양한 형태로 급여를 제공한다.

〈Figure 1〉 2010-2020 Budget of Basic Livelihood Security Program



Source: Calculation base on Open Fiscal Data, Ministry of Economy and Finance.

2000년 도입된 기초생활보장제도는 복지 사각지대 해소 및 맞춤형 복지서비스 제공을 위한 개편을 통해 보장성을 확대해 왔다. 〈Figure 1〉은 2010~2020년 기초생활보장제도 총예산의 변화추이를 보여주는데, 2010년 7.3조 원(GDP의 0.55%)에서 2020년 15.6조 원(GDP의 0.67%)으로 10년 만에 두 배 이상 총예산이 증가하였음을 알 수 있다. 특히, 제 1차 기초생활보장 종합계획이 수립된 2017년 이후 총예산의 규모가 비약적으로 증가하였다. 하지만 최근 노인가구 빈곤층 확대 및 소득 양극화의 가속화로 인한 복지 사각지대 확산으로 기초생활보장제도의 보장성을 강화해야 한다는 주장이 제기되었다. 이에 정부는

“생계급여 부양의무자 기준 폐지, 1·2인 가구 보장성 강화를 위한 가구균등화 지수 개편 등 빈곤 사각지대를 해소하고 보장수준을 확대하는” 것을 골자로 하는 제2차 기초생활보장 종합계획(2021~2023년)을 발표하였다.<sup>1)</sup>

기초생활보장제도는 정부의 복지확대 정책의 핵심축으로 예산집행 규모도 나날이 증가하고 있지만, 기초생활보장제도 보장확대의 거시경제효과에 관한 체계적인 연구는 미약한 실정이다. 이에 본 연구는 한국경제 실정에 맞는 동태확률일반균형(dynamic stochastic general equilibrium) 모형을 제시하고, 이를 통해 기초생활보장제도 보장확대 정책이 주요 거시경제지표 및 복지 수준에 미치는 영향을 정량화하고자 한다. 특히, 본 연구의 모형은 중첩세대모형(overlapping generation model)에 사회안전망의 두 핵심축인 기초생활보장제도와 국민건강보험제도를 도입하여, 복지정책의 변화가 거시경제에 미치는 영향은 물론 두 제도 간의 상호작용까지도 분석할 수 있는 도구로서 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

구체적으로 본 연구가 제시하는 모형은 다음과 같은 특성을 보인다. 첫째, 전체 가구는 청년가구와 노인가구로 구분된다. 청년가구는 생산가능인구로서 노동 공급을 담당하고 노인가구는 은퇴가구로 분류된다. 둘째, 청년가구는 노동생산성 충격과 의료비 충격에 직면하고 노인가구는 의료비 충격에 직면하여, 실현되는 충격의 크기에 따라 사후적(ex-post)으로 이질적 특성을 보인다. 특히, 충격의 크기에 따라 변동하는 가처분소득은 가구의 예방적 저축(precautionary savings)의 유인으로 작용하며 경제의 총자본을 형성한다. 셋째, 정부는 두 가지 종류의 사회보장제도 - 기초생활보장제도와 국민건강보험제도 - 를 운영한다. 기초생활보장제도는 소득이 기준소득(최저생계비)에 미달하는 가구에 급여를 제공하며 소비세, 이자소득세, 근로소득세를 재원으로 운영된다. 국민건강보험제도는 전체 가구 의료비의 일정 비율을 보장하며 기초생활보장제도와는 별도의 예산으로 운영된다. 국민건강보험제도의 재정은 균형상태를 유지하며, 이를 위해 직장가입자에게는 임금소득에 비례하는 보험료를 징수하고 지역가입자에게는 자산에 비례하는 보험료를 징수한다.

본 연구에서는 기초생활보장제도의 보장확대 정책의 거시경제효과를 정량화하기 위한

1) 보건복지부 보도자료, “앞으로의 3년, ‘더 많은 국민의, 더 나은 기본생활 보장’을 위해 나아가겠습니다”.

모형실험을 수행한다. 먼저 모형의 정상상태균형하의 주요 거시경제지표가 2018년 한국 경제의 상황을 정확히 반영할 수 있도록 모수 값들을 결정한 후, 정상상태균형하의 모형경제를 벤치마크로 삼는다. 다음으로 기초생활보장제도의 보장수준을 결정하는 모수 값을 외생적으로 변화시키고, 새로운 정상상태균형하의 주요 거시경제지표 및 사회복지(social welfare) 수준을 벤치마크 경제와 비교·분석한다. 이를 통해 보장확대 정책이 거시경제에 미치는 영향을 정량화한다.

모형실험 결과에 따르면, 기초생활보장제도의 보장확대는 가구의 노동 유인을 감소시켜 고용률 및 총노동을 하락시키며, 예방적 저축유인을 감소시켜 총저축 및 총자본의 감소를 야기한다. 총생산요소량의 하락으로 인한 생산 위축에도 불구하고, 사회복지수준은 오히려 향상된다. 본 연구에서는 두 가지 보장 확대 정책, 즉, 수급기준 완화 정책과 가구당 급여액 증대 정책을 비교하여 정책당국자의 정책 결정에 실질적 도움이 되고자 한다. 모형실험에 따르면, 동일한 예산이 투입되는 경우, 수급기준 완화 정책이 가구당 급여액 증대 정책보다 더 효과적으로 사회복지 수준을 향상시킬 수 있지만 생산위축 효과는 더 큰 것으로 예측된다.

기초생활보장제도와 보장 확대정책에 대한 논의의 중요성에도 불구하고, 이를 거시적 관점에서 분석한 국내 선행연구들은 많지 않은 실정인데, 몇 가지 대표 연구를 소개하면 다음과 같다. 먼저, 이상은(2004)은 한국노동패널에 이중차이모형(difference-in-difference model)을 적용하여 기초생활보장제도가 취업 및 근로시간에 미치는 영향을 분석하였다. 그는 기초생활보장제도가 취업 및 근로시간에 미치는 영향은 유의하지 않다는 결론을 도출하였는데, 이러한 결과는 조건부 수급 제도의 영향과 단기의 실시 기간으로 인한 것으로 판단된다. 본 연구에서는 개별 가구의 노동 공급에 영향을 미치는 요인 중 하나로 의료비를 고려하고 있는데, 데이터 부재로 의료비 항목을 분석에 포함하지 못한 것이 이상은(2004)이 본 연구와 상반되는 결과를 보이는 한 요인이라고 판단된다. 변금선(2005)도 이상은(2004)과 동일한 데이터와 방법론을 적용하여 기초생활보장제도가 노동 공급에 미치는 영향을 살펴보았는데, 그는 기초생활보장제도가 모든 근로자의 노동 공급을 획일적으로 감소시키는 것이 아니며, 교육수준에 따라 그 효과가 다르게 나타난다고 주장하였다. 박상현·김태일(2011)은 분석 범위를 확대하여 기초생활보장제도가 수급자의 노동 공급, 그리

고 성과에 미치는 영향에 대하여 분석하였다.

전술한 선행연구들은 기초생활보장제도의 경제적 효과를 노동 공급 측면에 국한하여 분석하였다는 점에서 한계를 보인다. 반면, 본 연구는 노동, 자본, GDP는 물론 사회복지 수준까지 살펴봄으로써 기초생활보장제도의 거시경제효과를 종합적으로 분석한다는 점에서 장점을 지닌다. 또한, 본 연구의 동태확률일반균형 모형은 선행연구들에서 채택된 실증모형들과 달리 정책 변화에 따른 개별 가구의 합리적인 대응을 반영한 경제분석을 가능하게 한다. 따라서 정책 당국 및 입안자에게 기초생활보장 확대 정책의 정량화된 효과를 제공할 수 있다는 장점을 가진다.

한편, 손병돈(2011)은 기초생활보장제도의 저축효과를 분석하였다는 점에서 선행연구들과 차별성을 보인다. 그는 한국복지패널 3~4차연도 가구용 자료에 성향점수매칭(propensity score matching) 분석법을 적용하였으며 국민기초생활보장제도가 수급가구의 저축을 감소시킨다고 볼 수 없다고 주장하였다. 다만, 이는 수급가구의 1년간 금융자산 및 순자산 변화량을 분석한 결과로서 기초생활보장제도의 '단기효과'에 관한 것으로, 기초생활보장제도 보장확대의 '장기효과'를 분석하고 있는 본 연구와 직접적으로 비교하는 데에는 무리가 있다.

본 연구의 모형은 소득충격에 대비한 예방적 저축(precautionary savings)을 특징으로 하는 Aiyagari(1994)-Bewley(1986) 타입 모형으로 분류되며, 정부가 운영하는 국민건강보험제도와 기초생활보장제도를 명시적으로 모형에 도입한 Hsu(2013), Lim(2016; 2017)의 모형과 유사하다. 특히, 한국경제를 분석대상으로 한 Lim(2017)의 모형을 다음과 같이 변경·보완한다. 첫째, 국민건강보험 지역가입자에게 고정된 보험료를 부과한 Lim(2017)과 달리 가구의 자산 수준에 비례하는 보험료 체계를 도입하여 모형의 정교함을 높인다. 둘째, 기초생활보장제도를 현실에 맞게 변경하여 본 연구의 목적에 부합하는 정량모형을 제공한다. 특히, 기초생활보장제도의 지출수준을 무시하고 수급률만을 고려하여 관련 모수 값을 설정한 Lim(2017)과 달리, GDP 대비 기초생활보장 지출 규모와 가구수급률을 동시에 고려하여 관련 모수 값을 결정한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 II장에서 본 연구에서 활용된 모형을 자세히 소개한 후, III장에서 모형의 모수 값 설정 방법에 대해 자세히 살펴본다. 이어지는 IV장에서

모형의 정상상태균형 및 청년가구의 노동 공급 결정요소를 설명한 후, V장에서 모형실험의 디자인 및 결과에 대해 분석한다. 마지막으로 VI장에서 논문을 마무리 짓는다.

## II. 모형

본 연구의 모형은 중첩세대모형의 일종으로, 모든 가구는 청년가구와 노년층 가구로 구분된다. 개별 가구는 특정 예산제약 조건에서 자신의 평생 기대할인효용(lifetime expected discounted utility)을 극대화하도록 노동공급여부, 소비량, 저축량을 결정한다.<sup>2)</sup> 생산부문에는 하나의 대표기업(representative firm)이 존재하여 총자본과 총노동을 투입하여 재화를 생산한다. 정부는 가계로부터 징수하는 소비세(부가가치세), 근로소득세, 이자소득세를 재원으로 국민건강보험과 기초생활보장제도를 운영한다.

### 1. 가계

모형 경제는 생산가능인구(만 15~64세)에 해당하는 청년가구들과 노년가구들로 구성되며, 개별 청년가구는  $\pi_o$ 의 확률로 노년층 가구가 되고 노년층 가구는  $\pi_d$ 의 확률로 사망한다. 매 기( $t$ ), 청년가구는 노동생산성( $x$ )과 의료비( $m$ )의 두 가지 개별충격에 직면하고, 노년층 가구는 의료비( $\tilde{m}$ ) 개별충격에 직면하여 사후적(ex-post)으로 이질적(heterogenous) 특성을 지니게 된다.

#### 가. 청년가구

청년가구의 선호체계는 다음과 같은 기간(period) 효용함수에 의해 표현될 수 있다.

$$u(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - B \frac{h_t^{1+1/\gamma}}{1+1/\gamma}$$

2) 생산가능인구에 해당하는 청년가구만 노동공급 여부를 선택할 수 있는 것으로 가정한다.

위 효용함수는 문헌에서 널리 활용되는 일정상대위험회피(constant relative risk aversion) 효용함수에 노동시간의 영향을 고려한 형태를 띤다. 즉, 청년가구의 효용은 소비량( $c_t$ )과 노동시간( $h_t$ )에 의해 결정된다.  $\sigma$ 는 상대위험회피 모수이고,  $B$ 와  $\gamma$ 는 각각 노동으로 인한 비효용 수준과 노동공급에 대한 탄력성을 의미한다. 노동공급은 Rogerson(1988), Chang and Kim(2006)과 동일하게 비분할성을 가정한다. 즉, 미취업 가구의 노동시간( $h_t$ )은 0, 취업 가구의 경우  $\bar{h}$ 의 값을 갖는 것으로 상정한다.

청년가구들은 노동생산성( $x$ )과 의료비( $m$ ), 두 종류의 개별 충격(idiosyncratic shocks)에 노출되어 사후적(ex-post)으로 이질적(heterogeneous) 경제적 특성을 가진다. 구체적으로 노동생산성( $x$ )과 의료비( $m$ )는 각각 다음과 같은 이행확률분포(transition probability distribution)에 따라 확률적으로 전이하며, 충격의 실현은 매기 초에 발생하는 것으로 가정한다.

$$\begin{aligned} \pi_x(x'|x) &= \Pr(x_{t+1} \leq x' | x_t = x) \\ \pi_m(m'|m) &= \Pr(m_{t+1} \leq m' | m_t = m) \end{aligned}$$

청년가구는 자신의 평생기대할인효용(lifetime expected discounted utility)을 극대화하는 최적화 문제에 직면하며, 이는 다음과 같은 가치함수에 의해 표현될 수 있다.

$$V_y(x, m, a) = \max_{c, a', h} u(c, h) + \beta \left\{ (1 - \pi_o) E[V_y(x', m', a') | x, m] + \pi_o E[V_o(\tilde{m}', a') | m] \right\} \quad (1)$$

subject to

$$(1 + \tau_c)c + a' = D_y(x, m, a) + T_y(x, m, a) + a - (1 - f)m \quad (2)$$

$$D_y(x, m, a) = (1 - \tau_h - \tau_{NHI})wxh + (1 - \tau_k)ra - a\tau_P \cdot 1(h = 0) \quad (3)$$

$$T_y(x, m, a) = \kappa \cdot \max[0, (1 + \tau_c)c_{\min} - \{D_y(x, m, a) + a - (1 - f)m\}] \quad (4)$$

$$h \in \{0, \bar{h}\} \quad (5)$$

$$c, a' \geq 0 \quad (6)$$

청년가구는 예산제약조건하에 자신의 평생 기대할인효용을 극대화하는 소비( $c$ ), 저축

( $a'$ ), 노동시간( $h$ )을 선택한다(식(1) 참고). 예산제약식 (2) 우변의 첫 세 항은 개별 가구 소비와 저축에 활용할 수 있는 총 재원을 뜻한다. 구체적으로  $D_y(x, m, a)$ 와  $T_y(x, m, a)$ 는 각각 가치분소득과 기초생활보장 급여를 의미하고,  $a$ 와  $(1-f)m$ 는 각각 전기로부터 이월된 저축과 순의료비 지출을 뜻한다. 식(1)과 (2)를 통해, 청년가구는 가치분소득, 기초생활보장 급여, 저축으로 구성되는 총 재원에서 순의료비 지출 후 남은 부분을 소비와 저축으로 적절히 배분하여 자신의 평생 기대할인효용을 극대화한다는 것을 파악할 수 있다.

식(3)은 청년가구의 가치분소득의 결정요소를 보여준다. 노동시장 균형에서 결정되는 단위 효율노동시간의 임금이  $w$ 로 주어진 경우, 청년가구의 세전 근로소득은 가구별 상이한 노동생산성을 고려한 효율노동시간( $xh$ )에 임금을 곱한  $wxh$ 이며, 근로소득세율( $\tau_h$ )을 감안한 세후 근로소득은  $(1-\tau_h)wxh$ 이다. 또한, 자본시장 균형에서 결정되는 실질이자율이  $r$ 로 주어진 경우, 이자소득세율( $\tau_k$ )을 고려한 세후 이자소득은  $(1-\tau_k)ra$ 이다. 편익상 본 연구에서는 세후 근로소득과 세후 이자소득의 합에서 국민건강 보험료를 차감한 금액을 가치분소득으로 정의하기로 한다. 현실에서 국민건강보험료 산정방식이 가입자의 직장 유무에 따라 다른 점을 모형에 반영하여, 노동시장에 참여하는 청년가구( $h = \bar{h}$ )를 직장가입자로 분류하고 노동시장에 참여하지 않는 청년가구( $h = 0$ )는 지역가입자로 분류한다. 직장가입자는 보험료율을  $\tau_{NHI}$ 로 하여 근로소득에 연동되는 보험료를 납부하고, 지역가입자는 보험료율을  $\tau_p$ 로 하여 자산( $a$ ) 크기에 연동되는 건강보험료를 내게 된다.

식(4)는 기초생활보장제도의 수급기준과 급여( $T_y(x, m, a)$ )가 어떻게 결정되는지를 보여준다. 식(4)에 따르면, 가치분소득과 저축이 충분치 않아서 의료비 지출 후의 잔여 금액( $D_y(x, m, a) + a - (1-f)m$ )이 기준금액( $c_{min}$ )에 미달할 경우 기초생활보장 수급대상이 된다.  $\kappa$ 는 기초생활보장 수급대상 가구에 지급되는 급여액의 크기를 결정하는 모수이다.

## 나. 노인가구

모형에서 노인가구는 은퇴 가구를 뜻한다. 두 종류의 개별 충격에 직면하는 청년가구와 달리 노인가구는 한 가지 충격, 즉 의료비 충격에만 노출된다. 의료비( $\tilde{m}$ )는 다음과 같은 이행확률분포에 따라 매기 확률적으로 변화한다.

$$\pi_{\tilde{m}}(\tilde{m}'|\tilde{m}) = \Pr(\tilde{m}_{t+1} \leq \tilde{m}'|\tilde{m}_t = \tilde{m})$$

노인가구는, 매기 초 의료비 충격이 실현된 직후, 자신의 평생 기대할인효용을 극대화하는 최적화 문제에 직면한다.

$$V_o(\tilde{m}, a) = \max_{c, a'} u(c, 0) + \beta(1 - \pi_d)E[V_o(\tilde{m}', a')|\tilde{m}] \quad (7)$$

subject to

$$(1 + \tau_c)c + a' = D_o(\tilde{m}, a) + T_o(\tilde{m}, a) + a - (1 - f)\tilde{m} \quad (8)$$

$$D_o(\tilde{m}, a) = (1 - \tau_k)ra - a\tau_P \quad (9)$$

$$T_o(\tilde{m}, a) = \kappa \cdot \max[0, (1 + \tau_c)c_{\min} - \{D_o(\tilde{m}, a) + a - (1 - f)\tilde{m}\}] \quad (10)$$

$$c, a' \geq 0 \quad (11)$$

노인가구는 모형의 가정상 은퇴가구로 분류되어 노동시장에서 원천적으로 배제되어 있으며 이로 인해 이자소득이 가구 소득의 유일한 원천이다. 이를 제외하면, 노인가구의 최적화 문제는 청년가구와 유사하므로 자세한 설명은 생략한다.

## 2. 기업

모형 내 생산은 한 개의 대표기업(representative firm)에 의해 이뤄진다. 기업은 자본과 노동, 두 가지 생산요소를 생산활동에 투입하여 재화를 생산하며 생산기술은 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수를 따른다. 즉,  $t$ 기의 자본과 노동의 투입량이 각각  $K_t$ 와  $L_t$ 라고 할 때 생산량( $Y_t$ )은 다음과 같다.

$$Y_t = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

$\alpha$ 는 자본소득 분배율(capital income share)을 의미하며 생산에 투입된 자본은 매기  $\delta$ 의 비율로 감가상각된다.

$t$ 기의 자본임대비용과 임금이 각각  $r_t + \delta$ 와  $w_t$ 로 주어졌을 경우, 기업은 당기의 이윤을 극대화할 수 있도록 다음과 같이 노동 및 자본 투입량을 결정한다.

$$\max_{L_t, K_t} Y_t - w_t L_t - (r_t + \delta) K_t \quad (12)$$

### 3. 정부

정부는 두 가지 종류의 사회보장제도를 운영한다. 전 국민의 의료비 부담을 경감시켜주는 국민건강보험과 생활이 어려운 사람에게 필요한 급여를 지급해 최저생활을 보장하고 자활을 돕는 것을 목적으로 하는 기초생활보장제도가 그것이다.

