

# 투자자-국가 간 소송제도(ISD)에 대한 연구 : 엘리엇 사례를 중심으로\*

## A Study on the Investor-State Dispute(ISD) : Cases of Elliott Lawsuits

양 철 원\*\*

Cheol-Won Yang

본 연구는 외국 투자자가 투자 유치국의 차별적 행위에 대해 소송을 제기할 수 있는 투자자-국가 간 소송제도(Investor State Dispute, ISD)를 다루고 있다. 특히 헤지펀드 엘리엇이 삼성물산-제일모직 합병과 관련하여 한국 정부에 제기한 ISD 소송의 재무적 쟁점을 중심으로 논의를 진행하였다. 먼저 엘리엇이 제기한 손해배상액의 적절성을, 합병 전 주식 매도, 그리고 합병 후 보유의 두 가지 경우로 구분하여 평가하였다. 첫째, 합병 전 삼성물산 주식 매도가격으로 주식매수청구권 행사가격을 가정하였을 때, 엘리엇이 주장한 삼성물산 주식가치는 합병 전 여러 평가 기관들이 제시한 수치 범위를 넘었다. 둘째, 합병 후 주식을 보유하고 있을 경우 기존 주주의 손익을 산출할 수 있는 순현가 모형을 제시하였다. 모형에서 주주의 손익은 합병 시너지와 적정 합병비율에 의해 결정된다. 적정 합병비율로 당시 기관들이 제시한 컨센서스 범위를 설정하고, 여러 합병시너지를 가정하여도 모형을 통해 추정된 손해액은 엘리엇이 주장하는 수치에 미치지 못하였다. 결과적으로 합병 시 주주간 부의 이전은 적정 합병비율과 실제 합병비율 간 괴리에 의해 좌우된다. 현재 자본시장법은 합병비율 계산 시 시장가격을 사용하도록 규정하고 있지만, 다양한 가치평가방법을 통해 이를 보완한다면 적정 합병비율 결정에 도움이 될 것이며, 투자자 보호에 기여할 수 있을 것이다.

**국문 색인어:** 투자자-국가 간 소송제도, 합병, 손해배상액, 순현가, 가치평가

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030604, B050702, B070900

\* 본 연구는 2019년 단국대학교 대학연구비 지원으로 수행되었습니다. 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 정재만 교수님과 2019년 한국증권학회 학술대회 참가자, 그리고 두 분의 심사자께 감사드립니다.

\*\* 단국대학교 경영학부 부교수(yang@dankook.ac.kr), 제1저자

논문 투고일: 2020. 4. 24, 논문 최종 수정일: 2020. 7. 2, 논문 게재 확정일: 2020. 11. 20

## I. 서론

한국은 수출주도형 경제발전을 이룩한 나라로서 세계화로 인한 이익을 가장 많이 누린 나라이다. 이에 걸맞게 여러 국가들과 다양한 형태의 투자협정을 체결하고 외국인 투자 유치를 위해서도 노력하고 있다. 하지만 투자하는 외국인 입장에서는 자국이 아닌 타국에서 불리한 대우를 받을 가능성을 염려하지 않을 수 없다. 외국인 투자를 유인하기 위해서는 무엇보다도 안전하고도 공정한 투자환경을 외국인 투자자들에게 제공해 주어야 할 것이다. 이에 따라 각국들은 투자 협정 속에 외국인 투자자에 대해 실효성 있는 구제수단을 제공하는 것이 일반적이다. 본 연구에서 다루는 투자자-국가 간 소송 제도(Investor State Dispute, 이하 “ISD”)도 외국인 투자자가 투자유치국을 상대로 직접 국제중재를 제기할 수 있는 투자자 보호 제도이다.

한국도 발효 중인 다수의 투자협정이나 자유무역협정(Free Trade Agreement: FTA) 안에 ISD가 포함되어 있다. 한편 이런 연유로 인해 한국은 외국인 투자자가 제기한 여러 ISD의 대상국이 되었으며, 최근 그 결과들이 나오고 있다. 한국 정부에 대한 ISD의 최초 판결은 2018년 이루어졌는데 그 결과는 패소였다.<sup>1)</sup> 이는 이후 대기하고 있는 여러 ISD들을 생각할 때 큰 우려를 하지 않을 수 없다.<sup>2)</sup> 일반적으로 ISD는 중재 규모가 크기 때문에 패소할 경우 한국 정부에 큰 부담이 된다.

본 연구는 ISD 제도에 대해 살펴보고, 특히 미국계 헤지펀드 엘리엇이 2015년 삼성물산-제일모직 합병과 관련하여 2018년 한국 정부에 제기한 ISD 소송의 재무적 쟁점을 중심으로 연구를 진행하였다. 먼저 엘리엇이 주장한 손해배상액의 적절성을 분석하였으며, 이와 관련한 기업의 가치평가 문제도 논의하였다.

가장 논쟁이 되고 있는 것은 엘리엇이 제시한 손해배상액이 적절한지 여부이다. 2015년 합병 당시 엘리엇은 삼성물산 지분 7.12%를 보유하고 있었으며, 합병으로 인한 손해배

1) 이란의 다이나가 대우일렉트로닉과 관련하여 제기한 ISD이며, 2018년 6월 6일 중재판정부는 한국 정부가 청구금액 935억 원 중 약 730억 원을 지급하도록 판결하였다.

2) 대표적으로 2012년 룬스타가 외환은행 매각과 관련하여 제기한 5조 원대의 ISD가 있다. 2018년 법무부 국감자료에 따르면 한국 정부를 대상으로 한 ISD는 룬스타를 포함한 6건이며 청구 배상액 합계는 총 6조 5,273억 원에 달한다.

상액으로 7억 7,000만 달러(약 8,700억 원)를 주장하고 있다. 합병 당시 엘리엇이 보유한 삼성물산 보유주식 수를 고려하면, 1주당 손해액은 약 7천 8백 원 정도이다.

본 연구는 합병으로 삼성물산 주주가 손해를 입었다고 가정할 때, 이 금액의 적절성을 합병 전 매도하는 경우와 합병 후까지 주식을 가지고 있는 경우 두 가지로 구분하여 평가하였다. 합병 전에 삼성물산 주식 매도가격으로 주식매수청구권 행사가격 57,234원을 사용하였을 때, 엘리엇이 주장하는 삼성물산 1주의 가치는 약 13만 5천 원이 된다. 이는 합병 전에 여러 기관들에서 삼성물산의 적정주가로 산정한 수치범위를 넘어설 뿐 아니라 엘리엇 자신이 당시 평가한 수치에서도 벗어난다.

합병 후까지 주식을 보유하고 있을 경우, 삼성물산 주주들의 순현재가치(Net Present Value: NPV)를 계산할 수 있는 간단한 모형을 제시하였다. 모형에서 합병의 편익(Benefit)은 합병 시너지에 의해 결정되며, 비용(Cost)은 적절한 합병비율과 실제 합병비율과의 괴리에 의해 결정된다. 적정 합병비율로 당시 기관들의 컨센서스인 1:0.4~0.6(제일모직:삼성물산) 범위를 가정하고, 가능한 여러 합병시너지를 시뮬레이션하여도 엘리엇의 손해액은 최대 3천억 원 정도로 산출되었다. 엘리엇이 주장한 합병비율의 최댓값 1.8을 적정 합병비율로 가정했을 때에야 엘리엇의 손해액이 8,700억 원에 도달한다. 요컨대 삼성물산에 대한 정상적인 가치평가 범위를 고려했을 때, 합병 전 매도와 합병 후 보유에서 추정한 손해액은 엘리엇이 제기한 손해액에 미치지 못한다.

주의해야 할 점은 본 연구에서 제시한 손해액은 재무적 손실액이며, 주로 엘리엇이 저평 가된 삼성물산 주식에 대해 향후 이익을 실현할 수 있는 기회를 박탈당한 기회비용에 대한 것이다. 이런 재무적 손실액을 고려했을 때 엘리엇이 제기한 손해배상액이 적절성이 결여되어 있다는 것이다. 이 논문에서 고려한 것 외에도 합병을 저지하기 위해 엘리엇이 감당했던 소송비용이나 이미지의 손실 등 비재무적인 기회비용까지도 추가한다면 손해배상액은 더 늘어날 수도 있다. 아직 엘리엇이 자신이 제시한 손해배상액의 구체적 내역을 공개하지 않고 있기 때문에 이에 대한 정확한 판단은 추후 ISD 재판 과정을 통해 가능할 것이다.

결국 합병 시 기존의 주주들이 얻는 손익은 적정 합병비율이 얼마인지에 대한 문제로 귀결된다. 실제 합병비율과 적정 합병비율의 괴리가 클수록 주주 간의 불합리한 부의 이전 현상이 발생할 것이다. 한국에서 합병비율은 가장 합리적이라 여겨지는 시장가격(Market

price)을 사용하도록 규정하고 있지만, 이에 대해서도 평가시기에 따라 저평가 및 고평가 여부가 논쟁이 되고 있다. 따라서 일반적으로 통용되는 DCF법, 이익평가법과 같은 절대가치평가법 또는 PER, EV/EBITDA 등의 배수(Multiple)를 사용한 상대가치평가법을 보완적 평가기법으로 고려한다면 투자자 보호에 기여할 수 있을 것이다. 하지만 시장가격을 보완하기 위해 어떤 가치평가법을 인정할 것인지, 누가 평가할 것인지 등 다양한 이슈에 대한 더 많은 합의가 이루어져야 할 것이다.

본 연구는 기존의 ISD 문헌에 다음과 같이 기여할 수 있으리라 사료된다. 첫째, 본 연구는 ISD에 대한 재무적인 쟁점들을 분석하고 있다. 기존 연구들은 국제투자 분쟁해결에 대해 주로 법 제도적 측면을 다루는 경향이 많다. 특히 2007년 한미FTA가 협상 타결되고 2011년 11월 22일 비준안이 국회 본회의를 통과하기까지 그 영향에 대한 논쟁이 한국 내에서 활발하였다. 최태판 (2007)은 광범위하게 분쟁해결 문제를 논의하였으며 특히 FTA 투자협정에서 국제중재의 기타 관할권 문제에 대해 다루었다. 왕상한 (2012)는 한미FTA의 ISD 관련 주요 쟁점을, 김재성, 홍선의 (2012)는 한미FTA ISD의 적용이 한국에 미칠 영향을 살펴보았다. 배성호 (2012)는 NAFTA의 ISD 분쟁사례를 통해, 이태화 (2012)는 캐나다의 사례를 통해 한미FTA의 ISD 제도가 한국에 미칠 영향과 개선점을 다루고 있다. 정하늘 (2016)과 유지연 (2018)은 한미FTA를 근거로 엘리엇과 메이슨이 제시한 ISD 사례의 법률적 쟁점에 대해 살펴보았다. 본 연구는 엘리엇 사례를 통해 손해배상액 평가, 기업가치평가 등 경제적인 논점을 주로 다루고 있다는 점에서 기존 연구와 차별된다.

둘째, 정책적 시사점을 제공할 수 있다. 본 연구는 엘리엇이 한국 정부를 대상으로 제기한 ISD를 분석함으로써 궁극적으로 국가 이익에 도움이 될 수 있기를 기대하고 있다. 2018년 한국 정부는 이란 다야니와의 ISD 소송과 관련하여 최초의 판결을 받았는데 그 결과가 패소였다. 중재 과정에서 한국 정부의 미숙함이 드러났을 뿐 아니라 실제 손해배상액도 730억 원으로 상당히 크다. 그 외에 현재 진행되고 있는 ISD도 6건에 이르며, 그 중 론스타가 제기한 ISD는 5조 원 규모이다. 개방경제를 지향하는 한국의 특성상 이런 소송이 계속될 가능성이 많다. 이런 시점에 ISD의 경제적 쟁점에 대해 구체적으로 살펴보는 것이 한국 정부의 대응에도 도움이 될 수 있을 것이라 사료된다.

논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 ISD 제도에 대해 살펴보고, 특히 한미

FTA에 규정되어 있는 ISD 규정을 중심으로 설명한다. 3장에서는 삼성물산-제일모직 합병 사건과 이와 관련하여 엘리엇이 제기한 ISD를 설명한다. 4장과 5장에서는 엘리엇이 제기한 ISD의 재무적 쟁점에 대해 논의하였다. 마지막으로 6장에서는 논문을 마무리한다.

## II. 투자자-국가 간 소송(ISD) 제도

국가 간의 관계를 규율하는 일반적 분쟁해결절차는 국가만을 당사자로 인정하는 것이 원칙이다. 하지만 ISD는 예외적으로 국가가 아닌 사인(私人)을 국제공법 상 분쟁 당사자로 인정한다. 이는 투자유치국과 투자자 국적국 간에 체결된 투자협정이 존재할 때 투자유치국을 상대로 투자자가 분쟁해결절차를 개시할 수 있다.

보통 국제통상협정은 세계무역기구(WTO)에 의해 다자간 규율된다. 하지만 투자협정은 전 세계 국가 합의에 따라 체결된 다자간 협정이 존재하지 않는다. 대신 주로 일대일 투자협정을 체결하는 방식으로 발달하였다. UNCTAD(United Nations Conference on Trade and Development)의 2013년 세계투자보고서(World Investment Report)에 의하면 일대일 투자협정은 1990년대 400개 정도이던 것이 2012년 말에는 5,790개에 이를 정도로 크게 증가하였다. 최근에는 무역과 투자협정을 FTA에 함께 규약하고 있는 경우가 많다. 즉, FTA 안에 투자에 관한 별도의 장(Chapter)을 두는 방식이 주로 채택되고 있다. 우리나라도 한미 FTA 제11장에 투자에 관한 사항을 두고 있다 (법무부, 2014).

투자협정은 크게 두 영역으로 분류할 수 있다. 첫째는 외국인 투자자에 대한 실체적 보호기준이며, 둘째는 투자자와 투자유치국간 분쟁 해결을 위한 절차규범이다. 이에 대해 각각 살펴보도록 하겠다.

### 1. 실체적 보호기준

첫 번째 실체적 보호기준으로 '내국민대우(National Treatment)'가 있다. 이는 투자유치국이 외국인 투자자에게 자국민보다 불리하지 않은 대우(No less favorable treatment)

를 부여할 의무를 지칭한다. 중재판정부들은 내국민대우 위반 사건과 관련하여 일반적으로 다음의 3단계 분석을 통해 위반 여부를 검토한다. 첫째는 외국인 투자자와 동등하다고 판단되는 비교가능한 국내 투자자 집단을 확정하는 것이다. 둘째는 외국인 투자자가 국내 투자자 집단에 비해 차별적 대우를 받았는지 여부를 검토하는 것이다. 셋째는 차별적 대우를 정당화하는 요소가 존재하는지를 마지막으로 점검한다. 즉, 투자유치국의 조치가 정당한 정책 목적에 기인한 것이라고 판단될 경우 중재판정부는 이를 차별적 대우에 해당되지 않는다고 판단할 수도 있다.

둘째, ‘최혜국대우(Most Favoured Nation Treatment)’는 외국인 투자자에 대해 제3국 투자자에게 제공되는 대우보다 불리하지 않은 대우를 부여할 의무이다. 최혜국대우는 내국민대우 개념과 동일하게 외국인 투자자에 대한 차별 방지를 위한 것이지만, 내국민과의 차별이 아니라 제3국 투자자와의 차별을 금지한다는 점에서 구별된다. 외국인 투자자는 투자유치국이 본국과 체결한 투자협정상의 보호와 별도로, 최혜국대우 조항을 통하여 투자유치국이 제3국가와 체결한 투자협정상 보호조항을 원용할 수 있다. 이를 통해 외국인 투자자는 자신의 보호범위를 확장시킬 수 있게 된다.

마지막 세 번째 ‘최소기준대우(Minimum Standard of Treatment)’는 투자유치국이 외국인과 그 재산에 대해 국제관습법의 기준에 의거한 최소한의 대우를 해주어야 할 의무이다. 이는 내국민대우와 최혜국대우 개념과 차이가 있다. 앞의 두 개념은 투자유치국의 자국민 또는 협정의 비당사국 국민에게 부여되는 대우가 외국인 투자자에게도 차별없이 동등하게 부여되어야 함을 의미한다. 반면 최소기준대우는 이와 무관하게 국제법상 최소한의 수준 이상으로 외국인 투자자를 대우할 의무를 의미한다.

투자협정에서 최소기준대우에 관한 조항은 일반적으로 포괄적이고 광범위하게 규정되어 있다. 예를 들어 한미 FTA 제11.5조는 ‘최소기준대우’에 대해 다음과 같이 규정하고 있다.<sup>3)</sup>

### 3) ARTICLE 11.5: MINIMUM STANDARD OF TREATMENT

1. Each Party shall accord to covered investments treatment in accordance with customary international law, including fair and equitable treatment and full protection and security.
2. For greater certainty, paragraph 1 prescribes the customary international law minimum standard of treatment of aliens as the minimum standard of treatment to be afforded to covered investments. The concepts of “fair and equitable treatment” and “full protection and security” do not require

### 제11.5조 대우의 최소기준

1. 각 당사국은 공정하고 공평한 대우와 충분한 보호 및 안전을 포함하여, 국제관습법에 따른 대우를 적용대상투자자에 부여한다.
2. 보다 명확히 하기 위하여 제1항은 외국인의 대우에 대한 국제관습법상, 최소기준을 적용대상투자자에 부여하여야 할 대우의 최소기준으로 규정한다. “공정하고 공평한 대우”와 “충분한 보호 및 안전”이라는 개념은 그러한 기준이 요구하는 것에 추가적인 또는 이를 초과한 대우를 요구하지 아니하며 추가적인 실질적 권리를 창설하지 아니한다.
- 가. 제1항의 “공정하고 공평한 대우”를 제공할 의무는 세계의 주요 법률 체계에 구현된 적법절차의 원칙에 따라 형사·민사 또는 행정적·심판절차에 있어서의 정의를 부인하지 아니할 의무를 포함한다. 그리고,
- 나. 제1항의 “충분한 보호 및 안전”을 제공할 의무는 각 당사국이 국제관습법에 따라 요구되는 수준의 경찰보호를 제공하도록 요구한다.

여기서 공정하고 공평한 대우(Fair and Equitable Treatment: FET)와 충분한 보호 및 안전(Full Protection and Security: FPS)를 부여하고 있다. 한·미 FTA 제11.5조에서 FET는 독립적인 규범이라기보다는 최소기준대우의 일부로 규정되고 있다. 이 조항은 모호하고 포괄적이어서 중재재판부의 주관에 의지하게 된다는 비판이 있다. 이에 대해 NAFTA 자유무역위원회(Free Trade Commission: FTC)는 NAFTA 내에 FET에 대한 해석지침을 설정하여 ‘FET가 국제관습법상의 최소기준대우에서 요구하는 것 이상의 대우를 요구하지 않음을 밝히는 한편, 이것이 민·형사 또는 행정소송에서 적법절차에 따른 사

---

treatment in addition to or beyond that which is required by that standard, and do not create additional substantive rights. The obligation in paragraph 1 to provide:

- (a) “fair and equitable treatment” includes the obligation not to deny justice in criminal, civil, or administrative adjudicatory proceedings in accordance with the principle of due process embodied in the principal legal systems of the world; and
- (b) “full protection and security” requires each Party to provide the level of police protection required under customary international law.

법정의의를 거부하지 않을 의무임’을 명시하였다(법무부, 2014).

충분한 보호 및 안전(FPS)은 투자유치국이 외국인 투자자를 내전, 시민소요 또는 물리적 폭력 등으로부터 보호할 의무를 지칭한다. 일반적으로 ‘각 계약국이 국제관습법에 따라 요구되는 수준의 경찰보호를 제공하는 것’의 의미로 받아들여진다. 이런 의무는 오래전부터 국제관습법상 인정되어 온 규범인데, 한·미 FTA도 독립적인 조항을 두기 보다는 제 11.5조 최소기준대우의 제1항에 함께 규율하고 있다(법무부, 2018).

## 2. 절차

절차적 보호기준은 투자협약을 위반한 부당한 조치나 행위로 손해를 입은 외국인 투자자가 구제받을 수 있는 절차를 의미한다. 기본적으로 외국인 투자자는 투자유치국의 국내 법원에 구제를 요청할 수 있지만 그 공정성과 독립성에 대해 의심할 수 있다. 아니면 자국의 외교적 보호권에 의존할 수 있는데 이는 정치적 문제를 야기할 수 있다는 단점이 있다. 이에 대한 대안으로 중립적인 중재인에 의해 분쟁을 해결하는 국제중재가 도입되었는데, 이것이 바로 본 연구에서 다루는 ‘투자자-국가 간 소송제도(ISD)’이다.

한미 FTA 제11장 제2절 ‘투자자 국가 간 분쟁해결’은 투자자가 투자유치국을 상대로 국제중재를 제기하는 절차를 규정하고 있다. 제11.16조 제1항은 중재를 제기할 수 있는 당사자와 대상 분쟁의 유형을 설명하고 있다. 제11.16조 제2항은 투자유치국에게 중재의 형식 및 중재요청서를 통지할 것을 규정하고 있다. 통지 후 6개월이 넘어도 당사자 간에 협의가 이루어지지 않는 경우, i) ICSID(International Centre for Settlement of Investment Disputes) 협약에 의한 중재, ii) ICSID Facility Rules에 의한 중재, iii) 유엔국제상거래법위원회(UNCITRAL) 중재규칙에 의한 중재, iv) 분쟁당사자가 합의한 제3의 국제중재기관을 통한 중재절차 중 하나를 선택할 수 있다. 그 외에도 중재인선정(제 11.19조), 절차의 투명성(제11.21조), 준거법(제11.22조), 절차병합(제11.25조)에 대해 규정하고 있다 (법무부, 2018).



### III. 한국에 대한 엘리엇의 ISD 제기

#### 1. 삼성물산-제일모직의 합병

제일모직과 삼성물산은 이사회 결의 이후 2015년 5월 26일 합병계약을 체결하였다. 합병비율은 자본시장법에 의거하여 1:0.35(제일모직:삼성물산)로 결정되었다. 하지만 삼성물산 일부 주주들은 산정시기가 삼성물산 주가가 저평가된 시기임을 주장하며 합병에 반대하였다. 당시 외국인 투자자들은 삼성물산 지분 약 33%를 가지고 있었으며 대부분 반대 입장을 취하였다. 해외 의결권 자문회사인 ISS와 글라스루이스도 합병 반대 의견을 개진하였으며, 국내 자문회사인 서스틴베스트와 한국기업지배구조 원도 동일한 의견을 제시하였다. 특히 외국계 헤지펀드인 엘리엇은 삼성물산이 우호적 지분 확보를 위해 KCC에 매각한 자사주(899만 주)의 주주총회 의결권을 금지해 달라는 가처분 신청 소송까지 제기하였다.

삼성물산은 합병계약서의 승인을 위한 주주총회는 2015년 7월 17일로 예정되었다. 합병 안은 통과되기 위해서는 출석주주 의결권의 3분의 2 이상의 찬성이 필요한 상황에서 찬반이 팽팽하게 갈리었다. 당시 국민연금도 삼성물산 지분 11.21%를 보유한 주주로서 합병 안건의 캐스팅보드를 쥐게 되었다. 국민연금은 2015년 7월 10일 개최된 투자위원회 회의에서 최종적으로 합병 안건에 대한 '찬성'을 의결하였다. 2015년 7월 17일 개최된 삼성물산 주주총회에서 합병 안건은 통과됨으로써, 그 해 9월 1일 두 회사는 합병되었다.

#### 2. 엘리엇의 ISD 제기

이후 국민연금이 합병에 찬성한 사항은 수사를 받게 된다. 2016년 11월 22일 '최순실 등 민간인에 의한 국정농단 의혹에 대해 엄정한 수사를 통하여 철저하게 진상 규명을 하도록 함으로써 국민적 의혹을 해소'하기 위한 특별검사법이 공포되었는데, 그 중 국민연금 의결권 행사 사안도 포함된 것이다. 수사 후 국민연금 의사결정 당시의 보건복지부장관이 2017년 1월 16일 구속 기소되었고, 기금운용본부장은 2017년 2월 28일 불구속 기소되었다. 이후 법원은 1심, 2심 판결 모두 이들에 대해 각각 징역 2년 6월을 선고하였다(서울중앙지방법원 2017. 6. 8. 선고 2017고합34, 183(병합) 판결, 서울고등법원 2017. 11. 14.

선고 2017노1886 판결).

국민연금 기금운용본부장에 대한 1심에서 재판부는 업무상배임죄와 관련하여 특검에서 주장한 ‘합병에 반대하여야 하는 임무’의 정도까지는 아니지만, ‘합병비율의 조정을 요구하여 기금에 최대한 이익이 되게끔 하여야 하는 임무’는 인정하였다. 또한 재판부는 ‘합병 시너지 수치를 조작하도록 한 다음 이를 투자위원회 회의에서 설명 및 일부 위원들을 개별적으로 접촉해 합병 찬성을 권유’한 것은 찬성 유도행위로서 임무위배행위로 인정하였다. 합병안건을 전문위원회에서 의결하지 않은 것에 대해서는 ‘찬성, 반대, 기권, 중립, 전문위원의(표결기권) 등의 의결 가능성이 충분히 있었다’는 점에 있어서 임무위배행위로 인정하지 않았다.

2심 재판부도 기금운용본부장에게 ‘당시 국민연금공단이 가진 사실상의 캐스팅보트를 잘 활용하여 중간배당을 요구하거나 반대 의결로 합병비율의 개선을 요구하는 등으로 필요한 조치’를 하여야 할 임무가 있음이 인정하였다. 둘 중에 합병비율의 개선을 요구할 수 있었음에도 이를 하지 아니한 것을 임무위배로 인정하였지만, 중간배당을 요구하지 아니한 사항에 대해서는 업무위배 행위는 인정하지 않았다.

1심과 2심의 차이점은 1심은 전문위원회에서 의결하지 않은 점을 임무위배가 아니라 판결한 것에 비해, 2심은 전문위원회에 부의하는 등의 조치를 취하지 않은 것을 임무위배로 인정하였다는 것이다.

2018년 7월 헤지펀드 엘리엇은 한국 정부가 삼성물산-제일모직의 합병 과정에 부당하게 개입함으로써 손해를 입었다면 한국 정부를 대상으로 ISD를 제기하였다. 엘리엇은 2015년 합병 당시 삼성물산 지분 7.12%를 보유하고 있었으며, 합병에 반대하였다. 엘리엇은 한국 정부가 ‘최소기준대우’ 중 공정하고 공평한 대우를 해야 한다는 조항을 위반하였다고 주장하였으며, 손해배상액으로 7억 7,000만 달러(약 8,700억 원)를 청구하였다.

얼마 후 헤지펀드 메이슨도 ISD를 제기하였다. 합병 당시 메이슨은 삼성물산 지분 2.2%를 보유하고 있었으며, 역시 합병에 반대하였다. 메이슨은 한국 정부가 삼성과 자신을 동일하게 대우하지 않았기 때문에 한·미 FTA 내 ‘내국인 동일대우 조항’을 위반했다고 주장하였으며, 2억 달러(약 2,250억 원)의 손해배상액을 청구하였다.

한편 박근혜 전 대통령에 대한 삼성그룹 부회장과 사이에서의 뇌물 사건 등을 심판하는

2심 재판부는 삼성그룹의 영재센터 지원 행위에 대한 1심 판결을 뒤집고, 부정한 청탁의 대상인 삼성 그룹 현안으로서의 승계 작업이 인정된다는 전제 아래 뇌물죄를 유죄로 인정하였다.<sup>4)</sup> 또한 재판부는 판결 이유에서 박근혜 전 대통령이 이러한 삼성그룹의 현안인 승계 작업에 대하여 인지하고 있었고, 삼성물산과 제일모직 합병 안전에 있어서 국민연금공단이 이재용에게 우호적인 조치를 취한 배경에는 박근혜 전 대통령의 지시나 승인이 있었다고 언급하였다.<sup>5)</sup>

엘리엇은 이러한 판결들이 ISD에서 한국 정부에 불리하게 작용할 수 있다는 전제 아래 자신들의 주장을 펼치고 있다. 메이슨은 ISD 중재의향서에서 이미 ‘국정농단 특별검사 팀의 수사 결과 발표와 최근 법원 판결에서 나타나듯 박근혜 전 대통령, 문형표 전 보건복지부 장관 등의 직권 남용으로 (압력을 받은) 국민연금이 2015년 삼성물산과 제일모직 합병에 찬성했다’고 적시하며 관련 근거로 사용하고 있다. 주무부처인 법무부는 ISD 정부 답변서에 삼성물산-제일모직 합병 당시 ‘묵시적 청탁’이 존재하지 않았다는 이재용 삼성전자 부회장의 2심 재판 결과 인용하였는데, 이 사항이 박근혜 전 대통령에 대한 2심 판결에서 다시 뒤집어진 것이다.

4) 이 부분이 청탁의 대상인 승계 작업을 인정하지 않으므로 무죄 선고하였던 1심 판결과 달라진 결정적인 이유이다.

5) 2018. 8. 24. 2018노1087호 서울고등법원 판결

## Ⅳ. 재무적 쟁점: 손해배상액 산정

엘리엇이 제기한 ISD에 대해 다양한 쟁점이 있을 수 있지만 본 연구에서는 재무적 쟁점을 주로 다루고자 한다.<sup>6)</sup> 가장 논쟁이 되고 있는 것은 엘리엇이 제시한 손해배상액이 적절한지 여부이다. 2015년 합병 당시 엘리엇은 삼성물산 지분 7.12%를 보유하고 있었으며, 합병으로 인해 손해금액으로 7억 7,000만 달러(약 8,700억 원)를 주장하고 있다. 본 장에서는 이 금액의 적절성에 대해 평가하고자 한다.

엘리엇은 한국 정부가 합병이 성사되게 함으로써 보유하고 있던 삼성물산 주식의 본질 가치를 실현할 기회를 박탈당하는 손해를 입었다고 주장하고 있다. 엘리엇은 합병 당시 삼성물산의 보통주식 11,125,927주(7.12%)를 보유하고 있었는데, 1주당 손해배상액으로 계산하면 다음과 같다.

$$\text{엘리엇이 주장한 1주당 손해배상액} = 8,700\text{억} / 11,125,927\text{주} = 78,196\text{원}$$

합병으로 삼성물산의 주주가 손해를 입었다고 가정할 때, 이 금액의 적절성에 대해 생각해 보자. 삼성물산의 주주 입장에서는 합병이 완료되기 전에 매도할 수도 있고, 합병 이후까지 주식을 가지고 있을 수도 있다. 이 두 가지 경우를 구분하여 손해배상액을 산정해 보겠다.

### 1. 합병 전 매도의 경우

합병 전에 삼성물산의 주식을 매도했다면, 엘리엇이 실제 매각한 가격을 알아야 엘리엇이 생각하는 본질가치에 대한 계산이 가능하다. 엘리엇이 어느 가격에 주식을 매각했는지 정확한 정보를 공개하고 있지 않기 때문에 대응치를 사용하고자 한다. 첫째, 합병에 사용된 기준시가를 생각할 수 있다. 자본시장법은 합병비율은 합병계약 전날인 2015. 5. 25.을 기산일로 하여 최근 1개월간 거래량 가중산술평균증가, 최근 1주일간 거래량 가중산술평균증가, 최근일의 증가를 산술평균하여 산정하도록 규정하고 있다. 이 규정에 따라 삼성

6) 법률적 쟁점에 대해서는 정하늘 (2016)과 유지연 (2018)을 참조하기 바란다.

물산 주식의 기준시가는 55,767원으로 산정되었다.<sup>7)</sup>

둘째, 주주총회에서 합병 안건이 통과된 이후의 삼성물산의 주가이다. 엘리엇이 합병 통과 후 주식을 매각하였다면 이 가격에서 매도 가능하였을 것이다. 합병 안건이 주주총회에서 통과된 7월 17일 삼성물산 주가는 전날보다 10.39% 하락해, 62,100원에 거래를 마쳤다. 이후 한 달 동안의 평균 주가는 56,236원이었다.

셋째, 주식매수청구권 행사가격을 생각할 수 있다. 실제 삼성물산은 주주총회 직후인 2015년 7월 17일부터 8월 6일까지 주식매수청구권을 행사할 수 있는 기간으로 정하였다. 주식매수청구권 행사가격은 삼성물산 1주당 57,234원이었다.<sup>8)</sup>

여기서는 세 번째 대용치인 주식매수청구권 행사가격이 실제적이라고 생각하였다. 주식매수청구권 행사가격이 주주총회에서 합병 안건이 통과된 이후의 삼성물산의 주가 평균보다 크기 때문에 삼성물산 주식을 매도하려는 주주 입장에서는 주식매수청구권을 행사하는 것이 합리적일 것이다. 따라서 주식매수청구권 행사가격 57,234원을 엘리엇이 삼성물산 주식을 매각할 수 있는 가격으로 가정하였다. 결국 엘리엇이 생각한 삼성물산 1주의 본질가치는 135,430원이 된다.

엘리엇이 생각한 삼성물산의 1주당 본질가치=57,234원+78,196원=135,430원

이 가치에 대해서 평가해 보자. <Table 1>은 삼성물산과 제일모직의 합병 전에 여러 기관들에서 적정주가 및 합병비율에 대해서 산정한 수치들을 보여주고 있다. 엘리엇은 당시 삼성물산의 주주였으며, 의결권 행사를 위한 가치평가를 회계법인에 의뢰하였다. ISS는 의결권행사자문기관으로써 가치평가 의견을 제시하였다. 국민연금도 삼성물산과 제일모직의 주주로서 리서치팀을 통해 직접 가치를 평가하였다. 딜로이트와 KPMG는 회계법인으로써 합병기업에 대한 가치평가를 하였다.

