

재보험 출재요인의 장단기 영향 분석: 특종보험을 중심으로

The Dynamic Analysis on the Demand for Reinsurance: Evidence from the Korean Casualty Insurance

송 윤 아*

Yunah Song

본 연구에서는 국내 원수손해보험회사의 특종보험 분기별 시계열 자료(2000년 3분기~2018년 4분기)와 EC-ARDL모형을 이용하여, 출재율과 주요 출재요인 간 장기균형관계 및 단기 동적 조정과정을 분석하였다. 분석 결과, 특종보험 출재율과 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하여 균형에서 이탈하더라도 장기균형으로 빠르게 조정되었다. 자본접근성이 높거나 시장경쟁이 치열할수록 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다. 한편, 특종보험 원수시장점유율이 가장 높은 보험회사 Insurer1은 타 보험회사들과는 현저히 다른 출재행태를 보였다. Insurer1은 장기균형 조정속도가 68.2%로 가장 빠르며, 타 보험회사들과는 반대로 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

국문 색인어: 재보험, 기업보험, 경쟁도

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051605, B051609

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

** 유익한 의견을 주신 익명의 심사자들에게 감사의 마음을 표한다.

논문 투고일: 2020. 1. 28, 논문 최종 수정일: 2020. 12. 3, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

국내 손해보험회사는 특종, 화재, 해상 등 기업성보험에서 높은 재보험 의존도를 보인다. 국내 원수손해보험회사의 출재율을 보험종목별로 살펴보면, 2018년 기준 해상보험이 70.6%로 가장 높고, 특종보험 43%, 화재보험 35.6%, 장기보험 등 10.2%, 자동차보험 3.8% 순으로 높다.¹⁾ 해상보험 출재율은 1999년 이후 뚜렷한 변화를 보이지 않는 반면 특종보험은 2001년 68%를 기록한 이후 감소세를 보인다(Figure 1) 참조.²⁾ 1999년~2018년 기간 중에 국내에서 영업한 16개 국내 원수손해보험회사의 출재보험료 구성을 보험종목별로 살펴보면, 2016년까지는 특종보험이 가장 높은 구성비를 보였다(Figure 2) 참조.³⁾ 원수손해보험회사의 총 출재보험료에서 특종보험이 차지하는 비율은 2010년 43.8%로 정점을 찍은 후 다소 감소하여 2018년 33.8%에 이른다. 국내 원수손해보험회사의 특종보험 출재보험료는 1999년 이후 연평균 7.2%의 증가세를 보이며 2018년 기준 2조 1,233억 원을 기록하였다.⁴⁾ 이처럼 특종보험은 출재율이나 출재보험료 규모 측면에서 국내 재보험시장에서 중요한 위치를 차지한다.

그러나 특종보험 출재수지는 매해 적자를 기록하면서 국내 손해보험회사의 ‘관행적이고 무분별한’ 출재행태와 위험평가능력에 대한 논란을 초래하였다.⁵⁾ 1999년부터 2018년까지 국내 원수손해보험회사의 특종보험 출재수지 누적적자는 9조 8,323억 원으로 특종보험 출재보험료의 약 31%를 차지하며, 동 기간 국내 원수손해보험회사 총 출재수지 누적적자의 61.1%를 차지한다. 금융당국은 기업성보험 내 기록적인 누적적자의 원인을 과도하고 무분별한 재보험 출재로 진단하고, 2018년에 이르러서는 공시제도 및 영업규제를 원수보험료에서 보유

1) 금융감독원 금융통계정보시스템에서는 손해보험회사의 보험종목을 화재, 해상, 특종, 자동차, 권인, 보증, 장기·연금·자산연계·퇴직·퇴직연금보험으로 구분하고, 장기보험에 대해서는 별도로 구분하여 관련 정보를 제공하고 있지 않다.

2) 특종보험은 기술보험, 근로자재해보상보험, 책임보험, 상해·질병보험, 종합보험, 권리보험, 그 밖에 도난·유리·동물·원자력·비용보험 등을 포함한다.

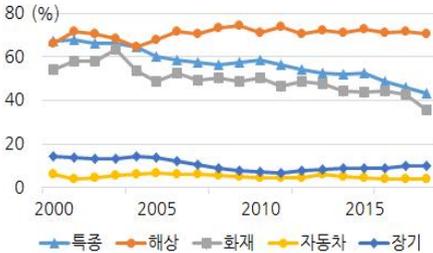
3) 총 출재보험료에서 장기보험 등이 차지하는 비율은 2000년 15.7%에서 2018년 42.7%로 계속해서 증가하였다.

4) 2018년 기준 가장 높은 출재율을 보인 해상보험이 총 출재보험료에서 차지하는 비율은 6.2%에 불과하다.

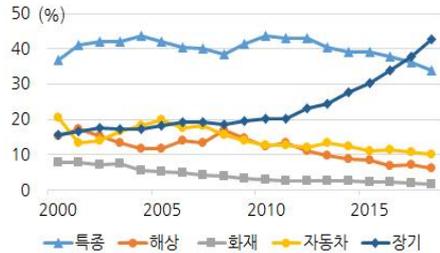
5) 출재수지차 = 재보험금수익 + 재보험수수료수익 - 재보험료비용

보험료 중심으로 변경하고, 최소보유비율 규제 등을 도입하였다(금융위원회 2018).⁶⁾

〈Figure 1〉 RR by Insurance Line



〈Figure 2〉 RS by Insurance Line



Notes: 1) RR is the ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed for each line of insurance.

2) RS is the ratio of reinsurance premiums ceded for each line to direct premiums and reinsurance premiums assumed by non-life insurers.

Source: Financial Supervisory Service(FSS).

전술한 바와 같이, 국내 손해보험회사의 지속적인 출재수지 적자는 보험업 영위에 있어 핵심인 위험평가능력의 부재뿐만 아니라 출재전략의 부재에 대한 논란을 촉발시켜 왔다. 사안의 중요성을 반영하여 국내에서도 보험회사의 출재 및 보유에 대한 연구가 활발히 이루어졌으나, 최적 보유 및 출재에 대한 이론적·수리적 고찰이 대부분이다(장동한 2009; 김주경 외. 2015) 국내 손해보험회사의 재보험 출재행태를 설명하는 실증분석연구는 드물며,⁷⁾ 이 또한 보험회사의 출재전략 존재 여부나, 이론모형에서 논의된 핵심 출재요인들이 실제로 보험회사의 출재에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서는 설명하지 못한다.

이에 본 연구는 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등 재보험 출재결정의

6) 보험업감독규정 제7-12조의2(재보험의 관리) 제5항: 보험회사는 보험위험의 인수 및 보유에 따른 비용 등 합리적인 사업비를 충당할 수 있도록 개별 일반손해보험(자동차보험 제외)의 계약별로 인수한 보험위험의 100분의 10 이상을 보유하여야 한다. 다만, 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 경우에는 그러하지 아니하다. 1. 위험관리위원회가 보험계약의 특수성, 위험분석, 회사의 재무여건 등을 감안하여 보험위험을 100분의 10 이상 보유하는 것이 어렵다고 결정하는 경우 2. 재보험 계약을 인수한 보험회사가 당해 재보험 계약에 대해 다시 재보험에 가입하는 경우[본조신설 2018. 11. 8.]

7) 공정거래위원회(2013)는 국내 재보험시장의 구조·행태·성과에 대한 분석을 통해 국내 원수보험회사의 출재행태를 평가하였고, 장동한 외.(2014)는 AR(2)모형을 통해 재보험가격에 주기가 있음을 확인하였으며, 김현수 외.(2015)는 Risk Based Capital(RBC) 규제에 기초하여 국내 손해보험산업의 재보험 출재규모의 적정성 여부를 평가하였다.

핵심인자가 국내 원수손해보험회사의 출재율 변화에 미치는 장단기 영향을 분석하고자 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 국내 손해보험회사의 특종보험 출재율, 손해율, 자본접근성 지표, 시장경쟁도 등 분기별 시계열 자료(2000년 3분기~2018년 4분기)를 구축하고, 시계열 자료의 인과관계를 장기효과와 단기효과로 구분하여 살펴볼 수 있는 오차수정 자기회귀시차모형(EC-ARDL: Error Correction Autoregressive Distributed Lag Regression Model)을 분석모형으로 채택한다. 특종보험 출재수요 변동요인들의 장단기 효과에 대한 실증분석은 기본적으로 시장수준에서 이뤄진다. 다만, 출재결정을 둘러싼 제반환경이 보험회사마다 상이하고 출재전략이 보험회사 단위로 결정되는 바, 주요 출재요인들의 영향이 보험회사별로 차별적이거나 영향의 지속시기도 차이가 있을 수 있다는 점을 감안하여 보험회사 수준에서도 살펴보기로 한다.