#### 가. 국민건강보험

국민건강보험은 가구 의료비의 일정 비율을 보장해 주는데, 이 비율을 보장률이라고 칭하며  $f$ 로 표기한다. 의료비 총액이  $m$ 인 가구의 경우 국민건강보험에 의해 보장되지 않는 의료비인  $(1-f)m$ 만 직접 부담하면 된다.

모형에서 국민건강보험의 재정 및 예산은 기초생활보장제도와 분리되어 독립적으로 운영되는 것으로 가정한다. 특히, 정부 정책에 의해 결정되는 보장률( $f$ )이 주어진 경우 국민건강보험의 총지출액이 도출되는데, 건강보험료 총징수액이 총지출액과 같아지도록 - 건강보험 재정 균형이 달성될 수 있도록 - 건강보험료율( $\tau_{NHI}$ )이 모형 균형에서 내생적으로 산출된다. 균형 건강보험료율의 결정에 관한 추가적인 설명은 이하에서 다시 다루기로 한다.

#### 나. 기초생활보장제도

「국민기초생활 보장법」 제1조에 따르면 기초생활보장제도는 ‘생활이 어려운 사람에게 필요한 급여를 제공해 이들의 최저생활을 보장하고 자활을 돕고자 실시되는 제도’이다. 현실에서는 생계급여, 주거급여, 교육급여, 자활급여 등 다양한 형태의 프로그램이 운영되고 있으나 모형에서는 한 개의 통합된 프로그램이 운영되는 것으로 가정한다. 즉, 모형에서 기초생활보장제도는, 전술한 바와 같이, 개별 가구의 소득 및 자산 수준이 최저생계비 기준( $c_{min}$ )에 미달할 정도로 낮은 경우에 최저생계가 보장되도록 지급되는 급여를 의미한다. 기초생활보장제도의 운영에 필요한 재원은 부가가치세(소비세), 근로소득세, 이자소득세로 충당된다.

#### 4. 정상상태균형

모형의 정상상태균형(steady state equilibrium)은 다음의 조건을 모두 만족시키는 청년가구의 가치함수와 정책함수  $\{V_y(x, m, a), c_y(x, m, a), h(x, m, a), a_y'(x, m, a)\}$ , 노인가구의 가치함수와 정책함수  $\{V_o(\tilde{m}, a), c_o(\tilde{m}, a), a_o'(\tilde{m}, a)\}$ , 가격변수  $(r^*, w^*)$ , 총노동과 총자본  $(K^*, L^*)$ , 정부지출  $G^*$ , 국민건강보험료율  $\tau_{NHI}^*$ , 가계 분포  $\{\Phi_y(x, m, a), \Phi_o(\tilde{m}, a)\}$ 로 구성된다.<sup>3)</sup>

첫째, 청년가구의 가치함수와 정책함수는 식 (1)-(6)의 최적해이다.

둘째, 노인가구의 가치함수와 정책함수는 식 (7)-(11)의 최적해이다.

셋째,  $(K^*, L^*)$ 은 기업의 이윤극대화를 위한 생산요소투입량이다. 즉,

$$\begin{aligned} \alpha(K^*)^{\alpha-1}(L^*)^{1-\alpha} &= r + \delta \\ (1-\alpha)(K^*)^\alpha(L^*)^{-\alpha} &= w \end{aligned}$$

넷째, 노동시장과 자본시장은 청산된다.

$$\begin{aligned} \int h(x, m, a) d\Phi_y(x, m, a) &= L^* \\ \int a d\Phi_y(x, m, a) + \int a d\Phi_o(\tilde{m}, a) &= K^* \end{aligned}$$

다섯째, 국민건강보험 재정은 균형을 달성한다.<sup>4)</sup>

$$\begin{aligned} \tau_{NHI}^* \int wxh(x, m, a) d\Phi_y(x, m, a) + \tau_P \int a1(h(x, m, a) = 0) d\Phi_y(x, m, a) \\ + \tau_P \int a d\Phi_o(\tilde{m}, a) &= f\left(\int m d\Phi_y(x, m, a) + \int \tilde{m} d\Phi_o(\tilde{m}, a)\right) \end{aligned}$$

3) 모형에서 정부지출은 기초생활보장제도의 재정 균형을 맞춰주는 역할을 하며, 모든 가구에 균등하게 배분되어 소비되는 것으로 가정한다.

4) 좌변의 첫 항은 청년가구 직장가입자의 건강보험료 총징수액, 두 번째와 세 번째 항은 각각 청년가구와 노인가구 지역가입자의 건강보험료 총징수액이다. 좌변의 국민건강보험료 총징수액과 우변의 총지출액이 일치해지도록 직장가입자 건강보험료율  $\tau_{NHI}^*$ 가 내생적으로 결정된다.

여섯째, 정부재정은 균형을 달성한다.<sup>5)</sup>

$$\begin{aligned} & \int T_y(x,m,a) d\Phi_y(x,m,a) + \int T_o(\tilde{m},a) d\Phi_o(\tilde{m},a) + G^* \\ &= \tau_c \left( \int c_y(x,m,a) d\Phi_y(x,m,a) + \int c_o(\tilde{m},a) d\Phi_o(\tilde{m},a) \right) \\ &+ \tau_k r^* \left( \int a d\Phi_y(x,m,a) + \int a d\Phi_o(\tilde{m},a) \right) \end{aligned}$$

일곱째, 가계분포는 시간의 흐름에 상관없이 불변한다.

### III. 캘리브레이션(모수 결정)

모형 경제의 1기간은 1년으로 상정하고 모수 값은 모형의 정상상태균형에서 계산되는 주요 거시경제지표가 2018년 한국경제와 유사해지도록 결정해준다. 단, 본 연구에서 시행하는 모형실험 결과에 직접적인 영향을 미치지 않고 선행 연구들에서 충분히 검증된 모수 값은 그 값을 차용하기로 한다.

모형에서 정의된 모든 모수 값과 및 타겟 경제지표는 <Table 1>에 요약되어있는데,<sup>6)</sup> 모형 경제의 균형을 출 없이 직접적으로 값을 결정할 수 있는 모수들이 <Table 1>의 상단에, 모형 경제의 균형에서 모수 값을 결정해야 하는 모수들은 <Table 1>의 하단에 요약되어 있다.

$(\pi_o, \pi_d)$ 는 모형 경제의 청년/노인가구 비율을 통제하는 모수이다.  $\pi_o$ 는 청년가구의 평균 근로기간이 49년이 되도록 1/49로 그 값을 설정하고,  $\pi_d$ 는 노인부양비가 실제 수치인 19.85%(2018년 기준)와 같아지도록 값을 설정한다. 가구의 상대위험회피계수와 노동공급 탄력성을 의미하는  $\sigma$ 와  $\gamma$ 는 거시경제문헌에서 널리 채택되는 값인 1.5와 1.0으로 그 값을 각각 설정한다.  $\bar{h}$ 는 노동공급을 제공하는 가구의 노동시간을 뜻하는데, 0.398의 값을 지닌다(Chang et al. 2015).

5) 좌변은 기초생활보장 지급액과 일반정부지출을 뜻하고, 우변은 정부의 총세수로 부가가치세 총징수액과 이자소득세 총징수액의 합을 의미한다.

6) 의료비 충격과 관련된 모수는 본문에서 별도로 설명한다.

〈Table 1〉 Calibration Results

Parameter	Value	Target Statics (Source)
$\pi_o$	1/49	Average working years, 49 years
$\pi_d$	0.103	Old-age dependency ratio, 19.85% (World Bank)
$\sigma$	1.5	Literature
$\gamma$	1.0	Literature
$\bar{h}$	0.398	Chang et al.(2015)
$\rho_x$	0.702	한중석 외(2018)
$\sigma_x$	0.411	한중석 외(2018)
$\alpha$	35%	이병희 외(2014)
$\delta$	6.6%	조태형 외(2012)
$\tau_c$	10.0%	Value-added tax rate
$\tau_h$	20.0%	Lim(2017)
$\tau_k$	15.4%	Lim(2017)
$f$	63.8%	Coverage ratio of National Health Insurance, (National Health Insurance Service)
$\beta$	0.94	Real interest rate, 3%
$B$	23.45	Employment rate in 2018, 66.6%
$\tau_P$	0.39%	Explained in the main text
$c_{\min}$	0.00006	Ratio of recipients to population, 3.4%
$\kappa$	78.2	Ratio of total expenditure of basic livelihood security program to GDP ratio, 0.58%

청년가구의 확률적 노동생산성의 확률 과정은 한중석 외(2018)의 방법론을 따른다. 즉, 개별 청년가구의 노동생산성( $x$ )이 다음과 같은 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한 후, 생산성의 지속성 모수인  $\rho_x$ 와 매기 실현되는 생산성 충격을 결정하는 모수인  $\sigma_x$ 의 값을 추정한다.

$$\log x_{t+1} = \rho_x \log x_t + \epsilon_t, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma_x^2)$$

본 연구에서는 한중석 외(2018)의 모수 추정치인  $(\rho_x, sig_x) = (0.70, 0.41)$ 을 차용한 후, Tauchen(1986)에 따라 15개의 그리드 점(grid points)를 이용하여 이산화

(discretize)한다. 편의상 최저 노동생산성은  $x_1$ 로 표기하고 생산성이 높을수록 밑첨자의 숫자가 클수록 증가하도록 한다(즉,  $x_1 < x_2 < \dots < x_{14} < x_{15}$  ).

자본소득비율  $\alpha$ 는 이병희 외(2014)를 참고하여 35%로, 연간감가상각률  $\delta$ 는 조태형 외(2012)를 참고하여 6.6%로 값을 설정한다. 소비세율( $\tau_c$ )은 부가가치세율과 동일한 10%로 설정하고, 근로소득세율( $\tau_n$ )과 이자소득세율( $\tau_k$ )은 Lim (2017)을 참고하여 20%와 15.4%로 그 값을 설정한다. 국민건강보험의 보장률( $f$ )는 건강보험공단에서 공표한 2018년 보장률인 63.8%로 그 값을 설정한다.

다음으로 모형의 정상상태균형에서 대응되는 타겟 경제지표가 있는 모수들을 살펴보자. 효율할인인자( $\beta$ )는 모형 경제의 총저축 및 총자본 수준에 직접적으로 영향을 주는 모수이다. 즉,  $\beta$  값이 클수록 가구의 평생기대효용에서 미래효용이 차지하는 비중이 증가하여 가구의 저축량이 증가하고, 이는 경제 내 총자본 증가로 이어진다. 자본시장의 균형을 고려할 때  $\beta$  값이 클수록 자본 공급이 증가하여 균형 실질이자율의 하락을 유도한다. 이와 같은 성질을 이용하여,  $\beta$ 는 균형 실질이자율이 3%가 되도록 0.94로 그 값을 설정한다.  $B$ 는 청년가구의 노동비효용 수준을 뜻하는 모수로서 그 값이 클수록 노동공급유인이 하락한다.  $B$ 는 2018년 고용률인 66.6%를 타겟팅하여 그 값을 23.45로 설정한다. 모수  $\tau_p$ 는 국민건강보험 지역가입자에게 적용되는 보험료율을 의미하는데, 그 값이 클수록 국민건강보험 재정의 지역가입자 보험료에 대한 의존도가 증가하게 된다. 국민건강보험공단 「2018년 건강보험주요통계」에 따르면, 2018년 건강보험료 총징수액 53.8조 원 중 지역가입자 건강보험료는 약 8조 원으로 14.88%를 차지한다.  $\tau_p$ (=0.39%)는 국민건강보험의 지역가입자에 대한 재정 의존도를 타겟팅하여 그 값을 결정한다.  $c_{\min}$ 와  $\kappa$ 는 본 연구의 핵심인 기초생활보장제도의 운영방식을 결정하는 두 모수이다. 최저생계비 기준을 뜻하는  $c_{\min}$ 은 2018년 기초생활수급률 3.4%를, 수급자당 급여수준을 결정하는  $\kappa$ 는 2018년 GDP 대비 기초생활보장제도 총지출 비율인 0.58%를 타겟팅하여 그 값을 각각 결정해 준다.<sup>7)</sup>

7) 2018년 명목GDP는 약 1,898조 원(자료: e-나라지표)이고, 기초생활보장제도 총지출액은 약 11조 원 (자료: 기획재정부 열린재정 재정정보공개시스템)이다.

〈Table 2〉 Status of Medical Expense

	Age	Average Medical Expense (₩)	Ratio
The Young	Bottom 25%	33,084	1.00
	25-50%	247,337	7.48
	50-75%	1,320,077	39.90
	Top 25%	9,103,023	275.15
The Old	Bottom 25%	251,142	7.59
	25-50%	867,786	26.23
	50-75%	2,853,543	86.25
	Top 25%	12,820,443	387.52

〈Table 3〉 Inter-group Migration: 2016-2017

The Young		2017				
		Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Total
2016	Group 1	4,585 (73.3%)	999 (16.0%)	645 (10.3%)	23 (0.4%)	6,252
	Group 2	1,041 (33.3%)	1,290 (41.3%)	776 (24.8%)	19 (0.6%)	3,126
	Group 3	605 (20.2%)	830 (27.7%)	1,502 (50.1%)	64 (2.1%)	3,001
	Group 4	21 (16.7%)	7 (5.6%)	78 (61.9%)	20 (15.9%)	126
	Total	6,252	3,126	3,001	126	12,505

The Old		2017				
		Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Total
2016	Group 1	1,451 (70.9%)	347 (16.9%)	242 (11.8%)	8 (0.4%)	2,048
	Group 2	341 (33.3%)	394 (38.5%)	282 (27.5%)	7 (0.7%)	1,024
	Group 3	249 (25.3%)	280 (28.5%)	434 (44.2%)	20 (2.0%)	983
	Group 4	7 (17.1%)	3 (7.3%)	25 (61.0%)	6 (14.6%)	41
	Total	2,048	1,024	983	41	4,096

마지막으로 청년 및 노인가구의 의료비 충격 및 확률 과정에 대해 살펴보자. 전 가구는 세대별로 의료비 규모에 따라 4그룹(하위 25%, 25~50%, 50~75%, 상위 25%)으로 구분된다. <Table 2>는 2016년 한국의료패널을 토대로 계산한 각 의료비 그룹의 평균의료비를 보여준다. <Table 2>의 마지막 열은 청년가구 의료비 하위 25% 그룹의 평균의료비를 1로 기준 삼았을 때 각 그룹의 (상대)평균의료비를 계산한 결과이다. 이렇게 계산한 그룹 간 평균의료비 비율을 유지한 채, 모형의 정상상태균형에서 도출되는 총생산 대비 총의료비 비율이 2018년 한국의 GDP 대비 경상유지비 6.9%를 맞출 수 있도록 의료비 수준을 결정해준다. <Table 3>은 2016-2017년 한국의료패널을 이용하여 의료비 그룹 간 이동을 추적한 결과를 보여준다. 즉, 2016년 각 의료비 그룹에 속한 가구가 2017년 어느 의료비 그룹으로 이동하였는지를 추적하여 요약한 명세다. 특히, 괄호 안의 비율은 2016년 특정 그룹  $i (\in \{1, 2, 3, 4\})$ 에 속한 가구가 2017년 특정 그룹  $j (\in \{1, 2, 3, 4\})$ 으로 이동하는 확률로 해석될 수 있다. 예를 들어, 한국의료패널에 따르면 2016년 의료비 지출 하위 25% (그룹 1)에 속했던 청년가구는 6,252명이었는데, 2017년에는 이 중 4,585명(73.3%)이 동일한 의료비 그룹에 남아있었고, 999명(16.0%)이 그룹 2로, 634명(10.3%)이 그룹 3으로, 23명(0.4%)이 그룹 4로 이동하였다. 이와 같은 의료비 그룹 간 이동 비율을 의료비 충격의 확률적 전이(transition) 과정을 통제하는 전이 행렬(transition matrix)로 삼는다.<sup>8)</sup>

#### IV. 정상상태균형 분석

이번 장에서는 모수 값 설정이 완료된 모형 경제의 정상상태균형에 대해 살펴본다. 먼저 정상상태균형하의 모형 경제가 2018년 한국경제 상황을 잘 반영하고 있는지 확인한 후, 생산을 담당하는 청년가구의 노동공급에 관한 의사결정에 대해 살펴본다.

8) 단, 당기에 처음으로 노인가구가 된 가구의 경우 전기와 동일한 의료비 그룹에 속한다고 가정한다. 예를 들어, 전기에 청년가구 중 의료비 그룹  $i (\in \{1, 2, 3, 4\})$ 에 속했던 가구는 당기에 노인가구 그룹  $i$ 에 속한다.

## 1. 정상상태균형

〈Table 4〉는 모형의 정상상태균형하의 주요 거시경제지표를 요약한다. 표 상단에서 모수 값 설정에 직접적으로 활용된 경제지표에 대하여 모형과 데이터의 값을 직접적으로 비교하고, 표 하단에서는 기타 경제지표를 요약한다. 〈Table 4〉에 따르면 본 연구의 캘리브레이션 절차가 굉장히 정교하게 완료된 것을 알 수 있다. 고용률, GDP 대비 총의료비(경상의료비) 비율, 기초생활보장제도 수급률, 국민건강보험 총보험료 수입의 직장가입자 보험비 의존도, GDP 대비 기초생활보장제도 총지출액, 이상의 5가지 경제지표의 경우 모형의 정상상태균형과 데이터 간 차이가 거의 없음을 확인할 수 있다. 표 하단에는 캘리브레이션에 직접적으로 사용되지 않은 경제지표(GDP, 총노동, 총자본, 총의료비, 국민건강보험 직장가입자 보험료율) 수치가 나열되어 있는데, 한 가지 눈여겨볼 점은 모형의 정상상태균형에서 내생적으로 결정된 직장가입자 보험료율이 실제 데이터상의 수치와 매우 근사한 값을 가진다는 것이다.<sup>9)</sup>

〈Table 4〉 Steady State Equilibrium

Targeted moments	Model	Data
Interest rate	3.0%	-
Employment rate	66.6%	66.6%
Ratio of aggregate medical expense to GDP	7.5%	7.5%
Fraction of basic livelihood security recipients	3.4%	3.4%
Share of locally provided policyholders in total premium	14.87%	14.88%
Ratio of total transfer from basic livelihood security to GDP	0.58%	0.58%
Non-targeted moments	Model	Data
Output	0.610	-
Labor	0.311	-
Capital	2.190	-
Medical expense	0.046	-
NHI premium rate for employer-provided policyholders	6.22%	6.24%

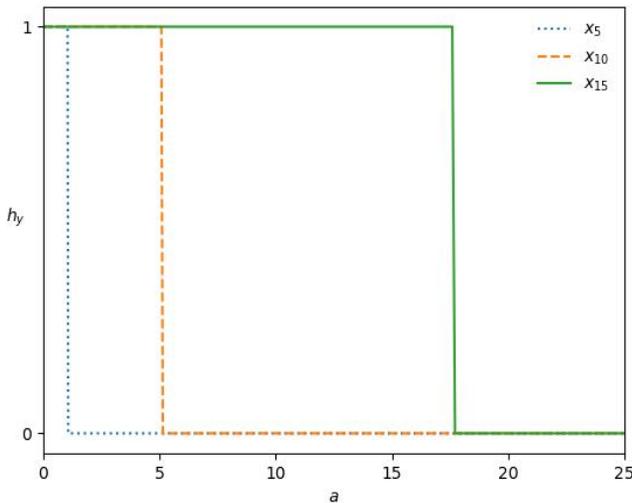
9) 직장가입자의 보험료율은 국민건강보험 재정 균형을 달성시켜주도록 모형에서 내생적으로 결정되며, 캘리브레이션의 직접적 결과는 아니다.

〈Table 4〉의 결과는 본 연구의 모형이 한국경제 상황을 합리적으로 잘 반영하고 있음을 뜻하며, 다음 장에서 살펴볼 모형실험 결과에 신뢰성을 제공한다. 향후 논의를 위해 모형의 정상상태균형을 ‘벤치마크 경제’라 칭한다.