7) 동일한 기준에 의해 제일모직 주식의 기준시가는 159,294원으로 계산되었으며 합병비율도 1:0.35(제일모직:삼성물산)로 자동적으로 산정되었다.

8) 제일모직의 주식매수청구권 제시가격은 1주 당 156,493원이었다. 주식매수청구 합계액이 1조 5천억 원을 초과하는 경우 합병계약이 해제 가능하게 설정하였으며, 제일모직에는 한도 가액 5천억 원을, 삼성물산에는 한도가액 1조 원을 배정하였다.

〈Table 1〉 Institutional Investors' Evaluation of the Merger Ratio between Samsung C&T and Cheil Industries

This table shows the evaluation results of various institutional investors regarding the merger between Samsung C&T and Cheil Industries. The valued price of Samsung C&T and Cheil Industries is in Won, and the Merger ratio is based on Cheil Industries 1. When there is a range of merger ratios suggested by each institution, they are reported in the last column.

	Samsung C&T Valued Price	Cheil Industries Valued Price	Merger Ratio	Range of Merger Ratio
Elliott	100,597~114,134	63,353~69,942	1:1.6	1.44~1.80
ISS	110,234	115,665	1:0.9530	
NPS	69,677	150,348	1:0.4634	0.3420~0.6755
Deloitte	59,879	158,090	1:0.3788	0.3139~0.4936
KPMG	59,909	148,971	1:0.4022	0.3193~0.5259

〈Table 1〉을 보면, 삼성물산에 대해 가장 높은 가치를 부여한 기관은 엘리엇과 ISS이다. 일단 엘리엇 본인은 합병을 반대하면서 그 이유로 근거로 합병 기산일 근처의 삼성물산 주가는 너무 낮고 제일모직 주가는 너무 높다고 주장하였다. 엘리엇이 반대의 근거로 제시한 삼성물산의 공정가치는 100,597~114,134원, 제일모직은 63,353~69,942원 정도이다. 하지만 엘리엇이 요구한 손해배상액에 따른 주식가치 135,430원은 엘리엇 자신들이 합병 반대 당시 제시한 가격 범위를 벗어난다. 이는 평가 범위의 최댓값 114,134원보다 크며, 중간값 107,366원보다 26% 정도 더 큰 수치이다.

의결권자문회사인 ISS는 적정주가로 삼성물산 110,234원, 제일모직 115,665원을 제시하였으며 이에 근거하여 1:0.9530(제일모직:삼성물산)의 합병비율이 적절하다고 주장하였다. 이에 비추어 보아도 엘리엇이 ISD에서 요구한 1주당 가치 135,430원은 23% 정도 프리미엄을 요구하는 액수이다.

이런 결과들을 종합하면, 엘리엇의 손해배상요구액은 합병 당시 삼성물산 주식가치에 대해 가장 높게 평가한 엘리엇 자신이나 ISS 기준보다도 약 20% 정도 상회하는 과도한 금액이라 생각할 수 있다. 만약 삼성물산 주식가치에 대해 더 낮게 평가한 국민연금(NPS)이나 딜로이트, KPMG 등의 가치평가액을 기준으로 생각한다면, 엘리엇은 더 높은 프리미엄

을 요구하는 것이다. 가장 낮은 딜로이트의 59,879원을 기준으로 하면, 엘리엇의 손해배상액에 따른 주가 평가액은 2.3배에 이른다.

## 2. 합병 후 보유하고 있는 경우

합병에 반대한 주주라도 합병 후까지 주식을 보유하고 있을 수 있다. 여기서는 그럴 경우의 손익에 대해 생각하고자 한다. 이를 위해 삼성물산 주주들의 합병 후 순현재가치(Net Present Value: NPV)를 계산하였다. NPV는 특정 의사결정으로 인해 얻을 수 있는 편익(Benefit)의 현재가치에서 비용(Cost)의 현재가치를 차감한 값으로, 의사결정으로 인한 부의 증가(감소)분을 의미한다. 순현재가법(NPV)법을 통한 NPV가 0보다 클 경우 부의 증가를 의미하므로 이익이 되는 것이고, NPV가 0보다 작을 경우는 손해가 발생한 것을 의미한다.

삼성물산 전체 주주들의 합병 시 NPV는 다음과 같이 계산하였다. 첫째, 합병이 성사될 경우 전체 주주들이 얻는 편익은 합병으로 인한 시너지 효과이며, 그 중 삼성물산 주주들의 편익은 회사 전체의 시너지 중에서 합병 후 자신의 지분을 만큼일 것이다. 따라서 삼성물산의 편익은 합병의 시너지의 현재가치에 삼성물산의 합병 후 지분율을 곱한 값으로 계산하였다. 둘째, 비용은 삼성물산이 저평가되었다고 할 경우 적절한 합병비율보다 실제 합병비율이 자신에게 불리하게 책정됨으로써 발생하게 되는 손실분이다. 이는 두 비율의 차이에서 합병 후 기업가치의 현재가치를 곱한 값이 될 것이다. 이를 정리하여 삼성물산 전체 주주들의 부의 증가분(Wealth gain)의 현재가치를 다음과 같은 수식으로 표현하였다.

$$\begin{aligned}
 NPV(\text{삼성물산}) &= PV(\text{Benefit}) - PV(\text{Cost}) \\
 &= \hat{\alpha} \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - \hat{\alpha}) \times PV(A + B) \\
 &= \hat{\alpha} \times [PV(A + B) - (PV(A) + PV(B))] - (\alpha^* - \hat{\alpha}) \times PV(A + B) \\
 &= (2\hat{\alpha} - \alpha^*) \times PV(A + B) - \hat{\alpha} \times [PV(A) + PV(B)]
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기서, Synergy: 제일모직-삼성물산 합병의 시너지

$\hat{\alpha}$  : 실제 합병비율에 의한 합병 후 삼성물산 전체주주의 지분율

$\alpha^*$ : 적정 합병비율에 의한 합병 후 삼성물산 전체주주의 지분율

PV(A+B): 합병된 기업의 현재가치

PV(A): 합병 전 기업 A의 현재가치

PV(B): 합병 전 기업 B의 현재가치

NPV가 0보다 크면 합병으로 인해 삼성물산 주주들의 부의 증가가 이루어진다는 의미이며, 반대로 NPV가 0보다 작다면 합병이 주주들의 손해가 된다는 의미이다. 이는 피합병 기업이 기업의 합병의사결정에서 직면하게 되었을 때, 일반적으로 적용할 수 있는 의사결정 방법으로 사용될 수 있다. 피합병기업의 NPV를 계산해서 그 값이 0보다 크면 찬성하고, 0보다 작으면 손해가 되는 것이므로 반대하는 의사결정을 내릴 수 있을 것이다.

위의 식(1)을 합병의 시너지를 중심으로 하여 표현하여 식(2)로 정리하였다.

$$\begin{aligned}
 NPV(\text{삼성물산}) &= PV(\text{Benefit}) - PV(\text{Cost}) \\
 &= \hat{\alpha} \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - \hat{\alpha}) \times PV(A + B) \\
 &= \hat{\alpha} \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - \hat{\alpha}) \times [PV(A) + PV(B) + PV(\text{Synergy})] \\
 &= (2\hat{\alpha} - \alpha^*) \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - \hat{\alpha})[PV(A) + PV(B)]
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서,  $(2\hat{\alpha} - \alpha^*)$ 는 일반적으로  $\hat{\alpha}$ 와  $\alpha^*$ 의 차이가 크지 않다고 가정하면 0보다 크게 된다. 이런 경우 삼성물산 주주들의 손실은 적정 합병비율에 비해 저평가된 실제 합병비율의 차이( $\alpha^* - \hat{\alpha}$ )에 기업 A와 B의 현재가치 합을 곱한 금액에 의해 발생하게 된다. 결국 삼성물산 주주들의 손실은  $\hat{\alpha}$ 와  $\alpha^*$ 의 차이, 즉 적정 합병비율에 비해 실제 합병비율이 얼마나 저평가 받았는지에 비례하여 증가하게 된다.

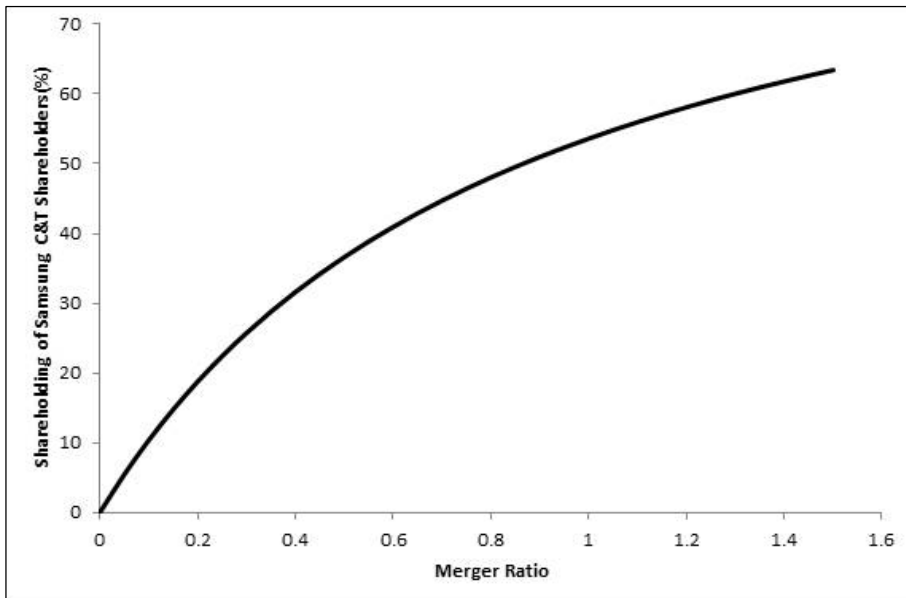
당시 삼성물산 주주들이 당면한 의사결정의 문제 분석을 위해 합병 전과 후의 지분율을 생각해 보자. 합병 전 총 발행주식수는 삼성물산 156,217,764주, 제일모직 135,000,000주였다. 삼성물산 대 제일모직의 합병비율을  $x:1$ , 합병 후 삼성물산 구주주의 지분율을  $\alpha$ 라고 하자. 합병 후 회사의 발행주식수는  $156,217,764x + 135,000,000$ 주이다. 합병 후 삼성물산 주주 전체의 주식수는  $156,217,764x$ 이므로 합병 후 삼성물산 구주주의 지분율( $\alpha$ )은 다음과 같다.



$$\alpha = \frac{156,217,764x}{156,217,764x + 135,000,000} \quad (3)$$

〈Figure 1〉 Shareholding of Samsung C&T Shareholders according to the Merger Ratio

This figure shows the stake( $\alpha$ ) after the merger of Samsung C&T's shareholders according to the merger ratio when Samsung C&T and Cheil Industries are merged. The merger ratio( $x$ ) is the ratio of Samsung C&T( $x$ ) to Cheil Industries(1).



〈Figure 1〉은 다양한 합병비율( $x$ )에 따라 삼성물산의 지분율( $\alpha$ )이 어떻게 변화되는지를 보여주고 있다. 합병비율이 증가할수록 삼성물산의 지분율은 증가한다. 즉 삼성물산 주주의 입장에서는 어떻게든 합병비율을 크게 하는 것이 최적 의사결정이 된다. 하지만 실제 합병 비율은 자본시장법에 의해 1:0.3501로 정해졌다. 이 경우 합병 후 삼성물산 주주 전체의 보유주식은 54,691,839주 ( $156,217,764 \text{주} \times 0.3501$ )이며, 지분율은 28.83%이다.

위의 논의를 구체적으로 삼성물산과 제일모직의 합병 건에 적용해 보자. 이 사건에서 구체적인 수치를 구할 수 있는 변수는 다음과 같다. 실제 합병비율(1:0.3501)에 의한 합병 후 삼성물산의 지분율( $\hat{\alpha}$ )은 28.83%이다. 삼성물산이 합병시 저평가되었다고 생각하는 주

주들이 적정하다고 생각한 합병비율은 0.3501보다 크기 때문에 이 경우의 지분율( $\alpha^*$ )은 28.83%보다 커질 것이다.

합병 전 삼성물산(A)의 현재가치(PV(A))는 삼성물산의 합병 전 시가총액을 사용하였다. 이는 합병비율 계산에 사용된 기준시가 55,767원에 상장주식수를 곱하여 8.7조 원으로 계산하였다. 동일하게 합병 전 제일모직(B)의 현재가치(PV(B))는 합병비율 계산에 사용된 제일모직 기준시가 159,294원에 상장주식수를 곱하여 21.5조 원이 산출되었다. 따라서 삼성물산 주주의 NPV는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} NPV(\text{삼성물산}) &= (2\hat{\alpha} - \alpha^*) \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - \hat{\alpha})[PV(A) + PV(B)] \\ &= (0.5766 - \alpha^*) \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - 0.2883)[8.7 + 21.5] \\ &= 0.5766 \times PV(\text{Synergy}) + 8.7 - (30.2 + PV(\text{Synergy})) \times \alpha^* \end{aligned} \quad (4)$$

결국 삼성물산 주주의 합병 후 NPV는 합병 시너지의 창출 정도와 적정 합병비율에 따라 좌우된다. 적정 합병비율( $\alpha^*$ )이 클수록 삼성물산의 NPV는 작아지고 이는 삼성물산 주주들에게 손해임을 의미한다. 적정 합병비율이 클수록 실제 삼성물산 가치가 상대적으로 저평가 받았음을 의미하기 때문이다. 시너지가 클수록 NPV가 커지는 경향이 있는 데, 이는 PV(Synergy)의 계수가  $0.5766 - \alpha^*$ 로 0보다 큰 값을 갖게 될 가능성이 많기 때문이다. 즉, 시너지가 클수록 삼성물산 주주들에게 돌아가는 합병의 이득이 커지기 때문에 NPV가 커지게 될 것이다.

단순한 가정을 통해 삼성물산의 NPV에 대해서 생각해 보자. 첫째, 독립적으로 생각하여 합병 시너지가 0이라고 가정하자. 둘째 요소인 적정 합병비율로 국민연금 리서치팀의 3차 보고서에 제시되어 국민연금기금 투자위원회 회의 시 논의된 0.4634를 가정하자. 이는 국민연금기금 리서치팀에서 여러 논의를 거쳐 마지막 의사결정 시에 사용된 수치이므로 합리적인 수치라 사료된다. 합병비율 1:0.4634를 사용하였을 때 식(3)에 의해 합병 후 삼성물산 전체주주의 지분율( $\alpha^*$ )은 34.91%이다. 이 경우 삼성물산 주주들의 NPV는 다음과 같다.

$$NPV(\text{삼성물산}) = 8.7 - 30.2 \times 0.3491 = -1.8428 \text{ 조 원} \quad (5)$$

엘리엇은 삼성물산 지분 7.12%를 보유하고 있으므로 위의 계산에 근거한 손해액은 1,307억 원이다. 이에 비하면 실제 엘리엇이 제시한 손해배상액 8,700억 원은 아주 큰 액수이다.<sup>9)</sup>

적정 합병비율이 0.4634라는 가정을 그대로 두고 시너지에 대해 살펴보자. 엘리엇이 합병 후까지 주식을 그대로 보유하고 있었을 때의 NPV를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 NPV(\text{엘리엇}) & \quad (6) \\
 &= NPV(\text{삼성물산}) \times 0.071 \\
 &= [(0.5766 - \alpha^*) \times PV(\text{Synergy}) - (\alpha^* - 0.2883) \times 30.2] \times 0.071 \\
 &= [0.2275 \times PV(\text{Synergy}) - 0.0608 \times 30.2] \times 0.071 \\
 &= 0.0162 \times PV(\text{Synergy}) - 0.1304
 \end{aligned}$$

엘리엇이 주장하는 손해배상이 8,700억 원(-0.87조 원)이 되려면, 시너지의 현재가치가 -45.79조 원이 되어야 한다. 제일모직과 삼성물산의 합병으로 인한 가치파괴가 이 정도까지 되리라는 것은 받아들이기 어렵다고 생각된다. 지금까지의 논의들을 보면 엘리엇의 손해배상액이 합리적 범위를 벗어날 정도로 크다고 생각된다.

위의 논의를 일반적인 상황으로 확장해 보자. 먼저 두 번째 요소인 적정합병 비율은 기관에 따라서 의견이 달라질 수 있다. <Table 1>을 보면 다양한 기관들이 적정 합병비율로 제시한 값들이 있다. 우리가 어떤 값이 정답이라고 할 수는 없지만 그 값들이 0.3139~1.8 범위에 있음은 확인할 수 있다. <Table 2>는 식(6)에 의해 산출한 합병비율에 따른 엘리엇의 손해액의 변화를 보여주고 있다. 하지만 여전히 첫 번째 요소인 합병시너지에 대한 가정이 필요하다. <Figure 2>에서는 다양한 합병시너지를 가정한 후 합병비율에 따른 엘리엇의 손해액의 추이를 보여주고 있다.

첫째, 앞과 동일하게 합병시너지가 0이라는 가정을 유지한 상태에서 삼성물산 주주들의 손실액을 계산하였다. 적정 합병비율이 실제 합병비율은 0.3501보다 작은 범위에 있을 때는 합병이 엘리엇에게 손해가 아니라 이득이 된다. 적정 합병비율이 0.3501을 넘어서면 엘리엇에게 손해가 되며, 국민연금이 평가한 0.4634에 이르면 손해액은 1,307억 원에 이른다. 합병비율이 더 증가하여 ISS가 평가한 0.9530에 이르면 손해액은 5,068억 원, 엘리엇이 평가

9) 메이슨은 삼성물산 지분 2.2%를 보유하고 있었으며 위의 계산에 근거한 손해액은 405억 원이다. 메이슨이 제시한 손해배상액 2,250억 원도 이에 비해 큰 액수라고 판단된다.

한 최고 합병비율 1.8에 이르면 손해액은 8,310억 원에 이른다. 엘리엇이 ISD에서 제시한 손해배상액 8,700억 원은 기관들이 평가한 최고 수준을 넘어서는 것을 확인할 수 있다.

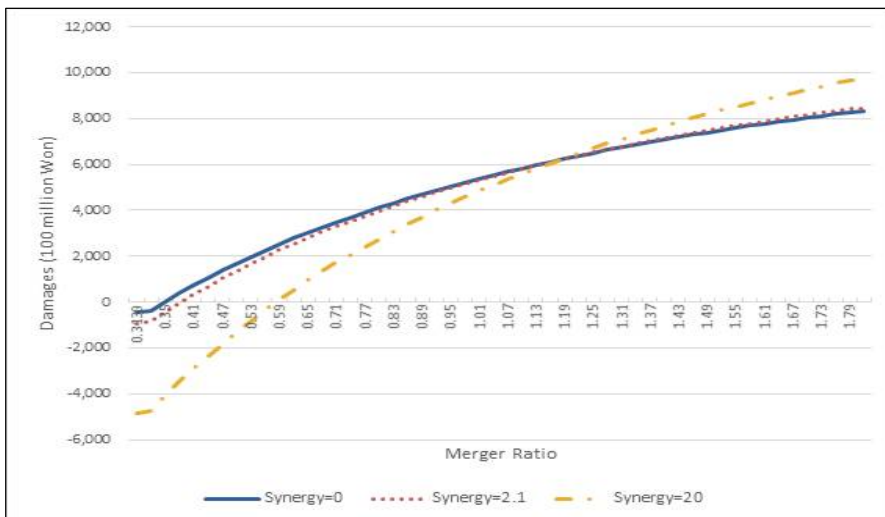
〈Table 2〉 Elliott's Damages according to the Merger Ratio Suggested by Institutional Investors

This table shows Elliott's damages according to the merger ratio evaluated by various institutions for the merger between Samsung C&T and Cheil Industries. The merger ratio between Samsung C&T and Cheil Industries is based on Cheil Industries 1. The loss amount is in 100 million Won.

	Merger Ratio	(Range)	Synergy=0 Elliott Damages		Synergy=2.1 Elliott Damages	
Elliott	1.6	1.44~1.80	7,745	(7,223~8,310)	7,854	(7,295~8,457)
ISS	0.9530		5,068		4,990	
NPS	0.4634	0.3420~0.6755	1,307	(-97~3,230)	968	(-534~3,025)
Deloitte	0.3788	0.3139~0.4936	357	(-464~1,618)	-48	(-926~1,300)
KPMG	0.4022	0.3193~0.5259	633	(-392~1,935)	247	(-849~1,639)

〈Figure 2〉 The Plot of Eliot's Damages according to the Appropriate Merger Ratio

This table shows Elliott's losses based on various merger ratio and synergies. The merger ratio between Samsung C&T and Cheil Industries is based on Cheil Industries 1.



둘째, 합병시너지로 국민연금이 평가한 2.1조 원을 사용하였다. 이 경우는 합병시너지가 존재하기 때문에 합병시너지가 없다고 가정한 앞의 경우보다 엘리엇의 손해액이 작아지게 된다. 적정 합병비율이 국민연금이 평가한 0.4634에 이르면 손해액은 968억 원이 되며, ISS가 평가한 0.9530에서 손해액은 4,990억 원이다. 엘리엇이 평가한 최고 합병비율 1.8에 이르면 손해액은 8,457억 원까지 증가한다. 식(6)을 통해 적정 합병비율이 1.1을 넘어서면, 시너지가 큰 것이 손해액을 증가시킴을 확인할 수 있다. 따라서 합병시너지가 2.1조일 때 적정 합병비율 1.8에서의 손해액 8,457억 원은 시너지가 0일 때 합병비율 1.8에서의 손해액 8,310억 원보다 커지게 된다.

마지막으로 삼성그룹이 자체적으로 주장한 합병시너지 20조 원을 적용하였다. 삼성그룹은 합병을 추진하면서 ‘합병 이전 삼성물산은 2014년 매출액 33.6조 원(건설 16.2조 원, 상사 13.6조 원, 패션 1.9조 원, 식음 1.6조 원, 레저 0.4조 원)이었지만, 합병 후 시너지 효과로 2020년에는 매출액이 60조 원(건설 23.6조 원, 상사 19.6조 원, 패션 10.0조 원, 식음 3.5조 원, 바이오 1.8조 원, 신수종 0.8조 원, 레저 0.7조 원)으로 증가’할 것이라고 홍보하였다. 이 경우 적정 합병비율이 1.8이라는 가정하에서의 엘리엇의 손해액은 거의 1조 원에 이르게 된다.

다양한 경우를 가정하였지만, 적정 합병비율에 대한 기관들의 컨센서스는 0.4~0.6 정도의 범위이다. 이 합병비율 범위에서 여러 합병시너지를 가정하여도 엘리엇의 손해액은 최대 3천억 원 정도로 산출된다. 엘리엇이 평가한 최대 합병비율인 1.8을 적정 합병비율로 하여 평가한다면 엘리엇의 주장하는 손해액 약 8,700억 원이 도출되기는 하지만 다른 기관들의 의견에 비해 너무 동떨어진 수치라 사료된다.

### 3. 엘리엇의 손해금액에 대한 검토<sup>10)</sup>

지금까지 합병 기업의 구주주가 경험하는 손익에 대해 합병 전 매도할 경우와 합병 후 보유할 경우로 나누어서 살펴보았다. 이 중 합병 후 보유를 다루는 NPV모형은 주주들이 합병을 반대할지 찬성할지에 대한 의사결정에도 유용하리라 생각된다. 앞의 논의가 일반

10) 이에 대해 제안하여 주신 심사자께 감사드린다.

론적인 분석틀인데 비해, 본 장에서는 엘리엇의 입장에서 손해배상액을 더 세부적으로 평가해 보고자 한다.

### 가. 엘리엇의 실제 손실과 기회비용

엘리엇의 실제 손실을 측정하기 위해서는 삼성물산 보유주식에 대한 매수가격과 매도가격을 알 수 있어야 한다. 하지만 엘리엇이 이를 공개하지 않았기 때문에 여러 정황을 통해 가격들을 유추해 보고자 한다. 엘리엇은 합병 당시 삼성물산의 보통주식 11,125,927주(7.12%)를 보유하고 있었다. 이를 어떻게 매수하였는지 알 수 있는 정황이 있다. 첫째, 엘리엇은 합병추진발표 직후인 2015년 6월 3일 삼성물산 주식 2.17%를 추가 취득했다고 스스로 공개하였으며, 매수한 3,393,148주는 주당 63,560원에 매입했다고 하였다. 둘째, 서울중앙지법은 2015년 7월 1일 엘리엇이 제기한 합병금지결의 가처분신청을 기각하며, 신청요건으로 6개월 이상 삼성물산 주식 0.025%를 보유해야 하지만, 엘리엇은 2015년 2월 2일부터 삼성물산 주식을 보유하고 있었기 때문에 가처분신청자격이 없다고 판결하였다. 이를 근거로 생각하면, 2015년 2월 1일까지도 엘리엇은 삼성물산 주식 0.025%를 가지고 있지 않았다. 즉, 이후 4개월간 7.1%의 삼성물산 주식을 추가로 매수한 것이다.

여기서 매수가격에 대한 몇 가지 가정이 가능하다. 첫째, 6월 3일까지 4개월 동안 7% 이상을 매입하였기 때문에, 6월 3일 매입가격 주당 63,560원을 전체 지분의 매입가격으로 가정하는 것이다. 이 경우 전체 투자금액은 약 7,072억 원에 해당한다. 둘째, 2015년 상반기 삼성물산 주가는 5만 원대에 있었기 때문에 실제 엘리엇의 투자금액은 더 낮을 것으로 추정할 수 있다. 간단하게 합병에 사용된 기준시가를 생각할 수도 있다. 이는 합병계약 전날인 2015. 5. 25.을 기산일로 하여 최근 1개월간 거래량 가중산술평균종가, 최근 1주일간 거래량 가중산술평균종가, 최근일의 종가를 산술평균하도록 규정하고 있는데 기간이 엘리엇이 주식을 매입했을 기간에 포함된다. 삼성물산 주식의 기준시가는 55,767원이다. 결국 11,125,927주(7.12%) 중 393,148주(2.17%)는 주당 63,560원에 매입하고, 나머지는 기 준시가인 55,767원에 매입하였다고 가정하면, 총 매수금액은 약 6,469억 원이다.

그럼 엘리엇은 이 주식들을 얼마에 매도하였을까? 엘리엇은 합병 안이 통과되자 그해 8월

6일 보유 지분 4.95%를 주식매수청구권 행사를 통해 처분하였다. 당시 엘리엇은 “합병안이 불공정하고 불법적이라는 기존 입장의 연장선에서 주식매수청구권을 행사하게 됐다”고 설명하였다. 따라서 7,732,779주(4.95%)는 주식매수청구권을 통해 주당 57,234원에 매도했음을 확인할 수 있다. 나머지 주식에 대한 매도가격을 엘리엇은 공개하지 않았는데, 동일한 가격에 팔았다고 가정하면, 총 매도금액은 약 6,348억 원이다. 앞에서 두 가지의 매수가격을 가정하였는데, 이에 근거하면 엘리엇의 실제 손해금액은 많으면 704억 원이고 적으면 101억 원 정도이다.

하지만 엘리엇이 제기한 ISD의 ‘중재통보 및 청구서면’을 검토하면, 실제 손실보다 기회비용의 관점에서의 손실을 엘리엇이 이야기함을 알 수 있다. 엘리엇은 자신의 삼성물산 투자 목적과 전략에 대해 다음과 같이 언급하고 있다.<sup>11)</sup>

“엘리엇은 삼성물산에 대한 투자가 장기 투자로서 가치가 있다고 믿고 수년간 삼성물산에 투자하였으며, 본건 합병 당시 삼성물산의 보통주식 11,125,927주 즉 보통주식 총수의 약 7.12%를 보유하고 있었습니다. 본건 합병안이 고의적으로 부당하게 삼성물산을 낮게 평가하고 제일모직을 높게 평가함으로써 엘리엇에 막대한 손실과 손해를 입힐 것으로 예상됨에 따라, 엘리엇은 합병 계획이 발표된 후 강력한 경제적 논거를 바탕으로 본건 합병에 강력한 반대의를 표명하였습니다.(p.4. 중). ... 엘리엇은 2003년부터 15년간 삼성물산에 투자하여 왔습니다. ...삼성물산이 가진 잠재력이 충분히 실현될 수 있고 이를 통해 회사와 그 주식의 재평가를 통해 시장에서 삼성물산의 가치가 충분히 인정받을 수 있다는 기대에서 저평가된 삼성물산을 보유하는 것이 엘리엇의 투자전략이었습니다.(p.12 중)”

위의 논지를 고려하면, 손해액으로 엘리엇이 가장 중요하게 인지하는 것은 저평가된 삼성물산을 장기투자하여 이익을 실현할 수 있는 기회를 합병으로 인하여 박탈당한 것이다. 이는 일종의 기회비용이라고 할 수 있다. 엘리엇은 중재통보 및 청구서면에 다음과 같이 언급하고 있다.

11) 법무부 보도자료(2018. 7. 26), “엘리엇의 투자자-국가 분쟁 중재신청통지 공개 중 ‘중재통보 및 청구서면’”, 한글판.

“결국 본건 합병은 삼성물산의 불공정한 저평가 상태를 고착화하고 엘리엇과 같은 투자자들이 삼성물산의 진정한 가치를 발견시킴으로써 이익을 실현할 기회를 영구적으로 박탈하는 것이었습니다.”(p.16 중)

따라서 삼성물산의 본질가치와 엘리엇이 어쩔 수 없이 매각해야 했던 저평가된 가격과의 차이가 추가적인 기회비용이 될 것이다. 엘리엇은 자신이 입은 손해에 대해 다음과 같이 언급하고 있다.

“본건 합병이 성사되도록 함으로써, 한국은 엘리엇에게 적어도 (a) 본건 합병 결의 전에 엘리엇이 보유하고 있던 삼성물산 주식의 본질가치와 (b) 그 이후 엘리엇이 본건 합병 승인 이후 손실 경감을 위해 취한 조치들을 통해 해당 주식에서 얻을 수 있었던 가치의 차액에 해당하는 손해를 야기했습니다. ... 엘리엇은 그 손해를 경감하기 위하여 엘리엇이 보유한 삼성물산 주식으로부터 (엘리엇의 삼성물산 주식들 중 일부에 대해서는 한국 법령에 따라 정해진 가격을 지급받았으며, 나머지 일부 주식에 대해서는 불리한 조건을 장내에서 매각하여) 일부 금액을 회수하였음에도 불구하고 손해를 입었다. 이러한 손해 경감을 위한 노력들은 부당한 본건 합병비율에 따라 진행된 본건 합병의 결과 발생한 엘리엇의 손실을 보상한 바도 없으며 또한 보상할 수도 없었습니다.” (p.54 중)

당시 엘리엇은 합병에 반대하며 삼성물산 가치가 주당 100,597~114,134원 정도라고 주장하였다. 그들이 인식한 본질가치를 기준으로 한다면, 이익실현의 기회박탈로 인한 기회비용은 크게는  $11,125,927\text{주} \times (114,134 - \text{매수청구권 가격}) = 6,331\text{억 원}$ 에서, 작게는  $11,125,927\text{주} \times (10,0597 - \text{매수청구권 가격}) = 3,413\text{억 원}$ 에 이른다. 앞에서 엘리엇의 실제 손해금액은 많으면 704억이고 적으면 101억 정도라고 계산한 금액을 합하면, 총 손해금액은 3,554억~7,035억 원 정도라고 판단할 수 있다.

생각할 수 있는 또 다른 기회비용은 이자비용이다. 2015년 합병으로 인해 엘리엇은 삼성물산에 대한 투자를 유지하지 못하고 매도해야 했는데, 이 때 손실금액이 발생하였다. 이에 대한 이자비용이 일종의 기회비용이 될 수 있다. 앞에서 실제 손해금액은 101억~704억 원 정도로 추정하였다. 여기에 법정이자율 연 5%에 ISD를 제기한 2018년까지



3년을 계산하면 이자비용은 16억~111억 원에 이른다.

이 금액들은 여전히 엘리엇이 총 손해배상액으로 제시한 8,700억 원에 미치지 못하는 것이다. 하지만 재무적 손실 외에 엘리엇이 주장할 수 있는 비재무적 손실에 대한 기회비용도 존재한다. 첫째 비용은 엘리엇이 자신의 손해경감을 위해 투자한 노력들이다. 합병이 진행이 되지 않았다면 엘리엇은 손해경감을 위한 행위를 할 필요가 없었을 것이다. 따라서 엘리엇이 제기한 다양한 소송들에 소요된 비용이 기회비용에 해당될 수 있다. 엘리엇은 ISD 제기 이전에도 다양한 소송을 한국 법원에 제기하였다. 2015년 6월 9일에는 삼성물산 주주총회를 열지 않게 해달라는 내용의 가처분 소송을 서울중앙지법에 냈으며, 이후 삼성물산이 자사주를 KCC에 매각하자 6월 12일에는 자사주 매각 금지 가처분 신청을 제기하였다. 엘리엇이 제기한 두 가처분 소송에 대한 소송비용 등을 손해금액으로 간주할 수 있다.

둘째, 한국에서의 이미지 손실이나 부당한 대우 등으로 인한 비물질적 피해이다. 엘리엇은 증재통보 및 청구서면에 다음과 같이 언급하고 있다.

