

보험계약자의 예금보험제도에 대한 인지도와 유사시 손실분담 의향 분석*

How Much Policyholders Are Protected and Willing to Take Losses in Case of Insurers' Insolvency?

황 순 주**

Sunjoo Hwang

예금보험제도와 손실분담은 보험사 정리정책에서 중요한 두 가지 요소이나 보험계약자들이 이 두 요소에 대해 어떻게 인식하고 있는지 알려진 바가 적다. 본 연구는 설문조사와 회귀분석을 통해 먼저 예금보험제도에 대한 보장성 보험계약자의 인지도를 분석하였다. 분석 결과, 보험계약자 대다수는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 알지 못했고, 알고 있는 계약자들 중 상당수도 보호대상은 해지환급금이 아닌 납입보험료라고 잘못 인지하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 향후 보험사가 무너지면 보험계약자는 예상보다 높은 피해를 입을 수 있으므로 인지도의 개선이 요청된다. 다음으로, 손실분담 의향을 분석한 결과, 보험계약자들은 보험사 파산 시 약 10% 수준의 손실분담이 요구되더라도 기존 보험사를 이탈할 가능성이 크지 않은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 인슈어런스 런을 최소화하면서도 도덕적 해이를 줄이기 위한 적정 손실분담률의 수준이 무엇인지에 대한 유용한 참고자료가 될 것이다.

국문 색인어: 보험계약자 보호, 예금보험제도, 손실분담, 인슈어런스 런

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030600, B030602, B030700

* 본 논문은 워킹페이퍼인 『부실 보험회사 정리회생 제도의 합리적 개선방향』(황순주·이기영 2021)의 내용 중 저자가 단독으로 작성한 제6장의 내용을 확장·수정한 것입니다. 본 논문의 내용은 저자의 소속기관의 공식적인 의견이 아니라 저자 개인의 의견임을 밝힙니다. 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해 주신 익명의 심사자 분들께 깊은 감사를 표합니다.

** 한국개발연구원(KDI) 거시·금융정책연구부 연구위원(hwang.sunjoo@kdi.re.kr), 제1저자
논문 투고일: 2022. 12. 7, 논문 최종 수정일: 2023. 2. 22, 논문 게재 확정일: 2023. 8. 18

I. 서론

최근 회계 및 규제환경의 변화는 보험산업의 건전성 비율을 낮출 것으로 보인다. 2023년부터 새로운 회계기준인 IFRS 17이 도입되고 새로운 자본규제인 K-ICS도 시행될 예정이다(금융감독원 2017; 2021). 따라서 그간 과소평가되었던 보험부채가 재평가를 통해 확대되고 과대평가되었던 보험수익은 축소되면서 건전성 비율이 하락할 것으로 예상된다(금융감독원 2021). 한편, 최근에는 각국의 가파른 금리인상으로 유동성 위험에 직면한 일부 보험사도 나타나고 있다. 외환위기와 같은 대규모 금융위기가 재발하면 다수의 보험사가 무너지는 상황도 발생할 수 있다. 보험사가 실제로 파산할 가능성은 낮지만 일단 파산하면 국민경제에 큰 피해를 초래하므로 파산 이후 어떻게 효과적으로 정리할 것인지 제도적 체계를 갖출 필요가 있다.

보험계약자 보호는 보험사 정리정책에서 중요한 이슈 중 하나이다. 미래 위험을 대비하는 수단으로서 보험서비스가 갖는 중요성으로 인해 국민경제에는 수많은 보험계약자들이 존재한다. 성별, 연령, 소득과 상관없이 많은 국민들이 보험계약에 가입해 있으므로 보험계약자를 적절한 수준에서 효과적으로 보호하는 것은 중요한 정책적 과제이다. 현행 보험사 정리제도에 따르면 보험계약자는 크게 두 가지 방식으로 보호된다. 보험사가 무너지면 다양한 정리 방식 중에서 주로 청산이나 계약이전 방식이 고려된다. 청산 방식이 적용되면 법인으로서의 보험사는 폐지되고 보험계약도 모두 해지되나 예금보험공사가 5천만 원을 한도로 보험계약자를 보호한다. 반면, 계약이전 방식이 적용되면 계약조건의 변경 없이 보험계약이 모두 부실 보험사를 인수한 타 보험사에 이전되므로 보험계약자는 전액보호받는 셈이다. 그런데 전액보호형 계약이전 방식은 도덕적 해이를 초래할 수 있어 최근 손실분담형 계약이전 방식이 새로운 대안으로 대두되고 있다. 계약을 이전하되 보험료를 높이거나 보험금 또는 예정이율을 낮추는 등 계약조건을 변경하여 보험계약자가 손실을 일부 분담하는 방식이다.¹⁾ 물론 이 경우에도 5천만 원까지는 보호된다.

보험계약자 보호 정책의 효과성을 높이기 위해서는 보험계약자의 인식 수준을 정확하게

1) EIOPA(2018)나 FSB(2014)도 우선적으로 기존 계약이 정상적으로 작동하도록 하되 부분적인 손실분담이 필요하다고 권고하였다.

파악하는 것이 중요하다. 특히, 예금보험제도에 대해 잘 알고 있는지, 손실분담이 요구될 경우 얼마까지 손실을 분담해도 기존 보험사를 이탈하지 않고 잔류할 것인지가 중요하다. 먼저, 예금보험제도는 보험계약자 보호의 일종의 마지노선이다. 청산, 전액보호형 계약이전, 손실분담형 계약이전 등 어떤 방식이 사용되더라도 최소 5천만 원까지는 보호되기 때문이다. 그런데, 이러한 사실을 보험계약자가 모르고 있다면, 또는 알고 있지만 5천만 원 보호가 적용되는 대상에 대해 오해하고 있다면, 실제로 보험사가 무너졌을 때 예금보험공사를 통해 보호되는 수준과 보험계약자가 예상한 수준에서 차이가 발생하면서 혼란이 발생할 수도 있다. 다음으로, 5천만 원 초과분에 대해서는 전액 보호된다고 생각하는지, 그렇지 않다면 얼마나 보호된다고 생각하는지, 부분보호 시 얼마만큼 손실을 분담할 의향이 있는지 파악할 필요가 있다. 만약 대다수의 보험계약자가 5천만 원 초과분에 대해서도 정부가 어떤 방식으로든 개입하여 충분히 보호한다고 예상한다면, 청산이나 손실분담형 계약이전 방식을 적용했을 때 계약자들의 충격이 클 것이기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 보험계약자가 예금보험제도를 얼마나 정확하게 인지하고 있는지, 또한 유사시 손실분담에 대한 의향이 어느 정도인지를 설문조사와 이에 기반한 회귀분석을 통해 분석한다. 먼저, 예금보험제도에 대한 인지도를 분석한 결과, 보장성 보험 계약자의 약 3분의 2는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 모르고 있었다. 또한, 보험계약자의 절반은 유사시 예금보험공사가 납입보험료를 5천만 원까지 보장한다고 믿고 있었다. 이는 주로 해지환급금을 보호하되 예외적인 경우 보험금을 5천만 원까지 보호하나 납입보험료는 보호대상에 포함하지 않는 예금보험공사의 실제 규정과 다른 결과이다. 그런데 해지환급금은 일반적으로 납입보험료보다 적기 때문에 유사시 보험사가 파산하면 보험계약자들은 예상했던 것보다 낮은 수준으로 보호되어 혼란이 발생할 수 있다. 특히, 해지환급금이 없거나 적은 무해지·저해지환급금 보험에 가입한 계약자 역시 대다수가 해지환급금이 보호대상이라는 사실을 알지 못해 유사시 예상보다 큰 손실을 입게 될 것으로 나타났다.

다음으로, 5천만 원 초과액에 대하여 유사시 정부가 직·간접적인 개입을 통해 얼마까지 보호할 것인지 분석한 결과, 정부가 전액을 구제할 것이라고 응답한 보험계약자는 전체의 10% 수준에 불과했다. 또한, 유사시 손실분담이 요구될 경우, 얼마까지 손실을 분담해도

기존 보험사를 떠나지 않고 잔류할 것인지 분석한 결과, 약 10% 수준의 손실분담률이 적용되면 대다수 보험계약자들이 기존 보험사에 잔류할 것이라고 응답했다.

이러한 분석결과를 통해 크게 두 가지의 정책적 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 보험계약자 보호제도의 효과성을 높이기 위해서는 예금보험제도에 대한 계약자들의 인식과 실제와의 괴리를 줄여야 한다는 것이다. 둘째, 손실분담형 계약이전 시 10% 수준의 손실분담률을 요구할 경우 대규모의 보험계약자들이 기존 보험사를 이탈하는 소위 인슈어런스 런 현상이 우려할 만한 수준으로 발생하지 않을 것이라는 점이다.

1. 선행연구 및 차별성

본 논문과 같이 우리나라 보험계약자를 대상으로 예금보험제도의 인지도나 유사시 손실분담 의향에 대해 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 본 연구의 주제와 관련이 있는 선행연구는 크게 (1) 보험계약자의 대규모 인출사태(인슈어런스 런)에 관한 문헌, (2) 보험계약자 보호기금에 관한 문헌, (3) 보험업 시스템 리스크 및 구제금융에 관한 문헌, (4) 보험계약자 보호제도와 보험소비자 행동에 관한 국내 문헌 등이 있다.

먼저 대규모 인출사태에 관해서는 1990년대 초반 미국에서 다수의 보험사가 인슈어런스 런을 경험하고 파산하면서 여러 연구가 이루어졌다. Schwarcz and Schzarcz(2014)는 보험계약자의 대규모 인출사태가 뱅크런만큼 자주 발생하지는 않지만, 일정한 계약기간이 지나면 돈을 인출하는 것이 허용되거나 보험사의 대출을 받는 방식으로 유동성이 빠져나갈 수 있어 유의해야 한다고 지적한다. Harrington(1992)은 1991년 6개 생명보험사가 장기적으로는 지급가능(Solvent)했으나 인슈어런스 런으로 인해 유동성 위기에 직면하면서 무너졌다고 진단했다. Carson and Scott(1996)은 이러한 90년대 초 대규모 인출사태에 대한 실증분석을 통해 90년대 이전에는 국제신용평가사들이 보험사의 유동성 이슈를 신용등급에 충분히 반영하지 않은 것을 발견한 후, 보험계약자의 인슈어런스 런 문제는 뱅크런 정도는 아니더라도 여전히 중요하게 고려되어야 한다고 주장했다. 이러한 연구들은 그간 경시되었던 보험계약자 대량 인출사태의 중요성을 재확인했다는 점에서 의의가 있으나, 본 연구는 여기서 나아가 설문조사 및 실증분석을 통해 인슈어런스 런 가능성이 얼마

나 큰지, 정부의 개입과 어떠한 관련이 있는지 수치적으로 분석하였다.

보험계약자 보호기금에 관해서는 적정 기금출연료 부과체계에 대한 연구가 많이 이루어졌다. Cummins(1988)는 옵션가격결정모형을 분석하여 위험조정 출연료 부과체계를 도입하면 보험사의 자산건전성이 개선될 수 있음을 보였고, Han et al.(1997)은 사전 부과체계가 사후 부과체계보다 보험사의 위험관리에 효과적임을 보였으며, Bernier and Mahfoudhi(2010)는 사후 부과체계를 사용할 경우 생존한 보험사들이 동반부실화될 우려가 있으므로 보험계약자에게 부과하는 보험료를 할증해야 한다고 주장했다. 보호기금의 적정 출연료에 주안점을 둔 기존 연구와 달리 본 연구는 보호기금을 통해 보호되는 대상이 납입보험료인지, 보험금인지, 해지환급금인지에 초점을 두고 있고 보호대상에 대해 소비자들이 어떻게 인지하고 있는지 분석하고 있어 차별화된다.

보험업 시스템 리스크에 관해서는 2008년 금융위기 이후 다수의 연구가 이루어졌다. Harrington(2009)은 당시 최대 규모의 구제금융을 받았던 AIG가 전통적 보험영업을 통해 위기를 맞은 것이 아니라 CDS 발행 등 비전통적 투자은행 사업의 실패로 위기를 맞았다고 진단했다. Geneva Association(2010)도 금융위기 당시 위기를 직면한 글로벌 보험사 중 상당수는 전통적 보험영업이 아닌 비전통적 투자영업으로 인해 위기에 빠졌다고 밝혔다. 그러나 Baluch et al.(2011)은 금융위기 이후 보험사들이 비전통적 영업행위를 다시 강화하면서 보험사의 시스템 리스크가 확대되고 있음을 실증적으로 보였다. 이러한 기존연구는 주로 보험사의 시스템 리스크의 규모를 측정하는 데 초점을 맞추고 있는 반면, 본 연구는 보험회사가 무너질 경우 보험계약자가 적절하게 보호될 수 있는지, 이에 대한 소비자의 인지도는 어느 정도인지 분석하고 있어 차별화된다. 한편, Li et al.(2020)은 이론분석을 통해 금융위기 시에 TARP와 같이 부실 보험사의 자산을 정부가 매입하는 방식으로 구제금융(Bailout)을 실시할 경우 보험계약자가 보다 효과적으로 보호된다는 결과를 도출했는데, 본 연구에서는 정부구제에 대한 보험계약자의 기대의 정도, 보험계약자의 손실분담 의향에 대한 수치적 분석결과를 도출하고 있어 차이가 있다.

본 연구의 주안점인 보험계약자 보호제도와 관련한 국내문헌은 목표기금제나 적정 예금보험료율에 관한 연구가 주를 이루고 있다(오창수 외 2007; 장동한·오기석 2018; 이창수·김성민 2019). 한편, 김대환 외(2020)는 주요국 사례 및 제도 연구를 통해 통합예금보

험제도보다는 별도의 독립적 보험계약자 보호기구를 도입하고 예금보험료 부과기준을 책임보험금이 아닌 수입보험료로 전환하는 것이 바람직하다고 주장했다. 보험소비자가 기존 보험사를 이탈하고 새로운 보험사로 전환하는 ‘전환가능성’은 본 연구에서 중요한 분석대상인데, 전용식(2014)은 실증분석 결과 기존 보험사의 보험료가 높을수록, 서비스의 만족도가 낮을수록, 고객의 충성도가 낮을수록 전환가능성이 높음을 발견했다. 기존 보험사에 대한 신뢰도도 본 연구와 관련이 깊은 주제인데, 남상욱·조영빈(2008)은 손해보험계약자를 대상으로 설문조사한 결과 기존 보험사의 공신력, 배려, 정직성이 계약자 신뢰의 결정요인임을 밝혔고, 강중철·정세창(2009)은 생명보험 계약자에 대한 설문조사를 통해 보험회사의 자질 및 사회적 책임이 결정요인임을 발견했다. 목표기금제, 적정예금보험료, 기존 보험사에 대한 소비자 신뢰성 결정요인 등을 분석한 이러한 기존문헌과 달리 본고는 보험계약자 보호기금의 적용대상이 무엇인지, 소비자의 인지도는 충분한지, 보험계약의 유형에 따라 인지도에 차이가 있는지 분석하고 있어 차별화된다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 설문조사와 응답자의 구성 및 보험가입 정보를 제시하고 있다. 제3장에서는 예금보험제도에 대한 응답자의 인지도를 분석한다. 제4장에서는 손실분담형 정리제도와 관련하여 응답자의 손실분담 의향과 인슈어런스 런 가능성을 분석한다. 제5장은 본고의 결론이다.

II. 설문조사

본 연구에서는 암보험 및 저축성 보험 가입자를 대상으로 설문조사를 수행하였다. 암보험은 보험계약구조가 단순하여 국민의 이해도가 높고 많은 소비자들이 가입해 보장성 보험으로서의 대표성과 표준성이 높다고 판단하여 주된 조사대상으로 선택하였다. 저축성 보험은 투자수익에 따라 만기 시 지급금이 달라져서 전형적인 저축성 보험으로 보기 어려운 변액연금보험을 제외한 나머지 보험을 설문조사 대상으로 선택하였다.

설문조사는 다음과 같이 이루어졌다. 먼저 암보험 가입자에 대해서는 두 차례에 걸쳐 설문조사를 수행했는데, 제1차 암보험 가입자 설문조사는 2021년 7월 2일부터 7월 16일까

지 웹조사 방식을 통해 20대 이상 600명을 대상으로 이루어졌다.²⁾ 600명의 응답자 중 100명은 중도해지 시 해지환급금이 없거나 매우 낮은 무해지·저해지 환급금 암보험의 가입자로 구성했고, 나머지 500명은 일반적인 암보험의 가입자로 구성했다. 한편, 암보험은 단독 암보험으로 판매되는 경우도 있지만 실손보험 등 다른 보험의 특약에 포함되어 있는 경우도 많다. 설문조사는 단독 암보험 가입자와 특약 암보험 가입자 모두를 대상으로 이루어졌다. 전체 응답자 중 단독 암보험과 특약 암보험 가입자의 비율은 각각 44%, 52% 수준이었고 나머지는 자신이 어떤 형태의 암보험에 가입했는지 알지 못했다. 제2차 암보험 가입자 설문조사는 2021년 8월 19일부터 8월 25일까지 웹조사 방식으로 이루어졌다. 제2차 설문조사는 제1차 설문조사와 응답자 수, 설문문항 등 다른 모든 것은 동일하나, 건강 상태나 금융이해력 등에 대한 설문문항이 추가되었다.

다음으로 저축성 보험 가입자 설문조사는 2021년 7월 7일부터 7월 16일까지 웹조사 방식을 통해 20대 이상 500명을 대상으로 이루어졌다. 본고에서 많은 경우 저축성 보험 가입자는 암보험 가입자의 비교대상으로 고려된다. 저축성 보험은 은행권의 적금과 많은 면에서 유사하다. 본고에서 중점적으로 고려하는 이슈인 예금보험제도나 유사시 소비자의 대규모 이탈 가능성은 은행권에서도 중요한 이슈이다. 본고는 보험권, 특히 보장성 보험 가입자에 대해 이러한 이슈를 점검하는 것이 목적이므로, 저축성 보험은 주된 관심사가 아니라 보장성 보험에 대한 비교대상으로서 고려하였다.

응답자는 인구비중에 따라 지역별, 성별, 연령별로 고르게 분포하도록 구성하였다. 제1차 암보험 설문조사의 응답자의 경우, 남녀 비율은 50 대 50이며, 연령별 비중은 20대, 30대, 40대, 50대, 60대 또는 그 이상이 각각 11.8%, 18.5%, 22.5%, 23.3%, 23.8%였다. 최종학력에 따른 비중은 고졸 이하, 2·3년제 대졸·재학, 4년제 대졸·재학 및 대학원 졸업·재학이 각각 19.3%, 21.2%, 49.2% 및 10.3%였다. 기혼자의 비중은 71.8%였고, 자녀가 있는 경우가 67%였다. 월평균수입에 따른 비중은 200만 원 미만, 200~400만 원, 400~600만 원 및 600만 원 이상이 각각 16%, 47%, 24% 및 13%였다. 응답자의 재산은 평균 3억 9천 4백만 원이고 대출액은 평균 5천 5백만 원이었다. 제2차 암보험 설문조사나

2) 설문조사지는 지면 관계상 본고에 첨부하지 않았으나, 저자에게 개별적으로 요청할 경우 제공할 예정이다.

저축성 보험 설문조사도 응답자는 인구비중에 따라 지역별, 성별, 연령별로 고르게 분포하도록 구성하였고 결과적으로 최종학력, 혼인 여부, 자녀 수, 월평균수입, 재산, 대출 등에 대한 기초통계도 상기와 유사했다.

응답자들이 가입한 보험에 대한 대략적인 정보는 아래와 같다. 첫째, 전체 응답자의 절반 미만이 2개 이상의 암보험에 가입한 것으로 나타났다. 예컨대, 제1차 암보험 설문조사의 경우, 1개의 암보험에만 가입한 사람은 337명으로 전체 응답자의 56.2%였고, 나머지는 2개 이상의 암보험에 가입했다. 제2차 암보험 설문조사나 저축성 보험 설문조사의 응답자도 각각 1개의 보험에만 가입한 사람은 56.0%, 59.6%로 비슷했다.

설문조사에서는 복수의 보험에 가입한 경우 어떤 보험이 가장 주된 보험인지 물어보았다. 주된 보험을 판별하는 기준은 여러 가지가 있으나 본 연구에서는 가장 많은 보험료를 납부하는 보험을 주된 보험으로 인식하였다. 예컨대 3개 보험사가 제공하는 4개 암보험에 가입한 경우, 4개 암보험 중 보험료가 가장 높은 암보험이 주된 보험이 되고, 이러한 주된 보험을 제공하는 보험회사를 ‘주보험사’라고 명명하였다.

응답자들이 주보험계약을 위해 지불하는 보험료(이하, ‘주보험료’라 함)는 암보험 제1차 설문조사의 응답자의 경우 평균 8만 원이고, 주보험계약을 통해 암이 발생한 경우 지급받는 보험금(이하, ‘주보험금’이라 함)은 평균 6천 7백만 원이며, 주보험의 최대보장연령은 평균 84세인 것으로 나타났다. 암보험 제2차의 경우에도 이와 대동소이했다. 저축성 보험의 응답자의 경우 주보험료와 주보험금은 각각 평균 21만 원 및 5천 8백만 원인 것으로 나타났다.

III. 예금보험제도 인지도 분석

1. 보험계약자 보호 제도

보험회사가 무너지면 여러 가지 방식으로 정리(Resolution)될 수 있는데, 가장 전형적인 방식은 청산과 계약이전이다. 첫째, 청산(Liquidation)은 보험사의 잔존재산을 보험계약자, 채권자, 임직원 등 각종 청구권자에게 분배하고 법인으로서의 보험사는 폐지한다. 이 경우 보험계약자는 보험계약이 해지될 뿐 아니라 납입한 보험료의 상당 부분을 돌려받

지 못할 가능성이 크므로 손실을 입을 수 있다. 그러나 개인이 가입한 보험은 일부 예외를 제외하면 예금보험공사가 5천만 원까지 파산한 보험사를 대신하여 보호한다.³⁾

두 번째 정리 방식은 계약이전이다. 실패한 보험사의 자산 및 부채를 건실한 다른 보험사가 포괄적으로 인수하는 것이다. 이 과정에서 보험계약자들이 갖고 있던 보험계약은 계약조건의 변경 없이 인수 보험사로 이관된다. 따라서 보험계약자 입장에서는 보험사만 달라질 뿐, 기존과 동일한 보험료를 내고 보험금 지급사유 발생 시 동일한 보험금을 받기 때문에 전액보호되는 것과 같다. 보험사 청산 후 예금보험공사로부터 5천만 원까지 보호되는 것보다 계약이전을 통해 전액보호되는 것이 나은 것이다. 그러나 부실 보험사를 건실한 보험사가 인수하면 부실을 떠안기 마련인데, 이에 따른 순자산부족액을 어떻게 메울 것인가가 중요한 문제로 대두된다. 이와 관련된 분석은 제4장에서 이루어진다.

본 장에서는 상기의 양대 정리 방식 중 청산 시 적용되는 예금보험제도에 대해 보험계약자들이 얼마나 정확하게 인지하고 있는지 분석하기로 한다.

2. 예금보험공사의 5천만 원 한도 보호사실 인지도

예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 알고 있는지 질문한 결과, 비교대상인 저축성 보험 응답자는 65%가 이를 알고 있었으나, 암보험 응답자는 36%만이 알고 있었다(〈Table 1〉 참조). 요컨대, 저축성 보험 가입자는 대부분이 예금보험제도를 통해 보호된다는 것을 알고 있었지만, 암보험 가입자는 대부분이 이를 모르고 있었던 것이다.

이러한 차이가 발생한 이유는 무엇일까? 저축성 보험은 은행의 적금과 유사하다. 보험료와 보험금은 각각 은행적금의 매월 불입금 및 만기 시 원리금과 유사하다. 따라서 저축성 보험의 계약자들은 은행 적금에 가입할지 저축성 보험에 가입할지 비교한 후 후자를 선택했을 것이다. 은행적금에 대해 예금보험제도가 적용된다는 사실이 대중에 잘 알려져 있기 때문에 저축성 보험 계약자들은 은행적금과 유사한 저축성 보험에 대해서도 예금보험제도의 적용 사실을 알고 있을 가능성이 크다. 반면, 암보험은 은행적금과 큰 차이가 있다. 보험금은 만기 도래 여부와 무관하게 질병이나 사고가 발생하는 경우에만 지급된다. 따라

3) 예외적으로 변액보험은 운용성과에 따라 만기보험금이 달라질 수 있어 주식 등 투자상품과 유사하므로 예금보험제도를 통해 보호되지 않는다(최저보증금액은 제외).

서 은행의 적금을 보호하기 위해 만들어진 예금보험제도가 암보험까지 보호한다는 것은 많은 보험계약자에게 생소한 사실일 수도 있다.

〈Table 1〉 Awareness of Deposit Insurance 1: Survey

Question	Do you know that the Korea Deposit Insurance Corporation protects your claims up to 50 Million Won?				
Respondents	Savings type insurance		Cancer insurance		Difference in shares
	Frequency	Share	Frequency	Share	
Yes	324	64.80	435	36.25	-28.55
No	176	35.20	765	63.75	+28.55
Total	500	100.00	1,200	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

암보험 가입자와 저축성 보험 가입자 사이에 예금보험제도에 대한 인지도에 차이가 있는지 보다 면밀하게 분석하기 위해 로짓분석(Logistic regression analysis)을 수행하였다. 종속변수는 예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장하는 사실을 안다고 응답했으면 1, 모른다고 응답했으면 0인 더미변수이고, 주된 독립변수는 암보험이면 1, 저축성 보험이면 0인 더미변수('Cancer insurance')이다. 그 밖에 보험계약자의 연령대, 최종학력, 월평균수입, 재산합계, 대출합계 또는 주보험료와 주보험금을 통제변수로 사용했고, 시군구 단위로 구분된 지역별 고정효과와 대상 샘플의 유형(암보험 1차 설문조사 샘플, 암보험 2차 설문조사 샘플, 저축성 보험 설문조사 샘플)을 통제했다.

분석 결과, 암보험 가입자는 저축성 보험 가입자에 비해 예금보험제도에 따른 보호 사실을 인지하고 있을 확률이 낮았고, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다(〈Table 2〉 참조). 또한, '암보험 여부'의 평균 한계효과는 모형 1, 2에서 각각 -30.8%, -33.0%로 나타났다. 즉, 평균적으로 암보험 가입자는 저축성 보험 가입자에 비해 예금보험제도에 따른 보호 사실을 인지하고 있을 확률이 30%에서 33% 정도 낮다는 것이다. 이러한 수치는 설문조사 결과를 단순하게 비교한 〈Table 1〉과 유사하다.

한편, 20~30대 청년층이 40대 중년층에 비해 예금보험제도에 대한 인지도가 낮은 것으로 나타났다. 이를 통해 중년층이 중요 금융정보를 보다 잘 파악하고 있음을 알 수 있다. 또한, 월평균수입이나 대출금액이 적을수록 예금보험제도에 대한 인지도가 낮다는 결과가 나타났다.

월평균수입이 많은 사람일수록 재산변동에 민감하게 대응하고, 대출이 많은 사람일수록 금융 사고에 대한 위험회피성향이 크다고 예상할 수 있는데, 분석결과는 이러한 예상에 부합한다.

〈Table 2〉 Awareness of Deposit Insurance 2: Regression

Dependent variable: Awareness of deposit insurance		
Explanatory variables	Model 1	Model 2
Cancer insurance	-1.2484*** [-30.8%] (0.0000)	-1.3737*** [-33.0%] (0.0000)
20s	-0.9221*** (0.0003)	-0.8152*** (0.0044)
30s	-0.7642*** (0.0000)	-0.7208*** (0.0028)
Monthly income	0.0559* (0.0949)	0.0841* (0.0640)
Debt	0.0014*** (0.0034)	0.0010 (0.1005)
50s, 60s, 70s, Assets, Schooling	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	.	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes
Observations	1,646	1,215
Pseudo R-squared	0.1280	0.1337

Notes: 1) This is the result of logistic regression analysis. Dependent variable is 1 if the respondent says 'yes' for the question that "Do you know the Korea Deposit Insurance Corporation (KDIC) protects your claim up to 50 Million Won?" Dependent variable is 0 if the answer is 'no.' 'Cancer insurance' is 1 if the sample is from the 1st or 2nd survey for cancer policyholders but 0 if the sample is from the survey for savings type policyholders. '20s,' '30s,' '50s,' '60s,' and '70s' are ages. 40s is the benchmark in the regression equation. 'Monthly income,' 'Debt,' and 'Assets' are in million Won. 'Schooling' is 1 if the respondent did not take advanced education. It is 2, 3, and 4 if the respondent has 2-3 year college diploma, 4-year university diploma, and graduate school diploma, respectively. 'Premium' and 'Benefit' are insurance premium and benefit of the respondent's primary insurance contract. 'Region' is Si/Gun/Gu-level. 'Sample type' is one of 1st cancer insurance survey, 2nd cancer insurance survey, or savings type insurance survey.

- 2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are the p-values. Numbers in brackets are the average of marginal effects. Estimated coefficients and standard errors on some explanatory variables are omitted if they are not statistically significant.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

3. 5천만 원 한도가 적용되는 범위에 대한 인지도

예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다면, 이 5천만 원이 적용되는 대상은 무엇일까? 은행적금의 경우 만기 시 지급되는 원금과 소정의 이자의 합계에 대하여 5천만 원 한도가 적용되는데, 보험계약은 무엇에 대하여 5천만 원 한도가 적용될까? 예금자보호법 제29조에 따라 보험회사는 보험계약을 체결할 때 예금보험관계 성립 여부 및 예금보험금의 한도를 보험계약자에게 설명해야 한다. 이에 따라 예금보험공사는 보험회사에 〈Box 1〉과 같은 안내 문구를 보험계약자에게 보여줄 것을 요구하고 있다. 이 안내 문구에 따르면 예금보험공사가 5천만 원까지 보호하는 대상항목은 주로 해지환급금이다. 여기서 ‘주로’라는 단어를 사용하는 이유는 반드시 해지환급금만이 5천만 원 한도의 적용대상은 아니기 때문이다. 안내 문구를 보면 해지환급금이라는 문구 뒤 괄호 안에 “또는 만기 시 보험금이나 사고보험금”이라는 문구를 포함함으로써 주로 해지환급금을 보호하지만 보험사가 파산한 시점과 보험금 지급사유가 발생한 시점이 일치하는 예외적인 경우에는 보험금을 보호할 수도 있다는 의미를 전달하고 있다.

〈Box 1〉 KDIC's Recommendation on Provisions Regarding Deposit Insurance

“Korea Deposit Insurance Corporation protects this insurance contract. The coverage is 50 Million Won of the sum of surrender values (or benefits) and auxiliary payments of all eligible financial products provided by the insurer of the aforementioned insurance contract.”

Source: Korea Deposit Insurance Corporation(2018).

실무적으로 해지환급금과 보험금(만기 시 보험금 또는 질병이나 사고 발생 시의 보험금) 중에서 해지환급금이 주된 보호대상이 될 수밖에 없는 이유가 있다. 해지환급금은 매 시점 별 금액이 정해져 있는 반면, 보험금은 (만기 시 정액 보험금이 지급되는 저축성 보험 등 일부 경우를 제외하면) 질병이나 사고에 연동하여 발생하기 때문에 질병·사고가 발생하지 않은 시점에서는 그 금액이 정해져 있지 않다. 예컨대 어떤 보험회사가 파산하여 예금보험공사가 보험계약자에게 5천만 원 한도 내 예금보험금을 지급해야 할 때, 이 암보험 계약자가 아직 암에 걸리지 않았다면 암보험금을 5천만 원까지 지급하는 것은 상식적이지 않다.

반면, 당해 시점에서 해지했을 때 받는 해지환급금은 수치가 당해 시점에 정확하게 존재하기 때문에 이를 지급하는 것이 가능하다.

〈Table 3〉는 예금보험공사가 보험료, 보험금, 해지환급금, 기타 중 어떤 항목에 대해서 5천만 원까지 보장한다고 생각하는지 질문한 결과이다.⁴⁾ 저축성 보험은 은행적금과 유사하기 때문에 주된 관심의 대상이 아니므로, 암보험 가입자를 대상으로 질문하였다. 설문 결과, 전체 암보험 가입자의 17.5%만이 해지환급금이 예금보험공사가 보호하는 대상이라고 대답하였다. 나머지 80% 이상의 응답자는 예금보험공사가 직접 안내하고 있는 〈Box 1〉의 문구와는 달리 해지환급금이 아닌 보험료 또는 보험금이 예금보험금 지급의 대상이라고 알고 있었다. 〈Box 1〉에 따르면 보험금은 경우에 따라 예금보험금 지급의 대상항목이 될 수도 있다. 그러나 보험료는 안내 문구에 포함되어 있지 않음에도 불구하고 보험계약자 상당수는 예금보험공사의 보호대상이라고 인식하고 있었다.

4) 아래의 설문조사 결과를 해석할 때 두 가지 유의할 사항이 있다. 첫째, 제도의 구체적인 내용에 대해 일반 소비자에게 설문하는 것은 정확도 차원에서 문제가 있을 수 있다는 점이다. 질문의 내용을 잘 이해하지 못하고 부정확하게 답변할 가능성도 있다. 다만, 보호대상이 무엇인지 정확하게 아는 것은 보험계약자에 대한 실효적 보호가 가능한지 여부를 결정하는 중요한 요인이므로 정확도에 다소 문제가 있더라도 해당 설문결과가 향후 유용한 참고자료가 될 수 있을 것이다. 두 번째 유의사항은 어떤 의미에서는 보험료, 보험금, 해지환급금이 모두 보호대상이 된다고 볼 수도 있다는 점이다. 왜냐하면 보호대상은 원칙적으로는 납입보험료 전체이나 실무적, 현실적으로는 해지환급금이며, 보험사 파산시점과 보험금 지급사유 발생시점이 일치할 경우 사고보험금도 보호대상이 될 수 있기 때문이다. 이와 같이 원칙과 실무의 차이가 있어 보호대상이 무엇인지에 대한 혼란이 발생할 수 있다. 다만, 본 연구에서는 현실에서 관련법과 규정에 따라 보험계약자가 실제로 보호받는 금액이 무엇인지에 초점을 맞추고 있어 실무적 관점에서의 보호대상 즉, 해지환급금(또는 보험금 지급사유 발생시점이 파산시점과 일치할 경우 보험금)을 보호대상으로 보고 있다.