## 2. 청년가구의 노동공급 의사결정

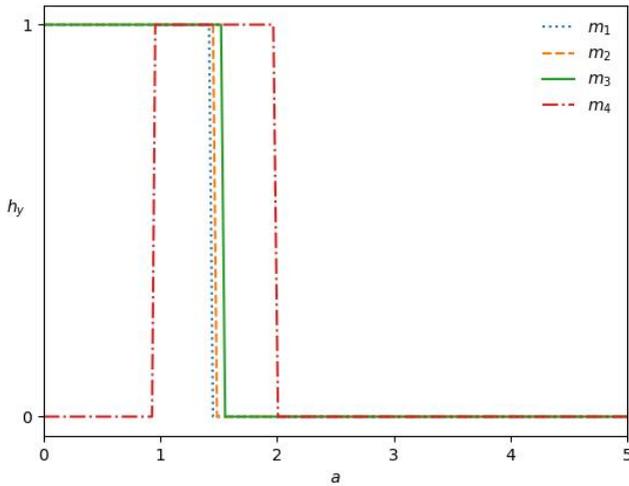
〈Figure 2-1〉은 저축 및 노동생산성 수준에 따라 변화하는 청년가구의 노동공급 의사결정을 묘사하는데, 2차원 평면에서의 시각화를 위해 가장 낮은 의료비를 지출하는 청년가구의 예를 들어 설명하기로 한다. 〈Figure 2-1〉의 가로축과 세로축은 각각 청년가구의 현재 저축 수준( $a$ )과 당기의 노동공급여부( $h_y \in \{0, 1\}$ )를 나타내며, 노동생산성이 상이한 - ( $x_5, x_{10}, x_{15}$ ) - 청년가구의 노동공급곡선을 비교한다. 한 가지 주목할 점은, 노동생산성 수준과 상관없이, 노동공급의 기준 저축수준이 존재하여 가구의 저축수준이 기준 저축수준에 미달할 경우에는 노동을 공급하고 기준 저축수준을 초과할 경우 노동을 공급하지 않는 패턴이 관측된다는 것이다. 이와 같은 패턴이 관측되는 이유는 노동으로부터 발생하는

〈Figure 2-1〉 Labor Supply Choice: Impact of Labor Productivity



Note: The figure is drawn for the young household with the smallest medical expense  $m_1$ .

〈Figure 2-2〉 Labor Supply Choice: Impact of Medical Expense



Note: The figure is drawn for the young household with  $x_5$ .

비효용은 고정되어있는 반면 소비로 인한 한계효용은 체감하기 때문에 저축 수준이 높아 임금소득의 소비로부터 얻는 효용이 낮은 청년가구의 경우 노동공급으로 인한 비효용을 제거하는 것이 효용 측면에서 유리한 결정이기 때문이다. 한편, 노동생산성이 높은 가구일수록 노동공급의 기준 저축수준이 높은 것으로 관측되는데,<sup>10)</sup> 이는 다른 경제적 특성이 동일한 경우 노동생산성이 높은 가구일수록 높은 실질임금을 획득하고 노동공급을 포기할 시 감수해야 할 소비 및 효용의 하락정도가 크기 때문이다.

〈Figure 2-2〉는 의료비 수준에 따라 달라지는 청년가구의 노동공급 의사결정을 보여주는데, 의료비가 가장 높은 청년가구( $m_4$ )를 제외하고는 〈Figure 2-1〉과 유사한 형태의 노동공급곡선을 가진다는 것을 알 수 있다. 즉, 기준 저축수준 이하에서 노동을 공급하다가 그 수준을 넘어서면서 노동 공급을 중단하는 패턴이 관측된다. 또한, 의료비 지출이 클수록 노동공급의 기준저축 수준이 증가한다. 다만, 의료비 지출이 가장 많은 청년가구( $m_4$ )의 경우 저축수준이 0에 가까운 구간에서 노동을 공급하지 않는 저축 구간이 관측되는데, 이는 임금소득과 저축을 전부 사용할지라도 의료비를 다 커버하지 못할 경우 노동을 공급하지 않고 기초생활보장 급여를 받는 것이 효용측면에서 유리하기 때문이다.

10) 즉, 〈Figure 2-1〉의 각 노동공급곡선의 불연속점이 우측에 위치한다.

## V. 모형실험

이번 장에서는 기초생활보장제도 확대 시행의 거시경제효과를 분석한다. 이를 위해 다음과 같은 두 가지 종류의 모형실험을 실시한다. 먼저 기초생활보장 수급기준( $c_{\min}$ )을 낮춰 수급률을 현행 3.4%에서 5.0%로 증가시킬 경우를 상정한 모형 실험을 실시한 후, 이와 동일한 예산하에서 가구당 급여액( $\kappa$ )을 인상시키는 경우를 상정한 모형 실험을 추가한다. 한 가지 유의할 점은 모형실험을 위해 외생적으로 변경시키는 기초생활보장제도 정책변수인  $c_{\min}$ 과  $\kappa$ 의 값을 제외하고는 벤치마크 경제의 모수 값은 그대로 유지한 채 새로운 균형을 도출하고 새 균형을 비교·분석한다는 것이다.

### 1. 수급기준 인하

본 절은 기초생활보장제도 수급기준을 완화하는 정책을 상정한다. 이를 위해 모형 경제의 수급률이 벤치마크 경제 3.4%에서 5.0%로 1.6%p만큼 증가할 수 있도록  $c_{\min}$ 의 값을 외생적으로 조정하여 새로운 균형을 도출한다. 설명의 편의를 위해 이 모형 실험의 균형상태를 ‘실험경제 1’이라 명명한다. ‘실험경제 1’에서 기초생활보장 수급률이 5.0%로 인상될 때, 기초생활보장 총급여액은 벤치마크 대비 93.3% 증가하고 총생산 대비 기초생활보장 총급여액도 0.58%에서 1.18%로 증가한다. <Table 5>의 ‘Experiment 1’ 열은 본 모형실험을 통해 계산된 주요 거시경제지표를 벤치마크 경제와 비교하여 제시한다.

먼저 노동공급 측면의 변화를 살펴보면, 총노동과 고용률은 벤치마크 경제 대비 각각 1.2%, 1.2%p 하락한다. 이는 기존에 저임금을 지급받던 청년가구 중 일부가 확장된 기초생활보장제도의 새로운 수급자로 유입되면서 노동공급을 중단한 결과로 생각해 볼 수 있다. (곧이어 설명할) 총자본의 감소로 인한 균형 실질임금 하락으로 인해 노동 공급의 추가 이탈이 발생한 점도 총노동 및 고용률이 감소한 또 다른 원인으로 해석된다.

<Table 5>에 요약된 ‘실험경제 1’의 결과를 보면, 기초생활보장제도 수급기준을 완화하는 정책이 도입될 때 총자본 수준이 큰 폭으로 감소하는 것을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 가구의 저축 유인 및 자본 축적 과정과 긴밀한 연관이 있다. 모형에서 가구의 가치분

소득은 의료비 및 생산성(임금소득) 충격으로 매기 변동하는데, 위험회피적 성격을 가지는 가구는 소비의 기간 간 변동을 감소시키기 위해 예비적 저축(precautionary savings)을 하고 이것이 모형 경제의 자본을 형성한다. 기초생활보장제도 수급기준의 완화는 부정적(negative) 의료비 및 생산성 충격으로 인한 소득 감소 대비를 위한 가구의 저축 유인을 감소시키고, 이로 인해 총저축 및 총자본 수준은 감소한다.

〈Table 5〉 Results of Model Experiments

	Benchmark	Experiment 1	Experiment 2
Fraction of Recipients	3.40%	5.00% (1.60%p)	3.98% (0.59%p)
Transfer	0.0036	0.0069 (93.29%)	0.0069 (93.29%)
Transfer/Output	0.58%	1.18% (0.60%p)	1.15% (0.56%p)
Output	0.6099	0.5833 (-4.37%)	0.6003 (-1.59%)
Labor	0.3111	0.3074 (-1.20%)	0.3093 (-0.60%)
Employment rate	66.59%	65.36% (-1.24%p)	65.99% (-0.60%p)
Capital	2.1897	1.9683 (-10.11%)	2.1144 (-3.44%)
Consumption	0.2786	0.2763 (-0.81%)	0.2794 (0.29%)
Real interest rate	3.01%	3.62% (0.61%p)	3.19% (0.18%p)
Real wage	1.2842	1.2429 (-3.21%)	1.2714 (-1.00%)
Premium Rate For the employed	6.22%	6.69% (0.47%p)	6.37% (0.15%p)
Welfare	-75.7764	-73.0199 (3.77%)	-74.4727 (1.75%)

벤치마크 경제 대비 '실험경제 1'의 균형 실질이자율은 소폭 상승하고 실질임금은 하락한다. 한 가지 흥미로운 점은 기초생활보장제도 수급률이 증가할 때, 국민건강보험의 재정 균형을 달성하기 위해서는 보험료율이 인상되어야 한다는 점이다. 직장가입자 보험료가

국민건강보험의 주 재원이기 때문에 보험료율이 인상되지 않으면 균형 실질임금의 하락으로 인한 가구의 임금소득 감소는 국민건강보험 재정 수입의 감소를 야기한다. 따라서 국민건강보험이 보장해야 할 의료비 급여 총액이 변화하지 않는 상황에서 재정 균형을 달성하기 위해서는 보험료율 인상이 필수적인 것이다. '실험경제 1'에서는 직장가입자의 보험료율이 벤치마크 경제 대비 0.47%p 인상된다.

본 연구에서는 기초생활보장제도 보장확대 정책의 복지효과를 분석하기 위해 사회복지 함수(social welfare function)를 다음과 같이 정의한다.

$$\int V_y(x, m, a) d\Phi_y(x, m, a) + \int V_o(\tilde{m}, a) d\Phi_o(\tilde{m}, a) \quad (13)$$

즉, 전 가구의 평생기대효용수준을 동일 비중으로 가중 평균한 것을 사회복지 수준으로 정의한다. 모형실험 결과에 따르면, 비록 총생산(4.4% 하락)과 총소비(0.8% 하락) 등의 양적 지표가 벤치마크 경제 대비 하락하지만, 사회복지 수준은 오히려 3.8% 상승한다는 것을 확인할 수 있다.

## 2. 가구당 급여액 인상

본 절은 기초생활보장제도 수급기준을 유지한 채 가구당 급여액을 인상하는 정책을 상정한다. 앞 절에서 살펴본 수급기준 인하를 통한 기초생활보장 확대정책과의 비교를 위해 기초생활보장 총급여액이 '실험경제 1'과 같아지도록 (벤치마크 경제 대비 93.3% 증가) 가구당 급여액( $\kappa$ )의 크기를 결정한다. 이후 논의를 위해 이처럼 상정한 모형 실험의 균형 상태를 '실험경제 2'로 명명한다. '실험경제 2'의 주요 거시경제지표는 <Table 5>의 마지막 열(Experiment 2)에 요약되어 있다.

<Table 5>에 따르면 '실험경제 2'의 기초생활보장 총급여액은 벤치마크 대비 93.3% 증가하고 ('실험경제 1'과 동일), 총생산 대비 기초생활보장 총급여액은 0.58%에서 1.15%로 0.56%p 증가한다. 한 가지 흥미로운 점은 '실험경제 2'에서의 기초생활보장 수급기준( $c_{min}$ )이 벤치마크 경제와 같음에도 수급률이 3.98%로 벤치마크 경제보다 0.59%p 높다는 것을 알

수 있다. 이는, 아래에서 설명하겠지만, 실질임금의 하락으로 가구의 임금소득이 전반적으로 하락하여 벤치마크 경제과 동일한 수급기준에서도 수급대상가구의 수가 증가한 것이다.

총노동과 고용률은 벤치마크 경제 대비 각각 0.6%, 0.6%p 하락하는데, 그 하락 폭은 '실험경제 1'에 비해 현저히 작은 수준이다. 이는 '실험경제 1'과 달리 기초생활보장 지급 기준이 고정되어있는 '실험경제 2'에서는 오로지 일반균형 효과로 인한 균형 실질임금 하락으로 인해서만 노동 공급 가구가 이탈하기 때문에 발생하는 현상이다.<sup>11)</sup>

'실험경제 2'에서도 기초생활보장제도의 보장확대는 가구의 예비적 저축 유인을 감소시키고, 이로 인해 총저축 및 총자본 수준은 하락한다. 다만, 그 하락 폭은 '실험경제 1'보다 작다. 또한, '실험경제 1'과 같이, 균형 실질임금 하락으로 인해 국민건강보험직장가입자 보험료율은 6.37%로 인상된다.

식(13)에 정의된 사회복지함수에 따라 계산된 사회복지 수준은 벤치마크 경제에 비해 1.75% 높은 수준이지만, '실험경제 1'의 사회복지 수준에는 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 따라서 동일한 예산이 투입될 경우 가구당 급여확대보다는 기준소득 완화를 통한 수급률 인상 정책이 사회복지를 효율적으로 증가시킨다고 결론 내릴 수 있다.

11) '실험경제 1'에서는 일반균형 효과로 인한 실질임금 하락뿐만 아니라 수급기준 완화로 인해 기초생활보장 수급가구가 증가한다.

## VI. 결론

기초생활보장제도는 2000년 도입된 이래 지속적으로 보장수준을 높여왔으나 최근 가속화되는 빈곤층 확산세 및 소득 양극화로 보장수준 확대에 대한 논의가 지속되고 있다. 최근 정부는 복지 사각지대를 해소 및 보장수준 확대를 목적으로 제2차 기초생활보장 종합계획(2021~2023년)을 발표하였다.

본 연구는 국민기초생활보장제도 보장 확대의 거시경제효과를 분석한다. 본 연구의 모형실험에 따르면, 국민기초생활보장제도의 보장확대는 가구의 노동 유인을 감소시켜 고용률 및 총노동을 하락시키며, 예방적 저축유인의 감소는 총저축 및 총자본의 감소를 야기한다. 기초생활보장제도 보장확대에 따른 생산요소량의 하락은 총생산 및 총소비를 위축시키지만, 사회복지 수준은 오히려 향상된다.

본 연구에서는 두 가지 상이한 방식의 국민기초생활보장제도 보장확대 정책, 즉, 수급기준 완화 정책과 가구당 급여 증대 정책을 비교·분석하여 정책당국자의 정책 결정에 실질적 도움을 주고자 한다. 본 연구의 모형예측에 따르면, 수급기준 완화 정책이 급여 증대 정책보다 생산을 더 큰 폭으로 위축시키지만, 사회복지 수준은 더 크게 향상시키는 것으로 분석된다. 다만, 이와 같은 복지효과는 사회복지함수의 형태에 따라 달라질 수 있으므로 연구 결과의 해석에는 각별한 주의가 필요하다. 특히, 본 연구에서는 연령, 소득수준, 재산수준에 상관없이 전 가구의 평생기대효용을 동일비중으로 가중평균하여 사회복지 수준을 계산하였지만, 기초생활보장제도 보장 확대 정책이 사회적·경제적 약자를 배려하는 데 있음을 감안하면 가구별 가중치를 달리하여 사회복지 수준을 계산하는 방법도 고려해 볼 필요가 있다.

## 참고문헌

- 이병희·황덕순·홍민기·오상봉·전병유·이상현 (2015), “노동소득분배율과 경제적 불평등”, **한국노동연구원**.
- (Translated in English) Lee, B. et al. (2015). “Labor Share of Income and Economic Inequality”, *Korea Labor Institute*.
- 박상현·김태일 (2011), “국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향”, **한국정책학회보**, 제20권 제4호, pp. 277-308.
- (Translated in English) Park, S., and T., Kim (2011). “Effects of the National Basic Living Security System on Labor Supply and Performance”, *The Korean Association for Policy Studies*, 20(4):277-308.
- 변금선 (2005), “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과”, **노동정책연구**, 제5권 제2호, pp. 31-64.
- (Translated in English) Byun, G. (2005). “The Effect of National Basic Livelihood Institution on Labor Supply”, *Quarterly Journal of Labor Policy*, 5(2):31-64.
- 손병돈 (2011), “국민기초생활보장제도의 저축효과 분석”, **보건사회연구**, 제31권 제4호, pp. 229-257.
- (Translated in English) Shon, B. (2011). “The Effects of National Basic Livelihood Security System on its Recipients' Saving”, *Health and Social Welfare Review*, 31(4):229-257.
- 이상은 (2004), “국민기초생활보장제도의 노동공급 효과”, **한국사회복지학**, 제56권 제2호, pp. 71-91.
- (Translated in English) Lee, S. (2004). “The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Labor Supply”, *Korean Journal of Social Welfare*, 56(2):71-91.
- 조태형·이병창·도경탁 (2012), “자산별 내용연수의 추정에 관한 연구”, **국민계정리뷰**,

한국은행.

(Translated in English) Cho, T., B., Lee and K., Do (2012). “A Study on the Estimation of Useful Life by Asset”, *Quarterly National Accounts Review, Bank of Korea*.

한중석·우진희·홍재화 (2018), “소득재분배 정책의 거시경제적 효과-이질적 경제주체 모형분석”, 한국조세재정연구원.

(Translated in English) Han, J., J., Woo and J., Hong (2018). “Analyzing Macroeconomic Effects of Redistribution Policy with Heterogeneous Agent Model”, *Korea Institute of Public Finance*.

Aiyagari, S. (1994). “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109:659-684.

Bewley, T. (1986). “Stationary Monetary Equilibrium with a Continuum of Independently Fluctuating Consumers”, *Contributions to Mathematical Economics in Honor of Gerard Debreu*.

Chang, Y., and S., Kim (2006). “From Individual to Aggregate Labor Supply: A Quantitative Analysis Based on a Heterogeneous Agent Macroeconomy”, *International Economic Review*, 47:1-27.

Chang, Y., and S., Kim and B., Chang (2015). “Optimal Income Tax Rates for the Korean Economy”, *KDI Journal of Economic Policy*, 37(3):1-30.

Hsu, M. (2013). “Health Insurance and Precautionary Saving: A Structural Analysis”, *Review of Economic Dynamics*, 16:511-526.

Lim, T. (2016). “Population Aging in Korea: Macroeconomic Impacts and Financing National Health Insurance”, *The Korean Economic Review*, 32:355-382.

\_\_\_\_\_ (2017). “Macroeconomic Effects of Expansion of Universal Health Care: The Case of South Korea”, *Hitotsubashi Journal of Economics*,

58(2):143-161.

Rogerson, R. (1988). "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium", *Journal of Monetary Economics*, 21:3-16.

Tauchen, G. (1986). "Finite State Markov-chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions", *Economics Letters*, 20(2):177-181.

## Abstract

Since introduced in 2000, National Basic Livelihood Security System (NBLSS) has expanded the scope of beneficiaries and increased the level of allowance payment. However, the recent spread of the poor and the acceleration of income polarization has led to discussions on another system reform. In this study, we propose a Dynamic Stochastic General Equilibrium model to quantify the macroeconomic effects of NBLSS reform in the forms of (i) the relaxed beneficiary selection criteria and (ii) the increased allowance payment per household. We find that the NBLSS reform reduces households' incentive to work and save, which results in a decrease in aggregate labor and capital. Despite a decrease in aggregate output, the level of social welfare is increased. Importantly, relaxing the beneficiary selection criteria turns out to be more effective in enhancing social welfare than increasing the allowance payment although it brings down the production level more severely.