본 연구는 국내 원수보험회사의 특종보험 출재행태를 분석함으로써 주요 출재인자가 국내 원수보험회사의 출재결정에 어느 정도로 고려되었는지를 확인한다는 실무적·정책적 의의도 가지지만, 시계열 분석을 통해 주요 출재요인의 장단기 영향을 파악한다는 점에 더 큰 학술적 의의를 가진다. 특종보험의 경우 저빈도 고심도 재해의 가능성, 즉 꼬리리스크(tail risk)를 가지고 있기 때문에, 보험회사의 특종보험 출재 및 보유 결정은 주요 요인의 변화에 즉시적인 반응을 보이기보다는 장기적인 관점에서 이루어질 개연성이 높다. 특종보험의 출재율이 단기적으로는 불규칙하게 움직이는 듯 보일지라도 장기적으로는 일정한 규칙을 이루고 있는 균형상태를 이룰 수 있다. 따라서 보험회사의 출재행태에 대한 관찰은 장기 시계열 자료에 기초한 분석이 불가피하다. 그러나 재보험 출재요인에 대한 기존 실증 연구는 횡단면 분석을 통해 출재율에 유의한 영향을 미치는 요인을 찾아내고, 보험회사의 특성이나 국가적 특성이 보험회사의 출재율에 미치는 단기적 영향을 파악하는 데 그쳤다(Mayers and Smith 1990; Liu and Jung 2011; Altuntas et al. 2018; Shiu 2011; Shiu 2016).⁸⁾

8) Mayers and Smith(1990)는 1981년 1,276개 보험회사의 재보험 출재자료를 이용하여, 보험회사의 지배구조, 자산규모, 지리적 집중도, 보험종목 집중도 등이 재물보험의 재보험 출재에 미치는 영향을 검증하였다. Liu and Jung(2011)은 1995~2008년 기간 동안 미국 원수보험회사의 재보험출재 자료를 이용하여 시장경쟁이 기업의 재보험수요에 미치는 영향을 분석하였다. Shiu(2011)는 1985~2002년 기간 동안 영국의 손해보험회사의 자료를 이용하여 부채비율과 재보험수요간 양의 관계를 확인하였다. Shiu(2016)는 1994~2011년 기

이후 분석절차는 다음과 같다. 다음 장에서는 보험회사의 재보험 출재에 대한 선행연구를 바탕으로 기본분석모형을 도출하고 이를 EC-ARDL 모형에 적용한 최종모형을 구축한다. 또한, 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 출재율, 손해율 수준 및 변동성, 시장경쟁도, 자본접근성 등의 변화를 살펴본다. 3장에서는 단위근 검정, 공적분 검정, 그리고 모형설정의 적합성 검정 등을 통해 EC-ARDL 모형 적용의 타당성을 확인하고, 추정결과를 토대로 주요 출재요인의 장단기 영향을 분석한다. 4장에서는 본 연구의 결과 요약으로 마무리한다.

II. 분석방법

1. 기본모형 도출

최적 보유 및 출재 결정에 대한 이론연구들은 재보험의 주요기능이 보험회사의 언더라이팅 리스크 헷지와 인수능력 확충임을 전제한다. 구체적으로, 보험회사의 보유 및 출재는 이론적으로는 손실 규모 및 변동성, 자본 및 지급능력, 리스크회피도 등 수요측면의 요소와 재보험비용 등 공급측면의 요소에 따라 결정된다(장동한 2009). 이러한 수리적 기준 외에 실제 보험회사의 출재 및 보유 결정에 있어서는 각사의 영업목표, 리스크의 종류 및 분산 정도, 보험종목별 특성, 과거의 관행, 경쟁사의 결정, 시장상황 등이 종합적으로 고려될 수 있다. 본 연구에서는 여러 출재 요인 중에서 공고한 이론적 배경을 가지고 있는 손실 규모 및 변동성과 자본의 영향에 집중하되, 국내 특종보험 시장의 경쟁도 증가추세를 감안하여 경쟁도가 보험회사의 출재율에 미치는 영향도 검토하고자 한다.

먼저, 보험회사의 출재전략은 거래조건, 즉 재보험비용에 영향을 받으며, 재보험 거래조건은 출재물건의 위험도, 즉, 손해율과 밀접한 관련이 있다. 전통적 재보험자본에 의존하던 과거에는 세계 재보험시장의 담보력(capacity) 및 손해규모가 개별 보험회사의 재보험

간 동안 영국의 손해보험회사 자료를 이용하여, 재보험 의존도가 높은 보험회사일수록 파생상품의존도가 낮게 나타나는, 이른바 재보험과 파생상품 간 대체관계를 확인하였다. Altuntas et al.(2018)는 2000~2012년 기간 동안 33개국 21,824개 관측치(보험회사-연도 기준)를 이용하여 기업특성변수, 시장특성변수, 국가특성변수 등이 손해보험회사의 재보험 수요에 미치는 영향을 실증하였다.

거래조건에 중요한 영향을 미친 반면, 재보험 담보력의 공급이 비교적 탄력적으로 변한 2000년대 들어서는 재보험 거래조건 결정 시 출재물건의 위험도에 보다 집중하는 것으로 나타난다. 과거 세계 재보험시장에서 거래되는 담보력은 전통적 재보험자본의 높은 조달 비용으로 인해 재보험 수요 및 가격 상승에 신속하게 반응하지 않았다.⁹⁾ 단기적으로는 세계 재보험시장의 담보력이 한정되어 있기 때문에, 특정 시점의 재보험 요율 및 조건은, 실제 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사인지 여부와 상관없이, 세계 재보험시장의 손해규모에 영향을 받았다.¹⁰⁾ 즉, 세계 재보험시장의 손해율은 재보험 담보력 및 거래조건을 통해 개별 보험회사의 출재규모에 영향을 미쳤다. 그러나 2000년대 들어서면서 재보험회사의 자본금뿐만 아니라 대체자본의 유입이 증가하여 세계적으로 재보험시장 담보력이 충분해져서,¹¹⁾ 재보험 담보력이 개별 보험회사의 재보험 요율 및 조건에 미치는 영향이 약화되고 언더라이팅 사이클의 진폭이 축소된 반면, 실제 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사에 한해 위험도를 재평가하고 재보험요율을 인상함에 따라 경성화의 지리적 범위도 축소되고 있다(Guy Carpenter 2015; 송운아 외 2016). 구체적으로, 1992년 허리케인 Andrew로 인해 미국뿐만 아니라 전 세계 재보험시장의 요율이 급격히 인상되었으나, 2005년 허리케인 Katrina, Rita, Wilma 부터는 대체자본의 유입으로 인해 실제 손해가 발생한 미국의 요율만 인상되고, 유럽이나 아시아-태평양 지역의 요율은 오히려 인하되었다(Figure 3) 참조). 마찬가지로, 2011년 일본·뉴질랜드 지진 이후 재보험요율 인상은 아시아-태평양 지역에 국한되었으며, 2012년 태국 홍수의 경우에도 손해가 발생한 지역과 종목에 한해 재보

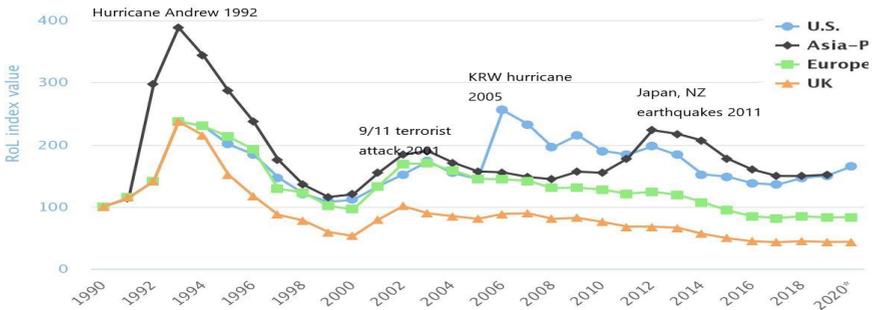
9) 재보험거래의 복잡성과 불투명성은 재보험회사와 자본시장 간 정보비대칭과 대리인비용 문제, 그리고 규제·회계·세제와 같은 마찰비용을 초래하며, 이는 재보험회사의 적시 자본조달을 어렵게 한다. 또한 재보험거래에 수반된 높은 대리인 비용과 마찰비용 때문에 자본시장 참여자는 재보험회사의 주식을 매입하거나 재보험회사를 설립하는 방식의 투자에 소극적인 경향이 있다(Cummins and Trainar 2009).

10) 대규모 손실의 빈번한 발생으로 세계 재보험 담보력이 감소하면 재보험시장의 인수기준이 엄격해지고 요율이 높아진다. 반대로, 일정기간 대규모 손실이 발생하지 않아 세계 재보험 담보력이 충분하면 인수기준이 상대적으로 느슨해지고 요율이 낮아짐에 따라 재보험 거래량이 증가한다. 이러한 메커니즘은 손해규모 및 담보력에 따라 세계 재보험시장이 경성화와 연성화를 오가는 언더라이팅 사이클로 관찰되었다.

11) 세계적으로 저성장·저금리 기조가 장기화되자, 금융시장과 상관관계가 낮은 대체투자 수요가 증가함에 따라, 헤지펀드, 투자은행, 연기금 등의 투자자본이 재보험 스타트업, 대재해채권, 담보재보험, 사이드카 등 보험연계증권을 통해 세계 재보험시장에 유입되고 있다. 이들 대체자본은 전통적 재보험자본에 비해 진입과 퇴출이 용이하여 재보험시장의 경성화가 예상되면 재보험시장으로 신속히 유입되어 언더라이팅 사이클의 진폭·주기를 축소시킨다.

험요율이 대폭 인상되었다. 이 때 국지적 요율인상은 세계 재보험시장의 담보력이 감소해서가 아니라, 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사 물건의 위험도가 증가하여 이를 요율에 반영하였기 때문에 풀이된다. 이처럼 재보험계약 갱신 시 재보험회사는 수재 여부·규모·요율 등 거래조건을 결정하면서 거래상대방인 보험회사의 손해실적을 토대로 위험을 재평가한다. 다른 모든 조건이 동일하다면, 손해율이 높을수록 재보험 담보력에의 접근성은 낮고 재보험비용은 커질 것이므로, 재보험 거래량은 감소할 개연성이 있다.

〈Figure 3〉 Regional Property Catastrophe Rate-on-Line Index



Source: Guy Carpenter.