“엘리엇이 본건 합병에 대하여 원칙주의적인 입장을 취하자 엘리엇을 한국에 대한 외국인의 위협으로 규정하는 국수주의적 국민정서가 조작되어 자극되었습니다. 예를 들어, 엘리엇이 본건 합병에 반대할 의사를 발표하자 엘리엇에게 ‘미국 벌처펀드’라는 오명이 덧씌워졌고, 이로부터 국내 기업들과 한국경제를 보호하여야 한다는 비판이 제기되었습니다. 삼성물산 홈페이지에 유태계 미국인인 엘리엇 그룹 ООО를 삼성물산을 잡아먹으려는 괴한 형상의 독수리를 묘사한 다수의 인종차별주의적 만화가 게재되기도 하였습니다. 이러한 그림이 한국과 국제 비즈니스 언론에 전제되면서 싱어 회장을 “돈 밖에 모르며” 착취적인 성격의 “냉혹하고 무자비”한 인물로 낙인찍고 정형화시켰습니다.”(p.41 중)

물론 엘리엇이 이런 내용들까지 비용으로 언급하지는 않았지만, 이런 비용들이 들어간다면, 엘리엇이 제기한 손해액에 근접할 수도 있을 것이다. 하지만 엘리엇은 자신에 제기한 손해배상액의 구체적인 내역에 대해서는 언급하고 있지 않고, 다음과 같이 총액만 제시하고 있다.

“엘리엇은 추후 본 증재 절차와 적절한 시기에 손해에 관하여 보다 상세한 설명을 하고

손실액을 산정할 예정이나, 현재 시점에서 총 손해액은 약 미화 770,000,000달러 이상으로 추산됩니다.”(p.54 중)

엘리엇이 생각하는 손해배상액의 최소 금액이 7억 7,000만 달러이므로 그들이 그 이상의 금액을 손해액으로 생각하고 있다고 할 수 있다. 중재가 진행되는 과정에서 엘리엇이 내역을 공개한다면 이에 대해 더 자세히 파악할 수 있을 것이다.

### 나. 합병에 대한 엘리엇의 가치평가

엘리엇은 합병 반대 당시 한영회계법인에 가치평가를 의뢰하였으며 이를 근거로 삼성물산의 본질가치는 주당 100,597~114,134원 정도라고 주장하였다. 이들은 삼성물산의 영업가치와 비영업 자산가치를 구분하여 기업가치를 산출하였으며, 영업가치에는 DCF(Discount Cash Flow)이나 Multiple 방식을 적용하였다. Multiple 방식은 배수로는 EV/EBITDA를 사용하였다. DCF 기법을 활용해 산출한 영업가치를 산출할 때, 연 2%씩 성장할 것을 가정해 현금흐름을 계산하였다.

엘리엇은 합병에 따른 시너지 효과에 대해서도 의문을 제기하였다. 삼성그룹은 합병을 추진하면서 2020년 매출 60조 원, 세전 수익 4조 원, 추정 EPS는 1만 8,193원에 이를 것으로 시너지 효과를 추산하였지만, 엘리엇은 통합 삼성물산의 2020년 추정 매출액은 40조 5,000억 원, 세전 수익은 1조 3,000억 원, 추정 EPS는 5,896원에 불과할 것이라고 주장하였다.

또한 엘리엇은 삼성물산과 제일모직 합병에 대한 자신의 반대 입장을 자세히 밝히기 위해 웹사이트([www.fairdealforsct.com](http://www.fairdealforsct.com))를 개설하고 공식적인 프레젠테이션 자료를 제시하였다. 여기서 엘리엇은 삼성물산과 제일모직 주가 차이가 너무 심하기 때문에 합병비용에 문제가 있다는 점과 합병으로 인한 시너지 효과도 많지 않다고 주장하였다. 특히 합병의 시너지를 낼 수 있는 부분은 건설부분 뿐인데, 삼성물산의 건설부분은 복잡한 기반시설과 공장 건설 프로젝트가 대부분인 반면, 제일모직은 단순한 빌딩과 리모델링이 대부분이어서 시너지효과를 기대할 수 없다고 설명하였다(Presentations p.19 참조).

요약하면, 엘리엇은 삼성물산과 제일모직 가치평가를 통해 1:1.6(제일모직:삼성물산)이

적절 합병비율임을 주장하였다. 또한 합병시너지에 대해서는 합병 후 매출액으로 40조 5,000억 원을 추정하였기 때문에 0.9조(9천억) 원의 시너지 효과를 인정한 것이라 할 수 있다. 이들 수치를 식 (6)에 넣으면, 엘리엇의 손해금액은 7,823억 원이 도출된다. 이처럼 엘리엇이 가정한대로 합병시너지를 계산한다고 하여도, 재무적 손실금액은 8,700억 원(7억 7,000만 달러)에 미치지지는 못하며, 약 1천억 원 정도의 차이가 난다. 하지만 이러한 차이는 앞에서 이야기한 것처럼 소송비용이나 비물질적 비용 등을 추가한다면 어느 정도 설명될 수는 있다.

## V. 재무적 쟁점: 적정 합병비율과 기업가치평가

앞 장에서와 논의한 바와 같이 합병 시 기존의 주주들이 얻는 손익은 결국 적정 합병비율이 얼마인지에 대한 문제로 귀결된다. 실제 합병비율과 적정 합병비율이 일치한다면 아무런 문제가 없을 것이다. 반면 실제 합병비율과 적정 합병비율의 괴리가 클수록 주주 간의 불합리한 부의 이전 현상이 발생할 것이다.

한국 자본시장법은 합병비율로 가장 합리적이라고 생각하는 시장가격을 사용하도록 규정하고 있다. 즉, 자본시장법상 합병비율은 합병계약 전날을 기산일로 하여 최근 1개월간 거래량 가중산술평균종가, 최근 1주일간 거래량 가중산술평균종가, 최근일의 종가를 산술 평균하도록 규정되어 있다. 이 규정에 따라 제일모직과 삼성물산의 합병비율이 1:0.35로 결정되었다.

하지만 시장가격을 사용한 실제 합병비율이 적정 합병비율인가? 이에 대해서는 이견이 존재한다. 제일모직과 삼성물산 합병 과정에서는 삼성물산이 저평가 받았으며 삼성물산 주주들이 상대적으로 불합리한 대우를 받았다는 주장이 우세하다. 합병이 발표된 2015년 5월 26일은 제일모직 주가 대비 삼성물산 주가의 상대비율이 가장 낮은 날에 해당되기도 한다. 이처럼 시장가격을 사용한 경우도 평가시기에 따라 저평가인지 고평가인지에 대한 논쟁에 휩싸일 수 있다. 저평가된 기업 주주의 부가 고평가된 기업 주주의 부로 이전이 되기 때문에 한쪽이 불만을 제기할 수 있는 것이다.

Shleifer and Vishny (2003)도 주식시장의 기업 가치평가에 대한 오류가 합병에 영향을 미칠 수 있음을 지적하였다. 주식시장이 비효율적일 경우, 일부 기업의 주가가 고평가되거나 저평가될 수 있으며, 기업의 본질가치를 알고 있는 경영자는 이를 이용한 차익거래의 일종으로 합병을 시도할 수 있다. 고평가된 기업이 저평가된 기업을 인수하며, 지급방법으로는 현금지급보다는 주식교환 방법을 사용하게 된다. 결국 한국에서 합병비율을 시장가격으로 규정한 조항은 시장의 비효율성이 존재할 경우 불합리한 주주 부의 이전을 초래할 수 있는 것이다. 이 때문에 자본시장법 상의 시장가격을 사용한 합병비율 조항을 개정하여 다양한 기업가치평가 모형을 자유롭게 활용할 수 있게 하자는 주장들이 존재한다. 이러한 자율성 보장이 소수주주 보호와 합병시장 활성화에 더 도움이 된다는 논지이다(김희준, 2015; 박경서, 정찬식, 김선민, 2017).

그렇다면 시장가격 외에 기업의 가치를 평가할 수 있는 다른 방법에는 어떤 것들이 있는가? <Table 3>은 합병 당시 삼성물산 주가를 평가한 기관들의 가치평가방법을 조사하였다. 기관들이 공통적으로 영업가치와 비영업 자산가치를 구분하여 기업가치를 산출하였다.

영업가치에는 DCF(Discount cash flow)이나 Multiple 방식을 사용하고 있다. DCF는 기업의 영업활동으로 인해 미래에 얻을 수 있는 잉여현금흐름(Free cash flow)을 해당 현금이가지고 있는 위험수준을 반영한 할인율로 나누어 기업의 현재가치를 구하는 현금흐름할인법이다. Multiple 방식은 동종업계의 비슷한 기업들의 가치평가배수를 사용하여 기업의 주가를 산출하는 방법이다. EV/EBIT의 경우, 기업가치(Enterprise value)를 이자 및 세전이익(Earnings Before Interest and Taxes)로 나눈 값이다. 삼성물산의 EBIT가 6,520억 원이고, 동종기업의 EV/EBIT가 10.6배라면, 둘을 곱하여 삼성물산의 기업가치를 6.1조 원으로 평가하는 식이다. EV/EBIT 외에도 PER 등 다양한 가치평가배수를 사용할 수 있다.

비영업자산에 대해서는 상장주식은 시장가치를 사용하는 것은 공통점이나 할인율 사용에 있어서는 약간의 차이가 있다. 가치평가에서 큰 차이가 나는 것은 비상장주식이다. 당시 삼성물산은 삼성전자, 삼성SDS, 삼성바이오로직스 등의 주식을 보유하고 있었다. 삼성바이오로직스는 당시 비상장회사로서 삼성물산이 4.9%의 지분을 보유하고 있었다. 삼성바이오로직스에 대해 대부분 기관들은 장부가치를 사용하였으나 ISS만 유사한 바이오 기업인 셀트리온과 미국 바이오시밀러 기업 호스피라의 기업가치 평가 기준을 사용하였다.

〈Table 3〉 Valuation Methods on Samsung C&amp;T and Cheil Industries

This table shows the valuation methods by various agencies on Samsung C&T before the merger in 2015. The valuation by separating the operating value from the non-operating asset value is common in all.

	Operating Value	Non-operating Value
Elliott	DCF(discount cash flow) Multiple method (EV/EBITDA)	Market value for listed stocks and book value for unlisted stocks. Corporate tax (24.2%) applied.
ISS	Multiple method (EV/EBIT)	Listed stocks use market value. Unlisted stocks(Samsung BioLogics) use Celltrion and US biosimilar company Hospira's valuation.
NPS	Multiple method(In 2015, after-tax operating profit is applied to the implied PER of similar companies in the past 5 years)	Market value for listed stocks and book value for unlisted stocks. The discount rate (41%, average discount rate of investment asset value of the holding company) is applied to listed stocks.
Deloitte	DCF(discount cash flow)	Market value for listed stocks and book value for unlisted stocks. Block deal discount rate (6.27%) and corporate tax (24.2%) applied
KPMG	DCF(discount cash flow)	Market value for listed stocks and book value for unlisted stocks. Block deal discount rate (6.27%) and corporate tax (24.2%) applied
Lee and Kim (2017)	Residual Operating Income Model	Market value for listed stocks and book value for unlisted stocks. Corporate tax (24.2%) applied.

학계에서 삼성물산의 가치에 대해 분석한 연구는 이문영, 김범준 (2017)이 있다. 이들은 회계학에서 많이 사용하는 초과영업이익모형(Residual operating income model)을 사용하여 두 기업의 본질가치를 추정하였다(Feltham and Ohlson, 1995). 초과영업이익 모형은 기업가치(Enterprise Value)를 기초 운영자산(Net Operating Assets: NOA)과 미래에 창출되는 초과영업이익(Residual Operating Income: ReOI)의 현재가치의 합으로 계산한다.

$$V_0^F = NOA_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{ReOI_t}{(1+WACC)^t} \quad (7)$$

여기서,  $V_0^F$ 는 기업가치(Enterprise Value),  $NOA_0$ 는 순영업자산(Net Operating Assets),  $ReOI_t$ 는 초과영업이익(Residual Operating Income),  $WACC$ 는 가중평균자본비용(Weighted Average Cost of Capital)을 나타낸다. 순영업자산이란 영업에 투자된 순자산을 의미하며, 자산과 부채를 영업활동과 금융활동으로 분리한 후 영업자산(Operating Assets)에서 영업부채(Operating Liabilities)를 차감하여 구한다. 초과영업이익은 투자자들이 요구하는 영업이익 수준(정상영업이익)을 초과하여 창출한 이익을 의미하며, 영업이익에서 정상영업이익(Normal Operating Income)을 차감하여 구한다. 정상영업이익은 기초 순영업자산에 가중평균자본비용을 곱하여 계산한다.

이문영, 김범준 (2017)은 삼성물산의 재무제표를 영업활동과 금융활동으로 분리한 후 2014년의 영업가치를 구하였다. 매출과 영업이익 추정치는 19개 증권분석가들이 예측한 값의 평균을 사용하였다. 매출은 연 1.88% 성장하고 영업이익은 연 2% 성장하였다. 법인세율 30%를 가정하고 세후영업이익을 계산하였다. 2015년부터의 순영업자산은 예상매출을 2014년 순영업자산회전율 10.55배로 나누어 추정하였다.<sup>12)</sup>

2015~2017년 3년간 초과영업이익은 직접 계산하고, 그 이후 초과영업이익은 일정 비율(g)로 성장하는 계속기업가치(Continuing Value)를 가정하였다. 계속기업가치는 증권분석가들이 예측한 매출액 성장률인 1.88%를 사용하였다. 기업가치(Enterprise Value)는 순영업자산 가치, 향후 3년간 초과영업이익의 합, 계속기업가치를 합하여 7.5조 원이 된다. 비영업자산의 가치는 매도가능 투자자산이므로 24.2%의 양도세를 납부한다고 가정하여 세후금액 8.1조 원으로 계산하였다.

가치평가는 수많은 가정하에 계산된 것이기 때문에 할인율과 성장률 등에 대한 가정을 변

12) 가중평균자본비용(WACC)은 세후타인자본비용과 자기자본비용을 목표부채비율로 가중평균하였다. 타인자본비용은 2014년 말 삼성물산 사업보고서에 공시된 차입금 이자율의 평균값 3.09%를, 목표부채비율은 2014년 말 삼성물산의 부채비율 근사치인 1/3을 사용하였으며, 자기자본비용은 내재자기자본비용(Implied Cost of Equity Capital: ICOE)을 이용하였다. 자기자본비용은 동일산업에 속하는 포스코대우와 현대건설의 자기자본비용을 계산한 후 삼성물산의 사업부문별 매출액으로 가중평균하였다. 최종적으로 계산된 가중평균자본비용은 7.01%였다.

화시키면 결과가 변할 수 있다. 이문영, 김범준 (2017)은 자본비용과 장기성장률에 대한 가정을 달리하며 시나리오 분석을 수행하였을 때, 삼성물산의 주당가치는 90,092~105,745원 정도에서 형성됨을 보고하였다. 이는 앞서서와 동일하게 엘리엇이 ISD 소송에서 제시한 삼성물산 주식의 본질가치 135,430원에는 미치지 못하는 범위이다.

요컨대, 삼성물산과 제일모직은 합병 당시 둘 다 상장기업이었으며, 이들의 합병비율도 가장 합리적이라고 여겨지는 시장가격을 기초로 산정되었다. 하지만 합병비율의 적절성은 아직까지도 논란의 대상으로 남아 있다. 이를 보완하기 위해 시장가격 이외의 다른 가치평가 방법들을 사용할 수 있을 것이다. 앞의 조사에서도 보았듯이 기업가치평가에 있어서 DCF법, Multiple 법 등 일반적으로 통용되는 기법들이 존재한다. 이렇게 평가한 기업가치를 시장가격과 비교하여 일정한 범위를 벗어날 경우에 시장가격을 재고할 수 있을 것이다. 하지만 그 외에도 추가로 결정해야 할 사항들이 많이 남아 있다. 어떤 가치평가법을 인정할 것인가? 누가 평가할 것인가? 어떤 범위를 벗어날 때 시장가격을 재고하게 할 것인가? 이에 대해서는 더 다양한 연구와 토론이 이루어져야 하리라 생각된다.

## VI. 결론

계속되는 세계화 흐름 속에서 외국인 투자를 유치하기 위해서는 안전하고도 공정한 투자환경을 제공해 주는 것이 중요하다. 이에 따라 각국들은 투자 협정을 체결하며 그 안에 외국인 투자자에 대해 실효성 있는 구제수단으로 투자자-국가 간 소송 제도(ISD)를 포함하고 있다. 한국이 미국과 FTA를 체결하며 ISD 관련 조항을 포함한 것도 이러한 맥락이라 할 수 있다.

2018년 미국계 헤지펀드 엘리엇은 한미 FTA를 근거로 하여 한국 정부에 삼성물산-제일모직 합병과 관련하여 ISD를 제기하였다. 본 연구는 이와 관련된 재무적 쟁점을 살펴보았다. 엘리엇이 주장한 손해배상액을 평가할 수 있는 순현가 모형을 새롭게 제시하였으며, 다양한 기업 가치평가 방법을 소개하였다. 분석결과, 여러 상황을 가정하여도 엘리엇이 요구한 손해배상액은 재무적 손실액만으로는 설명하기 어려운 큰 액수라고 판단하였다.

위 사례에서 보듯이 앞으로 세계적 기준을 만족시키지 못하면 한국이 계속해서 ISD에 노출될 우려가 있다. 그런 면에서 본 연구가 작은 도움이 되길 기대하며 엘리엇의 ISD가

주는 몇 가지 시사점을 정리하였다.

- 정부정책의 일관성 유지이다. 대부분의 ISD 중재례는 정치가 불안한 후진국에서 발생한다. 예를 들면, 투자유치국의 비민주적인 갑작스러운 제도 변경으로 외국인 투자자의 소유 지분을 정당한 보상 없이 수용했다거나, 인·허가 등을 취소해 버려서 외국인 투자자가 투자금 회수를 할 수 없는 상황에 직면하였다거나 하는 문제이다. 즉, ISD를 피하기 위해서는 정부 정책의 일관성과 투명성이 중요함을 알 수 있다. 또한 정부가 민간부분 의사결정에 개입하는 것을 주의할 필요가 있다. 외국인의 한국 기업에 대한 투자는 전체 시가총액 대비 40%에 이를 정도로 활성화되어 있다. 이런 상황에서 정부가 주주 이익의 극대화와 상충되는 방향으로 민간기업의 의사결정에 개입한다면, 공권력 행사로 인식되어 한국은 계속해서 ISD에 노출될 수밖에 없다.
- ISD에 대한 제도적 개선점도 존재한다. 룬스타는 약 5조 원대의 ISD를 벨기에와 맺은 협정을 근거로 해서 제기하였다. 이렇듯 실체는 미국 기업임에도 벨기에의 법인을 이용해서 자신에게 유리한 조항을 쇼핑하듯 골라서 ISD를 남용하고 있다. 일종의 규제 쇼핑(Regulation Shopping)이라 할 수 있다. 2018년 3월에 재합의된 한미FTA 조항에는 추가 ISD 제소를 금지하는 소송남발 방지 조항이 들어 있다. 이와 같이 우리나라의 입장에서 불리한 내용은 추가 협상을 통해 개선할 필요가 있다.
- ISD를 예방할 수 있는 장치나 발생 시 신속히 대응할 수 있는 체계가 필요하다. 정부가 어떤 정책을 추진하거나 변경할 때 외국인 투자자들이 관련되어 있다면, ISD를 예방하기 위해 그들의 의견을 반영하고 정보를 공유하려는 노력들을 해야 할 것이다. 또한 ISD가 제기되었을 때 어떻게 신속히 대응할지에 대한 체계의 정비도 필요하다. 주관부서가 법무부더라도 ISD 내용과 관련된 다른 부서나 민간부분의 협력이 절실하기 때문에 범정부 차원에서의 대응체계가 미리 조율되어 있을 필요가 있다.

본 연구의 한계점도 존재한다. 엘리엇이 제기한 손해배상액 등에 대한 분석에서 그들이 실제 삼성물산 주식을 보유하고 처분한 자세한 내역을 파악할 수 있다면 더 정확한 판단이 가능할 것이다. 또한 가치평가방법에 대한 더 많은 사회적 논의와 합의 등이 필요하다. 이에 대해서는 향후 더 많은 연구들이 이루어지길 기대한다.



## 참고문헌

- 김재성·홍선의 (2012), “한미 FTA 협정에서 분쟁해결을 위한 ISD제도에 관한 연구”, **관세학회지**, 제13권 제1호, pp. 145-155.
- (Translated in English) Kim, J., and S., Hong (2012). “A study on the ISD for dispute settlement of Kor-US FTA”, *Journal of Korea Research Society for Customs*, 13(1):145-155.
- 김희준 (2015), “상장법인 간 합병에 적용되는 합병비율 산정방식 검토”, **상사법연구**, 제34권, pp. 331-366.
- (Translated in English) Kim, H. (2015). “A study of rate of merger between listed companies - focusing on a merger between Samsung and Cheil Industries-”, *Korean Commercial Law Association*, 34:331-366.
- 박경서·정찬식·김선민 (2017), “국내 M&A 제도 현황과 개선 방안: 소수주주권 강화를 중심으로”, **한국증권학회지**, 제46권, pp. 1-33.
- (Translated in English) Park, K., C., Jung and S., Kim (2017). “Policy Measures for M&A Laws and Regulations in Korea: Focused on Reinforcement of Minority Shareholder Rights”, *Korean Journal of Financial Studies*, 46:1-33.
- 배성호 (2012), “NAFTA의 ISD 분쟁사례를 통한 한미FTA의 ISD 시사점 및 대응방안”, **통상정보연구**, 제14권 제2호, pp. 369-387.
- (Translated in English) Bae, S. (2012). “A Study on Preparation for ISD under the KORUS FTA - Lessons Learned from NAFTA ISD Cases”, *International Commerce and Information Review*, 14(2): 369-387.
- 법무부 (2014), **투자자 국가소송(ISD) 최신 판정분석**.
- (Translated in English) Ministry of Justice (2014). *Investor State Dispute (ISD) Latest Judgment Analysis*.
- \_\_\_\_ (2018), **한국의 투자 협정 해설서 - BIT와 최근 FTA를 중심으로**.

(Translated in English) Ministry of Justice (2018a). *Korea Investment Agreement Commentary -focusing on BIT and recent FTA*.

왕상한 (2012), “한미자유무역협정(FTA) 투자자국가소송제도(ISD)의 오해와 진실”, **기업법연구**, 제25권 제4호, pp. 329-351.

(Translated in English) Wang, S. (2012). “Critical Analysis on Issues related to ISD under U.S.-Korea FTA”, *Business Law Review*, 25(4):329-351.

유지연 (2018), “한미 FTA와 투자자-국가 간 소송제도(ISD)에 대한 고찰”, **산업연구**, 제42권 제2호, pp. 37-52.

(Translated in English) Yoo, J. (2018). “A Study on the Korea-US FTA and the Investor-State Dispute(ISD)”, *Journal of Industrial Studies*, 42(2):37-52.

이문영·김범준 (2017), “제일모직-삼성물산 합병의 재탐색”, **회계저널**, 제26권 제1호, pp. 337-369.

(Translated in English) Lee, M., and B., Kim (2017). “Merger between Cheil Industries and Samsung C&T: Revisited”, *Korean Accounting Journal*, 26(1):337-369.

이태화 (2012), “환경영향평가제도를 둘러싼 한미FTA 투자분쟁의 가능성: Bilcon 대 캐나다 투자자-국가 간 소송 사례를 통한 교훈”, **환경영향평가**, 제21권 제4호, pp. 525-541.

(Translated in English) Lee, T. (2012). “The Possibility of Investor-State Dispute under Korea US FTA in relation to Korean Environmental Impact Assessment: A Lesson from Bilcon v Canada Case under NAFTA”, *Journal of Environmental Impact Assessment*, 21(4):525-541.

정하늘 (2016), “투자자-국가 분쟁해결제도(ISDS)에서의 국가책임 발생범위 확장 가능성에 대한 연구 -‘엘리엇 사건’을 중심으로”, **국제법학회논총**, 제61권, pp. 221-245.

(Translated in English) Jung, H. (2016). “Expansibility of State

Responsibility in Investor-State Dispute Settlement : Pre-visiting the ‘Elliot Case’”, *Korean Journal of International Law*, 61:221-245.

최태판 (2007), “FTA 투자협정과 분쟁해결제도에 관한 연구”, *중재연구*, 제17권 제2호, pp. 141-165.

(Translated in English) Choe, T. (2007). “A Study on Investment Agreement and Dispute Resolution System of FTA”, *Journal of Arbitration Studies*, 17(2):141-165.

Feltham, G., and J., Ohlson (1995). “Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities”, *Contemporary Accounting Research*, 11(2):689-731.

Shleifer, A., and R., Vishny (2003). “Stock market driven acquisitions”, *Journal of Financial Economics*, 70(3):295-311.

## Abstract

This study deals with Investor State Dispute (ISD), which allows foreign investors to sue countries for discriminatory practices. In particular, we focus on the financial issues of the ISD lawsuit filed with the Korean government on the merger of Samsung C&T and Cheil Industries. First, the adequacy of Elliott's claim is assessed by dividing it into two cases: selling shares before the merger and holding them after the merger. First, when the price of stock purchase claim is used as the selling price of Samsung C&T before the merger, stock value exceeds the range suggested by various evaluation agencies before the merger. Second, a net present value model is proposed to calculate the profit or loss of existing shareholders if the stock is held until after the merger. In the model, shareholders' profit and loss is determined by the synergy of the merger and the appropriate merger ratio. Even if we set the consensus range suggested by the agencies at the appropriate merger ratio and assume various merger synergies, the amount of damage did not reach the amount claimed by Elliott.

※ **Key words:** Investor-State Dispute(ISD), Merger, Damages, Net Present Value, Valuation

# Determinants of the Reinsurance Decisions of Korean Life Insurance Companies

## 생명보험사의 재보험 의사결정 영향요인 분석

---

Hyunjee Park\*, Wook Sohn\*\*

This paper examines how company-specific features of Korean life insurance companies are associated with companies' use of reinsurance. Using panel data covering 372 firm-year observations for the eighteen consecutive years from 2001 to 2018, we perform Hausman-Taylor instrumental variable estimation. We observe that higher underwriting risk, lower solvency ratio, higher financial leverage, smaller firm size, and more diversified portfolios are associated with greater use of reinsurance. In addition, It seems that life insurance companies that are a part of financial conglomerates buy more reinsurance, while foreign-owned life insurers retain more risk. Being the first empirical reinsurance study using Korean life insurance company data, this research implies that various company-specific characteristics should be considered in reinsurance decision-making in the changing life insurance market environment in Korea.

**Key words:** Reinsurance Decision, Life Insurance Companies, Korea

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051601, B051605, B051609

---

\* First Author: Korean Reinsurance Company([park.hyunjee@gmail.com](mailto:park.hyunjee@gmail.com))

\*\* Corresponding Author: KDI School of Public Policy and Management  
([wooksohn@kdischool.ac.kr](mailto:wooksohn@kdischool.ac.kr))

논문 투고일: 2020. 4. 16, 논문 최종 수정일: 2020. 8. 10, 논문 게재 확정일: 2020. 11. 20

## I. Introduction

People buy insurance to relieve the financial burden of unexpected adverse events, and the same is true for companies. An insurance company's purchase of insurance, known as reinsurance, is an important way to reduce insurer risk and to manage the firm's required capital. In particular, life insurance companies are required to control retained risk and maintain a strong capital base, as most life insurance policies are long-term contracts. The insurance premiums paid by policyholders must be safely invested for long periods of time so that payouts on policies can be made as promised. Life insurance companies recognize the following benefits of purchasing reinsurance: (1) reduced underwriting risk and improved underwriting capacity, (2) maintenance of a prudent solvency ratio, and (3) provision of valuable services.

All entrepreneurial organizations have features that affect managerial decision-making. For insurance companies, the decision to purchase reinsurance differs according to firm-specific characteristics. These can be organizational factors such as ownership structure or financial aspects such as leverage, investment structure, and tax status (Mayers and Smith, 1990; Adams, 1996; Garven and Lamm-Tennant, 2003; Kader, Adams, and Mouratidis, 2010). Similar to non-life insurance companies, life insurance companies exhibit a demand for reinsurance that varies by firm-specific factors, and their correlations differ according to each of these characteristics (Adams, 1996). This study builds upon the existing research exploring the demand for reinsurance, focusing on Korean life insurance companies and their specific features.

Even though it has been over 50 years since the first life reinsurance transaction in Korea was completed, studies on the use of reinsurance by

Korean insurance companies remain limited. Among these studies, Lee (2018) and Cho (2015) investigate the reinsurance structure. Lee (2018) examines the reinsurance structure decisions of life insurance companies in Korea while Cho (2015) proposes an optimal reinsurance structure a non-life insurance company can select using a risk aversion's estimation. Many recent studies are based on the risk-based capital (RBC) regulations and reinsurance decision-making. Kim (2012) shows using Korean life insurance data that under the current RBC scheme, the reinsurance cost exceeds other capital expenses. Kim and Kim (2015) and Kim (2016) examine the optimal level of retention for non-life and life insurance companies in Korea, suggesting that from the cost-efficiency perspective, both Korean non-life and life insurance companies have room to retain more risk and reduce reinsurance. Moreover, Kim and Lee (2019) suggest reinsurance strategies for non-life insurance companies by providing mathematical models, highlighting the importance of company-specific characteristics and lines of business in developing a reinsurance strategy.

The abovementioned previous studies use mathematical models unlike this paper that takes company-specific data into account. In this regard, Chang (1999) argues that the reinsurance decision should be made based on various factors rather than fragmentally based on conventions or cost. Kim (2016), who proposes reducing reinsurance, also admits that his research has a limitation of not considering company-specific features and business relationships between insurance companies and reinsurance companies. To the best of my knowledge, this paper is the first to perform empirical tests on the reinsurance decision while using company-specific features in the life insurance industry in Korea.

Country-specific features such as government regulations affect managers'

behavior in most countries, and Korea is not an exception. The Korean life insurance industry has a low reinsurance acceptance rate despite its relatively large market share in the Korean insurance market. Over the past 10 years, the life insurance market in Korea averaged 59.8% of Korea's total insurance market, compared to the OECD average of 51.0% (OECD, 2018). In contrast, the use of reinsurance in Korea is markedly lower than the OECD average. The reinsurance acceptance rate computed from gross premiums in Korea over the past 10 years is 1.9%, while the OECD average is 7.0% (OECD, 2018). This study reviews various features of the Korean life insurance industry to show the firm-specific factors that correlate strongly with demand for reinsurance in Korea, and to contribute to an extended understanding of the Korean life insurance industry. The study also incorporates the context of the regulatory environment, financial supervision, and the historical background of the industry.

We perform an empirical study using panel data of Korean life insurance companies from 2001 to 2018. In 2018, use of reinsurance measured by the ratio of reinsurance expense to gross risk premiums ranged from 2.2% to 59.1% across companies. This suggests that reinsurance decisions vary by company. We attempt to categorize firm-specific factors by the three main benefits associated with purchasing reinsurance. Underwriting risk and improved underwriting capacity are measured by the gross loss ratio. The relationship between solvency prudence and demand for reinsurance is tested using the risk-based capital (RBC) ratio and the financial leverage ratio. Service efficiency is difficult to measure with a financial metric. Instead, we associate size and business concentration with service provision because they are factors of insurance company requiring outsourced help for the sake of competitiveness (Mayers and Smith, 1990). We also include organizational



factors such as whether the insurer is part of a financial conglomerate and whether its ownership is foreign or domestic and develop hypotheses about the use of reinsurance and the solvency ratios of foreign-owned insurers in Korea. These hypotheses build on previous studies, such as those of Yanase and Limpaphayom (2017) and Ho (2016), who examined Japan and China, respectively.

The results of this study either strengthen the findings of existing studies or imply the need for a further explanation on why the results are not consistent with the hypotheses. This study attempts to find answers to these questions based on the characteristics of the Korean life insurance industry.

Industry participants including life insurance companies, reinsurance companies, and financial regulators may obtain insights from this study. Moreover, in 2023, a new accounting regime and statutory framework will be introduced in Korea. The analysis of the link between firm characteristics and the demand for reinsurance can be used to provide indicators for anticipating how reinsurance strategies will change in the near future.

The rest of this paper is organized as follows. Section 2 provides a literature review and describes the current state of the Korean life insurance market. Section 3 develops our hypotheses and describes the data used in this paper. Section 4 describes the research design. The summary of empirical results is presented in Section 5. Section 6 offers the conclusions.

## II. Literature Review and Institutional Background

### 1. Literature Review

Mayers and Smith (1990) define reinsurance as a traditional form of corporate demand for insurance, different only in that such demand arises within the insurance industry. Throughout this study, a reinsurance contract is defined as a set of insurance policies written by one insurer and purchased by another insurance company, known as the insurer or the ceding company, and the reinsurer, respectively. The term “reinsurance” is used broadly, referring to reinsurance contracts, treaties, or the business itself.

Mayers and Smith (1990) were the first to focus on the corporate demand for insurance while considering firm-specific characteristics. The researchers used data from 1,276 property and casualty insurance companies across different countries and with a broad range of ownership structures to provide evidence that ownership structure affected reinsurance purchases. In addition to ownership structure, other firm-specific features such as size, credit rating, line-of-business concentration, etc. were also shown to be either neutral or playing important roles in reinsurance contracts. Later studies adopted an approach similar to that of the study of Mayers and Smith (1990), using data from different countries and taking the differences in market regulations and conditions in each country into account. Adams (1996) empirically tested a risk-bearing hypothesis that is the most widely accepted explanation of reinsurance decision-making in insurance firms using panel data on New Zealand life insurance companies. Considering New Zealand’s relatively unregulated market, the article focused on five main features: organizational factors, firm size, product concentration, leverage, and underwriting risk. Ho

(2016) discussed the impact of ownership structure and firm characteristics on reinsurance decisions in the Chinese non-life insurance industry. The latter study contrasted with others by shedding light on the impact of regulations, China's compulsory reinsurance ratio, and the demand for reinsurance. The study emphasized how regulatory changes were related to firm-specific features and reinsurance. Further research on the topic used empirical data for different jurisdictions, insurance segments, and time periods. The respective studies observed that similar though not identical features of companies were significant (Garven and Lamm-Tennant, 2003; Cole and McCullough, 2006; Lian-can, Shu-guang, and Liang, 2010).