※ Key words: DSGE, Basic Livelihood Security System, Social Security System

# 보험회사의 매도가능금융자산을 통한 이익조정 - 보험영업이익을 중심으로 -

## Earnings Management Using Available-For-Sale Financial Assets of Insurance Companies: Income from Underwriting

최 원\*·강 병 민\*\*

Won Choi·Byungmin Kang

본 연구는 보험회사가 보험영업이익 감소를 상쇄하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 조정하였는지에 대하여 실증적으로 확인하였다. 최근 경영환경 악화로 보험회사들의 영업성과 개선이 어려워졌고, 그만큼 이익조정 의 유인은 확대되었다. 보험회사들은 평가이익이 큰 매도가능금융자산을 우선적으로 처분하여 당기의 실현이익을 상향 조정하는 것이 가능하며, 이러한 이익조정에 있어서 주요한 경영성과 지표인 보험영업이익이 중요한 결정요인이 될 것으로 예상하였다. 분석결과, 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 감소할수록 매도가능금융자산 처분이익은 증가하였으며, 이는 보험회사들이 보험영업이익 규모를 기준으로 이익조정 여부를 결정하고 있음을 보여준다. 또한, 매도가능금융자산 처분이익을 통한 RBC 비율 조정 여부에 대해서도 조사하였으나 보험회사들의 매도가능금융자산 처분을 통한 자본조정의 증거는 나타나지 않았다. 이는 매도가능금융자산 처분이익을 통한 자본조정은 배당성향과 자산운용의 특성 등 고려해야 할 다른 다양한 요인들이 존재하고 있기 때문으로 해석된다.

**국문 색인어:** 이익조정, 매도가능금융자산, 보험영업이익

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B060100

\* 경희대학교 회계세무학과 박사과정(kinowon@hanmail.net), 제1저자

\*\* 경희대학교 회계세무학과 교수(bmkang@khu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2021. 1. 27, 논문 최종 수정일: 2021. 4. 29, 논문 게재 확정일: 2021. 8. 20

## I. 서론

보험회사 당기순이익의 주요 항목 가운데 영업이익은 보험회사의 경영성과 평가 시 주요한 지표로 활용되고 있으며, 영업이익은 다시 보험영업이익과 투자영업이익으로 구분 가능하다. 그리고 최근 보험회사의 영업이익 구조를 보면, 보험영업에서의 손실을 투자영업에서의 이익이 보전(補填)하는 형태를 나타내고 있다. 과거 고금리 보험상품 계약에 대하여 적립하여야 하는 책임준비금<sup>1)</sup>이 여전히 존재하고 있는 데다, 저금리, 손해를 상승, 고령화 등으로 보험영업에서의 경영성과가 악화되고 있기 때문이다. 특히, 저금리로 저축성보험 상품의 판매 확대가 어렵고, 인구구조 변화로 인해 사망보험의 판매가 부진한 실정이다. 이러한 측면에서 보면, 보험회사의 투자영업이익 목표치가 보험영업에서의 예상 손실을 얼마나 보전할 수 있는지에 초점이 맞추어져 있다고 해도 과언이 아니다.

최근 영업이익 감소에 대한 우려로 보험회사들의 이익조정 유인은 확대되고 있다. 특히, 목표하는 일정 수준의 영업이익 규모를 달성하기 위해서 보험회사들은 보험영업에서의 손실 규모를 기준으로 투자영업이익을 상향 조정할 가능성이 있다. 투자영업이익 조정을 위하여 보험회사들은 평가이익이 큰 매도가능금융자산을 선별적으로 처분할 수 있다. 회계 규정인 K-IFRS 제1039호에서는 매도가능금융자산의 공정가치 변동을 기타포괄손익(OCI)으로 처리하고, 해당 자산이 실제 매각될 때 처분이익을 당기의 실현이익으로 인식하도록 규정하고 있다. 따라서 보험회사들은 매도가능금융자산의 보유 기간과 처분 시기를 조정하여 투자영업이익과 기타포괄손익(OCI)을 조정할 수 있다. 즉, 투자영업이익 확대 유인이 존재하는 보험회사는 매도가능금융자산의 선별적 처분을 통해 투자영업이익을 재량적으로 증가시킬 수 있는 것이다. 선행연구에서는 금융기관이 적자회피 또는 이익유연화 등을 위하여 매도가능금융자산의 선별적 매도를 하였음을 보고한 바 있다(Lifschuts 2002; Beatty et al. 2002; 박규서·조석희 2016). 또한, 이러한 매도가능금융자산을 활용한 이익조정은 실제 활동을 통한 이익조정(Real Activity Earnings Management; REM)의 하나로, 외부감사 과정에서 지적될 가능성이 낮고 즉시 처분이익을 인식할 수 있다는

1) 책임준비금은 보험회사들이 미래 보험금 지급에 대비하여 적립하도록 보험업법상에 규정한 일정한 금액을 의미하며 보험영업에 있어서 비용으로 인식한다.

장점이 있다. 그리고 매도가능금융자산의 처분 시 발생하는 거래비용도 다른 이익조정 수단에 비하여 상대적으로 적어 용이하게 사용할 수 있다.<sup>2)</sup>

특히, 금융자산의 투자가 주를 이루고 있는 다른 금융업들과는 달리 보험회사는 보험소비자에 대한 위험의 인수와 보험금 지급 등과 같은 보험영업이 주요한 업무이다. 그리고 보험회사의 장기적인 지속 가능한 경영성과 달성을 위해서는 보험영업이익 개선의 중요성이 크다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 보험회사들은 실질적인 보험영업이익 개선보다 투자영업이익 조정을 통하여 전체 영업이익 또는 당기순이익을 개선시킬 가능성이 있다. 따라서 보험회사들의 경우 이익조정 여부를 결정함에 있어서 보험영업이익 규모가 중요한 결정요인이 될 것으로 사료된다. 기존 연구에서는 주로 보험회사의 전체 당기순이익 또는 영업이익을 중심으로 논의가 진행되었고 이익조정 목적 역시 이러한 지표를 중심으로 한 적자보고 회피 및 이익유연화에 집중되어 있었다. 본 연구에서는 보험회사들이 보험영업이익을 이익조정 주요 지표로 고려하고 있는지를 살펴보고, 분석결과를 토대로 실질적인 보험영업이익 개선의 필요성을 제시하고자 하였다.

한편, 2008년 글로벌 금융위기 이후 금융기관의 건전성에 대한 우려가 확대되면서 금융기관의 자본규제 감독이 강화되기 시작했다. 금융회사의 부실이 실물경제와 금융소비자에게 미치는 부작용을 최소화하기 위하여 금융기관에게 일정한 수준의 지급능력을 보유하도록 규제하기 위한 것이다. 우리나라의 경우 은행은 BIS 비율, 증권은 영업용순자본비율, 보험회사는 RBC 비율<sup>3)</sup>을 기준으로 각 금융기관의 건전성을 평가하고 있다. 금융기관에 대한 자본규제가 강화됨에 따라 금융기관은 주요한 영업이익의 요소인 자산운용 수익률 개선뿐 아니라 자본규제 수준을 유지하는 것 또한 중요한 경영목표가 되었다. 특히, 보험회사의 경우 상품의 구성과 자산운용이 장기로 운용되기 때문에 금리 변화에 민감하게 반응할 수밖에 없다. 최근 저금리 추세로 보험회사의 자산운용 수익률 제고가 매우 어려운 상황에서 자본건전성 규제의 강화 움직임은 보험회사의 경영진에게 투자영업이익 확대와 자본규제 수준 유지라는 명확한 두 가지 경영과제를 제시하고 있다.

RBC 비율은 가용자본(available capital)을 요구자본(required capital)으로 나누어

2) 지현미·송인만(2009)을 참조하였다.

3) RBC 비율 = 가용자본(Available Capital) / 요구자본(Required Capital)

계산된 비율을 의미한다. 따라서 보험회사가 RBC 비율을 개선하기 위해서는 보험회사의 리스크 대비 필요 자본개념인 요구자본(required capital)을 축소시키거나 리스크 버퍼 개념인 가용자본(available capital)을 확대시키는 것이 가능해야 한다. 요구자본 축소를 위해서는 보험회사의 영업행위 전반에 걸친 리스크 총량을 감소시켜야하기 때문에 접근하기가 어렵다. 반면, 가용자본 증가는 추가적인 자본조달이 이루어지면 바로 가능하다. 추가적인 자본조달의 대표적인 예로는 후순위채 발행을 들 수 있다. 그러나 추가 자본조달은 비용이 발생하고 최근 발행 여건도 좋은 상황은 아니다. 추가 자본조달 이외에 가용자본을 증가시키는 다른 방법으로는 이익잉여금을 늘리거나 기타포괄손익누계액(AOCI)을 조정하는 것이 있다. 앞서 언급한 이익조정 방법 가운데 하나인 매도가능금융자산 처분이익을 확대시킬 경우 당기순이익이 늘어나고 당기순이익에서 배당 등을 제외한 금액이 이익잉여금 증가로 이어질 수 있다. 다만, 최근 보험회사의 배당 성향은 경영성과 악화 우려에도 불구하고 크게 변하지 않고 있어 매도가능금융자산 처분이익 확대가 이익잉여금 확대로 이어지는 데는 한계가 있을 것으로 보인다.

본 연구는 보험회사가 매도가능금융자산 회계처리를 통한 이익조정 시 보험영업이익을 주요한 결정요인으로 고려하는지와 매도가능금융자산 회계처리를 통하여 RBC 비율을 조정하는지에 대하여 분석하는 것을 목표로 한다. 전체 표본은 2012년 1분기부터 2020년 1분기까지의 분기별 보험회사의 재무정보 데이터를 기준으로 하였다.

보험회사가 보험영업에서의 손실을 보전하기 위하여 매도가능금융자산을 선별적으로 처분하였는가를 분석하기 위하여, 보험회사의 직전 분기 누적 보험영업이익이 전년 동기 누적 보험영업이익에 비하여 감소할수록 해당 분기에 인식하는 매도가능금융자산 처분이익이 증가하였는가를 살펴보았다. 분석결과, 보험회사들은 직전 분기의 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 감소할수록 더욱 많은 매도가능금융자산 처분이익을 인식하는 것으로 나타났다. 이는 보험회사들이 보험영업이익 감소를 상쇄하고 일정 수준 이상의 영업이익을 달성하고자 매도가능금융자산을 선별적으로 처분하였다는 증거로 볼 수 있다. 그리고 금융감독원이 권고하는 RBC 비율 유지를 위하여 보험회사들이 매도가능금융자산을 선별적으로 처분하는 자본조정<sup>4)</sup>을 하였는지에 대해서도 분석하였다. 실증분석 결과, RBC

4) 자본조정이라 하면, RBC 비율 계산에 있어서 가용자본의 크기를 조정하는 것을 의미한다.

비율이 낮은 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 더욱 크게 인식한다는 증거는 나타나지 않았다. 이는 RBC 비율이 낮은 보험회사들이 RBC 비율 통제를 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 활용하지 않았다는 것을 의미한다. 한편, 금융감독원이 제시하고 있는 RBC 비율 권고 수준과는 별도로 RBC 비율의 감소를 회피하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 통제하고 있는지에 대해서도 실증분석을 시행하였다. 직전 분기의 RBC 비율이 이전 분기에 비하여 감소하는 경우 해당 분기에 인식하는 매도가능금융자산 처분이익이 증가하는가를 살펴보았는데 유의미한 결과를 보이지 않았다. 이 역시 RBC 비율 이외에도 보험회사들은 자산운용 시 고려해야 할 다른 다양한 요인들이 존재하기 때문으로 보인다. RBC 비율이 특별히 문제가 되지 않는다면 보험회사들은 자사가 보유한 자산의 특성을 고려한 자산운용 전략을 취하고 있는 것이다. 또한, 이는 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 자본조정 이외에 보험회사들은 RBC 비율 관리를 위하여 금융자산 재분류와 같은 다른 자본조정 방법을 활용할 수 있음을 반증한다.

그동안 금융기관의 이익조정과 관련한 연구는 영업이익을 기준으로 한 적자회피 또는 이익유연화와 관련한 연구가 주를 이루고 있다. 본 연구는 이와는 달리 보험영업에서의 이익을 기준으로 보험회사들이 이익조정을 하고 있다는 증거를 보여 주었다는 데 의의를 가진다. 금리 변화의 영향이 다른 금융기관에 비하여 상대적으로 큰 보험회사의 이익조정에 있어서 보험영업이익을 중심으로 결정요인에 대하여 분석을 시행하였다. 또한, 금리 변화 방향성에 대한 예측을 기반으로 보험회사들이 회계선택을 할 것이라고 예상하였으며, 이를 근거로 분석을 시행하였다. 선행연구에서는 대부분 매도가능금융자산 비중을 중심으로 매도가능금융자산 처분이익 및 자본규제와의 관련성을 분석하였다면, 본 연구는 금리의 완연한 하락 추세를 가정한 보험회사들의 회계선택에 초점을 맞추어 분석을 시행하였다.

이하 본 논문 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장과 제Ⅲ장에서는 이론적 배경과 선행연구의 고찰로서 금융자산 분류와 측정 및 인식, 보험회사의 자기자본규제 제도, 매도가능증권 처분이익 및 평가이익과 회계선택과의 관계에 대하여 살펴보고 선행연구들을 검토한다. 제Ⅳ장에서는 매도가능금융자산 처분이익과 보험영업이익과의 관계와 보험회사의 자기자본제도 변화와 매도가능증권 처분이익과의 관계에 대한 연구가설을 전개하고, 연구모형 및 변수측정 그리고 연구표본을 선정하는 과정을 기술하였다. 제Ⅴ장에서 실증분석 결과

와 이에 대한 분석을 기술하였고, 제VI장에서는 연구를 요약하고 결론을 기술하였다.

## II. 이론적 배경

### 1. 보험회사의 이익

보험회사의 당기순이익은 영업이익과 영업외이익의 합계에서 법인세 비용을 차감한 금액이다. 보험회사 영업이익은 다시 보험영업이익과 투자영업이익으로 구분이 가능하다. 보험영업이익은 보험상품 계약과 관련한 보험료 등의 보험영업 수익에서 보험금 지급 및 신계약비<sup>5)</sup> 등과 같은 보험영업 비용을 차감하고, 여기서 다시 비용 개념인 책임준비금전입액(책임준비금환입액)<sup>6)</sup>을 차감(합산)하여 계산한다. 보험업법에서는 보험회사들이 미래 보험금 지급에 대비하여 일정한 금액을 책임준비금으로 적립하도록 규정하고 있는데, 전 분기에 적립한 책임준비금과 이번 분기에 적립할 책임준비금의 차이를 책임준비금전입액 또는 책임준비금환입액으로 계상하고 있다. 책임준비금전입액과 책임준비금환입액의 경우 보험영업에 있어서의 비용으로 인식되고 있다.

한편, 보험회사의 회계처리상 미발생손해액과 장래손해조사비 등은 지급준비금으로 계상되며 보험영업의 비용 항목으로 차감된다. 따라서 기간 불일치 또는 적립기준 등으로 해당 기간의 보험 영업활동과 관계없이 지급준비금이 크게 계상되거나 차감될 수 있으며, 이러한 경우 보험영업이익에 크게 영향을 미칠 수 있다. 따라서 보험회사의 경우 다른 금융기관과 달리 지급준비금을 통제하여 이익을 조정하거나 자본을 조정하는 것이 가능하다. 보험회사의 지급준비금이 증가하면 지급여력과 이익은 감소하고, 반대로 지급준비금이 감소하면 지급여력과 이익은 증가하게 된다. 오창수·변재웅(2015)은 보험회사들이 당기순이익 규모와 순자산 규모에 따라서 지급준비금을 과소 또는 과대 계상하고 있음을 실증분석을 통하여 보여주었다. 그리고 오태형·정홍주(2005)는 보험회사가 지급준비금을 통제

5) 보험상품 판매 시 소요되는 초기의 영업상 비용을 의미한다.

6) 책임준비금이 전분기에 비하여 증가하면 책임준비금전입액이며, 전분기에 비하여 감소하였을 경우에는 책임준비금환입액이다.

하여 자본조정을 하고 있음을 검증하였다.

투자영업이익은 투자영업을 통해 얻은 수익에서 투자영업과 관련한 비용을 차감한 금액을 의미한다. 투자영업과 관련한 수익은 이자수익과 금융자산 처분이익이 큰 비중을 차지하며, 투자영업과 관련한 비용은 금융자산 처분손실과 금융자산 손상차손의 비중이 크다. 영업외이익은 영업외수익에서 영업외비용을 차감한 금액이다. 영업외수익에는 유형자산 처분이익, 특별계정수수료 수입,<sup>7)</sup> 외환차익, 외화환산이익, 전기오류수정이익 등이 포함되며, 영업외비용에는 무형자산상각비, 유형자산처분손실, 기부금, 특별계정수수료 비용<sup>8)</sup> 등이 포함된다.

〈Table 1〉 Net Income of Insurance Companies

$$\begin{aligned}
 \text{당기순이익} &= \text{영업이익} + \text{영업외이익} - \text{법인세비용} \\
 &= \text{보험영업이익} + \text{투자영업이익} + \text{영업외이익} - \text{법인세비용} \\
 &= (\text{보험영업수익} - \text{보험영업비용} - \text{책임준비금전입액} + \text{책임준비금환입액}) + \\
 &\quad (\text{투자영업수익} - \text{투자영업비용}) + (\text{영업외수익} - \text{영업외비용}) - \text{법인세 비용}
 \end{aligned}$$

일반 기업과 달리 금융기관의 경우 자산운용에서 얻는 이익이 영업이익에 포함되기 때문에 자산운용의 중요성이 상대적으로 크다. 보험업법에서는 보험회사가 영위할 수 있는 영업행위의 제한을 두고 있다. 보험업법에서 명시하고 있는 보험회사의 주요한 영업활동이라 하면, 보험 상품의 판매와 관련하여 보험료 등을 수취(受取)하고 보험금 등을 지급(支給)하는 보험영업 활동과 보험료를 기반으로 하여 금융자산에 투자하고 수익을 발생시키는 투자영업 활동이 포함된다. 따라서 보험회사의 경영 평가 시에도 보험영업 행위로 인한 성과 평가는 보험영업이익을 중심으로 이루어지고, 투자영업과 관련한 성과 평가는 투자영업이익이 중요한 지표로 활용된다.

최근 생명보험회사의 영업이익은 2014년 이후로 완만한 감소 추세를 보이고 있는 가운데, 특히 2016년과 2019년 큰 폭의 감소세를 보였다. 2016년에는 지급보험금이 확대되고 육류담보대출<sup>9)</sup> 사고 관련 충당금도 증가하면서, 그리고 2019년에는 금리 하락에 따른

7) 특별계정에서 발생한 주주지분이익 등 일반계정으로 전입되는 금액을 계상한다.

8) 특별계정에서 발생한 손실보전 금액 등 특별계정으로 이입되는 금액을 계상한다.

보증준비금 증가, 지급보험금 증가, 이자수의 축소 등으로 큰 폭으로 감소했다. 일시적 요인에 의한 큰 폭의 감소세를 제외하더라도, 생명보험회사 영업이익은 보험영업이익 감소로 인해 전체적으로 감소세를 나타내고 있다. 특히, 금리하락으로 인한 준비금 증가와 보험금 지급 확대로 인해 적자폭이 확대되고 있다. 보험금 지급 증가로 보험료 수입 대비 보험금 지출이 어느 정도인지를 살펴보는 지표인 보험금 지급률도 꾸준히 상승세를 보이고 있다. 금리 하락으로 생명보험회사들이 상품 판매 시 보증한 최저보증이율과 실제 금리 사이의 격차가 줄어들고 이를 보장하기 위하여 적립해야 하는 준비금 역시 증가하였다. 결국, 비용 항목에 포함된 책임준비금 규모가 확대되면서 보험영업이익은 감소하고 있다. 당분간 금리 하락세 지속이 예상되어 향후 보험영업에서의 손실이 확대될 가능성이 크다.

손해보험회사의 영업이익 구조 역시 생명보험회사와 마찬가지로 보험영업에서의 적자를 투자영업에서의 흑자가 보전하는 형태를 나타내고 있다. 2014년 이후 손해보험회사의 영업이익은 3조 원을 넘어서는 규모를 꾸준히 유지하고 있다. 그러나 손해보험회사의 보험영업이익은 자동차보험과 장기손해보험의 건강 및 상해보험<sup>10)</sup> 담보 손해율이 상승하면서 악화되고 있다.