둘째, 보험회사는 언더라이팅 리스크, 즉 손실 변동성이 높을수록 재보험에 더 많이 출재한다(Adiel 1996; Shiu 2011; Shiu 2016). 과거 통계모형에 기초해서 위험보험료를 산출하는 보험업의 특성상 위험보험료의 적정성이 훼손되는 상황이 불가피하게 발생한다. 예를 들어, 사고유형 또는 손해의 패턴 상에 변화가 발생하여 과거 경험치를 현재 혹은 미래에 적용하기에 불합리하거나 임금, 비용, 인플레이션, 기술 진보 등 리스크와 관련된 요인들이 가져온 변화로 인해 적절한 위험보험료를 얻을 수 없는 경우가 있으며 이를 언더라이팅 리스크라고 한다. 언더라이팅 리스크에 대비하여 보험회사는 산출한 위험보험료에 안전할증을 부과하거나 여분의 자금을 준비하기도 하고 일부 위험을 재보험으로 출재하기도 한다. Altuntas et al.(2018)은 언더라이팅 리스크를 손해율의 표준편차로 측정하여 손해율 변동성과 출재율 간 양(+)의 상관관계를 확인하였다.

셋째, 재보험은 자본의 대체재로, 보험회사는 인수능력을 확충하기 위하여 재보험에 출재

한다(Shiu 2016; Altuntas et al. 2018). 보험회사는 자사의 제한된 담보력으로 인하여 대형 위험에 대한 보험계약 인수가 불가능한 경우 보험영업에 많은 지장을 받게 된다. 또한 개별적으로는 인수가 가능한 위험이라 하더라도 다수의 위험이 동일한 사고에 노출되어 있을 경우 위험의 누적금액이 보험회사의 담보력을 초과할 수 있다. 이때 보험회사는 거대위험의 인수에 필요한 담보력을 확보하고 보험영업을 확장하기 위해 상장사의 경우 자본시장에서 추가자본을 조달하거나 보험계약을 통하여 인수한 위험을 다른 보험회사에 전가할 수 있다. 자본시장을 통한 보험회사의 자본확충은 재보험수요를 감소시키며, 이러한 효과는 자본시장이 크고 효율적일수록 커진다. Altuntas et al.(2018)는 자본접근성을 유가증권 시가총액(market capitalization)으로 측정하여, 자본접근성과 재보험 수요 간 음(-)의 관계를 확인하였다.

마지막으로, 다수의 선행연구는 보험산업 내 경쟁이 치열해질수록 재보험수요가 증가한다고 주장한다. Fields et al.(2012)와 Altuntas et al.(2018)은 산업내 경쟁이 치열해지면 보험회사가 위험인수에 보다 적극적으로 뛰어들어 따라 재보험수요도 높아진다고 주장한다. 이와는 다른 논리로, Liu and Jung(2011)은 불완전경쟁시장에서 보험담보비율의 증가는 해당기업의 산출량 증가와 경쟁기업의 산출량 감소를 초래하는데, 이러한 보험의 전략적 효과는 경쟁이 치열해질수록 증가하기 때문에, 경쟁이 심화될수록 기업의 보험수요가 커진다고 주장한다. Altuntas et al.(2018)과 Liu and Jung(2011)은 각각 2000~2012년 기간 동안 33개국 보험회사의 재보험 출재자료와 1995~2008년 기간 동안 미국 보험회사의 재보험 출재자료를 이용하여, 시장경쟁이 치열해질수록 원수보험회사의 출재율이 높음을 확인하였다.¹²⁾

이상의 논의에 근거하여 특종보험에 대한 보험회사의 출재수요함수를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$RR = f(LR, LRS, MC, HHI) \quad \text{식(1)}$$

RR: 출재율; *LR*: 손해율; *LRS*: 손해율 변동성; *MC*: 자본 접근성;
HHI: 시장 경쟁도

12) 기업의 보험담보비율이 증가하여 산출량이 증가하고 그 증가분만큼 경쟁기업의 산출량 감소가 불가피한 완전경쟁시장이라면, 기업은 보험담보비율을 늘리고자 할 것이다. 반대로 기업이 산출량을 늘렸으나 경쟁기업의 산출량에 변화가 없거나 경쟁기업이 산출량을 같이 늘리는 담합 상황이라면, 기업이 굳이 보험담보비율을 늘릴 유인이 없는 것이다.

2. 분석모형

시계열 자료에 단위근이 존재하는 경우 통상적인 회귀분석방법을 사용하기 곤란하고 연관성이 없는 변수들 간 가성회귀(spurious regressions) 가능성이 있다. 그러나 불안정한 시계열 변수들 사이에 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하는 경우, 즉 공적분 관계가 존재하는 경우 회귀분석방법을 사용할 수 있다. 모형설정 이전에 시계열 자료의 단위근 존재 여부에 대한 검정과 함께 공적분 관계가 있는지 확인하는 일이 중요하다.

공적분 분석방법에는 Engel and Granger(1987)와 Johansen(1988) 등이 제안한 방법이 있다. 그러나 Engel and Granger(1987)의 공적분 분석방법은 1개의 공적분 관계를 판별할 수 있고, 종속변수 선정이 애매할 수 있다는 단점이 있다. Johansen 검정은 각 변수가 I(1)의 단위근을 가질 경우에만 적용이 가능하다는 단점을 가진다. 이와 달리, Pesaran et al.(2001)이 제안한 ARDL 한계검정법(bound test)은 시계열 자료들의 적분 차수가 I(0) 또는 I(1)처럼 다른 경우에도 변수들 간의 공적분 검정이 가능하고 소표본에 대해 강건해서 표본수가 부족할 때 변수 간의 공적분 관계를 검정할 수 있다.

특종보험 출재율의 결정요인과 그것의 장단기 영향을 살펴보기 위해 본 연구의 분석에 사용한 시계열 자료는 74개 분기(2000년 3분기~2018년 4분기)의 소표본이다. 본 논문의 3장 1절에서 보고할 단위근 검정을 통해 파악한 바와 같이 시계열 변수들의 적분차수는 I(0)과 I(1)이 혼재되어 있다. 또한 종속변수를 특종보험 출재율로 명확히 하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 특성의 시계열 분석에 적합한 Pearson et al.(2001)의 ARDL 한계검정법을 이용한다.

식(1)의 출재수요와 잠재적 요인변수들 간의 관계를 나타내는 함수를 선형의 추정식으로 표현하면 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$RR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 LR_t + \alpha_3 LRSD_t + \alpha_4 \ln MC_t + \alpha_5 HHI_t + v_t \quad \text{식(2)}$$

여기에서 t 는 분기를, α_0 는 일정한 방향으로 움직이는 표류(drift) 경향을 나타내며, v_t 는 정상확률과정을 따른다. 출재율의 감소세를 고려하여 추세항 $\alpha_1 t$ 를 추가하였다. 단위근 검정을 통해 자료의 적분수가 I(0) 또는 I(1)이라면, ARDL 한계검정을 이용하여 공적분

관계를 확인한다. 식(2)는 변수들 간의 장기적 관계를 나타내는 식으로, 변수들의 장단기 영향을 분석하기 위하여 식(2)에 기초하여 식(3)과 같이 무제약 오차수정모형으로 표현되는 기본모형을 설정하고 한계검정법을 이용하여 변수들 간의 관계를 분석한다.

$$\begin{aligned} \Delta RR_t = & \beta_0 + \beta_1 t - \alpha(RR_{t-1} - \theta_1 LR_{t-1} - \theta_2 LRSD_t - \theta_3 \ln MC_t - \theta_4 HHI_t) & \text{식(3)} \\ & + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta RR_{t-k} + \sum_{k=0}^q \delta_k \Delta LR_{t-k} + \sum_{k=0}^r \rho_k \Delta LRSD_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^s \eta_k \Delta \ln MC_{t-k} + \sum_{k=1}^u \tau_k \Delta HHI_{t-k} + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기에서 Δ 는 각 변수의 차분을, p, q, r, s, u 는 각 변수에 대한 최적 시차를 의미한다. $\gamma_k, \delta_k, \rho_k, \eta_k, \tau_k$ 는 변수들의 단기효과를, 그리고 θ 는 장기탄력성을 나타낸다. α 는 전 분기의 단기균형에서 다음 분기의 균형으로 회복해가는 속도를 나타낸다. 상기 시계열 변동의 추정식은 시차수준의 장기균형식과 1차 차분의 단기적 동적 효과를 통합하는 형태로 이루어져 있다. 전자는 출재수요의 장기적 균형 관계를 추정하며, 후자는 오차수정모형의 단기적인 출재수요와의 관계와 지난 분기의 불균형으로부터 다음 분기의 균형으로 조정해가는 속도를 추정한다. 즉, EC-ARDL 모형을 적용하면 장기에 대한 정보의 손실 없이 장기균형과 단기 동태분석이 가능해진다.

Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정은 '장기적 관계를 나타내는 시차변수들의 계수들이 모두 0이다($H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$)'라는 귀무가설하에 수립된 모형과 모두 0이 아니라는 대립가설하에 수립된 모형을 F통계량을 통해 검정한다. 귀무가설이 기각되면 변수들 간 공적분관계가 존재하는 것이고 그렇지 않은 경우는 공적분관계가 없는 것이다. 계산된 F통계량이 Pesaran et al.(2001)이 제시한 하한과 상한의 범위를 벗어날 경우 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 있게 된다.

본 연구에서는 15개 원수보험회사 전체를 포괄하는 시장단위 모형을 중심으로 분석하되, 출재행태에 있어 타 보험회사들과는 현저한 차이를 보이는 보험회사(Insurer1)에 대해서는 출재수요함수 모형을 별도로 추정하여 이를 시장단위 모형과 비교·분석한다.¹³⁾ 본

13) 국내 원수손해보험회사 전체 모형에 포함된 보험회사는 DB손해보험, KB손해보험, 그린손해보험(폐업), 농협손해보험, 더케이손해보험, 롯데손해보험, 리젠트화재보험(폐업), 메리츠

장의 3절에서 상세히 살펴보겠지만, 관찰기간 동안 보험회사별로 출재율과 손해율의 수준 및 변화양상은 상이하다. 특히, Insurer1은 분석기간 동안 특종보험 원수시장 점유율이 평균 28.3%로 가장 높을 뿐만 아니라 타 보험회사들과 달리 출재율과 손해율 변동성에서 뚜렷한 하락세를 보여 출재행태를 별도로 살펴볼 필요가 있다. 무엇보다도, 출재전략은 보험회사 단위로 결정되는 것이고 출재결정을 둘러싼 제반환경이 보험회사마다 상이하므로, 출재수요함수를 보험회사 단위로 추정하는 것이 타당한 측면도 있다.