〈Table 3〉 Awareness of Eligible Claims 1: Cancer Policyholder

Question	What is the eligible claim for which the 50 Million Won protection by KDIC applies?					
	Total		Who knows DI		Who has NLSV	
Respondents	Freq.	Share	Freq.	Share	Freq.	Share
-						
Paid-in premium	483	40.25	217	49.89	83	41.50
Benefit	505	42.08	129	29.66	90	45.00
Surrender value	210	17.50	87	20.00	27	13.50
Etc.	2	0.17	2	0.46	0	0.00
Total	1,200	100.00	435	100.00	200	100.00

Note: 'Who knows DI' are respondents who said they know the fact that the KDIC protects them up to 50 Million Won. 'Who has NLSV' are respondents who hold insurance contracts that pay 'none or low surrender value (NLSV).'

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

예금보험제도가 보험상품을 보호한다는 것 자체를 모르는 사람이 많다는 점을 고려할 때(〈Table 1〉 참조), 예금보험제도에 따른 보호대상이 주로 해지환급금이라는 사실을 대부분의 암보험 가입자가 모르는 것은 당연할 수도 있다. 이에 따라 예금보험제도를 알고 있는 사람들('Who knows DI')만을 대상으로 5천만 원이 적용되는 범위가 무엇인지 질문하였다(〈Table 3〉 참조). 그 결과, 20.0%의 응답자만이 주로 해지환급금이 보호대상이라고 정확하게 대답했고 나머지 대다수는 다른 항목이 보호대상이라고 대답했다. 즉, 예금보험제도를 알고 있는 사람들 중에서도 실제 보호대상을 알고 있는 사람은 소수에 불과했다.

한편, 예금보험제도가 구체적으로 무엇을 보호하는지 아는 것은 무해지환급금 보험이나 저해지환급금 보험 가입자에게 특히 중요하다. 무해지 또는 저해지 보험은 중도해지 시 보험계약자에게 지급하는 해지환급금이 없거나 일반 보험에 비해 적다. 따라서 해지환급금을 주로 보호하는 현행 제도하에서 이러한 특수한 보험에 가입한 사람들은 예금보험제도를 통해 충분히 보호받지 못한다. 이러한 측면에서 무해지 또는 저해지 암보험에 가입한 사람들('Who has NLSV')을 대상으로 질문한 결과, 해지환급금이 주된 보호대상이라는 사실을 아는 사람은 13.5%에 불과했다(〈Table 3〉 참조).

예금보험제도가 주로 해지환급금을 보호한다는 사실을 가장 잘 알고 있어야 할 무해지·저해지 보험 가입자가 아이러니하게도 이를 모르고 있다는 결과는 의미심장하다. 이러한

결과의 강건성(Robustness)을 파악하기 위해 로짓회귀분석을 수행했다. 종속변수는 ‘예금보험공사가 주로 해지환급금을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 아는지 여부’이고, 관심 설명변수는 무해지 또는 저해지 보험에 가입한 경우 1의 값을 갖고 그 외의 경우 0의 값을 갖는 더미변수(‘Who has NLSV’)이다. 그 밖에 연령, 학력, 소득, 재산 등 관련이 있을 것으로 보이는 설명변수를 모두 통제하였다.

먼저, 전체 암보험 가입자를 대상으로 로짓회귀분석을 수행한 결과, 무해지 또는 저해지 암보험에 가입한 사람은 일반적인 암보험에 가입한 사람에 비해 해지환급금에 대한 사실을 유의하게 더 잘 알고 있지 않았다(〈Table 4〉 참조). 앞서 설명한 바와 같이 무해지·저해지 보험계약자는 상기 사실에 대해 더 잘 알고 있어야 하지만 그렇지 않았던 것이다.

〈Table 4〉 Awareness of Eligible Claims 2: Cancer Policyholder

Dependent variable: Awareness of eligible claims			
Explanatory variables	Model 1	Model 2	Model 3
Who has NLSV	-0.4520 (0.1006)	-0.4519 (0.1156)	-0.3530 (0.3865)
20s, 30s, 50s, 60s, 70s, Schooling, Monthly income, Assets, Debt	Not reported	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	-	Not reported	-
Financial literacy, Insurance literacy	-	-	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes	Yes
Observations	1,024	885	391
Pseudo R-squared	0.0805	0.0944	0.1178

Notes: 1) This is the result of logistic regression analysis. Dependent variable is 1 if the respondent said ‘surrender value’ for the question that “Do you know what is the eligible claim for which 50 Million Won protection by KDIC applies?” but 0 otherwise. The explanatory variable ‘Who has NLSV’ is 1 if the respondent holds an insurance contract that pays none or low surrender value but 0 otherwise. Financial literacy and insurance literacy are test scores of respondents on simple exams on relevant subjects. See Note 1) in 〈Table 2〉 for all other variables.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are the p-values.

Source: Author’s calculation using self-generated survey data.

다음으로, 암보험 가입자 중에서도 예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 인지하고 있는 가입자만을 대상으로 로짓회귀분석을 수행하였다(〈Table 5〉 참조). 예금보험제도를 인지하고 있는 사람들이 정확하게 알고 있는지 파악하기 위해서이다. 분석 결과, 무해지 또는 저해지 보험 가입자는 일반 보험 가입자에 비해 예금보험공사가 주로 해지환급금을 5천만 원까지 보호한다는 사실을 모르고 있을 가능성이 더 높거나 (Model 1) 차이가 없는 것(Model 2, 3)으로 나타났다. Model 1의 분석결과에 대한 한 가지 설명은 다음과 같다. 유사시 자신들이 예금보험제도로부터 사실상 보호받지 못한다는 사실을 일반 보험 가입자에 비해 더 모르기 때문에 일반 보험 가입자와는 달리 무해지·저해지 보험에 가입했다는 설명이다. 만약 이 사실을 알고 있었다면, 또는 적어도 일반 보험 가입자가 아는 정도만큼이라도 알고 있었다면, 무해지·저해지 보험이 아닌 일반 암보험에 가입했을 것이라고 예상할 수 있다.

〈Table 5〉 Awareness of Eligible Claims 3: Cancer Policyholder who Knows DI

Dependent variable: Awareness of eligible claims			
Explanatory variables	Model 1	Model 2	Model 3
Who has NLSV	-1.0143** (0.0458)	-0.7410 (0.1738)	-1.5912 (0.2196)
20s, 30s, 50s, 60s, 70s, Schooling, Monthly income, Assets, Debt	Not reported	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	-	Not reported	-
Financial literacy, Insurance literacy	-	-	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes	Yes
Observations	299	230	99
Pseudo R-squared	0.1527	0.1877	0.2689

Notes: 1) Everything is the same as 〈Table 4〉 except that the sample consists of cancer policyholders who knows DI.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are p-values.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

IV. 유사시 정부지원 예상 및 손실분담 의향

전술한 바와 같이 보험사가 무너지면 주로 청산 또는 계약이전 방식으로 정리된다. 보험계약자는 청산 방식이 적용되면 예금보험공사를 통해 5천만 원까지 보호되고, 계약이전 방식이 적용되면 전액보호된다. 즉, 정리 방식과 무관하게 최소한 5천만 원까지는 보호되는 것이다. 그렇다면 보험계약자는 5천만 원 초과액에 대해서는 보호가 되는지, 얼마나 보호되는지 궁금할 것이다. 또한 5천만 원 초과액에 대해 보험계약자가 어떻게 인지하고 있는지는 정리정책 측면에서 중요한 참고자료가 될 수 있다.

이러한 이슈를 설문조사를 통해 분석하기에 앞서 주지의 사실은 정리제도에 대하여 보험계약자의 이해도와 전문가의 이해도에 큰 차이가 있을 수 있다는 점이다. 전문가와 달리 대중적인 보험계약자는 보험사가 무너지면 청산 또는 계약이전 방식으로 정리된다고 하는 제도의 구체적인 내용을 알지 못할 것이고 설명을 들어도 이해하기 어려울 것이다. 또한 계약이전 방식이 적용되면 부실 보험사의 자산과 부채를 건실한 보험사가 인수하면서 순자산 부족 문제가 발생하기 마련인데, 이러한 순자산 부족액을 먼저 금융회사가 출연한 예금보험기금으로 메꾼다는 점, 특히 외환위기와 같은 대규모 금융위기가 발생하여 대형 보험사들이 다수 무너지는 예외적인 상황에서는 예금보험기금으로 충분하지 않아 정부가 공적자금을 동원하여 부족분을 채울 수도 있다는 점은 더더욱 이해하기 어려울 것이다.⁵⁾

이와 같은 이해도의 차이로 인해 설문조사 문항을 구성하는 데 어려움이 존재한다. 가장 정확한 분석결과를 도출하려면 세부적인 제도를 고려하여 구체적으로 문항을 구성해야 할 것이다. 예컨대, “청산 시 5천만 원 초과분에 대해서 보호된다고 생각하는지?”, “계약이전 시 얼마까지 손실을 분담해도 기존 보험사를 이탈하지 않을 것인지?” 등의 문항이 고려될 수 있다. 그러나, 일반적인 보험계약자들이 보험사 정리제도에 대해 이해하지 못하는 상황에서 이러한 문항을 제시하면 오히려 답변의 오류를 초래할 수 있다.

5) 우리나라에서는 지난 20여 년간 다수의 보험회사가 무너졌는데, 거의 모든 경우 정부의 주도하에 계약이전 방식이 사용되었다(이기영·최경진 2018). 외환위기 당시에는 예금보험기금이 부족하여 계약이전에 따른 순자산 부족액의 일부 또는 전부를 공적자금으로 보전해 주었고, 2010년대에는 예금보험기금으로 보전하였다(공적자금관리위원회 2020). 한편, 해외에서는 대형 보험사가 무너졌을 때 보험계약자 보호기금이 충분하지 않으면 정부의 구제금융이 이루어진 사례가 많다(Schich 2009; Eling and Schaper 2016).

따라서 본고에서는 보험계약자 입장에서 가장 중요한 이슈는 5천만 원 초과분에 대해서도 보호가 되는지 여부이며, 그 방식이나 수단, 자금의 출처는 중요하지도 이해하기도 어렵다는 점을 고려하여 설문문항을 단순하게 구성하고자 하였다. 이러한 관점에서 “보험사가 파산하거나 무너지면, 5천만 원 초과액에 대해서 정부가 (얼마나) 구제할 것이라고 예상하는지?” 또는 “보험사가 파산하거나 무너졌을 때, 정부가 얼마나 구제해야 기존 보험사에서 이탈하지 않을 것인지?” 등의 질문을 제시하였다. 물론 이러한 질문은 정확도 측면에서 부족한 부분이 있다. 청산과 계약이전 중 어떤 정리 방식이 적용되느냐에 따라 5천만 원 초과액에 대한 보호 여부, 보호 정도, 보호 수단이 달라질 수 있기 때문이다. 또한 ‘정부의 구제’라는 표현도 정확하지 않다. 민간이 출연한 예금보험기금을 수단으로 구제하면 구제금융이 아니지만, 예금보험기금이 부족해 공적자금을 사용할 경우 구제금융이기 때문이다. 그러나 대중적인 보험계약자 입장에서는 청산 방식을 통해 예금보험공사가 구제하든, 계약이전 방식을 통해 민간 보험사가 인수자가 되지만 그 과정을 예금보험공사 및 금융당국이 주관하든, 이 모든 과정이 정부의 직·간접적인 개입을 통해 이루어진다고 인식할 것이다. 또한 정리 방식과 상관없이 주요 과정에서 정부가 개입한다고 하는 이러한 인식은 사실 정확한 인식이기도 하다. 이러한 측면에서 정부의 직·간접적인 개입을 포괄하는 의미로 ‘정부의 구제’라는 표현을 사용하였다.

이와 같이 설문조사 문항을 단순하게 구성하더라도 제한적인 범위에서 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것으로 보인다. 대다수의 보험계약자들이 5천만 원 초과액에 대해서도 어떻게든 충분히 보호가 된다고 생각한다면 정리당국이 이러한 기대에 부응하지 않을 때 충격과 혼란이 발생할 수 있다. 반대로 5천만 원 초과액에 대해서는 대다수의 계약자들이 어떤 방식으로든 보호가 이루어지지 않거나 보호의 정도가 낮을 것이라고 예상한다면 정리당국이 손실분담형 계약이전 정책을 사용해도 혼란이 크지 않을 수 있다.

1. 유사시 정부구제 수준에 대한 예상

주보험사가 파산할 경우 5천만 원 초과분에 대해서 정부가 얼마나 구제할 것이라고 생각하는지 질문했다. 먼저 암보험 가입자에 대한 두 차례의 설문조사 결과, 전체 응답자 1,200명 중 59.3%는 정부가 전혀 구제하지 않을 것이라고 응답했다(〈Table 6〉 참조). 일

부 금액만 구제할 것이라는 응답자는 전체의 32.3%였고 전액 구제할 것이라는 응답자는 8.5%에 불과했다. 즉, 대다수의 암보험계약자들은 보험회사가 파산할 경우 정부가 보험계약자에게 손실을 일부 또는 전부 분담시킬 것이라고 예상했다.

〈Table 6〉 Expectation on Government Assistance: Cancer Policyholder

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect government will never/partially/fully protect your claim on above 50 million Won?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Never protect	711	59.25	59.25
Partially protect	387	32.25	91.50
Fully protect	102	8.50	100.00
Total	1,200	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

이러한 설문조사를 통해 유사시 정부가 보험계약자에게 손실을 분담시켜도 큰 반발을 초래하지 않는 수준이 어느 정도인지 가늠해 볼 수 있다. 정부가 일부 금액만 구제할 것이라고 응답한 사람들(387명)을 대상으로 정확하게 전체의 몇 %에 해당하는 금액을 정부가 구제할 것이라고 생각하는지 질문하였다(〈Table 7〉 참조). 그 결과, 80% 미만의 금액만 정부가 지원할 것이라고 응답한 사람들이 278명으로 전체의 대다수(71.83%)를 차지했다. 또한 80~90%의 금액만 지원할 것이라고 예상한 응답자는 22.74%였다. 90% 이상을 지원함으로써 보험계약자의 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 것이라고 예상한 응답자의 비중은 5.23%에 불과했다. 즉, 전체 응답자(387명) 중 94.57%인 366명은 유사시 보험계약자의 손실분담비율이 10% 이상일 것으로 예상한 것이다. 이러한 366명의 응답자와 유사시 정부구제가 전혀 없을 것이라고 응답한 711명을 합산하면 1,076명이다. 이는 전체 암보험 가입자 1,200명의 89.75%를 형성한다. 요컨대, 전체 암보험 가입자 중 절대다수인 89.75%의 가입자는 유사시 정부가 구제하지 않거나 구제하더라도 보험계약자의 손실분담비율이 10% 이상이 될 것이라고 예상했고, 나머지 소수(10.25%)만이 정부가 적극적으로 개입하여 보험계약자의 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 것이라고 기대했다.

〈Table 7〉 Expectation by Cancer Policyholder who Expects Partial Assistance

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect how much percentage of your claim on above 50 million Won will be protected by government?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Less than 80%	278	71.83	71.83
80% ~ 85%	59	15.25	87.08
85% ~ 90%	29	7.49	94.57
90% ~ 95%	14	3.62	98.19
95% ~ 100%	7	1.81	100.00
Total	387	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

저축성 보험의 경우도 결과는 대동소이했다.⁶⁾ 유사시 정부가 전액 구제할 것이라는 응답자는 전체 500명 중 6.4%에 불과했고, 정부가 전혀 구제하지 않거나, 구제하더라도 10% 이상의 손실을 분담시킬 것이라는 응답자가 전체의 93.6%로 절대다수를 차지했다.

따라서 암보험이나 저축성 보험의 계약자들은 유사시 5천만 원을 초과하는 금액에 대해 정부가 일부만 구제하되 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 경우에는 이를 자신들이 원래 예상한 것에 비해 우호적인 조치라고 생각할 가능성이 높고, 따라서 이러한 제한적인 손실분담 조치로 인해 충격을 받을 가능성은 낮아 보인다.

한편, 일부 독자는 이러한 조사결과가 의미를 가지기 위해서는 5천만 원을 초과하는 보험계약을 보유한 보험계약자에 대해서만 설문을 진행해야 한다고 생각할 수도 있을 것이다. 5천만 원 미만의 보험계약을 보유한 사람들은 5천만 원 초과분에 대한 정부구제 여부는 본인과 상관없는 일로 여겨 심각하게 고민하지 않을 수도 있기 때문이다. 이에 따라 질병이나 사고 시 지급하는 보험금 또는 만기 시 지급하는 보험금이 5천만 원을 초과하는 사람들을 대상으로 동일한 설문을 수행했다.

6) 지면관계상 관련 표(Table)는 생략하기로 한다.

〈Table 8〉 Expectation by Cancer Policyholder whose Contractual Benefits are above 50 Million Won

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect government will never/partially/fully protect your claim on above 50 million Won?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Never protect	60	52.63	52.63
Partially protect	43	37.72	90.35
Fully protect	11	9.65	100.00
Total	114	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

〈Table 9〉 Expectation by Cancer Policyholder who Expects Partial Assistance and whose Contractual Benefits are above 50 Million Won

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect how much percentage of your claim on above 50 million Won will be protected by government?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Less than 80%	32	74.42	74.42
80% ~ 85%	7	16.28	90.70
85% ~ 90%	1	2.33	93.02
90% ~ 95%	3	6.98	100.00
95% ~ 100%	0	0	100.00
Total	43	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

먼저 암보험 가입자 중 보험금이 5천만 원을 초과하는 114명에 대해 유사시 정부구제에 대한 예상을 질문한 결과, 절반 이상(52.63%)인 60명의 응답자가 5천만 원 초과분에 대한 정부구제는 전혀 없을 것으로 예상했고, 전액 구제할 것이라는 응답자는 10% 미만이었다(〈Table 8〉 참조). 일부 구제할 것이라는 응답자 43명 중 90% 미만의 금액을 구제할 것이라는 응답자는 40명이었다(〈Table 9〉 참조). 따라서 총 100명의 응답자가 유사시 10% 이상의 손실분담이 이루어질 것으로 예상했고, 14명의 응답자, 즉 전체의 12.28%의 응답자만이 손실분담비율이 10% 이내일 것이라고 예상했다.

이러한 분석결과를, 앞서 보험금 5천만 원 여부와 상관없이 모든 가입자를 대상으로 조

사한 결과와 대동소이한 것으로 보인다. 보험회사가 무너졌을 때 5천만 원 초과분에 대하여 정부가 구제하지 않거나, 구제하더라도 10% 이상의 손실분담을 요구할 것이라는 예상 이 지배적인 것이다.

2. 정부가 구제하지 않을 경우 발생할 수 있는 인슈어런스 런의 정도

그렇다면 정부가 보험회사 파산 시 5천만 원 초과분에 대해서 전혀 구제하지 않는다면 어떻게 될까? 정부의 구제가 전혀 없으므로 보험계약자들이 대규모로 보험사를 이탈하는 소위 인슈어런스 런이 발생할 것인가? 발생한다면 어느 정도로 발생할 것인가? 이러한 극단적인 상황은 비현실적이지만 이후의 논의를 위한 벤치마크로 삼기 위해 이와 같이 극단적인 경우에 대한 보험계약자들의 인슈어런스 런 의향을 조사하고자 한다.

이하의 내용에서는 다른 언급이 없는 한 분석대상을 암보험 가입자로 국한한다. 먼저 ‘대조군(Controlled)’을 설정하였다. 이를 위해 아무런 사전 정보나 전제를 주지 않은 상황에서 보험계약자들에게 향후 보험계약을 유지할 것(‘Stay’)인지, 해지하고 타 보험사로 이동할 것(‘Terminate and transfer’)인지, 해지한 후 타 보험사에도 가입하지 않고 보험시장을 떠날 것(‘Terminate and leave’)인지 질문했다. 조사 결과, 전체 600명의 암보험 가입자 중 절대다수(93.2%)인 559명이 기존 계약을 유지하겠다고 응답했다(〈Table 10〉 참조).⁷⁾

다음으로 ‘실험군(Treated)’을 설정하기 위해, 동일한 600명의 암보험 가입자들에게 주보험사의 파산 시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 일체의 구제수단을 제공하지 않는다면 어떻게 할 것인지 질문하였다(〈Table 10〉 참조).⁸⁾ 조사 결과, 전체 응답자 600명 중 절반 정도(57.8%)인 347명만이 기존 계약을 유지하겠다고 응답했고, 25.5%인 153명은 계약 해지 후 타 보험사의 계약으로 변경하겠다고 응답했으며, 적지 않은 비중인 16.7%가 보험시장을 아예 이탈하겠다고 응답했다.

7) 대조군 설정을 위한 질문은 제1차 암보험 설문조사에는 포함되지 않았고 제2차 설문조사에 새롭게 포함되었다. 따라서 전체 샘플의 수는 1,200개가 아니라 600개이다.

8) 설문조사에서 600명의 응답자들은 먼저 사전정보가 없는 상태에서 보험계약 유지 또는 해지 여부에 대한 질문을 받았고, 이에 응답한 이후에 위기 시 정부가 전혀 구제하지 않는다면 보험계약 유지 또는 해지 의사가 어떠한지 질문을 받았다.

〈Table 10〉 Willingness to Stay under the Absence of Government Assistance

Question	What would you do if government will not protect your claims on above 50 million Won when your principal insurer is insolvent?				
	Controlled		Treated		Difference in Share
	Freq.	Share	Freq.	Share	
Stay	559	93.2	347	57.8	-35.4*** (0.000)
Terminate and transfer	26	4.3	153	25.5	21.2*** (0.000)
Terminate and leave	15	2.5	100	16.7	14.2*** (0.000)
Total	600	100.0	600	100.0	-

Notes: 1) 'Controlled' is the responses when no prior information is provided. 'Treated' is the responses when respondents are provided with the information that government will never protect claims over 50 million Won. 'Stay' means 'stay in the existing insurer.' 'Terminate and transfer' and 'Terminate and leave' indicate that 'terminate the existing contract and buy a similar contract from another insurer' and 'terminate the existing contract and never buy any new contract,' respectively.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively. Numbers in parentheses are the p-values.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

실험군과 대조군의 응답내용의 차이를 분석하면 인슈어런스 런의 정도를 가늠할 수 있다. 기존 계약을 해지하는 사람은 타 보험사로 가든 보험시장을 이탈하든 인슈어런스 런에 동참하는 셈이다. 이러한 사람들의 비율이 대조군에서는 전체 응답자의 6.8%에 불과했으나 정부구제 기대가 전혀 없는 상황에서는 전체 응답자의 42.2%로 크게 증가했다. 그 차이를 인슈어런스 런의 정도라고 한다면 전체 보험계약자의 3분의 1(35.4%)이 인슈어런스 런에 동참한다는 것이다. 이러한 차이는 통계적으로도 1% 수준에서 유의했다. 이러한 분석 결과를 통해 유사시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 전혀 구제하지 않으면 대규모의 인슈어런스 런이 발생할 것이라고 예상할 수 있다.

다음으로 보험금이 5천만 원을 초과하는 보험계약자들을 대상으로 동일한 설문조사를 수행하였다(〈Table 11〉 참조). 이들은 유사시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 구제하지 않을 경우 그 타격을 직접적으로 받는 사람들이다. 설문조사 결과, '대조군'의 경우 기존 계약을 유지하겠다는 사람들이 절대다수(97.3%)였으나, '실험군'의 경우 계약을 유지하겠다고

응답한 사람들이 전체의 절반 수준으로 크게 줄어들었다. 그 차이는 45.9%이며, 통계적으로 1% 수준에서 유의했다. 즉, 5천만 원을 초과하는 보험금을 기대할 수 있는 보험계약자의 태반이 유사시 정부구제가 전혀 없을 경우 인슈어런스 런을 선택할 것임을 예상할 수 있다.

〈Table 11〉 Willingness to Stay by Respondents whose Claims are more than 50 Million Won

Question	What would you do if government will not protect your claims on above 50 million Won when your principal insurer is insolvent?				
	Controlled		Treated		Difference in Share
	Freq.	Share	Freq.	Share	
Stay	36	97.30	19	51.35	-45.9*** (0.000)
Terminate and transfer	1	2.70	14	37.84	35.1 -
Terminate and leave	0	0	4	10.81	10.81 -
Total	37	100.00	37	100.00	-

Note: See Notes 1) and 2) of 〈Table 10〉.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

이러한 설문조사 및 분석 결과는 정부구제가 없을 경우 심각한 수준의 인슈어런스 런이 발생할 것이라는 시사점을 제공한다. 과거에 보험회사가 무너졌을 때 정부가 개입하지 않은 사례가 없어 인슈어런스 런이 발생하지 않았고, 따라서 만약 정부개입이 전혀 없다면 인슈어런스 런이 어느 정도의 규모로 발생할 것인지 알 수 없었으며 그 수치를 제시한 기존 연구도 찾아보기 어렵다. 그러나 본고는 비록 설문조사를 통하기는 했으나 정부개입이 전혀 없는 상황에서 발생할 수 있는 인슈어런스 런의 정도를 최초로 정량적으로 추정했다는 점에서 의미를 가질 수 있을 것이다.

3. 인슈어런스 런과 손실분담률

앞서 정부가 전혀 구제하지 않는 경우, 즉 보험계약자의 손실분담률이 100%인 경우 전체 보험계약자의 약 35~46%가 인슈어런스 런에 동참할 것이라는 점을 발견했다. 이러한 정도의 인슈어런스 런은 금융시장에 큰 혼란을 초래하고 보험계약자 다수에게 막대한 피

해를 입힐 것이므로 바람직하지 않다. 따라서 인슈어런스 런의 규모를 줄일 필요가 있다. 이를 위해서는 유사시 보험계약자가 분담해야 하는 손실비율을 줄여야 할 것이다. 그러나 정부가 유사시 전액 구제함으로써 손실분담비율을 0%로 줄일 경우 보험계약자들은 보험사의 건전성을 전혀 고려하지 않게 되고 보험사들은 보험계약자를 유치하기 위해 건전성을 제고하려는 노력을 할 유인이 적을 것이다. 이러한 도덕적 해이를 줄이면서도 과도한 인슈어런스 런이 발생하지 않도록 손실분담비율을 적절한 수준으로 설정할 필요가 있다.

이와 관련하여 설문조사에서는 미래에 주보험사가 파산할 경우 정부가 5천만 원 초과분에 대해서 최소 몇 % 이상의 금액을 구제해야 현재의 보험계약을 해지하지 않고 유지할 것인지 질문하였다. 이에 대해 1,200명의 암보험 가입자 중에서 소수(16.25%)인 195명은 정부가 최소한 90% 이상의 금액을 구제해야 보험계약을 유지할 것이라고 응답했다(<Table 12> 참조). 그런데 앞서 <Table 10>에서는 암보험 가입자의 6.8%가 아무런 부정적인 정보가 없는 상황에서도 보험계약을 해지할 것이라고 응답했다. 따라서 10% 미만($=16.25\%-6.8\%$)의 보험계약자들만이 유사시 10% 수준의 손실분담을 요구할 경우 인슈어런스 런에 동참할 것으로 보인다. 이러한 분석 결과를 통해 유사시 정부가 10% 미만의 손실분담을 요구하면 보험계약자들은 이를 관대한 조치로 여기고 대다수(84%)가 기존 보험사를 이탈하지 않을 것임을 알 수 있다.

<Table 12> The Minimum Assistance Rate for Stay

Question	Suppose that government protects X% of your claims on above 50 million Won. What is the minimum level of X to make you stay when your primary insurer is insolvent?			
Respondents	All cancer policyholders		Policyholders with large benefits	
-	Freq.	Share	Freq.	Share
0~50%	632	52.68	38	53.50
50~70%	82	6.82	5	4.39
70~80%	161	13.42	16	14.04
80~90%	130	10.82	13	11.41
90~95%	16	1.33	2	1.75
95~100%	179	14.92	17	14.91
Total	1,200	100.00	114	100.00

Note: 'Large benefits' are benefits larger than 50 million Won.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

계약유지를 위해 요구되는 최소구제비율은 부실 보험회사의 정리회생 정책에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 인슈어런스 런의 축소와 도덕적 해이의 축소라고 하는 상충관계에서 최적의 손실분담비율을 도출하기 위한 주요 고려사항이 되기 때문이다.

V. 결론

본 연구는 설문조사와 회귀분석을 통해 예금보험제도에 대한 보험계약자의 인지도와 유사 손실분담 의향을 분석했다. 먼저, 예금보험제도에 대한 인지도를 분석한 결과, 암보험의 계약자 대다수는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 알지 못했으며, 알고 있는 경우에도 보호대상은 해지환급금이 아닌 납입보험료라고 인지하고 있는 것으로 나타났다. 다음으로, 손실분담 의향을 분석한 결과, 보험계약자들은 약 10% 수준의 손실분담이 요구되면 기존 보험사를 이탈할 가능성이 크지 않은 것으로 나타났다.

이러한 분석결과를 통해 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 예금보험제도와 관련하여 보험계약자들은 가장 중요한 보호수단인 예금보험제도를 잘 모르고 보험에 가입했던 것으로 보인다. 이러한 문제는 특히 해지환급금이 없거나 적은 무해지·저해지환급금 보험에 가입한 계약자들에 더 두드러진다. 따라서 보험계약자를 효과적으로 보호하기 위해 예금보험제도에 대한 인식과 실제의 괴리를 줄임으로써 보험계약자들이 예상보다 큰 피해를 입는 일이 없도록 방지해야 할 것이다. 다음으로, 손실분담형 계약이전 시 10% 수준의 손실분담을 요구할 경우 인슈어런스 런을 크게 우려하지 않아도 될 것으로 보인다.⁹⁾ 이러한 분석결과는 향후 도덕적 해이를 줄이면서도 인슈어런스 런을 과도하게 촉발하지 않는 적정 수준의 손실분담률을 정하는 데 유용한 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

9) 2000년 전후 일본에서는 다수의 생명보험회사가 도산했다(원선희 2009). 이에 따른 부실 보험회사 정리과정에서 예정이율을 2.5% 내외로 줄여 보험금을 삭감하고 부족한 경우 책임준비금도 최대 10% 범위 내에서 삭감하는 손실분담형 정리 방식이 사용되었다(보험연구원 2019).

참고문헌

- 강중철·정세창 (2009), “생명보험회사에 대한 만족도, 신뢰도, 충성도에 영향을 미치는 요인 분석”, **한국데이터정보과학회지**, 제20권 제4호, pp. 713-717.
- (Translated in English) Kang, J. and S. Jung (2009). “An Analysis of the Factors Influencing Satisfaction, Reliance, and Loyalty to the Life Insurance Companies,” *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, 20(4):713-717.
- 공적자금관리위원회 (2020), **공적자금관리백서**.
- (Translated in English) Public Funds Management Committee (2020). *White Paper on Public Funds Management*.
- 금융감독원 (2017), **신지급여력제도 기준 마련을 위한 1차 공개협의안—가용, 요구자본 산출기준 및 내부모형 승인요건**.
- (Translated in English) Financial Supervisory Service (2017). *1st Consultation Paper on K-ICS: Regulatory Capital Assessment and Internal Rating Based Approach*.
- _____ (2021), **신지급여력제도 도입수정안(K-ICS 4.0)**.
- (Translated in English) Financial Supervisory Service (2021). K-ICS 4.0.
- 김대환·성주호·이동화·손성동 (2020), “생명보험산업의 예금보호제도 진단과 정책적 개선방안”, **리스크관리연구**, 제31권 제1호, pp. 1-41.
- (Translated in English) Kim, D., J. Sung, D. Lee and S. Son (2020). “Diagnosis of Deposit Insurance System in the Life Insurance Industry and Its Policy Challenges,” *Journal of Risk Management*, 31(1):1-41.
- 남상욱·조영빈 (2008), “손해보험사의 계약자신뢰에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제79권, pp. 195-220.
- (Translated in English) Nam, S. and Y. Cho (2008). “An Empirical Study on

the Policyholder's Trust for the Non-Life Insurance Company," *Journal of Insurance Academic Society*, 79:195-220.

보험연구원 (2019), **보험회사 정리제도 개선을 위한 연구**, 용역보고서, 예금보험공사.

(Translated in English) Korea Insurance Research Institute (2019). *A Study on Improvements in Insurance Company Resolution*, Consulting Paper, Korea Deposit Insurance Corporation.

예금보험공사 (2018), **예금보험관계 표시·설명·확인 제도 실무**.

(Translated in English) Korea Deposit Insurance Corporation (2018). Guidelines on Deposit Insurance Disclosure.

원선희 (2009), "최근 일본 생명보험회사의 파산 사례분석과 시사점," **금융리스크리뷰**, 가을호, pp. 51-59.

(Translated in English) Won, S. (2009). "Recent Japanese Insurer Bankruptcy Cases and Related Implications," *Financial Risk Review*, Fall:51-59.

오창수·안치홍·엄영호·김정렬·정세창 (2007), "보험권 목표기금제 도입방안에 관한 연구: 보험수리모형을 중심으로", **보험학회지**, 제77권, pp. 99-139.

(Translated in English) Ouh, C. et al. (2007). "A Study on the Introduction of the Target Fund for the Insurance Industry: Focusing on the Actuarial Model," *Journal of Insurance Academic Society*, 77:99-139.