보험산업 경영환경 악화로 실제 영업활동을 통한 보험영업이익과 투자영업이익의 개선 여부가 불투명해지고 있다. 보험회사들은 장기적으로 미래의 기업가치 향상을 모색해야 하는 것이 당연하나, 최근 영업이익 악화에 대한 대응방안을 마련하는 것 또한 중요한 경영목표가 되고 있다. 영업이익은 보험회사의 경영성과를 평가하는 중요한 측정치이며, 영업이익이 일정 수준에 미치지 못할 경우 잠재적 보험소비자들 또는 투자자에게 부정적 인식을 줄 수 있기 때문이다.

2019년 일부 보험회사들은 대규모의 채권 처분이익 실현을 통하여 투자영업이익을 확대시킨 바 있다. 이러한 과도한 채권 처분이익 실현은 저금리 상황에서 수익률 제고를 위한 불가피한 선택이라는 의견과 장단기 듀레이션 매칭을 고려하지 않은 무분별한 채권처분으로 장기 자산운용수익률이 악화될 수 있다는 상반된 의견이 있다. 특히, 당분간 금리

9) 유통업자가 냉동고기를 맡기면서 담보확인증을 발급받아 대출을 받는 제도로 보통 연간 8%의 고금리 상품이다. 그러나 등기가 불가능한 점을 악용해 중복 대출을 받아 문제가 된 바 있다.

10) 우리나라 손해보험회사는 생명보험회사와 마찬가지로 보험기간이 1년을 초과하는 장기보험상품의 취급이 어느 정도 가능하다.

하락 추세가 반전될 가능성이 낮아 과거의 높은 금리 수준의 채권을 재구매하기 어렵고 이자수익이 감소할 것이라는 우려가 확대되고 있다. 아울러, 이러한 보험회사의 채권 처분이익 실현은 그만큼 보험회사의 이익조정에 대한 유인이 커지고 있음을 반증하는 것이라 할 수 있다. 그리고 이익조정의 의사결정에 있어서 특히 보험영업에서의 적자폭 확대가 결정적인 영향을 주었을 것으로 추정된다.

## 2. 금융상품의 인식과 측정 K-IFRS 제1039호

현재 보험회사는 금융상품의 분류, 공정가치 평가, 처분이익 인식과 관련해서 K-IFRS 제1039호<sup>11)</sup> ‘금융상품: 인식과 측정’의 회계규정을 적용하는 것이 가능하다. 이미 국제회계기준인 IFRS 9<sup>12)</sup>에 해당하는 K-IFRS 제1109호 ‘금융상품’이 시행되었으나, 보험회사의 경우 보험부채 시가 평가를 주요 내용으로 한 IFRS 17<sup>13)</sup> 시행의 연기로 인해 K-IFRS 제1109호 시행도 연기되었다. 따라서 보험회사는 금융상품의 인식과 측정에 있어서 이전 규정인 K-IFRS 제1039호를 그대로 적용하는 것이 가능하다. 다만, 모든 보험회사가 반드시 K-IFRS 제1039호를 적용해야 하는 것은 아니며, 새로운 회계규정인 K-IFRS 제1109호를 적용하기 원하는 보험회사는 해당 회계규정을 적용하는 것도 가능하다.

K-IFRS 제1039호에서는 기본적으로 금융상품을 당기손익인식금융자산, 매도가능금융자산, 만기보유금융자산, 대여금 및 수취채권으로 구분하고 있다. 그리고 해당 금융상품의 공정가치 측정 방법과 공정가치 변동을 인식하는 방법에 대하여 세부적으로 명확히 규정하고 있다. 우선 당기손익인식금융자산은 공정가치로 최초 인식한 후 공정가치 평가이익을 당기손익(P&L)으로 바로 인식하도록 규정하고 있다. 매도가능금융자산의 경우 금융상품의 성격에 따라서 공정가치 평가와 인식에 있어서 약간의 차이를 가진다. 매도가능금융자산 가운데 채무상품은 공정가치 평가이익을 기타포괄손익(OCI)으로 인식하고, 이후 실

---

11) 금융상품 인식 및 측정에 대한 새로운 회계기준인 K-IFRS 제1109호가 적용되기 이전의 국내 회계기준이며, 현재 보험회사는 적용 유예기간으로 두 기준 모두 적용하는 것이 가능하다.  
 12) 국제회계기준에서는 금융상품의 인식 및 측정과 관련한 적용 원칙을 IFRS 9에 포함하고 있다.  
 13) 국제회계기준에서는 원가로 측정하였던 보험부채를 시가 평가로 전환하도록 하는 원칙을 포함한 IFRS 17을 제정하였으며, 향후 국내 보험회사에 적용될 예정이다.

제 매각이 이루어져 실현이익 또는 실현손실이 발생하였을 경우에 당기손익(P&L)으로 인식하도록 규정하고 있다. 매도가능금융자산 가운데 대부분의 지분상품은 공정가치 평가이익을 기타포괄손익(OCI)으로 인식하고 실제 매각 시 실현이익을 당기손익(P&L)으로 인식하도록 규정하고 있으나, 일부의 지분상품은 상각후원가로 인식하도록 규정하고 있다. 만기보유금융자산과 대여금 및 수취채권의 경우 최초 인식 이후에는 상각후원가로 측정하도록 규정하고 있다. 여기서 상각후원가는 보유한 금융자산의 현금흐름을 취득 당시 유효이자율로 할인한 현재가치에 이후 기간 경과에 따른 유효이자 금액만큼을 조정한 장부가액을 의미한다.

일반적으로 금융상품은 보유기간 또는 발행 이후 기간 중 당기손익 인식 항목으로 재분류하거나, 당기손익 인식 항목에서 다른 범주로 재분류할 수 없도록 금지하고 있다. 그러나 당기손익 인식 항목 가운데 단기매매 항목이 특정한 조건을 만족하는 경우에는 다른 범주로 재분류할 수 있도록 허용하고 있다. 또한 매도가능 항목으로 지정되지 않았더라도 대여금 및 수취채권의 정의를 충족하는 금융자산도 특정한 조건을 만족하면 대여금 및 수취채권으로 재분류할 수 있다. 특히, 보유 의도나 능력에 변화가 있어 더 이상 만기보유금융자산으로 분류하는 것이 적절하지 않다면, 만기보유금융자산을 매도가능금융자산으로 재분류한 후 공정가치로 다시 측정하여 장부금액과 공정가치의 차이를 별도로 회계처리 하는 것이 가능하도록 허용하고 있다. 그러나 만기보유금융자산을 매도가능금융자산으로 재분류했을 경우, 해당 회계연도를 포함한 향후 3년 동안 보유 중이거나 신규로 취득하는 모든 금융자산을 만기보유금융자산으로 분류하지 못하도록 금지하고 있다. 이는 재분류로 인한 부작용을 최소화하기 위한 조치라고 할 수 있다. 최근 몇몇 보험회사의 경우 향후 3년 동안 만기보유금융자산을 계상하지 못하는 자산운용에 있어서의 제약에도 불구하고, 만기보유금융자산을 매도가능금융자산으로 재분류하는 회계선택을 하였다. 이는 금리에 따른 매도가능금융자산 평가이익을 증가시킴과 동시에 유동성이 상대적으로 높은 매도가능금융자산을 더 많이 확보하려는 전략으로 분석되고 있다.

〈Table 2〉 Financial Instruments of K-IFRS 1039

구분	최초 인식	가치 평가	당기손익 반영
당기손익인식금융자산	공정가치	공정가치 평가	당기손익(P&L)에 반영
대여금 및 수취채권		상각후원가	손상차손과 손상차손환입 시 당기손익(P&L)에 반영
매도가능금융자산		공정가치 평가	매도 전 기타포괄손익(OCI)에 계상 매도 시 당기손익(P&L)에 반영
만기보유금융자산		상각후원가	손상차손과 손상차손환입 당기손익(P&L)에 반영

Note: K-IFRS 제1039호 '금융상품: 인식과 측정' 참조 및 재구성함.

### 3. 매도가능금융자산 처분이익 및 이익조정

보험회사는 장기부채의 보유 비중이 높기 때문에 자산운용에 있어서 장기적이고 안정적인 채권 자산에 대한 투자를 주로 하고 있다. 2019년 말 기준 생명보험회사의 유가증권자산 중 국채 및 회사채 투자 비중은 66.5%이며, 손해보험회사의 국채 및 회사채 투자 비중도 52.8%로, 생명보험과 손해보험 모두 채권이 가장 큰 비중을 차지하고 있다. 그리고 매도가능금융자산 가운데 채권의 비중도 2014년 이후 생명보험회사와 손해보험회사 모두 대부분 50%를 넘는 높은 수준을 유지하고 있다. 또한, 최근 매도가능금융자산 가운데 해외유가증권의 비중이 점진적으로 증가하고 있는데, 해외유가증권 역시 해외채권의 비중<sup>14)</sup>이 크기 때문에 전체적으로 보면 매도가능금융자산 가운데 채권의 비중이 절대적이라고 할 수 있다.

보험회사의 채권을 중심으로 한 자산운용은 경제적 실질과 다른 금리수준 변화로 인한 공정가치 평가액의 증감을 발생시키고, 이는 보험회사들이 재량적으로 재무비율을 조정하는 것을 가능하게 하고 있다. 금리수준 변화에 따라 보험회사가 보유하고 있는 채권의 공정가치 평가액은 달라진다. 일반적으로 금리가 하락하면 보유하고 있는 채권의 공정가치 평가액은 증가하고 금리 하락 이후 새롭게 매수하는 채권의 수익률은 낮아지게 된다. 반대로 금리가 상승하면 일반적으로 채권의 공정가치 평가액은 감소하지만 상대적으로 수익률

14) 2019년 말 기준 생명보험회사의 해외유가증권 중 채권의 비중은 90.1%이며, 손해보험회사는 83.1%이다.

이 높은 채권을 매수하기가 용이해 진다. 만약 보험회사가 투자영업이익을 증가시킬 유인이 있을 경우에는 공정가치 평가액이 큰 채권을 우선적으로 처분하는 재량적 선택을 통하여 이익을 상향 조정하는 것이 가능하다. 왜냐하면 대부분이 채권인 매도가능금융자산의 경우 처분되는 시점에 당기의 이익으로 인식되기 때문이다.

기업의 이익조정에는 크게 재량적 발생액을 통한 이익조정(Accrual Earnings Management; AEM)과 실제 활동을 통한 이익조정(Real Activity Earnings Management; REM)이 있다. 발생액을 통한 이익조정은 실제 기업의 경영 활동에 지장을 받지 않은 상태에서 상대적으로 조정하기가 쉽다는 장점이 있으나, 외부감사 등으로부터 집중적으로 제재를 받을 수 있으며 정보이용자로부터 쉽게 발견될 수 있다는 단점도 있다. 또한, 발생액을 통한 이익조정은 해당연도의 장부상 변화가 차후 반드시 반대 효과를 일으키기 때문에 미래의 경영성과에 영향을 미치게 된다. 반면, 실제 활동을 통한 이익조정 경우에는 기업의 실질적인 경제활동을 직접 통제할 수 있고 외부감사 등의 제재를 비교적 적게 받는다는 장점이 있으나, 다른 경영전략에 의해 영향을 받을 가능성이 크고 궁극적인 자원 배분의 왜곡이 나타날 수 있다는 단점이 있다.

매도가능금융자산의 선별적 처분을 통한 이익조정은 위에 언급한 두 가지 이익조정 방법 가운데 실제 활동을 통한 이익조정에 포함된다. 따라서 외부감사 과정에서 지적될 가능성이 낮을 뿐만 아니라, 쉽게 처분하여 즉시 처분이익을 인식할 수 있다는 장점이 있다. 또한, 처분 시 발생하는 거래비용도 다른 이익조정 수단에 비하여 상대적으로 적기 때문에 보다 용이하게 사용할 수 있다.<sup>15)</sup> 특히, 투자영업이익의 상향 조정 유인이 확대될 경우에는 투자영업이익에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 매도가능금융자산의 선별적 처분을 통한 이익조정이 이루어질 가능성이 크다고 할 수 있다. 게다가 보험회사의 경우 채권의 비중이 절대적이다. 따라서 다른 기업 또는 다른 금융기관에 비하여 채권의 선별적 처분이 영업이익에 미치는 영향이 더 클 것으로 보여 이를 활용한 이익조정 유인이 상대적으로 크다고 할 수 있다.

다만, 매도가능금융자산 처분이익을 통한 이익조정에 있어서 법인세 비용에 대한 고려가 선행되어야 한다. 이익조정의 유인 가운데 세금 회피를 위하여 이익을 하향 조정할 가

15) 지현미·송인만(2009)을 참조하였다.

능성이 존재하므로 이러한 효과가 반영될 경우 이익의 상향 조정 효과가 상쇄될 수 있기 때문이다. 문현주(2005)는 유가증권처분 동기 가운데 법인세부담액을 최소화시키기 위하여 법인세관리 동기가 존재한다고 하였다. 그리고 은행의 법인세 지급부담을 줄이기 위하여 유가증권처분을 통한 비용항목 인식과 수익항목 이연 등의 전략을 취한다고 설명하였다. 본 연구에서는 보험회사들의 이익의 상향 조정과 관련한 결정요인에 초점을 맞추고 분석을 하였으며, 법인세 조정을 위한 이익의 하향 조정으로 인한 효과가 상쇄될 여지는 크지 않을 것으로 보인다.

### III. 선행연구

이익(earning)은 기업의 경영성과 평가를 위한 중요한 측정치이며, 기업이 이익유연화(income smoothing), 적자회피(financial weakness), 목표이익 달성 등을 목적으로 하여 이익조정을 하고 있음을 보여주는 선행연구가 광범위하게 수행되었다. Burgstahler & Dichev(1997)는 기업이 적자보고를 피하기 위하여 이익을 상향 조정하고 있음을 보여주었다. 순이익이 0을 약간 초과하는 기업의 숫자가 비이상적으로 많음을 발견하고 이러한 기업들이 이익을 재량적으로 조정했을 가능성이 높다고 예상하였다. 실제로 순이익이 감소할 것으로 예상된 표본대상 기업 가운데 약 8~12% 정도가 이익을 상향 조정한 것으로 나타났다. Dechow and Skinner(2000)는 기업이 기말에 가격할인, 신용매출 등의 매출 항목은 증가시키고 반대로 연구개발비, 광고선전비 등의 지출 항목은 감소시켜 이익을 조정하고 있음을 보여주었다. Gunny(2005)는 기업들이 고정자산 매각, 할인판매, 재량지출 비용의 삭감, 생산단가 축소 등을 활용하여 적자보고를 회피한다는 사실을 검증하였다. 그리고 적자보고를 회피한 기업들은 이익조정이 이루어진 이후 장기 경영성과가 하락한다고 주장하였다. Chaney and Lewis(1995)는 기업이 우수한 경영성과 지표로 투자자에게 보여주기 위하여 이익을 상향 조정 한다고 주장하였다. 이익을 전략적으로 통제하는 것이 투자자들에게 긍정적 신호로 받아들여지고 미래의 기업 가치에 영향을 주는 것으로 나타났다. Tucker and Zarowin(2006)은 이익조정 행위가 투자자에게 기업의 미래 이익을 평

가하기 위한 유용한 정보로 활용될 수 있음을 보여주었다. 정보로서의 가치를 높이기 위한 이익조정은 이익 지표의 정보 전달력을 향상시키고 주가에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 반대로 이익조정이 투자자에게 왜곡된 정보를 제공하는 수단으로 활용되었다면, 이익 지표의 정보 전달력은 낮아지고 주가에 부정적인 영향을 주었다.

이처럼 기업의 이익조정 유인은 다양하게 존재한다. 다만, 공통적으로 나타나는 특징은 대부분 기업들이 영업활동과 관련한 이익을 상향 조정하기 위하여 이익조정을 하고 있다는 것이다. 금융기관 역시 일반 기업과 마찬가지로 이익조정 유인이 존재하며, 금융자산 운용 결과가 대부분 영업활동에 포함되는 금융기관의 특성상 자산운용 과정에서 이익조정이 이루어질 가능성이 높다. 특히, 자산운용과 관련한 이익조정 방법 중에서 상대적으로 실행하기가 용이하고 미래의 반대 효과<sup>16)</sup>에 대한 우려도 적은 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 이익조정이 이루어질 수 있다. 이와 같은 금융기관이 이익조정을 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 활용하였는지를 살펴보기 위한 연구가 주로 은행을 중심으로 이루어졌다. Lifschuts(2002)는 은행의 매도가능금융자산 처분이익 반영 전 이익이 작을수록 매도가능금융자산 처분이익을 많이 인식함을 보였으며, 해당 은행들이 매도가능금융자산 처분이익을 상향 조정했을 가능성이 크다고 주장하였다. Beatty et al.(2002)은 이익조정 유인이 개인은행(private bank)보다 상대적으로 큰 공영은행(public bank)<sup>17)</sup>이 매도가능금융자산 처분이익을 활용하여 이익을 조정하였음을 보여주었다. 약간의 이익을 보고한 구간에서 매도가능금융자산 처분이익이 비이상적으로 증가했으며, 해당 구간에서 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 이익조정이 이루어졌다고 분석하였다. 보험회사를 대상으로 한 연구로는 박규서·조석희(2016)가 소폭의 당기순이익을 보고한 보험회사 집단에서 매도가능금융자산 처분이익을 더 크게 보고하였음을 보여주었다. 그리고 이는 당기순손실이 보고되는 것을 피하고자 평가이익이 누적된 매도가능금융자산을 선택적으로 처분하였다고 주장하였다.

한편, 금융기관의 경우에는 금융소비자에게 미치는 영향이 큰 만큼 자본건전성에 대한

16) 발생액을 통한 이익조정은 해당연도의 장부상 변화가 차후 미래 경영성과에 영향을 미치는 반대 효과가 나타난다.

17) 공영은행(public bank) 정부 지분이 많이 포함된 만큼 주주들의 의사결정 시 보다 객관적인 지표인 이익의 중요성이 개인은행(private bank)보다 클 것이다.