3. 분석자료

상기 모형을 추정하기 위하여 국내 손해보험회사의 특종보험 출재율·경과손해율·유가증권 시가총액·원수시장 HHI(Herfindahl-Hirschman Index)에 대한 2000년 3분기부터 2018년 4분기까지 분기별 자료를 사용하였다. 모든 변수는 각 분기의 GDP 디플레이터로 나누어 실질가치로 조정하였다. 손해율 표준편차는 5년(20분기) 주기 이동표준편차(rolling standard deviation)이다. 자본접근성을 대리하는 변수로는 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값을 사용한다.¹⁴⁾

출재율, 손해율, 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값, 그리고 HHI의 분기별 자료에는 계절적 진폭과 불규칙변동이 존재한다. 분기별 출재율은 대체로 매해 4분기에 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보인다(〈Figure 4~5〉 참조). 분기별 손해율은 매년 3분기에 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보이며, 2005년 1분기와 2012년 3분기에는 손해율이 급증하는 불규칙변동을 보인다(〈Figure 6~7〉 참조). HHI는 감소 추세와 함께, 매해 3분기 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보인다(〈Figure 11〉 참조). 따라서 동 변수들에 대해서는 이동평균항수를 t 시점 전후 각 2분기로 하여 이동평균 계절 조정하였다.

화재보험, 삼성화재해상보험, 악사손해보험, 엠지손해보험, 제일화재해상보험(폐업), 한화손해보험, 현대해상화재보험, 흥국화재해상보험 등 15개 손해보험회사로, 생존자 편의를 피하기 위하여 분석기간 동안 폐업한 보험회사도 분석에 포함한다.

14) 자본접근성을 대리하는 변수로, 유가증권 시가총액과 더불어 3년 만기 회사채금리와 신용스프레드를 보조적으로 사용하였으나, CUSUM 테스트 결과, 회사채금리와 신용스프레드의 추정계수는 분석기간 동안 안정적이지 않은 것으로 나타났다.

〈Table 1〉 Variables Description and Data Sources

Variables	Description	Sources
RR	Seasonally-adjusted ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed for the casualty insurance(%)	FSS
LR	Seasonally-adjusted ratio of total losses incurred loss to the total premiums earned in the casualty insurance sector(%)	FSS
LRSD	5-year(20-quarter) standard deviation of loss ratio in the casualty insurance sector	FSS
lnMC	Seasonally-adjusted natural logarithm of GDP deflator adjusted total value of shares traded in KOSPI(trillion won)	KOSIS
HHI	Seasonally-adjusted Herfindahl-Hirschman Index of direct casualty insurance market	FSS

Note: The seasonal adjustment method is uniformly weighted moving average of sales using 2 lagged terms and 2 forward terms.

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 분기별 출재율 평균은 57.7%로 감소세를 보이며, 출재율 변동의 크기는 2015년 이후 다소 감소하는 것으로 나타난다(〈Figure 4〉 참조). 동 기간 보험회사별로 출재율 수준·추이·변동폭 등이 상이하다. 2000년 3분기부터 2018년 4분기 동안 특종보험 시장점유율 기준 상위 4개 보험회사 각각의 계절조정 출재율(RR) 평균은 45~64.1%에 분포되어 있다(〈Table 2〉 참조).¹⁵⁾ 동기간 평균 시장점유율이 가장 높은 Insurer1의 출재율은 22.5~65.9%로 변화폭이 가장 크며, 뚜렷한 감소세를 보인다(〈Figure 5〉 참조). Insurer2~4의 출재율도 대체로 감소하나, 출재율 표준편차는 Insurer1의 절반 수준에 불과하다.

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 손해율 평균은 58.7%로 전반적으로 증가하고 있다(〈Figure 6〉 참조). 동 기간 특종보험 시장점유율 기준 상위 4개 보험회사 각각의 계절조정 손해율(LR) 평균은 58.7~60.7%에 분포되어 있다(〈Table 2〉 참조). 상위 4개 보험회사 모두 손해율에 뚜렷한 증가세가 관찰되며, 전체 시장에 비해 손해율 변동폭이 비교적 크게 나타난다(〈Figure 7〉 참조).

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 손해율 표준편차는 평균 7.5%로, 2007년 3분기 정점을 찍은 후 감소하다가 2013년 2분기 급등한 이후 다시 감소한다(〈Figure 8〉 참조). 상위 4개 보험회사의 손해율 표준편차(LRSD)의 평균은 8.5~15.1%에 분포되어 있다. 손

15) 분석기간 동안 특종보험 원수시장 점유율 상위 4개사의 평균 점유율은 Insurer1이 28.3%, Insurer2가 18%, Insurer3이 16.9%, Insurer4가 11.4%으로, 상위 4개사가 전체의 74.6%를 차지한다.

해율 변동성은 감소 추세를 보이거나 그 수준 및 추세는 보험회사별로 현저한 차이를 보인다. Insurer1의 손해율 표준편차는 2000년대 초반부터 10% 미만으로 안정된 반면, Insurer2와 Insurer3은 2010년 이후 급격히 감소한다(〈Figure 9〉 참조).

분석기간 동안 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값은 2000년대 초반 불규칙 변동을 보인 후 증가하다가 글로벌 금융위기를 겪은 2008년 4분기 급감하고 이후 다시 증가세를 보인다(〈Figure 10〉 참조). 분석기간 동안 특종보험의 원수시장 경쟁도 지수(HHI) 평균은 1,769.2이며, 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값(lnMC)의 평균은 6.7이다(〈Table 2〉 참조). 특종보험 원수시장 HHI는 2003년 3분기에 2,008.7로 가장 높다. 다시 말해, 2000년 2분기부터 2018년 4분기까지 기간 동안 특종보험 시장이 가장 집중된 시기는 2003년 3분기로, 이후 시장집중도는 감소세를 보인다(〈Figure 11〉 참조).

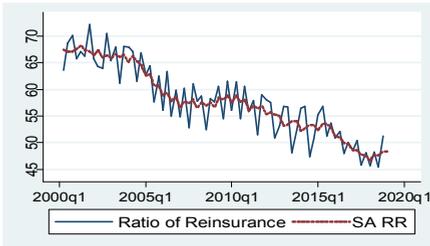
기술통계량에 기초한 상기 분석으로부터 특종보험 시장점유율 평균이 가장 높은 Insurer1의 출재전략이 타 보험회사들과는 현저히 다를 수 있다. 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 Insurer1의 출재율은 타 보험회사에 비해 감소세가 두드러지며, 손해율 변동성도 타 보험회사와는 현저히 다른 변화양상을 보인다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

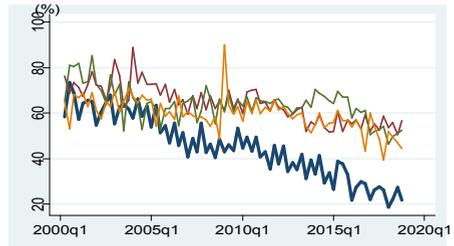
	Variable	# of Obs.	Mean	Std. Deviation	Min	Max
RR	All Insurers	74	57.73	6.14	46.62	68.27
	Insurer1	74	45.02	12.92	22.49	65.91
	Insurer2	74	63.92	6.22	49.93	78.95
	Insurer3	74	64.10	7.07	53.99	77.06
	Insurer4	74	59.57	5.28	46.44	67.30
LR	All Insurers	74	58.74	9.74	40.90	73.39
	Insurer1	74	58.74	10.94	41.30	81.50
	Insurer2	74	60.42	14.35	30.38	82.48
	Insurer3	74	60.33	10.36	35.27	77.03
	Insurer4	74	60.70	9.16	45.78	76.22
LR SD	All Insurers	74	7.45	1.76	3.79	10.35
	Insurer1	74	8.54	2.33	6.36	22.60
	Insurer2	74	15.14	4.69	7.52	24.57
	Insurer3	74	12.83	5.64	4.93	22.74
	Insurer4	74	11.62	1.50	8.48	16.35
	lnMC	74	6.65	0.52	5.56	7.26
	HHI	74	1,769.18	200.73	1,384.52	2,008.74

Note: Refer to 〈Table 1〉 for the definition of each variable.

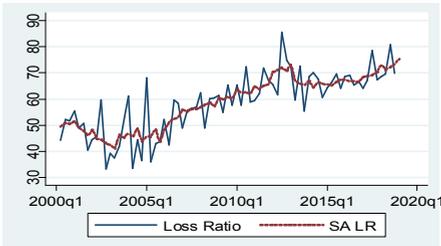
〈Figure 4〉 RR for All Insurers



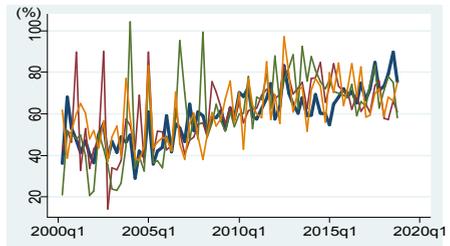
〈Figure 5〉 RR for Big 4



〈Figure 6〉 LR for All Insurers



〈Figure 7〉 LR for Big 4



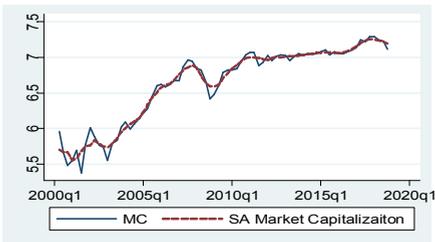
〈Figure 8〉 LRSD for All Insurers



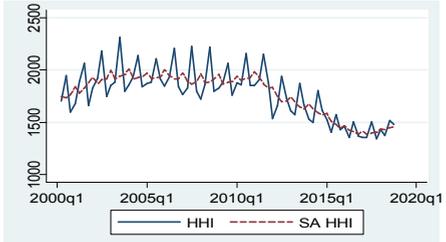
〈Figure 9〉 LRSD for Big 4



〈Figure 10〉 ln(Market Capitalization)



〈Figure 11〉 HHI



Notes: 1) RR is the ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed; LR is ratio of total losses incurred to the total premiums earned; LRSD is a 5-year(20-quarter) standard deviation of loss ratio; ln(Market Capitalization) is natural logarithm of GDP deflator adjusted total value of shares traded in KOSPI.