이기영·최경진 (2018), **보험업 시스템 리스크 가능성 및 부실 보험회사 정리제도 연구**, 연구보고서, 한국개발연구원.

(Translated in English) Rhee, K. and K. Choi (2018). *A Study on Systemic Risks in Insurance Sectors and Resolution Schemes of Insolvent Insurance Firms*. Research Monograph, Korea Development Institute.

이창수·김성민 (2019), "국내 손해보험업권 예금보험 목표기금의 적정성 평가", **리스크 관리연구**, 제30권 제2호, pp. 33-76.

(Translated in English) Lee, C. and S. Kim (2019). "Assessing Adequacy of

- Deposit Insurance Target Fund in Non-Life Insurance Sector,” *Journal of Risk Management*, 30(2):33-76.
- 장동한·오기석 (2018), “적정 예금보험료를 분석 : 손보업권을 대상으로”, *무역연구*, 제14권 제6호, pp. 467-478.
- (Translated in English) Chang, D. and K. Oh (2018). “Analysis of Proper Deposit Insurance Premium Rate for Korean Property & Liability Insurance Business,” *Journal of International Trade & Commerce*, 14(6):467-478.
- 전용식 (2014), “자동차보험 계약자의 보험회사 전환 가능성 분석”, *보험금융연구*, 제25권 제3호, pp. 3-36.
- (Translated in English) Jeon, Y. (2014). “Analysis on Possibility of Auto Insurance Customer's Company Switching,” *Journal of Insurance Studies*, 25(3):3-36.
- 황순주·이기영 (2021), *부실 보험회사 정리회생제도의 합리적 개선방향*, 연구보고서, 한국개발연구원.
- (Translated in English) Hwang, S. and K. Rhee (2021). *A Study on Insurance Resolution*, Research Monograph, Korea Development Institute.
- Baluch, F., M. Stanley and P. Chris (2011). “Insurance, Systemic Risk, and the Financial Crisis,” *The Geneva Papers*, 36:126-163.
- Bernier, G. and M. Ridha (2010). “On the Economics of Post-assessments in Insurance Guaranty Funds: A Stakeholders' Perspective,” *Journal of Risk and Insurance*, 77(4):857-892.
- Carson, J. and S. William (1996). “The ‘Run on the Bank’ Exposure: Evidence and Implications for Life Insurer Insolvency,” *Journal of Insurance Issues*, 19(1):39-52.
- Cummins, D. (1988). “Risk-Based Premiums for Insurance Guaranty

- Funds,” *Journal of Finance*, 43(4):823-839.
- EIOPA (2018). *Discussion Paper on Resolution Funding and National Insurance Guarantee Schemes*.
- Eling, M. and S. Phillipp (2016). *Run-off 2016: The Status Quo and Future Relevance of Run-off in the German-Speaking Non-life Insurance Market*. Working Paper. Institute of Insurance Economics at the University of St. Gallen.
- FSB (2014). *Key Attributes of Effective Resolution Regimes for Financial Institutions*.
- Geneva Association (2010). *Systemic Risk in Insurance: An Analysis of Insurance and Financial Stability*.
- Han, L. C. Gene and C. Robert (1997). “A Financial Economic Evaluation of Insurance Guaranty Fund System: An Agency Cost Perspective,” *Journal of Banking & Finance*, 21:1107-1129.
- Harrington, S. (1992). “Policyholder Runs, Life Insurance Company Failures, and Insurance Solvency Regulation,” *Cato Review of Business and Government*:27-37.
- _____ (2009). “The Financial Crisis, Systemic Risk, and the Future of Insurance Regulation,” *Journal of Risk and Insurance*, 76(4):785-819.
- Li, X., D. Jianming and L. Jyh-Horng (2020). “Life Insurer Performance under the Bailout of Distressed Asset Purchases,” *Applied Economics*, 52(19):2063-2078.
- Schich, S. (2009). *Insurance Companies and the Financial Crisis*. OECD Journal: Financial Market Trends.
- Schwarcz, D. and S. Steven (2014). “Regulating Systemic Risk in Insurance,” *University of Chicago Law Review*, 81:1569-1640.

Abstract

This paper analyzes how much policyholders are protected and willing to take losses in case of insurers' insolvency. The main results are as follows. First, most policyholders are unaware that the Korea Deposit Insurance Corporation protects them up to 50 Million Won. Second, most policyholders who are aware of these protection measures believe that the deposit insurer protects paid-in insurance premiums even though, in reality, the deposit insurer covers only the surrender value. Third, policyholders are unlikely to engage in insurance run even if they are required to bear losses up to 10% of their claims on above 50 Million Won. These findings provide implications for policyholder protection and insurer resolution policies.

※ Key words: Policyholder Protection, Insurance Guarantee Fund, Loss-sharing, Insurance Run

보험계약자의 예금보험제도에 대한 인지도와 유사시 손실분담 의향 분석*

How Much Policyholders Are Protected and Willing to Take Losses in Case of Insurers' Insolvency?

황 순 주**

Sunjoo Hwang

예금보험제도와 손실분담은 보험사 정리정책에서 중요한 두 가지 요소이나 보험계약자들이 이 두 요소에 대해 어떻게 인식하고 있는지 알려진 바가 적다. 본 연구는 설문조사와 회귀분석을 통해 먼저 예금보험제도에 대한 보장성 보험계약자의 인지도를 분석하였다. 분석 결과, 보험계약자 대다수는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 알지 못했고, 알고 있는 계약자들 중 상당수도 보호대상은 해지환급금이 아닌 납입보험료라고 잘못 인지하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 향후 보험사가 무너지면 보험계약자는 예상보다 높은 피해를 입을 수 있으므로 인지도의 개선이 요청된다. 다음으로, 손실분담 의향을 분석한 결과, 보험계약자들은 보험사 파산 시 약 10% 수준의 손실분담이 요구되더라도 기존 보험사를 이탈할 가능성이 크지 않은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 인슈어런스 런을 최소화하면서도 도덕적 해이를 줄이기 위한 적정 손실분담률의 수준이 무엇인지에 대한 유용한 참고자료가 될 것이다.

국문 색인어: 보험계약자 보호, 예금보험제도, 손실분담, 인슈어런스 런

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030600, B030602, B030700

* 본 논문은 워킹페이퍼인 『부실 보험회사 정리회생 제도의 합리적 개선방향』(황순주·이기영 2021)의 내용 중 저자가 단독으로 작성한 제6장의 내용을 확장·수정한 것입니다. 본 논문의 내용은 저자의 소속기관의 공식적인 의견이 아니라 저자 개인의 의견임을 밝힙니다. 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해 주신 익명의 심사자 분들께 깊은 감사를 표합니다.

** 한국개발연구원(KDI) 거시·금융정책연구부 연구위원(hwang.sunjoo@kdi.re.kr), 제1저자 논문 투고일: 2022. 12. 7, 논문 최종 수정일: 2023. 2. 22, 논문 게재 확정일: 2023. 8. 18

I. 서론

최근 회계 및 규제환경의 변화는 보험산업의 건전성 비율을 낮출 것으로 보인다. 2023년부터 새로운 회계기준인 IFRS 17이 도입되고 새로운 자본규제인 K-ICS도 시행될 예정이다(금융감독원 2017; 2021). 따라서 그간 과소평가되었던 보험부채가 재평가를 통해 확대되고 과대평가되었던 보험수익은 축소되면서 건전성 비율이 하락할 것으로 예상된다(금융감독원 2021). 한편, 최근에는 각국의 가파른 금리인상으로 유동성 위험에 직면한 일부 보험사도 나타나고 있다. 외환위기와 같은 대규모 금융위기가 재발하면 다수의 보험사가 무너지는 상황도 발생할 수 있다. 보험사가 실제로 파산할 가능성은 낮지만 일단 파산하면 국민경제에 큰 피해를 초래하므로 파산 이후 어떻게 효과적으로 정리할 것인지 제도적 체계를 갖출 필요가 있다.

보험계약자 보호는 보험사 정리정책에서 중요한 이슈 중 하나이다. 미래 위험을 대비하는 수단으로서 보험서비스가 갖는 중요성으로 인해 국민경제에는 수많은 보험계약자들이 존재한다. 성별, 연령, 소득과 상관없이 많은 국민들이 보험계약에 가입해 있으므로 보험계약자를 적절한 수준에서 효과적으로 보호하는 것은 중요한 정책적 과제이다. 현행 보험사 정리제도에 따르면 보험계약자는 크게 두 가지 방식으로 보호된다. 보험사가 무너지면 다양한 정리 방식 중에서 주로 청산이나 계약이전 방식이 고려된다. 청산 방식이 적용되면 법인으로서의 보험사는 폐지되고 보험계약도 모두 해지되나 예금보험공사가 5천만 원을 한도로 보험계약자를 보호한다. 반면, 계약이전 방식이 적용되면 계약조건의 변경 없이 보험계약이 모두 부실 보험사를 인수한 타 보험사에 이전되므로 보험계약자는 전액보호받는 셈이다. 그런데 전액보호형 계약이전 방식은 도덕적 해이를 초래할 수 있어 최근 손실분담형 계약이전 방식이 새로운 대안으로 대두되고 있다. 계약을 이전하되 보험료를 높이거나 보험금 또는 예정이율을 낮추는 등 계약조건을 변경하여 보험계약자가 손실을 일부 분담하는 방식이다.¹⁾ 물론 이 경우에도 5천만 원까지는 보호된다.

보험계약자 보호 정책의 효과성을 높이기 위해서는 보험계약자의 인식 수준을 정확하게

1) EIOPA(2018)나 FSB(2014)도 우선적으로 기존 계약이 정상적으로 작동하도록 하되 부분적인 손실분담이 필요하다고 권고하였다.

파악하는 것이 중요하다. 특히, 예금보험제도에 대해 잘 알고 있는지, 손실분담이 요구될 경우 얼마까지 손실을 분담해도 기존 보험사를 이탈하지 않고 잔류할 것인지가 중요하다. 먼저, 예금보험제도는 보험계약자 보호의 일종의 마지노선이다. 청산, 전액보호형 계약이전, 손실분담형 계약이전 등 어떤 방식이 사용되더라도 최소 5천만 원까지는 보호되기 때문이다. 그런데, 이러한 사실을 보험계약자가 모르고 있다면, 또는 알고 있지만 5천만 원 보호가 적용되는 대상에 대해 오해하고 있다면, 실제로 보험사가 무너졌을 때 예금보험공사를 통해 보호되는 수준과 보험계약자가 예상한 수준에서 차이가 발생하면서 혼란이 발생할 수도 있다. 다음으로, 5천만 원 초과분에 대해서는 전액 보호된다고 생각하는지, 그렇지 않다면 얼마나 보호된다고 생각하는지, 부분보호 시 얼마만큼 손실을 분담할 의향이 있는지 파악할 필요가 있다. 만약 대다수의 보험계약자가 5천만 원 초과분에 대해서도 정부가 어떤 방식으로든 개입하여 충분히 보호한다고 예상한다면, 청산이나 손실분담형 계약이전 방식을 적용했을 때 계약자들의 충격이 클 것이기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 보험계약자가 예금보험제도를 얼마나 정확하게 인지하고 있는지, 또한 유사시 손실분담에 대한 의향이 어느 정도인지를 설문조사와 이에 기반한 회귀분석을 통해 분석한다. 먼저, 예금보험제도에 대한 인지도를 분석한 결과, 보장성 보험 계약자의 약 3분의 2는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 모르고 있었다. 또한, 보험계약자의 절반은 유사시 예금보험공사가 납입보험료를 5천만 원까지 보장한다고 믿고 있었다. 이는 주로 해지환급금을 보호하되 예외적인 경우 보험금을 5천만 원까지 보호하나 납입보험료는 보호대상에 포함하지 않는 예금보험공사의 실제 규정과 다른 결과이다. 그런데 해지환급금은 일반적으로 납입보험료보다 적기 때문에 유사시 보험사가 파산하면 보험계약자들은 예상했던 것보다 낮은 수준으로 보호되어 혼란이 발생할 수 있다. 특히, 해지환급금이 없거나 적은 무해지·저해지환급금 보험에 가입한 계약자 역시 대다수가 해지환급금이 보호대상이라는 사실을 알지 못해 유사시 예상보다 큰 손실을 입게 될 것으로 나타났다.

다음으로, 5천만 원 초과액에 대하여 유사시 정부가 직·간접적인 개입을 통해 얼마까지 보호할 것인지 분석한 결과, 정부가 전액을 구제할 것이라고 응답한 보험계약자는 전체의 10% 수준에 불과했다. 또한, 유사시 손실분담이 요구될 경우, 얼마까지 손실을 분담해도

기존 보험사를 떠나지 않고 잔류할 것인지 분석한 결과, 약 10% 수준의 손실분담률이 적용되면 대다수 보험계약자들이 기존 보험사에 잔류할 것이라고 응답했다.

이러한 분석결과를 통해 크게 두 가지의 정책적 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, 보험계약자 보호제도의 효과성을 높이기 위해서는 예금보험제도에 대한 계약자들의 인식과 실제와의 괴리를 줄여야 한다는 것이다. 둘째, 손실분담형 계약이전 시 10% 수준의 손실분담률을 요구할 경우 대규모의 보험계약자들이 기존 보험사를 이탈하는 소위 인슈어런스 런 현상이 우려할 만한 수준으로 발생하지 않을 것이라는 점이다.

1. 선행연구 및 차별성

본 논문과 같이 우리나라 보험계약자를 대상으로 예금보험제도의 인지도나 유사시 손실분담 의향에 대해 분석한 연구는 찾아보기 어렵다. 본 연구의 주제와 관련이 있는 선행연구는 크게 (1) 보험계약자의 대규모 인출사태(인슈어런스 런)에 관한 문헌, (2) 보험계약자 보호기금에 관한 문헌, (3) 보험업 시스템 리스크 및 구제금융에 관한 문헌, (4) 보험계약자 보호제도와 보험소비자 행동에 관한 국내 문헌 등이 있다.

먼저 대규모 인출사태에 관해서는 1990년대 초반 미국에서 다수의 보험사가 인슈어런스 런을 경험하고 파산하면서 여러 연구가 이루어졌다. Schwarcz and Schzarcz(2014)는 보험계약자의 대규모 인출사태가 बैं크런만큼 자주 발생하지는 않지만, 일정한 계약기간이 지나면 돈을 인출하는 것이 허용되거나 보험사의 대출을 받는 방식으로 유동성이 빠져나갈 수 있어 유의해야 한다고 지적한다. Harrington(1992)은 1991년 6개 생명보험사가 장기적으로는 지급가능(Solvent)했으나 인슈어런스 런으로 인해 유동성 위기에 직면하면서 무너졌다고 진단했다. Carson and Scott(1996)은 이러한 90년대 초 대규모 인출사태에 대한 실증분석을 통해 90년대 이전에는 국제신용평가사들이 보험사의 유동성 이슈를 신용등급에 충분히 반영하지 않은 것을 발견한 후, 보험계약자의 인슈어런스 런 문제는 बैं크런 정도는 아니더라도 여전히 중요하게 고려되어야 한다고 주장했다. 이러한 연구들은 그간 경시되었던 보험계약자 대량 인출사태의 중요성을 재확인했다는 점에서 의의가 있으나, 본 연구는 여기서 나아가 설문조사 및 실증분석을 통해 인슈어런스 런 가능성이 얼마

나 큰지, 정부의 개입과 어떠한 관련이 있는지 수치적으로 분석하였다.

보험계약자 보호기금에 관해서는 적정 기금출연료 부과체계에 대한 연구가 많이 이루어졌다. Cummins(1988)는 옵션가격결정모형을 분석하여 위험조정 출연료 부과체계를 도입하면 보험사의 자산건전성이 개선될 수 있음을 보였고, Han et al.(1997)은 사전 부과체계가 사후 부과체계보다 보험사의 위험관리에 효과적임을 보였으며, Bernier and Mahfoudhi(2010)는 사후 부과체계를 사용할 경우 생존한 보험사들이 동반부실화될 우려가 있으므로 보험계약자에게 부과하는 보험료를 할증해야 한다고 주장했다. 보호기금의 적정 출연료에 주안점을 둔 기존 연구와 달리 본 연구는 보호기금을 통해 보호되는 대상이 납입보험료인지, 보험금인지, 해지환급금인지에 초점을 두고 있고 보호대상에 대해 소비자들이 어떻게 인지하고 있는지 분석하고 있어 차별화된다.

보험업 시스템 리스크에 관해서는 2008년 금융위기 이후 다수의 연구가 이루어졌다. Harrington(2009)은 당시 최대 규모의 구제금융을 받았던 AIG가 전통적 보험영업을 통해 위기를 맞은 것이 아니라 CDS 발행 등 비전통적 투자은행 사업의 실패로 위기를 맞았다고 진단했다. Geneva Association(2010)도 금융위기 당시 위기를 직면한 글로벌 보험사 중 상당수는 전통적 보험영업이 아닌 비전통적 투자영업으로 인해 위기에 빠졌다고 밝혔다. 그러나 Baluch et al.(2011)은 금융위기 이후 보험사들이 비전통적 영업행위를 다시 강화하면서 보험사의 시스템 리스크가 확대되고 있음을 실증적으로 보였다. 이러한 기존연구는 주로 보험사의 시스템 리스크의 규모를 측정하는 데 초점을 맞추고 있는 반면, 본 연구는 보험회사가 무너질 경우 보험계약자가 적절하게 보호될 수 있는지, 이에 대한 소비자의 인지도는 어느 정도인지 분석하고 있어 차별화된다. 한편, Li et al.(2020)은 이론분석을 통해 금융위기 시에 TARP와 같이 부실 보험사의 자산을 정부가 매입하는 방식으로 구제금융(Bailout)을 실시할 경우 보험계약자가 보다 효과적으로 보호된다는 결과를 도출했는데, 본 연구에서는 정부구제에 대한 보험계약자의 기대의 정도, 보험계약자의 손실분담 의향에 대한 수치적 분석결과를 도출하고 있어 차이가 있다.

본 연구의 주안점인 보험계약자 보호제도와 관련한 국내문헌은 목표기금제나 적정 예금보험료율에 관한 연구가 주를 이루고 있다(오창수 외 2007; 장동한·오기석 2018; 이창수·김성민 2019). 한편, 김대환 외(2020)는 주요국 사례 및 제도 연구를 통해 통합예금보

험제도보다는 별도의 독립적 보험계약자 보호기구를 도입하고 예금보험료 부과기준을 책임보험금이 아닌 수입보험료로 전환하는 것이 바람직하다고 주장했다. 보험소비자가 기존 보험사를 이탈하고 새로운 보험사로 전환하는 ‘전환가능성’은 본 연구에서 중요한 분석대상인데, 전용식(2014)은 실증분석 결과 기존 보험사의 보험료가 높을수록, 서비스의 만족도가 낮을수록, 고객의 충성도가 낮을수록 전환가능성이 높음을 발견했다. 기존 보험사에 대한 신뢰도도 본 연구와 관련이 깊은 주제인데, 남상욱·조영빈(2008)은 손해보험계약자를 대상으로 설문조사한 결과 기존 보험사의 공신력, 배려, 정직성이 계약자 신뢰의 결정요인임을 밝혔고, 강중철·정세창(2009)은 생명보험 계약자에 대한 설문조사를 통해 보험회사의 자질 및 사회적 책임이 결정요인임을 발견했다. 목표기금제, 적정예금보험료, 기존 보험사에 대한 소비자 신뢰성 결정요인 등을 분석한 이러한 기존문헌과 달리 본고는 보험계약자 보호기금의 적용대상이 무엇인지, 소비자의 인지도는 충분한지, 보험계약의 유형에 따라 인지도에 차이가 있는지 분석하고 있어 차별화된다.

본고는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 설문조사와 응답자의 구성 및 보험가입 정보를 제시하고 있다. 제3장에서는 예금보험제도에 대한 응답자의 인지도를 분석한다. 제4장에서는 손실분담형 정리제도와 관련하여 응답자의 손실분담 의향과 인슈어런스 런 가능성을 분석한다. 제5장은 본고의 결론이다.

II. 설문조사

본 연구에서는 암보험 및 저축성 보험 가입자를 대상으로 설문조사를 수행하였다. 암보험은 보험계약구조가 단순하여 국민의 이해도가 높고 많은 소비자들이 가입해 보장성 보험으로서의 대표성과 표준성이 높다고 판단하여 주된 조사대상으로 선택하였다. 저축성 보험은 투자수익에 따라 만기 시 지급금이 달라져서 전형적인 저축성 보험으로 보기 어려운 변액연금보험을 제외한 나머지 보험을 설문조사 대상으로 선택하였다.

설문조사는 다음과 같이 이루어졌다. 먼저 암보험 가입자에 대해서는 두 차례에 걸쳐 설문조사를 수행했는데, 제1차 암보험 가입자 설문조사는 2021년 7월 2일부터 7월 16일까

지 웹조사 방식을 통해 20대 이상 600명을 대상으로 이루어졌다.²⁾ 600명의 응답자 중 100명은 중도해지 시 해지환급금이 없거나 매우 낮은 무해지·저해지 환급금 암보험의 가입자로 구성했고, 나머지 500명은 일반적인 암보험의 가입자로 구성했다. 한편, 암보험은 단독 암보험으로 판매되는 경우도 있지만 실손보험 등 다른 보험의 특약에 포함되어 있는 경우도 많다. 설문조사는 단독 암보험 가입자와 특약 암보험 가입자 모두를 대상으로 이루어졌다. 전체 응답자 중 단독 암보험과 특약 암보험 가입자의 비율은 각각 44%, 52% 수준 이었고 나머지는 자신이 어떤 형태의 암보험에 가입했는지 알지 못했다. 제2차 암보험 가입자 설문조사는 2021년 8월 19일부터 8월 25일까지 웹조사 방식으로 이루어졌다. 제2차 설문조사는 제1차 설문조사와 응답자 수, 설문문항 등 다른 모든 것은 동일하나, 건강 상태나 금융이해력 등에 대한 설문문항이 추가되었다.

다음으로 저축성 보험 가입자 설문조사는 2021년 7월 7일부터 7월 16일까지 웹조사 방식을 통해 20대 이상 500명을 대상으로 이루어졌다. 본고에서 많은 경우 저축성 보험 가입자는 암보험 가입자의 비교대상으로 고려된다. 저축성 보험은 은행권의 적금과 많은 면에서 유사하다. 본고에서 중점적으로 고려하는 이슈인 예금보험제도나 유사시 소비자의 대규모 이탈 가능성은 은행권에서도 중요한 이슈이다. 본고는 보험권, 특히 보장성 보험 가입자에 대해 이러한 이슈를 점검하는 것이 목적이므로, 저축성 보험은 주된 관심사가 아니라 보장성 보험에 대한 비교대상으로서 고려하였다.

응답자는 인구비중에 따라 지역별, 성별, 연령별로 고르게 분포하도록 구성하였다. 제1차 암보험 설문조사의 응답자의 경우, 남녀 비율은 50 대 50이며, 연령별 비중은 20대, 30대, 40대, 50대, 60대 또는 그 이상이 각각 11.8%, 18.5%, 22.5%, 23.3%, 23.8%였다. 최종학력에 따른 비중은 고졸 이하, 2·3년제 대졸·재학, 4년제 대졸·재학 및 대학원 졸업·재학이 각각 19.3%, 21.2%, 49.2% 및 10.3%였다. 기혼자의 비중은 71.8%였고, 자녀가 있는 경우가 67%였다. 월평균수입에 따른 비중은 200만 원 미만, 200~400만 원, 400~600만 원 및 600만 원 이상이 각각 16%, 47%, 24% 및 13%였다. 응답자의 재산은 평균 3억 9천 4백만 원이고 대출액은 평균 5천 5백만 원이었다. 제2차 암보험 설문조사나

2) 설문조사지는 지면 관계상 본고에 첨부하지 않았으나, 저자에게 개별적으로 요청할 경우 제공할 예정이다.

저축성 보험 설문조사도 응답자는 인구비중에 따라 지역별, 성별, 연령별로 고르게 분포하도록 구성하였고 결과적으로 최종학력, 혼인 여부, 자녀 수, 월평균수입, 재산, 대출 등에 대한 기초통계도 상기와 유사했다.

응답자들이 가입한 보험에 대한 대략적인 정보는 아래와 같다. 첫째, 전체 응답자의 절반 미만이 2개 이상의 암보험에 가입한 것으로 나타났다. 예컨대, 제1차 암보험 설문조사의 경우, 1개의 암보험에만 가입한 사람은 337명으로 전체 응답자의 56.2%였고, 나머지는 2개 이상의 암보험에 가입했다. 제2차 암보험 설문조사나 저축성 보험 설문조사의 응답자도 각각 1개의 보험에만 가입한 사람은 56.0%, 59.6%로 비슷했다.

설문조사에서는 복수의 보험에 가입한 경우 어떤 보험이 가장 주된 보험인지 물어보았다. 주된 보험을 판별하는 기준은 여러 가지가 있으나 본 연구에서는 가장 많은 보험료를 납부하는 보험을 주된 보험으로 인식하였다. 예컨대 3개 보험사가 제공하는 4개 암보험에 가입한 경우, 4개 암보험 중 보험료가 가장 높은 암보험이 주된 보험이 되고, 이러한 주된 보험을 제공하는 보험회사를 ‘주보험사’라고 명명하였다.

응답자들이 주보험계약을 위해 지불하는 보험료(이하, ‘주보험료’라 함)는 암보험 제1차 설문조사의 응답자의 경우 평균 8만 원이고, 주보험계약을 통해 암이 발생한 경우 지급받는 보험금(이하, ‘주보험금’이라 함)은 평균 6천 7백만 원이며, 주보험의 최대보장연령은 평균 84세인 것으로 나타났다. 암보험 제2차의 경우에도 이와 대동소이했다. 저축성 보험의 응답자의 경우 주보험료와 주보험금은 각각 평균 21만 원 및 5천 8백만 원인 것으로 나타났다.

III. 예금보험제도 인지도 분석

1. 보험계약자 보호 제도

보험회사가 무너지면 여러 가지 방식으로 정리(Resolution)될 수 있는데, 가장 전형적인 방식은 청산과 계약이전이다. 첫째, 청산(Liquidation)은 보험사의 잔존재산을 보험계약자, 채권자, 임직원 등 각종 청구권자에게 분배하고 법인으로서의 보험사는 폐지한다. 이 경우 보험계약자는 보험계약이 해지될 뿐 아니라 납입한 보험료의 상당 부분을 돌려받

지 못할 가능성이 크므로 손실을 입을 수 있다. 그러나 개인이 가입한 보험은 일부 예외를 제외하면 예금보험공사가 5천만 원까지 파산한 보험사를 대신하여 보호한다.³⁾

두 번째 정리 방식은 계약이전이다. 실패한 보험사의 자산 및 부채를 건실한 다른 보험사가 포괄적으로 인수하는 것이다. 이 과정에서 보험계약자들이 갖고 있던 보험계약은 계약조건의 변경 없이 인수 보험사로 이관된다. 따라서 보험계약자 입장에서는 보험사만 달라질 뿐, 기존과 동일한 보험료를 내고 보험금 지급사유 발생 시 동일한 보험금을 받기 때문에 전액보호되는 것과 같다. 보험사 청산 후 예금보험공사로부터 5천만 원까지 보호되는 것보다 계약이전을 통해 전액보호되는 것이 나은 것이다. 그러나 부실 보험사를 건실한 보험사가 인수하면 부실을 떠안기 마련인데, 이에 따른 순자산부족액을 어떻게 메울 것인가가 중요한 문제로 대두된다. 이와 관련된 분석은 제4장에서 이루어진다.

본 장에서는 상기의 양대 정리 방식 중 청산 시 적용되는 예금보험제도에 대해 보험계약자들이 얼마나 정확하게 인지하고 있는지 분석하기로 한다.

2. 예금보험공사의 5천만 원 한도 보호사실 인지도

예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 알고 있는지 질문한 결과, 비교대상인 저축성 보험 응답자는 65%가 이를 알고 있었으나, 암보험 응답자는 36%만이 알고 있었다(〈Table 1〉 참조). 요컨대, 저축성 보험 가입자는 대부분이 예금보험제도를 통해 보호된다는 것을 알고 있었지만, 암보험 가입자는 대부분이 이를 모르고 있었던 것이다.

이러한 차이가 발생한 이유는 무엇일까? 저축성 보험은 은행의 적금과 유사하다. 보험료와 보험금은 각각 은행적금의 매월 불입금 및 만기 시 원리금과 유사하다. 따라서 저축성 보험의 계약자들은 은행 적금에 가입할지 저축성 보험에 가입할지 비교한 후 후자를 선택했을 것이다. 은행적금에 대해 예금보험제도가 적용된다는 사실이 대중에 잘 알려져 있기 때문에 저축성 보험 계약자들은 은행적금과 유사한 저축성 보험에 대해서도 예금보험제도의 적용 사실을 알고 있을 가능성이 크다. 반면, 암보험은 은행적금과 큰 차이가 있다. 보험금은 만기 도래 여부와 무관하게 질병이나 사고가 발생하는 경우에만 지급된다. 따라

3) 예외적으로 변액보험은 운용성과에 따라 만기보험금이 달라질 수 있어 주식 등 투자상품과 유사하므로 예금보험제도를 통해 보호되지 않는다(최저보증금액은 제외).

서 은행의 적금을 보호하기 위해 만들어진 예금보험제도가 암보험까지 보호한다는 것은 많은 보험계약자에게 생소한 사실일 수도 있다.

〈Table 1〉 Awareness of Deposit Insurance 1: Survey

Question	Do you know that the Korea Deposit Insurance Corporation protects your claims up to 50 Million Won?				
Respondents	Savings type insurance		Cancer insurance		Difference in shares
	Frequency	Share	Frequency	Share	
Yes	324	64.80	435	36.25	-28.55
No	176	35.20	765	63.75	+28.55
Total	500	100.00	1,200	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

암보험 가입자와 저축성 보험 가입자 사이에 예금보험제도에 대한 인지도에 차이가 있는지 보다 면밀하게 분석하기 위해 로짓분석(Logistic regression analysis)을 수행하였다. 종속변수는 예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장하는 사실을 안다고 응답했으면 1, 모른다고 응답했으면 0인 더미변수이고, 주된 독립변수는 암보험이면 1, 저축성 보험이면 0인 더미변수('Cancer insurance')이다. 그 밖에 보험계약자의 연령대, 최종학력, 월평균수입, 재산합계, 대출합계 또는 주보험료와 주보험금을 통제변수로 사용했고, 시군구 단위로 구분된 지역별 고정효과와 대상 샘플의 유형(암보험 1차 설문조사 샘플, 암보험 2차 설문조사 샘플, 저축성 보험 설문조사 샘플)을 통제했다.

분석 결과, 암보험 가입자는 저축성 보험 가입자에 비해 예금보험제도에 따른 보호 사실을 인지하고 있을 확률이 낮았고, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다(〈Table 2〉 참조). 또한, '암보험 여부'의 평균 한계효과는 모형 1, 2에서 각각 -30.8%, -33.0%로 나타났다. 즉, 평균적으로 암보험 가입자는 저축성 보험 가입자에 비해 예금보험제도에 따른 보호 사실을 인지하고 있을 확률이 30%에서 33% 정도 낮다는 것이다. 이러한 수치는 설문조사 결과를 단순하게 비교한 〈Table 1〉과 유사하다.

한편, 20~30대 청년층이 40대 중년층에 비해 예금보험제도에 대한 인지도가 낮은 것으로 나타났다. 이를 통해 중년층이 중요 금융정보를 보다 잘 파악하고 있음을 알 수 있다. 또한, 월평균수입이나 대출금액이 적을수록 예금보험제도에 대한 인지도가 낮다는 결과가 나타났다.

월평균수입이 많은 사람일수록 재산변동에 민감하게 대응하고, 대출이 많은 사람일수록 금융 사고에 대한 위험회피성향이 크다고 예상할 수 있는데, 분석결과는 이러한 예상에 부합한다.

〈Table 2〉 Awareness of Deposit Insurance 2: Regression

Dependent variable: Awareness of deposit insurance		
Explanatory variables	Model 1	Model 2
Cancer insurance	-1.2484*** [-30.8%] (0.0000)	-1.3737*** [-33.0%] (0.0000)
20s	-0.9221*** (0.0003)	-0.8152*** (0.0044)
30s	-0.7642*** (0.0000)	-0.7208*** (0.0028)
Monthly income	0.0559* (0.0949)	0.0841* (0.0640)
Debt	0.0014*** (0.0034)	0.0010 (0.1005)
50s, 60s, 70s, Assets, Schooling	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	.	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes
Observations	1,646	1,215
Pseudo R-squared	0.1280	0.1337

Notes: 1) This is the result of logistic regression analysis. Dependent variable is 1 if the respondent says 'yes' for the question that "Do you know the Korea Deposit Insurance Corporation (KDIC) protects your claim up to 50 Million Won?" Dependent variable is 0 if the answer is 'no.' 'Cancer insurance' is 1 if the sample is from the 1st or 2nd survey for cancer policyholders but 0 if the sample is from the survey for savings type policyholders. '20s,' '30s,' '50s,' '60s,' and '70s' are ages. 40s is the benchmark in the regression equation. 'Monthly income,' 'Debt,' and 'Assets' are in million Won. 'Schooling' is 1 if the respondent did not take advanced education. It is 2, 3, and 4 if the respondent has 2-3 year college diploma, 4-year university diploma, and graduate school diploma, respectively. 'Premium' and 'Benefit' are insurance premium and benefit of the respondent's primary insurance contract. 'Region' is Si/Gun/Gu-level. 'Sample type' is one of 1st cancer insurance survey, 2nd cancer insurance survey, or savings type insurance survey.