All of these previous studies agree that company-specific features materially impact the demand for reinsurance. For example, firm size is negatively related to reinsurance demand, while financial leverage is positively related to reinsurance purchases (Mayers and Smith, 1990; Adams, 1996; Kader, Adams, and Mouratidis, 2010). However, not all of the features studied have been shown to have a strong relationship with the reinsurance purchase decision.

Some of the previous studies offer conflicting findings. For instance, there are studies that conclude that the ownership structure does not have a material relationship with reinsurance demand (Adams, 1996; Cole and McCullough, 2006), while other studies suggest that organizational structure is statistically significant in predicting reinsurance demand (Mayers and Smith, 1990). These findings suggest that the empirical evidence on company characteristics and reinsurance decisions is inconclusive and imply that the context of the market is important. The following section describes the institutional background of the life reinsurance industry in Korea.

## 2. Institutional Background

The Enforcement Decree of the Insurance Business Act in Korea defines life insurance as contracts made in coverage of mortality or morbidity risk. As of December 31, 2018, there were twenty-four stock life insurance companies and six mutual companies. Although mutual companies are allowed to write life insurance policies and indeed purchase reinsurance, mutual life insurance companies are excluded from this study since their financial results are not public information.

The twenty-four stock life insurance companies in Korea are licensed organizations that currently generate approximately KRW 111 trillion (US\$ 98 billion) in gross annual premiums (Korea Life Insurance Association, 2018). They vary in ownership structure, size, product mix, and financial solvency status. In 1987, Lina Life Insurance Company opened a branch in Korea as first foreign life insurance company. Since then, several foreign life insurance companies have been established and operated in Korea (Shin, 2006). In October 2000, the Korean government enacted the Financial Holding Company Act, and since then several large life insurance companies have been operating under a holding company structure. Not all financial conglomerates are structured as financial holding companies; there are other structures, such as the parent-subsidary model or mixed conglomerates (Hahm and Kim, 2006).

There are eight professional reinsurance companies in Korea. Of these, the only domestic company is the Korean Reinsurance Company. There is no state-sponsored reinsurance company in Korea. A foreign reinsurer is required to operate as a branch if it wishes to reinsure business in the Korean market, unless it incorporates as a local company.

There are two insurance supervisors in Korea: the Financial Service

Commission (FSC) and the Financial Supervisory Services (FSS). In July 2002, various forms of reinsurance transactions were permitted. Article 63 of the Enforcement Decree of the Insurance Business Act requires reinsurance to include transfer of insurance risk to have a potential for loss to the reinsurer. The latter must also satisfy standards of financial soundness prescribed by supervisory authorities or credit rating agencies. Reinsurance that does not satisfy the requirements for reinsurance under Article 63 of the Enforcement Decree of the Insurance Business Act must be treated as a deposit for accounting purposes (Regulation on Supervision of Insurance Business 2014, Article 7-13). There is uncertainty on the issue of whether a reinsurer can assume timing, operational, and credit risk in addition to insurance risk. The laws in Korea do not explicitly prohibit ceding risk other than insurance risk, which is pure mortality and morbidity risk in life insurance; however, in practice the regulators have recognized only yearly renewable term (YRT) reinsurance based on the transfer of risk premiums as reinsurance, stating that this is to prevent abuse usage of reinsurance.

There exist other types of life reinsurance actively used in other countries. For instance, with coinsurance the ceding company pays the reinsurer all policyholder premiums or considerations, and in return the reinsurer pays the ceding company all benefits paid to policyholders that are not limited to mortality and morbidity risk but also include surrender benefits, interest credited, etc. In other words, coinsurance involves a transfer of all types of risk rather than only the insurance risk, expanding the scope of reinsurance. Another example of life reinsurance can be finite reinsurance, sometimes called financial reinsurance. The International Association of Insurance Supervision (IAIS) (2006) characterizes finite reinsurance as a combined form of reinsurance and financing. Finite reinsurance encompasses an entire

spectrum of reinsurance arrangements. As long as a ceding company transfers limited risks characterized by volatility, which is the feature of reinsurance, the latter can be utilized for financing by upfront commission, financial investment income, or profit sharing. Future investment income can also be included in the price of the contract. In short, depending on the needs and objectives of the ceding company and the regulatory and supervisory rules, various reinsurance structures could be specified. However, such reinsurance structures have not been observed in the Korean reinsurance market.

The use of reinsurance by Korean life insurance companies has been restricted due to regulations, as only insurance risk can be transferred from the ceding company to the reinsurer. Such a restriction may have limited the decision-making of ceding companies, almost as if there were compulsory reinsurance requirements. Having discussed the main concepts and reviewed the institutional background of life reinsurance in Korea, we now turn to developing our hypotheses.

### **III. Hypotheses**

#### **1. Underwriting Risk**

The primary reasons for life insurance companies to purchase reinsurance are to reduce the underwriting risk and improve the underwriting capacity. Firms with higher underwriting risks often signal that they are engaging in riskier business activities than do firms with lower underwriting risks. For example, life insurance companies that establish liberal underwriting standards (e.g., whole-life insurance written on the lives of smokers or the

elderly at a higher maximum policy limit) provide a greater maximum insurable amount than do companies that have conservative underwriting guidelines. Companies that use aggressive sales strategies sell insurance products at lower margins. Such companies have a higher probability of loss due to an actuarial mispricing or, since life insurance is a long-tailed business, a higher volatility of future losses. In other words, firms with greater underwriting risk are likely to have uncertain future net cash flows (Lamm-Tennant and Starks, 1993).

To limit policy losses and reduce the cost of financial distress, insurance companies can choose to reinsure (Hoerger, Sloan, and Hassan, 1990). By purchasing reinsurance, insurance companies can issue a greater number of policies without substantially increasing risk. They can also stay within statutory minimum levels of solvency and minimize the risk and cost of bankruptcy (Adams, 1996). Mayers and Smith (1990) explain that firms that engage in relatively risky lines of business can purchase reinsurance to alleviate the risk and adverse financial effects of mispriced policies, including the negative effects on earnings. The authors add that reinsurance can also mitigate the agency problems arising from managerial control and can reduce the risk of information asymmetries in the underwriting process. Based on above, Hypothesis 1 is as follows:

*Hypothesis 1. The amount of reinsurance purchased by companies with high underwriting risk is likely to be greater than the amount purchased by companies with low underwriting risk (ceteris paribus).*

## 2. Solvency Ratio and RBC

Life insurance companies must maintain a prudent solvency ratio, often used as a measure for ability of a company to meet its long-term debts. Each country has its own solvency regulations for insurers and may include regulatory centralization and harmonization, for instance, within the United States (U.S.) and the European Union (E.U.)

In the U.S., the National Association of Insurance Commissioners developed risk-based capital (RBC) standards after recognizing the limitations of controlling the insolvency risk of insurance companies based only on asset size. The RBC standard became effective for life insurance companies in the U.S. in 1994. Similarly, the E.U. introduced Solvency II requirements in 2009. To regulate the solvency of Korean insurance companies, Korea modified the U.S. RBC standards, reflecting the Korean domestic insurance industry, and introduced the Korean standards in April 2009. The life insurer's RBC formula includes the following components: insurance risk, interest rate, and credit risk, asset risk (focusing on the impact of financial market volatility on asset values), operational risk, and miscellaneous business risk. The solvency regulations consider various risks an insurer can face, with the goal of preserving the value of policyholders' deposits in various worst-case scenarios. Since reinsurance is a risk-carrying device, a transfer of assets and liabilities to a reinsurer can be regarded as a way of reducing RBC charges associated with those assets and liabilities for the ceding companies.

However, reinsurance transactions have occurred less frequently than predicted in the U.S. since its RBC standards became effective (Hill, 1996). Cho, Kim, and Lee (2014) claim that the current Korean RBC formula somewhat reflects the risk transfer provided by reinsurance but fails to fully



capture the incremental charge for retained risk. Kim (2012) claims that under the current Korean RBC standard, because the maximum reinsurance credit the ceding companies can receive is 50% and the scope of reinsurance is limited to insurance risk, insurance companies in Korea are reluctant to utilize reinsurance as a solution to increase RBC ratio. Insurance risk being the only risk transferrable by reinsurance among five risk components of RBC also contributes to a low reinsurance ratio. Because of these limitations, insurance companies may not have a sufficient incentive to use reinsurance as a risk reduction vehicle to minimize RBC charges. Therefore, Hypothesis 2 is as follows:

*Hypothesis 2. The amount of reinsurance a company uses is likely to have a weakly negative relationship or no relationship to its RBC ratio.*

### **3. Financial Leverage**

Adams (1996), Cole and McCullough (2006), and Kader, Adams, and Mouratidis (2010) suggest that firms seek to achieve an optimal level of debt while constrained either by internal actuarial rules or external regulations. Hoerger, Sloan, and Hassan (1990), Mayers and Smith (1990), and Kader, Adams, and Mouratidis (2010), among others, contend that given the high cost of regulatory intervention needed to prevent bankruptcy, insurers instead choose to pay for reinsurance. The latter helps insurance companies alleviate the risk of insolvency in several ways since buying reinsurance shifts a portion of assumed risk from a ceding company's book to that of the reinsurer in exchange for annual reinsurance premiums and commissions. Reinsurance (1) addresses the potential claim dilution problem in which policyholders can receive less than what an insurance company is obligated to pay if that

company has insufficient assets to cover the claims, and (2) shifts a portion of liabilities from the ceding company's book, thereby alleviating the financial strain on the retained capital; additionally, (3) depending on the structure of the reinsurance contract, upfront commissions provided by the reinsurer in the beginning of the contract term can help ceding companies reduce cash flow constraints. Therefore, Hypothesis 3 is as follows:

*Hypothesis 3. The amount of reinsurance purchased is likely to be greater for highly leveraged insurance companies than for less leveraged insurance companies (ceteris paribus).*

#### 4. Firm Size

Hoerger, Sloan, and Hassan (1990), Mayers and Smith (1990) and Adams (1996) contend that an insurer's size is highly significant in predicting the demand for reinsurance. In most cases, reinsurers have a comparative advantage in providing a real service to insurers due to reinsurers' specialized knowledge, investment in research and development, and economies of scale. Furthermore, because reinsurers are less concentrated in terms of business mix and geography and may also use retrocession (i.e., reinsuring a portion of their exposures), they have incentive to alleviate financial strains (Hoerger et al., 1990).

Economies of scale allow large insurance companies to reduce bankruptcy costs and provide services such as new product development, claims handling, and underwriting high-risk cases on their own. Such companies are expected to employ experts on assessing the retained risk in the portfolio and to purchase optimal reinsurance to reduce reinsurance transaction costs. They tend to retain a relatively low-risk portfolio by reinsuring high-risk policies.

They also have a greater propensity to self-insure or use different reinsurance structures in addition to the traditional YRT insurance, including several non-proportional techniques or facultative reinsurance (covering a specific risk) in some cases. In contrast, due to a lack of resources or experience, smaller insurance companies tend to require more value-added services. Mayer and Smith (1990) report that the private information provided by reinsurance companies for pricing and claims adjustment services is particularly beneficial to small insurance companies. In recent years, the scope of these value-added services has changed. Life insurance companies see value in consulting services dealing with regulations or taxation, business strategy, or co-developing trendy underwriting platforms. Though the scope of a value-added service may vary, smaller companies are demanding more real services in return for purchasing relatively large amounts of reinsurance, essentially paying reinsurance premiums as the price of those services. Smaller insurance companies are also more likely to purchase reinsurance to improve risk-bearing efficiency and reduce cash flow volatility (Adams, 1996). Therefore, Hypothesis 4 is as follows:

*Hypothesis 4. Small insurance companies are likely to purchase more reinsurance than do large insurance companies (ceteris paribus)*

## **5. Product Concentration**

Product diversification helps firms hedge against business risks. Diversification can be a natural hedging mechanism for a firm, thereby reducing the insurer's needs for other hedging mechanisms, such as reinsurance, financial derivatives, etc. In other words, if a business is more diversified, there is less need for reinsurance.

For life insurance companies, products can be grouped into those related to mortality risk, morbidity risk, and longevity risk. Life insurance companies that retain mortality risk and longevity risk can benefit from natural hedging, and this is considered to be a way to lower solvency requirements under some regulations, such as Solvency II in the EU. Life insurance companies with diverse product lines can also realize economies of scale and scope that can lead to efficiencies in other services such as asset management and risk management (Huberman, Mayers, and Smith, 1983). These benefits of product diversification support the idea that the more diversified a company's portfolio is, the less the demand for reinsurance.

However, several previous studies argue that product concentration and reinsurance demand have an ambiguous or negative relationship. Mayers and Smith (1990) state that the impact of business concentration on the demand for reinsurance is ambiguous, as cash flow volatilities across business lines can be distorted by other underlying factors such as taxes, bankruptcy cost, and liability rule changes. Adams (1996) provides possible explanations for a negative relationship between product concentration and reinsurance demand, such as a possibility of financial strain from new business intensifying business risk to multiproduct companies. Therefore, we construct Hypothesis 5 as follows:

*Hypothesis 5: Product concentration is not significantly related to the amount of reinsurance.*

## 6. Ownership Structure

Previous studies have focused on the organizational structures of stock companies and mutual companies and have observed that ownership structure

has a relationship with the demand for reinsurance (Adams, 1996; Garven and Lamm-Tennant, 2003; Cole and McCullough, 2006). Among the twenty-four life insurance companies in Korea as of year-end of 2018, only five were publicly listed in the stock market. Others were private. Additionally, mutual insurance companies in Korea are unions, cooperatives, or the Korea Post that are not obligated to provide public information.

Rather than using the categorization of stock versus mutual companies, this study reflects a distinctive feature of Korean financial companies: the financial conglomerate. Since the 1997 financial crisis, financial consolidation through mergers and acquisitions as well as financial consolidation among banks and non-bank financial institutions – typically life insurance companies, non-life insurance companies, banks, and securities firms – has been commonplace in Korea. There are three types of Korean financial conglomerates<sup>1)</sup>: those following the parent-subsidiary model, those achieving financial concentration through financial holding companies, and mixed conglomerates that are primarily commercially oriented but contain at least one regulated non-bank financial institution (Hahm and Kim, 2006). In this study, all life insurance companies that belong to a financial conglomerate of any type are defined as a part of a financial conglomerate. One of the most unique features of financial conglomerates is that the constituent companies are linked together through mutual shareholding. Since these conglomerates are often owned by a chaebol,<sup>2)</sup> the largest shareholder is the family that controls the

---

1) As initially stated by the Tripartite Group of bank, securities, and insurance regulators that includes the Basel Committee on Banking Supervision, the International Organization of Securities Commissions and the International Association of Insurance Supervision (IAIS), the term “financial conglomerate” indicates any group of companies predominantly engaged in two or more financial sectors (i.e., banking, insurance, and securities) controlled by common owners. (Joint Forum on Financial Conglomerates, “Supervision of Financial Conglomerates”, 1999)

financial conglomerate.

Hahm and Kim (2006) point out that large financial conglomerates face challenging tasks: (1) management of operational risks due to the increased operational complexity, and the incentive to take aggressive actions due to the presence of moral hazards, and (2) management of increased potential of systemic risk due to similarities in characteristics of portfolios and asset structures of individual institutions within a financial conglomerate.

Reinsurance enables life insurance companies to underwrite more insurance business and to limit their exposures to heavy losses (Adams, 1996). Moreover, reinsurance provides an alternative to cash resources as a source of capital for business growth (Mayers and Smith, 1982). At the same time, reinsurance diversifies asset structures without violating minimum capital requirements. As a consequence, reinsurance can play a significant role in alleviating the potential for systemic risk. Therefore, using reinsurance encourages insurers to overcome challenges arising from belonging to financial conglomerates.

Another way to categorize companies is by domestic or foreign management and/or ownership of capital. Skipper (1997) suggests that, led by the liberalization of markets, foreign insurance companies' entrance in emerging markets has the potential to play a constructive role in achieving a more efficient resource allocation. By fostering greater competition, foreign ownership introduces more effective customer service to developing markets, and more advanced technical (e.g., loss control and actuarial) skills and managerial know-how are transferred as well. The quality of domestic insurance regulations improves because foreign insurance company involvement often accompanies deregulation, which leads to market

- 
- 2) Chaebols are involved in various types of business not limited to a single industry. There are several large and powerful groups of companies in South Korea known as chaebols. (Cambridge dictionary).

liberalization, and, according to economic theory, market growth tends to result when markets are liberalized. Skipper (1997) proposes that domestic spillovers allow the emerging market's industry to grow through what economists call positive externalities.

The Korean life insurance industry is no exception. After the Asian financial crisis of 1997, a government-driven restructuring of financial institutions, deregulation, managerial improvement, and prudent supervisory control transformed Korea's life insurance market. Foreign insurance companies expanded their market share using technical and scale efficiencies that in turn resulted in higher productivity (Shin, 2006). Foreign insurers have advantages in terms of financial strength, technology, actual service provision, and managerial experience. Having such advantages can be viewed as firms already possessing the main benefits that reinsurance provides; therefore, firms have less need for reinsurance. Therefore, Hypotheses 6.1 and 6.2 are proposed as follows:

*Hypothesis 6.1: The amount of reinsurance is likely to be higher for life insurance companies that are owned by financial conglomerates than for unaffiliated companies (ceteris paribus).*

*Hypothesis 6.2: The amount of reinsurance is likely to be higher for domestic life insurance companies than for foreign-owned companies (ceteris paribus).*

## IV. Research Design

### 1. Empirical Model

The panel data estimation models include the random effect (RE) model and the fixed effect (FE) model. The RE model is a generalized least-squares version of the pooled OLS model, assuming that variation across entities is random and uncorrelated with the time-varying independent variables in the model. In the context of the present study, the RE model does not allow for an arbitrary correlation between a firm-specific variable  $\mu_i$  and the explanatory variables. In contrast, the FE model accounts for correlation between firm-specific variables and the explanatory variables. To decide whether such an assumption for the RE model is statistically reasonable, the Hausman test is normally performed. If the Hausman test rejects the null hypothesis of no correlation between and across explanatory variables, the FE model is considered to be the more convincing tool for analyzing the marginal impact of explanatory variables. However, the FE model has a significant weakness: it drops the time-invariant variables of our interest.

In the model, REINS indicates the dependent variable, namely, the company's reinsurance ratio. In previous studies (Mayers and Smith, 1990; Adams, 1996; Garven and Lamm-Tennant, 2003; Cole and McCullough, 2006; and Ho, 2016), the reinsurance ratio was calculated as the reinsurance-ceded premium divided by the total business premiums, where the latter were the sum of direct premiums written and reinsurance assumed. However, this study uses a reinsurance ratio calculated as the ceded premium divided by risk premiums. The risk premium is a portion of the gross premium that only mathematically prices the pure risk component of an insurance policy,



excluding other expenses. This reflects the tendency of Korean life insurance companies to buy reinsurance due to Korean regulations that currently utilize risk-only traditional reinsurance.

Variables UWRISK, RBC, FLEV, lnSIZE, LINE, CONG and FOR represent underwriting risk, solvency ratio, financial leverage, (the logarithm of) firm size, product concentration, an indicator of being a financial conglomerate or an unaffiliated firm, and being foreign- or domestically-owned, respectively. To control for any time-dependent effects (e.g., regulation, supervision, and changes in external economic conditions) on ceding companies' reinsurance decisions, year dummies are added to the regression model. Each independent variable is explained below.

We suspect a possible endogeneity problem – in particular, with variables UWRISK and FLEV – in the reinsurance decision. An increase in underwriting risk impacts reinsurance purchase behavior, and at the same time, the moral hazard arising from a high reinsurance ratio may lead to an increased underwriting risk. Endogeneity is also suspected for FLEV. Companies with higher financial leverage ratio may use more reinsurance, and at the same time, a highly reinsured company may use more leverage due to increased debt capacity.

Considering that our model includes time-invariant variables (CONG and FOR) and variables with possible endogeneity problems (UWRISK and FLEV), we elect to apply the Hausman-Taylor instrumental variable (HT-IV) model that can be used with panel data with time-invariant variables and endogeneity. Time-variant variables are used to estimate their own coefficients while serving as instruments for endogenous time-invariant variables (Hausman and Taylor, 1981).

The following HT-IV model is used to examine the above six hypotheses

regarding the relationship between company-specific features and reinsurance, and to analyze life insurers' reinsurance purchasing behavior.

$$REINS_{it} = f(UWRISK_{it}, RBC_{it}, FLEV_{it}, \ln SIZE_{it}, LINE_{it}, \\ CONG_{it}, FOR_{it}, Year Dummies) + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Underwriting risk (UWRISK): Similarly to the usage in Adams (1996) and Kader, Adams, and Mouratidis (2010), this variable represents the company's annual gross claims divided by its annual gross premiums for the fiscal year. Gross claim amounts include all cash outflows paid to policyholders, including death benefits, cash surrender values, and dividends, both in the general account and in separate accounts. The gross annual premium is the total premium inflow for both the general account and separate accounts.

The solvency ratio (RBC): The RBC ratio represents Korea's solvency regulations for insurance companies. Regulators introduced an RBC scheme in April 2009, and data has been available since 2012. Therefore, RBC is available in the sample only for year-end dates from 2012 to 2018.

Financial leverage (FLEV): Financial leverage is defined as total liabilities divided by total assets. This definition is similar to the approach used in Garven and Lamm-Tennant (2003) and Ho (2016) and is the simplest way of measuring financial leverage.

Firm size (lnSIZE): This variable is the natural logarithm of the ceding company's total assets. Previous studies have used total assets as a proxy for firm size; however, using the logarithm reduces skewness and helps make extreme data more interpretable (Mayers and Smith, 1990; Adams, 1996; Kader et al., 2010). Values are not inflation-adjusted.

Product concentration (LINE): the Herfindahl concentration index, is computed for seven major types of products sold by life insurers in Korea.

Reporting the sales volume in the annual report for these categories is standard in Korea and is required by financial supervisors. Each type represents a type of coverage provided and can be categorized into group or individual. Individual product categories are life, pure endowment, endowment, pension, and variable insurance. Group products are divided into group life and retirement insurance.<sup>3)</sup> The Herfindahl index is computed for each company as

$$H = \sum_{l=1}^7 s_l^2$$

where  $l$  is the type of product (1, 2, . . . , 7),  $S_l = PI_l/TPI$ ,  $PI_l$  is the amount of annual premium income written for a given type of insurance, and  $TPI$  is the total value of annual premium income for all seven lines of business. The maximum value of the Herfindahl index is 1, and the closer the index is to 1, the more concentrated the product portfolio of the company.

Financial conglomerate or unaffiliated (CONG): This dummy variable takes a value of one for a life insurance company that belongs to a financial conglomerate and a value of zero for a company that does not belong to a financial conglomerate. In this study, life insurers not belonging to any financial conglomerates are called ‘unaffiliated’. Note that here, financial conglomerates are all domestic companies since companies with foreign capital or that have foreign management do not have the unique features of Korean financial conglomerates. In case of a change in a company’s status, the value is assigned based on the company’s status in the beginning of the year.

---

3) For further information on products in the Korean life insurance industry, see Insurance Product Change and Development: Life Insurance Products (Kim, Kim, and Lee, 2018).

The foreign/domestic (FOR): Foreign/domestic status is a dummy variable that takes a value of one for a company that is owned or managed by a company located in a foreign country and a value of zero for a domestic life insurance company. If a company's status changes, the value is assigned based on the company's status in the beginning of the year. For instance, Tongyang Life Insurance Company was sold to the Anbang Group of China in September 2015. The name of the company was unchanged. In this study, the company is considered to be a domestic company in 2015, and a foreign company starting from 2016.

## 2. Data

The data used in this study covers 36 life insurance companies that operated from fiscal year 2001 to 2018. All data in this study is based on fiscal years that covered the period from April 1 to March 31 until fiscal year 2012, and from January 1 to December 31 beginning with fiscal year 2013. Therefore, fiscal year 2013 only consists of 9 months. Because most of the variables used here are mostly ratios that do not depend on the time period covered, or balance sheet items that are sampled as of a single date, there is no need to adjust the values of fiscal year 2013. Insurance companies that changed their names but remained unchanged otherwise are considered to be the same company. All other cases of companies with different names are regarded as separate companies. The panel is unbalanced because not all companies existed for the entire sample period. Reinsurers are excluded from the sample to capture the demand for reinsurance. Mutual companies are also excluded from the study for reasons explained previously. Four firm-years of observations resulted in reinsurance ratios, defined as ceded premiums divided by the total risk

premium, that were greater than 200%. These were considered incomplete and were removed from the sample.

The above criteria resulted in an unbalanced panel of 474 firm-year observations for thirty-six primary life insurance companies operating in Korea from 2001 to 2018. Among them, 372 firm-year observations corresponding to 29 firms were valid and were used in the model. Data for all of the variables was obtained from the Korea Life Insurance Association and the Financial Statistics Information System operated by Korea's FSS. All of the data pertains to independently operating and reporting life insurance companies licensed by the FSS to conduct life insurance and pension business in Korea.

Table 1 shows descriptive statistics for the dependent and independent variables. On average, life insurers in the sample reinsured 32.13% of the annual risk premium income, although some companies did not buy any reinsurance in certain years. The maximum REINS value is 1.0356, so it is assumed that in that year, ceded premiums from one or more previous years were accounted for in later years. Because that particular company is small and would not affect the overall results, the data was not excluded. The reinsurance-ceded premium is divided by the risk premium in this study, while the previous studies (Adams, 1996; Kader et al., 2010; Ho, 2016) divided by the total business premium. Since the ways of measuring the average reinsurance ratio differ, it is difficult to compare the use of reinsurance with figures in empirical studies based on data for insurers in other countries.

The average value of UWRISK for Korean life insurers in the sample is 0.5467. UWRISK can be converted into the gross loss ratio. Life insurance companies spend approximately half of their gross premium income annually to make payouts for claims (i.e., payouts related to maturities, mortalities,

surrenders, etc.). Given that the standard deviation of UWRISK is 0.3268, the loss ratio varies substantially by company. However, as the mean and median values are similar, the dataset is assumed to be approximately symmetric.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics

Variable	Mean	Median	Std. Dev.	Min	Max
REINS	0.3213	0.2782	0.2581	0	1.0356
UWRISK	0.5467	0.5362	0.3268	0	3.4104
RBC(%)	178.47	0	825.07	0	11353.72
FLEV	0.9152	0.9316	0.1526	0.0367	2.4822
FLEV*	0.6847	0.7313	0.1965	0.0007	1.4582
lnSIZE	15.6094	15.7184	1.8133	7.7196	19.3847
LINE	0.3967	0.3391	0.1808	0.1448	1
CONG	0.5711	1	0.4956	0	1
FOR	0.3850	0	0.4872	0	1

The RBC ratio has been provided in life insurance companies' annual reports for each year since year 2012. On average, life insurance companies have 416.08% of capital required under the RBC rules. However, the median value of 232.76% suggests an extreme asymmetry and variation across these solvency ratios. A large standard deviation of 1221.91% also shows that RBC ratios of insurers vary significantly across companies and years.<sup>4)</sup>

FLEV is a proxy for financial leverage. The average ratio of total liabilities to total assets for Korean life insurers is 91.52%; in other words, 8.48% of the

4) Having performed a closer examination, we observed that most of the variation was due to a single company called Kyobo Lifeplanet that was established in 2013 as a digital insurance company. The company's RBC ratio recently changed from 11353.72% to 228.26%. If this company is excluded, the average RBC ratio becomes 245.93%, and the standard deviation becomes 99.35%. Regardless of whether this company is included, on average all life insurance companies in Korea maintain RBC ratios higher than the statutory minimum of 150%.

capital structure is the total share of equity. The mean and median are close in value, and the standard deviation is 0.0367, which is relatively small compared to those of other variables, indicating that this variable is fairly stable across companies and years. The liabilities of Korean insurers consist of reserves, policyholders' equity adjustments, other liabilities and special liabilities' accounts. Reserves are created to protect the insurance company from losses, help pay policyholders' claims and make annuities' payments over extended periods of time. Therefore, reserves are the essential component of a life insurance company's balance sheet. To assess whether variable FLEV reflects the importance of reserves, variable FLEV\* is calculated as reserves divided by assets. The results show that liabilities of Korean life insurers consist mostly of reserves, and the differences between the mean and median values for FLEV and FLEV\* are similar. The standard deviations for FLEV and FLEV\* differ, but as the standard deviation of FLEV is smaller than that of FLEV\*, FLEV exhibits less variation than does FLEV\*. Aiming to use a more comprehensive and less volatile measure, this study uses FLEV as the single proxy for financial leverage.

On average, the natural logarithm of assets of Korean life insurers is 15.6094, which is equivalent to assets of 14.912 trillion won, or approximately 13 billion USD. The median value of  $\ln\text{SIZE}$  is 15.7184, indicating that Korean life insurance companies are dispersed in the market in terms of asset size. If the total assets in KRW are used in the calculation instead of the natural logarithm, as of December 31, 2018 the three largest life insurance companies (Samsung, Kyobo, and Hanwha) in fact represent 56% of the total market (Korea Life Insurance Association, 2019). However, as of March 31, 2002 (the end of fiscal year 2001) the three largest companies represented 85% of the total market. The three largest companies did not change between 2001 and

2018, indicating that Korean life insurance industry has become more competitive and more dispersed over time.

According to how the Herfindahl-Hirschman Index is specified, the smaller the LINE value is, the more diversified the product lines of a company. The value can range between 0 and 1. The entry for LINE in Table 1 suggests that Korean life insurance companies have product portfolios that are quite diversified compared to a reported average of 0.62 for U.K. life insurance companies measured between 1992–2004, and an average of 0.52 for New Zealand life insurance companies measured between 1988–1993 (Adams, 1996; Kader et al., 2010). The maximum value of 1 for LINE would indicate that companies have a single business line in the sample data of the current study.

The average value of 0.5711 of CONG indicates that Korean life insurance companies that were part of financial conglomerates were more numerous than those that were not over the period of 2001–2018. Less than half of life insurance companies were foreign-owned or under foreign management during the period.

## V. Empirical Results

The Pearson pairwise correlation coefficients are shown in Table 2. The simple linear correlations between REINS and each of independent variables indicate a statistically significant association with REINS with the exception of UWRISK and RBC.

A positive association between UWRISK and FLEV suggests that companies that tend to offer more risky types of insurance and have a higher than average likelihood of financial distress are highly leveraged. In addition, the



idea that large companies are more likely to exhibit such a likelihood is supported by the positive relationship between UWRISK and FLEV. The negative relationship between UWRISK and RBC is also consistent with expectations. Companies with less underwriting risk and a lower risk of financial distress tend to have higher solvency ratios. The negative correlation between UWRISK and LINE implies that companies with concentrated portfolios can be effective in controlling underwriting risk. FLEV and lnSIZE have statistically significant negative relationships with RBC. This indicates that companies with higher financial leverage ratios and larger companies tend to have lower solvency ratios, i.e., less of a capital cushion for emergencies. Companies that are part of financial conglomerates tend to have higher UWRISK, maintain higher RBC ratios, utilize higher financial leverage, and tend to be larger than unaffiliated companies. Insurers belonging to financial conglomerates are also likely to have well-diversified product portfolios.

Table 2 also indicates that FOR has significantly negative relationships with UWRISK, FLEV, lnSIZE and CONG while having a significantly positive relationship with LINE. Foreign companies prefer to take less underwriting risk, keep sizable free assets, are usually smaller than average, and focus on a relatively small number of product lines. They are not likely to be part of conglomerates, as the latter are a unique feature of Korean companies.

〈Table 2〉 Correlation Coefficient Matrix

	REINS	UWRISK	RBC	FLEV	lnSIZE	LINE	CONG	FOR
REINS	1.000							
UWRISK	0.0873	1.000						
RBC	-0.098	-0.128*	1.000					
FLEV	0.153**	0.396**	-0.489**	1.000				
lnSIZE	-0.275**	0.218**	-0.192**	0.146**	1.000			
LINE	-0.215**	-0.283**	0.107*	-0.380**	-0.550**	1.000		
CONG	0.293**	0.107*	0.069	0.193**	0.249**	-0.458**	1.000	
FOR	-0.274**	-0.127*	-0.052	-0.220**	-0.260**	0.506**	-0.913**	1.000

Note: \*\* and \* indicate statistical significance at 1% and 5% levels, respectively.

Variance inflation factors (VIFs) are computed as an intuitive indication of multicollinearity. The rule of 10, the most commonly used rule of thumb regarding VIF, interprets values exceeding 10 as a sign of substantial multicollinearity (Kennedy, 2003; O'Brien, 2007). The highest values of VIF in the regression model for this study are 8.10 and 8.52 for CONG and FOR, respectively, because they are time-invariant values. The mean VIF is 2.81, and other variables have VIFs that are less than 3.0. Hence, no independent variable used in the model is excluded from the study.

It is standard practice to estimate both RE and FE panel regressions and then apply the Hausman test to establish statistically significant differences in the coefficients of time-varying controls. Table 3 shows the results of RE and FE model estimations. Variable CONG is dropped from the FE model, as it is a time-invariant variable while other variables are all time-variant. Though FOR is also a categorical variable, the status of life insurance companies changed due to mergers and acquisitions over time. It appears that the results of RE and FE model estimations are qualitatively the same, as the signs of coefficients do not differ in the models.