2) The thick lines in 〈Figure 5〉, 〈Figure 7〉, and 〈Figure 9〉 depict RR, LR, LRSD for Insurer1, respectively.

Ⅲ. 분석결과

1. 모형의 진단

가. 단위근 검정

한계검정법은 각 변수의 적분차수가 $I(0)$ 이거나 $I(1)$ 일 경우에만 적용될 수 있으므로 이 방법을 시행하기 전에 각 변수에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 모형수립에 사용되는 변수들이 단위근을 갖는 $I(1)$ 계열인지 여부를 ADF(augmented dickey-fuller) 검정법과 PP(Phillips and Perron) 검정법을 사용하여 분석하고, 그 결과를 <Table 3>에 보고하였다. ADF와 PP 검정 결과, 일부 수준변수들이 상수항과 추세를 제거한 상태에서 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분변수들은 모두 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각함으로써 안정적인(stationary) 시계열인 것으로 나타났다. 결과적으로, 각 변수들은 $I(0)$ 이거나 $I(1)$ 이어서 ARDL 한계검정법을 적용하는 데 문제가 없는 것으로 확인된다.

<Table 3> Unit Root and Stationarity Tests of Time Series Variables

Variable			Level		First-difference	
			ADF	PP	ADF	PP
RR	All	Entire Period	-4.265***	-2.955	-2.979	-13.408***
		Sub-period	-3.684**	-2.709	-2.536	-12.797***
	Insurer1	-4.586***	-3.367*	-3.893**	-13.505***	
LR	All	Entire Period	-3.470**	-2.611	-4.201***	-11.811***
		Sub-period	-3.494**	-3.825**	-3.825**	-10.913***
	Insurer1	-2.963	-2.813	-4.709***	-9.519***	
LR SD	All	Entire Period	-3.068	-1.449	-3.135*	-8.544***
		Sub-period	-2.759	-1.306	-2.787	-7.837***
	Insurer1	-2.120	-10.367***	-4.732***	-13.154***	
lnMC			-1.134	-1.177	-4.279***	-4.186***
HHI			-1.217	-0.766	-3.625**	-10.391***

Notes: 1) *, **, and *** indicate significance of variable at 1%, 5%, 10% significance level.

2) The ADF and PP tests include an intercept and a trend, and optimal lags are determined using the Akaike Information Criterion(AIC).

3) The ADF critical values at the 1%, 5%, and 10% are -4.104(for 1st difference, -4.106), -3.479, -3.167, respectively. The PP critical values at the 1%, 5%, and 10% are -4.095(for 1st difference, -4.097), -3.475, -3.165, respectively.

나. 공적분 검정

Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정법에 의한 공적분 검정 결과, 모든 모형에서 출재율, 손해율, 손해율 변동성, 시장경쟁도, 자본접근성 사이에 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. <Table 5>~<Table 6>에서 보듯이 F통계량이 7.354~10.094로 1%일 때의 상한범위인 4.92보다 크므로 귀무가설이 기각되어 출재율, 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 그리고 시장경쟁도 사이에는 공적분 관계가 존재한다. 이는 장단기 효과를 모두 파악하는 EC-ARDL 모형의 적용이 적합함을 의미한다.

다. 모형설정의 적합성

추정모형의 검정결과는 <Table 5>와 <Table 6> 하단에 정리되어 있다. <Table 5>의 모형(1)은 15개 전체 보험회사의 전 기간(2001년 3분기~2018년 4분기) 특종보험 출재수요 추정결과이고 모형(2)는 2016년 2분기 이전 자료에 국한한 추정결과이다. <Table 6>는 특종보험 원수시장점유율이 가장 높은 보험회사 Insurer1의 출재수요에 대한 추정결과로, 모형(3)에서는 Insurer1의 손해율을, 모형(4)에서는 특종보험 시장손해율을 사용하였다.

추정된 출재수요식은 OLS에 기초한 ARDL분석이므로 선택된 모형에 대한 검증이 필요하다. Breusch-Godfrey의 자기상관검정(serial autocorrelation test), 시계열의 변동성(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: ARCH)에 대한 라그랑지 승수 검정, Breusch-Pagan의 이분산성 검정, 그리고 Ramsey의 모형설정 오류검정(Regression Specification Error Test: RESET) 등을 통과하여야 적합한 모형으로 간주할 수 있다.

먼저, <Table 5>와 <Table 6>의 조정결정계수(adjusted R-squared)는 0.762~0.817에 분포한다. 조정결정계수는 원수보험회사 전체 모형에서 0.817로 가장 높고 Insurer1의 조정결정계수는 0.762로, 분석모형의 설명력은 대체로 높게 나타났다. 더빈-왓슨의 d통계량은 2의 값에 모두 근접하고 있어 자기상관성은 거의 없는 것으로 파악할 수 있다. Breusch-Godfrey의 자기상관검정은 자기상관이 없다는 귀무가설을 모든 모형에서 기각하지 못한 것으로 나타났다. 또한 ARCH 검정은 모든 모형에서 자기회귀 조건부 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 마지막으로, Ramsey RESET 검정 결

과 모형설정상의 오류가 없는 것으로 추정되었다.

추정모형의 안정성이 낮으면 구조적 변화 또는 외생적 충격에 추정결과가 영향을 받아 예측의 정확성을 신뢰하지 못하게 된다. 모형의 추정계수 안정성 진단을 위해 CUSUM과 CUSUMQ 검정을 실시하였고, 그 결과는 <Appendix Table 1>에 보고하였다. CUSUM과 CUSUMQ 검정은 관측치들을 연속적으로 변화시켜 추정된 계수의 안정성과 오차항 분산의 안정성을 평가한다. 전 기간을 대상으로 한 보험회사 전체 모형에서는 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 결과가 불안정적인 것으로 나타난 반면, 2001년 3분기부터 2016년 2분기까지를 대상으로 한 보험회사 전체 모형에서는 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 결과가 안정적인 것으로 나타났다. 이는 2016년 2분기를 전후하여 모형상의 구조적 변화가 있음을 의미하며, 2016년 전후 기간으로 분리 추정하는 모형이 더욱 유용하다고 판단할 수 있는 근거가 될 수 있다. 한편, Insurer1 모형에서 추정된 모수들은 CUSUM과 CUSUMQ 검정 결과 Insurer1의 손해율을 사용한 모형3에서는 전 기간 안정적인 것으로 나타난 반면, 특종보험시장 전체 손해율을 사용한 모형4에서는 불안정한 것으로 나타났다. 2018년 2분기를 전후하여 모형상의 구조적 변화가 있음을 알 수 있다.

2. 추정결과

이하에서는 추정계수 및 오차항 분산의 안정성이 확인된 <Table 5>의 sub-period 모형(모형2)을 중심으로, 특종보험시장의 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등 설명변수가 특종보험시장 출재율에 미치는 장단기 영향의 추정결과를 논의한다. 더불어, <Table 6>의 모형3을 중심으로 Insurer1의 장단기 출재행태를 논의하도록 한다. 전자의 시장단위 분석을 통해 우리나라 특종보험회사의 전반적인 출재행태를 파악하고, 후자의 분석을 통해 타 보험회사와는 현저히 다른 출재율 변화를 보여준 Insurer1의 출재행태를 포착하고자 한다.¹⁶⁾

16) Insurer1 뿐만 아니라, 분석대상 기간 동안 특종보험 원수시장 점유율 상위 4개사 (Insurer1~Insurer4) 각각에 대해 EC-ARDL 모형을 추정하였다. CUSUM과 CUSUMQ 검정 결과 개별 보험회사 단위 모형에서 추정된 모수들은 Insurer2와 Insurer3 모형에서는 불안정적인 것으로 나타났다. Insurer2~Insurer4에 대한 분석결과는 지면관계상 보고하지 않으며, 요청 시 제공 가능하다.

가. 시장단위 모형

1) 장기적 영향

특종보험시장 전체적으로는 손해율이 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 손해율 변동성의 추정계수는 -0.198 로, 손해율 표준편차가 10% 증가함에 따라 출재율이 약 2% 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 국내 보험회사의 출재행태는 손실변동성이 높을수록 재보험 의존도가 높아진다는 선행연구와는 상반된다(Adiel 1996; Altuntas et al. 2018). 재보험 수요자인 보험회사 입장에서는 변동성이 크면 출재를 늘릴 개연성이 큰 반면, 재보험 공급자 입장에서는 적극적인 수재 유인이 감소하거나 높은 재보험료를 제시함으로써 결과적으로 재보험거래가 성사되지 않을 가능성이 존재한다. 더욱이, 변동성이 높은 계약건이 인수심사 및 위험평가 역량이 미흡한 원수보험회사에 귀속된 물건이라고 한다면, 재보험회사 입장에서는 수재를 꺼릴 개연성이 있다. 또한, 일부 보험회사는 오랜 주기를 두고 관찰해야 하는 손해율 변동성을 출재 결정 시 전혀 고려하지 않았을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 상황이 시장단위 모형에서 복합적으로 포착된 것으로 풀이된다.