- 2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are the p-values. Numbers in brackets are the average of marginal effects. Estimated coefficients and standard errors on some explanatory variables are omitted if they are not statistically significant.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

3. 5천만 원 한도가 적용되는 범위에 대한 인지도

예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다면, 이 5천만 원이 적용되는 대상은 무엇일까? 은행적금의 경우 만기 시 지급되는 원금과 소정의 이자의 합계에 대하여 5천만 원 한도가 적용되는데, 보험계약은 무엇에 대하여 5천만 원 한도가 적용될까? 예금자보호법 제29조에 따라 보험회사는 보험계약을 체결할 때 예금보험관계 성립 여부 및 예금보험금의 한도를 보험계약자에게 설명해야 한다. 이에 따라 예금보험공사는 보험회사에 〈Box 1〉과 같은 안내 문구를 보험계약자에게 보여줄 것을 요구하고 있다. 이 안내 문구에 따르면 예금보험공사가 5천만 원까지 보호하는 대상항목은 주로 해지환급금이다. 여기서 ‘주로’라는 단어를 사용하는 이유는 반드시 해지환급금만이 5천만 원 한도의 적용대상은 아니기 때문이다. 안내 문구를 보면 해지환급금이라는 문구 뒤 괄호 안에 “또는 만기 시 보험금이나 사고보험금”이라는 문구를 포함함으로써 주로 해지환급금을 보호하지만 보험사가 파산한 시점과 보험금 지급사유가 발생한 시점이 일치하는 예외적인 경우에는 보험금을 보호할 수도 있다는 의미를 전달하고 있다.

〈Box 1〉 KDIC's Recommendation on Provisions Regarding Deposit Insurance

“Korea Deposit Insurance Corporation protects this insurance contract. The coverage is 50 Million Won of the sum of surrender values (or benefits) and auxiliary payments of all eligible financial products provided by the insurer of the aforementioned insurance contract.”

Source: Korea Deposit Insurance Corporation(2018).

실무적으로 해지환급금과 보험금(만기 시 보험금 또는 질병이나 사고 발생 시의 보험금) 중에서 해지환급금이 주된 보호대상이 될 수밖에 없는 이유가 있다. 해지환급금은 매 시점 별 금액이 정해져 있는 반면, 보험금은 (만기 시 정액 보험금이 지급되는 저축성 보험 등 일부 경우를 제외하면) 질병이나 사고에 연동하여 발생하기 때문에 질병·사고가 발생하지 않은 시점에서는 그 금액이 정해져 있지 않다. 예컨대 어떤 보험회사가 파산하여 예금보험공사가 보험계약자에게 5천만 원 한도 내 예금보험금을 지급해야 할 때, 이 암보험 계약자가 아직 암에 걸리지 않았다면 암보험금을 5천만 원까지 지급하는 것은 상식적이지 않다.

반면, 당해 시점에서 해지했을 때 받는 해지환급금은 수치가 당해 시점에 정확하게 존재하기 때문에 이를 지급하는 것이 가능하다.

〈Table 3〉는 예금보험공사가 보험료, 보험금, 해지환급금, 기타 중 어떤 항목에 대해서 5천만 원까지 보장한다고 생각하는지 질문한 결과이다.⁴⁾ 저축성 보험은 은행적금과 유사하기 때문에 주된 관심의 대상이 아니므로, 암보험 가입자를 대상으로 질문하였다. 설문 결과, 전체 암보험 가입자의 17.5%만이 해지환급금이 예금보험공사가 보호하는 대상이라고 대답하였다. 나머지 80% 이상의 응답자는 예금보험공사가 직접 안내하고 있는 〈Box 1〉의 문구와는 달리 해지환급금이 아닌 보험료 또는 보험금이 예금보험금 지급의 대상이라고 알고 있었다. 〈Box 1〉에 따르면 보험금은 경우에 따라 예금보험금 지급의 대상항목이 될 수도 있다. 그러나 보험료는 안내 문구에 포함되어 있지 않음에도 불구하고 보험계약자 상당수는 예금보험공사의 보호대상이라고 인식하고 있었다.

4) 아래의 설문조사 결과를 해석할 때 두 가지 유의할 사항이 있다. 첫째, 제도의 구체적인 내용에 대해 일반 소비자에게 설문하는 것은 정확도 차원에서 문제가 있을 수 있다는 점이다. 질문의 내용을 잘 이해하지 못하고 부정확하게 답변할 가능성도 있다. 다만, 보호대상이 무엇인지 정확하게 아는 것은 보험계약자에 대한 실효적 보호가 가능한지 여부를 결정하는 중요한 요인이므로 정확도에 다소 문제가 있더라도 해당 설문결과가 향후 유용한 참고자료가 될 수 있을 것이다. 두 번째 유의사항은 어떤 의미에서는 보험료, 보험금, 해지환급금이 모두 보호대상이 된다고 볼 수도 있다는 점이다. 왜냐하면 보호대상은 원칙적으로는 납입보험료 전체이나 실무적, 현실적으로는 해지환급금이며, 보험사 파산시점과 보험금 지급사유 발생시점이 일치할 경우 사고보험금도 보호대상이 될 수 있기 때문이다. 이와 같이 원칙과 실무의 차이가 있어 보호대상이 무엇인지에 대한 혼란이 발생할 수 있다. 다만, 본 연구에서는 현실에서 관련법과 규정에 따라 보험계약자가 실제로 보호받는 금액이 무엇인지에 초점을 맞추고 있어 실무적 관점에서의 보호대상 즉, 해지환급금(또는 보험금 지급사유 발생시점이 파산시점과 일치할 경우 보험금)을 보호대상으로 보고 있다.

〈Table 3〉 Awareness of Eligible Claims 1: Cancer Policyholder

Question	What is the eligible claim for which the 50 Million Won protection by KDIC applies?					
	Total		Who knows DI		Who has NLSV	
Respondents	Freq.	Share	Freq.	Share	Freq.	Share
-						
Paid-in premium	483	40.25	217	49.89	83	41.50
Benefit	505	42.08	129	29.66	90	45.00
Surrender value	210	17.50	87	20.00	27	13.50
Etc.	2	0.17	2	0.46	0	0.00
Total	1,200	100.00	435	100.00	200	100.00

Note: 'Who knows DI' are respondents who said they know the fact that the KDIC protects them up to 50 Million Won. 'Who has NLSV' are respondents who hold insurance contracts that pay 'none or low surrender value (NLSV).'

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

예금보험제도가 보험상품을 보호한다는 것 자체를 모르는 사람이 많다는 점을 고려할 때(〈Table 1〉 참조), 예금보험제도에 따른 보호대상이 주로 해지환급금이라는 사실을 대부분의 암보험 가입자가 모르는 것은 당연할 수도 있다. 이에 따라 예금보험제도를 알고 있는 사람들('Who knows DI')만을 대상으로 5천만 원이 적용되는 범위가 무엇인지 질문하였다(〈Table 3〉 참조). 그 결과, 20.0%의 응답자만이 주로 해지환급금이 보호대상이라고 정확하게 대답했고 나머지 대다수는 다른 항목이 보호대상이라고 대답했다. 즉, 예금보험제도를 알고 있는 사람들 중에서도 실제 보호대상을 알고 있는 사람은 소수에 불과했다.

한편, 예금보험제도가 구체적으로 무엇을 보호하는지 아는 것은 무해지환급금 보험이나 저해지환급금 보험 가입자에게 특히 중요하다. 무해지 또는 저해지 보험은 중도해지 시 보험계약자에게 지급하는 해지환급금이 없거나 일반 보험에 비해 적다. 따라서 해지환급금을 주로 보호하는 현행 제도하에서 이러한 특수한 보험에 가입한 사람들은 예금보험제도를 통해 충분히 보호받지 못한다. 이러한 측면에서 무해지 또는 저해지 암보험에 가입한 사람들('Who has NLSV')을 대상으로 질문한 결과, 해지환급금이 주된 보호대상이라는 사실을 아는 사람은 13.5%에 불과했다(〈Table 3〉 참조).

예금보험제도가 주로 해지환급금을 보호한다는 사실을 가장 잘 알고 있어야 할 무해지·저해지 보험 가입자가 아이러니하게도 이를 모르고 있다는 결과는 의미심장하다. 이러한

결과의 강건성(Robustness)을 파악하기 위해 로짓회귀분석을 수행했다. 종속변수는 ‘예금보험공사가 주로 해지환급금을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 아는지 여부’이고, 관심 설명변수는 무해지 또는 저해지 보험에 가입한 경우 1의 값을 갖고 그 외의 경우 0의 값을 갖는 더미변수(‘Who has NLSV’)이다. 그 밖에 연령, 학력, 소득, 재산 등 관련이 있을 것으로 보이는 설명변수를 모두 통제하였다.

먼저, 전체 암보험 가입자를 대상으로 로짓회귀분석을 수행한 결과, 무해지 또는 저해지 암보험에 가입한 사람은 일반적인 암보험에 가입한 사람에 비해 해지환급금에 대한 사실을 유의하게 더 잘 알고 있지 않았다(〈Table 4〉 참조). 앞서 설명한 바와 같이 무해지·저해지 보험계약자는 상기 사실에 대해 더 잘 알고 있어야 하지만 그렇지 않았던 것이다.

〈Table 4〉 Awareness of Eligible Claims 2: Cancer Policyholder

Dependent variable: Awareness of eligible claims			
Explanatory variables	Model 1	Model 2	Model 3
Who has NLSV	-0.4520 (0.1006)	-0.4519 (0.1156)	-0.3530 (0.3865)
20s, 30s, 50s, 60s, 70s, Schooling, Monthly income, Assets, Debt	Not reported	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	-	Not reported	-
Financial literacy, Insurance literacy	-	-	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes	Yes
Observations	1,024	885	391
Pseudo R-squared	0.0805	0.0944	0.1178

Notes: 1) This is the result of logistic regression analysis. Dependent variable is 1 if the respondent said ‘surrender value’ for the question that “Do you know what is the eligible claim for which 50 Million Won protection by KDIC applies?” but 0 otherwise. The explanatory variable ‘Who has NLSV’ is 1 if the respondent holds an insurance contract that pays none or low surrender value but 0 otherwise. Financial literacy and insurance literacy are test scores of respondents on simple exams on relevant subjects. See Note 1) in 〈Table 2〉 for all other variables.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are the p-values.

Source: Author’s calculation using self-generated survey data.

다음으로, 암보험 가입자 중에서도 예금보험공사가 보험계약을 5천만 원까지 보장한다는 사실을 인지하고 있는 가입자만을 대상으로 로짓회귀분석을 수행하였다(〈Table 5〉 참조). 예금보험제도를 인지하고 있는 사람들이 정확하게 알고 있는지 파악하기 위해서이다. 분석 결과, 무해지 또는 저해지 보험 가입자는 일반 보험 가입자에 비해 예금보험공사가 주로 해지환급금을 5천만 원까지 보호한다는 사실을 모르고 있을 가능성이 더 높거나 (Model 1) 차이가 없는 것(Model 2, 3)으로 나타났다. Model 1의 분석결과에 대한 한 가지 설명은 다음과 같다. 유사시 자신들이 예금보험제도로부터 사실상 보호받지 못한다는 사실을 일반 보험 가입자에 비해 더 모르기 때문에 일반 보험 가입자와는 달리 무해지·저해지 보험에 가입했다는 설명이다. 만약 이 사실을 알고 있었다면, 또는 적어도 일반 보험 가입자가 아는 정도만큼이라도 알고 있었다면, 무해지·저해지 보험이 아닌 일반 암보험에 가입했을 것이라고 예상할 수 있다.

〈Table 5〉 Awareness of Eligible Claims 3: Cancer Policyholder who Knows DI

Dependent variable: Awareness of eligible claims			
Explanatory variables	Model 1	Model 2	Model 3
Who has NLSV	-1.0143** (0.0458)	-0.7410 (0.1738)	-1.5912 (0.2196)
20s, 30s, 50s, 60s, 70s, Schooling, Monthly income, Assets, Debt	Not reported	Not reported	Not reported
Premium, Benefit	-	Not reported	-
Financial literacy, Insurance literacy	-	-	Not reported
Region fixed effect	Yes	Yes	Yes
Sample type fixed effect	Yes	Yes	Yes
Observations	299	230	99
Pseudo R-squared	0.1527	0.1877	0.2689

Notes: 1) Everything is the same as 〈Table 4〉 except that the sample consists of cancer policyholders who knows DI.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively, calculated by the region-clustered standard error. Numbers in parentheses are p-values.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

IV. 유사시 정부지원 예상 및 손실분담 의향

전술한 바와 같이 보험사가 무너지면 주로 청산 또는 계약이전 방식으로 정리된다. 보험계약자는 청산 방식이 적용되면 예금보험공사를 통해 5천만 원까지 보호되고, 계약이전 방식이 적용되면 전액보호된다. 즉, 정리 방식과 무관하게 최소한 5천만 원까지는 보호되는 것이다. 그렇다면 보험계약자는 5천만 원 초과액에 대해서는 보호가 되는지, 얼마나 보호되는지 궁금할 것이다. 또한 5천만 원 초과액에 대해 보험계약자가 어떻게 인지하고 있는지는 정리정책 측면에서 중요한 참고자료가 될 수 있다.

이러한 이슈를 설문조사를 통해 분석하기에 앞서 주지의 사실은 정리제도에 대하여 보험계약자의 이해도와 전문가의 이해도에 큰 차이가 있을 수 있다는 점이다. 전문가와 달리 대중적인 보험계약자는 보험사가 무너지면 청산 또는 계약이전 방식으로 정리된다고 하는 제도의 구체적인 내용을 알지 못할 것이고 설명을 들어도 이해하기 어려울 것이다. 또한 계약이전 방식이 적용되면 부실 보험사의 자산과 부채를 건실한 보험사가 인수하면서 순자산 부족 문제가 발생하기 마련인데, 이러한 순자산 부족액을 먼저 금융회사가 출연한 예금보험기금으로 메꾼다는 점, 특히 외환위기와 같은 대규모 금융위기가 발생하여 대형 보험사들이 다수 무너지는 예외적인 상황에서는 예금보험기금으로 충분하지 않아 정부가 공적자금을 동원하여 부족분을 채울 수도 있다는 점은 더더욱 이해하기 어려울 것이다.⁵⁾

이와 같은 이해도의 차이로 인해 설문조사 문항을 구성하는 데 어려움이 존재한다. 가장 정확한 분석결과를 도출하려면 세부적인 제도를 고려하여 구체적으로 문항을 구성해야 할 것이다. 예컨대, “청산 시 5천만 원 초과분에 대해서 보호된다고 생각하는지?”, “계약이전 시 얼마까지 손실을 분담해도 기존 보험사를 이탈하지 않을 것인지?” 등의 문항이 고려될 수 있다. 그러나, 일반적인 보험계약자들이 보험사 정리제도에 대해 이해하지 못하는 상황에서 이러한 문항을 제시하면 오히려 답변의 오류를 초래할 수 있다.

5) 우리나라에서는 지난 20여 년간 다수의 보험회사가 무너졌는데, 거의 모든 경우 정부의 주도하에 계약이전 방식이 사용되었다(이기영·최경진 2018). 외환위기 당시에는 예금보험기금이 부족하여 계약이전에 따른 순자산 부족액의 일부 또는 전부를 공적자금으로 보전해 주었고, 2010년대에는 예금보험기금으로 보전하였다(공적자금관리위원회 2020). 한편, 해외에서는 대형 보험사가 무너졌을 때 보험계약자 보호기금이 충분하지 않으면 정부의 구제금융이 이루어진 사례가 많다(Schich 2009; Eling and Schaper 2016).

따라서 본고에서는 보험계약자 입장에서 가장 중요한 이슈는 5천만 원 초과분에 대해서도 보호가 되는지 여부이며, 그 방식이나 수단, 자금의 출처는 중요하지도 이해하기도 어렵다는 점을 고려하여 설문문항을 단순하게 구성하고자 하였다. 이러한 관점에서 “보험사가 파산하거나 무너지면, 5천만 원 초과액에 대해서 정부가 (얼마나) 구제할 것이라고 예상하는지?” 또는 “보험사가 파산하거나 무너졌을 때, 정부가 얼마나 구제해야 기존 보험사에서 이탈하지 않을 것인지?” 등의 질문을 제시하였다. 물론 이러한 질문은 정확도 측면에서 부족한 부분이 있다. 청산과 계약이전 중 어떤 정리 방식이 적용되느냐에 따라 5천만 원 초과액에 대한 보호 여부, 보호 정도, 보호 수단이 달라질 수 있기 때문이다. 또한 ‘정부의 구제’라는 표현도 정확하지 않다. 민간이 출연한 예금보험기금을 수단으로 구제하면 구제금융이 아니지만, 예금보험기금이 부족해 공적자금을 사용할 경우 구제금융이기 때문이다. 그러나 대중적인 보험계약자 입장에서는 청산 방식을 통해 예금보험공사가 구제하든, 계약이전 방식을 통해 민간 보험사가 인수자가 되지만 그 과정을 예금보험공사 및 금융당국이 주관하든, 이 모든 과정이 정부의 직·간접적인 개입을 통해 이루어진다고 인식할 것이다. 또한 정리 방식과 상관없이 주요 과정에서 정부가 개입한다고 하는 이러한 인식은 사실 정확한 인식이기도 하다. 이러한 측면에서 정부의 직·간접적인 개입을 포괄하는 의미로 ‘정부의 구제’라는 표현을 사용하였다.

이와 같이 설문조사 문항을 단순하게 구성하더라도 제한적인 범위에서 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것으로 보인다. 대다수의 보험계약자들이 5천만 원 초과액에 대해서도 어떻게든 충분히 보호가 된다고 생각한다면 정리당국이 이러한 기대에 부응하지 않을 때 충격과 혼란이 발생할 수 있다. 반대로 5천만 원 초과액에 대해서는 대다수의 계약자들이 어떤 방식으로든 보호가 이루어지지 않거나 보호의 정도가 낮을 것이라고 예상한다면 정리당국이 손실분담형 계약이전 정책을 사용해도 혼란이 크지 않을 수 있다.

1. 유사시 정부구제 수준에 대한 예상

주보험사가 파산할 경우 5천만 원 초과분에 대해서 정부가 얼마나 구제할 것이라고 생각하는지 질문했다. 먼저 암보험 가입자에 대한 두 차례의 설문조사 결과, 전체 응답자 1,200명 중 59.3%는 정부가 전혀 구제하지 않을 것이라고 응답했다(〈Table 6〉 참조). 일

부 금액만 구제할 것이라는 응답자는 전체의 32.3%였고 전액 구제할 것이라는 응답자는 8.5%에 불과했다. 즉, 대다수의 암보험계약자들은 보험회사가 파산할 경우 정부가 보험계약자에게 손실을 일부 또는 전부 분담시킬 것이라고 예상했다.

〈Table 6〉 Expectation on Government Assistance: Cancer Policyholder

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect government will never/partially/fully protect your claim on above 50 million Won?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Never protect	711	59.25	59.25
Partially protect	387	32.25	91.50
Fully protect	102	8.50	100.00
Total	1,200	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

이러한 설문조사를 통해 유사시 정부가 보험계약자에게 손실을 분담시켜도 큰 반발을 초래하지 않는 수준이 어느 정도인지 가늠해 볼 수 있다. 정부가 일부 금액만 구제할 것이라고 응답한 사람들(387명)을 대상으로 정확하게 전체의 몇 %에 해당하는 금액을 정부가 구제할 것이라고 생각하는지 질문하였다(〈Table 7〉 참조). 그 결과, 80% 미만의 금액만 정부가 지원할 것이라고 응답한 사람들이 278명으로 전체의 대다수(71.83%)를 차지했다. 또한 80~90%의 금액만 지원할 것이라고 예상한 응답자는 22.74%였다. 90% 이상을 지원함으로써 보험계약자의 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 것이라고 예상한 응답자의 비중은 5.23%에 불과했다. 즉, 전체 응답자(387명) 중 94.57%인 366명은 유사시 보험계약자의 손실분담비율이 10% 이상일 것으로 예상한 것이다. 이러한 366명의 응답자와 유사시 정부구제가 전혀 없을 것이라고 응답한 711명을 합산하면 1,076명이다. 이는 전체 암보험 가입자 1,200명의 89.75%를 형성한다. 요컨대, 전체 암보험 가입자 중 절대다수인 89.75%의 가입자는 유사시 정부가 구제하지 않거나 구제하더라도 보험계약자의 손실분담비율이 10% 이상이 될 것이라고 예상했고, 나머지 소수(10.25%)만이 정부가 적극적으로 개입하여 보험계약자의 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 것이라고 기대했다.

〈Table 7〉 Expectation by Cancer Policyholder who Expects Partial Assistance

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect how much percentage of your claim on above 50 million Won will be protected by government?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Less than 80%	278	71.83	71.83
80% ~ 85%	59	15.25	87.08
85% ~ 90%	29	7.49	94.57
90% ~ 95%	14	3.62	98.19
95% ~ 100%	7	1.81	100.00
Total	387	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

저축성 보험의 경우도 결과는 대동소이했다.⁶⁾ 유사시 정부가 전액 구제할 것이라는 응답자는 전체 500명 중 6.4%에 불과했고, 정부가 전혀 구제하지 않거나, 구제하더라도 10% 이상의 손실을 분담시킬 것이라는 응답자가 전체의 93.6%로 절대다수를 차지했다.

따라서 암보험이나 저축성 보험의 계약자들은 유사시 5천만 원을 초과하는 금액에 대해 정부가 일부만 구제하되 손실분담비율을 10% 이내로 제한할 경우에는 이를 자신들이 원래 예상한 것에 비해 우호적인 조치라고 생각할 가능성이 높고, 따라서 이러한 제한적인 손실분담 조치로 인해 충격을 받을 가능성은 낮아 보인다.

한편, 일부 독자는 이러한 조사결과가 의미를 가지기 위해서는 5천만 원을 초과하는 보험계약을 보유한 보험계약자에 대해서만 설문을 진행해야 한다고 생각할 수도 있을 것이다. 5천만 원 미만의 보험계약을 보유한 사람들은 5천만 원 초과분에 대한 정부구제 여부는 본인과 상관없는 일로 여겨 심각하게 고민하지 않을 수도 있기 때문이다. 이에 따라 질병이나 사고 시 지급하는 보험금 또는 만기 시 지급하는 보험금이 5천만 원을 초과하는 사람들을 대상으로 동일한 설문을 수행했다.

6) 지면관계상 관련 표(Table)는 생략하기로 한다.

〈Table 8〉 Expectation by Cancer Policyholder whose Contractual Benefits are above 50 Million Won

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect government will never/partially/fully protect your claim on above 50 million Won?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Never protect	60	52.63	52.63
Partially protect	43	37.72	90.35
Fully protect	11	9.65	100.00
Total	114	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

〈Table 9〉 Expectation by Cancer Policyholder who Expects Partial Assistance and whose Contractual Benefits are above 50 Million Won

Question	If your primary insurer is insolvent, do you expect how much percentage of your claim on above 50 million Won will be protected by government?		
	Frequency	Share	Cumulative Share
Less than 80%	32	74.42	74.42
80% ~ 85%	7	16.28	90.70
85% ~ 90%	1	2.33	93.02
90% ~ 95%	3	6.98	100.00
95% ~ 100%	0	0	100.00
Total	43	100.00	-

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

먼저 암보험 가입자 중 보험금이 5천만 원을 초과하는 114명에 대해 유사시 정부구제에 대한 예상을 질문한 결과, 절반 이상(52.63%)인 60명의 응답자가 5천만 원 초과분에 대한 정부구제는 전혀 없을 것으로 예상했고, 전액 구제할 것이라는 응답자는 10% 미만이었다(〈Table 8〉 참조). 일부 구제할 것이라는 응답자 43명 중 90% 미만의 금액을 구제할 것이라는 응답자는 40명이었다(〈Table 9〉 참조). 따라서 총 100명의 응답자가 유사시 10% 이상의 손실분담이 이루어질 것으로 예상했고, 14명의 응답자, 즉 전체의 12.28%의 응답자만이 손실분담비율이 10% 이내일 것이라고 예상했다.

이러한 분석결과를, 앞서 보험금 5천만 원 여부와 상관없이 모든 가입자를 대상으로 조

사한 결과와 대동소이한 것으로 보인다. 보험회사가 무너졌을 때 5천만 원 초과분에 대하여 정부가 구제하지 않거나, 구제하더라도 10% 이상의 손실분담을 요구할 것이라는 예상 이 지배적인 것이다.

2. 정부가 구제하지 않을 경우 발생할 수 있는 인슈어런스 런의 정도

그렇다면 정부가 보험회사 파산 시 5천만 원 초과분에 대해서 전혀 구제하지 않는다면 어떻게 될까? 정부의 구제가 전혀 없으므로 보험계약자들이 대규모로 보험사를 이탈하는 소위 인슈어런스 런이 발생할 것인가? 발생한다면 어느 정도로 발생할 것인가? 이러한 극단적인 상황은 비현실적이지만 이후의 논의를 위한 벤치마크로 삼기 위해 이와 같이 극단적인 경우에 대한 보험계약자들의 인슈어런스 런 의향을 조사하고자 한다.

이하의 내용에서는 다른 언급이 없는 한 분석대상을 암보험 가입자로 국한한다. 먼저 ‘대조군(Controlled)’을 설정하였다. 이를 위해 아무런 사전 정보나 전제를 주지 않은 상황에서 보험계약자들에게 향후 보험계약을 유지할 것(‘Stay’)인지, 해지하고 타 보험사로 이동할 것(‘Terminate and transfer’)인지, 해지한 후 타 보험사에도 가입하지 않고 보험시장을 떠날 것(‘Terminate and leave’)인지 질문했다. 조사 결과, 전체 600명의 암보험 가입자 중 절대다수(93.2%)인 559명이 기존 계약을 유지하겠다고 응답했다(〈Table 10〉 참조).⁷⁾

다음으로 ‘실험군(Treated)’을 설정하기 위해, 동일한 600명의 암보험 가입자들에게 주보험사의 파산 시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 일체의 구제수단을 제공하지 않는다면 어떻게 할 것인지 질문하였다(〈Table 10〉 참조).⁸⁾ 조사 결과, 전체 응답자 600명 중 절반 정도(57.8%)인 347명만이 기존 계약을 유지하겠다고 응답했고, 25.5%인 153명은 계약 해지 후 타 보험사의 계약으로 변경하겠다고 응답했으며, 적지 않은 비중인 16.7%가 보험시장을 아예 이탈하겠다고 응답했다.

7) 대조군 설정을 위한 질문은 제1차 암보험 설문조사에는 포함되지 않았고 제2차 설문조사에 새롭게 포함되었다. 따라서 전체 샘플의 수는 1,200개가 아니라 600개이다.

8) 설문조사에서 600명의 응답자들은 먼저 사전정보가 없는 상태에서 보험계약 유지 또는 해지 여부에 대한 질문을 받았고, 이에 응답한 이후에 위기 시 정부가 전혀 구제하지 않는다면 보험계약 유지 또는 해지 의사가 어떠한지 질문을 받았다.

〈Table 10〉 Willingness to Stay under the Absence of Government Assistance

Question	What would you do if government will not protect your claims on above 50 million Won when your principal insurer is insolvent?				
	Controlled		Treated		Difference in Share
	Freq.	Share	Freq.	Share	
Stay	559	93.2	347	57.8	-35.4*** (0.000)
Terminate and transfer	26	4.3	153	25.5	21.2*** (0.000)
Terminate and leave	15	2.5	100	16.7	14.2*** (0.000)
Total	600	100.0	600	100.0	-

Notes: 1) 'Controlled' is the responses when no prior information is provided. 'Treated' is the responses when respondents are provided with the information that government will never protect claims over 50 million Won. 'Stay' means 'stay in the existing insurer.' 'Terminate and transfer' and 'Terminate and leave' indicate that 'terminate the existing contract and buy a similar contract from another insurer' and 'terminate the existing contract and never buy any new contract,' respectively.

2) *, **, and *** represents 10%, 5%, and 1% significance, respectively. Numbers in parentheses are the p-values.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

실험군과 대조군의 응답내용의 차이를 분석하면 인슈어런스 런의 정도를 가늠할 수 있다. 기존 계약을 해지하는 사람은 타 보험사로 가든 보험시장을 이탈하든 인슈어런스 런에 동참하는 셈이다. 이러한 사람들의 비율이 대조군에서는 전체 응답자의 6.8%에 불과했으나 정부구제 기대가 전혀 없는 상황에서는 전체 응답자의 42.2%로 크게 증가했다. 그 차이를 인슈어런스 런의 정도라고 한다면 전체 보험계약자의 3분의 1(35.4%)이 인슈어런스 런에 동참한다는 것이다. 이러한 차이는 통계적으로도 1% 수준에서 유의했다. 이러한 분석 결과를 통해 유사시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 전혀 구제하지 않으면 대규모의 인슈어런스 런이 발생할 것이라고 예상할 수 있다.

다음으로 보험금이 5천만 원을 초과하는 보험계약자들을 대상으로 동일한 설문조사를 수행하였다(〈Table 11〉 참조). 이들은 유사시 정부가 5천만 원 초과분에 대해 구제하지 않을 경우 그 타격을 직접적으로 받는 사람들이다. 설문조사 결과, '대조군'의 경우 기존 계약을 유지하겠다는 사람들이 절대다수(97.3%)였으나, '실험군'의 경우 계약을 유지하겠다고

응답한 사람들이 전체의 절반 수준으로 크게 줄어들었다. 그 차이는 45.9%이며, 통계적으로 1% 수준에서 유의했다. 즉, 5천만 원을 초과하는 보험금을 기대할 수 있는 보험계약자의 태반이 유사시 정부구제가 전혀 없을 경우 인슈어런스 런을 선택할 것임을 예상할 수 있다.

〈Table 11〉 Willingness to Stay by Respondents whose Claims are more than 50 Million Won

Question	What would you do if government will not protect your claims on above 50 million Won when your principal insurer is insolvent?				
	Controlled		Treated		Difference in Share
	Freq.	Share	Freq.	Share	
Stay	36	97.30	19	51.35	-45.9*** (0.000)
Terminate and transfer	1	2.70	14	37.84	35.1 -
Terminate and leave	0	0	4	10.81	10.81 -
Total	37	100.00	37	100.00	-

Note: See Notes 1) and 2) of 〈Table 10〉.

Source: Author's calculation using self-generated survey data.

이러한 설문조사 및 분석 결과는 정부구제가 없을 경우 심각한 수준의 인슈어런스 런이 발생할 것이라는 시사점을 제공한다. 과거에 보험회사가 무너졌을 때 정부가 개입하지 않은 사례가 없어 인슈어런스 런이 발생하지 않았고, 따라서 만약 정부개입이 전혀 없다면 인슈어런스 런이 어느 정도의 규모로 발생할 것인지 알 수 없었으며 그 수치를 제시한 기존 연구도 찾아보기 어렵다. 그러나 본고는 비록 설문조사를 통하기는 했으나 정부개입이 전혀 없는 상황에서 발생할 수 있는 인슈어런스 런의 정도를 최초로 정량적으로 추정했다는 점에서 의의를 가질 수 있을 것이다.

3. 인슈어런스 런과 손실분담률

앞서 정부가 전혀 구제하지 않는 경우, 즉 보험계약자의 손실분담률이 100%인 경우 전체 보험계약자의 약 35~46%가 인슈어런스 런에 동참할 것이라는 점을 발견했다. 이러한 정도의 인슈어런스 런은 금융시장에 큰 혼란을 초래하고 보험계약자 다수에게 막대한 피

해를 입힐 것이므로 바람직하지 않다. 따라서 인슈어런스 런의 규모를 줄일 필요가 있다. 이를 위해서는 유사시 보험계약자가 분담해야 하는 손실비율을 줄여야 할 것이다. 그러나 정부가 유사시 전액 구제함으로써 손실분담비율을 0%로 줄일 경우 보험계약자들은 보험사의 건전성을 전혀 고려하지 않게 되고 보험사들은 보험계약자를 유치하기 위해 건전성을 제고하려는 노력을 할 유인이 적을 것이다. 이러한 도덕적 해이를 줄이면서도 과도한 인슈어런스 런이 발생하지 않도록 손실분담비율을 적절한 수준으로 설정할 필요가 있다.

이와 관련하여 설문조사에서는 미래에 주보험사가 파산할 경우 정부가 5천만 원 초과분에 대해서 최소 몇 % 이상의 금액을 구제해야 현재의 보험계약을 해지하지 않고 유지할 것인지 질문하였다. 이에 대해 1,200명의 암보험 가입자 중에서 소수(16.25%)인 195명은 정부가 최소한 90% 이상의 금액을 구제해야 보험계약을 유지할 것이라고 응답했다(<Table 12> 참조). 그런데 앞서 <Table 10>에서는 암보험 가입자의 6.8%가 아무런 부정적인 정보가 없는 상황에서도 보험계약을 해지할 것이라고 응답했다. 따라서 10% 미만($=16.25\%-6.8\%$)의 보험계약자들만이 유사시 10% 수준의 손실분담을 요구할 경우 인슈어런스 런에 동참할 것으로 보인다. 이러한 분석 결과를 통해 유사시 정부가 10% 미만의 손실분담을 요구하면 보험계약자들은 이를 관대한 조치로 여기고 대다수(84%)가 기존 보험사를 이탈하지 않을 것임을 알 수 있다.

<Table 12> The Minimum Assistance Rate for Stay

Question	Suppose that government protects X% of your claims on above 50 million Won. What is the minimum level of X to make you stay when your primary insurer is insolvent?			
Respondents	All cancer policyholders		Policyholders with large benefits	
-	Freq.	Share	Freq.	Share
0~50%	632	52.68	38	53.50
50~70%	82	6.82	5	4.39
70~80%	161	13.42	16	14.04
80~90%	130	10.82	13	11.41
90~95%	16	1.33	2	1.75
95~100%	179	14.92	17	14.91
Total	1,200	100.00	114	100.00

Note: 'Large benefits' are benefits larger than 50 million Won.
Source: Author's calculation using self-generated survey data.