〈Table 3〉 Random Effect and Fixed Effect Estimations

Independent Variable	Predicted Sign (+/-)	RE	FE
UWRISK	+	0.0727*	0.1235**
RBC	-	-0.0064**	-0.0043*
FLEV	+	0.0173	0.4971**
lnSIZE	-	-0.0713**	-0.0851**
LINE	+/-	-0.4316**	-0.3381**
CONG	+	0.1270	(omitted)
FOR	-	-0.0160	-0.1231
Constant		1.4898**	1.3204**
Number of obs.		372	372
Hausman test's chi2		31.44	
Prob. > chi2		0.0000	

Note: Dependent variable = REINS (the reinsurance ratio, defined as annual ceded premiums divided by annual risk premiums); UWRISK = gross underwriting risk, defined as annual gross claims divided by annual gross premiums, considering both the general account and separate accounts; RBC = statutory solvency ratio; FLEV = financial leverage, i.e., total liabilities at year-end divided by total assets at year-end; lnSIZE = natural logarithm of total assets; LINE = product mix, measured by the Herfindahl concentration index; CONG = 1 for life insurers in financial conglomerates, and 0 for unaffiliated life insurers, i.e., those not owned by a financial conglomerate; FOR = 1 for foreign-owned or managed life insurers, and 0 for domestically-owned or managed life insurance companies. Labels \*\* and \* indicate statistical significance at 1% and 5% levels, respectively. The null hypothesis for the Hausman test is H0: the difference in coefficients is not symmetric.

The Hausman test result shows a chi-squared value of 31.44 with the p-value of 0.0000, rejecting the null hypothesis. This test result indicates that the FE model is more appropriate than the RE model, implying a possible unknown variable impacting explanatory variables.

Considering that our model includes time-invariant variables (CONG and FOR) and possible endogeneity problems (UWRISK and FLEV), we ultimately choose to use the HT-IV model. Table 4 shows that all of the independent variables have the expected signs, though not all are statistically significant.

〈Table 4〉 Hausman-Taylor Instrumental Variable Estimation

Independent Variable	Predicted Sign (+/-)	Coefficient	Std. Err	z	p >  z
UWRISK	+	0.1028**	0.0373	2.76	0.006
RBC	-	-0.0045**	0.0017	-2.60	0.009
FLEV	+	0.3668**	0.1259	2.91	0.004
lnSIZE	-	-0.0792**	0.0116	-6.81	0.000
LINE	+/-	-0.3551**	0.1139	-3.12	0.002
CONG	+	0.0738	0.1258	0.59	0.557
FOR	-	-0.0685	0.1040	-0.66	0.510
Constant		1.2744**	0.2387	5.34	0.000
Number of obs.		372			

Note: Dependent variable = REINS (the reinsurance ratio, defined as annual ceded premiums divided by annual risk premiums); UWRISK = gross underwriting risk, defined as annual gross claims divided by annual gross premiums, considering both the general account and separate accounts; RBC = statutory solvency ratio; FLEV = financial leverage, i.e., total liabilities at year-end divided by total assets at year-end; lnSIZE = natural logarithm of total assets; LINE = product mix, measured by the Herfindahl concentration index; CONG = 1 for life insurers in financial conglomerates, and 0 for unaffiliated life insurers, i.e., those not owned by a financial conglomerate; FOR = 1 for foreign-owned or managed life insurers, and 0 for domestically-owned or managed life insurance companies. Labels \*\* and \* indicate statistical significance at 1% and 5% levels, respectively.

Empirical evidence indicates that Korean life insurers taking increasingly higher levels of underwriting risk have a growing tendency to use more reinsurance, which is consistent with the prediction and is statistically significant at the 1% level. Insurance companies use reinsurance to reduce the volatility of returns and to increase profitability. These results support findings of previous studies, including that by Mayers and Smith (1990) of reinsurance in the US property casualty insurance industry, that by Adams (1996) of reinsurance use by New Zealand life insurance companies, and that by Kader, Adams, and Mouratidis (2010) of reinsurance use by U.K. life insurance firms. Hypothesis 1 is therefore supported.

The estimated coefficient of the solvency ratio (RBC) is negative though close to zero, indicating a very weak relationship, and statistically significant. It supports Hypothesis 2. The negative value of the estimated coefficient implies that purchasing reinsurance could be regarded as a strategy for raising the RBC ratio. However, instead of purchasing reinsurance, many life insurance companies with RBC ratios that are unacceptably low (near 150%) are likely to choose other options to improve their solvency ratios. Such options include issuance of subordinated bonds. A low interest rate environment makes issuing a subordinated bond a cost-effective option for insurance companies that need to raise capital. As Kim (2012) pointed out, given the limitations of Korea's current RBC rules, reinsurance could not be used as a way to adjust the RBC ratio. However, as the Korean life insurance industry is expecting the introduction of K-IFRS17 and K-ICS in 2023, this situation may change.

The coefficient of financial leverage (FLEV) is 0.3668 and statistically significant, supporting Hypothesis 3. Financial leverage, measured as total liabilities divided by total assets, reflects the overall business results and the financial condition of the company. Life insurance companies utilize reinsurance to relieve financial stress for various purposes. For example, in the US reinsurance has been observed being used for facilitating new business financing, increasing capital by transferring in-force blocks, and reducing risk concentration by using the reinsurer's lower cost of capital. These are examples of the ways life insurers can benefit financially from purchasing reinsurance (Tiller and Tiller, 2005). Although the scope of reinsurance is limited to insurance risk in Korea, financial leverage is shown to be an important feature of high demand for reinsurance. Hence, when the scope of reinsurance widens in Korea, life insurance companies may create various

structures for reinsurance that already exist in many foreign markets to reinforce the usefulness of reinsurance in controlling financial liabilities.

Variable  $\ln SIZE$  reflect the preponderance of large companies in the Korean life insurance industry and has a statistically significant negative relationship with REINS. Consistently with findings of previous studies (e.g., Hoerger, Sloan, and Hassan, 1990; Mayers and Smith, 1990; Adams, 1996), Hypothesis 4 is supported by these results. Over the past two decades, the number of life insurers has decreased due to mergers and acquisitions. In 2001, there were 29 companies, but their number declined to 24 in 2018. Due to recent and expected changes in statutory regimes worldwide, such as Solvency II in Europe and K-IFRS17 and K-ICS in Korea, more life insurers are likely to be put up for sale. In 2018, the PCA Life Insurance Company merged with Mireasset Life Insurance Company, while Orange Life Insurance Company merged with Shinhan Life Insurance in 2019. As of year-end of 2019, Prudential Life Insurance Company and the KDB Life Insurance Company are waiting to be sold in the market, possibly to one of Korean financial conglomerates. As the pace of M&A accelerates, the Korean life insurance market will be more dominated by few large companies. Based on the findings of this study, there will be less demand for reinsurance from these large companies, assuming that all other circumstances remain unchanged.

The estimated coefficient of LINE is  $-0.3551$  and statistically significant at the 1% level, suggesting that life insurance companies with diversified product portfolios tend to purchase more reinsurance. This result is consistent with Mayers and Smith (1990) and Adams (1996), who argue that the benefits of product diversification may be greatly exceeded by the accompanying risks, which leads companies to retain less business risks and use more reinsurance. Although product diversification can result in economies of scale and cash

flow stability, it may at the same time cause business risk to grow, challenging the company to enter an unknown market segment. It appears that Korean life insurance companies tend to utilize reinsurance to avoid business risks arising from diverse business portfolios.

As predicted, the estimated coefficient of variable CONG is observed to be positively related to reinsurance purchasing behavior, though it is not statistically significant. Financial conglomerates in Korea are often compared to horizontally structured financial keiretsu in Japan. Both involve extensive cross-shareholdings among the member companies. Yanase and Limpaphayom (2017) observe that non-life insurance companies in Japanese keiretsu use less reinsurance than do unaffiliated non-life insurance companies in Japan. Yanase and Lidmpaphayom (2017) explain that "the keiretsu have relatively low bankruptcy costs, low agency conflicts, low information asymmetry, and low effective taxes," and these characteristics reduce what could otherwise be gained from purchasing reinsurance. The researchers' finding conflicts with the findings in this thesis. The reason could be inferred to be a difference between Korea's and Japan's historical backgrounds, discrepant characteristics of Korean financial conglomerates and Japanese keiretsu, or life insurance firms differing from non-life insurance companies. Moreover, as the coefficient of CONG is statistically insignificant, it is difficult to confirm that life insurance companies in Korea tend to mitigate systematic risks by utilizing reinsurance purchases. Therefore, it is suggested that further research be done regarding financial conglomerates and risk management through the use of reinsurance.

Lastly, the foreign-owned/managed company variable FOR is negatively related to the use of reinsurance. The result is consistent with the notion that foreign insurance companies spread the benefits of market liberalization and possess the know-how in risk management, real-service provision, and

efficiencies in various operations that may reduce the use of reinsurance as a risk management method. Moreover, as Table 2 shows, foreign life insurance companies maintain low financial leverage, encourage low underwriting risk, and have concentrated product portfolios. Such tendencies reduce many of the benefits of buying reinsurance. However, it is difficult to draw clear conclusions from the results due to the high  $p > |z|$  value. A further study of the influence of foreign-owned life insurance companies on the market and their reinsurance decision-making is required.

## VI. Conclusions

Using unbalanced panel data for a sample of Korean life insurance firms for the period between fiscal years 2001 and 2018, this study empirically investigates how the selected characteristics of life insurance companies are related to an important insurance risk management tool, namely, the use of reinsurance. Selected firm-specific factors include risk-bearing tendency through underwriting, financial leverage, solvency ratio, size, portfolio concentration, and form of ownership. By providing statistically significant estimates of the relationships between reinsurance demand and firm-specific features, this study overcomes limitations of previous studies of Korea that adopted the cost-only perspective on evaluating the usefulness of reinsurance. At the same time, this study provides insights to managers of life insurance companies for evaluating company features and redeveloping reinsurance strategies fit for each company's characteristics.

In general, the results show that the more underwriting risk a life insurance company's management takes, the greater the company's demand for



reinsurance. The solvency ratio has a slight impact on reinsurance purchases, as reinsurance can help insurance companies stay above the minimum required level of RBC. Companies with higher financial leverage are more likely to purchase more reinsurance, while the larger the company is and the more diversified its lines of business are, the greater its demand for reinsurance. Companies that are part of financial conglomerates seem to purchase more reinsurance due to their complex holding structures and the need for additional means of hedging risk. Domestic Korean life insurance companies seem to purchase more reinsurance than do foreign-owned or managed companies. These findings broadly confirm those of previous studies that used samples of insurers in different countries and different eras, namely, that company-specific features have a definite relationship with the demand for reinsurance.

This study has inherent limitations. For example, due to changes in company ownership and accounting requirements, the data used in the study may be imperfect. Other major limitations mostly arise from the lack of access to detailed data. If underwriting risk is measured as pure mortality and morbidity payouts divided by the risk premium, it will be more closely related to the reinsurance ratio measured in this paper, and hence will more appropriately assess the underwriting capacity linked to reinsurance. In addition, since companies do not publish detailed information about their reserves and funds, the default risk was measured approximately using the financial leverage ratio, i.e., total liabilities divided by total assets. The RBC ratio was only published after 2012, so it was difficult to measure the exact solvency ratio before 2012. Moreover, although Korean life insurance companies have diversified product portfolios, the financial results of each product are confidential, and discovering detailed product portfolios was

impossible.

Conservative regulations regarding the scope of reinsurance also restrict the ability to establish more evidence regarding the correlation between company features and use of reinsurance. The regulations also conceal the benefits of reinsurance, restricting the ability of managers of life insurance companies to plan diverse structures while taking reinsurance into account.

Nevertheless, despite limitations, this study provides several new insights into the motivations for use of reinsurance by Korean life insurance companies and could have potentially important policymaking implications. Predictions of the impacts of new accounting standards and a new solvency framework, known as K-IFRS17 and K-ICS, respectively, are under investigation. In January 2020, the FSC announced that coinsurance would be introduced in the Korean insurance industry in June 2020 at the earliest. The decision was based on concerns about an increased capital burden of life insurance companies after the introduction of K-IFRS17 and K-ICS. The life insurance industry as a whole, including life insurance companies, reinsurance companies, the FSS, and the FSC, contends that widening the definition of reinsurance is inevitable for the long-term viability of the industry. The link between company-specific features and demand for reinsurance discovered in this study could be used when establishing the detailed boundaries of coinsurance in Korea. Reinsurance managers of each company could also utilize the results of this study when choosing the company's reinsurance strategies after the introduction of coinsurance, K-IFRS17 and K-ICS.

As the very first study to empirically analyze the demand for reinsurance in Korean life insurance companies, this study offers a foundation for future research. Finding trade-offs between company characteristics and how reinsurance decisions are jointly determined, and exploring comparisons of

demand for reinsurance before and after the introduction of coinsurance, or comparisons with non-life insurance companies are among the various conceivable directions of future research.

## References

- 금융통계정보시스템 (2018), “생명보험 통계”.
- (Translated in English) Financial Statistics Information System (2018). “Life Insurance Statistics”.
- 김석영 (2012), “RBC 체계에서의 재보험 효과 연구”, **보험학회지**, 제92권, pp. 1-22.
- (Translated in English) Kim, S. (2012). “A Study on Effects of Reinsurance under RBC Scheme”, *Korean Journal of Insurance*, 92:1-22.
- \_\_\_\_\_ (2016), “재보험 출재비율 최적화 전략 연구”, **보험학회지**, 제105권, pp. 113-140.
- (Translated in English) \_\_\_\_\_ (2016). “A Study on Optimization of Reinsurance Quota Share Ratio”, *Korean Journal of Insurance*, 105:113-140.
- 김석영·김세영·이선주 (2018), **보험상품 변천과 개발방향: 생명보험 상품 중심**, 연구보고서, 2018-5, 보험연구원.
- (Translated in English) Kim, S., S., Kim and S., Lee (2018). *Insurance Product Change and Development: Life Insurance Products in Korea*, Research Report, 2018-5, KIRI.
- 김석영·이규성 (2019), **재보험 출재전략 연구**, 연구보고서, 2019-7, 보험연구원.
- (Translated in English) Kim S., and K., Lee (2019). *A Study on Reinsurance Strategy*, Research Report, 2019-7, KIRI.
- 김현수·김석영 (2015), “손해보험사의 출재는 과다한가? - RBC 규제에 기초한 분석”, **보험금융연구**, 제26권 제1호, pp. 51-71.
- (Translated in English) Kim, H., and S., Kim (2015). “Do P/L Insurers Ceded Too Much? - An Analysis Based on the RBC Regulation”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(1):51-71.
- 생명보험협회 (2018), “생명보험사 재무제표”.
- (Translated in English) Korea Life Insurance Association (2018). “Life

Insurance Company Financial Statements”.

\_\_\_\_\_ (2019), “2018/2019 생명보험사 연차보고서”.

(Translated in English) \_\_\_\_\_ (2019). “Life Insurance Business in Korea-annual Report 2018/2019”.

신종각 (2006), “생명보험회사의 설립형태 및 규모별 생산성 변화추이 분석”, **보험개발연구**, 제47권, pp. 3-34.

(Translated in English) Shin, J. (2006). “An Analysis on Productivity Growth and Efficiency Change in the Korean Life Insurance Industry”, *Journal of Insurance and Finance*, 47:3-34.

이유리 (2018), “비례재보험 계약 조건의 결정”, 성균관대학교 학위논문(석사).

(Translated in English) Lee, Y. (2017). “Conditions for Quota Share Reinsurance Contract”, Sungkyunkwan University.

장동한 (1999), “합리적인 보험결정에 관한 연구”, **보험학회지**, 제53권, pp. 25-39.

(Translated in English) Chang, D. (1999). “A Study on the Efficient Retention Setting”, *Korean Journal of Insurance*, 53:25-39.

조재훈 (2015), “위험회피도 추정에 의한 최적 재보험구조 선택”, **리스크관리연구**, 제26권 제4호, pp. 101-124.

(Translated in English) Cho. J. (2015). “Optimal Reinsurance Structure Selection by Risk Aversion Estimation”, *The Journal of Risk Management*, 26:101-124.

조재훈·김정호·이항석 (2014), “재보험의 위험경감과 RBC”, **리스크관리연구**, 제25권 제2호, pp. 95-121.

(Translated in English) Cho, J., J., Kim and H., Lee (2014). “Risk Reduction by Reinsurance and RBC”, *The Journal of Risk Management*, 25(2):95-121.

함준호·김준경 (2006), “금융그룹화와 금융위험: 실증분석 및 정책과제”, **한국개발연구**, 제28권 제1호, pp. 145-191.

- (Translated in English) Hahm, J., and J., Kim (2006). "Risks and Supervisory Challenges of Financial Conglomerates in Korea", *KDI Journal of Economic Policy*, 28(1):145-191.
- Adams, M. (1996). "The reinsurance decision in life insurance firms: an empirical test of the risk-bearing hypothesis", *Accounting and Finance*, 36(1):15-30.
- Cole, C., and K., McCullough (2006). "A reexamination of the corporate demand for reinsurance", *Journal of Risk and Insurance*, 73(1):169-192.
- Garven, J., and J., Lamm-Tennant (2003). "The demand for reinsurance: Theory and empirical tests", *Insurance and Risk Management*, 7(3):217-237.
- Hill, N. (1996). "Risk-based capital (RBC) Ratios", Colorado Springs Meeting, Society of Actuaries, Record, 22.
- Ho, C. (2016). "Ownership Structure and Reinsurance Decisions: Evidence from the Property Casualty Insurance Industry in China", *Chinese Economy*, 49(1):14-31.
- Hoerger, T., F., Sloan and Hassan, M. (1990). "Loss volatility, bankruptcy, and the demand for reinsurance", *Journal of Risk and Uncertainty*, 3(3):221-245.
- IAIS (2006). "Guidance Paper on Risk transfer, Disclosure and Analysis of Finite Reinsurance", IAIS Guidance Paper No. 11, Beijing, October 26.
- Joint Forum on Financial Conglomerates, Supervision of Financial Conglomerates, Bank for International Settlement, Basel Committee on Banking Supervision, International Organization of Securities Commissions (IOSCO) and International Association of Insurance

- Supervision (IAIS), February(1999).
- Kader, H., M., Adams and K., Mouratidis (2010). "Testing for trade-offs in the reinsurance decision of U.K. life insurance firms", *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 25:491-522.
- Kennedy, P. (2003). *A guide to econometrics*, MIT press.
- Lian-can, W., S., Shu-guang and W., Liang (2010). "Reinsurance Demand and its Determinants of the PR China's Property-Casualty Insurance Industry-Evidence From Panel Data", *Collected Essays on Finance and Economics*, 3.
- Mayers, D., and C., Smith (1990). "On the corporate demand for insurance: evidence from the reinsurance market", *Journal of Business*, 63(1):19-40.
- O'brien, R. (2007). "A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors", *Quality and Quantity*, 41(5):673-690.
- OECD, Insurance indicators (2018). "Ratio of reinsurance accepted".
- \_\_\_\_\_ (2018). "Life insurance share".
- Tiller, J., and D., Tiller (2005). *Life, Health and Annuity Reinsurance*, ACTEX Publications.
- Yanase, N., and P., Limpaphayom (2017). "Organization Structure and Corporate Demand for Reinsurance: The Case of the Japanese Keiretsu", *Journal of Risk and Insurance*, 84(2):599-629.

## 요 약

본고는 한국 생명보험사를 대상으로 재보험 출재 의사결정에 미치는 영향요인을 분석하고 있다. 회계연도 2001년부터 2018년까지 18개년 동안의 패널데이터를 사용하여 하우스만-테일러 도구변수 추정을 시행하였다. 연구 결과, 언더라이팅 리스크, 재무 부채비율, 사업다각화 정도가 높을수록, 지급여력비율이 낮을수록, 회사규모가 작을수록 재보험 출재 성향이 강한 것으로 나타났다. 또한 금융그룹 내에 속해 있는 생명보험사의 경우 재보험 출재 비율이 높은 반면, 외국계 생명보험사들은 위험보유 성향이 강한 것으로 보인다. 본 연구는 한국 생명보험사의 실증데이터를 이용한 최초의 재보험 관련 연구로, 변화하는 보험산업 환경 내에서 재보험 의사결정 시 다양한 회사별 특성이 고려되고 있음을 시사하고 있다.

※ 국문 색인어: 재보험 의사결정, 생명보험사, 한국



# 보험투자자의 투자전략 분석

## Analysis on Strategy of Insurance Investors

---

우 민 철\*  
Mincheol Woo

본 연구는 국내주식시장에서 시장상황 변동에 따른 보험투자자의 투자전략을 분석하였다. 특히, 보험투자자를 생명보험과 손해보험으로 구분하고 두 그룹 간 차이를 비교하였다. 선행연구와 마찬가지로 보험투자자는 역추세 추종전략을 사용하였다. 보험투자자의 대부분을 차지하는 생명보험은 역추세 추종전략을 사용하는 반면, 손해보험은 추세 추종전략을 사용하였다. 시장대표지수 및 업종지수를 이용한 분석뿐만 아니라 개별종목을 이용한 분석에서도 일관되게 나타났다.

본 연구는 보험투자자를 생명보험과 손해보험으로 구분하여 분석한 최초의 연구이며, 두 그룹 간 전략적 차이를 보여주었다는 점에서 큰 의미를 가진다. 자산과 부채의 듀레이션을 일치시키는 보험사의 운용전략으로 이러한 차이를 설명할 수 있다.

**국문 색인어:** 보험투자자, 생명보험, 손해보험, 추세 추종전략, 역추세 추종전략  
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B050700, B050701, B050704, B051600

---

\* 한국거래소 특별심리부 차장(wmc73@krx.co.kr), 제1저자  
논문 투고일: 2020. 5. 7, 논문 최종 수정일: 2020. 8. 2, 논문 게재 확정일: 2020. 11. 20

## I. 서론

코로나 19로 인한 실물경제의 타격은 생산, 소비, 투자, 고용 및 수출 등 모든 경제지표들을 악화시켰다. 실물경제의 위기가 금융위기로 변져가면서 자금시장이 경색되고 주식시장의 변동성도 커지고 있다. 이러한 상황들은 보험료를 납입 받아 보험금 지급시기에 맞춰서 주식, 채권 등에 투자하는 보험사에게도 위기가 되고 있다.

본 연구는 보험투자자가 국내주식시장의 변동에 따라 어떠한 투자전략을 사용하는지 분석하였다. 특히, 보험투자자를 생명보험 투자자와 손해보험 투자자로 구분하고 두 그룹의 주식투자전략이 차이가 있는지 비교하였다.

금융감독원의 금융통계정보시스템<sup>1)</sup>에 따르면 보험업계의 유가증권 투자현황(일반계정-매도가능증권)이 2014년 12월 말 기준 25.9조 원에서 2019년 12월 말 기준 39.9조 원으로 크게 증가하였다. 생명보험사가 20.6조 원에서 33.8조 원으로 63.7% 증가한 반면, 손해보험사는 5.2조 원에서 6.0조 원으로 15.3% 증가하였다. 보험업계의 투자현황에서 유가증권이 차지하는 비중이 증가한 상황에서 코로나 19로 인한 주식시장의 변동성의 확대는 보험업계가 통제해야 할 리스크도 더욱 커지게 되었다.

선행연구에 따르면, 미국 주식시장에서 기관투자자는 추세 추종 매매전략을 보이며, 국내 주식시장, 핀란드 주식시장 및 일본 주식시장에서 기관투자자는 역추세 추종매매를 보이는 것으로 알려져 있다. 특히, 국내 보험투자자는 주식시장이 하락하는 장세에서 오히려 매수하는 역추세 추종전략을 수행함으로써 시장안정자 역할을 하는 것으로 알려져 있다. (고광수·김근수 2004; 박경인 2017; 오승현·한상범 2008; 우민철·김명애 2015; 우민철·김지현 2018; Chan and Lakonishok 1995; Grinblatt and Keloharju 2000; Kamesaka et al. 2003 등)

생명보험 투자자와 손해보험 투자자를 구분하지 않은 연구에서 보험투자자는 역추세 추종전략을 사용하지만, 두 그룹 간 동일한 투자전략을 사용하는지 대해선 연구된 바가 전무한 실정이다. 다만, 납입 보험료를 가지고 자산운용을 한다는 점은 동일하지만, 보험금의 지급시기, 운용자산의 듀레이션 등이 상이한 생명보험사와 손해보험사 간 주식투자전략이

1) 금융감독원 금융통계정보시스템(<http://fisis.fss.or.kr/fss/fsview/indexw.html>)

다를 수 있다는 것은 예상할 수 있다.

본 연구는 2015년부터 2019년까지 5년간 국내 주식시장의 보험투자자를 대상으로 시장상황에 따른 투자전략을 분석하였다. 특히, 생명보험과 손해보험사로 구분하여 두 그룹의 주식투자전략이 차이가 있는지도 비교하였다.

본 연구에서 정의한 보험투자자는 다음과 같다. 첫째, 유가증권업무규정의 투자자 분류 기준에서 보험투자자로 구분된 계좌들을 보험투자자로 정의하였다. 둘째, 2010년부터 2020년까지 “주식등의대량보유상황보고서”, “임원주요주주특정종목등소유상황보고서”를 대상으로 보험업계 명의<sup>2)</sup>로 보고된 내역을 수집하고 이를 근거로 보험투자자의 매매내역을 확인하였다. 생명보험사와 손해보험사의 구분은 보험연구원 홈페이지에 제시된 분류기준을 준용하였다.

본 연구는 그동안 연구되지 않았던 생명보험사와 손해보험사 간 주식 투자전략을 비교했다는 점에서 큰 의미를 가진다. 보험금 지급주기와 운용자산의 듀레이션이 상이한 보험투자자간 주식투자전략의 차이점을 분석하였다. 이러한 접근방법은 보험투자자의 매매가 시장 변동성을 가중시켜 시장안정성을 저해하거나, 주식시장의 급등락으로 인해 보험사의 운용리스크가 증가<sup>3)</sup>할 경우 투자전략을 재고할 필요성이 있음을 제시하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장은 선행연구를 정리하고 제3장은 연구자료와 방법론을 설명한다. 제4장은 분석 결과를 제시하며 마지막으로 제5장은 결론 및 시사점을 제시한다.

2) 보험연구원(KIRI.or.kr) 홈페이지에 제시된 한화생명, ABL생명 등 23개 생명보험사와 메리츠화재해상보험, 한화손해보험 등 17개 손해보험회사에 따라 분류했으며, 수협, 전국운송사업조합 등 13개 유사보험(공제산업)과 국민연금관리공단, 우체국보험 등 8개 공영보험은 제외하였다.

3) 보험업법 제104조 자산운용의 원칙에 따르면 보험회사는 자산은 안정성, 유동성, 수익성 및 공익성을 확보하도록 운용해야 한다.

## II. 선행연구

### 1. 국내 기관투자자의 매매양태

국내 기관투자자들의 매매양태에 대한 연구들은 다수 존재하지만 대표적인 연구결과들만 선별하여 아래에 정리하였다.

고광수·김근수 (2004)는 개인투자자는 변동성이 높고 소형주를 선호하는 반면, 기관투자자는 회전율이 낮고 안정적이며 시가총액이 큰 대형주를 선호한다는 결과를 보였다. 오승현·한성범 (2008)은 유가증권시장을 대상으로 한 분석에서 외국인투자자는 추세 추종 전략을 사용하는 반면, 개인투자자, 증권사 및 투신은 역추세 추종전략을 사용한다고 하였다. 박경인 (2017)은 연구대상을 더욱 확장하여 기관투자자와 외국인투자자가 추세 추종 거래 전략을 사용한다는 결과를 제시하였다. 또한, 기관투자자는 총부채가 적고 이익창출 능력이 좋으며 외국인 보유지분율이 높은 다소 안정적인 기업을 선호한다고 하였다. 우민철·김지현 (2018a)은 국민연금의 매매내역만을 선별하여 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 한 투자전략을 분석하였다. 국민연금은 과거 주가가 하락한 종목을 매수하고 상승한 종목을 매도하는 역추세 추종전략을 사용하며, 장중변동성을 축소시켜 시장안정화에 기여한다고 하였다. 우민철·김명애 (2015)는 10년간의 자료를 대상으로 기관투자자들의 매매양태를 분석한 결과, 군집현상을 보임을 확인하였다. 이러한 투자전략은 절대적 우열보다 상대적 우열이 중요한 업계 관행에 기인하다고 설명하였다. 또한, 증권사를 제외한 기관투자자들은 모두 역추세 추종전략을 사용한다고 하였다.

저자	대상	주요 결과
고광수·김근수 (2004)	1993~2003 시총 상위 50%기업	개인투자자는 변동성 높고 소형주 선호 기관투자자는 회전율 낮고 대형주 선호
오승현·한성범 (2008)	2000~2005 유가증권시장	외국인은 추세 추종거래 개인, 증권, 투신은 역추세 추종거래
박경인 (2017)	1999~2015 유가증권시장	기관, 외국인투자자는 추세 추종거래 기관은 안정적인 기업을 선호
우민철·김지현 (2018a)	2005~2017 유가, 코스닥시장	국민연금은 역추세 추종전략 장중변동성을 축소시켜 시장안정화 기여
우민철·김명애 (2015)	2005~2014 유가, 코스닥	기관투자자는 군집행동을 보임 증권사를 제외한 기관투자자는 역추세 추종

## 2. 기관투자자의 시장영향력

기관투자자의 시장영향력에 대한 연구 중 많은 선행연구들 중에서 대표적인 해외연구를 아래에 정리하였다.

Lakonishok et al. (1992)은 연금펀드가 과거 수익률에 상반되는 역추세 추종전략을 취하고 있으며, 일반적인 인식과 달리 매매하는 과정에서 시장변동성을 확대시키지 않는다고 하였다. 반면, Sias (1996)는 기관투자자의 매매가 증가할수록 변동성이 확대되어 시장안정성을 저해할 수 있다고 하였다. Dennis and Stricklang (2002)은 기관투자자 사이의 군집행동이 존재하며, 이러한 특성으로 인하여 기관투자자 비중이 높은 종목은 그렇지 않은 종목에 비해 변동성이 높게 나타난다고 하였다. Huang and Yang (2000)은 이머징 마켓의 10개국을 대상으로 분석한 결과, 금융자유화로 인해 외국인 투자자의 비중이 증가함에 따라 시장의 변동성이 커진다고 하였다. 한편, Bekaert and Harvey (1997)는 금융자유화로 인한 외국인투자자와 내국인투자자 간 국제적 위험공유현상이 발생하며, 이로 인해 오히려 시장의 변동성은 감소한다는 결과를 보였다.

저자	주요 결과
Lakonishok et al. (1992)	연금펀드는 역추세 추종전략을 취하며 일반적인 인식과 달리 시장변동성을 확대시키지 않음
Sias (1996)	기관투자자의 매매가 증가할수록 변동성이 확대됨
Dennis and Strickland (2002)	기관투자자 사이의 군집행동으로 기관투자자 비중이 높은 종목은 변동성이 높음
Huang and Yang (2000)	이머징 마켓 10개국은 금융자유화로 외국인 투자가 증가한 이후 변동성이 커짐
Bekaert and Harvey (1997)	금융자유화로 외국인과 내국인 간 국제적 위험공유현상이 발생하여 변동성이 감소함

### 3. 보험투자자의 주식투자양태

보험투자자만을 대상으로 한 연구는 국내외적으로 많지는 않다. Bailey (1862)는 생명보험사들이 수익성보다 안정성과 건전성에 중점을 두고 자산을 운용하고 있다고 하였다. Hart (1965)는 생명보험사가 장기 투자자이며, 투자대상으로 주식 보다는 채권을 선호한다고 하였다. 반면, Stowe (1978)는 보험사의 규모가 클수록 주식투자 비중이 높고 채권투자의 비중이 낮다고 하였다. Badrinath et al. (1996)은 보험투자자는 주식 투자 시 시가총액이 큰 우량주, 유동성이 높은 종목, 과거 성과가 상대적으로 높은 주식을 선호한다고 하였다. 우민철·김지현 (2018b)은 보험투자자는 시가총액과 주기수준이 높은 우량주를 선호하고 있으며, 시장 유동성 증가에 기여하고 있으며, 역추세 추종전략을 사용하는 시장안정자의 역할을 하고 있음을 보였다.

저자	주요 결과
Bailey (1862)	생명보험사들은 수익성보다 안정성과 건전성에 중점
Hart (1965)	생명보험사는 장기투자자이고, 주식투자 비중보다 채권투자를 선호
Stowe (1978)	규모가 큰 보험사일수록 주식투자 비중 높고, 채권투자 비중 낮음
Badrinath et al. (1996)	주식투자 시 우량주, 유동성 높고, 과거 성과가 높은 주식을 선호
우민철·김지현 (2018b)	보험투자자는 시총·주가 수준이 높은 우량주 선호하며, 시장 유동성 증가에 기여, 역추세 추종전략으로 시장안정자 역할

## Ⅲ. 연구자료 및 방법론

### 1. 가설설정

보험회사는 납입보험료를 운영하여 미래에 보험계약자에게 지급할 자금을 준비하게 된다. 현승미 (2009)는 보험회사의 자산운용은 계약자로부터 보험료를 징수하여 보험사고가 발생하거나 만기도래 시 계약자에게 보험금을 지급하는 등 보험사로서의 본래적 업무를 위함이다. 또한, 보험사의 지속성을 강화시키고, 계약자가 부담하는 보험료의 경감효과도

있어 자산운용의 중요성이 강조되고 있다고 하였다. 서정의·김좌겸 (2005)은 보험회사의 자산운용은 보험금, 연금 등의 지급에 소요되는 재원을 안정적으로 조달하기 위해서 통상적으로 자산과 부채의 듀레이션을 일치시키는 자산운용전략을 사용한다고 하였다. 황인창 (2018)은 보험회사의 투자수익률의 변동성 자체를 낮춰 전체 투자위험을 낮추고 위험분산 효과를 거두기 위한 헤지전략이 필요하다고 하였다.