자본접근성의 추정계수는 -9.624 로, 자본접근성이 10% 높아짐에 따라 보험회사 전체적으로는 출재율이 96% 감소한 것으로 나타났고, 이는 1% 수준에서 유의하다. 보험회사의 자본조달에 영향을 미치는 거시경제적 환경이 개선되면 보험회사의 재보험 의존도가 낮아진다는 선행연구의 결과와 일치한다.

경쟁도 추정계수는 0.01로, HHI가 10% 증가하면 출재율은 0.1% 증가하며, 이는 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 특종보험시장의 경쟁이 치열해질수록 출재율이 장기적으로 감소함을 의미한다. 이러한 결과는 Liu and Jung(2011)과는 상반되지만, 송윤아(2019)와는 일치한다. 경쟁이 치열해짐에 따라 보다 정교한 위험평가에 기반하여 보유위험을 결정하고 그로부터 수익을 실현하고자 하는 유인이 커질 개연성이 있다. 즉, 원수시장 경쟁이 치열해지고 수익이 악화됨에 따라, 보험회사들이 자체적으로 인수심사 및 위험평가 역량을 제고함으로써 과거에 비해 출재에 신중해진 결과로 풀이된다.

EC-ARDL 방법은 변수들 간 장단기 동적관계를 추정하는 함수로, 4개의 변수 간 동시

적 관계를 분석할 수 없다. 상관관계와 더불어 시계열 자료 간 동시적 관계를 종합적으로 고려한다면 모형의 예측력을 높일 수 있다. <Table 4>는 설명변수의 시차변수가 종속변수의 예측에 영향을 미친다는 귀무가설에 대해 VAR(Vector Autoregression)모형을 이용한 그랜저(Granger) 인과관계 검정 결과를 나타낸다. 검정 결과, 손해율과 HHI는 각각 출재율과 쌍방의 인과성을 보인다. 즉, 손해율과 출재율, 그리고 HHI와 출재율은 상호 예측에 유의한 영향을 미친다. 자본접근성은 출재율과 한 방향의 인과성만 존재한다. 자본접근성은 출재율 예측에 유의한 영향을 미치지만, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 한편 손해율 변동성과 출재율의 경우 출재율이 손해율 변동성에 인과성이 있는 반면, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 인과관계 분석의 의미를 종합하면, 손해율, 자본접근성, 시장경쟁도 등은 출재율에 인과성이 존재하는 반면, 손해율 변동성은 출재율에 인과성이 없기 때문에 특종보험 원수시장 전체적으로는 손해율 변동성보다는 손해율, 자본접근성, 시장경쟁도 등이 출재율을 예측하는 데 중요한 변수일 가능성이 높다.

2) 단기적 영향

손해율은 장기적으로는 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 단기에서는 손해율이 증가하면 출재율이 감소하는 것으로 나타났다. 손해율 변동성 증가는 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 출재율을 감소시키는 것으로 나타났다. 자본접근성과 HHI가 출재율에 미치는 영향은 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 통계적으로 유의하나, 그 방향성은 상이하다. 장기에서와 달리 단기에서는 자본접근성이 높아질수록 또는 경쟁이 치열해질수록 출재율은 증가하였다.

오차수정항의 계수(α)는 단기적으로 장기균형식에서 이탈하는 경우 다음 분기에 균형상태로 되돌아가는 속도(speed of adjustment)를 나타낸다. 오차수정항의 계수는 -0.575로, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 일시적 충격으로 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등이 변하여 출재율이 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 출재율은

17) EC-ARDL모형의 경우 출재율과 손해율 변동성이 상호 유의한 관계인 반면 인과성 분석결과 손해율 변동성이 출재율에 미치는 영향을 발견하지 못하였기 때문에 상호 모순된 결과로 해석될 여지가 있다. 그러나 ARDL방법과 VAR-Granger Causality Test 접근방법의 차이가 있기 때문에 두 결과를 직접적으로 비교하기는 어렵다.

단기조정과정을 통해 장기적으로 균형을 이루게 됨을 의미한다. 구체적으로, 이번 분기에 일시적으로 장기균형관계에서 이탈하는 경우 이탈한 값의 57.5%가 다음 분기에 조정되므로 앞서 추정한 장기균형식이 유효함을 의미한다. 출재율의 변동은 단기에 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등의 변화에 영향을 받을 뿐만 아니라, 오차수정항의 계수에 의해서도 영향을 받는다고 볼 수 있다.

이상의 ARDL 공적분 검정과 장기균형식 도출, 그리고 단기 오차수정모형 분석 결과를 종합해보면, 특종보험시장 전체적으로 출재율과 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하더라도 균형으로 빠르게 조정되었다. 보험회사마다 출재 시 고려하는 요소가 다를 수 있지만, 특종보험 시장 전체적으로는 손해율 변동성, 자본접근성, 그리고 원수시장 경쟁도가 장기와 단기 모두에서 출재율에 유의한 영향을 미친 반면, 손해율은 출재율에 단기적으로만 유의한 영향을 미쳤다. 시장 전체적으로 손해율 변동성이 증가하면 장기와 단기 모두에서 출재율이 감소하였고, 자본접근성이 좋아지거나 원수시장 경쟁이 치열해지면 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다.

〈Table 4〉 Granger Causality Test

Equation	Null Hypothesis(H0)	p-value	
		All Insurers	Insurer1
RR	Lagged LRs do not explain the variation in RR.	0.063	0.213
	Lagged LRSDs do not explain the variation in RR.	0.409	0.034
	Lagged HHIs do not explain the variation in RR.	0.002	0.000
	Lagged lnMCs do not explain the variation in RR.	0.000	0.001
LR	Lagged RRs do not explain the variation in LR.	0.000	0.023
LRSD	Lagged RRs do not explain the variation in LRSD.	0.073	0.558
HHi	Lagged RRs do not explain the variation in HHi.	0.000	0.024
lnMC	Lagged RRs do not explain the variation in lnMC.	0.349	0.944

나. Insurer1 모형

1) 장기적 영향

〈Table 6〉의 모형3에서 손해율의 추정계수는 -0.09 로, Insurer1의 손해율이 10% 증가하면 출재율은 장기적으로 0.9% 감소하며 이는 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.¹⁸⁾ 앞서 시장단위 분석(모형2)에서는 손해율이 장기적으로 출재율에 유의한 영향을 미치지 않은 점을 감안하면, Insurer1의 출재전략은 타 보험회사들과 뚜렷한 차이를 보인다. 장기적으로, Insurer1은 자사의 손해실적이 좋지 않으면 재보험 거래조건에 불리한 변화에 대응해 출재를 줄이고, 손해실적이 양호하면 유리한 거래조건에 대응해 출재를 늘리는 것으로 풀이할 수 있다.

손해율 변동성의 추정계수는 1.192로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. Insurer1의 손해율 표준편차가 10% 증가하면 출재율은 11.9% 증가함을 의미한다. Insurer1은 손해율 변동성의 변화에 다수의 보험회사와는 다르게 반응한다. 특종보험시장 전체적으로는 손해율 변동성이 커질수록 출재율을 줄였던 것과는 달리, Insurer1은 손해율 변동성이 커질수록 출재를 늘려 위험을 적극적으로 분산시키는 경향이 있다.

자본접근성의 추정계수는 -17.713 으로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 부호를 가진다. 자본접근성이 10% 증가함에 따라 Insurer1의 출재율은 177% 감소한다. 시장단위 분석에서 자본접근성의 추정계수가 -9.624 라는 점을 감안하면, Insurer1은 타 보험회사들에 비해 자본접근성의 변화에 보다 민감하게 반응함을 알 수 있다.

Insurer1의 경쟁도 추정계수는 0.027로 통계적으로 유의하며, 시장단위 모형(0.01)에 비해 크게 나타났다. HHI가 10% 증가하면 Insurer1의 출재율은 0.27% 증가하며, Insurer1이 타 보험회사들에 비해 시장경쟁도에 민감하게 반응함을 의미한다.

그랜저 인과관계 검정 결과, 손해율 변동성과 자본접근성은 출재율과 한 방향의 인과성

18) Insurer1의 손해율 대신 시장단위 손해율을 사용한 모형에서 시장단위 손해율의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(〈Table 6〉의 모형4 참조). 추정계수의 안정성이 확인되는 2018년 2분기 이전으로 분석기간을 한정하더라도 동일한 결과가 나타난다. 적어도, Insurer1의 출재는 자사의 손해실적에 영향을 받을 뿐, 특종보험시장 전체 손해실적과는 무관함을 알 수 있다. 재보험계약 갱신 시, 요율 및 조건이 시장 전체 손해율 보다는 자사의 손해실적에 민감하게 반응하기 때문인 것으로 풀이된다.

만 존재한다(〈Table 4〉 참조). 즉, 손해율 변동성과 자본접근성은 출재율 예측에 유의한 영향을 미치지 않지만, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 출재율과 HHI 간에는 쌍방향의 인과성을 보인다. 출재율과 HHI는 상호 예측에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 출재율과 손해율의 경우 출재율이 손해율에 인과성이 있는 반면, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 출재율은 손해율 예측에 유의한 영향을 미치지 않지만 손해율은 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 인과관계 분석의 의미를 종합하면, 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등은 출재율에 인과성이 존재하는 반면, 손해율은 출재율에 인과성이 없기 때문에 손해율보다는 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등이 출재율을 예측하는 데 중요한 변수일 가능성이 높다.