중요성이 크다. 금융기관은 적정 수준의 경영성과를 달성하는 것뿐만 아니라 최소한의 자본규제 비율을 유지하는 것이 요구되며, 자본규제 비율을 통제하기 위한 자본조정이 이루어질 가능성이 존재한다. 따라서 금융기관이 자본규제 수준을 유지하기 위하여 이익조정 또는 자본조정을 하였는지를 살펴보기 위한 연구가 수행되었고, 이러한 선행연구 역시 은행을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있다. Moyer(1990)는 상업은행이 최소 자본규제 비율을 유지하기 위하여 대손충당금을 재량적으로 조정할 유인이 있다고 주장하였다. 대손충당금은 자본규제 비율 산정 시 자기자본으로 계산되기 때문에 최소 자본규제 비율 이하로 하락할 가능성이 있는 상업은행은 이를 방지하기 위하여 대손충당금 설정 및 환입 등을 조정할 가능성이 크다고 예상하였다. 분석결과, 상업은행의 자본규제 비율과 대손충당금이 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있었으며, 대손충당금을 조정하여 자본규제 비율을 통제된 것으로 나타났다. Beatty and Liao(2014)는 은행이 자본규제 수준을 유지하기 위하여 이익을 관리하고 있음을 보여주었다. 자본규제 수준이 목표 수준에 미치지 못하거나 규제에서 요구하는 최소요구 수준을 하회할 가능성이 있는 경우, 자본규제 비율을 높이기 위해 이익을 상향 조정하였음을 보여주었다. Lifschuts(2010)는 대형 은행을 대상으로 한 매도가능금융자산에 대한 투자와 유가증권 이자율 리스크와의 관계에 대한 분석을 통해 매도가능금융자산 비율이 유가증권 이자율 리스크와 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이는 대형 은행이 유가증권 이자율 리스크를 관리하기 위하여 매도가능금융자산을 통제하고 있음을 보여주는 증거라고 해석하였다. Barth et al.(2012)은 은행이 매도가능금융자산 처분이익을 통하여 이익을 유연화하고 자본규제 비율을 통제하는지를 살펴보았다. 그리고 미래 이익을 확대하기 위하여 당기의 매도가능금융자산 실현손실을 더욱 크게 인식(big bath)하였는지도 분석해 보았다. 실증분석 결과, 세전영업이익이 작은 은행일수록 매도가능금융자산 처분이익을 상향 조정하여 이익유연화를 하는 경향이 강하게 나타났다. 또한, 자본규제 비율을 통제하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 조정하고 있음을 실증분석을 통해 보여 주었다. 그리고 손실을 피할 수 없는 경우 매도가능금융자산 처분손실을 더 크게 인식함으로써 미래 이익을 확대하려는 시도를 하였음을 검증하였다. Barth et al.(2017)은 은행 데이터를 분석하여 이익유연화를 목적으로, 또는 낮은 자본규제 비율 수준을 개선하기 위하여 매도가능금융자산의 처분이익을 활용함을 보여주

었다. 국내에서는 문현주(2005)가 유가증권 처분이익이 은행의 BIS 비율을 관리하기 위한 목적으로 이용된다는 분석결과를 제시하였으며, 송인만 등(2012)은 은행의 총자산 대비 매도가능금융자산의 비중보다 총이익 대비 매도가능금융자산 처분이익의 비중이 높은 것은 은행이 매도가능금융자산 처분이익을 이용하여 이익을 조정하고 있기 때문이라고 분석하였다. 이진재(2019)는 국내은행의 분기별 데이터를 가지고 매도가능금융자산의 선별적 처분을 통한 이익조정 및 BIS 비율 관리 여부를 살펴보았다. 국내은행은 해당 분기의 누적된 영업이익이 전년 동기에 비하여 작을 경우 이익조정을 위해 더욱 많은 매도가능금융자산 처분이익을 인식한 것으로 나타났다. 그러나 BIS 비율 개선을 위해 매도가능금융자산 처분이익을 증가시켰는가에 대한 실증분석에서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 그리고 이는 대부분 국내은행들이 분석기간 동안 양호한 수준의 BIS 비율을 유지하고 있었기 때문에 자본규제가 영업에 있어서 실질적인 제약 요인이 되지 않았기 때문이라고 분석하였다. 보험회사를 대상으로 한 연구로는 Gaver et al.(1999)이 손해보험회사가 자본규제 비율 수준 준수를 위하여 또는 세무보고를 위하여, 손실준비금, 순자본 이익, 주식거래 등의 회계처리를 하고 있음을 보여주었다. 그리고 RBC 비율 제도가 도입된 이후에는 순자본 이익과 주식거래의 재량적 회계선택이 줄어들었다는 것을 보여주었다. 국내에서는 서정화·이호영(2012)이 RBC 비율이 낮은 보험회사들이 자본규제 한도를 피하기 위한 이익조정을 보다 많이 하였는지를 검증하였다. RBC 비율이 금융감독원 권고 비율인 150%를 약간 상회하는 구간에 속한 보험회사들이 대손상각비를 이용한 이익의 상향 조정 행위가 많은 것으로 나타났다. 박경원·장지인(2012)은 현행 보험회사의 자본규제인 RBC 제도 도입 이전의 생명보험회사를 대상으로 해당 시점의 자본규제가 생명보험회사들의 금융자산 분류 회계선택에 영향을 주고 있음을 보여주었다. 그리고 자본규제 비율이 양호한 생명보험회사들이 투자자산 가운데 매도가능금융자산의 비중이 높게 나타났으며, 이는 자본규제가 영향을 미치지 않는 생명보험회사들은 유동성 관리와 수익성 관리에 유리한 매도가능금융자산 보유를 선호한다고 분석하였다. 한편, 이수정 외(2020)는 한 보험회사의 사례 분석을 통하여 금융자산의 재분류를 이용한 자본관리에 대하여 연구를 수행하였다.

검토한 바와 같이, 금융기관의 이익조정과 관련한 선행연구는 주로 은행을 중심으로 이루어졌다. 그리고 선행연구에서는 주로 전체 당기순이익이나 영업이익의 지표를 중심으로

이익조정이 이루어지고 있음을 보여주고 있다. 보험회사 영업이익을 보험영업이익과 투자 영업이익으로 구분하고 보험영업이익의 감소 여부가 이익조정的主要因素인 될 수 있음을 보여주는 선행연구는 존재하지 않았다. 특히, 다른 금융업과는 달리 보험회사들이 보험영업에서 발생하는 보험영업이익을 경영성과 평가의 주요한 지표로 활용하고 있고 최근 보험회사의 영업이익이 보험영업에서의 손실을 투자영업에서의 이익으로 보전하고 있는 구조를 보이는 만큼 보험영업이익을 기준으로 하여 이익조정 여부를 살펴보는 것이 의의가 있을 것으로 생각된다. 또한, 금융기관의 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 자본조정과 관련한 연구도 역시 주로 은행을 중심으로 이루어졌다. 보험회사를 대상으로 하여 매도가능금융자산 처분이익이 이익조정과 RBC 비율에 미치는 영향을 동시에 살펴보는 연구는 거의 수행되지 않았다. 따라서 보험회사들이 자본건전성 강화 추세에 대응하기 위하여 자본조정을 위한 회계선택을 하고 있는지 여부 및 해당 방법 등에 대한 연구의 필요성이 존재한다고 판단된다. 아울러, 보험회사들이 매도가능금융자산 평가이익의 주요 결정요인인 금리 수준의 변화를 예상하고, 이를 바탕으로 하여 자산운용 전략 또는 회계선택을 하였음을 보여주는 연구의 필요성이 존재하였다. 따라서 보험회사를 대상으로 하여 금리 수준 하락 시에 예상되는 매도가능금융자산 처분이익의 관계를 검토하는 것은 이전의 다른 선행연구와는 별개로 그 의미가 있다고 판단된다.

## VI. 분석모형

### 1. 연구가설의 설정

금융기관은 보고이익을 상향 조정하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 확대하는 회계선택을 한다. Lifschuts(2002)는 은행이 금융자산 처분이익 반영 전 이익이 작을수록 매도가능금융자산 처분이익을 많이 인식하여 이익을 상향 조정한다고 주장하였다. 또한, 박규서·조석희(2016)는 보험회사들이 적자회피를 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 더 크게 보고하고 있음을 보여주었다.

보험회사 영업이익은 보험영업이익과 투자영업이익으로 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 은행과 증권업 등의 다른 금융기관과는 달리 보험회사들의 경우 보험위험을 인수하고 사고 발생 시 보험금을 지급하는 등과 같은 본업인 보험영업에서의 이익이 중요한 경영성과 지표가 된다. 따라서 궁극적으로 보험회사들이 지속 가능한 성장성을 유지하기 위해서는 보험영업이익의 구조적 개선이 선행되어야 할 것이다. 그럼에도 불구하고, 최근 보험회사의 영업이익은 보험영업에서의 손실을 투자영업이익이 보전하는 수익구조를 나타내고 있다. 과거 고금리 보험계약에 해당하는 책임준비금과 고령화, 가격경쟁 심화 등과 같은 비용측면에서의 부담이 크게 작용하고 있기 때문이다. 따라서 보험영업에서의 손실이 확대될 경우 보험회사의 영업이익은 악화될 가능성이 크다. 그리고 보험회사들은 보험영업의 손실 규모가 확대될 경우 이를 상쇄하기 위한 투자영업이익 확대의 필요성이 커진다. 결국, 보험회사들이 이익조정을 결정함에 있어서 가장 주요한 결정요인으로 보험영업이익의 감소 여부를 주목할 것으로 보인다.

또한, 현행 보험회사의 금융상품의 분류 및 인식과 관련한 회계처리 규정에서 매도가능 금융자산의 평가이익은 기타포괄손익(OCI)으로 인식되지만 당기에 처분하여 실현된 이익은 투자영업이익(P&L)으로 계상된다. 따라서 매도가능금융자산 평가이익이 더욱 큰 매도가능금융자산을 선별적으로 매각할 경우 매도가능금융자산 처분이익을 더 많이 인식할 수 있으며, 투자영업이익 확대와 더불어 일정 수준 이상의 영업이익 규모를 유지하는 것이 가능해진다.

만약 보험회사가 일정 규모의 영업이익 수준을 유지하기 위하여 매도가능금융자산을 선별적으로 매도하였다면 다음과 같은 [가설 1]이 성립할 것이다.

[가설 1] 보험회사의 보험영업 손실이 확대될 경우 매도가능금융자산 처분이익을 더욱 많이 인식하였을 것이다.

한편, 금융기관 자본규제 수준은 금융기관이 회계선택을 하는 데 있어서 고려하여야 하는 중요한 요인이다. Barth et al.(2017)은 금융감독 당국의 권고 수준에 근접하는 경우 자본규제 비율이 은행의 회계선택에 실질적인 제약으로 작용한다고 설명하고 있다.

Gaver et al.(1999)은 손해보험회사가 자본규제 비율 수준 준수를 위하여 손실준비금, 순자본 이익, 주식거래 등의 회계처리를 하고 있음을 보여주었다. 서정화·이호영(2012)은 RBC 비율이 금융감독원 권고 비율인 150%를 약간 상회하는 구간에 속한 보험회사들이 대손상각비를 이용한 이익조정이 있었다고 설명하였다.

보험회사의 경우 새로운 국제회계기준 IFRS 17과 자본건전성 규제인 신지급여력제도(K-ICS) 시행을 앞두고, RBC 비율의 중요성이 부각되고 있다. 특히, 금리 하락에 따른 금리 리스크, 과거 고금리 계약과 관련한 보험부채 리스크, 자산운용수익률 악화로 인한 리스크 등으로 인해 RBC 비율의 현저한 하락이 우려되고 있다. 그뿐만 아니라 보험회사의 RBC 비율은 보험영업에 있어서 소비자가 보험회사의 건전성을 평가하는 주요한 판단 지표로도 활용되고 있다.

따라서 RBC 비율이 낮은 수준인 보험회사들은 금융감독원에 제시하는 RBC 비율 수준을 유지하기 위하여 자본조정을 할 유인이 크다고 할 수 있다. 금융기관의 자본조정의 방법 가운데 하나로는 매도가능금융자산 처분이익을 증가시켜 이익잉여금을 확대시키는 방법이 있다. Barth et al.(2012)은 은행이 매도가능금융자산 처분이익을 통하여 이익을 유연화하고 자본규제 비율을 통제할 유인이 있다고 주장하였다. 이건재(2019)는 국내은행은 BIS 비율 개선을 위해 매도가능금융자산 처분이익을 증가시켰을 것으로 예상하였다.

만약 RBC 비율이 낮은 수준인 보험회사들이 RBC 비율을 개선하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 더 많이 인식하였다면 다음과 같은 [가설 2]가 성립할 것이다.

[가설 2] RBC 비율이 150%를 약간 상회하는 보험회사들의 경우 RBC 비율 조정을 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 더욱 많이 인식하였을 것이다.

Beatty and Liao(2011), Barth et al.(2017), 이건재(2019)는 은행의 BIS 자기자본비율이 자산 포트폴리오 운용과 자본조달에 영향을 주는 경우는 최소 요구자본 수준에 근접한 경우에 국한한다고 주장하였다. 실제로 금융기관의 자본규제 비율이 양호한 수준을 유지하고 있는 상황에서 향후 하락할 가능성과 특별한 제도변화 요인이 존재하지 않는다면 금융기관은 자본규제 비율을 통제할 유인이 없을 것이다. 그러나 만약 제도의 변화 요인과

큰 폭의 자본규제 비율의 하락 가능성이 있을 경우에는 선제적으로 이를 관리할 유인이 확대될 수 있다. 금융감독원은 우리나라 보험회사들에게 150%를 상회하는 RBC 비율을 유지할 것을 권고하고 있다. 그러나 보험회사에게 적용될 새로운 자본건전성 제도의 논의 과정에서는 요구자본의 리스크 산출 시 적용되는 위험계수를 조정하는 논의가 이루어지고 있다. 그리고 논의 과정에 있는 위험계수의 조정은 보험회사의 리스크 총량을 증가시키고 요구자본 또한 증가시킬 것이라는 의견이 지배적이다. 이는 금융소비자 보호 강화를 위하여 자본건전성 규제를 강화해야 한다는 국제적 논의 방향과도 궁극적인 지향점이 같다고 볼 수 있다.

금융감독원이 권고하는 수준에 근접하지 않더라도 지속적으로 논의되어 온 보험회사의 RBC 비율 하락에 대한 예상은 보험회사들의 회계선택에 있어서 중요한 요소로 작용할 것이다. 결국, RBC 비율이 하락할 것으로 예상되는 경우 보험회사들은 매도가능금융자산 처분이익을 많이 인식하여 자본조정을 할 가능성이 있다.

따라서 만약 보험회사의 RBC 비율 하락이 예상되는 경우 매도가능금융자산 처분이익의 확대를 통하여 RBC 비율을 관리하고자 한다면 다음과 같은 [가설 3]이 성립할 것이다.

[가설 3] RBC 비율이 하락할 경우 보험회사들은 RBC 비율 조정을 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 더욱 많이 인식하였을 것이다.

## 2. 연구모형

본 연구는 보험회사가 보험영업에서의 손실을 상쇄시키기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 통제하였는지를 검증하고자 한다. 그리고 RBC 비율이 낮은 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 조정하였는지, 그리고 RBC 비율 하락이 예상되면 선제적으로 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 조정하였는지를 검증하고자 한다. 이들을 검증하기 위하여 다음의 실증분석 모형 (1)을 추정하였으며, 모형 (1)에서  $i$ 와  $t$ 는 각각 보험회사와 해당 분기를 표시한다.

$$ASF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ASF_{i,t-1} + \beta_2 IIC_{i,t} + \beta_3 RBC_{i,t-1} + \beta_4 EM_{i,t-1} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Liq_{i,t} + \beta_7 RS_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} + \beta_{10} Bond_{i,t} + \beta_{11} KR_{i,t} + \beta_{12} KV_{i,t} + \beta_{13} Ind_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

- ASF<sub>i,t</sub> : 해당 분기의 매도가능금융자산 처분이익
- ASF<sub>i,t-1</sub> : 해당 분기 초 누적된 매도가능금융자산 평가손익 누계액
- IIC<sub>i,t</sub> : 보험영업이익(책임준비금 전입액 차감 후)이 전년 동기간에 비하여 작으면 1, 아니면 0
- RBC<sub>i,t-1</sub> : 전분기 RBC 비율이 170% 이하면 1, 아니면 0
- EM<sub>i,t-1</sub> : 전분기 RBC 비율이 이전 분기에 비하여 하락하면 1, 아니면 0
- Size<sub>i,t</sub> : 보험회사 총자산의 자연로그 값
- Liq<sub>i,t</sub> : 현금 및 예치금
- RS<sub>i,t</sub> : 지급준비금/(자산-부채)의 자연로그 값에 대한 직전 8분기 평균
- ROA<sub>i,t</sub> : 보험회사 ROA
- UE<sub>i,t</sub> : 실업률 백분율 값
- Bond<sub>i,t</sub> : 국고채 3년물 금리
- KR<sub>i,t</sub> : KOSPI 분기수익률
- KV<sub>i,t</sub> : KOSPI200 변동성 지수
- Ind<sub>i,t</sub> : 생명보험회사이면 1, 손해보험회사이면 0

모형 (1)에서 ASF<sub>i,t</sub>는 종속변수로 매도가능금융자산 처분이익이다. 본 연구는 보험회사의 분기별 데이터를 기준으로 분석하므로 ASF<sub>i,t</sub>은 해당 분기의 매도가능금융자산 처분이익을 의미한다.

ASF<sub>i,t-1</sub>는 매도가능금융자산 평가이익의 누계액을 의미한다. 매도가능금융자산 평가이익은 자본 항목이므로 해당 분기 초에 누적 계상된 금액을 사용한다. 평가이익의 크기에 따라서 매도가능금융자산의 선별적 매도 형태에 영향을 줄 수 있으므로 누적된 매도가능금융자산 평가이익을 통제해야 하는 설명변수로 사용하였다. Beatty and Harris(1998)의 연구에서는 매도가능금융자산의 미실현손익의 크기가 크면 매도가능금융자산의 처분이익이 확대됨을 보여주었다.

IIC<sub>i,t</sub>는 보험회사의 책임준비금전입액을 차감한 보험영업이익 더미변수이다. IIC<sub>i,t</sub>는 해당 분기의 보험영업이익이 전년 동기의 보험영업이익에 비하여 감소하였을 경우 1의 값을, 그렇지 않을 경우에는 0의 값을 가진다. 보험영업이익은 보험영업수익에서 보험영업

비용과 책임준비금전입액(환입액)을 차감(합산)한 금액이다. 다만, 생명보험회사의 경우 손익계산서 상에서 책임준비금전입액을 별도의 항목으로 계상하고 있는 반면, 손해보험회사의 경우 책임준비금전입액 항목이 보험영업비용에 포함되어 있다. 회계 상 차이가 있으나 실질적으로 보험영업에 있어서의 비용으로 인식하고 있다는 점은 동일하므로 생명보험회사와 손해보험회사 모두 이를 반영한 금액을 기준으로 변수를 산정하였다. 실제로 보험회사의 준비금 변화는 보험영업이익에 크게 영향을 미치는 요인 가운데 하나이다. 해당 기간 실제 보험영업 활동과 관련하지 않더라도 준비금의 적립 또는 환입이 확대될 경우 보험영업이익의 변동성이 크게 확대될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 보험영업이익의 변동성이 분석결과에 영향을 미치지 않도록 준비금이 반영된 보험영업이익을 기준으로 논의를 진행하였다.

$IIC_{i,t}$ 는 보험회사가 매도가능금융자산 처분 시 보험영업이익 감소가 중요한 의사결정요인으로 작용하는 지를 살펴보기 위한 설명변수이다. 만약 [가설 1]에서 언급한 바와 같이 보험회사가 보험영업이익 감소를 상쇄시키기 위하여 매도가능금융자산을 선별적으로 처분하는 행위를 하였다면  $IIC_{i,t}$ 의 계수 추정치는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다. 그리고 이는 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 감소하면 더욱 많은 매도가능금융자산 처분이익을 인식하였다는 것을 의미한다.

$RBC_{i,t-1}$ 는 대상 보험회사의 전분기 RBC 비율이 170% 이하일 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 여기서 전분기의 RBC 비율을 기준으로 한 것은 보험회사가 RBC 비율 개선을 위한 자본조정을 하였을 경우 해당 분기의 RBC 비율은 이미 개선되었을 수 있기 때문이다. 만약 [가설 2]에서 언급한 바와 같이, RBC 비율이 낮은 수준인 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 상향 조정한다면  $RBC_{i,t-1}$ 의 추정 계수는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다.

$EM_{i,t-1}$ 는 대상 보험회사의 전분기 RBC 비율이 그 이전 분기의 RBC 비율에 비하여 감소하였을 경우에는 1, 아니면 0을 값을 가진다. 해당 변수 역시 자본조정이 이루어졌을 경우 해당 분기의 RBC 비율은 이미 개선되었을 수 있기 때문에 전분기의 RBC 비율 변화 값을 사용하였다. 만약 [가설 3]에서 언급한 바와 같이, RBC 비율 하락이 예상될 경우 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 상향 조정한다면  $EM_{i,t-1}$ 의 추정 계수

가 유의한 양(+)<sup>1)</sup>의 값을 가질 것이다.

규모를 통제하기 위해서는 보험회사별 해당 분기 총자산의 자연로그 값( $Size_{i,t}$ )을 변수로 사용하였다. 그리고 해당 보험회사가 자금의 유동성에 문제가 있을 경우 채권 또는 주식 등을 급하게 매각하는 자산 포트폴리오의 급격한 변화가 있을 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 현금 및 예치금을 유동성 통제변수( $Liq_{i,t}$ )로 활용하였다(이건재 2019). 보험회사의 재무건전성을 통제하기 위한 변수로는 지급준비금을 자산에서 부채를 차감한 값으로 나누어 자연로그를 취한 후, 이를 다시 해당 분기를 포함한 직전 8분기의 평균을 계산( $RS_{i,t}$ )하여 사용하였다(송인정·양용준 2019). 또한, 수익성을 통제하기 위한 변수로는 보험회사의 수익성 지표인 ROA( $ROA_{i,t}$ )를 사용하였다.