정희석·김선제 (2016)는 국내 생명보험사의 자산운용은 수익성 보다 안정성 위주로 하고 있으며, 부채가 지니는 성격에 따라 자산운용전략이 결정된다고 하였다. 부채 규모는 확실하나 시간이 불확실한 생명보험 상품은 자산을 장기적으로 운용하는 전략이 유리한 반면, 부채규모와 시간이 모두 불확실한 손해보험 상품은 돌발적인 사고 가능성에 대비하여 단기적으로 운용하는 전략이 유리하다고 하였다. 조영현 (2018)은 손해보험사는 생명보험사에 비해 신용위험을 더 많이 부담하기 때문에 상이한 자산운용전략을 사용한다고 하였다.

생명보험사와 손해보험사 간 자산운용전략의 차이가 두 보험사의 국내 주식에 대한 투자전략도 상이할 수 있음을 보여준다. 어떠한 전략적 차이가 존재할 수 있는지에 대해 다음의 연구들을 살펴보았다.

국민연금 등과 같이 안정성 위주의 자산운용전략을 추구하는 투자자는 변동성을 확대시키기 보다는 시장안정자로서의 역할을 수행하게 되는데, 이러한 자산운용전략은 역추세 추종매매로 나타나게 된다(고봉찬 외 (2008); 길재욱 외 (2015); 우민철·김지현 (2018)). Lakonishok et al. (1994)는 상대적으로 저평가된 종목을 매수하는 역추세 추종전략이 시장수익률을 초과하는 수익을 얻을 수 있게 한다. 다만, 기관투자자의 실적평가가 얼마 남지 않은 경우나 재무구조상 장기투자가 어려운 경우 추세 추종전략을 사용한다고 하였다. Jegadeesh and Titman (2011)은 high earning 모멘텀을 가진 종목이 low earning 모멘텀을 가진 종목보다 우월한 성과를 보인다고 했다. 또한, 일반적으로 뮤추얼 펀드 등 자산운용업체는 가격 모멘텀을 기준으로 종목을 선별한다고 하였다. Barberis and Thaler (2003)는 작은 표본이 전체를 대표한다는 Sample Size Neglect에 따라 투자자의사결정을 내릴 수 있다. 이는 특정 종목의 과거 성과보다는 최근의 주가성장을 근거로 투자전략을 결정하게 만든다.

이러한 연구결과들을 확장하면 생명보험사는 자산을 장기적으로 운용하는 전략이 유리하기 때문에 업종 사이클의 변동을 추종하는 역추세 추종전략을 활용할 수 있다. 손해보험사는 돌발적인 사고 가능성에 따라 지출이 발생하는 방식으로 자산을 운용하는 것이 유리하기 때문에 단기운용전략인 추세 추종전략을 활용할 가능성이 높다. 이러한 배경하에 본 연구는 다음의 가설을 검증하고자 한다.

*가설 1 : 자산과 부채의 듀레이션이 상이한 생명보험사와 손해보험사 간에 국내 주식투자에 있어 상이한 투자전략을 사용한다.*

*가설 2 : 부채의 듀레이션이 긴 생명보험사는 역추세 추종전략을 사용한다.*

*가설 3 : 부채의 듀레이션이 짧은 손해보험사는 추세 추종전략을 사용한다.*

## 2. 연구자료

본 연구는 2015년부터 2019년까지 한국거래소에 상장된 전체 종목의 호가장과 매매장을 활용하여 분석하였다. 한국거래소의 호가장과 체결장은 각각 100개 이상의 변수들로 구성되어 있다. 예를 들어, 호가장은 투자자들이 제출하는 호가, 호가수량, 호가제출 조건 및 호가제출시점의 최우선평가 등을 포함한 호가상황 및 시장가격 등이 있다. 체결장은 체결가격, 체결수량과 더불어 매수체결계좌의 호가제출 내역과 매도체결계좌의 호가제출 내역 및 체결시점의 최우선평가 등을 포함한 호가상황 등이 있다. 또한, 유가증권 업무규정에 따라 구분된 증권, 보험, 은행, 투신, 사모펀드, 기타금융, 연기금, 기타법인, 국가 및 지자체, 개인, 외국인의 투자자 분류도 포함되어 있다.

보험투자자의 매매내역은 다음의 방법을 이용하여 집계하였다. 첫째, 한국거래소 전자공시 홈페이지<sup>4)</sup>에서 “주식등의대량보유상황보고서”를 제출한 생명보험사와 손해보험사를 제출인명으로 조회하여 매매종목을 찾았다. 둘째, 보고서 내 세부변동내역에 나타난 일자별 매매내역, 즉 주식거래일, 매매수량, 매매단가 등을 한국거래소의 매매장과 매칭하여 해당 보험사의 계좌번호를 찾았다. 셋째, 해당 계좌번호를 근거로 타 종목에 대한 매매내

4) KIND: Korea Investor's Network for Disclosure System(<http://kind.krx.co.kr>)



역도 확인<sup>5)</sup>하였다. 보험연구원에 제시된 생명보험사와 손해보험사 리스트를 참고했으며, 유사보험(공제산업)과 공영보험은 연구 목적에 부합하지 않아서 제외하였다.

이러한 접근방법은 우민철·김지현(2018)이 2010년부터 2016년까지 “주식등의대량보유상황보고서”, “임원,주요주주특정증권등소유상황보고서”를 대상으로 국민연금공단 명의로 보고된 내역을 수집한 방법과 동일하다.

지난한 작업을 거쳐 확보한 보험투자자 계좌는 생명보험사와 손해보험사를 합쳐서 2,178개였다. 다수의 계좌가 확인된 것은 국민연금공단의 사례와 마찬가지로 동일한 계산주체가 다수 증권사에 개설된 계좌를 통해 매매하기 때문이다.

추정된 계좌들의 5년간 누적 거래대금은 92.8조 원이며, 한국거래소가 홈페이지를 통해 발표한 5년간 보험투자자의 누적 거래대금은 284.2조 원으로 저자가 추정한 계좌들이 실제 보험투자자 거래대금의 33%<sup>6)</sup>를 차지하고 있다. 2,052개 생명보험 계좌의 누적 거래대금은 86.3조 원이며, 126개 손해보험 계좌의 누적 거래대금은 6.4조 원으로 보험투자자 거래의 대부분(93.0%)은 생명보험이 차지하고 있다.

해당 계좌들이 2015년부터 2019년까지 5년간 유가증권시장에 상장된 종목을 대상으로 거래한 내역을 분석대상으로 연구를 진행하였다. 유가증권시장만을 연구대상으로 한 것은 기관투자자들의 주된 투자대상이 유가증권시장 종목이며, 보험투자자 및 생명보험사와 손해보험사의 매매특성을 분석하기에 유가증권이 적절하다고 판단하였기 때문이다.

- 
- 5) 특정일, 특정종목에 대한 보고수량(예: 123주)과 일치하는 단일 계좌가 없는 경우 보험투자자로 구분된 계좌들을 결합하여 계좌군의 매매수량이 123주인 경우를 추정하였다.
- 6) 2015년에서 2019년간 공영보험인 우정사업본부의 거래대금 170조 원(58.73%)을 반영하면 보험투자자 계좌 중 91.39%의 거래를 추정한 것이다. 즉, 생명보험사와 손해보험사를 별도로 집계하지 않지만 한국거래소가 집계하는 보험투자자 중 약 33%가 생명보험과 손해보험의 거래이며 이 중 93%가 생명보험의 거래이다.

(Figure 1) Disclosure of Insurance Traders (example)

<b>○ 상세검색</b> 회사명: <input type="text"/> 검색: <input type="text"/> <input type="button" value="A"/> <input type="button" value="찾기"/> <input type="button" value="업종"/> <input type="button" value="전체"/> 시장구분: <input checked="" type="radio"/> 전체 <input type="radio"/> 유가증권 <input type="radio"/> 코스닥 <input type="radio"/> 코스닥 <input type="radio"/> 채권 <input type="radio"/> 파생상품 결산년: <input type="text"/> 유가증권구분: <input type="text"/> 전체 계약인명: <input type="text"/> 계약기간: <input type="text"/> 전체 기간: 2016-01-01 ~ 2018-12-31 1주 1개월 3개월 6개월 1년 2년 3년 보고서명: 주식투자대행보유상환보고서 찾기 <input type="checkbox"/> 최종보고서보기 공시유형: <input type="checkbox"/> 순매수 <input type="checkbox"/> 순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도/순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도/순매도/순매도 <input type="checkbox"/> 공시유형 초기화 <input type="button" value="이력"/> <input type="button" value="Excel"/> <input type="button" value="내거분리서열 검색"/>				
<b>○ 상세검색</b> 회사명: <input type="text"/> 검색: <input type="text"/> <input type="button" value="A"/> <input type="button" value="찾기"/> <input type="button" value="업종"/> <input type="button" value="전체"/> 시장구분: <input checked="" type="radio"/> 전체 <input type="radio"/> 유가증권 <input type="radio"/> 코스닥 <input type="radio"/> 코스닥 <input type="radio"/> 채권 <input type="radio"/> 파생상품 결산년: <input type="text"/> 유가증권구분: <input type="text"/> 전체 계약인명: <input type="text"/> 계약기간: <input type="text"/> 전체 기간: 2016-01-01 ~ 2018-12-31 1주 1개월 3개월 6개월 1년 2년 3년 보고서명: 주식투자대행보유상환보고서 찾기 <input type="checkbox"/> 최종보고서보기 공시유형: <input type="checkbox"/> 순매수 <input type="checkbox"/> 순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도/순매도 <input type="checkbox"/> 순매수/순매도/순매도/순매도 <input type="checkbox"/> 공시유형 초기화 <input type="button" value="이력"/> <input type="button" value="Excel"/> <input type="button" value="내거분리서열 검색"/>				

### 3. 연구 방법론

#### 가. 순투자지표(NIF, Net Investment Flow)

보험투자자가 과거 주가추이에 따라 어떠한 매매전략을 수행하는지 분석하기 위해 Kamesake et al. (2003)의 주간순투자(Weekly net investment flow)라는 개념을 준용하여 일일순투자(Daily net investment flow)<sup>7)</sup> 개념을 사용하였다. 동 지표는 보험투자자의 일별 매수금액과 매도금액의 차이를 두 값의 합으로 나누어 산출한다. 구체적인 계산식은 아래와 같다.

7) 고봉찬 외 (2008); 우민철·김명애(2015); 우민철·김지현(2018 a,b) 등도 NIF 지표를 사용하였다.

$$NIF_{i,t} = \frac{Buy Won_{i,t} - Sell Won_{i,t}}{Buy Won_{i,t} + Sell Won_{i,t}} \quad (\text{식 1})$$

여기서,

$$Buy Won_{i,t} : \sum_{i=1}^N BVol_{i,t} * Price_{i,t} \text{ (매수 금액)}$$

$$Sell Won_{i,t} : \sum_{i=1}^N SVol_{i,t} * Price_{i,t} \text{ (매도 금액)}$$

$BVol(Svol)_{i,t}$  : 특정일(t) 특정종목(i)의 매수(매도)수량

$Price_{i,t}$  : 특정일(t) 특정종목(i)의 체결가격

## 나. 시황에 따른 투자전략

과거 시황에 따른 보험투자자의 투자전략을 분석하기 위해 벡터자기회귀모형(VAR, Vector Autoregression)을 사용하였다. 보험투자자가 자신의 과거 투자행태를 유지한다는 점과 기관투자자들이 대량거래 시 시장충격비용을 줄이기 위해 일간 분할주문을 한다는 점을 고려하기 위함이다.

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{식 2})^8$$

$$Index_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t$$

여기서,

$NIF$  : 보험투자자의 일별 순투자지표

$Index$  : KOSPI 지수 및 보험업종 관련 지수

8) 8시차 이내에서 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)에 의한 최적시차가 상이한 분포를 보이고 있어 보수적인 방법에 따라 8시차를 최적시차로 사용하였다. 심사자님의 지적에 감사드린다.

전술한 바와 같이 유가증권시장만을 연구대상으로 했기에 *Index*로 KOSPI 지수를 사용했으며, 보험업종 관련 지수도 추가로 사용하였다.  $Index_{t-\tau}$ 는  $\tau$ 시차 전의 *Index*를 의미하고  $NIF_{t-\tau}$ 는  $\tau$ 시차 전의 *NIF*를 의미한다.

유가증권시장 전체를 대상으로 보험투자자의 매매내역과 주요 주가지수 간에 투자전략을 분석한 결과가 개별종목의 특성을 반영하지 못할 수도 있다는 우려 때문에 개별종목 수준에서 과거 시황에 따른 투자전략을 추가로 분석하였다. 이를 위해 (식 3)의 모형을 이용하여 회귀분석을 시행하였다. 종목 특성 변수들을 통제한 이후 과거 일정 기간의 누적초과 수익률에 대한 보험투자자의 투자전략을 분석하였다. 또한, 종목 및 기간에 따른 표준편차 군집현상을 통제하기 위해 Thompson (2011)의 방법에 따라 종목과 기간의 고정효과를 반영하였다.

$$NIF_{i,t} = \alpha_t + \mu_{i,t} + \lambda_{i,t} + \beta_1 * CAR_{i,t-1,t-5} + \beta_2 * Return_{i,t} + \beta_3 * Volatility_{i,t} + \beta_4 * MktCap_{i,t} + \beta_5 * Won_{i,t} + \beta_6 * Price_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 3})^9$$

여기서,

*NIF* : 보험투자자의 일별 순투자지표

*CAR* : T-1 ~ T-5(또는 T-10) 누적초과수익률

*Return* : 개별종목의 수익률

*Volatility* : 장중고가 대비 장중저가로 산출한 장중변동성

*MktCap* : 시가총액의 자연로그값

*Won* : 당일 거래대금의 자연로그값

*Price* : 당일 종가의 자연로그값

9) 대상종목이 대형주인지를 보여주는 시가총액 변수와 삼성전자 등과 같이 시가총액은 높지만 액면분할로 주가수준이 낮은 특성을 반영하고 가격수준을 통제하기 위한 주가 변수, 유동성을 통제하기 위한 거래대금 변수를 통제변수로 추가하고 회귀분석한 결과 VIF(Variance Inflation Factor) 값이 10보다 작아 다중공선성에 문제가 없었다. 심사자님의 지적에 감사드린다.

## IV. 분석 결과

### 1. 매매양태 분석

〈Table 1〉은 보험투자자, 생명보험 및 손해보험 투자자가 매매한 종목의 특성에 대한 기초통계량이다. 시장전체 종목에 대한 5년간 일별수익률은 평균 0.03%인 반면, 보험투자자가 매수한 종목은 0.07%로 다소 높았다. 특히, 생명보험 투자자가 매수한 종목이 0.11%인 반면, 손해보험 투자자가 매수한 종목은 0.59%로 매우 높은 수익률을 보였다. 매도한 종목도 보험투자자보다 생명보험 투자자, 특히 손해보험 투자자가 매도한 종목의 일별수익률 하락폭이 매우 컸다.

장중 고가 대비 장중 저가의 차이를 두 값의 평균으로 나눈 장중 변동성을 기준으로 볼 때 시장전체보다 보험투자자와 생명보험 투자자가 매수하거나 매도한 종목의 장중 변동성이 낮았으며, 손해보험이 매수하거나 매도한 종목 모두가 상대적 장중 변동성이 높았다.

특정종목의 종가와 해당 일의 평균 체결가격간 비교는 투자자의 마켓타이밍 능력을 측정하는 지표로 활용된다. 종가보다 매수 평균체결가격이 낮거나 종가보다 매도 평균체결가격이 높다면 해당 투자자는 장중 가격 변동 속에서 우수한 마켓타이밍 능력을 가졌다고 평가할 수 있다. 통계적인 차이는 없으나 매수의 경우 손해보험, 생명보험, 보험투자자 순으로 마켓타이밍 능력이 좋았으며, 매도의 경우 보험투자자, 생명보험, 손해보험 순으로 나타났다.

체결량, 체결액 및 시총은 해당 투자자가 매매한 종목의 일별, 종목별 평균을 나타낸다. 손해보험 투자자가 생명보험 투자자, 보험투자자에 비해 상대적으로 유동성이 높고, 시가총액이 높은 종목을 거래하고 있다. 이러한 결과는 956종목을 거래한 보험투자자나 853종목을 거래한 생명보험 투자자에 비해 손해보험 투자자는 512종목만을 거래한 것으로도 설명될 수 있겠다.

〈Table 2〉는 보험투자자 및 생명보험, 손해보험의 NIF와 종목 특성 간 상관관계를 나타낸 것이다. 보험투자자의 NIF와 종목 특성 간 상관관계의 방향성과 생명보험투자자의 NIF와 종목 특성 간 상관관계의 방향성이 모두 동일하였다. 반면, 보험투자자의 NIF와 종

목 특성 간 상관관계와 손해보험투자자 NIF와 종목 특성 간 상관관계의 방향성은 다소 차이를 보였다. 특히, 가격과 시가총액에 있어 생명보험투자자의 경우 음의 관계를 보였다. 당일 수익률과 3가지 유형 간 NIF의 상관관계는 동일한 방향을 보였다.

〈Table 1〉 Stock Characteristics

This table presents the means of key characteristics of stocks from 2015 to 2019. Panel A reports summary statistics of stocks in the market. Panel B reports Net Investment Flow held by Insurance investors including life insurance investor and non-life insurance investors.

Investor	Nobs	Return	Volatility	Price (KRW)	No of Trading	Trading Volume (1,000 shares)	Trading Amount (Million KRW)	Market Cap. (100 Mil KRW)
Panel A: Stock Characteristics								
All	1,128,212	0.03%	2.38%	50,766	50,818	487	6,354	15,982
Buy								
Insurance	414,678	0.07%	2.17%	95,954	95,892	389	13,981	40,175
Life	296,719	0.11%	2.20%	106,904	106,834	411	17,458	50,753
Nonlife	13,996	0.59%	3.28%	165,996	165,855	753	51,801	121,797
Sell								
Insurance	443,245	0.00%	2.17%	93,060	93,011	377	13,252	37,980
Life	337,876	-0.03%	2.17%	101,955	101,909	383	15,934	46,683
Nonlife	12,849	-0.31%	3.13%	168,344	168,339	739	49,766	128,618
Panel B: NIF Characteristics								
Investor	Mean		St.dev		Maximum		Minimum	
Insurance	-0.0621		0.8404		1.0000		-1.0000	
Life	-0.0752		0.8837		1.0000		-1.0000	
Nonlife	0.0514		0.9901		1.0000		-1.0000	

〈Table 2〉 Correlations among Insurance Investors' NIFs and Stock Characteristics

This table provide correlations among NIFs of insurance investors and stock characteristics. NIF represents the daily net investment flows.

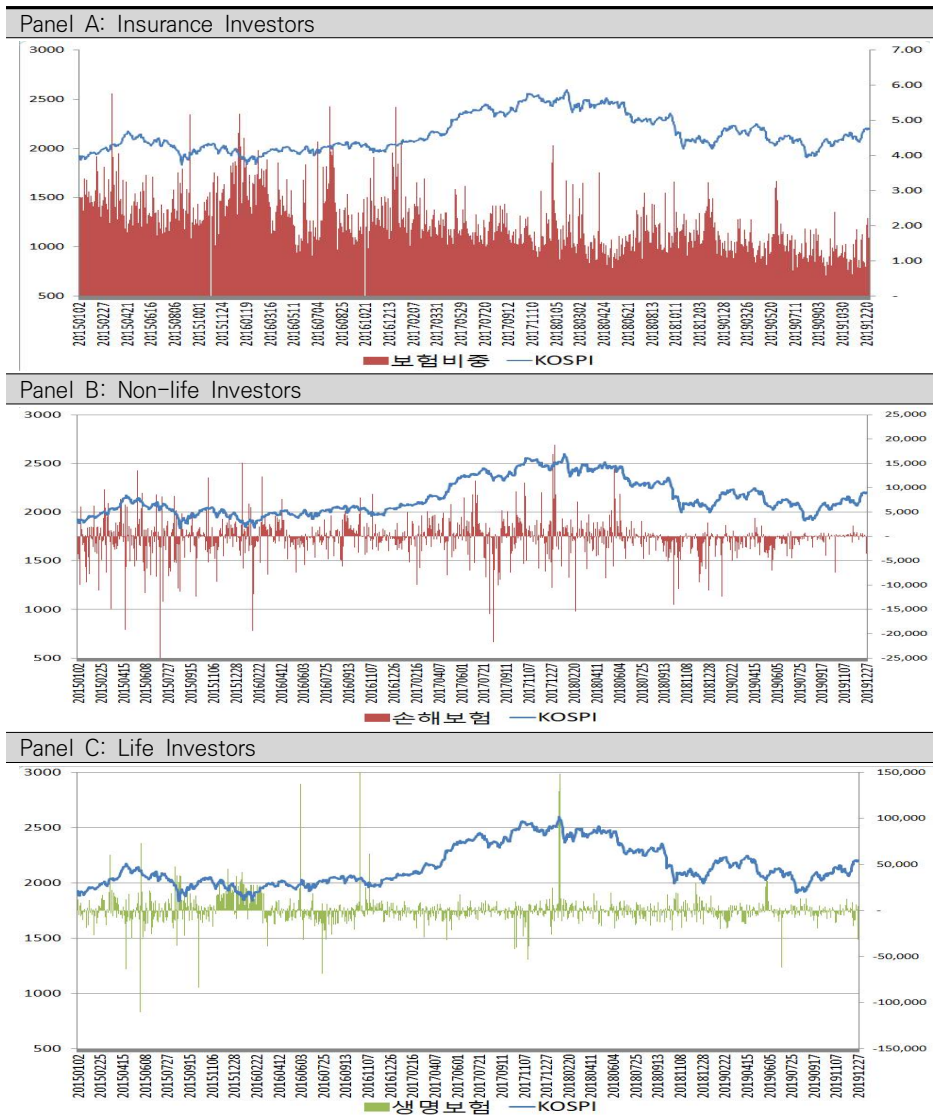
	Price	Volatility	Trading Amount	Market Cap	Insurance NIF	Life NIF	Non-life NIF
Price	1						
Volatility	-0.0327 <.0001	1					
Trading Amount	0.2281 <.0001	0.1063 <.0001	1				
Market Cap	0.3670 <.0001	-0.0268 <.0001	0.4112 <.0001	1			
Insurance NIF	0.0088 <.0001	0.0076 <.0001	0.0174 <.0001	0.0062 <.0001	1		
Life NIF	0.0083 <.0001	0.0127 <.0001	0.0200 <.0001	0.0050 0.0002	0.7530 <.0001	1	
Nonlife NIF	-0.0048 0.3726	0.0207 0.0001	0.0051 0.3396	-0.0059 0.2659	0.4814 <.0001	0.1350 <.0001	1
Return	0.0035 <.0001	0.0847 <.0001	0.0849 <.0001	0.0008 0.2000	0.1240 <.0001	0.1316 <.0001	0.1383 <.0001

〈Figure 2〉의 패널 A는 보험투자자의 매매가 시장전체 매매에서 차지하는 비중을 KOSPI 지수 추이에 따라 나타낸 것이다. 2017년 이전엔 3% 내외에서 5%를 넘어서는 경우도 있었으나, 이후에는 2% 수준으로 감소하는 양태를 보이고 있다.

패널 B는 KOSPI 지수 추이에 따른 손해보험 투자자의 거래금액(매수는 양수, 매도는 음수)을 나타낸다. 2017년 7월 이후 상승장에서 지속적인 매수양태를 보였으며, 2018년 9월의 급락장에서는 지속적인 매도양태를 보였다.

패널 C는 생명보험 투자자가 2015년 12월의 지수하락기와 2018년 9월의 급락장에서 지속적으로 매수하는 양태를 보이고 있다. 주가지수의 상승 또는 하락 상황에서 손해보험 투자자와 생명보험 투자자 간 다소 상이한 양태를 보이고 있다.

〈Figure 2〉 Daily Index and Investors' Trading



## 2. 대표지수를 활용한 분석

〈Table 3〉는 주가지수와 투자자의  $NIF$  간 상관관계를 분석한 결과이다. KOSPI 지수와 보험투자자의  $NIF$ , 손해보험  $NIF$  및 생명보험  $NIF$  간에 모두 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였다. 다만, 손해보험은 양의 값을 보였으나 상관계수값이 상대적으로 작았다.



보험투자자 *NIF*와 생명보험 *NIF* 간 상관계수가 0.67로 매우 높은 반면, 보험투자자 *NIF*와 손해보험 *NIF* 간 상관계수는 0.07로 상대적으로 낮았으며, 생명보험 *NIF*와 손해보험 *NIF*는 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않았다.

〈Table 3〉 Correlations among Investors' *NIF*

This table provide correlations among Investors' *NIFs*. *NIF* represents the daily net investment flows.

	Insurance <i>NIF</i>	Life Insurance <i>NIF</i>	Non-life Insurance <i>NIF</i>
KOSPI Index (T 값)	0.10 (3.71)***	0.06 (2.00)**	0.19 (6.98)***
Insurance <i>NIF</i> (T 값)	1	0.07 (2.52)**	0.67 (43.33)***
Life Insurance <i>NIF</i> (T 값)		1	0.00 (0.01)

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

〈Table 4〉는 KOSPI 지수와 투자자 *NIF*를 이용한 Bivariate VAR 분석결과<sup>10)</sup>이다. 보험 투자자의 경우 T-1 지수에서 T-5 지수까지 통계적으로 유의한 음의 값을 보였고 생명보험 투자자의 경우 T-1 지수에서 T-8 지수까지 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 반면, 손해보험 투자자는 T-1 지수에서 T-2 지수까지 통계적으로 유의한 양의 값을 보여 상반된 결과를 보였다.

이러한 결과는 선행연구들이 제시한 결과와 마찬가지로 기관투자자인 보험투자자는 주가 상승 시 매도하고 주가 하락 시 매수하는 역추세 추종전략을 사용하고 있음을 보여주는 결과라고 하겠다. 보험투자자의 대부분을 차지하는 생명보험 투자자도 보험투자자 전체를 이용한 분석 결과와 동일하게 역추세 추종전략을 사용하였다. 그러나, 보험투자자의 7%에 불과한 손해보험 투자자는 주가 상승 시 매수하고 주가 하락 시 매도하는 추세 추종전략을 사용하고 있어 생명보험 투자자와 상이한 매매전략을 사용하고 있음을 알 수 있다.

10) KOSPI 지수수익률과 *NIF*를 이용한 Bivariate VAR 분석을 수행하였다. 다만, 논문의 전개상 KOSPI 시황에 따른 *NIF*의 양태를 분석한 결과만을 제시하였다. 심사자님의 지적에 감사드린다.

〈Table 4〉 Insurance Investors' Trading and Market Condition

This table shows the result of regression analyses concerning the influence of market conditions on the trading strategy of insurance investors with market index. The dependent variable is the NIF of insurance investors.

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{Model 2})$$

	Insurance		Life Insurance		Non-life Insurance	
	Coeff	t value	Coeff	t value	Coeff	t value
Nobs	1,218					
$Index_{-1}$	-2.52	-5.01***	6.08	2.69***	-2.28	-3.59***
$Index_{-2}$	-1.71	-3.36***	5.17	2.29**	-2.25	-3.55***
$Index_{-3}$	-1.76	-3.44***	2.97	1.31	-1.65	-2.61***
$Index_{-4}$	-1.16	-2.28**	-0.48	-0.21	-1.62	-2.55***
$Index_{-5}$	-0.91	-1.78*	2.24	0.99	-1.54	-2.43**
$Index_{-6}$	-0.83	-1.61	4.63	2.04**	-1.51	-2.38**
$Index_{-7}$	-0.87	-1.70*	4.99	2.21**	-1.12	-1.77*
$Index_{-8}$	-0.75	-1.46	-0.46	-0.20	-1.84	-2.91***
$NIF_{-1}$	0.19	6.67***	-0.17	-0.23	-0.22	-1.14
$NIF_{-2}$	0.13	4.35***	0.01	0.01	0.45	1.14
$NIF_{-3}$	0.05	1.75*	1.23	0.78	-0.18	-0.43
$NIF_{-4}$	0.00	0.02	-1.62	-1.03	-0.27	-0.66
$NIF_{-5}$	0.04	1.44	-0.01	-0.01	0.71	1.73*
$NIF_{-6}$	0.05	1.64	0.41	0.26	-0.62	-1.50
$NIF_{-7}$	0.07	2.30**	0.98	0.69	-0.01	-0.02
$NIF_{-8}$	0.01	0.39	-0.83	-1.33	0.14	0.79
$Adj R^2$	0.1773		0.0151		0.0633	

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

〈Table 5〉는 특정 기간에 의한 영향으로 〈Table 4〉의 결과가 나올 수도 있기 때문에 연도별로 구분하여 VAR 분석을 수행한 결과이다. 편의를 위해 T-3 지수까지만 표에 제시하였다.

보험투자자의 경우 2019년을 제외하고 주가지수에 대하여 통계적으로 유의한 음의 값을 보이면서 지속적으로 역추세 추종전략을 사용한 것으로 나타났다. 생명보험 투자자는

2019년을 포함하여 전체 분석대상 기간동안 주가지수에 대하여 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 반면, 손해보험 투자자는 2017년을 제외하고 주가지수에 대하여 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 2017년도 유의성은 없었지만 주가지수에 대하여 양의 관계를 보이고 있었다.

이러한 결과는 과거 주식시장의 시황변동에 대하여 생명보험을 필두로 한 보험투자자는 역추세 추종전략을 지속적으로 사용하는 반면, 손해보험 투자자는 추세 추종전략이라는 상반된 투자전략을 사용했다는 것을 알 수 있다.

〈Table 5〉 Insurance Investors' Trading and Market Condition: Yearly

This table shows the regression results examining the relation between market condition and the insurance investors's NIF on yearly basis over the period 2015 through 2019. in the model(2)

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{Model 2})$$

		Insurance		Life Insurance		Non-life Insurance	
Year	variable	Coeff	t value	Coeff	t value	Coeff	t value
'15	<i>Index</i> <sub>-1</sub>	-2.53	-2.09**	9.49	2.38**	-3.99	-2.68***
	<i>Index</i> <sub>-2</sub>	-2.40	-1.97**	8.72	2.13**	-2.22	-2.03**
	<i>Index</i> <sub>-3</sub>	-2.03	-1.99**	1.89	0.47	-1.77	-1.99**
'16	<i>Index</i> <sub>-1</sub>	-3.41	-2.84**	6.79	2.35**	-3.94	-2.65***
	<i>Index</i> <sub>-2</sub>	-2.69	-2.29**	5.27	2.06**	-3.42	-2.26**
	<i>Index</i> <sub>-3</sub>	-2.11	-1.78*	2.19	1.44	-2.30	-1.97*
'17	<i>Index</i> <sub>-1</sub>	-7.33	-6.09***	2.75	1.45	-4.97	-3.20***
	<i>Index</i> <sub>-2</sub>	-1.85	-1.44	1.25	1.20	-3.36	-2.12**
	<i>Index</i> <sub>-3</sub>	0.03	0.02	-1.96	-1.95*	-0.06	-0.04
'18	<i>Index</i> <sub>-1</sub>	-3.97	-4.04***	7.71	2.69***	-3.42	-3.06***
	<i>Index</i> <sub>-2</sub>	-1.39	-2.39**	2.97	1.65*	-1.12	-1.98**
	<i>Index</i> <sub>-3</sub>	-0.01	-0.01	0.11	0.02	0.17	0.15
'19	<i>Index</i> <sub>-1</sub>	-1.79	-1.45	4.95	1.98**	-4.16	-3.05***
	<i>Index</i> <sub>-2</sub>	-1.50	-1.22	1.52	1.27	-1.77	-1.28
	<i>Index</i> <sub>-3</sub>	-1.21	-0.98	0.42	0.81	0.05	0.04

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

### 3. 업종지수를 활용한 분석

한국거래소는 상장된 종목들을 대상으로 시장대표지수 이외에 다양한 지수를 산출하고 있다. KOSPI 등의 시장대표지수는 주식시장 전체의 시장상황을 반영한다면 업종지수는 특정 업종에 속한 종목만으로 지수를 산출하여 해당 산업의 특성을 설명하기에 용이하다. 보험산업에 속한 종목들을 대상으로 산출하는 지수는 총 3개가 있다. 첫째는 KOSPI 산업별지수이며, 둘째는 KOSPI 200 금융지수이며, 셋째는 KRX 보험지수이다. 3가지 지수를 대상으로 동일한 분석을 시행하였다.

〈Table 6〉는 유가증권시장 종목을 22개 산업군으로 분류하고 해당산업에 속한 종목들로 산출하는 KOSPI 산업별지수를 이용한 분석결과이다. 산업별 지수는 개별종목을 산업별로 분류하여 지수성과를 파악함으로써 산업의 흐름을 파악하는데 유용한 투자지표로 활용된다. 이 중 KOSPI 보험업지수는 DB손해보험, 동양생명, 롯데손해보험, 메리츠화재, 미래에셋생명, 삼성생명, 삼성화재, 코리안리, 한화생명, 한화손해보험, 현대해상, 흥국화재의 12종목으로 구성되어 있다.