2) 단기적 영향

손해율은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 Insurer1과 보험회사 전체에 대해 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Insurer1의 손해율 변동성 증가는 장기적으로 출재율을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났던 것과는 달리, 단기적으로는 손해율 변동성 증가에 따른 출재율 증가를 통계적으로 입증할 수 없는 것으로 나타났다. 자본접근성이 좋아질수록 Insurer1과 보험회사 전체의 출재율은 장기적으로는 감소하지만, 단기적으로는 증가하는 것으로 나타났다. HHI가 출재율에 미치는 영향은 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 통계적으로 유의하나, 그 방향성은 상이하다. 원수시장 경쟁이 치열해질수록 단기적으로는 출재율이 증가한 반면 장기적으로는 출재율이 감소하는 것으로 나타났다.

오차수정항의 계수는 -0.682 로, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 그 절댓값이 시장단위 모형(-0.575)보다 크게 나타났다. 일시적 충격으로 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등이 변하여 출재율이 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 출재율은 단기조정과정을 통해 장기적으로 균형을 이루게 됨을 의미한다. 특히, 오차수정항 계수의 절댓값이 시장단위 모형에서 보다 큰 것으로 보아, Insurer1은 장기적 균형관계로의 회복이 타 보험회사들에 비해 빠르게 진행된다.

이상의 ARDL 공적분 검정과 장기균형식 도출, 그리고 단기 오차수정모형 분석 결과를 종합해보면, 시장단위 모형에서와 마찬가지로 Insurer1의 경우도 특종보험 출재율과 손해

을 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하더라도 균형으로 빠르게 조정된다. 또한 시장단위 모형에서와 마찬가지로 Insurer1는 출재 결정 시 장기와 단기 모두에서 자본접근성과 원수시장 경쟁도를 고려한 것으로 나타났다. 다만, Insurer1의 경우 일시적 충격이 발생하더라도 장기균형으로 조정되는 속도가 타 보험회사들에 비해 빠르고, 손해율 수준 및 변동성의 변화에 타 보험회사들과는 다르게 반응하였다. Insurer1은 장기와 단기 모두에서 손해율이 증가하면 출재율을 줄인 반면 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

〈Table 5〉 Short-run and Long-run Analysis Results: All Direct Insurers

Dependent Variable ΔRR_t	Model (1): All Insurers - Entire Period (2001q3~2018q4)		Model (2): All Insurers - Sub-period (2001q3~2016q2)	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
[Long-run Effect]				
LR_{t-1}	0.061	0.061	0.010	0.045
$LRSD_{t-1}$	-0.039	0.156	-0.198*	0.112
$\ln MC_{t-1}$	-10.230***	1.739	-9.624***	1.210
HHI_{t-1}	0.011***	0.002	0.010***	0.002
trend	-0.003	0.047	0.019	0.036
[Short-run Effect]				
ΔRR_{t-1}	0.144	0.107	0.175	0.121
ΔRR_{t-2}	0.354***	0.084	0.379***	0.089
ΔLR_t	-0.081**	0.035	-0.072*	0.036
ΔLR_{t-1}	-0.082**	0.034	-0.068*	0.037
ΔLR_{t-2}	-0.032	0.033	-0.014	0.035
ΔLR_{t-3}	0.075**	0.031	0.110***	0.034
$\Delta LRS D_t$	-0.261**	0.116	-0.357**	0.134
$\Delta LRS D_{t-1}$	0.028	0.126		
$\Delta LRS D_{t-2}$	-0.218*	0.123		
$\Delta \ln MC_t$	-1.629	2.238	-3.428	2.301
$\Delta \ln MC_{t-1}$	-0.364	2.648	1.838	2.715
$\Delta \ln MC_{t-2}$	4.770**	2.025	5.926***	2.167
ΔHHI_t	-0.011***	0.002	-0.009***	0.002
ΔHHI_{t-1}	-0.003	0.002	-0.005**	0.002
Speed of Adjustment	-0.413***	0.064	-0.575***	0.106
constant	42.898***	7.037	58.206***	10.826

N	70	60
Adjusted R^2	0.816	0.817
[Diagnostic Tests]		
D-Watson	2.075	1.977
χ^2_{LM} (p-value)	0.374(0.541)	0.009(0.926)
χ^2_{ARCH} (p-value)	0.074(0.785)	1.835(0.176)
χ^2_H (p-value)	0.38(0.538)	1.32(0.250)
χ^2_{RESET} (p-value)	0.95(0.423)	0.74(0.532)
CUSUM	unstable	stable
CUSUMQ	unstable	stable
F-statistics	7.898***	7.354***

Notes: 1) ***, **, and * denote 1%, 5%, and 10% level of significance, respectively.

- 2) χ^2_{LM} is the Breusch-Godfrey LM test(H0: no serial correlation); χ^2_{ARCH} indicates the autoregressive heteroscedasticity test(H0: no ARCH effects); χ^2_H is the Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test(H0: Constant variance); χ^2_{RESET} is the Ramsey test(H0: model has no omitted variables).

〈Table 6〉 Short-run and Long-run Analysis Results: Insurer1

Depender Variable ΔRR_t	Model (3): Insurer1 - firm-level LR		Model (4): Insurer1 - market-level LR	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
[Long-run Effect]				
LR_{t-1}	-0.090*	0.045	-0.044	0.055
$LRS D_{t-1}$	1.192***	0.330	0.903**	0.352
$\ln MC_{t-1}$	-17.713***	1.536	-17.146***	1.503
HHI_{t-1}	0.027***	0.002	0.028***	0.002
trend	0.110*	0.063	0.061	0.066
[Short-run Effect]				
ΔRR_{t-1}	0.058	0.097	0.093	0.095
ΔRR_{t-2}	0.245**	0.102	0.201**	0.096
ΔLR_t	-0.061*	0.033	-0.180***	0.063
ΔLR_{t-1}			-0.001	0.058
ΔLR_{t-2}			-0.135**	0.057
$\Delta LRS D_t$	0.109	0.226	0.172	0.218
$\Delta \ln MC_t$	-10.235***	3.629	-8.852**	3.532
$\Delta \ln MC_{t-1}$	12.150**	5.095	11.230**	4.964
$\Delta \ln MC_{t-2}$	10.895**	4.409	11.090**	4.254
$\Delta \ln MC_{t-3}$	8.254**	3.973	5.851	4.016
ΔHHI_t	-0.009**	0.004	-0.007*	0.004
ΔHHI_{t-1}	-0.012***	0.004	-0.016***	0.004
ΔHHI_{t-2}	-0.023***	0.004	-0.020***	0.004
ΔHHI_{t-3}	-0.009**	0.004	-0.011***	0.004
Speed of Adjustment	-0.682***	0.094	-0.666***	0.092
constant	58.681***	11.701	60.823***	12.266
N	70		70	
Adjusted R^2	0.762		0.783	
[Diagnostic Tests]				
D-Watson	1.930		1.982	
χ^2_{LM} (p-value)	0.231(0.631)		0.003(0.954)	
$\chi^2_{A.R.CH}$ (p-value)	0.244(0.622)		0.080(0.777)	
χ^2_H (p-value)	0.11(0.741)		0.07(0.795)	
χ^2_{RESET} (p-value)	0.66(0.579)		1.33(0.277)	
CUSUM	stable		unstable	
CUSUMQ	stable		stable	
F-statistics	10.094***		9.754***	

Notes: 1) ***, **, and * denote 1%, 5%, and 10% level of significance, respectively.
 2) χ^2_{LM} is the Breusch-Godfrey LM test(H0: no serial correlation) ; $\chi^2_{A.R.CH}$ indicates the autoregressive heteroscedasticity test(H0: no ARCH effects); χ^2_H is the Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test(H0: Constant variance); χ^2_{RESET} is the Ramsey test(H0: model has no omitted variables).

IV. 결론

본 연구에서는 ARDL의 ECM을 이용해서 출재율과 손해율 수준 및 변동성·자본접근성·시장경쟁도 등 주요 출재요인 간 장기균형관계 및 단기 동적 조정과정을 살펴보았다. 최적 보유 및 출재에 대한 이론연구에 근거하여 출재식을 설정하였으며, 이 식을 다시 ARDL모형으로 변형하여 변수 간의 장기관계를 분석하고 EC모형을 통해 단기 동적 조정과정을 분석하였다.

분석 결과, 특종보험 출재율과 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하여 균형에서 이탈하더라도 균형으로 빠르게 조정되었다. 또한, 보험회사마다 출재 시 고려하는 요소와 그 정도가 다를 수 있지만, 특종보험 시장 전체적으로는 출재율에 자본접근성과 원수시장 경쟁도가 장기와 단기 모두에서 반영된 것으로 확인된다. 자본접근성이 좋아지거나 원수시장경쟁이 치열해지면 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다. 한편, 특종보험 원수시장 점유율이 가장 높은 Insurer1은 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 타 보험회사에 비해 출재율 감소세가 두드러졌고, 손해율 변동성도 타 보험회사와는 다른 변화양상을 보임으로써 Insurer1의 출재전략이 타 보험회사들과는 현저히 다를 것으로 예상되었다. 예상했던 대로, Insurer1은 일시적 충격이 발생하더라도 장기균형으로 조정되는 속도가 타 보험회사들에 비해 빠르고, 손해율 수준 및 변동성의 변화에 타 보험회사들과는 다르게 반응하였다. Insurer1은 장기와 단기 모두에서 손해율이 증가하면 출재율을 줄인 반면 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

보험회사의 출재전략이 이윤추구의 목적에 부합하게 이루어졌는지에 대한 평가는 차치하더라도, 분석 결과에 따르면 국내 특종보험회사의 출재행태가 '관행적이고 무차별적'이라고 판단하는 것은 성급하다. 원수시장 경쟁이 치열해지거나 자본접근성이 좋아지자 국내 특종보험회사가 장기적으로 재보험 의존도를 줄인 것이 적절한 판단인지 여부와 상관없이, 적어도 자본접근성 또는 시장경쟁 등 환경 변화에 전략적으로 반응하였음을 확인할 수 있다. 특히, 특종보험 원수시장 점유율이 가장 높은 보험회사(Insurer1)의 경우 분석기간 동안 출재율이 뚜렷한 하락세를 보였는데, 타 보험회사들과는 반대로 손해율 변동성이

감소하면 재보험 의존도를 줄이는 것으로 나타났고, 장기균형 회복속도가 상대적으로 빠른 것으로 나타났다.