계약유지를 위해 요구되는 최소구제비율은 부실 보험회사의 정리회생 정책에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 인슈어런스 런의 축소와 도덕적 해이의 축소라고 하는 상충관계에서 최적의 손실분담비율을 도출하기 위한 주요 고려사항이 되기 때문이다.

V. 결론

본 연구는 설문조사와 회귀분석을 통해 예금보험제도에 대한 보험계약자의 인지도와 유사시 손실분담 의향을 분석했다. 먼저, 예금보험제도에 대한 인지도를 분석한 결과, 암보험의 계약자 대다수는 예금보험제도를 통해 보호된다는 사실을 알지 못했으며, 알고 있는 경우에도 보호대상은 해지환급금이 아닌 납입보험료라고 인지하고 있는 것으로 나타났다. 다음으로, 손실분담 의향을 분석한 결과, 보험계약자들은 약 10% 수준의 손실분담이 요구되면 기존 보험사를 이탈할 가능성이 크지 않은 것으로 나타났다.

이러한 분석결과를 통해 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 먼저, 예금보험제도와 관련하여 보험계약자들은 가장 중요한 보호수단인 예금보험제도를 잘 모르고 보험에 가입했던 것으로 보인다. 이러한 문제는 특히 해지환급금이 없거나 적은 무해지·저해지환급금 보험에 가입한 계약자들에서 두드러진다. 따라서 보험계약자를 효과적으로 보호하기 위해 예금보험제도에 대한 인식과 실제의 괴리를 줄임으로써 보험계약자들이 예상보다 큰 피해를 입는 일이 없도록 방지해야 할 것이다. 다음으로, 손실분담형 계약이전 시 10% 수준의 손실분담을 요구할 경우 인슈어런스 런을 크게 우려하지 않아도 될 것으로 보인다.⁹⁾ 이러한 분석결과는 향후 도덕적 해이를 줄이면서도 인슈어런스 런을 과도하게 촉발하지 않는 적정 수준의 손실분담률을 정하는 데 유용한 참고자료로 활용될 수 있을 것이다.

9) 2000년 전후 일본에서는 다수의 생명보험회사가 도산했다(원선희 2009). 이에 따른 부실 보험회사 정리과정에서 예정이율을 2.5% 내외로 줄여 보험금을 삭감하고 부족한 경우 책임준비금도 최대 10% 범위 내에서 삭감하는 손실분담형 정리 방식이 사용되었다(보험연구원 2019).

참고문헌

- 강중철·정세창 (2009), “생명보험회사에 대한 만족도, 신뢰도, 충성도에 영향을 미치는 요인 분석”, **한국데이터정보과학회지**, 제20권 제4호, pp. 713-717.
- (Translated in English) Kang, J. and S. Jung (2009). “An Analysis of the Factors Influencing Satisfaction, Reliance, and Loyalty to the Life Insurance Companies,” *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, 20(4):713-717.
- 공적자금관리위원회 (2020), **공적자금관리백서**.
- (Translated in English) Public Funds Management Committee (2020). *White Paper on Public Funds Management*.
- 금융감독원 (2017), **신지급여력제도 기준 마련을 위한 1차 공개협의안—가용, 요구자본 산출기준 및 내부모형 승인요건**.
- (Translated in English) Financial Supervisory Service (2017). *1st Consultation Paper on K-ICS: Regulatory Capital Assessment and Internal Rating Based Approach*.
- _____ (2021), **신지급여력제도 도입수정안(K-ICS 4.0)**.
- (Translated in English) Financial Supervisory Service (2021). K-ICS 4.0.
- 김대환·성주호·이동화·손성동 (2020), “생명보험산업의 예금보호제도 진단과 정책적 개선방안”, **리스크관리연구**, 제31권 제1호, pp. 1-41.
- (Translated in English) Kim, D., J. Sung, D. Lee and S. Son (2020). “Diagnosis of Deposit Insurance System in the Life Insurance Industry and Its Policy Challenges,” *Journal of Risk Management*, 31(1):1-41.
- 남상욱·조영빈 (2008), “손해보험사의 계약자신뢰에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제79권, pp. 195-220.
- (Translated in English) Nam, S. and Y. Cho (2008). “An Empirical Study on

the Policyholder's Trust for the Non-Life Insurance Company," *Journal of Insurance Academic Society*, 79:195-220.

보험연구원 (2019), **보험회사 정리제도 개선을 위한 연구**, 용역보고서, 예금보험공사.

(Translated in English) Korea Insurance Research Institute (2019). *A Study on Improvements in Insurance Company Resolution*, Consulting Paper, Korea Deposit Insurance Corporation.

예금보험공사 (2018), **예금보험관계 표시·설명·확인 제도 실무**.

(Translated in English) Korea Deposit Insurance Corporation (2018). Guidelines on Deposit Insurance Disclosure.

원선희 (2009), "최근 일본 생명보험회사의 파산 사례분석과 시사점," **금융리스크리뷰**, 가을호, pp. 51-59.

(Translated in English) Won, S. (2009). "Recent Japanese Insurer Bankruptcy Cases and Related Implications," *Financial Risk Review*, Fall:51-59.

오창수·안치홍·엄영호·김정렬·정세창 (2007), "보험권 목표기금제 도입방안에 관한 연구: 보험수리모형을 중심으로", **보험학회지**, 제77권, pp. 99-139.

(Translated in English) Ouh, C. et al. (2007). "A Study on the Introduction of the Target Fund for the Insurance Industry: Focusing on the Actuarial Model," *Journal of Insurance Academic Society*, 77:99-139.

이기영·최경진 (2018), **보험업 시스템 리스크 가능성 및 부실 보험회사 정리제도 연구**, 연구보고서, 한국개발연구원.

(Translated in English) Rhee, K. and K. Choi (2018). *A Study on Systemic Risks in Insurance Sectors and Resolution Schemes of Insolvent Insurance Firms*. Research Monograph, Korea Development Institute.

이창수·김성민 (2019), "국내 손해보험업권 예금보험 목표기금의 적정성 평가", **리스크 관리연구**, 제30권 제2호, pp. 33-76.

(Translated in English) Lee, C. and S. Kim (2019). "Assessing Adequacy of

- Deposit Insurance Target Fund in Non-Life Insurance Sector,” *Journal of Risk Management*, 30(2):33-76.
- 장동한·오기석 (2018), “적정 예금보험료를 분석 : 손보업권을 대상으로”, *무역연구*, 제14권 제6호, pp. 467-478.
- (Translated in English) Chang, D. and K. Oh (2018). “Analysis of Proper Deposit Insurance Premium Rate for Korean Property & Liability Insurance Business,” *Journal of International Trade & Commerce*, 14(6):467-478.
- 전용식 (2014), “자동차보험 계약자의 보험회사 전환 가능성 분석”, *보험금융연구*, 제25권 제3호, pp. 3-36.
- (Translated in English) Jeon, Y. (2014). “Analysis on Possibility of Auto Insurance Customer's Company Switching,” *Journal of Insurance Studies*, 25(3):3-36.
- 황순주·이기영 (2021), *부실 보험회사 정리회생제도의 합리적 개선방향*, 연구보고서, 한국개발연구원.
- (Translated in English) Hwang, S. and K. Rhee (2021). *A Study on Insurance Resolution*, Research Monograph, Korea Development Institute.
- Baluch, F., M. Stanley and P. Chris (2011). “Insurance, Systemic Risk, and the Financial Crisis,” *The Geneva Papers*, 36:126-163.
- Bernier, G. and M. Ridha (2010). “On the Economics of Post-assessments in Insurance Guaranty Funds: A Stakeholders' Perspective,” *Journal of Risk and Insurance*, 77(4):857-892.
- Carson, J. and S. William (1996). “The ‘Run on the Bank’ Exposure: Evidence and Implications for Life Insurer Insolvency,” *Journal of Insurance Issues*, 19(1):39-52.
- Cummins, D. (1988). “Risk-Based Premiums for Insurance Guaranty

- Funds,” *Journal of Finance*, 43(4):823-839.
- EIOPA (2018). *Discussion Paper on Resolution Funding and National Insurance Guarantee Schemes*.
- Eling, M. and S. Phillipp (2016). *Run-off 2016: The Status Quo and Future Relevance of Run-off in the German-Speaking Non-life Insurance Market*. Working Paper. Institute of Insurance Economics at the University of St. Gallen.
- FSB (2014). *Key Attributes of Effective Resolution Regimes for Financial Institutions*.
- Geneva Association (2010). *Systemic Risk in Insurance: An Analysis of Insurance and Financial Stability*.
- Han, L. C. Gene and C. Robert (1997). “A Financial Economic Evaluation of Insurance Guaranty Fund System: An Agency Cost Perspective,” *Journal of Banking & Finance*, 21:1107-1129.
- Harrington, S. (1992). “Policyholder Runs, Life Insurance Company Failures, and Insurance Solvency Regulation,” *Cato Review of Business and Government*:27-37.
- _____ (2009). “The Financial Crisis, Systemic Risk, and the Future of Insurance Regulation,” *Journal of Risk and Insurance*, 76(4):785-819.
- Li, X., D. Jianming and L. Jyh-Horng (2020). “Life Insurer Performance under the Bailout of Distressed Asset Purchases,” *Applied Economics*, 52(19):2063-2078.
- Schich, S. (2009). *Insurance Companies and the Financial Crisis*. OECD Journal: Financial Market Trends.
- Schwarcz, D. and S. Steven (2014). “Regulating Systemic Risk in Insurance,” *University of Chicago Law Review*, 81:1569-1640.

Abstract

This paper analyzes how much policyholders are protected and willing to take losses in case of insurers' insolvency. The main results are as follows. First, most policyholders are unaware that the Korea Deposit Insurance Corporation protects them up to 50 Million Won. Second, most policyholders who are aware of these protection measures believe that the deposit insurer protects paid-in insurance premiums even though, in reality, the deposit insurer covers only the surrender value. Third, policyholders are unlikely to engage in insurance run even if they are required to bear losses up to 10% of their claims on above 50 Million Won. These findings provide implications for policyholder protection and insurer resolution policies.

※ Key words: Policyholder Protection, Insurance Guarantee Fund, Loss-sharing, Insurance Run

퇴직연금 적립비율 제약요건하의 재표본효율을 활용한 ALM 접근

ALM Approach under Retirement Pension Funding Ratio Constraint Using Resampled Efficiency

성 주 호* · 이 승 기** · 배 상 현***

JooHo Sung · SeungKi Lee · SangHyun Bae

최근 근로자퇴직급여보장법이 일부 개정됨에 따라, 300인 이상의 확정급여형 도입 사업장은 목표수익률을 적시한 적립금운용계획서를 작성하고 이를 실천하여야 한다. 또한 시행령에 근거하여 2022년 말에 법정 최소적립비율이 100%로 상향됨에 따라 목표수익률은 이를 유지하는 최소요구수익률 개념으로 정립되고 있다. 따라서 이를 구현하는 자산운용방법은 사업장별로 변동성이 큰 (재무적, 인력구조 등) 요인들을 사전에 반영하는 확률론적 ALM 접근이 한층 더 요구된다. 본 연구에서는 특정 A기업의 실제 데이터를 분석하여 연금채무를 산정하고 연금자산은 마코비치 최적화 모형(MVO)의 코너해 문제를 해결한 Michaud(2002)의 재표본효율(Resampled Efficiency) 방법을 활용하여 확률론적 ALM 기법으로 최적 자산배분을 도출하였다. 분석결과 목표수익률은 4.76%로 2023년 6월 기준 원리금보장형 상품 1년 수익률인 3.63%보다 높아 원리금보장형 상품에만 투자를 하는 기업은 적립비율을 유지하기 위해 추가적 재정 부담이 발생하며 최적 자산배분은 국내주식 1.29%, 국내채권 79.14%, 해외주식 10.78%, 해외채권 8.79%로 도출되었다. 추가 분석결과로 목표수익률이 증가할수록 국내주식, 해외주식, 해외채권의 최적비율은 증가하는 반면, 국내채권의 최적비율은 감소하는 것으로 나타났다.

국문 색인어: 목표수익률, 적립금운용계획서, 재표본효율, ALM 접근

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050704, B051602

* 경희대학교 경영대학 교수(jhsung@khu.ac.kr), 제1저자

** 키움투자자산운용 OCIO솔루션팀, 경영학석사(sk.lee@kiwoomam.com), 공동저자

*** 키움투자자산운용 OCIO솔루션팀 팀장, 경영학박사(97055099@naver.com), 교신저자
논문 투고일: 2023. 5. 25, 논문 최종 수정일: 2023. 7. 6, 논문 게재 확정일: 2023. 8. 18

I. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

2005년 12월에 도입한 퇴직연금제도는 근로자가 퇴직 이후 필요한 노후 자산을 보장하기 위해 기존 퇴직금제도를 보완하고, 발전시킨 준공적제도이다. 퇴직연금제도의 적립금은 2022년 말을 기준으로 약 332조 원 수준으로 전년 대비 약 12.2% 증가하여 가파르게 성장하고 있다. 이 중 임금상승률이 상대적으로 높고 일자리가 안정적인 대기업 및 공기업들이 선호하는 확정급여형(Defined Benefit Pension Plan, 이하, ‘DB형’이라 함)이 전체 적립금의 58.0%인 192.3조 원을 차지하여 가장 많은 비중을 나타낸다. 이처럼 퇴직연금의 양적인 성장세는 이루어지고 있으나, 적립금 운용 측면에서는 약 90%는 원리금보장형 위주로 자산배분을 하고 있어 향후 경제환경 변화로 인한 적립비율 하락 가능성은 사용자에게 재정적 부담을 그리고 근로자에게는 수급권문제를 야기할 가능성이 크다.

근로자퇴직급여보장법 일부 개정을 통하여 상시 근로자 300인 이상의 퇴직연금 DB형 가입 기업들은 적립금운용위원회를 운영하여야 한다.¹⁾ 적립금운용위원회는 5~7인으로 구성되며, 매년 1회 이상 적립금운용계획서(IPS)를 작성하도록 되어 있다. 만약 위원회를 설치하지 않거나 적립금운용계획서를 작성하지 않을 경우 횡수당 과태료를 부과하도록 되어 있다.

1) 적립금운용위원회 조항 신설(2021. 4. 13) 및 의무 시행(2022. 7. 12)

〈Table 1〉 Revision of the Employee Retirement Benefit Security Act

Target	Contents		Enactment Date	Etc
DB plan operating companies (More than 300 employees)	Composite Reserve Fund Management Committee and specify IPS	Composition of Reserve Fund Management Committee for rational management of retirement pension reserves. IPS specifies the purpose, method, target rate of return	April/13/ 2022	At least once every business year (December/31 /2022 of initial execution)

적립금운용계획서의 주요 구성 항목으로는 목표수익률 설정, 위험허용한도 수립, 그리고 이에 맞는 자산배분안 적용 등이 있다. 기업의 연금채무에 대한 부족분이 발생하지 않도록 하는 최소요구수익률을 목표수익률로 설정하는 단계에서는 그 구체적인 기준을 적립금운용위원회에서 정하도록 되어 있다.

일반적으로 실무에서는 과거 임금인상률이나 할인율을 참조하여 목표수익률을 정하고 원리금보장형 상품 중심으로 적립금운용계획서를 작성하여 이를 적립금운용위원회에서 승인하고 있다. 이러한 구조적 문제점을 개선하기 위해서는 기업의 특성에 맞는 목표수익률과 이를 달성하기 위한 합리적 자산배분안을 제공하는 것이 필요한 상황이다.

본 연구에서는 DB형 퇴직연금에 가입한 특정 A기업의 적립금운용계획서 작성에 요구되는 목표수익률 및 자산배분안을 도출한다. 먼저 기업의 실제 데이터를 분석하여 확정급여형 연금채무를 산출²⁾하고 연금자산은 마코비치 최적화 모형(Mean-Variance Optimization)의 코너해 문제를 해결한 Michaud(2002)의 재표본효율(Resampled Efficiency) 개념을 활용하여 확률론적 ALM 기법으로 최적 자산배분을 도출하였다.

2) 근로자퇴직급여보장법 및 국제회계기준에서 유일하게 인정하는 예측단위적립방식(PUC)에 의해 산출하였다.

2. 연구의 방법과 구성

본 연구에서 분석 대상 기간은 2002년 10월~2022년 10월로 선정하였으며, 국내주식/국내채권/해외주식/해외채권을 투자 가능 자산으로 한정하였다.

또한 VaR(Value-At-Risk) 제약하에서의 적립비율 최대화로 연기금의 자산배분안을 도출한 채지원·장봉규(2021) 연구를 참고하여 각 연도별 적립비율 시나리오마다 법정최소적립비율을 만족하는 최소요구수익률을 목표로 하는 대표본 효율성 관점에서의 최적 자산배분안을 도출하고자 한다.

본 연구는 연금채무 산출 시 할인율과 임금인상률을 다수의 시나리오를 생성하여 분석하고 목표수익률에 기반한 연금자산 배분은 Michaud(2002)의 대표본효율을 활용하여 연금자산과 연금채무를 최적으로 매칭시키는 확률론적 ALM 기법을 실제 특정 기업 사례에 적용하고 있다.

II. 선행연구

ALM은 기업이 직면할 수 있는 다양한 리스크로 인한 자산과 부채의 가치 변화를 동시에 관리하는 데 초점을 두는 자산운용방식을 의미한다.

일반적으로 연기금의 재무건전성은 적립비율(Funded ratio)로 측정하며 적립비율이 100% 이상인 경우에는 연금채무 상환 능력이 존재하는 것으로 판단하며 반대인 경우는 상환 능력이 부족하다고 말한다. 적립비율을 통제하는 것은 연기금이 재정건전성을 지속하는 데 있어서 큰 역할을 한다. 따라서 연기금의 적립비율에 대한 상한을 넘는 확률을 제약할 수 있는 위험허용한도를 고려하여 포트폴리오를 구성하는 것은 현실적으로 중요한 문제이다.

Markowitz(1952)에 의해 처음으로 제안된 전통적인 평균-분산 최적화(Mean-Variance Optimization) 모형이 내포하고 있는 코너해 문제를 해결하기 위해 Michaud(2002)에서는 대표본추출개념³⁾을 도입하였다. Sharpe and Tint(1990)에서는 포트폴리오 잉여금 제약을

위해 자산 및 부채를 동시에 고려하였으며, 구체적으로는 부채와 자산의 비율을 이용한 평균-분산 모형을 채택하였다. Detemple and Rindisbacher(2008)는 Sharpe and Tint(1990)의 정적인 Mean-Variance 모형을 동적인 형태로 확장시켰는데, 자산 및 부채가 확률 프로세스를 따르며 CRRA(Constant Relative Risk Aversion) 효용함수를 가정하였다. 이들은 자산 및 부채를 동시에 고려할 수 있는 적립비율이라는 개념을 새롭게 제안하였으며, 이를 투자 만기시 Expected Shortfall(CVaR) 조건으로 사용하였다. Ang et al.(2013)에서는 하락 위험(Downside Risk)을 통제하는 부채 중심의 투자 문제를 설계하였다. 이들은 제약조건을 효용 함수에 적용한 평균-분산 문제를 유럽형 풋 옵션(European Put Option) 형태로 해석하였지만, 포트폴리오의 동적인 연관성을 고려하여 문제를 해결하지는 못했다는 부분에서 한계가 있었다. Won(2009)은 장래 25년치의 부채 및 자산 프로세스를 예측하고자 했고, 이를 활용하여 적립비율과 목표수익률을 계산함으로써 자산과 부채의 최적 배분 수준을 도출한다. 이경희·성주호(2008)는 자산과 부채 수익률의 차이인 잉여금 수익률을 최대화하는 문제를 제안하였으며, 다양한 자산을 고려한다. 채지원·장봉규(2021)에서는 이를 동적 개념으로 확장하여 문제를 풀어 매 시점의 최적 투자비중을 알아내고자 하였으며, 복수의 위험자산이 존재한다는 가정 하에 VaR 제약조건을 고려하면서 적립비율을 목표함수로 하는 모형을 차용하였다.

-
- 3) Michaud(2002)에서는 다양한 목표수익률을 고려한 여러 개의 효율적 투자선을 그린 후, 목표수익률별로 도출된 여러 개의 최적 투자 비중 basket 평균치를 최종 투자 비중으로 정하는 재표본효율적 투자선(Resampled Efficient Frontier)을 도출하였다. 이를 활용하여 Markowitz(1952)의 최적화 모형(MVO)의 코너해 문제를 상당 부분 해결할 수 있음을 제안하고 있다.

III. 적립비율 제약하의 확률론적 ALM 전략

1. 연금채무 산출 가정 및 모형

가. 연금채무 산출을 위한 가정

연금채무 산출을 위해서는 근로자 명부 및 인구통계적인 가정과 재무적인 가정을 필요로 한다. 근로자 명부의 주요 내용으로는 연령, 근속연수, 평균임금, 정년연령 등이 있다. 근로자 명부는 2022년 6월 말 A사의 실제 임직원 기준⁴⁾이며, 연도가 증가할수록 나이, 근속연수, 평균임금이 증가하여 연금채무가 산출된다. 신규입사자는 없는 것으로 가정하였으며, 인구통계적 가정으로는 사망률과 퇴직률이 있다. 사망률은 보험개발원의 참조율을 적용하였고, 퇴직률은 실제 A사의 2022년도 10월 기준 퇴직자 통계를 이용하여 경험률을 산출하였다. 정상퇴직연령은 60세로 가정하였다. A사의 임직원 데이터에 대한 기초통계를 정리하면 <Table 2>와 같다.

<Table 2> Summary Statistics of Employee List

Average Age	Average Salary	Average Years of Service
35	₩ 4,841,065	9.06

재무적 가정으로는 할인율과 임금인상률이 있다. 할인율은 연금채무 산출에 큰 영향을 미치는 요소이다. 본 연구에서 최초 할인율은 근로자퇴직급여보장법 시행규칙에 명시되어 있는 10년 만기 국고채의 과거 3년 평균치의 0.25% 반올림값인 1.95%를 사용하였으며, 최초 임금인상률은 2.25%를 사용하였다. 임금인상률의 경우 A사의 2022년 기준 실제 임금인상률을 적용하였다. 할인율과 임금인상률은 각각의 모형을 적용하여 1,000개의 시나리오를 생성하여 분석을 진행하였다. 퇴직률 및 사망률 가정을 정리하면 <Table 3>과 같다.

4) A사의 임직원 중 50세 이상의 임직원은 DC형 대상자로 연금채무 산출에 포함되지 않아 분석에서는 제외하였다. 본 논문 분석 과정에서 정년초과자는 존재하지 않으므로 전체 인원 수는 연도가 지남에 따라 307명으로 동일하다.

〈Table 3〉 Demographic/Financial Assumptions for Analysis

Age	Empirical Turnover Rate	Death Rate (M)	Death Rate (W)	Initial Labour Income Growth Rate	Initial Interest Rate
20	0.24000	0.00006	0.00002	2.25%	1.95%
25	0.24535	0.00008	0.00003		
30	0.09459	0.00010	0.00004		
35	0.05574	0.00013	0.00006		
40	0.04998	0.00018	0.00009		
45	0.03496	0.00025	0.00013		
50	0.03628	0.00039	0.00018		
55	0.17030	0.00063	0.00024		
60	1.00000	0.00099	0.00034		

나. 연금채무, 표준부담금, 예상퇴직급여 산출 모형

연금채무(PBO)는 국제회계기준 및 근로자퇴직급여보장법에서 정한 유일한 계리적 퇴직연금채무 산정방식으로 가입근로자 각 개인을 대상으로 평가시점 현재까지 제공한 근무용역에 의해 발생한 약정된 채무를 산출한다. 표준부담금(NC)은 1년동안 납부해야할 부담금이며, 예상퇴직급여(EB)는 매년 지급될 것으로 예상되는 퇴직급여이다. 각각의 산출 모형은 다음과 같다.

$$PBO_x^{(K)} = \sum_{t=0}^{NRA-x} v^{t+\frac{1}{2}} \cdot {}_t p_x \cdot q_{x+t}^{(K)} \cdot \left(\frac{B_{x+t}^{(K)} + B_{x+t+1}^{(K)}}{2} \right) \quad (1)$$

$$NC_x^{(K)} = \sum_{t=0}^{NRA-x} v^{t+\frac{1}{2}} \cdot {}_t p_x \cdot q_{x+t}^{(K)} \cdot (B_{x+t}^{(K)EOY} - B_{x+t}^{(K)BOY}) \quad (2)$$

$$EB_x^{(K)} = {}_t p_x \cdot q_{x+t}^{(K)} \cdot \left(\frac{C_{x+t}^{(K)} + C_{x+t+1}^{(K)}}{2} \right) \quad (3)$$

$B_{x+t}^{(K)}$: $x+t$ 세에 근속연수 할당률을 반영한 해당 시점 발생하는 K 요인(사망퇴직, 중도퇴직, 정년퇴직)에 의하여 약정되고 장래의 임금인상률을 반영한 퇴직급여액 (단, 정년퇴직의 경우에는 연초탈퇴를 가정하며, 중도퇴직 및 사망퇴직은 연중탈퇴를 가정)

$C_{x+t}^{(K)}$: $x+t$ 세에 해당 시점 발생하는 K 요인(사망퇴직, 중도퇴직, 정년퇴직)에 의하여
 약정되고 장래의 임금인상률을 반영한 퇴직급여액(단, 정년퇴직의 경우에는 연
 초탈퇴를 가정하며, 중도퇴직 및 사망퇴직은 연중탈퇴를 가정)

v^t : t 시점의 현재가($v = \frac{1}{1+i}$)

i : 직전 사업연도 말을 기준으로, 10년 만기 국고채의 36개월치 평균 수익률을 0.25%
 단위로 반올림한 할인율

${}_t p_x$: x 세인 가입 근로자가 t 년 동안 재직할 확률

$q_{x+t}^{(K)}$: $x+t$ 세에 도달한 가입 근로자가 1년 이내에 K 요인(사망퇴직, 중도퇴직, 정년퇴
 직)으로 탈퇴할 확률

NRA : 정상퇴직연령

EOY : 연말

BOY : 연시

2. 금리 시나리오 모델

본 연구에서는 Vasicek 모형을 사용하여 각각의 연도에 해당하는 할인율을 예측하였
 다. 김석영(2005)에 의하면 금리 시나리오 모델에 대한 연구는 1980년대에 들어오면서부
 터 국외에서 본격적으로 연구하기 시작하여 1990년대에 들어서는 다양한 연구결과가 지
 속적으로 나오고 있다. 특히 Vasicek 모형, Ho-Lee 모형, Hull-White 모형, CIR 모형
 등의 연구에 의해 초창기 모델이 제안된 이후 오늘날에 들어서는 다양한 모델들이 계속 연
 구되고 있다.

Vasicek 모델은 하나의 요인을 가정하여 그 수식이 매우 간단하면서도 금리 생성에 범
 용적으로 사용되는 모형 중 하나이다. 김석영(2005)에 따르면 Vasicek 모델은 시장균형
 모형의 일종으로, 순간금리의 추세 부분이 시간에 대한 함수로 이루어져 있으며 시장정보
 가 불충분하거나 신뢰할 수 없는 경우 적절하다. 반면 Ho-Lee나 Hull-White와 같은 모
 형은 무차의 거래 모형의 일종으로, 추세 부분이 시간에 대한 함수가 아니며 시장정보가

충분하거나 신뢰할 수 있는 경우 적절하다. 본 연구에서는 최근의 금리 상황을 고려하였을 때 시장의 정보를 이용하여 모수를 추정하는 방식인 무차익 거래 모형에 대해서는 배제하였다. Vasicek 모형에서 μ 는 3.48%를, α 는 0.35, σ 는 0.36%를 가정하였다. 본 연구에서 이자율 생성 모형을 통해 추정하려는 것은 연금채무에 대한 할인율로 위험중립 장기 평균금리(μ)는 근로자퇴직급여보장법 시행규칙에 명시되어 있는 10년 만기 국고채의 직전 36개월치 평균 수익률을 사용하였으며, 표준편차(σ)는 동일 기간의 10년 만기 국고채의 연환산 표준편차를 사용하였다.

Vasicek 모형의 수식은 아래와 같다.

$$dr = \alpha(\mu - r)dt + \sigma dz \quad (4)$$

$$\cong \alpha(\mu - r)\frac{T}{N} + \sigma Z \quad (5)$$

여기서,

$\forall \alpha > 0, \forall \mu > 0, \forall \sigma > 0$

T ; Vasicek 모형상에서 이산화할 적분 분자

N ; Vasicek 모형상에서 이산화할 적분 분모

Z ; 표준 위너 과정을 따르는 무작위 추출 난수

α : r 의 평균회귀속도

μ : 위험중립 장기 평균금리

σ : 단기금리의 변동성

본 연구 과정에서 CIR 모형, Exponential Vasicek 모형, Vasicek 모형을 모두 시도해 보았으나 CIR 모형과 Exponential Vasicek 모형의 금리 수준이 시나리오 변동성에 관계 없이 우상향 한다는 점에서 향후 금리 상황을 고려하여 적합하지 않다고 판단하여 Vasicek 모형을 선정하였다.

3. 확률론적 임금인상률

본 연구에서는 할인율과 더불어 실질적인 임금인상률의 변동성을 반영하기 위해 확률론적 시뮬레이션 방법을 사용한다. Blake(2013)에서는 DC형 퇴직연금 가입자의 평균적인 근로소득 프로파일(Career Salary Profile)을 고려한 임금인상률 모형을 사용하였지만, 본 연구는 DB형 퇴직연금제도를 가정하고 있으므로 해당 부분을 제외한 후, 아래와 같이 모형을 수정하여 사용하였다.

$$I_x = r_I + \sigma_1 Z_{1,x} \quad (6)$$

여기서,

r_I ; 해당 DB법인의 실제 임금인상률 (2.25%)

σ_1 ; 10년치(2012년~2022년) 협약 임금인상률의 연환산 표준편차 (0.82%)

$Z_{1,x}$; 표준정규분포를 따르는 랜덤 변수 벡터

본 연구에서는 모형 (6)을 적용한 후 임금인상률의 하방경직성 및 극단적으로 높은 수치를 제거하기 위해 시뮬레이션된 $Z_{1,x}$ 벡터의 원소 중 $(-1,1)$ 범위에 있는 값만을 취하여 총 1,000개의 $Z_{1,x}$ 를 생성하였다.

4. 적립금 성장 모형 및 대표본효율

가. 적립금 성장 가정 및 모형

성주호·정도영(2015)에서는 적립금의 자산 가치를 아래 식과 같이 도출하였으며, 본 연구에서도 이 방식을 이용하여 자산을 생성하였다.

임의의 회계연도(재정평가 연도) t 에 대하여,

$$A_1(t) = [1 + r(t)][A_0(t) + C_0(t)] - B_1(t) \quad (7)$$

여기서,

$A_0(t)$; t 회계연도 초의 퇴직급여 자산가치

$A_1(t)$; t 회계연도 말의 퇴직급여 자산가치

$C_0(t)$; t 회계연도 초의 표준부담금

$B_1(t)$; t 회계연도 말에 지급된 퇴직급여에 대한 지급액

$r(t)$; t 회계연도 기간의 투자수익률

$r(t)$ 는 분포를 가정하지 않고, 최적해가 포함되어 있을 수익률의 격자 범위⁵⁾를 정의해 놓은 이후 값을 대입해가며 최소 요구수익률을 도출해내는 방식으로 찾아냈다.

나. 재표본효율

이미 설명한 바와 같이 Michaud(2002)에서는 전통적인 MVO의 코너해 문제를 해결하기 위한 대안으로 재표본효율 방법을 제안하였다. 재표본효율 방법은 최적화 모형에 재표본 추출을 통해 생성한 입력값을 넣는 방식으로, 기본적으로 몬테카를로 시뮬레이션 과정을 전제로 한다. 예를 들어, 사용자가 S&P500 지수에 대하여 10%의 수익률과 20%의 표준편차를 기대하고 있다고 가정해보자. 이 경우 실제 지수의 수익률이 13%이거나 8%이고, 실제 표준편차가 25%이거나 15%인 경우 그만큼의 예측에 대한 오차가 발생할 가능성이 존재한다. 특히 자산의 개수가 늘어남에 따라 예측에 대한 오차를 통제하기는 더욱 어려워지므로, Michaud(2002)는 표본을 반복 추출하여 문제를 상당 부분 해결한 것이다.

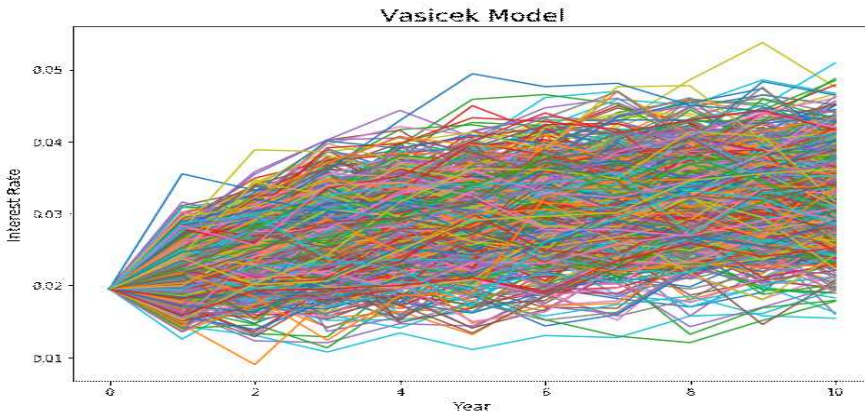
5) 수익률의 격자 범위는 4%부터 20%까지를 1,000개로 나누어 진행하였다.