분석 결과에 따르면, KOSPI 보험업지수의 과거 수익률이 하락할수록 보험투자자는 매수수량을 증가시키는 역추세 추종전략을 사용하고 있었으며, T-1일은 통계적으로도 유의한 음의 값을 보였다. 손해보험 투자자의 경우, 과거 수익률이 상승할 수록 매수수량을 증가시키는 추세 추종전략을 사용하고 있으며, T+1일은 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 생명보험 투자자의 매매양태는 과거 KOSPI 보험업지수 수익률과 통계적으로 유의한 음의 관계를 보이고 있으며, 특히, T-3일까지도 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다.

〈Table 6〉 Insurance Investors' Trading and Market Condition

This table shows the result of regression analyses concerning the influence of market conditions on the trading strategy of insurance investors with industry index. The dependent variable is the NIF of insurance investors.

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{Model 2})$$

	Insurance		Life Insurance		Non-life Insurance	
	Coeff	t value	Coeff	t value	Coeff	t value
Nobs	1,218					
$Index_{-1}$	-1.57	-2.56**	4.78	2.38**	-1.45	-2.02**

$Index_{-2}$	-0.95	-1.54	2.87	1.43	-1.18	-1.98**
$Index_{-3}$	-0.90	-1.46	1.93	0.96	-1.16	-1.95*
$Index_{-4}$	-0.45	-0.73	1.63	0.81	-0.78	-0.98
$Index_{-5}$	-0.35	-0.57	1.62	0.81	-0.63	-0.79
$Index_{-6}$	-0.19	-0.30	0.20	0.10	-0.57	-0.72
$Index_{-7}$	0.18	0.29	-0.30	-0.15	-0.34	-0.42
$Index_{-8}$	0.33	0.54	-1.94	-0.96	0.61	0.76
$NIF_{-1}$	0.34	11.38***	0.40	13.71***	0.29	9.73***
$NIF_{-2}$	0.14	4.49***	0.04	1.17	0.15	4.87***
$NIF_{-3}$	0.06	1.80*	0.01	0.18	0.03	0.82
$NIF_{-4}$	0.03	1.00	-0.06	-1.80	0.06	1.93*
$NIF_{-5}$	0.01	0.37	0.01	0.43	0.02	0.65
$NIF_{-6}$	0.09	2.76***	-0.04	-1.22	0.09	2.83***
$NIF_{-7}$	0.01	0.22	0.08	2.47**	0.05	1.74*
$NIF_{-8}$	0.04	1.25	0.04	1.47	0.04	1.33
$Adj R^2$	0.2569		0.1751		0.2420	

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

〈Table 7〉은 KOSPI 200 섹터지수를 이용한 분석결과이다. KOSPI 200 구성종목을 11개 산업군별로 재분류하여 산출하는 주가지수로서 2008년 1월 2일을 1,000P로 하여 2011년 4월 1일부터 산출·발표하고 있다. 건강관리 지수와 산업재 지수는 2010년 7월 1일을 1,000P로 하여 2015년 7월 13일부터 발표하고 있으며, 커뮤니케이션 서비스 지수는 2018년 10월 22일부터 발표하고 있다.

KOSPI 200 금융지수는 DB손해보험, 삼성생명, 삼성화재, 한화생명, 현대해상의 5개 보험사와 KB금융지수 등 6개 금융지주사, NH투자증권 등 4개 증권사와 삼성카드, 기업은행의 17종목으로 구성되었다.

분석 결과에 따르면, 보험업 종목보다 다른 종목을 더 많이 편입하고 있음에도 보험투자자의 매매양태는 KOSPI 200 금융지수의 과거수익률과 음의 관계를 보였다. T-2일까지 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 손해보험 투자자의 경우 T-3일까지 통계적으로 유의한 양의 값을 보임에 따라 과거 수익률의 상승에 따라 매수를 더욱 증가시키는 양태를 보였다. 반면, 생명보험 투자자는 과거 수익률의 상승에 따라 오히려 매수를 감소시키는 양태를 보였다.

〈Table 7〉 Insurance Investors' Trading with KOSPI 200 Financial Industry Index

This table shows the result of regression analyses concerning the influence of market conditions on the trading strategy of insurance investors with financial industry index. The dependent variable is the NIF of insurance investors.

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{Model 2})$$

	Insurance		Life Insurance		Non-life Insurance	
	Coeff	t value	Coeff	t value	Coeff	t value
Nobs	1,218					
$Index_{-1}$	-1.19	-2.00**	2.58	2.27**	-1.53	-1.96**
$Index_{-2}$	-0.97	-1.92*	2.32	2.25**	-1.34	-1.94*
$Index_{-3}$	-0.80	-1.25	1.32	1.65*	-1.21	-1.48
$Index_{-4}$	-0.79	-1.25	0.98	1.48	-1.04	-1.28
$Index_{-5}$	-0.75	-1.19	0.70	1.35	-1.03	-1.25
$Index_{-6}$	-0.50	-0.78	0.31	0.45	-1.00	-1.24
$Index_{-7}$	-0.49	-0.76	-1.25	-0.62	-0.16	-0.19
$Index_{-8}$	0.20	0.31	-2.74	-1.36	0.90	1.09
$NIF_{-1}$	0.35	11.28***	0.39	13.69***	0.28	9.26***
$NIF_{-2}$	0.13	4.03***	0.04	1.22	0.16	4.86***
$NIF_{-3}$	0.07	2.06**	0.01	0.25	0.04	1.21
$NIF_{-4}$	0.03	1.05	-0.06	-1.79*	0.05	1.49
$NIF_{-5}$	0.01	0.16	0.01	0.46	0.02	0.73
$NIF_{-6}$	0.09	2.90***	-0.04	-1.30	0.09	2.95**
$NIF_{-7}$	0.00	0.04	0.07	2.36**	0.05	1.64
$NIF_{-8}$	0.03	1.07	0.04	1.53	0.03	1.04
$Adj R^2$	0.2565		0.1718		0.2448	

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

〈Table 8〉은 KRX 섹터지수를 활용한 분석결과이다. KRX 섹터지수는 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 종목들을 17개 산업군으로 분류하고 각 산업군에 속하는 대표종목을 구성종목으로 선정하여 산출하는 지수이다. KRX 섹터지수는 특정 산업군의 주가흐름을 잘 반영하는 것으로 알려져 있다.

KRX 보험지수는 DB손해보험, 동양생명, 롯데손해보험, 메리츠화재, 미래에셋생명, 삼

성생명, 삼성화재, 코리안리, 한화생명, 한화손해보험, 현대해상의 11개 종목으로 구성되었다. KOSPI 보험업지수 대비 흥국화재가 빠진 11개 종목으로 구성된 것과 외에도 KOSPI 보험업지수는 시가총액 가중방식인 반면, KRX 보험지수는 유동시총 가중방식으로 지수산출 방식에서도 차이가 있다.

분석 결과에 따르면, 전술한 KOSPI 보험업지수, KOSPI 200 금융지수와 동일하게 보험투자자는 해당 지수의 과거수익률이 하락함에 따라 매수를 증가하는 역추세 추종전략을 사용하였다. 손해보험 투자자는 추세 추종전략을 사용하는 반면, 생명보험 투자자는 역추세 추종전략을 사용하였다.

〈Table 8〉 Insurance Investors' Trading with Insurance industry index

This table shows the result of regression analyses concerning the influence of market conditions on the trading strategy of insurance investors with insurance industry index. The dependent variable is the NIF of insurance investors.

$$NIF_t = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{1,t-\tau} * Index_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^8 \beta_{2,t-\tau} * NIF_{t-\tau} + \epsilon_t \quad (\text{Model 2})$$

	Insurance		Non-life Insurance		Life Insurance	
	Coeff	t value	Coeff	t value	Coeff	t value
Nobs	1,218					
$Index_{-1}$	-1.87	-3.01***	4.25	2.10**	-1.61	-2.00**
$Index_{-2}$	-0.88	-1.41	3.46	1.71*	-1.35	-1.67*
$Index_{-3}$	-0.71	-1.14	2.13	1.05	-0.96	-1.19
$Index_{-4}$	-0.50	-0.80	1.90	0.93	-0.80	-0.99
$Index_{-5}$	-0.37	-0.59	1.63	0.81	-0.61	-0.76
$Index_{-6}$	-0.08	-0.13	0.47	0.23	-0.38	-0.47
$Index_{-7}$	0.17	0.27	-0.29	-0.14	-0.29	-0.35
$Index_{-8}$	0.52	0.84	-2.05	-1.01	0.66	0.82
$NIF_{-1}$	0.34	11.40***	0.40	13.71***	0.29	9.70***
$NIF_{-2}$	0.14	4.39***	0.04	1.15	0.15	4.81***
$NIF_{-3}$	0.06	1.77*	0.01	0.20	0.03	0.83
$NIF_{-4}$	0.03	0.97	-0.06	-1.80*	0.06	1.94*

$NIF_{-5}$	0.01	0.39	0.01	0.43	0.02	0.73
$NIF_{-6}$	0.09	2.83***	-0.04	-1.21	0.09	2.82***
$NIF_{-7}$	0.00	0.13	0.08	2.46**	0.05	1.64
$NIF_{-8}$	0.04	1.38	0.04	1.48	0.04	1.40
$AdjR^2$	0.2582		0.1752		0.2424	

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

#### 4. 개별종목을 활용한 분석

이번 장은 개별종목을 기준으로 보험투자자들이 과거 수익률에 따라 어떠한 전략을 수행하는지 분석하였다. 2015년부터 2019년까지 한국거래소 유가증권시장에 상장된 종목만을 대상으로 하였다. 개별종목의 특성변수를 통제변수로 반영하고, 종목 및 기간에 따른 표준편차 군집현상을 통제하기 위해 Thompson (2011)의 방법에 따라 종목과 기간의 고정효과를 반영하였다.

〈Table 9〉은 개별종목에 대한 보험투자자의 매매전략을 분석한 결과이다. 패널 A는 과거 5일 누적초과수익률에 대하여 보험투자자의 NIF는 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 과거수익률이 하락하는 경우만을 대상으로 분석한 “하락 시<sup>11)</sup>”의 경우 보험투자자의 매수가 통계적으로 유의하게 감소하지만, 과거수익률이 상승하는 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시”의 경우 음의 값을 보이지만 통계적 유의성은 없었다.

패널 B는 과거 10일 누적초과수익률에 대한 보험투자자 매매전략을 분석한 결과이다. 전체 자료를 대상으로 분석한 경우 통계적으로 유의한 음의 값을 보이며, 과거 주가가 하락한 경우만을 대상으로 분석한 “하락 시”의 경우와 과거 주가가 상승한 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시”의 경우 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 이러한 결과는 보험투자자가 개별종목의 경우 10일 누적초과수익률을 벤치마크로 사용하는 경향이 더 크다는 추정을 가능하게 한다.

11) 과거 수익률의 하락(상승)한 경우란 “과거 5일(10일) 기준”인 경우의 과거 5일(10일)간의 누적초과수익률이 음의 값(0을 포함한 양의 값)을 가지는 경우를 의미한다.



〈Table 9〉 Insurance Investors' Trading and Past Stock Returns

This table presents the result of the regression analyses examining the relation between past stock returns and the insurance investors' NIF at the stock level over the 2015 through 2019.

	All		Down Market		Up Market	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
Panel A: 5days						
CAR [5,1]	-0.21	-5.26***	-5.42	-8.73***	-1.13	-1.35
Return	0.32	0.39	-0.01	-0.01	-0.91	-1.02
Volatility	1.50	2.23**	-0.10	-0.21	-0.50	-1.07
MktCap	0.22	2.15**	0.10	1.90*	-0.18	-3.64***
Won	0.12	3.88***	0.02	0.63	0.10	2.97***
Price	-0.55	-4.45***	-0.29	-5.63***	0.09	1.85*
$Adj R^2$	0.0563		0.1076		0.0082	
Panel B: 10days						
CAR [10,1]	-1.39	-5.73***	-3.50	-8.47***	-0.89	-1.67*
Return	0.26	0.32	0.43	0.56	-0.50	-0.56
Volatility	1.49	2.21**	0.03	0.06	-0.43	-0.94
MktCap	0.19	1.84*	0.14	2.56***	-0.20	-3.95***
Won	0.14	4.34***	0.02	0.65	0.11	3.22***
Price	-0.53	-4.28***	-0.32	-6.51***	0.10	2.01**
$Adj R^2$	0.0602		0.1065		0.0105	

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

〈Table 10〉은 손해보험 투자자의 개별종목에 대한 매매전략을 분석한 결과이다. 과거 5일의 누적초과수익률에 대하여 손해보험 투자자의 NIF는 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 보험투자자에 비해 당일 수익률에 대한 설명력이 유의하고 다른 종목 특성의 경우 유의성이 없는 차이를 보였다. 특히, 주가가 하락한 경우만을 대상으로 분석한 “하락 시”와 주가가 상승한 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시” 모두 과거 수익률과 손해보험 투자자의 매매는 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였다.

과거 10일의 누적초과수익률을 이용한 분석의 경우 통계적으로 유의한 양의 값을 보였지만, 설명력이 상대적으로 낮았으며 주가가 상승한 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시”

의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 보험투자자의 경우와 달리 5일 누적 초과수익률을 벤치마크로 쓰는 경향이 더 크다는 추정을 가능하게 한다.

〈Table 10〉 Non-Life Insurance Investors' Trading and Past Stock Returns

This table presents the result of the regression analyses examining the relation between past stock returns and the life insurance investors' NIF at the stock level over the 2015 through 2019.

	All		Down Market		Up Market	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
Panel A: 5days						
CAR [5,1]	0.68	2.58***	0.37	2.03**	0.15	1.97**
Return	2.82	3.31***	3.59	4.15***	2.74	3.07***
Volatility	0.91	1.49	0.15	0.19	1.11	1.50
MktCap	-0.05	-1.19	-0.09	-2.39**	-0.07	-1.84*
Won	0.04	1.16	0.09	2.79***	0.01	0.16
Price	0.03	0.84	0.01	0.31	0.08	2.77***
$Adj R^2$	0.0125		0.0157		0.0170	
Panel B: 10days						
CAR [10,1]	0.19	1.65*	0.39	1.69*	0.23	1.42
Return	2.91	3.42***	2.58	3.06***	3.44	3.73***
Volatility	0.91	1.49	-0.15	-0.20	2.57	3.53***
MktCap	-0.05	-1.17	-0.08	-1.88*	-0.01	-0.27
Won	0.04	1.16	0.09	2.78**	0.01	0.18
Price	0.03	0.86	0.02	0.77	-0.03	-1.00
$Adj R^2$	0.0107		0.0105		0.0204	

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

〈Table 11〉은 보험투자자의 대부분을 차지하는 생명보험 투자자에 대한 매매전략을 분석한 결과이다. 개별종목의 과거 수익률과 생명보험 투자자의 매매전략은 통계적으로 유의한 음의 관계를 보였다. 5일 누적초과수익률을 이용하여 주가가 상승한 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시”는 계수 값이 양의 값을 보이지만 통계적으로 유의하지는 않았다.

반면, 10일 누적초과수익률을 이용하여 전체 자료를 대상으로 분석한 결과와 주가가 상

승한 경우만을 대상으로 분석한 “상승 시”의 결과, 주가가 하락한 경우만을 대상으로 분석한 “하락 시”의 결과가 모두 과거 수익률과 생명보험 투자자의 NIF 간에 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 이러한 연구 결과는 보험투자자의 경우와 동일하고, 손해보험 투자자와는 상이하게 10일 누적초과수익률을 더 유용한 벤치마크로 사용하고 있다는 추정을 가능하게 한다.

〈Table 11〉 Life Insurance Investors' Trading and Past Stock Returns

This table presents the result of the regression analyses examining the relation between past stock returns and the life insurance investors' NIF at the stock level over the 2015 through 2019.

	All		Down Market		Up Market	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
Panel A: 5days						
CAR_5_1	-1.70	-3.97***	-5.95	-7.56***	0.61	1.61
Return	0.91	0.88	0.92	0.96	-0.29	-0.27
Volatility	0.30	0.37	0.22	0.35	-0.96	-1.64
MktCap	-0.07	-0.68	0.12	1.88*	-0.21	-3.63***
Won	0.16	3.99***	0.04	1.02	0.08	1.90*
Price	-0.21	-1.64	-0.32	-5.18***	0.22	3.88***
$Adj R^2$	0.0238		0.0757		0.0180	
Panel B: 10days						
CAR_10_1	-0.22	-4.42***	-4.16	-7.92***	-0.47	-1.96**
Return	0.89	0.86	1.26	1.32	0.91	0.83
Volatility	0.33	0.41	0.43	0.68	-0.79	-1.40
MktCap	-0.07	-0.67	0.15	2.35**	-0.23	-4.09***
Won	0.17	4.25***	0.05	1.27	0.12	2.79***
Price	-0.23	-1.75*	-0.36	-6.14***	0.20	3.50***
$Adj R^2$	0.0268		0.0846		0.0193	

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

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 과거 시황에 따른 보험투자자의 매매전략을 2015년부터 2019년까지 5년간 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 종목을 대상으로 분석하였다. 분석결과로 첫째, 손해보험의 거래종목 수가 512개인 반면, 생명보험의 거래종목 수는 853개로 차이를 보였다. 둘째, 손해보험의 매매이익은 매수타이밍에 있다면, 생명보험의 매매이익은 매도타이밍에 있었다. 셋째, 생명보험의 NIF와 손해보험의 NIF 간 상관관계가 유의한 관계를 보이지 않았다. 넷째, 선행연구와 동일하게 보험투자자는 역추세 추종전략을 사용하였다. 생명보험은 역추세 추종전략을 사용한 반면, 손해보험은 추세 추종전략을 사용하였다. 이러한 결과는 시장대표지수, 업종지수를 이용한 분석과 개별종목을 이용한 분석에도 일관된 결과를 보여주었다.

본 연구는 자산과 부채의 듀레이션이 상이한 생명보험사와 손해보험사 간에 국내 주식 투자에 있어 상이한 투자전략을 사용하고 있다는 가설을 입증하였다. 또한, 부채의 듀레이션이 긴 생명보험사가 역추세 추종전략을 사용하고, 부채의 듀레이션이 짧은 손해보험사가 추세 추종전략을 사용하고 있다는 가설을 입증하였다.

본 연구는 보험투자자를 생명보험과 손해보험으로 구분하여 비교·분석한 최초의 연구이며, 두 보험회사 간 투자전략에 차이가 있음을 보여주었다는 점에서 가장 큰 의미를 가진다. 여러 가지 이유로 생명보험사와 손해보험사 간 투자전략에 차이가 발생할 수 있겠지만, 본 연구는 자산과 부채의 듀레이션을 일치시키는 보험사의 운용전략도 이러한 차이를 설명할 수 있다는 것을 제시하고 있다.

## 참고문헌

- 고광수·김근수 (2004), “투자 주체별 포트폴리오 특성과 성과 분석 : 개인, 기관, 외국인”, **한국증권학회지**, 제33권 제4호, pp. 35-62.
- (Translated in English) Ko, K., and K., Kim (2004). “Portfolio Performance and Characteristics of Each Investor Type : Individuals, Institutions, and Foreigners”, *Korean Journal of Financial Studies*, 33(4):35-62.
- 고봉찬·이병희·이우중·황이석 (2008), “국민연금기금의 주식시장왜곡에 관한 연구”, **한국증권학회지**, 제37권 제3호, pp. 465-500.
- (Translated in English) Kho, B. et. al. (2008). “Does National Pension Service’s Trading Destabilize Korean Stock Market,” *Korean Journal of Financial Studies*, 37(3):465-500.
- 길재욱·이봉수·정재만 (2015), “국민연금기금의 국내주식투자성과와 시점선택능력”, 재무금융 관련 5개 학회 학술연구 발표회, pp. 1362-1386.
- (Translated in English) Gil, J., B., Lee and J., Chung (2015). “The Performance and Timing Ability of the National Pension Fund,” The Korean Finance Association:1362-1386.
- 박경인 (2017), “투자자 유형에 따른 투자전략과 기업 특성 분석”, **금융공학연구**, 제16권 제3호, pp. 71-91.
- (Translated in English) Park, K. (2017). “Analyze Trading Patterns and Strategies of Each Type of Investors in Korean Stock Market”, *Korean Journal of Financial Engineering*, 16(3):71-91.
- 서정의·김좌겸 (2005), **우리나라 생명보험회사의 자산운용기능 검토**, 한국은행.
- (Translated in English) Seo, J., and J., Kim (2005). *A Review of Asset Management Functions of Life-insurance in Korea*, Bank of Korea Research paper.
- 오승현·한상범 (2008), “한국 유가증권시장 투자자유형별 거래형태 분석”, **산업경제연구**,

제21권 제1호, pp. 269-287.

(Translated in English) Oh, S., and S., Hahn (2008). "Trading Behavior by Investor Type in Korean Stock Market", *Journal of Industrial Economics and Business*, 21(1):269-287.

우민철·김명애 (2015), "한국주식시장의 기관투자자 매매행태: 기관투자자 유형별 분석", **산업경제연구**, 제28권 제3호, pp. 1109-1134.

(Translated in English) Woo, M., and M., Kim (2015). "Trading Pattern of Institutional Investors in Korean Stock Market: Analysis by Institution Type", *Journal of Industrial Economics and Business*, 28(3):1109-1134.

우민철·김지현 (2018a), "국민연금의 주식투자가 시장에 미치는 영향", **재무연구**, 제31권 제2호, pp. 221-258.

(Translated in English) Woo, M., and J., Kim (2018a). "The Influence of the Korean National Pension Fund on Stock Markets", *Asian Review of Financial Research*, 31(2):221-258.

우민철·김지현(2018b), "보험투자자의 매매가 주식시장에 미치는 영향", **보험금융연구**, 제29권 제3호, pp. 3-44.

(Translated in English) Woo, M., and J., Kim (2018b). "An Empirical Analysis of the Insurance Investors' Trading and Its Effects on Stock Markets", *The Journal of Insurance Studies*, 29(3):3-44.

정희석·김선제 (2016), "금리하락이 생명보험회사 자산운용실태에 미치는 영향" **서비스연구**, 제6권 제2호, pp. 99-116.

(Translated in English) Jung, H., and S., Kim (2016). "A Study of Insurance about life insurance Asset Management to Interest Decline", *Journal of Service Research and Studies*, 6(2):99-116.

조영현 (2018), "보험회사 대출채권 운용의 특징 및 시사점", 경영환경 변화와 보험회사 자산운용 세미나, pp. 12-25.

- (Translated in English) Cho, Y. (2018). "Characteristics and implications of the operation of loan bonds in Korea", *Senimar on Change of Management Environment and Asset Management of Insurance Company*:12-25.
- 현승미 (2009), "민영 생명보험회사의 자산운용 실태분석 및 시사점" **우정정보**, pp. 43-63.
- (Translated in English) Hyun, S. (2009). "Analysis on Asset Management of Private life-insurance and its implications", *Asian Journal of Information and Communication*, 1:43-63.
- 황인창 (2018), "보험회사 해외채권 투자와 환헤지", *경영환경 변화와 보험회사 자산운용 세미나*, pp. 9-11.
- (Translated in English) Hwang, I. (2018). "Investment in overseas bonds and hedge by insurers", *Senimar on Change of Management Environment and Asset Management of Insurance Company*:9-11.
- Badrinath, S., J., Kale and H., Ryan (1996). "Characteristics of Common Stock Holdings of Insurance Companies", *Journal of Risk and Insurance*, 63(1):49-76.
- Bailey, A. (1862). "On the Principles on Which Funds of Life Assurance Societies Should Be Invested", *Journal of the Institute of Actuaries*, 10(3):142-147.
- Barberis, Nicholas and Thaler, Richard (2002). "A survey of behavioral finance", *NBER Working Paper*, no.9222.
- Bekaert, G., and C., Harvey (1997). "Emerging Equity Market Volatility", *Journal of Financial Economics*, 43(1):29-77.
- Chan, L., and J., Lakonishok (1995). "The behavior of stock prices around institutional trades", *Journal of Finance*, 50(4):1147-1174.

- Dennis, P., and D., Strickland (2002). "Who Blinks in Volatile Markets, Individuals or Institutions?", *Journal of Finance*, 57(5):1923-1949.
- Grinblatt, M., and M., Keloharju (2000). "The Investment Behavior and Performance of Various Investor-Types : A Study of Finland's Unique Data Set", *Journal of Financial Economics*, 55(1):43-67.
- Hart, O. (1965). "Life Insurance Companies and the Equity Capital Markets", *Journal of Finance*, 20(2):358-367.
- Huang, B., and C.. Yang (2000). "The Impact of Financial Liberalization on Stock Prices Volatility in Emerging Markets", *Journal of Comparative Economics*, 28(2):321-339.
- Jegadeesh, Narasimhan and S., Titman (2011). "Momentum", *Annual Review of Financial Economics*, 3:493-509.
- Kamesaka, A., J., Nofsinger and H., Kawakita (2003). "Investment Patterns and Performance of Investor Groups in Japan," *Pacific Basin Finance Journal*, 11(1):1-22.
- Lakonishok, J., A., Shleifer, R.. Vishny (1992). "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, 32(1):23-43.
- Lakonishok, J., A., Shleifer, R.. Vishny (1994). "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk." *Journal of Finance*, 49(5):1541-1578.
- Sias, R. (1996). "Volatility and the Institutional Investment", *Financial Analysts Journal*, 52(2):13-20.
- Stowe, J. (1978). "Life Insurance Company Portfolio Behavior", *Journal of Risk and Insurance*, 45(3):431-447.
- Thompson, S. (2011). "Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by Both Firm and Time," *Journal of Financial Economics*, 99(1):1-10.



## Abstract

This study investigates the investment strategies of insurance investors. In particular, we focus on the difference in trading strategy between life insurance and non-life insurance.

Insurance investors take contrarian strategies by buying losers and selling winners as with prior research. Life insurance investors take contrarian strategies, while non-life insurance investors take momentum strategy. These results were consistent not only in analyses using market index and industry indices, but also in analyses using individual stocks.

This study is the first research that compared and analyzed by life insurance and non- life insurance and has great significance in that it shows there is a difference in investment strategy between the two insurers.

※ **Key words:** Insurance Investors, Life Insurance, Non-life Insurance, Momentum Strategy, Contrarian Strategy



## Hedging and Firm Value: Evidence from US Property-Liability Insurance Companies\*

---

Sangyong Han\*\*

This study examines the effect of derivatives hedging on firm value in US publicly traded property-liability insurance firms. We find that derivatives hedging is positively related to insurer's firm value. For non-hedging activities, derivatives usage is not found to significantly affect firm value. We also provide evidence that the positive effect of derivatives hedging on firm value is more pronounced for firms with a higher level of leverage and utilizing more reinsurance, and firms that are larger; however, the positive impact is weakened for firms that have more geographic concentration and a larger portion of long-tail lines.

**Key words:** Derivatives Hedging, Firm Value, Return on Assets(ROA)

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050704, B051605

---

\* We are indebted to Chia-Ling Ho for providing us with the data.

\*\* First author: Department of Non-life Insurance Research, Korea Insurance Research Institute(syhan@kiri.or.kr)

논문 투고일: 2020. 5. 15, 논문 최종 수정일: 2020. 8. 4, 논문 게재 확정일: 2020. 11. 20

## I. Introduction

This paper examines the effect of derivatives hedging on firm value in US publicly traded property-liability insurance firms. Financial derivatives have been widely used as a risk management strategy in insurance companies in an effort to efficiently manage a variety of risks. For example, property-liability insurers can transfer a part of catastrophic risk to capital markets through swap transactions, and insurers doing their business internationally can hedge against risk associated with foreign exchange rate fluctuations via derivatives. Furthermore, insurer's exposure to counterparty credit risk can be mitigated by utilizing derivatives such as credit default swap (CDS). Derivatives usage for hedging in the insurance sector has grown substantially over the last decades. For US property-liability insurance firms, the total notional value of derivatives increased from \$32.2 billion to \$104.2 billion over the period 2001-2015, and on average, over 60 percent of total notional value of derivatives use are for hedging purposes.

The effect of derivatives hedging on firm value has been widely studied in the literature. However, previous studies find the mixed results for the relationship between derivatives hedging and firm value. Prior literature has shown that corporate hedging can increase firm value by reducing the probability of bankruptcy and financial distress costs and by expanding debt capacity to utilize the debt tax shield (e.g., Smith and Stulz 1985; Froot et al. 1993; Graham and Rogers 2002). However, some studies find that hedging has negative impacts on the value of a firm and financial profitability (e.g., Fauver and Naranjo 2010; Fung et al. 2012; Altuntas et al. 2017).

Despite extensive research on the impact of derivatives hedging on firm value, very few studies have examined this issue in the insurance industry.<sup>1)</sup>

The extant insurance literature suggests that a variety of factors, including capital structure, firm size, the degree of diversification, reinsurance demand, a proportion of long-tail lines, can substantially affect both derivatives use and firm value (e.g., Mayers and Smith 1990; Hardwick and Adams 1999; Pottier and Sommer 1999; Cummins et al. 2001). So far prior literature has studied separately the effect of derivatives use on firm value and the impact of various factors on the value of a firm. Given the importance of insurers' usage of derivatives in achieving their financial stability and solvency, the limited attention on this issue in the insurance industry is somewhat surprising. Therefore, we attempt to fill this gap by investigating how derivatives hedging affects firm value and how the impact of derivatives hedging on firm value varies depending on a variety of factors for US public property-liability insurers.

We compile a sample of US publicly traded property-liability insurance firms with 527 firm-year observations over the period 2000–2015. Particularly, insurance companies are required to report a detailed information on a specific purpose of derivatives use and derivatives transactions in their annual statutory financial statements. Therefore, insurance industry provides a good testing ground to analyze the effect of derivatives hedging on firm value in combination with various factors. Our empirical results are summarized below. We find that derivatives hedging is positively related to firm value, indicating that derivatives hedging is value-increasing, consistent with the

---

1) To our knowledge, the only study examining the issue is Altuntas et al. (2017), which finds that derivatives hedging is negatively related to firm value, and hedging mitigates the negative effect of cash flow volatility on firm value in publicly traded life insurance companies. Our study differs from Altuntas et al. (2017) in several ways. Besides focusing on the property-liability insurers, we explore the underlying channels behind the relationship between derivatives hedging and firm value.

findings of Graham and Rogers (2002) and Adam and Fernando (2006). We also provide evidence that derivatives usage is not significantly associated with firm value for non-hedging activities, implying that investors regard derivatives use for non-hedging purposes as unimportant. More importantly, our evidence shows that the effect of derivatives hedging on firm value can vary based on several factors for US public property-liability insurers. Specifically, we find that the positive impact of derivatives hedging on firm value is stronger for firms with a higher level of leverage and utilizing more reinsurance, and firms that are larger, but the positive impact is less pronounced for the firms that have more geographic concentration and a larger portion of long-tail lines.

This study contributes to the literature by first demonstrating the potential mechanisms of the effect of derivatives hedging on firm value in US public property-liability insurance companies. Considering the significant differences across insurers in capital structure, firm size, the degree of product and geographic diversification, portion of long-tail lines, and reinsurance demand, how derivatives hedging influences firm value in relation to these several factors is an important empirical question. We provide new evidence that derivatives hedging not only positively affects firm value by itself, but also the positive effect can change through various types of interaction effects. Therefore, our results help to clarify the mixed findings on the impact of hedging on firm value in existing studies. The rest of the paper proceeds as follows. The following section reviews the literature on the effect of derivatives hedging on firm value and formulates our hypotheses to be tested. Next, sample selection criteria, the methodology and empirical framework employed are discussed in Section 3. Section 4 provides the definitions of variables. Section 5 presents the descriptive statistics of the data and our

empirical results. Section 6 concludes our paper with the summary of our main findings.

## **II. Literature Review and Hypothesis Development**

### **1. Derivatives Hedging and Firm Value**

The extant literature has provided the mixed and inconsistent results about the relationship between derivatives hedging and firm value. On one hand, Allayannis and Weston (2001) find that the use of foreign currency derivatives increases firm value. Graham and Rogers (2002) show that increased debt capacity and tax benefit from derivatives hedging result in a higher firm value. Adam and Fernando (2006) document that derivatives use help firms generate positive cash flows, thereby increasing shareholder value in gold mining companies. Carter et al. (2006) report that hedging activities are positively associated with firm value in the US airline industry. Perez-Gonzalez and Yun (2013) reveal that hedging with weather derivatives enhances firm value in US electric and gas utility companies.

In contrast, there are also some studies that refutes the hypothesis that hedging has a positive effect on firm value. For example, Tufano (1996) find no evidence that derivatives hedging maximizes shareholder value in the North American gold mining industry. Jin and Jorion (2006) show that derivatives hedging is not significantly related to firm's market value for US oil and gas producers. Nguyen and Faff (2007) report that the use of financial derivatives is negatively associated with firm value for large non-financial Australian firms. Fauver and Naranjo (2010) find that derivatives use negatively

affects firm value when firms have a weak corporate governance.