이 연구는 국내 특종보험시장의 재보험 출재 결정이 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁 등에 어떻게 반응하는지를 살펴보는 데 집중하였다. 향후에는 국내 보험회사의 출재전략에 대한 평가, 즉, 출재전략이 수익 또는 위험관리 측면에서 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 분석적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

그동안 장기·저축성보험 위주 경영과 재보험에 대한 높은 의존도로 국내 손해보험회사는 기업보험 물건에 대한 위험평가역량이 미흡한데다 산업 내 경쟁심화로 경영 및 수익 기반이 취약하다. 기업보험 사업의 안정적인 수익창출을 위해서는 보험고유의 언더라이팅이 중요하고 그 중에서 적정 보유 및 출재 결정이 무엇보다 중요하다. 손해보험 혁신 및 발전 방안의 일환으로 기업보험 경쟁축진을 위한 제도개선이 이어진 만큼, 보험회사는 각사의 상황에 맞는 출재전략을 보다 적극적으로 모색할 필요가 있다.

참고문헌

- 공정거래위원회 (2013), “보험업 시장분석: 재보험업”.
 (Translated in English) Fair Trade Commission (2013). “Korean Insurance Market Analysis: Reinsurance”.
- 김주경·정성희·이항석 (2015), “보유리스크 비율을 이용한 보유한도의 결정”, **한국보험학회지**, 104집, pp. 1-30.
 (Translated in English) Kim, J., S., Chung and H., Lee (2015). “Volatility Curve and Optimal Retention”, *Korean Journal of Insurance*, 104:1-30.
- 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 Cede Too Much?: An Analysis Based on the RBC Regulation”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(1):51-71.
- 송윤아 (2019), “산업경쟁도가 기업의 보험수요에 미치는 영향”, **보험금융연구**, 제30권 제2호, pp. 83-116.
 (Translated in English) Song, Y. (2019). “Corporate Demand for Insurance and Product Market Competition: An Empirical Investigation”, *Journal of Insurance and Finance*, 30(2):83-116.
- 송윤아·권오경·마지혜 (2016), “세계 재보험시장 연성화 동향”, **KiRi Report**, 보험연구원.
 (Translated in English) Song, Y., et al. (2019). “Soft Market in Global Reinsurance”, *KiRi Report*, Korea Insurance Research Institute.
- 장동한 (2009), “적정 보유결정에 관한 연구: 해상보험을 중심으로”, **관세학회지**, 제10권 제2호, pp. 147-166.
 (Translated in English) Chang, D. (2009). “A Study on Proper Retention Setting”, *The Journal of Korea Research Society for Customs*,

10(2):147-166.

장동한·강병관 (2014), “최적 재보험 전략 수립을 위한 재보험 가격 주기분석”, **무역보험 연구**, 제15권 제1호, pp. 177-197.

(Translated in English) Chang, D., and B., Kang (2014). “Analysis of the Reinsurance Underwriting Cycle for Optimal Reinsurance Strategy”, *Journal of International Trade and Insurance*, 15(1):177-197.

Adiel, R. (1996). “Reinsurance and the Management of Regulatory Ratios and Taxes in The Property-Casualty Insurance Industry”, *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3):207-240.

Altuntas, M., J., Garven and J., Rauch (2018). “On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Global Reinsurance Market”, *Risk Management and Insurance Review*, 21(2):211-242.

Cummins, J., and P., Trainar (2009). “Securitization, Insurance, and Reinsurance”, *The Journal of Risk and Insurance*, 76(3):463-492.

Dickey, D., and W., Fuller (1981). “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4):1057-1072.

Engle, R., and C., Granger (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55(2): 251-276.

Fields, L., M., Gupta and P., Prakash (2012). “Risk Taking and Performance of Public Insurers: An International Comparison”, *The Journal of Risk and Insurance*, 79(4):931-962.

Guy Carpenter (2015). “Reinsurance Market Cycle Has Changed, Responds Locally to Losses: Guy Carpenter”.

(<https://www.artemis.bm/news/reinsurance-market-cycle-has-changed-r>

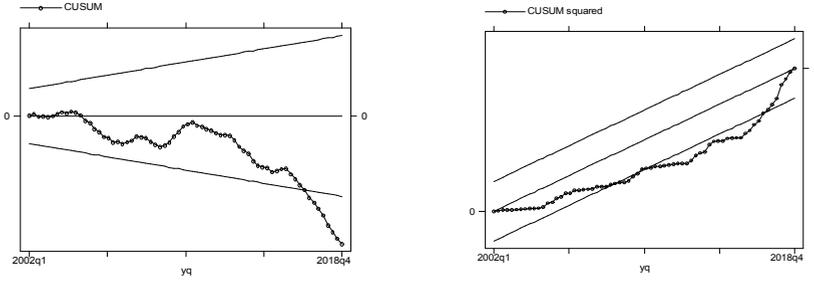
esponds-locally-to-losses-guy-carpenter/)

- Haan, L., and J., Kakes (2010). "Are Non-Risk Based Capital Requirements for Insurance Companies Binding?", *Journal of Banking & Finance*, 34(7):1618-1627.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3):31-254.
- Lamb, R. (1995). "An Exposure-Based Analysis of Property-Liability Insurer Stock Values around Hurricane Andrew", *The Journal of Risk and Insurance*, 62(1):111-123.
- Liu, Zhiyong and H., Jung (2011). "Product Market Competition and Corporate Demand for Insurance", *Mimeo*.
- Pesaran, M., Y., Shin and R., Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Economics* 16(3):289-326.
- Phillips, P., and P., Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75:335-346.
- Shiu, Y. (2011). "Reinsurance and Capital Structure: Evidence from the United Kingdom Non-Life Insurance Industry", *The Journal of Risk and Insurance*, 78(2):475-494.
- _____ (2016). "Is Reinsurance a Substitute for or a Complement to Derivative Usage? Evidence from the U.K. Non-Life Insurance Industry", *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*, 41(1):161-178.

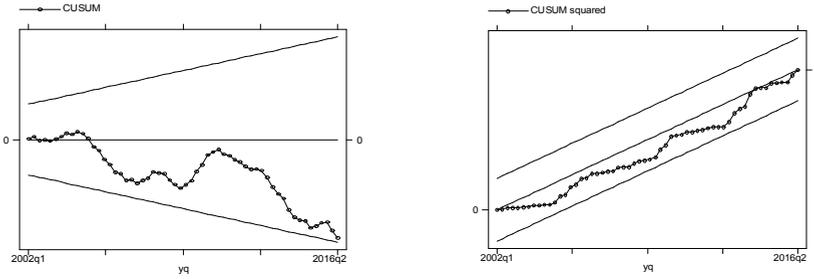
Appendix

〈Appendix Table 1〉 CUSUM and CUSUMQ Tests

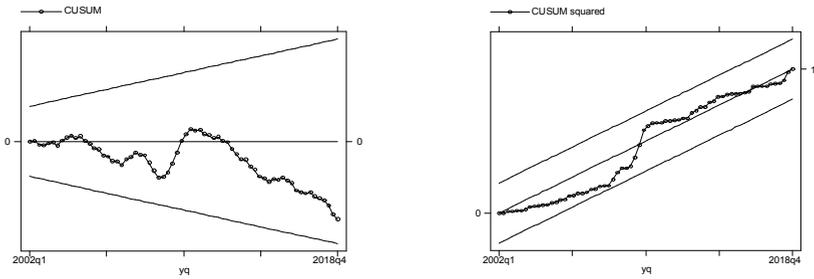
Panel A. All Insurers: Model (1) Entire Period(2002q1~2018q4)



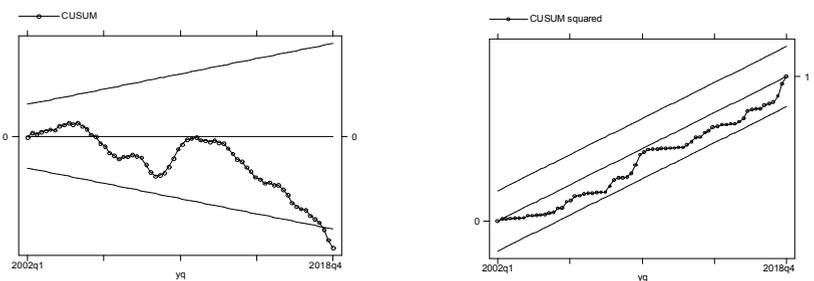
Panel B. All Insurers: Model (2) Subperiod(2002q1~2016q2)



Panel C. Insurer1: Model (3) Entire Period(2002q1~2018q4)



Panel D. Insurer1: Model (4) Entire Period(2002q1~2018q4)



Note: The straight lines represent critical bounds at 5% significance level.

Abstract

This study is aimed at exploring and identifying impact factors on the variation of quarterly reinsurance purchases by Korean casualty insurance industry. To this end, this study employs the Error Correction Autoregressive Distributed Lagged (EC-ARDL) model, using quarterly time series data during the recent 74 periods (from 2001 Q3 to 2018 Q4). The empirical results show that there exists a cointegration relationship between reinsurance demand and impact factors such as loss ratio, underwriting risk, the access to capital, and the degree of competition. In addition, we find that the access to capital and the degree of competition are important factors in explaining reinsurance purchase by the casualty insurers both in the long-run and short-run, while underwriting risk has a positive impact only for Insurer1 in the long-run.

※ Key words: Reinsurance, Corporate Insurance, Competition