5. 분석결과

가. 할인율

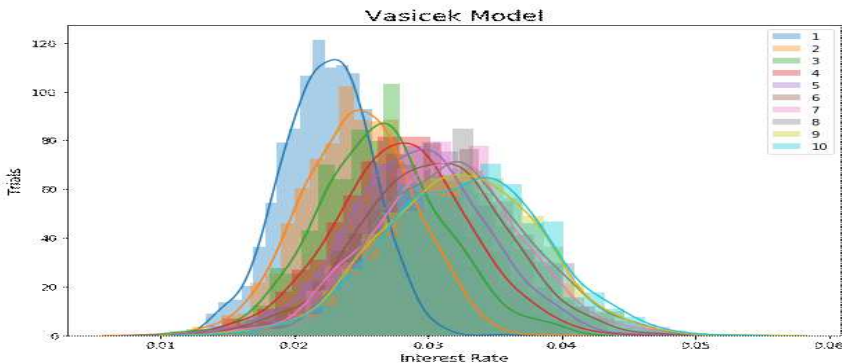
Vasicek 모형을 사용하여 도출된 장래 10년치 연도별 할인율 시나리오는 〈Figure 1〉과 같다.

〈Figure 1〉 The Discount Rate for the Next 10 Years



Vasicek 모형은 금리가 감소하는 시나리오를 포함하고 있으므로, 현행 금리수준에 따른 향후 금리 인하 시 현실적인 장기 방향성을 고려할 수 있다는 장점이 있다. CIR 모형이나 Exponential Vasicek의 경우 그 분포가 루트함수이거나 지수함수인 성질을 가지므로, 단조 증가하는 우상향의 수식을 가지고 있어 이와 상이하여 분석에는 사용하지 않았다.

〈Figure 2〉 The Discount Rate Scenario Distribution by Year



앞서 생성한 장래 10년치 할인율 시나리오의 분포를 살펴보면, 〈Figure 2〉와 같이 미래 할인율은 시간이 지날수록 높아지는 분포를 보였으며, 1년차에서 10년차로 갈수록 분포의 첨도(Kurtosis)는 낮아져 비교적 안정적으로 고르게 퍼지는 형태를 확인할 수 있다.

나. 연금채무, 표준부담금, 예상퇴직급여

예측단위적립방식(PUC)에 따라 각 백분위별 장래 연금채무, 표준부담금, 예상 퇴직급여를 산출하였다. 아래 〈Table 4〉는 산출된 연금채무 분포를 나타낸다. 2029년까지는 연도가 지날수록 연금채무 분포의 최대/최소 차이가 점점 벌어지지만, 이후에는 비슷하게 유지가 되어 10년이 지난 시점인 2032년의 최대/최소 연금채무의 차이는 약 47억 정도이다.

〈Table 4〉 Distribution of Pension Debt by Year

(Unit: 100 million won)

Year	Minimum	25th	50th	75th	Maximum
2022	57.80	57.80	57.80	57.80	57.80
2023	52.23	59.61	62.85	66.55	77.18
2024	55.93	64.26	67.46	71.42	86.04
2025	58.19	69.33	73.17	77.59	92.64
2026	62.06	74.00	78.53	82.79	102.19
2027	65.50	79.63	83.87	88.89	112.08
2028	71.31	84.87	89.23	94.66	118.83
2029	76.46	90.42	95.21	100.53	126.86
2030	82.32	96.53	101.57	106.98	130.18
2031	87.15	103.12	108.47	113.89	135.73
2032	92.72	108.89	114.36	119.32	139.81

한편, 아래 <Table 5>와 <Table 6>은 연도별 표준부담금과 예상 퇴직급여의 분포를 보여주고 있다. 표준부담금은 최대와 최소의 차이가 2027년까지는 벌어지다가 이후에 축소하는 형태를 보였으며, 예상 퇴직급여의 경우 꾸준히 증가하는 형태를 보인다.

<Table 5> Distribution of Net Contributions by Year

(Unit: 100 million won)

Year	Minimum	25th	50th	75th	Maximum
2022	7.10	7.10	7.10	7.10	7.10
2023	5.67	6.50	6.87	7.29	8.49
2024	5.46	6.30	6.63	7.03	8.53
2025	5.15	6.18	6.53	6.94	8.35
2026	5.03	6.04	6.43	6.79	8.45
2027	4.90	6.00	6.33	6.73	8.56
2028	4.96	5.94	6.26	6.65	8.43
2029	4.96	5.91	6.24	6.60	8.40
2030	5.02	5.92	6.24	6.59	8.08
2031	5.00	5.96	6.28	6.60	7.93
2032	5.02	5.94	6.25	6.53	7.71

<Table 6> Distribution of Expected Benefits by Year

(Unit: 100 million won)

Year	Minimum	25th	50th	75th	Maximum
2022	3.73	3.73	3.73	3.73	3.73
2023	3.88	3.89	3.89	3.90	3.91
2024	4.10	4.11	4.12	4.13	4.14
2025	4.33	4.34	4.35	4.36	4.37
2026	4.53	4.54	4.55	4.56	4.57
2027	4.68	4.69	4.70	4.71	4.72
2028	4.77	4.78	4.79	4.80	4.81
2029	4.80	4.82	4.82	4.83	4.84
2030	4.81	4.82	4.83	4.84	4.85
2031	4.85	4.86	4.87	4.88	4.89
2032	4.93	4.94	4.95	4.96	4.97

다. 적립금 및 목표수익률

각 연도별로 생성한 연금채무와 표준부담금, 예상 퇴직급여를 이용하여 적립비율이 100% 이상이 되게 하는 최소요구수익률을 목표수익률로 설정하고 이에 상응하는 적립금을 계산하였다. 산출 결과는 아래 <Table 7>과 <Table 8>로 요약되며, 자산 성장모형에 따른 적립금 및 목표수익률의 분포를 나타낸다. 자산 성장모형에 따른 적립금의 추이는 시간이 갈수록 증가되며, 연도별 목표수익률은 적립비율을 100%로 맞추는 시나리오의 비율을 100%, 95%로 구분함에 따라 상이하게 산출된다. 본 연구에서는 극단적인 상황에 대한 모델의 유연성을 확보하기 위해 95% 비율의 장래 10년치 연평균 값인 4.76%를 목표수익률로 하여 분석을 진행하였다.

<Table 7> Distribution of Pension Assets by Year

(Unit: 100 million won)

Year	Minimum	25th	50th	75th	Maximum
2022	57.80	57.80	57.80	57.80	57.80
2023	66.99	66.99	66.99	66.99	66.99
2024	73.95	74.77	75.14	75.55	76.76
2025	80.47	82.15	82.70	83.24	85.53
2026	86.58	89.41	90.10	90.95	94.09
2027	92.51	96.67	97.58	98.57	103.51
2028	97.53	101.76	102.86	104.04	110.09
2029	104.78	109.61	110.97	112.35	119.68
2030	109.35	115.04	116.63	118.20	126.58
2031	115.81	122.33	124.06	125.87	136.15
2032	119.29	126.55	128.42	130.48	141.28

〈Table 8〉 Target Rate of Return by Year

Year	100%	95%
2023	12.27%	7.96%
2024	7.20%	6.39%
2025	6.49%	5.20%
2026	5.84%	5.12%
2027	6.42%	5.75%
2028	3.17%	3.38%
2029	5.40%	5.22%
2030	3.06%	2.76%
2031	4.56%	4.39%
2032	1.54%	1.45%
Average	5.60%	4.76%

라. 대표본 효율적 자산배분안

대표본 효율적 자산배분은 자산별 기대수익률과 공분산 행렬을 필요로 한다. 자산별 기대수익률은 대표본추출 방식을 사용하여 1,000번 샘플링된 가상의 자산별 기대수익률을 분석에 투입하였으며, 공분산은 자산별 역사적 시계열 자료에서 추출하였다. 샘플 갯수만 큼의 MVO를 실행하여 생성된 1,000개의 효율적 투자선상 비중들의 평균을 내고, 해당 효율적 투자선상에서 목표수익률을 충족하는 투자집합을 찾아내어 최적 투자집합으로 선정하였다. 아래 〈Table 9〉와 〈Table 10〉은 대표본 효율성 관점에서 목표수익률을 충족시키는 최적 자산배분안을 제시하기 위한 자산별 기대수익률 및 표준편차, 상관관계를 나타낸 표이다. 본 연구에서는 국내주식, 국내채권, 해외주식, 해외채권 4개 자산군⁶⁾을 분석에 사용하였다.

국내주식부터 해외채권까지의 기대수익률 및 표준편차는 2002. 10~2022. 10 기간의 자산별 역사적 분포⁷⁾를 사용하였으며, 기대수익률의 경우 평균과 표준편차 관점에서 절대

6) 각 자산군에 해당하는 벤치마크 지수는 아래와 같다.

국내주식: KOSPI200 / 국내채권: KIS 종합채권지수

해외주식: MSCI ACWI / 해외채권: Bloomberg Barclays Global Aggregate Index

우위에 있는 자산이 없도록 일부 조정하였다.

〈Table 9〉 Expected Return and Standard Deviation by Asset Class

Asset Class	Expected Return	Standard Deviation
Domestic Stocks	9.01%	20.87%
Domestic Bonds	3.60%	2.18%
Foreign Stocks	10.90%	20.90%
Foreign Bonds	7.76%	19.95%

〈Table 10〉 Correlation Matrix between Asset Class

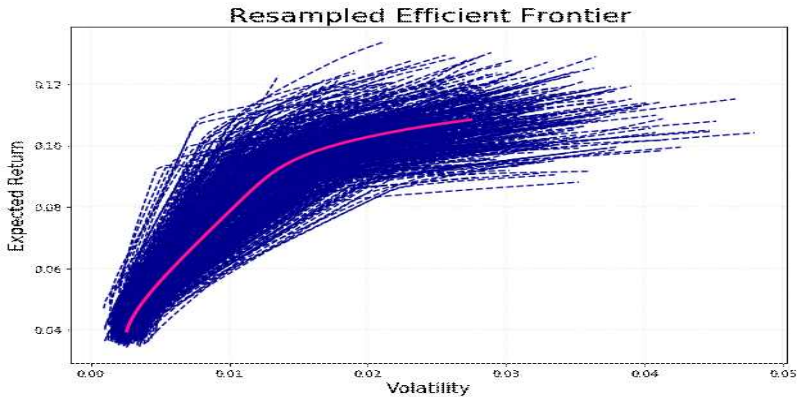
Correlation Table	Domesetic Stocks	Domestic Bonds	Foreign Stocks	Foreign Bonds
Domestic Stocks	1.00	-0.05*	0.60***	0.04
Domestic Bonds	-0.05*	1.00	-0.06**	0.13***
Foreign Stocks	0.60***	-0.06**	1.00	-0.47***
Foreign Bonds	0.04	0.13***	-0.47***	1.00

Note: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

다음 〈Figure 3〉은 재표본효율 방법을 적용하여 산출한 효율적 투자선을 보여주는 것으로 분홍색 선은 1,000번 샘플링된 각각의 효율적 투자선상 비중의 평균선이며 이를 재표본효율선이라 한다.

7) 이상치 조정 및 분포의 Long tail을 방지하기 위해 상/하위 5% 제한으로 Winsorizing을 실시하였다.

〈Figure 3〉 Resampled Efficient Frontier



재표본 효율성 관점에서 최적 자산배분안은 최소 요구수익률인 4.76%를 목표로 하는 B안(국내주식 1.29%, 국내채권 79.14%, 해외주식 8.2%, 해외채권 6.5%)을 기준으로, 최소요구수익률에 변동을 주어 다양한 포트폴리오를 도출하였다. A안의 경우 최소요구수익률의 95%를 목표로 하는 자산배분안이며, C, D안 각각의 경우 최소요구수익률의 110%, 130% 수준을 목표로 하는 자산배분안이다. 한편 최소요구수익률인 4.76%는 2023년 6월 기준 원리금보장형 상품 1년 수익률인 3.63%보다 높아 사용자에게는 재정적 부담이 가중되는 반면 가입근로자에게는 수급권보장 문제가 야기될 개연성이 높다. 목표수익률을 최소 요구수익률로 정한 자산배분안으로 국내주식 1.29%, 국내채권 79.14%, 해외주식 10.78%, 해외채권 8.79% 제시하였다. 최소요구수익률이 증가할수록 국내주식, 해외주식, 해외채권은 증가하는 반면, 국내채권은 감소하는 것으로 나타났다.

〈Table 11〉 Optimal Asset Allocation Plan – Target: 4.76%

Plans	Domestic Stocks	Domestic Bonds	Foreign Stocks	Foreign Bonds	Target Return	Standard Deviation
Plan A (95%)	1.28%	84.02%	8.20%	6.50%	4.52%	5.11%
Plan B (100%)	1.29%	79.14%	10.78%	8.79%	4.76%	6.01%
Plan C (110%)	1.40%	71.61%	14.67%	12.32%	5.24%	7.38%
Plan D (130%)	1.78%	56.45%	22.39%	19.38%	6.19%	10.15%

IV. 결론 및 한계

현행 근로자퇴직급여보장법은 DB형을 도입한 300인 이상 사업장에 대해 적립금운용위원회 설치에 의무화되었다. 적립금운용위원회에서는 매년 1회 이상의 IPS를 작성하도록 되어 있으며, 목표수익률과 이에 상응하는 자산배분안을 적시하도록 규정하고 있다. 아울러 동법 시행령에서 최소적립비율을 100%로 상향하였다. 본 연구는 이러한 상황 속에서 목표수익률과 자산배분안을 합리적으로 제시함으로써 사용자에게는 재무적 안정성을 그리고 근로자에게는 수급권 안전성을 제고함에 기여하고자 한다.

연구 방법론은 확률적 ALM 기법을 적용하여 최적의 자산배분안을 제시하였다. 이를 위해 장래 10년치의 연금채무를 예측단위적립 방식을 활용하여 생성하였으며, 연금자산, 인금인상률 및 할인율 각각은 확률론적 시나리오 분석을 통해 생성하였다. 마코비치의 효율적 투자선 개념을 상당 극복한 재표본효율선을 도출하여 최소요구수익률을 목표수익률로 하는 최적 자산배분안을 도출하였다.

주요 분석 결과로는 적립비율 100% 유지에 필요한 최소요구수익률(즉, 목표수익률)은 4.76%이며 2023년 6월 기준 원리금보장형 상품 1년 평균수익률인 3.63%보다 높아 향후 기업의 재정적 부담과 적립비율 하락 가능성이 있음을 확인할 수 있었다. 최적 자산배분은 국내주식 1.29%, 국내채권 79.14%, 해외주식 10.78%, 해외채권 8.79%로 도출되었다. 아울러 최소요구수익률이 증가할수록 국내주식, 해외주식, 해외채권의 최적비율은 증가하는 반면, 국내채권의 최적비율은 감소하는 것으로 나타났다. 기존의 원리금보장 중심의 자산배분안은 단기적으로는 가용 가능하지만 중·장기적 ALM 자산운용이 요구되는 연기금에서는 그 효율성을 입증하기는 어렵다. 실무에서 확률론적 ALM 등 다양한 분석 방법을 통해 정교한 목표수익률 및 자산배분안 도출이 필요하며, 대체투자, 환투자, 가상자산 등 다양한 자산군에 대한 추가 분석 또한 요구된다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째로는 데이터 기간을 설정하는 데 있어 과거 20년치를 사용하였으나 2008년 금융위기, 최근의 코로나 사태 등의 이벤트 기간을 모두 포함하여 분석을 진행하였다. 따라서 해당 기간과 같이 예외적인 구간을 분석에 포함할 것인지, 포함하지 않을 것인지에 따라 결과는 상이할 것으로 보인다. 둘째로 몬테카를로 기반

의 역사적 분포를 가정하는 모수적 방식을 사용하였는데, 부트스트랩 방식과 같은 비모수적인 방식을 사용하여 분석을 진행한다면 결과가 달라질 것으로 예상된다. 마지막으로 목표수익률 설정에 대한 논리적 근거를 제시하고 있지 못하다. 연기금은 재정 목표가 있어야 하고 이를 수행하기 위해 목표수익률이 설정되며 그리고 이를 달성하기 위한 자산운용방법이 제시된다. 하지만 본 연구에서는 재정목표를 적립비율 100%로 설정함에 근로자퇴직급여보장법상의 규정 이외에는 그 어떤 근거도 제시하고 있지 못하다. 실제로 적립비율 100%가 재정목표이어야 한다는 그 어떤 근거도 없기 때문이다.

참고문헌

- 김석영 (2005), **금리 시나리오 생성모델 연구**, 보험개발원.
- (Translated in English) Kim, S. (2005). *Interest Rate Scenario Generation Model Research*, Korea Insurance Development Institute.
- 성주호·정도영(2015), “리스크패리티를 활용한 확정급여형 퇴직연금제도의 부채연계투자전략”, **보험학회지**, 제101집, pp. 1-32.
- (Translated in English) Sung, J. and D. Jung (2015). “Liability Driven Investment Strategy using Risk Parity in Occupational Defined Benefit Pension Plans in Korea”, *Korean Journal of Insurance*, 101:1-32.
- 이경희·성주호 (2008), “잉여금 최적화 전략에 따른 퇴직연기금의 자산배분”, **보험학회지**, 제80집, pp. 169-202.
- (Translated in English) Lee, K. and J. Sung (2008). “Pension Fund Asset Allocation via Surplus Optimization Strategy”, *Korean Journal of Insurance*, 80:169-202.
- 채지원·장봉규 (2021), “Value-at-Risk 제약하에서의 연기금의 자산배분”, **한국증권학회지**, 제50권 제1호, pp. 113-134.
- (Translated in English) Chae, J. and B. Jang (2021). “Optimal Asset Allocation of Pension Funds under a Value-at-Risk Constraint”, *Korean Journal of Financial Studies*, 50(1):113-134.
- Ang, A., Bingxu, C. and S. Suresh (2013). “Liability-Driven Investment with Downside Risk”, *The Journal of Portfolio Management*, 40(1): 71-87.
- Blake, D., Wright, D. and Y. Zhang (2013). “Target-driven Investing: Optimal Investment Strategies in Defined Contribution Pension

- Plans under Loss Aversion.”, *Journal of Economics & Control*, 37:195-209
- Detemple and Rindisbacher (2008). “Dynamic asset liability management with tolerance for limited shortfalls”, *Insurance: Mathematics & economics*, 281-294.
- John H. and W. Alan (1990). “Pricing Interest-Rate-Derivative Securities”, *Review of Financial Studies*, 573-592.
- Markowitz, H. (1952). “Portfolio Selection”, *The Journal of Finance*, 77-91.
- Richard O. Michaud and Robert O. Michaud (2007). “Estimation Error and Portfolio Optimization: A Resampling Solution”, *Journal of Investment Management*, 6(1):8-28.
- Michaud, O. (2002). “An Introduction to Resampled Efficiency”, New Frontier Advisors’ Newsletter 3rd quarter.
- Sharpe, W. and L. Tint (1990). “Liabilities – A New Approach.”, *Journal of Portfolio Management*, Winter, 5-10.
- Thomas S. and S. Lee (1986). “Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims”, *The Journal of Finance*, 1011-1029.
- Vasicek, O. (1977). “An Equilibrium Characterization of the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 177-188.
- Won, C. (2009). “The Study of Investment Target with ALM Scheme in Nation Pension Fund, *Korean Journal of Financial Studies*, 38, 27-51.

Abstract

The revised Employee Retirement Benefit Security Act requires large companies to create reserve fund management committees for defined benefit plans, specifying target returns. The legal minimum funded ratio, now 100%, necessitates a minimum required return for maintenance. Therefore, a stochastic ALM asset management approach considering workplace-specific volatile factors should be more appropriate. This study derived the optimal asset allocation using data from a company to calculate pension liabilities and employing Michaud's Resampled Efficiency method for pension asset calculations. The analysis yielded a 4.76% target return, surpassing the 3.63% principal and interest-guaranteed product return in June 2023. Therefore, solely investing in principal and interest-guaranteed products would burden companies, indicating the need for diverse investments. The optimal allocation was 1.29% domestic stocks, 79.14% domestic bonds, 10.78% foreign stocks, and 8.79% foreign bonds. Increasing target return raised the ratios of domestic and foreign stocks/bonds and decreased the ratio of domestic bonds.

※ Key words: Target Rate of Return, Reserve Fund Management Committee, Resampled Efficient Asset Allocation, ALM Approach

금리를 활용한 통화정책의 단기적 영향 분석*

Analyzing the Short-Run Effects of Monetary Policy Using Interest Rates

황 진 태**·김 성 민***

Jin-tae Hwang·Sung-min Kim

본 연구는 중앙은행의 통화정책이 실질GDP와 물가에 단기적으로 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 전통적인 VAR 모형과 베이지안 VAR 모형을 사용하여 콜금리 변화 충격에 따른 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률의 충격반응함수를 구하였다. 이러한 충격반응함수의 결과, 콜금리 상승 충격에 대해 실질GDP 증가율 하락이 빠르게 나타났다. 그러나 물가상승률은 오히려 일정 기간 상승세가 지속되다 3분기가 지나서야 하락하는 등 물가안정에 시차가 존재하는 가격퍼즐 문제가 발생하였다.

가격퍼즐 문제 완화와 관련하여 본 연구는 국제유가와 환율 등 다른 거시경제변수를 추가하여 통제하는 방법, 모형의 시차를 확대하는 방법, 베이지안 VAR 모형에 당기제약으로 콜금리 변화에 대해 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률의 변화 방향을 제약하는 부호제약 방법을 사용하였다. 이 중 거시경제변수를 추가하는 방법은 가격퍼즐을 크게 개선하지 못하였으며, 시차와 베이지안 VAR 모형에 부호제약을 활용하는 방법이 상대적으로 유효하였다.

국문 색인어: 금리, 통화정책, 베이지안 벡터자기회귀 모형

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030600, B030601

* 이 연구는 2019학년도 대구대학교 학술연구비 지원으로 수행되었음.

** 대구대학교 경제금융학부 부교수(jhwang@daegu.ac.kr), 제1저자

*** 경북대학교 경제통상학부 초빙교수(java0215@gmail.com), 교신저자

논문 투고일: 2023. 6. 20, 논문 최종 수정일: 2023. 8. 10, 논문 게재 확정일: 2023. 8. 18

I. 서론

본 연구는 실질GDP와 물가에 미치는 금리를 통한 통화정책의 단기적 영향에 대해 살펴 보고자 한다. 이러한 통화정책이 실물경제에 미치는 영향에 대한 논의는 통화당국을 비롯하여 산업과 학계 모두 관심을 가지고 있는 주제이며, 거시경제학에서의 중요한 이슈 중 하나이기도 하다.

중앙은행은 경제의 안정을 위해 통화정책을 사용하는데, 이는 주로 물가안정을 유지하고 경제성장, 완전고용, 금융시장 안정 등을 궁극적 목표로 한다. 이러한 목표를 달성하기 위해 일반적으로 중앙은행은 통화량, 환율, 물가상승률 중 하나를 택하여 통화정책의 명목 기준지표(Nominal anchor)로 삼아 정책을 운용한다. 우리나라는 IMF 외환위기 발생 직후인 1998년부터 물가상승률 자체를 명목기준지표로 하는 물가안정목표제(Inflation targeting)를 채택하였으며, 이를 현재까지 유지하고 있다(「한국은행법」 제6조 제1항). 이러한 물가안정목표에 따른 구체적인 방식으로 최초 시중은행 간 초단기 대차거래에 적용되는 시장금리인 콜금리를 운용목표로 삼았다. 그러나 2008년 3월 이후부터는 콜금리 대신 금융통화위원회가 정하는 ‘한은기준금리’를 운용목표로 하여 7일물 환매조건부채권(RP) 금리를 사용하고 있다. 즉, 이는 한국은행과 시중은행 간 대차거래 시 적용되는 금리이다.

통화정책에 대한 기존 연구는 크게 통화정책 중 명목기준지표 선택에 따른 경제적 효과, 통화정책의 파급효과, 중앙은행의 통화정책 결정과정, 다양한 정책수단의 효과 등으로 구분할 수 있다.

가령, 명목기준지표 선택에 따른 경제적 효과를 다룬 연구로는 강명현·이혜란(2014)이 있는데, 이들은 통화정책의 운용체계로써의 물가안정목표제가 얼마나 경제에 유효한지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 1990~2009년의 패널자료에 대해 2000년대 전후로 구분한 세부기간별로 일반화된 적률법(Generalized Method of Moments; GMM)을 적용하였으며, 선진국과 개발도상국 등 105개국을 대상으로 물가안정목표제 채택국과 비채택국으로 구분하였다. 이러한 접근법을 통해 물가상승률과 물가변동성에 대한 물가안정목표제의 유효성을 분석하였는데, 2000년대 이후 정책의 유효성이 하락하는 것으로 나타났

다. 허준영(2022)은 현행 물가안정목표제를 비롯해 그 대안으로 논의되고 있는 평균물가 목표제와 물가수준목표제 등 명목기준지표에 대한 유효성을 분석하였다. 그는 2000년 1분기~2020년 2분기의 시계열 자료를 대상으로 뉴케인지안 형태의 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE)을 이용하여 실증분석을 하였다. 또한 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 사회후생적 관점에서의 2차 손실함수(3가지 형태)를 이용하여 경제의 여러 상황별로 평가될 수 있는 각 명목기준지표의 유효성에 대한 시뮬레이션 결과를 제시하였다. 그 결과로 명목금리의 제로(Zero) 하한이 반영되지 않은 경우는 기존의 물가안정목표제가, 하한이 반영된 경우는 평균물가목표제가 가장 높은 수준의 사회후생을 달성하는 것으로 나타났다.

한편, 통화정책이 경제에 미치는 파급효과를 분석한 연구로 앞서 언급한 강명현·이혜란(2014)이 있는데, 이들은 1995.5월~2011.7월 간 일별 자료를 사용하여 금융위기 전후로 그랜저인과관계 분석과 GMM을 이용한 회귀분석을 통해 이자율의 파급경로를 살펴보는 등 금리 중시 통화정책의 유효성도 분석하였다. 특히, GMM을 이용한 분석결과로 기준금리가 콜금리에 대해 미치는 파급효과가 금융위기 이후 더 커진 반면, CD금리, 국고채 수익률, 주가에 대해서는 크게 약화된 것으로 나타났다. 이는 결국 금융위기 이후 금리 중시 통화정책의 파급효과가 약화되었음을 나타낸다. 이에 대해 저자들은 금융위기 이후 장기금리에 대해 단기금리의 기대치보다는 장기금리의 결정요인 중 하나인 위험프리미엄이 더 많이 반영된 것이 원인일 수 있음을 지적하였다. 김기현·이한식(2013)은 금리 중시 통화정책의 대표적 파급효과 중 하나인 이자율 경로의 유효성을 살펴보았다. 이를 위해 그들은 기준금리와 장단기 국고채 금리 간 관계를 분석하였는데, 2001~2012년의 일별 시계열 자료에 대해 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 적용하였다. 분석결과, 중앙은행의 기준금리 설정에 따른 콜금리는 국고채 금리에 영향을 받아 내생적으로 결정되는 반면, 장기금리는 콜금리에 크게 영향을 받지 않는다고 하였다. 즉, 장기금리에 대한 금리 중시 통화정책의 영향력이 제한적임을 주장하였다.

김영도(2017)는 2000~2016년 동안의 월별 시계열 자료를 대상으로 일반적인 벡터자기회귀(Vector Autoregressive; VAR) 모형 추정과 함께 시변 파라미터 VAR(Time-Varying Parameter VAR; TVP-VAR) 모형을 적용하여 분석기간의 세부구간별로

자산시장에 대한 통화정책의 파급효과를 충격반응함수를 통해 분석하였다. 분석 결과, 주식시장에 대한 이자율 충격의 영향력이 최근일수록 약화됨을 보여주었다. 김시원(2018)은 1987~2016년의 분기별 시계열 자료를 대상으로 우리나라 실질GDP 증가율, 인플레이션, 통화정책(콜금리와 M1) 변수를 사용하여 분석하였다. 그는 분석대상 기간을 세부구간으로 구분하고자 김영도(2017)에서처럼 시변파라미터 VAR 모형을 사용하였다. 이를 통해 그는 세부구간별 충격반응함수 결과를 구하였으며, 금융위기 이후 실질GDP와 인플레이션에 대한 통화정책의 영향력이 약화되었음을 보여주었다. 다만, 강력한 확장적 통화정책은 경제위기에서 벗어나는 데 도움이 된다는 것도 보여주었다.

한편, 김영도(2017)와 김시원(2018)의 시변 파라미터 VAR 모형은 모형의 계수에 시변을 허용함에 따라 경기변동, 정책변경 등에 따른 세부기간에 걸쳐 구조적 변화에 대해 초점을 맞출 때 유용한 접근법이라고 할 것이다. 다만, 해당 모형은 일반적인 국면전환 모형(Regime-switching model)과는 달리 소규모 국면전환을 추정할 때 적합한 것으로 알려져 있다. 시변 파라미터 VAR 모형의 구체적 추정방식은 모수(Parameter)에 대한 사전적 분포(Prior distribution)와 관찰된 시계열 자료를 이용하며, 마코브 연쇄 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo; MCMC)를 활용한 베이지안 접근법이 사용된다.

이러한 금리 중시 통화정책에 대한 연구 외에도 1990년대 이후 통화정책의 여러 파급 경로 중 신용경로에 대한 연구들도 다수 있다. 이들 연구는 주로 은행의 미시자료를 이용하여 분석한 것이 많았다. 그 결과로는 통화정책이 은행의 대출여력에 영향을 미치며, 그 크기는 은행이 가진 여러 특성에 따라 다르다는 것이었다(Bernanke and Blinder 1988, 1992; Kashyap and Stein 1995, 2000; Kishan and Opiela 2000; 박형근 2003; Chatelain et al. 2003; Hosono 2006; Matousek and Sarantis 2009; Cetorelli and Goldberg 2011; Aysun and Hepp 2011, 2013). 이에 반해 김준한·이명수(2009)는 통화정책의 파급효과로 은행의 대출경로가 크게 유의미하지 않은 데다 외환위기 이후 그 효과가 더 약화되었다고 하였다. 한편, 다른 연구들에서는 통화정책의 신용경로와 관련하여 통화정책이 은행의 대출여력에 직접적으로 영향을 주는 것보다 기업의 대차대조표상 순자산 규모에 더 큰 영향을 준다는 결과를 보여주었다. 이는 결국 통화정책이 기업의 필요자금 내부조달 여력과 이에 따른 외부자금의 조달비용에 영향을 미친다는 결과라 할 것이다.

(de Bondt 2004; Ashcraft and Campello 2007; Angelopoulou and Gibson 2009; 장원창 2020).

본 연구는 VAR 모형에 우리나라의 분기별 실질GDP, 소비자물가, 콜금리 자료를 적용하여 경제에 대한 통화정책의 단기적 영향을 분석하고자 한다. 이러한 본 연구의 내용은 전체적인 주제면에서 앞선 김시원(2018)의 연구와 유사하다. 다만, 김시원(2018)은 이미 설명한 바와 같이 시변 파라미터 VAR 모형을 사용하여 분석대상 기간의 세부구간별로 통화정책의 파급효과가 어떻게 다른지에 초점을 둔 것에 반해, 본 연구는 베이지안 VAR 모형을 사용하는 등 통화정책의 단기적 영향과 표본 외 예측에 대한 결과를 안정적으로 추정하고 관찰하는 데에 초점을 두고자 한다.

이와 관련하여 본 연구는 전통적인 VAR 모형 분석에서 자주 지적되고 있는 과대추정(Overfitting) 문제와 이에 따른 표본 외(Out-of-sample) 예측의 부정확성 문제에 대해 좋은 대안이 될 수 있는 베이지안 VAR 모형을 이용한 통화정책의 단기적 영향을 자세히 살펴본다. 물론 모형 간 비교를 위해 표준 형태의 일반적인 VAR 모형에 충격의 직교화(Orthogonalization)를 적용한 결과를 벤치마크로 하여 함께 살펴본다.¹⁾

본 연구에서 초점을 두는 베이지안 VAR 모형의 장점에 대해 간략히 설명하면 일반적인 VAR 모형과는 달리 여러 시차의 설정에 대해서도 비교적 일관성 있는 표본 외 예측 결과를 보여주는 장점이 있다. 구체적 방법으로 베이지안 VAR 모형은 보통 모형에서의 장기간에 걸친 시차를 제거하기 위하여 단기에 해당하는 일부 시차 계수를 제외하고서 나머지 계수들에 0에 가까운 제약조건을 부여하는 것이 가능하다. 가령, 제약조건이 적용되는 계수에 평균이 0이고, 작은 크기의 표준편차를 가진 정규분포가 사전분포의 한 형태로 적용될 수 있다.

한편, 본 연구의 베이지안 VAR 모형을 김영도(2017)와 김시원(2018)이 사용한 시변 파라미터 VAR 모형과 비교해 보면, 두 모형 모두 전통적인 VAR 모형의 변형으로 베이지안 형태의 추정방식에 기초한다는 점에서 공통점을 가진다. 이 중 시변 파라미터 VAR 모형은 추정하고자 하는 계수의 동태적 상황을 잘 반영할 수 있어 통화정책의 구조적 변화 등을

1) 출레스키 분해(Cholesky decomposition)를 통해 직교화가 이루어진 축약형 VAR 모형의 충격반응함수 결과는 일반적인 형태의 구조형(Structural) VAR 모형인 Recursive SVAR 모형의 결과와 동일하다. 이에 SVAR 모형의 결과를 별도로 제시하지는 않는다.

포착하고자 할 때 유용한 접근법이 될 수 있다. 이에 반해, 베이지안 VAR 모형은 일반적으로 시불변(Time-invariant) 형태의 모수에 대해 전통적 VAR 모형이 직면하는 차원의 저주(Curse of dimensionality) 문제를 보완하고, 이를 통해 표본 외 예측 결과에 대한 신뢰성을 높이하고자 할 때 유용하다.