한편, 매도가능금융자산 처분이익의 크기를 결정하는 경제 변수로 금리, 주식시장 상황, 실업률 지표를 통제변수로 사용하였다(Barth et al. 2017). 금리는 해당 분기의 국고채 3년물 금리( $Bond_{i,t}$ )를 사용하였다. 주식시장 상황으로는 분기별 KOSPI 지수의 수익률( $KR_{i,t}$ )과 KOSPI 200의 변동성 지수( $KV_{i,t}$ )를 사용하였다. KOSPI 지수의 수익률은 분기 말 종가 기준 상승률을 의미하며, KOSPI 200의 변동성 지수는 KOSPI 200 옵션시장 투자자들이 예상하는 미래(30일 만기) KOSPI 200 지수의 변동성을 의미한다. 실업률( $UE_{i,t}$ )은 해당 분기의 백분율 값을 한국은행 경제통계시스템에서 자료를 수집하여 사용하였다. 마지막으로 생명보험회사와 손해보험회사를 구분하기 위하여 생명보험회사일 경우 1, 손해보험회사일 경우 0의 값( $Ind_{i,t}$ )을 사용하였다.

### 3. 표본의 선정

본 연구에서는 2011년 1분기부터 2020년 1분기까지 우리나라 생명보험회사와 손해보험회사의 재무정보를 수집하고 이를 토대로 실증분석을 수행하였다. 생명보험회사의 경우 현재 24개의 생명보험회사가 영업을 하고 있다. 이 가운데 일부가 합병, 진입, 퇴출 등의 과정이 이루어졌으나, 24개 생명보험회사가 모두 재무정보의 연속성 확보가 가능하여 모두를 분석에 포함하였다. 손해보험회사의 경우 현재 31개가 운영되고 있다. 그러나 손해보험회사 중에는 일반적인 보험소비자를 대상으로 하여 리스크를 인수하는 것이 주 업무

가 아닌 보험회사가 인수한 보험 리스크의 일부를 다시 인수하는 업무를 주로 하고 있는 재보험회사들이 있다. 재보험회사들은 일반적인 보험회사와 상품 운용 등에 있어서 성격이 다르기 때문에 분석에서 제외하였다. 또한 일부 외국 보험회사의 지점과 합병 등의 과정에서 데이터의 연속성을 확보하기 어려운 손해보험회사들도 분석에서 제외한 후, 총 16개의 손해보험회사를 분석 대상에 포함하였다. 최종적으로 전체 40개 보험회사를 대상으로 실증분석을 시행하였다.

현재 금융감독원에서는 보험회사별 RBC 비율 데이터를 2012년 4분기부터 제공하고 있다. 분석에서는 RBC 제도의 전분기 대비 증감이 필요하므로 2013년 1분기부터 가장 최근의 데이터인 2020년 1분기까지의 데이터를 실제 분석에 사용하였다.

한편, 2014년 1월부터 보험회사의 회계연도가 변경되었다. 2013년까지는 매년 4월 1일부터 다음 해 3월 31일까지가 보험회사의 회계연도였으나, 2014년부터는 매년 1월 1일부터 12월 31일까지가 보험회사의 회계연도가 되었다. 분기별 데이터에 해당하는 값의 경우 별도의 기간 조정이 필요하지 않으나, ROA 산출과 같이 일부 기간 조정이 필요한 경우 기간을 조정한 값을 사용하였다.

보험회사 재무정보와 RBC 비율과 관련한 데이터는 금융감독원 통계정보시스템에서는 제공한 자료를 활용하였으며, 일부 재무정보 등은 보험개발원 보험통계포털서비스의 자료를 이용하였다. 그리고 금리, 주가 등의 거시경제지표는 한국은행 경제통계시스템, 금융감독원 통계정보시스템, 통계청 자료 등을 활용하였다.

〈Table 3〉은 모형 (1)과 관련한 표본 보험회사의 실증분석 기초 통계량을 보여주고 있다. 〈Table 3〉을 보면, 보험회사들은 일반적으로 매도가능금융자산 처분을 통하여 처분이익을 실현하고 있는 것으로 나타났다(Mean ASF: 19,086). 그리고 해당 분기 초에 누적된 매도가능금융자산 평가손익의 누계액의 평균은 6,623억 원이었다(Mean ASFBP: 662,379).

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

Variable	N	Mean	Standard Deviation	Min	Max
<i>ASF</i>	1,156	19,086	50,169	-14,891	1,145,750
<i>ASFBP</i>	1,156	662,379	2,442,319	-186,669	21,400,000
<i>IIC</i>	1,156	0.612	0.487	0.000	1.000
<i>RBC</i>	1,156	0.136	0.343	0.000	1.000
<i>EM</i>	1,156	0.496	0.500	0.000	1.000
<i>Size</i>	1,156	15.936	1.793	9.752	19.476
<i>Liq</i>	1,156	341,768	437,862	129	4,395,740
<i>RS</i>	1,156	-1.274	1.042	-7.975	0.469
<i>ROA</i>	1,156	0.001	1.699	-19.448	4.337
<i>UE</i>	1,156	3.614	0.459	2.800	4.500
<i>Bond</i>	1,156	1.964	0.541	1.230	2.920
<i>KR</i>	1,156	-0.250	6.065	-20.159	10.719
<i>KV</i>	1,156	15.246	6.695	11.060	48.550

Note: ASF is the quarterly realized gains of losses on available for securities. ASFBP is the quarterly accumulated unrealized gains of losses on available for sale securities. IIC is an indicator that equals one if income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year, zero otherwise. RBC is an indicator that equals one if RBC ratio for the last quarter is smaller than 170%, zero otherwise. EM is an indicator that equals one if RBC ratio for the quarter is smaller than that for the last quarter, zero otherwise. Size is the natural logarithm of insurer's beginning-of-quarter total assets. Liq is sum of cash and due from banks items. RS is the moving average of the natural logarithm of reserve by surplus and ROA is ROA ratio. UE is the Korean unemployment rate. Bond is the yield on the 3-year Korean treasury bond. KR is the quarterly return of KOSPI index. KV is the quarterly average of KOSPI 200 Volatility index.

〈Table 4〉의 분석대상인 매도가능금융자산 처분이익과 다른 변수들 사이의 상관관계를 보여주고 있다. 매도가능금융자산 처분이익(ASF)과 보험영업이익 더미변수(IIC)은 유의한 양(+) 관계를 나타내고 있는데, 이는 [가설 1]에서 예상하고 있는 결과와 일관된 방향이라 할 수 있다. 그러나 매도가능금융자산 처분이익(ASF)과 RBC 비율 증감 여부를 나타내 더미변수(EM)와는 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있으며 이 역시 [가설 3]에서 예상하는 결과와 일관된다고 할 수 있다. 그러나 매도가능금융자산 처분이익(ASF)과 RBC 비율의 제한을 나타내는 더미변수(RBC)는 유의한 음(-)의 관계를 나타내고 있는데, 이는 [가설 2]에서 예상하고 있는 결과와는 다른 방향이다.

〈Table 4〉 Pearson Correlation Matrix

	ASF	ASFBP	IIC	RBC	EM	Size	Liq	RS	ROA	UE	Bond	KR	KV
ASF	1												
ASFBP	0.326***	1											
IIC	0.104***	0.051*	1										
RBC	-0.096***	-0.098***	-0.055*	1									
EM	0.068**	0.011	-0.049*	0.074**	1								
Size	0.362***	0.392***	0.078***	-0.068**	0.063**	1							
Liq	0.333***	0.543***	0.049*	-0.110***	0.018	0.573***	1						
RS	-0.003	-0.144***	-0.080***	0.323***	0.055*	-0.050*	-0.012	1					
ROA	0.054*	0.033	-0.091***	-0.017	0.115***	0.420***	0.088***	0.185***	1				
UE	0.03	0.009	-0.051*	-0.015	0.202***	0.04	-0.053*	-0.005	0.028	1			
Bond	-0.024	-0.055*	0.014	0.069**	-0.016	-0.070**	0	0.037	-0.037	-0.274***	1		
KR	-0.069**	-0.009	-0.160***	0.069**	0.131***	-0.017	-0.009	-0.01	0.007	0.014	0.078***	1	
KV	0.103***	0.025	0.083***	-0.043	-0.04	0.035	-0.005	0.002	0.012	0.182***	-0.238***	-0.744***	1

Notes: 1) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1%, respectively.

2) ASF is the quarterly realized gains of losses on available for securities. ASFBP is the quarterly accumulated unrealized gains of losses on available for sale securities. IIC is an indicator that equals one if income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year, zero otherwise. RBC is an indicator that equals one if RBC ratio for the last quarter is smaller than 170%, zero otherwise. EM is an indicator that equals one if RBC ratio for the quarter is smaller than that for the last quarter, zero otherwise. Size is the natural logarithm of insurer's beginning-of-quarter total assets. Liq is sum of cash and due from banks items. RS is the moving average of the natural logarithm of reserve by surplus and ROA is ROA ratio. UE is the Korean unemployment rate. Bond is the yield on the 3-year Korean treasury bond. KR is the quarterly return of KOSPI index. KV is the quarterly average of KOSPI 200 Volatility index.

## V. 실증분석의 결과

### 1. 연구가설의 검증

〈Table 6〉와 〈Table 7〉은 [가설 1], [가설 2], [가설 3]을 검증하기 위한 실증분석 모형 (1)에 대한 패널 데이터 분석결과를 보여주고 있다. 실증분석은 횡단면 자료와 시계열 자

료를 결합한 패널 데이터 분석을 시행하였다. 개별효과를 분석에 반영하기 위하여 하우스만 테스트(hausman test)를 시행하였으며, 확률효과모형을 통한 분석이 더욱 효과적인 것으로 판단되었으나 고정효과모형의 분석 결과도 같이 살펴보았다.<sup>18)</sup> 고정효과모형의 경우 R-sq은 0.1087, F test 값은 2.86이었으며, 확률효과모형의 경우 R-sq는 0.1982였다. 한편, 다중공선성(multicollinearity) 문제로 인해 분석결과의 왜곡을 초래할 가능성을 확인하기 위하여 분산팽창계수(Variance Inflation Factor; VIF)<sup>19)</sup>를 확인하였다. <Table 5>는 변수별 분산팽창계수(VIF)를 보여주고 있으며, 모든 설명변수의 분산팽창계수(VIF)가 10 이하로 설명변수의 제거 등과 같은 모형의 수정 없이 분석을 진행하였다.

<Table 5> Variance Inflation Factor

$$ASF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1ASF_{i,t-1} + \beta_2IIC_{i,t} + \beta_3RBC_{i,t-1} + \beta_4EM_{i,t-1} + \beta_5Size_{i,t} + \beta_6Liq_{i,t} + \beta_7RS_{i,t} + \beta_8ROA_{i,t} + \beta_8UE_{i,t} + \beta_9Bond_{i,t} + \beta_{10}KR_{i,t} + \beta_{11}KV_{i,t} + \beta_{12}Ind_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

	ASFBP	IIC	RBC	EM	Size	Liq	RS	ROA	UE	Bond	KR	KV
VIF	1.53	1.07	1.16	1.11	2.00	1.94	2.01	1.28	1.20	1.15	2.50	2.59

Note: ASF is the quarterly realized gains of losses on available for securities. ASFBP is the quarterly accumulated unrealized gains of losses on available for sale securities. IIC is an indicator that equals one if income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year, zero otherwise. RBC is an indicator that equals one if RBC ratio for the last quarter is smaller than 170%, zero otherwise. EM is an indicator that equals one if RBC ratio for the quarter is smaller than that for the last quarter, zero otherwise. Size is the natural logarithm of insurer's beginning-of-quarter total assets. Liq is sum of cash and due from banks items. RS is the moving average of the natural logarithm of reserve by surplus and ROA is ROA ratio. UE is the Korean unemployment rate. Bond is the yield on the 3-year Korean treasury bond. KR is the quarterly return of KOSPI index. KV is the quarterly average of KOSPI 200 Volatility index.

주요 통제변수인 매도가능금융자산 평가손익 누계액(ASFBP<sub>i,t</sub>)의 계수 추정치가 확률효과모형(t=2.44\*)과 고정효과모형(t=2.21\*) 모두 유의한 양(+)의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다. 이는 해당 분기 초 매도가능금융자산 평가손익 누계액이 클수록 해당 분기에 인

18) 고정효과모형과 확률효과모형이 가지는 각각의 장단점으로 인하여 어느 모형을 적용하는 것이 더욱 적합한지에 대하여 하우스만 검정을 실시하여 결정하며, 일반적으로  $\chi^2$  통계량이 임계치보다 작을 경우 확률효과모형을, 반대로 클 경우에는 고정효과모형을 사용한다.

19) VIF = 1/(1-R2)으로, 10 이상일 경우 결과가 왜곡될 수 있으며 이를 해소하기 위하여 설명변수를 제거하는 등의 방안이 필요하다.

식하는 매도가능금융자산 처분이익의 크기가 커짐을 의미한다.

또한, [가설 1]에서 검증하고자 하는 주요한 관심변수인 보험영업이익( $IIC_{i,t}$ )의 계수 추정치는 고정효과모형과 확률효과모형 모두 유의한 양(+)의 값을 가지고 있는 것을 확인하였다. 이는 직전 분기의 보험영업이익이 전년 동기에 비하여 감소하였을 경우, 해당 분기의 매도가능금융자산 처분이익이 증가하였음을 의미한다. 보험회사가 보험영업에서의 손실이 확대될수록 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 상향조정할 것이라는 [가설 1]의 예측과 일관된 결과라 할 수 있다.

즉, 보험회사들이 이익조정(이익조정의 주요한 결정요인으로 보험영업에서의 이익 정도를 고려한다고 볼 수 있다. 보험회사들은 지속 가능한 성장 여력을 확보하기 위해서 본업인 보험영업에서의 이익을 확보하는 것이 중요하다. 매도가능금융자산의 선별적 매도를 통한 영업 이익 확보는 궁극적으로 자원 배분의 왜곡을 초래할 수 있기 때문에 장기적으로 지속 가능한 보험영업이익의 확보 가능성을 오히려 왜곡시킬 가능성이 있다.<sup>20)</sup> 또한, 매도가능금융자산의 선별적 처분은 이자수익은 축소로 이어질 가능성이 크다. 과거 높은 금리 수준의 채권을 매각하는 것이기 때문에 동일한 조건의 채권을 재구매하기는 어렵기 때문이다. 따라서 지속 가능한 이익 확보를 위해서 보험회사들은 보험영업이익의 본질적 개선과 더불어 실질적인 자산운용수익률 제고 노력이 필요해 보인다.

[가설 2]에서 검증하고자 하는 주요한 관심변수인 RBC 비율의 터미변수( $RBC_{i,t-1}$ )의 계수 추정치는 유의한 값을 가지지 않았다. 이는 RBC 비율이 낮은 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 확대하여 자본조정을 할 것이라는 당초 예상과는 다른 결과라 할 수 있다. 이익잉여금 확대를 통한 자본조정이 충분한 효과를 얻기 위해서는 배당금으로 지급되는 금액이 크지 않아야 한다. 최근 보험회사들이 영업이익의 변화 정도와 관계없이 일정한 수준의 배당성향을 유지하고 있는 상황을 감안해 볼 때, 자본조정을 위한 매도가능증권 처분이익 확대가 크게 효과적이지 않을 가능성이 크다. 또한, 매도가능증권 처분이익 확대가 이익조정에 직접적인 영향을 미치는 것과는 달리, 자본조정의 경우 각 보험회사의 배당성향, 자산포트폴리오 전략 등 사전에 고려해야 할 요인들이 다수 존재하기 때문에 이를 할

20) 본문에 언급한 바와 같이 실제 활동을 통한 이익조정(REM)은 다른 경영전략에 의해 영향을 받을 가능성이 크며, 궁극적인 자원 배분의 왜곡이 나타날 수 있다는 단점이 있다.

용하는 데 한계가 있었을 것으로 보인다.

[가설 3]에서 검증하고자 한 주요 관심변수인  $EM_{i,t-1}$ 는 유의미한 결과를 보이지 않았다. 이는 금융감독원 권고 수준인 150%와 관계없이 BRC 비율이 감소한 보험회사들이 선제적으로 RBC 비율을 관리할 것이라는 예상과는 다른 결과라 할 수 있다. 또한, [가설 2]의 분석결과에서와 같이 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 자본조정 행위가 나타나지 않기 때문에 보험회사가 선제적인 RBC 비율 관리를 원한다 하더라도 매도가능금융자산 처분이익 확대와는 다른 관리 수단을 활용하였을 가능성이 크다.

한편, 이진재(2019)는 국내은행의 경우 BIS 비율 관리를 위한 매도가능금융자산의 선별적으로 매도가 나타나지 않는 이유로 표본기간 동안 충분한 BIS 비율을 유지하였기 때문이라고 분석하였다. 보험회사들 역시 표본기간 동안 대부분 RBC 비율이 금융감독원이 권고하는 수준보다 높은 수준을 나타냈다.<sup>21)</sup> 다만, RBC 비율 규제 강화 추세가 이어지면서 보험회사의 경영활동 전반에 RBC 비율이 미치는 영향은 확대되었다. 이러한 측면에서 보면, 보험회사들은 매도가능금융자산 처분이익 통제를 통한 자본조정 이외의 다른 자본조정을 고려했을 가능성이 있다. 특히, 매도가능금융자산 평가이익을 통제하여 자본조정을 하는 것이 가능하며, 이에 대한 추가적인 검토도 필요해 보인다.

기타 통제변수들의 계수추정치를 보면, 주식시장 변동성 변수( $KV_{i,t}$ )는 통계적으로 유의한 값을 가졌다. 이는 보험회사들의 매도가능금융자산 처분이익의 크기가 주식시장의 변동성에 민감하게 반응함을 의미한다. 그리고 규모 통제변수( $Size_{i,t}$ )와 유동성을 나타내는 통제변수( $Liq_{i,t}$ )는 유의한 결과를 나타내지 않았다. 한편, 실업률( $UE_{i,t}$ ), 금리( $Bond_{i,t}$ ), 주식시장의 수익률( $KR_{i,t}$ ) 변수의 경우 역시 통계적으로 유의한 결과를 보이지는 않았다.

21) 해당 기간에 RBC 비율이 150%를 하회하였던 보험회사는 총 8개이며, 170%를 하회하였던 보험회사의 수는 총 14개였다.

(Table 6) Result (1): the gains on disposal of available-for-sale financial assets, income from underwriting, and the RBC Ratio

$$ASF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ASF_{i,t-1} + \beta_2 IIC_{i,t} + \beta_3 RBC_{i,t-1} + \beta_4 EM_{i,t-1} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Liq_{i,t} + \beta_7 RS_{i,t} + \beta_8 ROA_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} + \beta_{10} Bond_{i,t} + \beta_{11} KR_{i,t} + \beta_{12} KV_{i,t} + \beta_{12} Ind_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

	Variables	Coefficient	Standard Error	t	P>t	[95% Coefficient Interval]	
Fixed-effects	ASFBP	0.006	0.002	2.830***	0.005	0.002	0.011
	IIC	7,087.057	2,748.505	2.580**	0.010	1,694.058	12,480.060
	RBC	-290.432	5,128.301	-0.060	0.955	-10,352.960	9,772.099
	EM	2,506.870	2,762.321	0.910	0.364	-2,913.236	7,926.977
	Size	518.654	6,284.391	0.080	0.934	-11,812.310	12,849.610
	Liq	-0.005	0.006	-0.840	0.400	-0.017	0.007
	RS	-3,370.200	4,894.568	-0.690	0.491	-12,974.110	6,233.710
	ROA	2,538.642	3,090.293	0.820	0.412	-3,524.997	8,602.282
	UE	338.532	3,080.232	0.110	0.913	-5,705.366	6,382.429
	Bond	1,034.066	2,950.157	0.350	0.726	-4,754.604	6,822.737
	KR	144.263	329.300	0.440	0.661	-501.876	790.402
	KV	794.906	302.259	2.630	0.009	201.826	1,387.986
	_cons	-16,999.780	101,744.200	-0.170	0.867	-216,637.800	182,638.200

R-sq: 0.1087, F(12, 1083)=2.86, Prob > F=0.0007

Note: ASF is the quarterly realized gains of losses on available for securities. ASFBP is the quarterly accumulated unrealized gains of losses on available for sale securities. IIC is an indicator that equals one if income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year, zero otherwise. RBC is an indicator that equals one if RBC ratio for the last quarter is smaller than 170%, zero otherwise. EM is an indicator that equals one if RBC ratio for the quarter is smaller than that for the last quarter, zero otherwise. Size is the natural logarithm of insurer's beginning-of-quarter total assets. Liq is sum of cash and due from banks items. RS is the moving average of the natural logarithm of reserve by surplus and ROA is ROA ratio. UE is the Korean unemployment rate. Bond is the yield on the 3-year Korean treasury bond. KR is the quarterly return of KOSPI index. KV is the quarterly average of KOSPI 200 Volatility index.