For the insurance literature, Cummins et al. (2001) state that insurers can maximize firm value by keeping a low probability of insolvency through derivatives hedging. González et al. (2011) find that derivatives hedging is associated with value creation for Spanish life insurers. On the contrary, Fung et al. (2012) show that the use of credit default swap is negatively related to Tobin's Q and return on equity (ROE) for both life and property-casualty insurers. Altuntas et al. (2017) provide evidence that derivatives hedging reduces firm value in US publicly traded life insurance companies. In summary, it appears that there is no single dominating view about the effect of derivatives hedging on firm value. Given the two competing views, we formulate the following hypothesis:

*Hypothesis 1: Derivatives hedging is positively or negatively related to firm value in property-liability insurance companies.*

## **2. How Derivatives Hedging Affects Firm Value**

In this section, we develop several hypotheses pertaining to how several factors have impacts on the relationship between derivatives hedging and firm value in US. public property-liability insurance firms. First, we examine the effect of capital structure on the relation between derivatives hedging and firm value. Froot et al. (1993) note that as firms having higher leverage face difficulty in raising external capital, they tend to use more derivatives to increase debt capacity. Wolf et al. (2017) document that highly leveraged firms benefit more from hedging with derivatives because hedging can help mitigate financial distress costs and probability of bankruptcy. Taken together, the



above arguments and empirical findings suggest that the positive effect of derivatives hedging on firm value would be stronger for insurers with a higher level of leverage.

Next, we examine the effect of insurer size on the value of a firm. Two competing views exist regarding the impact of firm size on derivatives hedging and firm value. Cummins et al. (1997) report that large firms are more likely to hire managers who have expertise in managing hedging program, thus leading to a higher firm value. Aretz and Bartram. (2010) find that larger firms are more likely to hedge more than small firms because hedging displays substantial informational economies and economies of scale. Conversely, Warner (1977) provide evidence that firm size is negatively related to derivatives use, indicating that bankruptcy costs are less than proportional to firm size. Haushalter (2000) points out that smaller firms benefit more from derivatives hedging than large firms, since hedging helps small companies to reduce the bankruptcy costs and information asymmetries across investors. Therefore, we hypothesize that insurer size can affect the relationship between derivatives hedging and firm value, but we cannot predict the sign.

Previous studies have found that the degree of diversification can affect the relationship between derivatives hedging and firm value. Lin et al. (2007) contend that diversified firms are more likely to use derivatives to mitigate informational asymmetries, thus creating firm value. Pramborg (2004) document that hedging increases firm value for geographically diversified firms. However, Altuntas et al. (2017) state that geographic and line of business diversification can offer a natural hedge, suggesting that diversified firms are less prone to use derivatives. Brunzell et al. (2011) find that better diversified firms are less likely to utilize derivatives for hedging purposes. Thus, we expect that product line and geographic diversification have an influence on the relationship between

derivatives hedging and firm value, but the sign is unclear.

Long-tail lines are lines of business for which losses may not be known for some period, and it takes a long period of time for the claims to be settled (e.g., general liability, directors and officers (D&O) liability, and workers' compensation). Cummins et al. (1997) find that property-casualty insurers having a larger portion of long-tail lines tend to use less derivatives because these insurers are heavily invested in long-term bonds and the long-tail liabilities can serve as a natural hedging against interest rate risk. Cummins et al. (2009) find that percentage of long-tail lines is found to be negatively related to firm performance. Therefore, we propose that a larger proportion of long-tail lines would weaken (strengthen) the impact of positive (negative) effect of derivatives hedging on firm value.

Prior literature suggests two conflicting arguments (i.e., complementarity and substitution) about the relationship between reinsurance and derivatives. Colquitt and Hoyt (1997) show that insurer's reinsurance purchase is positively related to the insurer's decision to use derivatives, indicating that reinsurance could serve as a signal that a firm is predisposed for hedging activities. Shiu (2011) finds evidence in supporting of the complementarity hypothesis in the U.K. life insurance industry. On the contrary, Hardwick and Adams (1999) find that derivatives usage is negatively associated with the extent of reinsurance in the U.K. life insurance industry. Cummins et al. (2001) mention that to the extent that underwriting risk and financial risk are correlated, reinsurance that limits the volatility of loss ratios can serve as a substitute for hedging with derivatives. According to the above arguments and empirical findings, the usage of reinsurance would affect the relationship between derivatives hedging and firm value, but the sign remains ambiguous. On the basis of the above arguments on the impact of several factors on the relationship between

derivatives hedging and firm value, we propose the following hypothesis:

*Hypothesis 2: Various factors have a substantial impact on the relationship between derivatives hedging and firm value in property-liability insurance companies.*

### III. Data and Methodology

#### 1. Data

We use a variety of databases to generate our sample. First, we use the Compustat database, which covers publicly traded insurance firms, to calculate firm value as measure by Tobin's Q. All other insurance company-specific data are obtained from the annual statutory statements filed with the National Association of Insurance Commissioners (NAIC). We utilize the data on derivatives hedging from the Schedule DB of annual statement from the NAIC. The insurance industry is highly regulated in the area of invested assets, and thus, property-liability insurers are mandated to report detailed information about their investment activities, including the identification of the purpose of derivative transactions in their financial statements.<sup>2)</sup> To measure insurer's hedging activities, we only include the derivatives contracts reported as a hedging transaction in our sample. Our sample includes only publicly traded property-liability insurance companies, since the data on Tobin's Q is not

---

2) NAIC provides derivative trading data from 2000. Prior to 2010, the purpose of derivatives use had two categories, such as hedging and other. From 2010, Parts A and B of Schedule DB provide the different objectives of derivative instruments, including (1) Hedging Effective; (2) Hedging Other; (3) Replication; (4) Income Generation; (5) Other.

available for non-stock insurers. Thus, we use 527 insurer-year observations from 48 US publicly traded property-liability insurers over the period 2000–2015 to investigate the effect of derivatives hedging on firm value.

## 2. Methodology

We conduct regression analyses using a series of pooled, cross-sectional, and time-series data. The estimates of coefficients derived from OLS regression may be biased if there are some unknown variables or variables that cannot be controlled for that affect the dependent variable. To address this potential bias, we employ a two-way fixed effects model.<sup>3)</sup> Following Allayannis and Westo (2001), we utilize the natural log of Tobin's Q as a dependent variable to deal with the skewness of the ratio. Given the cross-sectional and time-series data structure, the functional form of the two-way fixed effects model for the relationship between derivatives hedging and firm value is expressed using the following equation:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Tobin's } Q_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Hedging}_{i,t} + \alpha_2 \text{Leverage}_{i,t} + \alpha_3 \text{Size}_{i,t} \\ & + \alpha_4 \text{ProdHHI}_{i,t} + \alpha_5 \text{GeoHHI}_{i,t} + \alpha_6 \text{Longtail}_{i,t} \\ & + \alpha_7 \text{Reinsurance}_{i,t} + d_t + f_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

where  $i$  indexes the insurance company and  $t$  represents time (year),  $d_t$  is a vector of time fixed-effects,  $f_i$  is a vector of firm fixed-effects, and  $\varepsilon_{i,t}$  is the error term.  $\text{Hedging}_{i,t}$  is a measure of derivatives hedging (participation decision or volume of derivatives transactions).

---

3) We perform a Hausman test of the null hypothesis that the firm-specific error term is uncorrelated with the residuals to determine which model to use between fixed effects or random effects. The Hausman test rejects the null hypothesis for all the estimations, suggesting that the fixed effects model fits the data better.

## IV. Variables

We use participating decision and volume of derivatives transactions as our key variables of interest. We follow the prior literature (e.g., Colquitt and Hoyt 1997; Cummins et al. 2001) to measure derivatives participation and the extent of derivatives transactions. First, participation decision of derivatives is defined as a binary variable. Derivatives participation is a dummy set to one if an insurer reports any derivatives trading as measured by notional amounts in year  $t$ . The extent of derivative transactions is measured by the volume of derivatives transactions in notional amounts of derivatives in year  $t$  divided by insurer's total admitted assets in year  $t$ .<sup>4)</sup> For both measures of derivatives usage, we only use derivatives positions for hedging purposes.

Following the insurance literature on derivatives use and firm value (e.g., Cummins et al. 2001; Altuntas et al. 2017), we control for firm-specific characteristics such as insurer size, leverage, product line concentration, geographic concentration, proportion of long-tail line, and reinsurance demand in our regression analyses. Insurer size (*Size*) is defined as the natural log of net admitted assets. Leverage (*Leverage*) is computed as 1 minus the surplus-to-asset ratio. Product line concentration (*ProdHHI*) and geographic concentration (*GeoHHI*) are calculated by the sum of squares of value of net written premiums in line  $i$  or state  $i$  divided by total net written premiums, respectively. We compute the proportion of long-tail line (*Longtail*) as the premiums of long-tail lines divided by total net written premiums. For reinsurance demand (*Reinsurance*), we employ the ratio of reinsurance ceded

---

4) If notional amount is missing data from Schedule DB, notional amount for equity options is calculated by multiplying the number of contracts strike price by 100, and notional amount for bond options is estimated by multiplying the number of contracts by par value per contract (Cummins and Song 2008).

to total direct premium plus reinsurance assumed. As dependent variables, we utilize Tobin's Q as a market-based measure of firm value. Tobin's Q is a widely used measure in the literature on the impact of derivatives use on value of a firm (e.g., Jin and Jorion 2006; MacKay and Moeller 2007; Allayannis et al. 2012). We compute Tobin's Q by dividing market value of assets by the book value of assets, where market value of assets is estimated as the total assets plus market value of equity minus book value of equity. Market value of equity is calculated by multiplying the number of common shares outstanding by stock price at fiscal year-end. Following Daniel and Titman (1997), we estimate book value of equity as stockholder's equity + deferred taxes + investment tax credit - preferred stock. Table 1 summarizes the definition of all variables used in our regression models.

〈Table 1〉 Variable Definitions

Variable Description	Definition
Derivatives Participation	1= if an insurer reports any derivatives trading as measured by notional amounts in year t, and zero otherwise
Extent of Derivative Transaction	Volume of derivatives transactions in notional amounts of derivatives in year t scaled by insurer's total admitted assets in year t
Tobin's Q	$(AT + ME - BE) / AT$ AT: total assets ME: market value of equity at year-end BE: book value of equity (stockholder's equity + deferred taxes + investment tax credit - preferred stock)
Return on Assets (ROA)	Earnings before interests and taxes (EBIT) divided by total admitted assets
Leverage	1 minus the surplus-to-asset ratio
Insurer Size	Natural log of net admitted assets
Product Concentration	Sum of squares of value of net written premiums in line i divided by total net written premiums

Geographic Concentration	Sum of squares of value of net written premiums in state $i$ divided by total net written premiums
Long-tail Lines	Premiums of long-tail lines divided by total net written premiums
Reinsurance Demand	Ratio of reinsurance ceded to total direct premium plus reinsurance assumed

## V. Result

### 1. Descriptive statistics

Table 2 reports descriptive statistics for the variables used in this study. The mean values of derivative participation and the volumes of derivatives transactions are 0.207 and 0.019 respectively. Cummins et al. (1997) shows that the participation rate of derivatives usage for US property-casualty insurers is about 7%. The reason for the difference in participation rate of derivatives use is that our sample includes only large publicly traded property-liability insurers that can afford large fixed starting up costs of hedging with derivatives, thereby utilizing more derivatives to hedge risks. The mean (median) value for Tobin's  $Q$  and ROA is 1.067 (1.035) and 0.023 (0.030), respectively. Leverage has a mean (median) of 0.631 (0.654). The mean of product and geographic concentration are 0.435 and 0.382, respectively, indicating that insurers in our sample hold more diversified product lines and are more geographically diversified. Finally, the majority of total net written premiums (67%) consists of longer tailed lines of business.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Variables	N	Mean	Median	SD	Min	Max
Derivative Participation	527	0.207	0.000	0.405	0.000	1.000
Extent of Derivative Transaction	527	0.019	0.000	0.094	0.000	0.515
Tobin's Q	527	1.067	1.035	0.161	0.635	2.228
ROA	527	0.023	0.030	0.072	-0.832	0.328
Leverage	527	0.631	0.654	0.154	0.010	0.983
Size	527	20.900	20.912	2.027	15.648	24.587
Product Concentration	527	0.435	0.312	0.323	0.094	1.000
Geographic Concentration	527	0.382	0.150	0.485	0.034	1.000
Long Tail	527	0.674	0.765	0.299	0.000	1.000
Reinsurance	527	0.211	0.288	0.746	0.000	0.998

Note: This table reports the descriptive statistics of variables used in his study. See Table 1 for variable definitions.

Table 3 presents the results of univariate tests of the differences in mean and median values of variables between derivatives hedgers and non-hedgers. The results show that derivatives hedgers have a significant higher Tobin's Q and ROA than non-hedgers based on both mean and median values, implying that insurers using derivatives for hedging purposes tend to have greater firm value and financial profitability relative to non-hedging insurers. Derivative hedgers have higher level of leverage as compared to the non-hedgers, implying that firms having high debt ratios are more engaged in hedging activities. Lastly, derivatives hedgers are significantly larger and use less reinsurance than non-hedgers counterparts.



〈Table 3〉 Univariate Comparison of Derivatives Users and Non-users

Variables	Hedgers (N=109)		Non-hedgers (N=418)		Difference Tests	
	Mean	Median	Mean	Median	Mean T-test	Median Wilcoxon test
Tobin's Q	1.073	1.042	1.037	1.023	0.036***	0.019**
ROA	0.038	0.036	0.019	0.020	0.019***	0.016***
Leverage	0.641	0.651	0.587	0.595	0.054***	0.056***
Size	23.143	23.480	20.271	20.569	2.872***	2.911***
Product Concentration	0.287	0.282	0.254	0.253	0.033	0.029
Geographic Concentration	0.225	0.165	0.219	0.158	0.006	0.007
Long Tail	0.746	0.802	0.655	0.751	0.091	0.051
Reinsurance	0.242	0.249	0.312	0.314	-0.070***	-0.065***

Note: This table provides the results of univariate tests of the differences in mean and median values for derivatives users and non-users. Derivatives users are firm-year observations when Derivatives Participation =1, and non-users are firm-year observations when Derivatives Participation =0. See Table 1 for variable definitions.

## 2. Empirical Results

This section presents the results of the effect of derivative hedging on firm value. The estimates of the parameters from our two-way fixed effects regression of the relationship between derivatives hedging and firm value are presented in Table 4. Previous studies argue that the relationship between hedging and firm value could suffer from the problems of endogeneity. To check this possibility, we test for endogeneity by conducting a regression-based Hausman test.<sup>5)</sup> In untabulated results, we do not reject the null hypothesis of exogeneity. Therefore, hedging variable is treated as exogenous in our fixed effects regressions. We use robust standard errors

5) Following Cummins and Song (2008) and Altuntas et al. (2017), we use determinants of insurer hedging, such as the percentage of total assets invested in stock and the percentage of total assets invested in bond as instrumental variables and perform the regression-based Hausman Test.

clustered by firm. Model 1 in Table 4 provides the estimations of parameters for the effect of participation decision of derivatives on firm value, as measured by Tobin's Q. The estimated coefficient on derivatives indicator variable is statistically significant and positive in Tobin's Q at the 10 percent level in Model 1. In model 2, in which volume of derivatives is an independent variable, we also find a significant positive relationship between derivatives hedging and Tobin's Q at the 5 percent level. These results suggest that derivatives hedging enhances shareholder value for public property-liability insurers. These results also indicate that investors value insurer's hedging with derivatives, and as a result, hedging activities improve the value of a firm, consistent with the findings of Adam and Fernando (2006). The hedging premium may be due to the fact that increased debt capacity and tax benefit from derivatives hedging lead to a higher firm value (Graham and Rogers, 2002). Another possible explanation is that insurers' hedging decisions are mainly motivated by maximizing shareholder value rather than by managerial risk-aversion,<sup>6)</sup> and, thus derivatives hedging is beneficial to shareholders in property-liability insurance firms.

With regard to control variables in Table 4, leverage is significantly and negatively related to firm value, suggesting that insurers with a high level of leverage tend to have a lower firm value (Rajan and Zingales, 1995). Insurer size is positively associated with Tobin's Q, consistent with (Berger and Ofek, 1995). The coefficients on long-tail line of business are negative and significant at the 1 percent level, indicating that investors assign negative value to insurers having more long-tail lines of business because these business lines are related

---

6) Risk-averse, under-diversified managers have incentives to minimize their exposure to firm-specific risk (Stulz, 1984). Thus, if managers' risk aversion leads to hedging activities, it may reduce value of a firm.

to higher levels of uncertainty (Pottier and Sommer, 1999).

〈Table 4〉 Derivatives Hedging and Firm Value (Tobin's Q)

Model 1: Participation Decision		Model 2: Extent of Derivative Transaction
Dependent Variable: Tobin's Q		
Intercept	1.472*** (0.090)	1.407*** (0.076)
<i>Hedging</i>	0.038* (0.021)	0.341** (0.169)
<i>Leverage</i>	-0.150*** (0.049)	-0.130*** (0.048)
<i>Size</i>	0.021*** (0.005)	0.016*** (0.004)
<i>ProdHHI</i>	-0.029 (0.031)	-0.030 (0.031)
<i>GeoHHI</i>	-0.048 (0.132)	-0.070 (0.152)
<i>Longtail</i>	-0.091*** (0.023)	-0.101*** (0.024)
<i>Reinsurance</i>	-0.022 (0.179)	-0.017 (0.185)
Year-fixed Effects	Yes	Yes
Firm-fixed Effects	Yes	Yes
Observations	527	527
Adjusted R-squared	0.067	0.068

Note: The table reports the results of the effect of derivatives hedging on firm value (Tobin's Q). Robust standard errors clustered by firm are reported in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* represent statistical significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. See Table 1 for variable definitions.

Prior studies (e.g., Chernenko and Faulkender 2011) point out that the effect of derivatives use on firm value could be different for hedging vs non-hedging activities. Thus, we repeat our analysis for non-hedging activities to explore whether non-hedging activities have an impact on firm value. We use the volume of derivatives transactions as a dependent variable where an insurer reports that the purpose of derivatives use is not hedging.<sup>7)</sup> The results in

Table 5 show that the coefficients of derivatives usage are not statistically significant in Tobin's Q for non-hedging activities. The lack of significance implies that investors consider the amounts of derivatives for non-hedging purposes as unimportant.

〈Table 5〉 Non-Hedging Derivatives Use and Firm Value (Tobin's Q)

Extent of Derivative Transaction	
Dependent Variable: Tobin's Q	
Intercept	1.381*** (0.077)
<i>Derivatives Use</i>	0.073 (0.180)
<i>Leverage</i>	-0.126** (0.050)
<i>Size</i>	0.002 (0.018)
<i>ProdHHI</i>	-0.016*** (0.004)
<i>GeoHHI</i>	-0.030 (0.031)
<i>Longtail</i>	-0.005 (0.012)
<i>Reinsurance</i>	-0.084*** (0.023)
Year-fixed Effects	Yes
Firm-fixed Effects	Yes
Observations	527
Adjusted R-squared	0.147

Note: The table reports the results of the effect of non-hedging derivatives use on firm value (Tobin's Q). Derivatives use is defined as the volume of derivatives transactions where the insurer reports that the purpose is not hedging. Robust standard errors clustered by firm are reported in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* represent statistical significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. See Table 1 for variable definitions.

- 7) Non-hedging activities means using derivatives for purposes other than hedging. The non-hedging activities are reported as Replication, Income Generation, Other in the Schedule DB of annual statement.

Next, our main question concerns how derivatives hedging is associated with firm value in relation to a variety of factors. To answer this question, we rerun our regressions by incorporating interaction terms between derivatives hedging and several factors, including leverage, insurer size, product line concentration and geographic concentration, a portion of long-tail line, and reinsurance demand. Table 6 reports the results. First, For the effect of derivatives hedging and capital structure on firm value, we add interaction term of derivatives hedging and leverage (*Hedging*  $\times$  *Leverage*) to the regression models. Given the positive coefficient of derivatives hedging, a positive sign on the interaction term indicates that derivatives hedging increases firm value as insurers choose higher levels of leverage. In model 1 and 2 of Table 6, the coefficients of the interaction term *Hedging*  $\times$  *Leverage* are significant and positive in Tobin's Q for participation decision at the 10 percent level and the volume of derivatives transactions at the 5 percent level, respectively. These results imply that firm value of hedging firms are higher when they have more leverage, suggesting that insurers with higher levels of leverage may benefit from derivatives hedging through the reduction of the financial distress costs and the increased net present value of the tax shield (Smith and Stulz 1985; Froot et al. 1993; Hahnenstein and Röder 2006). The results also indicate that investors tend to value hedging decision for firms with higher leverage in US property-liability insurance firms.

We find that the coefficient on the interaction term *Hedging*  $\times$  *Size* in Tobin's Q is positive and significant at the 10 percent level for volume of derivatives transactions, implying that the positive relationship between derivatives hedging and firm value is stronger when firm size increases. This suggests that derivatives hedging is more beneficial for large insurance companies because larger insurance firms are more exposed to various risks,<sup>8)</sup>

and thus derivatives hedging can help large insurers hedge their risks efficiently. The interaction terms of *Hedging*  $\times$  *GeoHHI* is negatively associated with Tobin's Q for participation decision. This indicates that as the degree of geographic concentration (diversification) increases, the positive effect of derivatives hedging on firm value is less (more) prevalent in property-liability insurance firms.

We find that the interaction terms of *Hedging*  $\times$  *Longtail* are significantly and negatively related to Tobin's Q for both participation decision and extent of derivatives, implying that high uncertainty associated with long-tail line of business may weaken the positive effect of derivatives hedging on firm value. Lastly, the coefficient on the interaction term *Hedging*  $\times$  *Reinsurance* is significantly positive in Tobin's Q for the volume of derivatives hedging at the 5 percent level. This suggests that the positive impact of derivatives hedging on firm value is more pronounced for insurers using more reinsurance. A possible explanation of this result is that both derivatives and reinsurance help insurers to hedge risk, thus reducing the variance of the firm's value. This is consistent with the complementarity hypothesis by Colquitt and Hoyt (1997) and Shiu (2011).

Smith and Stulz (1985) report that hedging can impact the pre-tax financial profitability of the firm. Following this study, we employ the return on asset (ROA) as a dependent variable.<sup>9)</sup> We repeat the same analysis in Table 4 using ROA as a measure of firm performance. The sample includes 26,121 firm-year observations for all US property-liability over the period 2000-2015. The results in Table 7 are very similar to those in Table 4. In Table 7, we find that both of derivatives hedging variables are significantly and positively related to

---

8) For example, large insurers doing business globally tend to have more exposure to foreign exchange risk than small domestic insurers.

9) We find qualitatively similar results with return on equity (ROE).

insurer's financial performance. These results suggest that insurers regard firm's pre-tax firm profits as a concern for hedging, and the potential benefits from derivatives hedging outweigh the costs associated with hedging activities.

〈Table 6〉 Interaction Effects of Derivatives Hedging and Various Factors on Firm Value (Tobin's Q)

Model 1: Participation Decision		Model 2: Extent of Derivative Transaction
Dependent Variable: Tobin's Q		
Intercept	1.481*** (0.086)	1.560*** (0.085)
<i>Hedging</i>	0.039* (0.020)	0.433** (0.164)
<i>Hedging</i> × <i>Leverage</i>	0.046* (0.026)	0.244*** (0.062)
<i>Leverage</i>	-0.143*** (0.051)	-0.134*** (0.045)
<i>Hedging</i> × <i>Size</i>	0.013 (0.011)	0.035* (0.019)
<i>Size</i>	0.018*** (0.005)	0.017*** (0.004)
<i>Hedging</i> × <i>ProdHHI</i>	-0.043 (0.035)	-0.034 (0.033)
<i>ProdHHI</i>	-0.030 (0.057)	-0.036 (0.031)
<i>Hedging</i> × <i>GeoHHI</i>	-0.059* (0.031)	-0.055 (0.047)
<i>GeoHHI</i>	-0.041 (0.123)	-0.056 (0.148)
<i>Hedging</i> × <i>Longtail</i>	-0.084** (0.041)	-0.307*** (0.088)
<i>Longtail</i>	-0.107*** (0.030)	-0.139*** (0.041)
<i>Hedging</i> × <i>Reinsurance</i>	0.038 (0.226)	0.091** (0.038)
<i>Reinsurance</i>	-0.022 (0.016)	-0.024 (0.070)
Year-fixed Effects	Yes	Yes

Firm-fixed Effects	Yes	Yes
Observations	527	527
Adjusted R-squared	0.425	0.497

Note: The table reports the results of the effect of derivatives hedging on firm value (Tobin's Q). Robust standard errors clustered by firm are reported in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* represent statistical significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. See Table 1 for variable definitions.

〈Table 7〉 Effects of Derivatives Hedging and Firm Performance (ROA)

Model 1: Participation Decision		Model 2: Extent of Derivative Transaction
Dependent Variable: ROA		
Intercept	-0.071*** (0.009)	-0.062*** (0.009)
<i>Hedging</i>	0.012*** (0.004)	0.113*** (0.031)
<i>Leverage</i>	-0.094*** (0.005)	-0.092*** (0.005)
<i>Size</i>	0.009*** (0.002)	0.007*** (0.002)
<i>ProdHHI</i>	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.001)
<i>GeoHHI</i>	-0.012 (0.031)	-0.014 (0.026)
<i>Longtail</i>	-0.015 (0.014)	-0.013 (0.012)
<i>Reinsurance</i>	-0.005 (0.006)	-0.002 (0.009)
Year-fixed Effects	Yes	Yes
Firm-fixed Effects	Yes	Yes
Observations	26,121	26,121
Adjusted R-squared	0.017	0.016

Note: The table reports the results of the effect of derivatives hedging on firm performance (ROA). Robust standard errors clustered by firm are reported in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* represent statistical significance at 0.01, 0.05, and 0.10 level, respectively. See Table 1 for variable definitions.



## VI. Conclusion

Using a sample of US publicly traded property-liability insurers over the period 2000–2015, we examine the effect of derivatives hedging on firm value. Our evidence shows that derivatives hedging enhances a value of firm value, but we find no significant relationship between derivatives usage and firm value for non-hedging activities. More importantly, we explore how derivatives hedging affects firm value in relation to a variety of factors. Specifically, our evidence suggests that firm value of hedging firms are higher when insurers have more leverage. Also, we find that the positive effect of derivatives on firm value is more pronounced for firms utilizing more reinsurance, and firms that are larger, but the positive impact is weakened for the firms that have more geographic concentration and a larger portion of long-tail lines. These results indicate that the impact of derivatives hedging on firm value vary depending on various factors in US property-liability insurance firms. Taken together, our findings provide new insight into the potential mechanisms for the effect of derivatives hedging on firm value in the insurance sector. Therefore, our findings have important implications for regulators, various stakeholders, and insurers themselves as they consider derivatives hedging strategies to reduce or prevent insurer insolvency.

## References

- Adam, T., and C., Fernando (2006). "Hedging, Speculation, and Shareholder Value", *Journal of Financial Economics*, 81(2):283-309.
- Allayannis, G., and J., Weston (2001). "The Use of Foreign Currency Derivatives and Firm Market Value", *Review of Financial Studies*, 14(1):243-276.
- Altatunas, M., A., Liebenberg, E., Watson, and S., Yildiz (2017). "Hedging, Cash Flows, and Firm Value: Evidence of an Indirect Effect", *Journal of Insurance Issues*, 40(1):1-22.
- Aretz, K., and S., Bartram (2010). "Corporate Hedging and Shareholder Value", *Journal of Financial Research*, 33(4):317-371.
- Berger, P., and E., Ofek (1995). "Diversification's Effect on Firm Value", *Journal of Financial Economics*, 37(1):39-65.
- Brunzell, T., M., Hansson, and E., Liljeblom (2011). "The Use of Derivatives in Nordic Firms", *European Journal of Finance*, 17(5):355-376.
- Carter, D., D., Rogers and B., Simkins (2006). "Hedging and Value in the US Airline Industry", *Journal of Applied Corporate Finance*, 18(4):21-33.
- Chernenko, S., and M., Faulkender (2011). "The Two Sides of Derivatives Usage: Hedging and Speculating with Interest Rate Swaps", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6):1727-1754.
- Colquitt, L., and R., Hoyt (1997). "Determinants of Corporate Hedging Behavior: Evidence from the Life Insurance Industry", *Journal of Risk and Insurance*, 64(4):649-671.
- Cummins, J., G., Dionne, R., Gagne and H., Nourira (2009). "Efficiency of Insurance Firms with Endogenous Risk Management and Financial

- Intermediation Activities”, *Journal of Productivity Analysis*, 32(2):145–159.
- Cummins, J., R., Phillips and S., Smith (1997). “Corporate Hedging in the Insurance Industry: The Use of Financial Derivatives by U.S. Insurers”, *North American Actuarial Journal*, 1(1):13–39.
- 
- \_\_\_\_\_ (2001). “Derivatives and Corporate Risk Management: Participation and Volume Decisions in the Insurance Industry”, *Journal of Risk and Insurance*, 68(1):51–92.
- Cummins, J., and Q., Song (2008). *Hedge the Hedgers: Usage of Reinsurance and Derivatives by Property and Casualty Insurance Companies*, Working Paper, Temple University.
- Daniel, K., and S., Titman (1997). “Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns”, *Journal of Finance*, 52(1):1–33.
- Fauver, L., and A., Naranjo (2010). “Derivative Usage and Firm Value: The Influence of Agency Costs And Monitoring Problems”, *Journal of Corporate Finance*, 16(5):719–735.
- Froot, K., D., Scharfstein and J., Stein (1993). “Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies”, *Journal of Finance*, 48(5):1629–1658.
- Fung, H., M., Wen and G., Zhang (2012). “How Does the Use of Credit Default Swaps Affect Firm Risk and Value? Evidence from US Life and Property/Casualty Insurance Companies”, *Financial Management*, 41(4):979–1007.
- Graham, J., and D., Rogers (2002). “Do Firms Hedge in Response to Tax Incentives?”, *Journal of Finance*, 57(2):815–839.
- González, L., S., López and O., Cunill (2011). “Hedging with Derivatives and

- Value Creation: An Empirical Examination in the Insurance Industry”, *Frontiers in Economics and Finance*, 8(1):17-42.
- Hahnenstein, L., and K., Röder (2006). “Corporate Hedging and Capital Structure Decisions: Towards an Integrated Framework for Value Creation”, *Journal of Financial Transformation*, 17(1):161-168.
- Hardwick, P., and M., Adams (1999). “The Determinants of Financial Derivatives Use in the United Kingdom Life Insurance Industry”, *Abacus*, 35(2):163-184.
- Haushalter, D. (2000). “Financing Policy, Basis Risk, and Corporate Hedging: Evidence from Oil and Gas Producers”, *Journal of Finance*, 55(1):107-152.
- Hoyt, R. (1989). “Use of Financial Futures by Life Insurers”, *Journal of Risk and Insurance*, 56(4):740-749.
- Jin, Y., and P., Jorion (2006). “Firm Value and Hedging: Evidence from US Oil and Gas Producers”, *Journal of Finance*, 61(2):893-919.
- Lin, J., C., Pantzalis and J., Park (2007). “Corporate Use of Derivatives and Excess Value of Diversification”, *Journal of Banking and Finance*, 31(3):889-913.
- Mayers, D., and C., Smith (1990). “On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Reinsurance Market”, *Journal of Business*, 63(1):19-40.
- Nguyen, H., and R., Faff (2007). *Are Financial Derivatives Really Value Enhancing? Australian Evidence*, Working Paper, Monash University.
- Perez-Gonzalez, F., and H., Yun (2013). “Risk Management and Firm Value: Evidence from Weather Derivatives”, *The Journal of Finance*, 68(5):2143-2176.
- Pottier, S., and D., Sommer (1999). “Property-Liability Insurer Financial

- Strength Ratings: Differences across Rating Agencies”, *Journal of Risk and Insurance*, 66(4):621–642.
- Pramborg, B. (2004). “Derivatives Hedging, Geographical Diversification and Firm Market Value”, *Journal of Multinational Financial Management*, 14(2):117–133.
- Rajan, R., and L., Zingales (1995). “What do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data”, *Journal of Finance*, 50(5):1421–1460.
- Shiu, Y. (2011). “Reinsurance and Capital Structure: Evidence from the United Kingdom Non-Life Insurance Industry”, *Journal of Risk and Insurance*, 78(2):475–494.
- Smith, C., and R., Stulz (1985). “The Determinants of Firms’ Hedging Policies,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(4):391–405.
- Stulz, R. (1984). “Optimal Hedging Policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*”, 19(2):127–140.
- Tufano, P. (1996). “Who Manages Risk? An Empirical Examination of Risk Management Practices in the Gold Mining Industry”, *Journal of Finance*, 51(4):1097–1137.
- Warner, J. (1977). “Bankruptcy Costs: Some Evidence”, *Journal of Finance*, 32(2):337–347.
- Wilson, A., and K., Hollman (1995). “Proposed Accounting for Derivatives”, *Journal of Insurance Regulation*, 14(2):251–268.
- Wolf, F., T., Boulter and S., Bhattacharya (2017). *Hedging and Capital Structure Decisions – Is There an Optimal Mix for Australian Firms?*, Working paper, Deakin University.

## 요 약

본 논문은 미국 손해보험회사에서 파생상품을 이용한 헤지가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 파생상품 헤지는 보험회사의 기업가치와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 나타난 반면, 헤지 목적이 아닌 파생상품의 거래에 대해서는 기업가치와 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. 또한 파생상품을 이용한 헤지와 기업가치 간의 양(+)의 관계는 규모가 크고 높은 레버리지를 가지며 재보험을 더 많이 이용하는 보험회사일수록 크게 나타났으며, 지리적으로 사업이 집중되어 있고 보험 사고의 발생시점과 보험금 지급 시점 간의 시차가 긴 롱테일 종목(Long tail line)의 비중이 높은 회사일수록 약하게 나타난다는 사실을 발견하였다.

※ 국문 색인어: 파생상품 헤지, 기업가치, 총자산이익률(ROA)