이에 본 연구는 표본 외 예측 능력을 극대화하기 위하여 초모수(Hyperparameter)의 사전분포를 설정하는 데에 분석의 초점을 둔다(Litterman 1980). VAR 모형 내 모수의 사전분포는 초모수의 사전분포 설정을 통해 위계적으로 정의된다. 이와 관련하여 Giannone et al.(2015)은 초모수를 활용한 위계적 접근법이 정확한 예측 능력을 가짐을 강조하였다. 가령, 일반적인 VAR 모형은 모수의 수를 지나치게 많이 설정하게 되는 경우가 종종 발생하는데, 이러한 모수의 수로 모형에서의 모수 불확실성이 보다 높아지고 과대추정 문제도 발생하게 되는 것이다. 이에 반해 베이지안 VAR 모형은 일종의 모수 절약형 모형으로 초모수의 사전분포에 규정된 응집성(예: λ)을 조절하는 방식으로 모수 축소의 적정 수준을 구하게 된다.²⁾

이와 관련하여 본 연구는 베이지안 VAR 모형 중 초모수에 대한 사전분포 설정을 위해 가장 표준적이면서도 많이 활용되고 있는 ‘미네소타 사전분포’(Minnesota prior)를 사용한다. 그리고 초모수(예: λ)에 대한 사전분포와 관련하여 본 연구에서는 마코브 연쇄 몬테카를로(MCMC) 샘플링을 통해 해당 초모수의 사후분포(Posterior distribution)를 제시하게 된다. 이러한 연쇄과정을 통해 본 연구에서 구한 초모수의 사후분포는 수렴하는 형태로 별도의 이상치(Outlier)도 관찰되지 않는 등 비교적 양호한 모습이었다. 이러한 과정을 통해 VAR 모형 계수에 대한 추정값을 비롯해 콜금리 변화 충격에 대한 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률의 충격반응 결과를 보여준다. 이러한 충격반응함수의 결과에 대해 단기적으로 콜금리 상승 시 실질GDP 증가율이 빠르게 하락하는 것을 관찰할 수 있었다. 그러나 경제이론에서의 예측과는 달리 소비자물가 상승률의 단기적 하락은 관찰되지 않았는데, 이는 통화정책의 단기적 영향에 대한 실증분석에서 자주 나타나는 가격퍼즐(Price puzzle)에 해당된다. 이에 이 문제를 완화하기 위한 분석이 추가로 진행된다.

2) 일반적인 VAR 모형에서 사용되는 모형의 정보기준(예: AIC, BIC 등)은 모수의 수에만 관계가 있을 뿐 초모수를 사용하지는 않는다. 따라서 이들 정보기준은 표본 내(In-sample) 자료에 대한 추정 능력을 극대화하는 느슨한 형태의 사전분포를 가진 모형에 도움이 된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서 베이지안 VAR 모형과 사전분포 설정에 대해 간략히 설명한다. III장에서는 본 연구에서 사용하는 시계열 자료에 대해 살펴보고, 베이지안 VAR 모형에서 설정된 초모수의 사후분포를 보여준다. 또한 콜금리 변화 충격에 따른 충격반응함수 결과와 관련 가격퍼즐 문제에 대해 논하고, 이 퍼즐을 해결하기 위한 접근법과 관련 분석결과를 제시한다. IV장에서는 본 연구를 맺는다.

II. 분석방법론

1. 벡터자기회귀(VAR) 모형과 베이지안(Bayesian) 접근법

본 연구는 앞서 설명한 바와 같이 통화정책이 경제에 미치는 단기적 영향을 실증적으로 분석하기 위하여 벡터자기회귀(Vector Autoregressive; VAR) 모형을 사용한다.

$$y_t = a + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_s y_{t-s} + \epsilon_t \quad (1)$$

식(1)에서 y_t 는 n 개의 내생변수로 이루어진 $n \times 1$ 형태의 벡터이다. a 는 각 내생변수에 대한 상수항 벡터로 $n \times 1$ 형태이며, $A_l (l = 1, 2, \dots, s)$ 은 내생변수 벡터의 시차항(lag term)에 대한 $n \times n$ 계수행렬이다. $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ 는 각 내생변수에 대한 외생적 충격을 나타내는 항이며, Σ 는 외생적 충격의 $n \times n$ 공분산 행렬이다. 추정대상이 되는 모수의 수는 a 와 $A_l (l = 1, 2, \dots, s)$ 로 $n + n^2 \times s$ 개가 있으며, Σ 에 대해서는 $n(n+1)/2$ 개가 있다.

식(1)과 관련하여 본 연구는 전통적인 VAR 모형에 대해 최소자승법(Ordinary least squares)으로 모수를 추정함과 동시에 베이지안(Bayesian) 형태의 접근법을 활용하는 데에 초점을 둔다.³⁾ 베이지안 형태의 추정법은 기존의 VAR 모형 추정 시 자주 직면하게 되는 ‘차원의 저주’(Curse of dimensionality) 문제를 완화하는 장점이 있는 것으로 알려져 있다. 차원의 저주 문제는 보유하고 있는 시계열 자료를 전통적인 VAR 모형으로 추정할 때

3) 본 연구는 전통적인 축약형 VAR 모형과 베이지안 VAR 모형의 충격반응함수 모두에 홀레스키 분해(Cholesky decomposition)를 이용한 직교화(Orthogonalization)를 적용하였다.

시차변수들을 통해 추정해야 할 모수가 크게 증가하게 되면 많은 정보를 얻게 되는 장점이 있는 반면, 추정상의 불확실성도 커져 그 장점을 그대로 상쇄하게 되는 문제라 할 것이다. 이에 따라 모형의 추정 및 표본 외(Out-of-sample) 예측 결과에 대한 신뢰도도 약화된다.

이에 반해, 베이지안 접근법은 모형의 모수에 대한 분포를 미리 설정하는 방식이므로 관측치 수와 추정해야 할 모수의 수가 주어져 있을 때 응집성(Tightness)을 나타내는 초모수를 사전분포의 형태로 조절하면서 효율적으로 통제할 수 있는 장점이 있다. 가령, 주어진 관측치 수에 비해 추정해야 할 모수가 많으면 사전분포의 응집성이 강화(예: $\lambda \downarrow$)되어 모형이 축소되는 결과가 되는 것이다(Giannone et al. 2015).

2. 베이지안 VAR 모형의 사전분포 설정

베이지안 VAR 모형 추정은 모형 내 모수의 사후분포를 구하기 위해 모수에 대한 사전적 확률분포와 표본자료에 따른 가능도 함수(Likelihood function)를 이용하는 접근법이다. 이는 아래와 같은 베이즈 정리(Bayes' law)에 기초한다.

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta) \times p(\theta) \quad (2)$$

식(2)는 모수 θ 에 대한 사전분포 $p(\theta)$ 에 표본분포인 가능도 함수 $p(y|\theta)$ 를 적용시켜 업데이트한 사후분포 $p(\theta|y)$ 를 나타낸다. 사후분포를 구하기 위해서는 사전분포 $p(\theta)$ 를 어떻게 설정하느냐는 중요한 의미를 가진다. 가령, $p(\theta)$ 가 주어진 지지집합(Support) 내에서 균일한(Flat) 형태라면 사전분포로써 유용한 정보가 없다고 할 것이다. 이 경우 모수 θ 의 추정에 대해 신뢰할 만한 결과를 얻지 못하게 된다(Stein 1956; Sims 1980). 따라서 사전분포에 유용한 정보를 제공하는 문제는 가설검정을 수행하는 문제와 일맥상통한다(Giannone et al. 2015).

결국 사전분포의 초모수를 설정하는 문제가 베이지안 VAR 모형에 핵심적인 내용인데, 이 문제에 대한 해결책으로 Litterman(1980)은 표본 외 예측 능력을 극대화하는 방식을 채택하였다. 동일한 맥락에서 Giannone et al.(2015)은 모수 θ 의 사전분포를 초모수 δ 를 통해 위계적으로 모수화한 $\theta \sim p(\theta|\delta)$ 방식을 이용하였다. 이와 관련하여 초모수 δ 의 사후분

포 $p(\delta|y)$ 를 관련 사전분포 $p(\delta)$ 와 표본분포 $p(y|\delta)$ 로 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$p(\delta|y) \propto p(y|\delta) \times p(\delta) \quad (3)$$

식(3)의 초모수 관련 표본분포 $p(y|\delta)$ 는 한계가능도(Marginal Likelihood; ML) 함수라고도 불리며, 표본 외 예측 능력의 척도가 된다(Geweke, 2001; Geweke and Whiteman 2006). 가령, 지지집합에서 균일한 사전분포 $p(\delta)$ (Flat prior)일 경우 ML의 극대화는 곧 사후분포 $p(\delta|y)$ 의 극대화와 같다. 이에 Giannone et al.(2015)는 초모수의 사전분포가 대부분 균일함을 가정할 것이므로 ML을 극대화하는 초모수를 발견하는 것이 적절한 실증분석 전략이 된다고 하였다. 또한 ML은 아래와 같이 모수 θ 의 지지집합 전체에 대해 적분한 값이므로 모수 θ 의 불확실성도 제거된다고 하였다.

$$p(y|\delta) = \int p(y|\theta, \delta) p(\theta|\delta) d\theta \quad (4)$$

모수 θ 에 대한 사전분포 $p(\theta|\delta)$ 의 구체적 설정과 관련하여 전술한 바와 같이 Litterman(1979)은 모형의 표본 외 예측 능력이 극대화되도록 사전분포의 특성을 고려하였다(예: 모수들의 공분산 크기를 응집성을 나타내는 초모수로 통제). 이렇듯 Litterman이 제시한 사전분포를 ‘미네소타 사전분포’(Minnesota prior)라 하며, 베이지안 VAR 모형 추정 시 표준적인 사전분포 형태로 사용하고 있다.

한편, 식(1) VAR 모형에서 Litterman은 각 내생변수에 영향을 미치는 외생적 충격의 공분산 행렬이 Σ 로 주어져 있다고 할 때 모형에 포함되는 시계열 변수들을 사전적으로 표류형(Drift)이 있는 랜덤워크(Random walk) 행태를 따르는 것으로 가정하였다.⁴⁾ 즉, 식(1) 계수행렬에 대한 사전평균이 아래와 같다는 의미이다(Giannone et al. 2015).

$$E[(A_l)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} 1 & (l=1 \text{ 이고 } i=j \text{ 일 때}) \\ 0 & (\text{그 외}) \end{cases} \quad (5)$$

4) Litterman(1979 p. 20)은 거시경제 변수들의 확률과정이 랜덤워크 과정에 부합하는 것으로 보고 있다. Kilian and Lütkepohl(2017)도 모수 절약형 모형(Parsimonious specification)이 시계열 자료의 예측 능력을 높인다고 하였다.

또한 Litterman(1979)이 가정한 계수행렬의 공분산에 대한 미네소타 사전분포는 아래 식과 같다.

$$\text{Cov}((A_l)_{ij}, (A_m)_{qr} | \Sigma) = \begin{cases} \lambda^2 \frac{1}{l^2} \frac{\Sigma_{iq}}{\psi_j / (d - n - 1)} & (l = m \text{이고 } j = r \text{일 때}) \\ 0 & (\text{그 외}) \end{cases} \quad (6)$$

식(6)에서 공분산 행렬 $\Sigma \sim W^{-1}(\Psi, d)$ (역-Wishart 분포)이다. Ψ 는 $n \times n$ 형태의 초모수 대각행렬이고, d 는 자유도를 나타내는 초모수이다. ψ_j 는 행렬 Ψ 의 j 번째 대각원소이다. 이 식은 Litterman이 가정한 것처럼 하나의 내생변수에 대해 모형에 포함된 계수들이 서로 독립임을 나타낸다. 또한 계수행렬의 시차가 과거일수록($l \uparrow$) 공분산이 작아짐도 보여준다. 한편, Σ 의 사전평균이 존재할 수 있는 자유도 d 는 $n+2$ 보다 커야 하는데, $d = n+2$ 일 때는 $E(\Sigma) = \Psi / (d - n - 1)$ 가 성립한다. ψ_j 는 계수들의 표준편차에 영향을 주며, λ 는 공분산 크기의 응집성을 나타내는 초모수로 계수행렬의 사후분포를 구할 때 요구되는 사전분포와 표본자료 간 상대적 중요성을 가리킨다. 가령, λ 의 값을 크게 설정할수록 계수행렬의 사전적 공분산의 크기가 커지며, 이는 계수행렬의 사후분포 추정 시 사전분포보다는 표본분포의 중요도가 더 크게 반영됨을 나타낸다(Giannone et al. 2015). 이에 본 연구는 Litterman의 미네소타 사전분포를 기본적인 형태의 사전분포로 사용한다.

한편, Litterman(1979)이 제시한 사전분포 외에 시계열 분석에서 자주 접하게 되는 단위근과 공적분을 반영한 사전분포도 추가로 제시되었다(Sims and Zha 1998). 이는 표본 내 초기 자료의 구성과 VAR 모형의 추정 결과가 주어져 있을 때 각 내생변수의 예측 능력이 될 수 있는 식(1)의 a 항(예: 상수항, 추세항)의 설명력을 줄이기 위한 것이다(Sims 1992; Giannone et al. 2015). 사실 이러한 추가적 사전분포가 적용되지 않을 경우 a 항이 동적으로 이질적인 경향을 가짐에 따라 베이저안 VAR 모형의 예측 능력이 약화된다(Sims 1992).

예를 들어, 추가된 사전분포 중 하나는 Doan et al.(1984)이 제시한 것으로 ‘계수의 합 사전분포’(Sum-of-coefficients prior)이며, 그 형태는 아래와 같다.

$$y^+ = \text{diag}\left(\frac{\bar{y}}{\eta}\right), x^+ = [0, y^+, \dots, y^+] \quad (7)$$

식(7)에서 y^+ 는 $n \times n$ 대각행렬로 식(1) 좌변에 대한 n 개의 인공적 관측치이며, $\bar{y}$ 는 $n \times 1$ 벡터로 각 내생변수별 첫 번째 s 개 관측치에 대한 표본평균들이다. x^+ 는 $n \times (1 + ns)$ 형태의 행렬로 식(1)의 우변에 대한 n 개의 인공적 관측치이다. 즉, y^+ 는 식(1) 종속변수 표본자료의 윗부분에, x^+ 는 우변 상수항과 시차항 표본자료의 윗부분에 추가된다. 식(7)의 η 는 사전분포의 초모수로 그 값이 커질수록 유용한 정보가 없는 균일한 사전분포가 된다. 반대로, 그 값이 작을수록 사전분포의 중요성이 커져 식(1)의 시계열 변수에 단위근은 있고 공적분은 없는 형태를 고려한 것이 된다.

나머지 다른 하나는 아래 식에서 표현된 것처럼 ‘더미 최초 관측치 사전분포’(Dummy-initial-observation prior) 또는 ‘단일 단위근 사전분포’(Single-unit-root prior)로 시계열 변수 내 공적분의 존재 가능성을 허용한 형태이다.

$$y^{++} = \frac{\bar{y}}{\kappa}, x^{++} = \left[\frac{1}{\kappa}, y^{++}, \dots, y^{++} \right] \quad (8)$$

식(8)에서 y^{++} 는 $1 \times n$ 의 행벡터, x^{++} 는 $1 \times (1 + ns)$ 의 행벡터로 표본자료의 윗부분에 추가되는 1개의 인공적 관측치가 된다. κ 는 사전분포의 초모수로 그 값이 작아질수록 사전분포가 중요해져 공적분 관계가 반영된다(Sims, 1993).

Giannone et al.(2015)은 실질GDP, 디플레이터, 연방기금금리, 산업생산, 통화량 등 미국의 다양한 거시경제자료를 이용하여 지금까지 소개한 베이지안 VAR 모형을 추정하였다. 그리고 이러한 접근이 일반적인 VAR 모형보다 전반적으로 더 좋은 예측 능력을 가짐도 보여주었다. 모형 간 비교를 위하여 Giannone et al.은 점 예측의 정확성을 평가하는 평균제곱오차(Mean Squared Forecast Error; MSFE)와 분포 예측이 얼마나 정확한지를 평가하는 로그 예측점수(Log-predictive score)를 비교를 위한 기준으로 사용하였다. 로그 예측점수는 모형으로부터 예측된 분포를 정규근사(Normal approximation)하여 측정하였다.

한편, Giannone et al.(2015)은 식(6), (7), (8)에 있는 사전분포의 초모수 λ , ψ , η , κ

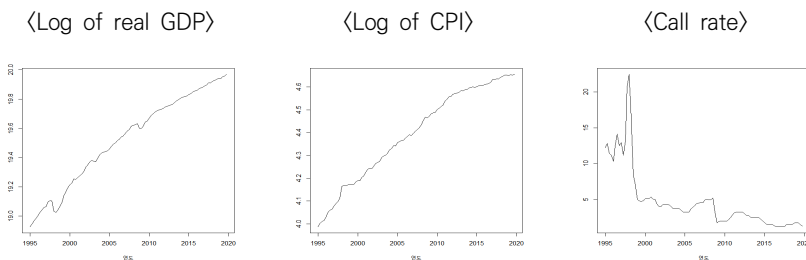
와 관련하여 λ , η , κ 에 대해 최빈값(mode)이 각각 0.2, 1, 1이고, 표준편차가 0.4, 1, 1인 감마분포(Gamma distribution)를 사용하였다. 초모수 행렬 Ψ 의 경우 모든 대각원소 각각에 대해 형상(Shape)모수와 척도(Scale)모수가 모두 0.02의 제곱인 역-감마분포(Inverse gamma distribution)를 적용하였다.

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 시계열 자료

본 연구에서는 분석을 위한 시계열 자료로 우리나라 분기별 실질GDP(계절조정), 소비자물가지수, 콜금리를 사용한다. 이들 변수는 세인트루이스 연방준비은행의 FRED에서 추출하였으며, 분석대상 기간은 1995년 1분기~2019년 4분기이다.

〈Figure 1〉 Trends in macroeconomic variables



〈Figure 1〉은 이들 변수의 시계열 추이를 보여준다.⁵⁾ 그림에서 우리나라 실질GDP는 전체적으로 꾸준히 증가하고 있는 가운데, 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기에 따라 경기침체가 있었음을 관찰할 수 있다. 또한 소비자물가지수도 견조한 상승세를 나타내는 모습이었다. 콜금리는 1990년대 중후반 10~15%의 수준에서 유지되고 있었으나, 외

5) 앞서 설명한 바와 같이 우리나라는 2008년 3월 이후부터 현재까지 통화정책의 운용목표로 7일물 RP 금리를 기준금리로 운영하고 있다. 이에 대해 본 연구에서는 통화정책의 운용을 나타내는 금리로 시중은행 간 초단기 시장금리인 콜금리를 사용하기로 하는데, 이는 콜금리와 한국은행의 기준금리 간에 사실상 큰 차이가 없기 때문이라는 점을 밝힌다.

환위기로 20%를 상회하는 수준으로 급등하였다. 이후 콜금리는 크게 하락한 가운데, 2014.4분기 이후 1%대 수준으로 낮아져 지속되었다.

이들 거시변수들의 시계열적 특성으로는 모두 추세를 가지고 있는 등 1차 적분인 $I(1)$ 의 모습을 보여주고 있다.⁶⁾ 계절조정이 이루어지지 않은 시계열 변수들은 분석을 위해 계절성을 제거하였다. 또한 비정상 시계열을 정상 시계열로 만들 필요가 있는데, 이를 위해 해당 변수들을 모두 1차 차분하였다. 시계열 분석모형과 관련하여 본 연구에서는 고전적 이분법(Classical dichotomy)에 따라 콜금리와 같은 명목변수와 실질GDP 간 장기적 관계가 성립하지 않는다고 간주하고서 1차 적분의 시계열 변수 간 장기적 관계를 가정하는 벡터오차수정모형(Vector error correction model)은 고려하지 않기로 한다.

2. 분석결과

가. 기본모형 분석결과

본 절에서는 통화정책의 단기적 영향을 살펴보기 위해 실질GDP 증가율, 소비자물가 상승률, 콜금리 변화분 등의 시계열 변수를 대상으로 4개 분기를 시차로 설정한 VAR 모형을 기본모형으로 사용한다. 즉, 식(1)에서 $p = 4$ 이다. 또한 구체적인 분석모형으로 앞서 언급한 바와 같이 전통적인 형태의 VAR(이하, '표준 VAR'이라 함) 모형과 베이지안 VAR(이하, 'BVAR'이라 함) 모형으로 하여 각각의 분석결과를 제시한다. 여기서 표준 VAR 모형에 대해서는 그 내용이 비교적 잘 알려져 있으므로 전체적인 설명의 초점은 BVAR 모형에 둔다.

1) 표준 VAR 모형과 BVAR 모형 간 예측성과 비교

기본모형을 활용한 통화정책의 단기적 영향을 살펴보기에 앞서 본 소절에서는 BVAR 모형 사용에 대한 의의를 밝히고자 표준 VAR 모형과 BVAR 모형의 예측성과를 비교한다. 보다 구체적으로 본 연구는 <Table 1>과 <Table 2>에서 실질GDP 증가율, 소비자물가 상승률, 콜금리 변화분 등의 시계열 자료를 대상으로 표준 VAR 모형과 BVAR 모형의 표

6) <Figure 1>의 거시변수와 그 차분변수들에 대해 ADF, PP, KPSS 검정을 실시한 결과, 차분변수들 모두가 정상 시계열인 것으로 판단되었다.

본 외 예측오차에 대한 성과(Forecasting performance)를 비교하고 있다. BVAR 모형을 활용한 분석방법의 자세한 내용은 후술된다.

먼저 본 연구는 시계열 교차검증(Cross-validation)을 통해 표본 외 예측오차의 수준이 모형 내 시차(Lag) 변화에 대해 예측성고가 어느 정도 일관성을 가지는지를 제시하고 있다. 보다 구체적으로 본 연구는 VAR(1)~VAR(8) 모형에 대해 1995년 2분기~2017년 4분기 자료 추정을 위한 시계열 자료(Training set)로 삼아 추정하였으며, 이러한 추정을 통해 구해진 예측치를 2018년 1분기~2019년 4분기에 해당하는 검증자료(Test set)에 적용하여 표본 외 예측성고의 측정치인 평균제곱오차(Root Mean Square Error; RMSE)와 평균절대오차(Mean Absolute Error; MAE)를 각 모형별로 구하였다.⁷⁾ 그리고 각 모형별 RMSE와 MAE 값들의 표준편차를 <Table 1>을 통해 비교하였다. 표의 결과를 간략히 살펴보면, 각 시계열 변수에 대해 RMSE와 MAE 모두에서 BVAR 모형의 표준편차가 표준 VAR 모형보다 작게 나타났다. 이는 BVAR 모형의 예측성고가 시차에 대해 상대적으로 일관적이라는 것을 알려주는 것이라 하겠다. 반대로 표준 VAR 모형은 모형의 시차가 달라지면 상대적으로 예측성고에 대한 변동성도 크다고 할 것이다.

<Table 1> Comparisons of the stability of forecasting performances with lag changes(1-8 quarters)

	Std. dev. of RMSE		Std. dev. of MAE	
	Standard VAR	BVAR	Standard VAR	BVAR
<i>y</i>	0.07	0.03	0.05	0.03
<i>p</i>	0.04	0.03	0.03	0.03
<i>i</i>	0.17	0.02	0.15	0.02

Notes: 1) *y*, *p*, and *i* refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively.

2) The period of the time series data (training set) for estimation is from the 2nd quarter of 1995 to the 4th quarter of 2017, and the period of the validation data (test set) for calculating forecasting performance is from the 1st quarter of 2018

7) 표본 외 예측치($\hat{y}_t$)와 관련한 평균제곱오차(RMSE)와 평균절대오차(MAE)는 각각 $RMSE = \sqrt{(1/T) \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}$, $MAE = (1/T) \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|$ 으로 정의된다. 여기서 T 는 검증자료 (Test set)의 시계열 길이를 나타낸다.

to the 4th quarter of 2019.

- 3) For both the standard VAR model and the BVAR model, model lags corresponding to quarters 1 to 8 are utilized, and the standard deviations of the root mean square error(RMSE) and mean absolute error(MAE) calculated for each lag are determined.
- 4) The RMSE and MAE associated with out-of-sample forecasts ($\hat{y}_t$) are defined as

$$RMSE = \sqrt{(1/T) \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad \text{and} \quad MAE = (1/T) \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|, \quad \text{respectively, where } T \text{ represents the length of the time series in the validation data(test set).}$$

〈Table 2〉는 표준 VAR 모형과 BVAR 모형 간 표본 외 예측치의 성과 비교를 위해 시계열 교차검증 방법 중 하나인 롤링 예측 원점(Rolling forecasting origin) 기법을 활용한 RMSE와 MAE의 결과가 보여주고 있다. 이를 위해 본 연구는 추정을 위한 시계열 자료(Training set)를 1995년 2분기~2012년 2분기부터 시작하여 롤링(Rolling) 형태로 1분기씩 증가시켜 1995년 2분기~2019년 3분기까지에 해당하는 총 30개의 시계열 자료에 대해 추정과 예측을 시행하였다. 모형의 예측치는 1분기 예측(One-step ahead forecast)을 사용하였으며, 예측 성과 계산을 위한 검증자료(Test set)로는 추정 자료의 다음 기를 사용하였다.

〈Table 2〉 Comparisons of forecasting performances using the rolling forecasting origin method

	RMSE		MAE	
	Standard VAR	BVAR	Standard VAR	BVAR
(a) Benchmark model				
<i>y</i>	0.61	0.54	0.50	0.45
<i>p</i>	0.39	0.46	0.29	0.39
<i>i</i>	0.34	0.24	0.27	0.18
(b) Model (1)				
<i>y</i>	0.79	0.58	0.61	0.49
<i>p</i>	0.42	0.53	0.34	0.44
<i>i</i>	0.49	0.36	0.39	0.30
(c) Model (2)				
<i>y</i>	0.68	0.59	0.53	0.49
<i>p</i>	0.49	0.52	0.40	0.43
<i>i</i>	0.27	0.18	0.22	0.15

Notes: 1) *y*, *p*, and *i* refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively.

- 2) Model (1) includes international oil prices in the benchmark model, while Model (2) is an extended model that incorporates nominal effective exchange rates.
- 3) In selecting model lags, we based our decision on various information criteria results for the standard VAR model. As a result, the benchmark model and Model (1) are best suited with a VAR(5) form, while Model (2) is best suited with a VAR(2) form.
- 4) The model predictions utilize one-step ahead forecasts, and the training set for estimation begins from the 2nd quarter of 1995 to the 2nd quarter of 2012, incrementing by 1 quarter in a rolling fashion, resulting in a total of 30 time series data points spanning from the 2nd quarter of 1995 to the 3rd quarter of 2019. The estimation and prediction are conducted using these 30 data points, and the next period of the estimation data is used as the validation data (test set) for calculating forecasting performance.
- 5) The RMSE and MAE associated with out-of-sample forecasts ($\hat{y}_t$) are defined as $RMSE = \sqrt{(1/T) \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}$ and $MAE = (1/T) \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|$, respectively, where T , i.e., 30, represents the length of the time series in the validation data (test set).

표에서 Benchmark model은 실질GDP 증가율, 소비자물가 상승률, 콜금리 변화분을 대상으로 한 것이며, Model (1)과 (2)는 벤치마크 모형에 각각 국제유가 및 명목실효환율 상승률을 추가한 모형이다. 표에서의 분석결과를 간략히 살펴보면, 소비자물가 상승률을 제외하고서는 대체로 BVAR 모형의 표본 외 예측치에 대한 RMSE와 MAE 값이 표준 VAR 모형보다 작았다. 이렇듯 <Table 1>과 <Table 2>의 결과를 볼 때 BVAR 모형을 이용한 분석은 어느 정도 시도해 볼 만한 가치가 있다고 할 것이다. 자세한 분석절차는 표 주석을 참고하기 바란다.

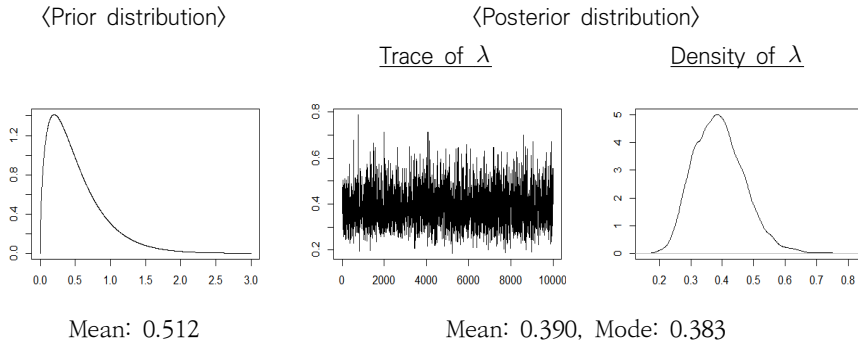
2) 초모수 λ 의 사후분포와 추정 결과

일반적으로 베이지안 접근법은 분석하고자 하는 모수(Parameter)의 사전분포와 사후분포 개념이 존재하는데, 이때 어떠한 형태를 사전분포로 사용하느냐에 따라 서로 다른 사후분포를 얻을 수 있다. 그리고 그 분석결과도 민감하게 변하여 해석에 한계가 있을 수 있다. 이에 본 연구는 BVAR 모형 추정을 위해 앞서 설명한 미네소타 사전분포를 그대로 사용하고자 한다. 미네소타 사전분포는 BVAR 모형 추정을 위한 사전분포로 최근까지도 널리 받아들여지고 있다. 다만, 본 연구의 모형이 차분 VAR 모형임에 따라 식(1) a 항과 관련하여 식(7) '계수의 합 사전분포'와 식(8) '단일 단위근 사전분포'를 적용하기는 어렵다.⁸⁾ 따라서

8) 차분 VAR 모형은 고려 가능한 오차수정모형의 공적분항 계수에 대해 사전분포로 0의 값을

본 연구의 사전분포로는 미네소타 사전분포를 사용하되 Giannone et al.(2015)이 설정한 사전분포 값을 그대로 적용한다. 예를 들어, λ 의 경우 감마분포를 적용하며, 관련 최빈값은 0.2, 표준편차는 0.4로 하였다. 또한 차분 VAR 모형은 랜덤워크(Random walk) 행태를 나타내는 식(5)의 사전평균인 1도 0으로 변환되어야 하므로 이를 반영하였다.

〈Figure 2〉 Probability distribution of hyperparameter λ



- Notes: 1) For the prior distribution of the hyperparameter λ of the gamma distribution with a mode of 0.2 and a standard deviation of 0.4, the shape parameter is 1.64, and the scale parameter is 0.312.
 2) In the prior distribution, the mean is the product of the shape parameter and the scale parameter, which is 0.512.

한편, 식(3)에서 설명한 바와 같이 초모수의 사후분포($p(\delta|y)$)를 구해야 하는데, 이를 위해 본 연구는 마코브 연쇄 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo; MCMC) 샘플링의 대표적인 방법인 MH(Metropolis-Hastings) 알고리즘을 사용한다. 이는 정규분포와 같은 대칭적인 확률분포(제안분포)로부터 추출된 초모수(확률변수)와 관련하여 목표로 삼은 분포(타깃분포)의 확률을 직전 초모수의 확률에 대한 채택비율(확률)로 구하고, 이 비율을 바탕으로 해당 초모수를 업데이트된 초모수로 삼을 것인지 여부를 결정하는 방식이다. 만약 해당 초모수가 채택되지 못할 경우 이전의 초모수가 그대로 유지된다. 이러한 과정을 통해 초모수의 사후분포를 추정할 수 있다. 본 연구는 이러한 베이지안 추정과정을 15,000회 실시하는데, 그 중 최초 5,000회의 초모수 추정치는 소각과정(Burn-in)으로 처

적용한 것이므로 오차수정모형에 대한 일종의 베이지안 축소(Bayesian shrinkage)라 할 수 있다.

리하여 버리고, 나머지 10,000회의 초모수 추정치를 사후분포로 사용한다.

〈Figure 2〉는 초모수 λ 에 대한 사전분포를 비롯해 MH 알고리즘 과정을 통해 산출된 사후분포의 결과를 보여준다. 보다 구체적으로 그림에서의 첫 번째 열은 초모수 λ 의 사전분포로 최빈값이 0.2, 표준편차가 0.4로 설정된 감마분포를 나타내고 있다. 이 경우 형상모수(Shape parameter)는 1.64, 척도모수(Scale parameter)는 0.312가 되는데, 초모수 λ 의 모평균은 이 형상모수와 척도모수의 곱으로 0.512가 된다.

그림의 두 번째 열은 소각과정 이후의 초모수 λ -값의 추이(Trace)를 보여주고 있으며, 세 번째 열은 해당 초모수 값의 분포를 나타낸다. 두 번째 열의 λ -값 추이를 보면 그 값이 안정적으로 수렴되고 있음을 알 수 있다. 초모수 λ 의 사후분포에서는 최빈값이 0.383으로 나타났으며, 이는 사전분포에서 설정된 최빈값 0.2에 비해 다소 커진 값이라 할 것이다. 그리고 앞서도 설명한 바와 같이 초모수 λ 의 사후분포에서 평균 또는 최빈값이 클수록 사전분포보다는 표본분포가 더 많이 반영됨을 나타낸다.

〈Table 3〉은 BVAR 모형의 결과이다. 표에 나타나 있는 여러 값들 중 첫 번째 열인 실질GDP 증가율 결과에서 전분기의 콜금리 변화에 대한 계수로 -0.512가 있는데, 이는 MH 알고리즘 과정을 통해 5,000회의 소각과정(Burn-in) 후 생성된 10,000개의 계수값 중 중위수(Median)에 해당한다. 그 아래에 있는 (-0.707, -0.319)는 설명한 10,000개의 계수값 중 9,500개가 해당 범위에 포함됨을 나타낸다. 그리고 -0.512에 대해 해석을 하자면, 직전 분기 콜금리의 상승 폭이 1%p 확대되면 실질GDP 증가율이 0.512%p 하락한다는 것이다.