<Table 7> Result (2): the gains on disposal of available-for-sale financial assets, income from underwriting, and the RBC Ratio

$$ASF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1ASF_{i,t-1} + \beta_2IIC_{i,t} + \beta_3RBC_{i,t-1} + \beta_4EM_{i,t-1} + \beta_5Size_{i,t} + \beta_6Liq_{i,t} + \beta_7RS_{i,t} + \beta_8ROA_{i,t} + \beta_9UE_{i,t} + \beta_{10}Bond_{i,t} + \beta_{11}KR_{i,t} + \beta_{12}KV_{i,t} + \beta_{12}Ind_{i,t} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

	Variables	Coefficient	Standard Error	z	P>z	[95% Coefficient Interval]	
Random -effects	ASFBP	0.005	0.001	4.040***	0.000	0.002	0.007
	IIC	6,846.624	2,746.813	2.490**	0.013	1,462.971	12,230.280
	RBC	-4,200.801	4,798.119	-0.880	0.381	-13,604.940	5,203.341
	EM	3,822.960	2,738.164	1.400	0.163	-1,543.742	9,189.662
	Size	8,104.995	1,868.131	4.340***	0.000	4,443.526	11,766.470
	Liq	0.002	0.005	0.300	0.764	-0.009	0.012
	RS	288.622	2,862.968	0.100	0.920	-5,322.693	5,899.937
	ROA	-1,703.684	2,072.657	-0.820	0.411	-5,766.016	2,358.649
	UE	-56.489	3,044.237	-0.020	0.985	-6,023.084	5,910.106
	Bond	2,578.540	2,564.515	1.010	0.315	-2,447.816	7,604.897
	KR	202.475	330.378	0.610	0.540	-445.055	850.004
	KV	813.399	303.514	2.680***	0.007	218.523	1,408.276
	Ind	6,623.958	6,977.933	0.950	0.342	-7,052.540	20,300.460
_cons	-145,183.300	37,019.810	-3.920***	0.000	-217,740.800	-72,625.850	

R-sq: 0.1982, Wald chi2(13) = 95.95, Prob > chi2= 0.0000

Note: ASF is the quarterly realized gains of losses on available for securities. ASFBP is the quarterly accumulated unrealized gains of losses on available for sale securities. IIC is an indicator that equals one if income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year, zero otherwise. RBC is an indicator that equals one if RBC ratio for the last quarter is smaller than 170%, zero otherwise. EM is an indicator that equals one if RBC ratio for the quarter is smaller than that for the last quarter, zero otherwise. Size is the natural logarithm of insurer's beginning-of-quarter total assets. Liq is sum of cash and due from banks items. RS is the moving average of the natural logarithm of reserve by surplus and ROA is ROA ratio. UE is the Korean unemployment rate. Bond is the yield on the 3-year Korean treasury bond. KR is the quarterly return of KOSPI index. KV is the quarterly average of KOSPI 200 Volatility index.

## 2. 추가분석

보험영업이익의 증감을 나타내는 더미변수(IIC)가 아닌 금액을 기준으로 한 변수(IICC)

를 산정하여 추가분석을 시행하였으며, 그 결과는 다음 <Table 8>과 같다. 분석결과 주요 설명변수인 보험영업이익이 감소할수록 매도가능금융자산 처분이익이 증가하는 것으로 나타났다으며 이는 앞서 [가설 1]에서 보여주고자 한 결과와 일관된다. 그리고 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 증가하는 회사들의 경우 이익의 상향 조정 유인이 크지 않을 것으로 예상되며, 따라서 전년 동기간에 비하여 보험영업이익이 감소한 보험회사와 증가한 보험회사로 집단을 구분하여 분석을 하였다. 분석결과, 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 감소한 경우에는 보험영업이익의 감소 규모가 확대될수록 매도가능금융자산 처분이익의 크기가 확대된 것으로 나타났다. 그러나 보험영업이익이 전년 동기간에 비하여 확대된 경우에는 보험영업이익과 매도가능금융자산 처분이익 사이의 유의미한 관계를 보이지 않았다.

<Table 8> Result (3): the gains on disposal of available-for-sale financial assets and income from underwriting

Variables	Group 1			Group 2			Group 3		
	Coefficient	z	P>z	Coefficient	z	P>z	Coefficient	z	P>z
ASFBP	0.003	3.22**	0.001	0.003	2.32*	0.020	0.001	0.79	0.429
IICC	-0.008	-2.52*	0.012	-0.012	-2.82**	0.005	-0.005	-1.91	0.056
RBC	-7,881	-1.71	0.088	-14,484	-2.09*	0.036	-2,103	-0.74	0.459
EM	5,038	1.78	0.075	8,665	2.04*	0.041	216	0.13	0.898
Size	615	1.93	0.054	776	1.60	0.111	188	1.01	0.313
Liq	0.011	2.34**	0.019	0.011	1.79	0.073	0.006	1.59	0.112
RS	1,556	0.70	0.484	3,173	1.10	0.273	373	0.22	0.824
ROA	549	0.36	0.722	890	0.39	0.700	1,125	1.05	0.294
UE	2,240	0.69	0.492	2,404	0.48	0.634	1,177	0.63	0.532
Bond	2,931	1.10	0.273	4,705	1.20	0.229	-2,511	-1.40	0.162
KR	141	0.41	0.680	473	0.93	0.352	-118	-0.54	0.590
KV	857	2.70**	0.007	1,354	2.87**	0.004	18	0.09	0.928
Ind	-310	-0.06	0.949	-1,005	-0.17	0.869	756	0.18	0.860
_cons	-24,450	-1.39	0.165	-34,943	-1.38	0.168	6,832	0.57	0.569
R-sq: 0.1799, Wald chi2(13) = 143.36, Prob > chi2= 0.0000			R-sq: 0.1836, Wald chi2(13) = 144.87, Prob > chi2= 0.0000			R-sq: 0.2598, Wald chi2(13) = 33.16, Prob > chi2= 0.0016			

Note: IICC is income from underwriting for the quarter. 'Group 1' is the result for total insurance company. 'Group 2' is the result for insurance company which income from underwriting for the quarter is smaller than that for the same period last year. 'Group 3' is the result for insurance company which income from underwriting for the quarter is bigger than that for the same period last year.

## VI. 요약 및 결론

본 연구는 보험회사들이 보험영업에서의 손실을 상쇄하기 위하여 매도가능금융자산의 처분이익을 재량적으로 조정하는지에 대하여 분석하였다. 또한, RBC 비율이 낮은 보험회사들이 RBC 비율을 조정하기 위하여 매도가능금융자산의 처분이익을 통제하는지에 대해서도 분석을 시행하였다. 그리고 보험회사들이 RBC 비율 하락 시 이를 개선하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 활용한 자본조정을 하는지에 대해서도 검토하였다. 2012년 1분기부터 2020년 1분기까지 국내 보험회사의 분기별 데이터를 활용하여 실증분석을 하였다.

보험영업이익과 매도가능금융자산 처분이익과의 관계에 대한 실증분석 결과, 직전 분기의 보험영업손실이 전년 동기간에 비해 확대될수록 보험회사가 인식한 매도가능금융자산 처분이익이 증가한 것으로 나타났다. 이는 보험회사들이 보험영업에서의 손실 확대를 상쇄하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 상향 조정하였음을 의미한다. 평가이익이 큰 매도가능금융자산을 선별적으로 처분함으로써 보험회사들은 당기의 투자영업이익을 증가시키고 동시에 당기순이익을 확대시킬 수 있다. 특히, 이러한 결과는 최근 보험회사의 투자영업이익이 보험영업에서의 손실을 만회할 만큼 충분한 수준을 유지하지 못하고 있음을 반증한다고도 볼 수 있다. 보험회사가 예상보다 큰 규모의 보험영업손실이 발생하였다 하더라도 충분한 수준의 투자영업이익 달성이 가능하다면 굳이 매도가능금융자산 처분이익을 재량적으로 통제하려고 하지 않을 것이다. 장기자산을 운용하여야만 하는 보험회사의 자산운용 특성상 매도가능금융자산의 보유 및 처분 목적은 단순히 투자영업이익 확대에만 국한되어 있지 않기 때문이다. 다시 말하면, 보험회사들은 자산 및 부채의 듀레이션 매칭과 자본규제 수준 유지 등과 같이 자산운용 시 고려해야 하는 여러 다른 요인이 동시에 존재하고 있음에도 불구하고, 매도가능금융자산을 활용한 이익조정 의 유인이 존재함을 의미한다. 평가이익이 큰 매도가능금융자산을 매각할 경우 향후 채권의 이자 수익이 축소될 가능성이 크다. 최근 금리 하락세에서 동일한 조건의 채권을 재구매하기는 어렵기 때문이다. 따라서 향후 장기 지속 가능한 영업이익을 제고하기 위해서는 보험영업 이익 확대 노력과 더불어 실질적인 자산운용수익률 개선 노력이 필요하다.

RBC 비율이 낮은 보험회사들이 매도가능금융자산 처분이익 확대를 통하여 자본조정을 하였는지에 대한 분석에서는 유의미한 결과를 보이지 않았다. 보험회사의 매도가능금융자산 처분이익 증가는 배당 여부에 따라 이익잉여금 확대와 가용자본 증가로 이어질 수 있다. 그러나 최근 보험회사의 일정한 수준의 배당성향을 유지하고 있음을 고려하면, 자본조정 효과가 크지 않았을 것으로 추측된다.

또한, 금융감독원에서 제시한 RBC 비율 권고 수준인 150%에 근접할 정도로 RBC 비율이 악화된 경우가 아니라 하더라도, RBC 비율 감소를 회피하기 위하여 매도가능금융자산 처분이익을 확대하는지에 대한 분석에서도 유의미한 결과를 도출하지는 못하였다. 이는 RBC 비율 하락이 보험회사의 판매, 자산운용, 위험관리 등과 같은 경영활동 전반에 걸쳐 영향을 미치는 것은 사실이나, 일정 수준 이상의 RBC 비율을 유지하는 회사들의 경우 RBC 비율 이외에도 의사결정에 있어서 고려해야 하는 다른 많은 요인들이 존재하기 때문이다. 게다가 앞서 언급한 바와 같이 매도가능금융자산 처분이익 확대를 통한 자본조정 경우, 배당성향, 자산 포트폴리오 전략 등과 같이 자본조정 효과가 희석될 수 있는 다른 요인들이 존재하기 때문에 적극적으로 이를 활용하는 데 한계가 존재한다.

향후 모든 보험회사에게 IFRS 9이 적용되면, 금융자산의 정의 및 분류 기준이 변경될 것이고, 금융자산의 실현이익을 인식함에 있어서 보험회사의 재량적 선택권은 현저히 줄어들 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고, 금융자산 가운데 공정가치를 측정하여 인식하는 공정가치측정금융자산이 존재하며, 이와 관련한 경영진의 재량적 의사결정 문제를 완전히 배제하기는 어렵다. 따라서 IFRS 9의 도입과 관련한 금융자산의 공정가치 측정 및 실현이익 인식과 관련한 추가적인 연구의 필요성이 존재하고 있다.

## 참고문헌

- 김형순 (2014), “적자회피를 위한 4분기 이익조정 분석”, **경영경제**, 제47권 제2호, pp. 25-44.
- (Translated in English) Kim, H. (2014). “The Fourth Quarter Earnings management to Avoid Losses”, *Business Management Review*, 47(2):25-44.
- 문현주 (2005), “국내은행들의 유가증권처분을 이용한 이익재량성 활용여부”, **대한경영학회지**, 제18권 제2호, pp. 739-756.
- (Translated in English) Moon, H. (2005). “The Discretionary Behaviors of Securities Transactions for Banks”, *Korean Journal of Business Administration*, 18(2):739-756.
- 박경원·장지인 (2012), “생명보험사 자기자본제도가 유가증권 분류 회계선택이 미치는 영향”, **회계저널**, 제21권 제4호, pp. 163-183.
- (Translated in English) Park, K., and J., Jang (2012). “The effects of capital regulation of life insurance companies on accounting choice about classification of securities”, *Korean Accounting Journal*, 21(4):163-183.
- 박규서·조석희 (2016), “보험회사의 금융자산 처분을 통한 이익조정에 관한 연구”, **Journal of the Korean Data Analysis Society**, 제18권 제2호, pp. 865-878.
- (Translated in English) Park, K., and S., Cho (2016). “A Study on the Insurance Company’s Earnings Managements through Disposal of Financial Assets”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 18(2):865-878.
- 백원선·최길엽 (2011), “매도가능증권평가손익의 재분류조정을 이용한 이익조정”, **한국회계학회 학술발표논문집**, pp. 1-23.
- (Translated in English) Paek, W., and G., Choi (2011). “Reclassification of

Available-for-Sale Securities on Realization and Earnings Management”, Working paper, *Korean Accounting Association*, 1-23.

서정화·이호영 (2012), “보험산업의 이익조정 연구: RBC비율을 중심으로”, **보험학회지**, 제93권, pp. 1-33.

(Translated in English) Suh J., and H., Lee (2012). “A Study on Earnings Management in Insurance Industry: Evidence from RBC ratio”, *Korean Journal of Insurance*, 93:1-33.

송인만·박연희·박성진 (2012), “금융기관의 금융상품을 이용한 이익조정 사례연구: 매도 가능금융자산을 중심으로”, **Korea Business Review**, 제16권 제4호, pp. 111-139.

(Translated in English) Song, I., Y., Park and S., Park (2012). “Financial Institution’s Earning Management Using Financial Instrument: Based on Available-For-Sale Financial Asset”, *Korean Business Review*, 16(4):111-139.

송인만·최신재 (2001), “경영자의 전략적 회계선택: 회계변경과 재량적발생액의 선택을 중심으로”, **회계학연구**, 제26권 제1호, pp. 105-125.

(Translated in English) Song I., and S., Choi (2001). “A study on Managers’ Strategic Accounting Choices: Accounting Changes versus Discretionary Accruals”, *Korean Accounting Review*, 26(1):105-125.

송인정·양용준 (2019), “손해보험회사의 재무건전성과 지급준비금 부족율 및 변동성에 관한 실증 연구: 2008년 금융위기를 중심으로”, **보험학회지**, 제118권, pp. 31-60.

(Translated in English) Song, I., and Y., Jun (2019). “An Empirical Analysis Between Insurers’ Financial Soundness and Loss Reserve Error Volatility: Evidence from the 2008 Financial Crisis”, *Korean Journal of Insurance*, 118:31-60.

오창수·변재웅 (2015), “손해보험회사 지급준비금 적립형태에 관한 실증연구”, **보험금융연구**, 제79권, pp. 33-58.

(Translated in English) Ouh C., and J., Byon (2015). “A Study on Discretionary Accounting for Loss Reserves of Non-Life Insurance Companies”, *Journal of insurance and finance*, 79:33-58.

오태형·정홍주 (2005), “지급준비금을 이용한 손해보험사의 이익조정에 관한 연구: 지급여력비율의 조정을 중심으로”, **리스크관리연구**, 제16권 제2호, pp. 127-162.

(Translated in English) Oh, T., and H., Jung (2005). “An Empirical Study on the Earnings Management of the Property-Liability Insurers”, *The Journal of Risk Management*, 16(2):127-162.

이건재 (2019), “국내은행의 매도가능금융상품을 이용한 영업이익 및 규제자본 관리행태 연구”, **회계학연구**, 제44권 제6호, pp. 88-123.

(Translated in English) Lee, G. (2019). “Do Korean Banks Selectively Realize Securities Gains and Losses to Manage Operating Income and Regulatory Capital?”, *Korean Accounting Review*, 44(6):88-123.

조영현·이혜은 (2018), **IFRS 9과 보험회사의 ALM 및 자산배분**, 보험연구원 연구보고서, pp. 14-16.

(Translated in English) Cho, Y., and H., Lee (2018). *IFRS 9 and Implications for ALM and Asset Allocation of Korean Insurers*, Research Report of KIRI, 14-16.

지현미·송인만 (2009), “매도가능증권의 선별적 처분을 통한 이익조정”, **회계학연구**, 제34권 제1호, pp. 1-26.

(Translated in English) Ji H., and I., Song (2009). “Earnings management Using the Selective Disposal of Available-for-Sale Securities”, *Korean Accounting Review*, 34(1):1-26.

- Barth, M., and W., Landsman (2010). "How did financial reporting contribute to the financial crisis?", *European Accounting Review*, 19(3):399-423.
- Barth, M., et al. (2017). "Bank earnings and regulatory capital management using available for sale securities", *Review of Accounting Studies*, 22(4):1761-1792.
- Beatty, A., B., Ke and K., Petroni (2002). "Differential earnings management to avoid earnings declines and losses across publicly and privately held banks", *The Accounting Review*, 77(3):547-570.
- Beatty, A., and S., Liao (2014). "Financial accounting in the banking industry: A review of the empirical literature", *Journal of Accounting and Economics*, 58(2-3):339-383.
- Burgstaller, D., and I., Dichev (1997). "Earnings management to avoid earnings decrease and losses", *Journal of Accounting and Economics*, 24(1):99-126.
- Chaney, K., Paul and Lewis, M., Craig (1995). "Earnings management and firm valuation under asymmetric information", *Journal of Corporate Finance*, 1995(1):319-345.
- Dechow, P., L., Myers and C., Shakespeare (2010). "Fair value accounting and gains from asset securitizations: A convenient earnings management tool with compensation side-benefits", *Journal of Accounting and Economics*, 49(1-2):2-25.
- Dechow, P., and D., Skinner (2000). "Earnings management: reconciling the views of accounting academics, Practitioners and Regulators", *Accounting Horizons*, 14(2):235-250.
- Gaver, J., and J., Paterson (1999). "Managing insurance company financial statement to meet regulatory and tax reporting goals",

*Contemporary Accounting Research*, 16(2):207-241.

- Gunny, K. (2005). "What are the consequences of real earnings management", *Working paper, University of California at Berkeley*.
- Lifschuts, S. (2002). "The effects of SFAS 115 on earnings management in the banking industry", *The Journal of applied business research*, 18(4):1-11.
- \_\_\_\_\_ (2010). "The relationship between large bank's investment in AFS securities and interest rate for their securities", *The Journal of applied business research*, 26(3):107-117.
- Moyer, S. (1990). "Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks", *Journal of Accounting and Economics*, 13(2):123-154.
- Landsman, R. (2010). "How did financial reporting contribute to the financial crisis?", *European Accounting Review*, 19(3):399-423.
- Tucker, J., and P., Zarowin (2006). "Does income smoothing improve earning informativeness?", *The Accounting Review*, 81:251-270.

## Abstract

This study investigates whether insurance companies adjust the gains on the disposal of available-for-sale financial assets to offset the decrease in income from underwriting. Our evidence shows that insurance companies adjust profits through the selective disposal of available-for-sale financial assets based on the size of income from underwriting. Moreover, this study examines whether insurance companies use the gains on disposal of available-for-sale financial assets to adjust the RBC ratio. We find that there is no evidence on capital adjustment utilizing gains on disposal of available-for-sale financial assets. A possible explanation for this result is that there are various other factors to take into account, such as dividend payout ratio and in capital adjustment through gains on disposal of available-for-sale financial assets by insurance companies.

※ Key words: Earnings management, Available-for-sale financial assets, Income from underwriting