한편, 일반적인 VAR 모형의 추정 결과에 대한 해석과 관련하여 해당 모형은 기본적으로 경제이론을 기초로 하여 만들어진 것이 아니라 추정을 위해 축약형으로 설정된 것이기 때문에 모형의 결과를 통해 경제적 의미를 정확히 밝히는 데에는 한계가 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 한편, 표준 VAR 모형의 추정결과는 지면상의 제약으로 생략하기로 한다.

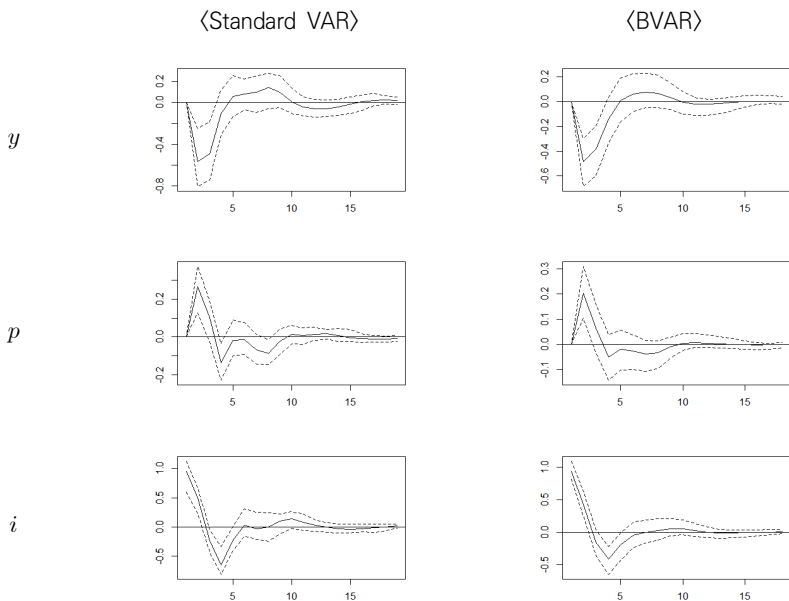
〈Table 3〉 Estimation results of the BVAR model

Variables	y_t	p_t	i_t
y_{t-1}	0.124 (-0.068, 0.314)	0.062 (-0.040, 0.164)	0.249 (0.054, 0.440)
p_{t-1}	-0.131 (-0.469, 0.210)	0.074 (-0.119, 0.260)	-0.246 (-0.613, 0.102)
i_{t-1}	-0.512 (-0.707, -0.319)	0.217 (-0.111, 0.323)	0.456 (0.265, 0.654)
y_{t-2}	0.147 (-0.025, 0.323)	0.029 (-0.063, 0.122)	0.213 (0.034, 0.396)
p_{t-2}	-0.030 (-0.312, 0.253)	0.093 (-0.053, 0.251)	-0.225 (-0.522, 0.058)
i_{t-2}	-0.083 (-0.276, 0.108)	-0.016 (-0.118, 0.087)	-0.205 (-0.412, -0.013)
y_{t-3}	0.033 (-0.118, 0.190)	0.022 (-0.060, 0.109)	-0.015 (-0.176, 0.142)
p_{t-3}	-0.101 (-0.347, 0.119)	0.148 (0.019, 0.307)	0.089 (-0.139, 0.345)
i_{t-3}	-0.058 (-0.210, 0.099)	0.006 (-0.080, 0.090)	0.005 (-0.151, 0.161)
y_{t-4}	0.033 (-0.094, 0.166)	0.029 (-0.042, 0.103)	0.094 (-0.041, 0.239)
p_{t-4}	0.023 (-0.169, 0.223)	0.023 (-0.078, 0.128)	-0.057 (-0.266, 0.136)
i_{t-4}	-0.088 (-0.225, 0.036)	0.067 (0.000, 0.144)	0.039 (-0.090, 0.174)
상수항	0.748 (0.281, 1.217)	0.308 (0.038, 0.570)	-0.324 (-0.809, 0.147)

Notes: 1) y , p , and i refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively.

2) The estimated values correspond to the median, and the values in parentheses represent the 95% confidence interval.

〈Figure 3〉 Impulse responses to a call rate shock



Notes: 1) y , p , and i refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively. The gray dashed lines above and below the solid line indicate the 95% confidence interval.

2) The first row represents the response of real GDP growth rate to shocks in the call rate, the second row represents the response of consumer price inflation rate, and the third row represents the self-response of changes in the call rate.

3) The shocks of the model are orthogonalized through Cholesky decomposition in the order of y , p , and i .

3) 충격반응함수(Impulse response function) 결과

〈Figure 3〉은 표준 VAR과 BVAR 모형의 추정 결과를 바탕으로 콜금리의 상승 충격에 따른 실질GDP의 증가율과 소비자물가 상승률의 충격반응함수 결과를 보여주고 있는데, 표준 VAR과 BVAR 모형 모두 서로 유사한 모습이었다.

가령, 콜금리의 1%p 상승 충격 시 실질GDP 증가율이 음(-)의 값을 기록하는 등 즉시 하락하였으며, 충격 발생 후 1~2분기에 대해서는 95% 신뢰수준이 음(-)의 값에 있었다. 이후 실질GDP 증가율을 하락시키는 콜금리 상승 충격에 따른 효과는 점차 사라졌다. 한편, 소비자물가는 동일한 콜금리의 상승 충격에 대해 물가상승률이 오히려 높아지다 충격 후 3분기가 되어서야 진정되는 모습이었다. 이와 관련하여 Angeloni et al.(2002 p. 21)

은 유로지역을 대상으로 VAR 모형을 활용하여 분석한 결과, 예상치 못한 단기금리의 상승에 대해 물가안정은 산출량 감소에 비해 더 큰 시차를 가진다고 하였다.

나. 가격퍼즐(Price puzzle)과 수정 분석결과

1) 가격퍼즐 문제

〈Figure 3〉과 관련하여 일반적인 통화정책이론은 중앙은행의 긴축적 통화정책에 따른 금리상승 시 물가상승 압력이 낮아질 것으로 예측하고 있다. 그러나 그 예측과는 달리 〈Figure 3〉이 보여주는 실증분석 결과는 콜금리 상승 충격에 대해 소비자물가 상승률이 즉시 하락하지 않는 것이었다. 이렇듯 중앙은행의 긴축적 통화정책에 따른 금리인상이 물가상승률을 빠른 속도로 낮추지 못하는 실증적 분석결과가 자주 발견되는데, 이를 가격퍼즐(또는 물가퍼즐)이라 한다.

이에 이러한 퍼즐의 원인으로 불완전정보, 미래지향적 태도, 공급요인, 측정오차 문제 등 여러 요인들이 지적되어 왔다. 가령, 공급측 요인으로 국제유가 상승이 나타나 생산비용이 상승할 경우 금리인상과 같은 통화정책에도 물가상승률이 높아질 수 있어 금리와 물가가 동시에 상승하는 가격퍼즐 현상이 관찰될 수 있다. 더욱이 이러한 가격퍼즐과 관련하여 Sims(1992)는 VAR 모형에서 제대로 식별(Identification)된 충격에는 중앙은행의 외생적 금리인상 충격뿐 아니라 관찰되지 않는 미래 인플레이션 예측에 대한 중앙은행의 내생적 충격반응도 포함될 수 있다고 하였다. 그럼에도 일반적인 형태의 VAR 모형은 그 충격에 관련 미래 인플레이션 예측에 대한 정보를 포함하고 있지 않으므로 그 실증분석 결과에서 가격퍼즐이 나타날 수 있음을 지적하였다. 결국 다른 경제적 요인으로 형성될 수 있는 인플레이션에 대한 중앙은행의 기대(Expectation)가 금리인상 결정(충격)에도 영향을 미칠 수 있음을 함의한다고 하겠다.

2) 수정 분석결과

본 소절에서는 가격퍼즐 문제를 고려한 통화정책의 단기적 영향을 분석한다. 이를 위해 본 연구는 통화정책의 충격에서 중앙은행의 인플레이션 기대에 따른 내생성 문제를 통제

하여 충격의 외생성을 확보하고자 한다. 보다 구체적으로 외생적 금리인상 충격에 따른 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률의 충격반응을 보다 면밀히 살펴보기 위하여 3가지 측면에서 접근한다.

먼저 국제유가와 환율 등 다른 거시경제적 요인을 VAR 모형에 추가하여 가격퍼즐 문제가 완화되는지 살펴본다(Sims 1992; Kim 1999; Kim and Roubini 2000; Barth and Ramey 2001; Hanson 2004; Sims and Zha 2006). 이는 앞서도 설명한 바와 같이 금리인상 충격에 내재하고 있는 내생성을 통제하는 효율적인 접근법이 될 수 있다. 다만, 이는 새로운 시계열 변수가 모형에 추가됨에 따라 모형이 복잡해지는 단점이 있다.

이러한 단점에 대해 Estrella(2015)는 많은 통제변수를 사용한 큰 규모의 VAR 모형에서도 가격퍼즐 문제가 크게 완화되지 않음을 지적하면서 VAR 모형의 시차를 늘리는 방식을 제안하였다. 이는 통화정책 실시에 대해 실질GDP 증가율과 물가상승률 등 거시경제변수의 관찰 가능한 충격반응 간에 상당한 시차가 존재할 수 있음에 근거한 것이다. 보다 구체적으로 Estrella(2015)는 금리인상 충격이 단기적으로 인플레이션에 직접적 영향을 주지 않는다는 이론적 가정을 바탕으로 인플레이션의 충격반응을 만드는 0과 1시차 계수를 0으로 제약할 경우 가격퍼즐 문제가 완화됨을 보여주었다. 이는 가격퍼즐 문제가 어느 정도 완화되는 수준에서 최소한의 시차를 모형에 설정하는 방식이라 할 것이다.

한편, BVAR 모형의 경우 이러한 가격퍼즐과 관련하여 식(5)의 계수행렬에 대해 랜덤워크 형태의 사전분포만을 가정하고 있을 뿐 금리인상 충격에 따른 물가상승률의 충격반응에 대해 부호(Sign)적 측면에서 어떠한 확정적 제약도 하고 있지 않아 실증분석에서 해당 문제를 다루기 어려운 측면이 있다. 이에 대해 BVAR 모형에서는 SVAR 모형에서의 당기제약(Contemporaneous restrictions) 조건에 거시경제이론에 입각한 부호제약(Sign restrictions)을 부여하여 식별하는 방법을 그 대안으로 두고 있다. 즉, BVAR 모형을 이용한 분석에서는 이렇듯 부호제약을 활용하는 방법이 가장 정형화된 접근법이라 할 수 있다.

〈Figure 4〉는 표준 VAR과 BVAR 모형 각각에 대한 콜금리 상승 충격에 따른 소비자물가 상승률의 충격반응 결과를 보여준다.⁹⁾ Model (1)은 실질GDP 증가율, 소비자물가 상

9) 〈Figure 4〉에 포함되어 있지 않은 실질GDP 증가율(y)과 콜금리 변화분(i) 자체의 충격반응 결과는 〈Figure 3〉이 보여준 결과와 함의 측면에서 크게 다르지 않다는 점을 밝힌다. 그리고 이들 변수를 비롯해 추가로 모형에 포함된 거시경제변수들의 충격반응 결과는 지면

승률, 콜금리 변화분 등 기본모형에 국제유가 상승률, Model (2)는 기본모형에 명목실효 환율 상승률, Model (3)은 국제유가¹⁰⁾ 및 명목실효환율 상승률을 추가로 포함시킨 모형이다. Model (4)~(6)은 Model (3)에다 차례로 실질소비 증가율, 장기금리 변화분, 대출 증가율을 누적적으로 추가한 모형이다. 그림에서 콜금리 상승 충격에 대한 소비자물가 상승률의 충격반응 결과를 볼 때 기본모형에서의 결과에 비해 가격퍼즐 문제가 크게 개선되는 것은 않은 것으로 보인다.

한편, 표준 VAR과 BVAR 모형에 대해 시차를 늘려 콜금리 상승 충격에 대한 소비자물가 상승률의 충격반응 결과는 <Figure 5>에 나타나 있다.¹¹⁾ 시차에서 VAR(4) 형태의 모형은 이미 <Figure 3>을 통해 그 결과를 확인하였으므로 <Figure 5>는 $s = 8, 12, 16$ 인 VAR(8), VAR(12), VAR(16) 형태의 충격반응 결과를 볼 수 있다.

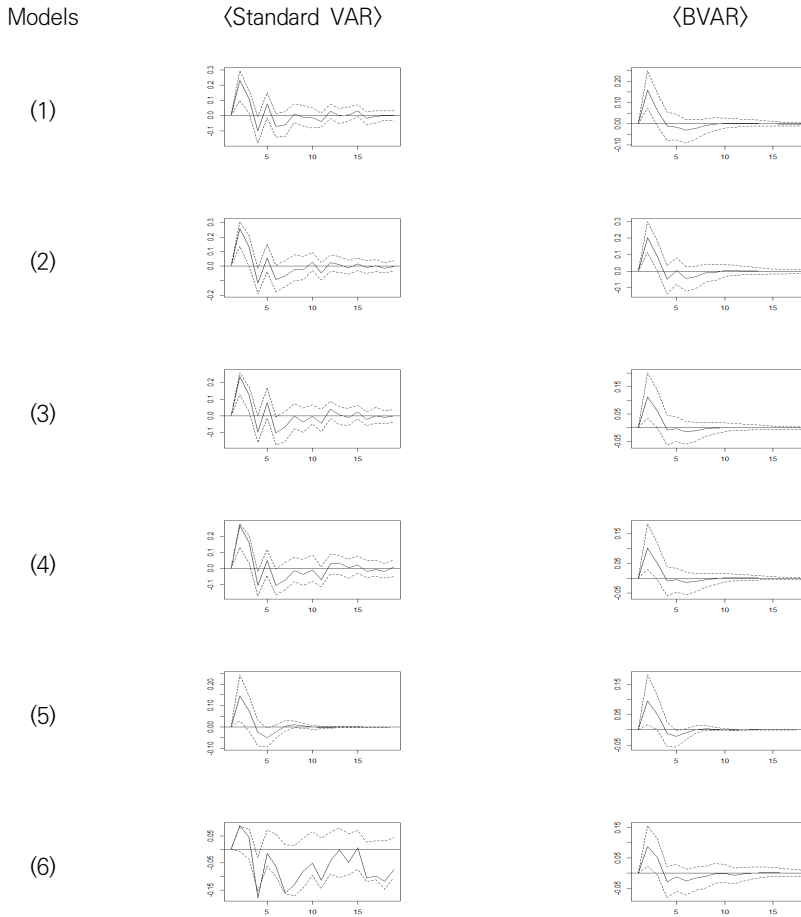
그림을 보면 시차가 $s = 8$ 인 VAR(8) 모형에서의 결과는 <Figure 3>과 크게 다르지 않아 가격퍼즐 문제가 완화되었다고 보기는 어려웠다. 그러나 시차가 12와 16으로 늘어난 결과에서는 여전히 통계적 의미에 대해 논하기는 어렵지만 가격퍼즐 문제가 해소될 가능성을 보여주고 있다. 특히, $s = 16$ 의 BVAR 모형에서는 충격 후 5분기가 되기 전까지 소비자물가 상승률의 충격반응에 대한 중위값(Median)이 음(-)의 값을 기록하고 있다. 따라서 Estrella(2015)가 보여준 것처럼 추후 더 길어진 시계열 자료에 대해서는 시차를 활용한 분석을 통해 가격퍼즐 문제가 해소될 가능성이 있다고 하겠다.

관계상 생략한다. 그러나 독자의 요청이 있을 경우 언제든지 제공 가능함을 밝힌다.

10) 국제유가는 세인트루이스 연방준비은행의 FRED에서 추출한 서부텍사스(WTI) 원유의 국제가격을 사용한다.

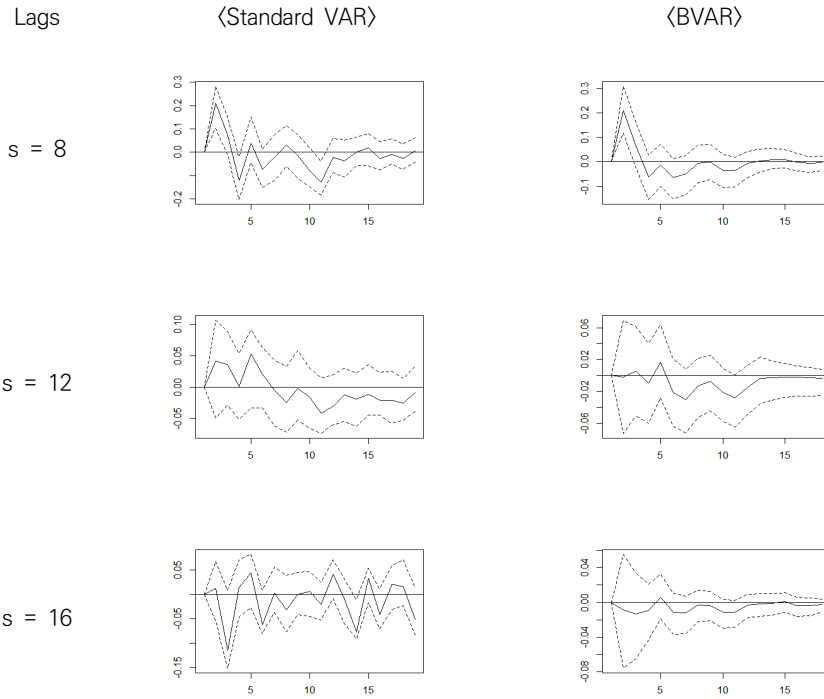
11) <Figure 5>에 포함되어 있지 않은 실질GDP 증가율(y)과 콜금리 변화분(i) 자체의 충격반응 결과는 지면 관계상 생략한다. 다만, 독자의 요청 시 언제든지 제공 가능함을 밝힌다.

〈Figure 4〉 Impulse responses of consumer price inflation rate to a call rate shock: models with added macroeconomic variables



- Notes: 1) *op* represents international oil prices, *ex* represents nominal effective exchange rate, *c* represents real consumption, *lti* represents long-term interest rate, and *l* represents loans.
- 2) Models (1) through (6) are models in which macroeconomic variables are additionally controlled for in the baseline model: Model (1): $op + y + p + i$, Model (2): $ex + y + p + i$, Model (3): $op + ex + y + p + i$, Model (4): $op + ex + c + y + p + i$, Model (5): $op + ex + c + lti + y + p + i$, and Model (6): $op + ex + c + lti + l + y + p + i$.
- 3) The dashed lines above and below the solid line represent the 95% confidence interval.
- 4) The shocks of the model are orthogonalized through Cholesky decomposition.

〈Figure 5〉 Impulse responses of consumer price inflation rate to a call rate shock: models with expanded lags



- Notes: 1) The dashed lines above and below the solid line represent the 95% confidence interval.
 2) s represents the number of lags in the VAR model.
 3) The shocks of the model are orthogonalized through Cholesky decomposition in the order of y , p , and i .

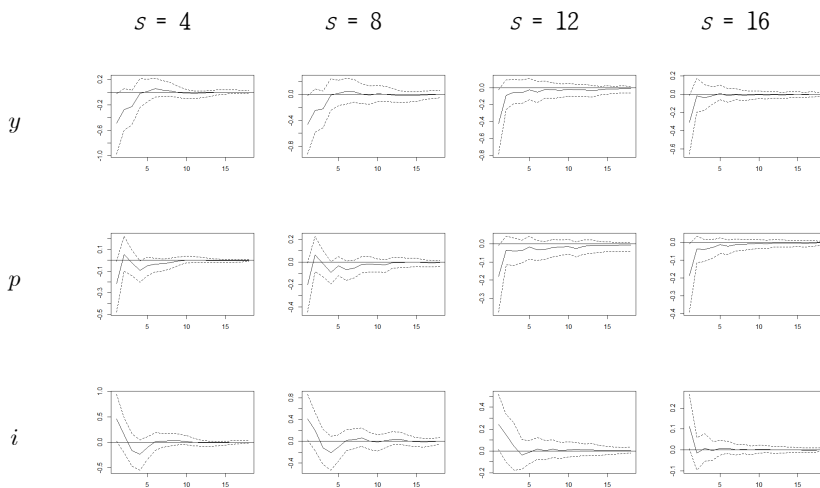
〈Table 4〉 Sign restrictions in the BVAR model

		Shock to		
		y	p	i
Response of	y	+	n.a.	-
	p	n.a.	+	-
	i	n.a.	n.a.	+

- Notes: 1) y , p , and i refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively.
 2) n.a. indicates that no sign restrictions are imposed.

한편, BVAR 모형을 대상으로 SVAR 모형의 당기제약에 부호제약을 적용하여 분석한 콜금리 인상 충격에 대한 실질GDP 증가율, 소비자물가 상승률, 콜금리 변화분 자체의 충격반응 결과는 <Figure 6>에 나타나 있다. 시차와 관련해서는 $s = 4, 8, 12, 16$ 을 적용하였다. 식별을 위한 BVAR 모형의 부호제약은 <Table 4>와 같이 설정하였다. 가령, 콜금리 상승 충격에 대해 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률 모두 해당 충격과 음(-)의 당기적 관계가 있는 것으로 가정하였다. 즉, 콜금리 상승 충격 시 실질GDP 증가율과 소비자물가 상승률의 충격반응이 당기에 0보다 낮은 음(-)의 값을 가짐을 나타낸다. 아울러 다른 충격에 대해서는 불가지론적 관점(Agnostic view)에서 부호제약을 설정하지 않았다.¹²⁾

<Figure 6> Impulse responses to a call rate shock: application of sign restrictions in the BVAR model



- Notes: 1) y , p , and i refer to real GDP growth rate, inflation, and the change in call rate, respectively. The gray dashed lines above and below the solid line indicate the 95% confidence interval.
- 2) The first row represents the response of real GDP growth rate to shocks in the call rate, the second row represents the response of consumer price inflation rate, and the third row represents the self-response of changes in the call rate.
- 3) s represents the number of lags in the VAR model.

12) 본 연구는 콜금리 상승 충격에 대한 충격반응함수만을 보고자 하므로 다른 충격에 대한 부호적 제약이 크게 중요하지 않으며, 해당 부호제약이 달라진다고 하더라도 본 연구의 결과는 변하지 않는다는 점에 유의하기 바란다.

〈Figure 6〉을 살펴보면 모든 시차에 대해 콜금리 상승 충격으로 당기에 소비자물가 상승률의 충격반응이 음(-)의 값을 가짐을 알 수 있다. 다만, 시차 $s = 4$ 와 $s = 8$ 에서는 빠른 속도로 그 충격반응이 양(+)의 값으로 전환되기도 하였다. 이에 반해 시차 $s = 12$ 와 $s = 16$ 에서는 음(-)의 값을 나타낸 당기의 충격반응이 시차 효과에 따라 장기간 지속되고 있음을 알 수 있었다. 이는 BVAR 모형의 당기제약에 경제이론에 입각하여 부호제약을 적용하는 것이 통계적 유의성이 높은 결과를 가져다주는 것은 아니겠지만, 콜금리 상승 충격에 대해 중위 수준의 충격반응이 지속적으로 음(-)의 값을 나타낸다는 점에서 가격퍼즐 문제를 완화하는 데 상대적으로 유효할 것으로 판단되었다.

IV. 결론

본 연구는 경제에 미치는 통화정책의 단기적 영향을 살펴보기 위하여 실질GDP, 소비자물가, 콜금리를 대상으로 콜금리 상승 충격에 따른 해당 변수들의 충격반응을 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 이들 시계열 변수를 분석의 기본모형으로 삼았으며, 이를 대상으로 BVAR 모형의 분석방법을 적용하였다. 또한, 비교 차원에서 축차적 순서를 반영하여 직교화한 표준 VAR 모형의 결과도 함께 제시하였다.

기본모형을 통한 충격반응함수의 결과, 콜금리 상승 충격에 따른 실질GDP 증가율 하락이 두드러졌다. 그러나 물가상승률은 오히려 상당 기간 동안 상승한 후 점차 진정되는 모습을 보여주었다. 이러한 결과는 일종의 가격퍼즐 문제로 표준 VAR과 BVAR 모형 전체에 걸쳐 나타났다.

이러한 문제와 관련하여 다양한 거시경제변수를 모형에 추가로 통제하는 방법을 활용하여 콜금리 상승에 따른 소비자물가 상승률의 충격반응을 구하였으나, 표준 VAR과 BVAR 모형 모두 가격퍼즐이 크게 개선되지는 않았다. 이에 반해 VAR 모형의 시차를 늘리는 방법에서는 가격퍼즐 문제가 부분적으로 개선되는 것으로 보였다. 이 중 BVAR 모형에서 해당 퍼즐의 개선이 가장 두드러졌다. 이에 대해 전체적으로 통계적 유의성이 크지는 않았지만, BVAR 모형의 부호제약이 가격퍼즐 문제를 완화하는 데 도움이 될 수 있는 접근법임을

알 수 있었다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 BVAR 모형은 앞서 설명한 바와 같이 전통적인 VAR 모형에 비해 모형의 설정 및 추정, 그리고 결과를 해석하고 활용함에 있어 여러 장점을 가진다. 그 중에서도 VAR 모형에서의 베이지안(Bayesian)적 접근법은 모수에 대한 사전정보를 통해 그 범위를 미리 설정해 둬에 따라 분석을 위한 자료가 제한적일 때도 신뢰할 수 있는 추정치를 얻을 수 있다는 것이 주된 장점이다. 또한 이를 바탕으로 충격반응함수와 표본 외 예측 등에서 신뢰할 만한 결과를 얻을 수 있다는 점에서 베이지안 VAR 모형의 사용 가치는 높다고 할 것이다(Giannone et al. 2015). 아울러 식별과 관련하여 최근 큰 인기를 끌고 있는 동태확률일반균형(DSGE) 모형 등 여러 이론적 거시모형과 이를 바탕으로 수행하는 추정, 충격반응함수, 예측 등의 결과를 다시 축약 형태인 VAR 모형을 통해 다시 비교·확인한다는 점에서 BVAR 모형의 활용은 중요한 의미를 가진다고 하겠다.

참고문헌

- 강명현·이혜란 (2014), “한국 통화정책의 유효성 연구”, **KIF 금융리포트**, 2014-01, 한국금융연구원.
- (Translated in English) Kang, M. and H. Lee (2014). “A Study on the Effectiveness for Korean Monetary Policy,” *KIF Financial Report*, 2014(1):1-159.
- 김기현·이한식 (2013), “통화정책의 금리전달경로에 대한 유효성 분석”, **금융연구**, 제27권 제3호, pp. 127-147.
- (Translated in English) Kim, K. and H. Lee (2013). “Rate Channel of Monetary Policy Transmission: Korean Bond Market Evidence,” *Journal of Money & Finance*, 27(3):127-147.
- 김시원 (2018), “우리나라 통화정책 효과의 구조변화: 시간변화계수-VAR 모형을 이용한 실증분석”, **국제경제연구**, 제24권 제1호, pp. 49-70.
- (Translated in English) Kim, S. (2018). “Structural Changes in Monetary Policy in Korea: An Empirical Investigation Using a Time-Varying Parameter VAR Model,” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, 24(1):49-70.
- 김영도 (2017), “자산가격경로를 통한 통화정책의 유효성에 대한 고찰”, **KIF 연구보고서**, 2017-12, 한국금융연구원.
- 김준한·이명수 (2009), “기업의 자금조달 수단과 대출경로”, **금융연구**, 제23권 제3호, pp. 51-82.
- (Translated in English) Kim, J. and M. Yie (2009). “Corporate Finance and Lending Channel,” *Journal of Money & Finance*, 23(3):51-82.
- 박형근 (2003), “은행대출경로의 유효성 분석”, **조사통계월보**, 한국은행.
- 장원창 (2020), “국내외 통화정책의 파급효과 분석: 한국, 선진국(G7), 신흥시장국(BRICs)에 대한 비교연구”, **KIF Working Paper**, 2020-03, 한국금융연구원.
- 허준영 (2022), “통화정책 운영체제별 정책효과 비교, 분석”, **보험금융연구**, 제33권 제2호,

pp. 111-168.

(Translated in English) Hur, J. (2022). "Analysis of Policy Effects by Monetary Policy Operating System," *Journal of Insurance and Finance*, 33(2):111-168.

Angeloni, I., Kashyap, A. Mojon, B. and D. Terlizzese (2002). "Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand," *European Central Bank Working Paper Series No. 114*, European Central Bank.

Angelopoulou, E. and H. Gibson (2009). "The Balance Sheet Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from the United Kingdom," *Economica*, 76(304):675-703.

Aschcraft, A. and M. Campello (2007). "Firm Balance Sheets and Monetary Policy Transmission," *Journal of Monetary Economics*, 54(6):1515-1528.

Aysun, U. and R. Hepp (2011). "Securitization and the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission," *Journal of Banking and Finance*, 35(8):2111-2122.

_____ (2013). "Identifying the Balance Sheet and the Lending Channels of Monetary Transmission: A Loan-Level Analysis," *Journal of Banking and Finance*, 37(8):2812-2822.

Banbura, M., Giannone, D. and M. Lenza (2014). "Conditional Forecasts and Scenario Analysis with Vector Autoregressions for Large Cross-Sections," *Working Paper Series No. 1733*, European Central Bank.

Barth, M., III and V. Ramey (2001). "The Cost Channel of Monetary Transmission," *NBER Macroeconomics Annual*, 16:199-240.

- Batini, N. and E. Nelson (2001). "The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited," *Discussion Papers 06*, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Bernanke, B. and A. Blinder (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 78(2):435-439.
- _____ (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, 82(4):901-921.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27-48.
- Cetorelli, N. and L. Goldberg (2011). "Global Banks and International Shock Transmission: Evidence from the Crisis," *IMF Economic Review*, 59:41-76.
- Chatelain, J. et al. (2003). "Monetary Policy Transmission in the Euro Area: New Evidence from Micro Data on Firms and Banks," *Journal of the European Economic Association*, 1(2/3):731-742.
- de Bondt, G. (2004). "The Balance Sheet Channel of Monetary Policy: First Empirical Evidence for the Euro Area Corporate Bond Market," *International Journal of Finance and Economics*, 9(3):2019-228.
- Doan, T., Litterman, R. and C. Sims (1984). "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions," *Econometric Reviews*, 3(1):1-100.
- Estrella, A. (2015). "The Price Puzzle and VAR Identification," *Macroeconomic Dynamics*, 19(8):1880-1887.
- Geweke, J. (2001). "Bayesian Econometrics and Forecasting," *Journal of Econometrics*, 100(1):11-15.

- Geweke, J. and C. Whiteman (2006). "Bayesian Forecasting," In G. Elliott, C. Granger, and A. Timmermann, eds., *Handbook of Economic Forecasting*, New York: Elsevier.
- Giannone, D., Lenza, M. and G. Primiceri (2015). "Prior Selection for Vector Autoregressions," *The Review of Economics and Statistics*, 97(2):436-451.
- Hanson, M. (2004). "The 'Price Puzzle' Reconsidered," *Journal of Monetary Economics*, 51(7):1385-1413.
- Hosono, K. (2006). "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Bank's Balance Sheets," *Journal of the Japanese International Economies*, 20(3):380-405.
- Kashyap, A. and J. Stein (1995). "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 42:151-195.
- _____ (2000). "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review*, 90(3):407-428.
- Kilian, L. and H. Lütkepohl (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.
- Kim, S. (1999). "Do Monetary Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy Across Countries," *Journal of International Economics*, 48(2):387-412.
- Kim, S. and N. Roubini (2000). "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach," *Journal of Monetary Economics*, 45(3):561-586.
- Kishan, R. and T. Opiela (2000). "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel," *Journal of Money, Credit and Banking*,

32(1):121-141.

Litterman, R. (1980). "A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregressions," *MIT Working Paper*, 275.

Matousek, R. and N. Sarantis (2009). "The Bank Lending Channel and Monetary Transmission in Central and Eastern European Countries," *Journal of Comparative Economics*, 37(2):321-334.

Ramey, V. (2016). "Macroeconomic Shocks and their Propagation," *NBER Working Paper 21978*, National Bureau of Economic Research.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48(1):1-48.

_____. (1982). "Bayesian Inference for Multivariate Time Series with Trend," *Mimeo*, Princeton University.

_____. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36(5):975-1000.

_____. (1993). "A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model," In *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, 179-212, University of Chicago Press.

Sims, C. and T. Zha (1998). "Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models," *International Economic Review*, 39(4):949-968.

_____. (2006). "Does Monetary Policy Generate Recessions?" *Macroeconomic Dynamics*, 10(2):231-272.

Stein, C. (1956). "Inadmissibility of the Usual Estimator for the Mean of a Multivariate Normal Distribution," In *Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Volume 1: Contributions to the Theory of Statistics, 197-206, University of California Press, California.

Abstract

We investigate the effects of the central bank's monetary policy on real GDP and prices. To analyze how changes in the call rate impact economic growth and inflation in Korea, we employ a range of vector autoregressive (VAR) models. Impulse response analysis indicates that a call rate increase would lead to a significant slowdown in Korea's economic growth. However, inflation experiences a temporary increase in response to a call rate increase, *the price puzzle*.

To unravel the price puzzle, we control for other macroeconomic variables, experiment with more time lags associated with monetary policy changes, and employ a Bayesian VAR model coupled with sign restrictions. And we find that the sign restriction approach is the most effective in resolving the price puzzle.

※ Key words: Interest Rate, Monetary Policy, Bayesian Vector Autoregressive Model